ゆうちょ財団

研究助成論文集

第33巻

2026年10月

一般財団法人　ゆうちょ財団

2025 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	金融教育は金融リテラシー向上に寄与するか：時間経過を踏まえた定量的アプローチ	中央大学 総合政策学部 准教授　中村　周史	1
	地域金融における現金流通構造の空間的偏在と家計経済への含意 ―日銀支店別受払データによる可視化分析―	大阪経済大学国際共創学部 教授　藤本　典嗣	29
	精神障がい者の家計構造と社会保障制度の課題	琉球大学人文社会学部 准教授　波名城　翔	63
	租税教育・租税リテラシーと家計の資産選択	東洋大学経済学部 教授　大野　裕之	91
	People's Understanding of Inflation in Japan	千葉大学法政経学部 教授　新関　剛史	127
金融・経済	Term Structure of Debt and Investment Spikes（共同研究）	南山大学経営学部 教授　伊藤　彰敏 三菱地所㈱イノベーション施設運営部 統括　菊地　和宏	175
	投資家のセンチメントが市場の流動性に与える影響について	名古屋市立大学経済学研究科 准教授　渡辺　直樹	203
	Supervisory Policy and Business Model Transformation:Evidence from Japanese Regional Banks（共同研究）	埼玉大学大学院人文社会科学研究科・経済学部 教授　長田　健 埼玉大学経済学部 非常勤講師　木村　好宏	225
	中国の金融システムにおけるシャドーバンキングの役割と今後の課題	亜細亜大学 社会学部、大学院アジア・国際経営戦略研究科　教授　李　立栄	257
	企業の自社株買いの超過収益率とマーケットトレンド，市場センチメント（共同研究）	常葉大学経営学部 教授　土村　宜明 帝京大学経済学部 准教授　塚原　一郎	301
郵便・物流・流通	労働力不足に伴う宅配便のサービスレベル見直しに対する利用者意識（共同研究）	明治大学商学部 准教授　水谷　淳 広島商船高等専門学校 助教　藤井　成弥	325
	「年賀状じまい」と主観的幸福感（共同研究）	神戸大学大学院経営学研究科 教授　三古　展弘 山口大学大学院創成科学研究科 准教授　鈴木 春菜	349
	越境 EC の急拡大が国際航空小包輸送の持続可能性に与える影響と政策的提言（共同研究）	淑徳大学コミュニティ政策学部 助教　渡邉　翔 神奈川大学経済学部 教授　松田　琢磨 日本大学国際関係学部 准教授　渡邊　壽大	387

金融教育は金融リテラシー向上に寄与するか：時間経過を踏まえた定量的アプローチ

中央大学 総合政策学部 准教授　中村 周史

要旨

1. 背景と問題意識

2022 年 4 月に施行された高等学校の新学習指導要領によって、家庭科を中心に金融経済教育が事実上の必修となり、日本の金融教育は大きな転換点を迎えた。その背景には、成年年齢の 18 歳への引き下げ、老後資金への不安の高まり、そして「貯蓄から投資へ」という政策的要請がある。もっとも、標準的な国際比較（S&P Global FinLit Survey）において日本の成人の金融リテラシー保有率は 43%と G7 平均（約 55%）を下回り、学校教育の拡充だけでこの差を埋められるのかは自明ではない。

しかし、金融教育が金融リテラシー向上にどの程度寄与するのかは、実証的に確立しているとは言い難い。代表的なメタ分析（Fernandes et al., 2014）は「効果は小さく、時間とともに急速に減衰する」と結論づけた一方、その後の大規模メタ分析（Kaiser & Menkhoff, 2020; Kaiser et al., 2022）は肯定的な平均効果（金融知識で+0.20〜0.25 標準偏差）を報告しており、日本を対象とした研究でも結果は安定していない。本研究は、こうした結果の不安定さの一因を、時間に関わる二つの要素が十分に区別されてこなかった点に求める。第一は、就労・借入・資産形成などの社会経験の蓄積に伴う金融リテラシーの自然な上昇である。第二は、教育で獲得した知識・態度が、補強のない限り時間とともに弱まる可能性である。既存研究の多くは年齢を対数や二乗項などの共変量として統制するにとどまるため、この二つの要素を分離できず、教育効果の推定が年齢構成や標本設計に依存して揺れ動く。したがって、「金融教育は寄与するか」という問いは、①そもそも効果はあるのか、②あるとすれば、時間経過を踏まえてどの程度持続するのか、という 2 段階で捉え直す必要がある。

2. 研究目的と方法

本研究の目的は、上記の 2 段階の問いに答えることである。第 1 の問い（効果の有無）に対しては、選択バイアスに対処する準実験的手法、すなわち傾向スコアマッチング（PSM）・逆確率重み付け（IPW）・二重頑健推定（AIPW）を用いて、金融教育の平均処置効果（ATT）とその属性別の異質性を推定する（分析 I）。第 2 の問い（効果の持続性）に対しては、年齢階層ごとに切片と傾きを推定できるランダム傾き付き線形混合効果モデルを制限付き最尤法（REML）で推定する（分析 II）。ランダム切片によって年齢層間の基礎的リテラシー水準の差を、学校・職場等での金融教育に対するランダム傾きによって教育との関連の年齢層間差を捉える。これにより、社会経験に伴う自然な上昇と、教育効果の減衰と整合的な年齢パターンを、モデル上区別して検討する。本研究は、平均効果の推定に加えて、この年齢層別の関連の変化を明示的に扱う点に特徴がある。

分析 I・II の中核データには、金融経済教育推進機構（J-FLEC、旧・金融広報中央委員会）の「金融リテラシー調査」（2016・2019・2022 年、統合標本 N = 79,545）を用いる。全国の 18〜79 歳を人口構成に比例して抽出した大規模な繰り返しクロスセクションである。さらに補助的な追加検証として、金融リテラシー調査では把握できない「どの段階で受けた教育か」という情報を、ゆうちょ財団「くらしと生活設計に関する調査」（第 6・7 波、N = 3,175）から得て、教育段階別の効果・反復学習による補強・学習指導要領改訂のコホート効果を検証する（分析 III）。

3. 主な結果

第 1 の問い（効果はあるのか）に対しては、肯定的な準実験的エビデンスが得られた。学校・職場等での金融教育は、金融リテラシーと小さいながらも頑健な正の関連を示す。J-FLEC 標本での平均処置効果（ATT）は 100 点尺度で約 3.5 点（PSM 3.50、IPW 3.81、AIPW 3.83、いずれも $p < .001$）と、推定方法の異なる 3 つの推定量が近い値を示した。さらに効果は一様ではなく、女性で男性の約 4 倍（7.36 対 1.88）、低所得層で高所得層の約 5 倍（5.97 対 1.28）、非大卒で大卒の 2 倍超（5.65 対 2.19）と、金融情報に接する機会が相対的に少ない層ほど大きい格差是正的なパターンを示した。

第 2 の問い（どの程度持続するのか）に対しては、「部分的な持続」と整合的な結果が得られた。混合効果モデルのランダム切片は 10 代の −10.9 から 70 代以上の +6.6 へとおおむね高まり、社会経験の蓄積に伴う自然な上昇と整合的である。これと区別された学校・職場等での金融教育の総効果（固定効果＋年齢層別ランダム傾き）は、10 代で最大（10.4 点）、30〜40 代にかけて低下した後、中高年層で 3〜4 点程度に安定して全年齢層で正を保った。すなわち、教育効果の減衰と整合的な年齢パターンを示しつつも、関連は完全な消失とは異なる。また、認知的な知識部分の関連は年齢層間で安定している（ランダム傾きの標準偏差は総合リテラシーの 2.61 に対し知識では 1.04）一方、総合リテラシーの方が年齢層間で大きく変動している。したがって、知識以外の行動・態度的な要素で関連が変化している可能性がある。さらに、女性では男性より高い水準の関連が広い年齢層で観察されており、分析 I で確認された性別に関する格差是正パターンとも整合している。

補助的検証（どの段階の教育が有効か）からは、効果は早期の学校段階に集中せず、意思決定と時間的に近接した成人段階の教育経験者で最も大きな効果量（$d \approx +0.50$）が観察された。実験研究中心のメタ分析平均（+0.20〜0.25 SD）との直接比較には注意を要するが、参照値としてはこれを上回る大きさである。職場研修と自主学習の併用では最も高い効果量（$d \approx +0.79$）が観察され、2008 年の学習指導要領改訂を境に、学校段階の効果量は世代を追って高まるパターンを示した（改訂前 −0.04 → 移行期 +0.21 → 改訂後 +0.25）。後者は、分析 II の年齢パターンの一部がコホート差を含みうることへの点検としても機能する。

4. 考察と政策的含意

以上を総合すると、「金融教育は金融リテラシー向上に寄与するか」への答えは条件付きの肯定である。観測可能な属性を調整する限り、金融教育経験は金融リテラシーと頑健な正の関連を示す（問い①）。しかし、その関連は年齢の高い層ほど小さく、補強のない一度の介入で完結する静的なものではない（問い②）。学校・職場等での金融教育との関連は年齢の高い層ほど小さくなるが、認知的な知識部分の関連は比較的安定している。したがって、成人段階での継続的な学習は、知識そのものというより、行動・態度を含む総合的な金融リテラシーを補強する可能性がある。政策的には、2022 年の高校での必修化は有望だが単独では不十分である。学校教育の内容充実と、職場研修・自主学習といった成人段階での反復的な補強、および効果の大きい女性・低所得・非大卒層に重点的に学習機会を届けることを組み合わせる、生涯にわたる金融教育の枠組みが求められる。今後の課題は、繰り返しクロスセクションでは分離しきれない「真の減衰」と「コホート差」を峻別するためのパネル調査の構築である。

金融教育は金融リテラシー向上に寄与するか

―時間経過を踏まえた定量的アプローチ―

中央大学総合政策学部
准教授　中村　周史

1. はじめに

金融教育は、家計の意思決定能力を高め、消費者被害を防ぎ、老後に向けた資産形成を後押しする手段として、近年の日本の政策課題の中心に位置づけられてきた。2018 年告示の高等学校学習指導要領（文部科学省, 2018）は、公民科「公共」と家庭科において「資産形成の視点」や金融商品の特徴、リスクとリターンなどの学習を明記した。そして 2022 年 4 月の施行によって金融経済教育は事実上の必修となった。この動きは、2022 年 4 月の成年年齢引き下げ、いわゆる「老後 2000 万円問題」を契機とした資産形成への関心の高まり、そして政府の「資産所得倍増プラン」を背景としている。2024 年には金融経済教育推進機構（J-FLEC）が設立され、学校・職場・地域を横断した金融教育の推進体制が整えられつつある。

しかし、こうした制度整備が実際に成人の金融リテラシーを底上げするのかは、実証的にはなお開かれた問いである。S&P Global FinLit Survey（Klapper et al., 2015）によれば、日本の成人の金融リテラシー保有率は 43%であり、G7 平均の約 55%を下回る。学校教育の拡充がこの差をどこまで縮められるのかは、教育効果の大きさだけでなく、その持続性に依存する。仮に学校で獲得した知識が数年で減衰してしまうのであれば、青年期の一度の教育では成人期の金融行動を十分に支えられないからである。

金融教育の効果に関する国際的な実証研究は、この 10 年で急速に蓄積したものの、その結論は安定していない。初期の悲観的な評価を代表するのが Fernandes, Lynch, and Netemeyer（2014）のメタ分析である。同分析は、金融教育が金融行動の分散を説明する割合はわずか 0.1%にすぎず、しかも効果は時間とともに急速に減衰すると報告した。これに対し、Kaiser and Menkhoff（2017, 2020）および Kaiser, Lusardi, Menkhoff, and Urban（2022）による、より大規模で厳密なメタ分析は、金融教育が金融知識を平均で約 0.20～0.25 標準偏差、金融行動を約 0.09 標準偏差高めるという、統計的にも実務的にも意味のある正の効果を報告した。日本を対象とした研究でも状況は同様である。正の効果を報告する研究（家

森・上山, 2018）がある一方、同一のデータを用いながら効果の有無や性差について異なる結果を報告する例もみられる（Okamoto & Komamura, 2021）。

本研究は、こうした結果の不安定さの一因を、時間に関わる二つの要素が十分に区別されてこなかった点に求める。金融リテラシーと時間の関係には、性質の異なる二つの経路が併存する。第 1 に、教育の有無にかかわらず、就労・借入・資産形成といった社会経験の蓄積がリテラシーを自然に上昇させる経路である。第 2 に、教育で獲得した知識・態度が、補強のない限り時間とともに弱まる経路である。アンケート調査を用いた既存研究のほとんどは、年齢を対数や二乗項などの共変量として回帰に加えるにとどまるため、逆方向に働くこの二つの要素を区別できない。その結果、教育効果の推定値は標本の年齢構成に依存して揺れ動き、効果が年齢によって異なる場合の不均一性も捉えられない。

そこで本研究は、問いを 2 段階に分けて設定する。第 1 の問いは、そもそも日本の金融教育は金融リテラシーを高めるのかである。処置の自己選択という観察データ固有のバイアスに対処するため、傾向スコアに基づく準実験的手法（PSM・IPW・AIPW）で平均処置効果を推定する（分析 I）。第 2 の問いは、効果があるとすれば、時間経過を踏まえてどの程度持続するのか、すなわち、年齢に伴う自然なリテラシー上昇を考慮したとき、金融教育との関連はどの程度残るのか、である。年齢階層ごとに切片と傾きを推定できるランダム傾き付き混合効果モデルによって、既存研究では交絡していた二つの時間的要素をモデル上区別して検討する（分析 II）。本研究は、平均効果だけでなく、年齢層による関連の違いにも注目する。

これら 2 つの主分析に加えて、補助的な追加検証を行う（分析 III）。中核データである金融リテラシー調査が尋ねるのは、学校・職場等で金融教育を受けた経験の有無（学校・職場等での金融教育）のみである。このため、受講した場が学校か職場か、学校であればどの段階か、成人期であれば職場研修か自主学習かを区別できない。そこで、これらを明示的に尋ねるゆうちょ財団「くらしと生活設計に関する調査」を用い、どの段階で受けた教育が有効なのか、すなわち教育段階別の効果、反復学習による補強、学習指導要領改訂のコホート効果を検証する。効果が青年期の学校教育に偏在しその後も持続するなら教育資源は学校教育段階に集中すべきであり、減衰し成人段階の補強で回復するなら生涯教育への投資が不可欠となる。したがってこの検証は、生涯にわたる金融教育の設計を考えるうえで重要である。あわせて、第 2 の問いで残る「減衰かコホート差か」という解釈上の課題への点検も兼ねる。

本報告論文の構成は以下のとおりである。第 2 節で分析の枠組みと先行研究上の位置づけを述べ、第 3 節でデータを説明する。第 4 節で第 1 の問い（分析 I）、第 5 節で第 2 の問い（分析 II）、第 6 節で補助的検証（分析 III）の結果を報告し、第 7 節で総合的に考察したうえで、第 8 節で結論と政策的含意を述べる。

2. 分析の枠組みと先行研究

2.1. 2つの問いと識別上の課題

本研究の枠組みは、序論で述べた 2 段階の問いに、それぞれ固有の識別上の課題を対応させることで構成される。

第 1 の問い（効果はあるのか）に対する課題は、処置の自己選択である。金融教育を受ける者は、受けない者に比べて学歴・資産・計画性などの面で系統的に「恵まれて」おり、単純な平均比較は効果を過大に見積もる。本研究は潜在結果の枠組みに立ち、観測共変量への条件付き独立性のもとで傾向スコアに基づく 3 つの推定量（PSM・IPW・AIPW）を併用して平均処置効果（ATT）を推定する。関数形の異なる推定量が収束すれば、結果が推定量の選択に依存しないことの証拠となる。あわせて、効果がどの層で大きいかという異質性を性別・所得・学歴の 3 次元で検証する。

第 2 の問い（どの程度持続するのか）に対する課題は、二つの時間的要素の区別である。教育心理学の古典的知見（Ebbinghaus, 1885; Anderson, 2010）が示すとおり、獲得した知識は補強のない限り時間とともに逓減し、人的資本も経験や再学習がなければ減価する（Becker, 1964; Bransford & Schwartz, 1999）。他方で、金融リテラシーそのものは就労・借入・資産形成といった社会経験を通じて教育とは独立に向上していく。年齢を単一の共変量として統制する既存研究の定式化では、同じ「年齢」の背後で逆方向に働くこの二つの要素、すなわち社会経験に伴う自然な上昇と教育効果の減衰を区別できない。本研究は、年齢階層をクラスタとするランダム傾き付き混合効果モデルを用い、年齢層別のランダム切片によって教育と独立なリテラシー水準の年齢差を、学校・職場等での金融教育に対するランダム傾きによって教育との関連の年齢層間差を捉える。これにより、前者を社会経験に伴う自然な上昇、後者を教育効果の減衰と整合的な年齢パターンとしてモデル上区別して検討する。ただし、年齢差には出生コホート差・教育内容の違い・回想バイアス等も含まれるため、これは二つの要素の完全な識別ではなく、両者を区別して観察するための操作化である。本研究は、平均効果の推定に加えて、代表性のある観察データから年齢層別の関連の変化を明示的に扱う点に特徴がある。

補助的な追加検証（どの段階の教育が有効か）は、第 2 の問いを教育の受け手側の時間軸から補完する。人的資本理論の観点からは、学習内容が実際の金融的意思決定と時間的に近接しているほど知識は定着し行動に結びつきやすい（「teachable moment」仮説）。また分散学習（distributed practice）の理論は、間隔をあけた反復学習が一度の集中学習より定着に優れることを予測する。さらに、学習指導要領改訂という制度変化は出生コホート間で学校教育の内容を変えるため、改訂前後の効果を比較すれば、分析 II で観察される年齢パターンが減衰だけでなくコホート差を含むのかどうかの点検にもなる。中核データの処置変数は学校・大学・職場等を包含する単一指標であり、受講した場や段階を識別できないため、

この検証には段階を明示的に尋ねる独立データを用いる。3 つの分析の役割分担を表 1 にまとめる。

表 1 本研究の問いと 3 つの分析の対応

	分析 I	分析 II	分析 III（補助）
対応する問い	効果はあるのか	どの程度持続するのか	どの段階の教育が有効か
識別上の課題	処置の自己選択	二つの時間的要素の交絡	受講した場・段階が未観測（中核データ）
手法	PSM/IPW/AIPW	ランダム傾き付き混合効果モデル	OLS/IPW/PSM/AIPW＋コホート比較
データ	J-FLEC 調査	J-FLEC 調査	ゆうちょ財団調査
処置変数	学校・職場等での金融教育（有無）	学校・職場等での金融教育（有無）	教育段階別の 6 チャネル

2.2. 先行研究のなかでの位置づけ

金融リテラシー研究の系譜は Lusardi and Mitchell（2014）に代表され、金融知識が退職準備・資産形成・借入行動と体系的に結びつくことを明らかにしてきた。ただしその多くは、人口統計学的・社会経済的属性からリテラシーの決定要因を検証するものか、金融行動との関係に焦点を当てるものであり、金融教育との関係を慎重に分析した研究は相対的に限られている。その限られた研究群の中心的な参照点が前述のメタ分析（Fernandes et al., 2014; Kaiser & Menkhoff, 2017, 2020; Kaiser et al., 2022）である。しかしこれらは平均効果を精緻化した一方で、大半が学校・介入プログラムの直後効果に基づいており、成人期まで視野に入れた長期の減衰・持続を人口規模で評価した研究は乏しい。効果が「受講からの経過時間」に依存するという論点は、両陣営のメタ分析が共通して言及しながら、単一の代表性標本のなかで正面から定量化されることは少なかった。

日本を対象とした研究では、家森・上山（2018）は学校での金融経済教育の経験が金融リテラシー・金融行動に与える影響を分析している。また Okamoto and Komamura（2021）は、年齢・性別と金融リテラシーの関係を分析し、金融リテラシーが 60 歳前後まで上昇した後に低下すること、および男女間に格差が存在し、その一部が学歴や就業状況の差によって説明されうることを示している。しかし前節で述べたとおり、これらの研究でも時間は年齢共変量として統制されるにとどまり、効果の推定結果が研究間で一致しない一因になっていると考えられる。効果の有無を準実験的に検証したうえで、2 つの時間的要素を明示的に区別して持続性を評価し、さらに教育段階・反復・コホートまで検討した研究は、国内には見当たらない。本報告論文では、これらの問いを一連の分析として整理する。

3. データと金融リテラシーの測定

3.1. 中核データ：J-FLEC 金融リテラシー調査

分析 I・II の中核データは、金融経済教育推進機構（J-FLEC、旧・金融広報中央委員会）が実施する「金融リテラシー調査」（金融広報中央委員会, 2022）である。2016 年以降 3 年ごとに行われるインターネット調査で、全国の 18〜79 歳を人口構成にほぼ比例して抽出する。53 問の設問は各波で共通し、波間の比較可能性が確保されている。同一個人を追跡しないため、データは繰り返し横断面である。本研究は 2016 年（n = 24,840）・2019 年（n = 24,889）・2022 年（n = 29,816）の 3 波を統合し、金融リテラシー項目・共変量に欠測のある回答者等を除外した統合分析標本 N = 79,545 を用いる。

主要なアウトカムは金融リテラシースコア（25 項目、正解 4 点で 0〜100 点に換算、平均 56.19、標準偏差 27.72）である。補完的に、FINRA/Big Five に対応する 7 項目からなる金融知識スコアも用いる。分析 I・II に共通する処置変数は、学校・大学・職場等で金融教育を受けた経験の有無である（英語文献の formal financial education に対応）。本稿ではこれを「学校・職場等での金融教育」と呼ぶ。この経験をもつ回答者は標本の約 7.0%である（男性 8.7%、女性 5.2%）。同調査はこの経験の有無を尋ねるにとどまり、受講した場が学校か職場か、学校であればどの段階かを区別しない。このため本研究では学校教育に限定した効果としては解釈しない。この制約は、教育段階を明示的に尋ねる補助データ（次項）によって補う。共変量として、因子分析で抽出した行動特性（計画性・家計管理）、損失回避・現在バイアス・群集バイアスなどの行動的傾向、性別・年齢・学歴・資産保有・地域（8 ブロック）・調査年を用いる。多重共線性は認められない（VIF < 2）。標本は男性 39,290 名・女性 40,255 名からなり、年齢・地域構成は日本の人口構成をよく反映している。主要変数の記述統計を表 2 に示す。

表 2　主要変数の記述統計（J-FLEC 統合標本、N =79,545）

変数	平均	標準偏差	最小	最大
金融リテラシースコア（0–100）	56.19	27.72	0	100
学校・職場等での金融教育の経験（ダミー）	0.07	0.25	0	1
家庭内金融教育の経験（ダミー）	0.20	0.40	0	1
因子 1：計画性	0.00	0.88	−3.37	1.77
因子 2：家計管理	0.00	0.82	−1.43	3.18
損失回避傾向	0.76	0.42	0	1
現在バイアス（近視眼的行動）	0.79	0.89	0	2
群集バイアス（同調傾向）	0.21	0.50	0	2
金融トラブルの経験	0.07	0.25	0	1

注：金融教育経験者の割合は男性 8.7%、女性 5.2%で、全体では約 7.0%である。

なお、金融リテラシースコアの記述統計を性別にみると、女性の平均は 53.7 点、男性は 58.9 点であり、5.2 点の単純なジェンダー・ギャップが存在する。このギャップと教育効果の関係は、分析 I・II における中心的な論点の一つとなる。

3.2. 補助データ：ゆうちょ財団 くらしと生活設計に関する調査

補助的検証（分析 III）では、データソースの異なる独立標本として、ゆうちょ財団「くらしと生活設計に関する調査」の第 6 波（2023 年）・第 7 波（2025 年）を用いる。住民基本台帳からの層化二段無作為抽出により全国 250 地点から 20 歳以上を選定した調査で、2 波を波固定効果付きで統合した分析標本は $N = 3{,}175$ である。本調査を用いる第一の理由は、金融リテラシー調査では金融教育を受けた場や段階（学校か職場か、学校であれば小学校〜大学のいずれか、成人期であれば職場研修か自主学習か）が識別できないのに対し、本調査はどの段階で受けたかを明示的に尋ねている点にある。加えて、J-FLEC 調査がインターネット調査であるのに対し本調査は確率標本に基づく点で標本設計が独立しており、中核分析の頑健性を外部から検証する役割も果たす。

アウトカムは OECD/INFE 準拠の 4 項目金融知識クイズ（預金保険・複利・分散投資・リスクとリターン、0〜4 点）である。無処置対照群の平均・標準偏差で標準化するため、推定された係数はそのまま効果量（Cohen's d）として解釈できる。Cohen's d は効果の大きさを標準偏差単位で表す指標であり、異なる調査・研究間で効果量を比較しやすくする。本研究の値は、研究デザインの違いに注意しつつ、国際メタ分析のベンチマーク（+0.20〜0.25 SD）と比較する際の目安となる。処置変数は 6 つの教育チャネル（小学校・中学・高校・大学／専門・職場研修・自主学習）であり、分析では中学・高校を統合した学校段階、職場研修、自主学習、大学、および成人段階（職場研修または自主学習）に整理する。共変量は処置前に確定する変数（性別・年齢・出生コホート・地域・学歴・就業状態等）に限定し、資産・所得など処置後に決まる変数は過剰調整を避けるため除外する。

4. 分析 I：金融教育に効果はあるのか（平均効果と格差是正）

本節では第 1 の問い、すなわち「そもそも日本の金融教育は金融リテラシーを高めるのか」を検証する。

4.1. 識別戦略

分析 I は、観察データにおける選択バイアスに対処するため、観測共変量への条件付き独立性（selection on observables）を仮定し、処置群の平均処置効果（ATT）を推定する。ATT は、金融教育を受けた人について、仮に受けていなかった場合と比べてスコアがどれだけ高いかを表す指標である。

本研究は潜在結果の枠組み（Rubin, 1974）に依拠する。個人 i が金融教育を受けた場合の金融リテラシーを$Y_i(1)$、受けなかった場合を $Y_i(0)$、処置指示変数を$D_i \in \{0,1\}$とすると、観測されるアウトカムは $Y_i = D_i Y_i(1) + (1 - D_i) Y_i(0)$である。関心のある推定対象は処置群の平均処置効果（ATT）

$$\tau_{\mathrm{ATT}} = \mathbb{E}[\, Y_i(1) - Y_i(0) \mid D_i = 1 \,]$$

である。識別には、観測共変量 X_i を条件づけた下での（i）条件付き独立性$Y_i(0) \perp D_i \mid X_i$と、（ii）重複条件 $0 < e(X_i) < 1$を仮定する。ここで$e(X_i) = \Pr(D_i = 1 \mid X_i)$は傾向スコアであり、全共変量に対するロジスティック回帰で推定する。

推定には 3 つの推定量を併用する。第 1 に傾向スコアマッチング（PSM; Rosenbaum & Rubin, 1983）は、推定した傾向スコアの近い処置・対照個体を、キャリパー0.05 標準偏差で 1 対 1・非復元にマッチングする。これにより 5,529 組（11,058 観測）のマッチ標本が得られる。第 2 に逆確率重み付け（IPW）、第 3 に二重頑健推定量（AIPW; Bang & Robins, 2005; Lunceford & Davidian, 2004）を用いる。

これらの仮定の下で、逆確率重み付け推定量は

$$\hat{\tau}_{\mathrm{IPW}} = \frac{1}{N_1} \sum_i \left[D_i Y_i - (1 - D_i) \, \frac{\hat{e}(X_i)}{1 - \hat{e}(X_i)} \, Y_i \right]$$

で与えられる（N_1は処置群の標本数）。二重頑健推定量は、対照群のアウトカム回帰 $\hat{\mu}_0(X_i) = \hat{\mathbb{E}}[Y_i \mid D_i = 0, X_i]$を組み合わせて

$$\hat{\tau}_{\mathrm{AIPW}} = \frac{1}{N_1} \sum_i \left[D_i \{ Y_i - \hat{\mu}_0(X_i) \} - (1 - D_i) \frac{\hat{e}(X_i)}{1 - \hat{e}(X_i)} \{ Y_i - \hat{\mu}_0(X_i) \} \right]$$

と表され、傾向スコアモデルとアウトカム回帰のいずれか一方が正しく特定されていれば一致性をもつ（二重頑健性）。関数形の仮定が異なる 3 推定量が収束すれば、結果が推定量の選択に依存しないことの証拠となる。

推定の信頼性は感度分析で評価する。Rosenbaum bounds（臨界値 Γ; Rosenbaum, 2002）は、マッチ標本に対し Wilcoxon 符号順位検定に基づいて、未観測交絡が処置割当のオッズを何倍変えれば結論が覆るかを示す。また E-value（VanderWeele & Ding, 2017）は、観測された関連を説明し去るのに未観測交絡が処置・アウトカム双方ともつ必要のある関連の強さの下限を示しており、連続アウトカムについては、標準化平均差をリスク比尺度に近似変換したうえで E-value を算出した。いずれの推定量も選択非交絡という同一の識別仮定に依拠するため、以下では効果を「関連」あるいは「準実験的効果」として慎重に解釈する。なお、分析 I の共変量には、金融教育後に形成・変化しうる行動特性（計画性・家計管理など）や資産保有も含まれる。これらを統制した推定値は、金融教育の総効果というより、観

測可能な現在の属性を調整したうえでの保守的な関連として解釈すべきである。

4.2. 共変量バランスとオーバーラップ

傾向スコア法の妥当性は、マッチング後に処置群と対照群の共変量分布がどれだけ均衡したかに依存する。マッチング前には、教育経験者は非経験者に比べて高学歴・高資産・高い計画性など、系統的に「恵まれた」特徴をもっていた（複数の共変量で標準化平均差が 0.2 を超える）。キャリパー0.05 標準偏差の 1 対 1 マッチングの後、すべての共変量の標準化平均差は 0.032 未満に収束し、両群は観測可能な特徴において十分に比較可能となった。また傾向スコアの分布は両群で広く重なっており、共通サポート条件を満たさない 92 観測のみを除外した。この良好なバランスとオーバーラップは、以下の ATT 推定が観測共変量に関する限りにおいて信頼できることを担保する。

4.3. 平均処置効果

表 3 に主要な推定結果を示す。マッチング前の単純比較（調整前の平均差）では、金融教育経験者の金融リテラシーは非経験者より 10.13 点高い。しかし PSM による調整後の ATT は 3.50 点（標準誤差 0.41、$p < .001$）へと縮小し、単純比較値の 65%が観測共変量の差によるものであることが分かる。IPW 推定量は 3.81 点、AIPW 推定量は 3.83 点であり、3 推定量は互いに整合的に収束した。すなわち第 1 の問いへの答えとして、学校・職場等での金融教育と金融リテラシーの間には緩やかだが頑健な正の関連が存在する。

表 3　金融教育の平均処置効果（ATT、J-FLEC 標本）

推定量	N	ATT（点）	標準誤差
単純比較（調整前）	79,453	10.13	—
PSM（1 対 1 最近傍・キャリパー）	11,058	3.496	0.405
IPW	79,453	3.806	0.304
AIPW（二重頑健）	79,453	3.829	0.325

注：アウトカムは金融リテラシースコア（0–100 点）。PSM・IPW・AIPW はいずれも p<.001。

4.4. 格差是正のパターン

もっとも、平均効果だけでは第 1 の問いへの答えとして不十分である。表 4 および図 1 に示すとおり、効果は一様ではなく、社会経済的に不利な層で系統的に大きい。効果は女性で 7.36 点、男性で 1.88 点と約 3.9 倍の差がある。また、低所得層で 5.97 点、中所得層で 2.70 点、高所得層で 1.28 点（有意でない、$p = .245$）と勾配を示す。学歴についても、高卒以下で 5.65 点、大卒以上で 2.19 点と 2 倍超の差がある。これらの差は、処置と群の交互作用検定およびブートストラップによる ATT 差検定によって、3 次元すべてで統計的に確認された。

表 4　属性別の異質性（ATT、J-FLEC 標本）

次元	群	ATT	95%信頼区間	Γ	E-value
性別	女性	7.364	[6.11, 8.62]	1.50	1.89
	男性	1.878	[0.87, 2.89]	—	—
所得	低	5.969	[4.07, 7.87]	1.30	1.74
	中	2.701	[1.67, 3.73]	1.20	1.43
	高	1.277	[−0.87, 3.43]	1.00	1.27
学歴	高卒以下	5.649	[4.37, 6.92]	1.30	1.71
	大卒以上	2.188	[1.18, 3.20]	1.10	1.36
全体		3.496	[2.70, 4.29]	1.20	1.49

注：Γは Rosenbaum bounds の臨界値、E-value は未観測交絡に対する感度指標。不利な層ほどΓが大きく、頑健性が高い。

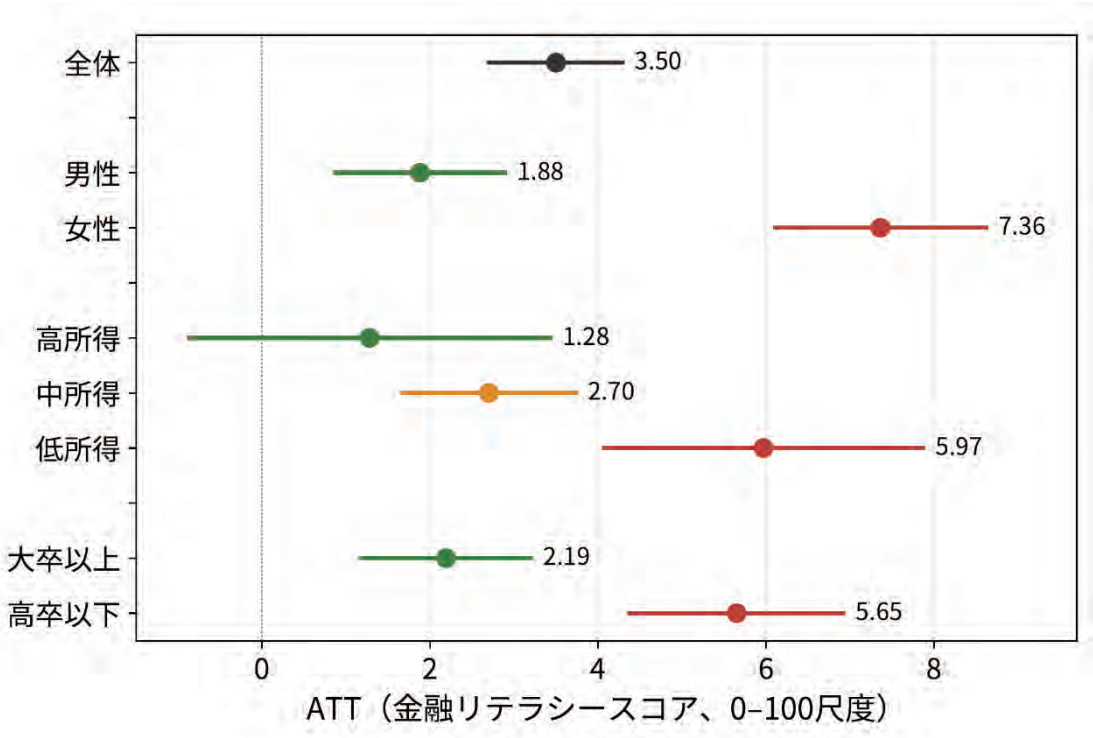


図 1 属性別にみた金融教育の効果（ATT）

この格差是正パターンは、性別・所得・学歴という異なる属性をまたいで同じ方向で確認された。家庭・高等教育・職場などを通じて金融情報に接する機会が相対的に少ない層ほど、学校・職場等での金融教育経験との関連が大きい可能性がある、という解釈と整合的である。感度分析においても、不利な層の推定値は全体（$\Gamma = 1.20$）よりも大きなΓ まで有意性を保ち（女性 1.50、低所得 1.30、高卒以下 1.30）、格差是正の知見は未観測交絡に対してより頑健である。ただし、全体の ATT は中程度の感度（$\Gamma = 1.20$、E-value 1.49）をもつため、本

研究は結果を因果の確定的証明ではなく準実験的エビデンスと位置づける。

4.5. 測定時点間の安定性

最後に、この関連が測定時点を通じて安定していることを確認しておく。波別の ATT は 2016 年 3.97、2019 年 3.31、2022 年 3.20 であり、処置と調査年の交互作用は有意でない。すなわち、繰り返し横断面で捉えた「過去の教育経験の累積的関連」は、6 年間を通じてほぼ一定であった。

以上より、第 1 の問いに対しては、観測可能な属性を調整する限り、金融教育経験は金融リテラシーと正に関連しているという、因果効果と整合的な準実験的エビデンスが得られた。ただし、ここで推定した ATT は調査時点までの時間経過を均した平均像にすぎず、この関連が受講後に減衰しているのか、それとも持続しているのかは判別できない。問われるべきはその効果がどの程度持続するのかである。次節では、序論で述べた 2 つの時間的要素を区別して検討することで、この第 2 の問いに接近する。

5. 分析 II：効果はどの程度持続するのか（2 つの時間的要素の区別）

本節では第 2 の問い、すなわち「年齢に伴う自然なリテラシー上昇を考慮したとき、金融教育との関連はどの程度残るのか」を検証する。

5.1. ランダム傾き付き混合効果モデルによる時間的要素の区別

同一個人を追跡するパネルデータが存在しない制約のもとで、分析 II は年齢を受講後の経過時間の代理指標として用いる。ただし序論で述べたとおり、年齢の背後では、社会経験によるリテラシーの自然な上昇と教育効果の減衰という逆方向の二つの要素が併存している。そのため、年齢を単一の共変量として統制するだけでは両者を区別できない。そこでランダム傾き付き線形混合効果モデル（Nakamura, 2026）を推定し、全観測に共通する固定効果に加えて、年齢層をクラスタとするランダム切片とランダム傾きを許容する。ランダム切片は年齢層間の基礎的リテラシー水準の差を捉え、社会経験に伴う自然な上昇と整合的な部分として解釈する。ランダム傾きは、学校・職場等での金融教育との関連が年齢層によってどの程度異なるかを捉え、教育効果の減衰と整合的な年齢パターンを検討するために用いる。個人 i（年齢層 j に所属）の金融リテラシースコア Y_{ij} を

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta_S S_{ij} + \sum_k \beta_k X_{ijk} + b_{0j} + b_{1j} S_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

とモデル化する。S_{ij} は学校・職場等での金融教育の経験ダミー、X_{ijk} は共変量、$\beta_0, \beta_S, \beta_k$ は全観測に共通する固定効果である。b_{0j} は年齢層 j のランダム切片、b_{1j} は学校・職場等での金融教育に対するランダム傾きであり、

$$\begin{pmatrix} b_{0j} \\ b_{1j} \end{pmatrix} \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \Sigma), \quad \varepsilon_{ij} \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

を仮定する。年齢層jにおける学校・職場等での金融教育の総効果は、固定効果とランダム傾きの和 $\beta_S + b_{1j}$ で与えられ、これが次項で年齢層別に示す量である。これにより、教育との関連が年齢層によってどう異なるかを、単一の非線形な年齢効果に押し込めることなく推定できる。推定は制限付き最尤法（REML）による。ランダム傾きを含むモデルは、尤度比検定において1%水準でランダム切片のみのモデルに対し有意に適合が改善し、男女別標本でも同様であった。なお、年齢層は7区分に限られるため、推定されたランダム傾きは厳密な母集団分布の推定というより、年齢層別の教育との関連を部分プーリングによって平滑化した記述的推定値として解釈する。念のため、年齢層と学校・職場等での金融教育の固定効果交互作用モデルでも、同様の年齢パターンが得られることを確認している。

ここで、処置変数の性質に由来する留保を述べておく。中核データは、学校・大学・職場等での金融教育を単一の項目で束ねて測っているため、受講した場（機関）ごとの効果を分離できず、年齢は受講からの経過時間の厳密な代理ではない。この変数には就学期・就業初期に受けた教育が一定程度含まれると考えられる。ただし、2022年以前は体系的な学校金融教育が限られていたことを踏まえると、中高年層の「経験あり」には職場研修や成人後の学習に近いものも少なからず含まれうる。したがって本研究では、年齢層別の関連の違いを、教育効果の減衰と整合的なパターンとして解釈するにとどめ、個人内の減衰を直接測定したものとは主張しない。受講の場・段階をより細かく捉える指標を用いた分析は今後の課題である。受講段階を明示的に識別できる補助データによる検討は、第6節で行う。

5.2. 年齢層別にみた2つの時間的要素

図2は、学校・職場等での金融教育の総効果（固定効果＋年齢層別ランダム傾き）を年齢層別に示したものである。全体では、効果は10代で最大の10.4点となり、30〜40代にかけて大きく低下した後、中高年層では3〜4点程度で推移する。この若年層で大きく、その後小さくなるパターンは、教育心理学の「学習減衰」（Ebbinghaus, 1885; Anderson, 2010）や、補強がなければ人的資本が減価するという理論的前提（Becker, 1964; Bransford & Schwartz, 1999）、および効果が時間とともに減衰するとの国際的知見（Kaiser & Menkhoff, 2017, 2020）と整合的である。もっとも、これは個人内の減衰を直接観察したものではなく、年齢差にもとづく近似的な解釈である。重要なのは、総効果が全年齢層で正を保っており、完全な消失とは異なるパターンが観察された点である。ただし、前項で述べたとおり、中高年層で関連が正にとどまる背景には、就学期・就業初期に受けた教育の残存と、成人後に受けた教育の寄与の双方が含まれうる。いずれの解釈をとるにせよ、第2の問いに対して、本研究の結果は部分的な持続と整合的である。

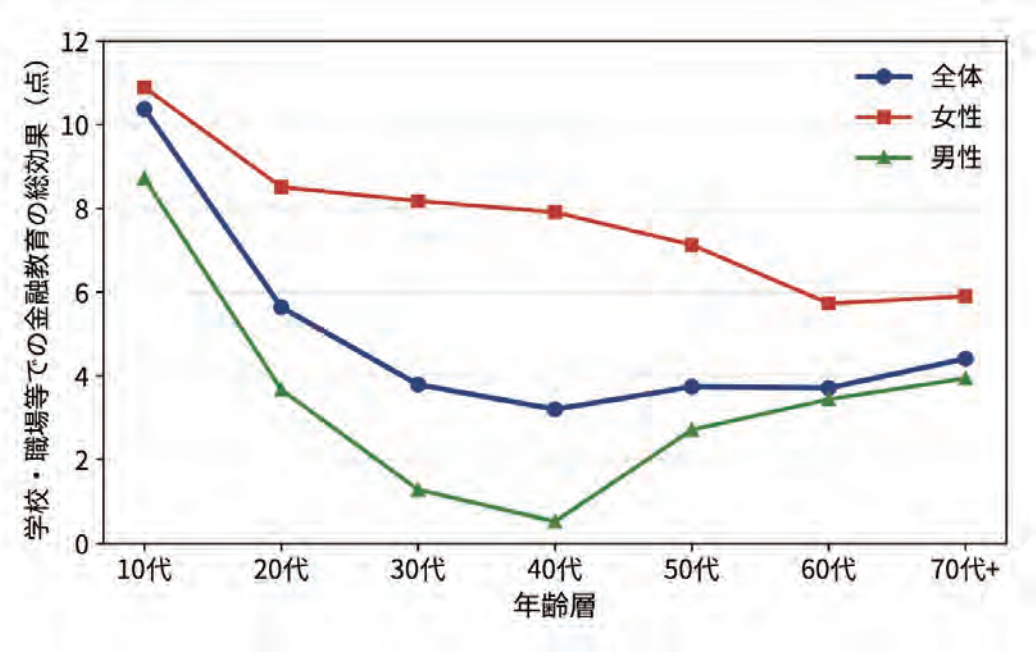


図 2 学校・職場等での金融教育の総効果（固定効果＋ランダム傾き）の年齢層別推移

主要な固定効果係数を確認すると、学校・職場等での金融教育は $\beta = 4.98$（男性 3.47、女性 7.75）、家庭内金融教育は $\beta = 4.41$ で、いずれも正で有意である。学校・職場等での金融教育と家庭教育の交互作用は $\beta = -3.99$ と負であり、両者を受けた者は各単独より大きな利得を得るものの、その合計よりは小さい（劣加法的な補強）。これは両チャネルの内容が部分的に重複しており、併用による追加的利得はあるが、その大きさは単純和を下回ることを示している。以上の固定効果係数を、表 5 にまとめる。

表 5　混合効果モデルの主要な固定効果係数（金融リテラシースコア）

説明変数	全体	男性	女性
学校・職場等での金融教育	4.98***	3.47***	7.75***
家庭内金融教育	4.41***	3.93***	4.86***
学校・職場等×家庭（交互作用）	−3.99***	−4.38***	−4.02***
計画性（因子 1）	5.83***	6.44***	5.09***
損失回避	−5.51***	−5.80***	−4.81***
群集バイアス	−4.92***	−5.97***	−4.02***
大卒以上	6.51***	6.01***	7.26***
義務教育のみ	−6.57***	−5.40***	−7.69***
女性ダミー	−2.11***	—	—
学校・職場等での金融教育の傾きの SD	2.61	2.84	2.08
周辺 R^2_m	0.33	0.35	0.29
条件付 R^2_c	0.39	0.40	0.37

注：***p<.01。本表は固定効果の主要係数を抜粋したものであり、金融教育の必要性・経済情報への関心・現在バイアス・資産保有・住宅ローン・調査年ダミー等の共変量は紙幅の都合で省略している。完全な推定結果は Nakamura（2026）を参照。女性ダミーは男女別モデルには含まれない。傾きの SD は年齢層間の異質性を表す。周辺R^2_mは固定効果のみ、条件付R^2_cはランダム効果を含む決定係数（Nakagawa & Schielzeth, 2013）。

二つの時間的要素を区別した結果については、表 6 に示す。同表からは、切片と傾きが年齢に対して逆方向に動いていることが読み取れる。第 1 に、ランダム切片は 10 代の－10.94 から 70 代以上の+6.64 へとおおむね上昇している。共変量を統制した後でも基礎的な金融リテラシーの水準が高年齢層ほど高いというこの横断的関係は、社会経験の蓄積に伴う自然な上昇と整合的である。第 2 に、これと区別された学校・職場等での金融教育のランダム傾きは 10 代で最大の+5.39 を示し、加齢とともに低下する。これは教育効果の減衰と整合的な年齢パターンである。両者を合成した総効果（固定効果 4.98＋ランダム傾き）は 10 代で 10.4 点となり、30〜40 代で最も小さくなった後、中高年層では 3〜4 点台で推移し、全年齢層で正を保つ。この結果は、切片の上昇と傾きの低下が併存するという、年齢を単一の共変量として扱うだけでは見えにくい年齢層別の異質性を示している。

表 6　年齢層別のランダム切片・傾きと総効果（金融リテラシースコア）

年齢層	ランダム切片	学校・職場等での金融教育の傾き	総効果
10 代	－10.94	5.39	10.37
20 代	－6.17	0.66	5.64
30 代	－2.45	－1.19	3.79
40 代	1.23	－1.78	3.20
50 代	4.92	－1.24	3.74
60 代	6.76	－1.27	3.71
70 代以上	6.64	－0.57	4.41

注：総効果＝固定効果（4.98）＋年齢層別ランダム傾き。切片は基礎リテラシーの年齢差、傾きは教育との関連の年齢差を表す。

5.3.　年齢層間で安定した知識と、性差のあるパターン

減衰の様相には 2 つの重要なパターンがある。第 1 に、認知的な知識部分の関連は年齢層間で安定している。アウトカムを金融知識スコアに限定して再推定すると、学校・職場等での金融教育のランダム傾きの標準偏差は 1.04 であり、総合リテラシー（2.61）よりも大幅に小さい。総合リテラシーの方が年齢層間で大きく変動している。したがって、知識以外の行動・態度的な要素において関連が変化している可能性がある（ただし本研究は両者を直接分解したわけではない）。実際、金融知識スコアを対象とした再推定では、学校・職場等

での金融教育の固定効果は $\beta = 5.94$（男性 4.10、女性 9.41）とむしろ大きく、金融教育との関連は、知識面でむしろ大きいことが確認された。同時に、知識モデルの女性ダミーは −9.35 と、総合リテラシーモデルの −2.11 を大幅に上回り、知識面でのジェンダー・ギャップが特に大きいことも示された。年齢層別の傾き（表 7）は、10 代の+1.28 から中高年層にかけて全体として小さくなるものの、その変動幅は総合リテラシー（表 6）よりも明らかに小さい。

表 7　年齢層別のランダム切片・傾き（金融知識スコア）

年齢層	ランダム切片	学校・職場等での金融教育の傾き	総効果
10 代	−11.59	1.28	7.22
20 代	−7.47	0.77	6.71
30 代	−4.22	−0.29	5.65
40 代	0.36	−0.35	5.59
50 代	5.07	±0.00	5.94
60 代	8.42	−0.97	4.97
70 代以上	9.42	−0.44	5.50

注：総効果＝固定効果（5.94）＋年齢層別ランダム傾き。傾きの標準偏差は 1.04 で、総合リテラシー（2.61）より小さく、知識効果が年齢層間で安定していることを示す。

第 2 に、年齢によるパターンには性差がある。男性では学校・職場等での金融教育の効果が 20〜40 代にかけて大きく低下する一方、女性では男性より高い水準の関連が広い年齢層で観察される（図 2）。ベースラインの金融リテラシーは女性で低いにもかかわらず、教育との関連が女性で大きく、広い年齢層に及ぶことは、金融教育がジェンダー格差（Haag & Brahm, 2025; Okamoto & Komamura, 2021）を縮小する方向に働きうることを示唆する。この結果は、分析 I の格差是正パターンと独立した手法で整合している。

総合すると、分析 II は 2 つの時間的要素を区別して検討し、「金融教育との関連は年齢の高い層ほど小さいが、全年齢層で正を保つ」という、部分的な持続と整合的な結果を第 2 の問いに対して与えた。ただし、2 つの留保が残る。第 1 に、繰り返し横断面である以上、この年齢パターンは個人内の真の減衰と世代間のコホート差（世代ごとの教育の質・内容の違い）を厳密には分離できない。第 2 に、中核データの処置変数は学校・大学・職場等を包含する単一指標であり、受講した場や段階を識別できない。したがって、年齢層別の関連の差には成人期受講者の混在が影響しうるうえ、「いつ受けた教育が持続しやすいのか」という政策設計上の問いには答えられない。次節の補助的検証は、この 2 点を独立データで検討する。

6.　補助的な追加検証：どの段階での金融教育が有効か（分析 III）

分析 III は、中核分析とは標本設計の異なる独立データ（ゆうちょ財団調査、$N = 3{,}175$）

を用いた、補助的な追加検証である。同調査は教育を受けた段階（小学校・中学・高校・大学／専門・職場研修・自主学習）を明示的に尋ねているため、中核データでは検証できなかった「教育段階別の効果、反復学習による補強、および学習指導要領改訂のコホート効果」を検討できる。データソースが独立であるため、中核分析の知見に対する外部妥当性の点検としても機能する。推定は最小二乗法（OLS）・IPW・PSM・AIPW を併用し、効果量は無処置対照群で標準化して Cohen's d として報告する。

具体的には、各教育チャネル k の処置 $D^{(k)}$ について前節と同じ枠組みで ATT $\hat{\tau}_k$を推定し、無処置対照群の標準偏差 $\hat{\sigma}_0$ で標準化した

$$d_k = \hat{\tau}_k / \hat{\sigma}_0$$

を効果量として報告する。コホート効果は、出生コホート$c \in$ {改訂前,移行期,改訂後}を表すダミー C_{ic}と学校段階処置 D_i の交互作用を含む

$$Y_i = \alpha + \sum_c \gamma_c C_{ic} + \sum_c \delta_c \, (D_i \times C_{ic}) + X_i'\beta + u_i$$

を推定して評価する。δ_c がコホート c における学校段階の効果量に対応し、$\delta_{(改訂後)} - \delta_{(改訂前)}$が改訂に伴う効果の変化を表す。

6.1. 効果は成人段階で最大

図 3(a)と表 8 は、金融教育の効果が受講した段階によって大きく異なることを示している。効果は早期の学校段階に集中しておらず、むしろ成人段階で最も大きい。中学・高校段階の効果はほぼゼロ（d ≈ +0.02、有意でない）にとどまる一方、大学で d ≈ +0.34、職場研修で d ≈ +0.54、自主学習で d ≈ +0.55 と、受講の時期が遅く意思決定に近い段階ほど効果が大きい。成人段階（職場研修・自主学習）をまとめた効果は d ≈ +0.51 であり、中学・高校段階を大きく上回る。この「学校段階→大学→成人段階」という明確な勾配は、学習内容が実際の金融的意思決定と時間的に近接しているほど知識が定着しやすいという「teachable moment」仮説と整合的である。なお、成人段階の効果量は、研究デザインの異なる実験・介入研究中心の国際メタ分析のベンチマーク（+0.20〜0.25 SD）を参照値とすれば、これを上回る大きさである。また、4 つの推定量（OLS・IPW・PSM・AIPW）は互いに 0.05 SD 以内で一致しており、結果は推定量の選択に依存しない（推定量別の詳細な数値は紙幅の都合で省略する）。

ここで 2 点の留意を付す。第 1 に、小学校段階の推定値は負で有意（d ≈ −0.16）である。これは早期教育そのものの負の効果というより、遠い過去の受講経験の回想の不正確さ、当時の教育内容の違い、家庭背景・学習動機に関する残存交絡を反映している可能性がある。したがって、解釈には慎重を要する。第 2 に、自主学習は本人の動機づけによる自己選択を

最も強く受けるチャネルであり、その推定値は未観測の学習意欲を含む上方バイアスをもちうる。この点は後述の頑健性検証（プラセボ検定）でも部分的に示唆される。

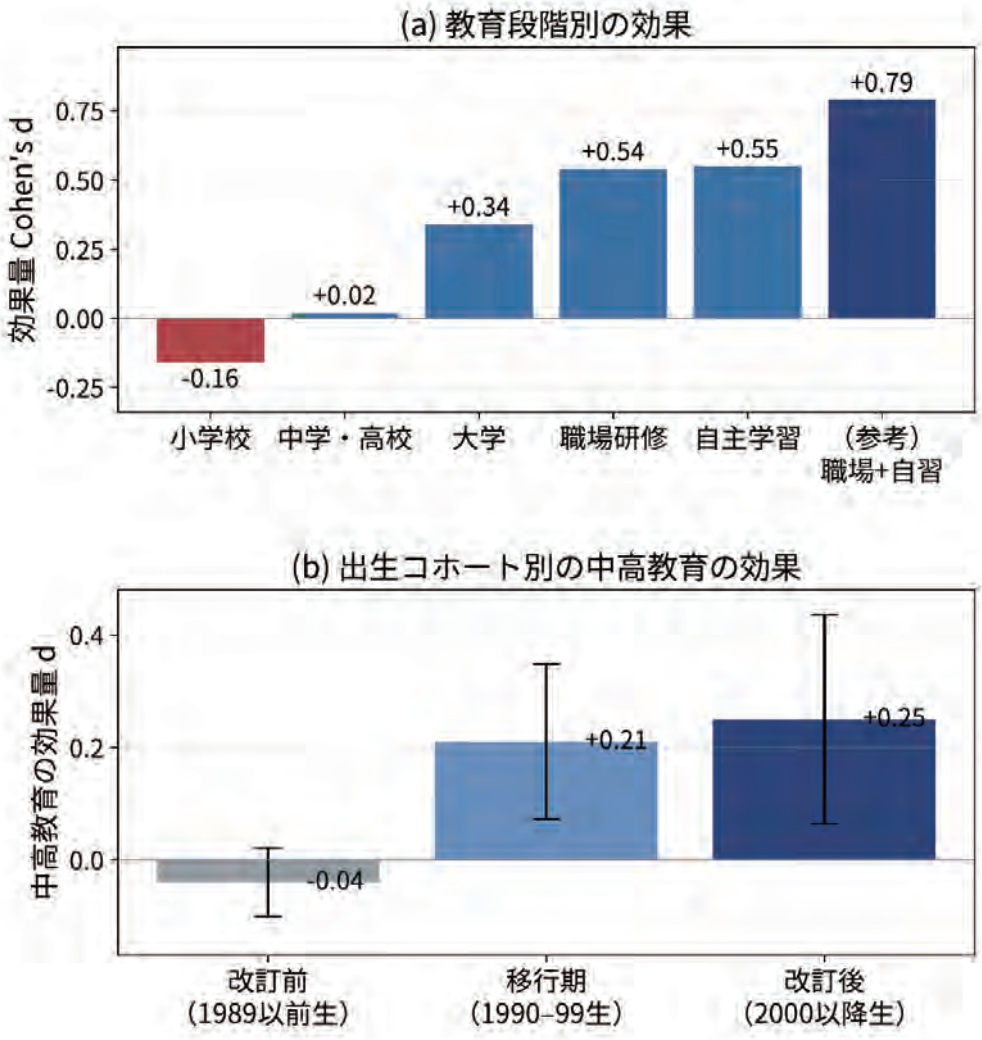


図 3 (a)教育段階別の効果量（Cohen's d）、 (b)出生 コホート別にみた中高教育の効果量
（誤差棒は標準誤差）

表 8　教育段階別の効果量（ゆうちょ財団調査、OLS 基準）

教育段階	処置群 N	効果量 d	有意性
小学校	199	−0.16	**
中学・高校	443	0.02	n.s.
大学・専門	81	0.34	***
職場研修	323	0.54	***
自主学習	317	0.55	***
成人段階（いずれか）	565	0.51	***

注：効果量は無処置対照群で標準化。***は p<.01、**は p<.05、*は p<.10、n.s.は有意でない。

6.2. 複数経路での反復的学習による補強

反復・累積の観点からは、複数段階にまたがる教育がより大きな効果をもつことが示された。とりわけ、職場研修と自主学習を併用した層の効果は d ≈ +0.79 に達し、職場研修のみ（≈ +0.47）・自主学習のみ（≈ +0.45）を大きく上回った（表 9）。厳密な超加法性（相乗効果）の証明ではないものの、職場研修と自主学習という複数経路で学習した層において最も高い効果量が観察されたことは、反復的な学習が定着を高めるという分散学習（distributed practice）の考え方と整合的である。

表 9　教育の組み合わせパターン別の効果量（ゆうちょ財団調査）

組み合わせパターン	処置群 N	OLS d	PSM d
小学校のみ	85	−0.33	−0.42
中学・高校のみ	294	−0.03	0.02
大学のみ	40	0.28	0.25
職場研修のみ	219	0.48	0.47
自主学習のみ	210	0.46	0.45
2 段階以上（一般）	234	0.33	0.36
職場研修＋自主学習	75	0.79	0.78
学校＋成人段階	75	0.45	0.56

注：効果量は無処置対照群で標準化。職場研修と自主学習の併用で効果が最大となる。

6.3. 学習指導要領改訂のコホート効果

最後に、分析 II で残された「減衰かコホート差か」という解釈上の課題を点検するため、2008 年の学習指導要領改訂（中学は 2012 年、高校は 2013〜15 年に段階施行）という制度上の変化に注目する。ただし出生コホート差は年齢・時代背景・家庭環境の違いを伴うため、改訂の効果のみを完全に分離できるわけではない。標本を改訂前世代（1989 年以前生）・移行期世代（1990〜99 年生）・改訂後世代（2000 年以降生）に 3 分割し、中高教育の効果を比較すると、図 3(b)のとおり、効果は改訂前 −0.04 → 移行期 +0.21 → 改訂後 +0.25 と世代を追って単調に上昇した。改訂後世代と改訂前世代の差は約 +0.25 SD である。学校段階の効果が世代とともに高まったことは、教育内容の充実が学校教育のリターンを押し上げうることを示唆する。コホート別の推定値を表 10 にまとめる。中高教育・大学教育の効果が改訂とともに上昇する一方、成人段階の効果には比較可能なコホート間で大きな差がみられない点が対照的である。

表 10　出生コホート別にみた金融教育の効果量（ゆうちょ財団調査、d）

教育段階	改訂前（〜1989 生）	移行期（1990–99 生）	改訂後（2000 生〜）
中学・高校	−0.04	0.21	0.25
中高＋大学（統合）	−0.01	0.28	0.30
職場研修	0.54	0.43	—（N 僅少）
自主学習	0.52	0.56	—（N 僅少）
成人段階（いずれか）	0.49	0.51	—（N 僅少）

注：学校段階の効果は改訂とともに上昇するが、成人段階の効果には比較可能なコホート間で大きな差がみられない。改訂後世代は年齢が若く成人段階の処置数が僅少なため解釈を控える。

この結果は、分析 II で観察された「加齢に伴う効果の逓減」の解釈にも示唆を与える。すなわち、若い世代ほど教育との関連が大きいという分析 II の年齢パターンの一部は、改訂による内容充実というコホート効果を反映している可能性がある。一方で、成人段階の教育については、少なくとも本標本で比較可能なコホート間で大きな差はみられなかった。もっとも、改訂後世代の標本は小規模である。また就学前の生育環境に関する変数を用いたプラセボ（反証）検定では中高・自主学習の一部で系統的な選択が示唆されたため、これらの推定値は因果効果の上限として保守的に解釈する必要がある。

6.4.　頑健性

ここでは、成人段階の大きな効果量が未観測交絡によってどの程度説明されうるかを確認するため、Oster のδ、E-value、Rosenbaum bounds を用いる。補助分析の主要な知見は、これら複数の感度分析に対して頑健である。成人段階の効果について、Oster（2019）の δ は職場研修 3.80・自主学習 5.32・成人段階 3.78 といずれも「非常に頑健」とされる水準（$\delta \geq 3$）を満たす。また E-value（AIPW）は成人段階で 2.47 と、最も強い観測共変量（学歴の極差）に匹敵する。Rosenbaum bounds の Γ も職場研修 2.2・自主学習 1.9・成人段階 2.1 と大きい。他方、中高段階の効果はもともとゼロ近傍であり、これらの頑健性指標は主として成人段階の正の効果が未観測交絡では説明しにくいことを示している。なお、2008 年改訂を操作変数とする 2 段階最小二乗法も試みたが、第 1 段階が極めて弱かったため（$F \approx 0.02$）、本研究の識別には用いない。識別は上記のコホート比較（誘導形）に依拠する。

7.　総合考察

本研究の知見を、序論で設定した 2 つの問いに沿って整理する。

第 1 の問い（効果はあるのか）に対しては、因果効果と整合的な準実験的エビデンスが得られた。観測可能な属性を調整する限り、学校・職場等での金融教育は金融リテラシーと緩やかだが頑健な正の関連をもち（分析 I）、その関連は女性・低所得・非大卒といった、金融情報に接する機会が相対的に少ない層で大きい。金融教育は既存の格差を拡大するとい

うより、格差を縮小する方向に関連している。この格差是正の知見は、分析 I では性別・所得・学歴の 3 次元で確認され、分析 II でも少なくとも性別について同じ方向の結果が得られている。

第 2 の問い（どの程度持続するのか）に対しては、部分的な持続と整合的な結果が得られた。混合効果モデルによる二つの時間的要素の区別は、社会経験によるリテラシーの自然な上昇と整合的な切片のおおむねの高まりと、教育効果の減衰と整合的な傾きの若年集中が逆方向に併存していることを示した（分析 II）。金融教育との関連は 30〜40 代にかけて小さくなるが全年齢層で正を保ち、とりわけ認知的な知識部分は年齢層間で安定している。この結果は、年齢を単一の共変量として扱うだけでは見えにくい年齢層別の異質性を示すものであり、効果の有無をめぐる先行研究の不一致の一因が時間に関わる要素の扱いにあるという、序論の見立てとも整合する。

補助的検証は、この持続性の解釈に受講段階という具体像を与えた。効果は早期の学校段階に集中せず、意思決定と時間的に近接した成人段階（職場研修・自主学習）で最大となった（teachable moment 仮説と整合的）。さらに、職場研修と自主学習という複数経路で学習した層で最も高い効果量が観察された（分析 III）。また学習指導要領改訂のコホート比較は、分析 II の年齢パターンの一部が教育内容の充実というコホート効果を含みうることを示す一方、学校段階の効果が制度改善によって高まりうることも示した。両分析は相補的である。分析 II の学校・職場等での金融教育には就学期・就業初期に受けた教育が一定程度含まれると考えられ、その関連が加齢とともに逓減するという結果は学習減衰と整合的である。他方、受講段階を識別できる分析 III は、意思決定に近い成人段階での学習（職場研修・自主学習）が最も大きな効果をもつことを示す。両者を合わせると、青年期に受けた教育の効果は時間とともに小さくなりうるが、成人段階での学習がこれを補強しうるという、生涯にわたる学習の重要性が示唆される（Bernheim & Garrett, 2003）。ただし、これは複数の分析を総合した解釈であり、個人内の変化を直接観察したものではない。

得られた効果量を、国際的な参照値と比較する。Kaiser et al.（2022）のメタ分析が報告する金融教育の平均効果は金融知識で+0.20〜0.25 SD 程度であるのに対し、本研究の成人段階の効果は $d \approx +0.50$、学校段階（中高）ではほぼゼロであった。メタ分析は実験・介入研究の直後効果を集計したものであるため、直接比較には注意を要する。ただし、この乖離の一部は、本研究が受講から測定までの時間差を含んで効果を捉えていることに起因すると考えられる。国際的な効果量との対比は、受講段階によって効果の大きさが異なる可能性、すなわち、平均効果だけでは見えにくい時間的な異質性を示している。なお、分析 III のアウトカムは 4 項目の金融知識クイズであり、分析 I・II の総合リテラシースコアとは指標が異なる。両者の効果量の比較は、あくまで参照的なものである。

方法論上の留保も、明示しておく必要がある。3 つの分析はいずれも、観測共変量への条件付き独立性に依拠する準実験的推定であり、未観測交絡（動機づけ・認知能力・家庭の金融的洗練など）の可能性を完全には排除できない。加えて、中核データの処置変数は「学校・

大学・職場等での金融教育経験」を一括して測る単一指標であり、受講の場・段階・回数・強度を区別しない、粗いものである。もっとも、受講時点を特定できないため、分析 II の年齢層別の関連の差は、受講後の経過時間と年齢層ごとに異なる受講チャネル・受講時期の構成比の双方を反映していると考えられる。また、中核データ・補助データともに繰り返し横断面であるため、個人内の真の減衰と世代間のコホート差を厳密には分離できない。これらの限界は、教育段階を識別できる分析 III によって部分的に緩和されるものの、根本的な解決には、同一個人を追跡するパネルデータが必要である。それでもなお、異なる標本・異なる手法が同一方向の結論に収束している事実は、本研究の解釈を補強している。

8. 結論と政策的含意・今後の課題

本研究は「金融教育は金融リテラシー向上に寄与するか」という問いを、①効果の有無と②その持続性という 2 段階に分けて検証した。答えは条件付きの肯定である。観測可能な属性を調整する限り、金融教育経験は金融リテラシーと頑健な正の関連を示す（問い①）。ただしその関連は年齢の高い層ほど小さく、少なくとも一度の金融教育経験が成人期全体を通じて同じ大きさの関連を保つとは言いにくい（問い②）。そして補助的検証が示すとおり、効果の大きさはいつ受けたか・どのような経路で反復的に学んだか・どの世代かに依存する。

政策的含意は 3 点に集約される。第 1 に、2022 年の高校での金融教育必修化は有望だが、それ単独では不十分である。学校・職場等での金融教育との関連は年齢の高い層ほど小さくなる。また補助的検証では、過去に受けた中高段階の教育経験については平均的な効果量が小さい一方、改訂後世代では効果量の上昇も観察された。認知的な知識部分は比較的安定するものの、行動・態度を含む総合的なリテラシーは補強がなければ弱まりうる。第 2 に、成人段階での反復的な補強、とりわけ職場研修と自主学習を組み合わせた学習機会を整備することは、有望な政策的方向である（Bernheim & Garrett, 2003）。J-FLEC が掲げる学校・職場・地域を横断した生涯教育の枠組みは、この点で本研究の知見と整合的である。第 3 に、効果の大きい女性・低所得・非大卒層に重点的に学習機会を届けることは、金融リテラシーの底上げと格差是正を同時に目指すうえで、限られた教育資源を優先的に配分する候補となりうる。

今後の課題として、本研究の最大の限界である「真の減衰とコホート差の分離」を克服するための、パネル調査の構築が挙げられる。同一個人を追跡する縦断設計を部分的にでも導入できれば、青年期に受けた教育の効果が成人期にかけて実際にどう推移するかを、直接的に観測できるようになる。金融教育の効果を、受講後の経過時間や学習の反復を踏まえて捉える本研究の結果は、今後の縦断的検証に向けた出発点となる。金融経済教育がライフコース全体を通じて設計されるべきものである以上、その効果を経過時間や学習の反復を踏まえて測定し続けることは、政策の実効性を高めるうえで、不可欠な作業であると考えられる。

謝辞　本研究は、一般財団法人ゆうちょ財団の研究助成を受けて実施した。ここに記して深く感謝申し上げる。分析 I・II に用いた金融リテラシー調査の個票データは、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブより提供を受けた。また、分析 III に用いた「くらしと生活設計に関する調査」の個票データは、一般財団法人ゆうちょ財団より提供を受けた。

参考文献

Anderson, J. R. (2010). *Cognitive Psychology and Its Implications* (7th ed.). New York: Worth Publishers.

Bang, H., & Robins, J. M. (2005). Doubly robust estimation in missing data and causal inference models. *Biometrics*, 61(4), 962–973.

Becker, G. S. (1964). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. National Bureau of Economic Research.

Bernheim, B. D., & Garrett, D. M. (2003). The effects of financial education in the workplace: Evidence from a survey of households. *Journal of Public Economics*, 87(7–8), 1487–1519.

Bransford, J. D., & Schwartz, D. L. (1999). Rethinking transfer: A simple proposal with multiple implications. *Review of Research in Education*, 24(1), 61–100.

Ebbinghaus, H. (1885). *Über das Gedächtnis: Untersuchungen zur experimentellen Psychologie*. Leipzig: Duncker & Humblot.

Fernandes, D., Lynch, J. G., & Netemeyer, R. G. (2014). Financial literacy, financial education, and downstream financial behaviors. *Management Science*, 60(8), 1861–1883.

Haag, L., & Brahm, T. (2025). The gender gap in economic and financial literacy: A review and research agenda. *International Journal of Consumer Studies*, 49(2), e70031.

Kaiser, T., & Menkhoff, L. (2017). Does financial education impact financial literacy and financial behavior, and if so, when? *World Bank Economic Review*, 31(3), 611–630.

Kaiser, T., & Menkhoff, L. (2020). Financial education in schools: A meta-analysis of

experimental studies. *Economics of Education Review*, 78, 101930.

Kaiser, T., Lusardi, A., Menkhoff, L., & Urban, C. (2022). Financial education affects financial knowledge and downstream behaviors. *Journal of Financial Economics*, 145(2), 255–272.

Klapper, L., Lusardi, A., & van Oudheusden, P. (2015). *Financial Literacy Around the World: Insights from the Standard & Poor's Ratings Services Global Financial Literacy Survey*. Washington, DC: Standard & Poor's / GFLEC / World Bank.

Lunceford, J. K., & Davidian, M. (2004). Stratification and weighting via the propensity score in estimation of causal treatment effects: A comparative study. *Statistics in Medicine*, 23(19), 2937–2960.

Lusardi, A., & Mitchell, O. S. (2014). The economic importance of financial literacy: Theory and evidence. *Journal of Economic Literature*, 52(1), 5–44.

Nakagawa, S., & Schielzeth, H. (2013). A general and simple method for obtaining R^2 from generalized linear mixed-effects models. *Methods in Ecology and Evolution*, 4(2), 133–142.

Nakamura, C. (2026). Financial Education, Age, and Gender: A Mixed-Effects Study of Financial Literacy in Japan. *Japanese Journal of Monetary and Financial Economics*, 13, 1–18.

Okamoto, S., & Komamura, K. (2021). Age, gender, and financial literacy in Japan. *PLoS ONE*, 16(11), e0259393.

Oster, E. (2019). Unobservable selection and coefficient stability: Theory and evidence. *Journal of Business & Economic Statistics*, 37(2), 187–204.

Rosenbaum, P. R. (2002). *Observational Studies* (2nd ed.). New York: Springer.

Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika,* 70(1), 41–55.

Rubin, D. B. (1974). Estimating causal effects of treatments in randomized and

nonrandomized studies. *Journal of Educational Psychology*, 66(5), 688–701.

VanderWeele, T. J., & Ding, P. (2017). Sensitivity analysis in observational research: Introducing the E-value. *Annals of Internal Medicine*, 167(4), 268–274.

金融広報中央委員会（2022）『金融リテラシー調査（2022 年）調査結果』金融広報中央委員会.

文部科学省（2018）『高等学校学習指導要領（平成 30 年告示）』.

家森信善・上山仁恵（2018）「学校での金融経済教育の経験が金融リテラシーや金融行動に与える影響：2016 年・金融リテラシーと金融トラブルに関する調査をもとに」『ファイナンシャル・プランニング研究』17, 52–71.

地域金融における現金流通構造の空間的偏在と家計経済への含意
―日銀支店別受払データによる可視化分析―

大阪経済大学国際共創学部 教授　藤本 典嗣

要旨

本研究は、日本銀行本支店別銀行券・貨幣受払高データを用いて、日本における現金流通構造の地域的偏在とその形成要因を明らかにし、その結果が地域金融および家計経済にどのような意味を持つのかを検討した。2000 年代以降、日本では人口減少、高齢化、地方から大都市圏への人口移動、商業機能の集約化、金融機関店舗網の再編、さらにはキャッシュレス決済の普及などを背景として、地域経済の空間構造が大きく変化している。これらの変化は金融機関の預金・貸出行動のみならず、現金そのものの流れにも影響を与えていると考えられる。従来の地域金融研究は預貸率や金融機関店舗配置、資金循環に関する研究が中心であり、現金通貨そのものの地域間移動を対象とした全国的な研究はほとんどみられなかった。そこで本研究では、日本銀行が公表する本支店別銀行券・貨幣受払高に着目し、現金流通の空間構造を全国的に分析した。

分析対象は 2002 年から 2024 年までであり、日本銀行による現金支払高を受入高で除した値を「貨幣流出率」と定義した。貨幣流出率が 1 を超える場合は、その地域で払い出された現金が域外で回収される傾向が強いことを示し、逆に 1 を下回る場合は、他地域から現金が流入・集積していることを意味する。この指標は単なる金融指標ではなく、人流や物流、購買行動、生活圏の広がりを反映する地域経済指標として位置付けられる。

先行研究では、高橋（1983）や千葉・矢田・藤田（1988）が金融機関の店舗配置や資金循環を通じて金融活動の地域的偏在を指摘し、竹田（2013）や植林（2014）は地域金融機関の資金供給機能や店舗再編が地域経済に与える影響を論じてきた。しかし、これらの研究は主として預貸活動や金融機関行動を対象としており、現金流通の地域差を直接分析したものではない。また、藤本（2018、2023）は福島県を対象として銀行券受払高を分析しているが、全国比較ではない。本研究は、日本銀行本支店を分析単位として全国規模で現金流通構造を比較検討した。

分析では、まず GIS を用いて貨幣流出率の地域分布を可視化した。さらに貨幣流出率の形成要因を検討するため、人口、JR 定期券域外利用率、小売業商品販売額、県内総生産、現金取扱警備業者数、人口一人当たりクレジットカード発行枚数などを説明変数としてパネルデータを構築し、固定効果モデルによる推計を行った。JR 定期券域

外利用率は通勤・通学による交流人口を示す指標として、小売業販売額は商業集積を示す指標として、県内総生産は地域経済規模を示す指標として用いた。その結果、貨幣流出率には顕著な地域差が存在することが明らかとなった。前橋、甲府、京都、神戸、横浜、下関などでは貨幣流出率が高く、地域内で払い出された現金が域外で回収される傾向が強かった。一方、東京、大阪、福岡、広島、仙台、札幌などでは貨幣流出率が低く、周辺地域から現金を吸収する現金集積地域として機能していた。特に東京や大阪、福岡は広域的な商業・業務・金融機能を有しており、周辺地域の消費や現金利用を吸収する中心地としての役割を果たしていることが確認された。また、2002～2024 年の推移を見ると、全国平均の貨幣流出率は長期的に上昇傾向を示していた。これは現金が回収される地域と払い出される地域の分化が進み、現金循環の地域的不均衡が拡大してきたことを意味する。人口減少や商業施設の集約化によって生活圏が広域化し、地方都市の住民が中枢都市へ通勤・通学・買物を行う傾向が強まった結果、現金もまた中枢都市へ向かって流れる構造が形成されていることが示唆された。

GIS 分析と各種指標との比較からは、貨幣流出率の高い地域ほど人口減少率が大きい傾向が確認された。秋田、青森、福島、下関、高知などでは人口減少が進行し、同時に現金流出率も高い。一方で、東京や福岡、那覇など人口が維持あるいは増加している地域では現金集積傾向がみられた。このことは、人口移動と現金流動が密接に関連していることを示している。さらに、JR 定期券域外利用率との比較では、横浜、前橋、甲府、京都、神戸、下関などで極めて高い域外利用率が確認された。これらの地域では居住地と就業地・就学地が異なり、日常的な域外移動が活発である。そのため給与や年金などとして地域内で受け取られた現金が、通勤・通学先で消費されることによって域外へ流出する構造が形成されていると考えられる。

他方で、前橋や下関などでは県内総生産が大きく増加しているにもかかわらず、貨幣流出率が依然として高い。群馬県や山口県では製造業を中心に生産活動が維持・拡大しており、所得形成や付加価値生産は一定程度確保されている。しかし、そこで生み出された所得が必ずしも地域内消費に結び付いておらず、東京や福岡・広島などの中枢都市で消費されている可能性が高い。この結果は、地域経済の活性化を考える上で、生産拡大だけでなく地域内消費や地域内循環が重要であることを示している。

固定効果モデルの推計結果からは、人口規模と小売業販売額が貨幣流出率に対して有意な負の影響を持つことが確認された。人口が多く、小売機能が充実した地域では地域内で消費活動が完結しやすく、現金流出が抑制される。一方で、県内総生産や交

流人口の影響は限定的であり、現金流通を規定する上で重要なのは「どこで総生産が産出されているか」よりも「どこで消費が行われているか」であることが示唆された。

以上の分析から、本研究は貨幣流出率が地域金融構造のみならず、家計の生活圏、消費行動、地域間移動を反映する指標であることを明らかにした。地方圏では所得形成が維持されていても、買物・通勤・医療・娯楽などの生活行動が中枢都市へ依存することで現金が域外へ流出し、地域内の経済循環が弱体化している。逆に大都市圏や地方中枢都市では周辺地域からの消費需要を吸収することで現金が集積し、商業・金融機能のさらなる集中が進む。このような現金流通構造の偏在は、人口減少社会における地域格差拡大の一側面を示している。したがって、地域政策においては生産拡大だけでなく、地域内消費の維持、商業機能の確保、生活圏の自立性向上を通じて現金循環を地域内に留める施策が重要であると考えられる。

地域金融における現金流通構造の空間的偏在と家計経済への含意
―日銀支店別受払データによる可視化分析―

１．はじめに

2000 年代以降、日本では、人口減少や地域間移動の拡大、キャッシュレス決済の普及、金融機関店舗網の再編などを背景として、地域における現金流通構造が大きく変化している。こうした変化は決済手段の多様化にとどまらず、現金がどの地域で払い出され、どの地域で回収されるのかという地域間の現金循環にも影響を及ぼしている。日本銀行が公表する本支店別銀行券・貨幣受払高をみると、現金の受払には顕著な地域差が存在する。一部地域では継続的な支払超過が観察される一方、東京、大阪、福岡などの大都市圏や地方中枢都市では受入超過または低流出率の状態が続いている。このような地域差は、人口移動、通勤・通学行動、商業機能の集積、さらには地域金融構造の変化などを反映している可能性がある。

本稿の目的は、日本銀行本支店別の銀行券・貨幣受払データを用いて、現金流通の地域構造とその空間的偏在の実態を明らかにすることである。具体的には、2002 年から 2024 年までの全国 33 本支店を対象とするパネルデータを構築し、支払高を受入高で除した貨幣流出率を指標として分析を行う。まず、GIS を用いて貨幣流出率の地域分布を可視化し、人口増減率、JR 域外利用率、小売業変化率および県内総生産増減率との対応関係を検討する。次に、固定効果モデルを用いて貨幣流出率の規定要因を統計的に検証し、地域間の現金流通構造がどのような要因によって形成されているのかを考察する。

本研究は、従来十分に分析されてこなかった日本銀行本支店単位の現金流通データを用いることにより、地域金融における現金循環の空間的特徴を明らかにし、人口減少時代における地域経済と現金流通との関係を検討したい。さらに、現金流通の地域差を通じて、家計の消費行動や生活圏の広域化、地域間移動を伴う購買行動の変化も把握したい。すなわち、貨幣流出率を、単なる金融指標ではなく、家計がどこで働き、どこで買い物をし、どの地域で消費を行っているのかを反映する指標として位置付けたい。人口減少と地域経済の再編が進むなかで、地域金融構造の変化が家計経済にどのような影響を及ぼしているのかを考察するための基礎的知見を提供したい。

従来の地域金融研究では、預貸率や金融機関店舗配置を用いた分析が中心であり、現金通貨そのものの地域間移動を対象とした実証研究は限られてきた。とりわけ、日本銀行本支店別受払高を用いて、全国規模で貨幣流通構造を分析した研究は、経済地理学、

地域経済、金融論の研究においてはみられない。特に、金融論が主として国単位の分析を中心としてきた中で、本研究は、日本銀行本支店の各管轄区域という地域単位に着目し、貨幣流通の空間的構造を実証的に明らかにしたい。金融の地域構造・地域経済の分析では、預貸率や金融機関店舗などの立地分析、資金循環などを対象とした分析が中心であり、日本銀行本支店を地域の分析単位として全国的に比較検討した研究はほとんどみられない。また、地域間における現金通貨そのものの流動、とりわけ銀行券受払高に着目してその地域差や形成要因を実証的に分析した研究も十分には蓄積されていない。本研究は、日本銀行本支店別銀行券受払データを用いて現金流出地域と現金集積地域の形成メカニズムを解明することにより、地域金融インフラの維持や家計向け金融サービス供給のあり方に対する政策的示唆を得ることも、目的とする。

2. 先行研究と研究課題

2.1 金融の地域構造に関する研究

金融活動の地域的偏在については、経済地理学および地域経済学の分野において、一定の研究蓄積がある。高橋（1983）は、金融機関の店舗配置や資金循環を通じて、日本の金融システムが地域間で不均衡な構造を形成していることを明らかにした。千葉·矢田·藤田（1988）は、地方銀行の預貸活動と地域経済との関係を分析し、資金の地域間移動が地域経済格差の形成に影響を及ぼすことを指摘している。

その後、1980 年代以降の金融自由化や金融再編の進展に伴い、金融機能の東京一極集中や地方圏から大都市圏への資金移動が進行し、金融システムの空間構造が大きく変化したことが明らかにされてきた。これらの研究は、金融機関の店舗網、預貸率、資金循環などを中心に、金融機能の地域的偏在を分析してきた点で重要である。しかし、分析対象の多くは預金・貸出を中心とする金融機関の行動であり、現金通貨そのものが地域間でどのように払い出され、回収されているのかについては十分に検討されていない。

2.2 地域金融研究の展開

地域金融研究では、地域金融機関が地域経済の成長や地域内資金循環に果たす役割が主要な論点となってきた。竹田（2013）は、地域金融機関が地域企業への資金供給を通じて地域経済の成長に寄与することを指摘し、地域金融システムの重要性を論じている。植林（2014）は、地域金融機関の店舗再編や経営統合が進展するなかで、地域金融サービス供給の空間的不均衡が拡大していることを明らかにした。金（2018）は、奈良県の

信用金庫を事例として、地域金融機関の預貸業務が地域内再投資力の形成に果たす役割を分析し、金融機能を地域経済・社会との関係性から把握する必要性を指摘している。

これらの研究は、地域金融機関による資金供給機能や地域内資金循環の重要性を明らかにした点で大きな意義を有する。しかし、分析対象の多くは預金・貸出、金融機関店舗、地域金融機関の経営行動であり、家計が日常的に利用する現金が地域間でどのように移動しているのかについては、十分に検討されてこなかった。したがって、地域金融研究においても、現金流通を地域経済および家計経済の地理的特徴と関連づけて分析する余地が残されている。

2.3 現金流通と地域金融構造

現金流通に着目した研究は、地域金融研究の中では限られている。藤本（2017）は、グローバル都市システムの視点から東京への金融機能集積を分析し、日本の金融空間構造の変容を明らかにした。また、藤本（2018）は震災後の福島県を対象として預貸率や銀行券受払高を分析し、災害が地域金融構造に与える影響を検討した。さらに藤本（2023）は、福島県における銀行券受払高と預貸率の変化を分析し、震災後の地域金融構造の再編過程を実証的に明らかにしている。

これらの研究は、銀行券受払高を地域金融構造の分析に用いた点で本研究と関係する。しかし、いずれも特定地域を対象とした事例研究であり、日本銀行本支店単位で全国を対象に比較分析したものではない。また、現金流通の空間的偏在を GIS によって可視化し、人口変動、交流人口、商業機能、地域経済規模との関係を総合的に検討した研究は十分にはみられない。

2.4 本研究の課題

以上の先行研究から、次の二つの課題が指摘できる。第一に、金融の地域構造研究および地域金融研究では、預貸率、金融機関店舗網、資金循環に関する研究は蓄積されてきたものの、現金通貨そのものの地域間流動を実証的に分析した研究は限られている。第二に、地域内資金循環論では地域金融機関の役割が重視されてきたが、その基礎にある現金流通の空間構造、すなわち現金がどの地域で払い出され、どの地域で回収されるのかという問題は十分に解明されていない。

本研究は、これらの課題を補完するため、日本銀行本支店別銀行券・貨幣受払データを用いて、2002～2024 年の全国 33 本支店を対象とするパネルデータを構築する。そ

の上で、支払高を受入高で除した貨幣流出率を指標として、現金流出地域と現金集積地域の空間的分布を明らかにする。さらに、GIS による可視化分析を通じて、貨幣流出率と人口増減率、JR 域外利用率、小売業変化率、県内総生産増減率との対応関係を検討する。

加えて、固定効果モデルを用いて、各本支店に固有の地域特性を考慮したうえで、人口規模、商業機能、交流人口、地域経済規模が貨幣流出率に与える影響を検証する。これにより、現金流通構造の地域的偏在を単なる金融現象としてではなく、家計の生活圏、購買行動、地域間移動を反映する地域経済現象として把握することを目指す。

3. 分析データと変数

3.1 貨幣流出の定義

図表 1 は、日本銀行本支店の管轄区域および主要指標を示したものである。日本銀行は毎年、「都道府県別預金・現金・貸出金」および「本支店別受払高」を公表しており、本研究では各本支店の銀行券・貨幣受払高に着目する。受払高とは、日本銀行が金融機関等に対して払い出した現金（支払高）と、日本銀行が金融機関等から受け入れた現金（受入高）を示すものであり、その差額である受払超過は地域間における現金流動の状況を反映している。

支払高を受入高で除した値を「貨幣流出率」と定義する。貨幣流出率が 1 を上回る場合は、当該地域で払い出された現金が管轄区域外で回収される割合が高いことを意味し、逆に 1 を下回る場合は、他地域で払い出された現金が当該地域に集積していることを意味する。したがって、貨幣流出率は地域間の人流や商流、さらには金融・商業機能の集中度を反映する指標として位置付けることができる。

日本銀行本支店の管轄区域は、大きく三つの類型に分類できる。第一は、単一都道府県を管轄するケースであり、都道府県庁所在地に置かれる青森、秋田、福島、横浜、前橋、新潟、甲府、静岡、神戸、岡山、広島、松山、高知、大分、長崎、熊本、那覇の各支店に加え、長野県を管轄する松本支店および山口県を管轄する下関支店が該当する。第二は複数都府県を管轄するケースであり、仙台、本店（東京）、金沢、名古屋、京都、大阪、松江、高松、福岡、鹿児島の各本支店が該当する。第三は、都道府県より狭い区域を管轄するケースであり、札幌、函館、釧路および北九州の各支店が該当する。北海道は札幌・函館・釧路の三支店に分割され、福岡県については北九州地区を北九州支店、それ以外の地域と佐賀県を福岡支店が管轄している。

2024 年の支払高を見ると、最小は函館支店の 1,477 億円であり、最大は本店（東京）の 17.7 兆円である。支払高は概ね管轄人口規模と対応しており、人口約 39 万人の函館支店と人口約 3,238 万人を管轄する本店（東京）との間には大きな差が認められる。このことから、支払高そのものは地域の人口規模や経済活動規模を反映する指標として理解できる。

一方、受入高の地域差は人口規模だけでは説明できない。受入高特化係数（受入高の全国シェア÷人口シェア）を見ると、広島（2.319）、大阪（2.215）、福岡（1.736）、仙台（1.426）、岡山（1.367）、本店（東京）（1.246）、名古屋（1.102）、札幌（1.079）などが高い値を示している。これらの地域は広域的な商業・金融などの中心地機能を有しており、周辺地域から現金が集積する拠点として機能していると考えられる。

これに対し、前橋（0.090）、松江（0.099）、長崎（0.112）、京都（0.153）、下関（0.172）、松本（0.173）、北九州（0.250）、大分（0.277）、高知（0.299）などでは受入高特化係数が著しく低い。これらの地域では、域内で払い出された現金が他地域で回収される傾向が強く、現金流出地域としての性格を有している。特に前橋、京都、下関、長崎などは、本研究で後述する貨幣流出率においても高い値を示しており、地域間移動や商業機能の空間的偏在との関連が示唆される。

図表 2 は、日本銀行全本支店の支払・受取比率（貨幣流出率）の単純平均の推移を示したものである。支払・受取比率は、各本支店における現金支払高を受入高で除した値であり、値が 1 を上回るほど、当該地域で払い出された現金が他地域で回収される傾向が強いことを意味する。

全本支店平均でみると、2000 年代前半には概ね 1.2 前後で推移していたが、その後緩やかな上昇傾向を示し、2010 年代後半には 1.5 前後の水準に達した。さらに新型コロナウイルス感染症の拡大期を経て上昇傾向が続き、2022 年には期間中の最高水準を記録した。その後、2023 年および 2024 年にはやや低下がみられるものの、依然として 2000 年代前半を上回る水準にある。

この結果は、日本銀行本支店間における現金流動の地域的不均衡が長期的に拡大してきたことを示唆している。すなわち、現金が回収される地域と払い出される地域の分化が進み、地域間の経済活動や人流・商流の偏在が現金循環にも反映されるようになったと考えられる。また、2023 年以降の低下は、新型コロナウイルス感染症収束後の人流回復や新紙幣発行前後の現金需要の変化など、一時的要因の影響を受けている可能性がある。

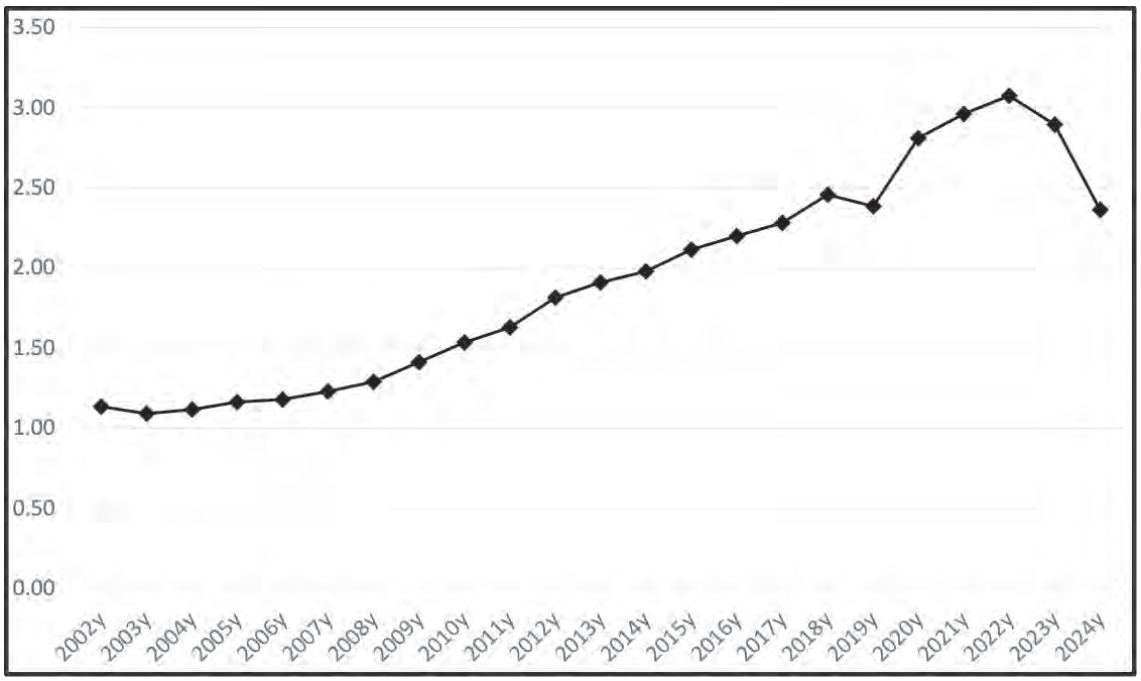
図表１　日銀本支店の一覧と主要指標（2024）

店名		管轄エリア	人口		現金受入高			現金支払高			受入高-支払高
			管轄エリア人口（人）	全国比率	億円	全国比率	特化係数	億円	全国比率	特化係数	億円
1	釧路	釧路・十勝・根室振興局	597,781	0.5%	946	0.2%	0.348	1,853	0.3%	0.689	−907.0
2	札幌	北海道（釧路支店、函館支店管轄エリアを除く）	4,106,503	3.3%	20,135	3.5%	1.079	16,543	2.9%	0.896	3591.1
3	函館	渡島・檜山振興局	389,699	0.3%	582	0.1%	0.329	1,477	0.3%	0.843	−895.4
4	青森	青森県	1,205,578	1.0%	1,733	0.3%	0.316	5,601	1.0%	1.033	−3867.3
5	秋田	秋田県	924,620	0.7%	1,338	0.2%	0.318	3,455	0.6%	0.831	−2116.4
6	仙台	宮城県　山形県　岩手県	4,442,247	3.6%	28,801	5.1%	1.426	20,895	3.7%	1.046	7906.5
7	福島	福島県	1,795,219	1.4%	3,425	0.6%	0.420	7,663	1.4%	0.949	−4238.2
8	本店	東京都　埼玉県　千葉県　栃木県　茨城県	32,383,176	25.9%	183,345	32.3%	1.246	177,311	31.6%	1.218	6034.2
9	横浜	神奈川県	9,208,688	7.4%	16,335	2.9%	0.390	18,095	3.2%	0.437	−1759.7
10	前橋	群馬県	1,919,232	1.5%	786	0.1%	0.090	5,977	1.1%	0.692	−5190.3
11	新潟	新潟県	2,137,672	1.7%	9,064	1.6%	0.933	9,305	1.7%	0.968	−241.0
12	金沢	石川県　富山県　福井県	2,880,620	2.3%	9,256	1.6%	0.707	9,367	1.7%	0.723	−110.4
13	甲府	山梨県	806,369	0.6%	1,435	0.3%	0.392	3,105	0.6%	0.856	−1670.3
14	松本	長野県	2,028,135	1.6%	1,591	0.3%	0.173	4,339	0.8%	0.476	−2748.5
15	静岡	静岡県	3,606,469	2.9%	14,104	2.5%	0.860	15,878	2.8%	0.979	−1774.2
16	名古屋	愛知県　岐阜県　三重県	11,226,271	9.0%	56,213	9.9%	1.102	55,056	9.8%	1.090	1157.2
17	京都	京都府　滋賀県	3,898,609	3.1%	2,714	0.5%	0.153	14,228	2.5%	0.811	−11514.1
18	大阪	大阪府　奈良県　和歌山県	11,004,212	8.8%	110,799	19.5%	2.215	73,585	13.1%	1.487	37213.7
19	神戸	兵庫県	5,426,863	4.3%	9,135	1.6%	0.370	13,455	2.4%	0.551	−4320.3
20	岡山	岡山県	1,190,831	1.0%	7,401	1.3%	1.367	10,152	1.8%	1.896	−2750.7
21	広島	広島県	1,851,125	1.5%	19,507	3.4%	2.319	13,880	2.5%	1.667	5627.7
22	松江	島根県　鳥取県	2,750,540	2.2%	1,242	0.2%	0.099	4,026	0.7%	0.326	−2784.3
23	下関	山口県	1,310,109	1.0%	1,022	0.2%	0.172	6,321	1.1%	1.073	−5299.5
24	高松	香川県　徳島県	1,658,597	1.3%	5,585	1.0%	0.741	7,749	1.4%	1.039	−2164.5
25	松山	愛媛県	1,312,298	1.1%	1,862	0.3%	0.312	4,656	0.8%	0.789	−2793.2
26	高知	高知県	675,623	0.5%	918	0.2%	0.299	3,168	0.6%	1.042	−2250.0
27	北九州	北九州市　行橋市　豊前市　京都郡　築上郡	1,104,313	0.9%	1,253	0.2%	0.250	3,405	0.6%	0.686	−2151.9
28	福岡	福岡県（北九州支店管轄エリアを除く）　佐賀県	4,792,117	3.8%	37,816	6.7%	1.736	19,055	3.4%	0.884	18761.1
29	大分	大分県	1,112,827	0.9%	1,400	0.2%	0.277	4,877	0.9%	0.974	−3477.1
30	長崎	長崎県	1,289,994	1.0%	658	0.1%	0.112	4,647	0.8%	0.801	−3989.3
31	熊本	熊本県	1,728,098	1.4%	2,368	0.4%	0.301	8,159	1.5%	1.050	−5791.8
32	鹿児島	鹿児島県、宮崎県	2,635,071	2.1%	9,991	1.8%	0.834	11,220	2.0%	0.947	−1229.4
33	那覇	沖縄県	1,485,669	1.2%	4,858	0.9%	0.720	3,136	0.6%	0.469	1722.1

出所：日本銀行『銀行券および貨幣受払高等』、総務省『住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数』各年版。

注：特化係数は、当該項目の対全国比率を、人口の対全国比率で割ることで算出される。各本支店での支払高に対し、受入高が同じであれば１であり、１を上回れば、その地域の基礎的な経済規模以上に、現金の回収ができていないことを示す。１を下回れば、その地域の経済規模以上に、現金の回収ができていることを示す。

図表２　支払・受入比率（全本支店平均）の推移（2002～2024 年）



出所：図表 1 に同じ。

3.2 目的変数：貨幣流出率

日本銀行が公表する本支店別銀行券・貨幣受払高を用いて算出した貨幣流出率を目的変数として用いる。日本銀行本支店では金融機関との間で現金の受入れ（受）と支払い（払）が行われており、本研究では支払高を受入高で除した値を貨幣流出率として定義する。

$$\text{貨幣流出率}_{it} = \frac{\text{支払高}_{it}}{\text{受入高}_{it}}$$

ここで i は日本銀行本支店、t は年次を表す。

貨幣流出率が 1 を上回る場合は、当該地域で払い出された現金が他地域で回収される割合が高いことを示し、1 を下回る場合は、他地域で払い出された現金が当該地域に集積していることを示す。

従来の地域金融研究では、地域金融構造を示す指標として預貸率が広く用いられてきた。しかし預貸率は金融機関の資金仲介機能を示す指標であり、現金通貨そのものの地域間移動を直接把握することはできない。これに対し、日本銀行本支店別受払高は現金

流通の地域差を把握できる数少ない統計であり、地域における貨幣循環構造を分析するうえで有効な指標である。

3.3 説明変数

地域間の貨幣流出率を規定する要因として、交流人口、人口規模、商業集積、経済規模、キャッシュレス化および現金管理体制に関する変数を説明変数として用いる。

3.3.1 JR 定期券域外利用率

交流人口および購買力の域外流出を表す指標として、JR 定期券域外利用率を用いる。本変数は、国土交通省『貨物・旅客地域流動調査』の「府県相互間旅客輸送人員表」に掲載される JR 定期旅客輸送人員を基に作成した。具体的には、各都道府県を出発地とする JR 定期旅客輸送人員について、地域外を目的地とする輸送人員を集計し、この数値を当該地域を出発地とする総輸送人員で除した値を交流率とした[①]。

$$JR\text{域外利用率}_{it} = \frac{JR\text{定期旅客輸送人員}_{it}^{\text{域外}}}{JR\text{定期旅客輸送人員}_{it}^{\text{総数}}}$$

ここで、i は地域、t は年次を表す。

以上のように、JR 定期券域外利用率は、通勤・通学に伴う日常的な地域間移動を表す指標であり、交流人口の代理変数として位置付ける。域外利用率が高い地域では、居住地で払い出された現金が地域外で消費・利用される可能性が高まるため、貨幣流出率を高めることが予想される。JR 定期券域外利用率の係数は正になることを想定する。

3.3.2 人口

人口は地域の家計部門の規模を示す基本的な指標として用いる。本研究では、総務省『住民基本台帳人口移動報告』の都道府県別人口を基礎とし、日本銀行本支店管轄区域単位に再集計したデータを使用した。人口は地域に居住する家計数や消費者数を反映する指標であり、地域内における現金需要の基礎的規模を表すものと考えられる。一般に人口規模の大きい地域では、小売業やサービス業、金融機関等の集積が進み、消費活動や金融取引が地域内で完結しやすい。その結果、地域内での現金循環が活発となり、現金の域外流出は相対的に抑制されると考えられる。他方、人口規模の小さい地域では、買物、通勤、通学、医療サービス利用等のために住民が周辺都市へ移動する割合が高く

なる傾向があり、地域外での消費や現金利用が増加する可能性がある。そのため、人口規模の小さい地域ほど貨幣流出率は高くなることが予想される。

本研究では日本銀行本支店を分析単位としているため、都道府県単位の人口統計を各本支店の管轄区域に対応する形で再集計した。特に北海道（札幌・函館・釧路）および福岡県（福岡・北九州）については、日本銀行本支店の管轄区域に合わせて、市区町村の人口を按分し、支店単位の人口を推計した。人口分布には地域間で大きな格差が存在することから、本研究では変数の分散を安定化させるため自然対数をとった値（ln 人口）を用いる。

$$ln人口_{it} = \ln(人口_{it})$$

ここで、(i) は日本銀行本支店、(t) は年次を表す。以上より、本研究では人口規模が大きい地域ほど地域内で現金需要が完結しやすく、貨幣流出率は低下すると考えられることから、ln 人口の係数は負になることを想定する。

3.3.3 小売業販売額

地域の商業集積および消費吸引力を示す指標として、小売業販売額を用いる。本研究では、経済産業省『商業統計調査』および『経済センサス－活動調査』に基づく年間商品販売額（小売業）を利用した。商業統計の調査について毎年は実施されてこなかったため、1999 年、2002 年、2004 年、2007 年、2012 年、2014 年、2016 年、2019 年以降の公表値を基礎データとし、欠損年については前後年の値を用いた線形補間により推計した[②]。本研究で日本銀行本支店単位を分析単位としているため、都道府県別の小売年間商品販売額（以下、小売業販売額とする）を各本支店管轄区域に再集計した。

具体的には、

$$小売業販売額_{it} = 小売業販売額_{pt} \times \frac{人口_{it}}{人口_{pt}}$$

によって推計した。

ここで、i は日本銀行本支店、p は対応する都道府県、t は年次を表す。小売業販売額は地域の商業機能の集積度を示す指標であり、販売額が大きい地域ほど周辺地域からの購買需要を吸収する中心地としての機能を有すると考えられる。そのため、小売業販売額が大きい地域では現金需要が地域内に留まりやすくなり、貨幣流出率は低下すると予想される。

また、小売業販売額は地域間格差が大きいため、本研究では自然対数変換を行った値（ln 小売業販売額）を使用する。

$$\ln 小売業販売額_{it} = \ln(小売業販売額_{it})$$

ここで、i は日本銀行本支店、t は年次を表す。以上より、本研究では小売業販売額の係数は負になることを想定する。

3.3.4 県内総生産

地域の経済規模を示す指標として県内総生産を用いる。県内総生産は、地域内で生み出された付加価値の総額を表す指標であり、地域経済活動の規模を把握する代表的な経済指標である。本研究では、内閣府『県民経済計算』に基づく都道府県別県内総生産を利用した。分析単位である日本銀行本支店管轄区域と都道府県区域は必ずしも一致しないため、都道府県別県内総生産を日本銀行本支店管轄区域単位に再集計した[③]。

算出式は次のとおりである。

$$県内総生産_{it} = 県内総生産_{pt} \times \frac{人口_{it}}{人口_{pt}}$$

ここで、i は日本銀行本支店、p は対応する都道府県、t は年次を表す。また、県民経済計算の公表時期の関係から、2023 年および 2024 年については、一部の都道府県別の県内総生産統計が未公表であった。このため、本研究では 2018～2022 年における各本支店管轄区域の県内総生産シェアの平均値を算出し、その平均シェアを 2023 年および 2024 年の都道府県別県内総生産に乗じることによって推計した。

算出式は次のとおりである。

$$県内総生産_{it} = 県内総生産_{pt} \times \bar{Share}_i$$

$$\bar{Share}_i = \frac{1}{5}\sum_{t=2018}^{2022}\left(\frac{県内総生産_{it}}{県内総生産_{pt}}\right)$$

ここで、$\bar{Share}_i$ は 2018～2022 年における当該本支店管轄区域の平均シェアを表す。

県内総生産が大きい地域では、企業活動や所得水準が高く、商業・金融機能も集積していると考えられる。そのため地域内での現金需要や資金循環が活発となり、貨幣流出率に影響を与えることが予想される。他方で、経済規模の大きな地域ほど企業本社や金融中枢機能が集中し、現金管理機能も集約される可能性があるため、その影響の方向については事前には必ずしも明確ではない。

なお、人口および小売業販売額と同様に地域間格差が大きいことから、本研究では自然対数変換を行った値（ln 県内総生産）を使用する。

$$\ln 県内総生産_{it} = \ln(県内総生産_{it})$$

ここで、i は日本銀行本支店、t は年次を表す。

3.3.5 現金取扱警備業者数

地域における現金管理機能の集積度を示す指標として現金取扱警備業者数を用いる。近年、金融機関の ATM 運営や現金輸送業務は金融機関自身ではなく警備会社へ委託される傾向が強まっている。特に大手警備会社は広域的な現金管理ネットワークを構築しており、ATM への現金補充・回収、現金輸送および保管業務を一括して担っている。このため、現金管理拠点の立地は地域内における現金流通構造に大きな影響を与えると考えられる。データは、警察庁生活安全局生活安全企画課より提供を受けた都道府県別警備業者データを用いる。警備業に関する公表資料では全国集計値は公表されているものの、都道府県別内訳は公表されていないため、本研究では個別提供を受けた資料を用いて地域別データを構築した。そのうち、現金輸送、現金集配金業務および ATM 管理等の現金取扱業務を行う警備業者数を集計し、日本銀行本支店管轄区域単位に再集計した④。

現金取扱警備業者数は、地域における現金管理機能の集積度を示す代理変数である。現金取扱業者が多く立地する地域では、ATM 管理や現金輸送機能が集積している可能性が高く、周辺地域から現金が集中する拠点として機能していることが考えられる。一方で、現金管理業務の広域集約化が進展した場合には、現金管理機能を持たない地域から現金が流出する可能性もある。

したがって、現金取扱警備業者数は貨幣流出率に影響を与える重要な要因と考えられるが、その影響の方向については事前には一義的に定まらないため、実証分析によって

検証する。なお、本変数については利用可能な統計の制約から 2012 年以降について作成した。

3.3.6 人口一人当たりクレジットカード発行枚数

地域におけるキャッシュレス化の進展度を示す指標として人口一人当たりクレジットカード発行枚数を用いる。近年、日本ではクレジットカード、電子マネーおよび QR コード決済等のキャッシュレス決済が急速に普及している。キャッシュレス決済の普及は現金需要を減少させるとともに、現金管理業務の効率化や広域集約化を促進する要因となることが指摘されている。本研究では、一般社団法人日本クレジット協会が公表する都道府県別クレジットカード発行枚数を用い、総務省『住民基本台帳人口移動報告』による人口で除した人口一人当たり発行枚数を算出した⑤。

算出式は次のとおりである。

$$\text{人口一人当たりクレジットカード発行枚数}_{pt} = \frac{\text{クレジットカード発行枚数}_{pt}}{\text{人口}_{pt}}$$

ここで、p は都道府県、t は年次を表す。

人口一人当たりクレジットカード発行枚数が大きい地域ほどキャッシュレス決済の普及が進んでいると考えられる。キャッシュレス化の進展は現金決済への依存度を低下させるとともに、ATM 管理や現金輸送などの現金管理機能の広域集約化を促進する可能性がある。

したがって、本研究では人口一人当たりクレジットカード発行枚数をキャッシュレス化の代理変数として用い、その貨幣流出率への影響を検証する。なお、本変数については利用可能な統計の制約から 2013 年以降について作成した。

3.4 記述統計量

本研究では、2002 年から 2024 年までの日本銀行 33 本支店を対象としたパネルデータを構築し、貨幣流出率を被説明変数として分析をおこなうが、その際に、本研究で用いる主要変数の記述統計量を図表 3 で示す。

貨幣流出率の平均値は 1.915、中央値は 1.325 であり、平均値が中央値を大きく上回っている。これは一部地域において極めて高い貨幣流出率が観察されることを示している。実際に最大値は 15.162 に達しており、日本銀行本支店間で現金流通構造に大きな

地域差が存在することが確認できる。交流人口の代理変数である JR 域外利用率の平均値は 0.080 であり、地域間交流の程度にも大きな差異がみられる。また、人口、小売業販売額および県内総生産については地域間格差が大きいため、回帰分析では自然対数変換を施した値を使用する。なお、人口一人当たりクレジットカード発行枚数は 2013 年以降、現金取扱警備業者数は 2012 年以降のデータであるため、観測数はそれぞれ 396、429 となっている。

図表 3　主要変数

変数	平均値	標準偏差	最小値	中央値	最大値	n
貨幣流出率	1.915	1.703	0.494	1.325	15.162	759
JR 域外利用率	0.080	0.093	0.000	0.044	0.568	759
ln 人口	14.666	0.903	12.745	14.487	17.295	759
ln 小売業販売額	14.691	0.911	12.781	14.530	17.540	759
ln 県内総生産	15.997	0.990	14.044	15.871	19.141	759
クレジットカード発行枚数（人口一人当たり）	1.884	0.291	1.106	1.883	2.724	396
現金取扱警備業者数	14.611	22.566	0.000	9.000	227.000	429

注：クレジットカード発行枚数は 2013～2024 年、現金取扱警備業者数は 2012～2024 年のデータである。

図表 4 は説明変数間の相関係数を示したものである。JR 域外利用率は他の変数との相関が 0.25～0.29 程度であり、比較的独立した情報を有している。人口、小売業販売額および県内総生産の間には極めて高い正の相関が認められる。特に ln 人口と ln 小売業販売額の相関係数は 0.993、ln 人口と ln 県内総生産は 0.991、ln 小売業販売額と ln 県内総生産は 0.994 に達している。人口、小売業販売額、県内総生産の間には 0.99 を超える極めて高い相関が確認されるため、これらの変数を同時に投入すると多重共線性が生じる可能性が高い。そこで、「5　固定効果モデルと推定結果」では各変数を個別に投入した固定効果モデルを基本とし、全変数を同時投入したモデルは比較検討のために推定する。

図表 4　相関係数行列

	JR 域外利用率	ln 人口	ln 小売業販売額	ln 県内総生産
JR 域外利用率	1.000	0.266	0.255	0.292
ln 人口	0.266	1.000	0.993	0.991
ln 小売業販売額	0.255	0.993	1.000	0.994
ln 県内総生産	0.292	0.991	0.994	1.000

4　GIS 分析

4.1 管轄区域

図表 5 は日本銀行本支店の管轄区域を示したものである。本研究では都道府県単位ではなく、日本銀行本支店単位を分析単位とする。日本銀行の管轄区域は都道府県境と必ずしも一致せず、複数県を管轄する本支店や、北海道・福岡県のように複数支店に分割される地域も存在する。そのため、本研究では各種統計を本支店管轄区域単位に再集計して分析を行っている。

4.2 貨幣流出率

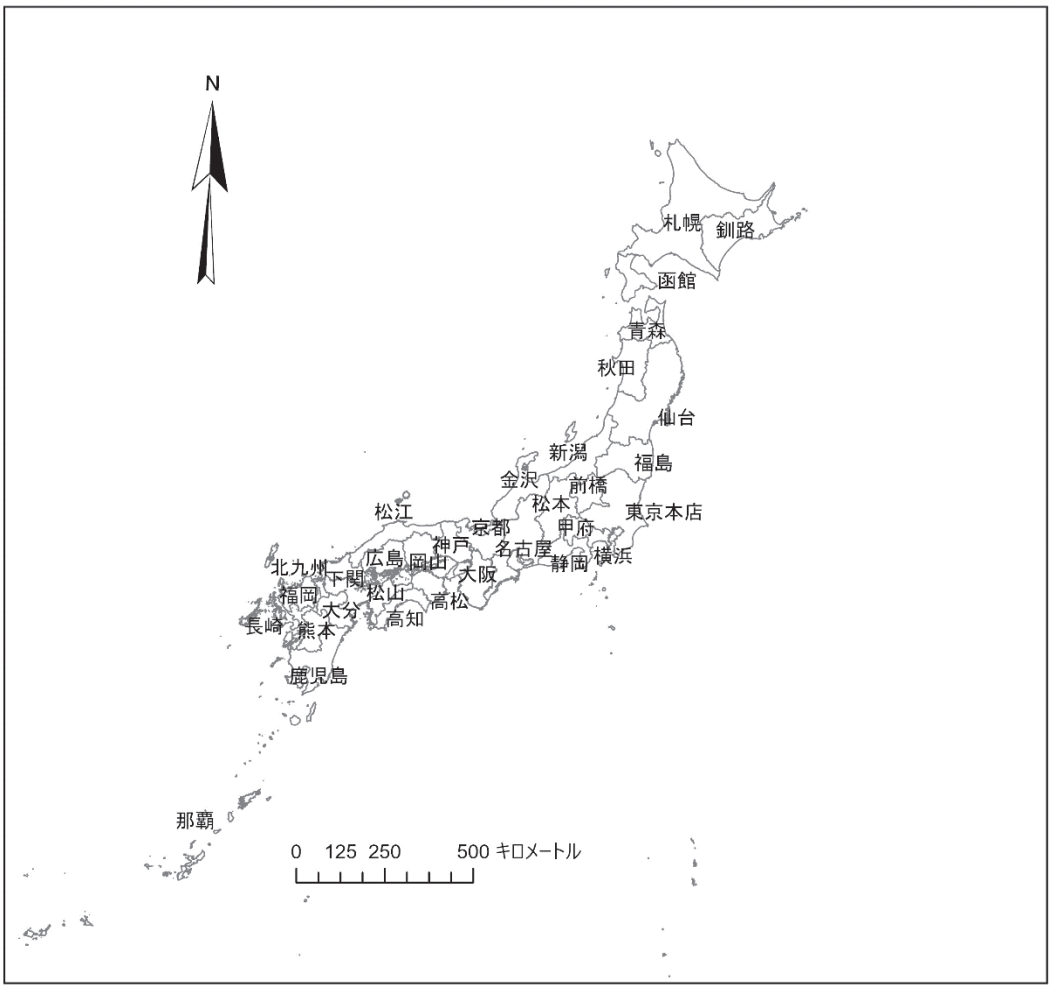
図表 6 は、2023 年における貨幣流出率の空間分布を示したものである。2023 年時点では、前橋（12.27）、下関（9.81）、長崎（9.34）、京都（7.53）で特に高い値を示している。これらの地域では、支払高が受入高を大きく上回っており、払い出された現金が管轄区域外で回収される傾向が極めて強い。

一方、福岡（0.49）、大阪（0.68）、那覇（0.65）、広島（0.70）、札幌（0.79）、仙台（0.85）、東京（0.95）などでは貨幣流出率が 1 を下回る、または 1 に近い水準にとどまっている。これらの地域は、周辺地域から現金が流入・回収される現金集積地域としての性格を有している。このなかで那覇は、観光・島嶼地域として独自の現金循環構造を持つ低流出地域と考えられる。

2023 年の分布は、図表 7 で示される 2002～2024 年平均の分布と概ね一致している。すなわち、前橋、下関、長崎、京都などの高流出地域と、福岡、大阪、本店（東京）、札幌などの低流出地域という構造は、一時的な変動ではなく、比較的持続的な地域特性として現れている。ただし、2023 年は 2021～2022 年のピーク後にやや低下した時期

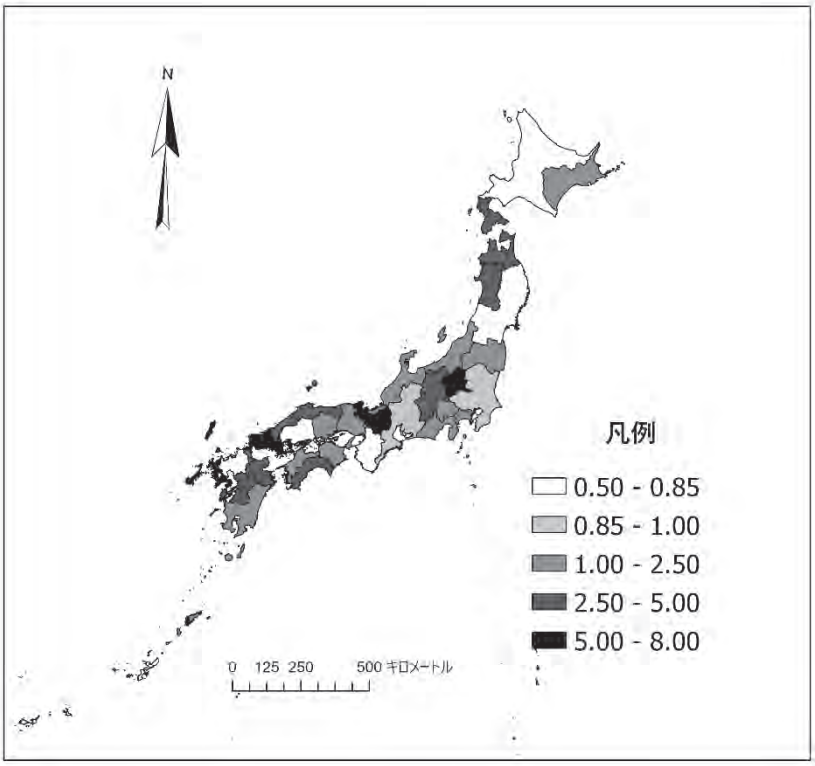
にあたるため、前橋や京都などでは最大時より低下しているものの、依然として全国的に高い水準を維持している。

以上より、貨幣流出率の空間分布は、現金流通が全国で均質に行われているのではなく、現金が集積する地域と流出する地域に分化していることを示している。この分化は、人口規模だけでなく、商業機能の集積、通勤・通学や買物行動を含む生活圏の広域化、地域金融機能の配置などと関連している可能性がある。

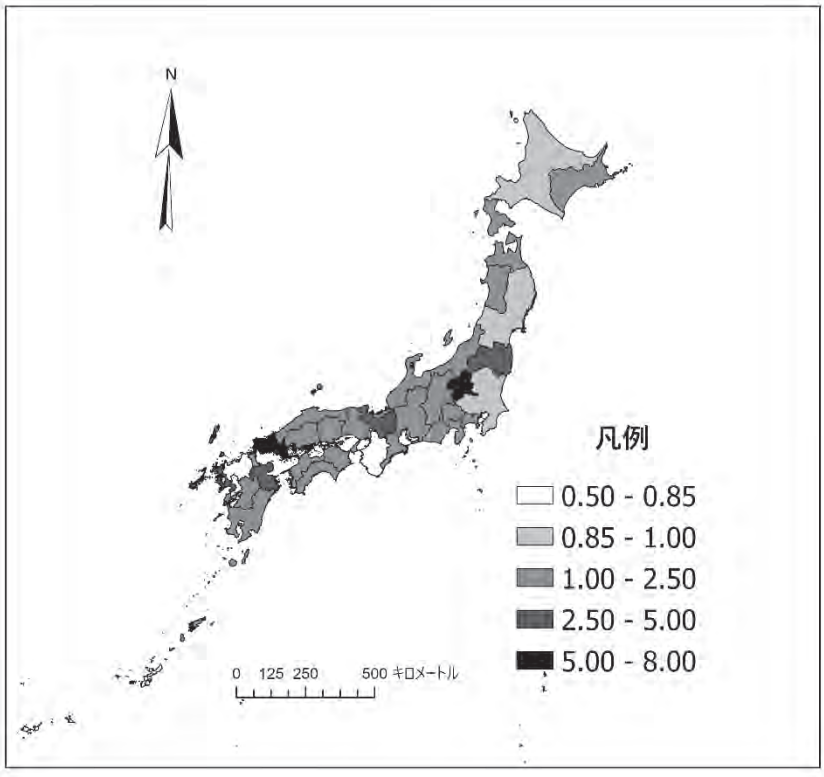


図表５　日本銀行本支店とその管轄区域

図表６　日本銀行本支店別貨幣流出率（2023 年）



図表７　日本銀行本支店別貨幣流出率の平均値（2002～2024 年）



4.3　JR 定期券域外利用率

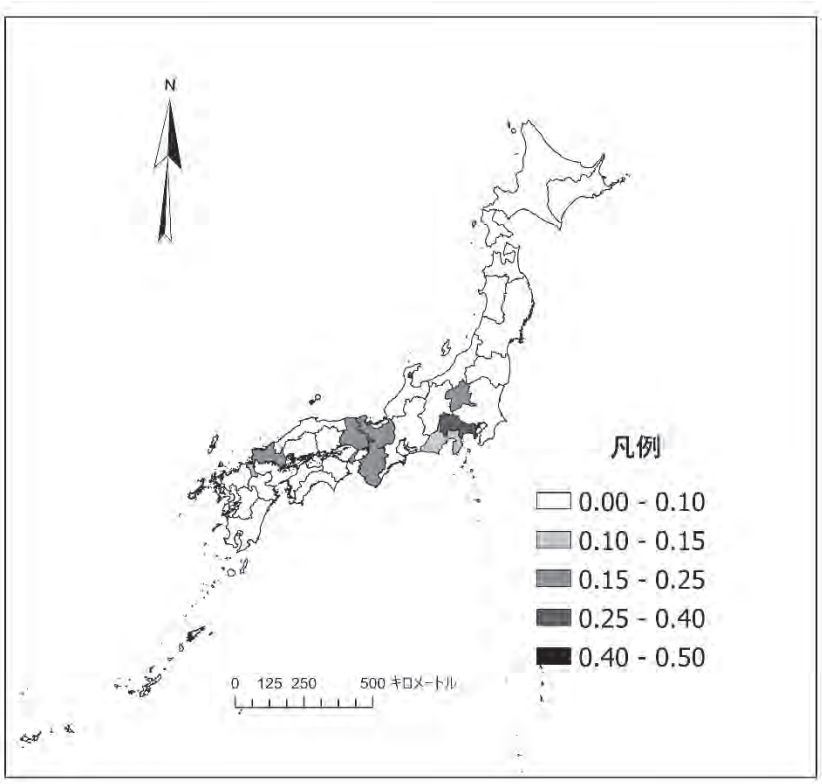
図表 8 は、2002～2024 年平均の JR 定期券域外利用率を日本銀行本支店管轄区域別に示したものである。JR 定期券域外利用率は、当該地域を出発地とする定期利用者のうち、管轄区域外へ通勤・通学する利用者の割合を示しており、交流人口の指標として位置付けられる。

地域別にみると、最も高い値を示したのは横浜（平均約 31%）であり、次いで甲府（約 26%）、神戸（約 24%）、京都（約 23%）、前橋（約 23%）、大阪（約 21%）、下関（約 19%）などとなっている。これらの地域はいずれも大都市圏周辺部あるいは広域都市圏内部に位置しており、東京圏、京阪神圏、北九州・福岡圏などへの通勤・通学が活発であることを反映している。

一方、札幌、高知、鹿児島、新潟、金沢、松江などでは域外利用率が 1%未満から数%程度にとどまっている。これらの地域では、地域内で就業・通学が完結する割合が高く、日常的な広域移動は比較的少ないと考えられる。また、那覇は期間を通じて 0%となっており、沖縄県が鉄道網を持たないことを反映した結果である。

空間的にみると、首都圏および京阪神圏周辺部で高く、北海道や東北北部、日本海側および四国南部で低い傾向が認められる。すなわち、JR 定期券域外利用率は、大都市圏への通勤・通学圏の広がりを反映した指標であるといえる。

図表 8　JR 定期券域外利用率の地域分布（2002～2024 年平均）



しかし、貨幣流出率との対応関係は必ずしも明瞭ではない。例えば、横浜、前橋、京都および下関では、JR 定期券域外利用率と貨幣流出率の双方が高い値を示している。一方で、甲府や神戸では域外利用率が高いにもかかわらず貨幣流出率は相対的に低く、逆に長崎や大分では域外利用率が低いにもかかわらず貨幣流出率は高い。このことから、交流人口の規模のみでは貨幣流出構造を十分に説明できないことが示唆される。地域間の現金流通構造は、通勤・通学による人の移動だけではなく、商業機能の集積や消費行動の地域差など、他の要因によって規定されている可能性が高い。

4.4　人口増減率

図表 9 は、2002 年から 2024 年までの日本銀行本支店管轄区域における人口増減率を示したものである。全国的には人口減少傾向が進行しており、多くの地域で人口が減少している。一方、東京圏および福岡都市圏では人口増加が続いており、地域間で人口動態に大きな差異が認められる。

人口増加数が最も大きいのは東京本店管轄区域であり、2002 年の約 2,978 万人から 2024 年には約 3,238 万人へ増加し、増加率は約 8.7%となった。また、福岡は約 2.5%

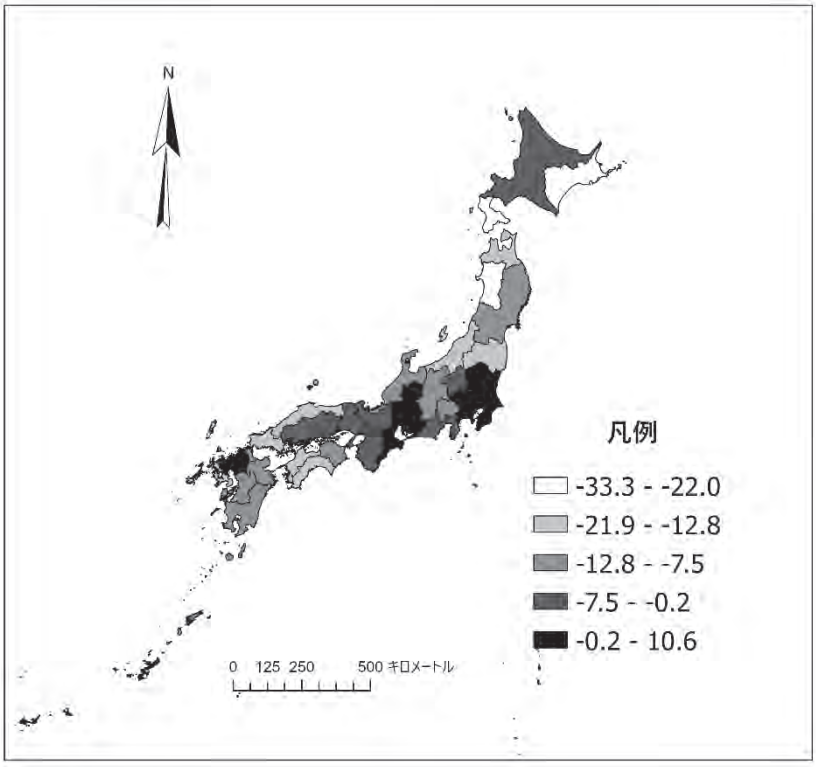
増、那覇は約 10.6%増、横浜は約 8.6%増となっている。これらはいずれも大都市圏または地方中枢都市圏であり、人口集中が継続している地域である。一方、人口減少率が大きい地域としては、秋田（▲22.3%）、青森（▲19.2%）、高知（▲17.2%）、長崎（▲15.3%）、松江（▲13.4%）、下関（▲14.0%）などが挙げられる。北海道内でも釧路（▲22.0%）、函館（▲33.3%）で大幅な人口減少が進行している。

空間的にみると、東京圏、福岡圏、沖縄県などで人口増加がみられる一方、北海道、東北地方、中国地方の山陰地方と山口県、四国南部などで人口減少が顕著であり、日本における人口の地域的集中と周辺地域の人口流出が進行していることが確認できる。図表 7 の貨幣流出率と比較すると、人口減少地域の多くで貨幣流出率が高い傾向が認められる。例えば前橋、長崎、下関、松江、高知などでは人口減少と貨幣流出が同時に進行している。一方、東京、福岡、大阪、札幌などの中枢都市では人口減少幅が小さい、あるいは人口増加を示すとともに、貨幣流出率も低水準にとどまっている。

ただし、人口増減と貨幣流出率の対応関係は完全ではない。例えば京都は人口減少率が小さいにもかかわらず貨幣流出率が高く、那覇は人口増加が続いているにもかかわらず貨幣流出率は低位で推移している。このことから、人口動態は貨幣流出を説明する一要因ではあるものの、商業集積や金融機能の配置など他の要因も重要であることが示唆される。

那覇は、2002 年から 2024 年にかけて約 10.6%の人口増加を示し、本研究対象地域の中でも高い増加率を記録している。また、貨幣流出率は期間を通じて 0.6〜1.0 程度の低水準で推移しており、現金の集積地域としての性格を有している。沖縄県は離島県であり、本土・本州との日常的な通勤・通学流動がほとんど存在しない一方、観光需要やサービス産業の比重が高いことから、現金流通構造は他地域とは異なる特徴を示している可能性がある。

図表 9　人口増減率の地域分布（2002～2024 年）



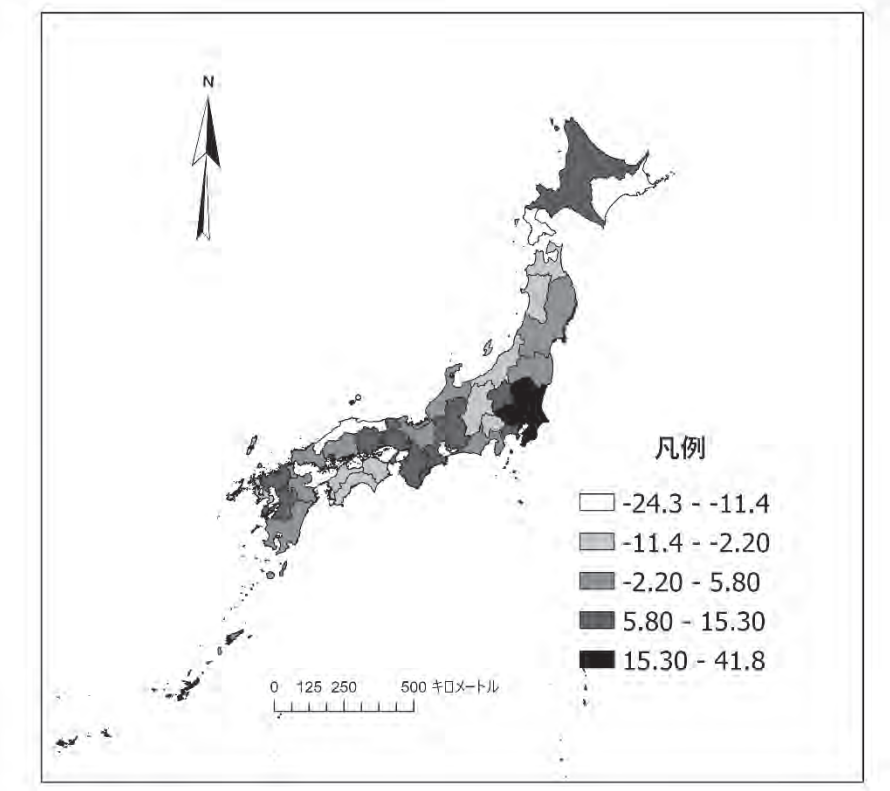
4.5 小売業販売額変化率の地域差

図表 10 は、2002 年から 2024 年にかけての小売業販売額増減率を示したものである。全体として、小売業販売額は大都市圏および地方中枢都市圏で増加する一方、人口減少が進行する地方圏では減少する傾向が認められる。特に首都圏では高い増加率が確認され、東京圏への人口・消費集積が小売業販売額にも反映されていることがうかがえる。一方、東北地方、日本海側、中国地方の一部および四国では販売額の減少が目立つ。これらの地域では人口減少や高齢化が進行しており、地域内消費市場の縮小が小売業販売額の低下として現れていると考えられる。

また、福岡県や沖縄県などでは人口増加や観光需要の拡大を背景として比較的高い増加率を示している。特に福岡は九州地方の中枢都市として、周辺地域からの購買需要を吸収している可能性がある。このように、小売業販売額の変化には明瞭な地域差が存在しており、人口動態だけでなく商業機能の集積や交流人口の規模も影響していることが示唆される。

図表 7 の貨幣流出率と比較すると、小売業販売額が増加している地域では貨幣流出率が低い傾向が認められる。東京、大阪、福岡などでは販売額の増加と貨幣流出率の低下

が同時に観察され、商業機能の集積が現金の地域内滞留あるいは集積を促している可能性が示唆される。一方、小売業販売額が減少している地域では貨幣流出率が上昇する傾向がみられ、消費機能の縮小が現金流出を促進している可能性が考えられる。



図表 10　小売業販売額の地域分布（2002～2024 年）

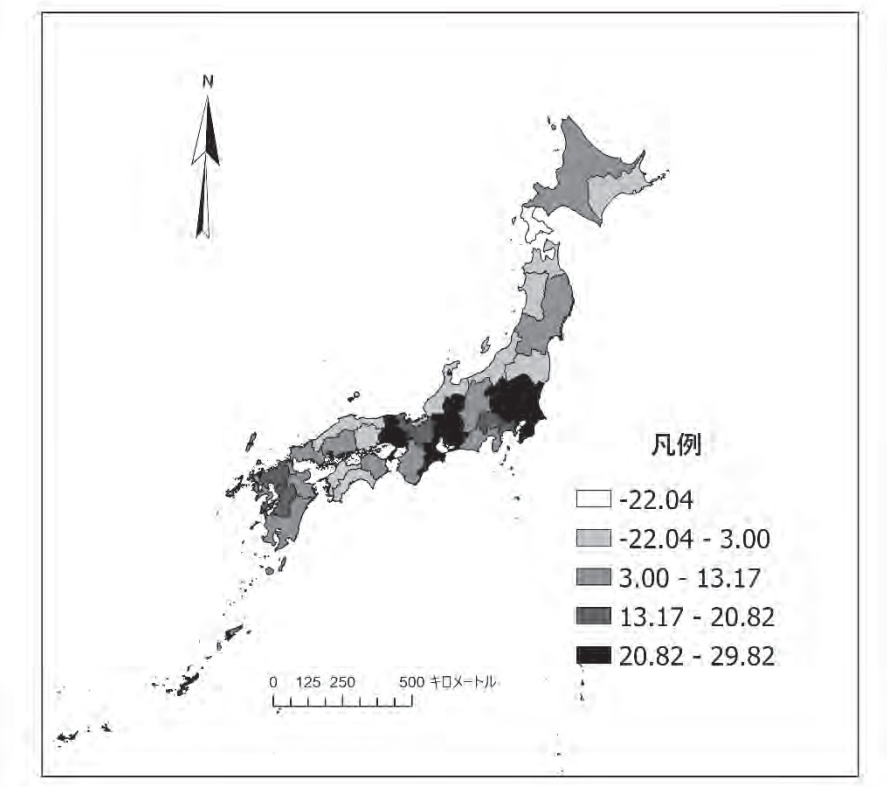
4.6 県内総生産増減率の地域差

図表 11 は 2002～2024 年の県内総生産増減率を示したものである。全体として、東京、名古屋、大阪、福岡などの大都市圏で高い増加率がみられる一方、地方圏でも多くの地域で県内総生産は増加している。特に前橋支店管轄の群馬県では、県内総生産が 2002 年の 7.5 兆円から 2024 年には 10.5 兆円へ増加している。また下関支店管轄の山口県でも 5.9 兆円から 6.8 兆円へ増加している。長崎県、島根県についても同様に県内総生産は増加傾向を示している。

しかし、これらの地域では貨幣流出率が大幅に上昇している。例えば前橋支店の貨幣流出率は 2002 年の 1.30 から 2022 年には 15.16 まで上昇し、下関支店も 1.42 から 9.22 へ上昇している。

このことは、貨幣流出率の上昇が単純な地域経済の縮小によって生じているわけではないことを示している。むしろ、企業活動や生産活動は維持・拡大しているにもかかわらず、消費活動や金融機能、現金管理機能が地域外へ集約されている可能性が示唆される。すなわち、生産は地域内で行われていても、現金の回収や管理は東京・大阪・福岡などの中枢都市で行われる構造が強まっていると考えられる。

図表 11　県内総生産増減率の地域分布（2002～2024 年）



5　固定効果モデルと推定結果

5.1　推定結果

図表 12 は、日本銀行本支店別パネルデータを用いて固定効果モデルを推定した結果である。相関分析および VIF の結果から、人口、小売業販売額および県内総生産の間には極めて高い相関が存在することが確認された。そのため、まず各変数を個別に投入したモデルを推定し、その後に全変数を同時投入した統合モデルを推定した。

まず、交流人口の代理変数として用いたJR域外利用率は、いずれのモデルにおいても統計的に有意な結果を示さなかった。このことから、本研究で用いたJR定期券域外利用率からは、交流人口が貨幣流出率に与える影響を十分に確認することはできなかった。少なくとも、域外通勤・通学の規模そのものが貨幣流出率を直接規定しているとは考えられない結果となった。

これに対して、モデル 2 における小売業販売額は 1%水準で有意な負の係数を示した。これは商業機能が集積する地域ほど貨幣流出率が低く、現金が域内に滞留あるいは集積しやすいことを意味している。従来の地域経済研究では、地方圏から中枢都市への消費流出が指摘されてきたが、本研究の結果は、その現象が現金流通の側面にも反映されている可能性を示唆している。

図表 12　貨幣流出率を被説明変数とした固定効果モデルによる推定結果

	モデル 1	モデル 2	モデル 3	モデル 4
JR 域外利用率	-2.571	-1.562	-1.575	-1.987
	(0.349)	(0.494)	(0.421)	(0.364)
ln 人口	-5.932*			-10.470**
	(0.070)			(0.043)
ln 小売業販売額		-5.069***		-5.074
		(0.008)		(0.106)
ln 県内総生産			1.195	10.747*

	モデル 1	モデル 2	モデル 3	モデル 4
			(0.741)	(0.051)
定数項	89.122*	76.504***	-17.069	58.252
	(0.063)	(0.006)	(0.767)	(0.196)
観測数	759	759	759	759
Within R^2	0.126	-0.082	0.035	0.265
地域固定効果	有	有	有	有
年固定効果	有	有	有	有

注 1：（ ）内は p 値。

注 2：*** p<0.01、** p<0.05、* p<0.10。

注 3：推定には地域固定効果および年固定効果を含む固定効果モデル（PanelOLS）を用い、標準誤差は地域クラスターで補正した。

注 4：Within R^2は固定効果モデルにおける within 変換後の決定係数であり、負の値をとるものもある。

また、人口規模についても負の係数が確認された。特に統合モデルでは 5%水準で有意となっており、人口集積の進んだ地域ほど貨幣流出率が低い傾向が示された。このことは、大都市圏や地方中枢都市において、商業機能や金融サービス機能が集積し、現金が域内に集まりやすい構造が存在することが考えられる。

一方、県内総生産は単独モデルでは有意な結果を示さなかった。統合モデルでは 10%水準で有意となったものの、人口および小売業販売額との間に極めて高い相関が存在し、VIF も非常に高い値を示している。そのため、県内総生産の推定結果については多重共線性の影響を受けている可能性があり、参考として解釈する必要がある。

5.2 小括

以上の結果から、本研究で当初想定した「交流人口の増加による現金流出」という仮説は支持されなかった。一方、小売業販売額および人口規模は貨幣流出率に対して負の影響を示し、商業機能や人口が集積した地域ほど現金が域内にとどまりやすい傾向が確認された。しかし、GIS 分析で確認された前橋、京都、下関、長崎などの高流出地域は、人口規模のみでは十分に説明することができない。したがって、日本銀行本支店単位でみた貨幣流通構造は、人口集積や商業集積に加えて、地域間の消費行動や生活圏の広域化など、地域固有の要因によっても規定されている可能性が高いと考えられる。

GIS 分析では人口減少地域ほど貨幣流出率が高い傾向が観察されたが、固定効果モデルでは人口規模（ln 人口）が負の影響を示した。これは両者が異なる側面を捉えているためである。GIS 分析で用いた人口増減率は地域の人口動態を示す指標であるのに対し、固定効果モデルで用いた ln 人口は各地域の人口規模を表す指標である。したがって、人口減少地域で貨幣流出率が高い傾向がみられることと、人口規模の大きい地域ほど貨幣流出率が低いという推定結果は必ずしも矛盾するものではないと考えられる。

6　おわりに

6.1 結論

本研究は、日本銀行本支店別銀行券・貨幣受払高を用いて、2002～2024 年における現金流通構造の地域的偏在を分析した。貨幣流出率（支払高／受入高）を指標として GIS 分析およびパネル分析を行った結果、現金流通には明確な地域差が存在することが確認された。

GIS 分析では、前橋、下関、長崎、京都などで貨幣流出率が高く、福岡、大阪、東京、広島、札幌などでは低いことが明らかとなった。これらの地域差は一時的な変動ではなく、2002 年から 2024 年にかけて継続的に観察される構造的な特徴である。

また、人口増減率との比較では、人口減少地域ほど貨幣流出率が高い傾向が確認された。一方で、県内総生産との比較では、前橋支店管轄の群馬県や下関支店管轄の山口県、長崎県、島根県などにおいて、県内総生産が増加しているにもかかわらず貨幣流出率が上昇していることが確認された。このことは、貨幣流出率の上昇が単純な地域経済の縮小や生産活動の低下によって生じているわけではないことを示している。

むしろ、生産活動や企業活動は地方に残存していても、消費活動や金融機能、現金管理機能が大都市圏や地方中枢都市へ集中することによって、地域外で現金が回収される構

造が強まっている可能性が示唆される。すなわち、「モノは地方で生産されるが、お金は都市で回収される」という現象が進行していると考えられる。

さらに、JR 域外利用率との比較からは、広域的な通勤・通学圏の形成が一部地域の貨幣流出と関係していることが確認された。しかし、長崎や大分のように域外利用率が高くない地域でも貨幣流出率が高いことから、貨幣流出は人流のみでは説明できず、商業機能や金融機能の立地構造も重要な要因であることが示唆された。

以上より、貨幣流出率は単なる金融指標ではなく、人口移動、商業集積、消費行動および金融機能の地域的偏在を総合的に反映する指標として位置付けることができる。人口減少社会における地域金融構造の変化を把握するうえで、銀行券受払高は有効な分析指標と考えられ、今後の地域金融政策や現金供給体制の検討に重要な示唆を与えるものと考えられる。

本研究の結果は、現金流通構造の変化が家計の生活行動や消費行動の変化を反映していることを示唆している。従来、地域経済の維持は人口や生産活動の規模によって説明されることが多かった。しかし本研究では、前橋、下関、長崎などのように県内総生産が増加している地域においても貨幣流出率が上昇していることが確認された。これは、地域内で所得や付加価値が生み出されていても、家計の消費活動や金融取引が地域外で行われる割合が高まっていることを意味している。

すなわち、家計は地域内で居住し所得を得ていても、買物、通勤、通学、娯楽、医療サービス利用などをより高次の都市へ依存するようになっている可能性がある。前橋では東京圏、下関では福岡都市圏や広島都市圏、長崎では福岡都市圏との結び付きが強まり、現金が地域外で回収される構造が形成されていると考えられる。このことは、人口減少社会において地域経済の課題が単なる人口流出ではなく、「消費の流出」であることを示している。地域内で所得が生み出されても、その所得が地域外で支出されれば、地域商業の縮小や金融機関店舗の統廃合を通じて地域経済の縮小を招く可能性がある。

また、貨幣流出率の上昇は家計の生活圏が行政区域を越えて広域化していることを示唆している。特に高速交通網の整備や自家用車利用の一般化、大型商業施設の立地、電子商取引の拡大により、家計の消費行動は従来の地域内完結型から広域選択型へと変化している。このため、地域経済政策においては地域内で所得を生み出すだけでなく、その所得を地域内で循環させる仕組みづくりが重要となる。

さらに、現金流通の地域差は金融包摂の観点からも重要である。現金回収機能や金融サービス機能が一部都市へ集約される場合、高齢者や現金利用依存度の高い世帯では金

融アクセスが低下する可能性がある。人口減少地域において現金流通構造の変化を把握することは、家計金融サービスの維持や地域金融インフラのあり方を検討する上でも重要な課題である。

6.2 今後の課題

本研究では、日本銀行本支店別受払高という従来十分活用されてこなかった統計を用いて、日本の現金流通構造を全国的に分析した。その結果、現金流通は全国で均質に行われているのではなく、現金集積地域と現金流出地域への分化が進行していることが明らかとなった。

特に人口減少地域では貨幣流出率が高まる傾向がみられる一方で、県内総生産が増加している地域でも貨幣流出率が上昇していることが確認された。このことは、地域経済の生産機能と消費・金融機能が必ずしも一致していないことを示している。

近年はキャッシュレス決済の普及や金融機関店舗網の再編、現金管理業務の集約化が進んでいる。こうした変化は現金流通構造にも影響を及ぼしている可能性が高い。しかし本研究では、データ制約のためキャッシュレス利用率や現金管理拠点の詳細な分析までは十分に行うことができなかった。

今後の課題としては、第 1 に、都道府県内の市町村レベルまで分析単位を細分化し、より詳細な現金流通構造を把握することである。第 2 に、電子マネー、QR コード決済、クレジットカード利用額などを用いて、キャッシュレス化と貨幣流出との関係を検証する必要がある。第 3 に、金融機関店舗網や現金管理センターの配置との関係を分析し、現金管理機能の空間的再編が地域経済に与える影響を明らかにすることが求められる。

---

① 北海道については統計上 4 地域に区分されているため、それぞれを独立した地域として集計した。また、日本銀行福岡支店および北九州支店については、統計が福岡県単位で公表されているため、国勢調査による従業地・通学地データを用いて支店管内別に按分した。北九州支店については、『国勢調査』「常住地による従業・通学地別 15 歳以上就業者数・通学者数」を用い、北九州市に居住する就業者・通学者のうち、他市区町村へ従業・通学する割合を交流率として採用した。国勢調査は 5 年ごとの実施であるため、2000 年は平成 12 年国勢調査、2001～2005 年は平成 17 年国勢調査、2006～2010 年は平成 22 年国勢調査、2011～2015 年は平成 27 年国勢調査、2016～2024 年は令和 2 年国勢調査の値をそれぞれ適用した。さらに北九州支店管内の JR 定期利用者数を推計するため、福岡県発の JR 定期旅客輸送人員から佐賀県・大分県・熊本県向け輸送人員を除いた値を基礎とした。その上で、

$$補正係数 = \frac{県内他地域への従業・通学率}{他県への従業・通学率}$$

を算出し、この補正係数を乗じることによって北九州支店管内の交流人口を推計した。一方、福岡支店については、福岡県全体の JR 定期旅客輸送人員から山口県および広島県向け輸送人員を除いた値を用いた。さらに国勢調査から算出した北九州市への従業・通学率および他県への従業・通学率を用いて支店管内ベースの交流率を推計した。

②北海道（札幌・函館・釧路）および福岡県（福岡・北九州）については、全期間に対応する統計が存在しないため、各本支店管轄区域人口の都道府県人口に占める割合を補正係数として用い、小売業販売額を按分した。

③ 北海道（札幌・函館・釧路）および福岡県（福岡・北九州）については、各本支店管轄区域人口の都道府県人口に占める割合を補正係数として用い、県内総生産を按分した。

④ 北海道（札幌・函館・釧路）および福岡県（福岡・北九州）については、都道府県単位の統計しか利用できないため、人口比を補正係数として用いて按分した。算出式は次のとおりである。

$$現金取扱警備業者数_{it} = 現金取扱警備業者数_{pt} \times \frac{人口_{it}}{人口_{pt}}$$

ここで、i は日本銀行本支店、p は対応する都道府県、t は年次を表す。

⑤ 本変数は都道府県単位で作成されているため、同一都道府県内に複数の日本銀行本支店が存在する場合には、当該都道府県で算出した値を各本支店へ共通して適用した。

参考文献

植林茂（2014）「金融機関店舗の預金・貸出機能についての地域的分析」『社会科学論集（埼玉大学経済学会）』、142、129-153。

金佑榮（2018）「協同組織金融機関の金融機能が及ぼす地域経済・社会的影響に関する一考察―奈良県 3 信用金庫の預貸業務による『地域内再投資力』の組織化を中心に―」『地域経済学研究』第 34 号，48-67。

高橋伸夫（1983）『金融の地域構造』大明堂。

竹田聡（2013）「地域金融機関の地元預貸率に関する一考察」『地域政策学ジャーナル（愛知大学地域政策学部地域政策学センター』、2(2)、25-36。

千葉立也・矢田俊文・藤田直晴（1988）：『所得・資金の地域構造（日本の地域構造）』大明堂。
日本銀行大分支店（2008）「銀行券の支払超過額の拡大について」『日本銀行大分支店特別調査レポート』、1-6。
藤本典嗣（2017）「グローバル都市システムにおける東京の地位変遷―金融面からの検証を中心に―」『経済地理学年報』第 63 巻第 4 号，292–303。
藤本典嗣（2018）「金融の地域構造からみる震災後の福島」（山川充夫・瀬戸真之編著『福島復興学 被災地再生と被災者生活再建に向けて』の第 4 章Ⅵ）八朔社。
藤本典嗣（2023）「金融からみる福島の地域構造」『東北計画行政研究 8』、3-12、一般社団法人日本計画行政学会東北支部。

精神障がい者の家計構造と社会保障制度の課題

琉球大学人文社会学部 准教授　波名城 翔

要旨

本研究は、精神障がいのある人々の家計構造の実態と、それを支える社会保障制度の課題を、当事者の語りに基づいて明らかにすることを目的とする。障害年金、生活保護、就労支援といった個別の制度に関する研究は蓄積されてきたが、これらを当事者の「家計」という一つの平面の上で総合的にとらえた研究は少ない。本研究では、北海道から沖縄県まで8都道県に居住する精神障がい者32名を対象に半構造化インタビューを実施し、収入・支出・貯蓄・債務・制度利用・金銭管理の実態を把握した。

調査の結果、対象者の家計が、障害年金と生活保護という二つの所得保障制度を主たる土台とし、就労継続支援事業所の工賃や家族からの援助がそこに積み重なる、薄く複層的な構造をもつことが明らかになった。本人収入の月額中央値は約12万円であり、その多くが制度給付に由来していた。一方で、就労によって収入を増やそうとすると障害年金の等級が下がる、あるいは生活保護から脱却するには相当の就労収入が必要になるという「制度の狭間」が、多くの対象者の就労意欲を抑制していた。また、精神保健福祉手帳2級の所持者が約8割を占め、貯蓄が困難と答えた対象者が約6割に達するなど、家計の脆弱性も確認された。

本報告書では、これらの実態を記述したうえで、所得保障制度の併給調整のあり方、自治体ごとに異なる医療費助成の地域差、そして家計管理を支える金融的支援の不足という三つの論点について、制度的な含意を考察する。

1. はじめに

1.1　問題の所在

精神障がいのある人々が地域で安定した生活を営むためには、医療や福祉サービスの利用に加えて、日々の暮らしを支える経済的基盤が欠かせない。しかし、精神障がい者の経済生活については、これまで必ずしも十分に光が当てられてこなかった。身体障害や知的障害と比較して、精神障がいは障害の程度が外見からは見えにくく、症状に変動があるという特性をもつ。そのため、就労の可否や所得保障の必要性をめぐる判断が難しく、当事者の家計は制度のはざまに置かれやすい。

精神障がい者の所得を支える中心的な制度は、障害年金と生活保護である。これに加えて、就労継続支援事業所(A 型・B 型)や就労移行支援といった障害福祉サービスが、就労収入や日中活動の場を提供している。さらに、医療面では自立支援医療(精神通院医療)が通院医療費の自己負担を軽減し、精神障害者保健福祉手帳が各種の割引や控除の根拠となっている。これらの制度は、それぞれが固有の目的と支給要件をもって設計されているが、当事者の生活においては、これらすべてが「家計」という一つの平面の上で同時に作用する。

問題は、この複数の制度が必ずしも整合的に組み合わさっていないことにある。たとえば、就労によって収入を得ると、障害年金の等級判定や生活保護の支給額に影響が及ぶ。症状が改善して就労時間が延びることが、かえって所得保障の縮小につながりうる。こうした制度間の調整の結果として、当事者がどのような家計の現実に直面しているのかは、個別制度の研究からは見えにくい。本研究の問題意識は、まさにこの点にある。

1.2　先行研究の検討

精神障がい者の経済生活に関する先行研究は、大きく三つの系譜に整理できる。第一は、障害年金制度そのものを対象とする研究である。百瀬(2010)は、アメリカとスウェーデンとの比較を通じて日本の障害年金制度の構造的な特徴と論点を分析し、給付水準や制度設計のあり方を論じた。百瀬(2018a)は障害年金の給付水準に焦点を当て、その低さが障害者の生活を支えるうえで十分でないことを指摘している。また、青木ほか(2014)は、精神障がい者の就労が障害状態確認届(更新時の診断書)の審査に及ぼす影響を検討し、就労の事実が障害認定において不利に作用しうることを明らかにした。障害年金の認定をめぐっては、不支給割合や支給停止割合に大きな地域差があることも、厚生労働省の調査等を通じて知られている。

第二は、就労支援に関する研究である。就労継続支援 B 型事業所の工賃は低い水準にとどまり、それ自体では生活を支える水準にないことが繰り返し指摘されてきた。厚生労働省「工賃(賃金)の実績について」によれば、B 型事業所の全国平均工賃(月額)は、令和 4 年度実績で17,031 円であった。令和 5 年度実績は、令和 6 年度の報酬改定に伴う算定方法の変更(分母を「工賃支払対象者数」から「1日あたりの平均利用者数」に変更)の影響もあって22,649円(令和

8 年 3 月の修正値)と上昇したが、いずれにせよ月額 2 万円前後にとどまり、生活を支える水準にはない。国立精神・神経医療研究センターを中心とする厚生労働科学研究では、B 型事業所利用者を対象とした横断調査が行われ、工賃や総収入と「働きがい」との関連などが検討されている。これらの研究は、精神障がい者にとっての就労が、所得獲得の手段であると同時に、生活リズムの維持や社会参加の場としての意味をもつことを示している。また、生活保護制度における就労支援に関しては、宮本(2010)が、生活保護受給者を対象とする就労自立支援プログラムの実態を検討し、就労阻害要因の少ない者が対象となりやすく、障害などの課題を抱える受給者には届きにくいという限界を指摘している。

第三は、当事者の生活実態や所得保障の意義を当事者・家族の視点からとらえる研究である。青木(2013)は、精神科ソーシャルワーカーとしての実践を踏まえ、障害年金を当事者・家族・支援者の協働によって受給につなげていく過程を論じ、所得保障が単なる現金給付にとどまらず、当事者の生活の安定と自己肯定感の基盤となることを強調した。また、障害者の貧困や生活実態を量的にとらえる試みとして、土屋(2008)による「障害者生活実態調査」の分析は、世帯状況別にみた家計構造を明らかにし、とりわけ単身世帯や定位家族(親元)に暮らす障害者で本人収入が低く、家族の収入や現物の援助に依存せざるをえない実態を指摘している。百瀬(2018b)は「障害者と貧困」を主題に、障害者の貧困が統計上「見えにくい」こと、その所得の状況や貧困率を制度横断的に整理する必要があることを論じている。

これらの研究はそれぞれに重要な知見を蓄積してきたが、多くは特定の制度や特定の局面に焦点を絞っている。障害年金研究は年金制度の内部に、就労支援研究は就労の場に、生活実態研究は量的な分布の把握に、それぞれ軸足を置いてきた。これに対して、就労収入・障害年金・生活保護・家族からの援助・貯蓄・消費・債務・民間保険といった家計の諸要素を、当事者の語りに即して一体的にとらえる研究は、管見の限り十分に蓄積されていない。本研究は、個々の制度がどう機能しているかではなく、それらが当事者の家計のなかでどのように組み合わさり、どのような緊張関係を生んでいるかに注目する点に独自性がある。また、土屋(2008)も指摘するように、障害者の所得や家計を量的にとらえる調査では「回答なし」が高い比率を占めやすい。家計という個人的な領域の内実に、半構造化インタビューという質的方法によって接近する点にも、本研究の方法論的な意義がある。

1.3　本研究の視座

本研究は、精神障がい者の家計を二つの理論的視座から位置づける。

第一は、社会的排除の視座である。岩田(2008)は、貧困を所得の不足という一点で測るのではなく、労働、住居、社会関係、制度といった複数の領域からの「締め出し」が累積し、相互に連動する過程としてとらえる社会的排除の枠組みを提示した。この視座は本研究にとって示唆的である。精神障がい者の家計の困難は、単に収入が低いという一事に還元されるのではなく、就労の不安定さ、所得保障へのアクセスの困難、将来に向けた貯蓄の制約、民間保険からの排除といった複数の不利が積み重なって生じている可能性がある。本研究が「家計構造」と

いう言葉で把握しようとするのは、まさにこの複数の不利の連動のあり方である。

第二は、ニーズ把握の方法論をめぐる視座である。岩田(2007)が論じるように、貧困や生活困難の「経験」は、制度の側があらかじめ用意したカテゴリーだけでは捉えきれない。当事者が自らの家計をどう語り、何を負担と感じ、何に備えられないでいるのか――その語りに即してニーズを把握することは、制度設計の前提となる基礎的な作業である。本研究が量的な分布の把握ではなく質的なインタビューを採用したのは、この方法論的な立場による。

これら二つの視座は、本研究の分析を貫く補助線である。社会的排除の視座は 4 章(家計構造の特徴)の分析を、ニーズ把握の視座は 2 章(研究方法)の方法選択を、それぞれ理論的に基礎づけている。

1.4 研究の目的

以上を踏まえ、本研究は次の三点を目的とする。第一に、精神障がい者の家計が、収入・支出・貯蓄・債務の各側面においてどのような構造をもっているかを、当事者の語りに基づいて記述すること。第二に、その家計構造を支える社会保障制度――とりわけ障害年金と生活保護という二つの所得保障制度――が、当事者の就労や生活設計に対してどのように作用しているかを明らかにすること。第三に、これらの実態の記述を通じて、精神障がい者の経済的自立を支えるための制度的な課題を抽出し、政策的な含意を考察することである。

2. 研究方法

2.1 調査の方法

本研究では、精神障がいのある当事者を対象とする半構造化インタビュー調査を実施した。半構造化インタビューを採用した理由は、家計という個人的かつ機微な領域について、あらかじめ用意した質問項目に沿って一定の比較可能性を確保しつつ、対象者一人ひとりの個別の事情や語りの文脈を尊重する必要があったためである。

インタビューは、調査者が対象者の居住地域に赴く、あるいは対象者が通所する事業所等の協力を得るかたちで実施した。一件あたりの所要時間はおおむね 30 分から 60 分程度であり、対象者の同意を得たうえで記録を作成した。

2.2 インタビューの質問項目

インタビューでは、対象者の属性を確認したうえで、家計に関わる事項を四つの領域に分けて尋ねた。第一の領域は就労と制度利用の状況、第二の領域は収入・支出・貯蓄・債務といった家計の実態、第三の領域は制度の申請手続きや金銭管理に関する経験、第四の領域は生活の満足度と将来の見通しである。実際に用いた質問項目は表 2-1 のとおりである。

表 2-1　インタビューの質問項目

領域	質問項目
属性	都道府県、性別、年代、通院頻度、疾患名、家族構成(同居家族)、現在の居住形態
Ⅰ．就労と 制度利用	1. 現在の就労状況について教えてください。 2. 就労している場合、勤務時間や収入はどのくらいですか。 3. 現在、障害年金や生活保護などの制度を利用していますか。 4. これまでに利用したことのある福祉・雇用・生活支援制度があれば教えてください。
Ⅱ．家計の 実態	1. 毎月のおおまかな収入を教えてください。 2. 毎月のおおまかな支出を教えてください。 3. 家計の中で特に負担に感じている費用はありますか。 4. 借入やローン、返済などがある場合、その状況を教えてください。 5. 貯蓄や預貯金について、どのように考えていますか。
Ⅲ．手続きと 金銭管理	1. 障害年金や生活保護の申請・更新の際に困難を感じたことはありますか。 2. 金銭管理(収支管理・通帳管理など)はどのように行っていますか。 3. 家計管理やお金の使い方で支援を受けている場合、その内容を教えてください。 4. 今後、どのような支援があれば生活が安定すると思いますか。
Ⅳ．生活の 評価と展望	1. 現在の生活で満足していること、不満に感じていること、不安に感じていることを教えてください。 2. 将来の生活について、どのように考えていますか。 3. 今後、働き方や生活に関して希望することがあれば教えてください。

注:上記に加えて、インタビューの最後に自由意見を尋ねた。質問項目は半構造化インタビューの指針であり、対象者の語りの流れに応じて順序や表現を適宜調整した。

2.3　調査対象者

調査対象者は、精神科への通院歴があり、精神障がいのある当事者として地域で生活している 32 名である。対象者の選定にあたっては、機縁法(縁故法)を用いた。すなわち、調査者がこれまでの実践や研究を通じて関係を築いてきた事業所や支援者を通じて調査の趣旨を伝え、協力に同意の得られた当事者を紹介してもらうという方法である。家計という個人的かつ機微な領域を扱う本調査では、対象者との間に一定の信頼関係があることが率直な語りを得るための前提となるため、支援者を介した機縁法が適していると判断した。一方で、機縁法による対象者の選定には、支援につながっている当事者に偏りやすいという限界があり、この点は 6 章で改めて述べる。

対象者の選定にあたっては、特定の制度の利用者に偏らないよう、障害年金のみを受給している人、生活保護のみを受給している人、両者を併給している人、いずれも利用していない人がそれぞれ含まれるよう配慮した。また、居住地域が特定の地域に集中しないよう、複数の地方の事業所・支援者に協力を依頼した。対象者の詳しい属性は 3 章で述べる。

2.4　分析の方法

インタビューによって得られた記録の分析は、質的データのコーディングにもとづくテーマ分析の手法を参考に、次の三段階で行った。質的研究における分析の手続きについては、木下

(2003)をはじめとする方法論の議論を参照した。

第一段階では、各対象者の記録を、家計を構成する要素ごとに整理した。具体的には、就労の状況、収入の構成、支出と負担、貯蓄、債務、所得保障制度の利用、現物給付の利用、金銭管理、申請・更新の手続き、将来の見通しという領域を設け、それぞれの領域に対応する語りを抜き出して整理した。これは、自由に語られた内容を、家計という分析の枠組みに沿って配置しなおす作業である。

第二段階では、各領域について、対象者間に共通して現れるパターンと、対象者間の差異とを抽出した。たとえば収入の領域であれば、「障害年金と生活保護を土台とし、そこに就労収入や家族の援助が積み重なる」という共通のパターンと、その積み重なり方の個人差とを区別して把握した。差異については、居住地域、就労区分、制度利用の組み合わせ、世帯構成といった属性との関連を検討した。

第三段階では、第二段階で抽出したパターンを、より上位の二つのテーマに統合した。一つは「精神障がい者の家計構造の特徴」であり、収入・支出・貯蓄・債務の各側面に現れる構造的な特徴を束ねたものである。もう一つは「社会保障制度の課題」であり、家計の困難の背後にある制度的な要因を束ねたものである。この二つのテーマが、それぞれ4章と5章の考察に対応する。

分析にあたっては、特定の事例の印象に引きずられないよう、抽出したパターンが他の対象者の語りによっても支持されるかを繰り返し確認した。また、本調査の実施および分析は調査者が単独で行ったため、解釈が一面的になることを避ける必要がある。そこで、分析の過程および得られた解釈について、精神保健福祉および社会保障の領域に知見をもつ専門家から助言を受け、解釈の妥当性を検討した。本報告書の考察で当事者の語りを「　」で引用する際には、研究対象者番号を付し、解釈の根拠を読者が確認できるようにしている。

2.5　倫理的配慮

本調査の実施にあたっては、琉球大学人を対象とする研究倫理審査委員会の承認を得て実施した（承認番号 106）。対象者には、調査の目的、協力は任意であること、協力しない場合や途中で中止する場合にも一切の不利益が生じないこと、語りたくないことには答えなくてよいこと、結果は研究目的以外には使用しないこと、報告書では個人が特定されないかたちで記述することを、口頭および書面で説明し、同意を得た。本報告書において対象者は研究対象者番号(No.1 から No.32)で表記し、居住地域は地方区分または都道府県単位までの記載にとどめている。家計に関する金額は、語られた範囲でのおおよその値であり、個人の特定を避けるため必要に応じて幅をもたせて記述している。

3. 調査結果——対象者の属性と家計の概況

3.1 対象者の属性

調査対象者32名の基本的な属性は表3-1のとおりである。居住地域は8都道府県にわたり、地方別にみると九州が10名と最も多く、次いで関東8名、沖縄7名、北海道5名、東北・近畿が各1名であった。九州の10名はいずれも福岡県の居住者であり、沖縄の7名はいずれも沖縄県内の居住者である。本報告書では、後述する医療費助成の地域差を検討する観点から、九州と沖縄を地方区分として分けて扱う。性別は男性19名、女性12名、その他1名であった。年代は30代と40代が各9名、50代7名、60代6名、70代1名で、30代から60代までが中心である。

精神障害者保健福祉手帳の等級は、2級が24名と全体の4分の3を占め、3級が6名、1級が1名であった(1名は手帳を所持していない)。手帳の等級分布からは、対象者の多くが日常生活または社会生活に相当の制約を抱えていることがうかがえる。自立支援医療(精神通院医療)は、精神科に通院する対象者全員が利用していた。通院頻度は月1回が16名と半数を占め、週1回が7名、月2回が4名、3か月に1回が4名、2か月に1回が1名であった。

疾患名(重複を含む延べ数)は、統合失調症圏が18名と最も多く、双極性障害9名、うつ病5名、自閉スペクトラム症4名、てんかん3名、ADHD2名と続いた。複数の疾患を併せもつと語った対象者は12名であり、全体の約4割にのぼる。精神疾患に発達障害や知的障害が重なるなど、障害が複合しているケースが少なくないことは、本調査の対象者の特徴の一つである。

表3-1　調査対象者の属性(N=32)

属性	区分	人数	割合
地方区分	北海道	5	15.6%
	東北	1	3.1%
	関東	8	25.0%
	近畿	1	3.1%
	九州	10	31.2%
	沖縄	7	21.9%
性別	男性	19	59.4%
	女性	12	37.5%
	その他	1	3.1%
年代	30代	9	28.1%
	40代	9	28.1%
	50代	7	21.9%
	60代	6	18.8%
	70代	1	3.1%

属性	区分	人数	割合
精神障害者 保健福祉手帳	1 級	1	3.1%
	2 級	24	75.0%
	3 級	6	18.8%
	所持なし	1	3.1%
通院頻度	週 1 回	7	21.9%
	月 2 回	4	12.5%
	月 1 回	16	50.0%
	2 か月に 1 回	1	3.1%
	3 か月に 1 回	4	12.5%

注:割合は小数第 2 位を四捨五入したため、合計が 100%にならない場合がある。

3.2　居住形態と家族構成

居住形態は、単身での生活が 17 名と過半数を占めた。家族と同居している対象者は 9 名、グループホーム入居が 3 名、その他が 3 名であった。同居家族の有無という観点から家族構成をみると、単身生活が 20 名と全体の 6 割を超え、配偶者と同居している対象者が 6 名、親と同居が 2 名、きょうだいと同居が 1 名であった。

単身生活者が多いという結果は、対象者の家計を考えるうえで重要な意味をもつ。家計を共にする家族がいない場合、収入のすべてを自分の収入と制度給付でまかなう必要があり、病状が悪化して働けなくなったときの緩衝材となる人的・経済的資源が乏しい。一方で、家族と同居している場合でも、後述するように家族自身が高齢であったり、配偶者もまた障害を抱えていたりするケースがあり、同居が必ずしも家計の安定を意味するわけではない。

3.3　就労の状況

対象者の就労状況を区分別にみると、就労継続支援 B 型事業所の利用者が 16 名と最も多く、全体の半数を占めた。一般就労等(正規雇用、契約社員、フリーランス、登録派遣などを含む)が 6 名、現在は就労していない対象者が 6 名、就労移行支援の利用者が 2 名、就労継続支援 A 型事業所の利用者が 1 名、A 型事業所の代表者が 1 名であった。

就労継続支援B型事業所は、雇用契約を結ばずに自分のペースで作業に取り組める場であり、精神障がい者の日中活動の場として広く利用されている。本調査でも半数の対象者がB型事業所を利用していた。一方で、後述するようにB型事業所の工賃は月額にして数千円から数万円程度にとどまり、それ自体で生活を支える水準にはない。就労が、所得を得る手段というよりも、生活リズムを整え社会とのつながりを保つための活動として機能している側面がうかがえる。

なお、現在就労していない6名の中には、過去にA型事業所やB型事業所を利用した経験をもつ人が含まれる。就労と非就労は固定的な状態ではなく、症状の変動や生活環境の変化に応じ

て行き来する流動的なものであることにも留意が必要である。

3.4　制度利用の状況

所得保障制度の利用状況を区分すると、障害年金のみを受給している対象者が 14 名、障害年金と生活保護を併給している対象者が 9 名、生活保護のみを受給している対象者が 5 名であった。いずれの所得保障も利用していない対象者は 4 名で、そのうち 1 名は過去に障害年金の申請を試みたものの、発症から時間が経過していることを理由に難しいと言われた経験をもつ。

障害年金と生活保護のいずれか、または両方を利用している対象者は 28 名にのぼり、全体の約 9 割を占める。このことは、本調査の対象者の家計が、公的な所得保障制度を土台として成り立っていることを端的に示している。とりわけ、両制度を併給している対象者が 9 名いることは、障害年金だけでは最低限度の生活費に届かず、生活保護による補足を必要とする家計の実態を反映している。

所得保障制度に加えて、対象者は多様な障害福祉サービスを利用していた。これまでに利用したことのある制度として語られたものには、相談支援専門員による計画相談、訪問看護、精神科デイケア・ナイトケア、地域活動支援センター、ホームヘルプサービス、グループホーム、移動支援などがある。一人の対象者が同時に複数のサービスを利用していることが多く、対象者の地域生活が、所得保障と福祉サービスの組み合わせによって支えられている様子がうかがえる。

表 3-2　就労区分と制度利用状況(N=32)

区分	内訳	人数
就労区分	就労継続支援 B 型事業所	16
	一般就労等	6
	現在は就労していない	6
	就労移行支援	2
	就労継続支援 A 型事業所	1
	就労継続支援 A 型事業所(代表者)	1
所得保障の 利用状況	障害年金のみ	14
	障害年金+生活保護(併給)	9
	生活保護のみ	5
	いずれも利用なし	3
	いずれも利用なし(過去に申請したが不認定)	1

3.5　現物給付による家計の下支え

これまでみてきた障害年金や生活保護は、現金が支給される、あるいは現金の不足が補われるという意味で、家計の収入の側に表れる支援である。しかし、精神障がい者の家計を支える制度は、現金給付だけではない。本人が直接お金を受け取るわけではないが、サービスや物が現物で提供されることによって、支出を抑え、実質的に家計を助けている支援が数多く存在する。これらは家計簿の上には「収入」として記録されないため見えにくいが、その効果は決して小さくない。本節では、対象者の語りに表れた、こうした現物給付による家計の下支えを整理しておく。

第一に、医療に関わる負担軽減である。精神科への通院医療費については、本調査の対象者全員が自立支援医療(精神通院医療)を利用しており、自己負担が原則 1 割に軽減されている。さらに、自立支援医療では、この 1 割の負担が過大とならないよう、世帯の所得や病状に応じて 1 か月あたりの自己負担額に上限が設けられている。上限額は所得区分に応じて 0 円から複数の段階に分かれており、統合失調症などで高額な治療を長期間継続する必要がある人(いわゆる「重度かつ継続」)については、より低い上限額が適用される。すなわち、自立支援医療による軽減は「1 割負担」という割合の軽減と「月額上限」という総額の軽減の二段構えになっている。加えて、生活保護を受給している対象者(本調査では 14 名)は、医療扶助によって医療費の自己負担が原則として生じない。さらに、後述するように沖縄県では自立支援医療の自己負担分が県の制度によって助成されており、精神科通院の医療費負担が実質的に解消されている。同じ「医療費の負担が小さい」という状態でも、自立支援医療の上限の範囲内に収まっているのか、生活保護の医療扶助によるものか、自治体の医療費助成によるものか、その根拠となる制度は対象者によって異なっている。

第二に、交通に関わる負担軽減である。精神障害者保健福祉手帳の所持者は、地域や交通事業者によって、鉄道・地下鉄・路線バスなどの運賃の割引や減免を受けられる場合がある。本調査でも、東京都の対象者から、都営交通の利用にあたって負担が軽減されているとの語りが聞かれた。移動はあらゆる生活活動の前提であり、通院や通所、買い物のたびに生じる交通費が軽減されることは、固定的な収入で暮らす対象者の家計にとって実質的な助けとなる。ただし、交通運賃の減免の内容は地域や事業者によって差があり、すべての対象者が一律に同じ恩恵を受けているわけではない。

第三に、住まいに関わる負担軽減である。公営住宅(県営・市営の住宅や、いわゆる団地)の入居者募集においては、障害のある人を対象とした優先入居の枠や、当選確率を高める優遇措置が設けられていることが多い。また、収入に応じて家賃が定まる仕組みのもとでは、収入の低い精神障がい者の家賃は低く設定される。本調査の対象者にも公営住宅に居住している人が含まれており、住居費を一定の範囲に抑えられることは、家計の安定に直接寄与している。

第四に、食事に関わる負担軽減である。精神科デイケアや精神科デイナイトケアでは、プログラムの一環として昼食や夕食が提供されることがある。本調査でも、デイケア・デイナイト

ケアを利用している対象者が複数おり、そのなかには、そこで提供される食事を利用することで自宅での食費を抑えていると語る対象者がいた。これに関連して、就労継続支援(A 型・B 型)、就労移行支援、生活介護などの障害福祉サービスには「食事提供体制加算」が設けられている。これは、生活保護受給世帯や市町村民税非課税世帯など収入が一定額以下の利用者に事業所が食事を提供した場合に算定できる加算であり(令和 9 年 3 月までの経過措置)、この加算を算定する事業所では、対象となる利用者に食事が無償または低額で提供されることがある。すなわち、デイケアや福祉サービスでの食事提供は、事業所の任意の取り組みであると同時に、制度的な裏づけをもった負担軽減の仕組みでもある。3.7 節でみるように、食費は対象者が最も多く負担として挙げた費目であり、近年の物価高のもとでその負担は増している。デイケアや事業所での食事提供は、本来は治療やリハビリテーション、生活リズムの安定を目的とするプログラムの一部であるが、結果として、当事者にとっては食費という支出を抑える手段としても機能している。

これらの現物給付による下支えは、現金給付と組み合わさることで、精神障がい者の家計を支える土台の一部を形づくっている。一方で、本報告書の後の章で論じるように、その内容には地域差があり、また制度が複雑に分かれているために当事者が自分の使える支援を把握しきれないという問題もある。さらに、これらの支援の多くは医療・福祉サービスの利用に付随して得られるものであるため、そうしたサービスにつながっていない当事者には届かないという性質をもつ。家計の全体像をとらえるうえでは、収入として表れる支援だけでなく、支出を抑えるかたちで作用するこれらの支援も視野に入れる必要がある。

3.6　収入の状況

対象者本人の月額収入(障害年金、生活保護費、就労収入、家族からの援助などの合計のおおよその値)を集計したところ、回答のあった対象者のうち無収入の 2 名を除く 29 名の中央値は約 12 万円、平均値は約 12 万 8 千円であった。最も低い対象者で月額 1 万 6 千円、最も高い対象者で月額 36 万円と幅があるが、これは家計を家族と共にしているか否か、就労収入の有無などによる差である。本人収入が無収入と語った対象者が 2 名おり、いずれも貯蓄を取り崩して生活していた。

収入の水準を就労区分別にみると、就労継続支援 B 型事業所の利用者(16 名)の月収中央値は約 10 万 6 千円であった。この金額の大部分は障害年金や生活保護による給付であり、B 型事業所の工賃そのものは月額数千円から、高い場合でも 2 万円台にとどまる。一般就労等の対象者(6 名)では月収の幅が大きく、月額 6 万円から 36 万円までの開きがあった。また、制度区分別に本人月収の中央値をみると(図 1)、障害年金のみを受給する対象者は約 9 万円、生活保護のみの対象者は約 12 万円、両者を併給する対象者は約 12 万 4 千円であった。障害年金のみの対象者の収入が相対的に低いのは、障害基礎年金 2 級の年金額が月額にして 6 万円台にとどまり、これを上回る就労収入や他の収入を確保できていない対象者が含まれるためである。

いずれの区分においても、対象者の収入の中心を占めるのは就労による稼ぎではなく、障害

年金と生活保護という二つの所得保障制度からの給付であった。この点は、次章で家計構造の特徴を論じる際の出発点となる。

表 3-3　本人月収の分布（N=32）

月収帯	人数
0 円（無収入・貯蓄取り崩し）	2
5 万円未満	1
5 万円以上 8 万円未満	5
8 万円以上 10 万円未満	5
10 万円以上 13 万円未満	8
13 万円以上 16 万円未満	6
16 万円以上 20 万円未満	1
20 万円以上 30 万円未満	2
30 万円以上	1
無回答	1

注：金額は対象者が語ったおおよその値に基づく推計である。家族と家計を共にしている場合は、可能な範囲で本人分の収入を計上した。

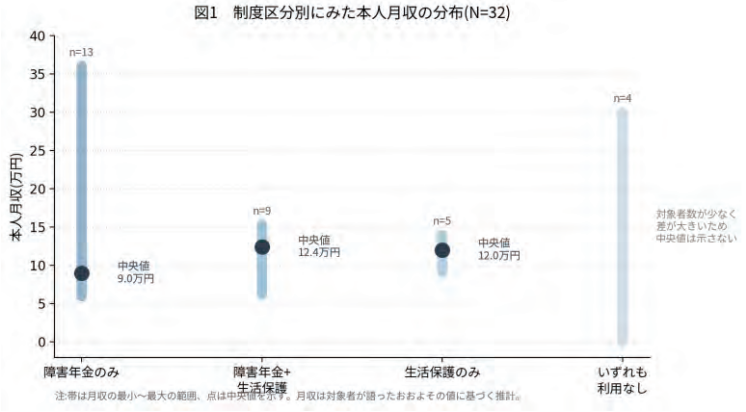


図 1　制度区分別にみた本人月収の分布

注：帯は月収の最小～最大の範囲、点は中央値を示す。中央値・範囲は無収入（0 円）および回答拒否を含む値から算出したが、「障害年金のみ」は回答拒否 1 名を除く 13 名で算出している。「いずれも利用なし」（4 名）は対象者数が少なく就労収入の有無による差が大きいため中央値の記載を控えた。

3.7　支出と家計の負担

支出については、家賃、食費、光熱費、通信費、医療費、交通費といった項目が共通して語られた。そのうえで「家計の中で特に負担に感じている費用」を尋ねたところ、最も多く挙げられたのは食費で 10 名、次いでタバコ代が 6 名、医療費と家賃・住居費が各 4 名、趣味・娯楽費と光熱費が各 3 名であった。

食費が最も多く挙げられた背景には、近年の物価高がある。複数の対象者が、限られた収入のなかで食費の負担が増していると語った。タバコ代が負担として繰り返し挙げられた点も特

徴的である。喫煙は嗜好の問題であると同時に、価格が継続的に上昇しているため、固定的な収入のもとでは家計を圧迫する要因となる。

医療費を負担と感じる対象者が4名いた一方で、沖縄県の対象者からは医療費を主たる負担として挙げる声がほとんど聞かれなかった。同じ精神科通院でも居住地域によって自己負担の重さが異なるという地域差については、5.4節で詳しく論じる。

3.8 債務の状況

借入やローンの有無について尋ねたところ、「なし」と明確に答えた対象者が 20 名と多数を占めた。一方で、何らかの債務を抱えている、あるいは過去に抱えていた対象者も確認された。具体的には、入院費の未払いが約 115 万円ある対象者、クレジットカードの支払いが月 8 万円ある対象者、大学の奨学金が約 300 万円残っている対象者、起業時の借入が残っている対象者などである。また、過去に借入の結果として自己破産を経験した対象者もいた。

債務に関連して見落とせないのは、生活保護の申請と債務との関係である。複数の対象者が、生活保護を申請する前提として借入の整理――場合によっては自己破産――を求められた経験を語っている。ある対象者は、「借り入れがあると生活保護の申請手続きができなかったため、自己破産した」(No.2)と端的に述べ、別の対象者も「生活保護:自己破産をしないと申請ができない」(No.11)と語っている。生活保護制度の運用上、資産や債務の状況が問われることは理解できるとしても、当事者にとっては、生活の困窮から抜け出すための制度を利用するために、まず法的な債務整理という重い手続きを経なければならないという負担が生じている。

3.9 貯蓄の状況

貯蓄や預貯金についての考えを尋ねたところ、「貯蓄をしたくてもできない」「貯蓄する余裕がない」と語った対象者が 19 名と、全体の約 6 割にのぼった。「わずかにできる」が 2 名、「ある程度はしている」が 9 名であった。

貯蓄ができないという語りの背景には、収入の水準が低いことに加えて、生活保護を受給している場合には資産の保有に制約があるという事情がある。生活保護制度のもとでは、一定額を超える預貯金は収入認定の対象となりうるため、将来に備えて計画的に資産を積み上げるという行動そのものが取りにくい。その結果、対象者の家計は、不意の出費や収入の途絶に対する備えをもたないまま、月々の収入と支出が拮抗する綱渡りの状態に置かれやすい。

貯蓄ができている対象者の中には、就労収入が比較的安定している人や、家族と家計を共にしている人が含まれる。しかし、その場合でも貯蓄の目的として語られるのは、大きな資産形成ではなく、医療費や家電の買い替えといった近い将来の出費への備えであり、いわば「守りの貯蓄」にとどまっていた。

4. 考察(1)——精神障がい者の家計構造の特徴

本章では、調査結果の分析を通じて見いだされた、精神障がい者の家計構造の特徴を論じる。2.4 節で述べた分析の手続きに従い、収入・支出・貯蓄・債務の各領域に現れたパターンを統合した結果、家計構造の特徴は四つに整理された。その概要を表 4-1 に示す。以下、それぞれの特徴を、調査結果および先行研究と対話させながら検討する。

表 4-1　精神障がい者の家計構造の四つの特徴

特徴	内容	本研究で対応する所見
複層性	所得保障を土台とし、複数の細い収入源が積み重なって一つの家計を形づくる	対象者 32 名中 28 名が障害年金・生活保護を受給。本人収入中央値約 12 万円の多くが制度給付に由来
孤立	家計の担い手が単身であることが多く、収入の途絶や不意の出費を緩衝する資源に乏しい	単身生活が 20 名(62.5%)。同居家族がいても支え合いが成立しないケースも
備えの欠如	将来に向けた貯蓄が困難で、不意の出費がそのつど家計の危機となる	貯蓄が困難と回答した対象者が約 6 割。生活保護受給世帯では資産保有に制約
補完手段からの排除	民間保険など、公的保障を補う備えの手段からも閉め出されている	精神疾患の既往により民間の医療保険・生命保険への加入が困難

注:本表は、半構造化インタビューの記録を家計の領域ごとに整理・分析した結果(2.4節参照)を要約したものである。

4.1　所得保障を土台とする複層的な家計

3 章でみた調査結果から、精神障がい者の家計構造の第一の特徴として、それが就労収入ではなく所得保障制度を土台として成り立っているという点を指摘できる。対象者 32 名のうち 28 名が障害年金または生活保護、あるいはその両方を受給しており、本人収入の中央値約 12 万円の大部分も制度給付に由来していた。就労している対象者であっても、就労継続支援 B 型事業所の工賃は月額数千円から 2 万円台にとどまり、家計に占める比重は小さい。

ここで重要なのは、これらの所得保障が単独で家計を支えているのではなく、複数の収入源が薄く積み重なって一つの家計を形づくっているという点である。たとえば、障害基礎年金 2 級(月額約 6 万 8 千円)だけでは地域での生活費に届かないため、これに生活保護の補足給付が加わり、さらに B 型事業所の工賃が上乗せされる。あるいは、年金に家族からの援助が加わる。対象者の家計は、こうした複数の細い収入の束によって、かろうじて必要な生活費の水準に届いている。

この「複層性」は、家計に一定の安定をもたらす一方で、脆さも抱えている。収入源が複数あること自体は、一つの収入が途絶えたときの緩衝になりうる。しかし実際には、これらの収入源は相互に連動している。後述するように、就労収入が増えれば障害年金や生活保護が減るという関係があるため、複数の収入源は独立した「分散」にはなっていない。むしろ、一つの要素の変化が他の要素に波及する、連動した構造になっている。

この知見は、先行研究と次のように対話する。百瀬(2018a)は、障害年金の給付水準それ自体

が、障害者の生活を支えるには低い水準にとどまっていることを指摘した。本研究の調査結果は、この給付水準の低さが、当事者の側にどのような家計行動を生んでいるかを、具体的に示すものである。すなわち、障害基礎年金だけでは生活費に届かないという事実が、生活保護の併給、B 型事業所の工賃、家族からの援助といった複数の細い収入源を寄せ集める「複層的な家計」を当事者に強いている。給付水準の低さは、単に「足りない」という量の問題にとどまらず、家計の構造そのものを複層的で連動的なものにするという、質の問題でもある。本研究は、百瀬(2018a)が制度の側から指摘した給付水準の問題を、当事者の家計構造の側から裏づけ、その帰結を具体化するものといえる。

4.2　単身生活と家計の孤立

第二の特徴は、家計の担い手が孤立しやすいことである。調査対象者の 6 割を超える 20 名が単身で生活していた。単身生活者の家計は、収入も支出もすべて本人一人に集約される。病状が悪化して就労が中断したとき、あるいは予期しない出費が生じたとき、家計を共にして支え合う相手がいない。

もっとも、家族と同居していれば家計が安定するという単純な関係も成り立たない。本調査では、配偶者もまた精神障がいを抱えているケース、同居する家族が高齢であるケース、家族との関係が良好でないために実質的な支え合いが難しいケースなどが語られた。家族の存在が家計上の資源になるかどうかは、家族の状況に大きく左右される。精神障がい者の家計を考えるうえでは、「世帯」を一律の単位として扱うのではなく、世帯の内部で実際にどのような支え合いが成り立っているか(あるいは成り立っていないか)を見る必要がある。

この点は、先行研究との対比で本研究の特徴がよく見える。土屋(2008)は「障害者生活実態調査」の分析を通じて、定位家族(親元)に暮らす障害者で本人収入が低く、家族の収入や現物の援助に依存せざるをえない実態を指摘した。すなわち、土屋が描いたのは「親元に包摂されることによる収入の低さと離家の困難」という構図である。これに対して本研究の対象者は、単身生活者が 6 割を超えており、土屋が論じた「親元世帯」とは異なる脆弱性が前面に出ている。本研究が浮かび上がらせたのは、家族に「包摂されすぎる」ことの問題ではなく、家族から「切り離されている」ことの問題――収入の途絶や不意の出費を緩衝する人的・経済的資源を欠いたまま、家計の全責任が本人一人に集約されているという脆弱性である。岩田(2008)の社会的排除論の言葉を借りれば、これは家計の困難が社会関係からの孤立と重なって現れている状態だといえる。

4.3　貯蓄と債務――将来に備えられない家計

第三の特徴は、家計が将来に向けた備えをもちにくいことである。約 6 割の対象者が貯蓄をしたくてもできないと語った。その背景には、収入水準の低さに加えて、生活保護受給世帯では資産保有に制約があるという制度的な要因がある。

これは、家計の時間的な構造に関わる問題である。一般に家計は、現在の消費だけでなく、

将来の支出に備えて資産を積み立てるという時間的な広がりをもつ。しかし、精神障がい者の家計の多くは、月々の収入と支出が拮抗し、将来に向けた蓄積の余地がほとんどない。その結果、家電の故障、医療費の増加、転居の必要といった、生活上いつかは生じる出費が、そのつど家計の危機として立ち現れる。

債務の側面も、この問題と表裏一体である。本調査では明確な債務を抱える対象者は少数であったが、入院費の未払いや過去の自己破産といった経験は、備えのない家計が不意の出費に直面したときに何が起こるかを示している。貯蓄による備えができない家計は、いざというときに債務へと傾きやすい。

4.4　民間保険による備えの困難

将来への備えという点に関連して、本調査の過程で、精神障がい者が民間の医療保険や生命保険に加入しにくいという課題が浮かび上がった。精神疾患の既往や入院歴があると、一般の民間保険では加入を断られる、あるいは加入できても保険料が割高になることが多い。

この問題は、本研究の中心的な論点である公的な所得保障制度の課題に対して、副次的な位置づけにある。民間保険は、あくまで公的保障を補完するものであり、精神障がい者の家計問題の本筋は公的制度のあり方にある。ただし、民間保険に加入しにくいという事実は、公的保障の意味を逆照射するという点で、なお検討に値する。一般の家計であれば、公的保障に加えて民間保険によって医療や万一の場合に備えることができる。しかし精神障がい者の場合、その補完的な備えの手段が制約されている。

つまり、精神障がい者の家計は、公的保障を土台としつつ、その上に民間保険による備えを積み増すという選択肢が取りにくい。このことは、公的な所得保障制度が果たすべき役割が、一般の家計の場合よりもいっそう大きいことを意味する。なお、近年では加入条件を緩和した共済など比較的加入しやすい選択肢も存在するが、保障は手厚くない。民間保険をめぐる課題は、それ自体を解決すべき主要課題というより、公的保障の重要性を逆照射する論点として受け止めるのが適切である。

本章でみてきた四つの特徴――所得保障を土台とする複層性、単身生活による孤立、将来に備えられない時間的な狭さ、民間保険からの排除――は、それぞれ独立した問題ではなく、相互に連動して一つの家計構造を形づくっている。複層的だが連動しているために一つの収入の変動が家計全体を揺るがし、孤立しているために緩衝材がなく、備えられないために不意の出費が危機に転化し、民間保険という補完手段からも閉め出されている。岩田(2008)の社会的排除論は、貧困を所得の不足という一点ではなく、複数の領域からの締め出しの累積と連動としてとらえることを求めた。本研究が「家計構造」という言葉で描き出したのは、まさにこの累積と連動の具体的なありようである。精神障がい者の家計の困難は、「収入が低い」という単一の事実にではなく、複数の不利が噛み合った構造そのものに根ざしている。

5. 考察(2)——社会保障制度の課題

5.1 障害年金と就労のジレンマ

本調査で最も繰り返し語られた制度的な課題は、就労によって収入を増やそうとすると、かえって障害年金が減額あるいは不支給になりうるという問題である。これを本報告書では「障害年金と就労のジレンマ」と呼ぶ。ここで注意が必要なのは、就労が年金に影響を及ぼす経路が一つではないことである。本調査の対象者の語りからは、大きく二つの異なる仕組みが浮かび上がる。

第一の仕組みは、障害等級の判定を通じた経路である。障害年金は、障害の程度に応じて等級が定められ、それに対応して支給される。精神の障害の場合、日常生活や就労の状況が障害認定の重要な判断材料となるため、就労によって安定した収入を得られるようになると、更新時の障害認定において「症状が改善した」とみなされ、等級が下がる、あるいは支給が止まる可能性がある。ある対象者は、不安に感じていることとして「年金が 2 級から 3 級に下がること。物価高が不安」(No.21)と端的に語った。別の対象者は、「障害年金が医師の診断書(所見)によるので、切られるという制度なので不安、もっと働きたいが、障害年金がなくなるというリスクを負っている」(No.12)と述べ、就労意欲がありながらも年金喪失のリスクに直面している状況を語っている。就労の継続や収入の増加という、本来は望ましいはずの変化が、障害が軽くなった証拠として読み替えられ、年金の減額・不支給につながりうる。当事者にとって、就労に向けた前進が、所得保障の縮小という不利益と隣り合わせになっている。

この第一の経路については、先行研究がすでに制度の側から実証している。青木ほか(2014)は、精神障がい者の就労が障害状態確認届(更新時の診断書)の審査にどう影響するかを検討し、就労しているという事実が障害認定において不利に作用しうることを明らかにした。本研究の対象者の語りは、この青木らの知見が、当事者の側からどう経験されているかを示すものである。すなわち、制度の運用上、就労が不利に働きうるという構造は、当事者にとっては「働けば年金を失うかもしれない」という具体的な不安として経験され、就労への躊躇を生んでいる。本研究は、青木ほか(2014)が審査データの分析から示した構造を、当事者の語りのレベルで裏づけるとともに、それが就労意欲の抑制という帰結をもたらしていることを示すものである。

なお、本調査の実施後、障害年金の審査をめぐっては、その公正性や安定性そのものが社会的な問題として顕在化した。報道によれば、2024 年度には障害年金の新規申請に対する不支給割合が前年度の約 1.5 倍に増え、精神・発達・知的障害での不支給が特に多かったことが明らかになった。さらに、審査の実務を担う日本年金機構において、医師による判定の記録を職員が破棄し、別の医師に判定をやり直させていた事例があったことも報じられている。これを受けて厚生労働省は、認定プロセスの点検と改善策の検討に着手している。本研究の対象者が語った「障害年金が医師の診断書(所見)によるので、切られるという制度なので不安」(No.12)という言葉は、こうした審査の不透明さや変動性が、当事者の不安の現実的な根拠となっていることを示唆している。等級判定を通じた就労のジレンマは、判定基準のあり方だけでなく、判定

の運用がどれだけ公正で安定しているかという問題とも深く結びついている。

第二の仕組みは、所得そのものによる支給制限である。とりわけ、20 歳になる前に初診日がある傷病を理由とする障害基礎年金――保険料の拠出を前提としない、いわゆる無拠出の年金――については、本人の所得が一定額を超えると年金額が半分に減額され、さらに高い水準を超えると全額が支給停止となる所得制限が設けられている。精神障がいは若年で発症することが少なくないため、本調査の対象者の中にも、こうした 20 歳前傷病による障害基礎年金の受給者が含まれていると考えられる。この場合、障害の程度が変わらなくても、就労収入が一定の線を越えただけで年金が減らされることになる。等級判定を通じた第一の経路とは別に、所得の多寡が直接に年金額を左右するという、もう一つのジレンマがここにある。ある対象者が「年金の収入上限(症状)を廃止してもらえたら働きやすい」(No.12)と語るとき、そこには等級判定と所得制限の双方への問題意識が重なっている。

こうした制度への違和感は、年金額の決め方そのものへの提言としても語られた。ある対象者は、「体調がよくなったから年金がなくなると再発のリスクが高くなるため、段階的に減っていくなどのシステムができたらいい」「ひとりの人として年金の金額を決めて欲しい」(No.3)と述べている。これは、就労状況の変化に応じて年金が急激に変動するのではなく、再発のリスクを織り込んだ緩やかな調整を求める声であり、当事者の側から制度設計のあり方を問い直す重要な視点である。

この構造は、就労を後押しするはずの制度全体が、結果として就労意欲を抑制するという逆説を生んでいる。当事者は、働く能力がないから働かないのではなく、働くことで所得保障を失うリスクがあるから、働くことに慎重にならざるをえない。これは個人の意欲の問題ではなく、制度設計に由来する構造的な問題である。

関連して、本調査の中間報告から高齢者の就労を後押しするために在職老齢年金の支給停止基準が緩和されてきた経緯との対比の指摘あった。高齢者については、年金を受給しながら働いても年金が止まりにくいように制度が見直されてきた。一方で、障害年金については、就労と年金受給の両立を後押しする方向での見直しは進んでいない。同じ公的年金制度のなかで、就労と年金の関係に対する政策の姿勢が、対象によって異なっているとみることができる。

5.2　生活保護からの脱却をめぐる「壁」

障害年金と就労のジレンマと同じ構造は、生活保護についても存在する。生活保護は、世帯の収入が最低生活費に満たない部分を補う制度であるため、就労収入が増えればその分だけ保護費が減る。複数の対象者が、生活保護から脱却するためには月額 20 万円を超えるような就労収入が必要であり、現在の体調ではそれは難しいと語った。ある対象者は、「生活保護をぬけるためには20万円以上稼がないといけないので体調的に難しいと思っている」(No.30)と述べ、別の対象者も「中途半端に働いても年金や医療費のことを考えたら生活保護の方が安定しているので、20万円をこえるような仕事がないと難しい」(No.11)と語っている。

ここでの当事者の語りは示唆に富む。彼らは生活保護から抜け出したいという意思を明確にもっている。先の No.11 の対象者は「今すぐではないが、働いて生活保護をやめたいという気持ちがある」と語る一方で、生活保護の状態を「見張られている(役所に管理されている)」「好きなことに使えない」「他の人に言いにくい」とも述べ、「月に 20 万稼げないならこのまま生活保護がいいのではという、葛藤がある」と、その両義的な心情を率直に語っている。中途半端に就労収入を得ても、医療費の負担や所得保障の減少を考え合わせると、かえって生活が不安定になる――生活保護を受給し続けることは、決して安易な選択ではなく、家計全体を見渡したうえでの合理的な判断として語られている。

また、生活保護を受給していることが、将来に向けた資産形成の道を閉ざしているという語りもあった。ある対象者は、「体調のため働くことができないため資産の運用を考えて NISA をしようとしたが、生活保護では資産運用ができないと言われた」(No.29)と述べている。生活保護制度のもとで資産保有に制約があることは制度の趣旨に照らして理解できるとしても、当事者の側からは、将来不安に自ら備えようとする試みが封じられていると受け止められている。

この「壁」を越えるには、就労収入が一定の水準に達するまで、所得保障や医療費助成を段階的にしか縮小しない仕組み――いわば、就労による所得の増加が、所得保障の減少によって相殺されてしまわないようにする仕組み――が必要になる。就労インセンティブをめぐる議論は社会保障の各分野で蓄積があるが、精神障がい者については、症状の変動によって就労収入が安定しないという特性を踏まえた設計が求められる。

なお、生活保護制度における就労支援については、宮本(2010)が、就労自立支援プログラムの対象が就労阻害要因の少ない者に偏りやすく、障害などの課題を抱える受給者には届きにくいという限界を指摘している。本研究の対象者の語りは、この指摘とは別の角度から、生活保護からの脱却の難しさを照らし出す。本研究の対象者は「働きたくない」のではなく、むしろ脱却の意思を明確にもっている。それにもかかわらず脱却に踏み出せないのは、就労支援が届いていないからというより、脱却の条件となる就労収入の水準が、症状の変動を抱える当事者にとって現実的でないからである。就労支援の届きにくさという宮本の論点に加えて、本研究は、たとえ支援が届いたとしても「壁」の高さそのものが当事者の合理的判断を脱却から遠ざけている、という構造的な問題を提起する。

5.3　申請・更新手続きの負担

所得保障制度の課題は、給付の水準や併給調整だけにとどまらない。制度にアクセスし、それを維持するための手続きそのものが、当事者にとって重い負担となっている。本調査では、障害年金や生活保護の申請・更新の際に困難を感じたことがあるかという問いに対し、32 名中 28 名が何らかの困難を語った。

語られた困難は多岐にわたる。障害年金の申請では、発症の時期までさかのぼって生育歴や受診歴を記載する必要があり、その作業が大きな負担になる。ある対象者は「障害基礎年金を

受給するために障害年金の申請をしたが、幼少期からの情報を書くのが大変だった」(No.5)と語り、別の対象者も「最初にかかった病院まで遡らないといけなかったので資料集めが大変であった」と述べている(No.12)。書類の文言については、「文書の内容が難しく理解ができない」(No.16)、「書面(生活の聞き取り)や書類を読むのも、書くのも大変」(No.22)といった声が複数あった。更新については、「障害年金:更新の際に郵送で送られてくるが、管理が難しい」(No.26)、「通院先は更新時期を教えてくれないため更新把握が難しい」(No.20)など、時期の管理それ自体が負担となっている状況が語られた。

診断書の作成費用が自己負担となる点も繰り返し挙げられた。障害年金の申請には医師の診断書が必要だが、その作成費用は医療保険の対象外であり、「診断書代は保険適用外で1万円かかる」(No.11)という負担が語られた。ここで注目すべきは、この診断書費用の負担が、生活保護と障害年金の併給調整の仕組みと結びついて、当事者にとって不合理に感じられる事態を生んでいることである。生活保護は、他の法律や制度による給付を優先的に活用したうえで、なお不足する分を補うという「他法他施策優先」の原則をとっている。そのため、生活保護を受給している人が障害年金の受給要件を満たしうる場合には、生活保護の担当ワーカーから障害年金の申請を促されることになる。しかし、障害年金を受給できるようになっても、その分だけ生活保護費が減額されるため、当事者が手にする月々の収入の合計額は基本的に変わらない。それどころか、申請のために診断書代を実費で負担した分、かえって持ち出しが生じる。ある対象者は、この点を「(障害年金を受給しても生活保護との)合計額は変わらないのに、診断料が実費の分だけマイナスになる」(No.11)と的確に表現している。制度の側からみれば、これは財源の優先順位を定める合理的なルールである。しかし当事者の家計の側からみれば、手元の収入が増えないにもかかわらず手続きの手間と実費負担だけが課されるという、納得しにくい経験となっている。

こうした手続き上の障壁は、制度の利用そのものを妨げる要因となる。とりわけ見落とせないのは、これらの困難を、相談支援専門員、訪問看護師、医療機関のソーシャルワーカー、社会福祉協議会の職員といった支援者の助けを借りて乗り越えている対象者が多いことである。「相談員や訪問看護が申請を手伝ってくれる」(No.16)、「社会福祉協議会や訪問看護が手伝ってくれたので、大変ではなかった」(No.24)といった語りは、支援の存在が手続きの負担を緩和していることを示す。しかし裏を返せば、そうした支援者とのつながりをもたない当事者は、制度の存在を知らないまま、あるいは申請の手前で諦めてしまう可能性がある。実際、ある対象者は「年金制度自体が知られていない。同じ病院に入院しても知っている人と知らない人がいる」(No.12)と指摘していた。手続きの負担は、制度の「使いにくさ」であると同時に、支援につながっているかどうかによって制度へのアクセスに格差を生む「不公平さ」の問題でもある。

さらに、申請をめぐっては、窓口の対応によって結果が左右されるという語りもあった。ある対象者は、以前に居住していた県で生活保護を申請しようとした際には「親もいるし、難し

い」と言われたが、「福岡（都市部）に移住して申請したらすんなり通った」(No.23)と述べている。同じ制度であっても、申請する地域や担当者によって対応が異なるという経験は、当事者の制度に対する信頼を揺るがすものである。

5.4　医療費助成の地域差と自治体の役割

社会保障制度は国の制度を基本とするが、その運用や上乗せには地域差がある。3.5 節でみたように、精神障がい者の家計は、現金給付だけでなく、医療費の軽減や交通運賃の減免といった現物給付による下支えによっても支えられている。問題は、こうした下支えの内容が、居住する地域によって異なることである。本調査では、とりわけ精神科の通院医療費の負担について、明確な地域差が確認された。

前述のとおり、自立支援医療(精神通院医療)によって精神科の通院医療費の自己負担は原則 1 割に軽減され、生活保護受給者については医療扶助によって自己負担が生じない。これに加えて、多くの自治体では、自立支援医療の自己負担分の一部または全部を独自に助成している。とりわけ沖縄県では、精神科への通院医療費の自己負担が実質的に公費でまかなわれている。その結果、沖縄県の対象者からは、医療費を家計の主たる負担として挙げる声がほとんど聞かれなかった。一方で、他の地域の対象者の中には、医療費を負担と感じると明確に語る人がいた。同じことは交通運賃の減免などについても当てはまり、精神障害者保健福祉手帳による割引の範囲は、地域や交通事業者によって一様ではない。

同じ精神疾患で同じように通院していても、どの地域に住んでいるかによって、家計に占める医療費の重さが異なる。これは、当事者の責めに帰すことのできない、居住地による不平等である。もっとも、この地域差は、自治体が国の制度に上乗せして住民の負担を軽減しているという、自治体独自の取り組みの成果でもある。沖縄県の医療費負担の軽減は、歴史的な経緯のなかで形成された特別な措置に由来するという固有の背景をもつが、結果として、自立支援医療という国の制度の上に自治体の助成が積み重なることで、当事者の医療費負担が大きく軽減されるという一つのモデルを示している。

ここから、国の制度と自治体の施策の役割分担という論点が導かれる。国の制度が全国一律のナショナル・ミニマムを保障し、自治体がそれぞれの地域の実情に応じて上乗せを行うという関係は、それ自体としては地方自治の趣旨にかなっている。しかし、医療費という生活の根幹に関わる負担について地域差が大きくなりすぎると、それは「どこに住むか」によって左右されるべきでない部分にまで及んでしまう。自治体の先進的な取り組みに学びつつ、国の制度としてどこまでを全国一律に保障すべきかを問い直すことが求められる。

もっとも、医療費の自己負担が生活保護の医療扶助や自治体の助成によって実質的にゼロになることには、当事者の家計を支えるという利点の一方で、留意すべき側面もある。自己負担がない状態は、当事者にとって必要な医療へのアクセスを保障する重要な仕組みである反面、医療を提供する側にとっては、提供量を増やすことが当事者の負担増に直結しないため、サー

ビスが過剰に供給される余地を生みやすい。本研究の対象者の多くが利用していた精神科訪問看護については、近年、この点に関わる問題が全国的に表面化している。報道によれば、一部の訪問看護事業者において、症状にかかわらず一律に訪問回数を増やしたり、実際には行っていない早朝・夜間の訪問や複数名訪問を記録上行ったことにしたりして、診療報酬を不正・過剰に請求する事例が指摘されている。こうした事態を受けて、厚生労働省は 2026 年 1 月から、精神障害者を対象とする訪問看護ステーション等に対する全国一斉の調査に着手した。沖縄県でも、精神科訪問看護をめぐる過剰な請求の疑いが報じられている。

この問題は、本研究の主題である当事者の家計から見れば直接の負担増にはつながらない。しかし、過剰なサービスが公費でまかなわれることは、医療費全体の増大を通じて制度の持続可能性を損ない、ひいては当事者を支える所得保障や医療費助成の財源を圧迫しかねない。医療費の自己負担をなくすという当事者本位の仕組みは、それを支える医療提供の側の適正さと一体でなければ、長期的には当事者自身の不利益に転じうる。当事者の医療アクセスを守ることと、医療提供の適正さを確保することは、対立するものではなく、ともに追求されるべき課題である。

5.5　家計管理を支える金融的支援の不足

最後に、これまでの論点とやや位相の異なる課題として、家計管理そのものを支える支援の不足を挙げておきたい。本調査では、金銭管理を本人が行っていると答えた対象者が多数を占めた一方で、家族や福祉サービスの支援を受けている対象者も一定数いた。成年後見制度を利用している対象者もいた。

しかし、これらの支援の多くは、通帳の管理や日々の支払いの代行といった、いわば「管理の代行」にとどまる。限られた収入のなかでどのように家計をやりくりするか、将来に向けてどう備えるか、制度をどう組み合わせれば家計が最も安定するかといった、家計運営の「相談」にあたる支援は乏しい。今後どのような支援があれば生活が安定するかという問いに対して、収入そのものの増加を望む声が最も多かったが、それと並んで、お金の使い方や手続きについて相談できる相手を求める声も聞かれた。

精神障がい者の家計は、本報告書で述べてきたように、複数の制度が複雑に絡み合い、就労と所得保障が連動し、将来への備えが難しいという、固有の難しさを抱えている。この複雑な家計を当事者が一人で運営することには無理がある。福祉的な支援と金融的な知見とを結びつけ、当事者の家計運営に伴走する支援――それは本研究の助成元であるゆうちょ財団が関心を寄せる金融教育や家計支援の領域とも接点をもつ――の必要性を、本調査の結果は示している。

6. 結論――政策的含意と今後の課題

6.1　本研究の知見の要約

本研究は、北海道から沖縄県まで 8 都道県に居住する精神障がい者 32 名への半構造化インタ

ビューを通じて、その家計構造と社会保障制度の課題を検討してきた。得られた知見は次のように要約できる。

第一に、精神障がい者の家計は、就労収入ではなく障害年金と生活保護という所得保障制度を土台とし、そこに事業所の工賃や家族からの援助が薄く積み重なる、複層的な構造をもっている。本人収入の中央値は約 12 万円であり、その多くが制度給付に由来していた。第二に、この家計は、単身生活者が 6 割を超えること、約 6 割が貯蓄をできずにいること、将来に向けた備えの手段が乏しいことなど、複数の点で脆弱性を抱えている。第三に、就労によって収入を増やそうとすると障害年金や生活保護が縮小するという制度間の連動が、当事者の就労意欲を構造的に抑制している。第四に、申請・更新手続きの負担、医療費助成の地域差といった、制度の「使いにくさ」や「地域による不平等」が確認された。

6.2　政策的含意

以上の知見から、精神障がい者の経済的自立を支えるための制度的な課題として、次の三点を提起したい。いずれも、本研究の当事者の語りから具体的に導かれるものである。

第一に、就労と所得保障の関係の再設計である。本研究の対象者は、「20 万円をこえるような仕事がないと難しい」(No.11)、「20 万円以上稼がないといけないので体調的に難しい」(No.30)と語った。ここで重要なのは、彼らが脱却の意思をもちながら、家計全体を見渡したうえで現状にとどまることを「合理的」と判断している点である。とすれば、制度の側が変えるべきは当事者の意欲ではなく、この「合理的判断の前提」そのものである。具体的には、就労収入が一定額に達するまで所得保障や医療費助成を急激にではなく緩やかに逓減させ、就労収入の増加分が所得保障の減少で相殺されない領域を制度的に確保することが考えられる。あわせて、ある対象者が「段階的に減っていくなどのシステム」「ひとりの人として年金の金額を決めて欲しい」(No.3)と語ったように、障害認定における就労状況の評価のあり方――就労の事実を「症状改善」と短絡的に結びつけない運用――の見直しも求められる。その際、高齢者の就労を後押しするために在職老齢年金が見直されてきた経緯は、一つの参照点となる。

第二に、制度へのアクセスの保障である。本研究では、申請・更新手続きの負担が、相談支援専門員や訪問看護師などの支援者の存在によって緩和されている一方、「年金制度自体が知られていない」(No.12)という語りにみられるように、支援につながらない当事者には制度の情報そのものが届いていない可能性が示された。3.5 節でみた現物給付による下支えもまた、医療・福祉サービスの利用に付随して得られるものが多い。つまり、所得保障も現物給付も、「支援につながっているかどうか」によってアクセスに格差が生じる構造になっている。手続きの簡素化、書類作成の支援、診断書費用の負担軽減に加えて、支援につながっていない層へ制度の情報を能動的に届けるアウトリーチの仕組みが求められる。

第三に、国の制度と自治体の施策の役割分担の再検討である。本研究では、沖縄県の対象者から医療費を主たる負担として挙げる声がほとんど聞かれなかった一方、他地域の対象者から

は医療費の負担が語られた。この差は、自立支援医療という国の制度の上に、自治体独自の医療費助成が積み重なっているか否かによって生じている。沖縄県の例は、国の制度と自治体の助成が重なることで当事者の医療費負担が大きく軽減されるという一つのモデルを示している。医療費という生活の根幹に関わる負担について、自治体の取り組みに学びつつ、国の制度としてどこまでを全国一律に保障すべきかを問い直す必要がある。

これら三点に加えて、本研究は、家計管理そのものに伴走する支援の必要性を示した。本研究で描いた複層的で連動的な家計を、当事者が一人で運営することには無理がある。金銭管理の「代行」にとどまらず、限られた収入のなかでのやりくり、制度の組み合わせ方、将来への備えといった家計運営の「相談」に応じる支援――福祉的な支援と金融的な知見を結びつけた家計支援――の構築は、今後の重要な課題である。

6.3　本研究の限界と今後の課題

本研究にはいくつかの限界がある。第一に、対象者は 32 名であり、機縁法によって調査者の実践や研究を通じた関係をもとに紹介を受けたため、対象者の選定に偏りがある可能性は否定できない。とりわけ、何らかの支援につながっている当事者が中心となっており、支援から孤立している当事者の家計の実態は十分にとらえられていない。3.5 節でみた現物給付による下支えの多くが医療・福祉サービスの利用に付随して得られることを踏まえると、支援につながっていない当事者の家計はより厳しい状況にある可能性があり、この点は本研究では把握できていない。第二に、本研究は質的なインタビュー調査であり、得られた知見は当事者の語りに即した解釈であって、量的な代表性をもつものではない。家計の金額も対象者が語ったおおよその値に基づく推計であり、家計簿等による精密な記録に基づくものではない。本研究の知見は、量的調査によって補完され、検証される必要がある。第三に、本研究は一時点での聞き取りであり、症状の変動に伴って家計がどのように変化していくかという時間的な動態は、今回の調査では十分に追えていない。

今後の課題としては、まず、対象者の数と地域をさらに広げ、家計構造の地域差や、支援につながっていない当事者の実態を含めて検討することが挙げられる。また、本研究で「うまくいっている地域」の一例として示した沖縄県の医療費助成のような、自治体の先進的な取り組みを掘り下げ、国の制度との役割分担を具体的に論じることも、有意義な方向性である。さらに、同じ対象者を継続的に追跡することで、就労と所得保障のあいだを当事者がどのように行き来するのか、その動態を明らかにすることが期待される。

精神障がい者の家計は、複数の社会保障制度が交差する場所にある。その交差点に立つ当事者の語りに耳を傾けることは、個々の制度を個別に評価するだけでは見えてこない、制度と制度のあいだの課題を照らし出す。本研究がその一助となれば幸いである。

謝辞

本研究は、2025 年度一般財団法人ゆうちょ財団研究助成を受けて実施したものである。記して感謝申し上げる。また、中間報告に対して貴重なご助言をくださった審査委員の方々、そして何より、家計という個人的な事柄について率直に語ってくださった 32 名の調査協力者の皆様、調査にご協力いただいた各事業所・支援者の皆様に、心より御礼申し上げる。

引用・参考文献

青木聖久(2013)『精神障害者の生活支援――障害年金に着眼した協働的支援』法律文化社.

青木聖久・越智あゆみ・風間朋子・高橋裕典(2015)『精神障害者の経済的支援ガイドブック――事例と Q&A から理解する支援の意義と実務』中央法規出版.

青木聖久ほか(2014)「精神障害者の就労が障害状態確認届の審査に及ぼす影響―実態と支援者が取り組むべき方途―」『日本福祉大学社会福祉論集』第 130 号, 89-116 頁.

岩田正美(2007)『現代の貧困――ワーキングプア／ホームレス／生活保護』筑摩書房(ちくま新書).

岩田正美(2008)『社会的排除――参加の欠如・不確かな帰属』有斐閣.

木下康仁(2003)『グラウンデッド・セオリー・アプローチの実践――質的研究への誘い』弘文堂.

駒村康平・岩永理恵編(2010)『最低所得保障』岩波書店.

土屋葉(2008)「障害者の自立支援に向けた生活実態把握の重要性――「障害者生活実態調査」の結果から」国立社会保障・人口問題研究所『季刊・社会保障研究』第 44 巻第 2 号, 196-209 頁.

宮本順子(2010)「生活保護制度における就労支援の有効性と生存権の保障」『経済政策研究』(香川大学)第 6 号.

百瀬優(2010)『障害年金の制度設計』光生館.

百瀬優(2018a)「障害年金の給付水準」『社会保障法』第 33 号, 101-114 頁.

百瀬優(2018b)「障害者と貧困」駒村康平編『貧困』ミネルヴァ書房, 第 10 章.

百瀬優・大津唯(2020)「障害年金受給者の生活実態と就労状況」『社会政策』第 12 巻第 2 号, 74-87 頁.

厚生労働省(2016)「国民年金・厚生年金保険 精神の障害に係る等級判定ガイドライン」.

厚生労働省(2024)「令和 4 年 生活のしづらさなどに関する調査(全国在宅障害児・者等実態調査)結果の概要」.

厚生労働省(2025)「令和 6 年度 工賃(賃金)の実績について」.

厚生労働省「日常生活自立支援事業」(事業概要).

内閣府『障害者白書』(各年版).

国立精神・神経医療研究センター「就労継続支援 B 型事業所における精神障害者等に対する支援の実態と効果的な支援プログラム開発に関する研究」厚生労働科学研究費補助金(障害者政策総合研究事業)研究報告書.

〔報道〕共同通信「障害年金、医師の判定を破棄 機構職員、ひそかにやり直し」2025 年 12 月 28 日配信.

〔報道〕共同通信「訪問看護、1 月全国調査へ 厚労省、不正請求問題で」2025 年 12 月 21 日配信.

租税教育・租税リテラシーと家計の資産選択

東洋大学経済学部 教授　大野 裕之

要旨

Ⅰ．はじめに

高齢化と少子化が急進している日本では、公的年金財務の見通しは暗く、家計はハイリスクながらハイリターンである金融資産の保有を進めて、「貯蓄から投資へ」を推進する必要がある。政府はこれを促進し預貯金偏重の資産選択を矯正すべく、過去四半世紀、投資優遇税制を中心に据えた対策を講じてきたが、いまのところ奏功していない。そうした中、最近、金融教育や金融リテラシーの重要性に注目する新たな潮流が生まれ、多くの研究成果が蓄積されている。ところで、投資優遇税制は税にかかわる制度である以上、金融教育経験や金融リテラシーに加えて、もしくはそれらに代わって、租税教育経験や租税リテラシーもまた、資産選択等に影響しているのではないかと考えられる。しかし、海外では一定数存在するそうした研究も、我が国では皆無に近い。そこで、本研究は独自のアンケート調査を実施して、租税教育、租税リテラシーが、投資優遇税制を通じてもしくは直接的に、資産保有額に与える影響を実証的に明らかにする。

Ⅱ．　租税教育、租税リテラシー

「租税教育」とは、租税に関する教育一般を指すが、通常の学校教育で行われるもののほかに、我が国では国税庁が中心となって戦後間もない頃から今日まで、特別な租税教育が実施されてきている。平成 23 年度税制改正大綱決定においては、初めて閣議決定され、官民及び関係省庁が連携して租税教育の充実に取り組むことなった。本研究では、このユニークなプログラムに特段の注意を払い、これを「租税教育」と称する。租税リテラシーは、税に関する知識の高低である租税知識と「納税規範・倫理」、「参加・関心」、「公共意識・社会理解」の高さとしてとらえられる「狭義・租税リテラシー」の二つを区別する。これらとともに、金融教育経験の他、金融に関する知識の多寡である金融知識、「金銭管理力」・「判断力・リスク認識」・「将来志向・計画性」および「金銭観・心理的健全性」の高さを測る狭義・金融リテラシーについても、区別して取り扱う。

Ⅲ．　アンケート調査の実施

租税教育と金融教育については、経験者数が多くないことが知られている。また、国税庁を中心に進められてきた租税教育に注目するため、それを学校の通常授業と区別する必要もあった。この場合、標準的なデータ回収方法では租税教育、金融教育、どちらについても十分な観測数が得られない可能性がある。そこで、限られた総回収数の中で十分な分析に耐えられるよう、以下に示す４カテゴリで 500 ずつのデータを回収した。

		租税教育の経験		周辺確率
		特別講義	通常授業＋ない	
金融教育の経験	ある	500(1.22%)	500(5.78%)	1,000
	ない	500(1.28%)	500(91.7%)	1,000
周辺確率		1,000	1,000	2,000

（注）N=1,000。各セルのカッコ内は対応する出現確率

アンケートでは、①租税教育経験、②金融教育経験、③租税知識、④狭義・租税リテラシー、⑤金融知識、⑥狭義・金融リテラシーの他に、資産選択に影響を及ぼすと考えられる、⑦リスク回避度、⑧時間選好率、⑨金融資産残高、⑩株式・投資信託・公社債・預貯金の各保有残高、⑪一般及びジュニア NISA・つみたて NISA・つみたて投資枠・成長投資枠・iDeCo・企業型を通じた各資産保有残高、⑫個人収入、⑬世帯収入、⑫性別、⑬年齢、⑭最終学歴、⑮持ち家の有無を調査した。回収したデータのうち、⑨～⑪には明らかな異常値があったため、上位 1%を除外して分析に供した。

Ⅳ．実証分析

租税教育、租税リテラシーが資産選択に如何なる影響を与えるかというメインテーマの分析を行う前に、海外の先行研究が多数あることから、租税教育が狭義・租税リテラシーおよび税法遵守に与える影響の分析を行った。連続型変数とみなして OLS を施した狭義・租税リテラシーの分析では、租税教育経験は租税知識とともにこれを高めることが示唆された。順序ロジットモデルを推定した租税遵法の分析でも、租税教育経験や狭義・租税リテラシーの高さは、これを高めるとの結果を得た。他方、租税知識は租税遵法にプラスだけではなく、マイナスにも働きうるため、明確な影響は検出できなかった。

投資優遇税制の利用による資産保有残高への影響については、質問への回答がいわゆる cancered data なので、Tobit モデルを推定した。結果は、iDeCo を通じた資産保有額に租税教育がプラスの影響を示した以外は、租税教育、租税リテラシーの影響は、他の５つの制度利用による資産保有額に関して検出されなかった。一方、金融教育、金融リテラシーについては各制度において、促進効果が認められている。優遇税制利用とはいうものの、資産保有額には拠出額だけではなく運用益も含まれるため、租税教育や租税リテラシーの影響は表れにくいということであると考えられる。

３つめの分析として、租税教育、租税リテラシーが、株式、公社債、投資信託、預貯金という４つの資産保有額に与える影響を、Tobit モデルの推定で探った。これには、投資優遇税制の利用によらない投資の結果も含まれている。その結果、租税教育や租税リテラシーは、株式、公社債、投資信託といったリスク資産ばかりか、預貯金の保有残高に対しても有意な促進効果を示すことはなかった。一方、金融教育と金融リテラシーの効果が多くのケースで認められた。今回の推定結果は期せずして、金融教育や金融リテラシーの重要性を再確認するものとなった

V. 結語

本稿で得られた結果は、租税教育、租税リテラシーの資産保有に関する最終結論とするには尚早である。というのも、租税教育、租税リテラシーの研究は本稿を含めても極めて限られており、確定的知見を得るには研究がまだまだ足りないからである。その意味で、本稿を批判する形で後続の研究が多く積まれることが期待される。しかし、そのためには、何よりも、データを一研究者が独自に収集するのではなく、組織的に収集されて、一般研究者の利用に早期に供されることが望まれる。

以上

租税教育・租税リテラシーと家計の資産選択*

東洋大学・大野裕之

Ⅰ．はじめに

日本では社会の高齢化と少子化が急進している。内閣府の「令和 8 年版高齢社会白書」によれば、我が国の総人口は、令和 7 年 10 月 1 日現在、1 億 2,322 万人で、そのうち 65 歳以上人口は、3,622 万人となり、総人口に占める割合（高齢化率）は 29.4%となった。これは、2025 年時点で文字通りの世界最高であり、また 2005 年以降の伸びも世界一である[1]。一方、厚生労働省「令和 7 (2025)年人口動態統計月報年計（概数）の概況」は、「出生数は 67 万 1236 人で、前年の 68 万 6173 人より 1 万 4937 人減少し、出生率（人口千対） は 5.6 で、前年の 5.7 より低下している。」「合計特殊出生率 は 1.14 で、前年の 1.15 より低下している。」と報告する[2]。

このように、日本人は今後、長い老後生活を送らねばならない中、少子化も急速に進行している。そのため、公的年金の財務の見通しは暗く、最早これに頼ることはできない。このことは、家計がハイリスクながらハイリターンである金融資産の保有を進めて、私的な蓄えを増やす―つまり「貯蓄から投資へ」を推進する―必要があることを意味する。しかしながら、家計の資産選択は 30 年前からほとんど変わらず、ローリスク・ローリターンの現金・預貯偏重である。日本銀行調査統計局「資金循環の日米欧比較」(2026 年 8 月 31 日）[3]によれば、日本の家計の金融資産に占める「現金・預金」の割合は 47.2%で、1999 年 12 月末の 54.0%と大きく変わらない[4]。これは、米国の 10.7%やユーロ圏の 31.1%と比較して、極めて高い。一方、「株式等」は 16.7%、「投資信託」は 6.9%にとどまっている[5]。そのため、国民は十分な私的蓄えをしているかが大いに懸念される。

政府はそうした資産選択を矯正すべく、投資優遇税制、つまり税を中心に据えた対策を講じてきたが、いまのところ奏功していない[6]。手詰まり状態の中、最近、金融教育や

* 本研究は一般財団法人ゆうちょ財団 2025 年度の研究助成による。本研究の前バージョンに対しては、日本応用経済学会 2026 年度春季大会（2026 年 6 月 13～14 日：東北学院大学）において、南山大学の神野真敏氏より貴重なコメントを頂戴した。記して謝したい。残余の誤り、不足点は全て筆者の責任である。

[1] 図１－１－６。https://www8.cao.go.jp/kourei/whitepaper/w-2026/html/zenbun/lsls_02.pdf （2026 年 9 月 20 日閲覧)。

[2]「結果の概要」(1 頁)。https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/geppo/nengai25/index.html（2026 年 6 月 20 日閲覧)。

[3] 図表 2「家計の金融資産構成」 https://www.boj.or.jp/statistics/sj/sjhiq.pdf (2026 年 4 月 17 日閲覧)。

[4] 1999 年 12 月の数値は、日本銀行調査統計局「欧米主要国の資金循環統計」(2000 年 11 月)「図表２ 家計の金融資産構成（1999 年 12 月末)」欧米主要国の資金循環統計 (2000 年 11 月)による。https://www.boj.or.jp/statistics/outline/notice_2000/data/ron0011c.pdf （2026年4月17日閲覧)。

[5]「株式等」は米国が 43.4%、ユーロ圏が 25.5%、「投資信託」は米国が 13.3%、ユーロ圏が 12.1%である。

[6] 確定拠出年金は 2000 年に、少額投資非課税制度（NISA）は 2013 年に導入された。投資家、非投資家の両方を調査対象として日本証券業協会が行っている『証券投資に関する全国調査』(2024 年調査）によれば、

それが向上させると考えられている金融リテラシーの重要性に注目する新たな潮流が生まれており、人々の金融行動・意識に与える影響について、多くの研究成果が蓄積されている[7]。それに呼応する形で、それを促進する政策が新たな対策として取られるに至っている[8]。

ところで、これまでの政府の取り組みは、少額投資非課税制度（以下、「NISA」という）や確定拠出年金（以下、「DC」という）など投資優遇税制が中心であったと述べた。そうであれば、人々がそうした投資優遇税制に関心が向くか否か、仕組みやメリットを理解できるか否かは本来、資産選択行動にとって重要な資質である。その意味で、金融教育を受けた人、金融リテラシーの高い人であれば、制度の利用に踏み出すであろうと考えられる。しかし、金融教育や金融リテラシーが、NISA や確定拠出年金等の投資優遇税制利用に与える効果については、研究の蓄積は十分とは言い難く、僅かに大野(2023a, 2023b, 2024)や林田・大野(2024)があるだけである。これらの研究は概ねこの仮説を支持する[9]。

本研究はそうした研究の延長線上にあるが、それに新たな視点を加える。すなわち、NISA や DC は投資優遇税制、つまり税にかかわる制度である以上、金融教育経験や金融リテラシーに加えて、もしくはそれらに代わって、租税教育経験や租税リテラシーもまた、資産選択等に影響しているのではないかという視点である。後述するように、我が国では学校教育の現場で古くから租税教育が行われてきており、その効果も注目に値する。租税リテラシーを分析に取り入れた日本の研究としては、唯一 Iwasaki et al. (2021)がある。彼らは独自のアンケート調査により tax literacy を計測し、その効果を実証的に検証し、資産選択における重要性を説いている[10]。しかし、彼らのいう tax literacy は真に租税一般に関する関心や知識の高さを指すものではなく、金融知識に近い[11]。

大野・林田（2025, 2026）はそれを批判して、独自のアンケート調査で、租税教育の経験の有無と租税に関する知識の多寡のデータを得て、投資優遇税制利用の有無に関す

確定拠出年金に加入している人の割合は 9.5%、NISA 口座を開設し投資も行っている人の割合は 14.4%にとどまる。尚、NISA は 2024 年 1 月に大幅拡充されたが、その効果を云々するのは時期尚早である。

[7] 海外では、金融教育に関して、García-Santillán et al. (2025), Jerrim et al. (2021), Boyer et al. (2022), Brugiavini et al. (2020) などがある。金融リテラシーについては、Lusardi and Michell (2014,2023) を参照せよ。我が国の研究については、資産選択への影響に絞って次節で言及する。

[8] 2022 年 4 月より高等学校学習指導要領が改訂され、金融教育の内容が拡充された。また、2025 年 4 月には、「適切な金融サービスの利用等に資する金融又は経済に関する知識を習得し、これを活用する能力の育成を図るための教授及び指導（金融経済教育）を推進すること」を目的に、認可法人・金融経済教育推進機構（J-FLEC）が設立された。

[9] 但し、これらの研究は NISA や DC を利用しているか否かだけを分析対象としており、それらの仕組みを通じていくら投資を行ったかについては分析していない。

[10] 第２節で詳述するが、tax literacy の定義の他、導出する結論についても疑義が残る。

[11] 例えば、仮想的な状況下で所得税納税額を計算させる問題の他、NISA や iDeCo、つみたて NISA の課税標準についての知識を問う問題が 7 問中 5 問ある。これは租税一般に関する知識というよりは、金融に関する知識と言えよう。

る影響を探った[12]。次節で詳述するが、ロジット推定の結果、租税教育経験は iDeCo の利用を促進するだけであるが、金融教育経験、金融リテラシーは NISA と企業型 DC の利用を押し上げる等の結果を暫定的に得ている。しかし、このアンケート調査では調査項目が限られていたため、各資産の保有額への影響は分析しえなかった。そこで本研究では、独自の調査を再度行い、租税教育、租税リテラシーが、投資優遇税制を通じて、もしくは直接的に、資産保有額に与える影響を実証的に明らかにする。

本稿の構成は以下のとおりである。次節は、租税教育、租税リテラシーに関する内外の先行研究を紹介する。第Ⅲ節は、実証分析の準備としてアンケート調査によって収集したデータと変数を説明する。そのうえで、実証分析の結果を第Ⅳ節から第Ⅵ節まで、３節にわけて報告する。最後に、第Ⅶ節「おわりに」で本稿を閉じる。

Ⅱ．租税教育、租税リテラシーに関する先行研究

金融教育、金融リテラシーが資産選択に与える影響を分析した論文は、我が国でも少なくない。金融教育に関しては、前掲の大野(2023a, 2023b, 2024)および林田・大野(2024)の他、村上（2013)、村上・西村（2012）などがある。金融リテラシーに関しては、中村（2025)、宮本・西出（2024)、高岡・藤井（2024)、北野他（2024)、関田（2016, 2020）が最近の代表的なものと言える[13]。ところが、「貯蓄から投資へ」を推進する我が国の政策の中心が税制であるにも関わらず、租税教育や租税リテラシーの効果を分析した研究は皆無に近い。一方、それらに関する実証研究は、海外では一定数見つかった。以下、このことを敷衍する。

（１）海外の研究

①租税教育に関する研究

租税教育の効果に関する研究には、以下のようなものがある。Amin（2022）はマレーシアのデータで、租税教育は租税に関する知識を高めることを示す。Yaacob（2022）も高等学校の生徒を対象とした調査で、租税教育が租税知識と租税遵法を助けると主張する。Kurniawan（2020）は、インドネシアの大学において定期的に夜間授業を受講し、納税者としての要件を満たしている 100 名の学生を対象とした調査を行った結果、租税教育は税法遵守に対して有意な影響を与えることを報告する。Yuk Sim Kwok(2016)は香港のデータで、租税教育は遵守能力、税制の公平性観念、道徳的理由付けの３つのチャネルを通じて税法遵守を高めることを示す。Mascagni et al.（2024） は、アフリカ・ルワンダにおける、新規納税者に対する研修が、申告書の提出確率、ゼロ税額申告の確率、および納税額の 3 つの遵守アウトカムを大きくかつ有意に改善することを明らかに

[12] 大野・林田（2025, 2026）では、本稿で後に「租税知識」と定義する税に関する知識の多寡を「租税リテラシー」とよんでいる。金融リテラシーについても同じ。
[13] 金融教育と金融リテラシーの関係については、中村（2026）が詳しい。

している。Phyllis et al.（2018）は、イギリスの大学生を対象とした調査をもとに、「大学生を対象とした集中的な税務教育が、財務・税務リテラシーの向上および公共財政への理解促進に対して肯定的な効果をもたらす」と述べている。Gonidakis et al.（2024）はギリシャの大学生を対象に調査を行い、租税教育が租税知識と租税倫理に与える影響の重要性を報告する。

②租税リテラシーの様相に関する研究

租税リテラシーの様相を調査した研究では、Bhushan and Medury（2013)がインドにおける調査で、回答者全体の租税リテラシー・レベルはそれほど高くないこと、回答者間で大きな差があること、性別、年齢、学歴、収入、雇用形態、勤務地によって有意に影響を受けるが地理的地域による影響は受けないこと等を報告する。Chardon et al.（2016）はオーストラリア人を対象に租税リテラシーの様相を調査し、19 %の人は「乏しい」・「低い」と分類されること、租税リテラシーの低い人は金融リテラシーも低い傾向にあること等を報告する。Pham et al.（2020）は、カナダ各州で住民の租税リテラシーの様相を調査した。その結果、基本的な税知識は良好であるものの、所得税の累進性に関する複雑な質問では正しく答えられないことが多いこと、調査結果は各州で概ね一貫していたが、ケベック州の回答者は税の質問の得点は高かったものの、税知識の自己評価は低い傾向にあることなどを報告する。

③租税リテラシーの効果に関する研究

そうした租税リテラシーがもつ効果に関する研究としては、例えば、Ishak et al.（2016）はマレーシアの調査結果で、税に対する意識・関心や知識が高いほど、税法遵守が高くなることを示す。同じくマレーシアでの調査で、Latiff et al.（2005)は租税リテラシーが税法遵守に与える影響を分析している。Nichita et al.（2018）はルーマニア人へのアンケート調査から、租税リテラシーは税法遵守を高めることを示す。Sitawati and Subarka（2022）はインドネシアのスマラン市の税務署に登録している10,661 人の申告データを用いて、租税意識（tax awareness）は税法遵法にポジティブな影響を与えていることを示している。

（２）我が国の研究

翻って、我が国ではどうか。一般研究者がアクセスできる、租税教育や租税リテラシーに関する調査が、我が国では存在しない。そのため、実証研究では独自データの収集を行わざるを行いえない。筆者の知る限り、初めて租税リテラシーを分析に取り入れたのはIwasaki et al.（2021)である。彼らは、20歳～69歳を対象に独自のインターネット調査を行って得られたtax literacyのデータを使って、NISA、iDeCoの利用確率をOLSとTSLSで推定した。結果はOLS推定で、tax literacyの係数推定値は有意に正の符号を得たが、financial literacyの係数推定値は非有意となった。これを以て、筆者らは、税制優遇を伴う個人資産の形成には租税リテラシーがカギであると主張している。もっ

とも、iDeCoとNISA利用に対するTSLS推定では、tax literacyのt値も1.7程度である(financial literacyは0.93～1.47)。また、目的変数は二値変数であるにもかかわらず、OLSやTSLSを用いている点も結果の信頼性を弱めている。さらに、先述の通り、彼らのtax literacyは金融知識に近い。

そこで、大野・林田（2025,2026）は独自のアンケート調査で、真に租税知識と言えるデータを取集し、NISA、iDeCo、企業型DCの利用確率に関する分析を行った。その結果、租税教育が租税知識[14]を有意に高めることを示した。そのうえで、租税教育経験はiDeCoの利用確率は高めるものの、NISAや企業型DCの利用確率には影響しないこと、租税知識はiDeCo、企業型DC、NISAいずれの利用確率にも影響しない一方、金融教育経験および金融リテラシーはどちらもNISAと企業型DC利用を促すが、iDeCo利用には影響を与えないとの結果を報告する。よって、Iwasaki et al. (2021)の主張とは対照的に、租税教育/租税リテラシーの影響は限定的で、むしろ金融教育/金融リテラシーの重要性が再確認されている。

しかし、大野・林田（2025,2026）では資産選択そのものの質問を設けることができなかった。そのため、租税教育や租税リテラシー、金融教育、金融リテラシーが保有資産の残高に与える影響は分析されていない。そこで、本研究は資産選択の設問を設けたアンケート調査をあらためて実施し、租税教育、租税リテラシーの影響を探る。

Ⅲ．租税教育

ここで少し紙面を割いて、多くの読者には聞きなれないに違いない「租税教育」について説明したい。文字通りの「租税教育」とは、租税に関する教育一般を指すことは言うまでもない。文部科学省の学習指導要領では、租税教育は主に社会科（小学校・中学校）および公民（高等学校）で位置づけられ、国民としての税金の意義、納税の義務、公平な負担の重要性を理解させることを目的としている。例えば、小学校第３学年では、「『公共施設』については，市が公共施設の整備を進めてきたことを取り上げること。その際，租税の役割に触れること」、中学校公民的分野では「（イ）財政及び租税の意義，国民の納税の義務について理解すること」、高等学校の公民では「・・・財政及び租税の役割などに関わる現実社会の事柄や課題を基に，公正かつ自由な経済活動を行うことを通して資源の効率的な配分が図られること」と教えるべき内容を定め、これに沿って各学校で授業が行われている[15]。

こうした通常授業における租税教育の他に、特筆すべきは、国税庁が中心となって特別な租税教育を実践してきていることである[16]。国税庁 HP によれば、租税教育とは、

[14] 脚注12参照。
[15] それぞれ、「小学校学習指導要領（平成29年告示）解説 社会編」（平成29年7月）p46、「中学校学習指導要領（平成29年告示）解説 社会編」（平成29年7月）」p147、「高等学校学習指導要領（平成30年告示）解説 公民編」（平成30年7月）p50。
[16] 次の３段落の内容は、大野・林田（2025）の記述を一部修正して再述したものである。

「次代を担う児童・生徒が、民主主義の根幹である租税の意義や役割を正しく理解し、社会の構成員として税金を納め、その使い道に関心を持ち、さらには納税者として社会や国の在り方を主体的に考えるという自覚を育てる」活動を言う[17]。江崎(2022)によれば、そのスタートは昭和 25 年に遡る。そして、昭和 33 年以降、全国で、国税庁（国税局、税務署）、地方税関係者及び教育関係者により、都道府県及び市区町村単位の租税教育推進協議会（以下「地方租推協」）が立ち上げられ、租税教育の補助教材の作成や、租税教室への講師派遣等の活動」を中心として、今日までなされてきている。

このように古くから行われてきた租税教育は、平成 22 年末の平成 23 年度税制改正大綱決定において、「租税教育の充実」について初めて閣議決定され、官民及び関係省庁が連携して租税教育の充実に取り組むこととされた。これを受けて、国税庁、総務省及び文部科学省（以下、「関係 3 省庁」）が協議を行い、平成 23 年 11 月 16 日に「租税教育推進関係省庁等協議会（以下「中央租推協」）」[18]を発足させ、関係 3 省庁が協力して租税教育の充実に向けて継続的に取り組んでいくこととなった。

租税教育の取り組みは、中央租推協による学習指導要領改訂対応、国税庁 HP「税の学習コーナー」の運営の他、国税局・税務署（地方租税協）による「租税教室」の実施からなる[19]。この「租税教室」は小中高校生や大学生を対象に、当局の職員等[20]を学校に派遣して講義を行う形で行われるものを指すが、それに付随して教材を作成したり、講師養成の研修会を行ったり、学校関係者に情報提供や研修会を実施したりすることも含まれる。さらに、外部の講師に代わって、学校の先生に講義を実施してもらう形態もあるという[21]。講義の後には児童・生徒に「税に関する作文」を書かせ、それを表彰することも行っている[22]。但し、江崎（2022）は、この中で国税当局の業務として最も大きなものは、講師派遣であると述べている[23]。本研究では、このユニークなプログラムに特段の注意を払い、これのみを「租税教育」と称する。

---

[17] 国税庁 HP「税の学習コーナー」https://www.nta.go.jp/taxes/kids/sozei_kyoiku/index.htm （2026 年 6 月 10 日最終閲覧）

[18] 中央租推協とは、租税教育の基本方針等を策定し、構成する省庁等が連携・協調して関係する全国の租税教育関係者、地方租推協の活動等に反映させ、租税教育の更なる充実のための環境の整備を目指した協議会である。出展は脚注 17 に同じ。

[19] 江崎（2022）p.32

[20] 国税職員の他、地方公共団体職員、税理士等、関係民間団体職員等を含む。

[21] 日本証券経済研究所「証券税制研究会」参加者からの指摘。実際、国税庁 HP には、学校の先生が講師を勤める動画がいくつも掲載されている。

[22] やや古い情報であるが、江崎(2022)によれば、租税教室の開催件数は令和元年度で、小中学校・高等学校・大学併せて、全国年間で 3 万件を超えている。コロナウィルス感染症のパンデミックの影響で、令和 2 年度はその 5 割強に落ち込んだが、令和 3 年度には 25,025 回にまで回復している。内訳は小学校が最も多く、次いで中学校、高等学校、大学となっている。受講者数は令和元年度がトータルで 152.5 万件、令和 3 年度が 100.2 万件に及ぶ。但し、これが全児童・生徒・学生数のどの程度の割合にあたるかの言及はない。他方、作文の応募数は、令和元年度が小中高合わせて 214,421 編、令和 2 年が 160,184 編、令和 3 年度が 178,807 編となっている。これらについても、全対象者数の何割にあたるかの情報はない。

[23] これに対し、日本証券経済研究所「証券税制研究会」参加者より、小中学校の先生に、児童・生徒を対象に税に関する授業を実施してもらい、その後、作文を書かせることが租税教育の中心ではないかとの指摘を受けた。

Ⅳ．データと変数

（1）アンケート調査のデザイニング

前述の通り、今回の研究の直接的 reference は大野・林田（2025, 2026）である。本稿では、大野・林田（2025, 2026）と同様に、アンケート調査をインターネット・モニター調査の形で実施し、その改良を行った。改良点は主に研究会等で受けた以下の 2 つのコメントによる[24]。尚、各問の詳細は巻末付録にあげたアンケート全文を参照せよ。

（ⅰ）租税教育経験を問う設問では、学校の正規課程の授業なのか、国税庁等が実施している「租税教育」を指しているのか、判別できない。

（ⅱ）租税リテラシーという概念は租税知識を包含するより広い概念であるが、租税知識と同義に扱っている。知識とは言えない、税に対する意識・態度・行動は、知識と同等かそれ以上に、資産選択行動に影響を与えている可能性がある。金融リテラシーについてもほぼ同様のことが言える。

そこで、（ⅰ）については、租税教育経験者を対象に、「経験」が学校の正規課程の授業を指しているのか、国税庁等が実施している特別な「租税教育」を指しているのかを区別する更問を設けた（SC2）。（ⅱ）については、リテラシーを租税知識と「狭義・租税リテラシー」に区分し、租税知識を問う設問に加えて、新たに後者の水準を問う設問を設けることとした。具体的には、「納税規範・倫理」、「参加・関心」、「公共意識・社会理解」の高さを問うものである[25]。以下では、租税知識と狭義・租税リテラシーを併せて、単に「租税リテラシー」と称する。金融リテラシーについても同様に概念を整理した。すなわち、「金融リテラシー」を金融に関する知識の多寡である金融知識と、「金銭管理力」、「判断力・リスク認識」、「将来志向・計画性」および「金銭観・心理的健全性」の高さを測る狭義・金融リテラシーに分けた[26]。

これらの概念を整理すると、次のようになる。

租税リテラシー
- **（ⅰ）租税知識：租税に関する知識の多寡**
- **（ⅱ）狭義・租税リテラシー：「納税規範・倫理」、「参加・関心」、「公共意識・社会理解」の高さ**

金融リテラシー
- **（ⅰ）金融知識：租税に関する知識の多寡**
- **（ⅱ）狭義・金融リテラシー：「金銭管理力」、「判断力・リスク認識」、「将来志向・計画性」および「金銭観・心理的健全性」の高さ**

---

[24] 日本財政学会 2025 年度大会や証券経済研究所「証券税制研究会」での発表時に受けたコメントに基づく。他に、データ回収数を 2 倍以上に増やすことができた。

[25] Q1, Q3, Q5, Q7 が「納税規範・倫理」に、Q2, Q4, Q6 が「関心・参加」に、Q8, Q9, Q10 が「公共意識・社会理解」にあたる。

[26] それぞれ、(a)～(d)、(e)および(f)、(g)および(h)、(i)および(j)があたる。

（２）出現率調査とデータの回収

租税教育と金融教育については、経験者の出現率が高くないことが予想される。実際、2025 年に行った、大野・林田（2025）のインターネット・モニター調査でも、図表１の出現率を得ている。金融教育は 6.87%、租税教育は 4.88%と低い水準にとどまっている。出現確率は本調査の回収数にかかわるため、今回も本調査に先立って、出現率調査を行った。結果は図表２の通りである。両者は大きく変わらない。

図表１：租税教育・金融教育経験の出現確率（2025 年の調査）

		租税教育の経験		周辺確率
		ある	ない	
金融教育の経験	ある	1.69%	5.18%	6.87%
	ない	3.19%	89.90%	93.1%
周辺確率		4.88%	95.10%	100%

（注）大野・林田（2025）の図表２（p16）より転載。N=1000

図表２：租税教育・金融教育経験の出現確率（今回調査）

		租税教育の経験		周辺確率
		ある	ない	
金融教育の経験	ある	2.20%	4.80%	7.00%
	ない	2.30%	90.7%	93.0%
周辺確率		4.50%	95.5%	100%

（注）N=1,000

ところで前項で、筆者は特に国税庁を中心に進められてきた租税教育に注目すると述べた。そこで、租税教育経験者を対象に、その「経験」が学校の正規課程の授業を指しているのか、国税庁等が実施している特別な「租税教育」を指しているのかを区別する更問を設けたと述べた。それが SC2 であり、租税教育の経験ありと答えた人を対象に、特別な授業であるか、通常の授業であったかを尋ね、それを含めた出現確率も求めた。結果は、図表３に示すとおりとなった。設問を通常授業についてのものと解釈した人が、租税教育を受けたと答えた人の 44% ほど(=2.0/4.5)いることがわかる。

図表３：租税教育・金融教育経験の出現確率（今回）（租税教育の内訳）

		租税教育の経験			周辺確率
		特別講義	通常授業	ない	
金融教育の経験	ある	1.222%	0.978%	4.80%	7.00%
	ない	1.278%	1.022%	90.7%	93.0%
周辺確率		2.50%	2.00%	95.5%	100.0%

（注）N=1,000

ここで、「通常授業」での租税教育は一般の学校教育であるから、本稿で注目する「租税教育」の経験については「ない」と同等であると考え、データは図表４の各セルについて 500 ずつ回収することとした。各セルのカッコ内は対応する出現確率で、次節以降の実証分析ではこれらをウェイトとして使用し、各推定はウェイト付き推定を行う。

図表４：データの回収と出現確率

		租税教育の経験		周辺確率
		特別講義	通常授業＋ない	
金融教育の経験	ある	500(1.22%)	500(5.78%)	1,000
	ない	500(1.28%)	500(91.7%)	1,000
周辺確率		1,000	1,000	2,000

（注）N=1,000。各セルのカッコ内は対応する出現確率

（３）変数

本項では、次節以降で展開する実証分析で使用する変数を説明する。

①租税教育経験

本稿では国税庁等による租税教育だけを取り上げ、SC1 で４を選択し、かつ SC2 で１を選択したものに１、それ以外に 0 をあてるダミー変数として作成した。

②金融教育の経験

SC1 で１を選んだ者に１、それ以外に 0 を充てるダミー変数である。

③租税リテラシー

(a) 租税知識

租税知識の多寡は、Q3 の各命題の正誤を問う問題で、正答を得た場合に１、誤答となった場合に 0 を当て、正答率の大小で測った[27]。

(b)狭義・租税リテラシー

Q11 の各命題について 1～5 を選ばせる問題で、全ての命題で選択肢の数値が高い方が狭義・租税リテラシーが高いと考えられる。そこで、全 10 問の合計を以て充てることとした。

④金融リテラシー

(a) 金融知識

租税知識の多寡は、Q4 の各命題の正誤を問う問題で、正答を得た場合に１、誤答

[27] 助成団体への中間報告に対するコメントで、命題２と命題７について問題としての適正性について疑問が呈された。そこで念のため、この２問は採点から外して、全８問中の正答率を使った分析も併せて行ったが、主要な結論は大きく変わらなかった。

となった場合に 0 を当て、その正答率の大小で測った。

(b)狭義・金融リテラシー

Q10 の各命題について 1〜5 を選ばせる問題で、全ての命題で選択肢の数値が高い方が狭義・租税リテラシーが高いと考えられる。そこで、全 10 問の合計を以て充てることとした。

⑤リスク回避度

Q5 の命題 1 の状況での期待値は 10.5 万円である。この場合に投資をしないというのはリスク回避的行動である。よって、選択肢 1 を選んだ人はリスク回避的で、3 を選んだ人はリスク志向的ということになる。リスク回避度の高低と数値の大小を合わせるため、1 を 3 に、2 は 2 のまま、3 は 1 に変換し、「リスク回避度」という名称の変数を構築した。

⑥時間選好率

Q5 の命題 2 では 10%の割引率で２つのオプションの現在価値は等しい。それでも今 10 万円をもらう方に賛成するという選択肢１を選ぶ人の割引率は 10%以上ということになり、時間選好率が高い。反対にこれに賛成しない人、つまり選択肢 3 を選ぶ人の時間選好率は低い。リスク回避度の高低と数値の大小を合わせるため、1 を 3 に、2 は 2 のまま、3 は 1 に変換し、「時間選好率」という名称の変数を構築した。

⑦金融資産残高

Q6 で金融資産の残高を実額で尋ねているので、そのまま変数として採用した。

⑧各保有資産残高

Q7 で、リスク資産として株式、投資信託、公社債の残高を、安全資産として預貯金の残高を尋ねている。それらをそのまま変数として採用した。

⑨投資優遇税制利用を通じた資産保有額

Q8 がこれにあたる。NISA は 2024 年に大規模な制度改革が行われたため、現在、旧制度の一般 NISA・ジュニア NISA とつみたて NISA、新制度の「つみたて投資枠」と「成長投資枠」の 4 つが併存している。また、DC にも iDeCo と企業型 DC がある。そこで、これら 6 つを別々に扱った。Q8 はいずれも残高を問うており、それをそのまま変数として採用した。また、これらのいずれかを利用している場合に１，それ以外に 0 をとる「投資優遇税制利用」という変数も併せて構築している。

⑩個人収入

Q9 が年間の個人収入を実額で答えさせているので、そのまま変数として採用した。

⑪世帯収入

F5 の各選択肢をその中位値に変換して用いた。但し、「1,500 万円以上」は便宜上

1,650 万円に変換した。

⑫性別

F1 を男性が 0、女性が 1 をとるように変換して、ダミー変数を構築した。

⑬年齢

F2 が実年齢を答えさせているので、それをそのまま用いた。

⑭最終学歴

F4 で「1 中学卒」、「2　高学校卒」を基準とし、「3　専門学校卒」、「4　短大・高専卒」、「5　大学卒」、「6　大学院卒」のいずれかを選んだ人に１、それ以外は 0 をとる「高等教育卒」というダミー変数を構築した。「7 在学中」は、年齢が 21 歳以下の場合には最終学歴を高等学校卒と扱って 0 を、22 歳以上の場合には「高等教育卒」と扱って１を充てた[28]。尚、「8 その他」は除外した[29]。

⑮持ち家の有無

F5 の選択肢 1 および 2 を選んだ場合には 1、それ以外には 0 をとるダミー変数「持ち家の有無」を構築して用いた[30]。

（４）記述統計

以上の変数の記述統計は図表５の通りである。いくつか読者の注意を促したい点を指摘したい。まずは、金融資産残高の最大値が 300 億円と非常に大きくなっている。最小値は 0 であるから、分布が右に大きく傾き、その結果、平均値よりも標準偏差が大きくなっている。超資産家が回答した可能性があるが、誤りである可能性も否定できない。金融資産総額ほどではないが、同様の傾向が、その下の株式から年収（個人）まで続いている。これらの数値も誤り等である可能性はあるが、そうであると判断する術はない。

また、それと関連するが NISA や iDeCo などの投資優遇税制の値は、拠出額ではなく、それらを利用して得た資産の保有額である。何故なら、旧 NISA を最大年・最大額拠出した場合、つみたて NISA は 240 万円、一般 NISA はジュニア NISA と併せても 1,840 万円、2024 年から開始した新 NISA では、成長投資枠で最大 720 万円、つみたて投資枠で 360 万円である。DC の場合、制度が少し複雑で、自営業者の場合は最大年額拠出額は 81.6 万円なので、25 年では 2,040 万円の拠出が可能である。企業型 DC でも、2012 年（マッチング拠出導入）から 2024 年まで満額拠出した場合は 858 万円（＝66 万円　×　13 年）となる。図表５の最大値はそれぞれそれら上限を大きく上回っている。これは、拠出額に運用益を加えた保有額であるためである。いずれにしても、極端に大きい数値

28　全 23 名のうち、修士課程を終えていそうな年齢の者もいたが、選択肢に「修士課程」や「博士課程」の区別がない以上、大学院在学中、すなわち最終学歴は大学として扱わざるを得ない。

29　全体の 1%未満である 18 件あった。

30　「その他」に何が含まれるか不明であるが、少なくとも持ち家ではないので、これも含めて 0 を充てることとした。

は分析を歪める可能性を持つので、異常値として処理した分析を行う[31]。

図表５：変数の記述統計

変数名		単位	観測数	最大値	最小値	平均	標準偏差
租税教育経験		ー	2000	1	0	0.5	0.50013
金融教育経験		ー	2000	1	0	0.5	0.50013
租税リテラシー	租税知識	%	2000	100	20	64.465	12.593
	狭義・租税リテラシー	ー	2000	50	10	37.502	6.5621
金融リテラシー	金融知識	%	2000	100	20	61.550	18.313
	狭義・金融リテラシー	ー	2000	50	10	38.556	6.9984
リスク回避度		ー	2000	3	1	2.0185	0.74862
時間選好率		ー	2000	3	1	2.1380	0.83565
金融資産残高		万円	2000	3,000,000	0	4,594.9	74,406
株式		万円	2000	100,000	0	578.96	3569.1
公社債		万円	2000	40,000	0	364.69	1474.1
投資信託		万円	2000	30,000	0	118.96	1060.7
預貯金		万円	2000	94,000	0	816.23	2743.3
投資優遇税制の利用	旧つみたてNISA	万円	2000	3,000	0	32.178	136.938
	旧一般・ジュニアNISA	万円	2000	4,500	0	36.628	188.207
	つみたて投資枠	万円	2000	6,000	0	56.820	199.638
	成長投資枠	万円	2000	5,000	0	76.802	247.346
	iDeCo	万円	2000	10,000	0	39.094	327.588
	企業型DC	万円	2000	7,800	0	57.477	346.922
年収（個人）		万円	2,000	30,000	0	508	825
年収（世帯）		万円	2000	1650	200	659.35	407.0294
性別		ー	2000	1	0	0.229	0.420294
年齢		歳	2000	79	19	54.768	12.94281
高等教育卒		－	1982	1	0	0.7891	0.408049
持ち家の有無		ー	2000	1	0	0.7245	0.446878

Ⅴ．実証分析その１

本稿のメインテーマは、租税教育、租税リテラシーが資産選択に如何なる影響を与えるかである。しかし、海外で先行研究がいくつもあることから、副次的な分析として、租税教育が狭義・租税リテラシーおよび税法遵守に与える影響を探ってみた[32]。尚、以

[31] いうまでもなく、異常値の認定は恣意性が入る可能性があるので慎重に行う必要がある。以下の分析では、保守的に上位１％の数値だけ除外することとしている。

[32] 租税教育の租税知識に対する影響の分析は、今回は見送った。というのも、本論文では租税教育を国税庁主導の特別講義に限ったが、第Ⅲ節で述べたように、この特別授業は税に関する知識を増やすことを目的にしていない。このことは、研究会においても、元国税庁関係者である参加者から指摘されている。実際、推定を行ったところ有意な影響は検出できなかった。但し、租税教育を通常授業を含めたもので定義しなおして行うと、大野・林田（2025）と整合的に、租税知識を有意に高めるという結果が得られた。

下第Ⅶ節までの全ての推定で、年齢の影響が非線形である可能性を踏まえて、年齢には1次の項と２次の項を含めてまず分析をし、２次の項が非有意となった場合には、１次の項の結果だけを報告している。また、どちらも金融資産総額と個人年収は上位１％を異常値として除外した。

狭義・租税リテラシーは連続型変数として扱い、推定にはOLSを用いた。図表６の推定式１および２がその結果である。まず金融総資産、年齢、高等教育卒が少なくとも10%水準でどちらの推定式でも有意に正の係数推定値を得ている。一方、年収は個人年収をとった場合に10%水準で有意であるが、世帯年収では10%水準でもわずかに非有意となった。金融資産が多い人ほど、個人の年収が高い人ほど、年齢が高い人ほど、高等教育を受けた人はそうでない人に比して、狭義・租税リテラシーが高いことを示唆する。注目の租税教育と租税知識の係数推定値は、前者は１％水準で、後者は10%水準で、有意に正となった。租税教育を受けた人はそうでない人に比して、また租税知識の多い人ほど、狭義・租税リテラシーの水準が高いことが示唆される。

次いで、租税遵法の分析である。図表6の推定式3および4を見よ。この高低はQ11の命題3への回答で測った[33]。ここでは、目的変数が1〜5の順序を持った質的変数であることから、順序ロジットモデルを推定した。順序ロジットモデルではOLS等と異なり、係数推定値の絶対値は特別な意味を持たないため、別途、限界効果を推定することが多い。一方、係数推定値の符号は、説明変数が分布をどちらに歪ませるかを示唆する。本研究の目的に照らせば、係数推定値の符号を示せば十分であるため、図表６では係数推定値を報告する[34]。

推定式３と４の結果は、金融資産総額と年齢がどちらの推定式でも有意に正となっている。金融資産総額、年齢の高い人ほど税金を正しく収めるべきだという考えを持つことが示唆されている。租税教育と狭義・租税リテラシーも１％水準で有意に正の係数を得た。租税教育を受けた人はそうでない人に比して、また狭義・租税リテラシーの高い人ほど、そうした遵法精神が高くなる傾向が読み取れる。興味深いのは租税知識が非有意となったことである。租税知識は租税遵法にプラスだけではなく、マイナスにも働きうる。というのも、豊富な知識を駆使して法律の抜け穴や過度な節税に走る場合もありうるからであると考えられる。

[33] 命題７も関係するようにも思えるが、７は他人の行動の評価なので、３の方が適切だと考えた。
[34] 関心のある読者には限界効果の結果を提供する用意がある。

図表６：租税教育と狭義・租税リテラシー、租税遵法

推定式	1		2		3		4	
目的変数	狭義・租税リテラシー				租税遵法			
推定法	OLS				順序ロジット			
	係数推定値	P値	係数推定値	P値	係数推定値	P値	係数推定値	P値
租税教育	3.14393	0.000	3.16497	0.000	0.490950	0.001	0.49469	0.000
租税知識	4.29583	0.058	4.49686	0.047	1.070955	0.142	1.04150	0.155
狭義・租税リテラシー	—	—	—	—	0.415680	0.000	0.41697	0.000
リスク回避度	-0.12371	0.748	-0.08616	0.823	0.148940	0.282	0.14455	0.298
時間選好度	-0.31411	0.329	-0.31535	0.325	0.048009	0.699	0.04715	0.706
金融資産総額	0.00037	0.001	0.00041	0.000	0.000098	0.006	0.00010	0.002
年収（個人）	0.00163	0.069			-1.22E-04	0.639		
年収（家計）			0.00112	0.105			-0.00034	0.192
性別	0.96406	0.155	0.66112	0.266	0.104271	0.653	0.08536	0.712
年齢	0.12033	0.000	0.12261	0.000	0.024483	0.008	0.02151	0.025
高等教育卒	1.02663	0.059	1.03992	0.057	-0.207050	0.283	-0.18692	0.335
持家の有無	-0.38677	0.489	-0.56267	0.336	-0.028485	0.889	0.02406	0.906
定数項	24.9564	0.000	24.7540	0.000	—	—	—	—
決定係数	0.1108		0.1082		0.3712		0.3723	
観測数	1,949		1,949		1,949		1,949	

（注）金融資産総額と年収（個人）は上位1%を外れ値として除外した。また推定式３，４の推定閾値は割愛している。分析に当たっては図表４各セルのカッコ内の出現確率でウェイト付けをしている。

VI. 実証分析その２

本研究の目的は、租税教育、租税リテラシーが資産保有額に与える影響の分析であるが、まず投資優遇税制の利用による影響を探ってみよう。先に述べたように、NISA については旧つみたて NISA、旧一般 NISA・ジュニア NISA、つみたて投資枠、成長投資枠の４つを、DC については iDeCo と企業型 DC の２つを別々に尋ねている。そこで、これら６つの回答をそれぞれ目的変数に据えた推定を行う。この質問への回答はいわゆる cancered data なので、推定方法は Tobit が選択される。尚、本節の分析では、金融資産総額と個人年収に加え、６つの目的変数も上位１％を異常値として除外している。

（１）旧 NISA と租税教育、租税リテラシー

図表７の旧 NISA の結果を見てみる。まず、推定式５～８はつみたて NISA の結果である。年齢が１％水準で負、個人年収が５％水準で正、そのときだけ性別も有意に正の係数推定値を、それぞれ得ている。年齢が負になっているのは、つみたて NISA が 20 年と

いう長期にわたり少額を投資していくもので、かつ途中での引き出しができないものあるため、高齢になるほど魅力が薄れると考えれば、この結果は得心がいく。

４つの推定式のすべてで、金融知識は５％水準で有意に正となっている。狭義・金融リテラシーも年収に個人年収をとった場合には 10%ながら有意に正となっている。一方、租税教育や租税リテラシー２変数はどちらも非有意である。旧つみたて NISA の制度を使って上手に投資資産を選択すれば、高い収益を得て保有額を膨らませることができる。金融知識が豊富なほど、この資産選択がうまくいっていることを示唆しているのかもしれない。推定式７と８は、租税教育を説明変数から落として行った推定の結果である。これは前節の分析で、租税教育は狭義・租税リテラシーに有意な影響を持つことが示されている。そこで、非有意ではあるものの租税教育を説明変数に加えることが何らかの推定上の問題を起こす可能性があることを考慮して、租税教育を説明変数から落とした。結果的には、推定式５、６と比べて、他の説明変数の挙動には、大きな変化は認められなかった。

次いで、推定式９～12 の、一般およびジュニア NISA の結果を見てみよう。推定式５～８のつみたて NISA との違いは、まず、金融資産総額と高等教育卒が 4 つ全てで有意に転じたこと、年齢の２乗の項も 10%ながら有意に転じたこと、持ち家の有無が 4 件中 2 件で有意に転じたことである。一方、年収（個人、家計）と性別は全てで非有意となった。金融総額が高い人ほど、高等教育を受けた人はそうでない人より、一般およびジュニア NISA の保有残高が大きい。金融資産総額については自然な結果である[35]。高学歴の人はそうでない人より、制度のメリットをよりよく理解しているためと解される。年齢は、１次の項の符号が負、２次の項が正になることから、ある年齢まで投資残高が下がりその後上昇に転じるという、放物線を描いていることがわかる。一般 NISA は投資期間５年の短期投資である。人々のライフサイクルを考えると、はじめのうちは歳を重ねるにつれて支出がかさみ投資に資金を振り向ける余裕はなくなるが、ある年齢を境に余裕も生まれ、資産形成にも関心が向くことから、NISA の利用を増やしていると解釈することができる。持ち家の有無の弱い影響は、持ち家を持つ人は一般及びジュニア NISA を行う、心の余裕があるからか。注目の変数では、租税知識と租税リテラシー２変数が全て非有意で変わらなかったが、今回、狭義・金融リテラシーが４件すべてで 10%ながら有意に転じた。

以上の結果から、旧 NISA への影響を探った推定式５～12 で、租税関連変数と金融関連変数の明暗がより鮮明になった。目的変数が救出額ではなく運用益を含む保有残高である以上、対象資産をうまく選択したか否かで結果は大きく異なりうることを考えると、この結果も得心が行く。尚、この明暗は NISA 利用の有無だけを問うた大野・林田(2025)の結果とも整合的である。

---

[35] 金融資産総額との関係においては逆相関の可能性が潜むが、限られた質問数の中では適当な操作変数が見つからないため、2 段階最小二乗法を用いた対処は叶わない。

図表７：租税教育、租税リテラシーと投資優遇税制を通じた資産保有額（旧 NISA）

推計式	5		6		7		8		9		10		11		12	
目的変数	旧NISA・つみたてNISA								旧NISA・一般及びジュニアNISA							
推定法	Tobit								Tobit							
	係数推定値	P値	係数推定値	P値	係数推定値	P値	係数推定値	P値	係数推定値	P値	係数推定値	P値	係数推定値	P値	係数推定値	P値
租税教育	19.7192	0.322	17.4002	0.388					29.2564	0.382	30.9700	0.357				
租税知識	-238.347	0.115	-230.958	0.122	-238.397	0.115	-230.964	0.121	-376.912	0.172	-376.662	0.174	-376.773	0.172	-376.486	0.174
狭義・租税リテラシー	-2.83065	0.454	-2.36981	0.545	-2.78965	0.460	-2.33379	0.550	-9.26537	0.201	-9.57379	0.188	-9.21207	0.202	-9.51682	0.190
金融教育	16.6853	0.534	26.3438	0.323	19.7376	0.473	29.0629	0.288	22.8006	0.613	21.4478	0.633	27.9683	0.546	26.9341	0.560
金融知識	276.463	0.017	275.587	0.018	276.355	0.017	275.514	0.018	420.768	0.016	413.977	0.018	420.647	0.016	413.867	0.018
狭義・金融リテラシー	6.17353	0.081	5.84908	0.103	6.17424	0.081	5.84961	0.103	12.4988	0.063	12.8132	0.054	12.4964	0.063	12.8103	0.054
リスク回避度	16.2520	0.489	18.2582	0.444	16.3231	0.487	18.3227	0.442	42.6820	0.343	46.3891	0.308	42.8620	0.340	46.5739	0.305
時間選好度	-9.89365	0.630	-9.00350	0.666	-9.81880	0.633	-8.94438	0.667	8.05590	0.832	7.35335	0.846	8.07821	0.831	7.37376	0.845
金融資産総額	0.00199	0.774	0.00740	0.256	0.00198	0.775	0.00739	0.257	0.02164	0.044	0.02191	0.035	0.02163	0.044	2.2E-02	0.035
年収（個人）	0.11388	0.024			0.11375	0.024			0.10368	0.155			0.10348	0.155		
年収（家計）			0.00644	0.877			0.00635	0.879			0.12310	0.103			0.12284	0.104
性別	65.8778	0.097	29.4698	0.454	65.7515	0.097	29.3738	0.455	-61.7752	0.428	-78.1391	0.321	-62.0341	0.426	-78.3856	0.319
年齢	-5.87121	0.000	-6.63475	0.000	-5.88752	0.000	-6.64975	0.000	-31.0038	0.077	-32.3428	0.064	-31.1898	0.074	-32.5420	0.061
年齢２乗	—	—	—	—	—	—	—	—	0.26371	0.096	0.28235	0.076	0.26521	0.093	0.28395	0.074
高等教育卒	58.1149	0.140	63.9264	0.107	58.3614	0.137	64.1350	0.105	321.352	0.003	319.575	0.003	321.451	0.003	319.664	0.003
持ち家の有無	56.6732	0.138	60.0820	0.135	56.8413	0.137	60.2369	0.134	119.716	0.096	101.077	0.169	119.980	0.095	101.389	0.167
定数項	-290.206	0.079	-225.972	0.162	-290.886	0.078	-226.552	0.161	-342.043	0.529	-341.995	0.521	-338.372	0.533	-337.967	0.525
疑似決定係数	0.0359		0.0322		0.0359		0.0322		0.0527		0.0537		0.0527		0.0586	
観測数	1,933		1,933		1,933		1,933		1,933		1,933		1,933		1,933	

（注）２つの目的変数と金融資産総額と年収（個人）は上位 1%を外れ値として除外した。分析に当たっては図表４各セルのカッコ内の出現確率でウェイト付けをしている。

（２）新 NISA と租税教育、租税リテラシー

図表８は新 NISA の分析結果である。これを図表７の旧 NISA の結果と比べてみよう。推定式 13～16 のつみたて投資枠と推定式５～８のつみたて NISA の結果との違いは、金融総資産額が有意に、個人年収が非有意に転じたこと、年収に家計年収をとったとき性別は有意に負となったことである。また、金融知識は変わらず有意に正であるが、狭義・金融リテラシーは４件すべてで非有意になった。金融知識の豊かな人、金融総資産額が多い人ほど、つみたて投資枠での資産保有額が多いことを示唆する。女性は男性よりも保有額が低いことの弱い証拠がみられる。租税知識、租税リテラシーは変わらず影響を与えていない。

一方、図表８の推定式 17～20 の成長投資枠の結果と、推定式９～12 の一般及びジュニア NISA の結果と比べると、金融教育が有意に正になったこと、年収が４件すべてで有意に正になったこと、性別が年収に家計年収をとった２件で、有意に負になったこと、年齢が１次の項も非有意になったこと、持ち家の有無が４件すべてで非有意になったことが認められる。

新 NISA と旧 NISA の違いは大きい。成長投資枠の年間投資枠は旧一般 NISA の２倍の 240 万円であり、口座開設期間も非課税保有期間も無制限になったほか、つみたて投資枠との併用も可能になるなど、投資家にとっての魅力が大きくなった。こうしたことが、以上のような変化に寄与したことは間違いないが、質問数が限られていることもあり、そのロジックを解釈し、実証することは叶わない。

図表８：租税教育、租税リテラシーと投資優遇税を通じた資産保有額（新 NISA）

推計式	13		14		15		16		17		18		19		20	
目的変数	新NISA・つみたて投資枠								新NISA・成長投資枠							
推定法	Tobit								Tobit							
	係数推定値	P値	係数推定値	P値	係数推定値	P値	係数推定値	P値	係数推定値	P値	係数推定値	P値	係数推定値	P値	係数推定値	P値
租税教育	-18.4090	0.348	-18.8232	0.341					17.7214	0.513	15.2190	0.573				
租税知識	-183.725	0.155	-176.208	0.175	-183.870	0.155	-176.3565	0.175	-386.791	0.046	-369.864	0.057	-386.655	0.046	-369.751	0.057
狭義・租税リテラシー	2.31407	0.474	2.42950	0.453	2.27851	0.480	2.39325	0.458	-1.80794	0.714	-1.29560	0.792	-1.77097	0.719	-1.26449	0.797
金融教育	-2.40343	0.930	0.94567	0.972	-5.18992	0.854	-1.90261	0.945	69.8748	0.051	75.0934	0.035	72.6366	0.048	77.4664	0.034
金融知識	446.918	0.000	443.673	0.000	446.976	0.000	443.720	0.000	486.201	0.001	473.922	0.001	486.165	0.001	473.918	0.001
狭義・金融リテラシー	3.67867	0.247	3.61792	0.263	3.68192	0.246	3.62108	0.263	7.84623	0.101	7.28017	0.138	7.84460	0.101	7.27944	0.138
リスク回避度	-10.8811	0.620	-7.70173	0.728	-10.9780	0.617	-7.79466	0.725	-36.9689	0.265	-32.3989	0.331	-36.9025	0.266	-32.3443	0.331
時間選好度	-5.43836	0.795	-4.28953	0.838	-5.50241	0.793	-4.34933	0.836	-21.1114	0.459	-19.8829	0.485	-21.0688	0.459	-19.8510	0.486
金融資産総額	0.02830	0.002	0.03003	0.001	0.02831	0.002	0.03004	0.001	0.04203	0.000	0.04589	0.000	0.04202	0.000	0.04587	0.000
年収（個人）	0.07888	0.132			0.07904	0.132			0.15826	0.021			0.15807	0.021		
年収（家計）			0.05837	0.198			0.05853	0.197			0.10634	0.063			0.10621	0.063
性別	-68.3485	0.128	-85.6010	0.041	-68.3168	0.129	-85.5974	0.041	-101.030	0.139	-130.024	0.056	-101.056	0.139	-130.028	0.056
年齢	-8.32939	0.000	-8.26372	0.000	-8.31272	0.000	-8.24619	0.000	-3.07343	0.163	-3.11640	0.161	-3.08964	0.160	-3.13040	0.158
高等教育卒	27.5961	0.461	27.9856	0.459	27.3596	0.464	27.7451	0.462	103.539	0.078	107.821	0.063	103.762	0.077	108.004	0.062
持ち家の有無	37.2761	0.307	28.6904	0.449	37.1096	0.309	28.5000	0.452	38.6544	0.463	22.9325	0.675	38.8306	0.461	23.0995	0.673
定数項	-214.582	0.227	-227.384	0.196	-214.118	0.228	-226.957	0.197	-573.567	0.019	-570.323	0.019	-574.082	0.019	-570.766	0.019
疑似決定係数	0.0465		0.0462		0.0527		0.0462		0.0513		0.0502		0.0513		0.0501	
観測数	1,933		1,933		1,933		1,982		1,936		1,936		1,936		1,936	

（注）2 つの目的変数と金融資産総額と年収（個人）は上位 1%を外れ値として除外した。分析に当たっては図表４各セルのカッコ内の出現確率でウェイト付けをしている。

（３）DC

図表９は DC の結果である。まず、推定式 21～24 の iDeCo の結果を見てみよう。まず、４つの定式化すべてで、金融知識、金融資産総額、年収（個人、家計）が有意に正、リスク回避度が有意に負となっている。年齢は一次の項が正、二次の項が負で有意となっている。金融知識の豊富な人ほど、金融資産総額、年収の多い人ほど、それぞれ iDeCo による資産保有残高が多い。一方、リスク回避度が高い人ほど iDeCo による資産保有額が小さい。年齢については、ある年齢までは資産保有額が増えるが、それ以降は下がることを意味している。これは、iDeCo は加入年齢の上限が 60 歳と決まっているためであろう。

注目の租税教育、租税リテラシーでは、租税教育が 2 件とも有意に正となっている。租税教育を受けた人はそうでない人に比して、iDeCo を通じた資産保有額が多い。尚、大野・林田（2026）でも租税教育経験が iDeCo 利用に正の影響を及ぼすことが示唆された。大野・林田（2026）では利用しているか否かだけを尋ねているため、資産保有額を尋ねるこの結果と直接には比較できないが、一定の整合性を持つと言えよう。

次に推定式 25～28 の企業型 DC の結果である。ここでの推定は、対象者を F3 で選択肢１～９を選択した人に絞って行った。そのため観測数が 794 と、これまでの推定と比較して小さくなっている。企業型 DC は、制度を活用しいている企業に勤めている人でないと利用できない。F3 で選択肢１～9 を選んだ人は、企業に勤務していると考えられる。但し、働く企業が DC を導入しているか否かを知るすべはない。

推定結果をみると、金融教育と高等教育卒が 4 つ全てで有意に正、個人年収が２つと

も有意に正、年齢は 2 条の項だけが有意に負となっている以外は、有意な説明変数はない。また、金融教育は 4 つ全てで有意に正である。但し、これらの結果には注意を要する。というのも、企業型 DC を導入している企業は大企業が多く、そこでは従業員の多くが高等教育卒と考えられる[36]。また、大企業の給与は比較的高額であるとも考えられる。高等教育卒や個人年収が有意に正の係数推定値を得たのは、単にそうした相関を検出した可能性も否定できない。また、年齢２乗が有意に負なのも、企業の定年退職年齢が近づくにつれて累乗的に企業型 DC の魅力が減るからではないか。さらに、企業型 DC を導入した企業は加入社員に投資教育を継続的行う義務を負うため、金融教育が有意に正であるのはそれを反映してのことであるかもしれない。残念ながら、アンケートの質問が限られているためそれを区別する方法はない[37]。

図表９：租税教育、租税リテラシーと投資優遇税制を通じた資産保有額（DC）

推計式	21		22		23		24		25		26		27		28	
目的変数	iDeCo								企業型DC							
推定法	Tobit								Tobit							
	係数推定値	P値	係数推定値	P値	係数推定値	P値	係数推定値	P値	係数推定値	P値	係数推定値	P値	係数推定値	P値	係数推定値	P値
租税教育	70.9272	0.069	67.3921	0.081					-21.9026	0.789	-48.321	0.565				
租税知識	31.1708	0.901	53.4050	0.834	30.6341	0.902	52.9842	0.835	261.663	0.742	390.163	0.646	262.798	0.740	392.208	0.644
狭義・租税リテラシー	-7.38643	0.252	-6.73446	0.315	-7.21743	0.260	-6.57886	0.324	-0.70129	0.964	1.67440	0.921	-0.74420	0.961	1.58227	0.925
金融教育	23.6700	0.604	31.9647	0.482	34.9916	0.451	42.7344	0.358	470.777	0.000	521.063	0.000	467.957	0.000	514.805	0.000
金融知識	435.074	0.043	444.078	0.037	434.055	0.043	443.165	0.037	-428.952	0.355	-391.674	0.416	-428.396	0.355	-390.815	0.418
狭義・金融リテラシー	2.44397	0.650	1.22723	0.827	2.44840	0.649	1.23528	0.825	-8.29522	0.556	-7.72852	0.620	-8.31507	0.555	-7.75490	0.620
リスク回避度	-126.884	0.007	-111.840	0.019	-126.036	0.008	-111.069	0.020	18.1929	0.842	30.7595	0.742	17.9793	0.843	30.3001	0.746
時間選好度	44.2337	0.224	49.8524	0.181	44.2233	0.223	49.8036	0.181	57.1273	0.465	50.0796	0.541	57.0150	0.466	49.9045	0.542
金融資産総額	0.02542	0.086	0.03112	0.028	0.02539	0.086	0.03109	0.028	-0.00261	0.882	0.01804	0.340	-0.00264	0.881	0.01799	0.341
年収（個人）	0.21915	0.003			0.21861	0.003			0.55627	0.002			0.55694	0.002		
年収（家計）			0.14967	0.062			0.14932	0.063			0.13472	0.316			0.13593	0.311
性別	66.7395	0.345	17.2916	0.805	66.4610	0.346	17.0699	0.807	-62.1705	0.773	-245.111	0.307	-62.1545	0.774	-245.432	0.307
年齢	41.6707	0.043	38.3243	0.055	41.1090	0.044	37.7743	0.057	85.5137	0.122	89.2884	0.120	85.8728	0.121	90.0386	0.116
年齢２乗	-0.52130	0.012	-0.49089	0.015	-0.51624	0.012	-0.48592	0.016	-0.89340	0.100	-0.96848	0.084	-0.89672	0.099	-0.97540	0.082
高等教育卒	69.9449	0.350	71.7769	0.335	70.7514	0.343	72.4593	0.329	672.866	0.000	718.902	0.000	672.429	0.000	718.180	0.000
持ち家の有無	-10.7182	0.851	-31.7944	0.586	-9.80063	0.864	-30.9061	0.596	-164.827	0.234	-146.169	0.328	-165.069	0.233	-146.818	0.327
定数項	-1371.17	0.014	-1298.24	0.017	-1362.48	0.014	-1289.47	0.018	-3396.29	0.033	-3438.06	0.042	-3404.28	0.033	-3455.18	0.041
疑似決定係数	0.0667		0.0637		0.0665		0.0636		0.0616		0.0510		0.0616		0.509	
観測数	1,943		1,943		1,943		1,943		794		794		794		794	

（注）2 つの目的変数と金融資産総額と年収（個人）は上位 1%を外れ値として除外した。分析に当たっては図表４各セルのカッコ内の出現確率でウェイト付けをしている。

（４）小括

上記の結果では、iDeCo 利用による資産保有額に対して、租税教育が有意に正の影響を示したほかは、租税教育、租税リテラシーの促進効果は認められなかった。一方、金融教育、金融リテラシーについては各制度において、促進効果が認められている。優遇税制利用とはいうものの、資産保有額には拠出額だけではなく運用益も含まれる以上、租税教育や租税リテラシーの影響は表れにくいということであろうか。

[36] 企業年金連合会の「2023（令和 5）年度 企業型確定拠出年金実態調査結果（概要版）」（p4）によると、企業型 DC の加入状況は従業員数 1,000 人以上の企業では 33.9%に及ぶ一方、99 人以下の企業では 15.7%にとどまっている。厚生労働省「就労条件総合調査」（2023 年）第 18 表でも、大企業と中小企業の格差が見て取れる。

[37] こうした可能性に配慮した推定法としては操作変数法が想起されるが、質問項目が限られており、適当な操作変数が見つからない。

Ⅶ. 実証分析その３

本節では、租税教育、租税リテラシーが資産保有額に与える影響の分析を行う。前節との違いは、ここには投資優遇税制の利用によらない投資の結果も含まれていることである。目的変数として用いる質問は、アンケートの Q7 である。回答は、金融資産計、株式、投資信託、公社債に分けて、残高実額を記入させており、当該の資産を保有していない場合には 0 を入力させている。この質問への回答はいわゆる cancered data なので、推定方法は Tobit が選択される。尚、本節の分析でも、金融資産総額と個人年収と４つの目的変数は、上位１％を異常値として除外している。

（１）株式と公社債

図表 10 に結果をまとめた。株式の結果（推定式 29～32）をみると、上から金融教育、金融知識、優遇税制利用、年収（個人、家計）、高等教育卒、持家の有無が４つの定式化全てで有意に正の係数推定値を得ている。金融教育を受けた人は、優遇税制を利用した人は、高等教育を受けた人は、持家がある人は、それぞれそうでない人に比して、株式保有残高が高い傾向にある。また、金融知識と年収が豊かな人/高い人ほど、株式投資保有額が多いことになる。性別は、年収を家計年収でとった場合には負で有意な係数推定値を得ているが、個人年収を取った時には非有意となっている。この意味は必ずしも明らかではないが、女性は男性よりも株式保有額が低いという、弱い証拠をとらえることができよう。注目の租税教育、租税リテラシー２件はすべて非有意であり、株式保有残高に影響を与えていない。

次いで、公社債の結果（推定式 33～36）を見てみよう。有意な説明変数は投資優遇税制利用のみである。これは１%水準で有意に正の符号を得ているから、投資優遇税制を利用する人はしない人に比べて公社債投資残高が高い、強い証拠が得られたことになる。ここでは租税教育、租税リテラシーのみならず、金融教育、金融リテラシーの影響も認められない。

図表 10：租税教育、租税リテラシーと株式投資額、公社債投資額

推計式	29		30		31		32		33		34		35		36	
目的変数	株式								公社債							
推定法	Tobit								Tobit							
	係数推定値	P値	係数推定値	P値	係数推定値	P値	係数推定値	P値	係数推定値	P値	係数推定値	P値	係数推定値	P値	係数推定値	P値
租税教育	-87.5719	0.415	-104.411	0.340					115.055	0.301	109.004	0.330				
租税知識	-1111.10	0.157	-1020.56	0.188	-1111.41	0.157	-1021.00	0.188	-895.141	0.344	-854.705	0.364	-894.860	0.343	-854.321	0.364
狭義・租税リテラシー	21.8693	0.342	24.8288	0.295	21.6858	0.345	24.6104	0.297	-7.02679	0.733	-5.13563	0.809	-6.76710	0.742	-4.89024	0.817
金融教育	332.971	0.027	381.919	0.011	319.479	0.038	365.796	0.017	181.413	0.226	210.392	0.161	199.955	0.196	228.040	0.141
金融知識	2106.53	0.003	2087.66	0.003	2107.49	0.003	2088.73	0.003	824.955	0.215	861.767	0.193	823.27	0.215	860.206	0.193
狭義・金融リテラシー	5.72498	0.759	3.67502	0.854	5.73151	0.759	3.68253	0.854	-18.5343	0.280	-20.2521	0.256	-18.5330	0.279	-20.2473	0.256
リスク回避度	-67.5262	0.633	-36.6719	0.798	-67.840	0.632	-37.0294	0.796	-14.6166	0.907	-7.14811	0.954	-14.0143	0.910	-6.59062	0.957
時間選好度	-160.885	0.184	-161.184	0.191	-161.176	0.183	-161.489	0.190	92.7245	0.401	93.2404	0.408	92.7452	0.401	93.2131	0.407
優遇税制利用	1354.06	0.000	1457.35	0.000	1354.04	0.000	1457.38	0.000	1003.85	0.000	1058.70	0.000	1003.13	0.000	1057.92	0.000
年収（個人）	1.11195	0.002			1.11292	0.002			0.20079	0.403			0.19986	0.405		
年収（家計）			0.67796	0.056			0.67892	0.055			-0.11694	0.620			-0.11726	0.618
性別	-345.640	0.156	-608.615	0.015	-345.414	0.156	-608.532	0.016	93.4376	0.725	34.9726	0.888	92.8124	0.726	34.4404	0.890
年齢	12.7076	0.162	13.1261	0.148	12.7825	0.160	13.2183	0.144	10.8644	0.262	8.33085	0.391	10.7449	0.266	8.21615	0.396
高等教育卒	911.655	0.000	940.281	0.000	910.704	0.000	939.191	0.000	140.399	0.534	178.016	0.449	142.031	0.528	179.438	0.445
持家の有無	541.432	0.012	446.493	0.048	540.627	0.013	445.426	0.048	219.500	0.298	223.977	0.308	220.848	0.294	225.346	0.304
定数項	-5094.38	0.000	-5137.09	0.000	-5092.27	0.000	-5134.79	0.000	-2443.88	0.033	-2273.17	0.043	-2445.46	0.032	-2274.77	0.042
疑似決定係数	0.0530		0.0504		0.0529		0.0504		0.5050		0.501		0.505		0.500	
観測数	1,942		1,942		1,942		1,942		1,936		1,936		1,936		1,936	

（注）2 つの目的変数と金融資産総額と年収（個人）は上位 1%を外れ値として除外した。分析に当たっては図表 4 各セルのカッコ内の出現確率でウェイト付けをしている。

（2）投資信託と預貯金

投資信託はどうであろうか。図表 11 の推定式 37～40 がその結果である。ここでは、金融教育経験、金融知識、狭義・金融リテラシー、優遇税制利用、高等教育卒が 4 つの推定式全てで有意に正の結果を得ている。金融教育を受けた人は、投資優遇税制を利用している人は、高等教育を受けた人は、それぞれそうでない人より投資信託保有額が多い。また、金融知識と狭義・金融リテラシーは高いほど、投資信託資産の保有額が大きい。年齢は、年収を個人年収でとった場合に有意に正となっており、その場合、年齢が高い人ほど、投資信託保有額が大きいことを示す。一方、租税教育、租税知識の係数推定値は非有意である。狭義・租税リテラシーは有意な係数推定値を得たものの、符号は負である。以上のことから、租税教育、租税リテラシーは投資信託の保有額に影響を与えていないと言えよう。

次いで、無リスク資産である預貯金の結果を見よう。推定式 41～44 では、金融知識、狭義・金融リテラシー、投資優遇税制利用、年収（個人、家計）、年齢、高等教育卒が 4 つ全てで、少なくとも 5%水準で有意、符号は正となっている。これらはみな預貯金を増やす方向に働いているということである。ここでも、租税教育、租税リテラシーの係数推定値は非有意となったため、預貯金保有額に影響を与えていないことになる。

図表 11：租税教育、租税リテラシーと投資信託投資額、預貯金額

推計式	37		38		39		40		41		42		43		44	
目的変数	投資信託								預貯金							
推定法	Tobit								Tobit							
	係数推定値	P値	係数推定値	P値	係数推定値	P値	係数推定値	P値	係数推定値	P値	係数推定値	P値	係数推定値	P値	係数推定値	P値
租税教育	-3.53653	0.958	-7.74606	0.908					29.9924	0.700	15.7864	0.841				
租税知識	303.501	0.530	322.395	0.508	303.506	0.530	322.412	0.508	-249.922	0.652	-125.704	0.821	-249.940	0.652	-125.720	0.821
狭義・租税リテラシー	-28.5792	0.023	-27.4544	0.031	-28.5870	0.023	-27.4715	0.031	1.48842	0.925	4.50479	0.780	1.54226	0.922	4.53272	0.778
金融教育	157.505	0.079	175.649	0.047	156.948	0.085	174.432	0.052	-14.3959	0.884	40.1672	0.686	-9.69105	0.924	42.6424	0.681
金融知識	784.245	0.020	799.420	0.018	784.284	0.020	799.502	0.018	1500.13	0.000	1482.04	0.000	1500.02	0.000	1481.99	0.000
狭義・金融リテラシー	30.6948	0.012	30.0778	0.015	30.6955	0.012	30.0794	0.015	42.2813	0.000	42.8982	0.000	42.2797	0.000	42.8971	0.000
リスク回避度	-51.5393	0.572	-53.7879	0.555	-51.5564	0.571	-53.8231	0.555	24.1288	0.821	38.8728	0.719	24.2265	0.820	38.9219	0.718
時間選好度	57.8249	0.425	55.6204	0.441	57.8212	0.425	55.6132	0.441	-131.086	0.124	-137.404	0.114	-130.990	0.125	-137.354	0.114
優遇税制利用	1785.06	0.000	1803.58	0.000	1785.08	0.000	1803.64	0.000	668.425	0.000	759.406	0.000	668.415	0.000	759.393	0.000
年収（個人）	-0.00772	0.963			-0.00768	0.963			0.90678	0.000			0.90653	0.000		
年収（家計）			-0.19637	0.231			-0.19634	0.231			0.44812	0.013			0.44803	0.013
性別	-131.698	0.400	-157.153	0.290	-131.685	0.400	-157.143	0.290	114.331	0.571	-88.1519	0.632	114.241	0.571	-88.1754	0.632
年齢	10.4327	0.044	8.22295	0.115	10.4357	0.043	8.22951	0.114	22.1890	0.003	22.8182	0.003	22.1675	0.003	22.8066	0.002
高等教育卒	339.230	0.007	352.391	0.005	339.186	0.007	352.299	0.005	395.833	0.005	426.905	0.002	396.230	0.004	427.108	0.002
持家の有無	67.3042	0.615	91.7862	0.495	67.2642	0.615	91.6929	0.496	-78.6997	0.632	-147.597	0.380	-78.4530	0.633	-147.454	0.381
定数項	-3179.17	0.000	-3001.20	0.000	-3179.11	0.000	-3001.07	0.000	-4210.12	0.000	-4324.89	0.000	-4210.90	0.000	-4325.26	0.000
疑似決定係数	0.0890		0.0894		0.0890		0.0894		0.0251		0.0231		0.0251		0.0231	
観測数	1,937		1,937		1,937		1,937		1,939		1,939		1,939		1,939	

（注）2 つの目的変数と金融資産総額と年収（個人）は上位 1%を外れ値として除外した。分析に当たっては図表 4 各セルのカッコ内の出現確率でウェイト付けをしている。

（3）小括

Iwasaki et al.（2021）は、租税リテラシーが資産選択のカギであると主張した。このことが本研究のモチベーションのひとつとなっているが、本節の結果はそれを支持するものではない。租税教育や租税リテラシーは、株式、公社債、投資信託といったリスク資産ばかりか、無リスク資産である預貯金の保有残高に対しても有意な促進効果を示すことはなかった。一方、Iwasaki et al.（2021）では financial literacy の効果は見られなかったが、今回の研究ではむしろ金融教育と金融リテラシーの効果が多くのケースで認められた。その意味で、今回の推定結果は期せずして、金融教育や金融リテラシーの重要性を再確認するものとなったといえよう。

尚、限られたアンケートの質問数の中、採用したすべての説明変数の挙動に適切な解釈を与えて、それを検証することは困難である。この解明は、後続の研究に委ねるほかない。

Ⅷ. おわりに

加速する少子高齢化を受けて、国民の私的な資産形成を促すべく、政府は 2000 年代初頭より DC や NISA といった投資優遇税制を導入してきた。しかし、その成果は未だ表れていない。そうした中、金融教育、金融リテラシーの向上が投資優遇税制の利用を促し、以て「貯蓄から投資へ」を推し進めることが期待されるに至って、政府は金融教育の拡充に乗り出している。一方、我が国では長年にわたって、国税庁主導でユニークな

租税教育が学校現場で実施されてきている。こうした租税教育もまた租税リテラシーの向上を通じて、もしくは直接的に、投資優遇税制の利用を促進し、ひいてはリスク資産投資を推し進めるのであれば、租税教育の拡充もまた重要な政策アジェンダになってくる。

そうした観点から、本論文は独自のアンケート調査で、租税教育と租税リテラシーのデータを収集し、実証分析を行った。まず、租税教育が狭義・租税リテラシー、租税遵法に与える影響を探ったところ、いずれに対してもポジティブな影響が検出された。次に、租税教育、租税リテラシーが投資優遇税制を通じた投資額に与える影響を探ったところ、租税教育がわずかに iDeCo を通じた資産保有額に正の影響を及ぼす証左が認められた以外、新旧 NISA、DC を利用した投資残高への影響は検出できなかった。一方、金融教育、金融リテラシーはこれらに一定の影響を与える証左が検出された。最後に、租税教育、租税リテラシーが、優遇税制利用による/よらないにかかわらず、株式、公社債、投資信託、預貯金の各金融資産の保有残高に影響を与えるかを探ったところ、影響は検出されなかった。一方、金融教育、金融リテラシーの効果は公社債以外全ての資産で認められた。こうした結果を総括すると、資産保有額に対しては、租税教育や租税リテラシーの効果は極めて限定的である一方、金融教育や金融リテラシーの重要性が再確認されたということができよう。

但し、そうした結果も最終結論とするには尚早である。というのも、繰り返し述べているように、租税教育、租税リテラシーの研究は本稿を含めていまだ数件にとどまっており、我が国ではこの研究は漸く緒に就いたばかりである。何らかの確定的知見を得るには、我が国の税制を前提とした研究がまだまだ足りない。もとより本論文の研究にはアンケートの実施も含めて多くの不足点、改良点が指摘される[38]。それを批判する形で後続の研究が積まれることになれば、本研究の意義は小さくなかったと考える。

そのためには、何よりもデータの利用可能性が最重要である。そもそも一研究者が限られた予算の中で独自にデータを収集するには限界がある。昨今、EBPM(Evidence-Based Policy Making＝「証拠に基づく政策決定」）ということがよく言われるが、国民が税についてどれだけの知識を持ち、また税に対していかなる態度をもっているか、そしてそれが如何なる効果をもつかは、資産形成の文脈に限らず、重要な政策決定を根拠づける証拠となる。早期にこうしたデータが収集され、一般研究者の利用に供されることを切に願って本稿を閉じる。

参考文献

江崎純子（2022）「最近の租税教育について～新型コロナの影響と ICT 活用型租税教育

[38] 若干の例をあげるなら、投資優遇税制に関する質問では利用・未利用を問う質問を設けるべきであった。未利用の回答者には 0 を入力させることで、全くの未利用者と口座は開設しながら投資を行っていない回答者を識別できなかったが、これが区別できていれば、Tobit 以外の分析手法も選択することができた。また、保有額と拠出額を区別する質問も必要であった。

の推進～」『ファイナンス』2002 Nov.

大野裕之（2023a）「確定拠出年金と金融教育－『証券投資に関する全国調査』2018 年調査の解析」、証券税制研究会（座長：田近栄治）編『日本の家計の資産形成』第 11 章、中央経済社.

_____（2023b）「確定拠出年金と金融教育、金融リテラシー～個人投資家の意識と行動～」、東洋大学ワーキングペーパーNo. 32

_____（2025）「NISA と金融教育、金融リテラシー:『個人投資家の証券投資に関する意識調査』による多年度分析」、日本証券経済研究所『証券経済研究』第 130 号

大野裕之・林田実(2025)「租税教育と租税リテラシー ～インターネット・モニター調査による予備的分析～」、東洋大学経済学会『経済論集』第 51 巻 1 号、2025 年 9 月。

_____（2026）「租税教育と租税リテラシー ～インターネット・モニター調査による予備的分析（２）～」、東洋大学経済学会『経済論集』第 51 巻 2 号、2026 年 3 月。

北野友士・西尾圭一郎・小山内幸治・氏兼惟和（2024）「現役世代の金融リテラシーが老後資金の準備状況に与える影響の検証」『経営研究』第 75 巻第 3 号、大阪公立大学経営学会。

関田静香（2016）「家計行動の実証分析とミクロデータの活用―金融リテラシーを中心に―」『季刊・個人金融』2016 年春、一般財団法人ゆうちょ財団。

_____（2020）「国民の資産形成と金融リテラシー」『フィナンシャル・レビュー』142 号，財務総合政策研究所。

高岡慎・藤井眞理子（2024）「個人投資家の選好,金融リテラシーとリスク資産投資 ： 個票データによる分析」 日本証券経済研究所『証券経済研究』第 128 号。

中村賢軌(2025)「金融リテラシーが世帯の金融資産額に与える影響－男女別の実証分析－」『商学研究論集』62 巻，明治大学大学院。

中村周史（2026）「金融教育の効果測定に関する先行研究サーベイ」、中央大学企業研究所『企業研究』第 48 巻。

林田実・大野裕之（2024）「投資未経験者と NISA」、一般財団法人ゆうちょ財団『季刊 個人金融』2024 年秋号.

宮本弘之・西出陽子（2024）「金融リテラシーが資産分散に与える影響」『行動経済学』第 17 巻，行動経済学会。

村上恵子 (2013)「資産選択と金融教育に関する予備的分析 ： 選択可能資産数の相違が資産選択行動と金融教育の効果に与える影響」『県立広島大学経営情報学部論集』5, 県立広島大学.

村上恵子・西村佳子 (2012)「金融教育が家計の金融資産選択に及ぼす影響-投資家タイプ別にみた教育効果測定の試み」『季刊・個人金融』Vol.6.

Ahmed Razman Abdul Latiff, Bany Ariffin Amin Noordin, Mohamad Raflis Che Omar, and Dwipraptono Agus Harjito (2005), "Tax literacy rate among tax payers: evidence from Malaysia," *Jurnal Akuntansi*, Vol.9(1).

Amin, Shahnaz Noorul, Putri Zaqqeya Amin Buhari, Abu Sofian Yaacob, Zuberi Iddy (2020),"Exploring the Influence of Tax Knowledge in Increasing Tax Compliance by Introducing Tax Education at Tertiary Level Institutions," *Open Journal of Accounting*, 11.Bhushan, Puneet and Yajulu Medury (2013), "Determining Tax Literacy of Salaried Individuals - An Empirical Analysis," *IOSR Journal of Business and Management*, Vol.10(6).

Chardon, T, Freudenberg, B & Brimble, M. (2016), 'Tax literacy in Australia: Not knowing your deduction from your offset', *Australian Tax Forum*, vol. 31, no. 2, pp. 321-362.

Cvrlje, Dajana (2015) , "Tax literacy as an instrument of combating and overcoming tax system complexity, low tax morale and tax non-compliance, "*The Macrotheme Review*, Vol.4(3).

Fragiskos K. Gonidakis, Sofia Asonitou, Chara Kottara, Dimitra Kavalieraki-Foka, and Efstathia Gkotsina (2024), "The Contribution of Education to the Creation of Tax Awareness and Compliance," *Springer proceedings in business and economics*.

Gonidakis, Fragiskos K., Sofia Asonitou, Chara Kottara, Dimitra Kavalieraki-Foka, and Efstathia Gkotsina (2024), "The Contribution of Education to the Creation of Tax Awareness and Compliance," A. Kavoura et al. (eds.), *Strategic Innovative Marketing and Tourism*, Springer Proceedings in Business and Economics.

Hassan, Norzilah, Anuar Nawawi, Ahmad Saiful (2016), and Azlin Puteh Salin, "Improving tax compliance via tax education - Malaysian experience," *Malaysian accounting review,* Vol.15(2).

Iwasaki, Keiko, Kunio Nakashima, and Tomoki Kitamura (2020), "Tax Literacy and Personal Investments for Post-Retirement Years," American Economic Association 2020 Poster Session, 2020.
https://www.aeaweb.org/conference/2020/preliminary/2318?q=eNqrVipOLS7OzM8LqSxIVbKqhnGVrJQM1XSUUstS8OqAbCO1Wh21xOLi_GQgByheklqUC2G1JFZChTJzUyGssszUcpBRRQUFIGMMQECpthZcMAZOH1Y (accessed 2025-5-24)

Kurniawan, Dedi (2020), "THE Influence of tax education during higher education on tax knowledge and its effect on personal tax compliance," *Journal of Indonesian Economy and Business*, Vol.35(1).

Kwok, Betty Yuk Sim and Rita Wing Yue Yip (2018), "Is Tax Education Good or Evil for Boosting Tax Compliance? Evidence from Hong Kong, *"Asian Economic Journal*, Vol.32(4).

Lusardi, Annamaria, and Olivia S. Mitchell (2014), "The Economic Importance of Financial Literacy: Theory and Evidence." *Journal of Economic Literature*, Vol.52 (1).

Lusardi, Annamaria, and Olivia S. Mitchell (2023), "The Importance of Financial Literacy: Opening a New Field," *Journal of Economic Perspectives*, Vol.37 (4).Mascagni, Giulia, Fabrizio Santoro, Denis Mukama (2025), "Teach to comply? Evidence from a taxpayer education program in Rwanda," *International Tax and Public Finance*, Vol. 32.

Phillis, Alexander, Surnajita, Mukherjee, Andrew Lymer, and David Masseyand Lymer (2019), "Improving Tax Literacy and Tax Morale of Young Adults," End of Project Report to the Chartered Institute of Taxation.

Pham, Anthony, Antoine Genest-Grégoire, Luc Godbout,and Jean-Herman Guay (2020), "Tax Literacy: A Canadian perspective," *Canadian Tax Journal*, Vol.68(4).

Sitawati, Riana and Jonas Subarka (2022), "The effect of taxpayer awareness on personal tax compliance with the willingness to pay tax as a mediation variable," *Fair Value: Jurnal Ilmiah Akuntansi dan Keuangan*, Vol5(4).

Yaacob, Abu Sofian (2022), "Exploring the Influence of Tax Knowledge in Increasing Tax Compliance by Introducing Tax Education at Tertiary Level Institutions," *Open Journal of Accounting* Vol.11.

【巻末付録】

アンケート調査質問

SC1 これまでに、学校や職場で各分野の専門家から受けたことのあるものを選んでください。（いくつでも）

1　消費者教育（商品やサービスの選び方、消費者としての権利や責任、消費者トラブルへの対処方法などを学ぶ教育です）
2　金融教育（利子、インフレ率、資産運用や資産形成、金融商品（株式、債券、投信信託等）などに関する教育です）
3　環境教育（環境保護や持続可能な社会の実現に向けて、エネルギーの使い方やリサイクル、自然保護について学ぶ教育です）
4　租税教育（税の重要性や、所得税、消費税、酒税、たばこ税等の仕組みなど、税について学ぶ教育です）
5　情報リテラシー教育（インターネットやコンピュータの利用に関する知識、デジタル社会での安全な情報の扱い方やプライバシーの保護について学ぶ教育です）
6　メディアリテラシー教育（メディアを批判的に読み解く能力、報道や広告の意図を理解し、正確な情報を選択できる力を養う教育です）
7　キャリア教育（職業選択や仕事の意義について学び、社会における自分の役割や将来のキャリアを見据えた学習を行う教育です）
8　この中にはない(排他)

SC2　租税教育はどのようなものでしたか？

1　学校の先生や外部講師から特別な講義として受けた
2　1のようなものとしては受けていない（通常の授業など）

Q3　以下の各文章は正しいと思いますか。それとも間違っていると思いますか。正しいと思われるものだけを（他の人に尋ねたり、本やインターネットで調べたりせずに）お答えください。（いくつでも）

1　所得税の累進税率の最高税率は 50%より高い
2　年収は 103 万円までは所得税がかからない
3　ビールにかかる税金は、清酒にかかる税金より低い
4　たばこ 1 箱の値段に占める税金の割合は 60%未満である
5　1 年間に 10 万円以上の医療費がかかった人は、一般的に 10 万円をこえた額は所得から控除される
6　売上額が年間 1,500 万円未満の事業者は消費税を納める義務はない
7　給与所得や事業所得にはさまざまな所得控除、税額控除が用意されていて課税所得

が圧縮されるが、利子所得や配当所得にはそうしたものはない
8　我が国の消費税率はヨーロッパ諸国に比べると低い
9　ガソリン税の税収は、道路整備にだけ使用できる
10　地方自治体は独自の税金を課すことはできない
11　この中に正しいと思うものはひとつもない(排他)

Q4　以下の各文章は正しいと思いますか。それとも間違っていると思いますか。正しいと思われるものだけを（他の人に尋ねたり、本やインターネットで調べたりせずに）お答えください。（いくつでも）

1　平均以上の高いリターンがある投資には、平均以上の高いリスクがある
2　1 社の株式を買うことは、通常、株式投資信託（複数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
3　金利が上がったら、通常、債券価格は下がる
4　高インフレの時には、生活に使うものやサービスの値段全般が急速に上昇する
5　住宅ローンを組む場合､返済期間が 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
6　インフレ率が 1%で、普通預金口座であなたが受け取る利息が 2%なら、1 年後にこの口座のお金を使って、今日買うことができるもの以下しか買えない
7　100 万円を年率 2%の利息がつく預金口座に預け入れた。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 110 万円より多い。ただし、利息にかかる税金は考慮しない
8　10 万円の借入れがあり、借入金利は複利で年率 20%である。返済をしないとこの金利では、5 年で残高は 2 倍以上になる
9　預金保険制度で 1 千万円まで保護される預金には外貨預金も含まれる
10　花子さんと太郎さんは同い年である。花子さんは 30 歳の時に年 15 万円の預金を始め、その後も毎年 15 万円の預金を続けた。一方、太郎さんは 30 歳の時には預金をせず、40 歳の時に年 20 万円の預金を始めた。二人が 70 歳になったとき、花子さんの預金残高のほうが太郎さんより多い。ただし、金利はずっと 1%とする
11　この中に正しいと思うものはひとつもない(排他)

Q5　以下の 2 つの意見について、あなたのお考えを次の中から選んでください。
1　賛成　　2 どちらともいえない/わからない　　3 反対

1　「10 万円を投資すると、半々の確率で 2 万円の値上がり益か、1 万円の値下がり損のいずれかが発生する場合、投資をしない」
2　「お金を必ずもらえるとの前提で、(1) 今 10 万円をもらう、(2) 1 年後に 11 万円をもらうという 2 つの選択があれば、(1) を選ぶ」

Q6　あなたがお持ちの金融資産の総額を教えてください。お持ちでない場合、0（ゼロ）を入れてください。1 万円未満は小数点を使って入力してください。（例：5 千円　→0.5 万円）ここで金融資産とは、株式、公社債、投資信託や預貯金の他、ディリバティブなどを含みますが、保険（掛金が戻ってくるものを含む）は含めません。

金融資産の総額：[　　]万円

Q7　以下の資産をお持ちの場合、残額（単位：万円）をお答えください。お持ちでない場合、0（ゼロ）を入れてください。1 万円未満は小数点を使って入力してください。下記（1）～（4）の合計額は、Q6 で回答した【あなたの金融資産の総額】以下となるように入力してください（この条件を満たさないと、入力できません）。

（1）株式：　[　　]万円
（2）投資信託：[　　]万円
（3）公社債：　[　　]万円
（4）預貯金：　[　　]万円

Q8　あなたは、NISA や確定拠出年金（iDeCo や企業型）を利用している場合、残高をお答えください。利用しているものをすべてお答えください。利用していない場合、0（ゼロ）を入れてください。1 万円未満は小数点を使って入力してください。（例：5 千円　→0.5 万円）下記（1）～（6）の合計額は、Q6 で回答した【あなたの金融資産の総額】以下となるように入力してください（この条件を満たさないと、入力できません）。

（1）旧 NISA のうち「つみたて NISA」：[　　]万円
（2）旧 NISA のうち「つみたて NISA」以外の NISA：[　　]万円
（3）新 NISA の「つみたて投資枠」：[　　]万円
（4）新 NISA の「成長投資枠」：[　　]万円
（5）iDeCo：[　　]万円
（6）企業型 DC：[　　]万円

Q9　あなたの個人年収を教えてください。　[　　]万円

Q10　以下の考え・行動について、あなたはどう思いますか。1～5 でお答えください。
1　まったくそう思わない　　2　あまりそう思わない　　3　どちらともいえない
4　ややそう思う　　5　とてもそう思う

1　大きな買い物をするとき、すぐに買わずによく考えてから行動する
2　給料や収入が入ったとき、まず必要な支出や貯蓄を考えて使う
3　突然の出費があっても、ある程度は対応できる準備をしている
4　毎月、自分のお金の使い道をある程度把握している

5　他人にお金を貸したり借りたりする前に、よく考えて判断する
6　「セール」「ポイント」などのお得情報を見たとき、必要性を考えてから利用する
7　将来の生活を考えて、お金の使い方や貯め方を意識している
8　支払い方法（現金・カード・電子決済など）を、状況に応じて使い分けている
9　お金について考えることに、ポジティブな気持ちを持っている
10 お金を持つことに対して、他人と比べすぎないようにしている

Q11　以下の考え・行動について、あなたはどう思いますか。1〜5 でお答えください。
1　まったくそう思わない　　2　あまりそう思わない　　3　どちらともいえない
4　ややそう思う　　5　とてもそう思う

1　税金は社会全体を支えるために、自分も負担すべきものだと思う
2　税金の使い道について関心を持ち、ニュースなどで確認することがある
3　税を正しく納めることは、社会の一員としての責任だと思う
4　税金がどのように使われているかに疑問を持ったとき、その理由を考えたり調べたりする
5　税を負担することが不公平だと感じたときでも、制度に従うことが大切だと思う
6　税金が正しく使われるようにするには、市民の関心や声も重要だと思う
7　もし税金を払わなかったりごまかしたりする人を見かけたら、それは問題だと思う
8　税金を使った公共サービス（教育・医療・福祉など）の価値を実感することがある
9　税金が減るだけでなく、どんな影響が出るかを考えて政策を見ている
10 将来、よりよい社会を作るために、税の仕組みを知ることは大切だと思う

F1 性別　　１男　２女

F2 年齢　　[　　]歳

F3 職種

1)営業・販売　2)研究・開発・技術者　3)総務・人事　4)財務・経理　5)企画・マーケティング　6)広報・広告・デザイン　7)事務職　8)管理職　9)会社経営・役員　10)公務員・団体職員　11)教職員　12)専門職(医師・看護士・弁護士など)　13)自由業　14)自営業　15)パート・アルバイト　16)契約社員・派遣社員　17)専業主婦（主夫）　18)無職　19)小学生　20)中学生　21)高校生　22)短大・専門学校生　23)大学生　24)大学院生　25)その他

F4 最終学歴

1)中学校卒　2)高校卒　3)専門学校卒　4)短大・高専卒　5)大学卒　6)大学院卒　7)在学中　8)その他

F5 世帯年収

1)～400 万円　2)401 万円～600 万円　3)601 万円～800 万円　4)801 万円～1000 万円
5) 1001 万円～1200 万円　6)1201 万円～1500 万円　7)1501 万円以上

F6 住居形態

1)持ち家・一戸建て　2)持ち家・マンション　3)賃貸・一戸建て　4)賃貸・マンション、アパート　5)寮・社宅　6)その他

People's Understanding of Inflation in Japan

千葉大学法政経学部 教授　新関 剛史

Abstract

This paper studies how Japanese households understand inflation, using a nationally representative internet survey from October 2025 and a follow-up information-provision experiment. The survey elicits responses on perceived drivers of inflation, its impact on income, wealth, and debt, institutional responsibility for price stability, and preferences over fiscal and monetary policy when inflation and unemployment are in tension, yielding eight key facts about households' subjective models. In the follow-up experiment, a randomly selected subset of respondents receives a concise, data-based explanation of the short-run Phillips curve for Japan, which shifts a non-trivial share of beliefs toward the textbook view of a short-run trade-off between inflation and unemployment and raises acceptance of policies that may temporarily weaken economic activity to bring down inflation. Overall, the findings show that households' subjective models of inflation are structured yet non-standard, and that simple, well-designed economic communication can meaningfully influence these models.

Keywords: Inflation, subjective model, information provision experiment
JEL: C90, E31, E58, E62, E70

People's Understanding of Inflation in Japan

Takeshi Niizeki[#]
Chiba University
Economic and Social Research Institute, Cabinet Office

1. Introduction

Over the past few years, Japan has transitioned from decades of low inflation or even deflation to a period of persistently positive inflation (Figure A1). This episode has sparked renewed interest in how households understand inflation: what they perceive as its causes, how they assess its consequences for their income and wealth, and which policies they consider appropriate for dealing with rising prices. While a growing literature documents that households' inflation expectations are often biased, dispersed, and weakly anchored (e.g., D'Acunto et al. 2024, Weber et al. 2022), we still know relatively little about the subjective models through which households interpret inflation and macroeconomic policy.

A first strand of related research asks why people dislike inflation and which channels they emphasize. Shiller (1997) and more recently Stantcheva (2024) show that households' reasoning often departs from the standard "inflation tax" narrative: respondents stress declining purchasing power, perceived unfairness, and the erosion of savings, and they rarely mention debt erosion as a benefit to borrowers. Building on this line, Schnorpfeil, Weber, and Hackethal (2023) and others document how households perceive and respond to the wealth effects of inflation. Niizeki (2024) provides evidence for Japan that many households do not recognize the debt erosion channel and that this "missing" mechanism contributes to the strong aversion to inflation.

A second, closely related strand studies households' broader macroeconomic narratives and subjective models. Andre et al. (2022, 2025) and Haaland et al. (2025) use structured and open-ended survey data to recover the ways in which households link macroeconomic variables to each other and to policy, while Piccolo et al. (2025) and Jain, Kostyshyna, and Zhang (2024) highlight the role of education and the joint perception of wages and prices. More narrowly on inflation, Binetti, Nuzzi, and Stantcheva (2024) provide a comprehensive analysis of people's understanding of inflation and show that narratives about causes and consequences are tightly connected to policy views. Related experimental work studies whether simple information can shift macroeconomic beliefs and preferences (Bo, Do, and Eyster 2018; Niizeki 2025).

[#] Email: takeshi.niizeki@chiba-u.jp. This research was supported by the Yu-cho Foundation (Grant-in-Aid for Research 2025). Special thanks go to iBRIDGE corporation for providing us with the data for this study. The current study is pre-registered in the Open Science Framework (https://osf.io/rg3ad/overview) and approved by the research ethics committee at Chiba University (2025-05).

This paper contributes to these strands of research by providing a detailed portrait of Japanese households' subjective models of inflation and by evaluating their responsiveness to textbook-style economic information. We field a nationally representative internet survey in October 2025 that elicits responses on perceived causes and consequences of recent inflation, expectations for prices, wages, and interest rates, attributions of responsibility and blame, and policy preferences regarding inflation versus unemployment and the use of fiscal and monetary tools. Based on these data, we document eight key facts about how Japanese households think about inflation—covering, for example, their emphasis on supply-side explanations, their strong dislike of inflation despite limited recognition of debt erosion, their views on which institutions are responsible for price stability, and their preferences over fiscal and monetary measures to curb inflation—and relate these facts to educational attainment. We then conduct a follow-up survey with an information-provision experiment: a randomly selected treatment group is presented with a simple, data-based explanation of the short-run Phillips curve in Japan, and we re-elicited their views on the inflation–unemployment trade-off and policy; the results show that this concise intervention leads a non-trivial share of respondents to revise their beliefs in the direction of the textbook trade-off and to express greater acceptance of policies that may require temporarily weaker economic activity to bring down inflation.

Compared to the existing literature, this study offers two main contributions. First, it extends the emerging evidence on people's understanding of inflation (Binetti, Nuzzi, and Stantcheva 2024; Stantcheva 2024) to the Japanese context, where households have limited experience with sustained inflation but hold large deposits and face an aging society. Second, by combining rich survey data with an information-provision experiment centered on the Phillips curve, it shows that households' subjective models are not fully rigid: simple, textbook-style communication can systematically move beliefs about the inflation–unemployment trade-off and policy, offering concrete insights for macroeconomic communication and policy design.

The remainder of the paper is organized as follows. Section 2 describes the survey design, sampling strategy, and implementation of the information-provision experiment. Section 3 presents the eight main empirical findings on households' narratives and subjective models of inflation. Section 4 reports the experimental effects of providing textbook information about the inflation–unemployment trade-off on beliefs and policy preferences. Section 5 discusses the implications for macroeconomic policy and communication in Japan and concludes.

2. Data

We conducted three surveys—a pre-survey, main survey, and follow-up survey—in October 2025 using Freeasy, an internet survey tool provided by iBRIDGE Corporation. First, in the pre-survey conducted on October 16, 5,000 individuals were asked about their educational background, financial assets, and debt amount, followed by an attention check. The sample was drawn from the survey

company's panel aged 20 to 79, selected to match the age (in 5-year increments) and gender distribution of the Census. In the attention check, we asked how interested you are in Japan's future price outlook. Regardless of their opinions, respondents were instructed to choose *two* options: "Very interested" *and* "Not interested at all." Figure A2 illustrates the percentage of those who answered correctly by gender and age group. Males and older age groups tend to have higher correct answer rates than females and younger age groups. The overall correct answer rate for the entire sample was 21.3%.

The pre-survey was conducted to adjust the sample for educational attainment. While internet surveys are known to skew toward highly educated respondents, the respondent demographics provided free of charge by Freeasy do not include educational information. Therefore, 1,228 respondents were selected from the pre-survey sample to match the education level distribution obtained in the pre-survey to that of the national census. The main survey was then conducted on this sample. In doing so, we selected respondents who passed the attention check as much as possible.

The main survey was conducted from October 18 to 21. The questionnaire comprised 25 questions, drawing on Stantcheva (2024) and Binetti, Nuzzi, and Stantcheva (2024). It broadly examined respondents' views on the causes and consequences of inflation, their reactions to inflation, their perceptions and expectations of inflation, and their policy preferences regarding inflation control.

Finally, about one week following the main survey, a follow-up survey was conducted with the main survey respondents. The purpose of this survey is to examine whether providing information about standard economic principles—specifically, the short-term tradeoff between inflation and unemployment—would cause people's subjective models to align more closely with the textbook model (Binetti, Nuzzi, and Stantcheva 2024). To this end, the main survey respondents were randomly assigned to two groups: the treatment group received the information, while the control group received no information. Subsequently, respondents were asked again about the necessity of a short-term trade-off between inflation and economic activity (Q21), and about the fiscal and monetary policies needed to control inflation (Q22–Q23).

Table 1 presents the descriptive statistics for the main survey sample. The pass rate for the attention check in our main survey sample is approximately 60%, which provides a minimum level of quality assurance for our research. The average response time was 17 minutes and 4 seconds (1024 seconds), with a median of 4 minutes and 47 seconds (287 seconds). Finally, while the pre-survey asked about financial assets and liabilities, the analysis in this paper is based on the full sample of 1,228 respondents, regardless of whether these variables contain missing values.

3. Results

3.1. Perceived causes of inflation

In the main survey, we first asked respondents to describe in their own words the causes of recent

inflation they perceive (Q2). Since open-ended formats can directly reveal respondents' thoughts, their use has increased in recent years (Haaland et al. 2025). Figure 1 shows a word cloud of responses. The larger the word, the more frequently it appeared. The most frequently mentioned word was "weak yen," cited by about 18% of respondents who provided any answer. The next most frequently mentioned word was related to the "war in Ukraine", cited by about 14% of respondents. "Rising labor costs" and "soaring raw material costs" were also frequently cited. Overall, respondents tend to cite supply-side factors as perceived causes of recent inflation, with few mentions of terms related to excess demand. This trend aligns with findings in the U.S. (Andre et al. 2025).

One drawback of open-ended questions is that they may impose a high cognitive load, leading to a high number of non-respondents. Indeed, the response rate for Q2 is about 51%. Therefore, for Q3, we provided multiple choices for the same question and asked respondents to select up to three options. The choices were designed to cover as broadly as possible, including demand and supply factors, as well as government and central bank incompetence and corporate greed. Figure 2 shows the percentage of respondents who selected each option. Since Piccolo et al. (2025) have shown that households' subjective models vary by educational background, this paper basically divides the sample based on whether respondents hold a bachelor's degree.

The results obtained are broadly consistent with the open-ended format. The most frequently selected option was the rising energy and raw material prices, chosen by over 60% of respondents. Since the multiple-choice format did not include weak yen as an option, it is likely included within this option. It was followed by government incompetence and labor shortages. Furthermore, while the multiple-choice format explicitly incorporated excess aggregate demand and expansionary fiscal policy as demand factors, still less than 20% of respondents selected these as causes of inflation. Finally, the central bank incompetence was chosen by no more than 15% of respondents. This is interesting considering that raising interest rates is one of the standard macroeconomic policies for combating inflation. This result appears to be related to the fact that few people recognize the central bank as an organization responsible for price stability, as seen in Q25.

Finding 1: Households tend to cite supply-side factors such as soaring energy and raw material prices as the perceived causes of recent inflation.

3.2. Inflation and the macroeconomy

In standard economics, inflation can be seen as a sign of either an improving or a worsening economy. If inflation is demand-driven (or supply-driven), it can be interpreted as a sign of an improving (or worsening) economy. Which perspective do households tend to view inflation from?

Figure 3 shows respondents' views on the statement "Inflation is a sign that the economy is improving (or worsening)." The upper part of the figure shows that about 60% disagree with the view

that inflation is a sign of an improving economy, while only 5-8% agree. Meanwhile, the lower part of the figure reveals that about 40% agree with the view that inflation is a sign of a declining economy, with this pattern being particularly strong among the less educated sample. We also asked whether inflation offers any benefits (Figure A2). Approximately 66.7% responded that it does not, which is higher than the 51% in the U.S. (Stantcheva 2024)[1]. Japanese households, unaccustomed to inflation, may have a stronger aversion to it than their American counterparts.

Why do many respondents not see any benefits to inflation? To clarify it, we next asked what the disadvantages of inflation are. Figure 4 shows the results, where respondents were asked to select up to three applicable answers from the given options. The most widely supported choice was a decline in purchasing power, cited by about 60% of respondents as a disadvantage of inflation. This pattern aligns with findings from the U.S. (Stantcheva 2024, Shiller 1997). Additionally, between 30% and 50% of respondents pointed out that inflation leads to a reduction in the quantity or quality of goods and services. Furthermore, a significant number of respondents, particularly those with higher education, cited the erosion of financial asset values as a problem. As we will see later, this may stem from the low subjective pass-through rate from inflation to deposit interest rates. Interestingly, about 40% of respondents also mentioned that inflation makes price comparisons difficult. This suggests that inflation alters relative prices, potentially leading to non-negligible welfare losses.

The fact that many households perceive declining purchasing power as a downside of inflation suggests they expect inflation will not be fully passed through to their nominal wages. This appears to be the case. Figure 5 shows the results of asking about the expected response of nominal wages to an unexpected one percentage point rise in inflation expectations. As expected, the most frequent expected pass-through rate is 0%, with about 30% of respondents expecting nominal wages to remain unchanged despite unexpected inflation (the average is 0.12). Such low expected pass-through rates have also been reported in other developed countries.

Finding 2: Households tend to perceive inflation as a sign of a deteriorating economy and perceive it as having no benefits. They also tend to mention the decline in purchasing power as a disadvantage of inflation.

3.3. Who should be blamed for inflation?

Considering that many households dislike inflation, who do they think should be blamed for it? In Q11, we asked which organization you feel anger toward when you notice goods and services becoming more expensive. Figure 6 plots the percentage of selected options. Figure 6 plots the

[1] We asked the 146 respondents who answered that inflation has benefits to describe specifically what those benefits are in an open-ended format (Q6). We received responses from 96 of them, with many citing benefits such as inflation promoting wage increases and stimulating the economy.

percentage selected as organizations that should be condemned. While 14–20% reported feeling no anger, the primary target of anger was the Ishiba Cabinet, accounting for about 30% of responses. The pattern of the government being most blamed for inflation aligns with findings in the U.S. (Stantcheva 2024). This was followed by bureaucrats (Kasumigaseki) at about 17%. Interestingly, only 9% of respondents criticized firms. It seems that most households do not hold the view that price increases reflect corporate greed. In fact, there appears to be significant variation in household opinions regarding the impact of inflation on corporate profitability. Figure 7 illustrates the results of asking how inflation affects corporate real profits. Answers were divided: 17–22% said profits increase, 24–26% said they remain unchanged, and 27–28% said they decrease.

Finally, very few people selected the Bank of Japan (BOJ) as an organization they feel angry at due to inflation, with only 3% among the less educated sample. This suggests that many households do not view the BOJ as an organization responsible for price stability, and indeed Figure 8 supports this view. When asked which organization bears responsibility for price stability, the most frequently selected option was the Ishiba Cabinet, chosen by over 30% of respondents. Additionally, bureaucrats (*Kasumigaseki*) were selected by around 15%. Defining the combination of these two as the government in a broad sense, 46–50% of respondents answered that the government bears responsibility for price stability. Meanwhile, even in the highly educated sample, only 28% of respondents answered BOJ, while in the less educated sample, the figure was 18%.

Finding 3: Households' anger over inflation is primarily directed at the government.

3.4. Reactions to inflation as workers

Next, we examine how respondents responded to inflation as workers. Approximately half of respondents reported no change in their wages, consistent with the low pass-through from prices to wages observed in Figure 5. Only 14–22% of respondents reported wage increases. Figure 9 shows the reasons cited by those who reported wage increases. Nearly half of respondents cited inflation adjustments as the reason, while around 20% mentioned wage increase demands from workers to management and scheduled periodic raises. Figure 10 shows the results of asking respondents how they responded to inflation as workers. Respondents were asked to select all applicable choices. It reveals that most working respondents did not take any specific action. This contrasts sharply with the United States, where 47% of respondents sought new jobs, 20% found new jobs, and 36% increased their working hours in response to inflation (Stantcheva 2024). These results suggest that while a flexible labor market in the U.S. may cushion households from inflation shocks, Japan's rigid labor market leaves households more directly exposed to inflation's adverse effects.

Finding 4: Many workers are not taking action against inflation, such as changing jobs.

3.5. Perceived impact of inflation on assets and liabilities

How do households perceive the impact of inflation on their assets and liabilities? First, we examine how they expect inflation to affect nominal deposit interest rates. Figure 11 summarizes responses regarding the impact of an unexpected one percentage point increase in inflation expectations on nominal deposit rates. Since this was a somewhat difficult question, “don't know” responses were high at 48% among the less educated sample. However, focusing only on samples that provided answers reveals that many respondents expect low pass-through. The mode was 0% and 0.5% for the higher-educated sample, and 0% for the lower-educated sample. The mean for the entire sample was 0.16%, and the median was 0%. This means inflation leads to a decline in real deposit interest rates, which is bad news for Japanese households that hold a large portion of their financial assets in savings deposits. This means inflation leads to a decline in real deposit interest rates, which is bad news for Japanese households holding a large portion of their financial assets in deposits. Indeed, according to Q17, which asked about how inflation affects households' real financial asset balances, 43–57% responded that inflation causes their real financial asset balances to shrink (Figure A3). This aligns with Figure 4, where 21–39% of respondents cited the erosion of financial asset value as a disadvantage of inflation. In summary, it appears that many households believe inflation leads not only to negative income effects through lower real wages but also to negative wealth effects through the erosion of real financial asset balances.

Meanwhile, inflation benefits borrowers. If households expect nominal lending rates to rise less than the increase in the inflation rate, real lending rates will fall, thereby benefiting borrowers. First, let us examine how households expect rising inflation rates to affect nominal lending rates. Figure 12 shows the results of responses indicating how they believe an unexpected one percentage point increase in inflation expectations would impact nominal lending rates. Once again, “Don’t know” responses were high at 37-53%. The average answer among respondents was 0.38 percentage points, a relatively high number compared to the average of 0.16 percentage points for deposit rates. However, since the expected pass-through rate is still significantly below 100%, it appears that the average household expects inflation to lower real lending rates, which will have positive wealth effects for borrowers. However, households do not seem to think this way. Figure 13 shows the results of asking about the impact of inflation on households' real debt balances. Only 11–15% of respondents answered that it would *decrease*, while 29–36% answered that it would *increase*. This pattern is also observed in the United States (Stantcheva 2024) and is consistent with Niizeki (2024), who found that many Japanese households do not hold the view that inflation benefits borrowers. This asymmetric perception of inflation’s impact on assets versus liabilities may be an underlying reason for households’ aversion to inflation.

Finding 5: Households perceived that inflation erodes the real value of financial assets while increasing the real balance of liabilities.

3.6. Policy preferences on inflation

The standard macroeconomic model suggests that there is a trade-off between inflation and unemployment in the short run. Which of these do households prioritize more? Figure 14 shows the results of asking which should be the policy priority: lowering the unemployment rate or lowering the inflation rate. For reference, the unemployment rate (seasonally adjusted) in Japan in October 2025, when the survey was conducted, was 2.6%, and the inflation rate (all items, year-on-year) was 3.0%. Households appear to prioritize curbing inflation over suppressing unemployment. While 35–43% of respondents indicated that curbing inflation should relatively be prioritized, only 12–15% stated that suppressing unemployment should be prioritized. In Japan, chronic labor shortages have kept unemployment rates low and stable. However, the sharp post-COVID inflation may have led people to place greater emphasis on curbing inflation.

Finding 6: Households prioritize inflation control over unemployment prevention.

3.7. Policies necessary to combat inflation

In the previous section, we conducted our analysis under the assumption that households understand there is a trade-off between inflation and unemployment in the short term. However, do they actually perceive such a trade-off? To examine this, we asked whether it is necessary to improve or worsen the economy to combat inflation (Q21). Surprisingly, the household's subjective model of the tradeoff between inflation and unemployment differed sharply from the standard macroeconomic model. The upper chart in Figure 15 shows that 35–36% of respondents agree with the view that the economy needs to be temporarily improved to curb inflation, while opposition remains at just 20% even among the highly educated sample. Conversely, 43–44% of respondents oppose the view that the economy needs to be temporarily worsened to curb inflation, with only 7–13% agreeing (lower chart in Figure 15).

Overall, households seem to believe that the economy needs to *improve* to combat inflation. Why do they not assume a short-term tradeoff between inflation and unemployment? First, they may not anticipate demand-driven inflation. It has been suggested that they may possess a simple good-bad heuristic: when the economy is good (bad), all macroeconomic variables move in a good (bad) direction (Andre et al. 2022). Under this framework, they expect inflation to be muted when the economy improves. Another possibility is that they primarily focus on the supply-side when forming macroeconomic expectations (Andre et al. 2025, Zhang 2024, Kamdar 2019). If they believe the macroeconomy is mainly affected by supply shocks like changes in energy prices, it makes sense that

they would think improving the economy—that is, lowering energy prices—is necessary to curb inflation.

To explore this further, we asked respondents whether expansionary or contractionary macroeconomic policies are necessary to curb inflation. Theoretically, contractionary macroeconomic policies are required to combat inflation. Figure 16 shows the results regarding fiscal policy. As the chart above indicates, about 55% of respondents answered that *expansionary* fiscal policy is necessary to curb inflation, and even among the highly educated sample, only 15% disagreed. Similarly, the chart below shows that only about one in four respondents recognizes that fiscal tightening is necessary to curb inflation. These findings suggest households do not believe stimulating aggregate demand promotes inflation; rather, they believe it moderates inflation. This may reflect that households generally do not consider general equilibrium effects when evaluating policy (Bo, Do, and Eyster 2018).

Figure 17 shows the results regarding monetary policy necessary to curb inflation. Theoretically, to combat inflation, interest rates must be raised to dampen aggregate demand. Unlike fiscal policy, households' perceptions regarding monetary policy were consistent with theory. That is, respondents indicated that raising interest rates is appropriate to combat inflation. However, there are at least two interpretations for this result. The first is that households may have a good understanding of the mechanisms of monetary policy. Since the monetary policy presented here was traditional monetary policy in the form of interest rate changes, unlike complex unconventional monetary policies, it may have been relatively easier to understand. However, this interpretation contradicts the view held by many households shown in Figure 15 that the economy should be improved to curb inflation.

Another interpretation is that households may perceive rate hikes as beneficial for the economy. According to Niizeki (2025), who randomly presented actual rate hike news to Japanese households, their inflation expectations declined and economic outlooks became more optimistic. The reason cited by many households was increased interest income from rate hikes, leading them to anticipate higher consumption and, consequently, greater output. This interpretation is consistent with the view of households shown in Figure 15, who believe the economy should be improved to combat inflation. To judge which interpretation, or whether another interpretation, is more plausible requires further research.

Finding 7: Households believe that improving the economy is necessary to combat inflation.

3.8. Rigidity in household subjective models

Section 3.6 showed that many households do not hold the economic view that inflation and unemployment represent a short-term tradeoff. How rigid are these subjective household models that differ from textbook models? This section employs an information provision experiment to examine

whether providing information about standard economic principles changes people's views on macroeconomy. To this end, a follow-up survey was conducted on the same individuals several days after the main survey. In the follow-up survey, the sample was randomly divided into two groups. The treatment group was presented with a Phillips curve based on Japanese data from 1953 to 2024 and given an explanation that inflation and unemployment have a short-term trade-off relationship (see Appendix B for specific wording). In contrast, the control group was given no information. Then, we asked both groups again whether it is necessary to improve (worsen) the economy to curb inflation, and whether expansionary (contractionary) policies are needed to curb inflation.

Table 2 presents the results of estimating the marginal effects of the ordered probit model using the follow-up survey data. Since the ordered probit model requires the outcome variable to be ordinal, responses of "Don't know" were excluded from the sample. The key explanatory variable is a dummy variable that takes a value of one if assigned to the treatment group and zero if assigned to the control group. All estimates control for age, gender, household pretax income, home ownership status, marital status, presence of children, educational attainment, and whether the respondent passed the attention test. Furthermore, in the follow-up survey, the treatment group was asked whether they understood the information provided. Only 25.2% of respondents indicated they "did not understand very well" or "did not understand at all" the information provided, suggesting that most respondents understood the content to a reasonable degree.[2]

Column (1) of Table 2 shows that when provided with information about the short-run Phillips curve, respondents' probability of agreeing that the economy needs to be improved to curb inflation decreased by 13.8 percentage points, while their probability of disagreeing increased by 12.9 percentage points. Similarly, in column (2), the probability of agreeing with the view that the economy needs to be worsened to curb inflation increased by 18.5 percentage points, while the probability of disagreeing decreased by 22.7 percentage points. These results suggest that household subjective models of the macroeconomy can flexibly change in response to information provision, potentially becoming more aligned with textbook models.

Columns (3) through (6) in Table 2 indicate whether providing information about the short-run Phillips curve changed households' views on macroeconomic policy. As shown in column (3), the information provided reduced the probability of agreeing with the view that expansionary fiscal policy is necessary to curb inflation by 6.3 percentage points, while increasing the probability of disagreeing by 3.8 percentage points. It appears that some respondents changed their view, considering that expansionary fiscal policy could stimulate the economy and potentially lead to further inflation. Meanwhile, as shown in column (4), respondents' views on the argument that contractionary fiscal policy is necessary to curb inflation did not change significantly even after receiving information.

[2] Even when limiting the analysis to respondents who answered "I understood very well" or "I understood somewhat," the estimated results in Table 2 remained largely unaffected.

Although the underlying causes of this asymmetric view on fiscal policy remain unclear, households may exhibit a strong loss aversion. That is, they may tend to overestimate the negative effects of fiscal tightening on the macroeconomy.

Columns (5) and (6) summarize the impact of information provision on households' views of monetary policy. The probability that households agreed with the view that expansionary monetary policy (interest rate cut) is necessary to curb inflation *rose* by 7.3 percentage points, while the probability of disagreement *fell* by 9.3 percentage points following the provision of information on the short-term Phillips curve. Meanwhile, the probability that they agreed with the view that contractionary monetary policy (interest rate hike) is necessary to curb inflation *fell* by 6.5 percentage points, while the probability of disagreement *rose* by 5.2 percentage points. That is, the information provided led households to believe that interest rates should be *lowered* further to curb inflation. This differs sharply from the standard macroeconomic model.

It is important to recall that households believe the economy must improve to combat inflation (Figure 15). Also, the information provided to households suggested that the economy must worsen to combat inflation. This suggests that households likely believe that lowering interest rates will worsen the economy, thereby curbing inflation.

Finding 8: Household subjective models of inflation become more textbook-like when informed about the short-run Phillips curve.

4 Conclusions

This paper has examined how Japanese households understand inflation, what they see as its causes and consequences, and which policies they consider appropriate for dealing with it, using a new nationally representative survey combined with an information-provision experiment. We have documented eight key facts about households' subjective models: they place strong weight on supply-side explanations; they dislike inflation mainly because of perceived losses in purchasing power, quantity and quality of goods, and real financial wealth; they pay little attention to the debt erosion channel; they tend to interpret inflation as a sign of a worsening economy; they attribute responsibility for price stability primarily to the government rather than the central bank; they prefer policies that prioritize reducing inflation over lowering unemployment; they view expansionary fiscal policy as a tool to curb inflation; and they hold nuanced yet sometimes inconsistent views on the role of monetary policy. Together, these findings show that Japanese households' mental models of inflation and the macroeconomy are structured but differ systematically from textbook macroeconomics and from the assumptions embedded in many policy analyses.

The information-provision experiment provides additional insight into how rigid these subjective models are and how they respond to simple economic communication. Presenting a short, data-based

explanation of the short-run Phillips curve in Japan leads a non-trivial share of respondents to revise their beliefs in the direction of the standard trade-off and to express greater acceptance of policies that may require temporarily weaker economic activity to curb inflation. The treatment effects are particularly pronounced for respondents with higher education but are also visible among less-educated households, suggesting that concise, carefully designed information can move macroeconomic beliefs more than is often assumed. At the same time, not all misconceptions disappear: many households continue to see inflation primarily through a supply-side lens, to overlook the debt erosion channel, and to regard the government rather than the central bank as the main actor responsible for price stability. This pattern indicates that information interacts with existing narratives and institutional perceptions rather than replacing them entirely.

These results have several implications for macroeconomic policy and communication in Japan. First, because households strongly associate inflation with declining real incomes and wealth and do not perceive offsetting benefits for borrowers, sustained inflation is likely to be politically costly even at moderate levels. Policymakers who rely on standard textbook arguments about debt relief or demand management may therefore misjudge public support for different policy options. Second, the widespread view that expansionary fiscal policy can help curb inflation highlights the importance of communicating general-equilibrium effects and trade-offs more clearly, especially in a context where fiscal and monetary policies are often discussed jointly. Third, the finding that a simple Phillips-curve illustration can shift beliefs suggests that central banks and governments can, at relatively low cost, influence how households think about inflation and unemployment, but that such communication needs to be sustained and tailored to different educational backgrounds to have lasting effects.

More broadly, our findings underscore the value of studying households' subjective models, rather than expectations alone, when assessing the transmission and acceptance of macroeconomic policy. Models that treat household beliefs as black boxes may miss important channels through which policies are evaluated and contested. Future research could extend our analysis along at least three dimensions. One is to track the stability of these subjective models over time as macroeconomic conditions and policy regimes change. Another is to link subjective models more directly to actual behavior—such as wage bargaining, portfolio choices, or voting—to assess their economic and political relevance. A third is to explore alternative forms of communication, including narratives, visualizations, and interactive tools, to identify which approaches are most effective at aligning household beliefs with basic economic principles while respecting their concerns about fairness and distribution.

References

Andre, P., Haaland, I., Roth, C., and Wohlfart, J. (2025) "Narratives about the macroeconomy," *Conditionally accepted at The Review of Economic Studies*.

Andre, P., Pizzinelli, C., Roth, C., and Wohlfart, J. (2022) "Subjective models of the macroeconomy: Evidence from experts and representative samples," *Review of Economic Studies*, Vol. 89, Issue 6, pp. 2958–91.

Binetti, A., Nuzzi, F., and Stantcheva, S. (2024) "People's understanding of inflation," *Journal of Monetary Policy*, Vol. 148, 103652.

Bo, D. E., Do, D. P., and Eyster, E. (2018) "The demand for bad policy when voters underappreciate equilibrium effects," *Review of Economic Studies*, Vol. 85, Issue 2, pp. 964–998.

D'Acunto, F., Charalambakis, E., Georgarakos, D., Kenny, G., Meyer, J., and Weber, M. (2024) "Household inflation expectations: An overview of recent insights for monetary policy," NEBR *Working Paper Series*, No. 32488.

Haaland, I., Roth, C., Stantcheva, S., and Wohlfart, J. (2025) "Understanding economic behavior using open-ended survey data," *Journal of Economic Literature*, Vol. 63, No. 4, pp. 1244–1280.

Jain, M. Kostyshyna, O., and Zhang, X. (2024) "How do people view wage and price inflation?" *Journal of Monetary Economics*, Vol. 145, 103552.

Kamdar, R. (2019) "The inattentive consumer: Sentiment and expectations," *Mimeo*.

Niizeki, T. (2025) "Monetary policy announcements and household expectations: Evidence from two identification strategies," *ESRI Discussion Paper Series*, No. 404.

Niizeki, T. (2024) "Why do people dislike inflation? The role of missing debt erosion channel," *Applied Economics Letters, Accepted*.

Piccolo, J., Russo, A., Granziera, E., and Castelnuovo, E. (2025) "Households' macroeconomic beliefs: The role of education," *Marco Fanno Working Papers*, No. 316.

Schnorpfeil, P., Weber, M., and Hackethal, A. (2023) "Households' response to the wealth effects of inflation," *NBER Working Paper Series* 31672.

Shiller, R. J. (1997) "Why do people dislike inflation?" In Reducing Inflation: Motivation and Strategy, edited by Romer, D. C. and Romer, D. H., Chicago: University of Chicago Press.

Stantcheva, S. (2024) "Why do we dislike inflation?" *Brookings Papers on Economic Activity*, Spring issue.

Weber, M., D'Acunto, F., Gorodnichenko, Y., Coibion, O. (2022) "The subjective inflation expectations of households and firms: Measurement, determinants, and implications," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 36, No. 3, pp. 157–184.

Zhang, Y. (2024) "Rational inattention choices in firms and households," *Mimeo*.

Table 1: Descriptive Statistics

	Mean	Median	Std	N
Age (20-79)	51.7	52.0	15.7	1,228
Male (0 or 1)	0.48	0	0.50	1,228
Household pretax income (10k yen)	508	450	376	1,228
Homeowner (0 or 1)	0.68	1.00	0.47	1,228
Marriage (0 or 1)	0.50	1.00	0.50	1,228
Child (0 or 1)	0.46	0	0.50	1,228
College graduate (0 or 1)	0.28	0	0.45	1,228
Attention (0 or 1)	0.59	1.00	0.49	1,228
Response time (seconds)	1,024	287	5,652	1,228
Financial assets (10k yen)	1,510	375	2,258	822
Debt (10k yen)	191	0	536	1,050

Notes: Attention is a dummy variable that takes a value of one if the respondent passed the attention check conducted in the pre-survey, and zero if failed. Financial assets include all forms such as cash, deposits, stocks, bonds, and investment trusts. Since the amount of financial assets was asked using a multi-choice format with a wide range, the midpoint value of each option was used for quantification. The lower limit and upper limit were set at ¥1.25 million and ¥100 million, respectively. Liability balances encompass all types of debt, including mortgages and auto loans. Similar to financial assets, when quantifying these, the midpoint value of each option was used, with lower and upper limits set at ¥0 and ¥30 million, respectively.

Table 2: Order Probit Estimation Results

	(1) Improve the economy	(2) Worsen the economy	(3) Expansionary FP	(4) Contractionary FP	(5) Expansionary MP	(6) Contractionary MP
Agree	-0.129***	0.131***	-0.063**	0.039	0.073***	-0.065**
	(0.029)	(0.024)	(0.031)	(0.027)	(0.025)	(0.033)
Neither	0.005	0.037***	0.025**	0.001	0.020***	0.012*
	(0.004)	(0.008)	(0.012)	(0.002)	(0.007)	(0.007)
Disagree	0.123***	-0.169***	0.038**	-0.04	-0.093***	0.052**
	(0.028)	(0.030)	(0.019)	(0.028)	(0.032)	(0.026)
N	786	771	823	785	708	709

Notes: This table summarizes the marginal effects from ordered probit estimation. Robust standard errors are reported in parentheses. The key explanatory variable is a dummy variable that takes a value of one if assigned to the treatment group and zero if assigned to the control group. All estimates control for age, gender, household pretax income, home ownership status, marital status, presence of children, educational attainment, and whether the respondent passed the attention test. FP and MP represent fiscal policy and monetary policy, respectively. ***, **, * represent the 1%, 5%, and 10% significance levels, respectively.

Figure 1: Word Cloud on the Perceived Causes of Inflation



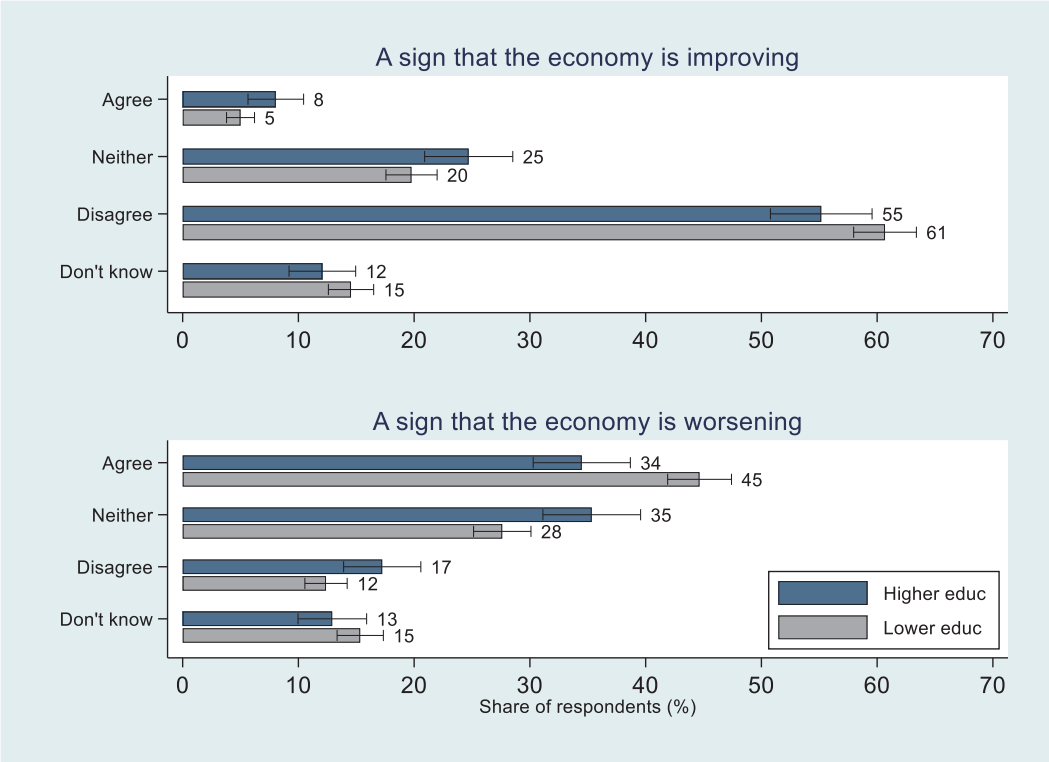
Notes: The word cloud was created by having Google Gemini translate the Q2 responses into English and then importing that text into WordArt.com.

Figure 2: Perceived Causes of Inflation (Multiple Choice)



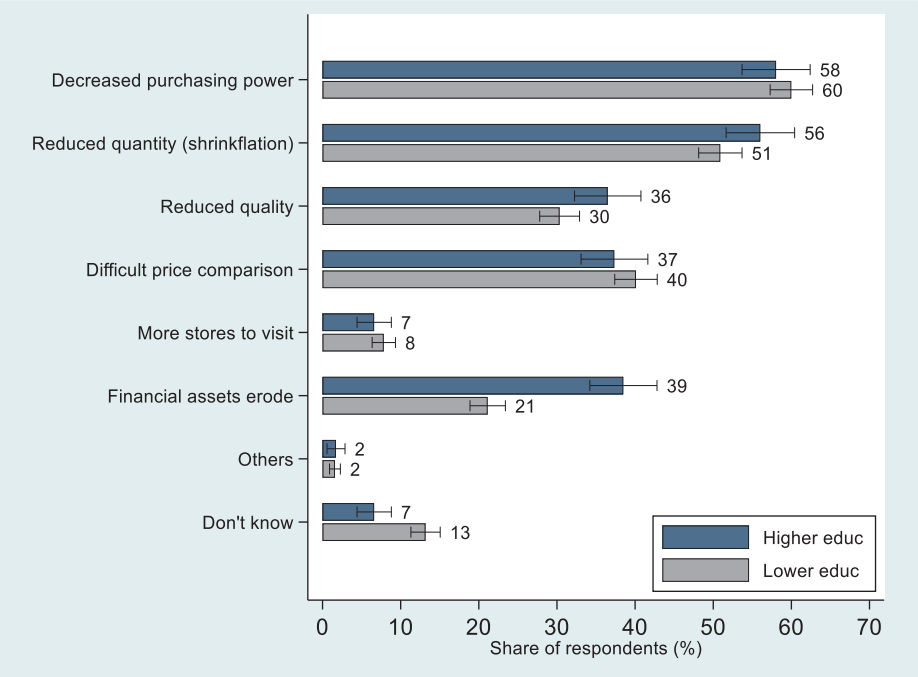
Notes: The figure above shows the percentage of respondents who selected each option for Q3, along with the 90% confidence interval. The sample is divided by educational background: Higher educ refers to those with a bachelor's degree or higher, and Lower educ refers to those with less than that. The order of display for the options other than the bottom two is random.

Figure 3: Inflation is…



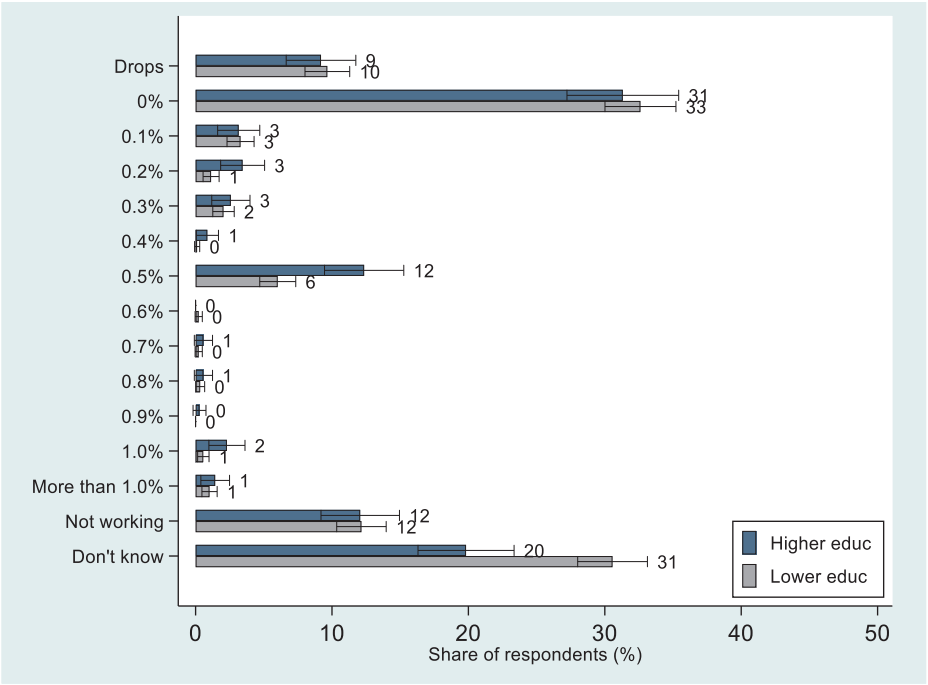
Notes: The figure above illustrates the distribution of respondents' opinions regarding the statement "Inflation is a sign that the economy is improving (worsening)," based on Q4, along with a 90% confidence interval.

Figure 4: Perceived Disadvantages of Inflation (Multiple Choice)



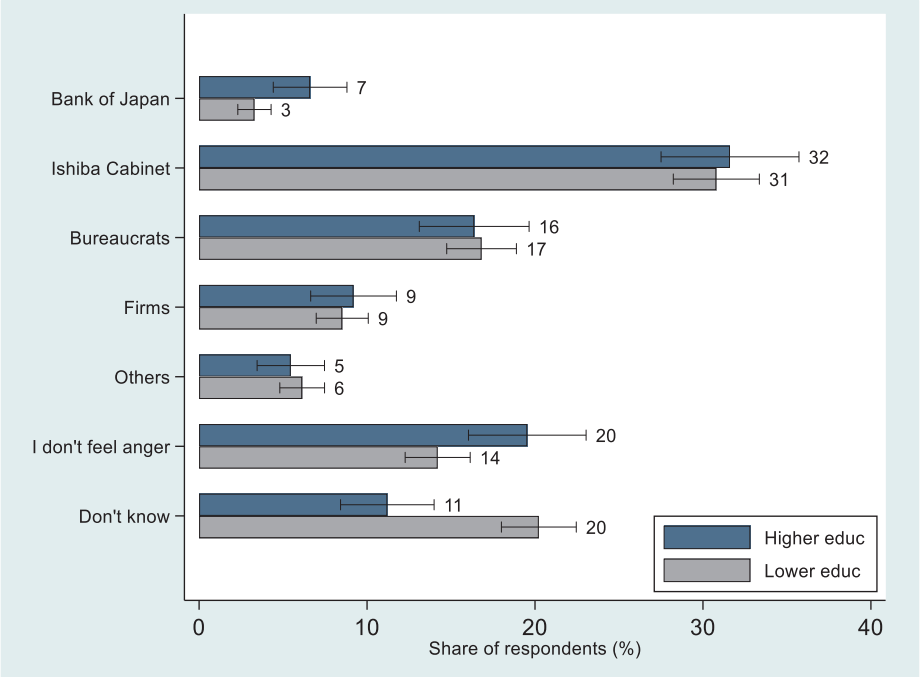
Notes: The figure above shows the percentage of respondents who selected each option for Q7, "What are some disadvantages of inflation (rising prices) in your life?", along with 90% confidence intervals. Respondents were asked to select up to three applicable answers. The order of the options, except for the last two, was randomized.

Figure 5: Perceived pass-through rate from prices to wages



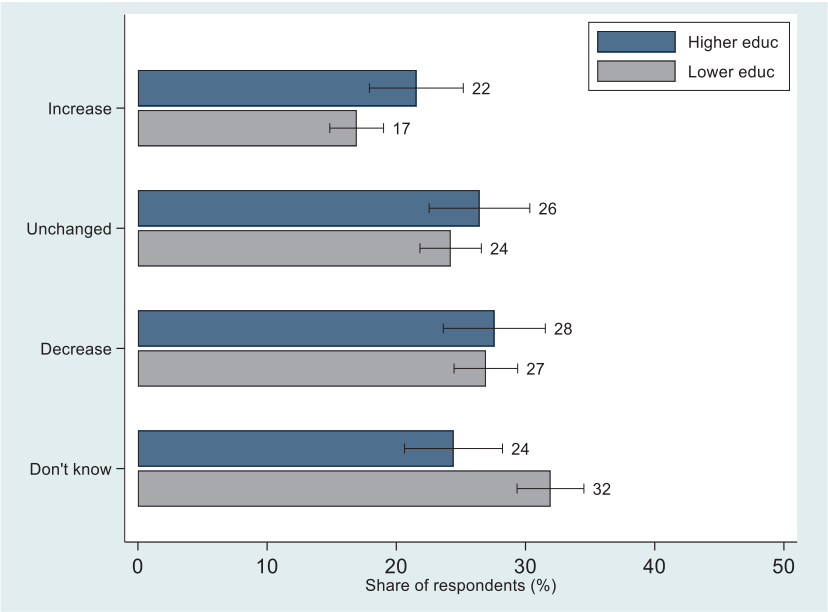
Notes: The figure above shows the percentage of respondents who selected each option for Q10, "Suppose your expected inflation rate (price change rate) unexpectedly rises by one percentage point. How do you think your wages would change as a result?", along with 90% confidence intervals. Pension recipients are asked to respond based on how they think their pension payments will change.

Figure 6: Which organization do you feel angry at during inflation?



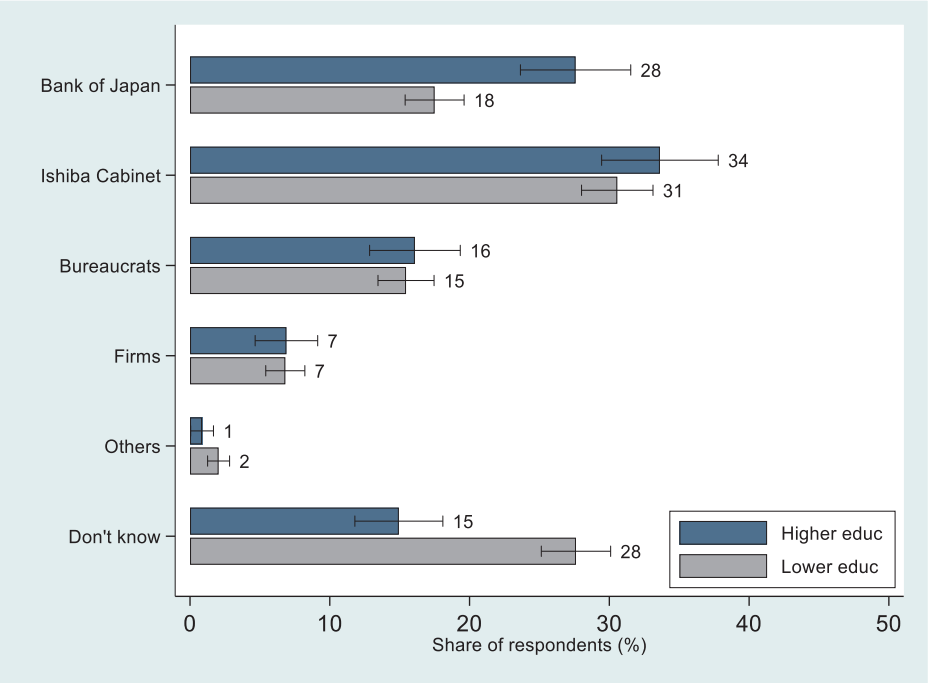
Notes: The figure above shows the percentage of respondents who selected each option for Q11, "When you notice prices for goods and services going up, which organization do you feel angry at?", along with 90% confidence intervals. Except for the last three options, the display order is random.

Figure 7: Perceived Impact of Inflation on Corporate Real Profits



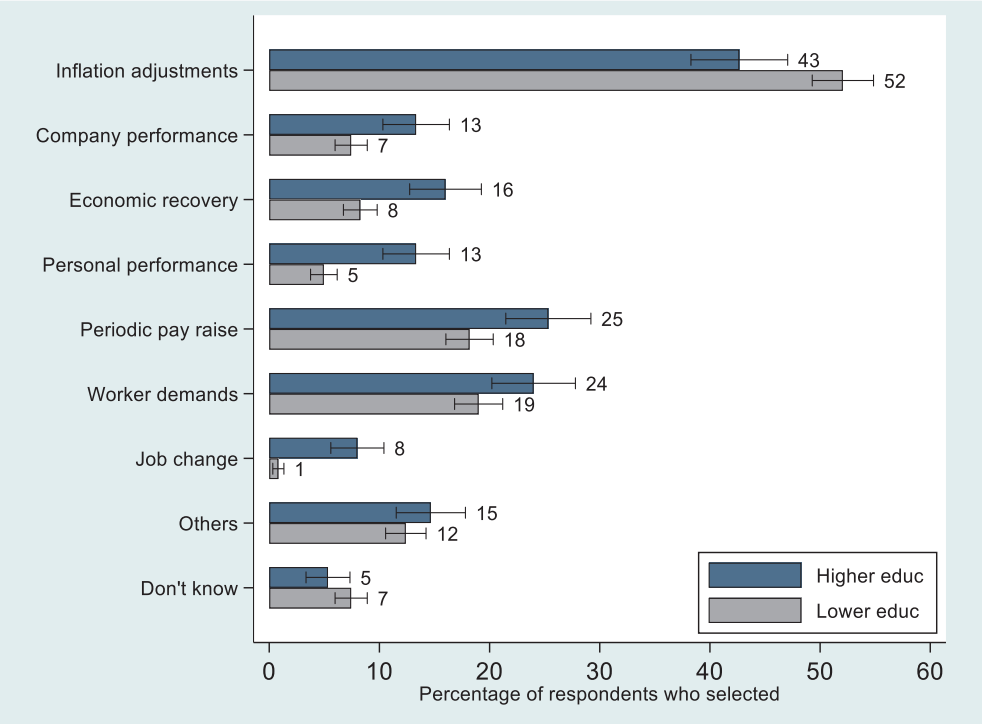
Notes: The figure above shows the percentage of respondents who selected each option for Q15, "How do you think inflation (rising prices) affects corporate (real) profits?", along with 90% confidence intervals.

Figure 8: Which Organization is Responsible for Price Stability?



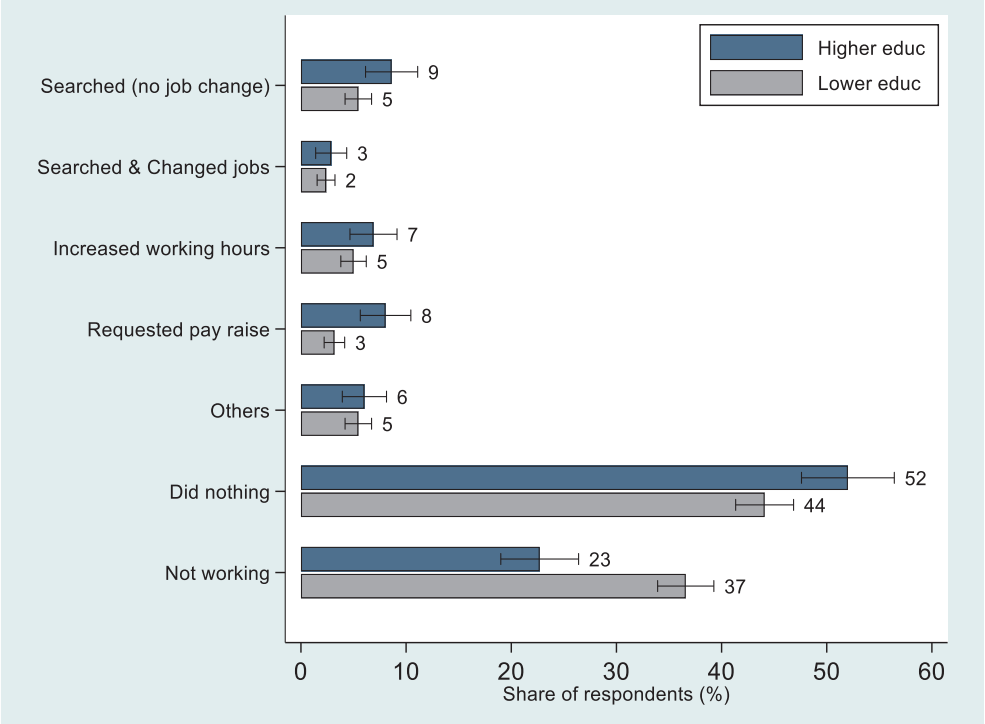
Notes: The figure above shows the percentage of respondents who selected each option for Q25, "Which organization in Japan do you think is responsible for maintaining price stability?", along with 90% confidence intervals. Except for the last two options, the display order is random.

Figure 9: Reasons for Your Wage Increase



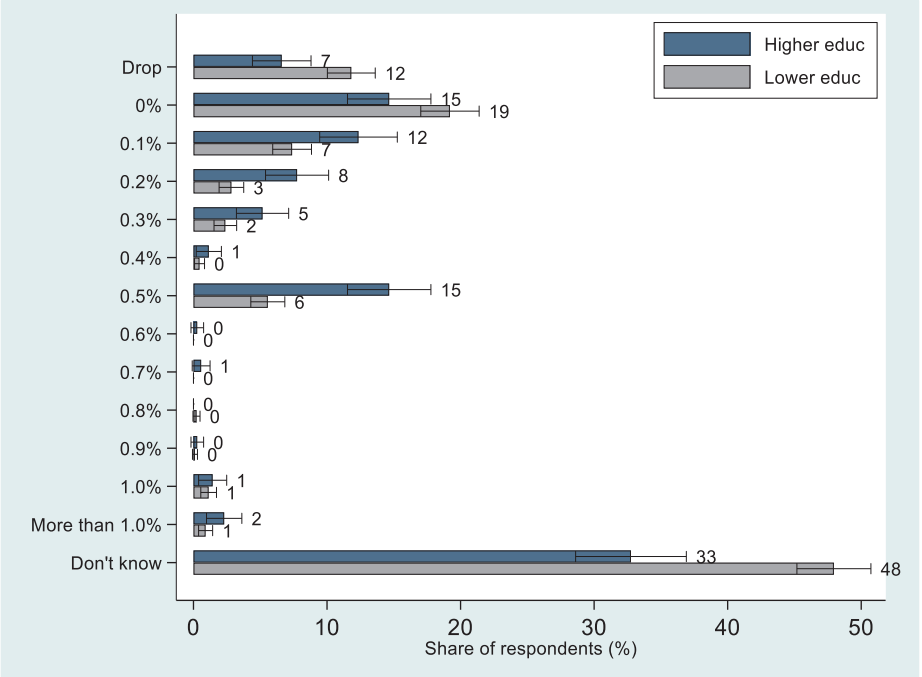
Notes: The figure above shows the percentage of respondents who selected each option for Q13, "Over the past 12 months, what do you think was the reason your wages (or pension payments) increased?", along with 90% confidence intervals. Respondents were asked to select up to three applicable reasons. Except for the last two options, the display order is random.

Figure 10: Response to Inflation as workers



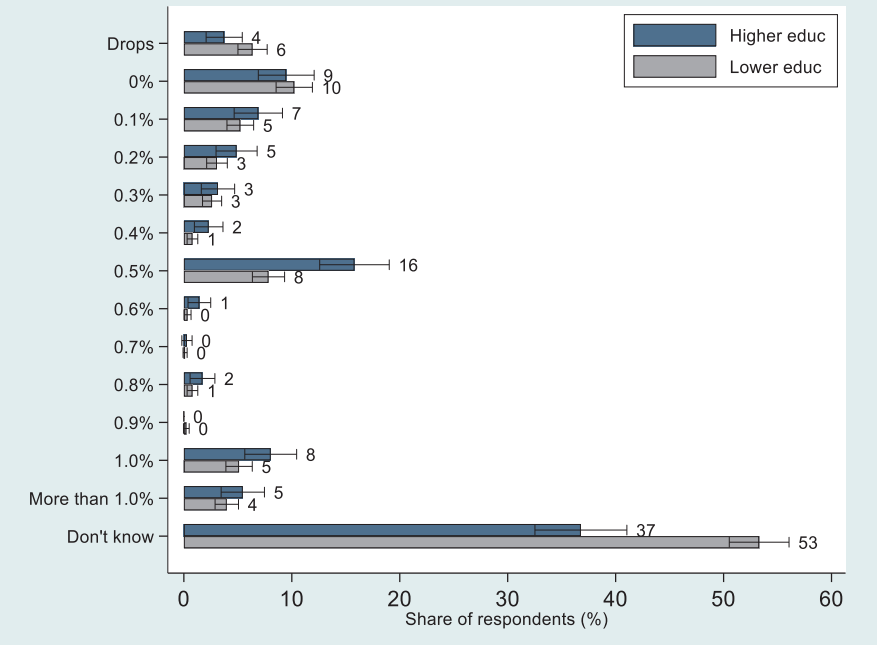
Notes: The figure above shows the percentage of respondents who selected each option for Q14, "As a worker (including self-employed), how did you respond to inflation (rising prices)?", along with 90% confidence intervals. Respondents were asked to select all applicable options. Except for the last three options, the display order is random.

Figure 11: Expected pass-through rate from prices to nominal deposit interest rates



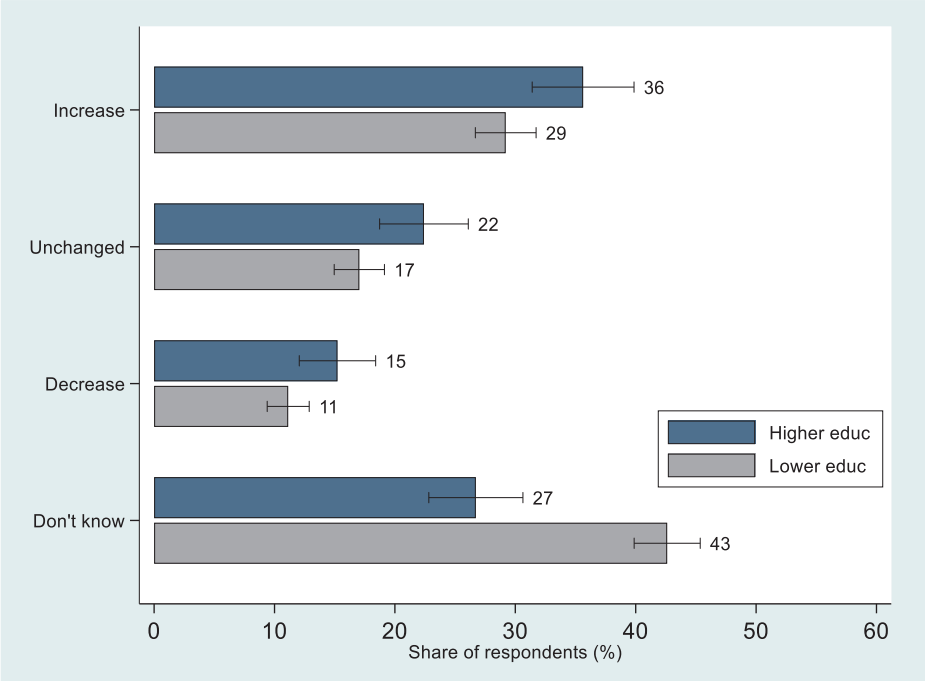
Notes: The figure above shows the percentage of respondents who selected each option for Q16, "Suppose your expected inflation rate (rate of price change) unexpectedly rises by one percentage point. How do you think bank deposit interest rates would change as a result?", along with 90% confidence intervals. When calculating the average expected pass-through rate, responses of "Drop" and "More than 1 percentage point" were assigned values of -0.1 percentage points and 1.1 percentage points, respectively.

Figure 12: Expected pass-through rate from prices to nominal bank lending rates



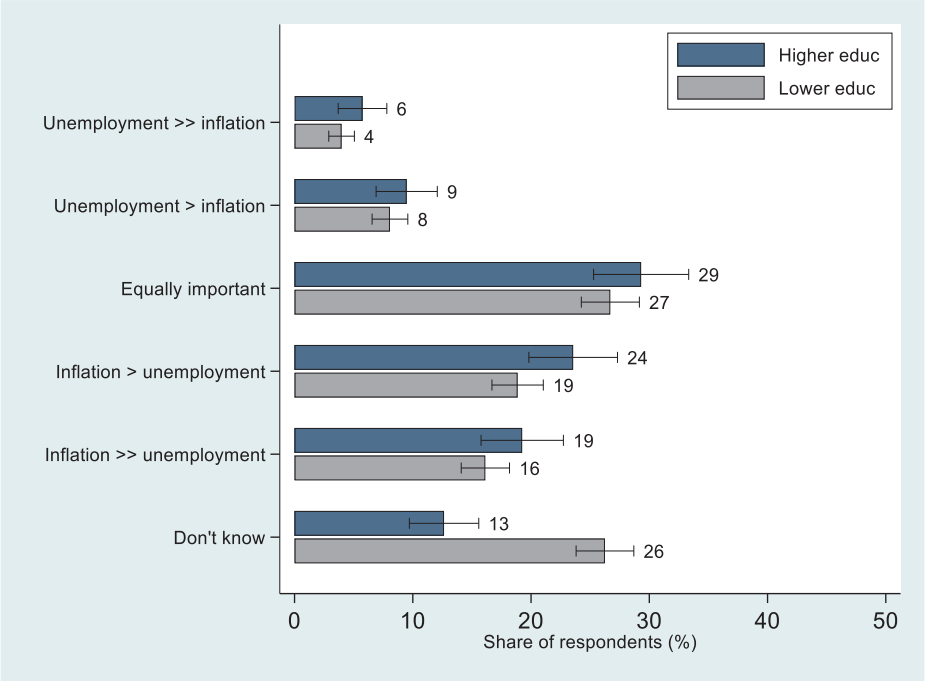
Notes: The figure above shows the percentage of respondents who selected each option for Q18, "Suppose your expected inflation rate unexpectedly rises by one percentage point. How do you think bank lending rates would change as a result?", along with 90% confidence intervals. When calculating the average expected pass-through rate, responses of "Drop" and "More than 1 percentage point" were assigned values of -0.1 percentage points and 1.1 percentage points, respectively.

Figure 13: Perceived Impact of Inflation on Real debt balances



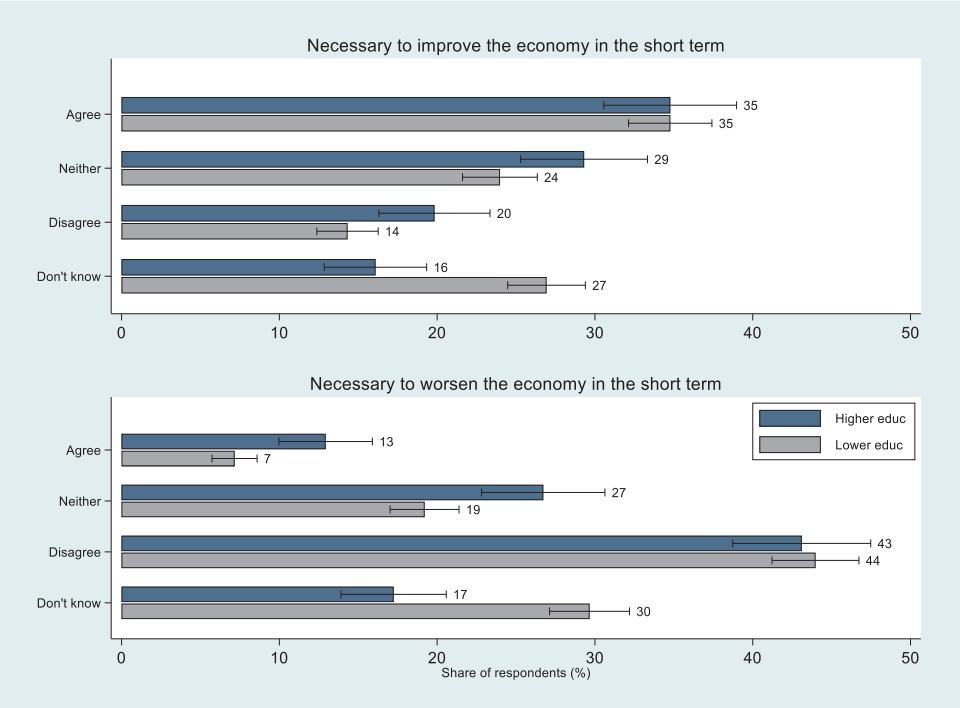
Notes: The figure above illustrates respondents' answers to Q19, "How do you think inflation (rising prices) affects the (real) debt balance held by households?" along with their 90% confidence intervals.

Figure 14: Which variable should we prioritize in policy?



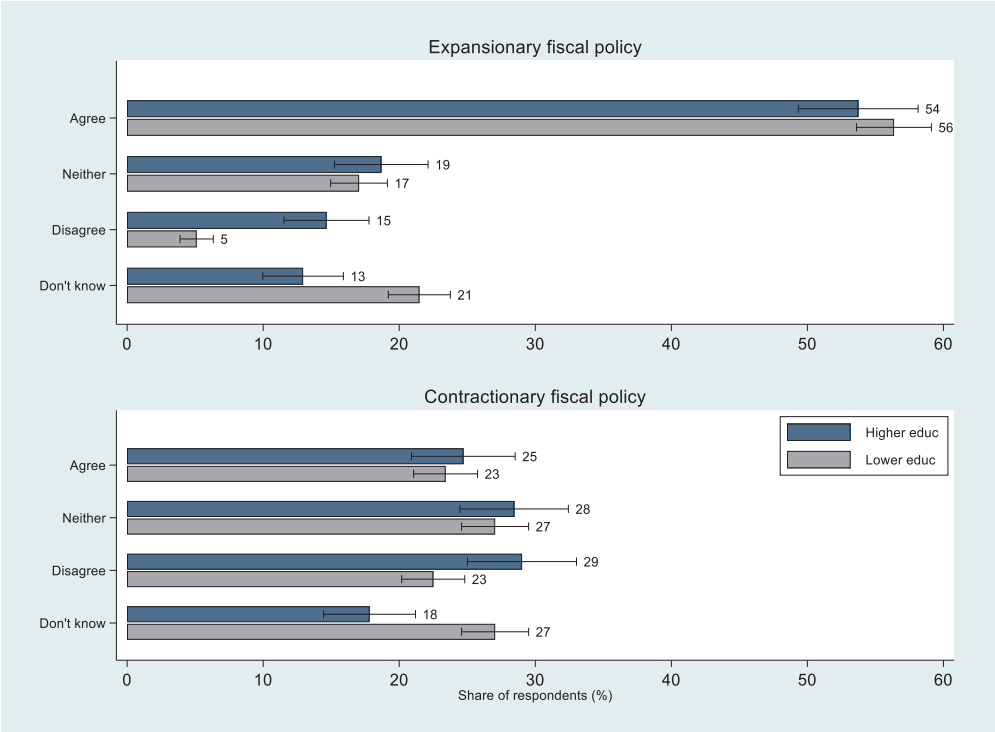
Notes: The figure above shows the percentage of respondents who selected each option for Q20, "If you had to choose between two policies—one to curb inflation (rising prices) and one to lower the unemployment rate—which policy do you think should be prioritized?", along with 90% confidence intervals. "Unemployment >> inflation" indicates a strong preference for lowering unemployment; "Unemployment > inflation" indicates a moderate preference for lowering unemployment; "Inflation > unemployment" indicates a moderate preference for lowering inflation; "Inflation >> unemployment" indicates a strong preference for lowering inflation.

Figure 15: To combat inflation, it is…



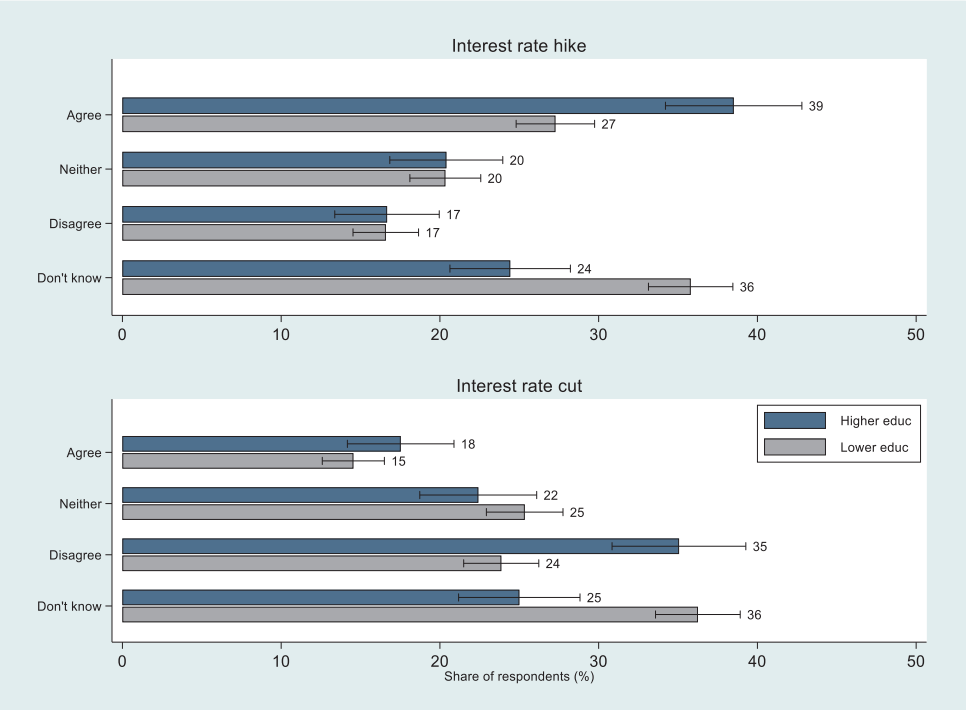
Notes: The figure above shows the percentage of respondents who selected each option for Q21, "Please state your opinion on the following claims regarding inflation (rising prices). To curb inflation, it is necessary to improve (or worsen) the economy in the short term", along with 90% confidence intervals.

Figure 16: Fiscal Policy Necessary to Curb Inflation



Notes: The figure above shows the percentage of respondents who selected each option for Q22, "To curb inflation (rising prices), do you think the following fiscal policies are necessary?", along with 90% confidence intervals. To aid respondents' understanding, the explanatory note "Fiscal policies include taxes, benefits, subsidies, infrastructure investment, etc." has been added to the question.

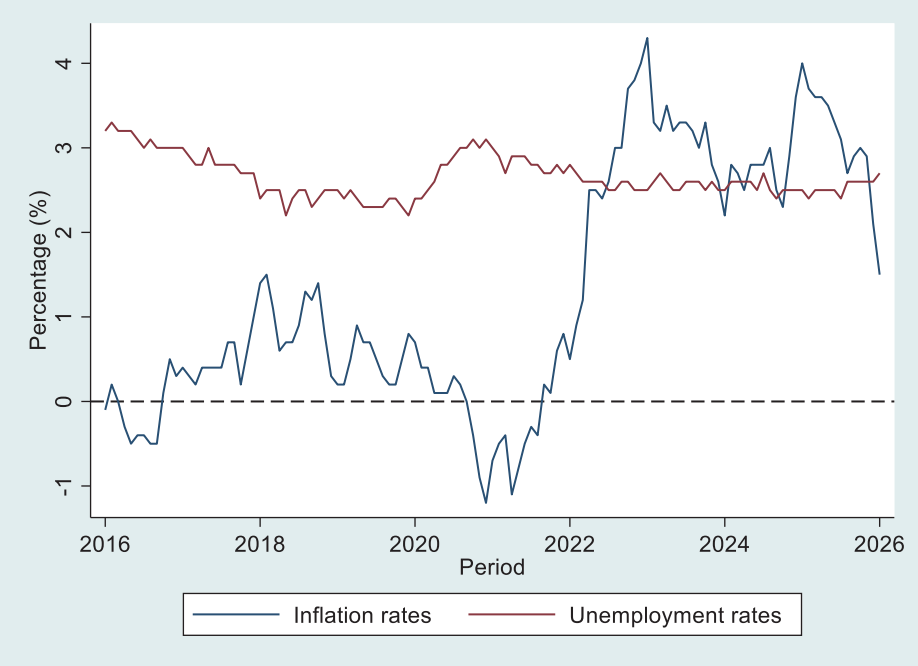
Figure 17: Monetary Policy Necessary to Curb Inflation



Notes: The figure above shows the percentage of respondents who selected each option for Q23, "To curb inflation (rising prices), do you think the following monetary policies are necessary?", along with 90% confidence intervals.

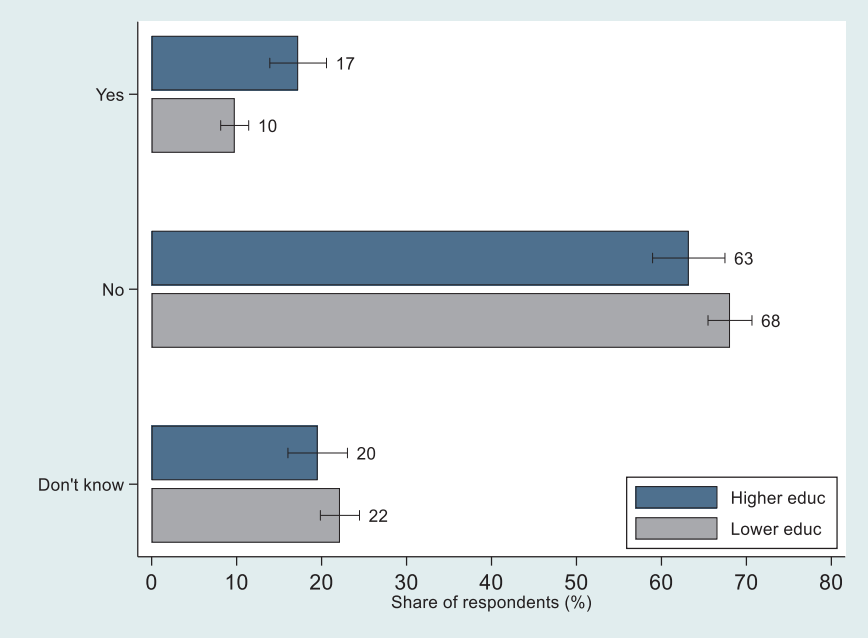
Appendix A: Additional figures

Figure A1: Inflation Rates and Unemployment Rates



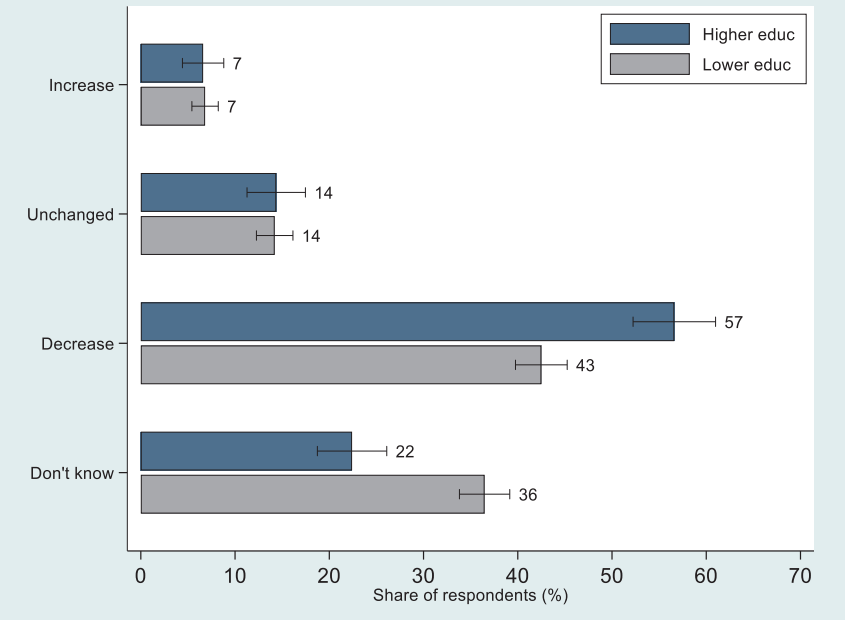
Notes: This figure shows the evolution of the inflation rates (Consumer Price Index, All Items, Year-on-Year Change) and the unemployment rates (seasonally adjusted) in Japan from January 2016 to January 2026.

Figure A2: Any Benefit to Inflation?



Notes: The figure above illustrates respondents' answers to Q5, "Is there any benefit to inflation (rising prices) for your life?", along with their 90% confidence intervals.

Figure A3: Perceived Impact of Inflation on Real Financial Assets



Notes: The figure above illustrates respondents' answers to Q17, "How do you think inflation (rising prices) affects the (real) balance of financial assets held by households? Please answer assuming all other factors remain unchanged," along with their 90% confidence intervals.

Appendix B: Questionnaires

Preliminary Survey (N=5,000), October 16, 2025

[1] Please tell us your educational background.

○ Junior high school graduate
○ High school graduate
○ Vocational school/technical college/junior college graduate
○ University graduate
○ Graduate school graduate
○ Prefer not to answer

[2] How much financial assets does your household have?

○ Less than ¥2.5 million
○ ¥2.5 million to less than ¥5 million
○ ¥5 million to less than ¥7.5 million
○ ¥7.5 million to less than ¥10 million
○ ¥10 million to less than ¥12.5 million
○ ¥12.5 million to less than ¥15 million
○ ¥15 million to less than ¥17.5 million
○ ¥17.5 million to less than ¥20 million
○ ¥20 million to less than ¥25 million
○ ¥25 million to less than ¥30 million
○ ¥30 million to less than ¥35 million
○ ¥35 million to less than ¥40 million
○ ¥40 million to less than ¥45 million
○ ¥45 million to less than ¥50 million
○ ¥50 million to less than ¥100 million
○ 100 million or more
○ I don't know / I don't want to answer

Notes: When quantifying financial assets, the midpoint value of each option is used. The lower and upper limits are set at ¥1.25 million and ¥100 million, respectively.

[3] How much debt does your household currently have (mortgage, student loans, etc.)?

○ No debt
○ Less than ¥2.5 million

○ ¥2.5 million to less than ¥5 million
○ ¥5 million to less than ¥7.5 million
○ ¥7.5 million to less than ¥10 million
○ ¥10 million to less than ¥12.5 million
○ ¥12.5 million to less than ¥15 million
○ ¥15 million to less than ¥17.5 million
○ ¥17.5 million to less than ¥20 million
○ ¥20 million to less than ¥25 million
○ ¥25 million to less than ¥30 million
○ ¥30 million or more
○ I don't know / I don't want to answer

Notes: When quantifying the debt balance, the midpoint value of each option is used. The lower and upper limits are set at ¥0 and ¥30 million, respectively.

[4] How interested are you in Japan's future price outlook? Regardless of your actual opinion, please select two options: “Very interested” and “Not interested at all.”

○ Very interested
○ Quite interested
○ Somewhat interested
○ Not very interested
○ Not interested at all

Main survey (N=1,500), October 18–21, 2025

[1] This survey is an academic research study conducted with funding from the Yu-cho Foundation. Your valuable opinions will provide important insights for future policy decisions. It consists of up to 25 questions, some of which may be difficult. We would appreciate it if you could carefully read each question and answer them to the best of your ability.

"I will read the questions carefully and answer them accurately."

○ Yes

○ No

[2] What do you think is the cause of recent inflation (rising prices)?

*If you don't know, please leave it blank and proceed to the next question.

Cause(s) of Inflation: _____

[3] Let me ask again. What do you think are the causes of recent inflation (rising prices)? Please select up to three applicable reasons.

*Except for the last two options, the display order is random.

○ Government incompetence

○ Central bank incompetence

○ Excessive aggregate demand

○ Expansionary fiscal policy and rising government debt

○ Rising energy and raw material prices

○ Labor shortages

○ Stagnant technological progress

○ Corporate greed

○ Others

○ I don't know / I don't want to answer

[4] Please share your thoughts on the following statements regarding inflation (rising prices).

● Inflation is a sign that the economy is improving

● Inflation is a sign that the economy is worsening

＊For each of the above, the options are as follows.

○ I agree

○ Neither

○ I disagree

○ I don't know

[5] Is there any benefit to inflation (rising prices) for your life?

○ Yes

○ No

○ I don't know / I prefer not to answer

(Only for respondents who answered “Yes” to the previous question)

[6] What specific benefits do you see?

＊If you don't know, please leave it blank and proceed to the next question.

Specific benefits of inflation:

[7] What are some disadvantages of inflation (rising prices) in your life? Please select up to three that apply.

*Except for the last two options, the display order is random.

○ Decreased purchasing power

○ Effective price increases due to reduced quantity

○ Effective price increases due to reduced quality

○ Shopping (price comparison) becomes more difficult

○ More stores to visit / End up going to stores farther away

○ Real value of financial assets erodes

○ Others (specify:)

○ I don't know / I prefer not to answer (exclusive)

[8] What percentage do you think Japan's inflation rate (price change rate) was over the past 12 months?

* If you think it decreased, please answer with a negative sign.

* If you don’t know, please leave it blank and proceed to the next question.

Perceived inflation rate (price change rate, %) over the past 12 months:

[9] What percentage do you think Japan's inflation rate (price change rate) will be over the next 12 months?

* If you think it will decrease, please answer with a negative sign.

* If you don’t know, please leave it blank and proceed to the next question.

Expected inflation rate (price change rate, %) over the next 12 months:

[10] Suppose your expected inflation rate (price change rate) unexpectedly rises by one percentage

point. How do you think your wages would change as a result?
*If you are a pension recipient, please indicate how you think your pension payment amount will change.

○ Wages decline
○ Wages remain unchanged (inflation is not reflected in wages (pensions) at all)
○ Wages increase by 0.1%
○ Wages increase by 0.2%
○ Wages increase by 0.3%
○ Wages increase by 0.4%
○ Wages increase by 0.5% (half of inflation is reflected in wages (pensions))
○ Wages increase by 0.6%
○ Wages increase by 0.7%
○ Wages increase by 0.8%
○ Wages increase by 0.9%
○ Wages increase by 1.0% (inflation is fully reflected in wages (pensions))
○ Wages increase by more than 1.0%
○ Not working and not receiving a pension
○ I don't know / I prefer not to answer

[11] When you notice prices for goods and services going up, which organization do you feel angry at?

*Except for the last three options, the display order is random.

○ Bank of Japan
○ Ishiba Cabinet (or new cabinet)
○ Bureaucrats (*Kasumigaseki*)
○ Firms
○ Others
○ I don't feel anger
○ I don't know / I prefer not to answer

[12] How has your wage (or pension payment) changed over the past 12 months?
*If you are self-employed, please answer based on your own income.

○ Increased
○ Remained the same
○ Decreased
○ Not working and not receiving a pension

○ I don't know / I prefer not to answer

(Only for respondents who answered “Increased” to the previous question)

[13] Over the past 12 months, what do you think was the reason your wages (or pension payments) increased? Please select up to three that apply.

*Except for the last two options, the display order is random.

○ Adjustments due to inflation
○ Improved performance of the company I work for
○ Economic recovery across the entire economy
○ Improvement in my own performance
○ Scheduled periodic pay raise
○ Wage increase demands from workers to management
○ Changing jobs to a workplace with higher wages
○ Others
○ I don't know / I prefer not to answer

[14] As a worker (including self-employed), how did you respond to inflation (rising prices)? Select all that apply.

*Except for the last two options, the display order is random.

○ Searched for a new job but did not change jobs
○ Searched for a new job and changed jobs
○ Increased working hours
○ Requested a pay raise
○ Others
○ Did nothing
○ Not working

[15] How do you think inflation (rising prices) affects corporate (real) profits?
*Real means “excluding the effects of price changes.”

○ Increase
○ Remain unchanged
○ Decrease
○ I don't know / I prefer not to answer

[16] Suppose your expected inflation rate (rate of price change) unexpectedly rises by one percentage point. How do you think bank deposit interest rates would change as a result?

○ Deposit interest rates decline
○ Deposit interest rates remain unchanged (inflation is not reflected in deposit rates at all)
○ Deposit interest rates rise by 0.1 percentage points
○ Deposit interest rates rise by 0.2 percentage points
○ Deposit interest rates rise by 0.3 percentage points
○ Deposit interest rates rise by 0.4 percentage points
○ Deposit interest rates rise by 0.5 percentage points (Half of inflation is reflected in deposit interest rates)
○ Deposit interest rates rise by 0.6 percentage points
○ Deposit interest rates rise by 0.7 percentage points
○ Deposit interest rates rise by 0.8 percentage points
○ Deposit interest rates rise by 0.9 percentage points
○ Deposit interest rates rise by 1.0 percentage points (Inflation is fully reflected in deposit interest rates)
○ Deposit interest rates rise by more than 1.0 percentage points
○ I don't know / I prefer not to answer

[17] How do you think inflation (rising prices) affects the (real) balance of financial assets held by households? Please answer assuming all other factors remain unchanged.
*Real means “excluding the effects of price changes.”

○ (Real) financial asset balances increase
○ (Real) financial asset balances remain unchanged
○ (Real) financial asset balances decrease
○ I don't know / I prefer not to answer

[18] Suppose your expected inflation rate unexpectedly rises by one percentage point. How do you think bank lending rates would change as a result?

○ The lending rate decreases
○ The lending rate remains unchanged (inflation is not reflected in the lending rate at all)
○ The lending rate increases by 0.1 percentage points
○ The lending rate increases by 0.2 percentage points
○ The lending rate increases by 0.3 percentage points
○ The lending rate increases by 0.4 percentage points
○ The lending rate increases by 0.5 percentage points (half of inflation is reflected in the lending rate)
○ The lending rate increases by 0.6 percentage points

○ The lending rate increases by 0.7 percentage points
○ The lending rate increases by 0.8 percentage points
○ The lending rate increases by 0.9 percentage points
○ The lending rate increases by 1.0 percentage points (inflation is fully reflected in the lending rate)
○ The lending rate increases by more than 1.0 percentage points
○ I don't know / I prefer not to answer

[19] How do you think inflation (rising prices) affects the (real) debt balance held by households? Please answer assuming all other factors remain constant.
*Real means “excluding the effects of price changes.”

○ (Real) debt balance increases
○ (Real) debt balance remains unchanged
○ (Real) debt balance decreases
○ I don't know / I prefer not to answer

[20] If you had to choose between two policies—one to curb inflation (rising prices) and one to lower the unemployment rate—which policy do you think should be prioritized?

○ Curbing inflation should be significantly prioritized
○ Curbing inflation should be somewhat prioritized
○ Both are equally important
○ Lowering the unemployment rate should be somewhat prioritized
○ Lowering the unemployment rate should be significantly prioritized
○ I don't know / I prefer not to answer

[21] Please state your opinion on the following claims regarding inflation (rising prices).

- To curb inflation, it is necessary to improve the economy in the short term
- To curb inflation, it is necessary to worsen the economy in the short term

＊For each of the above, the options are as follows

○ I agree
○ I neither agree nor disagree
○ I disagree
○ I don't know

[22] To curb inflation (rising prices), do you think the following fiscal policies are necessary?
* Fiscal policies include taxes, benefits, subsidies, infrastructure investment, etc.

- Expansionary fiscal policy

- Contractionary fiscal policy

＊For each of the above, the options are as follows

○ Agree
○ Neither agree nor disagree
○ Disagree
○ I don't know

[23] Do you think the following monetary policies are necessary to curb inflation (rising prices)?

- Interest rate hike
- Interest rate cut

＊For each of the above, the options are as follows

○ Agree
○ Neither agree nor disagree
○ Disagree
○ I don't know

[24] If the following two scenarios were to become reality, which would you prefer?

○ One percentage point increase in wage growth
○ One percentage point decrease in price growth
○ Both are equally desirable
○ I don't know

[25] Which organization in Japan do you think is responsible for maintaining price stability?

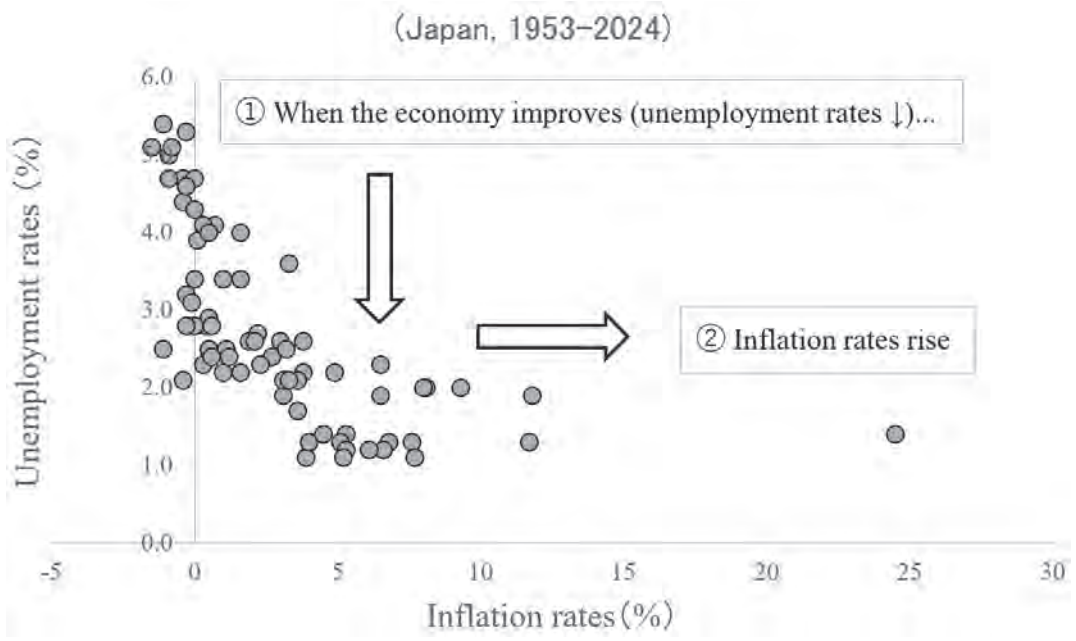
*Except for the last two options, the display order is random.

○ Bank of Japan
○ Ishiba Cabinet (or new cabinet)
○ Bureaucrats (*Kasumigaseki*)
○ Firms
○ Others
○ I don't feel anger
○ I don't know / I prefer not to answer

Follow-up survey, October 23–25, 2025

In this follow-up survey, we re-elicited questions [21], [22], and [23] from the original survey to both the treatment and control groups. Only the treatment group receives information about a standard economic principle as described below.

(Treatment group, N=489)



[1] Please read the following explanation carefully before answering.

One fundamental principle in economics states that "society faces a short-term trade-off between the inflation rate (price increase rate) and the unemployment rate." This principle appears to hold true for Japan's data (see figure above).

That is...

○ When the economy improves due to expansionary economic policies, people tend to buy more goods, causing prices to rise further.

○ On the other hand, if economic stimulus measures are insufficient, the economy worsens, but people stop buying goods, thereby suppressing price increases.

Implication: It is difficult to achieve both lower inflation and better economic conditions through policy in the short term.

Given the above, how well did you understand the explanation?

○ I understood very well

○ I understood somewhat

○ Neither

○ I didn't understand very well

○ I didn't understand at all

○ I don't know/I don't want to answer

[2] Please state your opinion on the following claims regarding inflation (rising prices).

- To curb inflation, it is necessary to improve the economy in the short term
- To curb inflation, it is necessary to worsen the economy in the short term

＊For each of the above, the options are as follows

○ I agree

○ I neither agree nor disagree

○ I disagree

○ I don't know

[3] To curb inflation (rising prices), do you think the following fiscal policies are necessary?
* Fiscal policies include taxes, benefits, subsidies, infrastructure investment, etc.

- Expansionary fiscal policy
- Contractionary fiscal policy

＊For each of the above, the options are as follows

○ Agree

○ Neither agree nor disagree

○ Disagree

○ I don't know

[4] Do you think the following monetary policies are necessary to curb inflation (rising prices)?

- Interest rate hike
- Interest rate cut

＊For each of the above, the options are as follows

○ Agree

○ Neither agree nor disagree

○ Disagree

○ I don't know

(Control group, N=510)

[1] Please state your opinion on the following claims regarding inflation (rising prices).

- To curb inflation, it is necessary to improve the economy in the short term
- To curb inflation, it is necessary to worsen the economy in the short term

＊For each of the above, the options are as follows

○ I agree
○ I neither agree nor disagree
○ I disagree
○ I don't know

[2] To curb inflation (rising prices), do you think the following fiscal policies are necessary?
＊Fiscal policies include taxes, benefits, subsidies, infrastructure investment, etc.

- Expansionary fiscal policy
- Contractionary fiscal policy

＊For each of the above, the options are as follows

○ Agree
○ Neither agree nor disagree
○ Disagree
○ I don't know

[3] Do you think the following monetary policies are necessary to curb inflation (rising prices)?

- Interest rate hike
- Interest rate cut

＊For each of the above, the options are as follows

○ Agree
○ Neither agree nor disagree
○ Disagree
○ I don't know

Term Structure of Debt and Investment Spikes（共同研究）

南山大学経営学部 教授　伊藤 彰敏
三菱地所㈱イノベーション施設運営部 統括　菊地 和宏

要約

昨今のIT分野の一著しい発展に見られるように技術革新や破壊的イノベーションが頻発する状況で、企業は予期せぬ投資ニーズへの迅速な対応に迫られる。従って、企業は、ビジネス環境の変化に迅速に対応するため、常日頃から財務柔軟性を確保することが重要な課題となっている。本研究は、多くの企業にとって主たる資金調達原資である負債を取り上げ、その償還期間が大型投資の迅速性・実行可能性に与える影響を分析する。

先行研究は、負債期間構造と企業投資との関係について相反する二つの仮説を提示している。第一の仮説では、短期負債の比率が高いと、将来の借り換えが不十分となるリスクのため企業は投資を抑制するとする（Rajan, 1992）。本稿では、この仮説をとロールオーバーリスク仮説と呼ぶ。第二の仮説では、短期負債は、より頻繁なモニタリングによって債権者の情報生産を向上させ（Harvey et al., 2004）、負債のエージェンシー問題である過少投資を軽減し（Myers, 1977）、結果として企業の投資を促進するとする。本稿では、これを投資促進仮説と呼ぶ。本研究は、どちらの仮説が妥当かを精緻なデータと分析方法で実証的に明らかにする。

本研究は、サンプルとして日本の上場企業の2002年から2017年までの財務データを用い以下の三つの分析を実施する。第一に、企業の大型投資の実施可能性に短期負債比率がどのように関連しているかを、Cox比例ハザードモデルの推定を通じて明らかにする。不連続で散発的に発生する大型投資は、Cox比例ハザードモデルの持つ特性と親和する。第二に、短期負債比率が内生変数となる可能性に対処するために、ハザードモデルを線型確率モデルに置きかえ操作変数法を適用した推定を実施する。短期負債比率の操作変数としては、個々の企業について、1995年における全借入総額に対する旧有力都市銀行からの借入シェアを用いる。1995年当時、有力都市銀行からの借入の多い企業は、その後の都市銀行再編を経ても銀行とのつながりから相対的に長期借入の比率が高く、従って短期負債比率とは負の関係を有すると予測される。他方、1995年当時の企業の借入構成が15年以上もたったその企業の大型投資に直接影響する経路は考えにくい。第三に、2008年のリーマンショックを外的ショックとし、リーマンショック発生前に短期負債比率の高い企業と低い企業との間で、ショック後の投資額に差があったかどうかを傾向スコアマッチングとDIDを用いて検証する。短期負債が投資を促進する効果を持つなら（投資促進仮説）、ショック前に短期負債の多い企業はショック後に投資を増加させるはずである。一方、短期負債が投資を抑制する効果を持つなら（ロールオーバーリスク仮説）、ショック前に短期負債の多い企業はショック後に投資を減少させるはずである。

本研究が得た分析結果は、以下の通りですある。第一のCox比例ハザードモデルを用いた分析では、短期負債比率が高い企業は大型投資の可能性を低下させる傾向にあり、ロールオーバーリスク仮説と整合的であった。第二の線型確率モデルと操作変数法による推定で

は、操作変数により内生性をコントロールした後も、短期負債比率は投資を抑制する傾向をしめした。最後に、2008 年のリーマンショックを用いた DID 分析では、ショック前に短期負債比率の高い企業は、そうでない企業と比べてショック後に投資額をより減少させており、やはりロールオーバーリスク仮説と整合的であった。本研究の分析結果は、全般的にロールオーバーリスク仮説を支持する結果となった。

本研究の学術的貢献は以下の通りである。負債の期間構造が大型投資与える影響について、先行研究が示す相対立する仮説を検証し、ロールオーバーリスク仮説を支持する結果を確認した。このこと自体が本研究の重要な貢献であると考える。同時に、この発見は、大型投資の必要性が生じた際に機動的に対応できるかどうかという財務柔軟性の決定要因として、負債の期間構造が重要な役割を果たすことを示している。最後に、企業投資に関する研究群に対し、投資決定の要因として負債期間構造にも注目すべきであることを示した点も貢献であると考える。

今後の研究課題として、日本以外の国々での検証結果を確認する必要があろう。特に、企業の資金調達において日本以上に銀行の情報生産機能が重要な経済では、短期負債による情報生産頻度の向上が日本企業の場合と比べてより大きな影響を持つかもしれず、その場合には高い短期負債比率が企業投資を促進する投資促進仮説と整合的な分析結果を得る可能性がある。

キーワード：財務柔軟性、負債の期間構造、大型投資、比例ハザードモデル、傾向スコアマッチング

Term Structure of Debt and Investment Spikes

Kazuhiro Kikuchi[(a)] and Akitoshi Ito[(b)]

(a) Mitsubishi Estate Co., Ltd.
(b) Nanzan University, Principal Investigator

Abstract:

This study examines how the term structure of corporate debt influences the likelihood of a spike in corporate investments. To analyze this issue, we tested the following two hypotheses using a proportional hazards model used in previous studies: The rollover risk hypothesis states that an increase in the short-term debt ratio raises the debt rollover risk, decreasing the likelihood of investment spikes. By contrast, the investment promotion hypothesis states that an increase in the short-term debt ratio decreases the degree of agency problems and improves the efficiency of lending banks' information production, increasing the likelihood of investment spikes. Our sample comprised Japanese listed companies, excluding utilities and financial firms, from FY 2002 to FY 2017. Our results are consistent with the rollover risk hypothesis, and the main results hold even after considering an endogeneity issue. This study indicates that overreliance on short-term debt financing increases rollover risk, which reduces financial flexibility, and that short-term debt financing for large long-term investments restrains future corporate investments.

Keywords: Financial flexibility, term structure of debt, rollover risk, bank loans, large investment

*This study was supported by the Yu-cho Foundation (Grant-in-Aid for Research , 2025). The authors would like to thank participants at the 2025 Kyoto Finance Workshop for their valuable comments.

1. Introduction

This study examines how the term structure of corporate debt influences the likelihood of investment spikes. The literature on financial flexibility (Denis and McKeon, 2012; DeAngelo and Roll, 2015; DeAngelo et al., 2018; Kikuchi and Ito, 2021) argues that securing sufficient financing capacity reduces potential costs arising from failure to make large investments in response to a future rise in investment needs. While the term structure of debt likely affects future financial flexibility (Graham and Harvey, 2001; Almeida et al., 2009), the literature does not agree on the desired mix of debt maturity.

The existing literature expresses two opposing views on the relationship between the term structure of debt and corporate investment. The first group of studies argues that an increase in the short-term debt ratio raises the debt rollover risk, decreasing corporate investment (Rajan, 1992; Froot et al., 1993; Graham and Harvey, 2001; Harford et al., 2014; Chiu and Wang, 2019; Iwaki and Saito, 2022). Rajan (1992) argues that banks tend to have higher negotiation power at the time of debt rollover for firms with a higher proportion of short-term debt, leading to increased holdup costs. Moreover, Graham and Harvey (2001) argue that the financing cost of rolling over debt tends to be higher when the duration of real assets is longer than that of debt, causing decreased future investment.

In contrast, the second group of studies argues that an increase in the short-term debt ratio increases corporate investment (Myers, 1977; Rajan and Winton, 1995; Harvey et al., 2004). Myers (1977) shows that underinvestment problems occur because of the agency problems associated with debt. However, short-term debt reduces the degree of agency problems because of frequent monitoring and increases corporate investment. Rajan and Winton (1995) and Harvey et al. (2004) assert that an increase in the short-term debt ratio increases the efficiency of information production through frequent bank monitoring, lowering a firm's financing costs. Reduced financing costs are likely to increase corporate investments.

Based on these arguments, we propose the following two hypotheses: Hypothesis 1 states that an increased short-term debt ratio decreases the likelihood of investment spikes because of higher rollover risk (hereafter, "the rollover risk hypothesis"). Hypothesis 2 states that an increased short-term debt ratio leads to an increased likelihood of investment spikes because of more frequent monitoring (hereafter, "the investment promotion hypothesis"). To test these hypotheses, we apply a lumpy

investment model that many studies use as an empirical model consistent with the actual behavior of corporate investments (Cooper et al., 1999; Cooper and Haltiwanger, 2006).

The lumpy investment model implies that the likelihood of investment spikes can be increased by reducing adjustment costs, which are assumed to be non-convex (Cooper and Haltiwanger, 2006; Verona, 2014). Whited (2006) and Billett et al. (2011) estimate proportional hazards models for lumpy corporate investments and find that increased financial constraints effect increased adjustment costs, reducing the investment spike probability. Kikuchi and Ito (2021) expand on Whited (2006) and Billett et al. (2011) by considering the opportunity cost arising from failed financing for large investments as part of the adjustment costs. However, these studies do not explicitly examine the effect of the term structure of debt, although it is likely to affect the financing capacity and feasible investment. This study aims to fill this gap in the literature.

Following the literature (Whited, 2006; Billett et al., 2011), this study estimates hazards models to test the proposed hypotheses and finds that the empirical results are consistent with the rollover risk hypothesis. We use two approaches to address an endogeneity issue. First, we apply the instrumental variable (IV) estimation method to linear probability models for the occurrence of investment spikes. Second, we implement a difference-in-differences (DID) method using a propensity-score-matched sample. The results remain qualitatively unchanged after incorporating an endogeneity issue. Thus, the empirical results show that an increase in the short-term debt ratio increases the rollover risk of debt, reducing the degree of financial flexibility required for large investments.

This study contributes to the literature in three ways. First, it adds to the literature on financial flexibility (Graham and Harvey, 2001; Denis and McKeon, 2012; DeAngelo and Roll, 2015; DeAngelo et al., 2018; Kikuchi and Ito, 2021) by showing that the term structure of debt plays an important role in determining financial flexibility. The literature focuses on reducing debt to increase financial flexibility. However, considering that the term structure of debt likely affects a firm's financing capacity (Graham and Harvey, 2001), it predicts that the term structure of debt is likely to be an important determinant of large corporate investment. This study confirms this prediction. Furthermore, in contrast with Almedia et al. (2009), which shows that a longer maturity of corporate bonds affects corporate investment only during the credit reduction period, we show that the

debt term structure affects corporate investment during both normal and credit reduction periods.

Second, it contributes to the debate on how the term structure of debt influences corporate investment by showing that shorter maturity is likely to decrease investment. Rajan (1992) and Harford et al. (2014) argue that an increase in the short-term debt ratio increases the rollover risk of debt, reducing corporate investment. By contrast, Myers (1977) argues that the use of short-term debt decreases the agency cost of debt, leading to larger investments. Furthermore, Rajan and Winton (1995) and Harvey et al. (2004) assert that an increase in the short-term debt ratio increases the efficiency of debtholders' information production on borrowing firms, engendering increased investment. This study empirically supports the argument that a short-term structure decreases corporate investment.

Finally, this study adds to the empirical literature on lumpy investment using hazards models (Whited, 2006; Billett et al., 2011; Kikuchi and Ito, 2021) by evincing that the term structure of debt plays an important role in determining corporate investment. While the term structure of debt likely affects a firm's financing capacity and investment (Rajan, 1992; Graham and Harvey, 2001; Harford et al., 2014; Chiu and Wang, 2019; Iwaki and Saito, 2022), empirical studies (Whited, 2006; Billett et al., 2011; Kikuchi and Ito, 2021) do not consider the term structure of debt when estimating models for investment. This study shows that the term structure of debt is a statistically significant determinant of corporate investment in the context of a lumpy investment model.

The remainder of this paper is organized as follows. Section 2 reviews the relevant literature, and Section 3 explains the hypotheses. Section 4 describes empirical methods and data and provides basic statistics for the variables used in this study. Section 5 presents the main results and robustness checks for endogeneity. Finally, section 6 concludes the study.

2. Previous Literature

2.1.Financial flexibility

The literature on financial flexibility focuses on the intertemporal dependence between financing and investment (Gamba and Triantis, 2008; Almeida et al., 2011; DeAngelo et

al., 2011; Denis and McKeon, 2016, Kikuchi and Ito, 2021). Considering that a firm's current financing activities are likely to constrain investment activities in the future, DeAngelo and DeAngelo (2007) and DeAngelo et al. (2011) argue that an important cost related to financing activities and the resulting capital structure is the opportunity cost arising from failed financing for investment when investment needs occur in the future. Specifically, an increase in current financing capacity decreases the probability of financing failure in the future, increasing the likelihood of timely large investments. Graham and Harvey (2001) posit that the costs of frequent debt rollover likely constrain the amount of cash available for future investments, implying that the term structure of debt influences a firm's financial flexibility.

2.2.Term structure of debt and corporate investment

Literature presents two contrasting views on the relationship between the term structure of debt and corporate investment. The first strand of literature argues that an increased short-term debt ratio increases the risk of failure to roll over the debt, reducing the likelihood of future corporate investment (Rajan, 1992; Froot et al., 1993; Graham and Harvey, 2001; Harford et al., 2014; Chiu and Wang, 2019; Iwaki and Saito, 2022). Rajan (1992) states that, when a firm relies greatly on short-term bank debt, the lending bank tends to have greater negotiation power against the firm at the time of debt rollover. Thus, the increased holdup costs discourage large corporate investments. Short-term debt financing tends to generate additional costs, such as unexpectedly high interest rates and failure to rollover at an intended full amount (Froot et al., 1993; Harford et al., 2014; Chiu and Wang, 2019; Iwaki and Saito, 2022). Graham and Harvey (2001) suggest that an increase in short-term debt increases the cost of debt rollover, decreasing future investment.

The second strand of literature states that, when a firm increases the proportion of short-term debt, it increases the likelihood of large investments by decreasing the agency costs of debt and increasing the efficiency of debtor monitoring (Myers, 1977; Rajan and Winton, 1995; Harvey et al., 2004). Myers (1977) argues that long-term debt financing increases the agency costs of debt, whereas short-term debt likely increases corporate investment by mitigating the agency costs of debt. Furthermore, short-term debt financing increases the efficiency of information production by lending banks and other

debt holders (Diamond, 1984; Diamond, 1991). Rajan and Winton (1995) and Harvey et al. (2004) indicate that a firm's increased reliance on short-term debt increases the frequency of bank monitoring, improving the bank's information production and easing the degree of information asymmetry between a firm and its debtholders.

3. Hypotheses

This study examines how the term structure of debt influences the likelihood of investment spikes. Based on the literature, we propose the following two hypotheses:

3.1. Rollover risk hypothesis

An increased short-term debt ratio increases the risk of failure to roll over the debt, reducing the likelihood of future corporate investment (Rajan, 1992; Froot et al., 1993; Graham and Harvey, 2001; Harford et al., 2014; Chiu and Wang, 2019; Iwaki and Saito, 2022).

Hypothesis 1:

The higher the short-term debt ratio, the lower the likelihood of investment spikes.

3.2. Investment promotion hypothesis

When a firm increases its ratio of short-term debt to total debt, it increases the likelihood of large investments by decreasing the agency costs of debt and increasing the efficiency of debtor monitoring (Myers, 1977; Rajan and Winton, 1995; Harvey et al., 2004).

Hypothesis 2:

The higher the short-term debt ratio, the higher the likelihood of investment spikes.

4. Methodology and Data

4.1 Methodology

A lumpy investment model based on non-convex adjustment costs is widely used to examine corporate investment behavior because it predicts the investment spikes observed in actual investment data (Caballero and Engel, 1999; Cooper et al., 1999; Cooper and Haltiwanger, 2006). The characteristics of this investment model are

consistent with those of a hazards model that analyzes the likelihood of events occurring by considering the time until a given event occurs. Thus, many studies adopt a hazards model to examine the likelihood of investment spikes. Whited (2006) and Billett et al. (2011) use a Cox proportional hazards model to estimate the parameters of covariates without specifying the shape of the baseline hazard function.

Following past studies, we employ a proportional hazards model to examine the likelihood of large investments by firms with rollover risk. The proportional hazards model is expressed as follows:

$$\boldsymbol{h(t, X_i) = h_0(t)\exp(\beta X_i)}, \quad (1)$$

where X_i is a vector of covariates and β is a vector of parameters to be estimated. $h(t, X_i)$ is the hazard function associated with large investments and indicates the conditional probability that a firm that has not made a large investment before time t will undertake a large investment at time t. $h_0(t)$ represents the baseline hazard function, which is independent of the covariates X_i and solely dependent on time t. $exp(\beta X_i)$ is the hazard ratio that depends on the covariate X_i. Therefore, a proportional hazards model does not require specific assumptions about the baseline hazard function $h_0(t)$, and the vector of parameters β can be estimated with a partial maximum likelihood estimation. In the estimation results of the hazards model, the $exp(\beta_k)$ for covariate x_k represents its effect on the hazard rate. When β_k is positive (negative), that is, $exp(\beta_k) > 1$ ($exp(\beta_k)<1$), it indicates that the likelihood of large investments increases (decreases) with covariate x_k.

4.2 Data

We use Nikkei's Quick Astra Manager, Nikkei NEEDS, and Nikkei's NEEDS-Financial QUEST data to construct covariates based on firms' financial information. Credit rating information is obtained from publicly available data provided by R&I, a well-known credit rating service in Japan. Our data sample covers the period from FY 2002 to FY 2017. Our data sample comprises Japanese listed companies (including those listed on the OTC market). We exclude firms in the utility and financial industries

because firms in regulated industries are likely to have different investment and financing policies owing to the unique nature of their competitive environments (Whited, 2006; Billett et al., 2011). Additionally, following Whited (2006), we include firms only if they have at least five consecutive years of data. Following previous studies, we define large investments, excluding M&A transactions, as having an investment ratio (total investment amount/total tangible fixed assets) of 0.2 or higher (Cooper et al., 1999; Nilsen and Schiantarelli, 2003; Cooper and Haltiwanger, 2006).[1]

The dataset used to estimate the hazards model does not have information on large investments made before and after the sample period (FY 2002–2017). Therefore, we follow prior studies (Whited, 2006; Billett et al., 2011) to consider data censoring before (left censoring) and after (right censoring) the sample period. Our sample includes firms that made large investments during the sample period. Our sample consists of 33,611 firm-year observations.

4.3 Covariates used in the hazards model

This section describes the covariates used to estimate the hazards model. First, we define the covariates related to our hypotheses and then describe our control variables. The Appendix provides the detailed definitions of these variables.

Covariates related to our hypotheses

Short-term debt / total assets

It is defined as short-term debt divided by total assets[2]. To estimate the empirical model, we use one-year lagged data.

Short-term loan / total assets

It is defined as short-term loan divided by total assets[3]. To estimate the empirical model, we use one-year lagged data.

---

[1] Total investment amount was defined as the net increase in tangible fixed assets (current year tangible fixed assets - prior year tangible fixed assets + depreciation). As a robustness check, we change the investment ratio threshold used to define large investments from 0.2 to 0.175 and 0.225 and find that our empirical results are generally unchanged.
[2] The short-term debt is the sum of current portion of borrowings and current portion of bonds (including CP but excluding convertible bonds).
[3] The short-term loan is debt due within one year.

Control variables

First, we construct several variables to control for factors other than the term structure of debt that affect large investments. We create a dummy variable, ***Bank in major shareholders***, which equals 1 if one or more banks are among the firm's top 10 major shareholders and 0 otherwise (Hoshi et.al., 1990b; Prowse, 1990; Morck et.al., 2000). Moreover, we create a dummy variable, ***Director from bank***, which equals 1 if a firm's board of directors includes any individuals from its banks and 0 otherwise (Hoshi et.al., 1990; Prowse, 1990; Morck et.al., 2000).

Second, we consider access to external financial markets. We construct variables that represent ease of access to financing by issuing corporate bonds or equity, which are sources of funding other than bank loans. Yasuda (2005) suggests that, if firms continue to access the corporate bond market, maintaining recognition in that market, it is easier for them to raise funds by issuing bonds. Therefore, we construct a dummy variable, ***Bond***, that equals 1 if there are corporate bonds on a firm's balance sheet and 0 otherwise. Baker and Wurgler (2002) suggest that, when the market value of a firm's equity is relatively high, it can easily raise additional equity capital. Therefore, we use the price-to-book ratio, ***PBR***.

In addition, we create dummy variables that divide the sample firms into quartiles along the debt ratio to control for firms' debt financing capacity, denoted by ***Leverage 1st quartile, Leverage 2nd quartile, Leverage 3rd quartile,*** and ***Leverage 4th quartile.***[4] Each quartile dummy equals 1 if the firm's debt ratio falls in that quartile and 0 otherwise. Referring to Whited (2006), we construct a variable representing a firm's liquidity, ***Cash ratio***, and proxy variables for investment opportunities, ***Sales growth*** and ***Cash Flow (CF) to assets***. Furthermore, we construct ***Log (Total assets)***, ***Log (Age)***, and ***Credit rating*** dummy variables. We use one-year lagged data for explanatory variables. Additionally, we include ***Industry*** and ***Year*** fixed effects.

4.4 Descriptive statistics

[4] The debt ratio is interest-bearing debt divided by total assets. Interest-bearing debt is the sum of bank borrowings, bonds, and commercial paper on the balance sheet. It does not include convertible bonds.

Table 1 presents the descriptive statistics of the main variables used in this study. We winsorize continuous variables at the 1st and 99th percentiles. First, ***Total debt / Total assets*** show that, on average, the interest-bearing debt ratio is approximately 19% in the sample firms. Second, a comparison of the average between ***Total debt / Total assets*** and ***Short-term debt / Total*** assets shows that short-term debt accounts for most interest-bearing debt in the sample firms. Finally, a comparison of the average between ***Short-term debt / Total assets*** and between ***Short-term loan / Total assets*** shows that short-term loans constitute most short-term debt. This indicates that, for debt financing in Japan, bank loans, which are indirect financing, are still preferred over bond issuance, which is direct financing.

For ***Investment rate***, the threshold for defining a large investment is 0.200. The mean and median of the sample are 0.227 and 0.137, respectively. This indicates that certain extreme samples increase the mean. Figure 1 shows the number of large investments and percentage of firms that made large investments during the analysis period. The percentage of firms that made large investments during the analysis period averaged 21% per year. These figures are generally consistent with those in previous studies (Cooper and Haltiwanger, 2006).

Insert Table 1 and Figure 1 about here.

5. Results

5.1 Estimation results for the proportional hazards model

This section estimates a proportional hazards model to examine how the term structure of corporate debt affects the likelihood of a company making large investments. Table 2 shows the estimated coefficients of the model's covariates. Columns (1) and (2) of Table 2 test Hypotheses 1 and 2, focusing on short-term debt and loans as a percentage of total assets. Column (1) shows that the coefficient of ***Short-term debt / total assets*** is less than 1 (0.708) and statistically significant at the 1% level. In addition, the estimation results in Column (2) indicate that the coefficient of ***Short-term loan / total assets*** is less than 1 (0.698) and statistically significant at the 1% level. This indicates that the higher the ratio of short-term debt and loans to total assets, the lower the likelihood that the firm will make a large investment. The results in Columns (1) and (2)

are consistent with Hypothesis 1, which states that an increased short-term debt ratio increases the risk of failure to roll over the debt, reducing the likelihood of future corporate investment.

Insert Table 2 about here.

Furthermore, we briefly describe the estimation results for the coefficients of the control variables. Regarding the variables related to the non-loan channel of information production, the coefficients of ***Director from bank*** are statistically non-significant, while ***Bank in major shareholders*** is less than 1 and statistically significant at the 1% level. These results suggest that, if banks are the major shareholders of firms, the likelihood of large investments decreases. However, firms in which banks are the major shareholders tend to have a longer corporate history. Therefore, this result can be attributed to firm maturity. Regarding the variables related to the ease of access to capital markets, the coefficient of ***Bond*** is statistically non-significant, while the coefficient of ***PBR*** is greater than 1 and statistically significant at the 1% level. These results suggest that, when a firm's equity value is relatively high, it is easier for the firm to raise funds in the equity market, which increases the likelihood of large investments. Regarding the quartile dummies for a firm's debt ratio, ***Leverage 1st quartile, Leverage 2nd quartile,*** and ***Leverage 3rd quartile*** are related to a firm's debt financing capacity. The coefficients of the dummy variable are greater than 1 and statistically significant at the 1% level. This result indicates that firms with debt ratios lower than those in the highest quartile are more likely to undertake large investments.

The coefficient of ***Cash ratio***, a proxy variable for liquidity, is greater than 1 and statistically significant at the 1% level. Moreover, the coefficients of ***Sales growth*** and ***CF to assets***, which are proxy variables for investment opportunities, are greater than 1 and statistically significant at the 1% level. Specifically, the estimation results show a positive correlation between investment opportunities and the likelihood of large investments. ***Log (Age)*** and ***Log (Total assets)***, which we expect to relate to firm maturity, are negatively correlated with the likelihood of large investments. The coefficient of ***Log (Age)*** is below 1 and statistically significant at the 1% level, which is consistent with our expectation. In contrast, the coefficient of ***Log (Total assets)*** is

greater than 1 and statistically significant at the 1% level. We interpret this result to indicate that small firms listed on the OTC market and local exchanges are relatively constrained in financing their investments.

5.2 Robustness check: estimation results of the linear probability model

In Section 5.1, we estimate the likelihood of large investments using covariates representing the term structure of debt. The estimated results are consistent with Hypothesis 1. However, if a firm determines its term structure of debt based on plans for future large investments, reverse causality renders the covariates in the analysis endogenous, biasing the estimation results. To examine whether endogeneity influences the empirical results, we estimate a linear probability model using the IV method, instead of a proportional hazards model. As a linear probability model is estimated using the ordinary least squares method, IV estimation is relatively easy to apply to a linear probability model. The equation estimated using the linear probability model is as follows:

$$\boldsymbol{E}(\boldsymbol{y_{it}}|\boldsymbol{X_{it}}) = \boldsymbol{Pr}(\boldsymbol{y_{it}} = \boldsymbol{1}|\boldsymbol{X_{it}}) = \boldsymbol{\beta'X_{it}}. \quad (2)$$

The dependent variable $\boldsymbol{y_{it}}$ is a dummy variable that takes the value of 1 if a large investment occurs for firm *i* at time *t* and 0 otherwise. The vector of independent variables $\boldsymbol{X_{it}}$ corresponds to the covariates used in the hazards model described above. Additionally, we use dummy variables denoted by ***Duration*** for the amount of time elapsed since the firm's last large investment.

We assume that ***Short-term debt / total assets*** and ***Short-term loan / total assets*** are endogenous. For the instrumental variable associated with ***Short-term debt / total assets*** and ***Short-term loan / total assets***, we use the percentage of loans from large money-center commercial banks relative to total loans in 1995, denoted by ***Large bank share (1995)***. Sasaki and Suzuki (2019) examine the relationship between bank health and firms' cash holding policies. They argue that banks' property loans in Japan in the late 1980s effectuated several non-performing loans in later years, significantly affecting the health of Japan's banks. They adopted the percentage of banks' property

loans (total property loans divided by total assets) during the 1980s as the instrumental variable for current bank health. Following these studies, we posit that ***Large bank share (1995)***, calculated when the effects of the main bank system persisted within corporate loans, affects firms' current borrowing composition. As large money-center commercial banks contribute to corporate growth through long-term loans as the main bank (Aoki and Patrick, 1995; Arikawa and Miyajima, 2015), a negative correlation exists between a ***Large bank share (1995)*** and financing with short-term debt in later years. Although the instrumental variable must correlate with endogenous variables, they should not directly correlate with the dependent variable. As a firm's investment behavior depends on its current business environment and characteristics, we believe that ***Large bank share (1995)***, a value realized many years ago, only indirectly correlates with firms' recent large investment decisions through the recent debt term structure.

Table 3 presents the estimation results of the linear probability models using the IV method. The coefficients of the explanatory variables represent the marginal effects, with positive (negative) coefficients increasing (decreasing) the likelihood of large investments. The estimation results in Column (1) indicate the coefficient of ***Short-term debt / total assets*** as negative and significant. In addition, the estimation results in Column (2) indicate the coefficient of ***Short-term loan / total assets*** as negative and significant. Specifically, the empirical results are generally unchanged, even after considering the potential for endogeneity in the IV method. The results of the endogeneity test reject the null hypothesis that ***short-term debt / total assets*** and ***short-term loan / total assets*** are exogenous variables. The Cragg–Donald Wald F-statistics show that a weak correlation is not a serious concern.

Insert Table 3 about here.

5.3 Robustness check: estimation results of difference-in-differences analysis using the propensity score matching method

We conduct DID analysis using the propensity score matching method to check the robustness of the estimation results. Using the DID analysis, we estimate the average treatment effect, ***ATET***, from the pre- to post-exogenous shocks between the treatment

and control groups. We control for selection bias along observable variables by matching treatment firms with potential control firms using propensity scores.

Following Almeida et al. (2009), who estimate how the maturity structure of long-term debt, mainly corporate bonds, affects firms' investment behavior during the credit crunch using a DID analysis, we focus on the 2008 Lehman shock as an exogenous shock and examine how post-shock investment behavior differs between firms heavily relying on short-term debt (treatment firms) and firms mildly relying on short-term debt during the pre-shock period. We define the three fiscal years from FY2005 to FY2007 as the period before the occurrence of exogenous shocks, ***PRE period***, and the three fiscal years from FY2008 to FY2010 as the period during and after the occurrence of exogenous shocks, ***POST period***. We define treatment firms as firms that consistently had short-term debt ratio above 0.15 across all years for the ***PRE period***[5]. For the outcome variables, we use ***investment rate***, a continuous variable, as an outcome variable in the DID estimation because a positive correlation exists between ***Investment rate*** and the likelihood of large investments. Thus, we examine whether changes in ***Investment rate*** between the ***PRE period*** and ***POST period*** differ between the treatment and control groups.

To control for differences in observable characteristics between the treatment and control groups, we use a propensity score matching method to match treatment and control groups. The propensity score indicates the probability of being assigned to a treatment group using observable covariates. By matching the treatment group with the control group based on propensity scores, we eliminate selection bias among the observables. First, we adopt ***PBR***, ***Cash ratio***, ***Sales growth***, ***CF to assets***, ***Log (Age)***, and ***Log (total assets)*** as the matching covariates. For ***PBR***, ***Cash ratio***, ***Sales growth***, ***CF to assets***, and ***Log (Age)***, we use the average values during the ***PRE period***. For ***Log (Total assets)***, we calculate the average value over the ***PRE period*** and create dummy variables that divide firms into quartiles. Second, we use industry and rating dummy variables as categorical variables. Finally, to meet the parallel trend assumption, we adopt a variable that represents the growth rate of the ***Investment rate*** for the ***PRE***

[5] For the entire sample, the short-term debt ratio is divided into quartiles, with the threshold for the first largest and second largest quartile being 0.148. With reference to this threshold, we define the treatment group as the sample group with a short-term debt ratio consistently above 0.15 over the PRE period.

period, ***Investment rate growth (2005–2007)*** [6]. Based on the propensity scores calculated as described above, we conduct one-to-one nearest neighbor matching with replacement. Consequently, 400 and 308 firms exist in the treatment and control groups, respectively.

Panel A of Table 4 tests for statistically significant differences in the covariates between the treatment and control groups for the ***PRE period***. First, we assess whether the parallel trend assumption is satisfied. If the parallel trend assumption is not satisfied, the control group has no counterfactual validity. We find no statistically significant difference between the treatment and control groups for ***Investment rate growth (2005–2007)***. Second, we find no statistically significant differences between the treatment and control groups for any of the covariates related to other firm characteristics. This indicates that the covariates used to estimate the propensity scores are balanced between the treatment and control groups after matching. In the matching process, we use the quartile dummies of ***Log (Total assets)*** as the variable for firm size. However, to more precisely confirm that firm size is balanced between the treatment and control groups, we also report the results of a test of the difference in ***Log (Total assets)***. No statistically significant difference exists in ***Log (Total assets)*** between the treatment and control groups.

Panel B of Table 4 presents the estimates of ***ATET*** for the outcome variables. The estimation results show that ***ATET*** is significantly negative, indicating that the degree of decrease in ***Investment rate*** of the treatment group is greater than that of the control group after the Lehman shock. Specifically, firms that rely heavily on short-term debt financing are at an increased risk of being unable to refinance owing to the credit crunch and, therefore, their ***Investment rate*** decreases. This estimation result is consistent with the rollover risk hypothesis.

Insert Table 4 about here.

6. Conclusion

[6] We defined ***Investment rate growth (2005–2007)*** as the investment rate in FY 2007 divided by the investment rate in FY2005, minus 1.

This study examines how enhancing financial flexibility along the term structure of debt affects the likelihood of large corporate investments. While past studies indicate that the term structure of debt affects firms' financial flexibility, they do not reach an agreement on the desired mix of short- and long-term debt. Specifically, two opposing groups of the literature show that financing with short-term debt either increases or decreases corporate investments. Rajan (1992), Graham and Harvey (2001), Harford et al. (2014), Chiu and Wang (2019), and Iwaki and Saito (2022) argue that an increased short-term debt ratio increases the risk of failure to roll over the debt, reducing the likelihood of future corporate investment. In contrast, Myers (1977), Rajan and Winton (1995), and Harvey et al. (2004) argue that, when a firm increases the proportion of short-term debt, it increases the likelihood of large investments by decreasing the agency costs of debt and increasing the efficiency of debtor monitoring.

Thus, we propose the following two hypotheses. The rollover risk hypothesis predicts that firms with higher short-term debt ratios are less likely to make large investments, whereas the investment promotion hypothesis predicts that firms with higher short-term debt ratios are more likely to make large investments. We test the hypotheses using a proportional hazards model used in previous studies to estimate the likelihood of large investments. Our sample comprises Japanese listed companies, excluding utilities and financial firms, from FY 2002 to FY 2017. The main empirical results are consistent with the rollover risk hypothesis. Moreover, our results remain largely unchanged even after considering the possibility of endogeneity in the variables related to rollover risk. They suggest that overreliance on short-term debt financing increases rollover risk, reducing financial flexibility. Our empirical results support the survey by Graham and Harvey (2001), which suggests that short-term debt financing for large long-term investments restrains future corporate investments.

Future research should expand the scope of our analysis by including other countries, especially those in which bank loans are the predominant source of financing. In such countries, companies may be more conscious of banks' information production, making the investment promotion effect of short-term debt stronger than that in Japan.

【References】

Almeida, H., Campello, M., Laranjeira, B., Weisbenner, S., 2009. Corporate debt maturity and the real effects of the 2007 credit crisis, Nber working paper series.

Almeida, H., Campello, M., Weisbach, M., 2011. Corporate financial and investment policies when future financing is not frictionless. Journal of Corporate Finance 17, 675–693.

Aoki, M., Patrick, H., Sheard, P., 1995. The Japanese main bank system: an introductory overview. In Aoki, M., Patrick, H. (Eds.), The Japanese main Bank system: its relevance for developing and transforming economies. Clarendon Press, 1-56.

Arikawa, Y., and H. Miyajima. 2015. The relationship between firms and banks: history and prospects. *Organizational Science* 49:19–31.

Baker, M., Wurgler, J., 2002. Market timing and capital structure. Journal of Finance 57, 1–32.

Billett, M., Garfinkel, J., Jiang, Y., 2011. The influence of governance on investment: evidence from a hazard model. Journal of Financial Economics 102, 643–670.

Caballero, R., Engel, E., 1999. Explaining investment dynamics in U.S. manufacturing: a generalized (S, s) approach. Econometrica 67, 783-826.

Chiu, W.-C., Wang, C.-W., 2019. Rollover risk and cost of bank debt: The role of family-control ownership. Pacific-Basin Finance Journal 53, 362–378.

Cooper, R., Haltiwanger, J., 2006. On the nature of capital adjustment costs. Review of Economic Studies 73, 611–633.

Cooper, R., Haltiwanger, J., Power, L., 1999. Machine replacement and the business cycle: lumps and bumps. American Economic Review 89, 921-946.

DeAngelo, H., DeAngelo, L., 2007. Capital structure, payout policy, and financial flexibility. Working paper, USC Marshall School of Business.

DeAngelo, H., DeAngelo, L., Whited, T., 2011. Capital structure dynamics and transitory debt. Journal of Financial Economics 99, 235–261.

DeAngelo, H., Gonçalves. A., Stulz, R., 2018. Corporate deleveraging and financial flexibility. Review of Financial Studies 31, 3122–3174.

DeAngelo, H., Roll, R., 2015. How stable are corporate capital structures? Journal of Finance 70, 373–418.

Denis, D., McKeon, S., 2012. Debt financing and financial flexibility: evidence from proactive leverage increases. Review of Financial Studies 25, 1897–1929.

Denis, D., McKeon, S., 2016. Proactive leverage increases and the value of financial flexibility. Journal of Applied Corporate Finance 28, 17-28.

Diamond, D., 1984. Financial intermediation and delegated monitoring. Review of Economic Studies 51, 393-414.

Diamond, D., 1991. Monitoring and reputation: the choice between bank loans and directly placed debt. Journal of Political Economy 99, 689-721.

Froot, K., Scharfstein, D., & Stein, J., 1993. Risk management: Coordinating corporate investment and financing policies. Journal of Finance 48, 1629–1658.

Gamba, A., Triantis, A., 2008. The value of financial flexibility. Journal of Finance 63, 2263-2296.

Graham, J., Harvey, C., 2001. The theory and practice of corporate finance: evidence from the field. Journal of Financial Economics 60, 187–243.

Harford, J., Klasa, S., Maxwell, W., 2014. Refinancing risk and cash holdings. Journal of Finance 69, 975-1012.

Harvey, C., Lins, K., Roper, A., 2004. The effect of capital structure when expected agency costs are extreme. Journal of Financial Economics 74, 3–30.

Hoshi, T., Kashyap, A., Scharfstein, D., 1990. The role of banks in reducing the costs of financial distress in Japan. Journal of Financial Economics 27, 67-88.

Iwaki, H., Saito, J., 2022. Does rollover risk matter to payout policies? Evidence from Japanese listed firms. Journal of Economics and Business 120, 1-22.

Kikuchi, K., and A. Ito. 2021. Financial flexibility and the likelihood of investment spikes. *Japan Journal of Finance* 41:36–55.

Morck, R., Nakamura, M., Shivdasani, A., 2000. Banks, ownership structure, and firm value in Japan. Journal of Business 73, 539–567.

Myers, S., 1977. Determinants of corporate borrowing. Journal of Financial Economics 5, 147–175.

Nilsen, Ø., Schiantarelli, F., 2003. Zeros and lumps in investment: empirical evidence on irreversibilities and nonconvexities. Review of Economics and Statistics 85, 1021–1037.

Prowse, S., 1990. Institutional investment patterns and corporate financial behavior in the United States and Japan. Journal of Financial Economics 27, 43-66.

Rajan, R., 1992. Insiders and outsiders: the choice between Informed and arm's-length debt. Journal of Finance 47, 1367-1400.

Rajan, R., Winton, A., 1995. Covenants and collateral as incentives to monitor. The Journal of Finance 50, 1113–1146.

Sasaki, T., Suzuki, K., 2019. Bank health and cash holdings: evidence from a bank-centered financial market. Pacific-Basin Finance Journal 57, 1-15.

Verona, F., 2014. Investment dynamics with information costs. Journal of Money, Credit and Banking 46, 1627–1656.

Whited, T., 2006. External finance constraints and the intertemporal pattern of intermittent investment. Journal of Financial Economics 81, 467–502.

Yasuda, A., 2005. Do bank relationships affect the firm's underwriter choice in the corporate-bond underwriting market? Journal of Finance 60, 1259-1292.

Figure 1

Number of large investments and the fraction of the firms that undertake large investments in Japanese listed firms

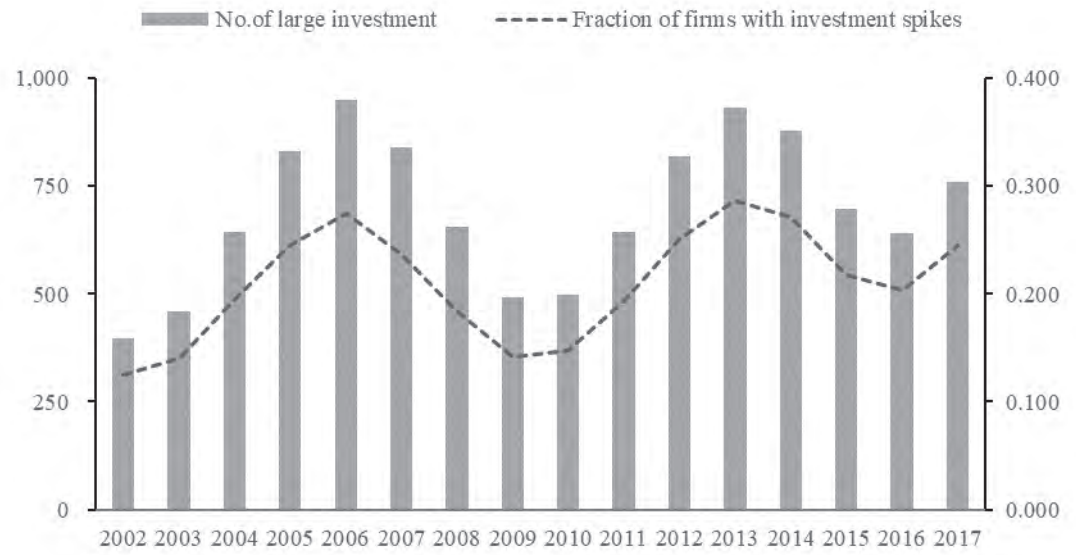


Figure 1 shows the number of large investments measured on the left-hand axis and the fraction of firms undertaking large investments measured on the right-hand axis for each year during the sample period. Based on prior studies, we define the large investment when the investment ratio (total investment/total tangible fixed assets) exceeds 20%. Our definition of investments does not include M&A. We define the total annual investment as the net increase in tangible fixed assets (current year tangible fixed assets − previous year tangible fixed assets + depreciation).

Table 1
Descriptive statistics

Table 1 reports the descriptive statistics for the main variables used in this study. The sample consists of Japanese listed companies (including those on the OTC market). We exclude utilities and financial firms. The sample size is 13,729 firm-years over the FY2002–FY2017. Variable definitions are shown in Appendix. We winsorize continuous variables at the 1st and 99th percentiles. Panel A presents debt characteristics and Panel B presents firm characteristics. Detailed definitions of variables are shown in **Appendix**.

Variables	Mean	Median	Standard deviation	N
Panel A: Debt characteristics				
Total debt / Total assets	0.193	0.149	0.182	33,611
Short term debt / Total assets	0.106	0.073	0.112	33,611
Short term loan / Total assets	0.102	0.068	0.110	33,611
Panel B: Firm characteristic				
Investment rate	0.227	0.137	0.383	33,611
ROA	0.057	0.048	0.072	33,611
PBR	1.616	1.031	1.876	33,611
Cash ratio	0.195	0.155	0.149	33,611
Sales growth	0.051	0.031	0.198	33,611
CF to assets	0.057	0.059	0.073	33,611
Total assets (billions of Yen)	161.275	29.364	459.337	33,611
Age (year)	50.865	54.000	24.209	33,611

Table 2
Impact of the term structure of debt on the likelihood of large investments

Table 2 presents the estimation results of a proportional hazards model. We winsorize continuous variables at the 1st and 99th percentiles: We use one-year lagged data for explanatory variables. The dependent variable is the hazard function associated with large investments, which indicates the conditional probability that a firm that has not made a large investment prior to time *t* will undertake large investment at time *t*. In the estimation results, the coefficient of each covariate represents its effect on the hazard rate. If the coefficient is greater than 1, the likelihood of a large investment increases with the covariate; conversely, if the coefficient is less than 1, the likelihood of a large investment decreases with the covariate. Variable definitions are shown in the **Appendix**.

Variables	(1)	(2)
Short term debt / total assets	0.708**	
	(0.120)	
Short term loan / total assets		0.698**
		(0.118)
Director from bank	0.990	0.990
	(0.0258)	(0.0258)
Bank in major shareholders	0.914***	0.914***
	(0.0205)	(0.0205)
Bond	0.996	0.991
	(0.0239)	(0.0240)
PBR	1.041***	1.040***
	(0.00418)	(0.00417)
Leverage 1st quartile	1.157***	1.155***
	(0.0547)	(0.0540)
Leverage 2nd quartile	1.168***	1.167***
	(0.0460)	(0.0454)
Leverage 3rd quartile	1.130***	1.130***
	(0.0370)	(0.0369)
Cash ratio	1.762***	1.760***
	(0.132)	(0.132)
Sales growth	1.414***	1.414***
	(0.0560)	(0.0561)
CF to assets	3.820***	3.817***
	(0.503)	(0.503)
Log (Age)	0.880***	0.880***
	(0.0162)	(0.0162)
Log（Total assets）	1.032***	1.032***
	(0.00854)	(0.00852)
Credit rating	Yes	Yes
Industry dummy	Yes	Yes
year	Yes	Yes
Log-likelihood	-76161.762	-76161.604
Observations	33,553	33,553

***, **, * denote significance at the 1%, 5%, 10% levels, respectively.

Table 3
Results of the instrumental variable estimation using linear probability models

We use a linear probability model to examine the robustness of the estimation results to the endogeneity of the term structure of debt. We winsorize continuous variables at the 1st and 99th percentile. We use one-year lagged data for explanatory variables. We assume that error terms are clustered by the firm. Variable definitions are shown in the **Appendix**.

	(1)	(2)
Short term debt / total assets	-4.500**	
	(1.982)	
Short term debt / total assets		-4.091**
		(1.747)
Director from bank	-0.00784	-0.0106
	(0.00873)	(0.00847)
Bank in major shareholders	0.0303*	0.0275**
	(0.0154)	(0.0140)
Bond	-0.0775**	-0.122**
	(0.0364)	(0.0539)
PBR	0.0497***	0.0464***
	(0.0121)	(0.0104)
Leverage 1st quartile	-0.924**	-0.822**
	(0.436)	(0.379)
Leverage 2nd quartile	-0.708**	-0.623**
	(0.338)	(0.292)
Leverage 3rd quartile	-0.369**	-0.321**
	(0.185)	(0.159)
Cash ratio	0.0170	0.0456
	(0.107)	(0.0924)
Sales growth	0.0602	0.0745**
	(0.0394)	(0.0339)
CF to assets	0.0891	0.127
	(0.178)	(0.158)
Log (Age)	-0.0446***	-0.0406**
	(0.0158)	(0.0158)
Log （Total assets）	-0.0137	-0.0119
	(0.0130)	(0.0118)
Duration	Yes	Yes
Credit rating	Yes	Yes
Industry dummy	Yes	Yes
year	Yes	Yes
Constant	1.553***	1.424***
	(0.530)	(0.459)
Test of endogeneity (Prob>F)	0.00	0.00
Cragg-Donald Wald F statistic	14.047	16.856
Observations	15,548	15,548
R-squared	-0.312	-0.233

***, **, * denote significance at the 1%, 5%, 10% levels, respectively.

Table 4

Tests of differences on firm characteristics after matching and estimates of average treatment effect

In panel A of Table 4, we test whether there is a statistically significant difference about the value of covariates for the ***PRE period*** between treatment group and control group after matching. For ***PBR***, ***Cash ratio***, ***Sales growth***, ***CF to assets***, and ***Log (age)***, we use the average value during the ***PRE period***. For ***Log (Total assets)***, we calculate the average value over the ***PRE period*** and create dummy variables that divide firms into quartiles. To confirm more precisely that firm size is balanced between the treatment and control groups after matching, we also report the result of a test of the difference in ***Log (Total assets)***. Panel B of Table 4 presents the estimates of the average treatment effect (***ATET***) for the outcome variables. Detailed definitions of variables are shown in **Appendix**.

Panel A: Tests of differences on firm characteristics after matching

Variables	Treatment	Control	Difference	P-value
Investment rate growth (2005 to 2007)	0.264	0.058	-0.206	0.333
PBR	1.879	1.721	1.799	0.103
Cash ratio	0.105	0.104	-0.001	0.839
Sales growth	0.073	0.061	-0.012	0.156
CF to assets	0.036	0.036	0.000	0.990
Log (age)	3.817	3.847	0.030	0.468
Log (Total assets) 1st quartile	0.290	0.305	0.015	0.643
Log (Total assets) 2nd quartile	0.260	0.275	0.015	0.632
Log (Total assets) 3rd quartile	0.285	0.248	-0.038	0.231
Log (Total assets) 3rd quartile	0.165	0.173	0.007	0.777
Log (Total assets)	10.334	10.432	0.098	0.339

Panel B: Estimates of average treatment effect

	Treatment	Control	Difference (***ATET***)	P-value
Difference in ***Investment rate***	-.0386	-.0186	-.01997	0.085

Appendix
Definition of variables

Variables	Definition
Short term debt / total assets	Short-term debt (the sum of current portion of borrowings and current portion of bonds (including CP but excluding convertible bonds)) divided by total assets
Short term loan / total assets	Short-term loan (debt due within one year) divided by total assets
Director from bank	A dummy variable which takes a value of 1 if a firm has directors from banks among its board members, and 0 otherwise.
Bank in major shareholders	A dummy variable which takes a value of 1 if banks are among the top 10 major shareholders of a firm, and 0 otherwise.
Bond	A dummy variable which takes a value of 1 if there is a balance of corporate bonds on firm's balance sheet, and 0 otherwise.
PBR	Market capitalization of equity divided by net assets.
Leverage 1st quartile	A dummy variable which takes a value of 1 if debt ratio is below the 25th percentile, and 0 otherwise.
Leverage 2nd quartile	A dummy variable which takes a value of 1 if debt ratio is above the 25th percentile and below the 50th percentile, and 0 otherwise.
Leverage 3rd quartile	A dummy variable which takes a value of 1 if debt ratio is above the 50th percentile and below the 75th percentile, and 0 otherwise.
Leverage 4th quartile	A dummy variable which takes a value of 1 if debt ratio is above the 75th percentile, and 0 otherwise.
Cash ratio	Cash and deposits divided by total assets.
Sales growth	(Sales in the current year divided by sales in the previous year) − 1.
CF to assets	Operating CF in the CF statement divided by total assets.
Log (Total assets)	The logarithm of total assets.
Log (Age)	The logarithm of operating years.
Investment rate	Total investment (current year tangible fixed assets − previous year tangible fixed assets + depreciation) divided by total tangible fixed assets.
ROA	Operating profit divided by total assets at the beginning of the period.
Credit rating	Dummy variables for each credit rating.
Industry	Dummy variables for each industry to which the company belongs.
Year	Dummy variables created for each fiscal year.

投資家のセンチメントが市場の流動性に与える影響について

名古屋市立大学経済学研究科 准教授　渡辺 直樹

要旨

効率的市場仮説（EMH：Efficient Market Hypothesis）では、株式市場において様々な情報を反映した価格形成がなされると指摘した。一方で、「どのような情報を投資家の取引行動に反映するか？」、「投資家のセンチメントが市場の価格形成に影響を与えるのか？」などの問いに関する議論が今なお続いている。本研究では情報・投資家のセンチメントが市場の流動性に与える影響を分析し、以下の 3 点の結果をえられた。1 点目は、感染者数の増加や政府のコロナへの対応強化する政策変更（ハード情報）によって、市場の流動性を低下したことを示した。2 点目は、コロナや医療関係などに関するメディアの報道（ソフト情報）によって、市場の流動性を悪化させたことがわかった。3 点目は、インターネット検索数ではコロナや医療関係などの用語検索の増加は市場の流動性を低下、旅行（Travel）の用語検索の増加は市場の流動性を向上することを示した。本研究の貢献は、株価と関連性の高いといわれている市場の流動性を用いて、情報や情報の受け手の反応の 2 面から検証を深めた点である。また、先行研究の少なかった我が国の観光業に注目し、コロナ危機の市場の流動性分析を提供できた点も大きな貢献といえる。

投資家のセンチメントが市場の流動性に与える影響について

渡辺　直樹
名古屋市立大学・経済学研究科

１．はじめに

ファイナンス理論では、効率的市場仮説（EMH：Efficient Market Hypothesis）を提示し、競争的な市場では様々な情報を反映した価格形成がなされると指摘した(Fama, 1970 など)。EMH では、様々な情報から得られた企業のファンダメンタル（基礎的な将来の収益力など）に基づいた価格形成がなされると考える。しかし、実際の市場では「どのような情報を投資家の取引行動に反映するか？」について、企業・時期などでばらつきがあると指摘されている(Sakawa et al., 2026 など)。また、「投資家のセンチメントが市場の価格形成に影響を与えるのか？」という疑問にも様々な視点から議論がなされている。一方で、関連する既存研究の関心は株価形成であることが多く、市場の流動性に関する議論はあまり多くない。坂和・渡辺 (2016)でも指摘している通り、アジアの金融センターとして東京市場が高く評価されるには、十分な取引量（市場の流動性）の存在が大前提となる。本研究では、投資家の情報・投資家のセンチメントに注目し、市場の流動性に与える研究を構想した。

既存研究では株価に注目した研究が多いのに対して、本研究では市場の流動性に与える影響について取り組む点に特徴がある。企業の資金調達において、銀行からの融資ではなく、社債や株式など金融市場から資金調達をメインする経済を「市場型の金融システム（Market Based System)」と呼ばれている[1]。米国などのアングロサクソン諸国が市場型の金融システムと分類されることが多く、市場において「どのような取引を行うか？」というテーマに関する研究が大きなテーマとなった。市場取引に関する研究分野をマーケット・マイクロストラクチャー（Market Microstructure）とよばれ、価格形成や投資家の行動などを分析している（坂和・渡辺、 2016)。特に、市場の「流動性」に関する分析は同分野で重要となる研究課題であると指摘されている（大村ら, 1998）[2]。我が国でも金融ビックバン以降、当該分野

[1] これに対して、銀行などの金融機関が仲介する間接金融を中心とするシステムを「銀行型の金融システム（Bank-Based System)」とよばれている。我が国やドイツなどの大陸ヨーロッパの国々は、銀行型の金融システムに分類さることが多い。銀行などの企業への監視機能や融資に関連した情報収集などが大きなテーマとなる。

[2] 中間報告のコメントを受け、補足の説明を加えたい。流動性に関しては Amihud and Mendelson (1986)で株価との関連性が分析されるなど、マーケット・マイクロストラクチャーに関連する研究では大きな関心事となった。市場に大口注文が入った際に、最小限の価格

に関連した研究課題に取り組む研究もいくつか存在している[3]。近年では、制度改正の効果（金融証券取引法）や大規模災害の観点から、我が国の市場における市場の価格形成を分析した研究もある（渡辺，2014;2018 など）。

EMH では価格形成に影響を与えると指摘した「情報」に関しても様々な種類が想定され、先行研究でも情報の分類に関する議論が進んでいる。例えば、阿萬(2018)では情報を①ハード面の情報(Hard Information)と②ソフト面の情報(Soft Information)の 2 つに分類した。①ハード面の情報は、企業の決算や経営者予想・アナリスト予想などの客観的な数字に関する情報を指す。客観的な数字の公表であるため、数字の評価自体を情報の受け手が行う必要があると考えられる。一方で、②ソフト面の情報は、ハード面の情報の解説・解釈、企業の経営実態に関する定性的な情報を指す。情報の受け手に代わって評価や解釈できるなど、投資家間の情報の非対称性を緩和に貢献できる面もあり、情報伝達を促進する効果が期待されている。

センチメントに関しては、EMH などが想定する合理的な価格形成とは異なる要因としられている。投資家のセンチメントに関連する研究では非合理な価格形成(いわゆるアノマリー)の存在を前提とすることが多い。センチメントと情報との関連性に関しては、報道から提供されるソフト面の情報が起因すると指摘されている（阿萬，2018)。ソフト面の情報は情報を伝える発信する人の解釈など主観的な評価を含むため、結果的に受け手である投資家の過剰な反応（投資家のセンチメント効果）を引き起こす可能性を指摘されている[4]。

本研究の目的は、ハード・ソフト情報が市場の流動性に与える影響を解明することである[5]。また、本研究では、投資家のセンチメントを投資家の反応を用いて、それらが流動性に与

変化で吸収され、多くの注文がマーケットの板に存在する市場を「流動性が高い」と評価される。いいかえると、「流動性」は価格の乱高下を抑えて、なめらかな価格形成が行える市場を形成する重要な概念といえる（大村ら，1998)。

[3] 1990 年代後半の証券審議会が提唱した証券市場の総合改革、いわゆる証券ビックバンから 30 年近く経過した。当時は米国の研究に比して著しく劣ると指摘されていたが（大村ら，1998)、市場の流動性を高め、国際的に通用する市場に向けた取り組みの必要性は、今なお大きな研究テーマといえる。

[4] 近年では、情報の媒体として大手メディアの報道よりも、ソーシャルメディア（SNS など）の果たす役割も大きくなっているようだ。一部の意見では選挙活動などを例にして、報道よりもインターネットの与える影響の大きさを指摘する意見もある。この点はやや萌芽的な研究になるものの、情報の受け手の対応（Google SVI）に関する指標も取り入れた。

[5] 中間報告のコメントを受け、本研究が「コロナ期の観光業」に注目した理由を整理した。１つ目の理由として、「コロナ期」はネガティブセンチメントの高まったことが指摘されている点である（Yamamura and Tsutsui，2022)。「投資家のセンチメントの変化」を計測しやすい局面を選ぶことは大きな課題であるが、コロナ危機はその効果をとらえやすい時期と考えられる。２つ目の理由として、関連する情報（ハード情報・ソフト情報）を公表されており、

える影響を解明する。既存研究でも情報の関連性から株価形成に関する議論が進んでおり、情報の受け手に与える影響に言及する研究もある。アナリストレポートで言及した WORD が株価に与える効果を関する分析もある（平松ら, 2021 など)。我が国でも自社株買いによってアノマリーが生じている可能性を指摘する研究があり(Sakawa et al. 2025 など)、EMH の議論の限界を探る必要性があるといえる。

本研究では情報・投資家のセンチメントが市場の流動性に与える影響を分析し、以下のような結果がえられた。1 点目は、ハード情報である感染者数の増加や政府のコロナへの対応強化する政策変更は、市場の流動性を低下することを示した。2 点目は、ソフト情報ではコロナ・医療関係などに関するメディアの報道が市場の流動性を悪化させることがわかった。3 点目は、本研究でも投資家のセンチメントにより近いインターネット検索（Google SVI の指標）を用いて、コロナや医療関係などの検索数の増加は市場の流動性を低下することを示した。一方で、ソフト情報の結果とは異なる点として、Travel の検索数の増加は市場の流動性を高くすることが明らかになった。Travel の検索が増える時期は、投資家のネガティブセンチメントが収まった時期であると予想でき、市場の流動性を向上させることを示唆したと解釈できる。

本研究の意義は以下の通りである。1 つ目は、コロナ危機という特殊な期間を選択し、ファイナンス理論である EMH の議論の限界を探ることができた点である。コロナ危機で、大きな影響を受けた産業に特化し、市場における投資家のセンチメントが市場の流動性に与える効果を分析できた点に意義があると考える。2 つ目は、コロナ期の研究は大手企業の株価の分析は多いものの、流動性の研究は乏しい傾向がある(Baig et al. 2021; Yang et al., 2023 など)。これに対して、本研究ではコロナ危機の際に深刻な影響を受けたと指摘されている観光業に注目し、公開された様々な情報が市場の流動性に与える影響を分析できた点に意義があるといえる。

多くの投資家に客観的な数字や指標を幅広く伝達されていた点があげられる。ハード面の情報では感染者数・政策変更が適切に公開され、関連するデータは一般投資家にも確認しやすい形で公表された。また、ソフト面の情報では数多くのメディアの報道が挙げられる。一部にはメディアの報道がされないテーマも多いと指摘はあるものの、コロナ関連の情報は数多く提供されていた。３つ目の理由として、ネガティブセンチメントが市場取引に与える影響を捉えるため、先行研究の分析からコロナ危機の影響を大きく受けた業界（例：観光業）を先験的に予見できる点である。WHO がパンデミックを宣言（パンデミック宣言）したことで、株式市場に影響を与えたものの(Baig et al. 2021; Yang et al., 2023 など)、その効果は産業ごとに異なると指摘されている(Alam et al., 2021, He et al., 2020 etc.)。本研究では、コロナの影響を大きく受けたと指摘されている観光業を選択し、EMH の限界を検証する狙いがある。

本論文の構成は以下の通り。2 節では先行研究と研究の背景を紹介する。3 節では本論文の検証する仮説を、4 節では分析データと手法を紹介する。5 節では記述統計と分析結果を記述し、最後の 6 節では本論文の結論をまとめる。

２．先行研究と研究の背景

本研究では EMH の観点から、様々な情報や投資家の検索数の増加などが市場の流動性に与える影響を分析する。本研究の扱う市場の流動性は、学術研究（マーケット・マイクロストラクチャーなど）や市場参加者・関係者の大きな関心事となっている[6]。本研究では、阿萬（2018）で指摘する、情報伝達の観点から分析を深める狙いがある。阿萬（2018）は証券経済学会賞（図書部門）受賞（2020 年）するなど、近年分析が始まったばかりのテーマである。

先行研究では情報に関して、①ハード面の情報と②ソフト面の情報の 2 つに分類し、それぞれの役割を紹介している（阿萬, 2018）。①ハード面の情報では、一つ目は年度末の業績や業績予想などの客観的な情報を想定している。この場合は、企業の決算報告、経営者やアナリストなどが開示した客観的なデータや分析などを紹介する側面が強い。我が国に関連する研究では、経営者やアナリストの業績予測の精度の高さなどを分析する研究がある（Aman et al., 2021; Sakawa et al., 2022）[7]。

②ソフト面の情報では、マスメディアによる情報伝達などが挙げられる。ソフト面の情報は情報の分析にたけた専門家が、投資家の情報伝達を促進し、非対称情報を緩和する効果が期待できる点に大きな利点がある。一方で、情報を伝える発信する人の解釈など主観的な評価を含む点には注意が必要である。ソフト面の情報の一部には、投資家の過剰な反応（投資家のセンチメント効果）を引き起こし、価格の乱高下を招く可能性もある[8]。アナリストレポ

---

[6] 市場の流動性に関しては、流動性の高い市場では、活発に売買が行われ、取引の参考価格がいつでも確認できるなど、参加者の売買制約の要因が少なくなる（大村ら, 1998）。一方で、流動性が低い市場では、大きな環境の変化や政策変更など様々な情報が伝えられた際、価格の乱高下を招きやすく、適切な価格形成の障害となることもある。また、市場の売買システムの違いなども流動性の計測方法に影響を与える可能性がある。米国を代表するとなるニューヨーク証券取引所（New York Stock Exchange: NYSE）と我が国を代表する日本取引所グループ（JPX）の現物市場を運営する東京証券取引所（Tokyo Stock Exchange）では、取引システムの相違点が指摘されている。これらの違いなどに関しては坂和・渡辺（2016）などを参照いただきたい。

[7] 米国では企業経営者の業績予想は自主的（Voluntary）であるのに対し、我が国では大半の企業が企業の業績予想を開示している点に違いがある。米国に比して、データの開示による偏りがない点などデータ面での優位性があるため、我が国の経営者の予想を分析する研究の意義が高く評価されている（Sakawa et al., 2022）。

[8] 価格の乱高下を防ぐ一つの方法として、前述の通り、市場の流動性を高めることが考えられる。既存研究では、ソフト面の情報が株価の変動に与える影響に取り組み始めているが、

ートの表現（トーン）が株価に与える影響などを分析した研究もある（平松ら，2021)。

株式市場を向けると、コロナ期における WHO のパンデミック宣言、並びにコロナへの対応強化する政策発表がなされている。既存研究においては、米国や中国など諸外国の市場を中心に、パンデミック宣言や政策変更よる効果を解明する研究が多く存在する。先行研究では株式市場に与える影響（アナウンスメント効果）は一定ではなく、産業ごとに異なると指摘されている(Alam et al., 2021, He et al., 2020 etc.)[9]。Wu et al. (2021)では、コロナの発生源となった中国において、大きな影響を受けた観光業に注目した分析を行った。

我が国でも、コロナ期における株式市場の価格形成に関するいくつかの研究がなされている。政府の発表した「Go to Campaign」で注目された外食産業（レストラン業界）において、株価形成に大きな影響を受けたと指摘した(Sakawa and Watanabel, 2022b など)。日本に寄港したダイヤモンドプリンセス号などの報道で注目された海運業などにおける株価変動の影響を指摘した（Sakawa and Watanabel, 2023 など)。コロナ危機の分析では金融業以外の産業の分析が多かったが、我が国の銀行業とそれ以外の金融業にアナウンスメント効果の違いを指摘した研究もある（坂和・渡辺，2025)[10]。

先行研究で分析された指標としては、ハード面の情報に関するデータを用いた分析が多かった。指標に関しては、客観的な数値に基づく研究として、コロナ期の感染者数（Case）や死者数（Death）をデータ化することで定量化したケースが多い。また、自宅での待機を求める政府の要請などから、政府の政策変更を加えた分析も数多くある(Sakawa and Watanabel, 2024 など)。オックスフォード大学の作成した OxCGRT（Oxford Coronavirus Government Response Tracker）の指標に注目し、政策変数の代理変数に採用する研究が多い。

市場の流動性に関してはあまり分析されていない。

[9] 様々なニュースが与える影響が企業属性によって異なることを指摘する研究も存在する。最近の研究では、我が国においても自社株買いの発表などのニュースの効果も、情報の影響は企業属性（資金制約を受ける企業かそうでないか）や時期（コロナ危機前後など）によって大きなばらつきがあると指摘されている（Sakawa et al., 2026 など)。

[10] コロナ危機において株式市場における株価への影響は、国際展開状況や機関投資家の持ち分によって異なる点を指摘する研究も存在する。本研究においても、国際展開状況・機関投資家の持ち分の与える影響についても検討した。たとえば、中国では機関投資家の持分の高い企業の方が、負の影響が大きくなった点を指摘する研究もある(Xiong et al., 2020)。中国でも、機関投資家は短期的な取引収益を重視する結果と整合的な結果といえるだろう(Jiang and Kim, 2015)。我が国ではいくつかの研究で、パンデミック期における株主構成や国際展開状況、生命保険会社を中心とする機関投資家などが株価形成に影響を与えたと指摘されている(Takahashi and Yamada, 2021; 渡辺・坂和, 2022 など)。これらの変数は重要な変数であるものの、年度ごとに固定的であるため、本研究では採用しないことになった。

３．検証仮説

本研究では、投資家のセンチメントが市場の取引に影響することを示すため、影響を受けた時期であるコロナ期に注目した。コロナ期は経済的に大きな影響を与えており、2020 年度の世界主要国の国内総生産（GDP）は、約 6%の減少となったと指摘された。経済危機とされるオイルショック・世界金融危機を上回るもので、世界大恐慌や 2 度の世界大戦に匹敵する規模の減少幅であった(三菱総合研究所, 2021 など)。人々の行動やセンチメントに関する研究として Yamamura and Tsutsui (2022)では、the COVID-19 state of emergency declaration（緊急事態宣言）後に人々が自宅にとどまる傾向が高まったことを指摘した[11]。その上で、コロナ期には怒りや不安といった負の感情（negative emotions）を高める結果につながったことを示した。

本研究の研究仮説については、①ハード面の情報(Hard Information)と②ソフト面の情報(Soft Information)の両面から株価形成に与える効果を分析する。①ハード面の情報に注目した研究が多く、政府などが開示した客観的な数値に基づく議論を想定していると考えられる。本研究でも、先行研究と同様にコロナ感染者数・死者数や政府の政策変更に注目した仮説を検証する。先行研究である Baig et al. (2021)では、アメリカの企業を用いて、コロナ感染者数が市場の流動性に与える効果を分析した。日本の大手企業（TOPIX 500）を用いて、コロナ感染者数などが市場の流動性に与える効果を検証した研究もある（Yang et al., 2023)。政策変更の指標として、前述のオックスフォード大学の作成した OxCGRT を政策変数の指標を採用した。

本研究では、コロナ期おける②ソフト面の情報（マスメディア）が市場の流動性に与える効果も検証する。②ソフト面の情報ではマスメディアによる引用数を用いた分析に取り組む（Narayan et al., 2021)。Baig et al. (2021)や Wu et al. (2021)などの先行研究ではコロナ感染者数などのハード情報が、投資家に対してマイナスのセンチメントを与える要因になることに言及した。これに対して、本研究ではソフト面の情報（マスメディアの報道）が「市場の流動性に影響を与えるかどうか？」について仮説検証する。

本研究では、情報に加えて、情報の受け手の反応に関しても分析の対象を広げ、受け手の反応が市場の流動性に与える効果を検証する。本研究では受け手側の反応の計測は難しい点

[11] この点についても、中間報告のコメントを受け、補足説明を加える。EMH を前提とした場合、市場全体が長期にわたって投資家のセンチメントの影響を受け続けることは難しいかもしれない。時期としては、センチメントの効果に関する効果が先行研究で確認されている（Yamamura and Tsutsui, 2022)。産業に関しても、コロナの蔓延によって市場全体の株価形成に影響するものの、前述の通り、その効果は産業ごとに異なる点も指摘されている（Alam et al., 2021, He et al., 2020 etc.）。

であるものの、負の感情を高めたコロナ期に分析に注目した[12]。多くの投資家が不安を感じるコロナ期には、多くの投資家にとって市場流動性の高い市場はのぞましいといえる。本研究ではGoogle Searchの指標（Cevik et al., 2022)を用いて、投資家のセンチメントが市場取引に与える影響を分析する[13]。

本研究では、仮説の検証については、①ハード面の情報、②ソフト面の情報、インターネット検索の3つの面から分析する。既存の指標と情報の受け手の対応には関連性があるため、先行研究で多く用いられるコロナ感染者数・政府の政策指数を基本変数として、仮説検証する。その上で、②ソフト面の情報とGoogle Searchの指標の効果を識別する狙いがある。本研究では、先行研究で分析の乏しいソフト面の情報やインターネット検索が観光業の「市場の流動性に影響を与えるかどうか？」について仮説検証する。

4. 分析データと手法

4.1. 分析データ

本研究では、市場が混乱したといわれているコロナ期に限定し、投資家のセンチメントが市場の流動性に与える影響を分析したい。投資家のセンチメントの効果をより的確にとらえるため、影響が大きい局面であるコロナ期を選択した。また、コロナ危機の影響が大きかった産業である観光業に注目し、投資家のセンチメントの効果を識別する[14]。データの選定とし

---

[12] コロナ危機と類似の研究として、急性呼吸器症候群のウィルスとして分類できるSARS(SARS-COV)の研究をあげられることが多い(Liu et al., 2020; Petrosillo et al. 2020)。SARSに関しては、台湾の観光業などの一部の産業で、SARSがマイナスの影響を与えたことが報告されている(Chen et al., 2007)。ただし、2カ国（中国・ベトナム）を除くと、SARSの金融市場への影響はあまり大きくなかった（Nippani and Washer, 2006)。医学的なウィルスの分類の議論は別として、経済的な面ではコロナと比較すると、SARSは我が国を含め多くの国々で大きな影響を与えていなかったといえるだろう。

[13] 今回の分類でまとめたソフト情報の議論とやや性質が異なる情報で、近年注目されているインターネット検索の影響に関しても無視できなくなっている。両者の測り方などにずれがあるため、本研究ではGoogle Searchの測定法をマスメディアによる引用数（Narayan et al., 2021）に合わせて計測を修正している。マスメディアに加えて、インターネット検索にも対象を広げ、これらのソフト面の情報が市場の流動性に与える影響を分析する狙いがある。

[14] たとえば、コロナの影響を受けた観光業の特定には、分析者によって定義が変わりうる可能性がある。本研究では、コロナ期の分析を扱った海外の論文（Wu et al., 2021など)と同じ産業(tourism- and travel-related stocks)を特定した(Sakawa and Watanabel, 2024; 2025)。海外のデータベースなどへのアクセスし、産業分類（Standard Industrial Classification: SIC）の扱いに関しても対応した。SICの観光業では、概ね4つの産業（Industry; Airlines/ Marine/ Road and rail/ Hotels, restaurants, and leisure）に分類できる（Wu et al., 2021など)。観光業は大きな経済活動を担う主要な産業であるが、観光業を4つの産業に分類した場合、コロナ期における株価形成に違いがあるという指摘も

て、先行研究(Xiong et al., 2020; Yang et al., 2023 など)との基準を合わせて、分析開始日(Day_0)はコロナの影響が出始めた 2020 年 1 月 23 日、分析終了日は開始後 120 営業日(Day_120)とした。分析期間としては、概ね 6 カ月程度の分析となった(Day_0-Day_120)。被説明変数となる流動性では、Amihud (2002)で提唱された ILLIQ を選択した(Yang et al., 2023)[15]。市場の流動性に関するデータは、データソリューションズ (FDS) の株式データベース (NPM)、必要な財務データは、Quick Astra Manager よりデータを入手した。

コロナ危機における影響を測る指標としては、死者・感染者に加えて、政府の政策変数を用いることが多い。死者・感染者の人数は、政府が公開した客観的な指標であり、多くの投資家が利用できる情報といえる。政府の政策変数では、既存研究でも理由されている OxCGRT の政府の政策変数を用いることで、政策面での影響として考慮した(Sakawa and Watanabel, 2024 など)。

また、本研究では、投資家のセンチメントを取り入れるため、いくつかの指標を用いることにした。政策面での効果以外の効果も考慮するため、メディア指標をデータベース化した研究にも注目した (Narayan et al., 2021 など) [16]。インターネット検索(Google)に関するデータでは、Google 検索数 (Google Search Volume Index： SVI)などを活用し、データベース化した[17]。

4.2. 分析手法

投資家のセンチメントが市場の取引への影響を解明するため、市場の流動性に与える被説明変数とする回帰分析を行う。市場の流動性に関しては、Amihud(2002)の考案した Illiq の

ある(Sakawa and Watanabel, 2024 など)。本研究でも観光業の産業分類 (Industry) をコントロール変数として推定式に加えた。また、欠損のあるデータについては、サンプルから除くことにした。

[15] 市場の流動性に関する手法はいくつか考案されている。詳細に関しては、坂和・渡辺(2016)などを参照いただきたい。

[16] Narayan et al.(2021)は新聞の用語を収集し、6 指標を作成した点に特徴がある。6 指標は以下の通り： the Aggregate COVID-19 index (A_Covid), Medical Index (Medical), Travel Index (Travel), Uncertainty Index (Uncertainty), Vaccine Index (Vaccine), COVID Index (Covid) 。

[17] Google SVI に関しては、WORD の選択の候補がいくつか考えられるが、先行研究である Narayan et al. (2021)で掲載されている指標を参考に、関連する用語に分解し、コロナに関する Google SVI のデータを活用した 。用語の検索は、その用語が出てきた回数に注目されがちであるが、Google SVI は期間中に指定された用語が最も多く検索された回数 (最大値) を 100 とし､残りの数値を出す最大値に対するパーセンテージ化した指標を提示するもので、相対的な指標となっている。いくつかの WORD の合計値を指標ごとに計測し、期間中の最大値を測定する。

概念を活用する。Amihud(2002)の Illiq は株価リターン（Return）の絶対値を分子、株式市場の取引量（出来高：Volume、10 億円単位で計測）を分母とする指標である。流動性が高い市場は、Illiq は低い値をとると予想される。本研究では近年の先行研究に倣い、対数変換（Ln）を被説明変数(LnIlliq)として採用した(Baig et al., 2020; Yang et al., 2023;など)。推定式は、以下の(1)式となる。

$$ln(\text{Iiquidty}_{i,t}) = \ln\left(1 + \frac{|Return_{i,t}|}{Volume_{i,t}}\right) \quad \cdots(1)$$

推定式に関しては、先行研究に合わせて①ハード面の情報（Hard Information）を説明変数に入れた分析を行う(Baig et al., 2020; Yang et al., 2023;など)。具体的には、報道等で注目されやすいその日のコロナ感染者の人数(自然対数;LnCase）と死者数(自然対数;LnDeath）を採用した。政策変数として、Government Response Tracker の変化率（Government）を採用した。コントロール変数(Control)として、企業サイズ（Market Value に対数をとった：LnMV)、時価簿価比率(Price to Book Ratio; PBR)、観光業における産業分類（Industry）を採用した。推定式は、以下の(2)式となる。

$$\ln(\text{liquidty})_{i,t} = \beta_0 + \sum_j \beta_j \text{ Hard Information}_{i,t} + \sum_j \delta_j \text{Controls}_i + \varepsilon_{i,t} \quad \cdots(2)$$

推定式(3)では、推定式(2)の①ハード面の情報の変数に加えて、②ソフト面の情報(Soft Information)を推定式に加えている。メディアの報道を指標化した指数である Narayan et al.(2021)の提唱した 6 指標 （A_Covid/ Medical/ Travel/ Uncertainty/ Vaccine/ Covid Index)の変化分を採用した。

$$\ln(\text{liquidty})_{i,t} = \beta_0 + \sum_j \beta_j \text{ Hard Information}_{i,t} + \sum_j \gamma_j \text{Soft Information}_{i,t} + \sum_j \delta_j \text{Controls}_i + \varepsilon_{i,t} \quad \cdots(3)$$

推定式(4)では、推定式(2)の①ハード面の情報の変数に加えて、受け手の対応度合い（Google SVI）を加えた。具体的には、Narayan et al.(2021)に基づいて Google SVI の指標(Covid_SVI/ Medical_SVI/ Travel_SVI/ Uncertainty_SVI/ Vaccine_SVI)[18]を用いた計測を行った。

$$\ln(\text{liquidty})_{i,t} = \beta_0 + \sum_j \beta_j \text{ Hard Information}_{i,t} + \sum_j \gamma_j \text{Google SVI}_{i,t}$$

[18] 前述の通り、Google SVI は検索回数ではなく、期間中の最大値を 100 とする相対指標であるため、分子を（数値―最小値)、分母を（最大値―最小値）とすることで、基準化したものに対して、その日(Day_t)と前日(Day_t-1)の差分をとったものとした。

$$+\sum_j \delta_j \mathrm{Controls}_i + \varepsilon_{i,t} \quad \cdots(4)$$

５．記述統計と分析結果

５．１　記述統計

Table 1 では記述統計を、Table 2 では相関をそれぞれまとめている。Table 1 の A_Covid、Medical、Uncertainty、Covid の平均値は、概ね 0.02 ぐらいとなった。Travel、Vaccine の平均値は、それぞれ 0.03、0.45 となった。Google SVI (Covid_SVI/ Medical_SVI/ Travel_SVI/ Uncertainty_SVI/ Vaccine_SVI；その日(Day_t)と前日(Day_t-1)の差分をとった指標)の平均はマイナスであり、全体的には減少傾向にある。また、Ln(Case)と Ln(Death) の平均は約 3.95 と 1.61 であった。

５．２　分析結果

本研究では投資家のセンチメントに関して、ハード・ソフト情報の指標と Google SVI を用いて、市場の流動性に与える効果を検証する。被説明変数(Ln(Illiq))は Illiq と同様に、低い値をとると流動性が高いと判断できる。このため、推定式(2)-(4)で関する係数推計値がマイナス（プラス）の場合は、市場の流動性を高く（低く）すると判断できる。投資家に与えられた情報によって、市場の流動性に影響を与えるかどうかについて、判断できると考える。

Table 3 のハード情報が市場の流動性に与える影響に関する推定式(2)の推定結果を示している。コラム(1)-(3)では説明変数を１変数ずつ入れた結果を提示している。コラム(1)と(2)の Ln(Case)と Ln(Death) の係数は、有意に正の結果を得られた。このことは、感染者数・死者数が多いというニュースは市場の流動性を悪化させることを示唆する。コラム(3)の Government は有意な結果が得られなかった。

一方で、コラム(4)では 3 つの変数すべての変数を説明変数として採用した推定結果を提示した。コラム(4)では Ln(Case)と Government は有意に正の結果を得られた。政府のコロナへの対応を強化する政策変更は、市場の流動性を悪化させると考えられる。一方で、Ln(Death)は有意な結果でなくなるため、Ln(Case)ほどの説明力を有していないと考えられる。ハード情報に関しては、概ね予想された結果となった。

Table 4 ではハード情報とソフト情報の両方を加えた推定式(3)の推定結果を示した[19]。ハード情報では、すべてのコラムで Ln(Case)と Government は有意に正の結果を得られた。一

[19] Table 3 の結果で Ln(Death)は有意な結果でなくなるため、Table 4 の説明変数からのぞいた結果を提示した。

方で、ソフト情報では、コラム(1)(2)でA_CovidとMedicalはともに有意に正の結果を得られた。コラム(5)(6)でVaccineとCovidはともに有意に正の結果を得られた。コラム (7)ではすべての変数を説明変数として採用した結果であるが、Vaccine のみが有意に正の結果を得られた。以上の結果は、Ln(Case)とGovernmentのような指標でコントロールしても、コロナや医療関係に関するメディアでの情報発信が増えることで、市場の流動性を悪化させる結果になると解釈できる。

Table 5はGoogle SVIを入れた推定式(4)の推定結果の結果を提示している。ハード情報では、Table 4と同様の結果を得ることができた。Google SVIに関しては、コラム(1)(2)(4)(5)でCovid_SVI・Medical_SVI・Uncertainty_SVI・Vaccine_SVIはともに有意に正の結果を得られた。Table 4のソフト情報の結果と概ね同じ傾向と判断でき、情報の受け手がGoogleでの検索数を増やすと市場の流動性を悪化させる結果になると解釈できる。

一方で、Table 5ではTravelに関しては、他の変数と異なり情報検索の増加が市場の流動性を高める点も確認できた。コラム(3)・(6)では、Travel_SVIは有意に負の結果を得られた。この結果は、Travel（旅行）関係の検索数が増える時は、市場の流動性を向上させることを示唆している。ソフト情報とGoogle SVIで得られた結果の大きな相違点であり、メディア報道の指標では捉えきれない効果を計測できたといえる。この結果の解釈としては、情報の受け手が Travel 関連の用語を検索する状況は、多くの人々が観光業にとって関心を抱く状況といえると考えられる。Travelを数多く検索する状況は、投資家のネガティブセンチメントを抑制する局面に関しては、市場の流動性を向上させることを示唆したと解釈できる。

推計結果に関して、確認できた点をまとめて記載する。1つ目は、Table 4や5などにおいても、Ln(Case)とGovernmentは有意に正の結果を得られた。ハード情報である感染者数やコロナへの対応を強化する政府の政策変更は、市場の流動性を低下される結果となった。2つ目は、Table 4や5で除いていたLn(Death)を説明変数として追加した場合でも、推定結果に大きな変化はないことを確認した。これにより、これまでの推定結果のRobustnessを確認できた。3つ目は、企業規模（Ln(MV)）は有意に負の結果を得られた。企業規模が大きな（時価総額の高い）企業において、市場の流動性が高くなることがわかった。

６．結論

本研究の目的は、情報や投資家のセンチメントが市場の流動性に与える影響を分析することであった。ファイナンス理論の基本的な概念として知られるEMHでは、あまり考慮されていなかった投資家のセンチメントに注目した点が特徴であった。ハード情報とソフト情報の指標に加えて、既存研究ではあまり分析されてこなかったGoogle SVI の指標を用いた分析に取り組んだ。本研究では2020年から始まった「コロナ危機」の時期を選択し、コロナの影

響の出やすい観光業の上場企業を選択した分析を行った。

市場の流動性に関する分析推定から得られた結果を 3 点にまとめてられる。1 点目は、ハード情報である Ln(Case)と Government の係数は概ね有意に正の結果を得られた。この結果は、感染者数の増加や政府のコロナ対応を強化する政策変更は、市場の流動性を低下させると解釈できる。2 点目は、ソフト情報であるメディア報道に関しては A_Covid・Medical・Vaccine・Covid の係数はともに有意に正の結果を得られた。コロナや医療関係に関するメディアの報道によって、市場の流動性を悪化させることがわかった。3 点目は、Google SVI の指標である Covid_SVI・Medical_SVI・Uncertainty_SVI・Vaccine_SVI はともに有意に正の結果を得られた。一方で、ソフト情報の結果と異なり、Travel_SVI は有意に負の結果を得られた。Travel の検索が増える時期は、多くの人々が観光業にとって関心を抱く状況と考えられる。この結果は、投資家のネガティブセンチメントを抑制している局面で、市場の流動性を向上させることを示唆しているといえる。

本研究の貢献の 1 つ目は、ハード・ソフト情報、並びに情報の受け手の反応（Google 検索）などが、「市場の流動性に影響を与えるかどうか？」を検証した点である。本研究では株価と関連性の高いといわれている市場の流動性を用いて、「情報」に加えて、「情報の受け手の反応」の 2 面から検証を深めた。特に、センチメントに関しては、既存研究で分析されてこなかった Google SVI のデータを扱った分析できた点も大きな貢献であった。研究の貢献の 2 つ目は、先行研究の少なかった我が国の観光業に注目し、市場の流動性の観点から仮説検証した点である。既存研究では大手企業の分析が多く、観光業など市場の流動性分析は少なかった。コロナ危機の影響が大きな産業に関する市場の流動性分析を提供できた点は本研究の貢献である考えられる。

本研究は、ファイナンス理論の基本的な概念である EMH の限界を探る研究として位置づけられると考えられる。すべての研究論文は限界があり、本研究も例外ではない。本研究の課題の 1 点目は、EMH の限界を指摘したもので、EMH を代替する一般的な理論を提示するものではない点である。本研究の課題の 2 点目は、先行研究で扱い切れていなかったコロナ危機を題材としてものの、EMH の限界はコロナ危機時だけに限定されるものではない。今後の研究としては、投資家のセンチメントが市場の取引に影響することを解明することで、市場の合理性の限界について分析を深めることであると考えられる。

参考文献

Alam, M.M., Abu, H.W., Wahid, N. M., 2021. COVID-19 outbreak and sectoral performance of the Australian stock market: An event study analysis. Australian Economic Papers, 60, 482-495.

Aman, H., Beekes, W., Brown, P., 2021. Corporate governance and transparency in Japan, International Journal of Accounting, 56(01), 1-40.

Amihud, Y., 2002. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects, Journal of Financial Markets, 5, 31-56.

Amihud, Y., Mendelson, H., 1986. Asset pricing and the bid-ask spread, Journal of Financial Economics, 17(2), 223-249.

Baig, A.S., Butt, H.A., Haroon, O., Rizvi, S.A.R., 2021. Deaths, panic, lockdowns and US equity markets: the case of COVID-19 pandemic, Financ Research Letter, 38, 101701.

Cevik, E., Altinkeski, B. K., Cevik, E.I., Dibooglu, S., 2022. Investor sentiments and stock markets during the COVID-19 pandemic. Financial Innovation, 8(1), 1-34.

Fama, E.F., 1970, Efficient capital markets: A review of theory and empirical work, Journal of Finance, 25(2), 383-417.

He, P., Sun, Y., Zhang, Y., Li, T., 2020. COVID-19's impact on stock prices across different sectors - An event study based on the Chinese stock market, Emerging Markets Finance and Trade, 56(10), 2198-2212.

Jiang, F., Kim, K. A., 2015. Corporate governance in China: A modern perspective. Journal of Corporate Finance, 32,190-216.

Liu, M., Cho, W. C., Lee, C. C., 2020. The Response of the stock market to the snnouncement of global pandemic, Emerging Markets Finance and Trade, 56(15), 3562-3577.

Narayan P.K., Iyke B.N., Sharma S.S., 2021. New measures of the COVID-19 pandemic: a new time-series dataset. Asian Economics Letters 2(2).

Nippani, S., Washer, K. M., 2006. SARS: A non-event for affected countries' stock markets? Applied Financial Economics, 14(15), 1105-1110.

Petrosillo, N., Viceconte, G., Ergonul, O., Ippolito, G., Petersen, E. 2020. COVID-19, SARS and MERS: Are they closely related? Clinical Microbiology and Infection, 26(2), 729-734.

Sakawa, H., Watanabel, N., 2022a, Accounting frauds and main bank monitoring in Japanese corporations, Journal of Business Ethics, 180, 605-621.

Sakawa, H., Watanabel, N., 2022b, Self-restraint, subsidy, and stock market reactions to the coronavirus outbreak: Evidence from the Japanese restaurant industry, PLoS ONE, 17(12), e0278876.

Sakawa, H., Watanabel, N., 2023, The impact of the COVID-19 outbreak on Japanese shipping industry: An event study approach, Transport Policy, 130, 130-140.

Sakawa, H., Watanabel, N., 2024, Impact of COVID-19 travel subsidies on stock market returns: Evidence from Japanese tourism companies, Journal of Risk and Financial Management, 17(5), 206.

Sakawa, H., Watanabel, N., 2025, Does investor sentiment affect stock returns during the COVID-19 Pandemic? Examining Japanese tourism industry, Finance Research Open, 1(3), 100015.

Sakawa, H., Watanabel, N., Gu, J., 2022, Internationalization and the reliance of analyst forecasts in stakeholder-oriented corporate governance: Evidence from Japanese MNEs, Pacific-Basin Finance Journal 73, 101755.

Sakawa, H., Watanabel, N., Hiramtsu, K., 2025, Do buyback anomalies explain the stock return in Japan? A pre-registered report, Pacific-Basin Finance Journal 91, 102666.
Sakawa, H., Watanabel, N., Uchida, K., 2026, Do bank ties influence stock repurchases in a bank-based financial system during financial distress? A pre-registered study, Pacific Basin Finance Journal, 96, 103018.
Takahashi, H., Yamada, K., 2021, When the Japanese stock market meets COVID-19: Impact of ownership, China and US exposure, and ESG channels, International Review of Financial Analysis, 74, 101670.
Yamamura, E., Tsutsui, Y., 2022, How does the impact of the COVID-19 state of emergency change? An analysis of preventive behaviors and mental health using panel data in Japan. Journal of the Japanese and International Economies 64, 101194.
Wu, W., Lee, C.-C., Xing, W., Ho, S.-J., 2021, The impact of the COVID-19 outbreak on Chinese-listed tourism stocks. Financial Innovation, 7(1), 22.
Xiong, H., Wu, Z., Hou, F., Zhang, J., 2020, Which firm-specific characteristics affect the market reaction of Chinese listed companies to the COVID-19 pandemic? Emerging Market Finance Trade, 56(10), 2231-2242.
Yang, W., Watanabel, N., Sakawa, H., 2023, Does COVID-19-specific news affect stock market liquidity? Evidence from Japan. MethodsX, 11, 102360.
阿萬 弘行, 2018, 株価の情報反映メカニズム―マスメディアと企業情報の効果, 中央経済社.
大村 敬一, 宇野 淳, 川北 英隆, 俊野 雅司, 1998, 株式市場のマイクロストラクチャー: 株価形成メカニズムの経済分析, 日経ＢＰＭ（日本経済新聞出版本部）.
坂和 秀晃, 渡辺 直樹, 2016, 金融自由化で日本の証券市場はどう変わったか-市場流動性とマーケット・マイクロストラクチャー分析-, ミネルヴァ書房.
坂和 秀晃, 渡辺 直樹, 2025, 保険会社をはじめとする金融機関の Covid-19 危機下における株式市場の反応について, 生命保険論集, 230, 127-144.
平松 賢士, 三輪 宏太郎, 酒井 浩之, 坂地 泰紀, 2021, アナリストレポートのトーンの情報価値, 証券アナリストジャーナル.
三菱総合研究所, 2021, ウィズコロナ下での世界・日本経済の展望（2021～2022 年度の内外経済見通し）.
https://www.mri.co.jp/knowledge/insight/ecooutlook/2021/dia6ou0000039gw7-att/nr20210519pec_all.pdf
渡辺 直樹, 2014, 金融商品取引法の証券市場への影響, ゆうちょ資産研究―研究助成論文集―, 20, 107-121.
渡辺 直樹, 2018, 大規模災害が金融市場にどのような効果を与えるか？ゆうちょ資産研究-研究助成論文集-, 25, 69-88.
渡辺 直樹, 坂和 秀晃, 2022, 新型コロナウイルス(COVID-19)影響下の生命保険会社を中心とする機関投資家行動の実証分析, 生命保険論集, 220, 243-268.

Table 1 記述統計

VARIABLES	Number	Mean	S.t.d.	Q1	Median	Q3
LnIlliq	9196	10.24	3.47	8.58	10.63	12.49
A_Covid	9196	0.02	0.21	-0.04	0.01	0.06
Medical	9196	0.02	0.21	-0.04	0.01	0.05
Travel	9196	0.03	0.26	-0.14	0.00	0.14
Uncertainty	9196	0.02	0.20	-0.10	0.01	0.11
Vaccine	9196	0.45	1.87	-0.12	-0.02	0.09
Covid	9196	0.02	0.26	-0.03	0.01	0.05
Covid_SVI	9196	-0.04	6.58	-4.49	0.00	3.37
Medical_SVI	9196	-0.16	6.02	-4.30	-1.08	3.23
Travel_SVI	9196	-0.38	4.39	-3.42	0.00	1.71
Uncertainty_SVI	9196	-0.02	7.20	-4.95	0.99	3.96
Vaccine_SVI	9196	-0.15	10.20	-4.30	-1.08	3.23
Ln(Case)	9196	3.95	1.69	3.30	4.01	5.34
Ln(Death)	9196	1.61	1.48	0.69	1.10	2.94
Government	9196	0.01	0.08	0.00	0.00	0.00
LnMV	9196	10.98	2.07	9.17	10.52	12.65
PBR	9196	2.22	2.49	1.08	1.47	2.10

（注）LnIlliq は Amihud(2002)の Illiq（株価リターンの絶対値を株式市場の取引量割ったもの）に対数変換（Ln）をとったもの（推定式（１））。Aggregate COVID-19 index（A_Covid）、Medical Index（Medical）、Travel Index（Travel）、Uncertainty Index（Uncertainty）、Vaccine Index（Vaccine）、COVID Index（Covid）は Narayan et al.(2021)より収集した。Covid Index_SVI、Medical_SVI、Travel_SVI、Uncertainty_SVI、Vaccine_SVI は、Google 検索数（Google Search Volume Index： SVI)から作成した。LnCase と LnDeath は、それぞれその日のコロナ感染者の人数と死者数(自然対数）を指す。Government は、政府のコロナ対応の強化度合いを指標化したもので、オックスフォード大学の作成した指標した OxCGRT の Government Response Tracker の変化率を指す。LnMV は企業サイズ（Market Value に対数をとった)、PBR は時価簿価比率(Price to Book Ratio)を指す。

Table 2 相関係数

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
(1) LnIlliq																
(2) A_Covid	0.02															
(3) Medical	0.02	0.95														
(4) Travel	0.00	-0.02	-0.08													
(5) Uncertainty	0.01	0.84	0.79	0.15												
(6) Vaccine	0.02	0.52	0.54	-0.33	0.31											
(7) Covid	0.02	0.97	0.94	-0.05	0.83	0.56										
(8) Covid_SVI	0.02	0.02	-0.02	0.15	-0.13	0.06	0.00									
(9) Medical_SVI	0.03	0.16	0.12	0.04	0.10	0.04	0.13	0.49								
(10) Travel_SVI	-0.04	0.02	-0.02	0.13	-0.09	-0.11	-0.03	0.18	0.35							
(11) Uncertainty_SVI	0.02	0.13	0.09	0.18	0.14	0.02	0.13	0.49	0.59	0.17						
(12) Vaccine_SVI	0.02	-0.05	-0.06	-0.02	0.04	0.04	-0.03	0.13	0.19	-0.03	0.00					
(13) Ln(Case)	0.06	-0.06	-0.02	-0.03	-0.01	-0.29	-0.09	-0.11	-0.01	0.00	-0.04	-0.03				
(14) Ln(Death)	0.04	-0.04	-0.03	0.01	-0.03	-0.17	-0.05	-0.03	-0.05	-0.04	-0.01	0.00	0.57			
(15) Government	0.01	0.01	0.05	0.06	0.00	0.06	-0.01	0.17	0.04	0.04	0.07	-0.06	-0.17	-0.11		
(16) LnMV	-0.38	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	
(17) PBR	0.06	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

（注）変数の定義は、Table 1にまとめて記載した。

Table 3 ハード情報の推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
VARIABLES		Ln(Illiq)		
Ln(Case)	0.12**			0.11**
	(4.332)			(3.647)
Ln(Death)		0.09**		0.02
		(3.000)		(0.504)
Government			0.34	0.79**
			(1.284)	(3.138)
LnMV	-0.66**	-0.66**	-0.66**	-0.66**
	(-7.442)	(-7.442)	(-7.442)	(-7.441)
PBR	0.11	0.11	0.11	0.11
	(1.624)	(1.624)	(1.624)	(1.624)
Constant	16.62**	16.94**	17.07**	16.59**
	(17.373)	(18.052)	(18.039)	(17.287)
Industry FE	YES	YES	YES	YES
Number	9196	9196	9196	9196
Adjusted R2	0.151	0.149	0.148	0.151
F-test	19.50	17.15	16.56	15.20

（注）変数の定義は、Table 1にまとめて記載した。Robust t-statisticsを()で記載し、Standard errorsはfirm levelでクラスタリングした。** p<0.01, * p<0.05, + p<0.1

Table 4 ハード情報・ソフト情報の推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
VARIABLES				Ln(Illiq)			
A_Covid	0.37**						0.04
	(3.188)						(0.069)
Medical		0.37**					-0.07
		(3.129)					(-0.180)
Travel			-0.03				0.20+
			(-0.328)				(1.795)
Uncertainty				0.17			-0.50
				(1.480)			(-1.496)
Vaccine					0.07**		0.06**
					(4.940)		(3.432)
Covid						0.33**	0.44
						(3.405)	(0.948)
Ln(Case)	0.12**	0.12**	0.12**	0.12**	0.14**	0.13**	0.15**
	(4.671)	(4.607)	(4.581)	(4.582)	(5.264)	(4.712)	(5.342)
Government	0.79**	0.75**	0.80**	0.79**	0.77**	0.82**	0.78**
	(3.127)	(2.964)	(3.119)	(3.133)	(3.060)	(3.219)	(2.903)
LnMV	-0.66**	-0.66**	-0.66**	-0.66**	-0.66**	-0.66**	-0.66**
	(-7.441)	(-7.441)	(-7.441)	(-7.441)	(-7.441)	(-7.441)	(-7.439)
PBR	0.11	0.11	0.11	0.11	0.11	0.11	0.11
	(1.624)	(1.624)	(1.624)	(1.624)	(1.624)	(1.624)	(1.624)
Constant	16.57**	16.58**	16.59**	16.58**	16.47**	16.56**	16.45**
	(17.336)	(17.336)	(17.351)	(17.349)	(17.257)	(17.327)	(17.311)
Industry FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Number	9196	9196	9196	9196	9196	9196	9196
Adjusted R2	0.152	0.152	0.151	0.151	0.152	0.152	0.152
F-test	15.69	16.07	15.07	15.64	17.31	15.46	13.91

（注）変数の定義は、Table 1にまとめて記載した。Robust t-statisticsを()で記載し、Standard errorsはfirm levelでクラスタリングした。** p<0.01, * p<0.05, + p<0.1

Table 5 ハード情報・Google SVI の推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
VARIABLES			Ln(Illiq)			
Covid_SVI	0.01**					0.00
	(2.832)					(0.846)
Medical_SVI		0.02**				0.03**
		(4.306)				(4.449)
Travel_SVI			-0.04**			-0.05**
			(-8.206)			(-10.225)
Uncertainty_SVI				0.01**		-0.00
				(2.679)		(-0.237)
Vaccine_SVI					0.01**	0.00
					(3.146)	(1.504)
Ln(Case)	0.13**	0.12**	0.12**	0.12**	0.12**	0.13**
	(4.727)	(4.588)	(4.612)	(4.640)	(4.665)	(4.710)
Government	0.64*	0.73**	0.87**	0.73**	0.87**	0.80**
	(2.533)	(2.895)	(3.467)	(2.875)	(3.435)	(3.158)
LnMV	-0.66**	-0.66**	-0.66**	-0.66**	-0.66**	-0.66**
	(-7.441)	(-7.441)	(-7.441)	(-7.441)	(-7.441)	(-7.439)
PBR	0.11	0.11	0.11	0.11	0.11	0.11
	(1.624)	(1.624)	(1.624)	(1.624)	(1.624)	(1.624)
Constant	16.57**	16.59**	16.57**	16.58**	16.58**	16.56**
	(17.319)	(17.351)	(17.317)	(17.347)	(17.327)	(17.281)
Industry FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Number	9196	9196	9196	9196	9196	9196
Adjusted R2	0.152	0.152	0.153	0.152	0.152	0.156
F-test	19.18	20.03	26.63	15.81	18.19	32.12

（注）変数の定義は、Table 1 にまとめて記載した。Robust t-statistics を()で記載し、Standard errors は firm level でクラスタリングした。** p<0.01, * p<0.05, + p<0.1

Supervisory Policy and Business Model Transformation: Evidence from Japanese Regional Banks（共同研究）

埼玉大学大学院人文社会科学研究科・経済学部 教授　長田 健
埼玉大学経済学部非常勤講師　木村 好宏

Summary

The transformation of bank business models has become a central issue in both banking research and financial regulation. Technological innovation, the emergence of FinTech firms and other non-bank competitors, prolonged low interest rates, demographic change, and evolving regulatory frameworks have fundamentally altered the operating environment of banks. In response, supervisory authorities have increasingly emphasized the importance of developing sustainable business models. Although these developments are widely believed to have influenced banks' strategic decisions, empirical evidence on the determinants of business model transformation remains limited.

This paper investigates whether changes in the supervisory stance of Japan's Financial Services Agency (FSA) influenced the evolution of regional banks' business models. The analysis builds on Kimura (2024), which identifies seven business models (BMs) of Japanese deposit-taking financial institutions using an unsupervised clustering approach based on balance-sheet characteristics. Among these business models, BM4 represents the traditional regional bank business model, while BM1 represents the major-bank business model. Kimura (2024) documents that, beginning around 2014, a number of regional banks gradually moved away from BM4, with some becoming increasingly similar to BM1. However, the factors underlying this transformation remained unexplored.

Using financial statement data for Japanese banks from fiscal years 2011 to 2018, this study examines whether supervisory policy contributed to these observed changes. Business model transformation is measured by changes in the Euclidean distance between individual banks and the centroids of business model clusters. Three alternative dependent variables are constructed to capture (i) movements away from the regional bank business model, (ii) movements away from BM4 together with convergence toward the major-bank business model (BM1), and (iii) movements away from BM4 combined with convergence toward whichever alternative business model the bank approaches most closely.

The key explanatory variable is a proxy for the FSA's supervisory stance. It is constructed by interacting bank-specific profitability with the frequency of the term

business model appearing in the FSA's annual supervisory policy documents, particularly in the contexts of business model sustainability and relationship banking. This interaction is intended to capture the extent to which supervisory guidance exerted pressure on individual banks to reconsider their business models. The empirical analysis employs fixed-effects estimation while controlling for regulatory capital constraints, profitability pressures associated with declining interest margins, and the Bank of Japan's monetary policy under Governor Haruhiko Kuroda.

The results provide several important findings. First, supervisory policy significantly encouraged domestic-standard regional banks to move away from the traditional regional banking business model. This result is robust across alternative specifications of the supervisory policy variable. Second, supervisory policy does not appear to have systematically directed banks toward the major-bank business model. Although some regional banks became more similar to major banks, this transition cannot be explained solely by supervisory guidance. Instead, convergence toward specific alternative business models appears to have been driven primarily by broader macro-financial conditions and bank-specific strategic decisions. Third, no statistically significant effects are found for internationally active banks, although this may partly reflect the limited number of such institutions in Japan.

The analysis also provides new insights into the role of Japan's prolonged monetary easing. The findings suggest that the low-interest-rate environment associated with the Bank of Japan's quantitative and qualitative monetary easing increased pressure on regional banks to reconsider their business models. However, monetary policy alone did not systematically promote convergence toward the major-bank business model. Rather, monetary policy and supervisory policy appear to have played complementary but distinct roles: monetary easing intensified profitability pressures, while supervisory policy encouraged banks to respond by pursuing more sustainable business strategies.

These findings have important policy implications. Rather than prescribing a particular business model, the FSA's supervisory approach appears to have encouraged banks to move away from unsustainable business models while leaving the choice of alternative strategies largely to individual institutions. This suggests that effective financial supervision should facilitate strategic adaptation rather than promote a uniform business model across the banking sector. The study therefore contributes to the literature on bank business models by providing one of the first empirical analyses of how supervisory policy influences business model transformation. More broadly, it highlights that structural change in banking is jointly shaped by supervisory policy,

macro-financial conditions, and the strategic choices of individual banks, underscoring the complementary roles of regulatory guidance and market forces in the evolution of financial intermediation.

Supervisory Policy and Business Model Transformation: Evidence from Japanese Regional Banks*

Yoshihiro Kimura†* Takeshi Osada‡

Abstract

This paper examines whether supervisory policy influences the evolution of bank business models in Japan. While recent studies document that a subset of regional banks has persistently shifted away from the traditional regional banking model, little is known about the factors driving such transformation. Building on Kimura (2024), which identifies bank business models using a clustering approach, this study employs a fixed-effects framework to investigate whether the Financial Services Agency's supervisory stance contributed to changes in banks' business models. Business model evolution is measured by changes in the Euclidean distance between individual banks and business model centroids, allowing us to capture both departures from and convergence toward alternative business models. The results show that supervisory policy significantly encourages banks to move away from the traditional regional banking model. However, there is no robust evidence that supervision systematically directs banks toward a specific alternative model, such as the major-bank business model. Instead, the destination of business model transformation appears to be determined primarily by broader macro-financial conditions and bank-specific strategic responses. These findings suggest that supervisory policy serves as a catalyst for business model change rather than as a determinant of its ultimate direction, highlighting the complementary roles of regulatory and market forces in shaping structural transformation in the banking sector.

* We appreciate Toshihiro Ihori, Hideyuki Takamizawa, Miho Takizawa and participants at the Research Grant Presentation Meeting on Finance and Economics (FY2025) of the Japan Post Foundation Research Grant Program, National Sun Yat-sen University-Pusan National University-Saitama University-Yonsei University International Workshop in May 2026 for helpful comments. All remaining errors are our own. This work was supported by the 2025 Research Grant Program of the Japan Post Foundation and JSPS KAKENHI (Grant Number 22K01549).

† The Norinchukin Bank and the Faculty of Economics, Saitama University.

‡ Faculty of Economics, Graduate School of Humanities and Social Sciences, Saitama University, Saitama, Japan; takeshiosada@mail.saitama-u.ac.jp; ORCID: 0000-0002-3292-4481

* Corresponding Author

1. Introduction

The business models of banks[1] have become an increasingly important subject of both academic research and financial regulation. Technological innovation, the entry of FinTech firms and other non-bank competitors, the prolonged low-interest-rate environment, and changes in supervisory and regulatory frameworks have fundamentally altered the environment in which banks operate. As a result, banks have been under growing pressure to adapt their business models in order to maintain profitability, competitiveness, and financial resilience.

Despite the growing recognition that banks' business models are evolving, there is remarkably little empirical evidence on the determinants of such transformation. In particular, while regulatory reforms and supervisory policies are frequently cited as important drivers of banks' strategic adjustments, their causal effects on business model evolution remain largely unexplored.

In Japan, the financial crisis of the late 1990s triggered a series of government-led reforms of banks, including capital injections and industry restructuring (Osada et al., 2017). Subsequently, banks have continued to face pressure to transform their business models in response to prolonged low interest rates, sluggish economic growth, and changes in financial supervision and regulatory policies.

Against this background, this study analyzes, using the results of Kimura (2024), the impact of changes in the Financial Services Agency’s supervisory stance on the business models of regional banks through fixed-effects estimation.

Kimura (2024) quantitatively examined whether Japanese bank business models are similar

[1] In this paper, the term "banks" is used in its broad sense to refer to deposit-taking financial institutions.

across institutional types[2]. Using financial data of Japanese banks from fiscal year 2011 to fiscal year 2018, it identified and classified bank business models by applying clustering methods used in previous studies (Roengpitya et al., 2017; Ayadi et al., 2021; Farnè and Vouldis, 2021; Hryckiewicz and Kozłowski, 2017). As a result, Japanese banks were broadly classified into seven business models (see Table 1). Moreover, from fiscal year 2014 onward, it was observed that some regional banks irreversibly shifted from the regional bank-type business model (BM4) to the major bank-type business model (BM1), crossing institutional boundaries.

Accordingly, focusing on regional banks for which movements away from the BM4 are clearly observed as a result of strategic choices, we conduct fixed-effects estimation to examine whether the supervisory stance of the Financial Services Agency has an impact. Regional banks exhibiting "clear movement away from the regional bank-type business model" are defined as those whose distance from the centroid of "Business Model 4 (BM4)" increased by 30% or more, or by 50% or more, between fiscal years 2011 and 2018 in the clustering analysis of Kimura (2024).

The focus on regional banks' transition toward the major-bank business model is motivated by two considerations. First, during the sample period, the Financial Services Agency (FSA) maintained separate supervisory frameworks for major banks and for small and regional financial institutions through the Comprehensive Guidelines for the Supervision of Major Banks (Shuyōkō-muke no Sōgōteki na Kantoku Shishin) and the Comprehensive Guidelines

[2] In Kimura (2024), "similarity" refers to whether banks can be distinguished by institutional type when classified based on financial indicators. Furthermore, "business model" is defined as the strategic choices underlying banks' corporate activities, specifically, the classification results based on combinations of multiple financial indicators. "Institutional type" refers to classifications of banks—based on the Financial Services Agency's "List of Licensed, Authorized, and Registered Institutions," with some modifications—such as major banks, regional banks, shinkin banks, and credit cooperatives.

for the Supervision of Small and Regional Financial Institutions (Chūshō Chiiki Kin'yū Kikan-muke no Sōgōteki na Kantoku Shishin). This institutional arrangement suggests that the difference in supervisory stance between major banks and regional financial institutions was substantially greater than that among different categories of regional financial institutions. Consequently, a transition from the regional bank business model to the major-bank business model represents the most meaningful change from the perspective of supervisory policy.

Second, Kimura (2024) shows that while regional banks were overwhelmingly classified into BM4, a non-negligible number of them gradually shifted away from this business model. By contrast, although major banks were almost exclusively classified into BM1, there were virtually no cases in which they moved to other business models. This asymmetric pattern suggests that business model transformation was primarily a phenomenon observed among regional banks, making them the appropriate focus of the present analysis.

The analysis is further motivated by changes in Japan's supervisory policy. Since around 2014, the FSA has increasingly emphasized the construction of sustainable business models tailored to the circumstances of individual banks, rather than encouraging uniform business strategies. In particular, while relationship banking has remained a core expectation for regional financial institutions, the supervisory stance has evolved toward allowing banks greater flexibility to combine relationship banking with other business activities according to their own strategic judgment. This shift provides a natural setting for examining whether changes in supervisory policy influenced the evolution of regional banks' business models.

Here, although we refer to the banks' transition as "movement toward changing the regional bank-type business model," what is estimated is not the determinants that actually cause business model changes. Rather, based on the clustering classification conducted in Kimura (2024), we estimate the impact of the supervisory stance of the Financial Services Agency on

movements away from the centroid of the BM4 cluster (regional bank-type business model) or movements toward the centroids of other business model clusters.

Table 1: Characteristics of Business Models Identified by Kimura (2024)

Business Model	Characteristics
BM1	**Major bank business model.** Fee-income-oriented banking model. Characterized by a relatively high ratio of fee income to total assets and relatively low ratios of interbank loans, loan-loss reserves, securities holdings, and customer deposits. Compared with other business models, BM1 relies less on traditional lending and generates a larger share of revenue from non-interest business activities.
BM2	**Retail-funded, securities-investment-oriented model**. Characterized by high customer deposits and securities holdings, together with relatively low customer lending and fee income. Banks in this cluster rely primarily on retail deposits for funding while allocating a substantial proportion of assets to securities investment.
BM3	**Interbank-active traditional banking model.** Characterized by relatively high ratios of interbank loans, customer loans, loan-loss reserves, and customer deposits, together with relatively low securities holdings and fee income. This model represents traditional financial intermediation combined with relatively greater risk-taking and stronger participation in interbank markets.
BM4	**Regional bank business model**. Characterized by high customer loans and customer deposits and low interbank loans and fee income. Banks in this cluster primarily engage in conventional relationship-based financial intermediation while maintaining prudent risk management. Because almost all regional banks belong to this cluster, Kimura (2024) identifies BM4 as the regional bank business model.
BM5	**Cooperative retail banking model.** Dominated by shinkin banks and credit cooperatives. The model is characterized by retail deposit-based funding and conventional banking activities tailored to cooperative financial institutions rather than commercial banks.
BM6	**ATM-specialized banking model.** This cluster consists exclusively of Seven Bank, whose business model is centered on ATM network operations in convenience stores rather than traditional deposit-lending intermediation.
BM7	**RCC model**. This cluster consists exclusively of the Resolution and Collection Corporation (RCC), whose activities focus on the acquisition and resolution of distressed assets and the administration of public capital injections.

Furthermore, in the estimation, the supervisory stance of the Financial Services Agency is constructed by combining factors specific to individual banks and general supervisory stance factors excluding such idiosyncratic conditions. However, it should be noted that strong assumptions are imposed regarding the bank-specific factors.

The remainder of this paper is organized as follows. Section 2 introduces the data and reviews the business model classification proposed by Kimura (2024). Section 3 describes the empirical methodology and model specification. Section 4 presents the estimation results and discusses their implications. Section 5 concludes the paper by summarizing the main findings and policy implications. Finally, Section 6 discusses the limitations of the study and suggests directions

for future research.

2. Data and Business Model Classification

The data used in Kimura (2024) and this study are primarily obtained from the BankFocus database provided by Bureau van Dijk. Where information was unavailable in BankFocus, the missing data were manually collected from historical disclosure reports published on the official websites of individual financial institutions.

The sample consists of deposit-taking financial institutions (broadly defined as banks) in Japan over the period from fiscal year 2011 to fiscal year 2018. To construct the financial indicators used in the clustering analysis, only bank-year observations for which all required variables were available were included in the analysis. Furthermore, following previous studies (e.g., Roengpitya et al., 2017; Lucas et al., 2019; Ayadi et al., 2021), a bank was included in the sample if the necessary data were available for at least one fiscal year during the sample period.

Among the alternative reporting formats available in BankFocus, we employ the Global Standard Format, as it provides the broadest coverage of Japanese banks. The final sample consists of 589 financial institutions and 4,256 bank-year observations. Taking into account institutions that were established, merged, or dissolved during the sample period, the dataset covers approximately 92.9% of all potential bank-year observations between 2011 and 2018. Relative to all deposit-taking financial institutions covered by the Deposit Insurance Corporation of Japan, the sample represents between 84.5% and 92.2% of institutions, depending on the fiscal year.

The sample period is restricted to fiscal years 2011–2018 because, under the terms of our data licensing agreement, data availability outside this period is substantially more limited,

rendering a comprehensive clustering analysis infeasible.

Kimura (2024) develops a taxonomy of Japanese banks' business models using an unsupervised clustering approach based on financial statement indicators. Assuming that banks' strategic choices are reflected in their balance-sheet structures, the study classifies banks into seven business models according to their asset and liability characteristics (See Table 1)[3]. The resulting taxonomy is subsequently validated by examining the institutional characteristics of the banks belonging to each cluster. In particular, the cluster labeled BM4 is found to consist almost exclusively of regional banks and is therefore interpreted as representing the regional bank business model. This classification provides the basis for the empirical analysis conducted in this study.

The primary focus of this study is on banks classified as BM4, whose business model is characterized by relatively high shares of customer loans and customer deposits in total assets, alongside relatively low shares of interbank loans and fee income. Banks belonging to this cluster are therefore characterized as engaging primarily in traditional financial intermediation while maintaining prudent risk management. Kimura (2024) further examines the types of banks represented by each business model. Among the 474 banks for which observations are available for every fiscal year between 2011 and 2018, 361 banks remained in the same business model throughout the sample period. A tabulation of these banks by business model and institutional category reveals that, with the exception of one bank, all banks classified as BM4 are regional banks. Furthermore, among the major banking groups, Resona Holdings and Resona Bank are also classified into BM4, reflecting their strong orientation toward regional

[3] When both a bank holding company and its subsidiary bank are included in the dataset, each entity is treated as a separate observation. This approach reflects the view that the subsidiary bank possesses its own business model, while the holding company represents a distinct business model encompassing the banking subsidiaries as well as other affiliated businesses.

financial intermediation.

3. Empirical Methodology: Fixed-Effects Estimation

We estimate the impact of changes in the supervisory stance of the Financial Services Agency on regional bank business models using the following equation (1).

$$\Delta D_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it-1} + \beta_2 Y_{t-1} + \beta_3 Z_{it-1} + \beta_m MP_{t-1} + FE_i + \varepsilon_{it}, \qquad (1)$$

where i denotes an individual regional bank, and t denotes the fiscal year of observation. The dependent variable ΔD_{it} is defined in three alternative ways to capture changes in a bank's business model position between fiscal years t−1 and t, measured by changes in the Euclidean distance from the BM4 centroid or toward the centroids of alternative business model clusters. The explanatory variables $X_{it}, Y_t, and\ Z_{it}$ represent, respectively, the supervisory stance of the Financial Services Agency, regulatory constraints, and the decline in bank profitability resulting from lower interest rates. MP_t is a dummy variable representing the phases of monetary policy under Governor Kuroda at the Bank of Japan (March 20, 2013 - April 8, 2023), classified by fiscal year. The underlying idea of equation (1) is that movements of regional banks away from the centroid of the regional bank-type business model cluster are the result of managerial strategic decisions under the influence of: (i) regulatory constraints, (ii) interest rate conditions (including prolonged low interest rates and Kuroda easing), (iii) supervisory stance.

The estimation period covers fiscal years 2012–2018. This is because the clustering analysis is based on data from fiscal years 2011–2018, and all explanatory variables enter the regression with a one-period lag. The analysis focuses on regional banks whose distance from the centroid of BM4, the regional bank business model, increased substantially during the clustering period.

Specifically, we examine whether changes in the Financial Services Agency's supervisory stance contributed to this business model transformation. Following this approach, two alternative samples are considered: (i) regional banks whose distance from the BM4 centroid increased by at least 30% between fiscal years 2011 and 2018 (hereafter, the 30%+ group), and (ii) regional banks whose distance increased by at least 50% over the same period (hereafter, the 50%+ group).

The dependent variable ΔD_{it} is defined in three ways:

$$\Delta D_{it}^{BM4} = d_{it}^{BM4} - d_{it-1}^{BM4} \quad (2)$$

$$\Delta D_{it}^{BM4-BM1} = (d_{it}^{BM4} - d_{it-1}^{BM4}) - (d_{it}^{BM1} - d_{it-1}^{BM1}) \quad (3)$$

$$\Delta D_{it}^{BM4-BMn} = (d_{it}^{BM4} - d_{it-1}^{BM4}) - \min\{d_{it}^{BMn} - d_{it-1}^{BMn} \mid n = 1, 2, 3, 5\} \quad (4)$$

d_{it}^{BMn} denotes the distance between the observation and the centroid of business model BMn in the clustering analysis. Equation (2) defines the dependent variable, ΔD_{it}^{BM4}, as the increase in the Euclidean distance between regional bank i and the centroid of BM4 from fiscal year t-1 to fiscal year t. Thus, it captures the extent to which a bank moves away from the traditional regional bank business model. Equation (3) extends this measure by defining $\Delta D_{it}^{BM4-BM1}$ as the sum of the increase in the distance from the BM4 centroid and the decrease in the distance to the BM1 centroid over the same period. This specification captures movements away from the regional bank business model while simultaneously moving toward the major-bank business model. Equation (4) further generalizes the measure by defining $\Delta D_{it}^{BM4-BMn}$ as the sum of the increase in the distance from the BM4 centroid and the largest decrease in the distance to any of the alternative business model centroids (BM1, BM2, BM3, or BM5) during the same period. This specification captures movements away from the regional bank business model together with convergence toward whichever alternative business model the bank approaches most closely. Accordingly, a larger value of ΔD_{it} indicates a greater degree of business model transformation away from the traditional regional bank business model.

A key point is that "movement away from BM4" does not necessarily mean an actual change in business model classification. Rather, it refers to an increase in the distance between the bank's financial indicator vector and the centroid of the BM4 cluster.

The explanatory variable X_{it} is a quantitative proxy for the Financial Services Agency's (FSA) supervisory stance toward regional bank *i* in fiscal year *t*, and is defined as follows:

$$X_{it} = \{1/\exp(LifeExpectancy_{it}^{FSA})\} \times SustainableBusinessModel_E_{t,} \quad (5)$$

where the components on the right-hand side are defined as follows:

- ✓ $LifeExpectancy_{it}^{FSA}$: The number of years until the "main business profit" ($MainBusinessProfit_{it}^{FSA}$)[4], is exhausted due to the reduction in loan interest income caused by the compression of the loan–deposit interest rate spread ($Spread_{it}$) for regional bank i at time t, relative to time t-1.
- ✓ $SustainableBusinessModel_E_t$: The frequency with which the term "business model" appears in the contexts of business model sustainability and relationship-based regional finance within the FSA's supervisory policy documents, counted using method E[5].

By interacting each regional bank's profitability with the general supervisory stance, the

[4] $MainBusinessProfit_{it}^{FSA}$ denotes the main business profit of regional bank i in fiscal year t. Following Samikawa (2020) and FSA, it is calculated as follows:

$$MainBusinessProfit_{it}^{FSA} = Loan_{it} \times Spread_{it} + NetFeeAndCommision_{it} - Overhead_{it},$$

where $Loan_{it}$ denotes the outstanding amount of customer loans held by bank i in fiscal year t. $Spread_{it}$ denotes the interest rate spread, collected from the annual Zenkoku Zaimu Shohyō Bunseki (Analysis of Financial Statements of Banks) published by the Japanese Bankers Association (JBA). $NetFeeAndCommision_{it}$ denotes net commission and fee income, while $Overhead_{it}$ denotes operating expenses.

[5] As method E, two alternative measures are employed:

- ✓ $SustainableBusinessModel_N_t$: the raw number of occurrences of the term business model in fiscal year t.
- ✓ $SustainableBusinessModel_R_t$; the number of occurrences of the term business model per ten pages of the Supervisory Policy documents in fiscal year t.

variable X_{it} serves as a proxy for the bank-specific effect of supervisory policy on business model transformation.

The explanatory variable Y_{it} is specified as follows, representing the impact of regulatory conditions on regional bank i at time t with respect to changes in its business model:

$$Y_{it} = TotalCapitalRatio_{it},$$

where, $TotalCapitalRatio_{it}$ denotes the regulatory capital adequacy ratio of regional bank i at time t.

The explanatory variable Z_{it} is specified as follows, representing the impact of declining profitability due to falling interest rates on regional bank i at time t with respect to changes in its business model:

$$Z_{it} = \{NetInterestIncome_{it} - 3 \times Loan_{it} \times (Spread_{it-1} - Spread_{it})\}$$
$$- NetInterestIncome_{i2011},$$

where $NetInterestIncome_{it}$ denotes the net interest income of regional bank i in fiscal year t, $Loan_{it}$ denotes the outstanding amount of customer loans, and $Spread_{it}$ denotes the interest rate spread (loan yield minus deposit rate).

The estimations are conducted separately for domestic-standard banks and internationally active banks. For each group, two alternative samples are constructed based on the magnitude of business model transformation. Specifically, the first sample consists of regional banks whose distance from the centroid of BM4 increased by at least 30% between fiscal years 2011 and 2018 (the 30%+ group), while the second consists of those whose distance increased by at least 50% over the same period (the 50%+ group).

This procedure yields four potential estimation samples: (i) domestic-standard banks in the

30%+ group, (ii) domestic-standard banks in the 50%+ group, (iii) internationally active banks in the 30%+ group, and (iv) internationally active banks in the 50%+ group. However, all internationally active banks in the 30%+ group also belong to the 50%+ group, making these two samples identical. Consequently, the empirical analysis is based on three distinct estimation samples.

The final samples comprise 33 domestic-standard banks in the 30%+ group, 27 domestic-standard banks in the 50%+ group, and 5 internationally active banks. Each sample contains seven years of observations, with the dependent variable covering fiscal years 2012–2018 and the explanatory variables covering fiscal years 2011–2018. Descriptive statistics are reported in Table 2.

Table 2: Descriptive Statistics

Note: E_t^N and E_t^R, components of X_{it}, differ only in the definition of E_t in Equation (5). E_t represents the frequency measurement method of the term *business model* in the Financial Services Agency's annual *Supervisory Policy* documents, either as the raw number of occurrences (N_t) or as the number of occurrences per ten pages (R_t), separately for the contexts of business model sustainability and relationship banking.

A) Domestic-Standard Banks (≥30% Increase Group)

ΔD_{it}			X_{it}		Y_{it}	Z_{it}
ΔD_{it}^{BM4}	$\Delta D_{it}^{BM4-BM1}$	$\Delta D_{it}^{BM4-BMn}$	$E_t = N_t$	$E_t = R_t$		
Av. 0.095960	Av. 0.131552	Av. 0.220061	Av. 11,397,511	Av. 2,783,763	Av. 0.106776	Av. -6,847
SD 0.227021	SD 0.369476	SD 0.321922	SD 155,802,481	SD 38,001,013	SD 0.017318	SD 5,569
Min. -0.581363	Min. -1.114378	Min. -0.353700	Min. 0	Min. 0	Min. 0.061700	Min. -26,601
Max. 1.482474	Max. 2.551188	Max. 2.551188	Max. 2,361,352,288	Max. 575,939,582	Max. 0.179900	Max. 3,277
Obs. 231	Obs. 231	Obs. 231	Obs. 231	Obs. 231	Obs. 231	Obs. 231

B) Domestic-Standard Banks (≥50% Increase Group)

ΔD_{it}			X_{it}		Y_{it}	Z_{it}
ΔD_{it}^{BM4}	$\Delta D_{it}^{BM4-BM1}$	$\Delta D_{it}^{BM4-BMn}$	$E_t = N_t$	$E_t = R_t$		
Av. 0.106644	Av. 0.145387	Av. 0.234724	Av. 13,906,531	Av. 3,396,569	Av. 0.108063	Av. -7,088
SD 0.237736	SD 0.386535	SD 0.344303	SD 172,228,082	SD 42,007,232	SD 0.016763	SD 5,819
Min. -0.581363	Min. -1.114378	Min. -0.353700	Min. 0	Min. 0	Min. 0.071000	Min. -26,601
Max. 1.482474	Max. 2.551188	Max. 2.551188	Max. 2,361,352,288	Max. 575,939,582	Max. 0.179900	Max. 3,277
Obs. 189	Obs. 189	Obs. 189	Obs. 189	Obs. 189	Obs. 189	Obs. 189

C) International-Standard Banks (≥30% Increase Group)

ΔD_{it}			X_{it}		Y_{it}	Z_{it}
ΔD_{it}^{BM4}	$\Delta D_{it}^{BM4-BM1}$	$\Delta D_{it}^{BM4-BMn}$	$E_t = N_t$	$E_t = R_t$		
Av. 0.095854	Av. 0.174825	Av. 0.242976	Av. 12,746,513	Av. 3,108,955	Av. 0.151957	Av. -12,260
SD 0.204873	SD 0.416027	SD 0.360476	SD 71,471,519	SD 17,432,069	SD 0.024084	SD 3,690
Min. -0.253671	Min. -0.465844	Min. -0.256280	Min. 0	Min. 0	Min. 0.117500	Min. -22,045
Max. 0.675266	Max. 1.234562	Max. 1.234562	Max. 422,878,365	Max. 103,141,065	Max. 0.206200	Max. -7,167
Obs. 35	Obs. 35	Obs. 35	Obs. 35	Obs. 35	Obs. 35	Obs. 35

D) International-Standard Banks (≥50% Increase Group)

ΔD_{it}			X_{it}		Y_{it}	Z_{it}
ΔD_{it}^{BM4}	$\Delta D_{it}^{BM4-BM1}$	$\Delta D_{it}^{BM4-BMn}$	$E_t = N_t$	$E_t = R_t$		
Av. 0.095854	Av. 0.174825	Av. 0.242976	Av. 12,746,513	Av. 3,108,955	Av. 0.151957	Av. -12,260
SD 0.204873	SD 0.416027	SD 0.360476	SD 71,471,519	SD 17,432,069	SD 0.024084	SD 3,690
Min. -0.253671	Min. -0.465844	Min. -0.256280	Min. 0	Min. 0	Min. 0.117500	Min. -22,045
Max. 0.675266	Max. 1.234562	Max. 1.234562	Max. 422,878,365	Max. 103,141,065	Max. 0.206200	Max. -7,167
Obs. 35	Obs. 35	Obs. 35	Obs. 35	Obs. 35	Obs. 35	Obs. 35

4.Results

Using equation (1), we conduct fixed-effects estimations based on seven years of data (t = 2012–2018) for four groups of regional banks (domestically regulated banks with ≥30% increase: 33 banks; domestically regulated banks with ≥50% increase: 27 banks; internationally regulated banks with ≥30% increase: 5 banks; internationally regulated banks with ≥50% increase: 5 banks). The dependent variable is specified in three alternative forms based on equations (2), (3) and (4) ($\Delta D_{it}^{BM4}, \Delta D_{it}^{(BM4-BM1)}, \Delta D_{it}^{(BM4-BMn)}$), and the explanatory variable X_{it} is specified using two alternative definitions of E_t in equation (5) ($E_t = N_t, E_t = R_t$), resulting in 24 estimation specifications. The results are presented in Tables 3-6. However, since the composition of internationally regulated banks is identical for both the ≥30% and ≥50% increase groups, the effective number of distinct estimations is 18, and Tables 5 and 6 are based on the same dataset.

From these results, for domestically regulated banks in the ≥30% increase group, the impact of supervisory stance on business model changes—regardless of the method used to count the frequency of the term "business model" in the "Supervisory Policy, etc."—is statistically significant at the 1% level for both (i) movement away from the centroid of the BM4 cluster and (ii) movement away from the centroid of the BM4 cluster combined with movement toward the centroids of other business model clusters. However, the effect is not statistically significant for movement away from the BM4 centroid combined with movement toward the BM1 centroid.

For the ≥50% increase group, when the counting method is based on the simple frequency of occurrences of the term "business model," the impact is significant at the 1% level for movement away from the BM4 centroid and at the 5% level for movement away from the BM4 centroid combined with movement toward other clusters. However, it is not significant for

movement toward the BM1 centroid. When the counting method is defined as frequency per 10 pages of the "Supervisory Policy, etc.," the effect is significant at the 1% level only for movement away from BM4 combined with movement toward other clusters, while no significant effects are observed for movement toward BM1 or for movement away from BM4 alone.

For internationally regulated banks, although the ≥30% and ≥50% increase groups consist of the same sample, no statistically significant effects are observed for any dependent variable, regardless of the counting method.

These results may be interpreted as follows. First, for domestically regulated regional banks, those banks that exhibited clear movements away from the typical regional bank business model between FY2011 and FY2018 may have been influenced by the frequency of the term "business model" in the contexts of business model sustainability and relationship-based regional finance within the "Supervisory Policy, etc." In other words, they may have been influenced by supervisory stance in terms of incentives to change business models. This interpretation holds regardless of the degree of deviation (≥30% or ≥50%).

However, when the frequency is normalized per 10 pages, the effect becomes insignificant for banks with larger deviations (≥50% increase group). This suggests that while the introduction of the Kuroda monetary easing (quantitative and qualitative easing) may have influenced banks that exhibited clear shifts away from the traditional model, such influence is not observed for banks with larger deviations.

Furthermore, among domestically regulated banks, those that exhibited clear movements toward other business models may have been influenced by supervisory stance regardless of the counting method. However, such influence does not appear to extend to movements specifically toward major bank-type business models.

Taken together, these findings suggest that supervisory stance may have exerted some influence on movements toward alternative business models other than the major bank type. However, it does not appear to explain the observed transitions from BM4 to BM1 identified in the clustering analysis of Kimura (2024). In this context, the only statistically significant variable in the estimation using $\Delta D_{it}^{(BM4-BM1)}$ is the MP2013 dummy at the 10% level, suggesting that the introduction of Kuroda easing—while not directly inducing model changes—may have contributed to a general tendency among certain regional banks to reduce similarity with the typical regional bank model and increase similarity with the major bank model.

For internationally regulated banks, possibly due to the small sample size, no evidence is found for the effects of supervisory stance, regulatory constraints, profitability pressures due to declining interest rates, or monetary easing.

It should be noted that "movement away from a business model" does not necessarily imply an actual change in classification in the clustering results of Kimura (2024). Rather, it indicates that the distance between the observation (the vector of financial indicators) and the centroid of the corresponding cluster increases. Similarly, "movement toward another business model" does not necessarily imply an actual reclassification; rather, it reflects a decrease in distance to the centroid of another cluster. While actual reclassification cases are included, changes in distance do not translate proportionally into changes in cluster membership, since classification depends on relative proximity to centroids.

Finally, although not the main focus of the estimation, the dummy variable $MP_{(2016-)}$ is statistically significant for domestically regulated banks at the 1% and 10% levels for ΔD_{it}^{BM4} and $\Delta D_{it}^{(BM4-BMn)}$, respectively. However, no significant effect is found for movement toward BM1. This suggests that the yield curve control phase of Kuroda easing may have influenced movements away from the traditional regional bank model and toward alternative

models, but not specifically toward the major bank-type model.

Table 3: Estimation Result: Domestic-Standard Banks (≥30% Increase Group)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$d_{2018} - d_{2011}$	+30%	+30%	+30%	+30%	+30%	+30%
regulation	domestic	domestic	domestic	domestic	domestic	domestic
⊿d	BM4	BM4-BM1	BM4-minBMn	BM4	BM4-BM1	BM4-minBMn
X(Supervision)						
SBM_N	1.40E-10 ***	5.3E-11	1.08E-10 ***			
	(2.0E-11)	(2.8E-11)	(2.4E-11)			
SBM_R				5.76E-10 ***	2.18E-10	4.44E-10 ***
				(8.1E-11)	(1.13E-10)	(9.7E-11)
Y(Regulation)						
TotalCapitalRatio	2.917	-2.072	-0.517	2.917	-2.072	-0.517
	(2.453)	(3.573)	(2.742)	(2.453)	(3.573)	(2.742)
Z(Interest Rate)						
⊿NII	-4.171E-06	-2.042E-05	-1.925E-05	-4.172E-06	-2.042E-05	-1.925E-05
	(6.653E-06)	(1.090E-05)	(9.813E-06)	(6.654E-06)	(1.090E-05)	(9.813E-06)
MP2013	0.078	0.257 *	0.216 *	0.078	0.257 *	0.216 *
	(0.057)	(0.099)	(0.095)	(0.057)	(0.099)	(0.095)
MP2014	0.065	0.021	0.067	0.065	0.021	0.067
	(0.038)	(0.064)	(0.043)	(0.038)	(0.064)	(0.043)
MP2015	0.105 *	0.123	0.130	0.105 *	0.123	0.130
	(0.048)	(0.074)	(0.067)	(0.048)	(0.074)	(0.067)
MP2016～	0.238 ***	0.080	0.160 *	0.238 ***	0.080	0.160 *
	(0.062)	(0.084)	(0.067)	(0.062)	(0.084)	(0.067)
Bank-fixed effect	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Cluster	Bank	Bank	Bank	Bank	Bank	Bank
R-squared	0.242	0.251	0.242	0.242	0.251	0.242
N	231	231	231	231	231	231

Table 4: Estimation Result: Domestic-Standard Banks (≥50% Increase Group)

	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
$d_{2018} - d_{2011}$	+50%	+50%	+50%	+50%	+50%	+50%
regulation	domestic	domestic	domestic	domestic	domestic	domestic
⊿d	BM4	BM4-BM1	BM4-minBMn	BM4	BM4-BM1	BM4-minBMn
X(Supervision)						
SBM_N	1.28E-10 ***	3.1E-11	9.4E-11 **			
	(2.1E-11)	(2.9E-11)	(2.6E-11)			
SBM_R				5.23E-10	1.26E-10	3.87E-10 **
				(8.7E-11)	(1.18E-10)	(1.08E-10)
Y(Regulation)						
TotalCapitalRatio	1.942	-3.198	-1.347	1.942	-3.198	-1.347
	(2.687)	(3.973)	(3.078)	(2.687)	(3.973)	(3.078)
Z(Interest Rate)						
⊿NII	-4.997E-06	-2.422E-05	-2.215E-05	-4.997E-06	-2.422E-05	-2.215E-05
	(7.806E-06)	(1.260E-05)	(1.092E-05)	(7.806E-06)	(1.260E-05)	(1.092E-05)
MP2013	0.081	0.263 *	0.217	0.081	0.263 *	0.217
	(0.063)	(0.116)	(0.114)	(0.063)	(0.116)	(0.114)
MP2014	0.059	-0.008	0.059	0.059	-0.008	0.059
	(0.044)	(0.077)	(0.052)	(0.044)	(0.077)	(0.052)
MP2015	0.100	0.130	0.138	0.100	0.130	0.138
	(0.055)	(0.087)	(0.078)	(0.055)	(0.087)	(0.078)
MP2016～	0.264 ***	0.134	0.196 *	0.264 ***	0.134	0.196 *
	(0.067)	(0.086)	(0.071)	(0.067)	(0.086)	(0.071)
Bank-fixed effect	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Cluster	Bank	Bank	Bank	Bank	Bank	Bank
R-squared	0.283	0.283	0.316	0.283	0.283	0.316
N	189	189	189	189	189	189

Table 5: Estimation Result: International-Standard Banks (≥30% Increase Group)

	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
$d_{2018} - d_{2011}$	+30%	+30%	+30%	+30%	+30%	+30%
regulation	int'l	int'l	int'l	int'l	int'l	int'l
⊿d	BM4	BM4-BM1	BM4-minBMn	BM4	BM4-BM1	BM4-minBMn
X(Supervision)						
SBM_N	2.05E-10	7.08E-10	5.39E-10			
	(2.79E-10)	(4.79E-10)	(4.68E-10)			
SBM_R				8.40E-10	2.904E-09	2.212E-09
				(1.145E-09)	(1.964E-09)	(1.917E-09)
Y(Regulation)						
TotalCapitalRatio	-2.416	-2.761	-4.657	-2.416	-2.761	-4.657
	(6.558)	(11.457)	(11.208)	(6.558)	(11.457)	(11.208)
Z(Interest Rate)						
⊿NII	1.225E-05	3.079E-05	2.688E-05	1.225E-05	3.079E-05	2.688E-05
	(1.390E-05)	(2.091E-05)	(2.727E-05)	(1.390E-05)	(2.091E-05)	(2.727E-05)
MP2013	0.158	0.224	0.209	0.158	0.224	0.209
	(0.090)	(0.214)	(0.174)	(0.090)	(0.214)	(0.174)
MP2014	0.064	0.023	0.129	0.064	0.023	0.129
	(0.300)	(0.578)	(0.537)	(0.300)	(0.578)	(0.537)
MP2015	0.143	0.173	0.160	0.143	0.173	0.160
	(0.124)	(0.240)	(0.199)	(0.124)	(0.240)	(0.199)
MP2016～	0.114	-0.070	0.040	0.114	-0.070	0.040
	(0.126)	(0.177)	(0.194)	(0.126)	(0.177)	(0.194)
Bank-fixed effect	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Cluster	Bank	Bank	Bank	Bank	Bank	Bank
R-squared	0.251	0.316	0.307	0.251	0.316	0.307
N	35	35	35	35	35	35

Table 6: **Estimation Result: International-Standard Banks (≥50% Increase Group)**

	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)
$d_{2018} - d_{2011}$	+50%	+50%	+50%	+50%	+50%	+50%
regulation	int'l	int'l	int'l	int'l	int'l	int'l
⊿d	BM4	BM4-BM1	BM4-minBMn	BM4	BM4-BM1	BM4-minBMn
X(Supervision)						
SBM_N	2.05E-10	7.08E-10	5.39E-10			
	(2.79E-10)	(4.79E-10)	(4.68E-10)			
SBM_R				8.40E-10	2.904E-09	2.212E-09
				(1.145E-09)	(1.964E-09)	(1.917E-09)
Y(Regulation)						
TotalCapitalRatio	-2.416	-2.761	-4.657	-2.416	-2.761	-4.657
	(6.558)	(11.457)	(11.208)	(6.558)	(11.457)	(11.208)
Z(Interest Rate)						
⊿NII	1.225E-05	3.079E-05	2.688E-05	1.225E-05	3.079E-05	2.688E-05
	(1.390E-05)	(2.091E-05)	(2.727E-05)	(1.390E-05)	(2.091E-05)	(2.727E-05)
MP2013	0.158	0.224	0.209	0.158	0.224	0.209
	(0.090)	(0.214)	(0.174)	(0.090)	(0.214)	(0.174)
MP2014	0.064	0.023	0.129	0.064	0.023	0.129
	(0.300)	(0.578)	(0.537)	(0.300)	(0.578)	(0.537)
MP2015	0.143	0.173	0.160	0.143	0.173	0.160
	(0.124)	(0.240)	(0.199)	(0.124)	(0.240)	(0.199)
MP2016～	0.114	-0.070	0.040	0.114	-0.070	0.040
	(0.126)	(0.177)	(0.194)	(0.126)	(0.177)	(0.194)
Bank-fixed effect	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Cluster	Bank	Bank	Bank	Bank	Bank	Bank
R-squared	0.251	0.316	0.307	0.251	0.316	0.307
N	35	35	35	35	35	35

5. Conclusion

This paper examines the determinants of changes in Japanese regional bank business models, focusing on the transition from the traditional regional bank model to alternative configurations identified in the clustering analysis of Kimura (2024). Using a fixed-effects framework, we evaluate the role of the Financial Services Agency's (FSA) supervisory stance as a driver of such transformations.

The empirical results yield three main findings. First, for domestically regulated banks, supervisory stance is significantly associated with movements away from the traditional regional bank model (BM4) and with shifts toward alternative business model clusters. This suggests that supervisory policy has acted as a catalyst for diversification in bank strategies. Second, however, we find no robust evidence that supervisory stance induces convergence toward the major bank-type model (BM1). Third, for internationally regulated banks, no statistically significant effects are detected, indicating limited explanatory power of supervisory factors in this segment.

Taken together, these findings imply that supervisory policy influences the *direction* of change only insofar as it encourages deviation from the status quo, but does not determine the *destination* of business model transformation. Instead, convergence toward specific alternative models—such as the major bank-type model—appears to be driven by broader macro-financial conditions and bank-specific strategic responses.

Finally, the evidence on the Bank of Japan's yield curve control phase suggests that monetary easing may have reinforced movements away from the traditional model, but did not systematically promote convergence toward the major bank-type model.

Overall, the results highlight the importance of distinguishing between *deviation* and *convergence* in analyzing structural change in banking, and underscore the complementary

roles of regulatory policy and market forces in shaping the evolution of financial intermediation.

Changes in the macro-financial environment—including prolonged monetary easing, declining profitability, demographic change, and technological innovation—created pressure for banks to reconsider their business models. In response, the FSA shifted its supervisory philosophy from promoting a uniform regional banking model toward encouraging each bank to develop a sustainable business model suited to its own circumstances. The empirical results suggest that this supervisory approach successfully encouraged business model transformation but did not prescribe a specific destination. Rather, the ultimate form of business model evolution was determined by broader market conditions and bank-specific strategic choices.

6. Limitations and Future Research

This study has several limitations that provide directions for future research.

First, although the empirical analysis employs lagged explanatory variables and controls for major regulatory and macroeconomic factors, endogeneity cannot be completely ruled out. In particular, supervisory policies may themselves respond to anticipated changes in banks' business models rather than influencing them exogenously. Future research could address this issue by exploiting exogenous policy shocks, natural experiments, or valid instrumental variables to strengthen causal identification.

Second, the supervisory stance of the Financial Services Agency (FSA) is proxied by the frequency with which the term business model appears in the FSA's supervisory policy documents. While this measure captures changes in the emphasis placed on business models in supervisory guidance, it may not fully reflect the intensity or effectiveness of supervisory interventions at the individual-bank level. Future research could construct more direct

measures of supervisory pressure by incorporating supervisory actions, on-site inspections, enforcement measures, or other supervisory communications.

Third, the analysis finds no statistically significant relationship for internationally active banks. Because the number of internationally active regional banks in Japan is limited, it is difficult to determine whether this result reflects limited statistical power or genuine differences in the effects of supervisory policy. Future studies using larger international samples or cross-country data could provide a more definitive assessment of heterogeneity across bank types.

Fourth, this study follows Ayadi et al. (2021) in assuming that banks' strategic choices are reflected in their financial indicators. Consequently, the analytical framework relies primarily on balance-sheet-based indicators and adopts a relatively simple classification based on the degree of retail versus market orientation on both the asset and liability sides of banks' balance sheets. Although this approach provides a tractable framework for identifying business models, future research could develop more comprehensive classifications by incorporating additional dimensions of bank behavior and organizational structure. For example, Mergaerts and Vander Vennet (2016) include indicators such as bank size and funding stability, while Smith et al. (2012), Motomura (2021), and Yoshida (2017) propose alternative conceptual and qualitative approaches. Other studies, such as Horie and Kawamukai (2002), Iwaki and Ogane (2019), and Blickle et al. (2023), suggest that regional characteristics, lending specialization, and portfolio composition may also represent important dimensions of bank business models.

Finally, this study focuses primarily on supervisory policy, regulatory factors, and profitability pressures. However, the banking industry has undergone broader structural changes, including digitalization, the entry of FinTech firms and other non-bank competitors, the establishment of internet-only banking subsidiaries, and strategic alliances between banks and technology firms. Incorporating these developments into future empirical analyses would provide a more

comprehensive understanding of the determinants of bank business model transformation.

References

Ayadi, R., Bongini, P., Casu, B., & Cucinelli, D. (2021). Bank business model migrations in Europe: Determinants and effects. British Journal of Management, 32(4), 1007-1026.

Blickle, K., Parlatore, C., & Saunders, A. (2023). Specialization in banking (No. w31077). National Bureau of Economic Research.

Farnè, M., & Vouldis, A. T. (2021). Banks' business models in the euro area: a cluster analysis in high dimensions. Annals of Operations Research, 305(1), 23-57.

Horie, Y. and Kawamukai, H. (2002), Market Areas and Merger Issues of Shinkin Banks (*Shinkin Kinko no Eigyō Jiban to Gappei Mondai*), Keizaigaku Kenkyū, Vol. 68, No. 4/5, pp. 83–116. (in Japanese)

Hryckiewicz, A., & Kozłowski, Ł. (2017). Banking business models and the nature of financial crisis. Journal of International Money and Finance, *71*, 1-24.

Iwaki, H. and Ogane, Y. (2019). An Empirical Analysis of the Effects of International Financial Regulations on Japanese Bank Behavior: Focusing on Spillovers to SME Finance (*Kokusai Kin'yū Kisei ga Nihon no Ginkō Kōdō ni Oyobosu Eikyō ni Kansuru Jisshō Bunseki: Chūshō Kigyō Kin'yū e no Hakyū o Chūshin ni Shite*). Financial Research Center Discussion Paper Series, DP2019-7, Financial Services Agency, December 2019. (in Japanese)

Kimura, Y. (2024). Evidence on the Similarity of Bank Business Models in Japan. (*Nihon no Ginkō Bijinesu Moderu Ruijisei no Evidence*) Keizai Kagaku Ronkyu, 21, 7–27. (in Japanese)

Mergaerts, F., & Vander Vennet, R. (2016). Business models and bank performance: A long-term perspective. Journal of Financial Stability, 22, 57-75.

Motomura, N. (2021). An Analysis of the Effects and Impacts of Regional Bank Consolidation:

Cases of Consolidation from 2001 to March 2020.(*Chiiki Ginkō Tōgō no Kōka Eikyō ni Kansuru Bunseki: 2001-nen Ikou 2020-nen 3-gatsu-ki Made no Tōgō Taishō*) FSA Institute Discussion Paper Series, DP2020-13, Financial Services Agency, January 2021. (in Japanese)

Lucas, A., Schaumburg, J., & Schwaab, B. (2019). Bank business models at zero interest rates. Journal of Business & Economic Statistics, 37(3), 542-555.

Osada, T., Onji, K., & Vera, D. (2017). Banks Restructuring Sonata: How Capital Injection Triggered Labor Force Rejuvenation in Japanese Banks. The BE Journal of Economic Analysis & Policy, 17(2), 20160059.

Samikawa, I. (2020), The Effects of a Prolonged Low-Interest-Rate Environment on Japanese Banks, (*Teikinri no Chōkika ga Wagakuni Ginkō ni Oyobosu Eikyō*), in Kin'yū Chōsa Kenkyūkai, Wagakuni Ginkō o Torimaku Kankyō Henka to Shūekigen no Tayōkain, November 6, 2020, pp. 97–118. (in Japanese)

Roengpitya, R. Tarashev, N. A., Tsatsaronis, K., & Villegas, A. (2017). Bank business models: popularity and performance. BIS Working Papers 682

Smith, R., Walter, I. & DeLong, G. (2012). “Global Banking”, the third edition, OXFORD UNIVERSITY PRESS.

Yoshida, Y. (2017). Business Models in Banking: An Attempt to Describe Business Models at the Industry Level (*Ginkōgyō no Bijinesu Moderu: Sangyō Reberu de no Bijinesu Moderu Kijutsu no Kokoromi*), BMA Journal, 17(2), pp. 61–75. (in Japanese)

中国の金融システムにおけるシャドーバンキングの役割と今後の課題

亜細亜大学 社会学部、大学院アジア・国際経営戦略研究科 教授
李 立栄

要旨

2008 年 9 月に発生した世界金融危機は、1990 年代以降にグローバル化が進展した経済・金融の枠組みの脆弱性を改めて浮き彫りにした。「100 年に 1 度の信用危機の津波」と言われた金融危機は、欧米の金融システムに大きな打撃を与えたのみならず、信用収縮や逆資産効果を通じて世界の実体経済に急速かつ多大な影響を及ぼした。

2008 年の世界金融危機以降、金融安定理事会（FSB）、各国の規制当局、学界、金融業界の中では、危機発生の原因の 1 つとも言われたシャドーバンキングの発展メカニズムと潜在的なリスク、規制監督への関心が高まった。1990 年代以降のグローバル化と金融イノベーションの進展に伴い、シャドーバンキングは世界的に拡大し、金融システム全体における役割が高まる一方、規制監督が追い付かない状況であった。これは先進国だけの問題ではなく、近年急成長してきた新興国、とりわけ中国のシャドーバンキングについても同様のことが言える。

近年、中国の不動産金融における不良債権の増大と、それに伴う金融システムへのリスク波及が懸念されている。中国では、シャドーバンキング（影子銀行）と呼ばれる銀行以外の金融仲介が急速に発展し、実体経済の新規資金調達の半分以上を担うまでに至った。不動産金融においても重要な資金供給源となっている。そのため、一部では、米国の事例になぞらえ、中国の不良債権問題の主要因がシャドーバンキングにあるとする見解も示されている。しかし、中国のシャドーバンキングは多様な形態を有しており、米国と同列に論じることは適切ではない。

2008 年の世界金融危機を引き起こした要因の一つとされるシャドーバンキングとは、通常の銀行融資を利用できない主体に対する融資や投資を指し、米国では証券化技術と結びついて拡大した。そのリスクは国際的にも認識され、G20 金融サミットや国際通貨基金（IMF）などで規制・監督強化の必要性が議論されてきた。学術的にも、米国を中心とした事例分析に基づき、シャドーバンキングが経済的ショックを増幅する仕組みの研究が進展している。

一方、中国におけるシャドーバンキングは、世界金融危機後の財政拡張策に続く金融引き締めの過程で急速に拡大した。その後、不動産大手・恒大集団の債務危機に端を発する流動性不安が顕在化し、多くの不動産企業が資金調達に困難を抱えた。その結果、住宅建設の停止が相次ぎ、経済成長の下振れ要因となっている。こうした点から、中国のシャドーバンキングはリスク要因としての側面が強調されがちである。

中国のシャドーバンキングと金融安定理事会（FSB）などで議論された事象との異同が明らかではない中で、中国のシャドーバンキング問題が新たな世界金融危機の震源地となる可能性を指摘する向きもある。しかし、その実態、形成過程、発展メカニズム、リスクは十分に明らかにされているとは言えない。

中国のシャドーバンキングは、①制度化された金融システムに組み込まれたもの（ノンバンクなど）、②インフォーマルな民間貸借（質屋や投資組合など）、③銀行システム外のフィンテック型、の 3 類型に分類できる。それぞれの発展メカニズム、形成過程、そのリスクについて考察すれば、後 2 者には、さまざまな問題の指摘が可能であるものの、自由競争への促進と金融包摂の拡大や、金融分野におけるイノベーションの活性化をもたらす面があるという積極的評価が可能である。

本論文では、中国のシャドーバンキングの発展過程と実態を明らかにするとともに、米国の事例との比較を通じて、中国の金融システムにおけるリスクの所在と今後の規制の方向性について分析を試みる。今後の課題として、引き続き中国のシャドーバンキングの住宅市場および景気循環に対する影響について実証的・理論的に明らかにしたい。

キーワード：シャドーバンキング、金融仲介、中国の金融システム、資産運用商品（理財商品）、フィンテック、金融包摂、規制監督

中国の金融システムにおけるシャドーバンキングの役割と今後の課題

亜細亜大学　李　立栄

Ⅰ．はじめに

近年中国においては、銀行以外の金融仲介形態が急速に拡大している。こうした金融仲介は、「影子銀行」（以下、シャドーバンキング）と呼ばれる。現在、中国における実体経済の新規資金調達の半分以上はシャドーバンキング経由であり、商業銀行の貸出残高だけでは資金調達の全体像は把握できないと指摘されている（張明, 2013）。

このように資金調達チャンネルが多様化する一方で、中国の資金調達における銀行融資の割合は徐々に減少している。この現象は銀行離れ（financial disintermediation）とも言われている。実際、米国では 1970 年代から預金金利規制を回避するために、コマーシャルペーパーや MMF に資金をシフトする動きがあった。近年の中国においても、制度化された銀行システムなどの金融仲介機関を通じた資金の流れ（間接金融）が縮小し、理財商品などの資産運用商品を通じた資金の流れにシフトする動きが見られる。

2008 年に起きた世界金融危機は、世界の金融・経済に大きな影響を与えた。金融危機が発生した原因の 1 つとして、シャドーバンキングの拡大が指摘されている。国際的な金融規制を議論する G20 金融サミット・金融安定理事会（Financial Stability Board：FSB）も、シャドーバンキングの規制・監督の強化に乗り出している。

中国でのシャドーバンキングが FSB で議論されている事象と同一であるかどうか明らかではない中で、2013 年夏には銀行間市場金利の急騰、2016 年下期には債券市場の価格下落と、市場流動性に関する問題が 2 度にわたって生じた。シャドーバンキング問題により、中国が世界金融危機の震源地となる可能性を指摘する向きもある。しかし、その実態、形成過程、発展メカニズム、リスクは十分に明らかにされているとはいえない。

中国の研究者が指摘する、中国におけるシャドーバンキング発達の背景としては、①厳しい金利規制と金利調整幅の制限、②金融引き締め政策の実施、③規制強化（貸出総量規制と商業銀行の預貸比率管理の強化）、④銀行の中小企業向け融資の貸し渋り、などがある（高・高, 2014）。こうした背景のもと、中国のシャドーバンキングは銀行の資金仲介機能を補完するものとして発達した。その点は、欧米など先進国のシャドーバンキングと共通する。しかし、その構造は欧米と異なり、制度化された金融システム内で資金提供者が多様化するとともに、制度外の民間金融活動が発展する形で行われているとされる（中国人民銀行, 2012）。

欧米の研究者はシャドーバンキング拡大の背景として、①1990 年代以降、グローバル化、情報技術の進展、金融自由化、規制緩和など経済環境が変化したこと、②低金利・低インフレの金融緩和政策の下で数年間にわたる景気拡大期「大いなる安定期」（Great Moderation）が続いたこと、③世界経済の成長が持続する中、マクロ経済的な不均衡が拡大することにより、世界的なカネ余りが生じたこと、④世界の金融資産が大幅に増加したこと、⑤規制監督がシャドーバンキングの発展に追いつかなかったこと、などをあげる。これらは金融危機後の様々な報告書でも指摘されている。

欧米では、銀行やその他の金融仲介業者は相互に証券化商品を発行・購入し合うことでレバレッジを高め、高収益を追求することにより、金融システム全体に脆弱性がもたらされた（Adrian & Shin, 2009a, b, c）。中国でもそのような構造が存在するかは、明らかではない。また、中国のシャドーバンキングの急速な拡大は、自由競争への転換やイノベーションの活性化をもたらしたという積極的評価も可能であるが、銀行仲介ルートの回避という構造的な問題も指摘されている（阎・李, 2014）。すなわち、金融システムの歪みがシャドーバンキングの発達を促しているとの指摘である。

前述したように、サブプライム問題に端を発した世界金融危機の要因の 1 つとして、近年の欧米におけるシャドーバンキングの発展が指摘されているが、その形成過程・発展メカニズム・役割については様々な先行研究[1]がある。世界金融危機後、FSB の枠組みの下で議論され、シャドーバンキングの定義・規模や、拡大背景・業務内容など基本構造が明らかになっている。

一方、本研究の対象である中国のシャドーバンキングについては、中国人民銀行、中国銀行業監督管理委員会、中国社会科学院世界経済と政治研究所国際金融研究室、国務院発展研究センター金融研究所といった金融当局や研究機関によって、中国における銀行以外の金融仲介の制度について、様々な観点から紹介されている。しかし、それらは仕組みの記述に留まり、その形成過程と中国で発達した制度的な要因については必ずしも体系的に解明されていない。さらに、中国のシャドーバンキングに関する公式の定義とデータが発表されていないために、その客観的実態は把握しにくい。日本でも様々な論考があるものの、その形成過程を分析したものや米国型との比較を行なっているものは見当たらない。

加えて、最近中国の不動産金融における不良債権の増大と金融システムへのリスク波及が懸念されている。恒大グループの債務危機問題を機に流動性リスクが顕在化したほか、信用力の低い不動産会社が依拠していたシャドーバンキングによる資金調達が困難となり、住宅建設の停止が相次ぎ、中国経済に深刻な影響を与えている。また、河南省や安徽省の村鎮銀行における口座凍結騒ぎや、住宅ローンの返済停止問題など、シャドーバンキングが中国の金融システムの不安定性をもたらしている。

そのような中で、世界経済における中国の存在感は年々拡大しているが、景気の減速もたびたび指摘されている。こうした中で、景気変動要因としてシャドーバンキング（通常の銀行融資以外の融資や投資）の存在が注目を集めており、特に景気後退を助長するリスクが認識されるようになっている。中国におけるシャドーバンキングは、銀行が個人を信託会社に紹介する「銀信合作」や、信託会社や親会社が銀行の委託によって貸付を行う「信託貸付」および「委託貸付」が中心である。これらの手法が拡大していたことが一因となり、 上述の 2013 年の銀行間市場金利の急騰、 2016 年の債券金利上昇の影響が商業銀行に波及したほか、2021 年の恒大グループの債務危機が流動性不安につながったとされている。こうした経験は、米国で証券化商品を契機に発生したリーマンショックを想起させるものであり、G20 金融サミットや国際通貨基金（IMF）でも、シャドーバンキングに関するリスクが再認識され、国際的な規制・監督の強化が議論されている。

筆者は、シャドーバンキングに関する研究や実務的な議論においては負の側面が強調される傾向が強いが、一定程度正の効果もあるものと考えられる。特に、中国の信用市場では諸外国に比べて資金の需要超過（信用割当）の傾向が強いことや、不動産市場の不確実性が高い面があることから、シャドーバンキングが金融安定化に貢献していた可能性もある。本研究の直接の対象は中国の事例であるが、経済的に緊密な関係にある日本にとっても重要であるとともに、諸外国の類似の現象の理解や国際規制に関する議論との関係でも有意義な内容になると期待される。

本論文は、中国のシャドーバンキングの変遷と実態を考察するとともに、その形成過程と機能、発展メカニズムを分析する。また、世界金融危機の震源地であり、かつ世界最大のシャドーバンキング市場を擁する米国の事例と比較することで、中国のシャドーバンキングの金融システムにおける役割とリスク、および今後の規制改革の方向性を明らかにする。さらに、今後は本研究の残された課題として、中国のシャドーバンキングの住宅市場および景気循環に及ぼす影響について実証的・理論的に明らかにするとともに、それをふまえた金融・住宅市場にお

[1] 詳細については、ニューヨーク連邦準備銀行の Adrian & Ashcraft（2012a,b）による論文を参照されたい。

ける望ましい規制のあり方について考察を深めていきたい。

Ⅱ．先行研究と本研究の位置づけ

１．国際的なシャドーバンキングに関する議論

シャドーバンキングという用語は、2007 年の米国連邦準備制度理事会（Federal Reserve Board: FRB）の年次会で、米国の大手債券運用会社ピムコのポール・マカリーが用いたのが始まりとされている。マカリーによれば、シャドーバンキングとは、規制監督の枠組みの外にあって、預金保険や中央銀行の最後の貸し手の制度を殆ど受けられないノンバンクを指す（PIMCO, 2007）。また、米国財務長官のティモシー・ガイトナーは、ニューヨーク連邦準備銀行総裁だった 2008 年 6 月 9 日の講演で、ノンバンクによる金融システムを並列的金融システム（Parallel Banking System）と呼んだ（Geithner, 2008）。これは、ポール・マカリーの言うシャドーバンキングと同義である。

2007 年のサブプライムローン問題に端を発した世界金融危機の発生要因の 1 つとして、近年におけるシャドーバンキングの発展[2]が指摘されている（Shin, 2010）。すなわち、資産の証券化を背景に資本市場を利用した銀行業務が近年急速に拡大しており、規制回避を目的として、従来の銀行が担っていた資金仲介機能をファンド形態で拡大させたというのである。

シャドーバンキングは、米国をはじめとして世界主要国の市場にも広がりをみせた。特に、1990 年代以降のグローバル化、情報技術の進展、規制緩和、金融イノベーションを背景に、シャドーバンキングに代表される市場型金融システム（Market Based Financial System）による金融仲介が、伝統的な銀行システムを越えて活発化した。こうしたシャドーバンキングの存在感の高まりは、金融仲介の機能性（Functions）と、リスク分散や資金調達コスト削減などの効率性（Cost Efficiency）に一定の役割を果たしたとの評価もある（Shin, 2010）。

2004～2007 年の世界同時好況期のもとでは、シャドーバンキングは金融工学を駆使した金融イノベーションと考えられ、問題視する向きは少なかった。また、情報開示も殆どなされておらず、実態が解明されたのは世界金融危機後の 2009 年以降、様々な機関から報告書が出され、今後の金融規制のあり方が検討されるようになってからである（FSB, 2011a,b）。以下、欧米のシャドーバンキングを論じた主要な文献について整理する。

（１）欧州（EU、イギリス）

欧州で最初にシャドーバンキングに言及したのは、EU（European Union）の「欧州金融監督に関するハイレベル・グループ」が公表した『ド・ラロジェール報告書』である。同報告書で、シャドー・バンキング・システムは並列的銀行システムと名付けられた。並列的銀行システムは、ヘッジファンド、投資銀行、他の投資ファンド、様々なオフバランスシート項目（場合によっては住宅ローン仲介者も）を含むとされる。例えば、一般の個人投資家を顧客としていなくても、システムに影響をもたらす金融活動を行う会社や事業体であれば、並列的銀行システムと呼ばれた。そのような並列的銀行システムは預金の基礎がないため、市場での流動性が消失した場合、非常に脆弱であり、実体経済にも大きな影響を与える可能性があるので注意が必要だとしている（Secretariat of the Group, 2009）。

次に、イギリスの金融サービス機構（UK Financial Services Authority：UK-FSA）による『ターナー・レビュー』が言及している。『ターナー・レビュー』は、銀行と別形態であるシャドーバンキングを通じた満期変換の割合上昇を指摘した（Financial Service Authority , 2009）。

---

[2] Shin 氏は、先進国、とりわけ米国の金融機関の役割変化や、資産の証券化および銀行と資本市場の発展との統合を背景にして、「影の銀行」（シャドーバンキング）の拡大に助長したと指摘された。

具体的には、次の 3 つが指摘された。一つ目は、銀行の連結対象外子会社の SIV（Structured Investment Vehicle：投資子会社）[3]と導管体（オフバランスシートのコンデュイット）[4]が短期証券を発行する一方で、その資金を長期で運用するかたちでの満期変換（maturity transformation）[5]である。二つ目は、投資銀行が長期保有資産に対する資金調達を短期負債で賄うことによる満期変換である。三つ目は、投資信託（ミューチュアルファンド）による銀行類似の満期変換である。

このうちミューチュアルファンドは、長期の資産を保有するにもかかわらず、投資家に対して即時の払戻を約束していた。多くの場合、ミューチュアルファンドは「元本割れ」しないこと、つまり、投資価値が投資金額を下回らないことを暗黙的または明示的に約束していた。その結果、流動性危機においてミューチュアルファンドは、払戻義務を果たすために資産を売却する行動に走り、銀行と同様、システミックな流動性リスクの惹起に加担した。『ターナー・レビュー』は、金融システム全体における満期変換の総額は、過去 20 年間で急激に増加した可能性が極めて高いと指摘した（Financial Service Authority, 2009）。

（2）米国

リーマンショックに始まる世界金融危機の要因の 1 つに、銀行以外の金融仲介形態の拡大が指摘されている。銀行については自己資本比率規制をはじめ厳格な規制が整備されているため、急速な規模の拡大や高収益の追求には限界がある。一方、私的ファンドへの規制は緩く、比較的自由な金融経済活動が可能だった。そこで、規制を掻い潜るかたちで、緩やかな規制が適用される銀行ルート以外の金融仲介を行う手法が編み出された。

このような銀行以外の金融仲介システムは、銀行同様の金融仲介機能を果たしながら、規制を掻い潜る形で行われているため、影に隠れた存在（影の銀行）となっている。そのため、シャドーバンキングと呼ばれているわけだが、その定義は論者によって様々である。代表的な定義の 1 つは、「レバレッジを多用する、ノンバンクの導管体（コンデュイット）、ビークルおよびストラクチャーの総称」（PIMCO, 2007）というものである。

米国の公式文書ではじめてシャドーバンキングに言及したのは、金融危機調査委員会（Financial Crisis Inquiry Commission：FCIC）[6]が 2011 年 1 月に発表した『金融危機の原因に関する調査報告書』である。同報告書では、シャドーバンキングを「商業銀行に比して緩やかな銀行規制に服する銀行類似の金融機関（投資信託、投資銀行、ヘッジファンドなど）および金融活動」と定義している。また、前述の並列的銀行システムは、1929 年の大恐慌を機に導入された規制措置を掻い潜って資本市場で自由に運営されていたため、かつて支配的だった伝統的銀行の役割を脅かしたとしている（FCIC, 2011）。

同報告書によると、米国のシャドーバンキングは 2000 年代に入って資金調達額を急増させ

---

[3] SIV（Structured Investment Vehicle：投資子会社）とは、特別目的会社の一種で、銀行やアセット・マネージャーが様々な種類の資産担保証券の運用をファイナンスするために設立されたオフバランス（連結対象外）の運用会社である。大手銀行や投資ファンドがスポンサーとなり、オフバランスで投資を行う仕組みである。

[4] 資産担保コンデュイットは、銀行が顧客に貸し出すための資金の調達を行う。長期の運用金利と短期の調達金利の間の潜在的な金利裁定を活用する際に、彼らが自分のバランスシートを通じて調達可能な金利よりも低い金利で調達するための大規模プログラムである。コンデュイットの資金調達は、すべて短中期の債務証券の発行によってなされる。

[5] 満期変換（maturity transformation）とは、短期の資金調達（預金）を中長期の資産（ローン）に変換することをいう。満期変換の流動性リスクは、中央銀行の「最後の貸し手機能（lender of last resort）」によって担保される。

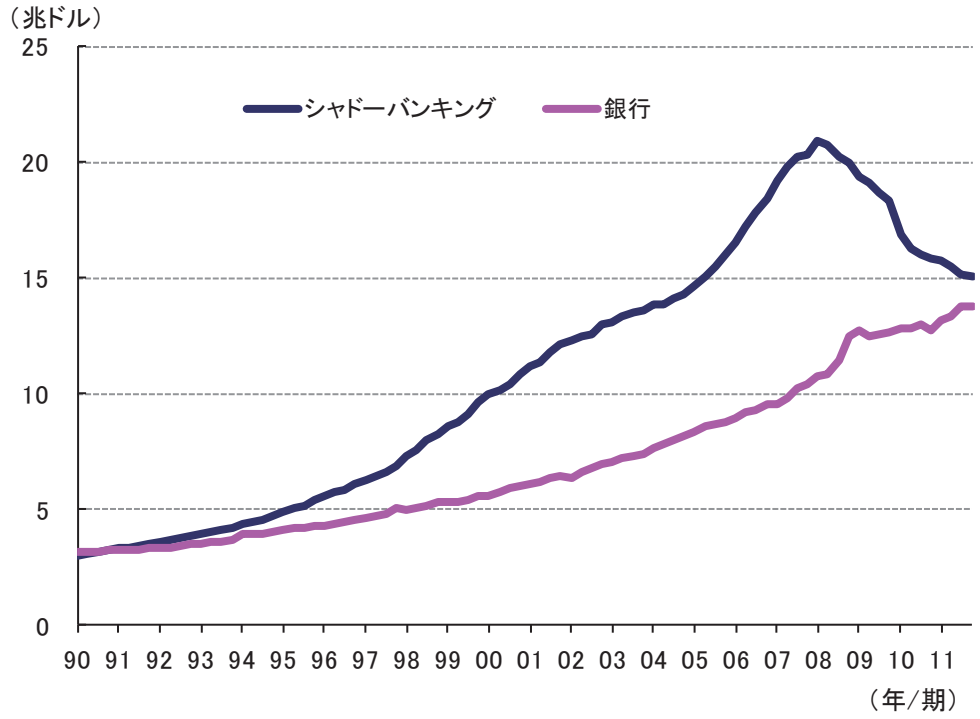
[6] FCIC は、金融危機の原因を調査することを目的に、連邦議会直属の委員会として 2009 年に設立された。委員は、民主党指名の 6 名と共和党指名の 4 名（計 10 名）で構成された。

た。例えば、米国におけるシャドーバンキングの債権保有残高は、1990 年代以降のピーク時には 20 兆ドルを記録し、銀行の資産規模 11 兆ドルを大きく上回っている（図表 1）。世界金融危機後、金融機関のビジネスモデルの見直しによる資産圧縮や規制強化などの影響を受け、米国におけるシャドーバンキングの資産規模は 15 兆ドルに急速に減少したが、それでも銀行の資産規模（14 兆ドル）を上回る（FCIC, 2011）。

同報告書は、このシャドーバンキングの拡大が金融危機の原因となったことを示唆している。シャドーバンキングが拡大する一方で、商業銀行は規制当局や議会に積極的なロビー活動を展開し、ゆっくりとではあるが着実に古くからの規制を撤廃させることに成功した。これによって、銀行は伝統的な枠から抜け出して急拡大する環境を整えていった。その結果、2 つの巨大な銀行システム（並列的金融システム）[7]が出現した。この新しい競争はウォールストリートの金融業者だけではなく、住宅ローンのコストを下げ、401K プランのリターンを高めるという形で米国の国民にも利益をもたらした。

このように、シャドーバンキングと銀行は相互に依存する競争者であった。彼らの新しい活動は高い収益性をもたらしたが、金融危機によりそのリスクもきわめて高いことが明らかになった（FCIC, 2011）。

図表 1　米国におけるシャドーバンキングと伝統的な銀行の債権保有残高の比較



（注１）伝統的な銀行債権保有残高は、国法商業銀行、外国銀行の在米支店、米国領内の銀行持ち株会社と銀行を含む。
（注２）シャドーバンキングの債権保有残高は、ニューヨーク連邦準備銀行のオーバーナイト・レポ取引、証券貸借の純資産価額、 政府支援法人（GSE）、政府支援法人債（GSE Total Pool Securities）、資産担保証券（ABS)発行者の債権保有残高、MMF を含む。
（出所）FRB, Flow of Funds およびニューヨーク連邦準備銀行のデータより筆者作成。

[7] 前米国財務長官のティモシー・ガイトナー氏は、ノンバンクによる金融システムを指して並列的金融システム（Parallel Banking System）と呼んだ。

（3）G20 金融サミット

上述の報告書を比較すると、シャドーバンキングに関して統一的な定義はなく、公的機関、監督当局、金融機関の間の認識も異なっている。その原因として、①シャドーバンキングが未だ新しい概念であること、②各管轄における銀行セクターの構造と規制に差異があること、③取引スキームが金融イノベーションや規制変更といった要因により進化すること、の 3 点が指摘できる（FSB, 2011a,b）。こうした中で、G20 金融サミットの金融安定理事会は、上記 3 つの報告書をもとに、総合的な視点からシャドーバンキングの定義と規制内容を提示した。

シャドーバンキングとは、（完全にまたは部分的に）通常の銀行システム外の主体、または活動による信用仲介、あるいは端的にノンバンクによる信用仲介と広く定義することができる。そのような仲介は、適切に行われた場合には銀行融資に代わる実体経済活動を支える重要な手段となる。しかし、危機が生じた場合、いくつかのノンバンク主体による取引が、銀行と同様、金融の安定に対してリスクをもたらす形[8]で大規模に行われる可能性があることを、われわれは経験上知っている（FSB, 2013a, 2017a）。

FSB は、「広義には通常の銀行を介さない事業体や活動を通じた金融仲介」という従来の定義を改め、「銀行規制に従うことなく満期、信用、流動性の転換を行う一方で、中央銀行が提供する流動性や公的な信用保証へのアクセスを有さない金融仲介ネットワーク」と定義した（FSB, 2013b）。また、シャドーバンキングは、銀行システムの外側にあるエンティティや、業務活動に含まれる信用仲介（credit intermediation）システムであるとしている（FSB, 2011a,b）。

FSB はシャドーバンキングを、銀行監督の枠組みの外部でシステミックリスクや規制裁定などの問題を引き起こしうる信用仲介システム（信用仲介機関とその業務を含む）と定義している。また、FSB は具体的にどの機関の業務がシャドーバンキングにあたるかについて、国際的な統一基準を示すことなく、異なる経済主体の金融システムと規制監督の体制の状況に応じて判断すべきとしている（FSB, 2017b）。

FSB は世界金融危機を、市場型システミックリスク危機と呼んだ。すなわち、金融機関による市場を通じた取引の割合が増大する中、ある金融機関が引き起こしたショックが市場を通じて伝染し、市場機能を麻痺させるというものである。このため、今後の金融システムの安定化に向けて、シャドーバンキングに対して、強化された規制・監督の仕組みを導入することが必要と考えられた。

こうした中で、金融危機の原因となった銀行同様の金融仲介機能をもつシャドーバンキングと言われる金融仲介ルートも含め、金融市場全体の安定を確保するための規制・監督体制の整備が進んでいる。具体的には、2011 年 11 月のカンヌ･サミットにおいて、G20 の首脳は最初の提言とそれらをさらに発展させるための作業計画を示した。世界の金融当局が協議する金融安定理事会（FSB）は、報告書『シャドーバンキング：監視および規制の強化』を承認した。この政策提言を策定するため、5 つの作業部会が設置された。それに加えて、シャドーバンキングにおける世界的な潮流とリスクを評価する「脆弱性評価に関する常設委員会」を通じて、FSB は毎年、グローバル・シャドーバンキング・モニタリングを行い、銀行に類似するリスクをもたらすノンバンクの経済活動を早期に感知している。

FSB は、2012 年 11 月に規制・監督案を公表した。そこで指摘されたのは、ノンバンク・エンティティによる短期の預金に類似したファンディングが信認を失った場合、市場での取り付けにつながるということである。また、担保付ファンディングの利用は、特に資産価格が上昇

[8] 具体的には、短期の資金調達に基づく長期の信用提供およびレバレッジを指す。

トレンドにあり、担保付ファイナンスのマージンやヘアカットの水準が低い場合、高いレバレッジをもたらすとも指摘している。さらに、銀行はシャドーバンキングの信用仲介チェーンの一部に加わることが多く、シャドーバンキングエンティティをサポートしていることから、シャドーバンキングのリスクが容易に銀行に波及する可能性があるとする（FSB, 2012）。

これに加えて、シャドーバンキングは金融規制を回避し、レバレッジとリスクを積み上げるために利用される可能性がある。すなわち、銀行とシャドーバンキングの間の規制について、裁定ギャップが生じることへの懸念である。今後 FSB は、規制裁定が生じやすい分野を対象にシャドーバンキングの規制強化を行う可能性がある。このように、シャドーバンキングの規制強化を行う狙いは、金融危機で明らかになったシャドーバンキングによるシステミックリスクを削減し、バーゼルⅢによって規制が強化された銀行との間の規制裁定の可能性を減らすことである。

FSB によるシャドーバンキングの監視と規制強化案では、①通常の銀行システムとシャドーバンキングとの間におけるリスク波及の防止、②MMF に対する取り付けの発生の抑止、③そのほかのシャドーバンキングによるシステミックリスクの評価と抑制、④証券化に付随するインセンティブ問題とその対処、⑤市場が機能不全となった場合にその悪化を加速させる可能性のある契約への対処など、の 5 つの問題が焦点となった。規制案では、それぞれ具体的な方策が示された（図表２）。

2013 年 9 月のサンクトペテルブルク・サミットで、FSB によるシャドーバンキングに関する政策提言がとりまとめられ、FSB の参加国は国際的かつ協調的な手続きによりこれを採択した。そこでは、以下の 5 つの政策手段をとることとされた。①リスク波及防止については、プルーデンス目的の連結化のルールやシャドーバンキングエンティティに対する銀行のエクスポージャーの規模、質に係る制限とリスクベース資金規制、レピュテーションリスク、暗黙的な支援の取り扱いなどを明確化する、②MMF の改善については、MMF の健全性を強化し、システミックな脆弱性に対処する政策オプションとして、安定的基準価格方式から変動的基準価格方式への移行、あるいは安定的基準価格方式を維持する場合でも、損失吸収措置と MMF からの資金流出防止措置を検討する、③システミックリスク抑制については、エンティティ・タイプに関して、各国の経験と規模に基づくリスクを測定、リストに挙げられた個々のエンティティ・タイプについて、満期変換、流動性変換[9]、レバレッジといったシャドーバンキングのリスクファクターに関する詳細な評価を実施し、政策対応が必要なエンティティ・タイプを絞り込む、④インセンティブ問題については、定量保有義務、透明性の改善と標準化の措置を検討する、⑤市場の機能不全については、レポやセキュリティ・レンディングを含む証券担保ファイナンス契約に関する規制を検討する。

図表２　シャドーバンキングの監視および規制の強化に関する具体的な方策

項目	主な方策
①リスク波及防止	連結化ルールの明確化など
②MMFの改善	基準価格方式の変更
③システミックリスク抑制	各国の経験からリスクを測定、評価
④インセンティブ問題	透明性の改善
⑤市場の機能不全	レポ取引の規制

（出所）金融安定理事会（FSB）の資料より筆者作成。

[9] 流動性変換（liquidity transformation）とは、非流動的な資産（ローン）を、より短期の流動負債（預金）に変換することをいう。

（４）個別の論文

これらの規制監督機関による報告書のほかにも、シャドーバンキングに関する個人による論文として、国際通貨基金（IMF）と米国連邦準備制度委員会（FRB）のエコノミストによるものがある。また、IMF の Bhatia の分析では（Bhatia, 2011)、米国におけるシャドーバンキングを構成する主体は、住宅関連のモーゲージブローカーやファイナンス会社、資産担保証券（Asset Backed Security：ABS）[10]と資産担保コマーシャルペーパー（Asset Backed Commercial Paper：ABCP）[11]の発行者、銀行の連結対象外子会社の SIV やマネー・マネージメント・ファンド（Money Management Fund：MMF）[12]、ノンバンク（ブローカーディーラー&先物取引)、デリバティブ商品会社、ヘッジファンド、銀行持株会社（銀行持株会社、資金供給会社）などとされる。これらは 2000 年代後半から急速に増加し、2008 年をピークにその後は減少に転じている（図表３）。

これらの報告書と論文は共通して、金融自由化と金融業におけるイノベーションの加速を背景にシャドーバンキングが急速に拡大したと述べている。この点については、次のようなことが指摘されている。

世界金融危機が起こる前、金融業は米国の競争力を牽引してきた。その競争力の源泉となったのが、金融イノベーションである。金融イノベーションは金融工学を駆使し、既存の金融規制に抵触しないかたちで生み出された。例えば、ABCP や資産担保融資（レポ取引）は、シャドーバンキングにおいて主たる資金調達手段となる金融商品である。これらによって調達された資金は、主に各種証券化商品、デリバティブ商品とストラクチャリング融資商品、ABS、不動産担保証券（MBS[13])、CDO、クレジット・デフォルト・スワップ（CDS[14]）などの革新的な商品に投資される。

金融危機前、こうした銀行以外の資金供給ルートが無視できないほど拡大しており、ファンドや証券化など、従来の銀行以外による資金仲介形態が増大するとともに、資金供給ルートとなって金融イノベーションを加速させる構造となっていた。

---

[10] 資産担保証（Asset Backed Security：ABS）とは、商業用不動産担保ローンや住宅ローン、自動車ローン、リース、クレジットカードなどに関する貸付金銭債権などの資産を裏付けとして発行される証券の総称である。典型的なスキームとしては、ある企業が特定目的会社（Specific Purpose Company：SPC）に特定の資産を譲渡し、SPC がその資産を裏付けとして証券を発行する「証券化」の仕組みにおいて発行される証券である。

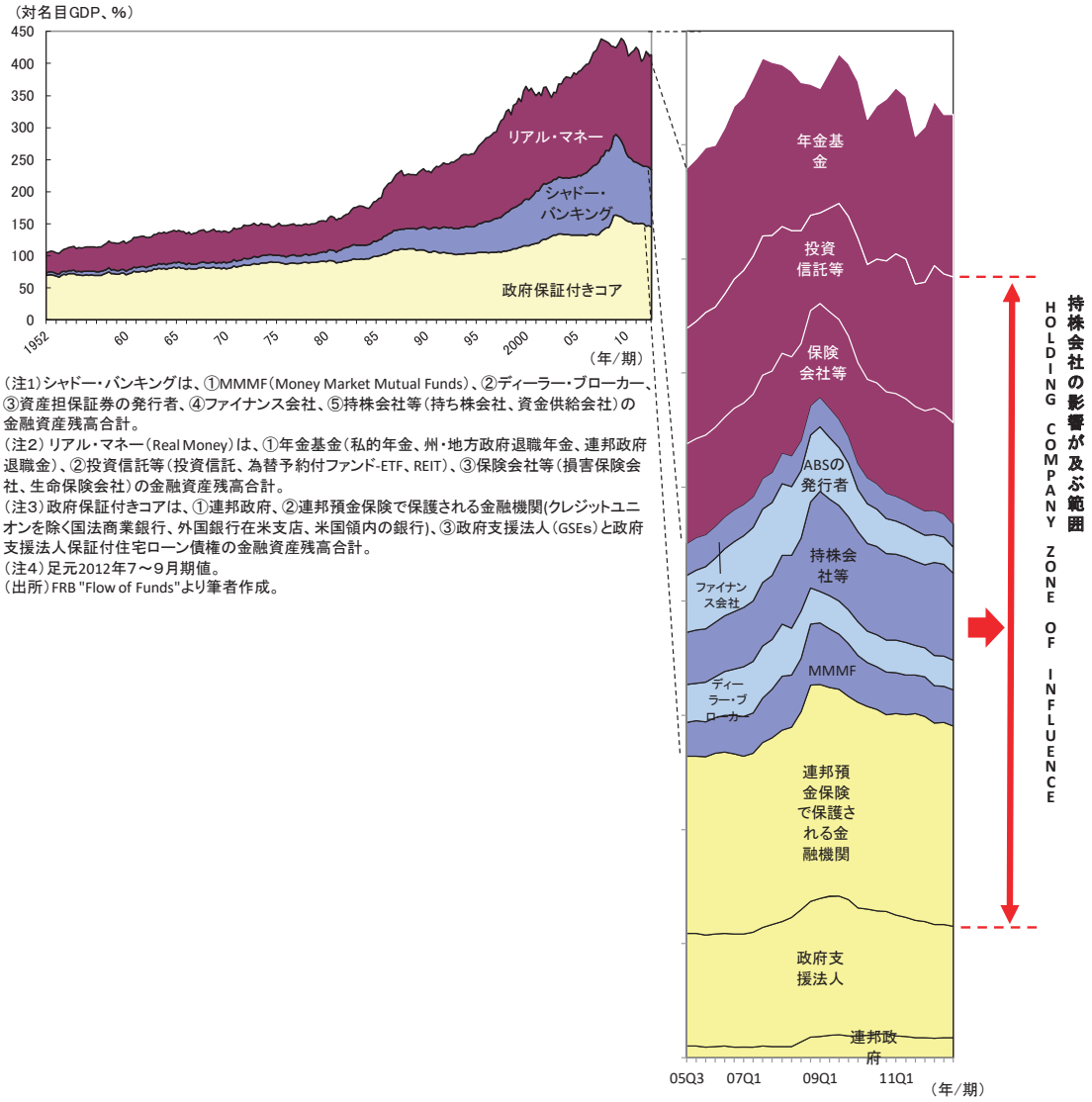
[11] 一般的に、コマーシャル・ペーパー（CP）とは、企業などが運転資金を調達するために発行する短期証券を指す。規制により CP の満期は 270 日以下でなければならず、実際、満期は翌日物から 45 日までの間で、平均は約 30 日である。ABCP は、CP のなかでも売掛債権など様々な資産を担保に発行される証券で、通常 90 日以内の満期構造となっている。その類型は、企業が短期の資金調達目的で特別目的会社を設立し発行するものと銀行など金融機関が発行するものがあるが、いずれの場合でも、ABCP プログラムあるいはコンデュイット（導管体：conduit）と言われる連結対象外の子会社によって発行される仕組みとなっている。その目的は、有価証券やローンなど金融資産への運用、売掛金の現金化などをファイナンスすることにある。

[12] MMF（Money Management Fund）は、主要な投資対象を国債など国内外の公社債や譲渡性預金（CD)、コマーシャル・ペーパーなどの短期金融資産とするオープン型の公社債投資信託である。運用成果は実績に応じて変わり、元本は保証されない。

[13] MBS（Mortgage Backed Security）は、住宅ローンの証券化商品である。MBS は、個別の不動産担保付住宅ローンを原資産とする証券化商品であり、売掛債権や社債、各種ローン債権、リース債権などの資産を裏付けとして発行される ABS（資産担保証券）の一種である。

[14] クレジット・デフォルト・スワップ（Credit Default Swap）とは、クレジットデリバティブの一種で最も取引が盛んなものの一つ。頭文字をとって CDS と呼ばれることが多い。銀行の自己資本比率を高める対策の一環として利用されるケースも多い。.

図表３　米国の金融資産とその内訳



（注1）シャドー・バンキングは、①MMMF（Money Market Mutual Funds）、②ディーラー・ブローカー、③資産担保証券の発行者、④ファイナンス会社、⑤持株会社等（持ち株会社、資金供給会社）の金融資産残高合計。
（注2）リアル・マネー（Real Money）は、①年金基金（私的年金、州・地方政府退職年金、連邦政府退職金）、②投資信託等（投資信託、為替予約付ファンド-ETF、REIT）、③保険会社等（損害保険会社、生命保険会社）の金融資産残高合計。
（注3）政府保証付きコアは、①連邦政府、②連邦預金保険で保護される金融機関(クレジットユニオンを除く国法商業銀行、外国銀行在米支店、米国領内の銀行)、③政府支援法人（GSEs）と政府支援法人保証付住宅ローン債権の金融資産残高合計。
（注4）足元2012年7～9月期値。
（出所）FRB "Flow of Funds"より筆者作成。

FRB のエコノミストである Pozsar によれば、シャドーバンキングは中央銀行による流動性へのアクセスがなく、また公的部門の信用保証もない一方で、満期変換、信用変換、流動性変換を行う金融仲介業者と定義された（Pozsar et al.,2010）。その例として、ファイナンス会社、ABCP コンデュイット（導管体）[15]、SIV、信用ヘッジファンド、MMF、証券貸借業者、政府支援機関（GSE[16]）を挙げている。こうしたシャドーバンキングは、規制回避を目的として、

[15] ABCP コンデュイット（ABCP conduit）は、資産担保コンデュイットのことである。ABCP の導管体は、複数のオリジネーターから資産を買い、ポートフォリオのなかに保有することが可能となる。資産担保コンデュイットは、銀行が顧客に貸し出すための資金の調達を行う。長期の運用金利と短期の調達金利の間の潜在的な金利裁定を活用する際に、彼らが自分のバランスシートを通じて調達可能な金利よりも低い金利で調達するための大規模プログラムである。コンデュイット（導管体）の資金調達は、すべて短中期の債務証券の発行によってなされる。

[16] 政府支援機構（Government Sponsored Enterprises：GSE）は、米国における住宅や農業関連の政府後援企業のことである。住宅や農業の分野に対して、融資や債務保証などの方法で、資金の供給をしたり、その円滑化を実現している。住宅金融では、ファニーメイ（連邦住宅抵当公社）とフレディマック（連邦住宅貸付抵当

従来の銀行による金融仲介機能をファンド形態で拡大させたものであるとしている。

シャドーバンキングが問題視される中で、米国では具体的にどのような形態が該当するのかについて統一的な見解は存在しない。例えば、IMF スタッフレポートでは、シャドーバンキングの負債は、コマーシャルペーパー（CP）、ミディアム・ターム・ノート（MTN[17]）、ABCP、ABS、レポ取引（資産担保融資）、トータルリターンスワップ（TRS[18]）、 ハイブリッド・レポ取引型トータルリターンスワップ導管体[19]、ABS をもとにつくられた債務担保証券（ABS CDO[20]）、ABS を再度証券化した CDO（ABS-CDO-squareds）、債券、資本借入手形、純資産価値 1 ドルのエクイティ（シャドーバンクの「預金」）[21]を含むとされる（Viñals et al.,2010）。

（５）実証研究と理論分析の論文

シャドーバンキング一般に関する研究は世界金融危機以来飛躍的に発展しており、Gertler and Kiyotaki (2015), Gertler et al. (2020) のような銀行取付けを含むモデルや、証券化に注目する Meeks et al. (2017), Ferrante (2018) などがある。これらは金融部門の要因がショックを拡大するという Diamond and Dybvig (1983), Kiyotaki and Moore (1997), Bernanke et al. (1999) などの延長にあり、本研究も同様の視点に立つが、不動産市場の独自の制度など、中国の特徴を盛り込むことにより、従来の研究よりも正の側面を明確に考慮する点で違いがある。

中国のシャドーバンキングの正の効果に注目した研究は限られているが、近年 Tian et al. (2024) により、シャドーバンキングが発達している地域ほどイノベーションが生じやすいことが示唆されている。同研究は回帰分析によるものであるが、本研究では動学的な影響を把握するため VAR 分析を行うとともに、理論分析を行うことにより、さらに詳細にシャドーバンキングのメリット・デメリットを比較することが可能となる。

中国に関するその他の実証研究としては、Ouyang et al. (2022) や Ma and Zhang (2024) が商業銀行のパネルデータを用いて金融市場の安定性や住宅価格との関連を調査している。また、マクロ実証分析としては、 Chen et al. (2018) や Min et al. (2023) が金融政策の有効性や住宅市場への影響について VAR 分析を行っている。しかし、Chen et al. (2018) は住宅市場の変数を含

公社）などがある。2007 年のサブプライムローン問題を受けて、 ファニーメイ、フレディマックは信用危機に陥り、米連邦住宅金融局（FHFA）の公的管理下に置かれ、ニューヨーク証券取引所の上場を廃止した。ファニーメイの設立は 1938 年、フレディマックの設立は 1970 年である。両公社は米国国民の住宅保有を促進する目的で設立された、事実上「半官半民」の存在である。両公社は政府支援企業（GSE）と呼ばれ、民間企業でありながら、暗黙の政府保証を背景に高い格付けを維持している。その信用力の下に、民間金融機関から住宅ローンの買取とその証券化業務、住宅ローン担保証券（Mortgage-Backed Securities：MBS）を組成し、保証料収入を獲得するほか、住宅ローンや MBS など住宅関連資産への投資を主な業務としている。

17 MTN（Medium-Term Notes）とは、スキームや使用通貨等について、多様な形態での発行を規定した 1 つのプログラム（MTN プログラム）に基づいて発行される債券のことである。

18 トータルリターンスワップ（Total Return Swaps：TRS）とは、原資産のキャピタルゲイン・インカムゲインなどを全て含むリターンと事前に取り決めた金利を交換する取引である。株価のリターンや配当などの原資産から生まれた全てのキャッシュフローと、固定金利や変動金利を交換する。

19 hybrid and repo/TRS conduits と言われている。レポは repurchase（repurchase agreement）の通称である。債券などを一定の価格で売り戻し、あるいは買い戻しをする条件を付した売買取引を指す。

20 債務担保証券（Collateralized Debt Obligation：CDO）は資産担保証券の一種で、債券やローンなど様々な債権を原資産とする複雑な仕組み商品である。CDO は MBS と違って、発行される証券に優先劣後構造が付与されている。リスク配分を変えたシニア債（格付け AAA）、メザニン債（同 AA～BB）、エクイティ債（劣後債、無格付け）の三つのトランシェを組成することによって多様なリスクプロファイルを持つ商品を作り出すことができる。このように、CDO では、政府保証のない低格付けの MBS 等もまとめて証券化することができる。CDO はあらゆる債権（債券・ローンなど）を裏付けとする証券化商品であり、その組み合わせ方如何により収益も大きく変化することから、資産運用業務そのものとも言える。すなわち、CDO にはファンド・マネージャーが存在し、投資家から集めた資金を使って市場から様々なローンや債券を購入し運用している。

21 1$NAV shares: Shadow bank “Deposits”と言われている。

めておらず、Min et al. (2023) は地方インフラやシャドーバンキングの複数の形態を考慮していないことから、これらの点を加味した分析に拡張する。

理論分析については、Chang et al. (2019), Yang et al. (2019) および Le et al. (2022) が国有企業と非国有企業の違いなど一定程度中国の特殊性を考慮した DSGE モデルでシャドーバンキングを導入し、ショックの影響が拡大されることを示している。本研究は、これらのモデルの要素を取り入れつつ、住宅市場に関する特徴や生産性への影響といった視点を盛り込む点が異なる。シャドーバンキング以外の文脈では、Germaschewski (2022, 2023) が、中国の各種の特徴を加味した DSGE モデルを構築しているため、モデル化の参考とする。

２．中国のシャドーバンキングに関する議論

前述したような高度な証券化とデリバティブ商品が発達した米国のシャドーバンキングとは異なり、中国のシャドーバンキングは同国の経済・金融体制に適合した独自のシステムで形成されている。

中国のシャドーバンキングの定義については、様々な見解がある。政府や当局が注目しているのは、信用貸付以外の融資活動に対して明確な規制があるか否かである。すなわち、規制監督の対象外である活動のみ、シャドーバンキングの範疇に入れるべきだと考えているようである[22]。一方、銀行以外の貸出チャネルと信用貸付はすべてシャドーバンキングに含めるべきである、さもなくば貨幣供給量における全体の信用供給は大幅に過小評価される、と主張する見解もある[23]。ここで、2010 年以降、当局と学界の間で関心が高まったシャドーバンキングに関する議論を整理する。

（１）政府・当局の見解

2010 年 12 月 5 日に北京大学の講演で、中国の中央銀行である人民銀行の周小川総裁（当時）は、先進国のシャドーバンキングについて、商業銀行の機能を果たしながら、規制や監督を殆ど受けない銀行以外の金融機関であると指摘した[24]。ヘッジファンド、プライベート・エクイティ・ファンド、特殊目的事業体（SPV[25]）などが、これに含まれる。一方、中国におけるシャドーバンキングの定義は先進国と異なる。中国のシャドーバンキングは、先進国のようなヘッジファンドや SPV などは発達していない。主なものとして挙げられるのは、プライベート・エクイティ・ファンド、銀信理財合作を展開する投資会社、民間貸借機関などである。また周総裁は、中国のシャドーバンキングは主に従来の銀行に依存していると指摘した。

また、中国銀行業監督管理委員会（以下、銀監会）[26]は、2011 年の年次報告書で、シャドーバンキングの規制監督の強化について 14 回も言及し、中国のシャドーバンキングの定義と分類を公表した。銀監会は、信託公司、ファイナンス会社、オートファイナンス会社、リース会社、マネーブローカー、消費者金融会社など 6 種類のノンバンクが規制監督の枠組みの中で管理されており、彼らはシャドーバンキングに含まれないと指摘した。中国のシャドーバンキン

---

22 中国人民銀行調査統計司等（2012）の論文による。

23 2025 年 9 月に中国社会科学院世界経済政治研究所・国際金融室主任の劉東民博士、および 2025 年 10 月に同研究所副所長張明博士へのヒアリングの内容による。

24 2010 年 12 月 5 日の中国人民銀行・周小川総裁（当時）の講演による。

25 特殊目的事業体（special purpose vehicle：SPV）は前述の SIV と同じものである。

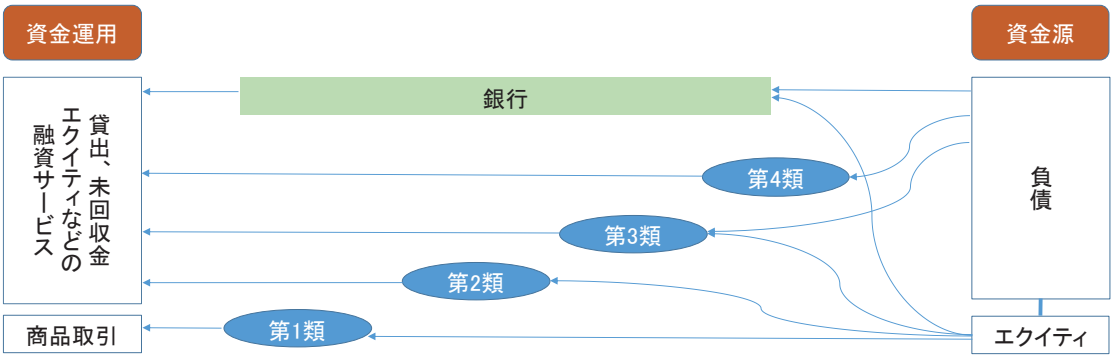
26 2018 年 4 月 8 日に、中国銀行業監督管理委員会（銀監会）と中国保険業監督管理委員会（保監会）は統合され、「中国銀行保険監督管理委員会」（銀保監会）となった。また、2023 年 5 月 18 日、国務院による国家機構改革の一環として、銀行・保険の監督機関となる中国銀行保険監督管理委員会を廃止する代わりに中国金融監督総局を新設した。統一性の観点から、本論文では中国銀行業監督管理委員会（銀監会）を用いる。

グは、小口融資、質屋、信用保証など準金融機構、民間貸借を指す[27]（銀監会, 2011）。筆者はこの銀監会の分類について、不合理な側面があり、中国のシャドーバンキングの全貌を反映していないと考える。

2012 年に、中国人民銀行調査統計司が『影子銀行体系の内包と外延』のレポート中で、シャドーバンキングを、「金融仲介活動を行い、従来の銀行と類似した信用、期限あるいは流動性の機能を有し、バーゼルⅢあるいは同等の規制を受けていない実体あるいは準実体」と、はじめて定義した。具体的には、商業銀行のオフバランスの理財、証券会社の集合理財、ファンド会社の個人理財、証券投資基金、ユニットリンク保険の投資アカウント、産業投資ファンド、ベンチャー投資ファンド、プライベート・エクイティ・ファンド、企業年金、住宅積立金、小額貸付会社[28]、ノンバンク系の融資リース会社、専業保険理財会社、金融持ち株会社、質屋、信用保証会社、手形会社、価値貯蔵とプリペイド機能を有する第三者決済会社、貧困地域向け資金提供会社（マイクロファイナンス）、組織のある民間貸借など融資機関、などが含まれる（中国人民銀行, 2012）。

また、中国人民銀行は、融資形態を基に中国のシャドーバンキングの運営メカニズムを 4 つの類型に分けた。その種類と特徴は、図表 4 の通りである。

図表 4　中国のシャドーバンキングの運営メカニズム



類型	第1類（取引型）	第2類（融資型）	第3類（融資型）	第4類（融資型）
種類	銀行理財、ファンド、企業年金など	プライベイト・エクイティ・ファンド 専門保険理財会社など	金融ホールディングス会社、小額貸付会社、質屋、担保会社、銀行以外の金融リース会社など	公的住宅積立金管理センター
特徴	特別目的事業体を通じてエクイティ商品を発行して各種金融商品に投資	自らの権益資金をもって融資サービスを提供。銀行貸付と債券発行による融資を行えない	自己資金と銀行貸付融資を利用して融資サービスを提供。通常、高いレバレッジの運営を行っている。	企業と個人が納付する公的住宅積立金を利用して融資サービスを提供。主な資産は、個人と企業の貸出、銀行預金及び国債からなる。

（出所）中国人民銀行調査統計司等（2012）p.9 より筆者作成。

同レポートは、中国のシャドーバンキングは伝統的な銀行システムを補完する存在として、

---

[27] 中国銀行業監督管理委員会年次報告書（2011 年）による。
https://www.nfra.gov.cn/cn/view/pages/ItemDetail.html?docId=11430&itemId=915&generaltype=0

[28] 小額貸付会社（中国語で小額貸款公司）は、日本語で少額ローン会社を訳されているが、本論文では小額貸付会社を用いて統一する。中国政府は、三農（農村・農業・農家）と中小企業向けの資金供給不足を解消するために、2005 年には小額貸付会社の設立が始まった。2008 年 5 月、銀監会が小額貸付会社の性格、設立条件、資金調達・運用業務の監督管理などを規定する「小額貸付会社試験に関する指導意見」を公布した。同規定によれば、小額貸付会社とは、自然人、企業法人、その他の社会組織により設立され、公衆的預金を吸収せず、小口ローンの業務を行う有限責任公司、あるいは株式有限公司である。資金面に関して、小額貸付会社の貸出原資は、株主が拠出した出資金のほか、金融機関からの借入金などからなる。ただし、銀行からの借入上限額は出資金の半分までである。

金融サービスの機能充実、金融市場における流動性強化、商業銀行の収益率向上に寄与し、未発達な中国の資金市場にとって重要な意味を持つと指摘した（中国人民銀行調査統計司等, 2012）。

一方で、シャドーバンキングは固有の脆弱性も抱えている。シャドーバンキングの資産価格に対する敏感性は、市場の変動を増幅させる。期間ミスマッチは流動性リスク[29]を招く。デレバレッジは資産の投げ売りを誘う。これらのリスクは高い伝染性を持ち、一旦勃発するとその影響は計り知れない。シャドーバンキングは、危機時には中央銀行から直接流動性を得られない一方、規制不備を利用した裁定取引が当局の金融政策の効果を削ぐ恐れがあると言及した。

2013 年 12 月の国務院弁公庁の通知「シャドーバンキングに関する監督強化の通知」（以下、国弁発【2013】107 号文）[30]では、はじめて正式に中国のシャドーバンキングの概念を明確にし、今後の規制監督の方向性が示された。

同通知は、中国のシャドーバンキングを次の 3 種類に分類している。

①金融機関としての免許を持たず、完全に規制・監督もされていない金融（信用）仲介業。例えば、近年のインターネットを活用した金融サービスのイノベーションである新型インターネットファイナンス（インターネット上の P2P レンディング、クラウドファンディングなど）のほか、PE ファンド、第三者理財といった独立系の資産管理会社（アメリカのインディペンデント・ファイナンシャル・アドバイザー（IFA）に相当）などが含まれる。

②融資型民間担保会社、小額貸付会社など、金融機関としての免許を持たず、規制監督が不十分な金融仲介業。

③MMF に相当する貨幣市場基金、資産証券化、一部の理財業務と称される資産管理業務を金融機関として免許を有しながらも、緩い規制の下で、もしくは規制を回避して行う金融仲介業。

また同通知は、中国のシャドーバンキングは金融の発展や金融イノベーションから生まれたものであり、伝統的な銀行システムを補完する存在として、実態経済の発展と消費者の投資チャネルの多様化に積極的な役割を果たしているとした。

そのほか、2014 年の中国人民銀行の『中国金融安定レポート』[31]では、中国のシャドーバンキングの関連業務を 3 つのレベルに分類した。

第 1 レベルは、狭義のシャドーバンキングであり、規制を受けるか否かを判断の基準とした。主に金融事業ライセンスの持たない小額貸付、融資担保、P2P レンディング、申請登録されていない PE ファンド、第三者理財、民間貸借などが含まれる。

第 2 レベルは、一般的なシャドーバンキングであり、銀行システム以外の信用仲介と活動を評価の対象とした。狭義のシャドーバンキングのほかに、金融事業ライセンスを有する信託、理財、MMF、資産管理、資産証券化、エクイティファイナンス、債券融資などが含まれる。

第 3 レベルは、広義のシャドーバンキングであり、非伝統的な貸出を評価の基準とし、上記の第 2 レベルのほかに、オフバランスの銀行の非伝統的な貸出業務（銀行引受手形、信用状、未払代理決済、貸付承諾など）と、オンバランスの銀行の非伝統的な貸出業務（標準化と非標

---

[29] 流動性リスクとは、運用と調達の期間のミスマッチや予期せぬ資金の流出などにより、必要な資金確保が困難になる、または通常よりも著しく高い金利での資金調達を余儀なくされることにより損失を被るリスク（資金流動性リスクあるいは資金繰りリスク）および市場の混乱等により市場において取引ができなかったり、通常よりも著しく不利な価格での取引を余儀なくされることにより損失を被るリスク（市場流動性リスク）をいう。

[30] 国弁発【2013】107 号文の詳細は下記のサイトから確認できる。
http://www.tjjw.gov.cn/html/jifaguangjiao/guojiafagui/2013/1210/251.html

[31] China Financial Stability Report 2014 による。
http://www.centerforfinancialstability.org/fsr/chn_fsr_201407.pdf

準化投資、インターバンク取引、無利息資産、人民銀行預金など）が含まれる。

さらに、2020 年 12 月に発表された中国銀行保険監督管理委員会（以下、銀保監会）の論文「中国影子銀行報告」（2020 年第 9 期）によれば、シャドーバンキングは通常の銀行システムに含まれない各種の金融仲介業務を指し、ノンバンク系の金融機構を介して金融資産における信用や流動性、満期といったリスク要素の変換を行い、「準銀行」の役割を果たすと指摘された。この論文は、中国のシャドーバンキングの業務を判別する 4 つの基準を提示した。すなわち、①規制監督の対象範囲と厳格さ、②商品ストラクチャーの複雑さとレバレッジ倍率、③情報の全面的かつ徹底的な開示度合い、④資金の運用と調達の期間の相違（期間ミスマッチ）に起因する流動性リスクである。これらの基準に基づき、中国のシャドーバンキングの業務を広義と狭義に分類した。

広義のシャドーバンキング業務は、同業理財業務とその他銀行理財業務[32]、銀行同業業務（特殊目的事業体（SPV）投資）、委託貸付、投資信託、信託貸付、未公開株基金、資産管理業務（証券・保険）、証券化業務、プライベート・エクイティ・ファンド（PE ファンド）、P2P レンディング、融資リース、小額貸付会社貸出、商業ファクタリング[33]、融資担保会社の担保業務、商業銀行ライセンスを持ってない消費者ローン、地方取引所提供の債権融資計画とストラクチャー融資商品などが含まれる。そのうち、SPV 投資業務と同業理財業務、銀行理財の非標準化債権資産[34]への投資、委託貸付、信託貸付、P2P レンディングの貸出および PE ファンドなどに関わる業務は、リスクが相対的に高く、狭義のシャドーバンキングに属する。

（２）中国国内学者等の見解

中国の東方証券の首席経済学者である邵宇は、2013 年に発表したレポートにおいて、中国のシャドーバンキングはその提供資金の最終投資先（実体経済か資本市場）を基準に 3 つに分類できるとした（邵宇, 2013）。一つ目の類型は、実体経済支援型である。実体経済に対するサービス提供や融資業務を提供するものである。具体的には、信託貸付・リース、委託貸付、ノンバンク企業債券（社債、短期融資債券など含む）、割引前商業銀行引受手形、同業代行支払、ノンバンクエクイティ融資、小額貸付会社、融資リースなどを含む。二つ目の類型は、金融取引型である。資本市場、とりわけセカンダリーマーケットで専門的に取引される伝統的な業務を指す。具体的には、非貸出類信託、銀行理財商品、レポ取引、公募ファンド、社会保険基金、保険資産管理、証券会社資産管理などを含む。三つ目の類型は、レバレッジ型である。例えば、金利・為替デリバティブや、クレジットデリバティブ[35]などを含む。

2014 年には、『中国影子銀行監管研究』の著者である閻慶民と李建華が、銀行以外の金融機関（ノンバンク）の業務実態を踏まえて、中国のシャドーバンキングを分別する三つの枠組みを提示した（閻・李, 2014）。

第 1 の枠組みとして、信託や証券、ファンド、保険などが資産管理会社を通じて提供するオフバランスの貸出業務は、シャドーバンキングの範疇に属する。これらの業務は、信用創造（預金業務に準ずる）を行うだけでなく、銀行負債のオフバランス化による信用拡大や裁定取引も助長している。金融監督が不十分な中で、銀行以外で提供する理財商品は、シャドーバンキングのツールとして、期間の変換や、流動性の転換、信用リスクの移転など、多層な金融機能の

---

[32] 中国語での理財は資産運用のことを指す。

[33] 商業ファクタリングは、中国語で「商業保理」である。中国での商業ファクタリング会社は、企業のために貿易融資、販売先別帳簿管理、顧客資産信用調査及び評価、売掛債権管理及び支払督促、信用リスク担保等のサービスを提供すると定めているが、商業ファクタリングの明確な定義はない。

[34] インターバンク市場と証券取引所で市場取引されていない債権資産である。

[35] 信用リスクを売買する取引をクレジットデリバティブと呼ぶ。

特徴を備えている。

第 2 の枠組みとして、ノンバンク、例えば信用担保会社、融資リース会社、民間貸付会社、一部のインターネットファイナンス会社は、「一行三会」[36]の規制監督の対象には含まれていないが、シャドーバンキングに該当する。これらの業務は、信用仲介活動に対する規制監督の不備を利用して、イノベーションという名の下で、形を変えた貸出業務を行っている。

第 3 の枠組みとして、シャドーバンキングは、ノンバンクを指すだけとは限らない。銀行バランスシート上で統計対象になっていない貸出の信用創造も、シャドーバンキングの範疇に属する[37]。例えば、前述の商業銀行による貸出以外の信用創造は、すでに銀監会の監督下に置かれているものの、商業銀行が、同業者向け業務などを通じて規制回避を図り、監督不備の領域へと信用創造のチェーンを拡大している。規制当局との駆け引きが続く中で、銀行の理財業務は、シャドーバンキングに流動性を提供する主な供給源になっている。

中国の方正証券の首席経済学者である任澤平が 2017 年に発表したレポートでは、シャドーバンキングの定義について国内外の研究者はまだ統一した見解に達していないものの、その重要な特徴については一致した認識を示していると述べている。すなわち、シャドーバンキングは、金融機関がイノベーションの創出、利益の拡大・監督規制の回避を追求するために生まれたものである。それは、伝統的な銀行と同様に、信用リスク変換、満期変換、流動性変換の機能を担う一方、中央銀行の預金保護を受けていない（方正証券, 2017）。

中国のシャドーバンキングは、信託会社や証券会社、基金運営会社、担保会社、小額貸付会社、P2P レンディング事業者などのノンバンクをも含む。その提供するサービスは、信託プラン、信託受益権、手形現先取引（Buying back the sale of financial assets、中国語で票据買入返售）、同業代理決済、外部委託投資（中国語：委外投资）、資産管理計画、同業向け理財、銀行オフバランス理財、手形割引、信託貸出、信託資産譲渡、委託貸出、小額貸付会社貸出、P2P レンディングの貸出などがある。

（3）中国社会科学院世界経済・政治研究所のヒアリング

筆者は、2025 年 9 月[38]と 10 月[39]の 2 回にわたって、中国社会科学院世界経済政治研究所・国際金融室主任である劉東民と同研究所の副所長である張明に、中国のシャドーバンキングについて再度ヒアリングを行った。

ヒアリングで劉東民は、①中国の金融イノベーションはまだ発展途上にあり、資産担保証券化（ABS）や債務担保証券（CDO）など高度で複雑な証券化商品がまだ存在しない、②欧米など先進国の市場経済と直接金融を中心とするシャドーバンキングの発展を比較すると、中国にはまだ真の意味でのシャドーバンキングが形成されていない、③米国のシャドーバンキングは 1971 年のマネー・マーケット・ミューチュアル・ファンドの設立時からすでに存在していた、

---

[36]「一行三会」とは、中国人民銀行（中央銀行）、中国銀行業監督管理委員会（銀監会）、中国証券業監督管理委員会（証監会）と中国保険業監督管理委員会（保監会）を指す。なお、2018 年 4 月 8 日に、中国銀行業監督管理委員会と中国保険業監督管理委員会は統合され、「中国銀行保険監督管理委員会」となった。2023 年 5 月 18 日、国務院による国家機構改革の一環として、銀行・保険の監督機関となる中国銀行保険監督管理委員会を廃止する代わりに中国金融監督総局を新設。この結果、中国の金融監督体制は、これまでの「一行三会」「一行二会」から「一行一会」へと変更された。

[37] 中国社会科学院金融研究所財富管理中心の殷剣峰や王増武などが、これを「銀行のシャドー」（銀行の影）と名付けている。

[38] 2025 年 9 月 16 日（火曜日）の 10：00～12：00 に、中国社会科学院世界経済政治研究所・国際金融室主任の劉東民とのオンライン会議を実施した。

[39] 2025 年 10 月 28 日（火曜日）の 14：00～16：00 に、中国社会科学院世界経済政治研究所・副所長の張明とのオンライン会議を実施した。

④米国のシャドーバンキングは、主に資産の証券化とデリバティブ化に依存し、「投資銀行の影」と言ってもよい。一方、⑤中国のシャドーバンキングは銀行によって主導され、実質上「商業銀行の影」の存在として間接的な貸出を行っている、と述べた。

劉東民は中国のシャドーバンキングについて、次の 3 点を強調した。第 1 点として、金融安定理事会（FSB）によるシャドーバンキングの定義から、広義の意味で中国のシャドーバンキングの特性をみるべきである。第 2 点として、中国のシャドーバンキングは、自己資本比率規制（バーゼルⅠ・Ⅱ・Ⅲ）、流動性規制、商業銀行の預貸比率規制が全て適用されず、預金保険機構の管轄下にも置かれていない。第 3 点として、中国のシャドーバンキングは、一部先進国のシャドーバンキングと類似しているものの、金融規制監督の対象か否かだけで判断すべきではない。例えば、商業銀行の銀信合作・委託貸付、銀証合作、銀行のインターバンク取引などの関連業務は銀監会の規制監督の枠内に入っているが、シャドーバンキングの中にも含まれる。

一方、張明博士によれば、①中国のシャドーバンキングは、米国と大きく異なると指摘した。中国のシャドーバンキングは、銀行理財（資産運用）の関連業務（オンバランス資産のオフバランス化）と委託貸付も含めれば、小額貸付会社や担保会社、信託会社、ファイナンス会社および金融リース会社などのノンバンクが提供する「貯蓄から投資への転換」業務、さらに規制監督を受けない民間金融も含まれる、②欧米と異なる点として、中国のシャドーバンキングは、伝統的な銀行に類似した組織形態を採用して資金の調達と運営を行い、実体経済を支える役割として金融サービスを提供している。実体経済における金融効率の向上に寄与している点で、欧米のように複雑な金融デリバティブ商品によるバーチャルな貨幣信用創造を際限なく行うのとは異なる、③中国のシャドーバンキングは、従来の商業銀行業務に対して代替性、依属性、貨幣信用創造などの特徴から識別できる。最も代表的なのは、金融業の中にある理財関連業務である、と述べた。

以上の議論で指摘された中国のシャドーバンキングの特徴を要約すると、①制度化された金融に属するものと、制度化されていない金融に属するものがある[40]、②銀行以外の者が担い手になっている、③免許が不要であるか、必要であったとしても規制が緩い、の 3 点である。

これまで国際的なシャドーバンキング、とりわけ米国のシャドーバンキングと中国のシャドーバンキングの議論を整理してきた。中国のシャドーバンキングは米国と似ている部分があるものの、その定義、特性、役割は米国のそれとは大きく異なる。筆者は、中国のシャドーバンキング（影子銀行）と米国のそれは、名称こそ同じであるが根本的に異なるものだと考えている。

3．本研究における中国のシャドーバンキングの分類

本論文は中国のシャドーバンキングについて、①経済的・社会的な要因、②二重構造の金融体制（金融双軌制）[41]の要因、 ③規制監督の制度的な要因の 3 つの側面から、3 種類に分類する。

1 つ目は、制度化された銀行システムの内外を統合したシャドーバンキングである（以下、中国のシャドーバンキング①型：SB①）。具体的には、金融資産管理会社、信託会社、ファイナンス会社（財務公司）、金融リース会社、マネーブローカー、消費者金融会社、証券会社、ファンド管理会社など金融監督下のノンバンクが含まれる（前掲図表 4）。金融機関として免許を有しながらも、MMF に相当する貨幣市場基金、資産証券化、一部の理財業務[42]と称される資

40 本研究の制度化の意味については、中国の金融制度、規制監督の側面を捉えている。

41 中国のシャドーバンキングは、二重構造の金融体制（金融双軌制）と呼ばれ、銀行を中心とする従来型の資金仲介ルートとは一定の役割分担がなされている。

42 例えば、銀行理財（委託貸付関連業務の理財を含む）、銀信合作の理財、銀証合作の理財、銀行同業業務（イ

産管理業務を緩い規制の下で、もしくは規制を回避して行う金融仲介業を指す。

SB①は、前述した国際的な議論と米国のシャドーバンキングと共通の特徴を有する。法的属性からみると、いずれも実体、あるいは実体に準じる機関である。規制監督の観点からは、いずれも制度的不備が存在する。機能の面では、いずれも銀行と同様に、金融仲介プロセスの中で資産変換（信用リスクの変換、満期変換期と流動性変換）の機能を担っている。また、中国のシャドーバンキング①型は、米国と同様に信用リスク・流動性リスクが生じた場合、金融システム全体の不安定化を増幅させ、システミックリスクに波及する可能性がある。さらに実体経済への影響も大きいため、2008 年以降、中国政府・当局は中国のシャドーバンキング①型に対して、通達を通じて様々な規制監督を行っている。今後、同市場の規模は縮小傾向に向かうと考えられる。

2 つ目は、インフォーマル金融などを含む銀行システム外のシャドーバンキング（以下、中国のシャドーバンキング②型：SB②）である。インフォーマル金融は金融システムの近代化以前から存在するもので、金融システムの外部にある民間銭庄、地下金融、民間担保会社、小額貸付会社、質屋、ファンド（基金会）、投資公司、投資組合などの民間金融組織による信用（金融）仲介を指す。彼らは金融機関としての免許を持たない、規制監督が不十分な金融仲介業である。

日本ではインフォーマル金融というとヤミ金融のイメージがあるが、中国では一般的に政策金融や公的金融と対極的な存在として語られている[43] [44]（陳, 2010）。貸手は正規の銀行ではないが、これらのインフォーマル金融（民間貸借）は銀行貸出と同等の機能を持っており、貸出先は主に金融政策の引締めで銀行から融資を受けられない顧客、例えば、中小企業、不動産開発会社、その他政策的に規制されている産業（環境汚染とエネルギー消費の度合いが高い産業）などである。

SB②は、前述の先進国、とりわけ米国のシャドーバンキングの定義と分類には含まれないが、中国などの途上国では独自の金融形態を形成している。近年、中国のインフォーマル金融の市場規模も拡大しつつある。銀行以外の多様なチャネルを活用することによって、本来融資を受けられない中小企業や個人も資金調達が可能になり、金融包摂の役割を果たしている。

3 つ目は、銀行システム外にあるフィンテック型のシャドーバンキング（以下、中国のシャドーバンキング③型：SB③）、すなわちファイナンスとテクノロジーの融合であるフィンテック（FinTech）[45]を活用したオルタナティブファイナンス（代替貸出）やオンライン・オルタナティブ・ファイナンスである。オンライン・オルタナティブ・ファイナンスとは、金融機関としての免許を持たず、完全に規制・監督もされていない金融仲介業である。具体的には、インターネット上の P2P レンディング、クラウドファンディング、ネット小口融資などのインターネットファイナンスを指す。なお、中国のシャドーバンキング③型は、前述した米国のシャドーバンキングの定義と分類にも含まれていない。

オンライン・オルタナティブ・ファイナンスは、インターネットファイナンスの一部である。インターネットファイナンスには、オンライン事業に参入した伝統的な金融機関とオンライン

ンターバンク取引）の理財業務などを含む。

43 陳（2010）pp.20-22 を参照。

44 陳玉雄によれば、中国ではインフォーマル金融は民間における自発的金融活動、民間資本による金融以外に、場合によって高利貸やヤミ金融などの意味で使われることがある。陳（2010）では、中国のインフォーマル金融は公式に認められていない金融機関による金融活動、それを営む仕組み、組織（あるいはネットワーク）および個人を指すと定義されている。

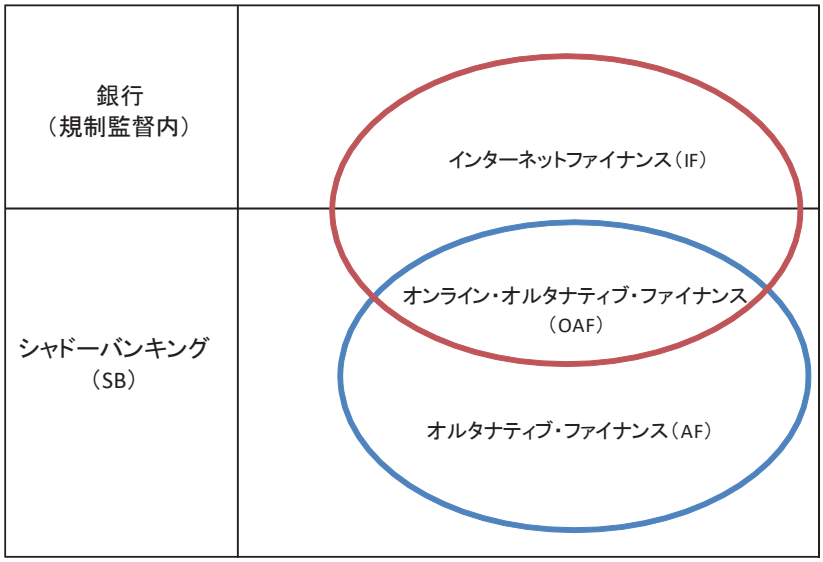
45 フィンテック（FinTech: Financial Technology）は、Finance と Technology を組み合わせた言葉で、実態的には ICT 技術の発達によって出現した、従来存在しなかったような様々な金融ビジネスの態様、あるいはネットベンチャー企業などが提供する金融サービスと金融関連サービスを指す。

金融商品・サービスを提供する非伝統的な金融プラットフォーム事業者の両方を含む（図表 5）。本研究では、オンライン・オルタナティブ・ファイナンスについて、銀行システム外のオンライン市場を経由して個人や事業者に資金を提供している金融仲介を指すものと定義し、P2P 保険、オンライン MMF、第三者決済などは含まないものとする。

中国ではオンライン・オルタナティブ・ファイナンスは、シャドーバンキング（影子銀行）の一種と考えられていたが、シャドーバンキングという名称は脱法的、非合法的などのネガティブなニュアンスがあるため、銀行以外の金融仲介であるオルタナティブファイナンスと呼ばれるようになった（李, 2017b）。

近年中国において、フィンテックを活用したオンライン・オルタナティブ・ファイナンスが成長している。オンライン・オルタナティブ・ファイナンスはインフォーマル金融と同様、金融サービスにアクセスすることが困難な個人や零細中小企業を対象に、新たに資金の運用・調達ルートを提供するものである。金融包摂（中国語で普恵金融）の観点でいえば、フィンテックをはじめとする金融イノベーションは、金融の対象領域を拡大したと一定の評価をすることが可能である。

図表５　オンライン・オルタナティブ・ファイナンスとシャドーバンキングの関係



（出所）筆者作成

このように本論文では、SB①、SB②、SB③の 3 つに分類し、それぞれの実態、形成過程、発展メカニズム、その潜在的なリスクと規制当局の対応を論じる。加えて本論文では、SB①の実態と特徴を把握するため、金融システム全体に影響を及ぼすシステミックリスクが生じた米国のシャドーバンキングと比較するほか、伝統的銀行システムとの比較を行う。一方、銀行システムの外にある SB②と SB③は、金融システム全体におけるウェイトは小さく、伝統的な金融機関から独立したプラットフォームの上で、既存の金融サービスを補完・代替する新たな金融サービスを提供するものとして、今後も拡大傾向が続くと考える。また、金融イノベーション促進の下で、インフォーマル金融とフィンテック型のシャドーバンキングの発展は金融包摂を推進するものとして近年注目されており、その発展メカニズムの研究は有益である。

もっとも、2016 年末、中国政府の経済運営方針を決める中央経済工作会議は、金融リスクの防止を最重要課題と位置づけた。これを受けて 2017 年以降、当局はシャドーバンキング②～

③型に対する規制強化策[46]を相次いで打ち出し、一部の非合法的な金融ビジネスは縮小・撤退とビジネスモデルの見直しを余儀なくされた。

Ⅲ．中国のシャドーバンキング（影子銀行）の概観

１．中国のシャドーバンキングの全体像

まず、前章で定義した中国のシャドーバンキングの 3 種類[47]について、その現状をみてみよう。図表 6 は、中国のシャドーバンキングの全体像と類型を整理したものである。

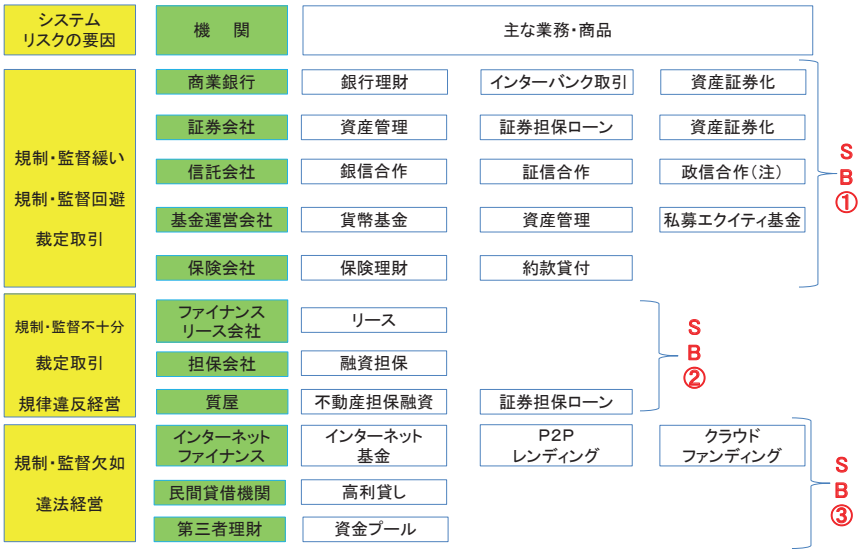
中国のシャドーバンキング①型（以下、SB①）は、制度化された銀行システム内外を統合したシャドーバンキングである。SB①は、金融機関の免許を有しながらも、緩い規制・監督の下で、もしくは規制・監督を回避して裁定取引を行う金融仲介業を指す。図表 6 の通り、SB①は、商業銀行やノンバンクなどの金融機関が中心になって、金融イノベーションと規制回避により様々な金融商品と業務協業を生んだ。SB①は、中国のシャドーバンキングに占める割合が大きいため、金融システム全体を不安定化させる可能性がある。

中国のシャドーバンキング②型（以下、SB②）は、銀行システム外のシャドーバンキングであり、いわゆるインフォーマル金融などを指す。金融機関の免許を有さず、規制・監督が不十分な金融仲介業である。

中国のシャドーバンキング③型（以下、SB③）は、銀行システム外にあるフィンテック型のシャドーバンキングである。金融機関の免許を有さず、規制・監督の対象外にある金融仲介業である。

銀行システム外にある SB②と SB③は、中国のシャドーバンキングにおける割合が小さいため、金融システムへの影響は大きくない。

図表６　中国のシャドーバンキングの全体像と類型



（注）政信合作とは、政府機関と信託会社の協業を指す。同様に、銀信合作は銀行と信託会社を、証信合作は証券会社と信託会社の協業をそれぞれ意味する。

（出所）筆者作成。

---

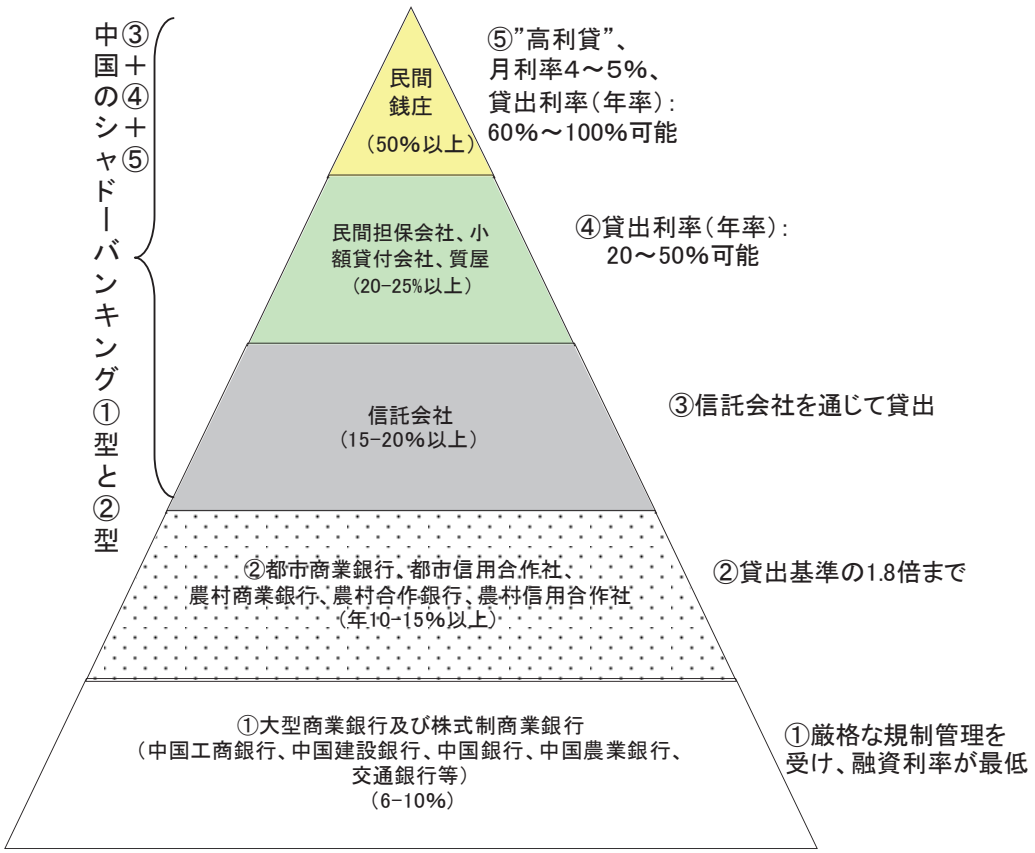
[46] 主な措置として、①非合法の金融集団と非合法の金融活動の排除、②虚偽の資本増強や同一資金を用いた循環的資本増強、株式の代理保有及び潜在的な株主に対する取り締まりの強化、③大株主による企業操縦と内部者による企業支配（インサイダー・コントロール）の摘発強化、④監督基準の規範化と監督プロセスの統一化、⑤責任所在の明確化と罰則の厳格化、⑥制度的欠陥の補完、などが実行された。

[47] 本論文は、①規制監督の制度的な要因、②経済的・社会的な要因、二重構造の金融体制（金融双軌制）の要因、の 3 つの側面から、中国のシャドーバンキングについて 3 種類に分類した。

次に銀監会のデータによると、中国の貸出市場は大きく 5 つのカテゴリーに分けられる（図表 7）。第 1 は、厳格な規制・監督下にある大型商業銀行（5 大銀行[48]）と株式制商業銀行による貸出（融資利率は年 6～10%）である。第 2 は、都市商業銀行、都市信用合作社、農村商業銀行、農村合作銀行、農村信用合作社による貸出（融資利率は年 10～15%以上、貸出基準の 1.8 倍まで融資可能）である。第 3 は、信託会社を通じた貸出（融資利率は年 15～20%以上）である。第 4 は、民間担保会社、小額貸付会社や質屋による貸出（融資利率は年 20～50%）である。第 5 は、民間銭庄、いわゆる「高利貸」による貸出である。江蘇省・浙江省（温州市）辺りの地域では、旺盛な起業家精神を持つ中小企業が多く、彼らに対する貸出は、月利で 4～5%、年率で最高 60～100%（融資利率が年 100%超の場合もある）というものも存在する。

以上のうち、第 3 から第 5 までのカテゴリーが、SB①と SB②にあたると考えられる。なお、フィンテック型のシャドーバンキング、すなわち SB③の短期貸出平均金利は、6～12%のレンジにある。

図表 7　中国のシャドーバンキング①型と②型の貸出金利



（注 1）括弧は貸出利率（年率）。
（注 2）民間銭庄は"高利貸屋"のこと。中国江蘇省、浙江省など民間経済が盛んな地域で流行。
（注 3）代表的な商品は理財商品（資産運用商品）である。特に理財商品は、信託会社の不動産信託等の銀行における代理販売（銀信合作や委託貸付）の対象商品である。
（出所）好買基金研究中心、各金融機関の貸出基準比率を基に、筆者作成。

[48] 大型商業銀行（5 大銀行：“big 5”）は中国工商銀行、中国建設銀行、中国銀行、中国農業銀行、中国交通銀行の 5 行を指す。この 5 行は、中国の商業銀行資産の 3 分の 2 のシェアを占めている。

２．中国のシャドーバンキングの規模

中国のシャドーバンキングの市場規模には諸説あり、政府が公式な統計データを公表しないため実態の把握は難しい。

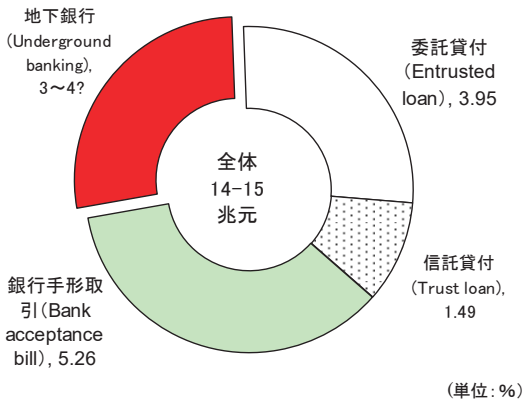
中国のシャドーバンキングを巡っては、2013 年夏に短期金融市場の金利が急上昇し、金融市場の混乱が生じたにもかかわらず、2013 年以降、シャドーバンキングの市場規模は拡大し続けた。その原因については、2013 年を境に中国のシャドーバンキングの構造は大きく変わった。同年を境に異なることとなった経済環境・金融政策と規制・監督体制の下で、中国のシャドーバンキングはその時々の状況に応じた商品を提供してきた。

以下、中国のシャドーバンキングの市場規模と、2013 年を境目とする構造変化を確認する。

（１） 中国のシャドーバンキングの規模（2008 年～2013 年）

まず、2013 年以前における中国のシャドーバンキングの規模をみると、2011 年 6 月時点のシャドーバンキングの金融仲介残高は約 14 兆～15 兆元に上ると推計されている[49]（Société Générale, 2011）（図表 8）。その規模は、狭義の定義（①信託・委託貸付、商業手形の合計）でみると、2012 年 7～9 月期時点で 13.7 兆元と、同年の名目 GDP（52.2 兆元）の 26%に達する。広義の定義（①信託・委託貸出、商業手形、②その他の信託資産とインフォーマル金融、③民間保有の社債の合計）でみると、金融仲介残高は 24.4 兆元、名目 GDP の 46.5%と推計されている[50]（UBS securities, 2012）（図表 9）。英誌『エコノミスト』の推計によれば、2012 年末時点の中国のシャドーバンキングの各項目（狭義の定義）の合計は 17.5 兆元である[51]（The Economist, 2013）（図表 10）。

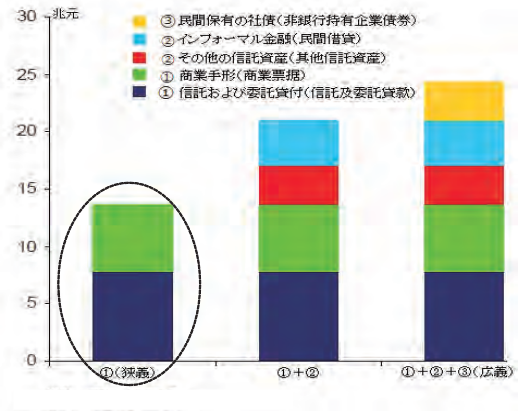
図表８　中国のシャドーバンキングの規模（2011 年 6 月末、予測値）



（注）委託貸付は中国の銀行に特有の金融サービス。企業間での直接貸借はできないが、銀行を介在すれば「委託貸付」が可能。利率は貸出先が決定する。銀行側は仲介手数料を受取り、リスクを負わない。

（出所）中国人民銀行、SG Growth Asset Research より筆者作成。

図表９　中国のシャドーバンキングの規模（2012 年 7～9 月期時点、UBS 推計値）



（出所）UBS 証券(2012)。

[49] Société Générale (2011)のデータによる。
[50] UBS securities (2012)のレポートを参照されたい。
[51] The Economist (2013)pp.66-67 を参照されたい。

また、中国証券系シンクタンクである上海証券研究所の調査によれば、2012 年 12 月時点での広義の定義によるシャドーバンキングの金融仲介残高は、27.88 兆元、同年の名目 GDP の 53.68%と推計されている。このように、外資系と中国国内の推計値をみると、広義に解しても 25～30 兆元、狭く解しても 13～17 兆元の間に収まる規模である（図表 11）。ドイツ銀行の分析[52]では、2013 年末の中国のシャドーバンキングの与信額は 19.6 兆元、名目 GDP の 23.9%と予測されている（図表 12）。中国のシャドーバンキングの与信構成は多様であり、2013 年末時点ではリース（10.7%）、小口貸金（4.2%）、その他信託（3.0%）、集合ファンドトラスト（13.8%）、単一ファンドトラスト（38.6%）、私人間貸借（20.8%）、信用保証（8.4%）、質屋（0.5%）からなっている（図表 13）。

図表 10　中国のシャドーバンキングの規模（2012 年末、兆元）

商品	規模
インフォーマル金融（informal loans）	3.5
マイクロ信貸（Microcredit）	0.6
委託貸付（Entrust loans）	5.9
集合信託商品（Collective-trust products）	1.9
銀行WMPs（オフバランスシート）	1.8
銀行WMPs（信託会社組成）	2.1
銀行WMPs（証券会社組成）	1.7
合計	17.5

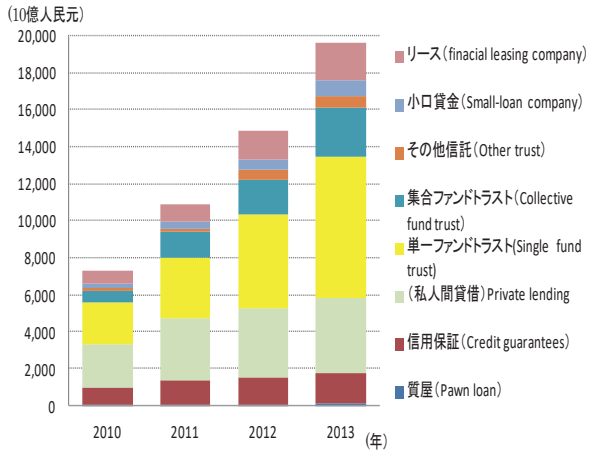
（注）WMPs は資産運用商品。Wealth Management Products の略。
（出所）The Economist (2013)より筆者作成。

図表 11　2013 年以前の中国のシャドーバンキング規模の比較（推計値）

データ出所	データ発表の日付	兆元	兆ドル	% of 2012年名目GDP	% of 銀行資産（2012年末）
広発証券	2012/12/17	30	4.8	57%	31%
Citi Research	2013/1/11	28	4.5	54%	29%
Barclays	2012/12/1	25.6	4.1	49%	27%
華泰証券	2012/12/14	25	4	48%	26%
ANZ Bank	2012/12/1	15-17	2.4-2.7	29-33%	16-18%
Bank of America Merrill Lynch	2012/7/6	14.5	2.3	28%	15%
UBS	2012/10/16	13.7-24.4	2.2-3.9	26-46%	14-25%

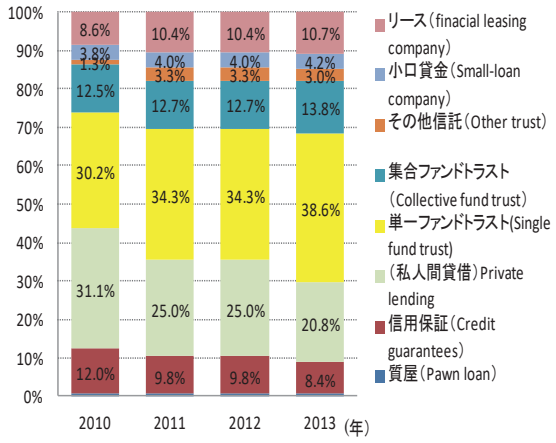
（注）銀行資産は大型商業銀行(Big 5)、株式制商業銀行、都市商業銀行の総資産合計。
（出所）Federal Reserve Bank of San Francisco(2013)より筆者作成。

図表 12　中国のシャドーバンキングの与信額（2013 年末）



（出所）Deutsche Bank (2014), p.29 を筆者訳。

図表 13　中国のシャドーバンキングの与信の構成（2013 年末）



（出所）Deutsche Bank (2014), p.29 を筆者訳。

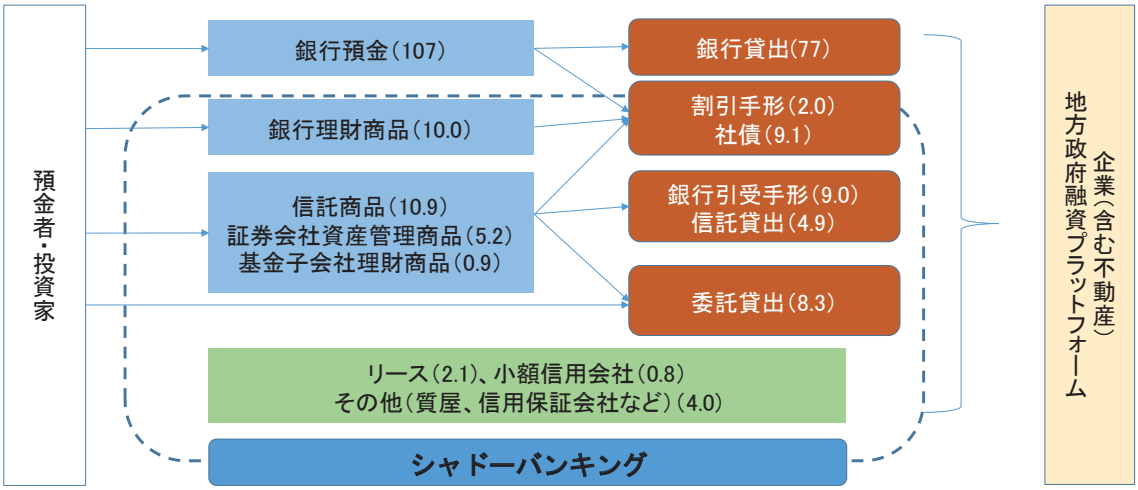
[52] Deutsche Bank (2014)pp.29-37 を参照されたい。

さらに、日本銀行北京事務所のレポート[53]によると、中国のシャドーバンキングは資金の貸し手と借り手の双方の側面から分類されている（図表 14）。まず資金を運用する預金者・投資家からみると、銀行理財商品や信託商品が代表的な運用対象となっている。中国では預金金利の上限は一定水準に規制されているが、これらの商品は金利規制の対象外であり、預金金利より高い予定利回りとなっている。銀行理財商品などにより調達された資金は、社債、銀行引受手形、信託貸出、委託貸出といった形で、借り手である企業や地方融資プラットフォーム（資金調達機能と開発デベロッパーを兼ねた地方政府傘下の投資会社）[54]に流れる。こうした資金の流れに対する当局の規制は、銀行貸出に比べて緩やかなものとなっている（日本銀行北京事務所, 2014）。

資金の出し手側の主な資金運用商品としては、①銀行理財商品（2013 年末 10.0 兆元）、信託商品（同 10.9 兆元）などがある。資金の借り手側の主な資金調達手段としては、①銀行引受手形（同 9.0 兆元）、②信託貸付（同 4.9 兆元）、③委託貸付（同 8.3 兆元）、④リース（同 2.1 兆元）、⑤小額貸出（同 0.8 兆元）、⑥その他の民間金融（同 4.0 兆元）などが含まれる（図表 14、15）。日本銀行の試算によれば、2013 年末の中国のシャドーバンキングの規模は 35 兆元、名目 GDP（2013 年末）の約 6 割程度と推計された。

このように、2008 年の世界金融危機以降 2013 年までは、中国のシャドーバンキングは発展段階の初期にあり、商業銀行とノンバンクの協業によって様々な資産運用商品が登場した。特に、委託貸付、信託貸付、銀行引受手形を中心としたシャドーバンキングが拡大し、各機関の推計をまとめると全体規模はおよそ 30～35 兆元に達する。

図表 14　中国のシャドーバンキングの全体像（2013 年末値、兆元）



（出所）日本銀行北京事務所(2014) p.32。

[53] 日本銀行北京事務所(2014)pp.32-35 に参照されたい。
https://www.boj.or.jp/announcements/koho_nichigin/backnumber/data/nichigin38-8.pdf

[54] 中国では、地方政府が債務を負うことが禁止されている。このため地方政府は公共政策に近い業務を行うために公営企業を設立し、当該企業を通じて資金調達を行うことが一般的である。このような企業を「地方融資平台」と呼ぶ（日本銀行北京事務所, 2014）。

図表 15　中国のシャドーバンキングにおける金融商品・金融取引

＜資金の出し手側：主な資金運用商品＞

銀行理財商品	銀行が販売する金融商品。仕組みとしては、銀行が販売する固定収益型の投資信託に近い。最低購入金額は5万元程度。
信託商品	信託会社が販売する金融商品。全体のうち20%程度は、銀行理財商品の資金を受け入れる（銀信合作）と呼ばれるタイプ。銀行理財商品に比べ、予定利回りが高く、最低購入金額も100万元と大きい。

＜資金の借り手側：主な資金調達手段＞

銀行引受手形	企業が発行する手形のうち、銀行が保証をつけたもの。
信託貸付	投資家から委託を受けた信託会社が行う資金運用のうち、貸出形態をとるもの。
委託貸付	企業間の資金貸借。その際、銀行が仲介、資金管理を行う。
リース	企業がリース会社にリース料（賃借料）を支払って生産設備等の供与を受ける取引。
小額貸出	ノンバンクである小額信用会社が行う貸出取引。
その他民間金融	友人・知人間での資金貸借や、法律で認められていない非正規金融（インフォーマル金融）として行われる資金貸借。

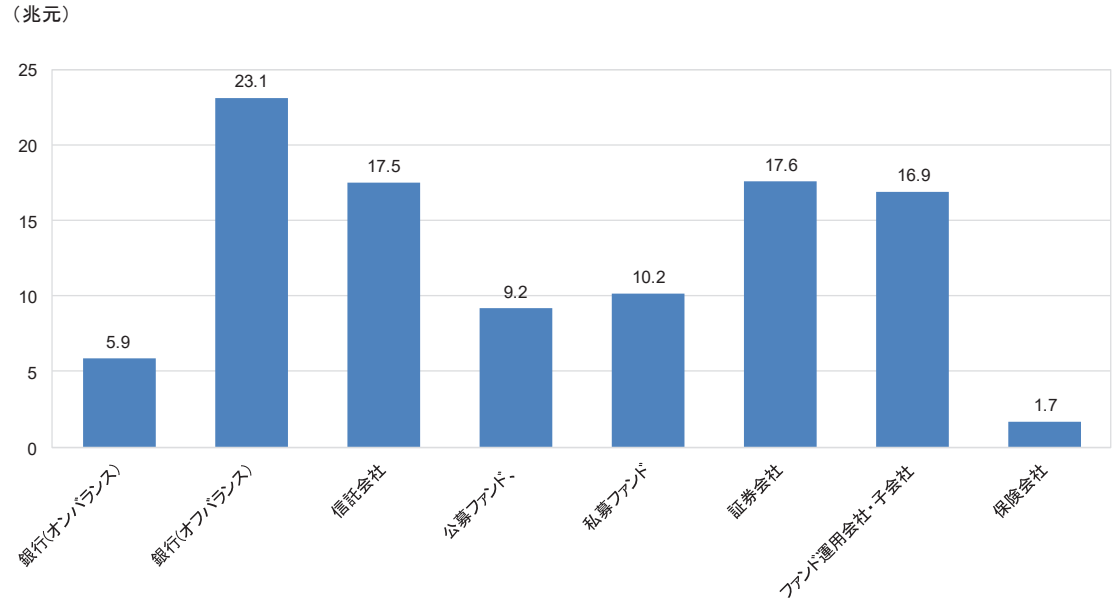
（出所）日本銀行北京事務所(2014) p.32。

（２）2013 年以降における中国のシャドーバンキングの規模拡大と構造変化

2013 年以降、中国のシャドーバンキングの規模はさらに拡大し続けた。2017 年 8 月、中国人民銀行は金融安定レポート[55]において、初めて資産管理業務のデータを公表した。中国のシャドーバンキングは資産管理業務の一部を形成しているため、その規模が注目された。2012 年下期以降、証券、ファンド、先物、保険などノンバンクの資産管理業務が拡大したことで、同市場の規模も拡大し続けた。2016 年末における中国の資産管理業務残高をみると、銀行のオンバランス、オフバランスの理財商品はそれぞれ 5.9 兆元、23.1 兆元、信託会社は 17.5 兆元、公募ファンド、私募ファンド、証券会社、ファンド運用会社・子会社、保険会社はそれぞれ 9.2 兆元、10.2 兆元、17.6 兆元、16.9 兆元、1.7 兆元に達する（図表 16）。中国人民銀行の試算によれば、中国の資産管理業務は全体で約 60 兆元超に上り（業態間の重複分を除く）、名目 GDP（2016 年末）の 80.6%を占める。

[55] 中国人民銀行金融穏定分析小組(2017) p.117 を参照されたい。

図表 16　中国の資産管理業務の残高（商品分類別、2016 年末）



（注）資産管理業務の一部がシャドーバンキングを形成する。「中国金融穏定報告 2017 年」によれば、業態間の重複分を除くと、2016 年末の資産管理業務の残高は全体で約 60 兆元超。
（出所）中国人民銀行金融穏定分析小組（2017）より筆者作成。

また、2017 年 5 月に発表された FSB[56]の推計データによれば、2015 年の中国のシャドーバンキングの規模は約 7.7 兆ドル（約 49.28 兆元）、名目 GDP （2015 年末）の 68.3%に達した。2014 年 1 月に公表された JPMorgan の推計[57]では、中国のシャドーバンキングの規模は 7.5 兆ドル（46 兆元）、名目 GDP（2013 年末）の 80.9%を占めた（図表 17）。

[56] FSB (2017c)を参照されたい。
www.fsb.org/2017/05/global-shadow-banking-monitoring-report-2016-monitoring-dataset/
[57] Elliott, Kroeber, Yu (2015)の論文による。

図表 17　2013 年以降の中国のシャドーバンキング規模の比較（推計値）

データ出所	データ発表の日付	兆元	兆ドル	% of 名目GDP
中国人民銀行	2017/8/1	60	9.3	80.6% （2016年GDP）
FSB	2017/5/10	49.28	7.7	68.3% （2015年GDP）
JP Morgan	2014/1/14	46	7.5	80.9% （2013年GDP）
Bangkok Bank	2013/3/14	36.4	6	70% （2012年GDP）
JP Morgan	2013/5/13	36.0	5.8	69% （2012年GDP）
USB	2014/3/14	28.4-39.8	4.7-6.6	50%-70% （2013年GDP）
中金公司（CICC）	2013/4/13	27.0	4.4	69% （2012年GDP）
IMF	2014/10/14	19.9	3.3	35% （2014年GDP）
中国社会科学院（CASS）	2013/10/13	16.9	3.0	36% （2012年GDP）
Standard Charterd	2014/3/14	4.6-12.5	0.7-2.1	8-22% （2013年GDP）

（注）中国人民銀行の推計については、中国人民銀行金融穏定分析小組（2017）の資産管理業務の公表データを基に筆者試算（2016 年 1 ドル＝6.4 元、2016 年名目 GDP74.4 兆元）。
（出所）中国人民銀行金融穏定分析小組(2017）, p.11 , FSB(2017c), Elliott, Kroeber, Yu(2015)より筆者作成。

このように、当局・国際機関や国内外の金融機関の推計をみると、2016 年の中国のシャドーバンキングの規模は約 50～60 兆元であり、2013 年の 30～35 兆元より約 2 倍近く拡大していることがわかる。前述した中国人民銀行の試算によれば、2016 年末の資産管理業務は約 60 兆元超であり、その一部に中国のシャドーバンキングが含まれている。民間格付け会社ムーディーズは、中国のシャドーバンキングを資金源の面から分類し、それぞれの規模を試算した[58]。ムーディーズによれば中国のシャドーバンキングは、コアのシャドーバンキングとして、委託貸付、信託貸付、銀行引受手形が、広義のシャドーバンキングとして、コアのシャドーバンキングに加えて銀行の理財商品、銀行のオフバランス業務、証券会社とファンド会社、ファイナンス会社、民間貸借などが含まれる（図表 18）。

2016 年末における広義の中国のシャドーバンキングの残高は 64.5 兆元、名目 GDP（2016 年末 74.4 兆元）の 86.6%に達する。2016 年末におけるコアのシャドーバンキングの残高は 23.3 兆元であり、広義のシャドーバンキング全体の 36.2%を占める。

[58] Moody's Investors Service「中国影子銀行季度観測報告」（2016 年 4 月、2017 年 11 月、2023 年 3 月）を参照されたい。

図表 18　中国のシャドーバンキングの分類と規模

（単位：兆元）

		信用仲介業務	2011年	2012年	2013年	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	2019年	2020年	2021年	2022年
広義のシャドーバンキング	コアのシャドーバンキング	委託貸付	4.4	5.2	7.2	9.3	10.9	13.2	14.0	12.4	11.4	11.1	10.9	11.2
		信託貸付	1.7	3	4.9	5.3	5.4	6.2	8.5	7.9	7.4	6.3	4.4	3.8
		銀行引受手形	5.1	6.1	6.9	6.8	5.9	3.9	4.4	3.8	3.3	3.5	3.0	2.7
		銀行の理財関連の資産運用業務	2.9	4	6.7	11	21.4	30.3	26.5	24.4	23.4	24.7	24.0	21.5
		銀行のオフバランス業務	－	2.8	3.5	6	12.4	17	15.2	15.8	16.7	20.7	22.6	21.3
		証券会社とファンド会社	－	1.2	3.2	4.9	9	13.3	11.3	8.6	6.7	4.0	1.4	0.2
		ファイナンス会社	0.9	1	2.2	2.4	2.6	2.9	3.1	3.2	3.3	3.4	3.9	3.8
		民間貸借（注1）	3.4	3.4	3.4	3.4	3.4	3.4	－	－	－	－	－	－
		その他（注2）	0.8	1.3	1.8	2.8	3.8	4.6	5.8	6.3	6.8	6.8	7.5	7.3
		合計	19.2	23.9	33.1	40.8	53.3	64.5	62.3	58.0	55.6	55.8	53.7	50.3
		コアのシャドーバンキング対広義のシャドーバンキンの割合（%）	58.4	59.7	57.4	52.3	41.4	36.2	43.2	41.6	39.7	37.5	34.1	35.2

（注 1）民間貸借は 2011 年から変化なしと仮定（6,615 社の借り手である企業に対する調査、2011 年 5 月の中国人民銀行の調査データによる）。なお、民間貸借は 2011 年から広義のシャドーバンキングの一部として捉えていたが、データ更新できないことから、2017 年より当該データを除外。

（注 2）その他は、金融リース、小額貸出、質屋貸出、P2P レンディング、資産担保証券（ABS）、消費者金融会社を含む。

（出所）Moody's Investors Service「中国影子銀行季度観測報告」（2016 年 4 月、2017 年 11 月、2023 年 3 月）。

ムーディーズの報告によると、2014 年以降の中国のシャドーバンキングの拡大は、銀行の理財関連の資産運用業務（オフバランス取引と証券会社・ファンド会社の協業）によりもたらされた。2016 年末に、銀行の理財関連の資産運用業務は 30.3 兆元であり、広義のシャドーバンキングの約 47%に達し、中国のシャドーバンキングの中で大きな割合を占めている。

特に、2013 年から 2016 年の 3 年間で、銀行のオフバランス取引の拡大ペースは加速した。2016 年末の銀行のオフバランス取引は 17 兆元であり、2013 年の 3.5 兆元の 4.9 倍まで拡大した。また、2016 年末の証券会社・ファンド会社の協業業務は 13.3 兆元であり、2013 年の 3.2 兆元の 4.2 倍まで拡大した。こうした結果、2016 年末時点における銀行の理財関連の資産運用業務は、2013 年に対して 352.2%増加した。

このように銀行は、自己資本規制や貸出総量規制、預貸比率規制など厳しい規制監督の下でオフバランス業務の拡大を図り、中国のシャドーバンキングに巨大な資金を提供した。

しかし、近年は中国のシャドーバンキングに変調がみられる。ムーディーズの試算によれば、2022 年のシャドーバンキングの残高は 50.3 兆元となり、2017 年以降は縮小傾向にある。これは、後述の当局による一連の規制強化策が、中国のシャドーバンキングの拡大（本稿の SB①）の抑制に寄与したことを示唆している。特にコアのシャドーバンキング（委託貸付、信託貸付、銀行引受手形）については、2017 年をピークに減少へ転じた。

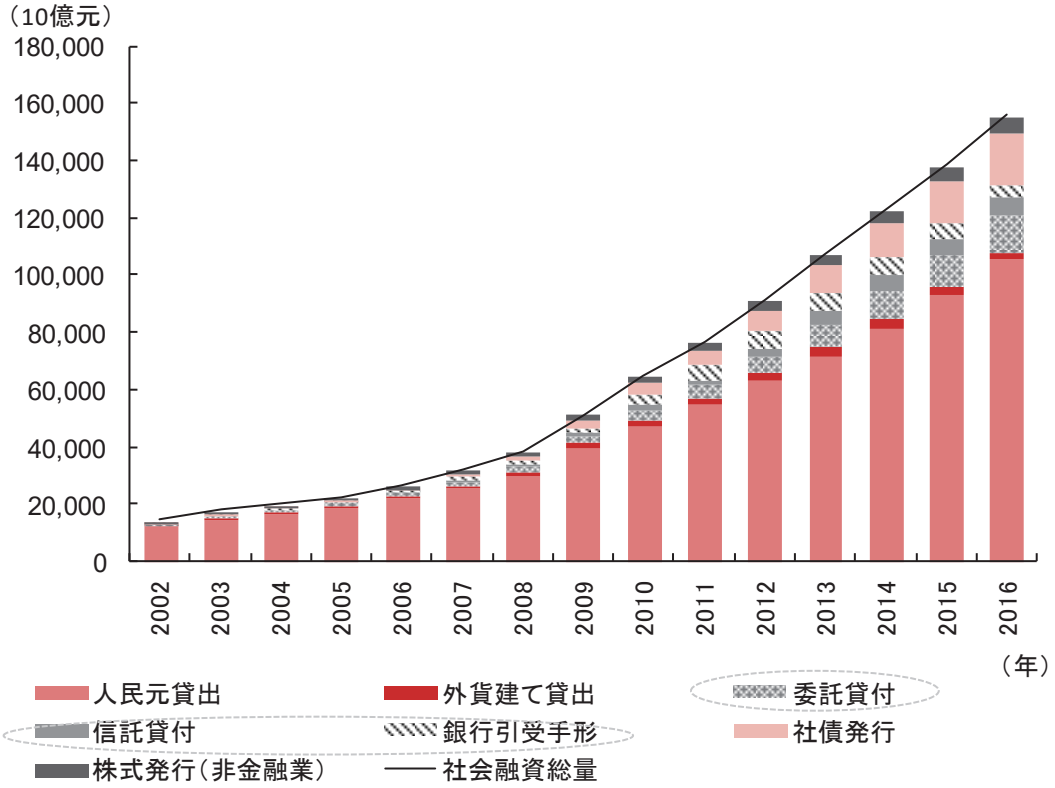
（3）中国のシャドーバンキングの構造変化

実体経済に供給される社会全体の流動性の量を示す社会融資総量をみても、2010 年以降、増加傾向が顕著に表れている（図表 19）。これは、国内の銀行貸出と債券融資の増加を反映しているだけでなく、シャドーバンキングを経由した銀行以外のチャネルによる貸出の急増も反映した結果としばしば指摘されている[59]。しかし、社会融資総量だけで中国のシャドーバンキン

[59] Moody's Investors Service「中国影子銀行季度観測報告」（2016 年 4 月と 2017 年 11 月）。

グの全体像を正確に把握することは難しい。

図表 19　中国の社会融資規模の内訳（残高ベース）

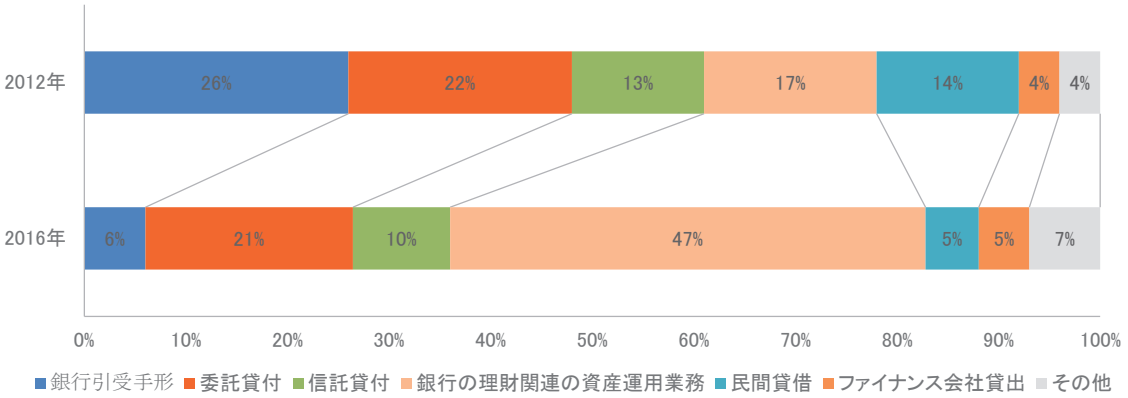


（注）委託貸付、信託貸付、銀行引受手形はコアのシャドーバンキングを指す。
（出所）CEIC データベースより筆者作成。

中国のシャドーバンキングを構成する多くの要素は、実体経済に供給される社会全体の流動性の量を示す社会融資規模[60]の指標に反映されない。委託貸付、信託貸付、銀行引受手形といったコアのシャドーバンキング以外の要素、すなわち「コアでない要素」が急増した結果、中国のシャドーバンキング全体に占める比率は、2012 年末の 40%から 2016 年末には 64%に上昇した。中でも、銀行の理財関連の資産運用業務が全体に占める割合は、2012 年末の 17%から 2016 年末には 47%まで拡大した（図表 20）。一方、規制強化を受けて、銀行引受手形の全体に占める割合は 2012 年末の 26%から 2016 年末には 6%まで低下した[61]。

[60] 社会融資規模（中国語で社会融資総量、英語で Total Social Financing：TSF）は、人民元貸出、外貨建て貸出、委託貸付、信託貸付、銀行引受手形、社債発行、株式発行（非金融業）などが含まれる。
[61] Moody's Investors Service「中国影子銀行季度観測報告」（2016 年 4 月と 2017 年 11 月）のデータによる。

図表 20　中国のシャドーバンキングの構成（2012 年末と 2016 年末の比較）



（注 1）委託貸付、信託貸付、銀行引受手形はコアのシャドーバンキンを指す。

（注 2）その他は、金融リース、小額貸出、質屋貸出、P2P レンディング、資産担保証券（ABS）および消費者金融会社を含む。

（出所）Moody's Investors Service「中国影子銀行季度観測報告」（2016 年 4 月と 2017 年 11 月）より筆者作成。

そのほか、2013 年以降、中国のシャドーバンキングの規模が倍増したことについて、方正証券のレポート[62]はノンバンク資産管理業の急増がその背景にあると指摘している（方正証券, 2017）。

方正証券は、先行研究のところで取り上げた中国人民銀行金融穏定分析小組（2014）の「金融安定レポート」の広義のシャドーバンキングの定義[63]を基に、ノンバンクの資産管理業務とその他機関の融資類業務にまで対象を広げて、中国のシャドーバンキングの規模を推計した。方正証券の分析によれば、中国のシャドーバンキングは、銀行主導で拡大したことがわかる。

推計の具体的な対象は、①銀行の非伝統的な貸出業務とノンバンク（証券、ファンド、信託、保険）の資産管理業務、②その他の融資関連業務、すなわち融資担保会社、ファイナンス会社、金融リース会社の融資業務、③小額貸付会社、インターネット上の P2P レンディング、などである。方正証券は、上述の①②③の関連業務の資産を集計し、シャドーバンキングの全体規模を試算した（図表 21）。

62 方正証券(2017) p.21.

63 中国人民銀行の分類によれば、①狭義のシャドーバンキングは、規制を受けるか否かを判断の基準とする。主として金融事業の免許を有さない小額貸付、融資担保、P2P レンディング、申請登録されていない PE ファンド、第三者理財、民間貸借などが含まれる。②一般的なシャドーバンキングは、銀行システム以外の信用仲介と活動を評価の対象とした。つまり狭義のシャドーバンキングのほかに、金融事業ライセンスを有する信託、理財、MMF、資産管理、資産証券化、エクイティファイナンス、債券融資などが含まれる。③広義のシャドーバンキングは、非伝統的な貸出を評価の基準として、②のほか、オフバランスの銀行の非伝統的な貸出業務（銀行引受手形、信用状、未払代理決済、貸付承諾など）、オンバランスの銀行の非伝統的な貸出業務（標準化と非標準化投資、インターバンクビジネス、無利息資産、人民銀行預金など）が含まれる。

図表 21　中国のシャドーバンキング規模（2010～2016 年）

（単位：兆元）

年/業務形態		2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	2015年	2016年
銀行の非伝統的貸出業務	委託貸付	3.64	4.41	5.17	7.22	9.33	10.93	13.2
	銀行引受手形	4.13	5.15	6.21	7	6.87	5.85	3.9
ノンバンク資産管理業務	資金信託残高	2.67	3.82	5.83	9.25	12.02	14.33	15.91
	証券会社資産管理業務規模		0.28	1.89	5.2	7.96	11.88	17.82
	ファンド会社資産管理業務規模		2.19	3.62	4.22	5.88	12.6	16.89
	ファンド子会社資産管理業務規模				0.97	3.74	8.57	10.5
	保険資産管理業務規模	2.97	3.52	4.05	4.97	6.06	7.72	10.06
その他融資関連の業務	ファイナンス会社の貸出	0.7	0.81	0.93	1.08	1.27	1.47	1.86
	P2Pレンディング残高	0.35	0.39	0.66	0.86	1.3	1.73	2.04
	小額貸付会社の貸出残高					0.06	0.23	0.62
	金融リース契約残高		0.31	0.51	0.73	0.89	0.95	0.93
	融資性担保残高	0.99	1.65	1.9	2.22	2.34	2.2	2.2
広義のシャドーバンキングの規模		15.45	22.54	30.77	43.72	57.72	78.47	95.94
銀行業の資産規模		90.04	104.93	124.22	143.99	164.6	187.32	216.19
シャドーバンキングの総資産/銀行業の総資産（%）		17	21	25	30	35	42	44

（出所）方正証券（2017）p.21。

図表 21 で示した通り、銀行の非伝統的貸出業務には、社会融資規模に含まれる委託貸付、銀行引受手形がある。ノンバンクの資産管理業務には、証券会社、ファンド会社とその子会社、保険会社などによる資産管理業務の資産残高と信託会社の資金信託業務残高が含まれる。そのほか融資関連業務には、融資性担保残高、ファイナンス会社の貸出、金融リース契約残高、小額貸付会社の貸出残高、P2P レンディング残高が含まれる。

方正証券の試算結果によれば、2010 年末における中国のシャドーバンキングの規模は約 8 兆元であり、主に銀行の非伝統的貸出業務（委託貸付、銀行引受手形）で構成される。2010 年から 2016 年まで、銀行の非伝統的貸出業務の資産規模は年平均 11.9%、ノンバンクの資産管理業務の資産規模は年平均 43.6%、その他融資関連の業務の資産規模は年平均 20.8%のペースで増加した。とりわけノンバンクの資産管理業務が急拡大したことは、中国のシャドーバンキング全体の規模拡大に大きく寄与した。

2016 年末における、広義の中国のシャドーバンキングの規模は 95.94 兆元であり、同年の名目 GDP（74.4 兆元）の 1.29 倍に相当する。実際、中国銀行保険監督管理委員会の最新レポート「中国影子銀行報告」（2020 年第 9 期）によると、2019 年末に、広義の中国のシャドーバンキングの規模は 84.8 兆元[64]と、方正証券の試算結果に近い数値となっている。同年の狭義の中国のシャドーバンキングの規模は 39.14 兆元と、広義の中国のシャドーバンキングの 46.2%を占めている。ただし、この試算では資産管理業務の各業態について持ち合いによる重複の部分が除かれていないため、実際の数値より大きな結果になっていると考られる。方正証券の試

64 広義の中国のシャドーバンキングの規模は 84.8 兆元と、同年の名目 GDP の 86%、同年の銀行業総資産の 29%を占めている。

算によると、中国のシャドーバンキングの内訳は、ノンバンクの資産管理業務、銀行の非伝統的貸出業務、その他融資関連の業務が、それぞれ全体の 74.2%、17.8%、約 8%を占める。

なおここで留意すべき点として、ノンバンクの資産管理業務における資産は、シャドーバンキングの資産側に占める割合が一番大きい。それに対応する負債側の資金の供給源は、銀行の理財商品かインターバンク取引である。銀行は、これらの資金を「売掛金」、「売却可能の金融資産」、「レポ取引金融資産」[65]、「インターバンク資産」などの項目で計上し、規制を回避している。

一方、中国のシャドーバンキングの中で割合が少ない民間金融は、銀行との関連性が低い。通常資金に余裕のある者が、小額貸付会社か P2P レンディングプラットフォームを通じて、資金ニーズのある者に直接貸し出している。

Ⅳ．中国のシャドーバンキングの特徴[66]

１．SB①と米国のシャドーバンキングの比較

中国のシャドーバンキング①型と米国型との比較は、様々な観点が考えられる。以下では、上部構造である金融システム要因の比較、シャドーバンキングの仕組みの比較、シャドーバンキングの機能に関する比較という 3 つの視点から論じる。

（１）金融システム要因の比較

第 1 に、中国の金融システムは銀行主導の間接金融中心の資金調達構造であるのに対し、米国では資本市場などの直接金融の比率が比較的高いことがあげられる。中国では、改革・開放政策の下で様々な金融改革が試みられ、金融資本市場の拡大と深化が大いに進展した。しかし欧米諸国と比較すると、依然として資本市場の規模は小さく、直接金融への依存度が低いうえに株式市場と債券市場のバランスが取れていない。このため、中国では、米国でみられる資産証券化を活用したシャドーバンキングの形態は未発達である。

第 2 に、中国では金融業務の業態別規制が厳格である。すなわち、銀行業務・証券業務・保険業務という 3 つの業態に跨る金融機関の経営は禁止されている。そのため銀行は、シャドーバンキングの担い手に出資することや、シャドーバンキングの保有資産を購入することができない。このような環境の下では、シャドーバンキングのリスクの銀行システムへの波及は限定的であり、金融システム全体に影響を及ぼすシステミックリスクが生じる可能性も限定的と考えられる。

第 3 に、中国の金融システムは市場への浸透度が低く、情報開示も米国など先進国に比べて十分ではない。例えば、中国のシャドーバンキングで資金調達ツールとして利用されている理財商品は、情報開示が不十分であるため、リスクの所在が明らかではない。また、正確な情報開示を前提とした投資家の自己責任を問い得る環境にもないため、理財商品がデフォルトした場合のリスクの負担者も明らかではない。

第 4 に、中国では海外との間の資本移動が大きく制限されているため、中国の金融システムと海外とのリンケージが弱い。その結果、何らかのショックが生じても、中国のシャドーバンキングに入り込んでいる海外市場の資金が一斉に引き揚げられる事態は起きにくいと考えられる。

---

[65]「買戻し条件付き売却取引」を意味する（レポ取引は日本における現先取引に該当）。

[66] SB①～③の主要プレーヤーとビジネスモデル、および SB①の主な業務実態、米国との比較および潜在的なリスクと規制当局の対応等の詳細について、拙著『中国のシャドーバンキング―形成の歴史と今後の課題』をご参照。

（２）仕組みの比較

次にシャドーバンキングの仕組みを比較すると、次の 2 点を指摘できる。

第 1 に、中国のシャドーバンキングの資金は、金融市場における短期調達ではなく、個人投資家などが投資した理財商品をはじめとする様々な投資・資産運用ツールによって調達されたものである。このため、米国に比べて資金調達の安定性が高い。加えて、資金源が幅広いことから、金融政策引き締めの効果が限定的である。

第 2 に、中国のシャドーバンキングは比較的単純な金融仲介構造であり、レバレッジが米国に比べて低い。米国のシャドーバンキングは、CDO や ABS などの証券化商品が含まれており複雑な構造を持つ一方、中国のシャドーバンキングは、欧米と比較して運用方式がシンプルである。レバレッジも、米国の 30～40 倍に対して、中国は 10 倍以下と比較的低い[67]。

（３）機能の比較

最後にシャドーバンキングの効果・機能を比較すると、中国のシャドーバンキングは、中小企業などの資金調達の実需にもとづいて行われており、金融仲介機能の一端を担っている。これは、米国でのシャドーバンキングがサブプライム層など本来貸し出すべきではない借り手への融資を起点として組成されていたことと対照的である。このように中国で銀行を中心とする金融仲介チャネルと別のチャネルを構成していることは、「金融双軌制（二重構造の金融体制の意味）」と呼ばれている。

２．伝統的銀行システムとの比較

さらに、中国のシャドーバンキング①型を伝統的な銀行システム（預金・貸金）と比較すると、以下の特徴がある。

第 1 点として、シャドーバンキングは厳格な規制・監督を受けない一方、伝統的な銀行システムは厳しい規制を受ける。例えば、商業銀行の場合、①預金準備金の保有、②自己資本比率 8%以上（レバレッジ 12.5 倍以下）の維持などが要求される。

第 2 点として、中国のシャドーバンキングによる資金調達は米国に比べて比較的安定性が高いが、預金ではない。そのため、銀行はコア預金のような安定的な調達が可能であるのに対して、シャドーバンキングでは資金調達ツールである理財商品などの満期が到来するたびに、資金繰りの心配が生じる。

第 3 点として、中国のシャドーバンキングの貸出金利は比較的高い。人民銀行は 2011 年に、中国における中小企業の経営に一定の困難が表面化したと指摘した。一部の地域においては、インフォーマル金融の貸出利息が急上昇し、中小企業の融資コストを押し上げたのである（中国人民銀行, 2011）。

以上を踏まえて、中国のシャドーバンキングの特徴について、米国のシャドーバンキングと伝統的な銀行システムと比較すると、図表 22 のようになる。

---

[67] 欧米の主要銀行は、世界金融危機当時のレバレッジ（総資産/株主資本）が 20～40 倍と高いのに比べ、中国 5 大銀行（中国工商銀行、中国建設銀行、中国銀行、中国農業銀行、交通銀行）は 10 倍以下である。

図表 22　中国のシャドーバンキングと米国・伝統的な銀行の比較

比較項目	伝統的な銀行システム	中国のシャドーバンキング	米国のシャドーバンキング
投融資先	実需	実需 （伝統的な銀行システムの補完的な役割）	金融商品 （証券化を経由）
仲介構造	単純	単純	複雑
レバレッジ	10-15倍	10倍以下	20倍以上、30～40倍 （バブル、金融危機前）
リスク	小	中	大 （システミックリスクの発生）
資金源	預金	銀行信用貸出など	資本市場、ファンド、投資家
規制監督	厳格な銀行規制	一部に業種別の金融監督	金融機関の自己規律、市場規律
情報開示	透明	不透明	不透明
市場性（海外とのリンケージ）	弱い	弱い	強い
危機形態	取り付け騒ぎ（預金）、デフォルト（負債側）	デフォルト（負債側）	市場の機能不全、投資商品価値の暴落
金融包摂の役割	小	大	無

（出所）筆者作成

３．SB①の潜在的リスクと規制対応

中国の SB①においては、規制回避・規制裁定の目的で様々な金融イノベーションの商品が生まれた。伝統的な銀行業務と比較して、中国の SB①は手数料が低く、レバレッジが高いという特徴を持つ。2008 年の世界金融危機後、厳しい金利規制と金利調整幅の制限、貸出総量規制と商業銀行の預貸比率規制の強化などを受け、商業銀行は貸出制限を回避するため、自己資本を利用せずに収益を上げることのできるオフバランス取引（銀信合作、銀証合作、銀行とノンバンクの合作、インターバンク取引など）を積極的に展開した。こうした中、米国のシャドーバンキングと同様に、中国の SB①の急拡大に伴う潜在的なリスク、すなわち、①調達運用の期間のミスマッチ、②信用リスク・流動性リスク、③政策リスク、といったリスクが金融システムに不安定性をもたらしている。

中国の SB①が直面する潜在的リスクとして、次の 5 点を指摘できる。第 1 は、調達運用の期間のミスマッチを意識的に作り出したことである。第 2 は、中国の金融システムの不安定性が上昇していることである。すなわち、中国の SB①の急拡大で、金融が実体経済から乖離しているというリスクが浮上している。第 3 は、大型商業銀行よりも、中小型商業銀行が直面するリスクが高いことがある。第 4 は、中国 SB①は短期的には流動性リスク、中長期的には信用リスクに直面している。第 5 は、中国の SB①と銀行は、実質的にリスクを共有する構造にあったことである。

中国では、2004 年に最初の銀行理財商品が販売されたのを契機に、SB①の資産管理業務は急速に発展した。これは、直接金融市場の発展、家計投資チャネルの拡大、金融機関の経営モデルの改善・実体経済の融資需要の補填に積極的な役割を果たした。一方、資産管理業務に関する適応ルールの相違や複雑な商品構成などの問題も徐々に顕在化し、市場秩序を規範化すべきといった要望も増えている。現在、マクロプルーデンスの管理とミクロプルーデンスの監督の融合、機関規制と機能規制の融合、同類商品に対する統一基準の導入、業界や市場を超えたリスクの拡散防止など、抜本的な制度設計が喫緊の課題となっている。

Ⅴ．SB②と SB③の拡大と米国との比較、潜在的なリスクと規制対応

世界金融危機後に問題視された米国のシャドーバンキングは金融規制回避によるリスクの潜在化を惹起し、金融危機の遠因となったという消極的評価が多い。一方、中国でシャドーバンキング（影子銀行）とされるものには多様な業務実態が存在し、一概に論じることは適切ではない。SB①、②、③それぞれの発展メカニズム、形成過程、そのリスクについて考察すれば、後２者には、さまざまな問題の指摘が可能であるものの、自由競争への転換と金融包摂の意義や、金融分野におけるイノベーションの活性化をもたらす面があるという積極的評価が可能である。

１．インフォーマル金融（民間貸借）の拡大と米国との比較

2010 年のマクロ金融政策の引き締めによって、企業は銀行のチャネルでは満足に資金調達ができず、柔軟性のある民間貸借へと向かった。一方、物価が持続的に高騰し、実質金利が長期的にマイナスに陥った。このため、民間融資が急速な勢いで増加した。企業によっては、不動産等の固定資産を担保にした銀行からの借入以外に、高利貸に預けて高い金利を得るところも増えている。中国のインフォーマル金融は、中小企業金融において重要な役割を果たしている。借り手となる中小企業から見れば銀行からの融資は期待し難い。一方、預金者から見れば預金金利が実質マイナス（名目金利－物価上昇率）となっており、より有利な運用方法を求めるニーズが増大した。このような中、両者のニーズに応える形で、近年インフォーマル金融（民間貸借）が急増した。中国のインフォーマル金融は、①営業地域や対象が広範、②金利が高い、③利用される割合が高い、④関連訴訟案件の発生率が高いの４つの特徴がある。

米国のインフォーマル金融と中国の SB②を比較し、その違いは次の３点を指摘できる。第１は、借り手の違いである。米国のインフォーマル金融の利用者は、基本的に低所得層、とりわけアフリカ系・ラテン系・ヒスパニック系の移民が多い。一方、中国では、インフォーマル金融の借り手は主に中小企業や個人である。第２は、資金使途の違いである。米国では、インフォーマル金融からの借入は、主に生活必需品の購入や、医療費などの支払いに充てられる。一方、中国では、借入資金は、主に中小・零細企業、農業経営の運転資金に用いられる。第３は、インフォーマル金融に対する当局のスタンスの違いである。米国では、世界金融危機の教訓を受けて消費者保護の観点から、高利貸しのインフォーマル金融に対する規制が強化された。一方、中国では、政府による金融包摂推進の一環として、インフォーマル金融に対して寛容な政策がとられている。

２．フィンテック型のシャドーバンキングの発展と米国との比較

中国のオンライン・オルタナティブ・ファイナンス（以下、OAF）は、2013 年以降の数年間急速に成長した。その拡大背景として、①世界最大のインターネット人口と電子商取引市場を擁していること、②銀行の貸出能力の限界と景気減速による新規貸出の慎重化、③旺盛な資金運用ニーズの存在、④規制の裁定機会の存在、の４点が指摘できる。

中国の OAF において最大の割合を占めるのは、P2P レンディング[68]である。米中の P2P レディングの違いとしては、①貸し手（投資家）の条件の違い、②ビジネスモデルの違い、③業務規制の違い、④与信審査とリスク管理の違い、の４点である。

そのほかに、中国のネット小口融資[69]などのインターネットファイナンスの急成長も注目さ

---

[68] P2P レンディングは、貸し手と借り手がインターネットプラットフォームを通じて直接貸借することを指す。

[69] ネット小口融資とは、インターネット事業者が傘下の小額貸付会社を通じて、自社の電子商取引サービスを

れている。代表的な事業者（サービス）には、アリババグループの金融サービスを担うアントグループ（ANT）傘下の民営ネット専業銀行である浙江網商銀行が提供する「網商貸」（旧「阿里小貸」）が挙げられる。「網商貸」の前身は、2010 年にアリババによって設立された「阿里小貸」[70]である。2015 年 6 月、浙江網商銀行（ANT30%出資）の設立に伴い、同サービスは浙江網商銀行に引き継がれた。アリババの EC サイト上に出店する中小店舗や個人を主な対象として、無担保かつ利便性の高い小口融資を提供している。

中国では、フィンテック型のシャドーバンキング（SB③）では、伝統的な金融機関から独立した決済プラットフォームを基盤として、既存の金融サービスを補完・代替する新たなサービスが提供されている。SB③の発展は金融イノベーションにつながることから、当局はこれらの動きを止めるのではなく、発展を容認する方向にある。

３．SB②と SB③の潜在的なリスク

SB②と SB③は、SB①と異なり、市場規模が比較的小さいため、仮にデフォルトが生じたとしても、システミックリスクを引き起こす可能性は低い。つまり、中国の SB②と SB③の潜在的なリスクは、個人リスクにとどまり、中国の金融システム全体へ波及するリスクは軽微である。

P2P レンディングの潜在的なリスクとしては、①投資対象資産のすり替えと取り付け騒ぎに伴うリスク、②虚偽の宣伝と非合法性のリスク、③信用仲介の領域を超えた非合法的な資金募集のリスク、④資金プールに伴うリスク、⑤資金の預託管理とモラルハザードのリスク、の 5 点が指摘できる。

また、フィンテック企業の主なリスクとしては、①リスク隔離メカニズムが欠如したまま金融事業と実業が混在し、リスクが交互に伝播しうること、②持ち株会社と被支配会社間の支配関係や受益関係が不透明で、リスクが隠蔽されていること、③持ち株会社全体に対する資本制約がなく、リスクを防御できる真の資本が不足していること、④一部の親会社が、自己の支配する金融機関の経営に関与し、関連取引を利用して利益を流用するなど金融機関と投資家の利益を損なっていること、などが挙げられる。こうした巨大フィンテック企業がもたらす潜在的なリスクに対して、2015 年以降、中国政府は徐々に規制を強めるようになった。

４．SB②と SB③の規制当局の対応と今後の方向性

規制当局は、中国の SB②型の貸出金利に対してルール整備を行っている。他方、中国政府は、フィンテック型のシャドーバンキング（OAF、SB③）に対して 2 つの側面から規制に取り組んでいる。1 つは、「穏健で寛容的な規制政策」を導入しながら、イギリスのサンドボックス（Regulatory Sandbox）の手法に似た規制上の実験を行うというスタンスである。もう 1 つは、インターネットプラットフォームを活用した様々なフィンテック分野を公式に認定するとともに、明確なルールを定めて規制監督を強化するという方向性である。

今後、規制当局は、公正な競争の促進や独占の禁止、資本の無秩序な拡大防止などの観点から、公平で厳格な監督を堅持していくと予想される。具体的な規制強化の方向性として、①金融イノベーションは、根幹となる実体経済および金融の発展に奉仕しなければならないこと、②金融事業を展開する場合、しかるべきライセンスの取得・保有を必須とし、すべての金融活動を金融監督下に収めること、③プラットフォーム事業者の適正化と持続的発展を推進すること、の 3 点が指摘できる。

利用する顧客に提供する小口融資サービスである。

[70] 2010 年、ネット小口融資である淘宝貸出サービスの提供を開始した。

Ⅵ. 今後の研究課題と研究方法

今後の研究課題は、中国のシャドーバンキングが住宅市場および景気循環に与える影響に関してベクトル自己回帰（Vector Autoregression: VAR）モデルおよび動学的確率的一般均衡（Dynamic Stochastic General Equilibrium: DSGE）モデルを利用して定量的に把握し、シャドーバンキングの役割を前提とした望ましい政策を提言することである。シャドーバンキングが住宅市場および景気循環に与える影響に関する研究は近年飛躍的に発展しており、それを前提とした規制も議論されている。しかし、先行研究では危機の拡大効果に注目したものが多く、主な融資対象である住宅市場や地方インフラ整備などの特徴が必ずしも含まれていない。このため、シャドーバンキングの持つ正の側面を捉え切れていない可能性がある。そこで、上述の制度的研究の知見をふまえ、金融市場全体の特徴や、シャドーバンキングと密接な関係にある住宅市場の特徴、および地方の財政政策の要素を盛り込み、そのメリットにも注目した研究を行う。

中国の金融市場では、特に直接金融の未発達により資金が需要超過となりやすいことが知られている。また、住宅市場においては、予約販売制度が多用されていることによって諸外国以上に売手と買手の間で情報の非対称性が大きくなっている面がある。したがって、住宅市場の内部で経済的ショックが拡大されやすい面があり、シャドーバンキングはむしろ変動を抑えている可能性もある。また、固定相場制や資本規制（海外からの資金調達の制限）のように諸外国との前提条件が異なる面があり、シャドーバンキングがこれらを補完する役割を果たしている可能性もある。

以上のように、シャドーバンキングの果たしている正負両面の役割に注目し、中国における各市場の特徴をふまえた上で必要な規制について検討する点が本研究の独自性･創造性である。中国経済は海外に与える影響が大きく、日本を含む他国にとってもその景気循環に対する理解は重要である。また、シャドーバンキングのさまざまな形態や不動産市場等の特徴を盛り込んだ理論モデルは、他国における類似の現象の分析にも応用可能であるとともに、各国共通ルールの設計を議論する上でも有用になると考えられる。

今後の研究方法としては、次の２つのモデルを用いる。まず中国のシャドーバンキングが住宅市場およびマクロ経済に及ぼす影響につき、VAR 分析によって実証的に明らかにしたい。次に、実証分析の内容をふまえて DSGE モデルを構築し、景気循環に影響する要素を抽出するとともに政策について考察する。

Ⅶ. おわりに

中国のシャドーバンキングは、銀行の資金仲介機能を補完するものとして発達した点は米国のシャドーバンキングと共通するものの、その構造は米国のそれとは異なる。すなわち、制度化された金融システム内で資金提供者が多様化するとともに、制度外の民間部門の金融活動が発展する形で展開されている。このような米国との差異から、中国のシャドーバンキングについては、自由競争への転換、金融包摂の促進、および金融分野におけるイノベーションの活性化をもたらすという積極的評価が可能である一方、銀行仲介ルートを回避せざるを得ない構造的な問題も指摘されている。

中国のシャドーバンキングは、中国の市場化に向けた金融システム改革の中で必要不可欠な金融仲介の主体を構成していると考える。中国のシャドーバンキングについて、欧米での規制強化論に基づくネガティブな視点のみから評価すべきではない。むしろ、中国の金融システム改革は新しい局面に入ったと捉えるべきである。近年、中国のシャドーバンキングの形成と発展は、従来の間接金融を中心とする伝統的な金融システムから金融市場型システムへのシフト

を後押ししているとの評価が可能である。

中国のシャドーバンキングへの規制は、他の規制との整合性の面で課題が残るほか、情報開示の強化やリスク管理の高度化などの個別規制が必要である。一方で、中国のシャドーバンキングは資産運用と資金調達の実需が新たなルートでマッチングされたものであり、実体経済にプラス効果をもたらす側面があるとの評価も可能である。これをリスクマネーの補完的な仲介ルートとして育成するには、情報開示の徹底、金融リテラシーの向上、自己責任原則の浸透の3点が急務であることを指摘しておきたい。

中国のシャドーバンキング問題は、世界の金融危機を引き起こすのではないかとの懸念も表明されているものの、①運用方式がシンプル、②レバレッジ比率が低い、③複雑な証券化商品が多くなく、比較的リスクの把握が容易、④世界の金融市場との結び付きが弱い、などの理由から、問題が生じたとしてもその影響は中国国内にとどまり、世界的な影響は限定的と考えられる。

今後、中国のシャドーバンキングがさらに発展することになれば、中国において過去40年余りにわたり推進されてきた金融システム改革を加速させる要因となる可能性もある。すなわち、金融自由化（金利、為替、資本取引）、金融イノベーション（多様な商品開発）の活性化、金融機関同士の競争と業務の差別化を一層加速させ、中国における現代金融システムの発展への道が開けてくるであろう。

また、フィンテック型のシャドーバンキングの発展は、伝統的な金融機関とは独立した決済プラットフォームをもとに、既存の金融サービスを補完・代替するサービスと位置づけられ、金融包摂の手段としても最近注目されている。P2Pレンディングなど中国のオンライン・オルタナティブ・ファイナンスのようなフィンテック型のシャドーバンキング（SB③）による金融への異業種参入は、金融自由化と金融イノベーションのエンジンとなることから、これらの動きを止めるのではなく、新規参入者に伴う活性化の機会と捉えるべきである。金利の自由化が完了すれば、金融政策手段の変更（準備率から市場金利誘導などへ）も視野に入り、既存金融機関の行動変化（中小企業への金融拡大など）も期待される。

付記

本研究は、一般財団法人ゆうちょ財団から2025年度研究助成を受けた成果の一部である。審査委員の先生方から大変有益なご指摘とご示唆を賜った。ここに記して感謝の意を表したい。

参考文献

＜中国語＞

閻慶民,李建華 (2014).『中国影子銀行監管研究』中国金融四十人論壇書籍シリーズ,中国人民大学出版社.

王喆, 張明, 劉士達 (2017).「従“通道”到“同業”―中国影子銀行体系的演進歴程、潜在風険与発展方向―」,中国社会科学院世界経済与政治研究所国際投資研究室, Working Paper No. 201702, March 28, pp.1-27.

国務院(2013).「国務院弁公庁関于加強影子銀行監管有関問題的通知」（国弁発【2013】107号文）,12月.

高海紅, 高蓓 (2014).「中国影子銀行与金融改革―以銀証合作為例―」、中国社会科学院世界経済与政治研究所, 『国際経済評論』,第2期,3月, pp.118-132.

邵宇 (2013).「影子銀行：国際図景及中国形態（下）―流動性経済学之四―」東方証券,6月20日, pp.1-45.

張明(2013).「中国式影子銀行―界定、成因、風険与対策―」,中国社会科学院世界経済与政治研究所国際金融研究中心, Working Paper No. 2013W05, April 25, pp.1-18.

張明, 高海紅, 劉東民(2014).『透視中国影子銀行体系』, 中国社会科学院出版社.

中国人民銀行(2011).「第2四半期金融政策実施報告」中国人民銀行, 8月12日 pp.1-25.

中国人民銀行調査統計司等(2012).「影子銀行体系的内涵及外延」中国人民銀行調査統計司与成都分行調査統計処聯合

課題組, 10 月, pp.1-15.
中国人民銀行行金融穏定分析小組(2014).「中国金融穏定報告 2014」,7 月.
中国人民銀行行金融穏定分析小組(2017).「中国金融穏定報告 2017」,8 月.
中国銀行業監督管理委員会 (2010).「中国銀監会関于規範銀信理財合作業務有関事項的通知」, 8 月.
中国銀行業監督管理委員会(2011).「中国銀監会関于進一歩規範銀信理財合作業務的通知」,1 月.
中国銀行業監督管理委員会(2015).「ネット貸借情報仲介機関業務活動管理暫定弁法」（パブリックコメント募集稿）,12 月.
中国銀行業監督管理委員会(2016).「ネット貸借情報仲介機関業務活動管理暫定弁法」（2016 年第 1 号）,8 月.
中国銀行業監督管理委員会(2017). 「中国銀行業監督管理委員会 2016 年報」,7 月 25 日.
中国银行保险监督管理委员会(2020). 「中国影子銀行報告」（2020 年第 9 期）,12 月.
方正証券(2017).「中国影子銀行報告―銀行的影子和監管博弈―金融去杠杆之十四」,7 月 12 日,pp.1-26.

＜日本語＞

陳玉雄(2010).『中国のインフォーマル金融と市場化』, 麗澤大学出版会, 12 月.
日本銀行北京事務所(2014).「中国のシャドーバンキング」No.38, pp.32-25.
李立栄(2008).「サブプライム問題発生のメカニズムとアメリカ経済・金融への影響」*Business & Economic Review* 日本総合研究所, 2008 年 2 月号, pp.2-54.
李立栄(2012).「中国のシャドーバンキング（影子銀行）の形成と今後の課題―資金仲介の多様化と規制監督の在り方―」*Business & Economic Review* 日本総合研究所, 2012 年 7 月号, pp.144-174.
李立栄(2013).「シャドーバンキングの実態と金融システムの不安定性」『金融ビジネスの病態と素因―インセンティブ構造再設計の視点―』第 4 章, 一般社団法人金融財政事情研究会, pp.78-105.
李立栄 (2014).「世界金融危機は再来するか―中国シャドーバンキングの実態―」（対談）,『ARES 不動産証券化ジャーナル』, Vol.18, 4 月, pp.8-24.
李立栄(2015a).「中国のシャドーバンキングの動向と金融システム改革の課題」『証券経済学会年報』第 49 号別冊（第 81 回春季全国大会・学会報告論文）, 証券経済学会, 2 月, pp.1-18.
李立栄(2015b).「中国のシャドーバンキング（影子銀行）の形成と金融システム改革の課題」『資本市場の変貌と証券ビジネス』第 5 章, 公益財団法人日本証券経済研究所, pp.136-175.
李立栄(2015c).「中国のシャドーバンキングと金融システム改革の課題」『信用理論研究』, 信用理論研究学会, 5 月, pp.83-107.
李立栄(2015d).「急成長する中国のコンシューマー向けインターネットファイナンス」『野村資本市場クォータリー』, Vol.19-1 Summer, 野村資本市場研究所, 8 月, pp.82-106.
李立栄(2015e).「中国個人金融における異業種参入がもたらすイノベーションの進展―インターネットを活用した金融サービスの多様化―」Web ジャーナル『パーソナルファイナンス研究』, No 2, 11 月, pp.67-85.
李立栄(2017a).「独自の発展を遂げる中国のフィンテック」『国際金融』第 1292 号（新年特別号）, 外国為替貿易研究会, 1 月, pp.42-51.
李立栄(2017b).「急成長する中国のオンライン・オルタナティブ・ファイナンスと課題」『野村資本市場クォータリー』, Vol.20-3 Winter, 野村資本市場研究所, 2 月, pp.170-190.
李立栄(2017c).「中国のパーソナルファイナンスにおけるビッグデータの活用」パーソナルファイナンス学会著『パーソナルファイナンス研究の新しい地平』第 2 章, 文眞堂, 11 月, pp.25-53.
李立栄(2018a).「中国型フィンテックの発展モデルについて」証券経営研究会編『変貌する金融と証券業』第 8 章, 公益財団法人日本証券経済研究所, 4 月, pp.193-240.
李立栄(2018b).「中国で進展するデータ駆動型金融―アリババグループの先進的な取り組み―」『国際金融』第 1312 号, 外国為替貿易研究会, 9 月, pp.32-44.
李立栄(2020a).「人工知能を用いた与信業務の展開とその影響―中国の先進事例分析―」『大銀協フォーラム研究助成論

文集』，一般社団法人大阪銀行協会，２月, p.1～23.
李立栄(2020b).「最近の中国のフィンテックの発展と我が国への示唆」『金融構造研究』第 42 号, 一般社団法人全国地方銀行協会金融構造研究会，６月, pp.18～37.
李立栄(2021a).「中国におけるデータ駆動型金融に関する研究」証券経営研究会編『現代金融資本市場の総括的分析』第３章, 公益財団法人日本証券経済研究所, 2 月, pp.44-85.
李立栄(2021b).「中国のパーソナルファイナンスにおける人工知能（AI）の活用」、Web ジャーナル『パーソナルファイナンス研究』, No.7, パーソナルファイナンス学会，３月, pp.25-46.
李立栄(2021c).「中国のフィンテック規制強化とその影響」,『証券レビュー』第 61 巻第 6 号, 公益財団法人日本証券経済研究所, 6 月, pp.55-71.
李立栄（2022）『中国のシャドーバンキング―形成の歴史と今後の課題』早稲田大学出版部, 5 月
李立栄(2022).「中国の不動産金融の構造問題と高まる金融システムリスク」,『東亜』第 666 号, 一般財団法人霞山会, 12 月, pp.18-25.
李立栄(2023).「中国の不動産金融問題のリスクとその影響」,『金融ジャーナル』第 64 巻第 13 号, 金融ジャーナル社, 12 月, pp.88-92.

＜英語＞

Adrian, Tobias and Hyun Song Shin (2009a).“The Shadow Banking System: Implications for Financial Regulation,”*Banque de France Financial Stability Review*, No. 13, September, pp. 1-10.
Adrian, Tobias and Hyun Song Shin (2009b).“Money, Liquidity and Monetary Policy,”*Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, No360, January, pp.1-11.
Adrian, Tobias and Hyun Song Shin (2009c).“Prices and Quantities in the Monetary Policy Transmission Mechanism,”*Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, No. 396, October, pp.1-12.
Adrian, Tobias and Adam B. Ashcraft (2012a).“Shadow Banking: A Review of the Literature,” *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, No.580, October, pp.1-36.
Adrian, Tobias and Adam B. Ashcraft (2012b).“Shadow Banking Regulation,” *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, No.559, April, pp.1-54.
Bernanke, Ben and Mark Gertler (1999).“Monetary Policy and Asset Price Volatility,”*NBER Working Paper* 7559.
Bhatia, Ashok Vir (2011).“Consolidated Regulation and Supervision in the United States,” *IMF Working Paper*, January, pp.6-12.
Chen, Kaiji, Jue Ren, Tao Zha (2018).“The Nexus of Monetary Policy and Shadow Banking in China,”*American Economic Review*, 108(12): pp.3891–3936.
Chang, Chun, Zheng Liu, Mark M. Spiegel, Jingyi Zhang(2019).“Reserve requirements and optimal Chinese stabilization policy,”*Journal of Monetary Economics*, Vol.103, pp. 33–51.
Diamond, Douglas W. and Philip H. Dybvig (1983).“Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity,”*Journal of Political Economy, University of Chicago Press,* Vol. 91(3), June, pp.401-419.
Deutsche Bank (2014).“Chinese Banks : Banks’ connectivity with the shadow banking system,” Deutsche Bank Market Research, 7 April, pp. 29-37.
Elliott, Douglas, Arthur Kroeber, Yu Qiao (2015). “Shadow banking in China: A primer,” The Brookings Institution, March.
Federal Reserve Bank of San Francisco (2013). “Shadow Banking in China: Expanding Scale, Evolving Structure,” April, pp. 1-5.
Financial Service Authority (FSA)(2009).“The Turner Review: A regulatory response to the global banking,” March.
Financial Crisis Inquiry Commission (2011).“The Financial Crisis Inquiry Report: Final Report of the National Commission on the Causes of the Financial and Economic Crisis in the United States,” pp.27-37.
Financial Conduct Authority (2015).“Regulatory Sandbox,” November .
FSB (2011a).“Shadow Banking: Scoping the Issues,” 12 April.
FSB (2011b).“Shadow Banking: Strengthening Oversight and Regulation,” 27 October, pp.1-43.

FSB (2012). “Global Shadow Banking Monitoring Report 2012,” 18 November, pp.1-27.
FSB (2013a). “FSB Publishes Policy Recommendations to Strengthening Oversight and Regulation of Shadow Banking,” 29 August.
FSB (2013b). “Strengthening Oversight and Regulation of Shadow Banking,” 29 August.
FSB (2017a). “Assessment of shadow banking activities, risks and the adequacy of post-crisis policy tools to address financial stability concerns,” 3 July.
FSB (2017b). “Global Shadow Banking Monitoring Report 2016,” 10 May.
FSB (2017c). “Global Shadow Banking Monitoring Report 2016 - Monitoring Dataset,” 10 May.
Geithner, Timothy F. (2008). “Reducing system risk in a dynamic financial system,” June 9th.
Ferrante, Francesco (2018). “A Model of Endogenous Loan Quality and the Collapse of the Shadow Banking System,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 10, No. 4, October, pp. 152–201.
Gertler, Mark and Nobuhiro Kiyotaki (2015). “Banking, Liquidity, and Bank Runs in an Infinite Horizon Economy,” *American Economic Review*, Vol. 105, No. 7, July, pp. 2011–43.
Gertler, Mark and Nobuhiro Kiyotaki (2020). “Credit booms, financial crises, and macroprudential policy,” *Review of Economic Dynamics*, Vol. 37, Supplement 1, August, pp.S8-S33.
Germaschewski, Yin (2022, 2023).“House price volatility in China: Demand versus supply,” Vol. 61, Issue 1, *Economic inquiry*, pp. 199-220.
Kiyotaki, Nobuhiro and John Moore (1997). “Credit Cycles,” *Journal of Political Economy*, Vol. 105, issue 2, pp.211-48.
Le, Vo Phuong Mai , Kent Matthews, David Meenagh, Patrick Minford, Zhiguo Xiao (2022). “Regulatory arbitrage, shadow banking and monetary policy in China,” *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, Vol.80, 101640.
Meeks, Roland, Benjamin Nelson, Piergiorgio Alessandri(2017). “Shadow Banks and Macroeconomic Instability,” *Journal of money, credit, banking*, Vol. 49, Issue 7, October, pp. 1483-1516.
Ma, Chao and Shuoxun Zhang (2024). “Can housing booms elevate financing costs of financial institutions?,” *Journal of Development Economics,* Vol. 167, 103230.
Min, Feng, Fenghua Wen, Jiayu Xu, Nan Wu (2023). “Credit supply, house prices, and financial stability,” *Finance Economics*, Vol.28, Issue 2, pp.2088-2108.
Ouyang, Alice Y. and Jifan Wang (2022) . “Shadow banking, macroprudential policy, and bank stability: Evidence from China’s wealth management product market, *Journal of Asian Economics*, Vol. 78, 101424.
PIMCO (2007). “Global Central Bank Focus- Teton Reflections,” August 8, pp.1-4.
Pozsar, Zoltan, Tobias Adrian, Adam Ashcraft and Hayley Boesky (2010). “Shadow Banking,” *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, No.458, July, Revised February 2012, pp. 1-26.
Secretariat of the Group (2009). “The High-Level Group on Financial Supervision in the EU,” 25 February.
Shin, Hyun Song (2010). “Financial Intermediation and the post-crisis financial system,” *BIS Working Papers*, No 304, March, pp.1-28.
Société Générale (2011). “China’s Shadow Banking Needs A Rescue,” October 5.
The Economist (2013). “China’s Shadow banks: The Credit Kulaks,” June 1st-7th, pp.66-67.
Tian, Xuan, Guoqian Tu, Yichu Wang (2024).“The Real Effects of Shadow Banking: Evidence from China,” *Management Science*, Vol. 70, No. 12, pp. 8556–8582.
USB Securities (2012). “China’s Shadow Bank Lending,” October.
Viñals, Jose, Jonathan Fiechter, Ceyla Pazarbasioglu, Laura Kodres, Aditya Narain and Marina Moretti (2010). “Shaping the New Financial System,” *IMF Staff position note*, October 3, pp.4-26.
Yang, Liu, S. van Wijnbergen, Xiaotong Qia, Yuhuan Yi (2019). “Chinese shadow banking, financial regulation and effectiveness of monetary policy,” *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol.57, 101169.

企業の自社株買いの超過収益率とマーケットトレンド，市場センチメント（共同研究）

常葉大学経営学部 教授　土村 宜明
帝京大学経済学部 准教授　塚原 一郎

要旨

本稿は，日本における自社株買いに対するマーケットトレンドと市場センチメントの効果をイベント・スタディーによって分析した。個別企業が自社株買いをアナウンスする際に計測される超過収益率に対して、上昇トレンドや下降トレンドといったマーケットの状態や市場センチメントがどう影響し、その結果として株価リターンがどう影響を受けるかを検証した。

その結果、マーケットトレンドに関しては、自社株買いに対する下降トレンドの効果は大きく持続的である一方で、上昇トレンドにおいては小さく持続しないことがわかった。市場センチメントの高低による差も確認できた。低センチメント期での反応は統計的な有意性が確認できたが、高センチメント期の反応は統計的に有意なものではなかった。さらに、累積的な効果も同様に、低センチメント期だけに有意性が確認されており、また、その効果も低センチメント期の方が大きかった。このようなセンチメントのリターンに対する影響は、高センチメント期に大きくなるという直感に反するものであった。

マーケットトレンド、市場センチメントの違いによって、リターンが異なるという結果はコーポレート・ファイナンスの配当政策の意思決定を考察する上で、重要な要素となりうると考えられる。

企業の自社株買いの超過収益率とマーケットトレンド、市場センチメント[1]

土村宜明(常葉大学)

塚原一郎(帝京大学)

１．はじめに

伝統的なファイナンス理論の基本的な枠組みにおいては、投資家は合理的に行動するという前提の下で株価をはじめとする各種金融市場での価格は合理的な値に収束すると考える。しかし 1990 年代半ば以降、特に米欧の株式市場を対象とした実証研究によって、投資家の投資判断が心理的な要因の影響を受けたことにより、資産の価格付けが非合理的に形成されている可能性が報告されてきた。これら市場センチメントの問題は、行動ファイナンス分野における分析対象となっている。

本稿では、近年の研究によって明らかになった株価に対する投資家心理、すなわち市場センチメントの効果とマーケットトレンドの効果をコーポレート・ファイナンスの具体的な状況を設定して計測する。個別企業が自社株買いをアナウンスする際に計測される超過収益率（以下、AR と呼ぶ）に対して、市場センチメントや上昇トレンドや下降トレンドといったマーケットトレンドの状態がどう影響し、その結果として投資家リターンがどう影響を受けるかを検証する。

センチメントについて、Baker and Wurgler (2007)は「投資家のセンチメントとは、手元の事実によって正当化されない将来のキャッシュフローと投資リスクに対する信念」と定義した。社会的なセンチメントが資産価格に影響することは既に多様な先行研究によって

[1] 本研究は、一般財団法人ゆうちょ財団の 2025 年度研究助成、及び公益財団法人石井記念証券研究振興財団の 2025 年度研究助成の支援を受けて実施した研究の成果である。ここに謝して感謝したい。

明らかであり、投資家の経験的証拠に基づいた単なる仮説とは言えない。

市場センチメントと株価の分析で代表的な研究として、Baker and Wurgler(2006)が挙げられる。センチメントと株式銘柄の属性ごとのリターンとの関係について、センチメント指数を作成したうえで、1962 年から 2001 年のアメリカの個別企業データを用いて推定し、リターンに対するセンチメント効果を報告している。Bathia and Bredin(2013)は G7 の 1995 年から 2007 年の月次データを用いて、consumer confidence index、equity fund flow、closed-end equity fund、equity put-call ratio の４つをセンチメント指標として、株価リターンとの関係を分析し、投資家センチメントの将来リターンに対する負の効果を示した。

日本市場の分析は少ないが、Vuong and Suzuki(2020)、Wang et.al(2021)が挙げられる。Vuong and Suzuki(2020)は、オーストラリア、香港、日本のデータを用いて、市場センチメントと株式リターンの関係を調査している。消費者信頼感指数（CCI）とボラティリティ指数（VIX）を、低センチメントと高センチメントの 2 つの状況において分析し、センチメントは同時期のリターンと有意な関連性を持つが、リターンの予測可能性がほとんどないことを示した。Wang et.al(2021)は、世界の市場の一つとして部分的に日本市場を分析し、CCI と株価の負の関係を示している。

本稿と同様に、コーポレート・ファイナンスの研究領域に市場センチメントの要素を取り入れた先行研究には、Mahmoud et al. (2022)、Mian and Sankaraguruswamy(2012)が挙げられる。前者は、企業の M&A、後者は事前予想を超える利益発表の場合について、投資家のリターンを分析対象としている。本稿は、ファイナンスの研究テーマである企業の自社株買いとその効果において、行動ファイナンスの研究対象である市場センチメント、さらにマーケットトレンドの影響を分析する。

以下、第 2 節は推計方法とデータの概要を述べる。第 3 節では、自社株買いをイベントとした株価の AR を推計し、株価の上昇トレンド期と下降トレンド期の違い、続いて市場センチメントの違いを分析する。第 4 節は、回帰分析によって超過収益率に対する市場センチメ

ントの影響を検証する。第5節は、分析結果を要約し、今後の課題を整理する。

2. データと分析方法

ここでは、最初に分析期間の選定とサンプリング、次にマーケット・モデルを用いたイベント・スタディーによるARの測定方法を説明する。

2.1 分析期間の選定

本稿では市場センチメント効果について、マーケットトレンドを示す上昇トレンド期と下降トレンド期の違いを分析するため、Pagan and Sossounov (2003)を参考に、TOPIXを用いた株価転換点分析によって分析対象期間を決定した。

具体的には、上昇トレンドと下降トレンドの転換点を以下の手続きで判定する。最初に、TOPIXにおける初期転換点の決定を行い、株価時系列データにおいて、局所的なピーク（山）やトラフ（谷）を次のように判定する：当該時点の値が、その前後8か月間のいずれの値よりも高い（あるいは低い）場合に、それをピーク（またはトラフ）と定義する。続いて、転換点の交互性（ピークとトラフが交互に出現すること）を保証するため、複数のピーク（あるいはトラフ）が連続して出現した場合には、その中で最も高い（あるいは最も低い）点を採用し、それ以外を除外する。その後に、いくつかの検閲処理による調整を行った。過去10年間である2015年1月から2024年12月を対象に分析した結果が以下の表1である。

表1 上昇トレンド期と下降トレンド期の転換点
（2015年1月-2024年12月）

転換点	種類	TOPIX
2016/6	トラフ	1245.82
2018/1	ピーク	1836.71
2018/12	トラフ	1494.09
2019/12	ピーク	1721.36
2020/3	トラフ	1403.04
2021/9	ピーク	2030.16
2022/9	トラフ	1835.94

その結果、ピークとトラフを前後に含む直近の転換点は 2021 年 9 月となった。この転換点をもとに、上昇トレンド期と下降トレンド期を前後に含む期間として、2020 年 4 月 1 日から 2021 年 8 月 31 日を上昇トレンド期、2021 年 10 月 1 日から 2022 年 12 月 31 日を下降トレンド期と判定し、両者を合わせた 2 年 9 か月を分析対象期間とした。

2.2 サンプリング

日経テレコンより、検索ワード「自社株取得」により検索し、自社株買いのイベントを抽出した。発行決議が日本経済新聞の朝刊に掲載されてから、掲載日も含めて最初に迎える市場取引日をアナウンス日（以下、イベント日と呼ぶ）と定義する。

検索の結果、1607 件が該当し、これらの中で TOPIX500 構成企業によるイベントを分析対象とした。ここまでで 300 件である。次に、これら 300 件から決算発表日に自社株買いが公表されたと推定できるサンプルを取り除いた結果、76 件となった。決算発表では株価に影響する情報が自社株買いの他にも公表されるため、自社株買いの効果を特定できないので除外する。次に、各イベントにつき、前後 5 か月以内に同企業が自社株取得しているかをチェックした。理由は、あるイベントのマーケット・モデルの推計と累積超過収益率（以下、CAR と呼ぶ）の計測に前のイベントが影響するためである。ただし、この要件に該当するサンプルはなかった。マーケット・モデルの推計は、イベント日の 111 営業日前から 11 営業日前までの 100 日間を推定ウィンドウとし、最小二乗法によりマーケット・モデルを推計する。以上より、55 社、76 件が抽出された。

表 2 は、採用されたサンプルの特性に関する基本統計量である。イベント・スタディーでは抽出した 76 サンプルを使用するが、表 2 は銀行業の 4 サンプルを除いた 72 サンプルを対象としている。

表2 抽出サンプルの基本統計量

	総資産	負債比率	ROA
平均	3860027	0.4217	0.0595
中央値	701689	0.3891	0.0456
標準偏差	9261372	0.2230	0.0539
尖度	24.9948	−0.5116	4.6975
歪度	4.5383	0.5236	1.9897
最小	46003	0.1081	−0.0251
最大	63593705	0.9244	0.2674
データ数	72	72	72

	株式取得割合	ROE	リスク(β)
平均	0.0329	0.1072	0.9743
中央値	0.0181	0.0827	0.9557
標準偏差	0.0432	0.0987	0.3103
尖度	11.0884	8.3774	3.5613
歪度	3.0824	2.5825	−0.2940
最小	0.0001	−0.0884	−0.2901
最大	0.2481	0.5580	1.9456
データ数	72	72	72

(注)総資産の単位は百万円。

ここで、リスク(β)はマーケット・モデルの推定値、負債比率は負債÷総資産、ROA は当期純利益÷総資産、株式取得割合は自社株取得数÷発行株式数、ROE は当期純利益÷自己資本である。

総資産の平均値は約 3.9 兆円、最大値 63.6 兆円と大きいことが目を引くが、中央値は 7、

017 億円である。生命保険会社のサンプルが最大値を示している。ROE の平均値は百分率で 10.7%であり、上場企業全体の水準からみるとやや高めである。ベータは 0.97 であり、TOPIX ベースのマーケット・モデルの推定値なので、リスクは TOPIX と同程度である。株式取得割合は平均 3.29%、中央値 1.81%であり、両者が乖離している。歪度が大きく平均以下に分布が偏っているためである。

2.3 イベント・スタディーによる AR の推定

イベント・スタディーでは一般に用いられるマーケット・モデルを採用し、マーケットポートフォリオとして TOPIX を採用した[2]。マーケット・モデルによるリターンは次式で推計する。

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \epsilon_{i,t}$$

ここで、$R_{i,t}$は個別株 i のリターン、$R_{m,t}$は市場ポートフォリオ（TOPIX）のリターン、α_iは銘柄固有の平均超過リターン、 β_iは市場に対する感応度を表す。最小二乗法による推定値$\hat{\alpha}$、$\hat{\beta}$を用いて、次式の正常(期待)リターンを推定する。

$$ER_{i,t} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{m,t}$$

異常リターンは、観測値とこの正常リターンとの差として得られる[3]。

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{m,t})$$

本分析では、イベント・スタディーにより、日本の東証プライム市場の該当企業を対象に、自社株買いアナウンスに対する市場の反応として、AR を計測する。自社株買いのアナウンスは、市場の投資家が合理的であれば、取引に関連する期待正味現在価値のみを反映するため、AR それ自体はプラスであると予測できる[4]。

---

[2] イベント・スタディーの手法についてはは多くの良書が存在する。例えば、MacKinlay (1997)がある。

[3] マーケット・モデルは、CAPM で使われるリスクフリーレートを α に吸収していると考え、明示的に入れる必要がない。またイベント・スタディーでは、正常リターンと AR の差分をとるとき、リスクフリーレートは差分計算で打ち消される。

[4] 先行研究において、自社株買いに対する正の AR が報告されている。例えば、Hatakeda

分析結果の報告に移る前に、記号法について述べておこう。既に超過収益率はARで表している。さらに、ARのサンプル平均である平均超過収益率をAARと表す。ARを一定期間足し合わせた累積超過収益率をCAR、CARのサンプル平均である累積平均超過収益率をCAARと表す。時間を整数 t で表し、t=0をイベント日、t=−1をイベント日前日、t=1をイベント日翌日とする。時点 t におけるサンプル i のARを$\mathrm{AR_i(t)}$、そのサンプル平均を$\mathrm{AAR(t)}$、同様に、時点t_1からt_2におけるサンプル i のCARを$\mathrm{CAR_i(t_1,t_2)}$、そのサンプル平均を$\mathrm{CAAR\ \ (t_1,t_2)}$と表す。

3. 日本企業の自社株買いアナウンス効果

本節は、初めに全サンプルを用いたイベント・スタディーの結果を報告する。次に、全サンプルを上昇トレンド期と下降トレンド期、市場センチメントの高低によって分け、アナウンス効果を比較する。

3.1 正の超過収益率

表3がイベント日前後のAARである。図1は、AARをもとに算出したCAARの動きを表している。 全サンプルのAARについて、表3をみると、イベント日前10日からイベント日前日まで、すなわち、t=−10からt=−1の10日間において、正のAARを計測した日が7日ある。t=−3 を除けば統計的に有意ではない。すなわち、イベント企業の株価は、発行アナウンス前日までは上昇傾向にあるが、大きく上昇することは少ない。t=0、すなわちアナウンス当日のAARである2.35%は傑出して大きく、統計的にも1%の水準で有意である。t=1からt=10までをみると、イベント日前と同様に正のAARを記録した日が多い。いずれのAARも統計的に有意ではないが、t=9には有意で負のAARを観測している。全体としては、株価はどちらかと言えば上昇傾向である。図1より、全サンプルのグラフをみると、CAARは、イ

---

and Isagawa(2004)を参照。

ベント日前日まではなだらかに上昇し、イベント日にかけて急激に上昇、t=2 以後は一定のレンジで上下に変動していることが見て取れる。CAAR は期間を通じてほぼ単調に上昇しており、イベント日の急上昇後も下落していない。以上から、イベント日の株価の上昇は、自社株買いの効果が持続しており、一時的なものではないと考えられる。

表3 市場相場期別のAAR

	全サンプル N =76		上昇トレンド期 N = 40		下降トレンド期 N = 36	
date	Mean	t- value	Mean	t-value	Mean	t-value
-10	0.26	1.38	0.27	1.01	0.25	0.94
-9	0.23	1.37	0.16	0.62	0.31	1.51
-8	0.25	0.88	0.22	0.73	0.28	0.56
-7	-0.03	-0.18	0.10	0.38	-0.18	-0.75
-6	-0.07	-0.42	0.04	0.14	-0.20	-0.94
-5	0.21	1.05	-0.08	-0.31	0.53	1.79 *
-4	-0.03	-0.12	-0.05	-0.23	0.00	0.01
-3	0.35	2.33 **	0.31	1.50	0.39	1.81 *
-2	0.19	1.24	0.18	0.78	0.21	0.99
-1	0.11	0.46	0.19	0.60	0.02	0.07
0	2.35	5.48 ***	2.34	3.62 ***	2.36	4.29 ***
1	-0.57	-0.80	-1.00	-0.77	-0.09	-0.23
2	-0.12	-0.60	-0.02	-0.05	-0.23	-0.95
3	0.03	0.15	-0.12	-0.41	0.20	0.61
4	0.19	1.01	0.16	0.66	0.23	0.76
5	-0.01	-0.07	-0.35	-1.69 *	0.37	1.49
6	0.18	1.05	-0.09	-0.37	0.48	2.11 **
7	0.22	1.32	0.13	0.54	0.33	1.36
8	0.22	1.24	-0.06	-0.23	0.52	2.17 **
9	-0.39	-2.11 **	-0.27	-1.00	-0.53	-2.10 **
10	0.21	1.35	0.21	1.15	0.20	0.81

a. *, **, ***は，有意水準がそれぞれ0.1，0.05，0.01であることを意味している．
b. ARの単位は%である

3.2 マーケットトレンドとアナウンス効果

次に、サンプルを分析対象期間によってマーケットトレンドを示す上昇トレンド期と下降トレンド期に分けて、自社株買いのアナウンス効果がこれらの分析時期の違いによってどのように異なるかを確認する。上昇トレンド期のイベント数は 40 サンプル、下降トレンド期のイベント数は 36 サンプルであった。

表 3 から AAR について確認すると、イベント日における AAR はどちらのサンプルでも非

常に大きく、1%の水準で有意であった。時期による差異は、イベント日後の AAR の大きさにある。上昇トレンド期は、イベント日の株価上昇の反動がみられ、イベント日翌日より下落傾向である。下降トレンド期の AAR をみると、イベント日翌日と翌々日に弱い反動があり負の AAR が観測されたが、それ以降は正の反応を示す日が多く、なだらかな上昇傾向がみられた。

図1 マーケット・トレンド別のCAAR

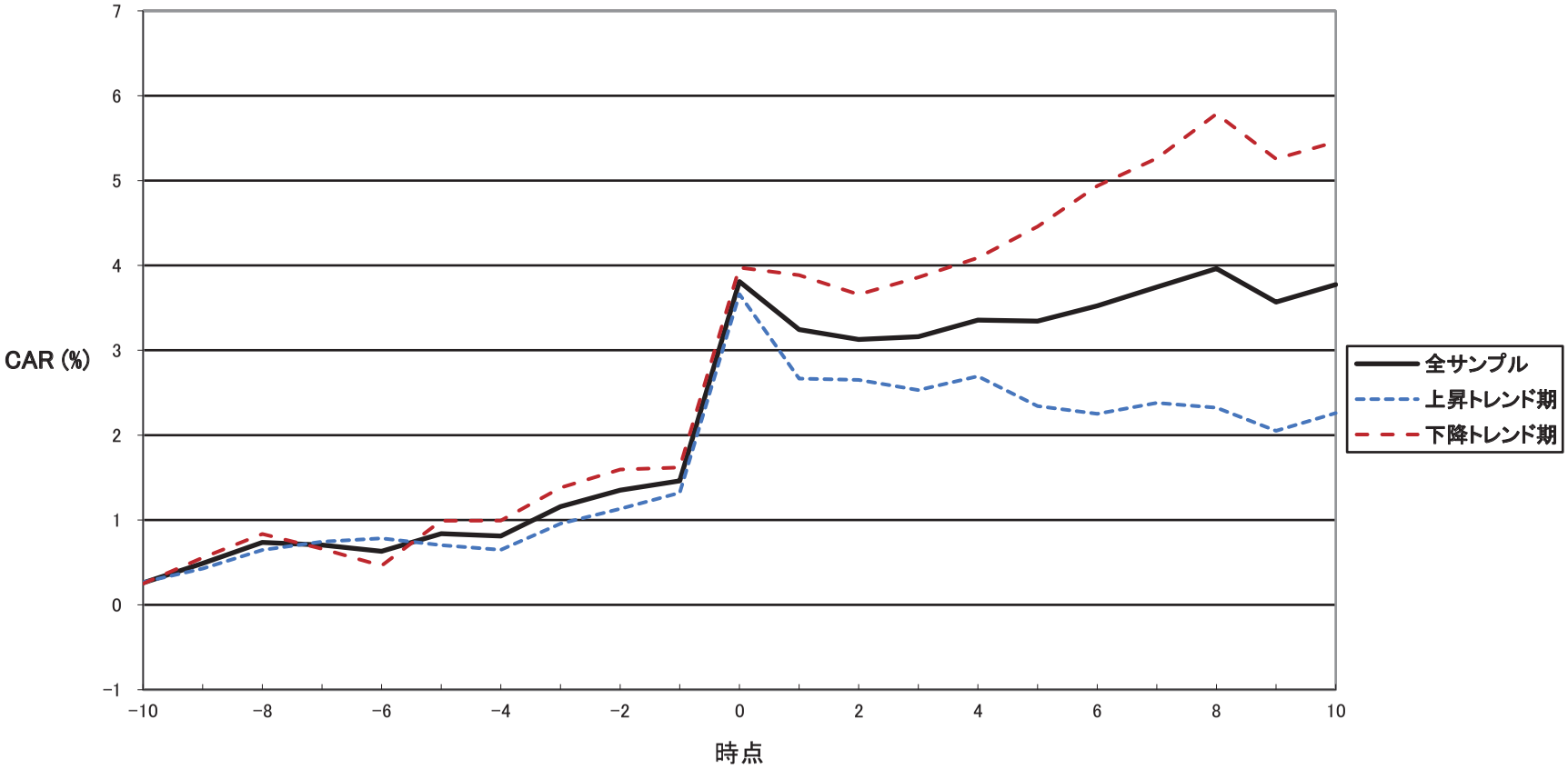


表4　マーケット・トレンド別のCAAR

	全サンプル	上昇トレンド期	下降トレンド期
CAAR(−1,1)	1.89 ***	1.53 *	2.29 ***
CAAR(−1,10)	2.42 ***	1.13	3.86 ***
CAAR(−10,10)	3.77 ***	2.26 **	5.45 ***

a. *，**，***は，それぞれt検定における有意水準0.1，0.05，0.01を意味する。
b. CAARの単位は%。
c. 全サンプル数76のうち，上昇トレンド期40，下降トレンド期36。

次に、これらARを足し合わせたCAARに注目しよう。図1からCAARをみると、どちらの期間についても、 CAAR(−1,10) は正である。この結果から、どちらの期間でも自社株買いのアナウンス効果はすぐに消失することはなく、一定期間持続するようにみえる。ただし、イベント日から後は、下昇トレンド期のCAARが上降トレンド期のものを上回り、それらの乖離は日ごとに大きくなっている。

サンプルごとのCAARをより詳細に比較しよう。表4はそれぞれのサンプルについて、イベント日周辺のCAAR(−1,1)、 イベント日周辺以降のCAAR(−1,10)、イベントウインドウ全体のCAAR(−10,10)を表している。全サンプルと下降トレンド期の結果をみると、CAARはいずれも有意に正であり、イベントの影響が比較的長期にわたり継続していることがわかる。他方で、上昇トレンド期については、CAAR(−1,10)より、イベント日周辺のアナウンス効果自体が比較的に小さいだけではなく、その効果が将来的に長く続いていない。この結果から、下降トレンド期の自社株買いは株価に累積的なプラス効果を与えるが、上昇トレンド期の場合は株価に対する効果が小さいだけでなく、時間が経つと消失してしまうことがわかる。

3.3 市場センチメントとアナウンス効果

ここでは、市場センチメントの違いによる自社株買いのアナウンス効果を検証する。直感的には、自社株買いは投資家にとってポジティブなイベントなので、センチメントが高いほど投資家の反応が増幅されて大きくなり、センチメントが低いほど反応が小さくなること

が予想できる。しかし、市場センチメントの先行研究においては、高いセンチメント期に続く次の期には、株価に対してネガティブな投資家の反応が起こることが確認されている[5]。既に、前の期に良い情報が織り込まれているため、実際のイベントが起こる当期には株式を売却する行動が観察される。したがって、自社株買いという投資家にとってポジティブなイベントに対しても、一般的な直感に反して、イベント日後のセンチメント効果はネガティブになることが予想できる。

本稿は、市場センチメントの代理変数として、消費者態度指数（以下、CCI と呼ぶ）[6]を用いる。市場センチメントとして一般に知られている指標は、CCI の他に日経恐怖指数、プットコールレシオなどがある。これらは短期の急激な動きを捉えるのに適しているが、本稿はマーケット・モデルの推計からイベント日以後の CAAR の分析まで一定の期間を対象とするので、市場参加者を含むマクロ経済全体のセンチメントを捉え、短期的にはより安定的な指標である CCI を採用する。

全サンプル 76 を CCI の高低により二分して比較する。ここで、CCI はイベント日を含む月の月次データを用いる。またサンプルを二分する値の周辺で等しい CCI が続いていたため、より多くのサンプルが含まれる側にこれらを含め、数値が変わるところで区切った結果、高センチメントサンプル数は37、低センチメントサンプル数は39となり、少し偏りが出た。

表 5 に、センチメント別の AAR が示されている。これをみると、高センチメント期、低センチメント期は両方とも、イベント日の AAR は大きな AAR が観測されており統計的に 1%で有意であった。サンプル期別の収益率は、高センチメント期は 2.73%、低センチメント期は 1.99%である。全サンプルと同様にイベント・スタディーでみられる自社株買いの AAR に対する一般的な傾向が確認された。t=-10 からイベント日までの動きに大きな違いはみられない。イベント日後については、高センチメント期サンプルには、イベントと無関係にみえる

[5] 例えば、代表的な先行研究として Brown and Cliff (2005)が挙げられる。
[6] 消費者態度指数とは、内閣府によって毎月行われる消費動向調査の中の数値のひとつで、消費者の今後 6 ヶ月間の消費動向の見通しを表している。

t=9 にインパクトの大きい AAR、-0.6%を観測している。このようなことは、低センチメント期サンプルにはみられない。低センチメント期は、イベント日直後にその反動とみられる負の AAR を観測し、その後、t=8 にインパクトの大きい 0.5%の AR が確認された。イベント日後には、両サンプルには逆の動きがあったことがわかる。

表5　センチメント別のAAR

	全サンプル N =76		高センチメント N = 37		低センチメント N = 39	
date	Mean	t- value	Mean	t-value	Mean	t-value
-10	0.26	1.38	0.20	0.80	0.31	1.13
-9	0.23	1.37	0.32	1.70 *	0.14	0.51
-8	0.25	0.88	0.41	0.96	0.09	0.25
-7	-0.03	-0.18	0.05	0.26	-0.11	-0.40
-6	-0.07	-0.42	-0.06	-0.27	-0.08	-0.32
-5	0.21	1.05	0.08	0.27	0.33	1.19
-4	-0.03	-0.12	-0.06	-0.25	0.01	0.02
-3	0.35	2.33 **	-0.05	-0.29	0.72	3.15
-2	0.19	1.24	0.14	0.71	0.24	1.02
-1	0.11	0.46	0.32	0.95	-0.09	-0.26
0	2.35	5.48 ***	2.73	4.24 ***	1.99	3.53 ***
1	-0.57	-0.80	-1.10	-0.77	-0.06	-0.20
2	-0.12	-0.60	0.16	0.48	-0.38	-1.76 *
3	0.03	0.15	0.26	1.02	-0.18	-0.52
4	0.19	1.01	-0.04	-0.15	0.42	1.56
5	-0.01	-0.07	-0.14	-0.61	0.11	0.46
6	0.18	1.05	0.14	0.59	0.22	0.88
7	0.22	1.32	0.35	1.44	0.10	0.44
8	0.22	1.24	-0.07	-0.29	0.50	2.15 **
9	-0.39	-2.11 **	-0.61	-2.79 ***	-0.19	-0.64
10	0.21	1.35	0.08	0.35	0.33	1.55

a. *, **, ***は，有意水準がそれぞれ0.1，0.05，0.01であることを意味している.
b. ARの単位は%である

図2 センチメント別のCAAR

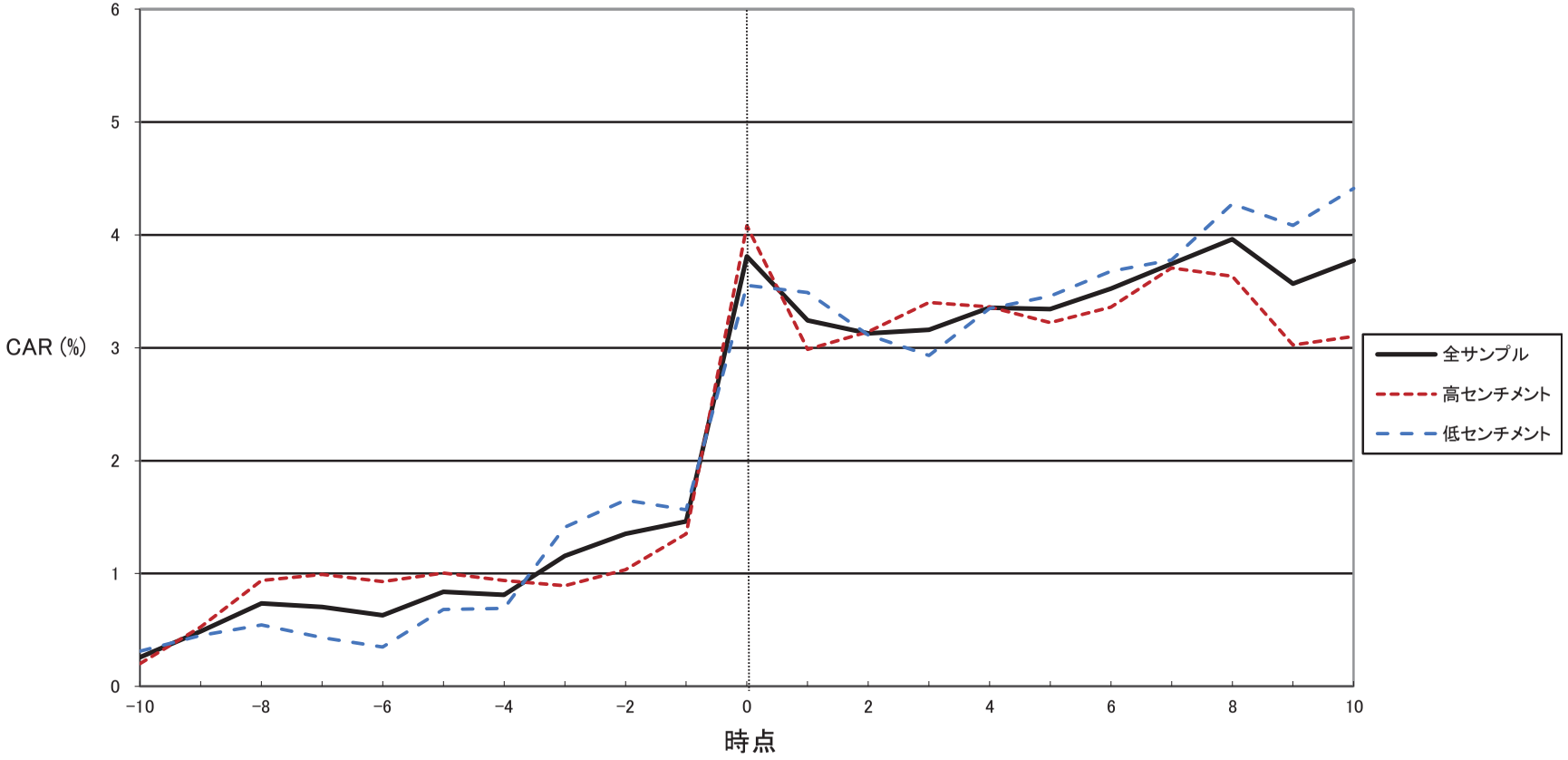


表6　センチメント別のCAAR

	全サンプル	高センチメント	低センチメント
CAAR(-1,1)	1.89 **	1.95	1.84 **
CAAR(-1,10)	2.42 **	2.07	2.76 **
CAAR(-10,10)	3.77 ***	3.10	4.41 ***

a. *，**，***は，それぞれt検定における有意水準0.1，0.05，0.01を意味する。
b. CAARの単位は%。
c. 全サンプル数76のうち，高センチメント期37，低センチメント期39。

次に、これらARを足し合わせたCAARに注目しよう。図2からCAARをみると、t=-10からイベント日までは、両サンプルはほとんど同じ動きを示している。イベント日直後はともに一旦調整をはさみ、t=7まで大きな違いはない。その後は逆の動きを示し、高センチメント期が低下傾向、低センチメント期が上昇傾向であった。最終的にはt=10において、低センチメント期の方が高センチメント期よりも1.31%大きい。このようにグラフからは、自社株買いに対するセンチメントの影響は明らかであり、直感と反して高センチメント期のインパクトは相対的に小さいものである。

以上は、CAARの視覚面から分析であり、この違いは一見、小さいように見える。しかし、表6より数値面から統計的な有意性を確認すると明らかになる。表6はそれぞれのサンプルについて、イベント日周辺のCAAR(-1、1)、 イベント日周辺から後の累積効果を含むCAAR(-1,10)、イベントウインドウ全体のCAAR(-10,10)を表している。これをみると、高センチメント期サンプルのCAARは、CAAR(-1,1)、CAAR(-1,10)、CAAR(-10,10)のすべてについて、統計的に有意ではなかった。個別サンプルのCARの分散が大きいことがその理由である。他方で、低センチメント期サンプルは、上記3つのCAARの全てにおいて統計的に有意であった。

これらの結果からは、高センチメント期のCAARには一見、比較的大きなプラス効果が観測されたようにみえたが、統計的に有意ではなかったため、イベントの累積効果は明らかではなかったと評価できる。他方で、低センチメント期については、イベント日のアナウンス

効果は、累積的に続いており、より確かなものであったと言える。

４．超過収益率に対する市場センチメントの影響

本節では、市場センチメントの超過収益率への影響の有無について、回帰分析による検証を行う。具体的には、自社株買いのあった全イベントから金融機関を除いた 70 サンプルについて、それによる超過収益率の決定要因を重回帰モデルにより推定する。被説明変数の超過収益率については、センチメント間で違いが観察された CAR(-1,10)を取り上げてモデルを推定した。説明変数は、センチメント変数である CCI(DCCI)、VIX(DJNIV)[7]、下降トレンドダミー（LTRED)、低センチメントダミー（LSENTD）と LTRED の交差項（LTRED*LSENTD）の他、企業の財務データである PER、企業規模(FSISE)、レバレッジ(LEV)、ROA、資本の簿価時価比率(BM)、自社株買い割合(RJISHA)で影響をコントロールしていく。ここで、FSISE は総資産の自然対数値、LTRED はサンプルのイベント日が下降トレンド期であれば 1、上昇トレンド期であれば 0 とするダミー変数である。LSENTD は、全サンプルを CCI の高低で二分した際の低センチメントサンプルを 1 としたダミー変数である。PER はイベント月の月末株価÷1 株当たり当期純利益、LEV は総負債÷総資産、ROA は当期純利益÷総資産、BM はイベント月の月末株価÷自己資本で計算している。なお、決算期は、イベントの直前期を採用している。ダミー変数を除いた記述統計は表 7 のとおりである。

[7] 推定では、CCI、VIX それぞれの対前期変化率 DCCI、DJNIV を用いている。

表7 回帰分析で用いる変数の記述統計

	CAR(-1,10)	DCCI	DJNIV	FSIZE	RJISHA
平均	0.0274	-0.0092	-0.0605	5.9357	0.0029
中央値	0.0297	-0.0104	-0.1133	5.7977	0.0018
最大値	0.1565	0.1523	0.4409	7.8034	0.0259
最小値	-0.4658	-0.2945	-0.3714	4.6628	0.0000
標準偏差	0.0899	0.0748	0.2088	0.6556	0.0043
標本数	70	70	70	70	70

	PER	LEV	ROA	BM
平均	31.7736	0.4085	0.0610	0.0434
中央値	19.0226	0.3875	0.0462	0.0071
最大値	258.0840	0.9244	0.2674	0.9448
最小値	-19.0167	0.1081	-0.0251	0.0004
標準偏差	43.9508	0.2118	0.0539	0.1575
標本数	70	70	70	70

符号条件としては、DCCI は CCI が上昇すれば CAR は低下することを予想するためマイナス、LTRED は下降トレンドであれば CAR は大きくなると予想するためプラス、PER はマイナス、企業規模を示す FSIZE はプラスである。さらに、LEV はマイナス、ROA はマイナス、BM はプラスである。推定結果は表８のとおりである。

表8 回帰分析の結果

	被説明変数:CAR(-1,10)					
	推計1			推計2		
	係数	標準誤差	t値	係数	標準誤差	t値
C	0.1364	0.1250	1.0915	0.1140	0.1324	0.8613
DCCI	-0.3516	0.1375	-2.5571 **	-0.3431	0.1475	-2.3261 **
DJNIV	0.0290	0.0498	0.5832	0.0172	0.0554	0.3097
LTRED				0.0178	0.0305	0.5844
LTRED*LSENTD				-0.0139	0.0326	-0.4254
PER	-0.0006	0.0002	-2.4937 **	-0.0006	0.0003	-2.5228 **
FSIZE	-0.0048	0.0219	-0.2195	-0.0028	0.0224	-0.1237
LEV	-0.0567	0.0663	-0.8555	-0.0512	0.0686	-0.7476
ROA	-0.7420	0.2692	-2.7560 ***	-0.6893	0.2872	-2.3999 **
BM	0.1718	0.0881	1.9508 *	0.1698	0.0895	1.8972 *
RJISHA	-0.5639	2.5633	-0.2200	-0.3578	2.6540	-0.1348
決定係数	0.2594			0.2637		
調整済決定係数	0.1622			0.1389		
残差の標準偏差	0.0823			0.0835		
サンプル数	70			70		

(注)***は1%有意、**は5%有意、*は10%有意をあらわす

推定 1 よりセンチメント指数の推計結果をみると、DCCI が負に有意なので、センチメントの変化率が大きいほど超過収益率が低くなっており、前節までの結論を補完するものになっている。しかし、もう一方のセンチメント変数の DJNIV の変化は超過収益率に影響がなかった。LTRED の係数は正であり符号条件と同じであったが有意ではなかった。3 節のイベント・スタディーにおいて示された結果はここでは確かではなかったと言える。更なる検証が必要となる。

その他の財務変数としては推計 1 と推計 2 は同様の結果を示している。PER、ROA は負に有意、BM は正に有意となり、符号条件としては予想通りとなっている。

以上のことから、クロスセクション回帰分析からも、センチメントが自社株買いに影響を

与えていることがわかる。ただし、前節の結果はCCIの水準によってサンプル分けを行った結果であり、本節の分析からはCCIの変化が負の影響を与えていることわかった。

5. おわりに

本稿では、日本における自社株買いの超過収益率に対するマーケットトレンドと市場センチメントの影響を考察した。イベント・スタディーの結果、マーケットトレンドに関しては、下降トレンド期のアナウンス効果は大きく持続的である一方で、上昇トレンドにおいては相対的に小さいことがわかった。市場センチメントの高低による差も確認できた。高センチメント下の反応が確かではない一方で、低センチメント下での反応の方が高センチメント期よりも大きく持続することが確認できた。また回帰分析によって、センチメントの低下が超過収益率を高めることも確認できた。

これまでの先行研究においては、情報の非対称性や経営者のモラルハザード等が自社株買いのリターンや自社株買い実施の動機に影響する要因として考えられてきた。本稿の分析において、マーケットトレンドや市場センチメントが自社株買いの効果に影響することが確認された。そもそも企業経営者は自社株買いの効果を見越して実施するが、その前提は株価に対するプラス効果である。しかし、本稿で確認されたマーケットトレンドや市場センチメントが株価に対して影響するのであれば、企業経営者もこれらの要因を考慮して意思決定する必要がある。現時点で、経営者がこれら市場の特性を認識しているかどうかは定かではないが、自らの意思決定の有効性に関わるのであれば、考慮せずにはいられないであろう。この点は、企業のコーポレート・ファイナンスの意思決定を考察する上で、重要な観点となりうると考えられる。また行動ファイナンスの分析対象であるセンチメントをコーポレート・ファイナンスで考察したことにも意義があると考えられる。

本稿にはまだ課題が残されている。サンプル数の拡大、推定期間の企業状況の調査確認などが考えられる。これら要因の頑健性や一般性の確認は、重要な課題であると考える。

（参考文献）

・Baker, M. and J. Wurgler. (2006), “Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns,” Journal of Finance, 61(4), pp.1645-1680.

・Baker, M. and J. Wurgler. (2007), “Investor Sentiment in the Stock Market,” Journal of Economic Perspectives, 21(2), pp.129-151.

・Bathia, D., and D. Bredin. (2013), “An Examination of Investor Sentiment Effect on G7 Stock Market Returns,” European Journal of Finance, 19(9), pp. 909-937.

・Brown, G. W., and Michael T. Cliff. (2005),“Investor Sentiment and Asset Valuation,” Journal of Business ,78, pp. 405-440.

・Hatakeda, T., and N. lsagawa.(2004), ″Stock Price Behavior Surrounding Stock Repurchase Announcements: Evidence From Japan,″ Pacific-Basin Finance Journal 12 (3) , pp.271-290.

・MacKinlay, A, C., (1997), “Event Studies in Economics and Finance,”Journal of Economic Literature, 35, pp.13-39.

・Mahmoud, N., Docherty, P., and A. Meli. (2022), “Firm-Level versus Aggregate Market Investor Sentiment: What Matters Most for Corporate Announcement Return,” Journal of Banking & Finance, 144, 106586.

・Mian, G, M., and S. Sankaraguruswamy. (2012), “Investor Sentiment and Stock Market Response to Earnings news,” The Accounting Review, 87, 4, pp. 1357-1384.

・Pagan, A. R., and Sossounov, K. A, (2003), “A Simple Framework for Analyzing Bull and Bear Markets,” Journal of Applied Economics, 18, pp.23-46.

・Vuong, N. B., and Y. Suzuki. (2020), “Does Fear has Stronger Impact than Confidence on Stock Returns? The Case of Asia-Pacific Developed Markets,” Scientific Annals of Economics and Business, 67 (2), pp. 157-175.

・Wang, W., C. Su, and Darren Duxbury. (2021), “Investor Sentiment and Stock

Returns: Global evidence," Journal of Empirical Finance, 63, pp. 365-391.

（資料）分析サンプル

証券コード	イベント推定日(t=0)	証券コード	イベント推定日(t=0)
1808	2021-02-27	6406	2022-03-02
1928	2021-03-05	6502	2021-06-08
1928	2022-03-11	6503	2021-06-04
2201	2022-03-01	6532	2021-04-15
2264	2022-03-01	6532	2022-04-15
2432	2022-07-01	6754	2022-06-01
2593	2022-03-01	6806	2021-05-28
2670	2022-01-13	6923	2020-11-27
2809	2021-01-08	6954	2022-03-25
3064	2020-04-25	7180	2021-08-28
3064	2021-03-27	7186	2022-02-23
3092	2021-05-26	7649	2022-06-29
3291	2022-05-26	7731	2022-04-08
3591	2021-11-27	7733	2021-12-18
3659	2021-11-20	7752	2021-03-04
3659	2022-06-15	7911	2020-12-05
4063	2020-08-19	7951	2021-08-24
4063	2021-08-18	7984	2021-02-23
4183	2021-08-28	8001	2020-06-13
4205	2021-12-29	8001	2022-01-20
4206	2022-04-07	8282	2020-12-16
4272	2021-05-25	8309	2022-02-25
4307	2021-06-22	8377	2021-12-25
4507	2022-06-24	8630	2021-11-20
4521	2020-05-23	8725	2020-11-20
4528	2021-11-27	8725	2021-11-20
4530	2021-10-15	8750	2021-04-01
4613	2022-06-15	8766	2020-11-20
4676	2020-07-23	8766	2021-06-29
4681	2021-06-30	8802	2021-04-09
4684	2021-08-18	9072	2021-12-04
5232	2021-11-26	9086	2020-09-25
5947	2021-08-19	9364	2021-12-15
6098	2020-12-01	9434	2020-08-29
6103	2022-02-25	9602	2022-07-13
6326	2020-04-18	9627	2021-06-08
6326	2021-04-21	9627	2021-12-07
6326	2022-04-21	9987	2021-05-29

労働力不足に伴う宅配便のサービスレベル見直しに対する利用者意識（共同研究）

明治大学商学部 准教授　水谷 淳
広島商船高等専門学校 助教　藤井 成弥

要旨

宅配便事業は，典型的な労働集約型事業で，ドライバーを中心とした労働力不足が長年の課題となっている．そのような中，ワーク・ライフ・バランスの改善を目指した政府の働き方改革に伴ってトラックドライバーが不足するいわゆる「物流の 2024 年問題」が生じた．わが国の貨物輸送トン数は 2000 年度がピークで，以降は減少傾向にある一方，宅配便は，現在も取扱個数が増加しており，2024 年度には 49 億個となった．宅配便の市場拡大の大きな原動力となっているのが通販市場の拡大で，中でも EC 市場の拡大が著しい．

近年の労働力不足の深刻化によって，宅配便各社はサービスレベルを引き下げ，これまでに一部地域間で翌日配達が翌々日配達へと延長，再配達の最終受付時間の繰上，時間指定配達の時間帯区分削減，置き配などが実施されている．置き配は，再配達削減の有効な手段ではあるが，ドライバーから受取人に荷物を手渡ししないため，荷物が雨に濡れたり，盗難にあったりするリスクを併せ持っている．しかしながら，受取人とドライバーの対面接触によるコロナ感染拡大を防ぐという目的もあり，コロナ禍において置き配は社会的に受け入れられ，コロナ後も定着した．

そこで，首都圏 1,000 人を対象にアンケートを実施し，置き配定着後の宅配便の利用状況について調査した．その結果，回答者の 65%が置き配の経験を持ち，この経験率は在宅状況（①平日・休日とも不在，②平日は不在，休日は在宅，③平日・休日とも誰かが在宅）が異なっても概ね同じであった．また時間指定については，不在がちの家（在宅状況①と②）では夜間，誰かが在宅している家（同③）では午前中が多い．くわえて，通信販売で 5,000～30,000 円の生活雑貨を購入し，宅配便で受け取るという仮想的な状況に対するアンケートを行った．その結果をコンジョイント分析することによって，宅配便のサービスレベル（輸送日数・配達時間帯の指定・当日再配達の受付締切時間・荷物の受け渡し）に対して利用者が感じる限界支払意思額を推計した．その結果，輸送日数の短縮（翌々日が翌日）に対しては価値を感じているもののあまり大きくないこと，時間指定に対しては非常に大きな

価値を感じていること，当日再配達の受付締切時間延長（17 時から 18 時）には価値を感じていないこと，荷物を手渡しで受け取れることに対しては，商品価格が高くなるほど，高い価値を感じていることが明らかとなった．

置き配が定着した後の宅配便市場において，配送料を値上げしない代わりに，利用者の評価が高くない輸送日数（翌日配達）と当日再配達の受付締切時間は，サービスレベルを引き下げても大きな問題にならないであろう．一方で，時間指定と手渡しは，利用者による評価が高く，宅配便サービスの差別化要因として重要と考えられる．また一軒家とオートロック無の集合住宅では，宅配ボックスが有る場合は，手渡しに価値を感じていなかったが，オートロック有の集合住宅では，宅配ボックスが有っても，手渡しに大きな価値を感じていた．これはオートロック有の集合住宅では建物内にドライバーが入って置き配することが難しく，さらには宅配ボックスが不足がちであることを反映しているではなかろうか．

労働力不足に伴う宅配便のサービスレベル見直しに対する利用者意識

水谷　淳（明治大学商学部准教授）

藤井成弥（広島商船高等専門学校助教）

１．はじめに

宅配便事業は，典型的な労働集約型事業で，ドライバーを中心とした労働力不足が長年の課題となっている．その原因の一つが再配達で，これまでも在宅率の高い時間帯に短時間のパート配達員を投入することによって集中的に配達するチーム集配方式や，コンビニエンスストアや市中の宅配ロッカーでの荷物受取など，再配達率を下げる取り組みがなされてきた（林・根本 (2016)）．2019 年にはゆうパック（日本郵政）と Amazon Flex が配送効率の向上を目指して，荷物を玄関先やメーターボックス内に置く「置き配」を開始した．置き配は，荷物の盗難・汚損リスクを併せ持つため，宅急便（ヤマト運輸）と飛脚宅配便（佐川急便）は導入に慎重であった．しかしながら，コロナ禍における非対面配達のため，2020 年には置き配を開始し，取扱個数シェア 95%を占める大手 3 社で置き配が選択できるようになった．

宅配便の受取問題については，特に近年，多くの研究が蓄積されている．まず，自宅外での受け取りについて，齊藤他 (2019) がわが国におけるオープン型宅配ロッカー普及に向けての課題をシンガポールと比較しながら考察した．清水他 (2022) は，自宅以外での荷物受け取りに対する抵抗感について，アンケート調査から，ネット通販の利用頻度が高い若年層は抵抗感が低く，かつ居住地域による差がないことを見出した．つぎに，住居での宅配ボックス設置や置き配については，宮武 (2022) が，わが国において置き配が普及するための課題をまとめており，オートロック有の集合住宅への入場，誤配のリスク等を指摘している．嘉瀬・鈴木 (2021) は，宅配ボックスの設置には政府の補助制度もあり，集合住宅では新築

分譲物件のほぼ100%で設置，賃貸・中古物件でも設置率が上昇しているものの，大きな荷物が入らないこと，満杯であることが多いことを課題として挙げている．くわえて，宅配便利用者の行動や選好については，宮武他 (2019) が，1 回目の配達で受け取った場合にポイントを付与するというインセンティブを用いた場合に生ずる再配達の費用削減額とポイント還元による費用増大額をシミュレーションして，宅配便事業者の収支への影響を考察している．劉 (2022) は，宅配便を受け取る時に重視する属性を費用・移動・確実性として，評点型コンジョイント分析を実施し，確実性が最も重視されていることを導いている．

さらに，ワーク・ライフ・バランスの改善を目指した働き方改革の一環として，関連する法律が改正され，2019 年 4 月に施行された[1]．主な改正点（規制強化点）は表 1 にある通りで，①時間外労働時間の上限は，実質制限なしから，年間 960 時間に制限されることとなった．②1 日の拘束時間は，原則 13 時間以内は改正前後で同じであるものの，最大拘束時間は，16 時間以内かつ 15 時間超が週 2 回以内から，15 時間以内かつ 14 時間超は週 2 回以内に短縮された．③休息時間は，継続 8 時間以上から，継続 11 時間を基本として 9 時間が下限へと延長された．④連続運転時間は，4 時間を超える前に 30 分間以上の休憩を確保することは改正前後で同じであるものの，改正前は運転していない時間として休憩扱いであった荷役時間・待機時間は，改正後には休憩とはみなされなくなった．医師・建設事業・自動車運転業務に対しては，5 年間の施行猶予が与えられていたが，2024 年 4 月に猶予期間が終了し，物流業界においては，トラックドライバーが不足する，いわゆる物流の 2024 年問題が生じた．

このような環境下で，宅配便各社は置き配以外にも，一部地域での翌日配達を翌々日にするなど，サービスレベルの見直しを進めてきた．そこで本論は，置き配が一般的となった現在の宅配便サービスに対する利用者意識を選択型コンジョイント分析で考察する．

---

[1] 働き方改革に伴って改正されたのは以下の八つの法律である．
①労働基準法，②労働安全衛生法，③労働時間等の設定の改善に関する特別措置法，④じん肺法，⑤雇用対策法，⑥労働契約法，⑦短時間労働者の雇用管理の改善等に関する法律，⑧労働者派遣事業の適正な運営の確保及び派遣労働者の保護等に関する法律

本論の構成は，つぎの通りである．第 2 節ではわが国の宅配便市場の現状を概観し，第 3 節ではコンジョイント分析について説明する．第 4 節では宅配便サービスに対する利用者アンケートの実施方法・集計結果とコンジョイント分析による各サービス属性に対する支払意思額を示す．最後に第 5 節で結論をまとめる．

表1 働き方改革関連法の改正（2019 年）による自動車運転業務の労働規制強化

主な項目	改正前	改正後
①時間外労働 時間の上限	実質制限なし	960 時間/年 （一般業種 720 時間/年）
②1日の 拘束時間	原則 13 時間以内（最大 16 時間以内で 15 時間超は 2 回/週以内）	原則 13 時間以内（最大 15 時間以内で 14 時間超は 2 回/週以内）
③休息時間	継続 8 時間以上	継続 11 時間を基本とし，9 時間を下限
④連続運転 時間	4 時間を超えないこと 30 分間以上の休憩等を確保すること （運転していない時間も休憩扱い）	4 時間を超えないこと 30 分間以上の休憩を確保すること （荷役時間・待機時間は休憩ではない）

注）医師・建設事業・自動車運転業務には 2019 年 4 月の改正法施行から，5 年間の施行猶予が与えられた．

２．わが国の宅配便市場

わが国の貨物輸送トン数は 2000 年度がピークで，以降は減少傾向にある一方，宅配便は現在も取扱個数が増加している．図 1 の棒グラフには飛脚宅配便が宅配便としてカウントされるようになった 1999 年度から 2024 年度までの取扱個数が示されているが，この間に市場全体では，25 億個から 49 億個へとほぼ 2 倍となった[2]．また宅配便市場は典型的な寡占市場であり，2024 年度のシェアは宅急便が 47%，飛脚宅配便が 26%，ゆうパックが 22%と，大手 3 社で 95%となる．宅配便市場拡大の大きな原動力となっているのが通販市場の拡大で，中でもインターネットを利用した電子商取引（Electronic Commerce：EC）市場の拡大が著しい．同じく図 1 には，政府の調査結果が利用可能な 2013～2024 年度について，消費者を対象とした物販系の電子商取引市場（B2C-EC 市場）における売上高（名目）が実線で示されているが，売上高は 6 兆円から 15 兆円へと 11 年間で 2.5 倍に増加した．2013～24 年における宅配便取扱個数と B2C-EC の市場規模の関係を見るために，t 年における宅配便

[2] 他に航空等利用運送による宅配便があり，2024 年度の取扱個数は約 1 億個である．

の取扱個数を Y_t，B2C-EC 売上高（2020 年価格）を X_t とし，両変数とも自然対数の階差を取って回帰させると（1）式のような関係が得られた．カッコ内は t 値で，Δ lnX にかかる係数は 1%有意水準を満たしている．またこの係数は，弾力性と解釈することが出来るため，EC の売上高が 1%増えると宅配便の取扱個数が 0.74%増える．ところで，2019 年 1 月に始まった Amazon Flex は，EC プラットフォーマー最大手の Amazon が貨物軽自動車運送事業者等と業務委託契約を結んで自ら配送ネットワークを構築し，配送の一部を担っている．このようなケース（配送の元請けが宅配便事業者でないケース）で輸送された荷物は，宅配便の取扱個数には反映されないため，通信販売の拡大によって増加した荷物はさらに多いと推察される．

$$\Delta \ln Y = -0.026 + 0.739 \Delta \ln X \qquad (1)$$

(-1.92)　(4.53)　　adj-R^2 = 0.66　DW = 1.56　n = 11

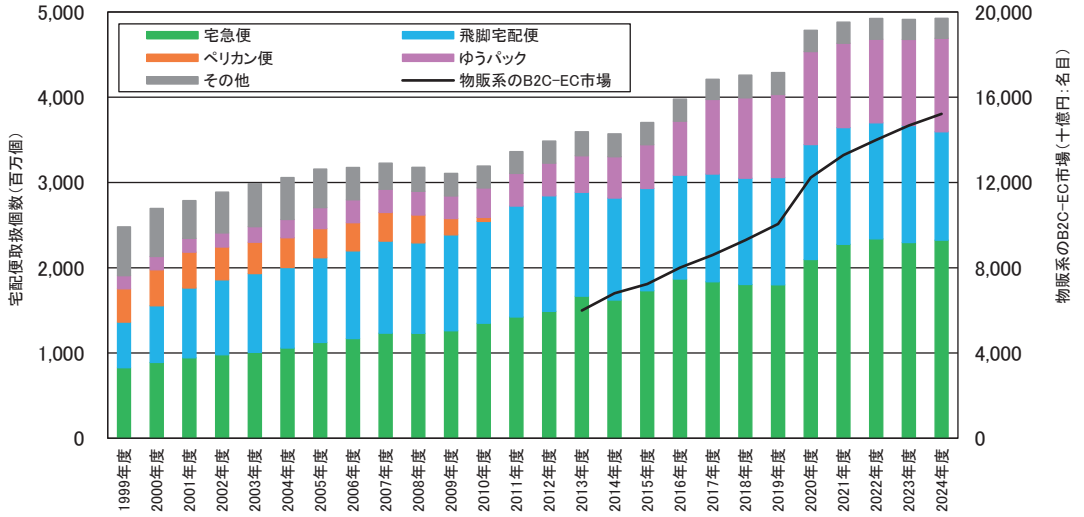


図1　宅配便取扱個数と物販系のB2C-EC市場規模

注）宅配便の取扱個数は，航空利用運送によるものは含まない．
　　飛脚宅配便（佐川急便）は1999年度から宅配便としてカウントされる．
　　ゆうパックは2007年10月の郵政民営化以降に宅配便としてカウントされる．それ以前は郵便一般小包の取扱個数の値である．
　　ペリカン便は2010年7月に，ゆうパックに統合された．
出所）国交省「数字でみる物流（各年版）」，経産省「電子商取引に関する市場調査報告書（各年版）」より作成

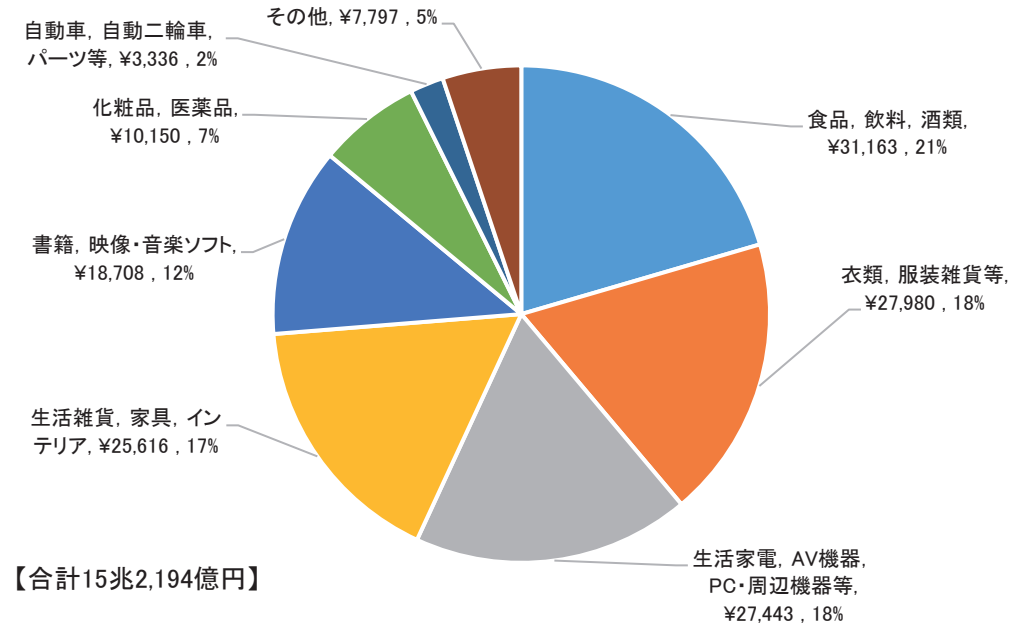


図2　商品分類別物販系のB2C-EC市場（2024年）（名目：億円）

出所）経産省「電子商取引に関する市場調査（令和6年度）」より作成

図 2 は，2024 年における B2C-EC 市場での売上高を品目別に分割し，各品目のシェアを円グラフで示したものである．これによると，食料品のシェアが最も大きく 21%，以下，衣類 18%，家電 18%，生活雑貨 17%と続き，これら上位 4 品目で 3/4 を占めている．

また宅配便市場では，長らく激しいサービス競争が展開され，各社は翌日配達，時間帯指定配達，夜間配達，保冷輸送，代引サービス，貨物追跡サービスなど，サービスレベルでしのぎを削ってきた．これらのサービスは，保冷輸送や貨物追跡サービスのように大きな設備投資が必要なもの，時間帯指定配達や夜間配達のように多くの労働力が必要なものに分けられる．労働力不足は後者に大きく影響して，各社はサービスレベルを見直し，一部ではレベルが引き下げられた．最大手の宅急便を例にとると，2017 年 4 月に再配達の最終受付時間を 20 時から 19 時に繰り上げ，さらに 6 月には時間帯指定サービスの 1 区分を廃止して 6 区分から 5 区分に削減し，12～14 時は時間指定が出来なくなった[3]．また 2023 年 6 月から

[3] 変更前の指定時間帯は，①12 時まで，②12～14 時，③14～16 時，④16～18 時，⑤18～20 時，⑥20～21 時の 6 区分であったが，変更後は，12～14 時の時間帯が廃止され，①12 時まで，②14～16 時，③16～18 時，④18～20 時，⑤19～21 時となった（④と⑤は 19～20 時が重なる）．

は，関東－中国・四国など一部の地域間で配達日が翌日から翌々日となり，2024 年 6 月からは置き配も始められた．一方で，2016 年からは貨物到着情報を LINE 等の SNS を通じて事前通知しているが，この情報提供は上記のような配達のレベル低下に対する不満を緩和させるであろう．

前節で述べたように，宅配便事業では，再配達の多さが生産性低下や労働力不足を加速させると認識されてきたが，その解決策の一つとして置き配が急速に普及した．図 3 には，国土交通省が 2017 年から調査している宅配便の再配達率とナスタが 2019 年から調査をしている宅配便の置き配率が描かれている．再配達率は，2017 年から 2024 年までは大手 3 社（ヤマト運輸・佐川急便・日本郵便），2025 年は大手 6 社（大手 3 社と西濃運輸・福山通運・日本通運[4]）の平均値である．都市部は東京 23 区で人口密度が高く単身世帯の占める割合が高い区，都市部近郊は東京都郊外の市町村で世帯人口が多いところ，地方は人口の少ない都道府県の市町村で人口密度が低く世帯人口が多いところと定義されるが，全ての調査年において，再配達率は都市部で最も高く，地方部で最も低い．また再配達率は全ての地域区分で低下し，全国平均では 2017 年 10 月の 15.5%から 2025 年 10 月には 8.3%へほぼ半減した．置き配については，ナスタが 1,000～2,000 人のネットショッピング利用者を対象に Web アンケートを継続実施し，それによると置き配経験率（置き配サービスを利用したことがある人の比率）は，コロナ禍前の 2019 年 10 月でも 27%あった．宅配便大手の中では，ゆうパックが 2019 年 3 月から先駆的に個人向けの置き配を始めている．なお，この調査はネットショッピング利用者に購入した商品をどのように受け取ったか尋ねているため，先に見た Amazon Flex のような宅配便類似サービスもアンケート調査の対象となるが，Amazon Flex でも 2019 年 3 月には置き配を開始している．置き配は，再配達削減の有効な手段ではあるが，ドライバーから受取人に荷物を手渡ししないため，荷物が雨に濡れたり，盗難にあったりするリスクを併せ持っている．しかしながら，受取人とドライバーの対面接触によるコロ

[4] 日本通運のペリカン便は 2010 年 7 月にゆうパックと統合されて消滅したが，航空等利用運送による宅配便としてスーパーペリカン便が現在も提供されている．

ナ感染の拡大を防ぐという目的もあり，コロナ禍において置き配は社会的に受け入れられ，2021 年 2 月の経験率は 47%となった．荷物の手渡しを重要なサービスとして考え，置き配の導入には慎重であった宅急便と飛脚宅配便でも，それぞれ 2024 年 6 月と 9 月に置き配が導入された．そして，2025 年 12 月までに 74%が置き配を経験している．

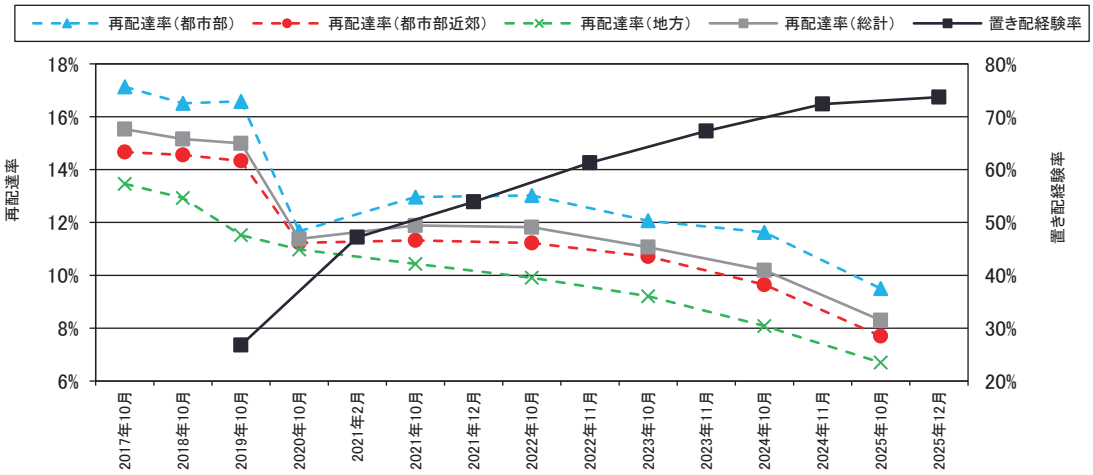


図3　宅配便の再配達率と置き配経験率

注）再配達率の2017年10月～2024年10月値は大手3社における再配達率，2025年10月は大手6社における再配達率である
出所）再配達率は国交省資料より作成，置き配経験率はナスタ（2025）「置き配調査（第8回）」より作成

３．コンジョイント分析

宅配便の各サービス属性に対して，消費者が支払ってもよいと思う金額（限界支払意思額［Marginal Willingness to Pay：MWTP］）を選択型コンジョイント分析によって推計する．コンジョイント分析とは複数の属性の選好を評価する手法の総称であり，大別すると選択型と評点型がある．選択型では，ある商品について複数の属性をもつプロファイル（選択肢）を仮想的にいくつか設定して，それらを回答者に提示する．その上で回答者に望ましいプロファイルを一つ選択してもらう．一方，評点型では，プロファイルを一つずつ回答者に提示して，その都度，好みの程度を点数化してもらったり，複数のプロファイルを提示して，望ましい順に並べてもらったりする．そして，選択型ではその選択結果から，評点型ではその

得点や順位から，各属性の価値（MWTP）を評価する．本論では，Louviere and Woodworth (1983) で開発された選択型を採用するが，選択型は複数の商品の中から一つを選ぶ行為が，通常の消費行動に近いという利点を持つ．その概要は以下の通りである．

まず，j 番目の商品プロファイルを選択した時の全体効用 U_j が以下の式で表されると仮定する．

$$U_j = V_j(\boldsymbol{x}_j, p_j) + \varepsilon_j$$

ただし

V_j：商品 j を選択した時の効用のうち，観察可能な部分

ε_j：観察不可能な部分

$\boldsymbol{x}_j$：商品 j の（価格以外の）属性ベクトル

p_j：商品 j の価格

である．

そして，ε_j が独立同一（Independently Identically Distributed：IID）かつ第 1 種極値分布に従うと仮定すると，k 種類ある商品プロファイルから j 番目の商品が選択される確率 P_j は，以下のような条件付きロジットモデルで表すことが出来る．

$$P_j = \frac{\exp V_j}{\sum_k \exp V_k} \qquad (2)$$

ここで効用関数は，以下のようなモデルを仮定する．

$$V(\boldsymbol{x}, p) = \sum_i \beta_i x_i + \beta_p p \qquad (3)$$

ただし β はパラメータである．

（3）式を全微分すると，

$$dV = \sum_i \frac{\partial V}{\partial x_i} dx_i + \frac{\partial V}{\partial p} dp \qquad (4)$$

となる．そして（4）式の効用水準を初期水準に固定し（$dV=0$），商品属性 x_1 以外の属性も初期水準に固定する（$dx_i=0, i\neq 1$）と，属性 x_1 が 1 単位変化した時の限界支払意思額（MWTP）

は,

$$MWTP = \frac{dp}{dx_1} = -\frac{\partial V}{\partial x_1} \Big/ \frac{\partial V}{\partial p} = -\frac{\beta_1}{\beta_p} \qquad (5)$$

によって得られる.

４．宅配便のサービスレベルに関する利用者アンケート

4-1　アンケートの実施内容

宅配便のサービスレベルに対する利用者意識を調査するため，独自の Web アンケートを 2026 年 3 月 28 日に実施した．アンケート対象者は，過去 1 年間に通信販売を利用したことがあり，かつ首都圏 1 都 3 県（東京都・千葉県・埼玉県・神奈川県）に居住する 18〜69 歳の 1,000 人で，2020 年国勢調査における 1 都 3 県の常住就業者数を参考に，事前に東京都 500 人，埼玉県 150 人，千葉県 150 人，神奈川県 200 人に振り分けた．回答者には，まず個人属性として，①性別，②同居者を含めた日中の在宅状況，③住居の種類，④宅配ボックス設置の有無，⑤メールや LINE 等による荷物到着情報の事前受取，⑥置き配の利用経験，⑦よく利用する宅配便の付帯サービス（時間帯指定や置き配など）を尋ねた.

つぎに，コンジョイント分析に向けて，サービス属性に関する質問を表 2 のように作成した．そして回答者には，①配送料，②配達日（輸送日数），③配達時間帯の指定，④当日再配達の受付締切時間，⑤荷物の受取という五つのサービス属性を持つ A と B の 2 種類のプロファイルを提示して，仮想的に生活雑貨を通信販売で購入した時に，どちらが好ましいかという二者択一問題に取り組んでもらった．配送料は，Amazon の現在の配送料 460 円を参考に，500 円から 200 円刻みで 1,100 円までの 4 段階とした．配送料以外のサービス属性は 2 段階で設定し，配達日（輸送日数）は翌日と翌々日，時間帯指定は指定出来ると出来ない，当日再配達の受付時間は 18 時締切と 17 時締切，荷物の受取は手渡しと置き配とした.

プロファイルは直交表 L8 を用いて表 3 のように作成し，8 通りあるプロファイルから二

つを取り出して，二者択一問題を作成した．その際，必ず属性間にトレードオフが生ずるような組み合わせとした結果，全 28 通りのうち（${}_8C_2$=28），7 通りが除外されて 21 通りが残った[5]．この 21 通りの問題をランダムに組み合わせて 7 問 1 セットとし，3 セットを作成した．通信販売で購入した生活雑貨の価格は，5000 円，10,000 円，30,000 円の 3 ケースを想定し，回答者にはそれぞれのケースについて，二者択一問題を 1 セットずつ，合計 21 問に回答してもらった．なお，どの価格にどのセットを出題するかは，回答者ごとランダムに決定している．

表2 コンジョイント分析に係る設問

通信販売で購入した商品の多くは，宅配便で皆さんの自宅まで配送されますが，ドライバー不足や物価高騰のために，これまでの配送料とサービスレベルでは配送サービスの維持が困難になりつつあります．

これまでの配送料：500 円
これまでのサービスレベル：翌日配達，配達時間帯の指定が可能，当日再配達は 18 時まで受付，玄関で手渡し

そこで，仮に配送料とサービスレベルを見直した配送プラン A と B を提示します．
配送プランには，以下の五つの要素が含まれます．

サービス属性	サービスレベル
①配送料	500 円・700 円・900 円・1,100 円
②配達日（輸送日数）	翌日・翌々日
③配達時間帯の指定	指定出来る・指定出来ない
④当日再配達の受付締切時間	18 時締切・17 時締切
⑤荷物の受取	手渡し・置き配

なお，もし置き配された荷物が盗難にあったとしても補償はありません．

以上を踏まえて，皆さんが通信販売で生活雑貨（腐るものではなく，温度管理は不要です）を購入した時を想像しながら，質問に答えてください．生活雑貨は，価格が3種類あり，（1）5,000 円，（2）10,000 円，（3）30,000 円です．荷物のサイズは 100 サイズ（箱の3辺の合計が 100cm で重さ 10kg）とします．以下に示されるようなプラン A と B のうち，利用したい方を回答してください．

提示されるプロファイルの例

サービス属性	プラン A	プラン B
①配送料	700 円	900 円
②配達日（輸送日数）	翌日	翌々日
③配達時間帯の指定	出来る	出来る
④当日再配達の受付締切時間	17 時	17 時
⑤荷物の受取	置き配	手渡し

[5] たとえば，表 3 のプロファイル No.1 と 2 による二者択一では，1 と 2 の配送料が同額である一方，配送料以外の属性は全て 2 の方が高品質であるため（翌日配達・時間帯指定可能・再配達の受付締切 18 時・手渡し），回答者は迷うことなく 2 を選択し，回答者の各サービスに対する選好が選択結果に反映されないためである．

表3 コンジョイント分析のためのプロファイル

No.	配送料	配達日	時間指定	再配達受付	受取
1	500 円	翌々日	出来ない	17 時	置き配
2	500 円	翌日	出来る	18 時	手渡し
3	700 円	翌々日	出来ない	18 時	手渡し
4	700 円	翌日	出来る	17 時	置き配
5	900 円	翌々日	出来る	17 時	手渡し
6	900 円	翌日	出来ない	18 時	置き配
7	1,100 円	翌々日	出来る	18 時	置き配
8	1,100 円	翌日	出来ない	17 時	手渡し

4-2　個人属性の集計結果

二者択一問題 21 問に対して，全て A もしくは B と回答した者を除くと，1,000 人中 875 人が残った．表 4 には，これら 875 人の個人属性が単純集計されているが，まず①性別は男女半々，②在宅状況は，週末・平日共にほとんど不在 17%，週末は在宅が多いが平日はほとんど不在 31%と，平日はほぼ半数が不在であった．③住居の種類は，一軒家 38%，集合住宅のオートロック有 33%，オートロック無 29%と，概ね 1/3 ずつ，④宅配ボックスは，有 39%，無 61%であった．⑤宅配便到着の事前連絡は，72%の 629 人が利用し，その内 550 人が宅急便の「クロネコメンバーズ」を，361 人が佐川急便の「スマートクラブ」を，308 人がゆうパックの「e お届け通知」を利用していた．⑥置き配は，72%が経験を有していた．最後に，⑦にリストアップされている宅配便付帯サービスの内，最も利用されているのは配達時間帯指定で 69%が利用し，夜間（18～21 時）が最も指定されている．手渡し以外の受取方法としては，置き配が最も多く 35%，ついで自宅マンション等に設置された宅配ボックスが 21%であった．一方で，コンビニや市中にある宅配ボックスでの受取は 10%に満たなかった．

つぎに，在宅状況に対する置き配経験と指定配達時間について，住宅の種類に対する宅配ボックスと置き配経験についてクロス集計を行った．表 5 を見ると，在宅状況に関係なく概ね 2/3 が置き配経験有と回答し，カイ二乗値も 5%有意水準を満たさず，置き配経験の有無は在宅状況とは関係なさそうである．よく指定する配達時間帯は，不在がちな回答者では，ほぼ半数が夜間（18～21 時）を選択し，反対に誰かが在宅している場合は，午前中（8～12

時）を最も選択している（31%）．表 6 からは，オートロック有の宅配ボックス設置率が 81%で，オートロック無の 21%，一軒家の 17%よりも著しく高いことが分かる．一方，オートロック有の置き配経験率は 55%で，オートロック無の 66%，一軒家の 70%よりも低い．これは，オートロック有の集合住宅の場合，不在時に建物内にドライバーが入れず，玄関前への置き配が難しいことを反映しているのではなかろうか．なお，カイ二乗検定の結果から，在宅状況の違いは指定配達時間帯に対して，住宅の種類の違いは宅配ボックスと置き配経験の有無に対して，有意な差をもたらしている．

表4　個人属性の単純集計（n＝875）

回答者の個人属性			回答数	シェア[1]
①性別	男		429	49.0%
	女		446	51.0%
②在宅状況	週末・平日共にほとんど不在		148	16.9%
	平日はほとんど不在だが、週末は在宅が多い		272	31.1%
	週末・平日共に誰かが在宅していることが多い		443	50.6%
	その他		12	1.4%
③住居の種類	一軒家		335	38.3%
	集合住宅でオートロック有		290	33.1%
	集合住宅でオートロック無		250	28.6%
④宅配ボックス	宅配ボックス有		343	39.2%
	宅配ボックス無		532	60.8%
⑤事前連絡	荷物到着の事前連絡を受けている		629	71.9%
	荷物到着の事前連絡を受けていない		246	28.1%
	受取手段（複数回答可）	ゆうパックのeお届け通知	308	49.0%[2]
		宅急便のクロネコメンバーズ	550	87.4%[2]
		佐川急便のスマートクラブ	361	57.4%[2]
		その他	13	2.1%[2]

回答者の個人属性			回答数	シェア[1]
⑥置き配経験	置き配の経験有		565	64.6%
	置き配の経験無		310	35.4%
⑦よく利用する付帯サービス（複数回答可）	配達時間帯の指定		603	68.9%
	最もよく指定する配達時間帯	午前中（8～12 時）	154	25.5%[3]
		昼間（14～16 時）	111	18.4%[3]
		夕方（16～18 時）	108	17.9%[3]
		夜間（18～21 時）	230	38.1%[3]
	メールやLINE等による配達条件（再配達の依頼や配達日時など）の変更		322	36.8%
	置き配		306	35.0%
	コンビニ等の店舗での荷物受取		81	9.3%
	PUDOステーション等の市中にある宅配ボックスでの荷物受取		71	8.1%
	自宅マンションや自宅に設置された宅配ボックスでの荷物受取		184	21.0%
	あてはまるものはない		81	9.3%

注 1）全回答者 875 人に対するシェアである.
注 2）事前連絡を受けている者 629 人に対するシェアである.
注 3）時間帯指定サービス利用者 603 人に対するシェアである.

表5 在宅状況に対する置き配経験・指定配達時間帯のクロス集計

	在宅状況	週末・平日共にほとんど不在		平日はほとんど不在，週末は在宅		週末・平日共に誰かが在宅	
		回答数	シェア	回答数	シェア	回答数	シェア
置き配経験	有	89	60.1%[1)]	178	65.4%[1)]	292	65.9%[1)]
	無	59	39.9%[1)]	94	34.6%[1)]	151	34.1%[1)]
	合計	148		272		443	
よく指定する配達時間帯	午前中（8～12 時）	20	22.7%[2)]	34	16.9%[2)]	94	30.8%[2)]
	昼間（14～16 時）	7	8.0%[2)]	26	12.9%[2)]	77	25.2%[2)]
	夕方（16～18 時）	13	14.8%[2)]	40	19.9%[2)]	55	18.0%[2)]
	夜間（18～21 時）	48	54.5%[2)]	101	50.2%[2)]	79	25.9%[2)]
	合計	88		201		305	

注 1）在宅状況別の回答者合計に対するシェアである．$\chi^2 = 0.176$, $p > 0.05$ より，置き配経験について，在宅状況の違いによる有意なシェアの差は認められない．
注 2）よく利用する付帯サービスとして時間帯指定を選択した回答者の在宅状況別合計に対するシェアである．$\chi^2 = 5.827$, $p < 0.05$ より，指定時間帯について，在宅状況の違いによる有意なシェアの差が認められる．

表6 住宅の種類に対する宅配ボックス設置・置き配経験のクロス集計

	住宅の種類	一軒家		集合住宅でオートロック有		集合住宅でオートロック無	
		回答数	シェア [1)]	回答数	シェア [1)]	回答数	シェア [1)]
宅配ボックス設置	有	56	16.7%	234	80.7%	53	21.2%
	無	279	83.3%	56	19.3%	197	78.8%
	合計	335		290		250	
置き配経験	有	233	69.6%	158	54.5%	174	65.9%
	無	102	30.4%	132	45.5%	76	34.1%
	合計	335		290		250	

注 1）シェアは住宅の種類別の回答者合計に対するシェアである．宅配ボックス設置：$\chi^2 = 50.686$, $p < 0.05$，置き配経験：$\chi^2 = 2.954$, $p < 0.05$ より，両方とも住宅の種類の違いによる有意なシェアの差が認められる．

4-3 宅配便のサービス属性に対する支払意思額の推計

第 3 節で見た（2），（3）式によるロジットモデルにおいて，変数 x を輸送日数，配達時間帯の指定，当日再配達の受付締切時間，荷物の受取，変数 p を配送料とし，これらの変数を持つデータセットを二者択一の選択結果から構築する．その際，配送料は各プロファイルで示された実数値，配送料以外のサービス属性は，サービスレベルの高い方を 1，低い方を 0 として定義したため，推計される係数の符号は，配送料については負，配送料以外は正であれば合理的である[6]．まずはベースラインとして，仮想的に購入した商品価格ごとに，全サ

[6] 各サービスレベルについて，配達日は，翌日＝1，翌々日＝0，配達時間帯の指定は，指定出来る＝1，指定できない＝0，当日再配達の受付締切時間は，18 時締切＝1，17 時締切＝0，荷物の受取は，手渡し＝1，置き配＝0 と定義した．

ンプルで推計した．その結果を表 7 で見ると，当日再配達の受付締切時間についての係数は，全てのケースで有意とならなかったが，それ以外の変数の符号は合理的，かつ 1%もしくは 5%有意水準を満たしている．配送料以外の四つのサービス属性に対する MWTP は，（5）式を Bootstrap 法で求めたが，こちらも当日再配達の受付締切時間については有意でないものの，それ以外は 1%もしくは 5%で有意である．くわえて，商品価格の違いで MWTP に差があるかを確認するため，MWTP の差を商品価格 10,000 円と 5,000 円で，30,000 円と 10,000 円で検定した．その結果が表 8 で，荷物の受取のみ差が有意となった．

以上から，まず当日再配達の受付締切時間は，18 時から 17 時に 1 時間短縮したとしても MWTP には影響せず，かつ商品価格による差もないと判断される．一方で，翌々日ではなく，翌日配達が維持されることに対する MWTP は，商品価格 5,000 円，10,000 円，30,000 円のケースでそれぞれ 41 円, 37 円, 33 円, 配達時間帯の指定が可能であることに対する MWTP は，126 円，110 円，141 円となり，前者は総じて低め，後者は高めの値となった．しかしながら，両者とも商品価格による差はない．最後に，荷物を置き配ではなく，手渡しで受け取ることに対する MWTP は，41 円，79 円，208 円で，商品価格が高くなるほど，MWTP も上昇する．

先に見た表 6 のクロス集計で，オートロック有の集合住宅は，他の住居形態よりも宅配ボックス設置率が高い反面，置き配経験率が低かった．そこで，住居の種類別かつ宅配ボックスの有無別に回答者を分割して MWTP を推計し直した．その結果は表 9 で，特に荷物の受け渡しに注目すると，宅配ボックスが設置されている場合，荷物受け渡しの MWTP は，一軒家とオートロック無では，商品価格に関係なく有意にならなかった一方で，オートロック有では，商品価格 5,000 円と 30,000 円で有意に正となった．宅配ボックスが有る場合，一軒家のボックスは回答者専用であり，いつでも確実に受け取りが出来るので手渡しは重視されない．そのため時間指定に対する MWTP も全商品価格で有意となっていない．反対にオートロック有は，不在時にドライバーが建物内に入ることが難しく，玄関先への置き配が出来ない．宅配ボックスが十分にあれば問題ないが，手渡しが重視されるということは，宅配

ボックスの数が十分でなく，指定された配達時間に手渡しで受け取りたいという希望が強いと推察される．実際，オートロック有における配達時間指定の MWTP は全商品価格で有意に正となっている．また，ナスタ (2024) の集合住宅居住者 500 人へのアンケートによると，宅配ボックスが空いていなかったために荷物を受け取ることが出来なかった経験のある人は 61%にのぼり，さらには宅配ボックスを宅配便受取以外の目的で使用した経験のある人も 24%いた．同じ集合住宅でもオートロック無の場合は，手渡しに対する MWTP が有意にならなかったが，これはドライバーが建物内に入って玄関先に置き配することが容易であるため，宅配ボックスの取り合いがオートロック有よりも生じにくいのかもしれない．

宅配ボックスが設置されていない場合，荷物受取の MWTP は 5,000 円の一軒家とオートロック無を除いて有意に正となった．また時間指定の MWTP も，住居形態・商品価格と関係なく，全てで有意に正となった．これは，商品が低価格であれば，置き配で構わない一方，高価格になると時間指定をして手渡しで受け取ることが重視されると判断できる．特に，オートロック有かつ商品価格 30,000 円の MWTP は，時間指定に対して 307 円，手渡しに対して 325 円と非常に高く，こちらもオートロック有における玄関先への置き配の難しさが示唆される．

表7 限界支払意思額の推計結果

商品価格		5,000 円		10,000 円		30,000 円	
変数		係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
配送料		−0.0050***	0.0002	−0.0042***	0.0001	−0.0036***	0.0001
輸送日数		0.2060***	0.0509	0.1548***	0.0487	0.1183**	0.0464
配達時間帯の指定		0.6315***	0.0520	0.4562***	0.0490	0.5039***	0.0466
当日再配達の受付締切時間		−0.0184	0.0502	−0.0097	0.0481	0.0371	0.0464
荷物の受取		0.2045***	0.0501	0.3284***	0.0485	0.7445***	0.0478
サンプルサイズ		12,250		12,250		12,250	
対数尤度		−3,163.47		−3,425.54		−3,595.18	
疑似決定係数		0.2549		0.1931		0.1532	
MWTP	配達日数	41***	13.34	37**	15.26	33**	16.58
	配達時間帯の指定	126***	11.56	110***	15.18	141***	15.02
	当日再配達の受付締切時間	−4	13.37	−2	14.84	10	17.61
	荷物の受取	41***	12.10	79***	13.84	208***	16.44

注)***は 1%, **は 5%, *は 10%有意水準を意味する.

表8　限界支払意思額の差の検定

MWTP の差分	10,000 円－ 5,000 円	30,000 円－ 10,000 円
輸送日数	−4	−4
配達時間帯の指定	−16	31
当日再配達の受付締切時間	2	12
荷物の受取	38**	129***

注)***は 1%, **は 5%, *は 10%有意水準を意味する.

表9　限界支払意思額の推計結果(宅配ボックスの有無かつ住居の種類別)

商品価格			5,000 円	10,000 円	30,000 円	5,000 円	10,000 円	30,000 円	5,000 円	10,000 円	30,000 円
住居の種類			一軒家			集合住宅でオートロック有			集合住宅でオートロック無		
MWTP	宅配ボックス有	輸送日数	31	−35	−94	47*	17	48	53	39	−27
		配達時間帯の指定	65	8	57	165***	108***	145***	99*	83*	45
		当日再配達の受付締切時間	−68	−64	−70	39	−65*	54*	−41	71	−79
		荷物の受取	1	−71	129	82***	41	216***	−58	18	40
	宅配ボックス無	輸送日数	28	42*	40	18	20	61	51*	67**	32
		配達時間帯の指定	104***	88***	134***	159**	141**	307***	123***	157***	140***
		当日再配達の受付締切時間	−26	−4	25	−11	31	68	−3	38	−39
		荷物の受取	26	98***	229***	127*	124*	325***	29	119***	191***

注)***は 1%, **は 5%, *は 10%有意水準を意味する.

５．おわりに

本論は，首都圏 1,000 人を対象にアンケートを実施し，置き配定着後の宅配便の利用状況について調査した．その結果，回答者の 65%が置き配の経験を持ち，この経験率は在宅状況が異なっても概ね同じであった．

コンジョイント分析の結果から，消費者による各サービス属性の評価として，以下の五つが挙げられる．①翌日配達は，購入した商品の価格に関係なく評価されているものの，その程度はあまり高くない，②配達時間帯の指定も商品価格に関係なく評価され，かつその程度は高い，③当日再配達の受付締切時間は，商品価格に関係なく評価されない，④荷物の手渡しも評価され，かつ商品価格が高くなるほど，より高い評価となる，⑤オートロック有の集合住宅では，配達時間指定と手渡しに対する評価が特に高い．

すなわち，置き配が定着した後の宅配便市場において，配送料を値上げしない代わりに，配達の翌々日化，当日再配達の受付締切時間の繰り上げ，さらに低価格商品の置き配は，サービスレベルを下げても問題なさそうである．一方，荷物が高額である場合は，やはり手渡しが重視され，特にオートロック有の集合住宅では，建物内にドライバーが入ることが難しいため，配達時間帯指定と組み合わせて，確実に荷物を受け取りたいというニーズが高い．くわえて，宅配ボックスが有っても，手渡しが重視されていることから，先行研究や他の調査でも指摘されている宅配ボックスの不足が示唆される．

謝辞

本研究は，ゆうちょ財団による 2025 年度研究助成（「郵便局がお客様に提供している郵便・宅配便等に関するサービス向上及びその市場に関する調査研究」）を受けて実施しました．記して御礼申し上げます．

参考文献

林克彦・根本敏則 (2016)「ネット通販と宅配便における物流革新」『国際交通安全学会誌』Vol. 41, No. 1, pp. 47-55.

嘉瀬英昭・鈴木邦成 (2021)「宅配便の非対面受取に関する考察」『高千穂論叢』第 56 巻第 2 号, pp. 7-24.

劉亜氷 (2022)「インターネット通販における非対面受取方法の消費者選好」『目白大学経営学研究』第 20 号, pp. 1-15.

Louviere, J. and Woodworth, G. (1983) “Design and analysis of simulated consumer choice or allocation experiments: An approach based on aggregate data”, *Journal of Marketing Research*, Vol. 20, No. 4, pp. 350-367.

宮武宏輔・林克彦・橋本雅隆 (2019)「配送料金の設定メカニズムと消費者の受容性に関する研究」『平成 30 年度　郵便・物流・流通に関する調査研究－調査研究助成論文－』.

宮武宏輔 (2022)「日本における置き配の普及課題」『流通経済大学流通情報学部紀要』第 27 巻第 1 号, pp. 21-29.

ナスタ (2024)「宅配ボックス利用実態：意識調査」.

ナスタ (2025)「置き配調査（第 8 回)」.

齊藤実・根本敏則・須藤貞明 (2019)「宅配便のラストマイル配送における効率化施策」『平成 30 年度　郵便・物流・流通に関する調査研究－調査研究助成論文－』.

清水真人・岩尾詠一郎・土井義夫 (2022)「再配達削減を目的とした宅配貨物の受け取り方法の受取人の選択条件に関する研究」『2021 年度　郵便・物流・流通に関する調査研究－調査研究助成論文－』.

「年賀状じまい」と主観的幸福感（共同研究）

神戸大学大学院経営学研究科 教授　三古 展弘
山口大学大学院創成科学研究科 准教授　鈴木 春菜

要旨

年賀状は日本の正月を彩る風物詩であり，伝統的な文化の 1 つである．普段，はがきや手紙を出さない人でも，年賀状だけは出すという人も多い．しかし，最近では，「年賀状のやり取りは今年で最後にしたい」という一筆を年賀状に添えることで「年賀状じまい」（「終活年賀状」とも言われる）する者が増えている．この背景には，郵便以外の通信手段（メールや Line 等）が発達したこと，個人情報保護の意識が高まったことで住所録の作成が困難になり住所を知る機会が減少したこと，などが挙げられる．

年賀状はこれまでにも，「虚礼」の 1 つとして数えられることも多く，その存在に疑問が呈されることもあった．しかし，「虚礼」であっても 1 年に 1 回の挨拶状として細々と続けられ，「年賀状だけでつながっている」という人も確かに存在し，唯一の交流手段として残っていることもある．年賀状をやめることは本当に良いことなのだろうか．

本研究は「年賀状じまい」を対象としているが，現在そして過去の年賀状のやり取りや，それに関する意識も尋ねている．このような調査は，類がなく，貴重な結果を含んでいる．

調査は 2025 年 12 月に日本に在住する 18〜89 歳の男女あわせて 4828 人に対してスクリーニング調査を行い，年齢，性別および「年賀状じまい」の経験有無で割り付けた合計 600 人に対して本調査を行った．

まず，年賀状のやりとりの実態として，現在および過去の最も多く枚数を出していた時期のことを尋ねている．「年賀状じまい」については，自分自身から行った「年賀状じまい」のほか，相手から「年賀状じまい」を受け取った時のことを尋ねている．最後に，回答者自身のことについて，SWLS (Satisfaction with Life Scale)に基づく主観的幸福感や主観的健康感を尋ねている．

なお，本研究では，個人として出している年賀状を対象とし，「年賀状じまい」を「ある年の年賀状（年賀状欠礼はがきやその他のはがきも含む）などの郵便物で「郵送による年賀状は今回を最後にしたい」と明確に伝えること」と定義している．郵便物以外で「年賀状じまい」をする場合もあると考えられるが，回答者間で統一的な理解が得られることを優先し，この定義を採用した．

調査の結果は集計的に，以下の知見が得られた．

- 年賀状を出した経験がない者は，18〜39 歳では 30%以上と極めて高く，「年賀状じまい」をする以前に年賀状を出した経験がないという「年賀状未経験」が大きな割合を占めている．
- 年賀状を出した経験のある者の中での「年賀状じまい」の経験者はどの年代も 30〜40%台である．
- 「年賀状じまい」をしていない人のうち，年賀状が 0 枚という「自然消滅」が 18〜39 歳では 65%程度と極めて高い．
- 「年賀状じまい」をした人のうち，年賀状が 0 枚という「しっかり」やめた人は 40〜89 歳で 6 割程度以上を占めている．

また，主観的幸福感に関する 5 つの項目，主観的健康感に関する 1 つの項目，に関するオーダード・プロビットモデルを構築した．説明変数は，個人属性として性別と年齢，対面の活動 6 項

目の実施状況，仕事以外の非対面の活動 6 項目の実施状況，に加えて，年賀状のやりとりに関する項目を含んでいる．年賀状に関する説明変数は，年賀状の枚数のほか，年賀状 0 枚の人にも，「「年賀状じまい」しなくて 0 枚」という自然消滅，「「年賀状じまい」して 0 枚」という変数を導入した．

主観的幸福感については，年齢が上がるほど高くなるという傾向が見られた．対面の活動と非対面の活動についてはそれほど特徴的な傾向は見られなかったものの，年賀状のやりとりについては，特徴的な傾向が見られた．年賀状を出している枚数が多いほど主観的幸福感が高い傾向が見られた．「年賀状じまい」をした上で年賀状を出す枚数が 0 枚のしっかりとやめた人は，主観的幸福感にはむしろポジティブな影響を与えていた．一方で，「年賀状じまい」をしないで年賀状を出す枚数が 0 枚の自然消滅をさせた人は，主観的幸福感に有意なネガティブな影響を与えていた．

本研究は断面データを用いた分析であるため，因果関係については言及することはできない．しかし，「年賀状じまい」をしないで自然消滅をさせてしまう人は，人間関係や交流を大事にしていないという要因が背後にあるのではないかと考える．

今後も年賀状発行枚数が減少することが考えられる．今後ますます影響が大きくなるのが年賀状を始めない者の存在である．次に，「年賀状じまい」をする者の存在である．年賀状は相手があって成立するものであることから，「年賀状じまい」をする者の比率以上にその枚数は減少する．本研究では対象としなかったが，企業の「年賀状じまい」もこれに拍車をかける．人口減少の影響も避けられないであろう．今後は，年賀状はこれまで以上に「出したい人が出す」ものになっていくであろう．

「年賀状じまい」と主観的幸福感

三古　展弘
鈴木　春菜

第 1 章　はじめに

年賀状は日本の正月を彩る風物詩であり，伝統的な文化の 1 つである．お年玉つき年賀はがきや年賀切手という専用のはがきや切手，毛筆や手作りの版画など普段よりも凝ったものが作られるなど，特別な挨拶状と認識されている．印刷業者に依頼して挨拶文やイラスト・写真を印刷することも一般的であった．その年賀状も時代とともに変化してきている．家庭にさまざまな印刷機器が普及することで，宛名のワープロやパソコンを使っての印刷，図柄のプリントゴッコやパソコンを使ってのデザインも容易になった．

ところが，最近では年賀状のやり取りをしない者が増加している．その原因には，郵便以外の通信手段（メールや Line 等）が発達したこと，個人情報保護の意識が高まったことで住所録の作成が困難になり住所を知る機会が減少したこと，などが挙げられる．特に，若年層では年賀状をやり取りする習慣が形成されない場合も多いと考えられる．これに加え，これまで習慣的に年賀状をやり取りしていた中高年齢層においても，年賀状に「年賀状のやり取りは今年で最後にしたい」という一筆を添えることで「年賀状じまい」（「終活年賀状」とも言われる）する者が増えている．

本研究で着目するのは「年賀状じまい」である．年賀状は 1 年に 1 回の挨拶状として，長年にわたり習慣的に送り続けられてきたものである．年月が経過する中で，さまざまな形の交流が途絶えても，年賀状だけは習慣として細々と続けられ，唯一の交流手段として残ることも少なくない．年賀状だけのやり取りだった人との交流を再開できたことを喜ぶ記事が新聞の投書欄に掲載されるのを時々目にすることも，この交流が貴重であることを表している．

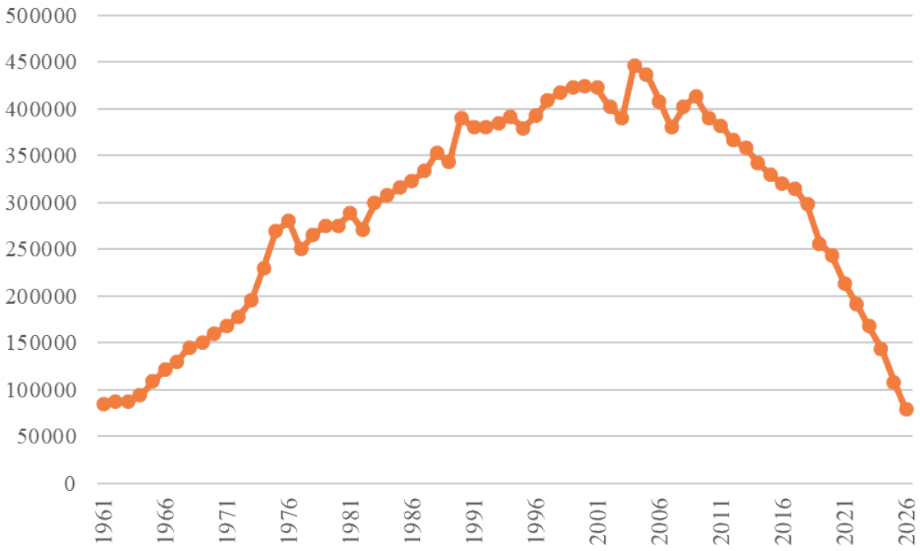
「年賀状じまい」は，辛うじて維持されてきた人間関係を自発的に断つ行為である．年賀状を出すことは負担に感じる人でも，実際に受け取ると嬉しいと感じる人は多い．「年賀状じまい」は 1 年に 1 回の「負担ではあっても嬉しさを感じる機会」を消失させ，将来の人間関係の継続を難しくする．実際に「年賀状じまい」を行って満足しているばかりではなく，寂しさを感じ後悔している人もいると聞く．

本研究では「年賀状じまい」が人々の主観的幸福感に負の影響を与えているのではないかという仮説を立て，それを検証し，年賀状の社会的機能を再評価する．本研究により，1 年に 1 回の年賀状での交流が幸福感に正の影響を与えていることが分かれば，年賀状の社会的機能を再評価する社会的意義も大きい．

第 2 章　年賀状と既存研究

2.1　年賀状

図 2.1 に示すのが，1960～2025 年に発行された，1961～2026 年用の年賀はがき発行枚数であり，横軸は何年用かを示している．なお，年賀はがきがいつ発行されたか（発行年）と，年賀はがきがいつ届くか（何年用）には，1 年のずれがある．例えば，1961 年正月に届く 1961 年用のはがきは 1960 年に発行される．



（出典）日本郵便および各種ニュースサイトのデータをもとに筆者作成.
（注）1960 年に発行された 1961 年用年賀状を 1961 年の枚数として記載.
図 2.1　年賀はがき発行枚数の推移（横軸：西暦年，縦軸：万枚）

1961（昭和 36）年用の発行枚数は約 8 億 5000 万枚であったが，その後急増した．初めて 10 億枚を超えたのが 1965（昭和 40）年用であり，初めて 20 億枚を超えたのが 9 年後の 1974（昭和 49）年用，初めて 30 億枚を超えたのが 10 年後の 1984（昭和 59）年用，初めて 40 億枚を超えたのが 13 年後の 1997（平成 9）年用であった．そして，2004（平成 16）年用の約 44 億 6000 万枚でピークを迎えている．2009（平成 21）年用が 40 億枚を超えた最後の年であり，8 年後の 2017（平成 29）年用が 30 億枚を超えた最後の年，4 年後の 2021（令和 3）年用が 20 億枚を超えた最後の年，4 年後の 2025（令和 7）年が 10 億枚を超えた最後の年となっており，最新の 2026（令和 8）年用は約 7 億 8500 万枚とピークの約 17.6%となっている．

発行枚数が 10 億枚から 20 億枚と 2 倍になるのに 9 年，20 億枚から 40 億枚と 2 倍になるのに 23 年かかっている．その一方，40 億枚から 20 億枚に半減するのに 12 年，20 億枚から 10 億枚に半減するのに 4 年となっている．このことから，減少の程度が急激であることが分かる．

2.2　年賀状と主観的幸福感

本研究は人々の交流と幸福度の関係について，交流の形態として年賀状を対象に分析する．人々の交流の形態にはさまざまあるが，代表的には対面で何らかの活動に参加することである．

例えば，崔ら（2021）は，高齢者の社会参加と主観的幸福感の関連を分析している．そこでの社会参加とは対面の地縁組織（自治会・町内会等），ボランティア・NPO，スポーツ関連のグループ，趣味関連のグループ等，の 4 種類である．

社会参加は対面に限られるものではなく，電話，手紙，メール等も含まれる．例えば，高木ら（2021）は，高齢者が友人とメールによって交流を再開したことで自己効力感が高まり，生活範囲や対人交流も広がったと報告している．年賀状に着目した数少ない研究として，野邊・大須賀（2014）がある．そこでは，高齢者の友人関係と主観的幸福感を分析しているが，1 年に 1 回の年賀状の交換という形態での友人関係の多さが主観的幸福感の高さと関係しているという結果を得ている．

また，キリスト教徒と自認する者においては，クリスマスカードを送らないことがうつ症状と有意に関係していることを示した英国の研究がある(Gallagher et al., 2023).

2.3　本研究の位置づけ

本研究の最大の特徴は，「年賀状じまい」に着目している点である．主観的幸福感の研究で手紙や年賀状のやり取りに着目したものは多くない．また，「年賀状じまい」は最近になって多く見られるようになったものであり，研究蓄積は皆無と言っても良い．本研究では，現在の年賀状のやりとりだけではなく，「年賀状じまい」という自発的に交流を断ち切る行為に着目している点にも特徴がある．年賀状は，交通の一分野の通信に含まれるため，移動を伴う対面の活動や，情報の移動を伴う他の非対面の活動とあわせて分析している点にも特徴がある．

第３章　年賀状と「年賀状じまい」の定義

年賀状と「年賀状じまい」についてアンケート調査を行うにあたり，対象とする年賀状と「年賀状じまい」について定義する必要がある．本章では，これらの定義を説明する．

本研究で採用する年賀状の定義は次の通りであり，回答者にも下線と赤色を付したものをそのまま示している．

・年賀はがきのほか，「年賀」と朱書きしたはがきも含みます．
・個人として出している年賀状を対象とします．
　・仕事で知り合った人に個人として出すものは含みます．
　・業務として出すものは含みません．
・家族や夫婦で共通して出しているものを含めても構いません．

年賀状には個人として出すもののほか，所属する組織の一員として業務の一環として出すこともあるが，それは除外する．その理由は，本研究で対象とする「年賀状じまい」を個人の意志で行えるのは，個人として出している年賀状と考えるからである．

次に，本研究で採用する「年賀状じまい」の定義は次の通りであり，回答者にも下線と赤色を付したものをそのまま示している．

・「年賀状じまい」とは，ある年の年賀状（年賀状欠礼はがきやその他のはがきも含む）などの郵便物で「郵送による年賀状は今回を最後にしたい」と明確に伝えることです．
・口頭，電子メール，SNS 等で伝える場合は含みません．
・郵便物で宣言した後に，新年の挨拶を SNS やメールなどに切り替えても「年賀状じまい」とみなします．

年賀状を出さないという意思表示は，口頭，電子メール，SNS で行われる場合もあるし，特に意思表示をしない「自然消滅」もある．本研究では，意志を持って行うもの，相手にそれを明確に伝えているもの，の 2 つを満たすものを「年賀状じまい」として扱う．

さらに本研究では，これら 2 つの条件を確実に満たすものとして「ある年の年賀状（年賀状欠礼はがきやその他のはがきも含む）などの郵便物」で行う場合に限定する．口頭，電子メール，SNS 等による場合にも同様に 2 条件を満たす可能性はあるが，それが正式な意思表示として共有されているのか，あるいは日常的なやり取りの一部として受け流されるものなのかは，状況に依存しやすい．そのため，これらの手段では両条件の充足について共通理解を得ることが難しいと考えられる．これに対し，「ある年の年賀状（年賀状欠礼はがきやその他のはがきも含む）などの郵便物」で行う場合には，両条件が明確に満たされていることの共通理解を得やすいと判断した．

年賀状ばなれや年賀状の自然消滅は，これまでにも見られたものであるが，年賀状等で「郵送による年賀状は今回を最後にしたい」と明確に伝える「年賀状じまい」は近年になって特に多くみられるようになったものである．

第 4 章　調査票の設計

4.1　割り付け

本研究では，「年賀状じまい」経験の有無による比較を可能とするため，「年賀状じまい」の経験がある者とない者それぞれから一定程度の回答数を確保する必要がある．そのため，スクリーニング調査を実施し，主調査に進む回答者数を表 4.1 に示すように割り付けた．

表 4.1　調査回答者の割り付け数

年齢	性別	「年賀状じまい」経験	
		無	有
18～39 歳	男性・女性	60	60
40～59 歳	男性	60	60
	女性	60	60
60～89 歳	男性	60	60
	女性	60	60
計		300	300

割付は「年賀状じまい」の経験の有無に加え，性別と年齢による傾向を把握するため，男性と女性の別に，18～39 歳，40～59 歳，60～89 歳の区分を設けている．ただし，割り付けにかかる費用の都合上，18～39 歳は男性と女性を別区分にしていない．表 4.1 の各区分に 60 回答を割り付け，「年賀状じまい」あり，なし，のそれぞれから 300 回答を得ている．なお，割り付けをしていないが，以降の分析では 18～39 歳についても男女に分けて行っているものもある．

4.2　調査項目

調査項目の全体像のうち本報告書に直接関係するものを表 4.2 に示す．調査は「スクリーニング調査」と「主調査」の 2 段階から構成されている．

表 4.2　質問項目

質問群⓪　スクリーニング
F1　性別
F2　年齢
F3　居住する都道府県
F4　これまでに，個人として年賀状を出した経験（有，無）
F5　「年賀状じまい」の経験
F6　婚姻
F7　職業
F8　あなたの生年（和暦か西暦か思い浮かぶ方で回答）
設問群①　年賀状のやり取りの実態（現在・過去）
Q1　現在個人として年賀状を出しているか
Q2　Q1 での枚数
Q3　Q1 で出している相手との関係
Q4　Q1 で出している年賀状の形式（手書き，版画，印刷など）
Q5　過去に個人として最も多く年賀状を出していた時期
Q6　Q5 での枚数
Q7　Q5 で出していた相手との関係
設問群②　自分自身から行った「年賀状じまい」と今後の「年賀状じまい」の意向
Q8　「年賀状じまい」をした回数（1 回だけ，2 回以上）
Q9　最も規模の大きい「年賀状じまい」を行った範囲（全員，一部の相手）
Q10　Q9 の時期
Q11　Q9 の理由
Q12　Q9 の理由（Q11 の選択肢以外について自由記述）
Q13　Q11 と Q12 の理由の決め手
Q14　Q9 の相手との年賀状をやめる前とやめた後のやり取りの状況
Q15　Q14 で年賀状をやめた後に新年のやり取りをしている人に対して，その手段
Q16　Q9 の相手との年始と年始以外の交流
Q17　Q9 の人から年賀状が来たらどうするか
Q18　あなたから連絡して「年賀状じまい」をしたあとの感じ方
Q19　あなたから連絡して「年賀状じまい」をしたことで年賀状以外の交流（年始と年始以外の交流とも）で変化したエピソードはありますか．ご自由にお書きください．
Q20　いつ「年賀状じまい」をする予定か
Q21　Q20 のタイミングで「年賀状じまい」を行う理由（あてはまるものと最もあてはまるもの）
Q22　今まで「年賀状じまい」をしなかった理由
Q23　今まで「年賀状じまい」をしなかった理由（Q22 の選択肢以外について自由記述）
設問群③　相手から受け取った「年賀状じまい」
Q24　「年賀状じまい」の連絡をしてきた相手との関係
Q25　「年賀状じまい」の連絡をしてきた相手の年齢
Q26　「年賀状じまい」の連絡をしてきた相手との最近の交流
Q27　「年賀状じまい」の連絡をしてきた相手との交流の変化
Q28　「年賀状じまい」をされた【事実について】またその【説明について】どう思うか，【今後の挨拶】はどうするか
設問群④　回答者自身
Q29　対面の活動の頻度
Q30　仕事以外の非対面の活動の頻度
Q31　「暮らし」の満足度（SWLS 尺度による主観的幸福感）
Q32　健康状態（主観的健康感）
Q33　性格評価（Big 5）
Q34　同居している人
Q35　住まいの居住形態と居住年数
Q36　学歴
Q37　個人年収・世帯年収

スクリーニング調査は質問群⓪に置かれている．

質問項目のうち，F1 の性別，F2 の年齢と F5 の「年賀状じまい」の経験有無，に基づいてスクリーニングし，表 4.1 の回答数が得られるように主調査への回答を要請している．

なお，F5 の「年賀状じまい」の経験は F4 でこれまでに年賀状を出したことがある者だけに尋ねている．つまり，主調査に回答する者は，年賀状を出した経験のある人（「年賀状じまい」をす

る機会のあった人）のみである．また，スクリーニングは「年賀状じまい」の経験で行っており，現在年賀状を出しているかで行っていないことにも注意が必要である．「年賀状じまい」をしていなくても自然消滅で年賀状を出していない人もいるし，「年賀状じまい」をしていても一部の人に対する「年賀状じまい」である者やその後年賀状を復活させて年賀状を今も出している人も含まれる．

主調査の質問は「設問群①　年賀状のやり取りの実態（現在・過去）」「設問群②　自分自身から行った「年賀状じまい」と今後の「年賀状じまい」の意向」「設問群③　相手から受け取った「年賀状じまい」」「設問群④　回答者自身」である．

まず，設問群①では現在の年賀状と，これまでに最も多く年賀状を出していた時期について尋ねている．現在年賀状を出しているか（Q1），その枚数（Q2），相手（Q3），デザイン等の形態（Q4），を尋ねている．また，現在年賀状を出しているかどうかに関わらず，過去に最も多く年賀状を出していた時期（Q5），その枚数（Q6），相手（Q7），を尋ねている．

設問群②では自分自身から行う「年賀状じまい」について尋ねている．既に「年賀状じまい」を行った者に対し，その回数（Q8）を尋ね，2 回以上の「年賀状じまい」を行った者に対しては，回答者自身の判断として「最も規模の大きい「年賀状じまい」」について，「年賀状じまい」を行った相手の範囲（Q9），時期（Q10），理由（Q11～13），「年賀状じまい」の前後での交流の状況（Q14～17），「年賀状じまい」をしてどのように感じたか（Q18，19），を尋ねている．

続いて，現在年賀状を出している者に対して（Q1 で有と回答した者で「年賀状じまい」をしていない人だけではなく，「年賀状じまい」をした後も出している人を含む），今後の「年賀状じまい」の予定を尋ねている．具体的に「年賀状じまい」を行う時期（Q20），その理由（Q21）を尋ねるとともに，これまで「年賀状じまい」をしてこなかった者にはその理由（Q22，23）を尋ねている．

設問群③では，設問群②とは異なり，他者から宣言された「年賀状じまい」について尋ねている．「年賀状じまい」の連絡を受けた経験やその相手との関係や年齢（Q24，25），「年賀状じまい」の前後での交流の状況（Q26，27），「年賀状じまい」を受け取ってどのように感じたか（Q28），を尋ねている．

最後に設問群④では，回答者自身のことについて尋ねている．対面あるいは非対面での活動頻度（Q29，30），主観的幸福感（自身の「暮らし」の満足度）（Q31），主観的健康感（現在の健康状態）（Q32），Big 5 による性格評価（Q33），同居人の有無（Q34），住まいの居住形態と居住年数（Q35），学歴（Q36），個人年収・世帯年収（Q37），を尋ねている．

第 5 章　結果

5.1　調査の実施時期

調査は 2025 年 12 月 2 日と 12 月 3 日に，日本全国に居住する，18〜89 歳の男女あわせて 600 人を対象に，調査会社のモニターにオンラインで回答を依頼した．

5.2　スクリーニング調査と主調査

主調査では「年賀状じまい」の経験のあるグループとないグループを比較するため，表 4.1 に示すように，両グループで回答者が同数になるように割り付けている．しかし，主調査に進む回答者が全体でどの程度の割合を占めているかは不明である．そこで，割り付け前のスクリーニング調査の回答者にも，年賀状を出した経験や「年賀状じまい」の経験があるかについて尋ねることで，この点についても把握できるようにしている．

5.3　スクリーニング調査回答者の特性

表 5.1 は，スクリーニング調査回答者（n = 4826）について，「年賀状を出した経験の有無」および「年賀状じまい」の経験の有無を，性・年齢別に整理したものである．

表 5.1　性・年齢別の年賀状を出した経験と「年賀状じまい」の経験

		年賀状を出した経験			合計	a/(a+b+c)	b/(a+b+c)	c/(a+b+c)	b/(b+c)	構成比
		無(a)	有(b)	有(c)	a+b+c					
		「年賀状じまい」の経験								
		ー	有	無						
18〜39 歳	男性	138	92	162	392	35.2%	23.5%	41.3%	36.2%	8.1%
	女性	145	114	225	484	30.0%	23.6%	46.5%	33.6%	10.0%
40〜59 歳	男性	147	296	555	998	14.7%	29.7%	55.6%	34.8%	20.7%
	女性	107	364	516	987	10.8%	36.9%	52.3%	41.4%	20.4%
60〜89 歳	男性	45	404	530	979	4.6%	41.3%	54.1%	43.3%	20.3%
	女性	44	434	508	986	4.5%	44.0%	51.5%	46.1%	20.4%
全年齢	男性	330	792	1247	2369	13.9%	33.4%	52.6%	38.8%	49.1%
	女性	296	912	1249	2457	12.0%	37.1%	50.8%	42.2%	50.9%
合計		626	1704	2496	4828	13.0%	35.3%	51.7%	40.6%	100.0%

18〜39 歳の男性 392 人，女性 484 人，40〜59 歳の男性 998 人，女性 987 人，60〜89 歳の男性 979 人，女性 986 人の合計 4828 人がスクリーニング調査に参加している．スクリーニング調査参加者に占めるそれらの割合（表中の「構成比」列）はそれぞれ，8.1%，10.0%，20.7%，20.4%，20.3%，20.4%となっている．

スクリーニング調査に参加した 4828 人のうち，年賀状を出した経験がない者が全体では 13.0%を占めている．この比率は 60〜89 歳では 5%未満にとどまるのに対し，40〜59 歳では 10〜15%，18〜39 歳では 30%以上と若年層で極めて高くなっている．若年層においては「年賀状じまい」や「年賀状ばなれ」する以前に年賀状を出した経験がないという「年賀状未経験」が大きな割合を占めている．なお，年賀状未経験の者はスクリーニング調査を通過しない．

スクリーニング調査参加者全体に占める，年賀状を出した経験があって「年賀状じまい」を経

験した者としていない者について検討する. 全体では,「年賀状じまい」の経験がある者は 35.3%, ない者は 51.7%であった.「年賀状じまい」の経験がある者は 18〜39 歳では男女とも約 23.5%であるが，年齢とともに増加し，60〜89 歳では 40%を超えている．40 歳以上では女性のほうが「年賀状じまい」を経験した者の比率が高い.「年賀状じまい」の経験がない者は，18〜39 歳で 40%台であるが，40 歳以上では 50%を超えている.

今度は,「年賀状じまい」の機会がある, 年賀状を出した経験のある者の中での「年賀状じまい」の経験者の比率を考察する．男女とも 30〜40%台であり，女性は年齢とともに比率が高くなっているが，男性は 40〜59 歳で落ち込みが見られる.

5.4　年賀状の「自然消滅」

年賀状を出した経験があり,「年賀状じまい」をしていないにも関わらず，現在の年賀状の枚数が 0 枚という者は年賀状の自然消滅に該当する.

表 5.2 は「年賀状じまい」の経験別に，現在の年賀状枚数が 0 枚か 1 枚以上かで整理したものである．表中の「a/(a+b)」を見ると，年賀状を自然消滅させた者が 18〜39 歳では 3 分の 2 程度いること，60〜89 歳でも 4 分の 1 程度いることが分かった．また「年賀状じまい」を経験していても，実際に年賀状の枚数が 0 枚なのは 18〜39 歳では 40〜50%程度となっており，40〜89 歳でも 50%台後半から 70%台前半となっている.「年賀状じまい」＝「年賀状を出さない」とは言い切れないことが分かる.

表 5.2　「年賀状じまい」の経験有無と年賀状を実際に出す枚数

		「年賀状じまい」経験なし				「年賀状じまい」経験あり				計
		現在の年賀状枚数		計	a/(a+b)	現在の年賀状枚数		計	c/(c+d)	
		0 枚(a)	1 枚以上(b)			0 枚(c)	1 枚以上(d)			
18〜39 歳	男性	15	8	23	65.2%	9	14	23	39.1%	46
	女性	25	12	37	67.6%	19	18	37	51.4%	74
40〜59 歳	男性	29	31	60	48.3%	44	16	60	73.3%	120
	女性	22	38	60	36.7%	41	19	60	68.3%	120
60〜89 歳	男性	14	46	60	23.3%	35	25	60	58.3%	120
	女性	16	44	60	26.7%	40	20	60	66.7%	120
合計		121	179	300	—	188	112	300	—	600

特に，18〜39 歳では年賀状 0 枚の比率が「年賀状じまい」を経験していないほうが高いという直観とは合致しない結果が得られた．このことは,「年賀状じまい」をするほど年賀状に深く関わってこなかったと考える.

5.5　年賀状のやり取り（現在・最も多く出していた時期）

現在の年賀状枚数を示したものが図 5.1 である．これは，表 4.2 の質問 Q1 と Q2 を組み合わせることで作成した. また, 過去に最も多くの年賀状を出していたときの枚数を示したものが図 5.2 である．これは，表 4.2 の Q5 と Q6 を組み合わせることで作成した．2 つの図で横軸の階級が最大のところだけ図 5.1 は「141-150」であるのに対し，図 5.2 は「141-300」になっていることに注意されたい.

「年賀状じまい」有の 60〜89 歳の男女を見ると，図 5.2 より最も多く出していたときには 50 枚以上や 100 枚以上という者も多いが，図 5.1 より現在では 60%程度が 0 枚となっている．このように，60〜89 歳は「年賀状じまい」を行った場合には，「しっかり」と年賀状をやめているという解釈ができる．一方で，「年賀状じまい」無の 60〜89 歳では，図 5.2 と比べて図 5.1 で枚数が減少しているものの，以前と変わらず年賀状を出していることが分かる．40〜59 歳も，おおむね同じことがいえる．18〜39 歳は既に述べたように「年賀状じまい」無のほうが 0 枚の比率が高いことが，こちらでも明らかである．

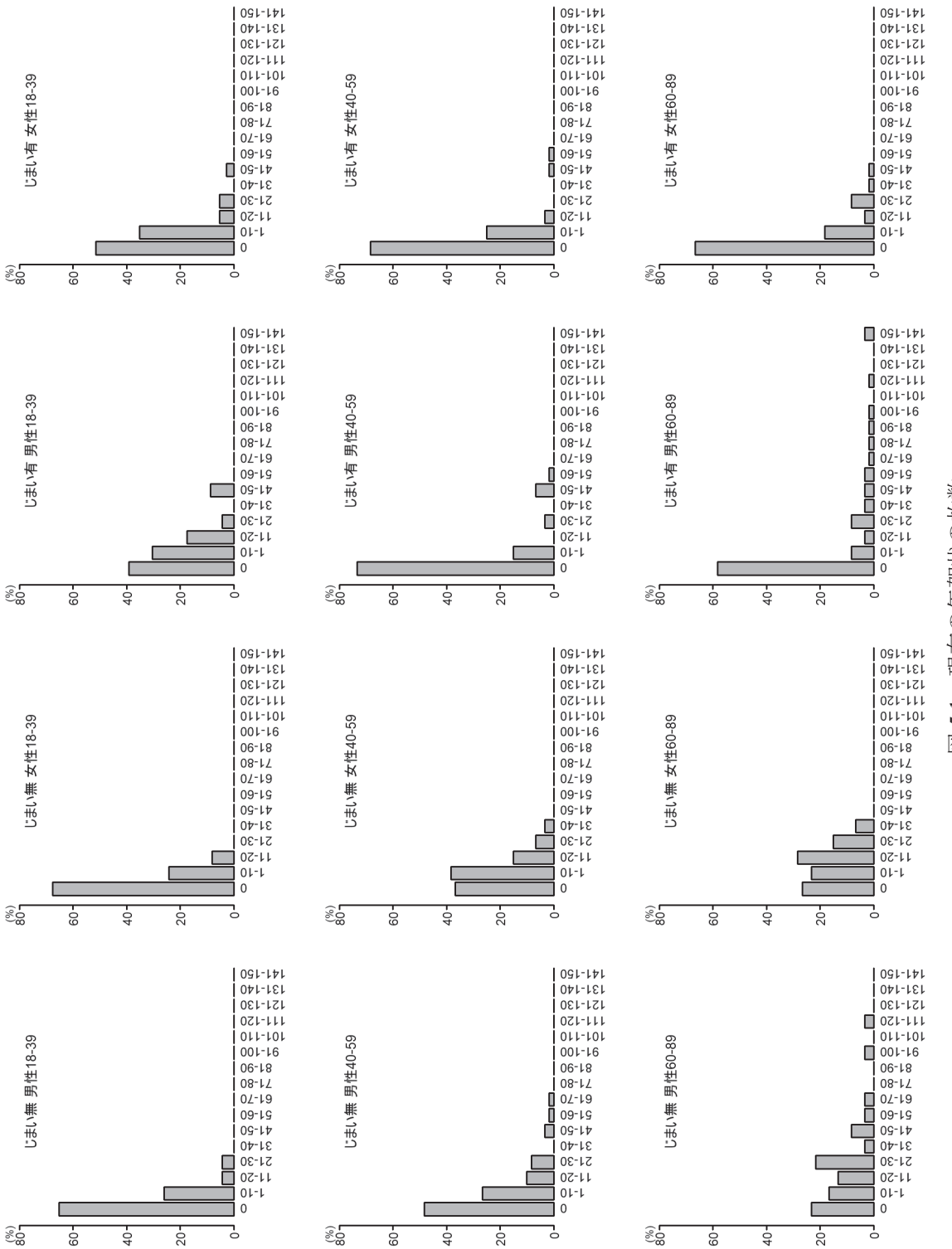


図 5.1　現在の年賀状の枚数

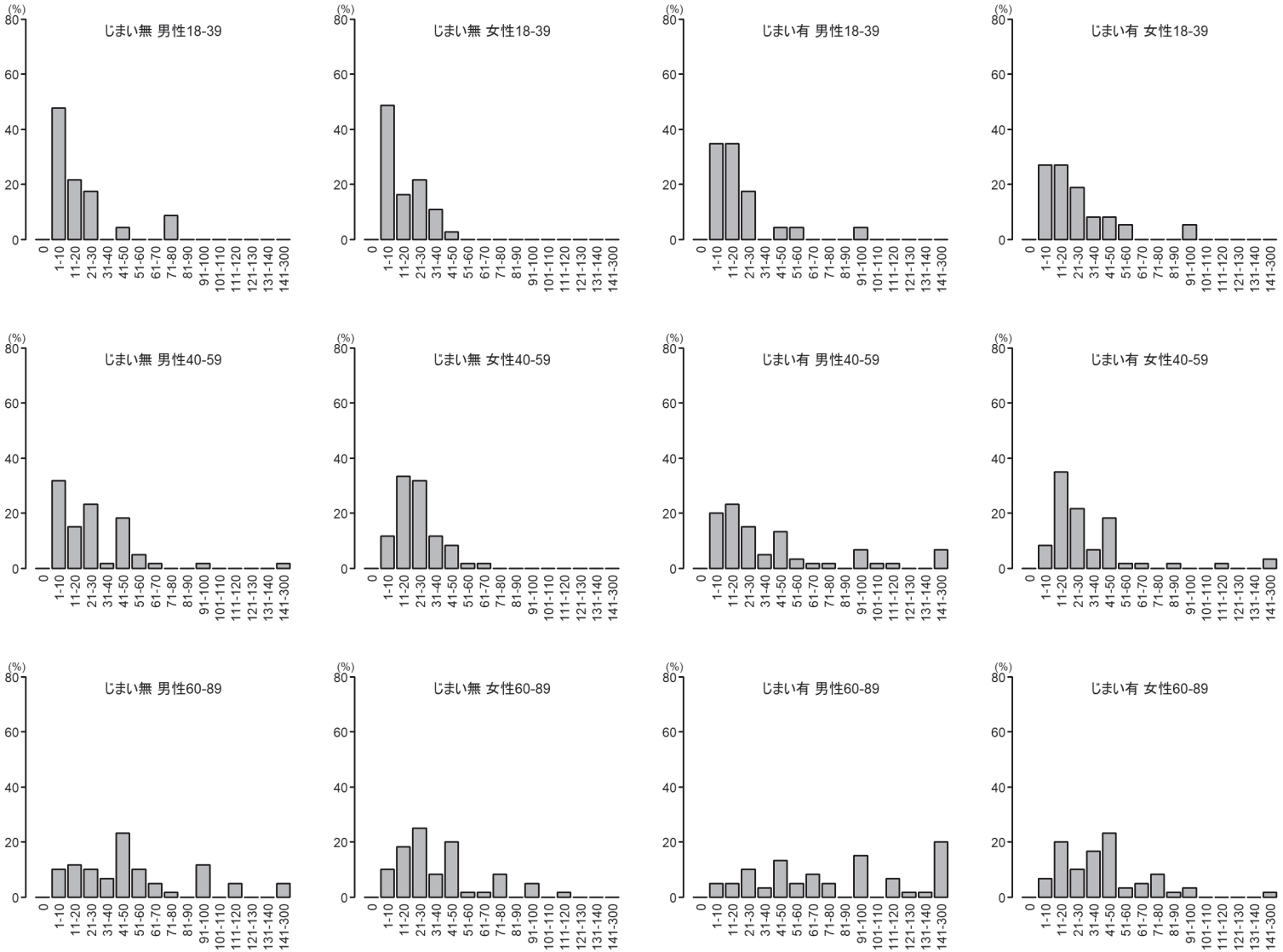


図 5.2　最も多く出していたときの年賀状の枚数

年賀状を出している相手について現在の状況を示したものが表 5.3 である．職場の上司が 18～39 歳の男女，40～59 歳の男性で高くなっている．

表 5.3　年賀状を出している相手（現在）（複数回答）（%）（Q3）

	n	家族・親戚	学校や習い事の先生	学校や習い事の友人（先輩・後輩・同級生）	職場の上司	職場の同僚（先輩・後輩・同期）	仕事関係の知人（業務として出しているものは除く）	上記以外の知人	その他
男性18-39歳	22	59.1	18.2	45.5	54.5	40.9	36.4	22.7	-
女性18-39歳	30	36.7	20.0	36.7	26.7	20.0	16.7	30.0	-
男性40-59歳	47	61.7	10.6	29.8	31.9	29.8	27.7	25.5	4.3
女性40-59歳	57	63.2	5.3	36.8	10.5	15.8	21.1	57.9	5.3
男性60-89歳	71	81.7	7.0	47.9	14.1	36.6	32.4	62.0	1.4
女性60-89歳	64	73.4	10.9	40.6	6.3	18.8	9.4	59.4	-

年賀状の形式について示したものが表 5.4 である．住所・宛名や定型の挨拶を印刷（自宅と業者の合計）で行っている者は，40～89 歳のほうが 18～39 歳よりも高いという意外な結果が得られた．年賀状の経験が長く，過去に多くの枚数を出していた 40 歳以上は，住所録を整備しているなど，年賀状を年末に作成する方法を確立している可能性がある．イラストや写真については全年齢層で印刷している者が多いことは共通している．年賀状を書く枚数が少ない場合には，印刷に頼るしかない写真については印刷するが，それ以外は手書きをしている者も多いと考える．また，儀礼的に年賀状を義務として出している人が高齢層に多いということが正しければ，義務感からではなく年賀状を楽しむ若年層は手書きをしているのかもしれない．相手への個別メッセージを書かない者は 40～89 歳の男性で高くなっていることもこの想像が当てはまる．しかし，個別メッセージは手書きする者が半数以上である．

表 5.4　年賀状の形式（現在）（単一回答）（%）（Q4）

		n	ない	手書き（自身）（版画を含む）	手書き（他人や業者）	印刷（自宅）	印刷（業者）	スタンプ等
住所・宛名	男性18–39歳	22	–	36.4	13.6	40.9	9.1	–
	女性18–39歳	30	–	50.0	10.0	16.7	23.3	–
	男性40–59歳	47	–	29.8	2.1	57.4	10.6	–
	女性40–59歳	57	–	43.9	–	49.1	7.0	–
	男性60–89歳	71	–	25.4	1.4	67.6	5.6	–
	女性60–89歳	64	–	40.6	1.6	46.9	10.9	–
定型の挨拶	男性18–39歳	22	9.1	31.8	4.5	27.3	27.3	–
	女性18–39歳	30	–	26.7	–	36.7	36.7	–
	男性40–59歳	47	4.3	14.9	4.3	48.9	27.7	–
	女性40–59歳	57	5.3	12.3	–	49.1	31.6	1.8
	男性60–89歳	71	2.8	14.1	–	69.0	14.1	–
	女性60–89歳	64	4.7	14.1	–	53.1	26.6	1.6
イラスト・写真	男性18–39歳	22	4.5	13.6	9.1	50.0	22.7	–
	女性18–39歳	30	13.3	6.7	10.0	33.3	36.7	–
	男性40–59歳	47	14.9	4.3	4.3	44.7	27.7	4.3
	女性40–59歳	57	12.3	5.3	–	47.4	35.1	–
	男性60–89歳	71	15.5	4.2	2.8	60.6	14.1	2.8
	女性60–89歳	64	17.2	3.1	–	50.0	23.4	6.3
相手への個別メッセージ	男性18–39歳	22	4.5	50.0	4.5	22.7	18.2	–
	女性18–39歳	30	3.3	53.3	10.0	20.0	13.3	–
	男性40–59歳	47	14.9	57.4	2.1	19.1	6.4	–
	女性40–59歳	57	–	91.2	–	5.3	3.5	–
	男性60–89歳	71	12.7	53.5	5.6	22.5	5.6	–
	女性60–89歳	64	4.7	81.3	–	14.1	–	–

年賀状を出した枚数が最も多かった時期を示したのが表 5.5 である．18〜59 歳であっても，直近の年賀状枚数が一番多かったとする回答は 10%にも達していない．つまり，90%以上の人が現在の年賀状枚数は過去よりも少ない．1 人当たりの年賀状枚数が減少していることは確実で，人口自体の減少も考慮すると，年賀はがきの総発行枚数が減少することも必然である．40〜59 歳であれば 20〜30 代で最も枚数が多く，近年減少していることが分かる．60〜89 歳では，退職を機に枚数が減少している様子がうかがえる．

表 5.5　最も多く年賀状を出した時期（%）（Q5）

	n	直近（一番最近で年賀状を出した年）	80代の時	70代の時	60代の時	50代の時	40代の時	30代の時	20代の時	中学卒業後の10代の時	中学生の時	小学生の時	小学校へ入学する前	覚えていない
男性18–39歳	46	4.3	–	–	–	–	–	4.3	19.6	15.2	17.4	32.6	–	6.5
女性18–39歳	74	6.8	–	–	–	–	–	2.7	18.9	18.9	20.3	24.3	–	8.1
男性40–59歳	120	5.0	–	–	–	2.5	11.7	19.2	23.3	10.0	5.8	7.5	–	15.0
女性40–59歳	120	0.8	–	–	–	2.5	4.2	18.3	27.5	15.0	5.0	12.5	–	14.2
男性60–89歳	120	2.5	0.8	5.0	12.5	20.0	16.7	15.8	11.7	5.0	2.5	1.7	–	5.8
女性60–89歳	120	0.8	0.8	0.8	9.2	10.0	13.3	23.3	16.7	5.8	5.0	0.8	–	13.3

年賀状を最も多く出した時期に，年賀状を出していた相手を示したのが表 5.6 である．これを表 5.3 の直近に出している相手と比較する．直近では，最大時と比べて，総てのグループで学校や習い事の先生と学校や習い事の友人（先輩・後輩・同級生）が大きく減少している．職場の上

司や職場の同僚（先輩・後輩・同期）は，枚数の最大が就職前や就職直後であった 18～39 歳では現在のほうが多いが，最大の枚数が就職後であった 40 歳以上では現在のほうが少ない．家族・親戚，仕事関係の知人（業務として出しているものは除く），上記以外の知人については，それほど変化がない．年賀状を出している場合には，最後まで残るのはこのような相手かもしれない．

表 5.6　年賀状を出している相手（最大時）（複数回答）（%）（Q3＋Q7）

	n	家族・親戚	学校や習い事の先生	学校や習い事の友人（先輩・後輩・同級生）	職場の上司	職場の同僚（先輩・後輩・同期）	仕事関係の知人（業務として出しているものは除く）	上記以外の知人	その他
男性18-39歳	46	37.0	43.5	73.9	19.6	17.4	19.6	10.9	-
女性18-39歳	74	43.2	35.1	62.2	14.9	10.8	4.1	16.2	-
男性40-59歳	120	48.3	21.7	54.2	35.0	47.5	30.8	26.7	0.8
女性40-59歳	120	63.3	30.0	65.8	27.5	44.2	20.0	43.3	0.8
男性60-89歳	120	70.0	23.3	54.2	60.8	74.2	49.2	53.3	1.7
女性60-89歳	120	75.0	37.5	69.2	38.3	55.8	28.3	49.2	-

（注）Q5 で最も多く出している時期が直近の場合は Q3 の回答，それ以外の場合は Q7 の回答

5.6　自分自身から行った「年賀状じまい」

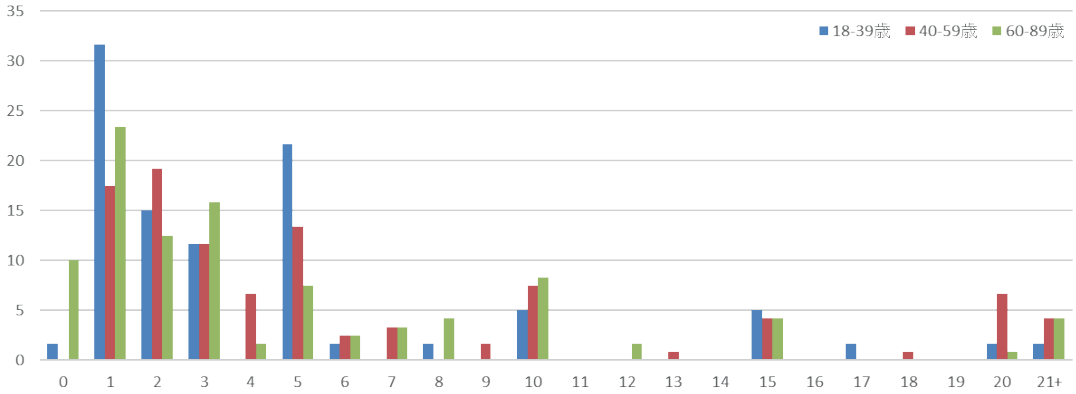
「年賀状じまい」を過去に何回行ったかを示したのが，表 5.7 である．「1 回だけ」と回答した者が多いが，複数回行っている者も無視できない．18～39 歳男性は「年賀状じまい」をするタイミングは少ないと考えられるが，2 回以上の比率は最も高くなっている．「年賀状じまい」の範囲について尋ねたところ，全員に対してではなく一部の人に対してだけ行ったという者の比率が 60.9%と高いことからも，繰り返し一部の人に対して「年賀状じまい」をしている様子がうかがえる．ただし，2 回以上の「年賀状じまい」をしている者は最大規模のものを自己判断で答えてもらっていることには注意が必要である．

表 5.7　「年賀状じまい」の回数と範囲（n = 300）（%）（Q8，9）

	n	「年賀状じまい」の回数		「年賀状じまい」の範囲※	
		1 回(%)	2 回以上(%)	年賀状を出している全員(%)	年賀状を出している一部(%)
男性 18-39 歳	23	65.2	34.8	39.1	60.9
女性 18-39 歳	37	81.1	18.9	51.4	48.6
男性 40-59 歳	60	71.7	28.3	56.7	43.3
女性 40-59 歳	60	76.7	23.3	50.0	50.0
男性 60-89 歳	60	71.7	28.3	45.0	55.0
女性 60-89 歳	60	80.0	20.0	51.7	48.3

※2 回以上の場合は自身の判断で最大規模のもの

「年賀状じまい」を行ったのが何年前かを年齢区分で整理したのが図 5.3 である．今回の調査は 2025 年 12 月に行っており，2026 年 1 月から「年賀状じまい」をすることを連絡済みの場合を 0 年前として数えている．この図が示すのは，「年賀状じまい」は特に近年になって多く見られる現象ということである．最も大きい規模の「年賀状じまい」が 0～3 年前であった人は，18～39 歳で 60.0%，40～59 歳で 48.3%，60～89 歳で 61.7%であった．また，0～5 年前に範囲を広げると，18～39 歳で 81.7%，40～59 歳で 68.3%，60～89 歳で 70.8%であった．



（注）横軸は何年前か，縦軸は各年齢区分でのパーセンテージ．

図 5.3　「年賀状じまい」を行った時期（Q10）（n = 300）

「年賀状じまい」経験者に対して表 5.8 に示す 7 つの理由それぞれについて，「あてはまる」「少しあてはまる」「あてはまらない」から 1 つを選んでもらっている．表 5.8 に示すのは，「あてはまる」を 1 点，「少しあてはまる」を 0.5 点として計算した平均値をパーセントで表記したものである．また，ここで示す 7 つ以外の理由がある場合は，「その他」として自由記述で回答することができる．表 5.9 は，表 5.8 の 7 つの理由と「その他」の合計 8 つのうち，決め手となるものを 1 つだけ回答してもらっている．

表 5.8　「年賀状じまい」の理由（%）（Q11）

	n	健康上の理由	金銭上の理由（郵便料金の値上げを含む）	年賀状以外（メール・SNS等）を使うため	家族が「年賀状じまい」をしたから	周りの人（家族を除く）が「年賀状じまい」をしたから	時間がないから	特に理由はない
男性18-39歳	23	37.0	32.6	65.2	39.1	43.5	39.1	41.3
女性18-39歳	37	21.6	52.7	56.8	33.8	43.2	43.2	27.0
男性40-59歳	60	11.7	31.7	51.7	22.5	36.7	41.7	20.0
女性40-59歳	60	12.5	49.2	73.3	29.2	40.0	34.2	34.2
男性60-89歳	60	12.5	28.3	36.7	15.8	37.5	20.0	25.0
女性60-89歳	60	11.7	30.8	61.7	26.7	45.0	29.2	26.7

注：「あてはまる」1 点，「少しあてはまる」0.5 点で計算した平均のパーセント表示．

表 5.9　「年賀状じまい」の決め手となった理由（%）（Q13）

	n	健康上の理由	金銭上の理由（郵便料金の値上げを含む）	年賀状以外（メール・SNS等）を使うため	家族が「年賀状じまい」をしたから	周りの人（家族を除く）が「年賀状じまい」をしたから	時間がないから	特に理由はない	その他
男性18−39歳	23	8.7%	13.0%	30.4%	13.0%	13.0%	8.7%	13.0%	−
女性18−39歳	37	−	32.4%	29.7%	8.1%	10.8%	8.1%	8.1%	2.7%
男性40−59歳	60	1.7%	20.0%	26.7%	5.0%	8.3%	13.3%	11.7%	13.3%
女性40−59歳	60	3.3%	20.0%	40.0%	1.7%	11.7%	6.7%	10.0%	6.7%
男性60−89歳	60	−	11.7%	20.0%	3.3%	25.0%	10.0%	11.7%	18.3%
女性60−89歳	60	1.7%	15.0%	30.0%	8.3%	15.0%	8.3%	11.7%	10.0%

（注 1）Q13 では，Q11 で示した 7 つの理由のうち「あてはまる」,「少しあてはまる」と回答したものと「その他」から 1 つを決め手として選択させている．Q11 で「あてはまる」,「少しあてはまる」と回答した理由がない場合には,「その他」を決め手として選んだものとして集計している．
（注 2）以下の場合があることに注意．

- Q11 で「あてはまる」と「少しあてはまる」理由が両方あった場合，Q13 で「少しあてはまる」のほうが決め手として選ばれている場合がある．
- Q13 で「その他」を選んだ場合，あるいは Q11 で「あてはまる」,「少しあてはまる」という回答がなく「その他」を回答したものと見なした場合であっても,「その他」の具体的記述を求める Q12 が空欄の場合がある．

「健康上の理由」が高齢者で高くなることを想像したが，それを理由として挙げている者はそれほど多くなく，決め手として挙げている者も極めて少ない．「金銭上の理由」を挙げるものは 18〜59 歳の女性で多く，18〜39 歳の女性で決め手としても多く挙げられていた．

「年賀状以外を使うため」という理由は全グループで高く，決め手としても 20%以上となっている．しかし，60〜89 歳の男性で低くなっていることから，この区分では年賀状以外の方法があるから年賀状をやめるということにはなっていない．

40〜59 歳の女性で「年賀状以外を使うため」が決め手として多く挙がっていることを見ると，金銭的に負担の少ない手段を使うことで金銭的な負担を抑えようとしているという構図も想像できる．

「周りの人（家族を除く）が「年賀状じまい」をしたから」という理由も多く挙げられており，特に 60〜89 歳の男性では決め手としても最も多い．「そろそろやめどき」というように考えているのではないかと想像できる．

「時間がないから」は特に 59 歳までの男女でやや高いが，決め手としてはそれほど高くない．このため，時間がないことはやめる理由の 1 つではあるが，決め手としては大きくない．

ここで，Q13 で「その他」を決め手として挙げた回答者の Q12 における自由記述の内容をいくつか紹介する．なお，文意を変えない範囲で文言を修正している．また，類似した内容はまとめている．

・面倒くさいから
・長年，年賀状だけのあいさつに，さまざまな疑問がわいた

・必要性を感じなくなったから
・高齢で出すのが苦痛になった
・考えれば考えるほどやる理由が分からなくなった
・仕事を辞めたから

年賀状をやめる前後のやり取りを整理したものが，表 5.10 である．なお，表頭に示すパーセンテージは，目安として回答者にもそのまま提示している．1 つ目の質問について，過去数年間で年賀状しかやり取りのなかった人も多い．全グループで 60%の人が，年賀状を出している相手の半分以上は，過去数年間で，年賀状でしかやり取りのなかった人である．2 つ目の質問について，年賀状をやめた後も，年賀状以外の方法で新年のあいさつをしている人についても尋ねている．なお，この中には，年賀状をやめて年賀状以外に切り替えた人のほか，年賀状以外でもあいさつしていた人が年賀状だけをやめた場合も含まれる．60 歳以上では年賀状以外の方法で新年のあいさつをしている人は少なく，完全にやり取りを中止しているといえる．3 つ目の質問について，年賀状をやめた後にも年賀状を送ってくる人は，それほど多くはない．

表 5.10　年賀状をやめる前後のやり取り（%）（Q14）

		n	ほぼ全員（90%以上）	全員ではないが半分以上の人（50%以上90%未満）	一部の人（半分以下）（10%以上50%未満）	ほとんどない（10%未満）
過去数年間、年賀状でしかやり取りのなかった人	男性18-39歳	23	34.8	30.4	13.0	21.7
	女性18-39歳	37	37.8	27.0	21.6	13.5
	男性40-59歳	60	36.7	28.3	10.0	25.0
	女性40-59歳	60	43.3	28.3	15.0	13.3
	男性60-89歳	60	38.3	35.0	16.7	10.0
	女性60-89歳	60	23.3	51.7	20.0	5.0
年賀状をやめた後も、年賀状以外の方法で新年のあいさつをしている人	男性18-39歳	23	13.0	43.5	26.1	17.4
	女性18-39歳	36	16.7	13.9	36.1	33.3
	男性40-59歳	60	13.3	23.3	13.3	50.0
	女性40-59歳	60	23.3	15.0	25.0	36.7
	男性60-89歳	55	10.9	9.1	40.0	40.0
	女性60-89歳	53	1.9	20.8	49.1	28.3
年賀状をやめた後も、引き続き年賀状を送ってくる人	男性18-39歳	23	17.4	26.1	26.1	30.4
	女性18-39歳	36	16.7	16.7	16.7	50.0
	男性40-59歳	60	10.0	3.3	15.0	71.7
	女性40-59歳	60	10.0	−	20.0	70.0
	男性60-89歳	55	7.3	3.6	25.5	63.6
	女性60-89歳	53	1.9	3.8	22.6	71.7

（注）表中の 2 つ目と 3 つ目の質問は，0 年前にやめた（2025 年 12 月の時点で 2026 年 1 月の年賀状をやめることに決めている）人には尋ねていないため，回答数が異なる．

年賀状以外の方法で新年の挨拶をしている人（表 5.10 の「年賀状をやめた後も，年賀状以外の方法で新年のあいさつをしている人」で「ほぼ全員（90%以上）」から「一部の人（半分以下）（10%以上 50%未満）」と回答した人）を対象に，年賀状をやめた後にどのようにしているかを尋ねており，それを表 5.11 に示している．電子メールと SNS での交流を行う者が多く，もっとも当てはまるものについて「電子メール」と「SNS 等」をあわせると 75%程度以上になっている．

表 5.11　「年賀状じまい」の後の交流の手段（%）（Q15）

	n	あてはまるもの					最もあてはまるもの				
		対面	電話	電子メール	SNS等	その他	対面	電話	電子メール	SNS等	その他
男性18–39歳	19	36.8	15.8	68.4	57.9	–	15.8	10.5	15.8	57.9	–
女性18–39歳	24	12.5	16.7	66.7	45.8	–	–	4.2	54.2	41.7	–
男性40–59歳	30	26.7	16.7	56.7	53.3	–	13.3	6.7	36.7	43.3	–
女性40–59歳	38	26.3	5.3	55.3	63.2	2.6	5.3	–	36.8	55.3	2.6
男性60–89歳	33	33.3	21.2	57.6	57.6	–	12.1	6.1	33.3	48.5	–
女性60–89歳	38	28.9	13.2	65.8	63.2	2.6	7.9	2.6	34.2	52.6	2.6

注：「あてはまるもの」は複数回答．「最もあてはまるもの」は単一回答．

表 5.12 は年賀状をやめた後のやり取りについて，表 5.10，5.11 とは別の聞き方をしたものである．「「年賀状じまい」をした相手との年始の挨拶は，年賀状がなくなったこと以外全く変わらない」は年賀状でしか年始の挨拶をしていなかった人とは年始の挨拶は皆無となり，年賀状と年賀状以外で年始の挨拶をしていた人とは年賀状以外の挨拶が残るということである．全グループで 47.8%以上が「あてはまる」，78.3%以上が「あてはまる」または「少しあてはまる」と回答しており，年賀状の純減という傾向がある．

「「年賀状じまい」をした相手との年始以外の交流の頻度や内容は，全く変わらない」については，「あてはまる」，「あてはまる」または「少しあてはまる」の回答ともに，年始の挨拶よりも少なかった．しかし，「あてはまる」または「少しあてはまる」の回答は全グループで 73.3%以上を占めている．

表 5.12　自身からの「年賀状じまい」は年賀状の純減のみの影響か（年始・年始以外）（%）（Q16）

		n	あてはまる	少しあてはまる	あてはまらない
「年賀状じまい」をした相手との年始の挨拶は、年賀状がなくなったこと以外全く変わらない。	男性18–39歳	23	47.8	43.5	8.7
	女性18–39歳	36	50.0	36.1	13.9
	男性40–59歳	60	55.0	23.3	21.7
	女性40–59歳	60	61.7	26.7	11.7
	男性60–89歳	55	56.4	29.1	14.5
	女性60–89歳	53	60.4	26.4	13.2
「年賀状じまい」をした相手との年始以外の交流の頻度や内容は、全く変わらない。	男性18–39歳	23	39.1	47.8	13.0
	女性18–39歳	36	30.6	50.0	19.4
	男性40–59歳	60	50.0	23.3	26.7
	女性40–59歳	60	60.0	28.3	11.7
	男性60–89歳	55	45.5	38.2	16.4
	女性60–89歳	53	54.7	30.2	15.1

「あなたから連絡して「年賀状じまい」をした相手から年賀状が届いたらどうしますか．2026 年 1 月から年賀状を出さない人も，仮に届いた場合を想像してお答えください．」（Q17）という文言で調査を行っていた．こちらは記述式であったため，集計には分析者の判断を要するが，300 名のうち，回答は次のようであった．

まず，50%が「何もしない」という回答であった．一方で，13%が「年賀状を出す」という回答であった．18%が「メール・LINE・SNS・電話等で連絡する」，また，残りの 18%は「「年賀状じまい」をした旨を伝える年賀状を再度出す」「寒中見舞い等を出す」「相手による」「分からない」などであった．

年賀状をやめたことについて，どのように感じているかをまとめたのが表 5.13 である．

表 5.13　「年賀状じまい」したあとの感じ方（%）（Q18）

		n	あてはまる	ややあてはまる	どちらでもない	ややあてはまらない	あてはまらない
やめてよかった	男性18-39歳	23	43.5	30.4	26.1	−	−
	女性18-39歳	37	59.5	27.0	13.5	−	−
	男性40-59歳	60	60.0	23.3	15.0	1.7	−
	女性40-59歳	60	70.0	20.0	10.0	−	−
	男性60-89歳	60	63.3	18.3	16.7	−	1.7
	女性60-89歳	60	63.3	28.3	8.3	−	−
年末の準備が減って気持ちに余裕ができた	男性18-39歳	23	34.8	34.8	30.4	−	−
	女性18-39歳	37	59.5	21.6	16.2	−	2.7
	男性40-59歳	60	56.7	25.0	18.3	−	−
	女性40-59歳	60	73.3	16.7	8.3	1.7	−
	男性60-89歳	60	56.7	20.0	16.7	1.7	5.0
	女性60-89歳	60	63.3	21.7	13.3	−	1.7
金銭的な負担が減って経済的に楽になった	男性18-39歳	23	21.7	34.8	26.1	17.4	−
	女性18-39歳	37	59.5	16.2	21.6	−	2.7
	男性40-59歳	60	46.7	15.0	31.7	3.3	3.3
	女性40-59歳	60	65.0	23.3	11.7	−	−
	男性60-89歳	60	20.0	36.7	30.0	3.3	10.0
	女性60-89歳	60	36.7	21.7	31.7	5.0	5.0
正月の楽しみがなくなった	男性18-39歳	23	13.0	21.7	21.7	17.4	26.1
	女性18-39歳	37	10.8	32.4	13.5	24.3	18.9
	男性40-59歳	60	5.0	15.0	21.7	16.7	41.7
	女性40-59歳	60	1.7	8.3	21.7	16.7	51.7
	男性60-89歳	60	1.7	8.3	36.7	15.0	38.3
	女性60-89歳	60	1.7	13.3	31.7	6.7	46.7
人間関係が希薄になった	男性18-39歳	23	13.0	26.1	26.1	17.4	17.4
	女性18-39歳	37	21.6	32.4	13.5	16.2	16.2
	男性40-59歳	60	11.7	20.0	30.0	13.3	25.0
	女性40-59歳	60	1.7	10.0	36.7	8.3	43.3
	男性60-89歳	60	1.7	11.7	53.3	15.0	18.3
	女性60-89歳	60	3.3	8.3	33.3	11.7	43.3
その後も年賀状を送ってくる人に困っている	男性18-39歳	23	4.3	30.4	39.1	13.0	13.0
	女性18-39歳	36	5.6	27.8	25.0	13.9	27.8
	男性40-59歳	60	8.3	15.0	26.7	11.7	38.3
	女性40-59歳	60	10.0	10.0	35.0	15.0	30.0
	男性60-89歳	55	1.8	18.2	32.7	12.7	34.5
	女性60-89歳	53	1.9	22.6	34.0	7.5	34.0
やめたことを後悔している	男性18-39歳	23	4.3	8.7	30.4	17.4	39.1
	女性18-39歳	37	−	24.3	5.4	10.8	59.5
	男性40-59歳	60	1.7	5.0	21.7	11.7	60.0
	女性40-59歳	60	−	1.7	15.0	18.3	65.0
	男性60-89歳	60	−	−	16.7	18.3	65.0
	女性60-89歳	60	−	−	8.3	11.7	80.0
年賀状のやり取りをしている人がうらやましい	男性18-39歳	23	−	21.7	26.1	8.7	43.5
	女性18-39歳	37	5.4	5.4	16.2	29.7	43.2
	男性40-59歳	60	1.7	6.7	18.3	10.0	63.3
	女性40-59歳	60	−	3.3	13.3	11.7	71.7
	男性60-89歳	60	−	−	25.0	8.3	66.7
	女性60-89歳	60	−	−	10.0	6.7	83.3
連絡先が分からなくなって困る	男性18-39歳	23	8.7	13.0	30.4	17.4	30.4
	女性18-39歳	37	2.7	18.9	13.5	32.4	32.4
	男性40-59歳	60	1.7	13.3	21.7	15.0	48.3
	女性40-59歳	60	3.3	13.3	18.3	8.3	56.7
	男性60-89歳	60	−	15.0	26.7	11.7	46.7
	女性60-89歳	60	3.3	3.3	21.7	10.0	61.7
人間関係が途切れたような気がする	男性18-39歳	23	−	21.7	21.7	30.4	26.1
	女性18-39歳	37	8.1	29.7	16.2	16.2	29.7
	男性40-59歳	60	5.0	23.3	26.7	13.3	31.7
	女性40-59歳	60	3.3	13.3	16.7	11.7	55.0
	男性60-89歳	60	3.3	15.0	30.0	16.7	35.0
	女性60-89歳	60	1.7	5.0	21.7	16.7	55.0
永遠につながりがなくなった気がする	男性18-39歳	23	8.7	17.4	13.0	21.7	39.1
	女性18-39歳	37	8.1	13.5	27.0	16.2	35.1
	男性40-59歳	60	6.7	16.7	21.7	15.0	40.0
	女性40-59歳	60	5.0	11.7	25.0	3.3	55.0
	男性60-89歳	60	1.7	10.0	33.3	13.3	41.7
	女性60-89歳	60	1.7	5.0	26.7	11.7	55.0

「やめてよかった」「年末の準備が減って気持ちに余裕ができた」「金銭的な負担が減って経済的に楽になった」については，「あてはまる」「ややあてはまる」「どちらでもない」がほとんどを占めており，肯定的である．

「正月の楽しみがなくなった」は「あてはまる」「ややあてはまる」の合計が男性 18～39 歳で 34.8%，女性 18～39 歳で 43.2%と若い世代で高かった．

「人間関係が希薄になった」も「あてはまる」「ややあてはまる」の合計が男性 18～39 歳で 39.1%，女性 18～39 歳で 54.1%と若い世代で高かった．

「その後も年賀状を送ってくる人に困っている」は「あてはまる」「ややあてはまる」の合計がどのグループでも 20～35%程度であった．

「やめたことを後悔している」も若い世代で高く，「あてはまる」「ややあてはまる」の合計が男性 18～39 歳で 13.0%，女性 18～39 歳で 24.3%であった．

「年賀状のやり取りをしている人がうらやましい」も若い世代で高く，「あてはまる」「ややあてはまる」の合計が男性 18～39 歳で 21.7%，女性 18～39 歳で 10.8%であった．

「連絡先が分からなくなって困る」はグループ間で差は少なく，どのグループでも「あてはまる」「ややあてはまる」の合計が 7～22%程度であった．

「人間関係が途切れたような気がする」「永遠につながりがなくなった気がする」はグループ間の差はそれほど大きくないが，それでも，「あてはまる」「ややあてはまる」の合計は若い世代のほうが高かった．

また，「あなたから連絡して「年賀状じまい」をしたことで年賀状以外の交流（年始と年始以外の交流とも）で変化したエピソードはありますか．ご自由にお書きください．」（Q19）との質問もしている．自由回答が得られていたが，他の設問で得られた傾向以上の特筆すべき結果はなかった．

何年後に「年賀状じまい」をする予定かを尋ねている．具体的な質問の文言は次のとおりである．回答者にも下線と赤色を付したものをそのまま示している．

あなたは、いつ「年賀状じまい」をする予定ですか。
「いずれ『年賀状じまい』をすると思う」程度ではなく、実際にやめる時期まで検討しているかどうかを基準に回答してください。
過去に年賀状じまいをされた場合も、改めて年賀状じまいをする予定があるかお尋ねします。
※考えていない場合は、「999」とお答えください。

2026 年 1 月（今度の正月）から出さない（これから連絡して 2026 年 1 月から出さない）・・・0 年後
2026 年 1 月の年賀状等で 2027 年 1 月から年賀状をやめることを明確に伝える・・・1 年後
2027 年 1 月の年賀状等で 2028 年 1 月から年賀状をやめることを明確に伝える・・・2 年後

・・・

「年賀状じまい」を考えていない・・・「999」とお答えください。

その結果を表 5.14 に示す．「年賀状じまい」の経験がない者は，具体的に「年賀状じまい」をしようと考えていない者が半数以上を占めていることが特徴である．これらの者は，いずれ必要に迫られれば「年賀状じまい」をすることもあるかもしれないが，現時点で特にそのことは考えていないというものである．一方，一度でも「年賀状じまい」をしたことのある者は，近いうちに再び「年賀状じまい」を行うことを考えていることが分かる．

表 5.14　「年賀状じまい」の予定（Q20）

		n	0年後	1年後	2年後	3年後	4年後	5年後	6年後～	予定なし
「年賀状じまい」経験あり	男性18-39歳	14	-	21.4	21.4	7.1	-	21.4	7.1	21.4
	女性18-39歳	18	11.1	22.2	16.7	11.1	-	16.7	5.6	16.7
	男性40-59歳	16	6.3	37.5	12.5	-	-	6.3	-	37.5
	女性40-59歳	19	21.1	5.3	21.1	5.3	-	-	5.3	42.1
	男性60-89歳	25	24.0	8.0	12.0	16.0	-	8.0	-	32.0
	女性60-89歳	20	40.0	20.0	5.0	-	-	-	-	35.0
「年賀状じまい」経験なし	男性18-39歳	8	-	-	12.5	-	-	12.5	12.5	62.5
	女性18-39歳	12	8.3	8.3	8.3	-	-	-	16.7	58.3
	男性40-59歳	31	6.5	9.7	3.2	-	-	9.7	3.2	67.7
	女性40-59歳	38	5.3	13.2	7.9	-	-	2.6	5.3	65.8
	男性60-89歳	46	2.2	4.3	10.9	6.5	2.2	6.5	4.3	63.0
	女性60-89歳	44	-	6.8	4.5	-	-	4.5	6.8	77.3

表 5.14 で示した時期に「年賀状じまい」を行う理由について，「あてはまるもの」と「最もあてはまるもの」について回答してもらったものをそれぞれ，表 5.15，5.16 に示す．これを，表 5.8，5.9 に示した，既に「年賀状じまい」を行った者からの回答と比較する．表 5.8 と比べると表 5.15 では「時間がないから」という回答はかなり少ない．しかし，全体的な傾向は表 5.15，5.16 ともそれぞれ表 5.8，5.9 と類似している．その原因には，表 5.15 と 5.16 の回答者の多くが，「年賀状じまい」の経験有として表 5.8 と 5.9 でも回答していたこともあると考えられる．

表 5.15　「年賀状じまい」を近い将来に行う理由（%）（Q21）

	n	健康上の理由	金銭上の理由（郵便料金の値上げを含む）	年賀状以外（メール・SNS等）を使うため	家族が「年賀状じまい」をしたから	周りの人（家族を除く）が「年賀状じまい」をしたから	時間がないから	特に理由はない	その他
男性18-39歳	14	14.3	42.9	42.9	57.1	35.7	7.1	7.1	-
女性18-39歳	20	10.0	30.0	45.0	20.0	35.0	20.0	15.0	-
男性40-59歳	20	15.0	35.0	40.0	20.0	20.0	10.0	25.0	5.0
女性40-59歳	24	-	33.3	54.2	8.3	41.7	8.3	8.3	8.3
男性60-89歳	34	5.9	29.4	32.4	8.8	55.9	2.9	26.5	8.8
女性60-89歳	23	13.0	8.7	56.5	21.7	47.8	4.3	13.0	4.3

注：複数回答．

表 5.16　「年賀状じまい」を近い将来に行う決め手となる理由（%）（Q21 続き）

	n	健康上の理由	金銭上の理由（郵便料金の値上げを含む）	年賀状以外（メール・SNS等）を使うため	家族が「年賀状じまい」をしたから	周りの人（家族を除く）が「年賀状じまい」をしたから	時間がないから	特に理由はない	その他
男性18–39歳	14	14.3	14.3	21.4	28.6	21.4	–	–	–
女性18–39歳	20	5.0	15.0	20.0	10.0	25.0	10.0	15.0	–
男性40–59歳	20	–	20.0	30.0	10.0	10.0	5.0	25.0	–
女性40–59歳	24	–	20.8	37.5	4.2	16.7	4.2	8.3	8.3
男性60–89歳	34	–	8.8	14.7	5.9	41.2	2.9	17.6	8.8
女性60–89歳	23	4.3	4.3	34.8	8.7	34.8	–	8.7	4.3

一方で，これまで「年賀状じまい」をしてこなかった理由を示したものが，表 5.17 である．表頭に 5 つの項目があり，それぞれに「あてはまる」「少しあてはまる」「あてはまらない」から 1 つを選択してもらった．「あてはまる」を 1 点，「少しあてはまる」を 0.5 点，「あてはまらない」を 0 点として平均したものをパーセント表示している．どの項目においても年齢が高いほうの得点が高く，年賀状をやめない理由が多いことが考えられる．ただし，ここでの回答者は「年賀状じまい」をしていなくても現在出している枚数が 0 枚の 121 人と，1 枚以上の 179 人を含んでいることに注意が必要である．

表 5.17　「年賀状じまい」をしてこなかった理由（%）（Q22）

	n	特にやめる理由がないから	年賀状は書くものだと思っているから	年賀状を書くことが楽しいから	年賀状を受け取ることが嬉しいから	年賀状でしかやり取りのない人とつながる貴重な機会だから
男性18–39歳	23	32.6	23.9	13.0	28.3	28.3
女性18–39歳	37	44.6	28.4	18.9	33.8	28.4
男性40–59歳	60	53.3	30.8	16.7	25.8	35.0
女性40–59歳	60	52.5	36.7	17.5	42.5	51.7
男性60–89歳	60	73.3	50.8	23.3	51.7	60.0
女性60–89歳	60	65.0	45.0	17.5	49.2	68.3

注：「あてはまる」1 点，「少しあてはまる」0.5 点で計算した平均のパーセント表示．

表 5.17 から，現在も年賀状を 1 枚以上出している 179 人のみを対象として整理したものが，表 5.18 である．やめない理由として該当するものを多く持っていることが分かる．

表 5.18　「年賀状じまい」をしてこなかった理由（現在も 1 枚以上出している人）（%）（Q22 続き）

	n	特にやめる理由がないから	年賀状は書くものだと思っているから	年賀状を書くことが楽しいから	年賀状を受け取ることが嬉しいから	年賀状でしかやり取りのない人とつながる貴重な機会だから
男性18−39歳	8	68.8	56.2	37.5	68.8	68.8
女性18−39歳	12	79.2	62.5	29.2	62.5	58.3
男性40−59歳	31	74.2	50.0	25.8	40.3	54.8
女性40−59歳	38	60.5	52.6	25.0	57.9	73.7
男性60−89歳	46	79.3	65.2	30.4	63.0	72.8
女性60−89歳	44	77.3	58.0	22.7	58.0	83.0

注：「あてはまる」1 点，「少しあてはまる」0.5 点で計算した平均のパーセント表示．

なお，表 5.17 の理由以外の理由があれば自由に記載（Q23）してもらった．そこでの回答はほとんどが，「年賀状じまい」をしなくても自然消滅しているというものであった．

5.7　相手から受け取った「年賀状じまい」

「年賀状じまい」の連絡を受け取ったかどうか，また誰から受け取ったかを整理したものが表 5.19 である．「受け取ったことがない」という回答が若い層で多かった．年齢が高い人は年賀状をやり取りしている相手も年齢が高いことが想定されるため，「年賀状じまい」を受け取った人が多いことは理解できる．

表 5.19　「年賀状じまい」を受け取ったことがあるかと，その相手（%）（Q24）

	n	家族・親戚	学校や習い事の先生	学校や習い事の友人（先輩・後輩・同級生）	職場の上司	職場の同僚（先輩・後輩・同期）	仕事関係の知人（業務として出しているものは除く）	上記以外の知人	その他	受け取ったことがない
男性18−39歳	46	10.9	8.7	10.9	21.7	15.2	8.7	6.5	−	63.0
女性18−39歳	74	14.9	8.1	13.5	6.8	5.4	4.1	9.5	−	55.4
男性40−59歳	120	15.0	2.5	9.2	6.7	15.8	10.8	12.5	−	60.8
女性40−59歳	120	26.7	1.7	12.5	7.5	10.0	6.7	18.3	1.7	47.5
男性60−89歳	120	27.5	9.2	27.5	20.8	35.0	28.3	28.3	0.8	26.7
女性60−89歳	120	31.7	2.5	15.8	8.3	17.5	5.8	35.8	−	26.7

注：複数回答だが「受け取ったことがない」は排他．

表 5.20 は「年賀状じまい」の連絡をどの年齢層の人から受け取ったことがあるかを尋ねたものである．なお，表 5.20 の回答は，表 5.19 で「受け取ったことがない」という回答をした者以外から得ている．「年賀状じまい」が近年盛んになっており，「年賀状じまい」の連絡も最近に受け取ったものであると考えるなら，その相手が，現在の自身と同年代か上の年代であることも理解できる．18〜39 歳では 20 代や 30 代から「年賀状じまい」を受け取ったことがあるとの回答もかなり多くなっており，30 代からの「年賀状じまい」の連絡を受け取ったことがある者は男女ともに半数を超えている．

表 5.20　「年賀状じまい」を何歳の人から受け取ったことがあるか（%）（Q25）

	n	～19歳	20～29歳	30～39歳	40～49歳	50～59歳	60～69歳	70～79歳	80～89歳	90歳以上
男性18–39歳	17	5.9	52.9	58.8	35.3	35.3	35.3	23.5	11.8	–
女性18–39歳	33	–	15.2	57.6	21.2	12.1	15.2	18.2	–	–
男性40–59歳	47	–	4.3	14.9	46.8	48.9	25.5	25.5	12.8	–
女性40–59歳	63	–	–	7.9	36.5	52.4	28.6	34.9	15.9	1.6
男性60–89歳	88	–	1.1	3.4	9.1	30.7	53.4	52.3	29.5	3.4
女性60–89歳	88	–	–	–	3.4	18.2	51.1	55.7	19.3	1.1

注：複数回答.

表 5.21 は「年賀状じまい」の連絡を受け取った相手のうち，過去数年間，年賀状でしかやり取りのなかった人を示したものである．なお，表頭に示すパーセンテージは，目安として回答者にもそのまま提示している.「年賀状じまい」を送ってきた相手とは年賀状でしかやり取りのなかった人が，「ほぼ全員」「全員ではないが半分以上の人」という回答がどのグループでも半数を超えていた．このことは，表 5.10 で示した，自身から連絡して「年賀状じまい」をする場合と共通していた.

表 5.21　「年賀状じまい」を送ってきた相手と年賀状でしかやり取りのない割合（Q26）（%）

	n	ほぼ全員（90%以上）	全員ではないが半分以上の人（50%以上90%未満）	一部の人（半分以下）（10%以上50%未満）	ほとんどない（10%未満）
男性18–39歳	17	41.2	11.8	47.1	–
女性18–39歳	33	33.3	30.3	9.1	27.3
男性40–59歳	47	25.5	40.4	19.1	14.9
女性40–59歳	63	33.3	31.7	19.0	15.9
男性60–89歳	88	36.4	30.7	23.9	9.1
女性60–89歳	88	37.5	34.1	20.5	8.0

表 5.22 は年賀状をやめた後のやり取りについて，表 5.12 にならって作成したものである．つまり「年賀状じまい」をする前後で，新年においても，それ以外においても，年賀状の純減以外に何も変化していないのかを尋ねたものである．結果は，表 5.12 と大差なく，「年賀状じまい」をした後の交流については，自身からの場合と，相手からの場合で明確に異なるとは言えなさそうである.

表 5.22　相手からの「年賀状じまい」は年賀状の純減のみの影響か（%）（Q27）

		n	あてはまる	少しあてはまる	あてはまらない
「年賀状じまい」をした相手との年始の挨拶は、年賀状がなくなったこと以外全く変わらない（変わらないと思う）。	男性18–39歳	17	52.9	47.1	–
	女性18–39歳	33	48.5	42.4	9.1
	男性40–59歳	47	46.8	31.9	21.3
	女性40–59歳	63	54.0	39.7	6.3
	男性60–89歳	88	58.0	35.2	6.8
	女性60–89歳	88	58.0	30.7	11.4
「年賀状じまい」をした相手との年始以外の交流の頻度や内容は、全く変わらない（変わらないと思う）。	男性18–39歳	17	35.3	58.8	5.9
	女性18–39歳	33	42.4	51.5	6.1
	男性40–59歳	47	46.8	36.2	17.0
	女性40–59歳	63	55.6	38.1	6.3
	男性60–89歳	88	54.5	38.6	6.8
	女性60–89歳	88	54.5	34.1	11.4

注：「（変わらないと思う）」との記述は，2026 年 1 月の年賀状についても尋ねるため.

表 5.23 に「年賀状じまい」を宣言された際の受け止め方，今後の対応について示している．設問は，「事実について」「理由について」「今後の挨拶」についての 3 つの観点に分けている．

表 5.23　「年賀状じまい」を宣言された際の受け止め方，今後の対応について（%）（Q28）
(n=336)

		n	あてはまる	少しあてはまる	あてはまらない
【事実について】年賀状を送るに値しないと宣言されたと感じる	男性18-39歳	17	35.3	41.2	23.5
	女性18-39歳	33	9.1	45.5	45.5
	男性40-59歳	47	10.6	34.0	55.3
	女性40-59歳	63	6.3	19.0	74.6
	男性60-89歳	88	4.5	18.2	77.3
	女性60-89歳	88	6.8	11.4	81.8
【事実について】自分から「年賀状じまい」をしなくて良かった（相手が言い出してくれて助かった）	男性18-39歳	17	29.4	47.1	23.5
	女性18-39歳	33	15.2	45.5	39.4
	男性40-59歳	47	12.8	42.6	44.7
	女性40-59歳	63	23.8	39.7	36.5
	男性60-89歳	88	11.4	48.9	39.8
	女性60-89歳	88	17.0	40.9	42.0
【事実について】もう少し続けたかった	男性18-39歳	17	11.8	52.9	35.3
	女性18-39歳	33	9.1	27.3	63.6
	男性40-59歳	47	12.8	19.1	68.1
	女性40-59歳	63	–	14.3	85.7
	男性60-89歳	88	10.2	23.9	65.9
	女性60-89歳	88	6.8	15.9	77.3
【事実について】なぜ、「年賀状じまい」をわざわざするのか理解できない	男性18-39歳	17	29.4	29.4	41.2
	女性18-39歳	33	6.1	33.3	60.6
	男性40-59歳	47	6.4	21.3	72.3
	女性40-59歳	63	1.6	11.1	87.3
	男性60-89歳	88	4.5	20.5	75.0
	女性60-89歳	88	3.4	18.2	78.4
【理由について】全員に対して一斉に年賀状をやめることは仕方ないと思う	男性18-39歳	17	29.4	70.6	–
	女性18-39歳	33	39.4	42.4	18.2
	男性40-59歳	47	51.1	34.0	14.9
	女性40-59歳	63	57.1	36.5	6.3
	男性60-89歳	88	45.5	40.9	13.6
	女性60-89歳	88	56.8	31.8	11.4
【理由について】時代の流れを理由に年賀状をやめることは仕方ないと思う	男性18-39歳	17	41.2	41.2	17.6
	女性18-39歳	33	54.5	33.3	12.1
	男性40-59歳	47	59.6	23.4	17.0
	女性40-59歳	63	63.5	34.9	1.6
	男性60-89歳	88	52.3	40.9	6.8
	女性60-89歳	88	51.1	43.2	5.7
【理由について】高齢あるいは体調を理由に年賀状をやめることは仕方ないと思う	男性18-39歳	17	64.7	29.4	5.9
	女性18-39歳	33	63.6	30.3	6.1
	男性40-59歳	47	66.0	25.5	8.5
	女性40-59歳	63	85.7	11.1	3.2
	男性60-89歳	88	72.7	26.1	1.1
	女性60-89歳	88	80.7	12.5	6.8
【理由について】特に理由も説明せずに年賀状をやめることは仕方ないと思う	男性18-39歳	17	29.4	58.8	11.8
	女性18-39歳	33	45.5	42.4	12.1
	男性40-59歳	47	42.6	44.7	12.8
	女性40-59歳	63	57.1	34.9	7.9
	男性60-89歳	88	33.0	44.3	22.7
	女性60-89歳	88	36.4	40.9	22.7
【今後の挨拶】「年賀状じまい」の連絡を受けても私は構わず年賀状を送る（送ると思う）	男性18-39歳	17	11.8	47.1	41.2
	女性18-39歳	33	15.2	39.4	45.5
	男性40-59歳	47	10.6	21.3	68.1
	女性40-59歳	63	1.6	11.1	87.3
	男性60-89歳	88	6.8	21.6	71.6
	女性60-89歳	88	2.3	5.7	92.0
【今後の挨拶】「年賀状じまい」の連絡を受けたら、年賀状以外の方法で連絡する（連絡しようと思う）（年始・年始以外を問わない）	男性18-39歳	17	29.4	52.9	17.6
	女性18-39歳	33	18.2	48.5	33.3
	男性40-59歳	47	14.9	48.9	36.2
	女性40-59歳	63	15.9	46.0	38.1
	男性60-89歳	88	9.1	44.3	46.6
	女性60-89歳	88	22.7	38.6	38.6

まず，年賀状をやめることの事実について考察する．「年賀状を送るに値しないと宣言されたと感じる」「もう少し続けたかった」「なぜ，「年賀状じまい」をわざわざするのか理解できない」は 18～39 歳で「あてはまる」とする回答の比率が高い．18～39 歳の人々は「年賀状じまい」を 20 代，30 代の相手からも受け取っていることを考えると，体力的にもまだ年賀状を出すことが可能であるにもかかわらず「年賀状じまい」を宣言されたことへの不満とも読み取れる．「自分から「年賀状じまい」をしなくて良かった（相手が言い出してくれて助かった）」とする回答は「あて

はまる」とする回答はそれほど多くはなかった．相手からの「年賀状じまい」はそれほど歓迎されているとは言えなさそうである．

次に，年賀状をやめる理由について考察する．「全員に対して一斉に年賀状をやめることは仕方ないと思う」「時代の流れを理由に年賀状をやめることは仕方ないと思う」「高齢あるいは体調を理由に年賀状をやめることは仕方ないと思う」ということには「あてはまる」と「少しあてはまる」が大半を占めており，「あてはまらない」は 2 割を切っていた．年賀状をやめることは，仕方がないということは共通に理解されていると言えよう．一方で，「特に理由も説明せずに年賀状をやめることは仕方ないと思う」は 60〜89 歳で「あてはまらない」に 2 割を超える回答があった．何らかの理由を告げた上で年賀状をきちんと「しまう」ことには意味があると考えられる．

「「年賀状じまい」の連絡を受けても私は構わず年賀状を送る（送ると思う）」については「あてはまらない」の回答が 18〜39 歳では低く，「年賀状じまい」に納得していない状況が見て取れる．一方で「「年賀状じまい」の連絡を受けたら、年賀状以外の方法で連絡する（連絡しようと思う）（年始・年始以外を問わない）」についてはそれほど大きな違いは見られなかった．

5.8　主観的幸福感

主観的幸福感については，Diener によって開発された人生満足度尺度(SWLS: Satisfaction with Life Scale)の日本語訳である大石（2009）を用いた．ただし，SWLS では「私の人生」について尋ねている．本研究では「私の人生」を「私の「普段の暮らし」」としている．これは，これまでの生涯全体というよりは，回答時点における生活状況や日常に対する評価を尋ねるためである．また，主観的健康感についても尋ねている．

主観的幸福感に関する項目は，以下の a)〜e)について，7 件法で尋ねた．選択肢は「1. 全くそう思わない」「2. ほとんどそう思わない」「3. あまりそう思わない」「4. どちらともいえない」「5. すこしそう思う」「6. かなりそう思う」「7. とてもそう思う」である．

a)　ほとんどの面で，私の「普段の暮らし」は私の理想に近い
b)　私の「普段の暮らし」は，とてもすばらしい状態だ
c)　私は自分の「普段の暮らし」に満足している
d)　私はこれまで，自分の「普段の暮らし」を形づくる大切なものを得てきた
e)　私は今の「普段の暮らし」を変えられるとしても，ほとんど何も変えないだろう

主観的健康感については，以下の f)について，5 件法で尋ねた．選択肢は「1. よい」「2. まあよい」「3. ふつう」「4. あまりよくない」「5. よくない」である．

f)　あなたの現在の健康状態はいかがですか

ここで，主観的幸福感と主観的健康感を説明するオーダード・プロビットモデルを構築した．主観的幸福感の 5 項目 a)〜e)，主観的健康感の 1 項目 f)である．

主観的幸福感については，7 件法で尋ねているが，「1. 全くそう思わない」「2. ほとんどそう思

わない」を統合，また，「6. かなりそう思う」「7. とてもそう思う」を統合し，5 件法の回答として分析している．主観的健康感については，5 件法で尋ねているものを，値が大きいほうが健康であることを示すように逆転させて用いる．

本モデルでは，主観的幸福感と主観的健康感を表す潜在変数は値が大きいほうが幸福・健康を表すようになっている．

説明変数には，性別と年齢のほか，対面の活動，非対面の活動，年賀状，に関するものを導入している．

対面の活動について，表 5.24 に示す 6 項目について，「1：週 4 日以上」「2：週 2〜3 日」「3：週 1 日」「4：月 1〜3 日」「5：年に数日」「6：行っていないが行いたいと思う」「7：行っていないし行いたいと思わない」から 1 つを選んでもらっている．このうち，活動が全くないという，6 と 7 に該当するものをダミー変数として採用した．表 5.24 は 6 と 7 に該当する者の比率を示している．対面の活動で最も大きな差が見られるのが「仕事」である．仕事を行っていない者は，明らかに若年層で少ない．それ以外の対面の活動は，同じ年齢層では女性のほうが男性よりも行っていない者の比率が高い．唯一の例外は 60 歳以上の「その他のグループ活動」である．

仕事以外の非対面の活動について，表 5.24 に示す 6 項目について，「1：週 4 日以上」「2：週 2〜3 日」「3：週 1 日」「4：月 1〜3 日」「5：年に数日」「6：全くない」から 1 つを選んでもらっている．このうち，まったく行っていない 6 に該当するものをダミー変数として採用した．表 5.24 には 6 に該当する者の比率を示している．非対面の活動については，性別による明確な違いは見られない．18〜39 歳で「電子メール」を全くしない者の比率が 40 歳以上よりも高くなっていた．このことは，電子メール以外の連絡手段を使うということにあるであろう．「Facebook や X 等の SNS でのテキストのやりとり」を行っていない者は年齢とともに増加している．

年賀状の変数については，現在出している枚数のほか，年賀状 0 枚の人に対しては，「年賀状じまい」をしていなくて年賀状が 0 枚（自然消滅）と「年賀状じまい」をして年賀状が 0 枚（しっかりとやめた），を考慮した．

表 5.24　対面・非対面の活動がない人の割合（%）（Q29，30）

	n	対面						非対面					
		仕事	町内会や地域行事などの活動	ボランティア活動	スポーツ関係のグループ活動	趣味関係のグループ活動	その他のグループ活動	電子メール	Line等のメッセージングアプリでのテキストのやりとり	FacebookやX(旧Twitter)等のSNSでのテキストのやりとり	音声通話（電話のほかLine、Skype等の通話アプリの利用を含む）	ビデオ通話（Line、Zoomなどのビデオ通話アプリの利用を含む）	年賀状以外の手紙（私信）
男性18-39歳	46	21.7	60.9	63.0	69.6	58.7	73.9	21.7	15.2	41.3	21.7	50.0	67.4
女性18-39歳	74	37.8	70.3	79.7	83.8	77.0	82.4	27.0	16.2	58.1	28.4	50.0	73.0
男性40-59歳	120	17.5	64.2	87.5	77.5	77.5	87.5	13.3	24.2	63.3	20.8	65.0	79.2
女性40-59歳	120	54.2	83.3	93.3	92.5	83.3	94.2	19.2	18.3	70.0	26.7	69.2	70.8
男性60歳以上	120	52.5	57.5	81.7	78.3	74.2	87.5	18.3	30.0	77.5	23.3	69.2	72.5
女性60歳以上	120	62.5	63.3	85.8	86.7	78.3	86.7	11.7	14.2	86.7	11.7	61.7	65.8

注：対面の活動は，「1：週 4 日以上」「2：週 2〜3 日」「3：週 1 日」「4：月 1〜3 日」「5：年に数日」「6：行っていないが行いたいと思う」「7：行っていないし行いたいと思わない」から 1 つを選択する形式で，6 と 7 に当てはまるものの割合を示した．非対面の活動は，「1：週 4 日以上」「2：週 2〜3 日」「3：週 1 日」「4：月 1〜3 日」「5：年に数日」「6：全くない」から 1 つを選択する形式で，6 に当てはまるものの割合を示した．

モデルの推定結果を表 5.25 に示す．年齢が高いほうが幸福感を感じている．対面と非対面の活動は，幸福感に関係していると考えられるが，有意なものは極めて少ないという結果となった．

次に，本研究の主題である，年賀状について考察する．年賀状の枚数自体は幸福感と健康感ともに正の影響を与えているが，c) を除いて有意ではない．興味深いのが年賀状の枚数が 0 枚の人である．年賀状の枚数が 0 枚の人でも「年賀状じまい」をした上で 0 枚の人は，有意ではないものの，主観的幸福感に正の効果をもたらしている．つまり，「年賀状じまい」をすること自体は主観的幸福感の低下とは関連が見いだせない．一方で，「年賀状じまい」をしないで 0 枚の人は，負の効果をもたらし，b)〜e)の 4 項目については統計的に有意であり，a)についてもわずかに 5%の有意水準に満たない結果となった．

この結果から推察できるのは，年賀状を出す，出さない，「年賀状じまい」をする，しない，の背後にある「人間関係や交流を大切にしているか」ということである．年賀状を出していることが人間関係や交流を大切にしているということは言えるであろう．これに加え，「年賀状じまい」をして年賀状を出さないことも，きちんと連絡をしてから年賀状をやめているということから，人間関係や交流を大切にしていると考えている．これに対して，「年賀状じまい」をしないで年賀状を出さないことは，人間関係や交流を大切にしていないと推測する．

年賀状は，1 年に 1 回の限られた交流であるため，日常的により多くの機会があると考えられる，その他の対面や非対面の交流よりも有意な結果が得られたことはやや意外にも感じられる．しかし，上のように人間関係や交流を大切にしているかという点からは，「年賀状じまい」をしているかどうかが，このことをより適切に表しているのかもしれない．

なお，主観的健康感については，年賀状は有意な影響を与えていなかった．

表 5.25　主観的幸福感と主観的健康感に関するオーダード・プロビットモデルの推定結果

	a) ほとんどの面で，私の「普段の暮らし」は私の理想に近い		b) 私の「普段の暮らし」は，とてもすばらしい状態だ		c) 私は自分の「普段の暮らし」に満足している		d) 私はこれまで，自分の「普段の暮らし」を形づくる大切なものを得てきた		e) 私は今の「普段の暮らし」を変えられるとしても，ほとんど何も変えないだろう		f) あなたの現在の健康状態はいかがですか	
	Est.	*t*-stat.	Est.	*t*-stat.	Est.	*t*-stat.	Est.	*t*-stat.	Est.	*t*-stat.	Est.	*t*-stat.
閾値 1	-0.725*	-2.92	-1.044*	-4.18	-0.553*	-2.21	-0.969*	-3.87	-0.420	-1.69	-1.805*	-7.04
閾値 2	-0.219	-0.89	-0.526*	-2.12	-0.178	-0.72	-0.585*	-2.36	-0.040	-0.16	-0.949*	-3.82
閾値 3	0.622*	2.52	0.322	1.30	0.456	1.84	0.320	1.29	0.858*	3.45	0.097	0.40
閾値 4	1.274*	5.09	0.997*	4.00	1.259*	4.99	1.165*	4.64	1.592*	6.29	0.959*	3.85
個人属性												
女性ダミー	0.064	0.68	0.035	0.37	0.189*	1.98	0.105	1.11	0.030	0.32	0.192*	2.04
年齢/100	0.963*	2.62	0.395	1.07	1.213*	3.26	1.221*	3.30	1.421*	3.83	0.210	0.57
対面の活動（全く行っていない=1 のダミー変数）												
仕事	-0.003	-0.03	-0.051	-0.52	0.117	1.19	0.028	0.28	0.101	1.04	-0.246*	-2.56
町内会や地域行事などの活動	-0.028	-0.26	-0.177	-1.63	-0.237*	-2.14	-0.160	-1.45	-0.070	-0.64	0.044	0.40
ボランティア活動	0.069	0.47	0.101	0.69	0.093	0.62	0.021	0.14	0.014	0.10	-0.052	-0.36
スポーツ関係のグループ活動	-0.179	-1.20	-0.081	-0.55	-0.228	-1.52	-0.195	-1.30	-0.176	-1.17	-0.198	-1.34
趣味関係のグループ活動	-0.129	-0.90	-0.022	-0.16	0.011	0.08	-0.059	-0.41	0.241	1.66	-0.254	-1.78
その他のグループ活動	-0.194	-1.17	-0.283	-1.70	-0.248	-1.47	-0.120	-0.71	-0.282	-1.67	0.031	0.19
仕事以外の非対面の活動（全くない=1 のダミー変数）												
電子メール	-0.067	-0.51	-0.025	-0.19	-0.044	-0.34	-0.060	-0.46	-0.122	-0.92	-0.111	-0.85
Line 等のメッセージングアプリでのテキストのやりとり	-0.149	-1.23	-0.106	-0.87	-0.209	-1.71	-0.270*	-2.22	-0.128	-1.05	-0.043	-0.36
Facebook や X(旧 Twitter)等の SNS でのテキストのやりとり	0.011	0.10	0.038	0.34	0.111	0.99	0.065	0.58	0.031	0.28	0.050	0.45
音声通話（電話のほか Line、Skype 等の通話アプリの利用を含む）	0.256*	2.06	0.146	1.17	0.117	0.94	-0.011	-0.09	0.134	1.08	0.115	0.93
ビデオ通話（Line、Zoom などのビデオ通話アプリの利用を含む）	-0.121	-1.15	-0.166	-1.59	-0.149	-1.40	-0.120	-1.14	0.104	0.99	-0.132	-1.27
年賀状以外の手紙（私信）	0.020	0.18	0.042	0.39	0.075	0.68	-0.003	-0.03	-0.029	-0.27	0.116	1.06
年賀状												
年賀状を出す枚数/100	0.538	1.83	0.529	1.81	0.676*	2.24	0.325	1.12	0.521	1.78	0.031	0.11
「年賀状じまい」しなくて「年賀状 0 枚」＝自然消滅ダミー	-0.248	-1.84	-0.348*	-2.57	-0.338*	-2.49	-0.376*	-2.80	-0.295*	-2.19	-0.210	-1.58
「年賀状じまい」して「年賀状 0 枚」ダミー	0.161	1.37	0.094	0.80	0.049	0.41	0.027	0.23	0.094	0.79	-0.024	-0.21
n	600		600		600		600		600		600	
Final Log-likelihood	-915.88		-913.45		-903.21		-876.82		-891.21		-856.51	

注）*は 5%水準で統計的に有意.

第 6 章　おわりに

年賀状の減少傾向は明らかで，発行枚数で見ると 2026 年用は 1960 年代の水準以下にまで減少している．年賀状発行枚数の減少を，人々の交流の減少の表れと見ることもできるだろう．しかし，1960 年代やそれ以前の人々の交流が現在よりも少なかったかというと，それも疑問である．地域の活動や近所の付き合いは，今よりも濃密であったのではないだろうか．年賀状の発行枚数が少なくなったことだけをもって，人々の交流が希薄になったとするのは早計であろう．

本研究で明らかになったのは，「年賀状じまい」そのものは主観的幸福感に負の影響は与えていないということであった．年賀状を出す枚数が多いほど主観的幸福感は高くなるという傾向は見られたものの，それほど有意ではなかった．年賀状を出す枚数が 0 枚であっても「年賀状じまい」をした上で年賀状が 0 枚である者は，主観的幸福感がむしろ高くなるという傾向さえ見られた．一方で，年賀状を出す枚数が 0 枚であっても「年賀状じまい」をせずに自然消滅させた者は，主観的幸福感が有意に低くなる傾向が見られた．

本研究では，これを人間関係や交流を大切にしているかどうか，ということが「年賀状じまい」の背景にあるのではと解釈している．年賀状を出している者に加え，年賀状を出していなくても「年賀状じまい」という連絡を明確にした者は，人間関係や交流を大切にしているという解釈である．一方で，「年賀状じまい」という連絡もなく年賀状をやめた者は，人間関係や交流を大切にしていないと解釈した．理由を説明しない「年賀状じまい」に否定的な回答があったことも，このことと関係していると考える．

最後に，今後の年賀状について展望を示したい．年賀状の市場について考察したのが図 6.1 である．年賀状は差出人と受取人が必要であることから，差出人と受取人のマトリックスを作成した．ここで，「企業等」は差出人にしか書かれていない．これは，受取人が返信する必要が通常はないと考えられるため，受取人を考えなくても良いためである．ただし，本研究では企業等の年賀状は対象としていない．

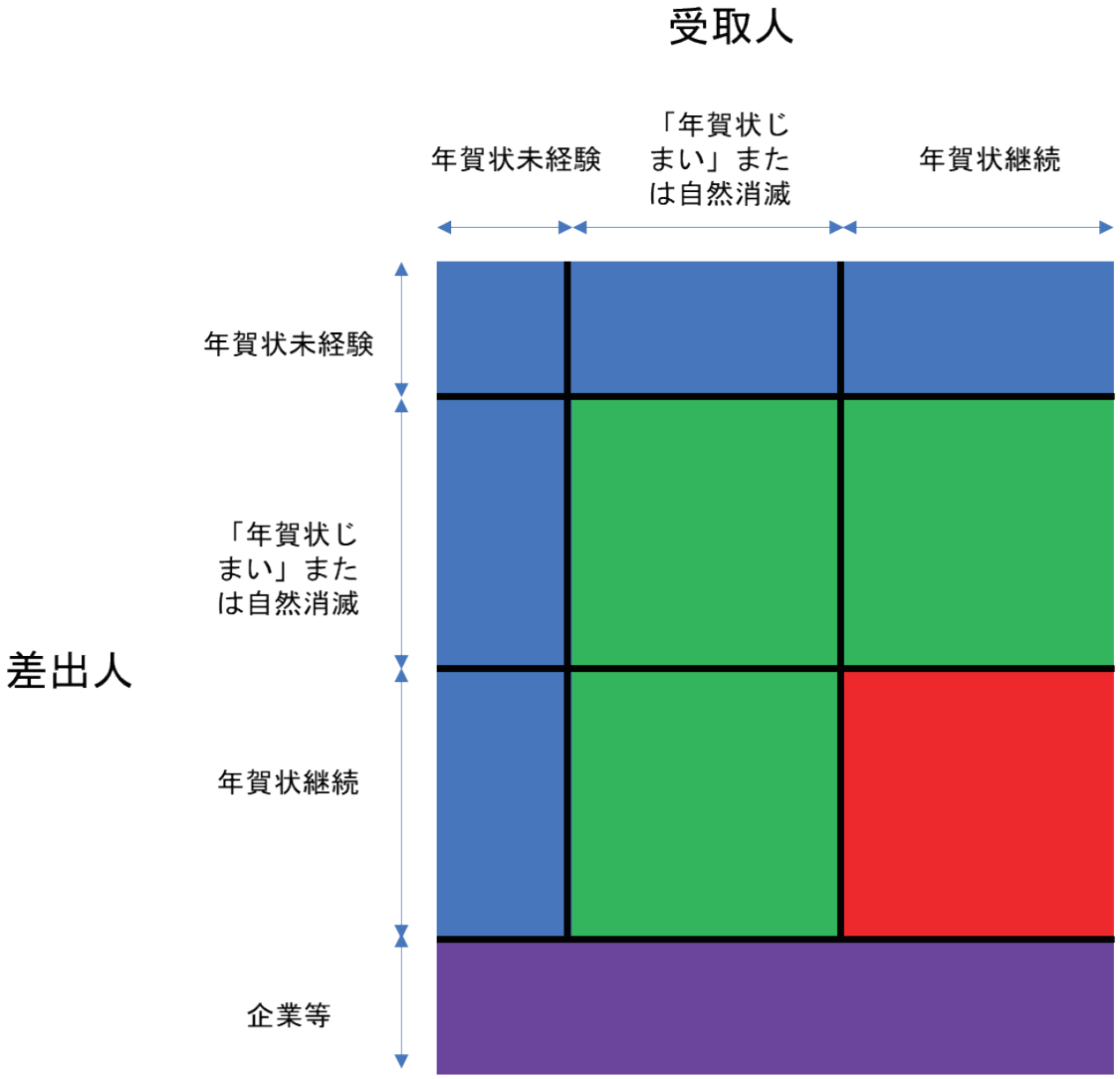


図 6.1　年賀状市場のイメージ

個人としての年賀状は「年賀状未経験」のほか，年賀状を出したことのある者の中でも「「年賀状じまい」または自然消滅」と「年賀状継続」に分類できる．年賀状が双方向のやりとりであると考えると，年賀状のやりとりが残るのは，差出人も受取人も「年賀状継続」をする赤色の部分である．ここで注意が必要なのは，年賀状の枚数は「年賀状じまい」をした者の割合以上に減少することである．年賀状継続している人が 100 人いれば，最大 100×100 の 10000 枚の年賀状が書かれる可能性がある．年賀状継続している人が 50%減って 50 人になると，最大 50×50 の 2500 枚の年賀状が書かれる可能性がある．つまり，75%減少している．ただし，企業等の年賀状の場合には出すほうだけがやめるだけなので，この関係は成り立たない．

今後は，「年賀状未経験」が増加すると考える．本研究でも，若年層で年賀状を書いたことのない者が増加している．さらに，「「年賀状じまい」または自然消滅」させる者も増加すると考えられる．これによって，「「年賀状じまい」または自然消滅」させる者の比率以上に年賀状枚数は減少する．企業等の「年賀状じまい」もこれに拍車をかける．そして，人口減少による市場全体の

縮小も避けられないであろう．年賀状は，これまで以上に年賀状を書きたい人が書くというものになるだろう．

謝辞

本研究は「ゆうちょ財団」の助成を受けて実施したものである．オンライン調査は，神戸大学大学院経営学研究科における人間を対象とした実験・調査研究に関する倫理審査委員会の承認（受付番号 2025-12）を得て実施している．研究の遂行にあたって岡﨑和佐氏（神戸大学経営学部）の協力を得たことに謝意を表する．また，2026 年 3 月の本報告書の中間報告書について「ゆうちょ財団」審査員から貴重なコメントをいただいた．本最終報告書において，それらのコメントの総てに対応できたわけではないが，研究の改善に有益であった．なお，本研究内容の一部は，既に三古ら（2026）として第 73 回土木計画学研究・発表会において報告済みであり，今後も学会等で公表し，成果を広く社会に知らせる予定である．

参考文献

Gallagher, S., Howard, S., McMahon, J., Palmieri, C. (2023). Christmas cards: are senders full of joy and good cheer? *Cogent Psychology* 10(1), 2151727.

大石繁宏（2009）．幸せを科学する：心理学からわかったこと．新曜社.

崔煌，権藤恭之，増井幸恵，中川威，安元佐織，小野口航，池邉一典，神出計，樺山舞，石崎達郎（2021）．高齢者における社会参加，ソーシャル・キャピタル，主観的幸福感の関連．老年社会科学 43(1)，5–14.

三古展弘，岡﨑和佐，鈴木春菜（2026）．年賀状じまいと主観的幸福感．土木計画学研究・講演集，No. 73 (online proceedings)，2026 年 6 月．

高木初代，篠原和也，鹿田将隆，野藤弘幸（2021）．メールによる友人との交流の再開が主体的な生活をもたらした高齢女性に関する事例．作業療法 40(5)，658–664.

野邊政雄，大須賀翼（2014）．高齢者の友人関係が主観的幸福感に及ぼす影響（その 1）：香川県さぬき市の老人大学受講生を対象として．岡山大学大学院教育学研究科研究集録 156, 39–48.

越境 EC の急拡大が国際航空小包輸送の持続可能性に与える影響と政策的提言（共同研究）

淑徳大学コミュニティ政策学部 助教　渡邉 翔
神奈川大学経済学部 教授　松田 琢磨
日本大学国際関係学部 准教授　渡邊 壽大

要旨

近年、越境 EC（電子商取引）の急速な拡大により、国際航空小包の取扱量が世界的に急増している。米国税関・国境警備局が 2024 会計年度に処理した少額免税（デミニマス）小包は 13.6 億件を超え、SHEIN・Temu 等の中国系プラットフォームを中心に、各国の空港インフラに大きな負荷をもたらしている。一方で第 2 次トランプ政権は、IEEPA に基づく対中追加関税やデミニマス免税の廃止など、通商政策を立て続けに変動させた。こうしたマクロな通商政策の変化が、消費者を起点とする小口の「モノの流れ」にいかなる影響を及ぼし、日本の空港機能・郵便事業に連鎖的影響をもたらすのかについては、ミクロな視点からの実証研究が決定的に不足している。本研究は、この空白に対処することを目的とし、定量・定性の両側面から国際航空小包輸送の持続可能性を分析する。本論文は研究計画書の第 1 段階（過去の政策影響分析）、第 2 段階（現状把握）、第 4 段階（課題特定と政策提言）の成果をとりまとめたものである。

本論文は 3 章構成をとる。第 1 章では財務省貿易統計を用い、日本の EC 関連 7 品目（HS 第 33・42・61・62・64・71・95 類）について、主要 8 地域に対する輸出入の物流動態を 2015〜2025 年にわたり俯瞰する。第 2 章では Descartes 社の Datamyne 輸送モードレベル米国貿易統計を用い、トランプ関税が中国から米国への越境 EC 衣料品輸入（HS 第 61・62 類、285,664 件）に与えた因果効果を、日本を対照群とする差の差分析（DID）により識別する。航空便・非コンテナ船舶便を「EC 候補サンプル」とし、通商法 301 条関税が中国産品にのみ適用される非対称性を利用する。さらに Global Trade Tracker の月次データを用いた合成コントロール法（SCM）による補完分析を行い、独立した識別戦略の下で結果の頑健性を確認する。第 3 章では、航空会社・通関業者・国際輸送事業者への半構造化インタビューおよび書面調査により、定量分析では捉えきれない現場の実務的課題を抽出する。

第 1 章では、日本の EC 関連品目の輸出が 2015 年以降特に対中・対米で飛躍的に拡大する一方、輸入面では対中輸入のみが Trump1 関税以降長期低下傾向に転じ、東アジア・東南アジア諸国（韓国・台湾・香港・ベトナム）からの輸入が急増していることを確認した。中国対東アジア 4 カ国の輸入比率は 2015 年の約 4.4 対 1 から 2025 年には 2.1 対 1 へと、中国依存度の明確な低下が観察される。また 2025 年の対中輸入が前年比＋9%反転した点は、第 2 次トランプ関税により米国市場から弾き出された中国製品が日本市場に流入している可能性を示唆する。

第 2 章の DID 分析からは、2019 年 9 月の通商法 301 条関税が中国 EC 衣料品輸入を 27.4%減少させ（$p<0.001$）、2025 年 2 月以降の第 2 次トランプ関税がさらに 33.7%の追加的減少をもたらした（$p<0.001$）ことが明らかになった。航空便のみに限定した推定値（31.7%減）は全サンプルを上回り、消費者直送型の EC チャネルが B2B を含む集計値よ

りも関税に敏感であることを示す。これらの推定値は SCM による補完分析（301 条効果 −26.8 ポイント）とも整合的であり、データソース・識別戦略・対照群のいずれも異なる独立した分析が同一の結論を支持する方法論的三角測量が成立した。

第 3 章のヒアリング調査では、中国発貨物の減少がベトナム・タイ・台湾等のアジア諸国発貨物の増加で代替されているという証言が得られ、DID 結果と方向性において整合的であった。一方、北米向けの総物量自体は大きく変化していないという証言と、EC 候補サンプルの重量中央値が 253kg から 90kg へ縮小したという事実は、総重量ベースの統計が件数ベースで増大する現場の処理負荷を体系的に過小評価していることを示す。デミニマス廃止により日本郵便が米国宛て郵便物の引受を一時停止し、現状 EC 貨物の約 7 割が依存する簡易通関（マニフェスト通関）の維持可能性が空港物流の焦点となっていることも明らかになった。

本研究の中核的論点は「貿易の総量と処理件数の乖離」にある。関税と制度の変化は貿易総量以上に出荷地構成・出荷単位・処理件数の組替えとして現れ、その負荷が空港物流の現場に集約していく。ここから、(1)EC と B2B を区別し件数ベースで物流負荷を捉える統計・モニタリング体制の整備、(2)輸出減・輸入増という非対称な変化を前提とした空港処理能力の計画、(3)簡易通関の維持と制度移行時の激変緩和、(4)デミニマス廃止に対応した小口越境物流の事業継続と利用者保護、(5)省人化・自動化とデータ連携による持続可能な空港物流、という五点の政策提言を導いた。今後は、これらの定量・定性的知見を将来影響のシミュレーション分析へ接続することが課題である。

キーワード：越境 EC、国際航空小包輸送、トランプ関税、通商法 301 条、デミニマス免税、差の差分析（DID）、合成コントロール法（SCM）

越境 EC の急拡大が国際航空小包輸送の持続可能性に与える影響と政策的提言

渡邉 翔(淑徳大学)
松田 琢磨(神奈川大学)
渡邊 壽大(日本大学)

第 1 章　研究背景と日本の貿易構造の動態

1.1　研究の背景と問題意識

近年、越境 EC(電子商取引)の急速な拡大により、国際航空小包の取扱量が世界的に急増している。米国税関・国境警備局(CBP)が 2024 会計年度に処理した少額免税(デミニマス)小包は 13.6 億件を超え、1 日平均 400 万件以上に達した(CBP, 2025)。中国のオンラインプラットフォームである SHEIN と Temu の 2 社だけで、ピーク時には 1 日約 60 万個の小包を米国消費者に出荷していたと推計されている(U.S. House Select Committee on the CCP, 2023)[1]。こうした越境 EC 小包の爆発的増加は、米国のみならず日本を含む各国の空港インフラに大きな負荷をもたらしている。

日本においても、成田空港・関西国際空港・中部国際空港などの主要国際空港では、国際航空小包の取扱増に伴う通関・仕分け・ハンドリング業務の逼迫、人手不足、処理能力の限界といった課題が顕在化しつつある。申請者らが 2024 年 3 月に実施した予備的なヒアリング調査では、特定の大手中国発越境 EC プラットフォーマーからの貨物だけでも、成田空港では日本郵便が引き受ける小包として一日あたり数万個が処理されているとの情報が得られた。

こうしたなか、第 2 次トランプ政権(2025 年 1 月発足)は、対中通商政策をさらに先鋭化させている。2025 年 2 月の IEEPA(国際緊急経済権限法)に基づく対中追加関税、同年 5 月の中国・香港原産品に対するデミニマス免税の廃止、同年 8 月の全世界的なデミニマス免税の廃止と、立て続けに通商政策の枠組みが変動した。これら一連の制度変更は、越境 EC 小包の流れに対して直接的かつ即時的な影響を及ぼし、ひいては日本の空港物流の構造的変化を促す要因となる可能性がある。

しかしながら、こうしたマクロな通商政策の変化が、消費者を起点とする小口の「モノの流れ」、すなわち越境 EC を背景とした国際航空小包に具体的にどのような影響を及ぼし、それが日本の空港機能・郵便事業・消費者利便性にいかなる連鎖的影響をもたらすのかについては、ミクロな視点からの実証的研究が決定的に不足している。本研究は、この空白に対処することを目的とする。

[1] 米下院特別委員会の 2023 年 6 月時点の推計による。Temu はその後、デミニマス免税廃止（2025 年 5 月、中国・香港分）を受けて中国直送モデルから米国内倉庫モデルへ移行している。

1.2　本研究の構成

本研究は、上記の問題意識のもと、国際航空小包輸送の持続可能性に関わる以下の課題を、定量・定性の両側面から明らかにすることを目指す。本論文は、研究計画書に基づく研究全体の進捗のうち、第 1 段階(過去の政策影響分析)、第 2 段階(現状と課題の把握)、第 4 段階(課題特定と政策提言)に関する成果をとりまとめたものである。第 3 段階(将来影響のシミュレーション)については、今後の研究課題として継続的に取り組む方針である。

本論文は、以下の 3 章構成とする。第 1 章(本章)では、研究の背景と問題意識を提示するとともに、財務省貿易統計を用いて、日本の EC 関連品目の主要相手国に対する輸出入両面の物流動態を 11 年間(2015〜2025 年)にわたって俯瞰する。これにより、続く部における本格的な実証分析および定性分析の出発点となる、マクロな構造的文脈を明示する。第 2 章では、米国輸送モードレベル貿易統計データを用いた差の差分析(DID)により、トランプ関税が越境 EC 衣料品輸入に与えた因果効果を識別する。第 3 章では、日本国内の通関業者・グランドハンドリング事業者・航空貨物事業者等への定性的インタビュー調査の結果をまとめ、定量分析では捉えきれない実務的な課題を抽出する。

1.3　日本の輸入の物流動態

日本の主要国際空港における通関・仕分け・ハンドリング業務の逼迫は、海外発の越境 EC 小包の流入によってもたらされている部分が大きい。本節では、財務省貿易統計を用いて、日本の EC 関連品目の輸入動態を主要相手国別に分析し、次節(1.4 節)で行う輸出動態の分析と対をなす形で、日本の貿易構造の動態を俯瞰する。

1.3.1　分析対象品目と対象地域の選定

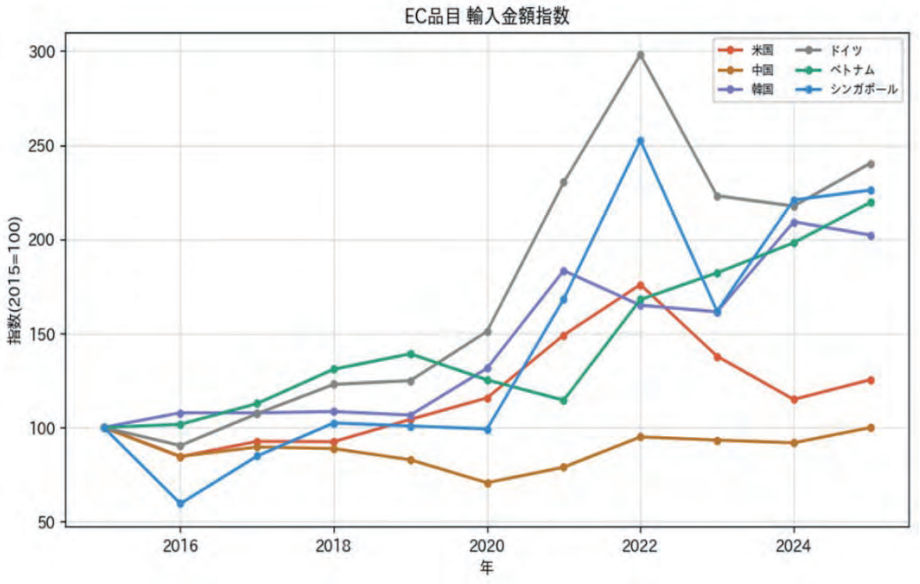
分析対象品目として、HS2 桁分類で第 33 類(化粧品・香料)、第 42 類(革製品)、第 61 類(ニット衣類)、第 62 類(織物衣類)、第 64 類(履物)、第 71 類(宝石・貴金属)、第 95 類(玩具・遊戯用具)の 7 品目を選定した。これらは越境 EC において主要な取引品目とされる消費者向け軽量・高付加価値品をカバーする。

対象地域は米国、中国、韓国、ドイツ、ベトナム、シンガポール、台湾、香港の 8 地域を対象とする。各国の選定理由は次の通りである。中国は越境 EC の最大の出荷元であり、SHEIN や Temu に代表される消費者向け直送モデルの本拠地として、本研究の中核的関心対象である。韓国・台湾・香港は中国に地理的・文化的に近接し、米中通商摩擦下において中国の代替供給地ないし中継地として機能している可能性が高い東アジア諸国として比較対象とする。ベトナムは「China+1」戦略の中心的代替地として、アパレル・履物の対米輸出が急増しており、アジア域内のサプライチェーン再編を象徴する新興市場である。シンガポールは東南アジアの EC 物流ハブとして、越境 EC プラットフォームのアジア統括拠点が多く所在することから対象に加えた。ドイツは非アジア圏での参照点として、米中摩擦やアジア域内サプライチェーン再編の影響を相対的に受けにくい EU 市場の動向を捕捉する役割を担う。米国は本研究の中核的関心対象である通商政策の発信元として位置付ける。

1.3.2　　輸入動態の概観

図 1-1 は、EC 関連 7 品目の輸入金額について、各国別の 2015 年=100 指数を示したものである。

図 1-1：EC 関連品目の輸入金額指数推移(2015=100)

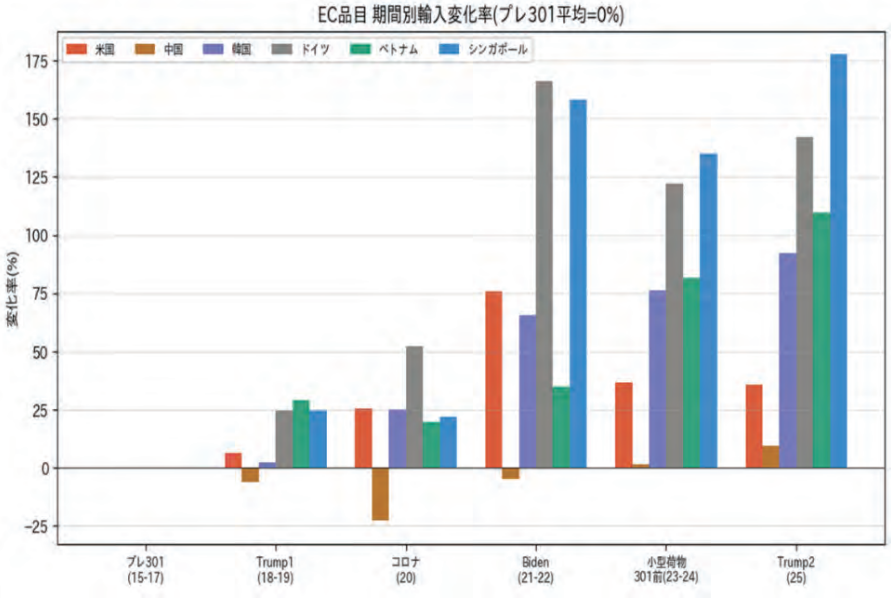


図を見ると、中国からの輸入のみが他国と異なる動きを示していることが分かる。中国以外の 5 カ国(米国・韓国・ドイツ・ベトナム・シンガポール)は、いずれも 2015 年から右肩上がりの上昇基調を辿り、2025 年時点で 2015 年比+25～+140%の増加を記録している。これに対し、中国からの輸入は Trump1 関税の発動(2018 年 9 月)以降、明確な減少傾向に転じた。

具体的に対中輸入の動きを追うと、2015 年の 3,505 十億円から 2017 年に 3,140 十億円、2019 年に 2,902 十億円と段階的に低下し、2020 年のコロナ禍で 2,475 十億円(2015 年比－29%)まで落ち込んだ。その後の回復は緩やかで、2022 年に 3,328 十億円、2024 年に 3,217 十億円と推移したが、2025 年に 3,502 十億円と 2015 年水準に戻った。すなわち、対中輸入の「2015 年と 2025 年がほぼ同水準」という見かけ上の安定の裏には、Trump1 関税以降の長期低下とコロナによる急減、そして近年の回復という大きな構造変化が隠されている。

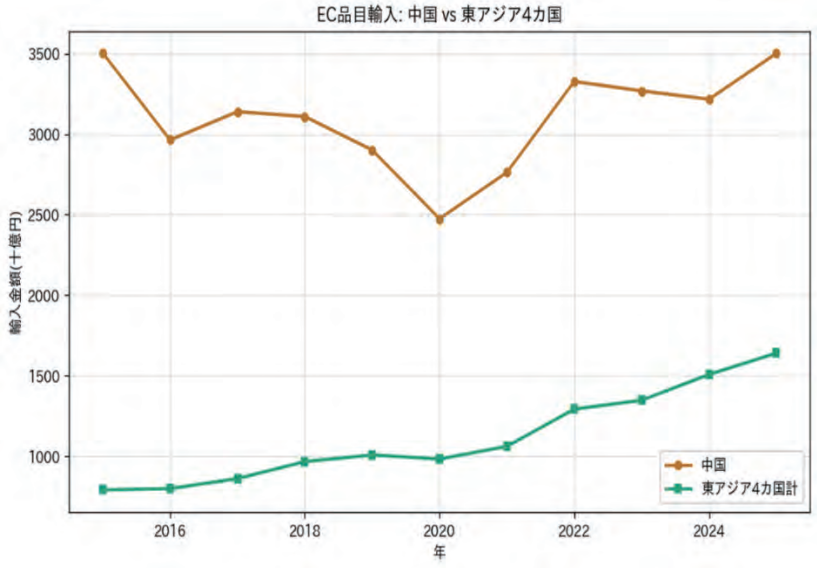
図 1-2 に示すように、対中輸入のみが Trump1 以降低下しているのに対し、他の 5 カ国からの輸入はいずれも急増している点に注目すべきである。プレ 301 期(2015～2017 年平均)を基準として、各期間における変化率を整理すると、対中輸入は Trump1 期(2018-19)に－6%、コロナ期(2020)に－23%、Biden 初期(2021-22)に－5%、小型荷物 301 前(2023-24)に+1%と一貫して低水準にとどまった。これに対し、対韓輸入は Biden 初期に+66%、小型荷物 301 前に+76%と急増し、対台湾輸入も+104%、+61%、対ベトナム輸入は+35%、+81%と、いずれも対中輸入を大きく上回る伸びを示した。

図 1-2：EC 関連品目　期間別輸入変化率（プレ 301 平均=0%）



これら東アジア・東南アジア諸国(韓国・台湾・香港・ベトナム)からの輸入金額の合計を見ると、2015 年の 790 十億円から 2025 年には 1,640 十億円へと、約 2.1 倍に拡大している(図 1-3)。同期間に対中輸入はほぼ横ばいで推移したことを踏まえると、日本の EC 関連 7 品目の輸入における中国依存度は明確に低下しており、東アジア・東南アジア諸国が代替供給地としての役割を強めていると評価できる。

図 1-3：EC 関連品目の輸入推移:中国 vs 東アジア 4 カ国計



この対中輸入の減少と東アジア諸国からの輸入増加というパターンは、米中通商摩擦の長期化により、中国を原産地とする貨物の一部が東アジア諸国を経由して日本に輸入される、あるいは中国国内の生産拠点が東アジア諸国にシフトしたことで、調達経路自体が再編されている可能性がある。なお、対中輸入の減少には関税の影響と並んで、コロナ期(2020 年)の中国製造業の混

乱、その後の中国国内の人件費上昇、製造業の海外移転などの構造要因も寄与しており、関税効果のみで説明できる現象ではない点には留意が必要である。

一方で、最新の 2025 年(Trump2 期)のデータは、これまでの「対中輸入の構造的減少」という解釈に若干の修正を迫る。2025 年の対中輸入は 3,502 十億円となり、前年の 3,217 十億円から+9%増加し、ようやく 2015 年水準に戻った。同年の他国からの輸入もそれぞれ増加しているが、対中輸入の反転の方向性は、これまでの長期低下傾向から見れば顕著な変化である。

この対中輸入反転には複数の解釈が成り立ち得る。第一に、2025 年 2 月の第 2 次トランプ関税および 5 月の中国・香港原産品に対するデミニマス免税廃止により、中国から米国への直接輸出が制限された結果、米国市場から弾き出された中国製品の一部が日本市場に流入した可能性である。第二に、円安により日本市場への輸出が中国側企業から見て相対的に魅力的になった可能性である。第三に、これまで東アジア諸国を経由していた中継貿易の一部が、何らかの理由で中国からの直接輸入に切り替わった可能性である。これらの仮説のいずれが現実をより的確に説明するかは、第 3 章のヒアリング調査と今後の継続的な分析を通じて検証していく必要がある。いずれにせよ、対中輸入の長期低下と東アジア代替、そして Trump2 期の反転という一連の動きは、米中通商政策と日本の物流動態の連動性を強く示唆する。

1.3.3　重量ベースでの輸入動態

以上の分析は金額(円建て)を基準としたものだが、重量ベースの推移も併せて確認する必要がある。HS 第 33 類(化粧品)、第 42 類(革製品)、第 61 類(ニット衣類)、第 62 類(織物衣類)は財務省貿易統計上、第 2 単位として「KG(キログラム)」が統一的に記録されているため、重量ベースの集計が可能である(その他の品目は単位が混在するため重量ベース分析の対象外)。

重量ベースで対中輸入を見ると、2015 年の 906 千トンから 2025 年の 775 千トンへと、約 14%減少している。対米輸入は同期間に 32 千トンから 17 千トンへと 47%減少、対韓輸入は 20 千トンから 40 千トンへと 96%増加、対ベトナム輸入は 119 千トンから 195 千トンへと 64%増加した。

品目別に対中輸入の重量を見ると、織物衣類(2015 年 277 千トン→2025 年 175 千トン、−37%)、ニット衣類(440 千トン→367 千トン、−17%)、履物(226 千トン→155 千トン、−32%)が大きく減少した一方、化粧品(48 千トン→93 千トン、+94%)、玩具(199 千トン→248 千トン、+25%)が増加するという品目間の二極化が観察される。この二極化は、中国からの輸入の質的構成が、嵩張る衣料品から軽量・高単価のパーソナルケア品・玩具・宝飾品にシフトしていることを示している。これは越境 EC の取引品目の特徴(軽量・高付加価値・少額)とも整合する。

1.4　日本の輸出の物流動態

空港インフラへの直接的な負荷の源泉は輸入のみならず、日本から発出される輸出の影響も見るべきである。そこで、本節では、財務省貿易統計を用いて、日本の主要輸出相手国向けの EC 関連品目輸出が、2015 年から 2025 年までの 11 年間にどのように推移したかを俯瞰する。これにより、本研究が中核的に分析する「米中通商摩擦下の日米間 EC 貿易」を、より広いグローバル文脈の中に位置付ける。

輸出の分析対象国は、前述の輸入分析(1.3 節)で対象とした 8 地域から、輸出規模が限定的である台湾・香港を除いた 6 地域(米国・中国・韓国・ドイツ・ベトナム・シンガポール)とした。米国は本研究の中核的関心対象である通商政策の発信元であり、中国は最大の越境 EC 輸出元かつ日本の最大貿易相手国である。韓国は地理的に近接した先進 EC 市場、ドイツは EU 最大の輸出先、ベトナムは中国の代替供給地として注目される新興市場、シンガポールは東南アジアの EC 物流ハブとして、それぞれ異なる性格を持つ市場として比較対象に組み入れた。

1.4.1　　輸出動態の概観

図 1-4 は、EC 関連の 7 品目について、各国向け輸出金額の指数(2015 年=100)を示したものである。

図 1-4：EC 関連品目の輸出金額指数推移(2015=100)

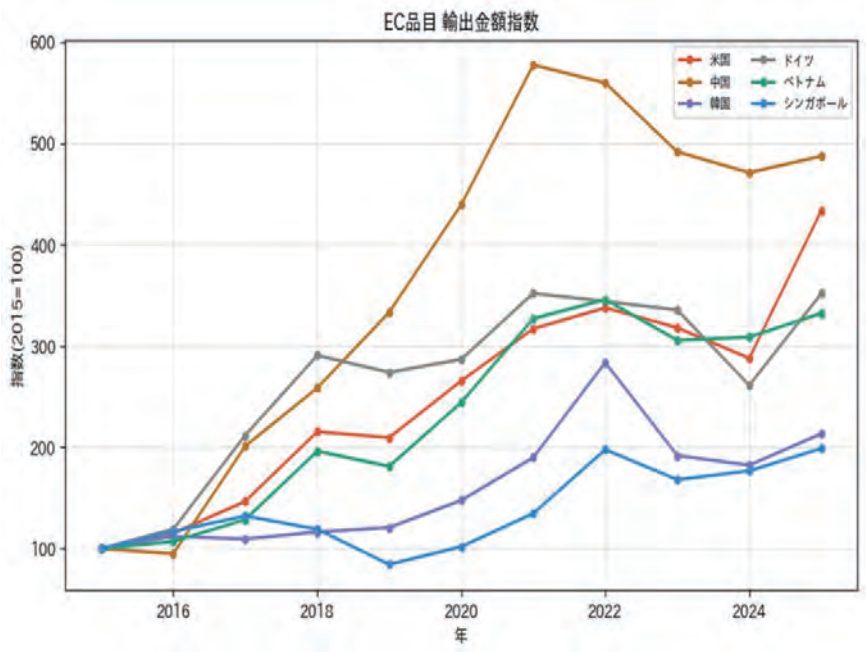


図 3 から、米国向けと中国向けの輸出が突出して伸びていることが分かる。2025 年時点で、対米輸出は 2015 年の約 4.3 倍(指数 433.6)、対中輸出は約 4.9 倍(指数 487.4)に達している。これに対し、ドイツ向けは指数 351.7、ベトナム向けは 332.2、韓国向けは 213.5、シンガポール向けは 198.9 と、増加幅は対米・対中に比して緩やかである。

米国向け・中国向け輸出は、Trump1 関税の発動した 2018 年前後を境にいずれも急加速している。中国向けは 2017 年から 2021 年にかけて急上昇し 2021 年に指数 577 とピークを記録した後、緩やかな低下基調に転じている。一方、米国向けは 2022 年までに指数 338 まで上昇し、その後 2023～2024 年にやや減速したものの、2025 年に急加速して指数 433 に達した。

対中輸出と対米輸出は、いずれも越境 EC 関連品目で急増しているという点では共通するが、その伸び方の時間的パターンには明確な違いがある。対中輸出は 2017 年から 2021 年にかけて急加速し、2021 年に指数 577(対 2015 年比 5.8 倍)とピークを記録した。その後、2022 年に指数 560 と微減、2023 年に 491、2024 年に 471 と段階的に低下し、2025 年も 487 と 2021 年のピー

クを回復していない。これは中国経済の減速、人民元安、化粧品など特定品目における規制強化(2022 年の中国版 GMP 改正等)など、複数の要因が絡んでいる可能性がある。

一方、対米輸出は 2015 年から 2022 年までは緩やかな上昇基調を辿り(2022 年指数 338)、2023 年から 2024 年にかけてはむしろやや低下した(2024 年指数 288)。しかし 2025 年に急加速し、指数 433(対 2015 年比 4.3 倍)に達した。特に 2024 年から 2025 年にかけての一段ジャンプ(指数 288→433、+51%)は注目に値する。これはちょうど第 2 次トランプ関税の発動(2025 年 2 月)および中国・香港原産品に対するデミニマス免税廃止(同年 5 月)の時期と重なり、中国から米国への直接 EC 輸出が減速するなかで、その一部が日本からの輸出に振り替わった可能性を示唆する。この点は第 2 章の本格的な DID 分析において、より厳密に検証される。

時系列の連続トレンドに加えて、米国通商政策の主要な節目(通商法 301 条発動、コロナ禍、Biden 政権、小型荷物 301 条、第 2 次トランプ関税)に応じた期間区分による集計を行い、各期間における対外輸出の動きを把握する。図 1-5 は、プレ 301 期(2015〜2017 年平均)を基準点として、その後の各期間における輸出金額の変化率を国別に示したものである。

図 1-5：EC 関連品目の期間別輸出金額の変化(プレ 301(2015-17)平均を基準)

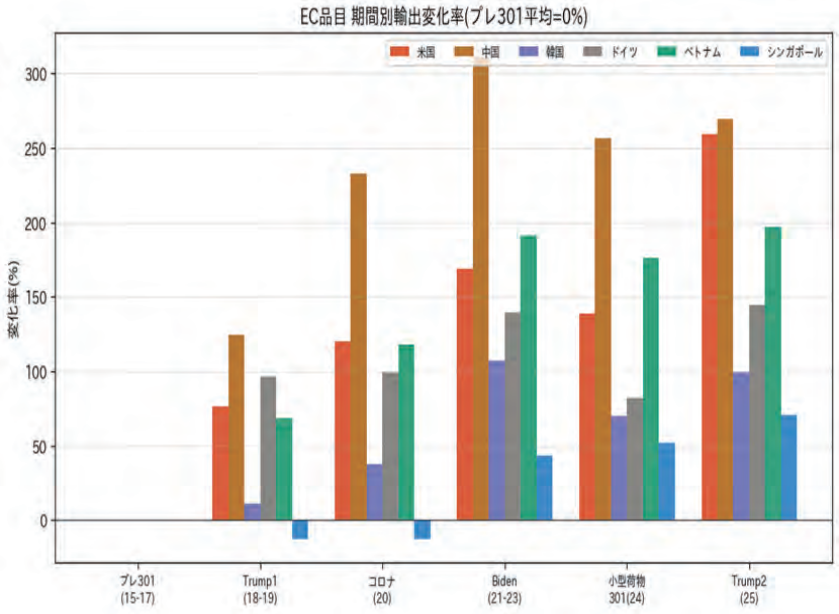


図 1-5 から、第一に、ほぼ全ての期間および全ての対象国において、輸出金額がプレ 301 期の水準を上回っていることが分かる。これは越境 EC の構造的拡大が、特定の通商政策とは独立に、グローバルに進行していることを示している。第二に、対中輸出は Biden 期(2021〜2023 年平均)にピークを迎え、+311%(プレ 301 期比約 4 倍)に達した後、2024 年以降は鈍化している。対照的に、対米輸出は段階的に上昇を続け、2025 年に+260%(プレ 301 期比約 3.6 倍)に達した。特に 2024 年(+139%)から 2025 年(+260%)への一段ジャンプは、第 2 次トランプ関税および小型荷物デミニマス廃止の時期と重なる。第三に、ベトナム向け輸出は Biden 期以降、+170〜200%程度の高い水準を維持しており、中国の代替供給地としての地位を強めている可能性が示唆される。第四に、ドイツおよびシンガポール向けは他国に比して伸びが緩やかであり、これらの市場では越境 EC 関連品目の浸透が相対的に限定的であることがうかがえる。

1.4.2　　重量ベースでの輸出動態

輸出分析においても、重量ベースでの推移の確認が必要である。HS 第 33 類(化粧品)、第 42 類(革製品)、第 61 類(ニット衣類)、第 62 類(織物衣類)の 4 品目について、同様に分析を行った。

これら 4 品目について重量ベースで対米輸出を見ると、2015 年から 2025 年にかけて、HS 第 62 類(織物衣類)が約 2.3 倍、HS 第 33 類(化粧品)が約 2.2 倍、HS 第 61 類(ニット衣類)が約 1.5 倍、HS 第 42 類(革製品)が約 1.2 倍と、いずれも増加を示している。金額ベースの変化率(織物衣類+126%、化粧品+97%、ニット衣類+81%、革製品+118%)と比較すると、織物衣類と化粧品では重量ベースの伸びと金額ベースの伸びがほぼ整合する一方、革製品とニット衣類では金額ベースの伸びが重量ベースを大きく上回る。前者は「単位重量あたり価値が概ね維持されたまま物量が増加した」ことを示し、後者は「物量の伸びは限定的だが、単価の高い品物の比重が高まった」ことを示唆する。

いずれにせよ、金額・重量の両指標で 2015 年以降に大幅な増加が確認され、これは越境 EC の拡大という構造変化の存在を裏付けるものといえる。

1.5 小活

本章での財務省貿易統計の分析から、以下の五点が確認された。第一に、日本の EC 関連 7 品目の輸出は 2015 年以降、特に対中・対米において飛躍的に拡大しており、これは越境 EC の構造的拡大という世界的潮流と整合的である。

第二に、対中輸出は Biden 期にピークを迎え、その後鈍化に転じているのに対し、対米輸出は 2025 年に急加速している。後者は第 2 次トランプ関税およびデミニマス免税廃止という制度変化の時期と重なり、米中間貿易の縮小に伴って日本からの輸出が一定の代替的役割を果たしている可能性を示唆する。

第三に、輸入面では、対中輸入のみが Trump1 関税以降長期低下傾向に転じる一方、東アジア・東南アジア諸国(韓国・台湾・香港・ベトナム)からの輸入は急増している。両国群の合計輸入金額の比率は 2015 年の中国対東アジア 4 カ国で約 4.4 対 1 から、2025 年には 2.1 対 1 へと、中国依存度の明確な低下が観察される。これは関税効果に加えてコロナの影響も交絡しており、また「中継貿易の経路再編」というヒアリング情報とも整合する。

第四に、最新の 2025 年データは、対中輸入が前年比+9%反転したことを示しており、これは第 2 次トランプ関税により米国市場から弾き出された中国製品が日本市場に流入している可能性を示唆する。この点は、研究計画書の主要関心である「米国通商政策が日本の空港物流に与える影響」を直接的に示す重要な観察であり、第 3 章のヒアリング調査において詳しく検証する必要がある。

以上の結果は、第 2 章における米国輸送モードレベルデータを用いた本格的な DID 実証分析の必要性と意義を裏付ける。また、第 3 章の定性的インタビュー調査においても、こうしたマクロな構造変化が現場の空港物流に与える具体的な影響を、実務者の視点から明らかにすることが求められる。

第２章　トランプ関税が越境 EC 衣料品輸入に与えた影響

2.1　本章の概要と位置づけ

第 1 章で概観したように、米国の通商政策は 2018 年以降歴史的な転換点を迎え、越境 EC の急拡大とあわせて国際小包物流に大きな変化をもたらしている。これらの政策的影響については、Amiti et al. (2019, 2020)や Fajgelbaum et al. (2020)などにより急速に実証研究が蓄積されてきた。しかし、これらの先行研究はいずれも集計的な貿易フローを分析対象としており、コンテナ単位の企業間（B2B）出荷と、個人消費者向け（B2C）の越境 EC 小包を区別していない。両者は価格設定・物流構造・関税ショックへの反応メカニズムにおいて根本的に異なると考えられるが、関税がこの越境 EC チャネルに具体的にどのような影響を与えるかを検証した実証研究は筆者の知る限り存在しない。

本研究は、このギャップに対処するため、Descartes 社が取りまとめている輸送機関・梱包手段別の米国貿易統計データ(以下、Datamyne データ)を用いて、トランプ関税が中国から米国への越境 EC 衣料品輸入に与えた影響を実証的に分析する。分析期間は 2015 年 5 月から 2025 年 7 月までの約 10 年間であり、HS 第 61 類（ニット製衣類）および第 62 類（織物製衣類）に分類される 285,664 件の記録を対象とする。輸送手段とコンテナ化の有無に基づき EC 候補サンプル（航空便・非コンテナ船舶便）を構築し、通商法 301 条関税が中国産品にのみ適用される非対称性を利用した差の差分析（DID）を行う[2]。日本からの同一カテゴリーの輸入を対照群として用いることで、関税が EC 貿易量に与えた因果効果を精緻に識別する。日本からの同一カテゴリーの輸入を対照群として用いることで、関税が EC 貿易量に与えた因果効果を識別する。続いて、Global Trade Tracker（以下、GTT）の月次集計データを用いた合成コントロール法（SCM）による補完分析を実施し、独立した識別戦略の下で結果の頑健性を確認する。

本章を通じた中心的な知見は、第一に、2019 年 9 月の 301 条関税が中国 EC 衣料品輸入を 27.4%減少させたこと（$\beta = -0.321$、$p < 0.001$）、第二に、2025 年 2 月以降の第 2 次トランプ政権下の追加関税がさらに 33.7%の減少をもたらしたこと（$\beta = -0.411$、$p < 0.001$）、第三に、これらの推定値が GTT データを用いた合成コントロール法による補完分析（301 条効果－26.8 ポイント）と整合的であり、独立したデータソースおよび識別戦略のもとで方法論的に三角測量される形で支持されたことである。これらの結果は、関税ショックに対する反応が貿易チャネルの性質に強く依存すること、とりわけ越境 EC チャネルが他のチャネルと比較して関税に対し高い感応度を持つことを実証的に示している。

---

[2]「非コンテナ海上貨物（NON-CONTAINERIZED)」とは、コンテナに収まらない大型貨物だけではなく、コンテナ化されていない一般貨物船で輸送される小口貨物も含まれる。実際、本データにおける非コンテナ海上貨物の重量中央値は 1,109kg であり、海上コンテナ貨物（4,765kg）の約 4 分の 1 に過ぎないが、平均値は 10,252kg と中央値の約 9 倍に達し、右裾の重い分布を示す。これは、小口の EC 的な出荷とコンテナ化されていないバルク貨物が混在していることを示唆する。非コンテナ海上貨物には EC 小包以外の B2B 混載貨物も含まれる可能性があるが、頑健性検証として航空貨物のみに限定した推定（表 3 パネル B）ではより大きな関税効果（－31.7%）が得られており、非コンテナ船舶便を含めた本研究の EC 候補定義は保守的な推定値を与えていることが確認されている。

本章の構成は以下の通りである。第 2.2 節で先行研究を整理し、本研究の位置付けを明確にする。第 2.3 節で概念的フレームワークを提示し、EC が B2B とは異なるメカニズムで関税に反応する理論的背景を議論する。第 2.4 節でデータとモデルを説明し、第 2.5 節で DID 分析の結果と頑健性検証および考察についてまとめる。第 2.6 節で合成コントロール法による補完分析を行い、第 2.7 節で結論と政策含意を述べる。

2.2　先行研究

第 1 次トランプ関税の経済的影響については急速に実証研究が蓄積されてきた。Amiti et al. (2019, 2020) は米国税関データの HTS10 桁レベル分析により、関税がほぼ完全に米国の輸入価格に転嫁され、外国輸出価格にはほとんど低下が見られないことを示した。Fajgelbaum et al. (2020) は構造的重力モデルを用いて、対象国からの輸入の顕著な減少と非対象国への大規模な貿易転換を記録し、米国消費者の厚生損失を GDP 比約 0.27%と推定した。Cavallo et al. (2021) は労働統計局（BLS）のミクロ価格データを用いてパススルー分析を拡張し、国境段階のほぼ完全なパススルーに加え小売価格も有意に上昇したことを実証した。Flaaen et al. (2020) は洗濯機を対象とするセクター固有の分析で、関税パススルーと生産移転効果の双方を記録している。直近では、Gopinath and Neiman (2025) がこの分析を第 2 次トランプ政権に拡張し、2025 年関税の 94%が国境段階で米国輸入業者の負担に転嫁され、外国輸出業者による吸収はわずか約 6%にとどまることを報告している。これら一連の研究は、米国関税のコストが主に国内主体に課されるという基本的知見を確立した。しかし、これらの先行研究はいずれも集計的な貿易フローを分析対象としており、B2B 取引と消費者向け越境 EC 取引を区別していない。両者は関税に対して根本的に異なるメカニズムで反応する可能性があり、この点は先行研究における重要な空白である。

関税ショックは輸入の純減ではなく、供給元の組替えとして現れることも繰り返し報告されている。Amiti et al. (2020) は関税に対する輸入額の弾力性が時間とともに絶対値で増大することを示し、企業のサプライチェーン再編と整合的であるとした。Fajgelbaum and Khandelwal (2022) は中国から代替的な供給元への広範な貿易転換を記録している。2025 年の関税引き上げに伴い、この貿易転換パターンはさらに強化されており、海外開発研究所 (ODI, 2026) によれば 2025 年 1〜10 月に米国の中国からの輸入は 27%減少した一方、ベトナムからは 40%増、台湾からは 61%増となった。Bown (2026) も価格デフレートした実質輸入額ベースで同様のパターンを確認している。もっとも、既存の研究は完全な集計または産業レベルで貿易転換を分析しており、転換がどのチャネルを通じて生じるかを識別していない。特に、在庫を介さない EC チャネルにおける貿易転換が、在庫積み増しが可能な B2B 貿易と同じパターンに従うかどうかは不明のままである。

越境 EC は国際貿易において最も急速に成長するセグメントの一つであるにもかかわらず、実証的な関税研究からはほぼ欠落している。最も関連性の高い先行研究は、EU による 2021 年の VAT 改革（22 ユーロ以下の輸入品に対するデミニマス免税廃止）を分析したものであり、中国税関データと AliExpress の注文データを用いた分析では改革後に中国の EU 向けオンライン輸出が約 50%減少し、増税負担の大部分を EU 消費者が負担したことが記録されている。ただし対象は VAT 改革であり、米国の関税政策とは制度的文脈が異なる。米国における越境 EC の制度的基盤を形成してきたのが、1930 年関税法第 321 条に基づくデミニマス免税（800 ドル以下

の出荷に対する免税・簡易通関措置）である。このチャネルの規模は爆発的に拡大し、2024 会計年度に米国税関・国境警備局が処理したデミニマス小包は 13.6 億件を超え、米国の全輸入エントリーの約 92%が件数ベースでこのチャネルを通じて入国したと推定される。デミニマス免税を巡る政策環境は本研究のサンプル期間中に劇的に変化しており、2025 年 5 月 2 日に中国原産品に対するデミニマスが正式に廃止され、2025 年 8 月 29 日には全世界的にデミニマス免除が撤廃された。このような政策的重要性にもかかわらず、関税が米国向け越境 EC 出荷に具体的にどのような影響を与えるかを検証した実証研究は存在しない。EC 出荷は輸送手段（航空・小口）、出荷規模、需要の価格弾力性、規制上の取扱いにおいて B2B 貿易と根本的に異なるため、関税ショックへの反応経路も異なる可能性が高い。本研究は、EC 衣料品セグメントにおける関税効果と貿易転換を、日本を自然な対照群とする差の差（DID）分析によって明示的に検証することで、これらのギャップに対処する。

2.3　概念的フレームワーク：EC が関税に異なる反応を示す理由

本節では、越境 EC チャネルが従来の B2B 貿易とは異なるプロセスで関税ショックに反応する理論的背景を提示する。先行研究が対象としてきたコンテナ単位のバルク貨物と比較し、個別の消費者向け小包配送には、以下の 4 点において体系的な差異が存在すると考えられる。

第一に、購買主体の属性による需要の価格弾力性の違いである。B2B 輸入業者は、長期的な供給契約や生産工程上の補完性、あるいは高いスイッチングコストに直面しており、短期的には価格上昇をコストとして吸収、あるいは川下へ転嫁せざるを得ない硬直的な需要構造を持つ。対照的に、EC 消費者は裁量的な意思決定を行う個人であり、価格変化に対して極めて敏感である。10〜15%程度の関税賦課は、個人消費者の購買意欲を抑制し、他品目への支出代替を促すのに十分な閾値となり得る。したがって、関税ショックに対する輸入数量の減少幅は、EC チャネルにおいてより顕著に現れることが予想される。

第二に、制度的枠組みの特異性である。米国関税法第 321 条に基づくデミニマス規定は、800 ドル以下の輸入貨物に対して免税措置を提供してきた。これにより、正式通関を要する B2B 貿易に関税が課される一方で、EC 小包が無税で流入する「関税シェルター」が形成されていた。しかし、2025 年の一連の政策変更によるデミニマス扱いの廃止は、EC チャネルに対してのみ機能していたこの防壁を破壊した。この制度的裁定（Arbitrage）の解消は、集計的な貿易統計では捕捉しきれない、EC 特有の第二の負のショックとして作用する。

第三に、貿易転換（Trade Diversion）の迅速性である。B2B におけるサプライチェーンの再編には、生産設備の移転や品質認証の再取得など多大な固定費用を伴う。一方、越境 EC、特に大規模なプラットフォームを介した取引では、消費者は同一画面上で複数の原産国の商品を比較検討できる。プラットフォーム側が供給元を中国から他国（日本や東南アジア等）へシフトさせれば、消費者は最小限の摩擦で代替的な原産国の製品へと購買を振り向けることが可能である。このため、EC チャネルにおける貿易転換は、B2B よりも迅速かつ完全に進行する可能性が高い。

第四に、品目構成の違いに伴う構成効果である。EC アパレル輸入は、トレンド性の高いファッション衣料やアクセサリーなど、軽量かつ高付加価値な品目が中心となる。従価税方式による関税負担が増大した場合、消費者は「同一カテゴリー内のより安価な製品」へと選択を移す「下方品質代替」を行う傾向がある。この現象は、バルク生地やコモディティ衣料が主となる B2B 輸入と比較して、消費者の選択肢が多様な EC セグメントにおいてより顕著に観察されると考えら

れる。ただし、こうした品目構成の変化は関税負担の一側面にすぎない。関税ショックに対しては、中国輸出業者による FOB 価格引き下げ、米国流通段階のマークアップ吸収、米国消費者への価格転嫁、下方品質代替という複数の調整経路が同時に作用しうる。集計貿易データを用いた先行研究(Amiti et al. 2019, 2020; Cavallo et al. 2021)は関税のほぼ完全な米国側への転嫁を報告しており、関税分の小売価格上昇が消費者によって負担された側面も大きい。本研究の被説明変数(物量)はこのうち品目構成効果を主に捉えるものであり、価格転嫁の側面は直接識別できない点に留意する。

以上の概念的考察は、EC チャネルを集計的貿易フローとは別個に検証することの重要性を裏付ける。続くセクションで報告する実証結果は、中国 EC チャネルにおける大幅な数量減少および低価値出荷への構成変化など、これらのメカニズムの複数と整合的な証拠を提供する。

2.4　データとモデル

2.4.1　　データソースとデータ構築

本研究が対象とする「国際航空小包」とは、国際エクスプレス便（クーリエ)、国際郵便小包（EMS（Express Mail Service）・SAL（Surface Air Lifted）等)、および航空混載貨物のうち小口の出荷を広く含む概念である。ただし、現行の貿易統計（HS コード体系）および本研究で使用する Datamyne データにおいては、これらの輸送形態を個別に識別することはできない。Datamyne が記録する「航空便（AIR)」は、エクスプレス便、郵便小包、混載貨物を区別せず、航空輸送された全出荷を包含する。したがって、本研究における「EC 候補サンプル」は、航空便として記録された出荷のうち、その出荷特性（小口・軽量・高単価）から EC 出荷と推定されるものの代理変数であり、EC 出荷そのものを直接識別するものではない。

「越境 EC」については、本研究では消費者が海外のオンラインプラットフォームを通じて購入した商品が国境を越えて直接配送される「小口直送型」(SHEIN・Temu 等に代表されるモデル）を主たる分析対象とする。事業者が事前に海外倉庫に在庫を確保し、国内配送として出荷する「海外倉庫型」は、税関データ上は通常の B2B 輸入として記録されるため、本研究の EC 候補サンプルには原則として含まれない。ただし、関税引き上げに伴い小口直送型から海外倉庫型へのビジネスモデル移行が進行している場合、EC 候補サンプルの定義自体が時系列的に変質する可能性がある点は留意が必要である。

本研究では、Datamyne データから取得した米国輸入データを使用する。分析期間は 2015 年 5 月から 2025 年 7 月までであり、統一関税分類（HS）第 61 類（ニット製衣類）および第 62 類（織物製衣類）に分類される中国・日本原産の全輸入取引を抽出した。原データは 226 の 6 桁 HS コードにまたがる 438,426 件の取引記録で構成される。

衣料品を分析対象に選定した理由は以下の通りである。第一に、衣料品は HS コード第 61 類および第 62 類に明確に分類される物的財であり、デジタル財や物的財・非物的財が混在するカテゴリーと異なり、貿易統計との接続において分類上の純度が高い。本研究は中国から米国、および日本から米国への越境 EC フローを分析対象とするため、HS コードによる一貫した品目特定が可能であることは方法論上不可欠な要件である。第二に、衣料品は重量あたりの付加価値が高く、軽量・小口配送に適するため、越境 EC 実務において国際航空貨物(国際郵便およびクーリエ便を含む)で輸送される代表的な品目である。家具や大型家電のような海上輸送中心の品目と異なり、航空便輸入データを通じて越境 EC 物流の動向を捕捉しやすい。第三に、衣料品は越

境 EC において取引額・件数ともに最大級のカテゴリーの一つであり、近年も継続的な成長を示している[3]。また、本研究が対象とする中国から米国へのフローにおいても、アパレルを中心とする越境 EC プラットフォームの急拡大が観察されており、米国の通商政策上の論点としても重要性を増している。第四に、本データにおける EC 候補サンプル(航空便)の重量中央値が 2015 年の 253kg から 2025 年の 90kg へと一貫して縮小しており、個人向け小包の増加と整合的な小口化トレンドが確認される。以上の点から、衣料品の航空便輸入は越境 EC 物流の動向を捕捉するうえで、現時点で最も適切なプロキシ(代理指標)であると判断した。ただし、航空便で輸送される衣料品の全てが EC 出荷であるとは限らず、B2B の小口航空便も含まれる可能性があることには留意が必要である。

越境 EC（電子商取引）の出荷を伝統的な企業間（B2B）取引から識別するため、輸送特性に基づく EC 候補サンプルを構築する。具体的には、航空便（AIR）または海上貨物かつ非コンテナ化（VESSEL/NON-CONTAINERIZED）の出荷を EC 候補と定義する。この分類は、デミニマス(少額免税)制度を利用した個人宛小包貿易の実態を反映していると考えられる。すなわち、個人消費者向けの荷物は主に航空エクスプレス便または非コンテナ混載貨物で輸送されるのに対し、コンテナ化された海上貨物は大口の B2B 卸売取引が大半を占める。表 2-1 に輸送モード別の中央値を示す。

表 2-1：輸送モードの中央値比較

	EC 候補	**B2B**	**比率**
観測数	285,664	152,762	1.87
FOB 中央値（ドル）	$8,700	$70,117	0.12
重量中央値（kg）	244	4,764	0.05
単価中央値（ドル/kg）	$35.3	$14.0	2.52

注:EC 候補 = 航空便 + 船舶非コンテナ。B2B = 船舶コンテナ。実質単価は PPI（2015 年=100）でデフレート。比率 = EC / B2B。

EC 候補サンプルは 285,664 件（全体の 65.2%）を含み、B2B サンプルと比較して FOB 中央値が大幅に低く（8,700 ドル対 70,117 ドル)、重量中央値も小さく（244kg 対 4,764kg)、単価中央値は高い（35.3 ドル/kg 対 14.0 ドル/kg)。これらのパターンは EC 出荷の小口・高付加価値の特性と整合的である。さらに、EC 候補サンプルの重量中央値は 2015 年の 253kg から 2025 年の 90kg へと縮小傾向にあり、個人向け越境 EC の成長とも一致する。

[3] 経済産業省(2025)「令和 6 年度電子商取引に関する市場調査報告書」によると、「衣類・服装雑貨等」の BtoC-EC 市場規模は 2024 年時点で 2 兆 7,980 億円であり、物販系分野で第 2 位の規模を占める。EC 化率は 23.38%に達し、物販系平均（9.78%）の 2 倍以上の水準にある。市場規模は 2014 年の約 1.3 兆円から 2024 年には約 2.8 兆円へと 10 年間で倍以上に拡大し、EC 化率も同期間で 8.11%から 23.38%へと上昇している。

2.4.2　モデルと分析手法

通商法 301 条関税の非対称的な適用を自然実験として利用する。301 条関税は中国産品のみに課され、日本産品には影響がないため、日本は自然な対照群として機能する。基本的な DID モデルは以下の通りである。

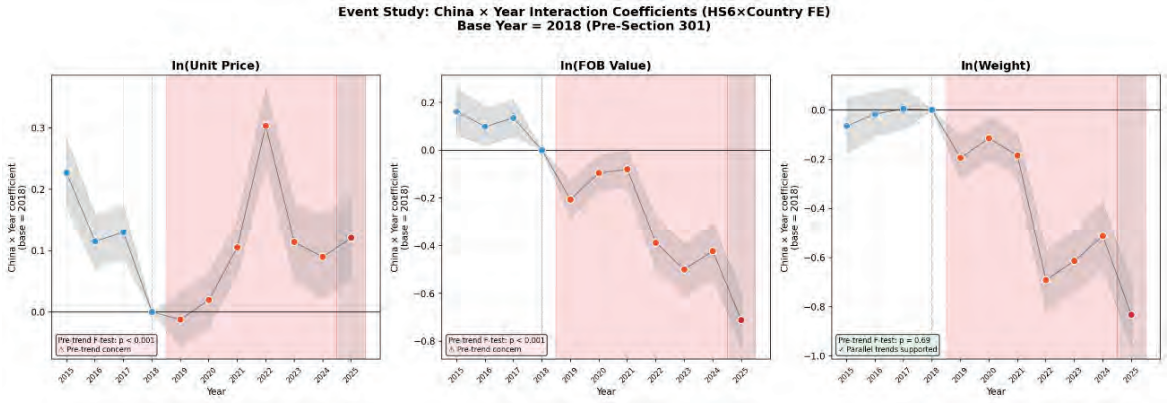
$$\ln(Weight)_{ijt} = \alpha_{ij} + \beta_1 Post301_t + \beta_2 PostTrump2_t + \beta_3(China_j \times Post301_t) + \beta_4(China_j \times PostTrump2_t) + \gamma' X_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

ここで、i は HS6 桁品目、j は原産国（中国または日本）、t は時点（月）を表す。α_{ij} は HS6×国の固定効果であり、時間不変の品目・国固有の異質性を吸収する。Post301 は 2019 年 9 月以降の観測に対して 1 をとるダミー変数、PostTrump2 は 2025 年 2 月以降の観測に対して 1 をとるダミー変数である。X はコントロール変数のベクトルである。

関心のパラメータは β_3 および β_4 であり、各関税フェーズが日本産品と比較して中国産品の EC 輸入に与えた差分効果を捉える。関税が中国からの EC 輸入を減少させ、日本への貿易転換を促したという仮説の下では、$\beta_3 < 0$ かつ $\beta_4 < 0$ が予想される。

主要な識別仮定は、関税介入がなければ、中国と日本の EC 衣料品輸入が平行なトレンドを辿っていたであろうということである。この仮定を二つの方法で評価する。第一に、処置前期間（2015 年 5 月～2019 年 8 月）において中国と線形時間トレンドの交差項を推定し、その係数が統計的に非有意であることを確認した（$p = 0.253$）。第二に、イベントスタディの推定結果（図 2-1）において、処置前期間に二群間の系統的な乖離が見られないことを確認した。

図 2-1：イベントスタディ



頑健性を評価するため、固定効果の構造を段階的に拡張する。モデル(A)は HS6 品目固定効果、モデル(B)は国固定効果、モデル(C)は HS6×国固定効果とクラスター標準誤差を含む。標準誤差は全てのモデルにおいて HS6×国レベル（443 クラスター）でクラスタリングし、グループ内の系列相関と分散不均一性に対処する。このクラスタリング水準は固定効果の構造と整合的であり、HC1 ロバスト標準誤差と比較して 1.4～2.2 倍の保守的な標準誤差を生成する。

2.4.3　変数の定義

主たる被説明変数は出荷重量の対数値 ln(Weight)（単位：kg）である。金額ベースの指標（FOB 価額や単価）ではなく物量を用いる理由は二つある。第一に、物量は品目構成の変化や価格戦略による交絡を受けにくい。第二に、後述する差の差（DID）分析に不可欠な共通トレンド仮定が、重量については満たされるが、金額ベースの変数については棄却されるためである（第 5.2 節参照）。補助的分析として、BLS 衣料品製造業 PPI（FRED 系列 PCU315315、2015 年=100 に基準化）でデフレートした実質 FOB 額の対数値、および実質単価（実質 FOB 額÷重量）の対数値も検討する。

処置変数として、以下の 4 変数を用いる。Post301 は 2019 年 9 月以降の月で 1 をとるダミー変数であり、通商法 301 条リスト 4a 関税（従価 15%、後に 7.5%に引下げ）の発動時点を示す。この変数は対照群（日本）に共通する時間効果を捕捉する。PostTrump2 は 2025 年 2 月以降の月で 1 をとるダミー変数であり、IEEPA 大統領令により中国産品全般に追加 10%関税が賦課された時点（その後 3 月に 20%、4 月に 145%、5 月に 30%に変動）を示す。China × Post301 は 301 条関税の DID 交差項であり、β_3が主要な関心パラメータとして日本の対照群に対する中国 EC 衣料品輸入への因果効果を識別する。China × PostTrump2 は第 2 次関税の DID 交差項であり、β_4は 301 条関税が既に発効している状況下での 2025 年関税エスカレーションの追加的効果を識別する。

なお、後述する頑健性チェック（第 2.5.2 節等）では、関税率の連続値を用いた代替モデルも推定する。HS6 桁レベルで三つの構成要素からなる関税率を構築する。第一に、最恵国（MFN）税率は品目固有の従価税率であり、4.7%から 31.7%（平均 14.5%）の範囲にある（米国国際貿易委員会の関税率表に基づく）。第二に、通商法 301 条税率は中国産品のみに適用されるリスト 4a 対象品目の追加関税であり、2019 年 9 月 1 日から 15%、2020 年 2 月 14 日から 7.5%に引き下げられた。第三に、トランプ第 2 次関税は 2025 年の関税引き上げを反映する。中国に対しては、IEEPA に基づく 10%の上乗せ（2025 年 2 月）、追加 10%（同年 3 月）、相互関税 145%（同年 4 月）、米中合意に基づく 30%（同年 5 月以降）が段階的に適用された。日本に対しては、相互関税 24%（2025 年 4 月）、90 日間の猶予措置により 10%（同年 5 月以降）が適用された。これらの関税率変数は、ダミー変数を用いた識別の頑健性を確認するための代替的な定式化として用いる。

最後に、貿易フローに影響を与えるマクロ経済条件を制御するため、複数のコントロール変数を含める。二国間為替レートは原産国別に設定し（中国産品にはドル/人民元、日本産品にはドル/円）、FRED の日次データから月次平均を算出した。WTI 原油価格は輸送コストの代理変数として、米国小売売上高（FRED 系列 RSAFS）は輸入需要の尺度として使用する。全コントロール変数は対数形式で投入する。さらに、BLS アジア発米国向け航空貨物輸入価格指数（IC1312）の対数値を FRED から追加し、越境 EC の主要輸送モードであるアジア–米国間航空便の輸送費変動をコントロールする。各変数の記述統計量を表 2-2 に示す。

表 2-2：主要変数の記述統計量

パネル A：被説明変数（EC 候補サンプル、N = 285,664）	**平均**	**標準偏差**	**中央値**	**最小値**	**最大値**
出荷重量（kg）	4,265	28,313	244	1	5,848,453
ln(出荷重量)	5.37	2.66	5.50	0.00	15.58
パネル B：処置変数	**平均**	**標準偏差**	**最小値**	**最大値**	
China（中国ダミー）	0.857	0.350	0	1	
Post301	0.505	0.500	0	1	
PostTrump2	0.073	0.260	0	1	
China × Post301	0.505	0.500	0	1	
China × PostTrump2	0.064	0.245	0	1	
実効関税率（MFN+追加）	0.217	0.181	0.047	1.842	
パネル C：コントロール変数	**平均**	**標準偏差**	**中央値**	**最小値**	**最大値**
ln(為替レート)	2.338	1.016	1.942	1.825	5.062
ln(原油価格)	4.107	0.275	4.152	2.806	4.744
ln(米国小売売上高)	13.239	0.181	13.182	12.902	13.498
ln(航空運賃指数)	5.178	0.225	5.113	4.807	5.708

Notes: EC 候補サンプル＝航空便（AIR）＋非コンテナ船舶便（VESSEL/NON-CONTAINERIZED）。B2B サンプル＝コンテナ船舶便（VESSEL/CONTAINERIZED）。被説明変数の ln(出荷重量)は主要仕様で使用。実質単価は PPI（2015 年基準）でデフレート。為替レートは中国元/USD（中国）・円/USD（日本）。航空運賃指数は BLS IC1312（アジア発米国向け）。HS6×国固定効果数＝443。期間＝2015 年 5 月～2025 年 7 月（84 ヶ月）。

2.5　分析と考察

2.5.1　主要な結果

表 2-3 に推定式(1)の DID 推定結果を 3 つの固定効果構造で報告する。列(A)は HS6 品目固定効果、列(B)は国固定効果、列(C)は HS6×国固定効果とクラスター標準誤差を含む。全仕様において、対数為替レート、対数原油価格、対数米国小売売上高、および対数 BLS 航空運賃指数をコントロール変数として含む。

表 2-3：主要な結果

	(A) HS6 FE	(B) Country FE	(C) HS6×Ctry FE	% Δ for (C)
***China* × *Post*$_{301}$**	−0.324***	−0.357*	−0.321***	−27.4%
	(0.046)	(0.045)	(0.043)	
China* × *PostTrump2	−0.399***	−0.416*	−0.411***	−33.7%
	(0.051)	(0.043)	(0.052)	
Post$_{301}$	0.168***	0.208	0.162***	+17.6%
	(0.040)	(0.082)	(0.039)	
PostTrump2	0.185***	0.221	0.192***	
	(0.045)	(0.075)	(0.043)	
Controls	Yes	Yes	Yes	
ln(Air Freight Index)	0.327***	0.326**	0.322***	
	(0.043)	(0.015)	(0.041)	
Observations	285,664	285,664	285,664	
Fixed Effects	HS6 (226)	Country (2)	HS6×Ctry (443)	
Clusters	226	2	443	
Within R^2	0.240	0.013	0.014	
Pre-trend p-value			0.253	

Notes: コントロール変数は ln(為替レート)、ln(原油価格)、ln(米国小売売上高)、ln(航空運賃指数)を含む。括弧内は固定効果グループレベルでクラスタリングした標準誤差。*** $p < 0.01$、** $p < 0.05$、* $p < 0.10$。パーセント効果は $(e^{\beta} - 1) \times 100$。

列 C の結果から三つの主要な知見が得られる。第一に、301 条関税は中国 EC 衣料品輸入を27.4%減少させた（$\beta_3 = -0.321$、$p < 0.001$、95%信頼区間（CI）: [−33.3%, −21.0%]）。第二に、2025 年のトランプ関税はさらに 33.7%の追加減少をもたらした（$\beta_4 = -0.411$、$p < 0.001$、95%CI: [−40.2%, −26.6%]）。なお、Post301 の主効果（$\beta_1 = 0.162$、$p < 0.001$）は対照群（日本）における事前期から事後期への時間効果を吸収するパラメータであり、本研究の因果的関心は β_3および β_4に集中する。β_1の解釈については第 2.5.3 節で詳述するが、日本サンプルの規模が極めて小さいこと（中国の月平均重量の 478 分の 1）に加え、β_1が捕捉する時間効果には関税以外の要因も混在しうるため、β_1を中国から日本への貿易転換の証拠として解釈することはできない。

航空運賃指数は正かつ有意（0.322、$p < 0.001$）であり、運賃と貿易量のプロサイクリカルな関係を反映する。航空運賃をコントロールすると為替レートが統計的に非有意となり、航空運賃なしの仕様では為替レートが輸送費の動きを部分的に代理していたことが示唆される。平行トレンドの仮定は満たされている（$p = 0.253$）。

2.5.2　頑健性チェック

主要な結果の頑健性を検証するため、複数の観点から代替仕様を推定した。結果は表 2-4 に示す。

表 2-4：ロバストネスチェック

	(D)	(R1)	(R2)	(R3)	(R4)	(R5)	(R6)
被説明変数	ln(Wgt)	ln(FOB)	ln(UnitP)	ln(Wgt)	ln(Wgt)	ln(Wgt)	ln(Wgt)
仕様の特徴	Main	FOB 額	単価	航空便のみ	非コンテナ船	JP+CN Retail	連続関税率
China × $Post_{301}$	−0.321***	−0.372***	−0.059***	−0.382***	0.284	−0.342***	—
	(0.043)	(0.036)	(0.021)	(0.046)	(0.187)	(0.043)	
China × *PostTrump2*	−0.411***	−0.452***	−0.048	−0.378***	−0.502*	−0.436***	—
	(0.052)	(0.042)	(0.031)	(0.055)	(0.261)	(0.052)	
China × *ln(1+Tariff)*	—	—	—	—	—	—	−0.379***
							(0.076)
ln(JP Retail)	—	—	—	—	—	−1.514***	—
						(0.169)	
ln(CN Retail)	—	—	—	—	—	−0.117	—
						(0.075)	
$\%\Delta\ Post_{301}$	−27.4%	−31.1%	—	−31.7%	—	−29.0%	—
%Δ PostTrump2	−33.7%	−36.4%	—	−31.4%	—	−35.3%	—
Observations	285,664	285,664	285,664	245,196	40,468	285,664	285,664
Within R^2	0.014	0.011	0.002	0.016	0.004	0.013	0.013

Notes: すべての仕様で HS6×国の固定効果を用い、HS6×国レベルでクラスタリングした標準誤差を表示。(R3)・(R4)を除き観測数 N = 285,664。(D) Main は表 3 の列(C)と同一の主要仕様。(R1) は被説明変数を ln(FOB 額) に置換。(R2) は ln(単価) = ln(実質 FOB 額 / 重量) に置換。(R3) は航空便サブサンプルのみ。(R4) は非コンテナ船舶便サブサンプルのみ(日本観測数 578 件)。(R5) は米国小売売上高を日中それぞれの小売売上高に置換。(R6) は DID ダミーを $China_i \times \ln(1 + 総関税率_t)$ に置換した連続関税率仕様。*** p < 0.01、** p < 0.05、* p < 0.10。パーセント効果は $(e^{\beta} - 1) \times 100$。

第一に、被説明変数を ln(FOB 額)に変更すると、関税効果はより大きくなる。301 条関税による輸入額の減少は 31.1%（$\beta = -0.372$)、第 2 次関税では 36.4%（$\beta = -0.452$）であり、関税が物理的ボリュームだけでなく輸入額の構成も変化させていることを示す（パネル A)。単価仕様（R2）では、301 条関税が実質単価を 5.7%低下させ（$p < 0.01$)、HS6 カテゴリー内での安価製品への組成変化を示唆する。第 2 次関税の単価効果は統計的に非有意である。

この結果は、関税が物理的ボリュームの減少に加えて、残存する輸入の平均価値をも低下させていることを示唆する。つまり、高付加価値品ほど関税ショックにより脱落しやすい可能性がある。この解釈は、単価仕様の結果によって部分的に裏付けられる。301 条関税は HS6 カテゴリー

内の実質単価を 5.7%低下させており、同一品目分類内で相対的に安価な製品への下方品質代替が生じたことを示唆する。第 3 節で議論した概念的フレームワークの第四の経路（品目構成効果）と整合的である。ただし、第 2 次関税の単価効果は統計的に有意でなく、関税率が極めて高い水準に達すると、低価格品も含めて広範に輸入が抑制され、単価の組成変化というマージンが機能しなくなった可能性がある。

第二に、航空貨物のみに限定すると（R3）、301 条の係数は－0.382（31.7%減）と、全サンプルの－0.321 より大きくなる（パネル B）。純粋な航空貨物チャネルが、広義の EC 候補サンプルと同等以上に関税に敏感であることが確認される。ただし、非コンテナ化海上貨物サブサンプル（R4）は日本の観測が 578 件のみであり、DID の対照群として機能していない。

第三に、米国小売売上高を日本・中国の小売売上高に置換しても（パネル C、R5）、DID 係数はほぼ不変である（－0.342 および－0.436、いずれも 1%有意）。連続関税率仕様（R6）では、$\text{China}_i \times \ln(1 +$ 総関税率$_t)$の係数が－0.379（$p < 0.001$）と推定され、関税効果が二値の処置構造の産物ではなく、実際の関税率に比例することが確認される。以上の結果から本研究の分析結果は概ね頑健であるといえる。

2.5.3　考察

本研究の DID 分析は、関税が越境 EC 衣料品輸入に対して経済的に大きく統計的に頑健な負の効果を持つことを明らかにした。301 条関税による 27.4%の輸入量減少は、先行研究が報告する集計レベルの推定値と概ね整合的である。Fajgelbaum and Khandelwal (2022)は中国からの輸入全体が約 27%減少したと記録しており、本研究の EC 特化推定値はこの集計値と近い。しかし、航空便のみに限定した場合の推定値（31.7%減）は集計値を上回っており、消費者直送型の EC チャネルが B2B を含む全体平均よりも関税に対して敏感である可能性を示唆する。この結果は、第 3 節の概念的フレームワークで提示した EC 消費者の高い価格弾力性の仮説と整合的である。

第 2 次トランプ関税の追加効果（33.7%減）が第 1 次（27.4%減）を上回る点は注目に値する。これは、関税の水準が高まるほど限界的な効果が逓増する可能性を示唆するが、同時に 2025 年の政策環境が IEEPA 関税だけでなく、中国原産品に対するデミニマス廃止（2025 年 5 月）を含む複合的なショックであったことにも留意が必要である。本研究のサンプル期間（2025 年 7 月まで）は全世界的なデミニマス廃止（同年 8 月 29 日）の直前で終了しているが、中国に対する部分的廃止は既にサンプル期間内に含まれている。したがって、第 2 次関税の推定値には関税そのものの効果に加え、中国産品に対するデミニマス廃止の初期的影響が混在している可能性がある。

DID 推定式における Post301 の主効果（$\beta_1 = 0.162$、+17.6%）の解釈には注意を要する。これを中国から日本への貿易転換の証拠として位置付けることも考えられるが、以下の三つの理由から本研究ではこの解釈を採用しない。

第一に、計量経済学的観点から、Post301 の主効果 β_1は対照群（日本）における事前期から事後期への時間トレンドを吸収するためのパラメータであり、本来的に DID の因果効果を表すものではない。本研究の因果的関心は β_3（China×Post301 の交差項、－27.4%）および β_4（China×PostTrump2 の交差項、－33.7%）に集中しており、これらは関税が中国産品にのみ非対称的に適用された効果を識別する。中国の 301 条後の絶対的な変化は、β_1と β_3の和（－0.159、

約－14.7%）として計算され、対照群の時間効果を加味した中国の実質的な減少幅は DID の差分推定値（－27.4%）よりも小さい。

第二に、サンプル規模の非対称性の問題である。日本サンプルの月平均重量は 30,252kg であり、中国（14,474,952kg）の 478 分の 1 に過ぎない。この規模では、少数の大口出荷の有無が月次データに大きな変動をもたらしうる。実際、日本サンプルの月次重量の変動係数は 0.38 と大きく、無条件の前後比較でも日本の月平均重量の変化（+3,167kg）は中国の減少（－2,677,047kg）の 0.1%にも満たない。この規模的非対称性は、β_1の正値を貿易転換の実態的証拠として解釈することの妥当性を制約する。

第三に、β_1が捕捉する時間効果には関税以外の複合的な要因が混在している可能性である。Post301 期の対照群（日本）に作用する時間効果には、コロナ後の EC 化進行、円安、サンプル構成の時系列的変化（特に、第 2.4 節で論じた小口直送型から海外倉庫型へのビジネスモデル移行）など、関税とは独立した要因が含まれる。本研究のコントロール変数（為替レート、原油価格、米国小売売上高、航空運賃指数）はこれらの一部を吸収するが、サンプル構成の質的変化までは捕捉できない。したがって、β_1の正値を関税の非対称性のみに帰属させることはデータ上正当化されない。

以上の理由から、本研究はβ_1の正値を貿易転換の証拠として解釈することは難しく、本研究の主要な貢献を中国 EC 衣料品輸入の減少（β_3、β_4）の定量化に限定する。この主要知見は、被説明変数や対照群の構成、識別戦略を変えた頑健性検証および SCM 分析によって支持されており、β_1の解釈に関する留保はこの中核的結論には影響しない。本研究の主要知見である中国 EC 衣料品輸入の急減（β_3、β_4）は、日本の空港物流に対しても間接的な含意を持つ。第一に、中国から米国への直行 EC 貨物が大幅に減少したことで、これまで日本の空港を経由して中国発・米国向けの中継輸送を行ってきた航空ネットワークの再編が想定される。第二に、関税回避を目的とした中国系プラットフォームの海外倉庫モデルへの移行が進行する場合、その候補地として日本が選ばれる可能性があり、これは日本の輸入側ハンドリング能力に対する負荷となる。第三に、Datamyne サンプルの解釈には留保が必要であるものの、財務省貿易統計に基づく日本から米国の宝石（HS71）・玩具（HS95）・革製品（HS42）等の EC 関連品目の輸出は 2018 年以降一貫して増加傾向にあり、衣料品を超えた幅広い EC 貨物の構造変化が観察される。成田空港の 2024 年度航空貨物取扱量は 194 万トンに達し、「新しい成田空港」構想では貨物処理能力の 300 万トンへの拡大が計画されている。本研究の知見および関連する実務調査は、こうした空港インフラ増強の必要性を考察する一つの参照点を提供する。

2.6　合成コントロール法

2.6.1　動機とデータ

第 2.5 節の DID 分析は中国と日本の間の平行トレンド仮定に依拠している。この仮定を必要としない補完的アプローチとして、Abadie and Gardeazabal (2003)および Abadie, Diamond, and Hainmueller (2010, 2015)による合成コントロール法（SCM）を採用する。SCM は平行トレンド仮定を必要とせず、処置前期間において処置国の動向を最もよく再現するよう複数のドナー国の凸結合として「合成された対照」を構築する手法である。DID が船荷レベルの個別データに日本を対照群とした単一国 DID であるのに対し、SCM では集計データに複数国の凸結合を対照とし

て用いる。データソース・識別戦略・対照群のいずれも異なる独立した分析として、結果の頑健性を確認する。

データは GTT の月次集計データで、中国およびドナー候補国から米国への衣料品(HS61・62)輸出重量(KG)を用いる。期間は 2015 年 5 月から 2025 年 7 月の 84 ヶ月、処置前期間は 2015 年 5 月～2019 年 8 月(52 ヶ月)である。ドナープールは 301 条関税の対象とならず、かつ対米衣料品輸出に十分な量を持つ国を選定した。

合成中国は、処置前期間における中国の輸出動向を最もよく再現するドナー国の凸結合として求めた。最適化の結果、表 2-5 の通り 6 カ国が実効的なドナーとして選択された。

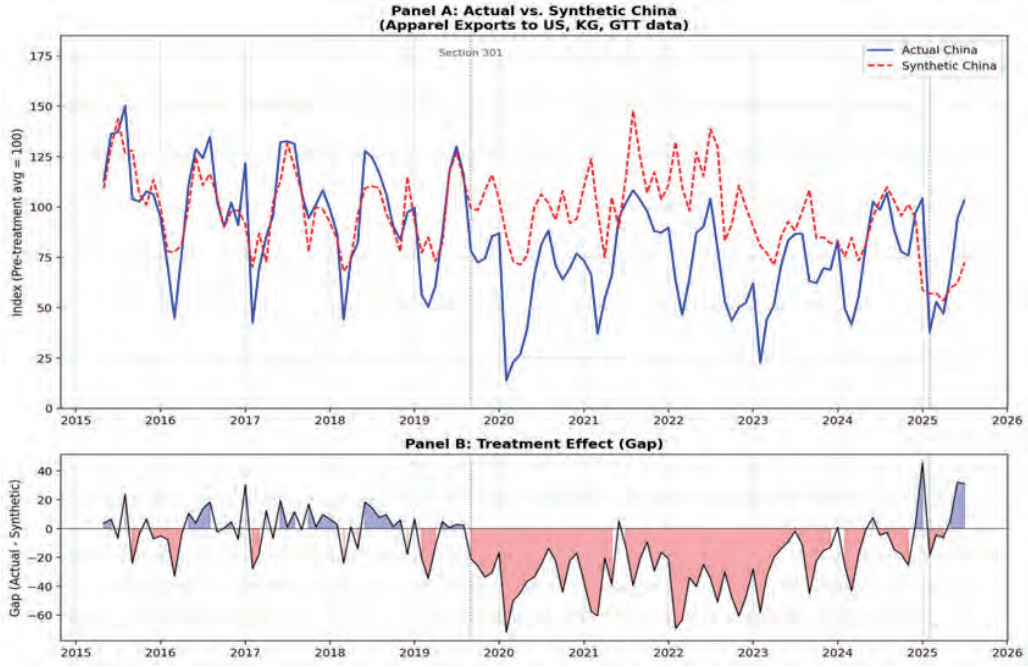
表 2-5：合成中国の構成ドナーとウェイト

ドナー国	ウェイト
台湾(中華民国)	0.580
日本	0.198
韓国	0.112
ミャンマー	0.081
ホンジュラス	0.022
フィリピン	0.007
合計	1.000

注:ウェイトはすべて非負で総和 1 の制約を満たす。表記は 0.001(0.1%)以上を実効的なウェイトとした。

合成中国は台湾(58.0%)・日本(19.8%)・韓国(11.2%)を中心とする 6 カ国の凸結合として構成され、対米衣料品輸出における主要なアジア諸国が中心となっている。これらは生産・物流構造において中国と一定の類似性を持ち、処置前の中国の輸出動向を捕捉する上で妥当な構成といえる。なお日本がウェイト 19.8%を占めることは、本研究の DID 分析で日本を対照群とした選択がデータ駆動的にも支持されることを示唆する。

図 2-2：Panel A:実際の中国と合成中国の指数推移、Panel B:処置効果ギャップ



注:処置前(2015/5～2019/8)の平均を 100 に基準化。垂直線は 2019 年 9 月の 301 条発動および 2025 年 2 月の第 2 次トランプ関税発動。Panel B は(実際－合成)の差分を表す。

図 2-2 の Panel A から、処置前期間において実際の中国（実線）と合成中国(破線)は極めて良好に追跡していることが確認できる。両系列とも季節性を含む変動を共有しており、ピーク・トラフのタイミングがほぼ一致する。2019 年 9 月の 301 条発動を境に両系列は明確に乖離し始める。実際の中国は急速に低下する一方、合成中国は処置前のトレンドおよび季節パターンを概ね維持する。Panel B のギャップ系列を見ると、処置前は 0 周辺で揺れ動いていたギャップが、2019 年 9 月以降は持続的にマイナス領域(概ね－20～－60 ポイント)に滞留することが視覚的に確認できる。

2.6.2　結果

推計結果は表 2-6 にまとめている。

表 2-6：期間別の実際・合成・ギャップと RMSPE(指数値、処置前平均=100)

期間	月数	実際	合成	ギャップ	RMSPE
処置前(2015/5～2019/8)	52	100.0	100.0	0.0	13.94
Post-301(2019/9～2025/1)	65	71.6	98.3	**−26.8**	**33.77**
Post-Trump2(2025/2～2025/7)	6	66.9	60.3	+6.6	20.19

注:RMSPE は Root Mean Square Prediction Error で、各期間における|実際－合成|の二乗平均平方根。

まず、2019 年 9 月～2025 年 1 月の平均ギャップは－26.8 ポイントである。これは中国の対米衣料品輸出量が、もし関税ショックがなかった場合と比べて約 26.8%減少したことを意味し、前

節の DID 推定値(列 C:－27.4%)と極めて整合的である。処置前 RMSPE は 13.94 であり、合成中国は中国の対米衣料品輸出をおおむね±14 ポイントの精度で再現できている。SCM の構築は妥当である。Post-301 期間の RMSPE(33.77)は処置前(13.94)の 2.42 倍である。Abadie et al.(2010)の慣行に従えば、この比が 1 を大きく上回ることは処置効果が偶然の予測誤差では説明できないほど大きいことを示す。

2025 年 2 月以降の平均ギャップは+6.6 ポイントと符号が反転している。これは効果の反転ではなく、合成中国側の急落によるものだと考えられる。具体的には、2025 年 4 月の相互関税により合成中国の主要構成国(台湾・日本・韓国)も大幅な関税賦課を受け、合成中国の輸出が中国本国以上に低下したためである。この期間の SCM 推定はドナーの「無処置」仮定が破られており、純粋な処置効果の指標としては用いるべきでない。第 2 次関税の効果評価は前節の DID 推定値(β_4=－33.7%)に依拠する。

次に、処置効果が時間とともにどのように変化したかを把握するため、年次平均ギャップを表 2-7 に示す。

表 2-7：年次平均ギャップ(処置期間)

年	実際	合成	ギャップ	備考
2019(9 月以降)	77.6	105.4	−27.8	関税発動直後
2020	58.9	92.1	−33.2	COVID-19 の交絡
2021	81.6	109.7	−28.1	
2022	68.6	112.3	**−43.7**	**効果ピーク**
2023	64.2	86.9	−22.7	
2024	79.8	91.7	−11.8	効果減衰
2025(7 月まで)	72.2	60.1	+12.2	ドナー側も処置

処置効果は 2019 年から 2022 年にかけて拡大(－43.7 ポイントのピーク)した後、2023 年以降は緩やかに縮小し 2024 年には－11.8 ポイントまで減衰した。前者は 301 条関税の継続的作用と米中通商摩擦長期化による貿易転換の累積的進展、後者は中国側の関税回避戦略(原産地表示・第三国経由輸出など)の定着やドナー国側のキャパシティ制約が影響している可能性がある。2025 年の符号反転は前項で述べた通りドナー側ショック波及の人工物であり、純粋な効果縮小ではない。なお、ドナープール内の各国を仮想的に処置国として置き換える in-space プラセボテストにおいても、中国のギャップは 2019 年 9 月から 2023 年にかけてプラセボ分布の下端を継続的に下回り、効果が偶然の変動である確率は極めて低いことが確認された。

本節の SCM 分析は前節までの DID 分析と異なるデータソース(GTT 集計対 Datamyne)・異なる識別戦略(合成反実対平行トレンド)・異なる対照群(6 カ国凸結合対日本)を用いている。それにもかかわらず、両分析は 301 条関税効果についてほぼ一致する効果サイズ(SCM:－26.8 pt / DID:－27.4%)を示している。両分析の独立性を考えれば、この一致は偶然とは考えにくく、本研究の中核的知見の頑健性が方法論的三角測量(methodological triangulation)によって支持されたといえる。

2.7　小活

本章は、米国の貿易統計データ（Datamyne）を用いて、トランプ関税が中国から米国への越境 EC 衣料品輸入に与えた影響を差の差分析（DID）により実証的に分析した。2015 年 5 月から 2025 年 7 月までの 285,664 件の EC 候補出荷を対象とし、日本からの輸入を対照群とした分析から、以下の知見が得られた。

第一に、2019 年 9 月の通商法 301 条関税は、中国からの EC 衣料品輸入量を日本対比で 27.4% 減少させた。第二に、2025 年 2 月以降の第 2 次トランプ関税はさらに 33.7%の追加的減少をもたらした。第三に、これらの推定値は GTT 集計データを用いた合成コントロール法（SCM）でも 301 条効果が－26.8 ポイントと推定され、独立したデータソースおよび識別戦略のもとで DID の結果と整合的に支持された。これらの結果は、被説明変数の変更、輸送モードの限定、コントロール変数の差替え、連続関税率仕様など広範な頑健性検証を経ても安定的であった。

本研究の知見は、米国の通商政策と越境 EC 規制の双方に対して重要な含意を持つ。

第一に、関税が越境 EC に与える影響は、集計的な貿易統計が示唆する以上に大きい可能性がある。航空便のみに限定した場合の推定値（31.7%減）が全 EC サンプル（27.4%減）を上回ることは、消費者直送型の EC チャネルが B2B を含む集計値よりも関税に敏感であることを意味する。政策立案者が関税の影響を評価する際には、EC チャネルへの不均一な効果を考慮する必要がある。

第二に、本研究の知見は、関税ショックが EC 衣料品供給に与えた負の効果が中国チャネルに集中していることを示している。Fajgelbaum and Khandelwal (2022)が集計レベルで報告したベトナムや台湾への貿易転換と同様のパターンが EC チャネルにおいても生じている可能性は残るが、本研究の DID 分析からは中国の急減（β_3、β_4）が頑健に識別される一方、対照群である日本の絶対的な変化量は中国に比して極めて小さく、貿易転換の方向と規模を Datamyne ミクロデータのみから断定することはできない。

第三に、本研究の結果は、2025 年 8 月に全世界的に廃止されたデミニマス免税の影響を将来的に評価するための不可欠なベースラインを提供する。本研究のサンプル期間は全面廃止の直前で終了しているため、関税そのものの効果を独立に捕捉している。デミニマス廃止が追加的にどの程度の貿易縮小をもたらしたかは、本研究のベースラインとの比較により初めて定量化が可能となる。

本研究にはいくつかの限界がある。

第一に、EC 候補サンプルの定義に関する限界である。現行の国際貿易統計（HS コード体系）には EC と B2B の区別が存在せず、これは世界的な統計上の課題である。本研究は輸送モード（航空便・非コンテナ船舶便）を EC の代理変数としたが、航空便の中にも B2B の大口出荷が含まれ、逆にコンテナ便の中にも EC 関連の集約貨物が含まれる可能性がある。頑健性検証として航空便のみに限定した推定でより大きな関税効果が得られたことは、この分類が EC 方向にバイアスしていることを示唆するが、完全な識別には至っていない。

第二に、本研究の被説明変数である出荷重量（ln(Weight)）は、貿易の物理的ボリュームを捕捉する上では適切であるが、越境 EC の本質が「小口・多頻度」の取引にあることを踏まえると、件数ベースの処理負荷を評価する指標としては限界がある。EC 候補サンプルの重量中央値が 2015 年の 253kg から 2025 年の 90kg へと小口化している事実は、同一の総重量に対する処理件

数が時系列的に増大していることを示唆する。Datamyne データは個別の消費者向け小包の件数を直接観察することはできないため、件数ベースの分析は今後の課題として残る。

第三に、対照群が日本のみであることの限界である。DID 分析は平行トレンド仮定に依拠しており、事前トレンド検定（$p = 0.253$）を通過しているものの、中国と日本の衣料品輸出構造には規模と品質の点で大きな差異がある。SCM 分析でこの限界を補完したが、GTT データは集計データであり、輸送モード別に分析できていない。今後、Datamyne からベトナムやバングラデシュ等の追加的なドナー国のデータを取得し、輸送モード別の SCM または多国間 DID を実施することが望ましい。

第四に、EC 事業者の行動変容を直接観察できていない点がある。SHEIN や Temu に代表される中国系プラットフォームが、中国からの直送モデルから米国内倉庫への事前在庫モデルへどの程度移行しているかは、本研究の税関データからは識別できない。こうしたビジネスモデルの変化は、EC 候補サンプルの定義自体を時系列的に変質させる可能性があり、長期的な動態分析においては重要な考慮事項である。

越境 EC の急速な拡大と、関税・デミニマス廃止による通商環境の激変は、国際貿易統計の在り方にも課題を投げかけている。EC と B2B を区別する統計的枠組みの構築は、政策効果の的確な評価と物流インフラの計画にとって不可欠であり、本研究がその必要性を実証的に示したことには一定の意義があると考える。

第 3 章　日本の空港物流をめぐる現状と課題 ― 実務者へのインタビュー調査 ―

3.1　本章のねらいと調査の位置づけ

第 1 章・第 2 章の定量分析には、貿易統計上 EC と B2B を判別できないこと、重量・金額ベースの指標が小口・多頻度という越境 EC 物流の処理件数負荷を捉えきれないこと、事業者の行動変容や経路再編の動機を直接観察できないこと、といった構造的限界がある。本章では、これらを補完するため、国際航空貨物の輸送・取扱いに携わる実務者への半構造化インタビューおよび書面調査を実施し、定量分析では捉えきれない現場の実務的課題を抽出する。

得られた知見を、(1) 米中通商摩擦下における航空貨物フローの変化、(2) 越境 EC の輸送実態、(3) トランプ関税の短期的影響、(4) 通関実務とデミニマス廃止の影響、(5) 日本発貨物の地位変化という論点に整理したうえで、続く節で空港物流の持続可能性に向けた政策提言を行う。

本章を通じた中心的な知見は、通商摩擦による出荷地構成の再編が、航空貨物の総重量以上に、処理件数と通関実務の負荷を変化させているという点にある。

3.2　ヒアリング調査の結果と知見

本章のヒアリング調査は、国際航空貨物の輸送・取扱いに携わる事業者を対象として実施した。半構造化インタビューおよび書面による質問票調査を併用し、第 1 章・第 2 章の定量的知見について、物流の現場で実際にどのような変化が生じたかを確認することを目的とした。調査にあたっては、回答を研究目的にのみ使用し、企業名・個人名を匿名化することを事前に説明している。以下では各調査対象を A 社・B 社・C 社と表記する。調査対象の概要を表 3-1 に示す。

表 3-1：ヒアリング調査の概要

調査対象	事業の性格	調査方法	主な論点
A 社	国際航空貨物を取り扱う航空会社	インタビュー	航空貨物フローの変化、EC 貨物の輸送実態、駆け込み需要と反動、日本発比率の低下
B 社	国際エクスプレス（クーリエ）便を扱い、自社で通関を行う事業者	インタビュー	HS 分類・申告価格、DDP／DDU、簡易通関（マニフェスト通関）、デミニマス廃止の実務影響
C 社	国際郵便・国際輸送に携わる事業者（自社では通関業務を行わない）	書面回答	迂回輸出に関する伝聞情報、米国向け国際郵便の引受停止

ヒアリング調査の結果、以下のことが分かった。

(1)　米中通商摩擦下における航空貨物フローの変化

今回インタビューを行った航空会社（A 社）の主要貨物はアジア発であり、近年の最大の変化は出荷地構成の組替えにある。中国発・米国向けの取扱量が減少する一方、アジア発・米国向けは大幅に増加し、米国向け全体では微減にとどまるという。中国発貨物の減少が著しいという現場感覚は、第 2 章の DID 分析が示した中国 EC 衣料品輸入の急減と方向性において整合的である。ただし、A 社の証言は同社の取扱貨物全般に基づくものであり、第 2 章の EC 衣料品サンプルとは対象範囲が必ずしも一致しない点には留意が必要である。特に、関税賦課の初期に中国発貨物がベトナム（主に北部）・バンコク・台湾を経由して迂回していたとの指摘があり、第 1 章で提示した中継貿易の経路再編仮説と整合的である。なお、書面回答を寄せた C 社からも、一部の航空貨物代理店の見方として、中国から台湾やアジアを経由して北米へ輸送する動きが増えたとの情報が得られた。

他方、北米向けの貨物重量は総量で見れば大きな変化がないという回答も得られた。出荷地構成は組み替わったが、仕向地全体への総物量は相対的に安定していた、ということである。この点は、第 2 章が論じた重量ベース分析の限界と関わる。総重量が不変でも、出荷の小口化（EC 候補サンプルの重量中央値は 253kg から 90kg へ縮小）が進めば、通関・仕分け・ハンドリングに要する処理件数は増大する。総量の安定という現場感覚と、件数ベースで増す処理負荷との乖離こそ、本研究が指摘する空港物流上の構造的課題である。

(2)　越境 EC プラットフォームと航空輸送の実態

インタビューからは、輸送モードデータでは捉えきれない越境 EC の輸送実態が明らかになった。第 2 次トランプ政権下で米国のデミニマス免税が全面的に停止される以前には、E コマース貨物は相当量がチャーター便で運ばれ、とりわけ SHEIN や Temu 等の中国系プラットフォームは大量のチャーター便を仕立てていたという。第 2 章で論じた「小口直送型」モデルが、個別小包の集合として巨大な航空輸送需要を生んでいた実態である。

一方、A 社は、単価が安く内容物の把握が難しいことを理由に、EC 貨物には必ずしも積極的でなく、チャーター便からあふれた需要を限定的に取り扱うにとどめているという（内容物の検査は実施）。第 2 章で指摘した越境 EC 特有の性質、すなわち低単価・高頻度であり、規制上およびリスク管理上の取扱いが B2B 貨物と根本的に異なるという点と整合的である。

(3)　トランプ関税の短期的影響：駆け込み需要とその反動

関税およびデミニマス免税の廃止が発効される前には、駆け込み的な E コマース需要が急増したが、発効直後には輸送能力に余剰が生じ、需給が緩んだという。典型的な駆け込みと反動のパターンが確認された。

その後の影響の継続は限定的で、物量は落ち着いているという。これは、月次データが捉える急変動の一部が、恒久的な水準のシフトではなく、駆け込みと反動による一時的な需要の時間的再配分を含んでいた可能性を示唆する。

(4)　通関実務とデミニマス廃止の影響

通関を自社で行う B 社へのインタビューからは、制度変化が通関実務に与えた影響を具体的に把握できた。米国向けには HS10 桁の付与が必要であり、HS 番号は荷主が自ら付与する場合

と通関業者が判断する場合の双方がある。確実な関税徴収と迅速性のため、中国発・米国向けや中国発・日本向けの EC 貨物では関税元払い方式（DDP）が主流となっており、アジア（シンガポール・タイ）の一部では DDU（着払い）が残るという。法改正によりプラットフォーマーの情報を通関段階で管理するようになり、税関側もプラットフォームを把握しているため、少なくとも大規模事業者については、申告価格の意図的な過少申告は起こりにくいとの認識が示された。

EC 貨物の急増に対しては人員を増やして対応しているが、B2C は 1 件あたりが軽量であるため、件数増に比例して通関士を増やせるわけではなく、いかに書類等に「触れずに横へ流すか」が実務上の鍵だという。とりわけ重要な指摘として、現状 EC 貨物の約 7 割が簡易な「マニフェスト通関」を経由しており、これが廃止されれば現場に相当の負荷がかかるとの懸念が示された。日本側では、件数規模の増加による負荷はあるものの、制度変化そのものによる負荷は現時点では限定的であり、むしろ米国側で検査までの時間が倍増し貨物が滞留しているという。

書面回答を寄せた C 社からは、デミニマス廃止のより直接的な影響が報告された。すなわち、内容品価格が 100 ドルを超える個人間の贈答品や販売品を含む米国宛て国際郵便の引受が停止され、国際郵便の物量が激減したというものである。実際、日本郵便は 2025 年 8 月 27 日から、こうした米国宛て郵便物（小形包装物・小包・EMS〔物品〕）の引受を一時停止し、その後、認定事業者を通じた関税の事前支払いを条件に 2026 年 4 月 14 日から引受を再開している（日本郵便 2025、2026；ジェトロ 2025）。デミニマス廃止が小口の国際郵便・クーリエ輸送に与えた打撃の大きさを、現場の証言は裏付けている。

(5)　日本発貨物の地位低下と空港物流への含意

A 社では、アジア発貨物の増加が日本発貨物を代替し、同社の日本発貨物の比率はかつての約 6 割から現在の約 4 割へと低下したという。これは一社の取扱構成の変化ではあるが、第 1 章・第 2 章が示唆した「米中貿易の縮小に伴い、日本が代替的な原産地ないし中継地としての役割を果たしうる」という見方が、少なくとも航空会社の輸出取扱においては自動的には成立しないことを示唆する。A 社のネットワークでは、日本発貨物量が伸びる以上に中国以外のアジア諸国（ベトナム・タイ等）の発貨物量が伸びており、相対的に日本の存在感が薄れているとみられる。

以上から、輸出側と輸入側のハンドリングを分けて捉える必要がある。輸出側では、上述のとおり日本発貨物の比重が低下している。他方で輸入側では、第 1 章が示した 2025 年の対中輸入の反転（前年比＋9%）に象徴されるように、中国製品の流入による受入ハンドリングの負荷がむしろ高まりうる。輸出と輸入で異なる方向の変化が同時に進むため、空港の処理容量計画もこの両面を踏まえて設計される必要がある。

3.3　政策提言

以上のヒアリング結果と第 1 章・第 2 章の定量的知見を踏まえ、越境 EC の拡大と通商環境の激変に直面する日本の空港物流の持続可能性に向けて、以下の五点を提言する。

(1) EC と B2B を区別し、件数ベースで物流負荷を捉える統計・モニタリング体制の整備

現行の貿易統計は EC と B2B を区別できず、また重量・金額ベースの指標は小口・多頻度という越境 EC 物流の特性を捉えきれない。A 社が「総量は大きく変わらない」と証言する一方で、出荷の小口化（重量中央値 253kg→90kg）により処理件数は増大しており、現場の負荷は重量統

計が示す以上に重い。EC と B2B を区別し、処理件数ベースで物流負荷を把握する統計枠組みの構築は、政策効果の的確な評価と空港インフラ計画の前提となる。あわせて、B 社によれば日本発・米国向けの HS 付与は通関業者側で行わなくなっており、荷主が申告するデータの品質確保も、件数ベースのモニタリングを機能させる前提として重要である。

(2) 輸出入で非対称な負荷を前提とした空港処理能力の計画

ヒアリングでは、輸出側で日本発貨物の比率が低下する（A 社：約 6 割→約 4 割）一方、輸入側では 2025 年の対中輸入の反転（前年比＋9%）に見られるように受入ハンドリングの負荷が高まりうることが示された。成田空港の国際航空貨物取扱量は 2024 年に約 195 万トン（前年比 4.0%増）に達し、「新しい成田空港」構想では年間発着回数 50 万回化に伴い貨物取扱量が年間約 300 万トン（2024 年実績の約 1.5 倍に相当）に拡大すると見込まれている（東京税関 2025；「新しい成田空港」構想検討会 2024）。こうした能力増強にあたっては、輸出集荷力の強化と、輸入急増に対応する受入・通関・仕分け能力の拡充とを、非対称な変化を前提に配分する必要がある。

(3) 簡易通関（マニフェスト通関）の維持と、制度移行時の激変緩和

B 社は、現状、日本に到着する EC 貨物の約 7 割が簡易な「マニフェスト通関」を経由しており、これが廃止されれば現場に相当の負荷がかかると指摘した。米国側で小口貨物の申告要件が厳格化するなかにあっても、日本側では、リスクに応じた簡易処理の枠組み（マニフェスト通関等）を可能な限り維持することが望ましい。仮に制度変更が必要となる場合にも、十分な移行期間の設定やシステム投資・人員確保への支援によって、現場の激変を緩和すべきである。

(4) デミニマス廃止に対応した小口越境物流の事業継続と利用者保護

C 社の証言および日本郵便の対応に見られるように、デミニマス廃止は米国向け国際郵便の引受停止という形で、中小事業者・個人利用者に直接的な打撃を与えた。関税の事前支払い（DDP）を可能とする仕組みの整備・周知や、認定事業者を通じた円滑な通関スキームの拡充により、小口越境 EC・国際郵便の事業継続と利用者の利便性を確保する必要がある。

(5) 省人化・自動化とデータ連携による持続可能な空港物流

B2C 小口貨物は「触れずに横へ流す」処理が鍵であり、B 社では DDP 対応に AI を活用し、通関業務の半分程度はリモートワークが可能になっているという。こうした AI・自動化の活用やグランドハンドリングの省人化投資を進めるとともに、税関とプラットフォーム間のデータ連携を強化することで、件数増と人手不足の双方に対応した処理体制を整えることが重要である。あわせて、迂回輸出や原産地表示の問題については、過度な一律規制ではなく、データに基づく的確なリスク管理での対応が望ましい。

3.4 小括

本章では、国際航空貨物の実務者へのインタビューおよび書面調査を通じて、第 1 章・第 2 章の定量分析を補完する現場の知見を整理した。航空貨物フローの出荷地構成の組替え、越境 EC 貨物のチャーター便への集中、関税・デミニマス廃止前後の駆け込みと反動、簡易通関への依存、

そして米国向け国際郵便の引受停止といった現場の実態は、定量分析の解釈を補強するとともに、重量・金額ベースの統計では見えにくい件数ベースの処理負荷を明らかにした。輸出側ではA社の取扱における日本発比率の低下が、輸入側では2025年の対中輸入の反転による受入負荷の上昇が同時に進んでおり、空港物流をめぐる政策はこの非対称性を前提に設計される必要がある。今後は、本章で得られた定性的知見を、研究計画書の第3段階（将来影響のシミュレーション）に接続し、定量・定性の両面から空港物流インフラの将来像を具体化していくことが課題である。

結語

本研究は、越境ECの急拡大と米国通商政策の激変という二つの構造変化が、日本の国際航空小包輸送の持続可能性にどのような影響を及ぼしうるかを問うものとして実施された。第1章では財務省貿易統計に基づき米中・日米の品目別貿易構造の変化を整理し、第2章ではDatamyneデータおよびGTTデータを用いてトランプ関税が中国の対米衣料品輸入に与えた効果を計量的に識別した。第3章では、これら定量分析が捉えきれない現場の論理を補うべく、国際航空貨物に携わる実務者へのインタビュー調査を行い、定性的に裏づけを与えた。三章を通じて浮かび上がるのは、関税と制度の変化が貿易の総量以上に出荷地構成・出荷単位・処理件数の組替えとして現れ、その負荷が空港物流の現場に集約していくという構図である。

定量分析の側からみれば、本研究の中核的な知見は、通商法301条関税により中国の対米衣料品輸入が物量ベースで約27〜34%減少し、輸送モード別では航空便（越境ECチャネル）に効果が集中したという点に集約される。航空便サブサンプルのDID推定では平行トレンド仮定が充足された上で−33.7%の効果が識別され、コンテナ便（B2B）には統計的に有意な効果が観察されなかった。GTTデータを用いた合成コントロール法による補完分析もほぼ一致する効果サイズ（−26.8ポイント）を示し、データソース・識別戦略・対照群のいずれも異なる独立した推定が同一の結論を支持する方法論的三角測量が成立した。この事実は、関税ショックに対する反応が貿易チャネルの性質に強く依存すること、とりわけ越境ECチャネルが他のチャネルと比較して関税に対し高い感応度を持つことを実証的に示している。

他方、第3章のヒアリング調査は、これら定量結果を現場の論理から補完する役割を果たした。米中通商摩擦下で航空貨物フローの出荷地構成が組み替わり、中国発貨物の減少がベトナム・タイ・台湾等のアジア諸国発貨物の増加で代替されているという航空会社の証言は、第2章のDID結果と方向性において整合的である。一方で、北米向けの総物量自体は大きく変化していないという証言、そしてEC候補サンプルの重量中央値が10年で253kgから90kgへ縮小したという事実は、総重量ベースの統計が、件数ベースで増大している現場の処理負荷を体系的に過小評価していることを示唆する。さらに、デミニマス制度の段階的廃止が日本郵便の米国宛て郵便物引受停止という具体的な打撃を生み、簡易通関（マニフェスト通関）の維持可能性が空港物流の現場における焦点となっているという証言は、定量データだけでは見えない制度運用上の臨界点の存在を浮かび上がらせた。

本研究の知見から導かれる政策的含意は、貿易の総量ではなく処理件数と制度運用に着目したアプローチの必要性に集約される。本章で詳述したとおり、ECとB2Bを区別し件数ベースで物流負荷を捕捉する統計体制の整備、輸出減・輸入増という非対称な変化を前提とした空港処理能力計画、簡易通関の維持と制度移行時の激変緩和、デミニマス廃止下での小口越境物流の事業継

続支援、そして省人化・自動化とデータ連携による持続可能な処理体制の構築は、いずれも本研究が一貫して指摘してきた「総重量と処理件数の乖離」という構造的論点に根差している。日本の空港物流のキャパシティ計画は、貿易フローの相対的安定の背後で進む小口化・件数増・制度変化を正面から織り込んだものでなければならない。

もとより、本研究には残された課題も多い。第一に、本研究の対象は衣料品（HS61・62）に限定されており、電子機器・化粧品等の EC 主力品目への一般化には更なる分析が必要である。第二に、対照群を日本のみに限定した DID 識別戦略は、規模の非対称性という限界を抱えており、合成コントロール法で部分的に補完したものの、ベトナム・バングラデシュ等を加えた多国間 DID の実施が望ましい。第三に、本研究は米国側の輸入データに依拠しており、日本側の航空貨物処理への波及効果を直接的に検証することは現段階では行えていない。第四に、デミニマス全廃（2025 年 8 月）の効果は標本期間の直後に発生したため、本研究はその直前までのベースラインを提供するにとどまる。第五に、本研究は実証分析と定性調査に基づくものであり、デミニマス全廃や追加的な関税ショックといった将来シナリオの下で日本の空港物流がどのような負荷変化に直面しうるかを評価するためには、本研究の知見を踏まえたシミュレーション分析の実施が今後不可欠となる。これらの論点は、いずれも今後の実証分析・定性調査・シミュレーション分析によって順次取り組まれるべき課題である。

越境 EC とそれを支える国際小包物流は、もはや「些末な小口貿易」ではなく、米国通商政策の主戦場のひとつとして位置づけられるに至った。本研究が提示した知見が、日本の国際航空物流の持続可能性をめぐる政策議論と、これに続く実証研究の蓄積に寄与することを期待したい。

謝辞

本研究は、一般財団法人ゆうちょ財団の研究助成を受けて実施したものである。また、第 2 章は、日本国際経済学会第 15 回春季大会において報告した内容を修正したものである。学会報告に際して貴重なコメントを賜った青山学院大学の伊藤萬里先生、学習院大学の椋寛先生に、記して感謝申し上げる。

参考文献

経済産業省商務情報政策局情報経済課(2025)「令和 6 年度電子商取引に関する市場調査報告書」令和 6 年度デジタル取引環境整備事業.
https://www.meti.go.jp/press/2025/08/20250826005/20250826005-a.pdf（最終閲覧日: 2026 年 5 月 1 日）

東京税関（2025）「2024 年の成田空港における国際航空貨物取扱量」
https://www.customs.go.jp/tokyo/narita_haneda-cargo/narita_kamotsuryo2024.pdf（最終閲覧日：2026 年 6 月 23 日）

「新しい成田空港」構想検討会（2024)「とりまとめ」2024 年 7 月（年間発着回数 50 万回化に伴う貨物取扱量約 300 万トンの見込み）。千葉県・国土交通省
https://www.pref.chiba.lg.jp/kuushin/narita/dai2nokaiko.html（最終閲覧日：2026 年 6 月 23 日）

日本郵便株式会社（2025）「米国宛て郵便物の一部の引受け一時停止について」2025 年 8 月 25 日 https://www.post.japanpost.jp/notification/pressrelease/2025/00_honsha/0825_01_01.pdf（最終閲覧日：2026 年 6 月 23 日）

日本郵便株式会社（2026）「（続報）米国宛て郵便物の引受再開のお知らせ」2026 年 4 月 13 日 https://www.post.japanpost.jp/service/send/oversea/information/2026/0413_01.html（最終閲覧日：2026 年 6 月 23 日）

ジェトロ（2025）「デミニミスルール適用停止で、米国向け郵便物の取り扱い停止の動き広がる（日本、米国）」ビジネス短信、2025 年 9 月 https://www.jetro.go.jp/biznews/2025/09/367c47d4597d5ddd.html（最終閲覧日：2026 年 6 月 23 日）

Amiti, Mary, Stephen J. Redding, and David E. Weinstein. (2019). “The Impact of the 2018 Tariffs on Prices and Welfare.” *Journal of Economic Perspectives*, 33(4): 187–210.

Amiti, Mary, Stephen J. Redding, and David E. Weinstein. (2020). “Who’s Paying for the US Tariffs? A Longer-Term Perspective.” *AEA Papers and Proceedings*, 110: 541–546.

Bown, Chad P. (2026). "The Trump-China Trade Wars: Five Takeaways from US Imports in 2025." *PIIE Realtime Economics*, March 18, 2026.

Brookings Institution. (2025). “Small Parcels, Big Problems: Modernizing De Minimis in a Global Economy.” By Joshua P. Meltzer. August 28, 2025.

Cavallo, Alberto, Gita Gopinath, Brent Neiman, and Jenny Tang. (2021). “Tariff Pass-Through at the Border and at the Store: Evidence from US Trade Policy.” *American Economic Review: Insights*, 3(1): 19–34.

Executive Order on Amending Duties Addressing the Synthetic Opioid Supply Chain in the People’s Republic of China (de minimis elimination for China). May 2, 2025.

Executive Order on Establishing a Comprehensive Tariff on De Minimis Shipments. July 30, 2025. (Global de minimis elimination, effective August 29, 2025)

Executive Order on Imposing Duties to Address the Synthetic Opioid Supply Chain in the People’s Republic of China. February 1, 2025. (IEEPA China tariffs)

Executive Order on Regulating Imports with a Reciprocal Tariff to Rectify Trade Practices. April 2, 2025. (“Liberation Day” reciprocal tariffs)

Fajgelbaum, Pablo D., Pinelopi K. Goldberg, Patrick J. Kennedy, and Amit K. Khandelwal. (2020). “The Return to Protectionism.” *Quarterly Journal of Economics*, 135(1): 1–55.

Fajgelbaum, Pablo D., and Amit K. Khandelwal. (2022). “The Economic Impacts of the US–China Trade War.” *Annual Review of Economics*, 14: 205–228.

Fajgelbaum, Pablo D., and Amit K. Khandelwal. (2025). “Tariffs in 2025: Short-Run Impacts on the US Economy.” In preparation for *Brookings Papers on Economic Activity*.

Flaaen, Aaron, Ali Hortaçsu, and Felix Tintelnot. (2020). “The Production Relocation and Price Effects of US Trade Policy: The Case of Washing Machines.” *American Economic Review*, 110(7): 2103–2127.

Flaaen, Aaron, and Justin Pierce. (2024). “Disentangling the Effects of the 2018–2019 Tariffs on a Globally Connected US Manufacturing Sector.” *Finance and Economics Discussion Series*, 2019-086 (revised). Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System.

Gopinath and Neiman (2025) “Who's Really Paying for the Trump Administration Tariffs?” University of Chicago, Booth School of Business. Presented January 2026.

Hufbauer, Gary C., Megan Hogan, and Yilin Wang. (2025). “Why Trump’s Tariff Proposals Would Harm Working Americans.” *PIIE Policy Brief*, 24-1. Washington: Peterson Institute for International Economics.

Lu, Yi, Yoichi Sugita, and Lianming Zhu. (2024). “Taxing the Online Haven: Impacts of the EU VAT Reform on Cross-Border E-Commerce.” *Journal of Public Economics*, 239: 105245.

Noland, Marcus. (2025a). “Despite Tariffs, US Merchandise Imports Increased and Exports Held Steady in the First Half of 2025.” *PIIE Realtime Economics*, October 29, 2025.

Noland, Marcus. (2025b). “How Much Did US Imports of Different Products Change after Trump’s Tariffs?” *PIIE Realtime Economics*, November 25, 2025.

Noland, Marcus. (2026). “Trump’s Trade War Wreaked Little Havoc on Trade Patterns Last Year.” *PIIE Realtime Economics*, February 2026.

ODI Global. (2026). “Trump 2.0 at One Year: Who Are the Real Winners from the Tariff Experiment?” London: Overseas Development Institute.

One, Big, Beautiful Bill Act. Signed into law July 4, 2025. (Statutory basis for de minimis elimination)

Penn Wharton Budget Model. (2025). “The Economic Effects of President Trump’s Tariffs.” University of Pennsylvania, April 10, 2025.

Section 301 of the Trade Act of 1974. US Trade Representative, List 4a: 15% tariff on approximately $112 billion of Chinese imports, effective September 1, 2019; reduced to 7.5% effective February 14, 2020.

Section 321 of the Tariff Act of 1930 (19 U.S.C. §1321). De minimis exemption for articles imported by one person on one day having an aggregate fair retail value of $800 or less.

Tax Foundation. (2025). “Trump Tariffs: The Economic Impact of the Trump Trade War.” Washington, DC. Updated February 2026.

U.S. House Select Committee on the Chinese Communist Party. (2023). "Fast Fashion and the Uyghur Genocide: Interim Findings." June 22, 2023. https://chinaselectcommittee.house.gov/sites/evo-subsites/selectcommitteeontheccp.house.gov/files/evo-media-document/fast-fashion-and-the-uyghur-genocide-interim-findings.pdf (最終閲覧日：2026 年 5 月 6 日)

U.S. Customs and Border Protection. (2025). "CBP Proposes New Rule to Strengthen Enforcement and Limit Duty Exemption for Low-Value Shipments." National Media Release, January 17, 2025. https://www.cbp.gov/newsroom/national-media-release/cbp-proposes-new-rule-strengthen-enforcement-and-limit-duty (最終閲覧日：2026 年 5 月 6 日)

Visa Business and Economic Insights. (2025). “De Minimis: Not a Trifle Anymore for Global E-Commerce.”

White & Case LLP. (2025). “United States Begins to Restrain Cross-Border E-Commerce.” Insight Alert, February 2025.

2026年10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

ISSN2759-7814