

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

中村周史

一般財団法人ゆうちょう財団研究助成 最終報告論文

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義務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チャンネル

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たものであり、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（ $+0.20 \sim 0.25$ 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）

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

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 $Y_i(0) \perp D_i | X_i$ と、(ii) 重複条件 $0 < e(X_i) < 1$ を仮定する。ここで $e(X_i) = \Pr(D_i = 1 | X_i)$ 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

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

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 $\hat{\mu}_0(X_i) = \hat{\mathbb{E}}[Y_i | D_i = 0, X_i]$ を組み合わせて

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

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貫性をもつ（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・変化する行動特性（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。

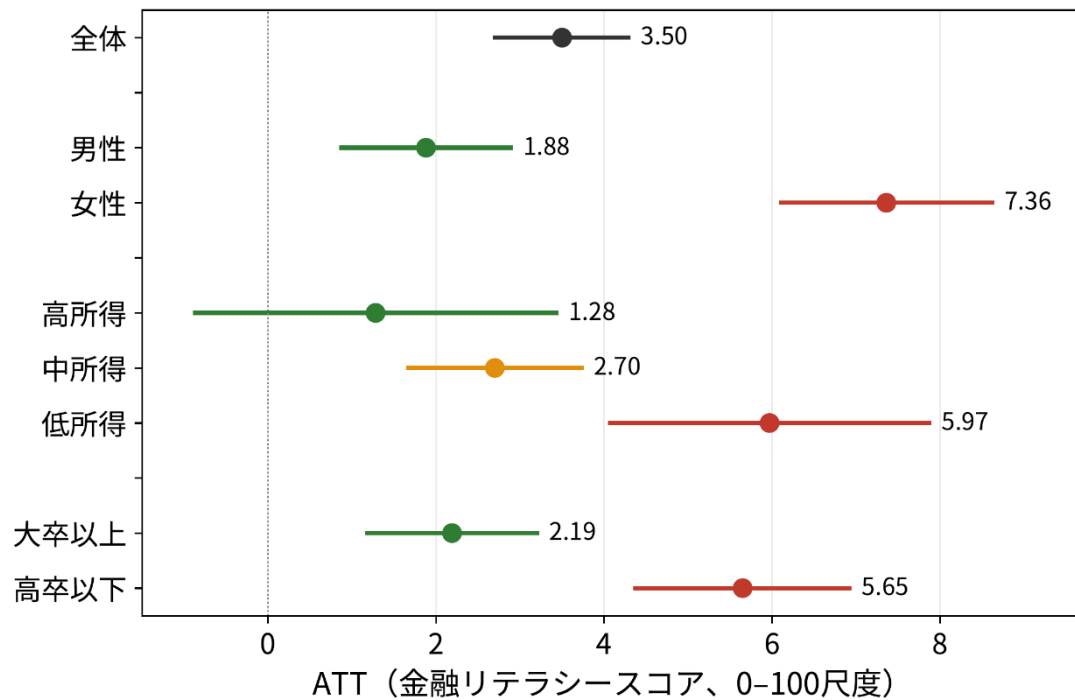


図1 属性別にみた金融教育の効果（ATT）

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 つの時間効果の区別）

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効果の区別

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。

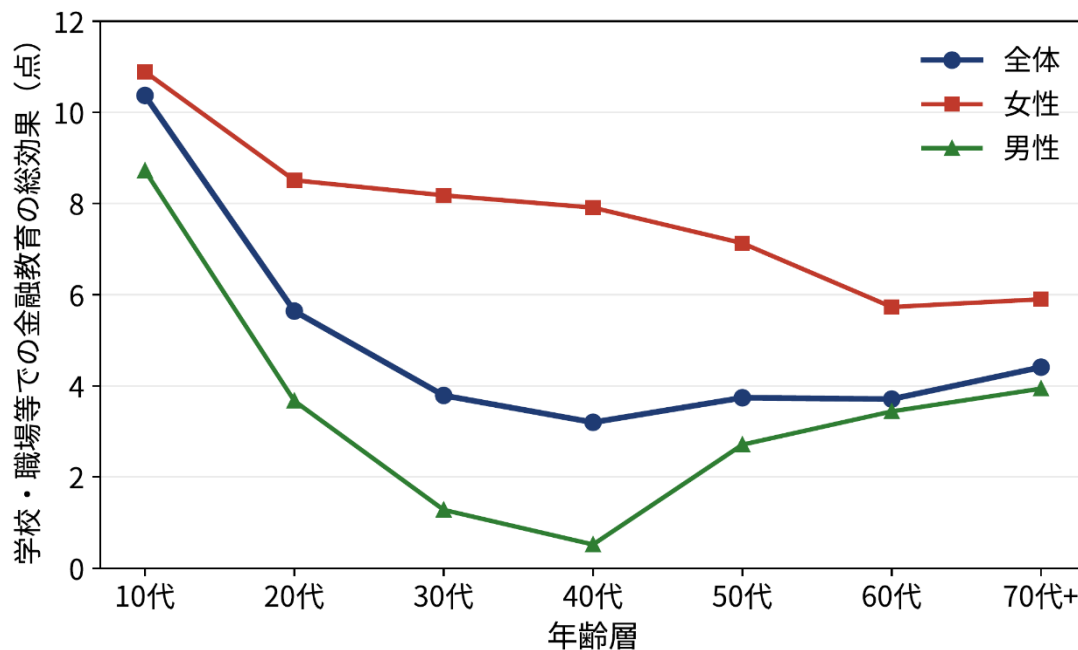


図2 学校・職場等での金融教育の総効果（固定効果＋ランダム傾き）の年齢層別推移

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_m^2	0.33	0.35	0.29

条件付 R_c^2	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_m^2 は固定効果のみ、条件付 R_c^2 はランダム効果を含む決定係数 (Nakagawa & Schielzeth, 2013)。最下行は 3 列を結合。

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關係は、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、傾きは教育効果の年齢差を表す。

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、教育が知識面に直接的に作用することが確認された。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 $\hat{t}_k$ を推定し、無処置対照群の標準偏差 $\hat{\sigma}_0$ で標準化した

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

を効果量として報告する。コホート効果は、出生コホート $c \in \{\text{改訂前}, \text{移行期}, \text{改訂後}\}$ 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、 $\delta_{(\text{改訂後})} - \delta_{(\text{改訂前})}$ 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。効果は義務教育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 ($d \approx +0.02$ 、有意でない) にとどまる一方、大学で $d \approx +0.34$ 、職場研修で $d \approx +0.54$ 、自主学習で $d \approx +0.55$ 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 $d \approx +0.51$ であり、義務教育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・介入研究センターの国際メタ分析のベンチマーク ($+0.20 \sim 0.25$ 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 ($d \approx -0.16$) 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。

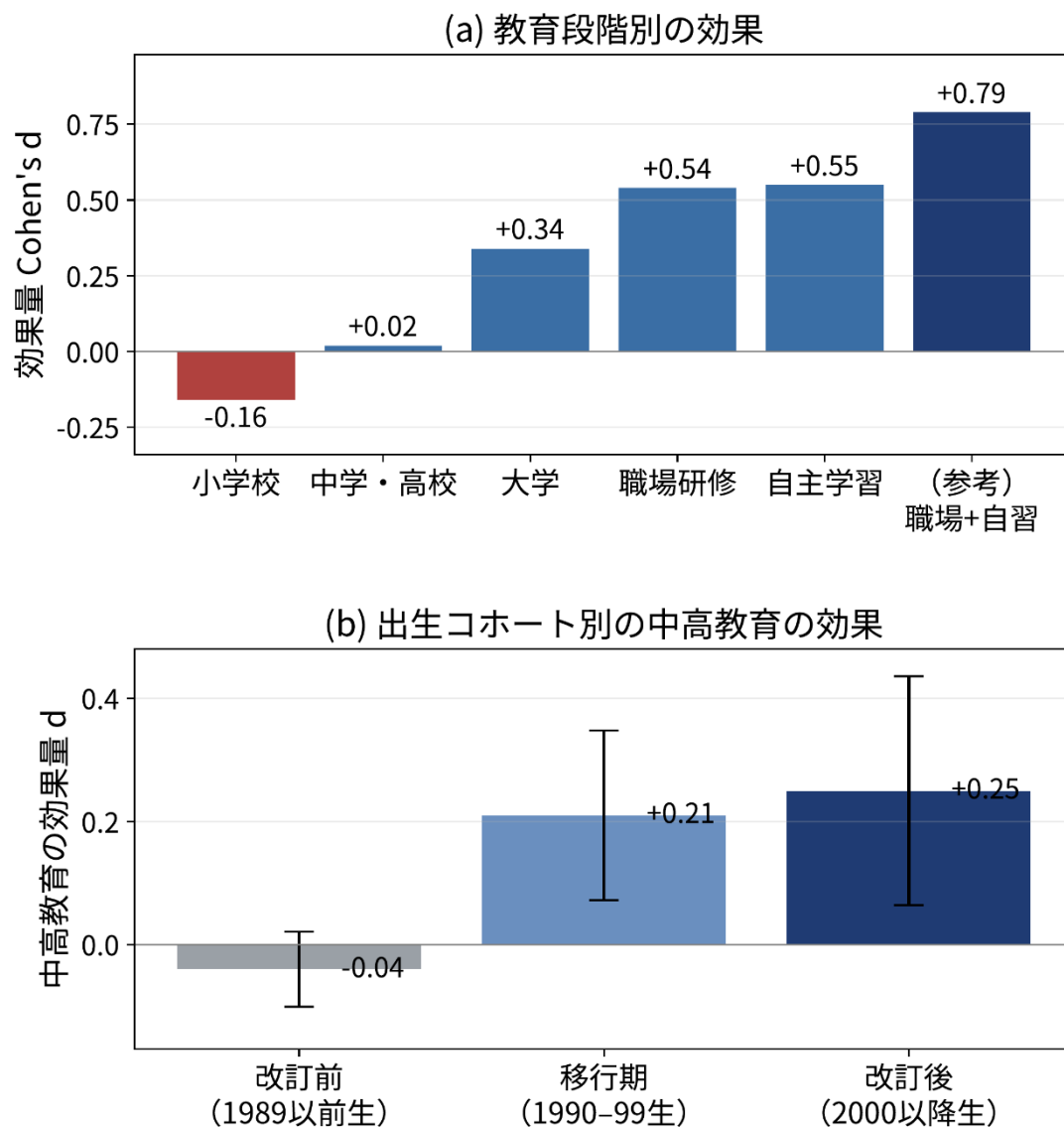


図 3 (a)教育段階別の効果量 (Cohen's d)、(b)出生コホート別にみた中高教育の効果量 (誤差棒は標準誤差)

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 $d \approx +0.79$ に達し、職場研修のみ ($\approx +0.47$)・自主学習のみ ($\approx +0.45$) 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 $-0.04 \rightarrow$ 移行期 $+0.21 \rightarrow$ 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）
自主学习	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「加齢に伴う効果の逡減」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・自主学习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・自主学习 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 F も職場研修 2.2・自主学习 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。効果は義務教育段階に集中せず、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逡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するという、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」『ファイナンス・プランニング研究』17, 52–71.