

ゆうちょ資産研究

—研究助成論文集—

第30巻

令和5年10月

〔研究論文〕

◇COVID-19(新型コロナウィルス)危機が主要国の信用リスクに与えた影響の検証 明治大学 商学部 教授 伊藤 隆康 1
◇日本における新型コロナウィルスの地方債市場へのインパクトとリスク管理に関する考察(共同研究) 西南学院大学 経済学部 教授 丹波 靖博 31 西南学院大学 商学部 准教授 原口 健太郎 九州大学 経済学研究院 教授 大石 桂一
◇ESG投資とイスラム金融:制度的類似性と株価・企業行動等への影響の検証 同志社大学大学院 ビジネス研究科 教授 吉田 悅章 63
◇あいまいさ回避度およびあいまいな情報のトリートメント能力が家計の株式保有にもたらす影響—経済実験およびフィールドデータとの整合性によるモデルの検証— 敬愛大学 経済学部 教授 和田 良子 85
◇モバイルマネーの使用は貯蓄を増加させるか?ジンバブエのデータからの分析 筑波大学 人文社会系 教授 内藤 久裕 115

〔参考〕

◇2022年度 研究助成募集要項 173
◇ゆうちょ財団の研究助成について 176

一般財団法人 ゆうちょ財団

COVID-19(新型コロナウィルス)危機が 主要国の信用リスクに与えた影響の検証

明治大学 商学部 伊藤 隆康

要 約

COVID-19（新型コロナウイルス）パンデミックの発生は、2020年1月末頃に中国で顕在化し、2020年2月末にイタリア北部でも確認され、そこからヨーロッパ諸国やアジア、アメリカの国々に急速に広がった。パンデミックが激化するにつれ、世界の金融市場は暴落した。例えば、株価は下落し、国債の利回りは上昇した。

クレジット・デフォルト・スワップ（CDS）のスプレッド（プレミアム）が急上昇したのは、金融市場の参加者が各国国債の信用リスクが悪化することを懸念したためである¹。多くの国がCOVID-19パンデミックによって引き起こされた停滞した経済を支援するために、より多くの国債を発行することを決定したことが主な要因である。

Tokic (2020) は、COVID-19パンデミックは脱グローバル化と脱ドル化の傾向を加速させ、より持続可能なグローバル化を構築する機会を生み出す可能性が高いと結論付けている。COVID-19パンデミックに伴い、金融市場に構造的な変化が生じていたことが想定される。

本稿では、CDS市場を分析することにより、ドイツ、日本、英国、米国の4つの主要国における信用リスクの連動性と伝播に焦点を当てている。この研究はCOVID-19パンデミックが世界的に発生した時期で、標本期間を2つに分けて比較分析を行う。これまでのところCOVID-19パンデミックにおけるドイツ、日本、英国、米国のCDS市場間の連動性と伝播を分析した先行研究はないため、本研究は独自性が強い。

分析には日次ベースのCDSスプレッド（ドイツ、日本、英国、および米国）を信用リスク指標として利用する。5年物CDSは他の満期のCDSと比較して流動性が高いため、満期は5年物を用いる。データはDatastreamによって提供されたものである。サンプル期間全体は、パンデミックが北イタリアで拡大する前と後の2つの部分に分けられる。第1期間（標本A）は2018年3月23日から2020年2月21日までである。第2期間（標本B）は2020年2月24日から2022年1月24日までである。データの推移を図1に示した。

¹ CDSのプレミアムに関しては、市場ではスプレッドと表現される。

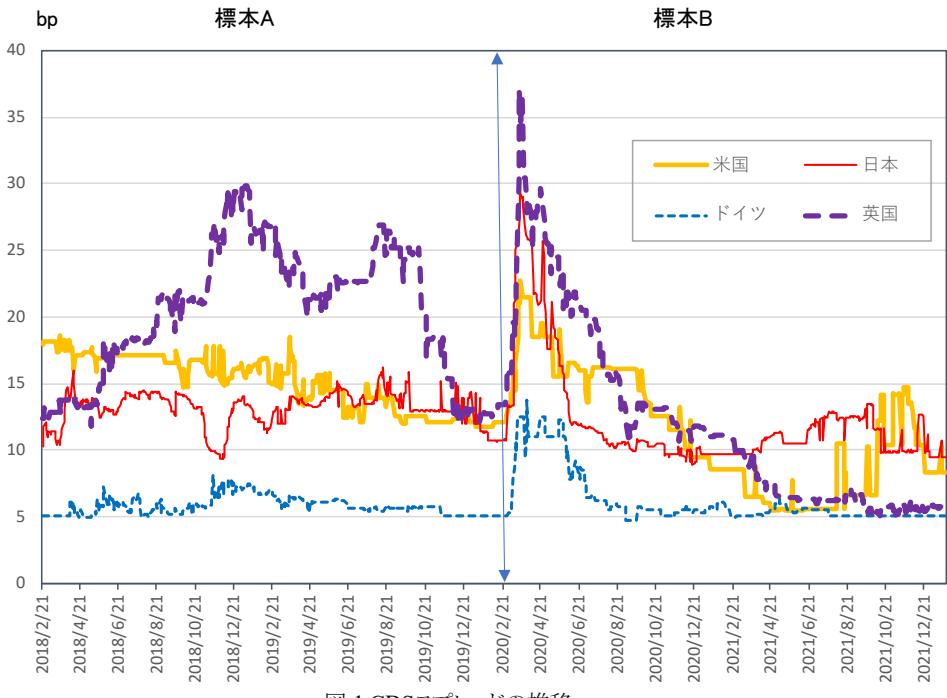


図 1 CDSスプレッドの推移

注：標準Aは2018年3月23日から2020年2月21日。

標準Bは2020年2月24日から2022年1月24日。

データソースはDatastream。

最初に Augmented Dickey-Fuller (ADF) 検定と Kwiatowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) 検定を利用する。原データをチェックして、単位根が含まれているかどうかを検証する。続いて、一次差分のデータを分析して単位根かどうかを調べ、I(1)過程であることを確認する。次にデータが非定常 I(1) 変数であることを確認した上で、Johansen(1988) による共和分検定を行い、CDS スプレッド（ドイツ、日本、英国、および米国）間の連動性を検証する。最後に Toda/Yamamoto (1996) の Granger 因果性検定を行い、CDS スプレッド（ドイツ、日本、英国、および米国）間の相互作用を分析する。

ドイツ、日本、英国、および米国での CDS スプレッドは、COVID-19 のパンデミックの前には共変動したが、相互の因果性は少なかった。しかし、パンデミック後において、CDS スプレッドは共変動することはなかったが、パンデミック前に比べると、相互の因果性が多く見出された。

ドイツ、日本、英国、米国の信用リスクは、パンデミック前は比較的安定していたため、運動して推移した。一方、COVID-19 パンデミック後、景気対策としての財政支出レベルは国によって異なったため、CDS スプレッドは運動して推移しなかった。CDS 市場は各国の信用リスクに対してより敏感になり、その結果、4 か国間で信用リ

スクが独立して推移したと考えられる。

伊藤（2000）の結果は、本論文の結果とは異なる。伊藤（2020）はユーロ圏 5 カ国（ドイツ、フランス、イタリア、ポルトガル、スペイン）の CDS スプレッドは、COVID-19 パンデミック危機以前には連動していなかった。CDS スプレッドは個別に値付けされ、ユーロ圏全体のソブリン リスクは織り込まれていなかった。しかし、パンデミック後、CDS スプレッドは 5 か国で連動していた。

キーワード: COVID-19、共和分、信用リスクの伝播、CDS(クレジット・デフォルト・スワップ

COVID-19 (新型コロナウイルス) 危機が主要国の信用リスクに与えた影響の検証 ☆

明治大学 商学部 伊藤隆康

☆ 本稿はゆうちょ財団から提供された研究助成の成果である。記して謝辞を述べたい。

要 旨

本稿では、COVID-19 パンデミック前後の CDS スプレッド（プレミアム）を比較分析することにより、ドイツ、日本、英国、米国的主要 4 カ国の信用リスクの連動性と伝播に焦点を当てた。2020 年 2 月末にイタリア北部でパンデミックが拡大した後、4 カ国の CDS スプレッドは急騰した。ドイツ、日本、英国、および米国での CDS スプレッドは、COVID-19 のパンデミックの前には共変動したが、相互の因果性は少なかった。しかし、パンデミック後において、CDS スプレッドは共変動することはなかったが、パンデミック前に比べると、相互の因果性が多く見出された。

ドイツ、日本、英国、米国の信用リスクは、パンデミック前は比較的安定していたため、連動して推移した。一方、COVID-19 パンデミック後、景気対策としての財政支出レベルは国によって異なったため、CDS スプレッドは連動して推移しなかった。CDS 市場は各国の信用リスクに対してより敏感になり、その結果、4 カ国間で信用リスクが独立して推移したと考えられる。

伊藤（2000）の結果は、本論文の結果とは異なる。伊藤（2020）はユーロ圏 5 カ国（ドイツ、フランス、イタリア、ポルトガル、スペイン）の CDS スプレッドは、COVID-19 パンデミック危機以前には連動していなかった。CDS スプレッドは個別に値付けされ、ユーロ圏全体のソブリン リスクは織り込まれていなかった。しかし、パンデミック後、CDS スプレッドは 5 か国で連動していた。

キーワード: COVID-19、共和分、信用リスクの伝播、CDS（クレジット・デフォルト・スワップ

1. はじめに

COVID-19（新型コロナウイルス）パンデミックの発生は、2020年1月末頃に中国で顕在化し、2020年2月末にイタリア北部でも確認され、そこからヨーロッパ諸国やアジア、アメリカの国々に急速に広がった。パンデミックが激化するにつれ、世界の金融市場は暴落した。例えば、株価は下落し、国債の利回りは上昇した。クレジット・デフォルト・スワップ（CDS）のスプレッド（プレミアム）が急上昇したのは、金融市場の参加者が各国国債の信用リスクが悪化することを懸念したためである¹。多くの国がCOVID-19パンデミックによって引き起こされた停滞した経済を支援するために、より多くの国債を発行することを決定したことが主な要因である。

Tokic (2020) は、COVID-19パンデミックは脱グローバル化と脱ドル化の傾向を加速させ、より持続可能なグローバル化を構築する機会を生み出す可能性が高いと結論付けている。COVID-19パンデミックに伴い、金融市場に構造的な変化が生じていたことが想定される。本稿では、CDS市場を分析することにより、ドイツ、日本、英国、米国の4つの主要国における信用リスクの連動性と伝播に焦点を当てている。この研究はCOVID-19パンデミックが世界的に発生した時期で、標本期間を2つに分けて比較分析を行う。

CDSとはクレジットイベントが発生した場合に売り手が買い手に補償する金融スワップ契約を指す。伊藤(2020)で言及されているように、CDSの買い手は売り手に一連の支払いを行い、代わりにデフォルトが発生した場合は補償金を受け取り、売り手はデフォルトの債券またはローンの所有権を得ることになる。ある国で信用リスクが増加すると、その国の国債を対象にしたCDSスプレッドが増加する。したがって、金融システムにおける信用リスクを測定するためにCDSスプレッドを使用することは適切である。

これまでのところCOVID-19パンデミックにおけるドイツ、日本、英国、米国のCDS市場間の連動性と伝播を分析した先行研究はないため、本研究は独自性が強い。

¹ CDSのプレミアムに関しては、市場ではスプレッドと表現される。

2. 先行研究

2.1 CDS とユーロ圏の財政危機

Alter and Beyer (2014) は、ユーロ圏のソブリン信用市場と銀行間の波及効果を定量化している。スピルオーバーは、CDS スプレッドの日次変化の VAR (Vector Autoregressive) モデルから再帰的に推定され、外因性の共通要因が適用される。

Beirne and Fratzscher (2013) は、欧州のソブリン債務危機における 31 の先進国および新興国のソブリンリスクの要因を分析している。彼らの研究は、各国のファンダメンタルズの悪化と、ファンダメンタルズに対する金融市場の感度の急激な上昇が、国債利回りと CDS スプレッドの上昇の主な説明であることを示している。

Calice et al. (2013) による研究の主要な結論は以下の通りである。ギリシャ、アイルランド、ポルトガルを含むいくつかの国では、ソブリン CDS 市場の流動性が、国債のクレジットスプレッドの変化に影響を与える。Gorea and Radev (2014) は、2007 年から 2011 年までのユーロ圏諸国の共通するデフォルトリスクの決定要因を調べ、個々の CDS 契約から共通のデフォルト確率を推定した。これまでの理論的研究とは対照的に、彼らは財政問題を抱えた周辺のユーロ圏経済の場合にのみ、金融市場の連動性が伝染経路の共通要因であるとの結論を導いた。

Grammatikos and Vermeulen (2012) はリーマンブラザーズの崩壊後、リーマンショック以前のサブ期間と比較して、金融システムはギリシャとドイツの CDS スプレッドの差の変化に大きく依存するようになったことを示している。Kalbaska and Gatkowski (2012) は、ポルトガルが最も脆弱な国であったのに対し、英国はショックの影響を最も受けにくくと分析する。

Ito (2015) はユーロ圏のソブリン危機の時期に、PIIGS (ポルトガル、アイルランド、イタリア、ギリシャ、スペイン) の 5 か国のソブリン CDS スプレッドが共変動したと結論付けている。ギリシャはソブリン CDS 市場を大きな影響を与えた。一方、他の PIIGS 諸国からのギリシャへの影響は見出されなかった。伊藤 (2015) の詳細については補論 1 を参照。

2.2 CDS と COVID-19

Andries et al. (2021) は、GDP に対する債務の比率が増加すると、CDS スプレッドの累積的な異常な変化が大幅に増加することを示している。これは投資家が債務の多いことを背景に、財政刺激策と緊急財政を提供する能力が限られている国を懸念して

いることを示唆する。

Daehle et al. (2021) によれば、パンデミックの悪化によるロックダウンの長期化と GDP 成長率回復の鈍化見通しは、国債市場への信頼を低下させる可能性があると結論付ける。Haddad et al. (2021) は次に述べる結論を導く。投資適格社債は CDS よりも割安で取引されている。また、上場投資信託は純資産価値よりも割安で取引されており、より安全な債券についても COVID-19 危機下において価格が正当な水準よりも下落している。

伊藤 (2020) は CDS スプレッドが COVID-19 パンデミックの前に、ユーロ圏 5 カ国（ドイツ、フランス、イタリア、ポルトガル、スペイン）で個別にプライシングされており、ユーロ圏全体のソブリンリスクを織り込んでいない。しかし、パンデミック危機の期間中、信用リスクは 5 カ国で連動していた。伊藤 (2020) の詳細については補論 2 を参照。

Ivanov et al. (2020) は過去 10 年間にわたる中央清算機構の発達は、COVID-19 危機間の CDS 市場の金融安定に大きく貢献し、市場の透明性、資本効率、および堅牢なリスク管理サービスの向上に大きく貢献したと指摘する。

Jinjarak et al. (2021) によれば、2020 年 3 月における国債市場の変化は従来の決定要因ではなく、COVID-19 固有のリスクと関連するポリシー、死亡率の結果、およびポリシーの発表によって十分に説明される。また、欧州中央銀行がパンデミック緊急購入プログラムを発表した直後に、CDS スプレッド の拡大は止まったが、実際の変化とモデルが示唆する変化との乖離は継続していた。

Liu et al. (2021) は COVID-19 ショックが CDS スプレッドを大幅に拡大させ、より高い債務ロールオーバーリスクに直面している企業の株主価値を低下させたと結論づける。さらにこの影響は、非金融企業、財政的に制約のある企業、および非常に不安定な企業にとってより強力であった。Wei and Han (2021) は、パンデミックの発生後のサンプル期間中、従来型または非従来型の金融政策のいずれも、国債、株式、為替レート、および CDS 市場に大きな影響を与えたかったと示唆する。

2. データ

日次ベースの CDS スプレッド（ドイツ、日本、英国、および米国）を信用リスク指標として利用する。5 年物 CDS は他の満期の CDS と比較して流動性が高いため、

満期は 5 年物を用いる。データは Datastream によって提供されたものである。サンプル期間全体は、パンデミックが北イタリアで拡大する前と後の 2 つの部分に分けられる。第 1 期間（標本 A）は 2018 年 3 月 23 日から 2020 年 2 月 21 日までである。第 2 期間（標本 B）は 2020 年 2 月 24 日から 2022 年 1 月 24 日までである。データの動きを図 1 に示した。データの記述統計を表 1 に示した。

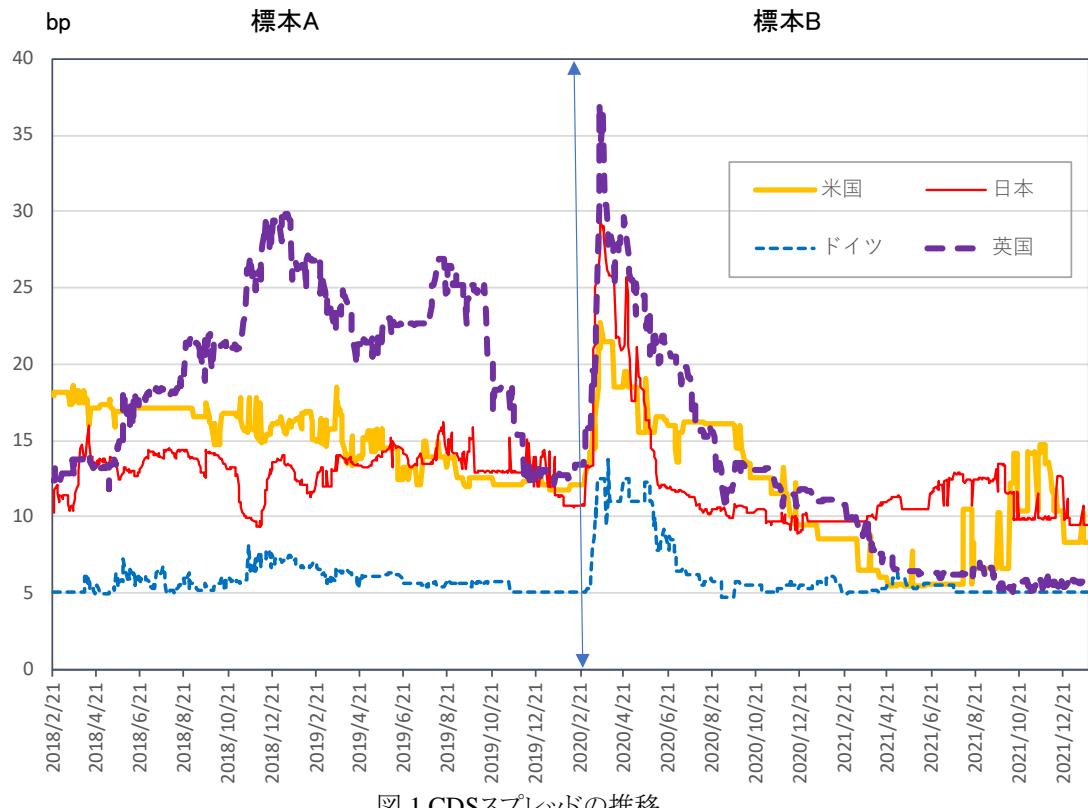


図 1 CDSスプレッドの推移

注：標本Aは2018年3月23日から2020年2月21日。

標本Bは2020年2月24日から2022年1月24日。

データソースはDatastream。

表1 記述統計

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値	中央値
標本A					
日本	14.91	1.99	11.81	18.47	15.13
米国	13.21	1.24	9.31	16.20	13.40
ドイツ	5.84	0.66	5.00	8.17	5.71
英国	20.59	4.92	11.84	30.29	21.35
標本B					
日本	11.30	4.51	5.53	22.76	10.39
米国	12.10	3.96	8.96	29.41	10.59
ドイツ	6.25	2.08	4.78	13.78	5.52
英国	12.04	7.05	5.04	37.11	10.78

注：標本Aは2018年3月23日から2020年2月21日。

標本Bは2020年2月24日から2022年1月24日。

3. 分析手法

3.1 見せかけの回帰

一般に、変数間に存在する関係を分析するには変数相互の回帰分析が利用される。しかし、非定常な確率変数が含まれている場合には、決定係数や t 値等の統計量が単純な分布に従わなくなるため、通常の検定は誤った結果を導く可能性がある。Granger and Newbold (1974)はこれを「見せかけの回帰」(Spurious Regression) の問題と呼んだ。さらに、Phillips(1986)は非定常なデータ分析に関して(1)決定係数が変数間の関係を示す目安とはならないことがある、(2)ダービン・ワトソン比の低い推計式は見せかけの関係の可能性があるーの 2 点を指摘している。Nelson and Plosser(1982)は米国の主要マクロ変数がトレンド回りに定常であるか、単位根を持つ非定常過程であるかを検定し、単位根の存在が棄却されないとの結果を示した。

3.2 非定常過程と定常過程

AR プロセスで表わされる時系列データは、(1)トレンドまわり、あるいは、一定の値を規則的に変動する定常過程、(2)トレンドまわり、あるいは、一定の値を不規則に変動する非定常過程——の 2 種類に分類できる。

以下に簡単な 1 次の自己回帰モデル AR(1)を用いる。

$$y_t = \theta y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

この AR(1)は、次式のように書き直せる。

$$(1 - \theta L)y_t = u_t \quad (2)$$

L はラグオペレーターと呼ばれ、時系列変数に掛けると 1 期溯る操作 ($Ly_t = y_{t-1}$) を行うものである。 $(1 - \theta L) = 0$ を特性方程式と呼び、その根は $L = 1/\theta$ である。自己回帰モデルでは特性方程式の根 L の絶対値が 1 より大きい時に定常過程となり、1 以下の場合に非定常過程となる。非定常過程は、根が 1 未満の場合と 1 である場合で発散過程と単位根過程に分けられる。副島 (1994) によれば、発散過程はその形状から容易に判別でき、また、金融経済データでは発散していくものは珍しい。したがって、ここでの分析では発散過程を考慮せずに非定常過程を根が 1 である単位根のケースに限る。

p 次自己回帰モデル AR(p) は次のように表現可能である。

$$(1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \cdots - \theta_p L^p)y_t = u_t \quad (3)$$

特性方程式 $(1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \cdots - \theta_p L^p)y_t$ は p 個の根を持つ。2 次以上の自己回帰モデルの場合には虚数解も存在しうる。特性方程式の解 $L = \alpha + \beta i$ が複素平面の単位円 ($\alpha^2 + \beta^2 = 1$) 上にあるとき、単位根と定義される。

3.3 単位根検定

本稿では Augmented Dickey-Fuller (ADF) 検定と Kwiatowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) 検定を利用する。原データをチェックして、単位根が含まれているかどうかを検証する。続いて、一次差分のデータを分析して単位根かどうかを調べ、I(1)過程であることを確認する。以下に ADF 検定と KPSS 検定について述べる。

(1)DF (Dickey/Fuller) 検定と ADF (Augmented Dickey/Fuller) 検定

ADF 検定は帰無仮説を「単位根が存在する」、対立仮説を「単位根が存在せず定常である」とする。Fuller(1976)や Dickey and Fuller(1979)、Dickey and Fuller(1981)による単位根の有無に関する検定の研究では、時系列が AR(1) に従っている単純な場合を考えている。

$$y_t = \theta y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

このような自己回帰モデルに最小二乗法を適用した θ の推計値を Λ とすると $|\theta| < 1$ のとき $T^{1/2}(\theta_{OLS} - \theta)$ が正規分布に漸近するため、 $t = (\theta_{OLS} - \theta) / SE(\theta_{OLS})$ は漸

近的に標準正規分布に法則収束し、通常の t 値に基づく検定が可能である。ところが $\theta=1$ の場合、 $T(\theta_{OLS}-1)$ が漸近的にウィナー過程を用いて表現される確率変数の分布に従うことがわかっているが、小標本で解析的にこの分布型を求めるることは困難である。そこで、いくつかの有限な標本数について、Dickey はモンテカルロ・シミュレーションで求めた $T(\theta_{OLS}-1)$ と t 値の分布表を用いて検定を可能にした。これを Dickey/Fuller 検定 (DF 検定) と呼び、最小二乗法を適用するだけの簡便な方法であるためよく利用されている。

現実のデータを AR(1) で推計した場合、誤差項に強い正の相関が残る場合が多く、 u_t に関する独立性の仮定を満たしていない。1 次の自己回帰モデルで説明できる場合は比較的まれであるため、前節の手法より一般的な p 次のモデルに対応するよう拡張が必要である。 p 次の自己回帰モデル

$$(1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \cdots - \theta_p L^p) y_t = u_t \quad (5)$$

は以下の形に変形できる。

$$y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \rho_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (6)$$

これは(5)式に階差のラグを加えた形であり、(6)式が単位根を持つとき $\rho=1$ となるため、(6)式を最小二乗法で回帰すれば、 t 値や $T(\theta_{OLS}-1)$ について漸近的には、DF 検定と同じ漸近分布を用いて検定できることが Dickey と Fuller によって示された。これを Augmented Dickey/Fuller 検定という。自己回帰モデルに定数項やトレンド項が入った場合も同じように検定でき、DF 検定と同様に簡単に検定できるため頻繁に利用される。ADF 検定のラグの決定方法に関しては、AIC 基準、SBC 基準が代表的である。

(2) KPSS (Kwiatkowski/Phillips/Schmidt/Shin) 検定

帰無仮説を「単位根が存在する」、対立仮説を「単位根が存在せず定常である」とする ADF 検定とは異なり、Kwiatkowski et al.(1992) によれば、KPSS 検定は ADF 検定と逆に、帰無仮説を「単位根が存在せず定常である」、対立仮説を「単位根が存在する」とする。ある変数がトレンド変数 t 、ランダムウォーク変数 $x_t \sim I(1)$ 、定常的な誤差項 $u_t \sim I(0)$ の 3 つの和として以下のように表す。

$$y_t = \xi t + x_t + u_t \quad (7)$$

$$(x_t = x_{t-1} + u_t)$$

y_t がトレンド回りに定常的であるとの帰無仮説が成立するためには、 u_t の分散が 0

となる必要がある。というのは、このとき $x_t - x_{t-1}$ は一定となり、 x_t はトレンド回りで定常となって、I(1)の変数がなくなるためである。(7)式で回帰の残差 \hat{u}_t のラグ付き値を用いて、以下のラグランジュ乗数型の検定統計量を計算する。

$$\eta_\tau = T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / s^2(k) \quad (8)$$

ここで

$$S_t = \sum_{i=1}^T \hat{u}_i$$

$$s^2(k) = T^{-1} \sum_{t=1}^T u_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^k w(s, k) \sum_{t=s+1}^T \hat{u}_t \hat{u}_{t-s} \quad (9)$$

であり

$$w(s, k) = 1 - s / (k + 1)$$

は Bartlett の window である。検定統計量が棄却値より大なら、帰無仮説は棄却される。 $\xi = 0$ の時、 x_t は一定となり、 y_t がレベル回りで定常的であるとの帰無仮説が棄却されない。この場合の検定統計量 η_u も同様に得られる。

3.4 共和分検定

本稿では、データが非定常 I(1) 変数であることを確認した上で、Johansen(1988)による共和分検定を行う。Johansen は k 次 VAR モデルを使用した分析を提案している。まず、 p 変量のベクトル X_t に対して、次のような k 次のラグ項を持つ VAR モデルについて想定する。

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \lambda + u_t \quad (10)$$

ここで、 X_t の p 個の要素すべてが I(1) 変数とする。また、 u_t は平均 0、分散 Λ の独立同一分布に従う誤差項であり、さらには定数項である。上式を以下のように階差表現することができる。

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi \Delta X_{t-k} + \lambda + u_t \quad (11)$$

ここで、

$$\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i, \quad (i = 1, \dots, k-1)$$

$$\Pi = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_k$$

である。

X_t のすべての要素が I(1) 変数であるという仮定の下では、(10)式の ΠX_{t-1} は I(0) とな

る必要がある。このことは行列 Π のランクが

$$0 \leq \text{rank}(\Pi) < p$$

を満たすことと同値である。ここで、 X_t の要素が共和分の関係に有る場合には、

$$0 < \text{rank}(\Pi) < p$$

となり、行列 Π は PXr (r は $\text{rank}(\Pi)$) の行列の α と β を用いて

$$\Pi = \alpha\beta'$$

と表現が可能となることに Johansen は注目した。これを用いると最終的に(11)式は

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} \dots + \Gamma_{t-k} \Delta X_{t-k+1} + \alpha\beta' \Delta X_{t-k} + \lambda + u_t \quad (12)$$

と書き直される。ここで β' は共和分ベクトルを表わしており、 $\beta' X_{t-k}$ は誤差修正項であり、I(0)を満たす。

Johansen の尤度比検定では、(12)式のように ECM 表現された VAR モデルに対して、共和分が r 個存在する（行列 Π のランクは r ）という帰無仮説のもとで推定されたモデルの尤度と対立仮説の下でのモデルの尤度との比によって、逐次的に r が検定される。この際の対立仮説には、

- ①共和分の数を考慮しない ($\text{rank}(\Pi) \leq p$) タイプ（トレース検定）
- ②モデルの冗長性を問うために共和分の数を 1 つ増やした ($\text{rank}(\Pi) \leq r+1$) タイプ（最大固有値検定）

がある。

Johansen 共和分検定は、CDS スプレッド（ドイツ、日本、英国、および米国）に適用される。共和分関係を検証するために、最大固有値検定とトレース 検定が実行される。共和分関係が見出された場合、ドイツ、日本、英国、および米国の CDS 市場は長期均衡で動いていると結論付けられる。言い換えれば、4カ国の CDS は共変動していたことになる。

3.3 グレンジャー因果性検定

Granger 因果性の検定とは、変数 x と y の間で、 x が y を説明するのか、 y が x を説明するのか、あるいは相互に説明しあっているのかを知るための検定である。 x と y が定常性をもつ時系列変数であるとき、以下の (13) 式と(14)式を最小二乗法で推計して、誤差の二乗和を求めて F 検定を行う。その結果、(13)式の帰無仮説 H_0 が棄却されれば、 y の過去の動きが x を説明していることになる。同じく、F 検定を用いて(14)式の帰無仮説 H_0 が棄却されれば、 x の過去の動きが y を説明していることになる。

$$x_t = \kappa_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i y_{t-i} + u_t \quad (13)$$

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_p = 0$$

$$H_1 : \text{いずれかの } \beta_i \neq 0 \quad (i = 1, 2, \dots, p)$$

$$y_t = \zeta_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i y_{t-i} + v_t \quad (14)$$

$$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = \cdots = \gamma_p = 0$$

$$H_1 : \text{いずれかの } \gamma_i \neq 0 \quad (i = 1, 2, \dots, p)$$

通常の時系列分析では、非定常性の問題を回避するために、変化率に転換したデータを用いて Granger 因果性の検定が行われる。しかし、変化間に共和分の関係がある場合には、変化率を用いた検定は定式化に誤りがあることが指摘されている。Toda and Yamamoto(1995)は、単位根をもつかもしれない自己回帰モデル (VAR) における Granger 因果性の検定方法を開発した。

彼らによれば、 y から x 、 x から y への影響について、帰無仮説 H_0 がそれぞれ検定される。ただし、 x と y について、本来のラグ期 p にもう 1 つのラグ項を加えた $p+1$ をとり、トレンド項 t を加えて推計する。

$$x_t = \kappa_0 + \lambda t + \sum_{i=1}^{p+1} \alpha_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \beta_i y_{t-j} + u_t \quad (15)$$

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_p = 0$$

$$H_1 : \text{いずれかの } \beta_i \neq 0 \quad (i = 1, 2, \dots, p)$$

$$y_t = \zeta_0 + \eta t + \sum_{i=1}^{p+1} \gamma_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \delta_i y_{t-j} + v_t \quad (16)$$

$$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = \cdots = \gamma_p = 0$$

$$H_1 : \text{いずれかの } \gamma_i \neq 0 \quad (i = 1, 2, \dots, p)$$

(15) 式と(16)式を最小二乗法で推計して、誤差の二乗和を求めて F 検定を行う。その結果、(15)式の帰無仮説 H_0 が棄却されれば、 y の過去の動きが x を説明していることになる。同じく、 F 検定を用いて(16)式の帰無仮説 H_0 が棄却されれば、 x の過去の動

きが y を説明していることになる。

上記の理論を本論文に適用すると次に述べる通りとなる。(17)式は日本、英国、米国の CDS スプレッドがドイツの CDS スプレッドに影響を与えていているのかどうかを示す。元のラグ数には、赤池情報量基準 (AIC) 標準を用いる。

$$Germany = \kappa_0 + \lambda t + \sum_{i=1}^{p+1} \alpha_i Japan_{t-1} + \sum_{i=1}^{p+1} \beta_i UK_{t-1} + \sum_{i=1}^{p+1} \chi_i US_{t-1} + \sum_{i=1}^{p+1} \varepsilon_i Germany_{t-1} + u_t \quad (17)$$

$$Japan = \kappa_0 + \lambda t + \sum_{i=1}^{p+1} \alpha_i Germany_{t-1} + \sum_{i=1}^{p+1} \beta_i UK_{t-1} + \sum_{i=1}^{p+1} \chi_i US_{t-1} + \sum_{i=1}^{p+1} \varepsilon_i Japan_{t-1} + u_t \quad (18)$$

$$UK = \kappa_0 + \lambda t + \sum_{i=1}^{p+1} \alpha_i Japan_{t-1} + \sum_{i=1}^{p+1} \beta_i Germany_{t-1} + \sum_{i=1}^{p+1} \chi_i US_{t-1} + \sum_{i=1}^{p+1} \varepsilon_i UK_{t-1} + u_t \quad (19)$$

$$US = \kappa_0 + \lambda t + \sum_{i=1}^{p+1} \alpha_i Japan_{t-1} + \sum_{i=1}^{p+1} \beta_i UK_{t-1} + \sum_{i=1}^{p+1} \chi_i Germany_{t-1} + \sum_{i=1}^{p+1} \varepsilon_i US_{t-1} + u_t \quad (20)$$

4. 分析結果

4.1. 単位根検定

原データに対する ADF および KPSS 検定 の結果は、分析に使用されたすべての元のデータが非定常であることを示している。結果は表 2 および 3 に示した。

原データから差分をとったデータに対する ADF および KPSS 検定 の結果は、すべての差分データが定常であることを示している。分析に使用されるすべてのデータは非定常 I (1) であると結論付けることができる。したがって、非定常時系列モデルを使用するのが適当である。結は表 4 および 5 に示した。

表2 ADF検定(原系列)

変数	トレンドなし	トレンドあり
標本A		
日本	-0.668	2.935
米国	-1.183	-5.817
ドイツ	-0.410	-2.073
英國	-0.295	-1.208
標本B		
日本	-1.745	-2.862
米国	-0.903	-1.728
ドイツ	-0.639	-2.401
英國	-1.046	-2.993

注: *は5%水準で有意であることを示す。

5%棄却値は-2.86(トレンドなし)、-3.41(トレンドあり)。

標本Aは2018年3月23日から2020年2月21日。

標本Bは2020年2月24日から2022年1月24日。

表3 KPSS検定(原系列)

Variable	Lag=0		Lag=12	
	η_μ	η_τ	η_μ	η_τ
標本A				
日本	2.418*	2.244*	0.239	0.222*
米国	44.418*	2.008*	3.718*	0.288*
ドイツ	8.209*	6.627*	0.799*	0.606*
英國	9.570*	9.569*	0.771*	0.771*
標本B				
日本	7.338*	5.923*	1.205*	0.504*
米国	30.729*	7.647*	2.490*	0.658*
ドイツ	23.136*	5.365*	1.902*	0.474*
英國	40.361*	5.613*	3.214*	0.520*

注: *は5%水準で有意であることを示す。

5%棄却値は0.463(レベル定常性)、0.146(トレンド定常性)である。

η_μ はレベル定常性。 η_τ はトレンド定常性。

標本Aは2018年3月23日から2020年2月21日。

標本Bは2020年2月24日から2022年1月24日。

表4 ADF検定(一次差分)

変数	トレンドなし	トレンドあり
標本A		
△日本	-9.156*	-9.093*
△米国	-10.840*	-10.821*
△ドイツ	-8.137*	-8.147*
△英国	-27.422*	-27.318*
標本B		
△日本	-7.854*	-7.819*
△米国	-9.578*	-9.714*
△ドイツ	-7.904*	-8.354*
△英国	-5.987*	-6.013*

注: *は5%水準で有意であることを示す。

5%棄却値は-2.86(トレンドなし)、-3.41(トレンドあり)。

標本Aは2018年3月23日から2020年2月21日。

標本Bは2020年2月24日から2022年1月24日。

表5 KPSS検定(一次差分)

Variable	Lag=0		Lag=12	
	η_μ	η_τ	η_μ	η_τ
標本A				
△日本	0.042	0.016	0.095	0.036
△米国	0.005	0.005	0.017	0.017
△ドイツ	0.032	0.008	0.102	0.027
△英国	0.352	0.032	0.473	0.048
標本B				
△日本	0.081	0.084	0.061	0.063
△米国	0.046	0.084	0.092	0.086
△ドイツ	0.084	0.082	0.084	0.086
△英国	0.142	0.142	0.090	0.090

注: *は5%水準で有意であることを示す。

5%棄却値は0.463(レベル定常性)、0.146(トレンド定常性)である。

η_μ はレベル定常性。 η_τ はトレンド定常性。

標本Aは2018年3月23日から2020年2月21日。

標本Bは2020年2月24日から2022年1月24日。

4.2 共和分検定

Johansen 共和分検定(最大固有値検定とトレース検定の両方)の結果は、標本Aには

1 つの共和分関係があることを示しているが、標本 B には共和分関係は見出されなかった。パンデミック前において CDS スプレッドはドイツ、日本、イギリスアメリカで共変動していた。言い換えれば、信用リスクは連動していた。一方、パンデミック後においては、4 カ国の CDS スプレッドは共変動を示さなかった。言い換えれば、信用リスクは連動していなかった。結果は表 6 に示した。

表6 Johansen 共和分検定

帰無仮説	対立仮説	検定統計量	5%棄却値	検定統計量	5%棄却値
標本 A					
		最大固有値検定		トレース検定	
r = 0	r = 1	40.77*	28.14	64.96*	53.12
r ≤ 1	r = 2	15.97	22.00	24.19	34.91
r ≤ 2	r = 3	6.63	15.67	8.22	19.96
r ≤ 3	r = 4	1.59	9.24	1.60	9.24
標本 B					
r = 0	r = 1	18.79	28.14	39.64	53.12
r ≤ 1	r = 2	10.88	22.00	20.85	34.91
r ≤ 2	r = 3	7.64	15.67	9.97	19.96
r ≤ 3	r = 4	2.33	9.24	2.33	9.24

注: * は5 % 水準で有意であることを示す。

棄却値はOsterwald-Lenum(1992)からの引用である。

標本Aは2018年3月23日から2020年2月21日。

標本Bは2020年2月24日から2022年1月24日。

4.3 Granger 因果性検定

Granger 因果性検定の結果、標本 A では、ドイツから日本、米国、英国への因果関係と、米国から英国への因果性が確認された。標本 B では、英国から日本、アメリカ、ドイツへの因果性と日本からドイツとイギリスへの因果性が確認できた。結果は表 7 に示した。

表7 Granger因果性検定

変数	検定統計量	変数	検定統計量
標本 A		標本 B	
日本 → 米国	0.047	日本 → 米国	1.984
日本 → ドイツ	0.631	日本 → ドイツ	7.313*
日本 → 英国	0.952	日本 → 英国	3.578*
米国 → 日本	0.915	米国 → 日本	0.584
日本 → ドイツ	0.961	日本 → ドイツ	0.867
米国 → 英国	3.131*	米国 → 英国	2.157
ドイツ → 日本	4.607*	ドイツ → 日本	7.224*
ドイツ → 米国	2.308*	ドイツ → 米国	0.890
ドイツ → 英国	7.350*	ドイツ → 英国	4.080*
英国 → 日本	2.079	英国 → 日本	4.297*
英国 → 米国	1.727	英国 → 米国	5.954*
英国 → ドイツ	0.414	英国 → ドイツ	9.742*

注: * は5 % 水準で有意であることを示す。

標本Aは2018年3月23日から2020年2月21日。

標本Bは2020年2月24日から2022年1月24日。

5.まとめ

本稿では、COVID-19 パンデミック前後の CDS スプレッドを比較分析することにより、ドイツ、日本、英国、米国的主要 4 カ国の信用リスクの連動性と伝播に焦点を当てた。2020 年 2 月末にイタリア北部でパンデミックが拡大した後、CDS スプレッドは急騰した。ドイツ、日本、英国、および米国の CDS スプレッドは、COVID-19 のパンデミック前には共変動したが、相互の因果性は少なかった。しかし、パンデミックの後、CDS スプレッドは共変動することはなかったが、パンデミック前に比べると、相互の因果性が多く見出された。

ドイツ、日本、英国、米国の信用リスクは、パンデミック前は比較的安定していたため、連動して推移した。一方、COVID-19 パンデミック後、財政支出のレベルは国によって異なったため、CDS スプレッドは連動して推移しなかった。CDS 市場は各国の信用リスクに対してより敏感になり、その結果、4 か国間で信用リスクが独立して推移したと考えられる。

伊藤（2000）の結果は、本論文の結果とは異なる。伊藤（2020）によれば、ユーロ圏

5 カ国（ドイツ、フランス、イタリア、ポルトガル、スペイン）の CDS スプレッドは、COVID-19 パンデミック危機以前には関連していなかった。CDSスプレッドは個別に値付けされ、ユーロ圏全体のソブリン リスクは織り込まれていなかった。しかし、パンデミック後、CDS スプレッドは 5 か国で連動していた。

補論 1 CDS とユーロ圏の財政危機

Ito (2015) は、2009 年 1 月 29 日から 2011 年 9 月 16 日までの期間について、2 つの視点から分析している。最初に、PIIGS（ポルトガル、アイルランド、イタリア、ギリシャ、スペイン）諸国におけるソブリン CDS スプレッドの共変動を検証する。次に、PIIGS 諸国間の CDS スプレッドの伝播を分析する。この方法でこれらの国々で信用危機が共有されたかどうか、特に PIIGS 諸国でどの国がユーロ圏のソブリン危機を悪化させたのかを検証できる。分析には 5 年物 CDS スプレッドの日次データを用いた。CDS スプレッドを図 A1 に示した。また、記述統計量を表 A1 に示した。

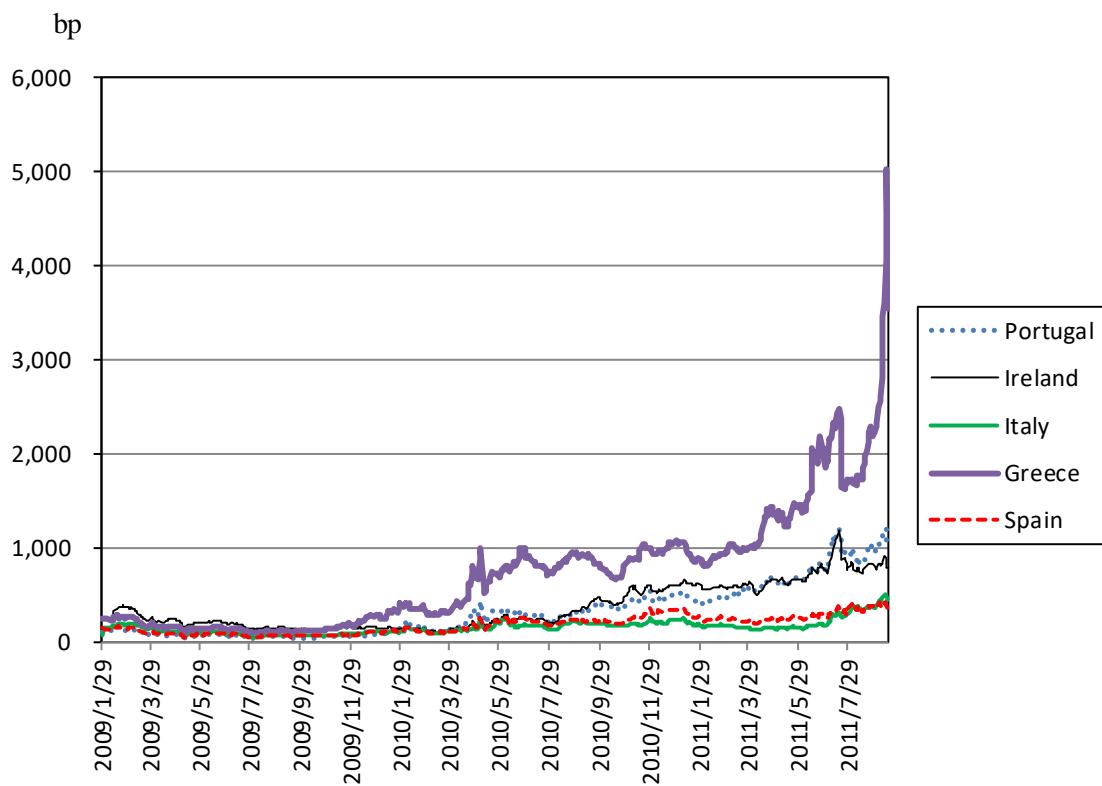


Figure A1 Movement of CDS

Notes : CDS prices of PIIGS (Portugal, Ireland, Italy, Greece, and Spain) are shown.

The sample period is from January 29, 2009 to September 16, 2011.

The data source is Bloomberg.

Table A1 Descriptive statistics

Variable	Average	SD	Min	Max	Median
Italy	327.278	280.621	43.134	1214.856	274.575
Spain	371.393	238.748	110.297	1180.500	257.302
Portugal	159.395	76.074	57.718	504.000	154.888
France	736.511	662.711	100.500	5034.450	720.662
Germany	185.455	94.848	53.233	429.652	197.010

Note: The sample period is from January 29, 2009 tp September 16, 2011.

5 つの PIIGS 諸国のソブリン CDS スプレッド は、ユーロ圏のソブリン危機の時期に共変動した。ギリシャは、他の PIIGS 諸国 のソブリン CDS 市場に影響を与えた。一方、他の PIIGS 諸国からのギリシャへの影響は見出されなかった。実証分析から、ユーロ圏のソブリン危機時において、PIIGS 諸国 の信用リスクは共変動していたといえる。また、ギリシャが他の PIIGS 諸国 の信用リスクの悪化要因であった。

補論 2 CDS と COVID-19

Ito (2020) は COVID-19 パンデミック危機におけるユーロ圏 5 か国（ドイツ、フランス、イタリア、ポルトガル、スペイン）におけるソブリン CDS スプレッドの運動性を分析している。サンプル期間は、2020 年 12 月 6 日から 2020 年 5 月 5 日までである。この分析では、EU の 5 か国（ドイツ、フランス、イタリア、ポルトガル、スペイン）が選択した。5 年物 CDS スプレッドの日次データは Datastream が提供しているものである。イタリア北部でのパンデミック危機の発生が発見された時点で、標本全体を 2 つに分割している。最初の期間（標本 A）は、2019 年 12 月 6 日から 2020 年 2 月 21 日である。2 番目の期間（標本 B）は、2020 年 2 月 24 日から 2020 年 5 月 5 日までである。CDS スプレッドは 5 カ国すべてで上昇したが、イタリア、スペイン、ポルトガルでの上げが目立った。CDS の動きを図 A2 に示した。また、データの記述統計量を表 A2 に示した。

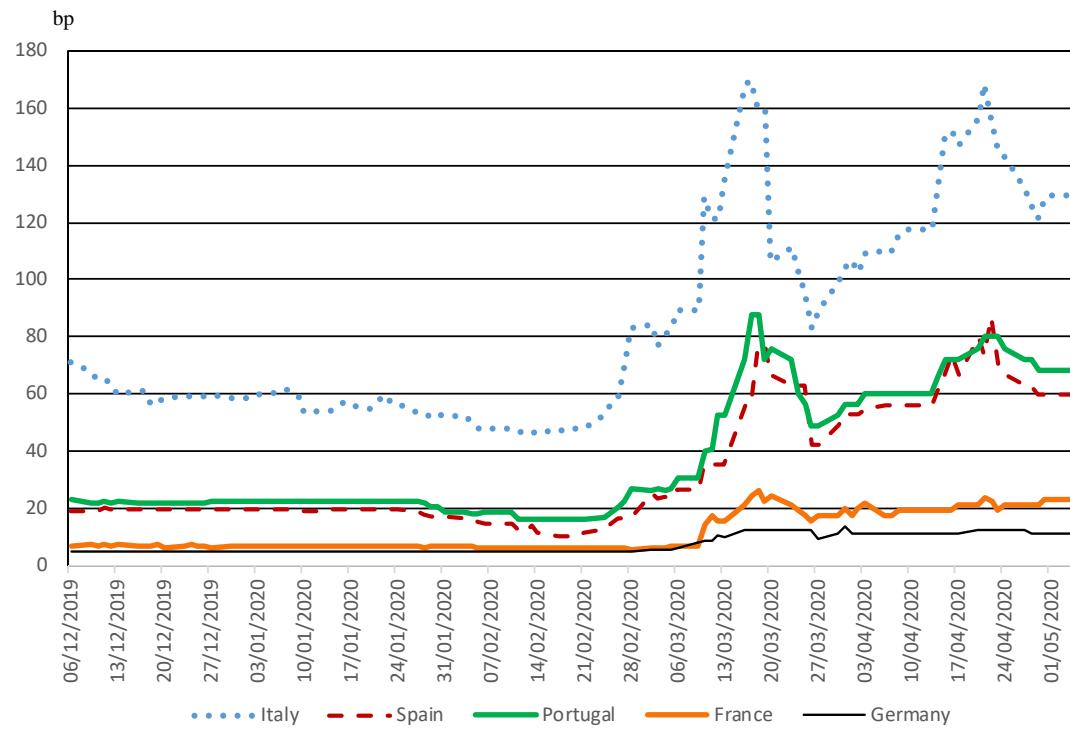


Figure A2 CDS Premium

Notes: Data source is Datastream.

Sample A is from December 6, 2019 to February 21, 2020.

Sample B is from February 24, 2020 to May 5, 2020.

金融システムのストレスは、COVID-19 パンデミック危機以前において連動性はなかった。CDS スプレッドは個別に価格設定され、ユーロ圏全体のソブリンリスクは組み込まれなかつた。しかし、パンデミック危機が強まった期間で、ストレスは 5 カ国で連動していた。金融市場は、パンデミック危機における大規模な支出によって引き起こされた財政赤字の増加に敏感であり、赤字に伴う国債増発がユーロ圏の金融システム全体にストレスを増大させる可能性があることを警戒していた。パンデミックの勃発後、金融システムにおけるストレスが増大する形で、金融危機の初期的な症状が生じたと結論付けることができる。

Table A2 Descriptive statistics

Variable	Average	SD	Min	Max	Median
Sample A					
Italy	55.37	6.09	45.98	70.89	55.90
Spain	17.43	3.21	10.44	19.98	19.34
Portugal	20.68	2.42	16.33	22.85	22.09
France	6.57	0.35	6.07	7.09	6.58
Germany	5.07	0.00	5.07	5.08	5.07
Sample B					
Italy	115.65	30.17	53.02	169.35	117.59
Spain	50.67	19.35	12.45	86.72	56.20
Portugal	56.36	19.75	16.54	87.92	60.28
France	17.04	6.16	5.59	26.14	19.22
Germany	10.16	2.69	5.07	13.78	10.99

Notes: Sample A is from December 6, 2019 to February 21, 2020.

Sample B is from February 24, 2020 to May 5, 2020.

参考文献

- 副島豊(1994), 「日本のマクロ変数の単位根検定」『金融研究』, 第13巻 第4号, 97-129.
- Alter, A. and Beyer, A. (2014). The dynamics of spillover effects during the European sovereign debt turmoil. *Journal of Banking and Finance*, 42(5), 134-153.
- Andries, A.M., Ongena, S., and Sprincean, N. (2021). The COVID-19 pandemic and sovereign bond risk, *North American Journal of Economics and Finance*, 58, 101527.
- Beirne, J. and Fratzscher, M. (2014). The pricing of sovereign risk and contagion during the European sovereign debt crisis. *Journal of International Money and Finance*, 34, 64-80.
- Calice, G. et al (2013). Liquidity spillovers in sovereign bond and CDS markets: An analysis of the Eurozone sovereign debt crisis. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 85, 122-143.
- Daehler, T.B., Aizenman, J., and Jinjarak, Y. (2021). Emerging markets sovereign CDS spreads during COVID-19: Economics versus epidemiology news, *Economic Modelling*, 100, 105504
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Daehler, T.B., Aizenman, J., and Jinjarak, Y. (2021). Emerging markets sovereign CDS spreads during COVID-19: Economics versus epidemiology news, *Economic Modelling*, 100, 105504.
- Fuller, W.A. (1976). *Introduction to statistical time series*. John Wiley & Sons, Inc.
- Haddad, V., Moreira, A., and Muir, T., (2021). When selling becomes viral: Disruptions in debt markets in the COVID-19 crisis and the Fed's response, *Review of Financial Studies*, (34), 11, 5309-5351.
- Gorea, D. and Radev, D. (2014). The euro area sovereign debt crisis: Can contagion spread from the periphery to the core? *International Review of Economics & Finance*, 32(2), 271-284.
- Grammatikos, T. and Vermeulen, R. (2012). Transmission of the financial and sovereign debt crises to the EMU: Stock prices, CDS spreads and exchange rates. *Journal of International Money and Finance*, 31(3), 517-533.

- Granger,C.W.J(1980). Testing for causality : A personal viewpoint, *Journal of Economic Dynamics and Control*,2,pp.329-352.
- Granger,C.W.J and Newbold,P. (1974). Spurious regressions in eEconometrics, *Journal of Econometrics*,pp.111-120.
- Ito,T. (2015). Analysis of sovereign CDSs in the PIIGS countries - co-movement and transmission during the eurozone crisis period, *Macrotheme Review*, .4(3),117-125.
- Ito, T. (2020). Impact of the coronavirus pandemic crisis on the financial system in the eurozone, *Journal of Corporate Accounting and Finance*, 31(4), 15-20.
- Jinjarak, Y., Ahmed, R., Nair-Desai, S. Xin, W.N. and Aizenman, J. (2021). Pandemic shocks and fiscal-monetary policies in the Eurozone: COVID-19 dominance during January-June 2020, *Oxford Economic Papers*, Oxford University Press, vol. 73(4), 1557-1580.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegrated vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- Kalbaska, A. and Gatkowski, M.(2012). Eurozone sovereign contagion: Evidence from the CDS market (2005–2010) . *Journal of Economic Behavior & Organization*, 83(3), 657-673.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., and Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root, *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178.
- Liu, Y., Qiu, B.H., and Wang, T. (2021). Debt rollover risk, credit default swap spread and stock returns: Evidence from the COVID-19 crisis, *Journal of Financial Stability*, 53, 100855
- Ivanov, S., Jordan, R., and Springle, I. (2020). Credit default swap market retrospective: observations from the 2008-9 financial crisis and the onset of the Covid-19 pandemic, *Journal of Financial Market Structures*, 9(3), 53-72.
- Osterwald-Lenum, M. (1992). Practitioners' corner: A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(3), 169-210.
- Phillips, P.C.B. (1986). Understanding spurious regressions in econometrics, *Journal of Econometrics*, 33(3),311-340.
- Tokic, D. (2020), Long-term consequences of the 2020 coronavirus pandemics: Historical global-macro context, *Journal of Corporate Accounting and Finance*, 31(3), 9-14.
- Toda, H.Y. and Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly

integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.

Wei, X.Y. and Han, L.Y. (2021). The impact of COVID-19 pandemic on transmission of monetary policy to financial markets, *International Review of Financial Analysis*, 74, 101705

日本における新型コロナウィルスの 地方債市場へのインパクトと リスク管理に関する考察（共同研究）

西南学院大学 経済学部 教授 丹波 靖博

西南学院大学 商学部 准教授 原口 健太郎

九州大学 経済学研究院 教授 大石 桂一

要 約

日本の公募地方債市場の取引金額は、発行市場年間約7兆円、流通市場約12兆円に上り、米国に次ぎ世界第2位の取引規模を誇る。また公募地方債市場は金融機関の投資対象や地方財政の資金源として重要な役割を果たしてきた。地方債は国債の代替財としての役割も大きく、その重要性は益々向上している。このように、地方債は地方財政運営に重要な役割を果たすことはもちろん、投資対象としての意義も大きい。

我が国の地方債市場の健全な発展のためには、市場参加者にとっての市場の透明性や効率性を高めることが不可欠である。そのためには、十分で正確な情報のもと投資家がリスク評価を行ったうえで、各自のリスク選好に従い投資できる環境構築が必要となる。しかし、地方債市場に関する既存研究は限定されているのが現状であり、実務におけるリスク管理体制に関する知見も不十分であるのが現実である。研究が進展してこなかった重要な理由として、地方債が非政府保証債であるにもかかわらず事実上国債と同リスクであるとする「暗黙の政府保証論」の存在が挙げられる。「暗黙の政府保証論」の存在により、地方公共団体間の信用リスク差（スプレッド差）の存在自体が疑問視されてきたことから、地方債市場自体がファイナンス領域においてはほとんど分析対象とされてこなかった。他方、「暗黙の政府保証論」により日本国政府も地方債は原則として当初の約定通り支払われるものであることを公式に表明している一方で、主に財政学分野の複数の先行研究では、発行体間の有意な金利差の存在を指摘している。もしも上記金利差が信用リスクに起因するなら、暗黙の政府保証論の不完全性が示唆され、学術上はもちろん、投資意思決定やリスク管理の観点から実務的にも重要な知見となるが、上記に関して学界・実務界での合意はこれまで得られていない。

本研究は、地方債の金利差がいかなる要因に基づくものなのかを明らかにするための定量的な信用リスク分析を行ったうえで、当該結果を金融機関等に提示し広く共有することで、学術上・実務上の新たな知見提供を通じて、これまで格付けのみで評価される傾向のあった地方債投資に関し、投資家視点からの透明性向上を図り、ひいては市場の透明性向上と活性化を目指すものである。特に、本研究では、学術的にはこれまで乏しかった地方債の信用リスク分析の知見が蓄積されることを目的とし、日本の地方債市場を対象として地方債への投資行動について分析する。特に、本研究では市場への影響が大きいと見込まれる新型コロナウイルス感染症の地方債市場への影響に注目し

て分析を行う。そのために、各種の地方財政に関する指標や公会計情報を説明変数、金利情報を目的変数として機械学習モデルを構築することで信用リスクの定量評価を行う。本研究では特に、市場への影響が大きいと見込まれる新型コロナウイルス感染症に伴う地方債市場への影響に注目し、近年特に注目されている技術の一つである「説明可能なAI(XAI)」を活用し、地方公共団体間のスプレッド差の要因分析とコロナ前後の要因の変化について考察を行う。とりわけ、近年市場に大きなインパクトを与えた可能性がある新型コロナウイルス感染症の影響を調査することで、信用リスク分析の観点から地方債市場に関する学術的知見を獲得することを目的とする。

具体的な方法として、新型コロナウイルス発生前後のそれぞれの期間において、いくつかの機械学習によりスプレッド推定モデルを構築し、説明力の高いモデルの選定を行う。また、特徴量として重要な財政・市場指標などの特定を行う。その際、特徴量の数を減らしていく、決定係数の水準を維持できる最少の特徴量を特定する。これにより、日本の地方公共団体が発行する地方債の金利(価格)差を構成する主要な要素が何かを明らかにする。次に、近年注目されている「説明可能なAI(eXplainable AI: XAI)」の技術を活用し、更に詳細な地方公共団体間のスプレッド差の要因とコロナ前後の各特徴量と目的変数の関係性の変化について考察を行う。これにより、新型コロナウイルス感染症が地方債への投資行動の変化に対してどのような影響を与えたかの分析を行う。さらに、金利の決定要因や投資家の投資行動の変化を踏まえ、コロナ禍での地方債投資におけるリスク管理についての考察を行う。

本分析ではセカンダリーマーケットを分析対象とし、金利情報の取得のために債券分析データベース・ソフトウェア「イールドブック」を使用し2019年4月15日から2019年5月31日までの期間及び2020年4月1日から2020年5月29日までの期間を分析対象とする。また、データ取得が可能な地方債銘柄を対象とし、本分析期間における日次ベースの地方債イールドデータを使用する。新型コロナウイルス発生前後のそれぞれの期間において、機械学習によりスプレッド推定モデルを構築した結果、説明力の高いモデルはRandom Forest Regressorであることが確認でき、選択された説明変数は残存年限、実質公債費率、クーポン金利であった。Random Forest Regressorの説明力(R²)は、2019年で約97.52%、2020年で約93.67%と非常に高い説明力であることが確認できる。

次に、機械学習の複雑なブラックボックスモデルの挙動を理解するために、Permutation Feature Importance(PFI)、Partial Dependence(PD)、Individual Conditional Expectation(ICE)、SHapley Additive exPlanations(SHAP)などの「説明可能なAI(XAI)」の手法を活用し、地方公共団体間のスプレッド差の要因と新型コロナウイルス発生前後の要因の変化について考察を行った。その結果、新型コロナウイルス発生後の2020年では2019年に比べ、残存年限との関係性が小さくなつたことがわかる。短期債の中には売られたものがある一方、中長期債は全体的に買われていたことによる影響と推測される。新型コロナウイルスの発生によるリスク回避から、やや高めの

実質公債費率の自治体であっても安全資産としての地方債へ資金が流れてきたと推測される一方、実質公債費比率が平均的で残存年限が5年以下の短期債銘柄の中には売られた銘柄があると推測される。このように新型コロナウイルス禍においては、安全資産としての地方債投資への投資増加と短期的な不確実性からの回避による短期債から中長期債への投資対象への転換が見られたことがわかった。

これらの結果により、新型コロナウイルス禍において投資家がどのようなリスク要因や属性に注目し、投資行動を変化させているかを理解することができる程度可能となった。具体的には、新型コロナウイルス時には、市場に与える短期的な先行きの不透明感から短期債の中には売られ、中長期債は全体的に買われていた。特に、やや高めの実質公債費率の自治体であっても地方債へ資金が流れてきたため、現在の経済環境下での地方債への投資は一般的には安全であると言えるだろう。しかし、5年以下の短期債銘柄の中には売られた銘柄があったため、特に短期地方債については銘柄選択に非常に注意を要すると言える。再び新型コロナウイルスの拡大が見られる場合は、同様の投資行動の変化が見られる可能性も高く、今後のリスク管理の知見となるものと考える。

日本における新型コロナウイルスの地方債市場への インパクトとリスク管理に関する考察

丹波 靖博*, 原口 健太郎**, 大石 桂一***

1. はじめに

日本の公募地方債市場の取引金額は、発行市場年間約7兆円、流通市場約12兆円に上り、米国に次ぎ世界第2位の取引規模を誇る。また公募地方債市場は金融機関の投資対象や地方財政の資金源として重要な役割を果たしてきた。近年、地方公共団体に公会計の統一的な基準が導入されたことなどにより発行体の情報開示が改善され、インフラストラクチャー整備が徐々に進展してきたことに加え、国債のマイナスイールドが継続する環境下でプラスのイールドを維持する地方債は、金融機関が国債よりも高い収益性を確保可能な地方債への投資を拡大していることから、地方債は国債の代替財としての役割も大きく、その重要性は益々向上している。このように、地方債は地方財政運営に重要な役割を果たすことはもちろん、投資対象としての意義も大きい。

我が国の地方債市場の健全な発展のためには、市場参加者にとっての市場の透明性や効率性を高めることが不可欠である。そのためには、十分で正確な情報のもと投資家がリスク評価を行ったうえで、各自のリスク選好に従い投資できる環境構築が必要となる。しかし、地方債市場に関する既存研究は限定されているのが現状であり、実務におけるリスク管理体制に関する知見も不十分であるのが現実である。このように研究が進展してこなかった理由として、第1に、地方債が非政府保証債であるにもかかわらず事実上国債と同リスクであるとする「暗黙の政府保証論」の存在が挙げられる。「暗黙の政府保証論」の存在により、地方公共団体間の信用リスク差（スプレッド差）の存在自体が疑問視されてきたことから、地方債市場自体がファイナンス領域においてはほとんど分析対象とされてこなかった。他方、「暗黙の政府保証論」により日本国政府も地方債は原則として当初の約定通り支払われるものであることを公式に表明している一方で、主に財政学分野の複数の先行研究では、発行体間の有意な金利差の存在を指摘している。もしも上記金利差が信用リスクに起因するとしたら、暗黙の政府保証論の不完全性が示唆され、学術上はもちろん、投資意思決定やリスク管理の観点から実務的にも重要な知見となるが、上記に関して学界・実務界での合意はこれまで得られていない。第2に、流動性データの取得が困難なことなどのデータ面での制約が挙げられる。米国においては、地方債市場の売買高データの入手が可能で、売買高データとともに様々な流動性リスクに関する研究が行われているが、日本において地方債の売買

* 西南学院大学経済学部教授 **西南学院大学商学部准教授 ***九州大学経済学研究院教授

データを入手することは現状非常に困難であるため、流動性リスクに関する分析が困難な状況にある。第3に、地方債銘柄の格付の取得率が非常に低い上に、付与されている格付も基本的には同一であることが挙げられる。この点は、前述の「暗黙の政府保証論」の存在とも関係するが、どの地方公共団体の信用リスクも同程度であるという考え方も一部存在し、そのため付与される格付も同一になるという現状がある。一方、自治体間においては、財務状況の良し悪しにはかなりの差があるのが現状であり、投資家としては真の信用リスクが見えにくくなっている現状があると思われる。第4に、近年、地方債金利が著しく低い水準で推移していることから、モデル構築において目的変数の差が小さいため信用リスクのモデル構築による評価が困難であることが挙げられる。これらの課題の中でも、リスク評価に関する合意の未形成は特に重要であると考える。このように、実務的にも重要かつ巨大な市場に関する研究蓄積が乏しいことは大きな問題であると考える。本報告は、とりわけ、近年市場に大きなインパクトを与えた可能性がある新型コロナウイルス感染症の影響を調査することで、信用リスク分析の観点から地方債市場に関する学術的知見を獲得することを目的とする。

2. 先行研究レビューと本研究の概要

2-1. 先行研究レビュー

地方債市場に関する学術分野は、会計学、財政学、ファイナンスの3つの領域で研究が行われている。まず、会計学の分野では、公会計の財務諸表や地方債の格付け、地方債金利情報との関連性などが、複式簿記や発生主義に基づく会計情報を用いた研究によって進展している。一方、財政学分野では、地方債市場に対する財政情報の影響などが研究されている、また、ファイナンス分野では社債を中心とする債券市場の信用リスク評価に関する研究が行われている。本研究では、地方債のスプレッドを対象にしたスプレッド推定モデル構築による分析を進めるが、本稿の主題に関連の深いものを対象にレビューを行う。

地方債市場の研究は米国で進展しており多くの研究が見られる。米国の地方債研究の例として、財務健全性とリスクプレミアムの関係性について債務額とイールドの関係を示した Goldstein, and Woglom (1995)、説明変数の一つに流動性リスクプレミアムを用いてイールド推定を行った Wang, Wu, and Zhang (2008) などの研究が挙げられる。また、リスク要因をデフォルトと流動性に区分して分析した Schwert (2017)、金融機関も投資の際に必ず参照する格付を対象にして、財務指標により格付け推定とスプレッド推定を行った Capeci (1991)、説明変数に格付けを用い地方債のスプレッド推定を行った Liu and Thakor (1984) 等の研究が挙げられる。その他の関連研究では、地方債の流動性と価格ボラティリティとの間に正の関係を示した Downing and Zhang (2004)、地方債のトレーディングコストを推定することにより価格の透明性の欠如の問題を指摘した Harris and Piwowar (2006) や、財政状況が悪い自治体であるにもか

かわらず、発行している地方債スプレッドの水準は同格の地方公共団体と同程度の水準である地方公共団体も存在するという矛盾を指摘した Novy-Marx and Rauh (2011a, 2011b)などの研究も見られる。

これに対し、日本での地方債研究は、これまで主に財政学分野で行われてきた。例えば、石田・中里（2019）では、わが国の地方公共団体の複数の既存指標が対国債スプレッドに対して有意な影響を与えることや、既存指標の内容の悪化は他の地方公共団体のスプレッド水準にも負の影響を与えるというスピルオーバーリスクについても明らかにした。また、田中（2012）、中里（2008）、Hattori and Miyake（2015）では、重回帰分析を用いて総務省が公表している「実質公債費比率」や「将来負担比率」等の財政関連指標（既存指標）と対国債スプレッドの有意な関係性を示した。三宅（2017）では、既存指標に加え、流動性指標として売買参考統計値最高値と最低値の差を説明変数に取り入れることで、地方債のスプレッド推定に関する分析を行っている。その他に、前述の既存指標・流動性指標にマクロ指標である有効求人倍率も説明変数として追加しモデル構築を行った石川（2007）の研究も見られる。一方、井潟・三宅（2007）では、国が暗黙のうちに地方公共団体の債務を保証しており、地方債と国債が事実上同リスクと見なされるわが国における、「暗黙の政府保証論」の存在が言及されている。さらに、既存指標に公会計情報を追加し、格付けや地方債スプレッドとの関連性を分析した一連の研究（Haraguchi and Oishi（2019）、原口・丹波（2021）、原口・丹波（2022））が挙げられる。上述の複数の課題の存在は確認できるものの、わが国においては地方債の信用リスクの先行研究の事例は限定的であるのが実情である。特に、ファンナンスの観点から信用リスク分析に焦点をあてた研究はほとんど見られない。さらに上記で挙げた分析は、すべて伝統的な統計的手法である OLS 等に基づくものである。これらの先行研究に対し、日本の地方債の特殊性や課題を対象とし、ファンナンスの観点から機械学習モデルを適用して地方債スプレッド推定モデルを構築した研究として丹波・原口（2023a）が挙げられる。

2－2. 本研究の目的と分析方針

本研究は、地方債の金利差がいかなる要因に基づくものなのかを明らかにするための信用リスク分析を行ったうえで、当該結果を金融機関等に提示し広く共有することで、学術上・実務上の新たな知見提供を通じて、これまで格付けのみで評価される傾向のあった地方債投資に関し、投資家視点からの透明性向上を図り、ひいては市場の透明性向上と活性化を目指すものである。

本研究では、学術的にはこれまで乏しかった地方債の信用リスク分析の知見が蓄積されることを目的とし、日本の地方債市場を対象として地方債への投資行動について分析する。特に、本研究では市場への影響が大きいと見込まれる新型コロナウイルス感染症の地方債市場への影響に注目して分析を行う。

前述のとおり、信用リスク分析におけるスプレッド推定モデル構築に関して、現在の地方債市場のスプレッドが低水準である課題がある。このような低水準のスプレッド下で分析を進めるためには、高精度のスプレッド推定モデルの構築が不可欠となるが、従来の重回帰モデルでは精度上の限界が生じるため、より高精度の手法を検討する必要がある。近年、コンピュータで膨大な計算を行うことで柔軟かつ高精度の説明力を確保できるAI（人工知能）モデルが、コンピュータの計算速度の向上により進化している。機械学習モデルという呼称は、そのうちのいくつかの計算手法を指し、機械学習モデルには多くの種類が存在する。そのため、モデルの適用にあたっては様々な手法や前提条件について検討を行い、最適な機械学習モデルを選定する作業が重要となる。

本研究の分析内容は以下のとおりである。まずは、新型コロナウイルス発生前後のそれぞれの期間において、いくつかの機械学習によりスプレッド推定モデルを構築し、説明力の高いモデルの選定を行う。また、特微量として重要な財政・市場指標などの特定を行う。その際、特微量の数を減らしていき、決定係数の水準を維持できる最少の特微量を特定する。これにより、日本の地方公共団体が発行する地方債の金利（価格）差を構成する主要な要素が何かを明らかにする。次に、近年注目されている「説明可能なAI（eXplainable AI: XAI）」の技術を活用し、更に詳細な地方公共団体間のスプレッド差の要因とコロナ前後の各特微量と目的変数の関係性の変化について考察を行う。これにより、新型コロナウイルス感染症が地方債への投資行動の変化に対してどのような影響を与えたかの分析を行う。さらに、金利の決定要因や投資家の投資行動の変化を踏まえ、コロナ禍での地方債投資におけるリスク管理方法について考察を行う。

3. 分析データ

本研究のモデル構築の際の使用データにおいて、説明変数については、これまでの先行研究でも影響が指摘されている「実質公債費比率」「将来負担比率」などの既存指標や総務省公表資料である地方公共団体の財政状況評価資料として一般的に用いられる「地方財政状況調査関係資料（決算統計）」データを使用する。さらに、本稿では近年整備され一般に使用が可能となった複式簿記・発生主義に基づく公会計情報も説明変数候補に加える。わが国的地方公共団体は、これまで単式簿記・現金主義に基づく会計制度により運営されてきた。近年になってようやく、総務省が2015年に示した「統一的基準」に基づき、多くの地方公共団体が複式簿記・発生主義に基づく公会計情報を今日では、表しており、広く利用できるようになった。2019年現在では、本運用も軌道に乗りほとんどの地方公共団体は統一的基準モデルに基づき公会計財務諸表を公表しており、2019年3月31日時点で、1,788の地方公共団体のうち1,695団体が統一的基準による公会計財務諸表の作成を完了している。作成モデルの統一化は、統一的基準の導入により大きく進展し、公会計財務諸表の自治体間の比較可能性を向上させた。また、総務省がこれらのデータを「統一的な基準による財務書類に関する情報」（総務省データベース）としてホームページに掲載したことにより、だれも

がデータにアクセスできるようになり,公会計情報の自治体間の比較分析などは導入前と比べて著しく改善された。本稿でも分析の対象としている地方債市場のこれらの公会計情報に対する評価は,信用リスク分析の観点からはもちろん,会計学上も重要な論点となり得るため,モデルに追加している。また,新しく入手可能となった情報を取り入れることにより,信用リスク分析における説明力やモデル精度を向上できることが期待される。

本分析ではセカンダリーマーケットを分析対象とし,金利情報の取得のために債券分析データベース・ソフトウェア「イールドブック」を使用し2019年4月15日から2019年5月31日までの期間及び2020年4月1日から2020年5月29日までの期間を分析対象とする。また,データ取得が可能な地方債銘柄を対象とし,本分析期間における目次ベースの地方債イールドデータを使用する。ここで4月から5月のデータを使用しているのは,4月から5月は地方自治法に定められている地方公共団体のいかなる財務指標も新規公表しない期間である出納整理期間にあたるため,決算公表時期がまちまちである各地方公共団体の情報開示がスプレッドに対して与える影響を排除でき,年度ベースで公平に評価できることによる。

社債等の研究においては,イールド水準が市場環境に大きく左右されるため,無リスクと考えられる国債を基準とした対国債スプレッドを目的変数に用いることが一般的である。しかし,2016年から実施されている日本銀行のマイナス金利政策により,本稿の分析対象としている2019年4月以降においても,主に残存年限10年以下の年限で国債金利はマイナスの値を取ることが通常の状態となっている。一方,地方債のイールドは国債のように日本銀行の買い入れが期待できず非常に低水準のプラス値をとるため,対国債スプレッドはその大部分が国債金利のマイナス幅の部分が占めてしまう。このため,対国債スプレッドを目的変数とした場合,地方債イールドの変動よりもむしろ国債イールドの変動の影響を大きく受けてしまうので,地方債の信用リスク分析のモデル構築を行う際には目的変数として有効に機能しない可能性がある。この状況を鑑み,本稿では,地方債の中で最もリスク水準が低いと見込まれる地方債の1つである東京都債をベンチマークとし,各銘柄と東京都債とのスプレッド(対東京都債スプレッド)を目的変数として採用する。対東京都債スプレッドは,東京都債をスプライン補間してイールドカーブを計算し,任意の残存年限の東京都債の金利情報を導出して計算する。モデル構築の試行に使用する説明変数は,地方公共団体の公会計情報,主要財政指標,決算統計などの各種指標,地方債市場データ,個々の地方債銘柄の属性データなど合計45変数である。スプレッド推定モデルに使用した目的変数と説明変数として試行した変数一覧は表1のとおりである。

【表1 目的変数と試行した説明変数一覧】

#	変数	内容	#	変数	内容
0	TokyoYield	対東京都債イールド(目的変数)	23	percost	住民一人当たり行政コスト.万円
#	変数	内容	24	perliabilities	住民一人当たり負債額.万円
1	population	人口	25	balance	基礎的財政収支.百万円
2	YRSTOMAT	銘柄の残存年限	26	benefit	受益者負担比率
3	ISSAMT	銘柄の当初発行高対数	27	popToukei	一人あたり決算統計上の地方債残高
4	RepMem	市場価格報告者数	28	popdifftoukei	一人あたり公会計財務諸表上の負債と決算統計上の地方債との差
5	AveRating	格付け	29	popresidual	一人あたり公会計財務諸表上の負債（退職手当引当金以外）と決算統計上の地方債との差
6	zaisei	財政力指数	30	popretirement	一人あたり退職手当引当金
7	keijo	経常収支比率	31	sd	スプレッド標準偏差
8	jissitsu	実質公債比率	32	lgcode	自治体コード番号
9	syourai	将来負担比率	33	prefdummy	県ダミー
10	ebbalance	臨時財政対策債期末残高	34	COUP	クーポン
11	assets	資産合計	35	MATDATE	満期日
12	liabilities	一人あたり負債合計	36	MOODY.IR.	Moody's格付け
13	retirement	一人あたり退職手当引当金額	37	S.P.IR.	S&P格付け
14	infra	固定資産等形成分	38	R.IQ	R&I格付け
15	netassets	純資産合計	39	ebissue	期中発行額
16	revenue	財源	40	rasu	ラスパイレス指数
17	NAR	純資産比率	41	bond_toukei	差引現在高
18	rNAR	修正純資産比率	42	JointGov	共同発行債フラグ
19	perasset	住民一人当たり資産額.万円	43	PRICEDT	価格評価日
20	revasset	歳入額対資産比率.年.	44	ISSUEDATE	発行日
21	depasset	有形固定資産減価償却率	45	Difference	売買参考統計値上の取引価格の最大と最小の差
22	future	将来世代負担比率	*11~30は公会計指標		

試行した説明変数には、流動性リスクを表す指標もいくつか含まれている。前述した通り、我が国の地方債市場では取引高データが入手できないという課題がある。市場の状況にもよるが、流動性リスクのリスク全体に対する寄与度は小さくない可能性もあるため、上記表1には流動性リスクを表す変数としていくつかの変数を試行している。具体的には、同一取引日における各団体のイールド取引値データの最高値と最低値の差、日本証券業協会に取引値データを提出した証券会社数、スプレッドデータから計算される標準偏差の3つの変数を試行している。モデル構築においては、モデルにおける説明力を確認しながら最終的な変数の採択を検討することとする。スプレッドの標準偏差は2019年と2020年の各年について、各地方公共団体の年限が0.5年刻み(0年超0.5年以下,0.5年超1年以下、以下同様)の範囲に入るデータの標準偏差を算出することにより算出する。区分内のサンプル数が10未満のデータは計430サンプル存在するが、サンプル数が小さい場合には標準偏差値の信頼性が低下するため、データユニバースから削除する。分析対象としている4月及び5月は、財務指標が新規公表されない期間であるため、スプレッドの標準偏差が大きいということは、ファンダメンタルズ以外の流動性や市場要因により取引スプレッドが変動している可能

性がある。一般的に、ファイナンスにおいてはスプレッドの標準偏差が大きい銘柄は流動性リスクが高く、標準偏差が小さい銘柄は流動性リスクが低いと考えられる。このため、スプレッドの標準偏差は流動性リスクの代替変数として解釈することができる可能性がある。

必要となる情報を全て入手可能であった49地方公共団体に係る143,020銘柄（2019年：57,135銘柄、2020年：85,885銘柄）の地方債データに関し、機械学習への適用の際は8割を学習データとし、学習データ114,416銘柄、テストデータ28,604銘柄とする（表2）。

【表2 分析サンプル数】

自治体名	年限0									自治体名	年限0									総計
	0	5	10	15	20	25	30	年限	年限		年限	年限	年限	年限	年限	年限	年限	年限		
北海道	961	3018	1003	575	335	67				名古屋市	158	878	560	224	219	112	28		2179	
札幌市	351	1014	702	312	156				滋賀県	39	328	200							567	
宮城県	146	699	268						京都府	699	2416	1642	369	134	67	39		5366		
仙台市	39	201		26	99				京都市	448	1745	909	318	214				3634		
秋田県		106	201						大阪府	1677	5794	2557	430	162				10620		
福島県	103	523	200						大阪市	688	2121	1834	502	341	240	134		5860		
茨城県	106	279	162						兵庫県	626	2359	2129	1244	603	67	39		7067		
栃木県	39	328	198						神戸市	386	1141	871	508	430	268	252		3856		
群馬県	72	668	497	335	134				奈良県	39	200							239		
埼玉県	754	3307	1899	681	456	480	335	7912	島根県	72	333							913		
千葉県	172	1260	648	307	140				岡山県	106	670	402						1178		
千葉市	184	810	579						岡山市	67	335	201						603		
東京都	1138	4997	2801	938	603	374	162	11013	広島県	533	2253	1339	371	304	67			4867		
神奈川県	848	3464	1781	1089	430				広島市	444	974	402	45	301				2166		
横浜市	553	3135	1480	984	516				徳島県	39	192	115						346		
川崎市	396	974	961	798	363	335	134	3961	高知県		233	200						433		
相模原市	39	402	134						福岡県	542	2293	1764	1110	500	296	212		6717		
新潟県	117	660	350	39	78				北九州市	195	507	558	253	39				1552		
福井県	46	280	140	140	56	28	28	718	福岡市	565	1566	738	427	520		39		3855		
山梨県	115	363	164						長崎県		224	56						280		
長野県	39	201							熊本県	138	272	97						507		
岐阜県	106	344	164						熊本市		300	200						500		
静岡県	1032	3882	2430	644	603	335	152	9078	大分県	56	197	98						351		
静岡市	36	176	103						鹿児島県	74	166							240		
愛知県	1259	4468	3001	752	521	335	134	10470	総計	16242	63056	36738	13527	8391	3311	1755		143020		

4. スプレッド推定モデルの構築

4-1. スプレッド推定モデルの構築と説明力の比較

新型コロナウイルス発生前後の2019年と2020年のそれぞれの期間において、複数の機械学習モデルを適用し、スプレッド推定モデルを構築する。XAIでは特徴量の数が多くなると分析が複雑になるため、本稿では決定係数によりモデルの説明力の判定を行い、モデルの説明力が大幅に低下しないことを確認しながら最少の重要な特徴量の特定を行う。その結果、モデル構築において最終的に残った特徴量は、残存年限、実質公債費比率、クーポン金利の3変数であった（表3）。これら特徴量による説明力を比較すると、2019年で1番説明力の高いモデルは、rf（Random Forest Regressor）で、説明力は約97.52%（表4）、2020年で1番説明力の高いモデルは、et（Extra Trees Regressor）で決定係数は約94.09%であり、2番目に説明力の高いモデルはrfで決定係数は約93.67%（表5）であることが確認できる。2020年のrfとetの説明力の差は僅かであるが、特徴量の数や組み合わせを変えた場合にほとんどのケースで最も説明力の高いモ

ルは rf であることが確認できるため、本稿では rf モデルを両年に対し採用して議論を進める。また、テストデータでの決定係数も同程度（2019 年：約 97.75%，2020 年：約 95.15%）の水準であり高い説明力が確認された。Random Forest Regressor のパラメータ設定は表 6 の通りである。

【表 3 モデルに採用した変数リスト】

変数	定義
TokyoSpread	各銘柄の対東京債スプレッド（目的変数）
YRSTOMAT	各銘柄の残存年限
jissitsu	各自治体の実質公債比率
COUP	各銘柄のクーポン金利

【表 4 2019 年モデルの説明力比較】

	Model	MAE	MSE	RMSE	R2	RMSLE	MAPE	TT (Sec)
rf	Random Forest Regressor	0.0010	0.0000	0.0013	0.9752	0.0013	0.8180	0.6900
et	Extra Trees Regressor	0.0010	0.0000	0.0013	0.9746	0.0013	0.8724	0.5100
knn	K Neighbors Regressor	0.0011	0.0000	0.0015	0.9692	0.0014	0.9271	0.0110
dt	Decision Tree Regressor	0.0011	0.0000	0.0016	0.9635	0.0015	0.9213	0.0180
lightgbm	Light Gradient Boosting Machine	0.0014	0.0000	0.0019	0.9472	0.0019	1.1024	0.0320
gbr	Gradient Boosting Regressor	0.0019	0.0000	0.0028	0.8942	0.0026	1.4165	0.2600
ada	AdaBoost Regressor	0.0034	0.0000	0.0044	0.7255	0.0041	3.7239	0.1250
lar	Least Angle Regression	0.0045	0.0000	0.0068	0.3562	0.0060	3.8513	0.0050
br	Bayesian Ridge	0.0045	0.0000	0.0068	0.3562	0.0060	3.8509	0.0050
ridge	Ridge Regression	0.0045	0.0000	0.0068	0.3562	0.0060	3.8513	0.0050
lr	Linear Regression	0.0045	0.0000	0.0068	0.3562	0.0060	3.8513	0.0050
huber	Huber Regressor	0.0043	0.0000	0.0069	0.3307	0.0061	3.4487	0.0360
omp	Orthogonal Matching Pursuit	0.0051	0.0001	0.0077	0.1786	0.0068	5.2191	0.0050
lasso	Lasso Regression	0.0063	0.0001	0.0085	-0.0002	0.0079	6.6778	0.0050
en	Elastic Net	0.0063	0.0001	0.0085	-0.0002	0.0079	6.6778	0.0040
llar	Lasso Least Angle Regression	0.0063	0.0001	0.0085	-0.0002	0.0079	6.6778	0.0050
dummy	Dummy Regressor	0.0063	0.0001	0.0085	-0.0002	0.0079	6.6778	0.0040
par	Passive Aggressive Regressor	0.0088	0.0001	0.0119	-0.9811	0.0118	1.0000	0.0050

【表5 2020年モデルの説明力比較】

		Model	MAE	MSE	RMSE	R2	RMSLE	MAPE	TT (Sec)
et	Extra Trees Regressor	0.0013	0.0000	0.0018	0.9409	0.0017	3.5709	0.8320	
rf	Random Forest Regressor	0.0013	0.0000	0.0018	0.9367	0.0017	3.4057	1.0790	
knn	K Neighbors Regressor	0.0014	0.0000	0.0020	0.9224	0.0019	3.7113	0.0140	
dt	Decision Tree Regressor	0.0015	0.0000	0.0022	0.9118	0.0020	3.6453	0.0250	
lightgbm	Light Gradient Boosting Machine	0.0021	0.0000	0.0028	0.8547	0.0026	6.4070	0.0470	
gbr	Gradient Boosting Regressor	0.0027	0.0000	0.0041	0.6870	0.0038	6.7265	0.4790	
ada	AdaBoost Regressor	0.0042	0.0000	0.0054	0.4497	0.0049	8.1867	0.2820	
lar	Least Angle Regression	0.0045	0.0001	0.0071	0.0614	0.0064	9.2102	0.0050	
br	Bayesian Ridge	0.0045	0.0001	0.0071	0.0614	0.0064	9.2074	0.0050	
ridge	Ridge Regression	0.0045	0.0001	0.0071	0.0614	0.0064	9.2073	0.1990	
lr	Linear Regression	0.0045	0.0001	0.0071	0.0614	0.0064	9.2073	0.0140	
omp	Orthogonal Matching Pursuit	0.0045	0.0001	0.0071	0.0604	0.0065	9.4147	0.0050	
huber	Huber Regressor	0.0044	0.0001	0.0071	0.0543	0.0065	8.0649	0.0560	
lasso	Lasso Regression	0.0048	0.0001	0.0073	-0.0002	0.0066	9.9997	0.2620	
en	Elastic Net	0.0048	0.0001	0.0073	-0.0002	0.0066	9.9997	0.0050	
llar	Lasso Least Angle Regression	0.0048	0.0001	0.0073	-0.0002	0.0066	9.9996	0.0050	
dummy	Dummy Regressor	0.0048	0.0001	0.0073	-0.0002	0.0066	9.9997	0.0050	
par	Passive Aggressive Regressor	0.0347	0.0014	0.0377	-25.8569	0.0362	58.0525	0.0070	

【表6 Random Forest Regressor のパラメータ設定】

パラメーター	設定	内容
n_estimators	100	バギングに用いる決定木の個数
criterion	mse	決定木のデータを分割する指標
max_features	auto	最適な分割のための特徴量数。auto は特徴量数のルート個
max_depth	None	決定木の深さの最大値
min_samples_split	2	ノード分割のための必要な最小サンプルサイズ
min_samples_leaf	1	葉を構成するのに必要な最小限のサンプル数
min_weight_fraction_leaf	0	葉における重みの総和の最小加重率
max_leaf_nodes	None	生成される決定木における最大の葉の数
min_impurity_split	None	決定木成長における停止の閾値
bootstrap	TRUE	ブートストラップサンプリングの実行
oob_score	FALSE	各ブートストラップサンプリングでサンプリングされなかったデータの利用
n_jobs	1	フィットおよび予測の際に用いるスレッドの数
random_state	123	乱数シード
verbose	0	モデル構築過程のメッセージ有無
warm_start	FALSE	既にフィットしたモデルへの学習の追加

4-2. ランダムフォレストモデルの概要

上記の分析で最もR2が高かったrf(Random Forest Regressor)について概要を説明する。機械学習モデルは、所定の方程式によるモデルとして用いることなく、コンピュータがデータから反復的に学習し、そこに潜むパターンを見つける手法である。一般的に、サンプル数が増加するにつれて適応的にその性能を改善することが可能である。

る。機械学習モデルにはさまざまなタイプのモデルが存在するが、そのうちの一つに決定木分析がある。Random Forest は決定木分析の手法の 1 つで、目的変数に影響する説明変数（特徴量）により樹木状のモデルを作成する分析方法である（APPENDIX）。決定木分析は、予測、判別、分類などを目的として使われる機械学習の手法のひとつであり、決定木分析の 1 つである Random forest は、回帰問題と分類問題のどちらにも用いることができる。分類問題を解くには、決定木により学習データを条件分岐によってグループを分割していく。例えば、ある 1 つのサンプルを考えた場合、決定木により分類された結果所属グループが決まるが、Random Forest Regressor の場合には、条件分岐によって分割されたグループの複数の木における平均値を取ることで推測値を算出する。このように Random forest は決定木モデルを複数利用することで、決定木単体よりも予測精度の向上を図る事ができる。このようなモデルを複数利用する手法をアンサンブル学習と呼び、個々に別々の学習器として学習させた結果を多数決により融合させる事により、予測能力を向上させる学習方法である。決定木単体の性能は必ずしも高くないが、複数の決定木を用いることで、精度の高いモデルを作成できるという利点を生かした手法である。多数決で結果を決定する方法は、さまざま多くの人に答えやアドバイスを聞いて総合的に物事を判断し、より良い結果を得るという一般社会でも行われている方法に似ている。機械学習においても同じような考え方のもと、複数のモデルを作り多数決をとることで、より適切な結果を得ることが期待できる。

決定木の構築の枝分かれにおいては、学習データを分割する際に損失を定義し、どのようにデータを分割すれば最適かを学習していく。決定木では、同じ種類のデータを塊として分類することが目的となるので、一般的にデータの乱雑さを表す不純度が小さくなるようにデータを分割していく。分類されたグループに同一のラベル（区分データ）が多く存在する時に不純度は小さくなり、分類されたグループに異なるラベルが多く存在すると不純度が大きくなる。不純度を表す具体的な指標としては様々なものが存在するが、代表的な指標としてジニ係数が挙げられる。具体的な手順は、全ての特徴量と分割候補について不純度を計算し、様々な分割の中で不純度が最も減る分割を選択し、さらに次のグループに分割していくことを繰り返していく。Random forest では、重要度の高い特徴量は不純度を大きく減らすことが期待でき、重要度の小さな特徴量は不純度を減らすことができない特徴量を表す。このように、予測結果に対する重要度を特徴量ごとに計算し、不要な特徴量を排除していくことができる。

しかし、上記のような手順で同一のデータを使って同一の学習方法で決定木を作成すると、出力結果も同じになってしまう。そのため、決定木の 1 つ 1 つが多様性を持つことが重要となり、Random forest では、ブートストラップ法と特徴量のランダム抽出により、それぞれの決定木に与えるデータを分割結果ができるだけ多様性を持つように学習させていく。ブートストラップ法とは、学習データから内容の異なる複数の学習データを生成する手法であり、1 つの学習データから何度もランダムに復元抽出を行うこ

とによりデータを増やしつつ、データに多様性をもたらすことが可能となる。他方の、特徴量のランダム抽出では、特徴量のうち1部の特徴量だけをランダムに用いて学習させていく。Random forestでは、ブートストラップ法によりサンプルをランダムに復元抽出すると同時に、決定木のノード分割時に特徴量を都度選択して学習を行うことにより、結果の多様性を持たせている。

他方、機械学習で分析する際に、モデルの構造を把握しにくいという大きな課題がある。つまり、伝統的な回帰モデルなどと比較した場合、なぜそのような結果や推定になっているのかという理解が難しいという課題がある。特に、金融機関などの実務においては、中身が見えないモデルや根拠が分からぬモデルから得られた結果の利用は困難である場合が多い。機械学習モデルで評価を行う場合、いかにモデルの内容を把握し、可能であれば因果関係を解釈できるかという点が非常に重要となる。この課題の解決には、今後の研究展開や実務への適用にあたって、XAIの活用が有用である可能性がある。

5. XAIの各手法の概要

一般的に、機械学習モデルは線形回帰などの手法に比べ非線形な関係性も表現できるため、説明力の高いモデル構築が可能である場合が多いが、モデルの解釈が困難である点が分析の目的によっては大きな課題となることもある。特に金融の分野では、モデルの説明責任が問われるケースも多く、機械学習の分析においてモデルの解釈を行うことは分析の内容をブラックボックス化させないという観点から重要な場合が多い。

近年、機械学習におけるモデルの解釈可能性について、多くの研究が急速に進められている。XAIの近年の手法をまとめた良書として森下(2021)が挙げられ、機械学習モデルの解釈可能性を向上させるための様々な手法を取り上げ解説している。機械学習の複雑なブラックボックスモデルの挙動を理解するために、Permutation Feature Importance(以下PFIと呼ぶ)、Partial Dependence(以下PDと呼ぶ)、Individual Conditional Expectation(以下ICEと呼ぶ)、SHapley Additive exPlanations(以下SHAPと呼ぶ)などの手法を紹介し、それぞれの手法の観点について解説を行っている。モデルの解釈性を観点別に分解すると、①目的変数との関係性における特徴量の重要度の定量化、②特徴量と予測値の平均的な関係性の把握、③平均的な関係だけでは捉えきれないインスタンスごとの特徴量と予測値との関係性の把握、④モデルが目的変数に対して行った予測に対する理由の解明、などの観点が挙げられる。機械学習モデルにおけるXAIについての観点、手法、技術の具体的適用などについては丹波・原口(2023b)を参照されたい。

5-1. 特徴量の重要度

上記4つの解釈性の観点のうち、特徴量の重要度の定量化を行うために、各特徴量の目的変数に対する重要度を予測誤差の増加分で定量的に判断するPermutation

Feature Importance (PFI) を用いる。PFI では, ある特定の特徴量の値をシャッフルし, その特徴量が使えない状態にして, 目的変数に対する説明力の変化を計量化する。ある特徴量をシャッフルした場合に予測誤差が大きく増加すれば, モデルがその特徴量を重視していると考えることができ, もし予測誤差が変化しないなら, その特徴量は重要でないと判断できる。各特徴量に対して, 全ての特徴量の情報が使える場合と各特徴量の情報を使わない場合との予測誤差を計算し比較を行い各特徴量の重要度を測定する。PFI の利点として, 適用するモデルに対する制限がないこと, 手法が直感的で理解しやすいことなどが挙げられる。一方, PFI の注意点として, 特徴量の相関が高い場合には予測誤差を計測することができない場合があること, 特徴量と目的変数の因果関係として解釈するには危険を伴うことなどが挙げられる。

5－2. 特徴量と予測値の平均的な関係

Partial Dependence (PD) は他の特徴量を固定してある特徴量の水準だけを変化させ, 各インスタンスの予測値を平均して可視化する方法である。前述の PFI では, 特徴量の重要度は計量可能だが, 特徴量の値と目的変数の正負の方向性の関係は調べることができない。PD により, ある特徴量の値と目的変数の値の平均的な正負の関係を知ることができる。PD の利点として, 非モデル依存であること, 他の特徴量の影響も考慮に入れて各特徴量のモデル予測値への影響を確認できることなどが挙げられる。一方, PD の注意点として, 特徴量と目的変数の因果関係として解釈するには危険を伴うこと, インスタンスごとの特徴量と目的変数の細かい関係性はわからないことなどが挙げられる。

5－3. インスタンスごとの特徴量と予測値との関係

PD は特徴量と目的変数の平均的な関係を調べる手法で, インスタンスごとの詳細な関係を知ることはできないという課題がある。Individual Conditional Expectation (ICE) では, インスタンスごとに他の特徴量を固定した状態で, ある特徴量の水準を変化させ, 特徴量と予測値の関係を確認する方法である。これにより, インスタンスごとの異質性を把握しモデルの振る舞いをより深く解釈することが可能となる。ICE の利点として, 各インスタンスに対して各特徴量と目的変数の関係性を確認できること, モデル非依存であること, 特徴量の交互作用をとらえられる可能性があることなどが挙げられる。ICE の注意点として, 特徴量と目的変数の因果関係として解釈するには危険を伴うこと, 値が安定しない傾向があること, 特徴量の実績値の近傍で解釈する必要があることなどが挙げられる。

5－4. 目的変数に対して行った予測の理由

各インスタンスの予測値に対して具体的な解釈が可能となる手法に SHapley Additive exPlanations (SHAP) がある。ICE ではモデルが予測値を出した理由を知ることができないが, SHAP では, 各特徴量の値の増減が目的変数に与える影響や特徴量の貢献度を可視化することができる。また, SHAP では特徴量の平均的な重要度を数値で評価することも可能である。SHAP の利点は, 貢献度の分解において理論上の望ましい性質を持っていること, SHAP はミクロ的な解釈とマクロ的な解釈のどちらにも用いることができるところなどが挙げられる。SHAP の注意点として, ICE のように各特徴量に対する予測値の変化については分からぬこと, 計算負荷が高いこと, 理論面の難易度が他の手法に比べると高いことなどが挙げられる。

協力ゲーム理論における複数プレイヤーの協力によって得られた利得を各プレイヤーに公正に分配するための評価手法の一つであるシャープレイ値 (Shapley Value) はよく知られた手法であるが, SHAP はシャープレイ値を機械学習に応用した手法である。シャープレイ値の計算には, ある特徴量の値の増減が目的変数に与える影響を考慮するため, データ項目数が大きくなるに従い膨大なデータの組み合わせを考える必要があり, 計算量が膨大になるというデメリットが存在する。特に, 機械学習モデルの構築においては, データサンプル数のみならず, データ項目数も膨大になることが多く, シャープレイ値を機械学習モデルにそのまま適用するには困難が伴う。このような背景があり, SHAP では, 計算量の軽減のため, シャープレイ値の計算負荷を小さくしながら近似的に計算できるよう工夫している。特に, Lundberg et al. (2020) が Nature Machine Intelligence に発表されて以降, SHAP は自然科学のみならず社会科学の分野においても XAI の分野において有効なツールの 1 つとして利用され始めている。

6. XAI の算出結果と考察

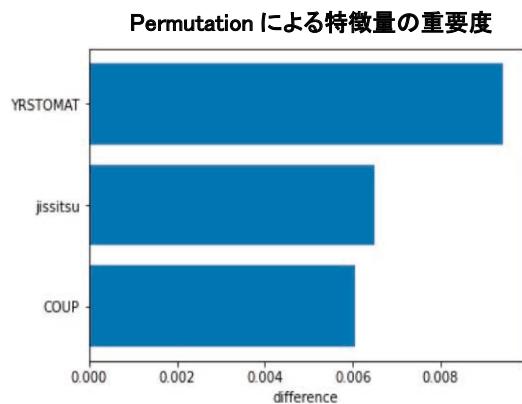
本章では, 5 章で紹介した XAI の各種手法についての分析をデータに適用し, モデルの解釈性の観点から分析結果の考察を行う。

6-1. 特徴量の重要度

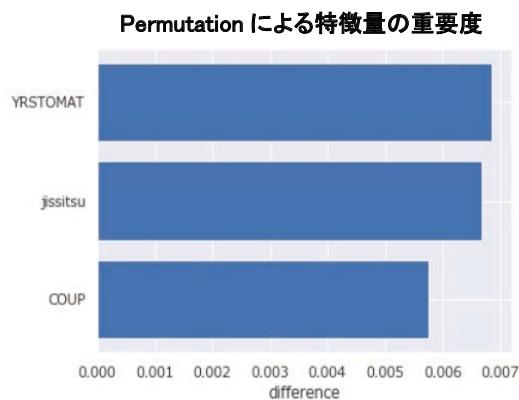
PFI の結果 (図 1, 図 2) を見ると, 2019 年, 2020 年とも残存年限, 実質公債費比率, クーポンの順で重要度が高いことがわかる。2019 年と比較して, 2020 年では実質公債費比率, クーポンの水準は小さな変動であるのに対し, 残存年限の重要度の値が小さくなり, 残存年限と実質公債費比率, クーポンの重要度の差が小さくなっていることがわかる。このことから 2019 年と比較して, 2020 年では残存年限に対する投資行動に変化があったものと推測される。

■ PFIによる特徴量の重要度の結果

【図1 2019年PFI】



【図2 2020年PFI】



次に別の方で特徴量の重要度の変化を確認してみる。SHAP平均値の結果（図3、図4）をみると、特徴量の重要度は2019年では残存年限、実質公債費比率、クーポンの順、2020年では実質公債費比率、残存年限、クーポンの順で高いことがわかり、2020年では実質公債費比率の重要度が残存年限を逆転して最も高くなっている。図3の見方は、適用した全データから計算される対東京都債スプレッドの変動分0.84bp（3つの特徴量の合計値）のうち、残存年限（YRSTOMAT）の貢献分は0.45bpであることを示す。実質公債費比率のSHAP値の水準を見ると2019年の値（0.45）に対し2020年の値（0.23）が大幅に低下していることがわかる。一方、実質公債費比率の水準は0.27から0.31に若干増加、クーポンは0.12から0.11とほぼ横ばいである。この結果から、新型コロナウイルス発生前の2019年では残存年限が大きくなるほどスプレッドが大きくなるという一般的な傾向が確認されるが、コロナ発生後の2020年ではその関係性が小さくなつたことが確認される。また、実質公債費比率のスプレッドへの貢献度が若干上

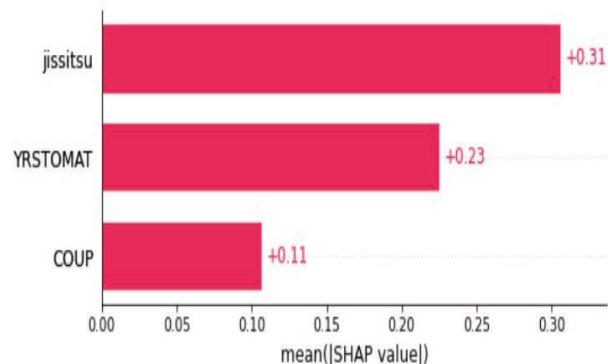
昇したことがわかる。これらの点は、「PFIによる特徴量の重要度の結果」とほぼ同様の結果である。

■ SHAPによる特徴量の重要度の結果

【図3 2019年SHAPの平均値】



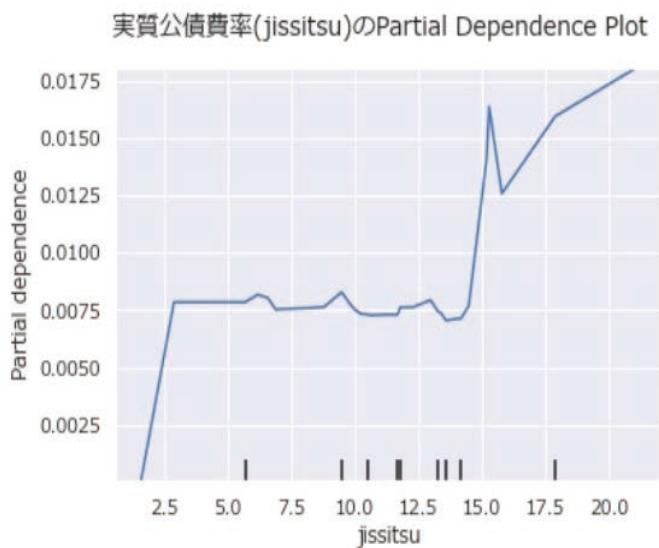
【図4 2020年SHAPの平均値】



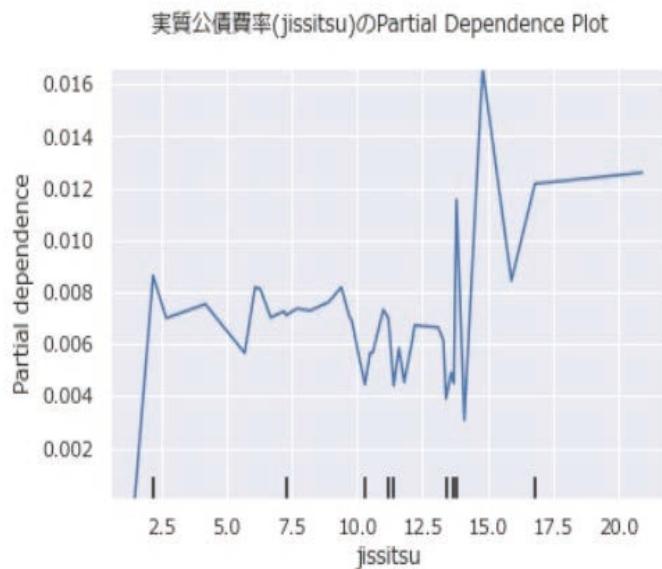
6-2. 特徴量と予測値の平均的な関係(PD)とインスタンスごとの関係(ICE)

図5、図6は実質公債費比率と予測スプレッド値の平均的な関係であるPDを表している。図5の2019年に対し、図6の2020年では、実質公債費比率が比較的高い15以上の領域でPDの水準がやや低下していることがわかる。これは実質公債費比率が比較的高い15以上の領域で地方債が平均的には買われたことを示している。

【図5 2019年実質公債費比率PD】

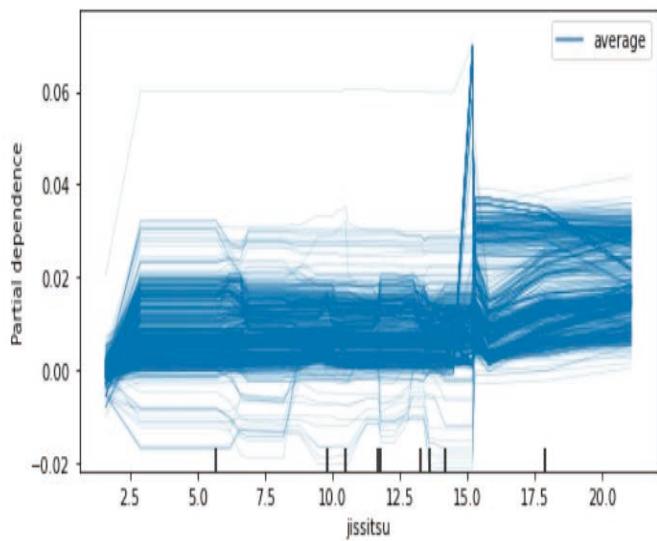


【図6 2020年実質公債費比率PD】

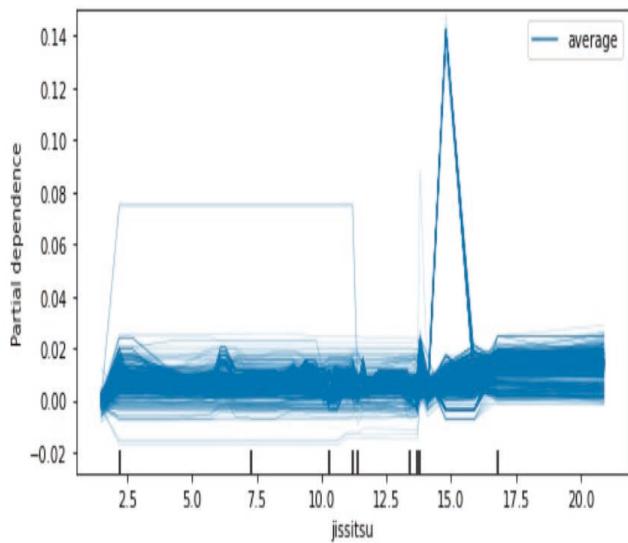


インスタンスごとの関係である ICE (図7, 図8) を確認すると、図7の2019年では実質公債費比率が高い15以上の領域でPDの値が0.03程度のものが多く見られるのに対し、2020年では概ね0.02以下となっていることがわかる。これは、新型コロナウイルスの発生によるリスク回避から、やや高めの実質公債費率の自治体であっても安全資産としての地方債へ資金が流れてきた可能性がある。この結果は図5, 図6のPDの結果と整合的である。

【図7 2019年実質公債費比率 ICE】

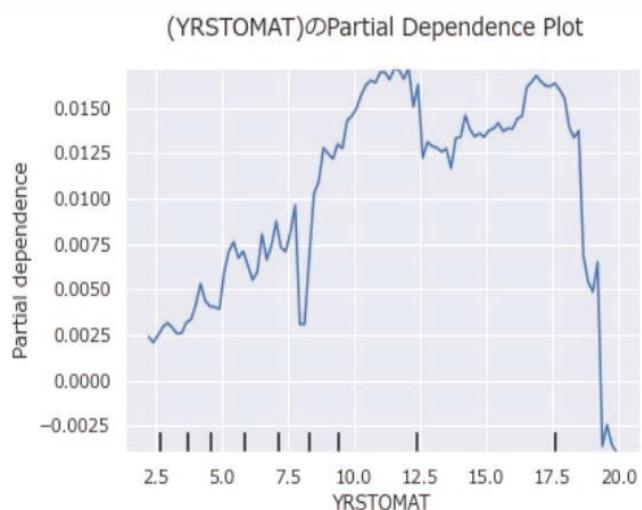


【図8 2020年実質公債費比率 ICE】

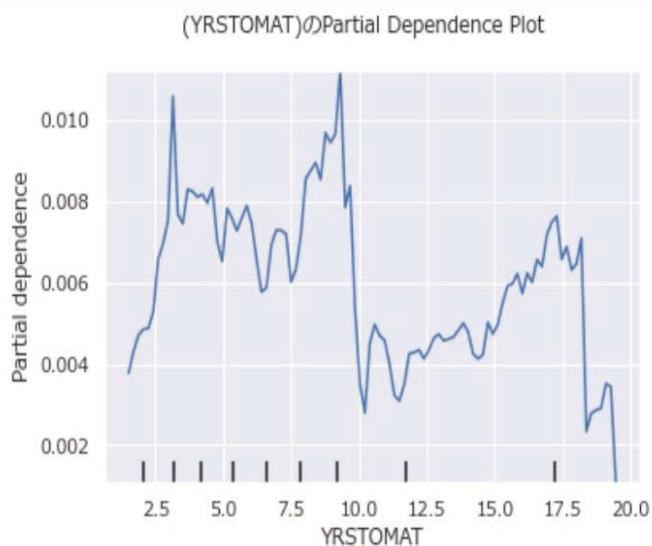


残存年限と予測スプレッド値の平均的な関係（図9、図10）をみると、2019年（図9）と2020年（図10）でPDの形状が大きく変わっていることがわかる。2019年対比で2020年では、残存年限3年程度のPDが上昇しており短期債の中には売られた銘柄がある一方、残存年限10年から17.5年程度のPDが下落しており長期債の中には買われた銘柄があることがわかる。この結果は図1から図4の結果と整合的であり、地方債の年限に対して投資行動の変化が大きかったことがわかる。

【図 9 2019 年残存年限 PD】

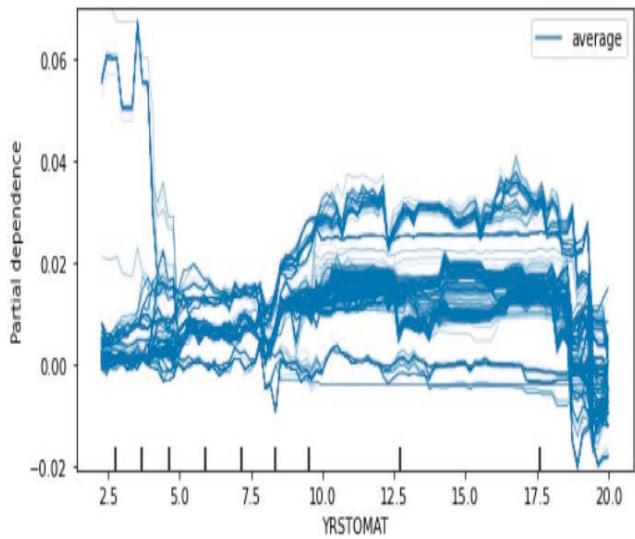


【図 10 2020 年残存年限 PD】

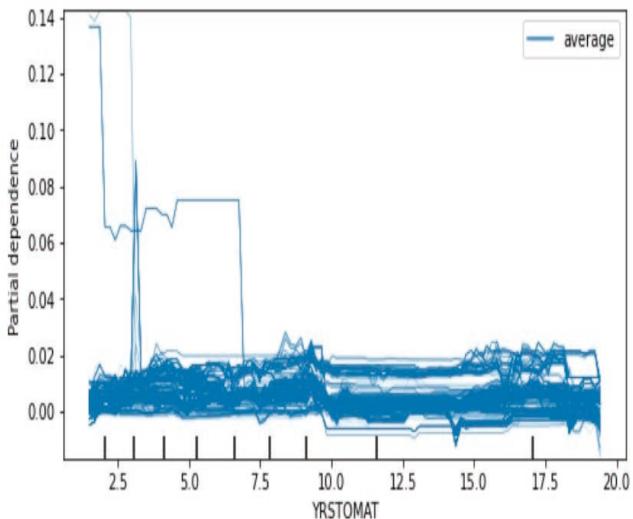


ICE の結果（図 11, 図 12）からは、2019 年（図 11）においては PD が 0.02 を超えているものも一定数見られるが、2020 年（図 12）ではおおむね 0.02 を下回っており、2020 年には中長期債が全体的に買われていたことが確認できる。

【図 11 2019 年残存年限 ICE】



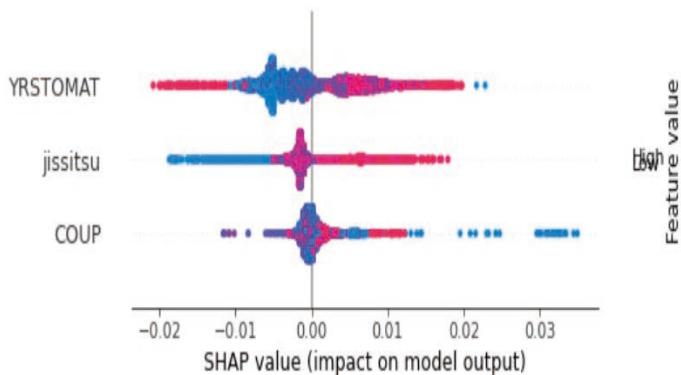
【図 12 2020 年残存年限 ICE】



6 – 3. 目的変数に対して行った予測の理由

SHAP 値の分布の出力結果である図 13において、横軸が目的変数への寄与度の大きさ、縦軸が特徴量の貢献度の順位を示す。赤は各特徴量が正の値、青が負の値を表す。例えば、jissritsu は jissritsu の値が小さくなる青色が横軸のマイナスの領域に多く見られるため、目的変数への寄与度が小さく（左側）なり、jissritsu の値が大きく（赤）なるほど目的変数へ寄与度が大きく（右側）なる。つまり、jissritsu は目的変数と正の相関があることがわかる。また、縦軸の特徴量の順列は残存年限、実質公債費率、クーポンの順番なので、特徴量の貢献度の順位がこの順番に高いことがわかる。

【図 13 2019 年 SHAP 分布】



※図 13～図 20 のカラー版についてはネット掲載論文（ゆうちょ財団「ゆうちょ資産研究（論文集）」）を参照のこと。

【図 14 2020 年 SHAP 分布】

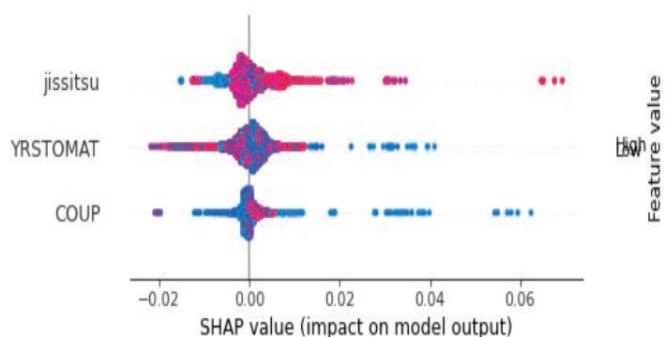
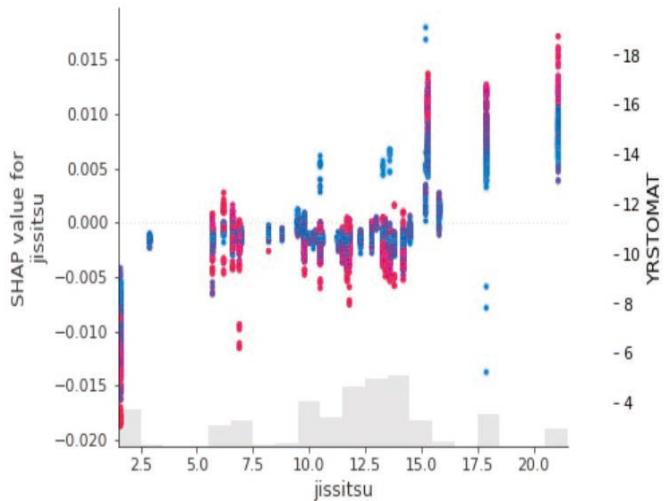
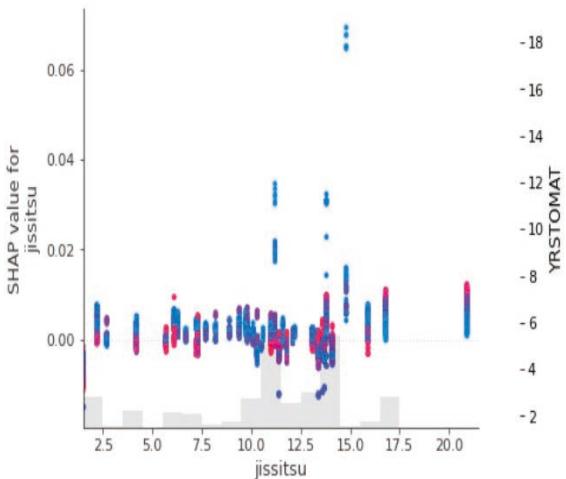


図 13 を見ると、2019 年で説明力の高い特徴量は、残存年限、実質公債費率、クーポンの順であり、各特徴量とも概ね正負の関係性は理論上整合的となっていることが確認される。次に、図 13 と図 14 を比較すると、残存年限の SHAP の分布が 2019 年と 2020 年では大きく変化していることがわかる。2019 年においては一部の中長期債（左端の赤）に SHAP 値が小さいものが見られる点を除き、残存年限とスプレッドの関係は、左側が青で右側が赤い正の関係だった。2020 年にはその関係が大きく崩れ、もはや正の関係性が見られない。つまり、上記でも見たように一部の短期債が売られ一部の中長期債が買われたため、正の関係性が崩れ残存年限のスプレッドへの説明力が低下したことが推測される。他方、2020 年において一部の銘柄で実質公債費比率が高い銘柄（赤）やクーポンが低い銘柄（青）で SHAP 値が大きくなっていることがわかる。これは、一部の実質公債費比率が比較的高い銘柄やクーポンが小さい短期債銘柄が売られスプレッドが高まったものと推測される。

【図 15 2019 年実質公債費比率と残存年限】

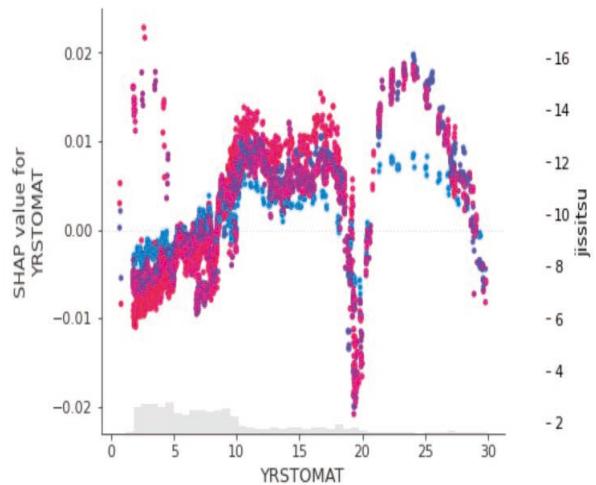


【図 16 2020 年実質公債費比率と残存年限】

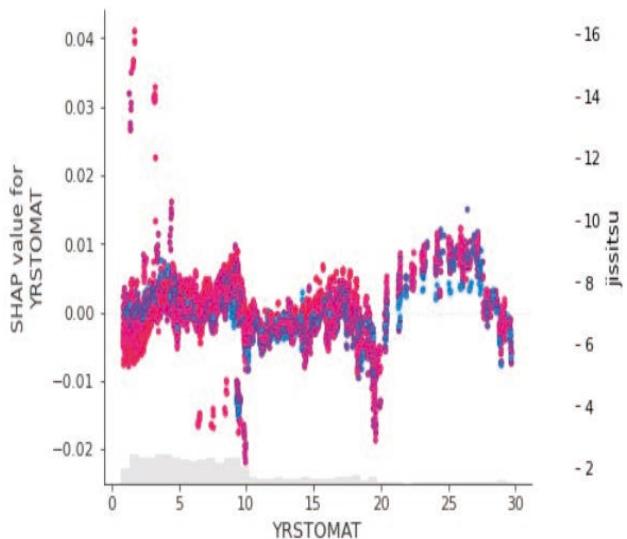


次に、2つの特徴量を対象とした SHAP 値の分布を確認する。図 15 の点の色は右軸の残存年限 (YRSTOMAT) の値の水準を表しており赤は高く、青は低いことを表す。横軸は実質公債費率 (jissitsu) の水準を表し、縦軸は SHAP 値の水準を表す。図 15 を見ると 2019 年には SHAP 値は約 0.02 以下の範囲にあったが、2020 年には取りうる値の範囲の上限が大きくなり、約 0.07 以下の範囲と大幅に SHAP 値の範囲が上昇している銘柄が見られる（図 16）。特に、図 16 の横軸の実質公債費比率が 10 から 15 の中程度の実質公債費比率の短期債銘柄（青色）においていくつかの青い点が高い値に飛んでおりスプレッドの上昇が大きいものが見られることがわかる。また、図 16 の薄いグレーの棒グラフを見ると実質公債費比率が 10 から 15 程度で高い値を示していることから、この範囲が多くの方債銘柄の実質公債費比率のボリュームゾーンであり、平均的な信用リスクの自治体の短期債では売られたものがあることがわかる。

【図 17 2019 年残存年限と実質公債費比率】

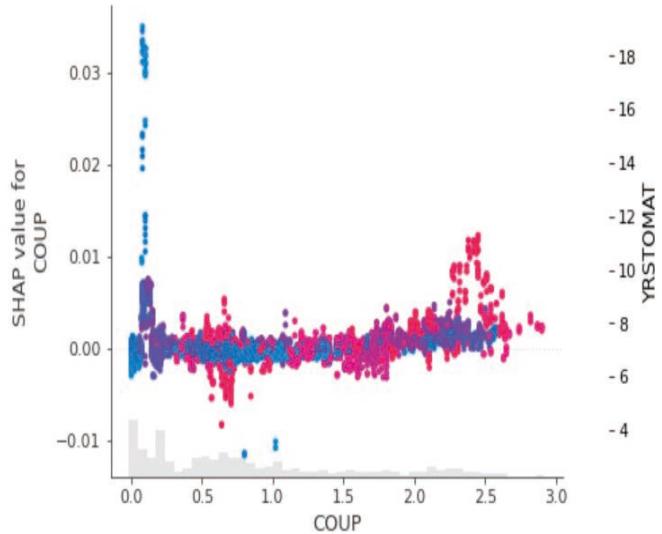


【図 18 2020 年残存年限と実質公債費比率】



残存年限（YRSTOMAT）と実質公債費率（jissitsu）の2変量の横軸と縦軸を入れ替えた図 17 を見ると 2019 年には SHAP 値は 0.02 超以下の範囲であったが、2020 年には 0.04 超以下と大幅に SHAP 値の範囲が上昇している銘柄が見られる（図 18）。特に、図 18において、残存年限が 5 年以下の短期債で実質公債費比率が高めの銘柄（赤色）においてスプレッドが上昇し売られたものがあることがわかる。

【図 19 2019 年クーポンと残存年限】



【図 20 2020 年クーポンと残存年限】

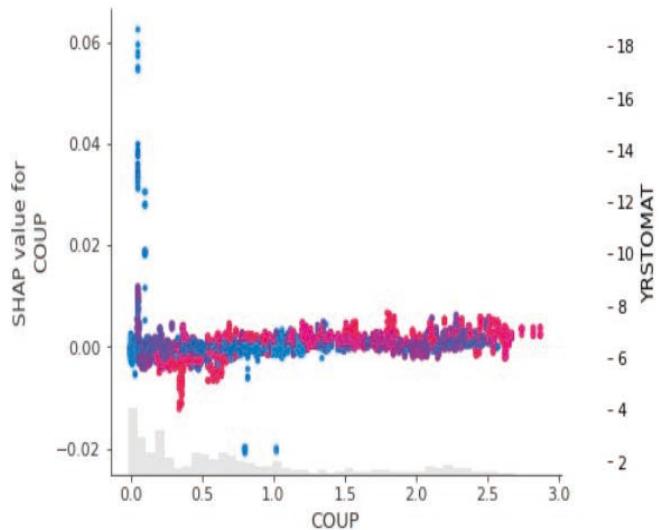


図 19 を見ると 2019 年には SHAP は 0.03 超以下の範囲であったが、2020 年には 0.06 超以下と大幅に SHAP 値の範囲が上昇している銘柄が見られる（図 20）。特に、クーポンが 0 近辺と非常に小さい短期債銘柄（青色）においてスプレッドの上昇が大きいものが見られ、2020 年に売られた銘柄があることがわかる。

7. まとめ

新型コロナウイルス発生前後のそれぞれの期間において、機械学習によりスプレッド推定モデルを構築した。説明力の高いモデルは Random Forest Regressor であることが確認でき、選択された説明変数は残存年限、実質公債費率、クーポン金利であった。「説明可能な AI (XAI)」を活用し、地方公共団体間のスプレッド差の要因と新型コロナウイル

ス発生前後の要因の変化について考察を行うと、新型コロナウイルス発生後の 2020 年では 2019 年に比べ、残存年限との関係性が小さくなつたことがわかる。短期債の中には売られたものがある一方、中長期債は全体的に買われていたことによる影響と推測される。新型コロナウイルスの発生によるリスク回避から、やや高めの実質公債費率の自治体であつても安全資産としての地方債へ資金が流れてきたと推測される一方、実質公債費比率が平均的で残存年限が 5 年以下の短期債銘柄の中には売られた銘柄があると推測される。このように新型コロナウイルス禍においては、安全資産としての地方債投資への投資増加と短期的な不確実性からの回避による短期債から中長期債への投資対象への転換が見られたことがわかる。これらの結果から、新型コロナウイルス禍における地方債投資家の投資行動の詳細な変化を確認できたことは大きな成果である。この結果により、投資家がどのようなリスク変数に注目し、投資行動を変化させているかを理解することができる程度可能となつた。これらの結果を利用して、経済的イベントが発生した際のリスクを考慮した投資方法を考えられる。具体的には、新型コロナウイルス時には、市場に与える短期的な先行きの不透明感から短期債の中には売られ、中長期債は全体的に買われていた、特にやや高めの実質公債費率の自治体であつても地方債へ資金が流れてきたため、現在の経済環境下での地方債への投資は一般的には安全であると言えるだろう。しかし、5 年以下の短期債銘柄の中には売られた銘柄があつたため、特に短期地方債については銘柄選択に非常に注意を要すると言える。このように新型コロナウイルス禍においては、安全資産としての地方債投資への投資増加と短期的な不確実性からの回避による短期債から中長期債への投資対象への転換が見られた。再び新型コロナウイルスの拡大が見られる場合は、同様の投資行動の変化が発生する可能性も高く、今後のリスク管理の知見となるものと考えられる。

今後の課題として、XAI のその他の手法の適用と解釈を試みる。また、上記の分析で投資行動の変化がある程度把握できたものもあるが、実際にどの地方公共団体のどのような属性の銘柄が多く売られ（または買われ）たかという問題がある。その把握のためには今回の手法だけでは限界はあると考えられるが、個別のデータを分析していくなど、別のアプローチも併用して分析を行う必要があると考える。今回のような新型コロナウイルス発生という大きなイベントに対して、売り買いの多かった具体的な銘柄の特定まで行うことができれば、実務上も有意義な情報となり得ると考える。また、経済的に大きなインパクトを与える新型コロナウイルス以外のイベントに対して、同様の投資行動の変化が見られるかについては、今後他の経済イベントについても同様の分析と検証を行う必要がある。他の経済イベントにおいても投資行動の変化が確認できれば、次に起こりうる大きな経済イベントに対しても類似の経済イベントや経済状況に対し、ある程度の地方債への影響が予想することができる可能性もあり、今後のリスク管理において大きな知見となるだろう。

さらに、このような知見を前提にし、よりよい地方債市場を目指すためにはいくつかのアプローチが考えられる。一つ目の観点は、ファイナンスからのアプローチである。

現在の地方債市場においては「暗黙の政府保証」の存在により、本邦の地方債市場の透明性には課題があると考えられる。地方債市場に何らかの信用リスクイベントが発生した際、日本政府の対応に不確実性がある場合には、投資家はそれをリスクとみなし、追加のスプレッドを要求することになる可能性が大きい。地方債に対して政府保証を行うのか、行わないのか、またその際のルールを社会全体で議論し制度化していくことが重要であると考える。その際には、欧米における地方債市場のルール、現状把握と課題の分析が参考になるであろう。また、政府保証を行わない場合は、地方公共団体間の競争を段階的に徐々に促していく必要があると考える。二つ目の観点は会計学からのアプローチである。会計学においては、財務・会計情報の意思決定有用性や公開タイミングのルール化などの有効性の検証とそれらの制度設計が重要となる。三つ目の観点は、財政学からのアプローチである。市場原理により地方公共団体間の健全化と競争を促すためには中央集権的な財源構造を徐々に分権化していく必要があると考える。この点に関しては、財政学の専門家とも議論をすすめていく必要があると考えている。

参考文献

- 井潟 正彦、三宅 裕樹（2007）「わが国地方債市場のインフラ整備の現状と展望」『資本市場クオータリー』第11巻第2号、31～45頁。
- 石川 達哉（2007）「市場公募地方債の流通利回りと信用リスク」『ニッセイ基礎研究所・経済調査レポート』No.2007-01。
- 石田三成、中里透（2019）「地方債の信用リスクとスピルオーバー」『地方債の経済分析』有斐閣。
- 大坪直樹他（2021）『XAI(説明可能なAI) -- そのとき人工知能はどう考えたのか?』リックテレコム。
- 総務省（2020）「統一的な基準による財務書類の作成状況等に関する調査（令和2年3月31日時点）」総務省公表資料（令和2年8月9日）。
- 中里透（2008）「財政収支と債券市場—市場公募地方債を対象とした分析」『日本経済研究』第58号、1～16頁。
- 田中宏樹（2012）「地方債をめぐる地方公共団体間信用連関—市場公募債パネルデータを用いた実証分析」『証券経済研究』第78号、69～79頁。
- 原口健太郎、丹波靖博（2021）「わが国における公会計と地方債市場に関する分野横断的研究の展開可能性」『商学論集（西南学院大学）』第67巻第3・4合併号、169～199頁。
- 原口健太郎、丹波靖博（2022）「わが国の統一的な基準に基づく公会計財務諸表が有する増分情報と地方債スプレッドとの関連性分析」『会計プログレス』近刊。（査読採択済み）。
- 丹波靖博、原口健太郎（2023a）「機械学習を用いたわが国における地方債のスプレッド

- 推定モデルの構築』『JAFEE ジャーナル』近刊。(査読採択済み)。
- 丹波靖博, 原口健太郎(2023b)「説明可能なAI(XAI)による機械学習モデルの特性分析」
第57巻第1・2・3・4合併号, 29~44頁。
- 三宅 裕樹(2017)「わが国地方債市場における信用リスク : 起債自由化改革・夕張シヨックが与えた影響(植田和弘教授記念號)」『京都大学経済学会経済論叢』191(2), 161-178頁。
- 森下光之助(2021)『機械学習を解釈する技術～予測力と説明力を両立する実践テクニック』技術評論社。
- Capeci,J. (1991) Credit Risk,Credit Ratings, and Municipal Bond Yields: A Panel Study, *National Tax Journal*, 44 (4), pp.41-56.
- Downing, C. and F. Zhang (2004). Trading Activity and Price Volatility in the Municipal Bond Market, *The Journal of Finance*, 59 (2), pp.899-931.
- Goldsterin,M. and G. Woglom. (1991) Market-Based Fiscal Discipline in Monetary Unions: Evidence from the U.S. Municipal Bond Market, *IMF Working Paper*, WP/91/89.
- Hattori, T. and H. Miyake (2015) Empirical Analysis of Yield Determinants in Japan's Municipal Bond Market: Does Credit Risk Premium Exist? *MPRA Paper* 67127, University Library of Munich, Germany.
- Haraguchi,K. and K. Oishi (2019) The International Differences in the Relationship between Public Financial Reports and Bond Markets: A Comparison between Japanese Local Governments and U.S. States, *Discussion Paper Series (Kyushu University)*, No. 2019-5, pp.1-17.
- Harris, L. E. and M. S. Piwowar. (2006) Secondary Trading Cost in the Municipal Bond Market, *The Journal of Finance*, 61 (3), pp.1361-1397.
- Liu,P. and A. V. Thakor (1984) Interest Yields,Credit Ratings, and Economic Characteristics of State Bonds: An Empirical Analysis, *Journal of Money, Credit and Banking*, 16 (3), pp.344-351.
- Lundberg, S.M. G. Erion, H. Chen, A. DeGrave, J. M Prutkin, B. Nair, R. Katz, J. Himmelfarb, N. Bansal, and S. Lee (2020) Explainable ai for trees: From local explanations to global understanding, *Nature Machine Learning*, 2, pp.56-67.
- Novy-Marx, R. and D. R. Joshua (2011a) The crisis in local government pensions in the United States, in Robert Litan and Richard Herring, eds.: *Growing Old: Paying for Retirement and Institutional Money Management after the Financial Crisis* (Brookings Institution, Washington, DC).
- Novy-Marx, R. and D. R. Joshua (2011b) Public pension promises: How big are they and what are they worth? *The Journal of Finance*, 66 (4), pp.1211-1249.
- Schwert,M. (2017) Municipal Bond Liquidity and Default Risk, *The Journal of Finance*, 72 (4), pp.1683-1722.

Wang,J. C. Wu, and F. X. Zhang. (2008) Liquidity, Default, Taxes, and Yields on Municipal Bonds,
Journal of Banking & Finance,32 (6), pp.1133-1149.

URL

ロンドン証券取引所 FTSE Russell グループ 「The Yield Book Inc」

<https://www.yieldbook.com/m/products/yield-book/index-jpn.shtml>

ゆうちょ財団「ゆうちょ資産研究（論文集）」

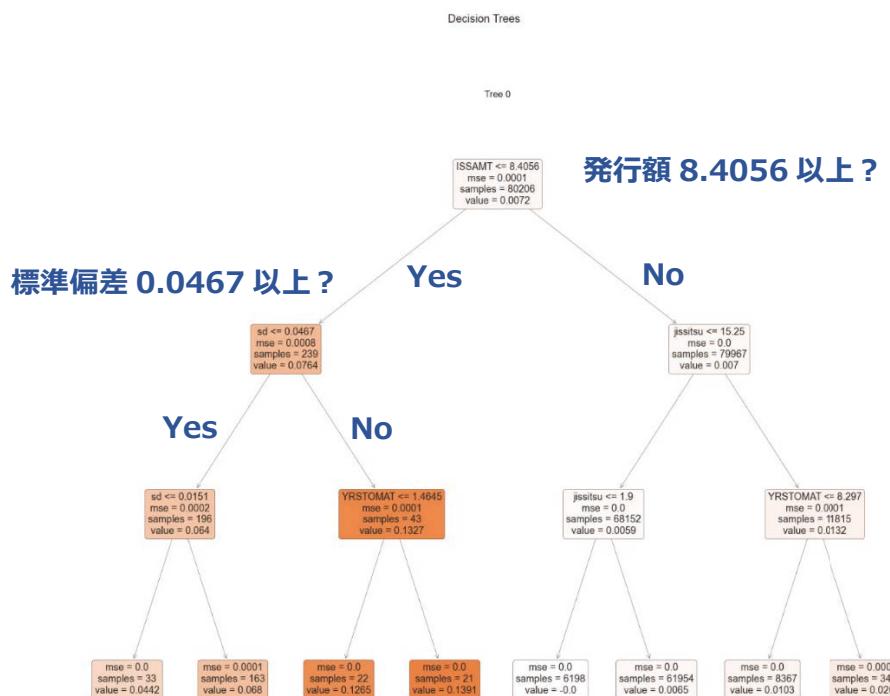
https://www.yu-cho-f.jp/ar_center/research_aid/ronbunkensaku.html

謝辞

本研究は一般財団法人ゆうちょ財団の 2022 年度研究助成, および科学研究費補助金 (JSPS KAKENHI Grant Number JP19K23214, JP20K02058, JP21K13412) , 日本経済研究センター研究奨励金の交付を受けて行ったものである。また, ロンドン証券取引所・FTSE グループ The Yield Book Inc. には, 債券分析ソフトイールドブックを通じて効率的な分析ツールと貴重なデータを提供いただいた。この場を借りて御礼申し上げたい。

APPENDIX

【図 決定木分析の例】



ESG投資とイスラム金融：制度的類似性 と株価・企業行動等への影響の検証

同志社大学大学院 ビジネス研究科 教授 吉田 悅章

要 約

本研究は、ESG 投資とイスラム金融との間に観察される制度的類似性を踏まえながら、それぞれの金融分野における各種取引のスクリーニング（審査）過程の存在が株価や企業行動等にどのような影響を与えるか、その特徴を観察したものである。

既に確立した金融分野となった ESG 投資（環境・社会・ガバナンスを意識した投資）にせよ、日本では実際の取引実績や人々における理解に乏しいイスラム金融にせよ、それぞれの価値基準に合致したスクリーニング過程を経た上で金融取引が顧客に提供される点において、制度的な類似性を認めることが可能である。その点を含めた両者の概要を要約すると、図表 1 のとおりである。

図表 1：ESG 投資とイスラム金融の概要

	ESG 投資	イスラム金融
(1)目指す付随価値体系	ESG（環境・社会・ガバナンス）の推進	イスラム教義の遵守
(2)提供されている金融商品	株式投資ファンド（株価指数）、債券、融資、その他	株式投資ファンド（株価指数）、債券（スクーク）、融資、その他
(3)スクリーニング実施主体	複数の形態あり	シャリア学者（教義に関する有識者）
(4)起源	2006 年、国連による責任投資原則（PRI）での提唱	1975 年、ドバイ・イスラム銀行設立
(5)世界市場規模	35 兆ドル（2020 年、出所：GSIA）	4 兆ドル（2021 年、出所：Statista）
(6)地理的側面	「先進国>途上国」の傾向	中東・東南アジア等が中心だが、非イスラムの多い先進国でも取引等あり。

（出所）諸資料より筆者作成

本研究の当初の計画では、こうした類似性に着目しながら、両金融分野における株価や企業行動等へのインパクトを比較することを研究内容の中心とする想定であった。ところが、ESG 投資におけるスクリーニング過程の実務的な詳細に関する調査を進めるにつれ、ESG という価値目標に向けた金融取引ではあるものの、スクリーニングを実施する機関によって基準が異なることから、ESG に前向きな企業、あるいは ESG を十分に意識した行動をとる企業という評価の結果において、各機関によるばらつきが多くみられることが判明した。このため、ESG 投資におけるそうしたスクリーニングの側面をイスラム金融のそれと対比させることで、ESG 投資の改善に資する側面がより多い研究成果となった。

スクリーニング過程における最も大きな両者の違いは、評価機関の評価能力の違いと言ってよい。イスラム金融で実際の評価作業を担うのは、相当な訓練を通じて育成されたシャリア学者（イスラムの教義の専門家）である。通常、イスラム金融を提供する機関には複数のシャリア学者から成るシャリア・ボードが常設されており、提供する金融取引のシャリア適格性を審査する。彼らは、シャリアの知識人となるべく幼少より長期間に亘る学習を重ねているほか、現代の高度に発達した金融に関する知識の習得、最近ではフィンテックや暗号通貨に関する理解も含めて、広範な知識と深い洞察を持つ。彼らの下す判断の結果として個々人の見解が分かれることはあっても、様々な協議や妥協等を経てシャリア・ボードとしての最終的な統一判断がなされ、ここに彼らの判断能力を疑う余地はない。

一方、ESG 投資の評価機関には幾つかの形態があるが（図表 2 参照）、彼らは企業評価やその数的把握と処理、運用機関との関係といった面では優れても、決して E や S や G の専門家とは言いにくい。部分的に専門家の知見を活用している面はあるが、それありきというよりは、指数化・レーティング化やその運用機関向け提供に強みを有するという事情から生じたのが現在の ESG 評価とみることができよう。

図表 2：主な ESG 評価機関

(ESG 評価機関)	
アラベスク・グループ	S&P グローバル
ブルームバーグ・エル・ピー	Sustainalytics
CDP	東洋経済新報社
Fitch Solutions	Truvalue Labs
FTSE Russell	(ESG ファイナンス評価機関)
Moody's	DNV ビジネス・アシュアランス・ジャパン
MSCI	株式会社日本格付研究所 (JCR)
株式会社グッドバンカー	格付投資情報センター (R&I)
日本経済新聞社 (日経 NEEDS)	Sustainalytics

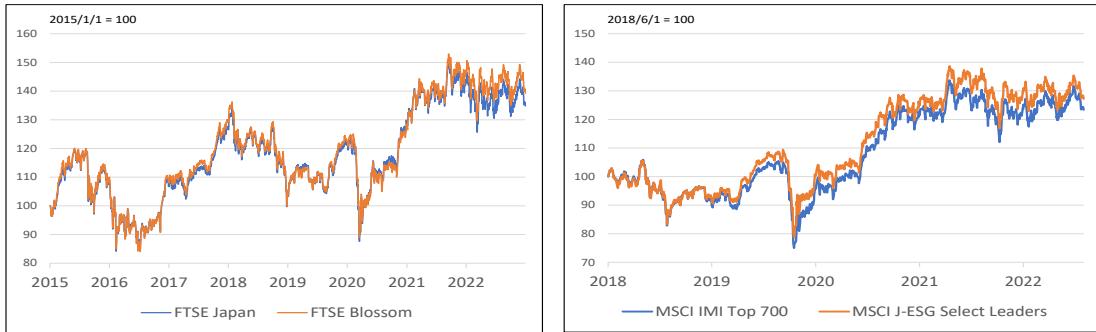
（出所）東京証券取引所ウェブサイト

こうした違いはあるものの、実際には両者とも既に確立した金融分野として活発な市場取引が行われている。イスラム金融にせよ ESG 投資にせよ、債券、ローン、不動産など様々な金融商品が提供されているが、両者を比較する上で、スクリーニング過程の同質性や数量的な扱いのしやすさ、データのアベイラビリティ等の観点から、最も実践的である株価指数を用いた比較分析を行う。

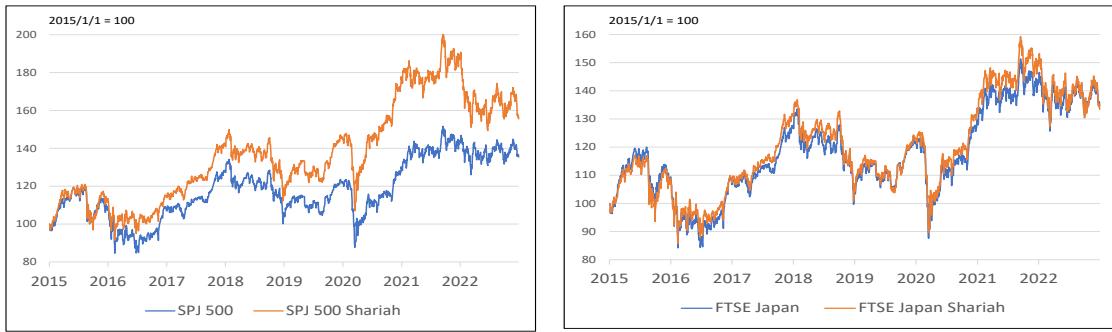
ESG 投資であれイスラム金融であれ、それぞれの株価指数を算出する過程、すなわち指標の構成銘柄を選定する過程においては、まずベースとなる親指標を特定してから、それぞれの価値基準に合致した銘柄を抽出（あるいは、それぞれの価値基準に反する銘柄を排除）する方式が一般的である。このため、各指標のそれぞれの親指標との比較により、両金融分野の特徴を観察する。対象とする株価指標とそれぞれの親指標との比較は図表 3 のとおりである。

図表3：各株価指数の動き

(1) ESG 株価指数



(2) イスラム株価指数



(出所) Bloomberg

両金融分野において、いずれの指数も親指数との高い相関が窺える。その主な理由として、上述したように親指数をベースに採用銘柄が選定される点があるが、もう一つには、とりわけ ESG 投資の場合、大企業の ESG スコアが小さめの企業に比べて高い傾向にあるため、銘柄数の割に指数への影響度が高いことから相関が高くなる、といった背景もある。いずれにせよ、両方の金融分野において、大半が親指数と同様の構成銘柄となるため、親指数との相対パフォーマンスにおいて大きな差が出にくいという状況が観察される。

一方、本研究では大きく取り上げた訳ではないが、ESG 投資の関心の高まりにより投資家が企業に対し ESG の意識を強く求めたことで、企業の事業活動や ESG 関連情報の開示といった観点で大きな影響を与えたと考えられる。他方でイスラム金融の場合には、イスラム投資により多くの企業がイスラム的な事業活動を選好するようになった、ということは考えにくいため、企業行動への影響という観点では ESG 投資の方がイスラム金融に比して大きな影響を与えたと考えてよい。

以上みたように、両方の金融分野において、表面的には同様のスクリーニング過程を伴う一方で、その評価能力の観点において ESG 投資には難点がそれなりにあることを確認した。とはいっても、株価指数で見る限り、いずれも親指数（ESG 指数やイスラム指数でない、スクリーニング前の全体指数）との相関が高く、両分野の間に大きな違いは観察されなかった。

(以 上)

ESG 投資とイスラム金融：制度的類似性と株価・企業行動等への影響の検証

2023 年 6 月
同志社大学
吉田悦章

1. イントロダクション

本稿は、標題「ESG 投資とイスラム金融：制度的類似性と株価・企業行動等への影響の検証」をもとに実施した研究の報告書である。

近年、地球環境・気候変動への意識の構造的な高まり、その政策面のみならず企業部門への浸透、SDGs（国連による「持続可能な開発目標」）の知名度向上の流れがある中にあって、学術研究対象としての ESG 投資（環境・社会・ガバナンスを意識した投資）は既に取り立てて目新しい存在ではなくなった。既に多くの研究がなされている状況下、本研究では ESG 投資の実務的・本質的諸側面に焦点を当て、株価指数の作成等における抽出（スクリーニング）プロセスやそのための審査機関等の観点で類似した側面を持つイスラム金融との詳細比較を通じて、株価変動の特徴、企業変革への効果、それによる社会的インパクト等、様々な側面における定量的・定性的な特徴を明らかにする計画のもと、研究作業を進めた。

こうした作業を通じて浮かび上がったのは、当初の計画とはある意味で大きく異なる両者の取引実態であった。すなわち、当初の計画においては、両者の類似性を大きな前提としていた。ESG 投資であれイスラム金融であれ、それぞれの価値基準、すなわち前者であれば環境基準や社会改善効果、ガバナンスの強固さなどに準じた評価がなされ、後者の場合にはイスラムの教義に基づいた審査として、金利を用いていないこと、アルコールやギャンブル等の要素が取引に含まれていないことなどに関するチェックが行われる（詳細は次章参照）。こうした価値審査を経た両者の制度的な類似性を踏まえながら、それぞれの金融取引が社会に与えるインパクトを株価や企業行動の面から論じることを想定していた。

ところが、実際に審査実務面の状況やその結果を踏まえると、両者の間にはやや大きな乖離があることが判明した。大まかに言えば、イスラム金融の場合には、多少の解釈の差こそあれ、大枠としては教義に準じたスクリーニング（例えば、株式銘柄の抽出）が行われている一方、ESG 投資においては価値評価の基準がやや曖昧であることが指摘されることも多い点において、両者は対照的であった。そのため本研究では、こうした実務面についても掘り下げて検討を加え、こうした対照性を生み出す背景を考察することも研究の主眼となつた。

とはいっても、こうした技術的な差はあるが、やはり上述したような両者の類似性、すなはち社会的価値を求める金融（金銭的リターンのみならず社会の効用をも含めた価値を目指す金融）という位置づけ自体は大きく変わらない。その点で、既に確立した金融分野となっているイスラム金融における価値評価の事例は、発展しつつある ESG 投資の諸側面の改善にも貢献できる部分があると考えている。

2. 制度的類似性——ESG 投資とイスラム金融

本研究の発端は、近年目覚ましい進展を遂げている ESG 投資の実務的性格を評価する上で、そのスクリーニング、すなはち「ある金融取引が、その目的とする付随的価値（ESG 投資では ESG の観点の推進、イスラム金融においてはイスラム教義の遵守）の実現に適ったものであるかどうかの審査」の過程においてイスラム金融のそれとの類似性が確認された点にある。この点を確認するため、ESG 投資、イスラム金融それぞれの概要を図表 1 に示す。

図表 1：ESG 投資とイスラム金融の概要

	ESG 投資	イスラム金融
(1) 目指す付随価値体系	ESG（環境・社会・ガバナンス）の推進	イスラム教義の遵守
(2) 提供されている金融商品	株式投資ファンド（株価指数）、債券、融資、その他	株式投資ファンド（株価指数）、債券（スクーク）、融資、その他
(3) スクリーニング実施主体	複数の形態あり	シャリア学者（教義に関する有識者）
(4) 起源	2006 年、国連による責任投資原則（PRI）での提唱	1975 年、ドバイ・イスラム銀行設立
(5) 世界市場規模	35 兆ドル（2020 年、出所：GSIA）	4 兆ドル（2021 年、出所：Statista）
(6) 地理的側面	「先進国>途上国」の傾向	中東・東南アジア等が中心だが、非イスラムの多い先進国でも取引等あり。

（出所）諸資料より筆者作成

図表1につき、誤解を避ける意味も含めていくつか説明を加える。(1)は上述のとおりで、自明もあるので省略する。(2)提供されている金融商品については、両者とも、既に多くの形態のものが提供されていると評価してよいだろう。細かく言えば、イスラム金融には、イスラム的に問題のない(=「シャリア適格な」)不動産ファンド等もあり、同様にESG投資でも、こうした不動産ファンドや、炭素排出の少ないビルなどもその取引対象に含まれ得る。ただし、金額ウェイトの観点での主流は、やはり両者とも、株式投資や債券、融資等の、伝統的資本市場や銀行取引だと言ってよい。(3)スクリーニング主体は、本節の要点でもあるので、後段にてより詳細に説明する。(4)起源をみると、両者とも、20年弱・50年弱と、違いはあるものの現代になって一般化してきた分野であることが分かる。なお、これと(5)を踏まえると、「イスラム金融の方がはるか以前に誕生しておきながら、市場規模では格段の差があり、イスラム金融は低迷している」との評価も成り立ち得てしまうかもしれないが、これは(6)の点を考慮すれば容易にその実態を理解できる。すなわち、ESG投資の場合には、先進国による取り組みが顕著であり、纏まった金額の資金がESG投資へシフトした。一方イスラム金融の場合には、年率15%程度で安定的な成長を続けてきたとはいえ、マレーシアやブルネイ等の東南アジアや、U A E、サウジアラビア等湾岸諸国を中心とした中東など、新興国における潮流であり、先進国に比べれば金額面ではどうしても少額となってしまう。

とはいっても、本研究の主眼は金額の多寡にあるのではなく、とりわけESG投資がその効果を発揮しやすくなるような健全の発展のために、イスラム金融におけるプラクティスからの示唆も参考しながら、その特徴や機能を明らかにしていく、という制度的側面にある。このため、市場規模等はあくまでその実態を知るための参考情報として捉えて頂きたい。

以下では、制度的類似性の根幹であるスクリーニングについて(図表1における(3))、両者の詳細を示しながら比較する。その際、スクリーニングを実施する主体と、その目的や結果等でやや状況が異なるため、2つに分けて論じることとする。

(1)スクリーニング・プロセスの実施主体

ESG投資では、言うまでもなく環境・社会・ガバナンスの観点からスクリーニングを行うが、その作業を行う主体(実施主体)は幾つかのパターンに分かれるのが実態である。それは、例えば加藤(2019)の章構成において、「第5章 ESG評価機関によるESG評価」、「第6章 運用機関におけるESG評価」、「第7章 非財務情報とESG評価」となっていることからもうかがえる。ここで、同書の言う「ESG評価」と本稿で用いてきた「スクリーニング」とは、概ね同じものと考えてよい(違いについては後述)。

上記の章のうち、第5章と第6章の差は、金融実務における「セルサイド」と「バイサイド」の違いと理解できる。前者は、金融サービスを提供する側、後者は金融サービスを享

受する側である。一般に、本節の主眼であるスクリーニング・プロセスは、主としてセルサイド側の機関が実施する作業であり、その結果をみて、バイサイド側は当該金融サービスを享受するか否かを決定する構図を基本とする。このことは、「運用機関の ESG 評価は各運用機関が銘柄選択のために使うものであり、一般的に社外に公開されることはない」（加藤編 2019: 8）との記述からも強く読み取ることができる。

一方で、上述の章立てにおける第 6 章にあるように運用機関、すなわちバイサイド側がスクリーニングを実施する部分もある。広く知られるように、GPIF（「年金積立金管理運用独立行政法人」のこと。Government Pension Investment Fund の略）は様々な ESG 投資方針を公開しており、投資家側の意向を知る大きな手掛かりとなる事例である。換言すれば、こうしたバイサイド側の意向表明があったからこそ、（そこから利益を得ようとする）セルサイド側の ESG 投資への傾倒があったとみることもでき、上述の加藤編（2019: 8）のような指摘はあるにせよ、無視していい側面ではないだろう。

要約すると、ESG 投資におけるスクリーニング主体は次のように整理できる。第 1 に、ESG 評価機関である。金融商品により異なるが、代表的なのは、株式投資のために各個別企業の ESG 活動を評価するサービスを行う企業である。これらは、運用機関や発行体とは全く関係のない第 3 者機関である。特徴として、株価指数提供企業、格付会社、メディア等が多いとの印象を受ける。

図表 2：主な ESG 評価機関

(ESG 評価機関)	
アラベスク・グループ	S&P グローバル
ブルームバーグ・エル・ピー	Sustainalytics
CDP	東洋経済新報社
Fitch Solutions	Truvalue Labs
FTSE Russell	(ESG ファイナンス評価機関)
Moody's	DNV ビジネス・アシュアランス・ジャパン
MSCI	株式会社日本格付研究所 (JCR)
株式会社グッドバンカー	格付投資情報センター (R&I)
日本経済新聞社 (日経 NEEDS)	Sustainalytics

(出所) 東京証券取引所ウェブサイト

(注) 「ESG 評価機関」と「ESG ファイナンス評価機関」の違いは、東証の説明を要約すれば、前者が企業行動を評価する全体的な取り組みで個別の企業(銘柄)の評価に類似しているのに対し、後者はグリーンボンド等各個別商品を対象に ESG 評価を行うものと整理できる。

第2に、バイサイド、すなわち運用機関である。上述のとおり、運用機関自身がスクリーニングを行うケースであるが、これは、運用機関自身の判断の場合と、運用機関が外部に委託して自社のスクリーニングを行う場合とに大別される。前者について、おそらく限られた数の運用機関のみがスクリーニングの詳細を公表していると考えてよい。代表的な事例は、上述のGPIFである。後者についても、大方の運用機関がそのスクリーニングの詳細を公表していないと考えることができ、厳密なことは言いにくい。ただし、林（2019: 116）では、運用機関におけるESG評価機関の活用の仕方が3つに類型化されており、こうしたスタイルが存在することを示唆している。

一方、イスラム金融におけるスクリーニングは、ESG投資の場合と様相をやや異にする。①金融情報を提供する側（セルサイド）のみがスクリーニングを実施する、②スクリーニングの最終責任を持つのはシャリア学者と呼ばれるイスラムの有識者であり、それ以外の主体が責任を持つことはない、というのがその理由である。以下、もう少し詳しくみていきたい。

①の点は、イスラム金融におけるスクリーニングがセルサイド（サービス供給側）のみで実施され、バイサイド（サービス需要側）ではスクリーニングをしない、ということであった。イスラム金融における基本的な取引実行の姿は、次のようなものである（以下、吉田[2017]等より）。通常、セルサイドの金融機関には、複数のシャリア学者から成る「シャリア・ボード」と呼ばれる会議体が設置されている。当該金融機関が新たなイスラム金融商品を提供しようとすると、その最終段階においてシャリア・ボードに当該案件がかけられ、シャリアの観点で問題がないとのお墨付きが得られて初めて、シャリア適格な金融商品（イスラム金融商品）として提供される。そのお墨付きの書面は、ファトワー[fatwa]と呼ばれる教義の観点からの意見書である。顧客は、その金融商品がシャリア適格であることを前提としながら、取引を実施する。言うなれば、シャリア・ボードの判断を信頼しているということである。

例えば、ESG株価指数があるのと同様に、イスラム株価指数も幾つかのグローバルな指標提供企業（S&P Global, FTSE, MSCI）により開発・運用されている。指標提供企業は、自社でシャリア・ボードを持つか、シャリア・ボードを有するコンサルティング会社への委託という形態で、シャリア・スクリーニングを実施し、ある銘柄がシャリア適格であるかなどを判断する。ある株価指数に連動するイスラムETF（上場投資信託）を考えた場合に、投資家は、その投資がシャリア適格である（換言すれば、自分が投資することによってシャリアの観点で避けるべき企業の支援に繋がることを回避する）ことを前提に当該ETFを購入する。この点は、例えばESG投資において、ESGスコアの多寡を見ながら投資家が判断するケースとはやや変わってくる。

②は、シャリア適格性の責任を有するのはスクリーニングを実施したシャリア・ボードであり、それ以外の主体にその責任はないという点であった。シャリア学者は教義の有識者として尊敬に値する存在であり、また判断する能力と識見を有しているとの位置づけである。他方で、上述の点も含めて、ESG 投資においては基本的に ESG スコアが公表され、バイサイドがそれを参照しながら投資対象を決める。ある意味では、ESG 評価機関は数字を出すまでが責任の範囲であり、結果としてそれで ESG の観点でネガティブな結果をもたらす企業であったとしても、ESG 評価機関に責任が求められる傾向にはない。

(2)スクリーニングの対象・目的

ESG 投資において、スクリーニングの対象は企業、並びにその特定の行動（例：グリーンボンドで調達した資金の使途であるプロジェクトなど）であると理解してよい。上述した ESG 評価機関の例をみると、企業が公表する財務・非財務情報やその他メディア情報等を用いて E・S・G それぞれの観点を評価し、何らかの方法により合算して当該企業の ESG スコアを算出したり、例えばグリーンボンド等ではプロジェクト実施による二酸化炭素削減量等により ESG 格付を付与したりするようなケースが大勢を占める。なお、ESG 株価指数の作成においては、ある銘柄群（例えば、東証上場全銘柄）のうち ESG スコアにおいて一定の基準以上のものが指数に採用される、といったような構成になっている。

一方でイスラム金融においては、上記と大きく異なる形態でスクリーニングが実施されている。基本的には、当該企業（株価指数作成における銘柄に関してなど）や当該取引（個別取引の場合など）における「シャリア適格性の有無」を判断するのが、上述したシャリア・ボードの役割である。アウトプットとして出される結果は、当該銘柄・取引が「シャリア適格」か「シャリア不適格」かのいずれかのみであり、ESG 投資におけるスコアや格付といった、段階的な情報が算出される訳ではない。

こうした性格もあってか、イスラム金融のスクリーニングでは、基本的には所謂「ネガティブ・スクリーニング」のみが実施されている。ネガティブ・スクリーニングとは、（ESG 投資であれイスラム金融であれ）取引対象として「不適切な銘柄・取引を除外する」というフィルタリングである。逆に、「ESG やイスラムの観点で適切」という方向での選択は「ポジティブ・スクリーニング」と呼ばれ、ESG においてはこうしたスクリーニング手法やそれに基づく投資を行う運用機関も存在する。

いずれにせよ、スクリーニングの方向性は、ESG 投資とイスラム金融の間で大きな違いがみられる。

3. ESG投資におけるスクリーニングに関する課題

本研究に着手した際の基本的な立脚点は「ESG 投資とイスラム金融のスクリーニングに類似性がある」というものであった（本研究のタイトルにもみられるように）。しかしながら、とりわけ上述したような比較作業を進めたところ、次第に違いが明らかになっていったというのが実際のところである。中でも、ESG スコアについて理解を深めるにつれ、イスラム金融との比較において大きな課題を抱えているとの印象を持った。

例えば、根本（2021）は、ESG スコアの信頼性等について次の点を指摘している：①多数の評価機関が乱立（600 以上）、②評価基準が分かりにくい、③評価機関の間でスコアが大きく異なり相関性がない、④形式的なチェックにとどまり、高いスコアを得た企業にてその後不祥事が発覚するケースが目立つ、などである。それぞれにつき、イスラム金融との比較を通じて以下に論じる。

（1）ESG投資におけるスクリーニングの個別課題

①多数の評価機関が乱立（600 以上）

上述のとおり、ESG 投資におけるスクリーニングでは、第三者たる評価機関が各企業のESG 活動を評価して ESG スコアを算出する。投資家は、そのスコアを用いて ESG 投資を行うが、利用に際しては料金を評価機関に支払う必要がある。こうした取引構造のもと、ESG 投資取引が急速に拡大するもとで、新たなビジネスとして多くの業者が ESG スコア提供ビジネスに参画した。若干の収斂もあるようではあるが、600 以上の業者があるとの指摘もある。

一方イスラム金融におけるスクリーニング主体であるシャリア・ボードあるいはその構成員であるシャリア学者の状況をみると、上記とは正反対の構図となっている。イスラム金融が世界的な成長を続ける一方で、シャリア学者の数は世界で 100 人程度しかいないとも言われており、特定の学者が幾つもの金融機関を掛け持ちするという現象が起きている。例えば、著名学者であるニザム・ヤアクービー師は、15 年ほど前の統計にはなるが 55 もの機関のシャリア・ボードに参画していた（北村・吉田 2008）。

上述のように、ESG 投資の方がはるかに短い歴史である中で、こうした対照的な状況が発生する最大の要因は、参入障壁の違いであろう。ESG 評価機関に必要なのは、スコアの算出に関する方法論の確立と、それを可能とするシステムや人材の確保に尽きるだろう。さほど高度な知識や技術を必要とする訳ではないという構造が、著しい拡大が見込まれる成長分野という状況のもとで、多くの業者を生む要因となったと考えるのは自然である。一方

で、イスラム金融のスクリーニングを担うシャリア学者になろうとすると、一般的には小学校相当から寄宿制の学校に通い（マドラサと呼ばれる[インドネシアではプサントレン]）、アラビア語の会得は言うに及ばず、聖典クルアーンの暗誦やイスラム神学・法学・クルアーン解釈論・預言者言行録・論理学・イスラム史・アラビア語文学等を専門的に学習する。それらをベースに、さらに一般の法学や経済学、その他の学問を修めながら、金融に関する一定の理解を得ることで、ようやくシャリア学者としての要件が備わるのである。このため、参入障壁は極めて高いとみることができ、ESG 投資で見たような評価機関の「乱立」は、イスラム金融では起こりにくいと考えられるのである。

②評価基準が分かりにくい

この点も、ESG 投資における評価機関業界の構造に起因している面があろう。業者が乱立する中にあって、彼らの収益（顧客獲得）の源泉は（他社に比べ）適切な評価をしていることを顧客たる運用機関に訴えその提供する ESG スコアを使ってもらうことにある。このため各社は、顧客に理解してもらうためあるいはマーケティング目的等を含めて、評価基準の一部を公表することはあっても、競争力の源泉たるその全貌は極力公開しないという誘因に駆られる。評価結果の簡便さや投資パフォーマンス等の関連性も含めて運用機関に訴えることで収益を得ようとしていることから、自ずと評価基準が分かりにくくなるのである。なお、実際には評価機関が E であれ S であれ G であれ、各分野に関する専門家であるケースはほとんどなく、いずれも上述したような金融関係の情報提供業者である。

一方、イスラム金融の場合には、評価基準、あるいは評価のベースとなるものがシャリアであることは明白であり、それらは多少なりともムスリムに理解されやすいものであるため、こうした問題は生じにくい。実際には、シャリア学者の間で例えば取引の詳細に関する解釈が分かれることもなくはないが（この点については次節で後述）、(1) 基本的には同じ法理体系（シャリア）に基づく解釈であるため大枠では一致する傾向にあること、(2) ムスリム投資家（バイサイド）は、セルサイド側シャリア・ボードの判断を尊重・信頼して取引に参画している前提であり、そもそもシャリア学者は、神の作った知の体系であるシャリアのもとで人々がどう行動するかを伝える存在との位置づけであるため、（上述した訓練過程を経て得られた）広範な知識と深淵な思考のもとでの決断に対し全面的な信頼を置いていため、評価根拠が分かりにくいとしても問題ないと整理することが可能である。

③評価機関の間でスコアが大きく異なり相関性がない

これも、評価機関の業界構造に起因する部分が大きくあるだろう（一部は後述）。上述した背景のもとで様々な業者が自社の判断のもと様々な評価手法を開発していることから、そして商業上の理由を中心にそれらの詳細を公表しない構図となっていることから、ある

意味でスコアが異なるのは頷ける。ただし、大きく異なったり相関性がないといったりする結果となるのは、ESG スコア（評価機関業界）そのものへの信頼性を低める状況を生む理由ともなっている。

先行研究をみると、Semenova and Hassel (2015)が環境分野についてこうした評価結果のバラツキを論じているほか、Dorfleitner et al. (2015)や Chatterji et al. (2016)、Howard (2016)、Berg et al. (2019)などはいずれも ESG スコア結果における一貫性の乏しさを指摘している。日本の ESG スコアについても、湯山・白須・森平 (2020) が同様の分析を実施している。

一方で、イスラム金融の場合には、概ねこうした問題は生じていない。一部には、「地域によりシャリア解釈の違いがあることが問題。マレーシアでシャリア適格とされた金融商品が中東のシャリア学者にはシャリア不適格とされた」というような指摘がとりわけ初期の論調としてなくもないが、次のような実態によりそれを退けることが可能である。(1)地域によるシャリア解釈の（僅かな）違いは、むしろ自然である。というのも、もともと（スンナ派）イスラム法学派が地域ごとに分かれており、ハナフィー学派：パキスタン・中央アジア・トルコ、マーリク学派：北アフリカ、シャーフィイー学派：東南アジア、ハンバル学派：湾岸諸国等のように地域と学派の大まかな呼応がみられる。このため、細部において判断の違いが生じ得る。そして、例えば一つのシャリア・ボード内で異なる出身・異なる学派により判断の違いが生じた場合でも、学者間の協議により妥協点が見いだされ、最終的には全会一致でファトワーが出され金融商品が提供されている。(2)地域の違いについて、過去、すなわち 2002 年の取引（マレーシア国債）ではそうした事例も見られたが、業界が発展するにつれ、クロスボーダーの取引も強く意識されるようになり、シャリア解釈の収斂が進んだため、現代においてはこうした地域ごとの解釈・判断の違いがみられにくくのが実態である。

上記(1)の観点で、例えば、グローバルな金融機関であるスタンダード・チャータード銀行のシャリア・ボードは、バーレーンのニザム・ヤクビー師、サウジアラビアのモハメド・アリ・エルガリ師、マレーシアのアズナン・ハッサン師で構成されている。こうした構成員の国籍の多様性は、最終的なスクリーニング結果において学派による解釈の違いの収斂が起こっていることを意味する。この点は、各個別の会社の考え方のみでスクリーニングが行われる ESG 投資との間において好対照をなす枠組みと言えるだろう。

より根源的な点に言及すれば、シャリアという共通の知識体系・価値体系に関する判断であるため、ESG に比べ、共通した解釈に着地しやすいという面もある。とはいえ、E であれ S であれ G であれ、とりわけ SDGs によりグローバルに共通した価値観が示されている中にあって、そこまで判断にバラツキがあるということは、評価機関業界の大きな課題と

して認識されなければなるまい。

④形式的なチェックにとどまり、高いスコアを得た企業にてその後不祥事が発覚するケースが目立つ

まず、イスラム金融において、本質的な部分で、シャリア適格と認められたものが事後にシャリア不適格だったというケースは報告されていない。もちろん、例えば日本の吉野家に関する株価指数スクリーニングにおいて、通常では問題なくシャリア適格とされているが、過去に実際にあったように、狂牛病の発生により事後的に牛丼ではなく豚丼をメニューの中心とするようになった場合には、イスラム株価指数から除外されることとなろう。しかし、こうしたケースは企業側の変更に伴うものであり、スクリーニング時点での評価者側に問題があるからではない。

一方で ESG 評価においては、ドイツのワイヤーカード社が高い ESG 評価を受けながら不正会計で経営破綻したケースや、同じく高い評価を得ていた日本企業で大規模な不祥事が発覚したケースなど、その評価能力に疑問が呈されているのも事実である。この点についても、ESG 投資とイスラム金融との間で大きな隔たりがあると評価してよいだろう。

(2) ESG のスクリーニング上の課題に関する小括

上述したように、「スクリーニングを経た上で実施される金融」という意味では類似性があるものの、そのスクリーニングのプラクティスや結果、評価機関の業界構造などにおいて、ESG 投資とイスラム金融との間には違いがあることが確認された。

むしろ、これらの比較作業を通じて大きなコントラストが論点として浮かび上がった。両者における、それぞれの評価機関の評価能力の違いである。イスラム金融の場合、評価を担うのは、上述のとおり相当な訓練を通じて育成されたシャリア学者であった。シャリア専門家としての幼少から長期間に亘る学習、現代の高度に発達した金融に関する知識の習得、最近ではフィンテックや暗号通貨に関する理解も含めて、広範な知識と深い洞察が要求される。彼らが下す判断の結果として見解が分かれることはあっても、ここに彼らの判断能力を疑う余地はない。それこそ、そのような“スクリーニング・プロセス”を経て、その職に就いているからである。

一方、ESG 投資においては、図表 2 でみたように幾つかの業態がみられるが、彼らは企業評価やその数的把握と処理、運用機関との関係といった面では優れても、決して E や S や G の有識者ではない。このため、指数化・レーティング化やその運用機関向け提供に強みを有するという事情から生じたのが現在の ESG 評価なのであって、数多の情報をもと

により高度な付加価値を持つ情報（＝ESG スコア）が得られている訳ではないとみることもできるだろう。もちろん、部分的に一定の専門家の知見を活用している面はあるが、やはりブームに乘じた跋扈との印象は否めない。こうした状況に対し、規制により一定の質を維持しようとする努力や「ESG 評価機関に関する評価」などの動き、人工知能（AI）の活用による実効性・正確性の向上を期待する向きもあるが、良質の ESG 評価情報のみが残る状況にまで有象無象の業者が淘汰されるには、相当の時間がかかるものとみられる。

4. 株価パフォーマンスの比較を通じた検証

(1) 株価指数を比較の対象とする背景

前節で述べたような ESG 評価の現状と課題を踏まえつつ、本研究の一つの要諦であった株価パフォーマンスの両者間の比較をする上で、その対象とする細分化された分野を絞っておきたい。結論から言えば、それぞれの株価指数を用いた比較が適切であると考えられる。

「イスラム金融」という語は総称としての性格が強い。具体的な商品レベルに言及すれば、イスラム住宅ローン、イスラム預金、イスラム保険、イスラム株価指数、イスラム債券、イスラム不動産投資ファンド、イスラミック・デリバティブなど、極めて広範な商品が既に提供されている（吉田 2017）。このうち、本稿で実施する ESG 投資との比較のためには、スクリーニングの過程や数量的な扱いのしやすさ、データのアベイラビリティ等の観点から株価指数が適切と言える。

ESG 投資も、総称として捉えるべきかもしれないが、上述したような投資対象としては、株価指数、債券、ローン、不動産投資等（関連するファンドを含む）に限られよう。しばしば、ESG 投資の類型に際して GSIA [2020]による分類が用いられる。すなわち ESG インテグレーション（投資評価に ESG の側面を組み入れること）、企業エンゲージメントと株主行動（株主が企業に ESG 活動を促すこと）、基準スクリーニング、ネガティブ・スクリーニング、ポジティブ・スクリーニング（相対的にベストなものを含む）、テーマ投資、インパクト投資といったものである。ESG 株価指数が上記のいずれかに直接あてはまる訳ではないが、ESG 株価指数の作成に際しては、ESG スコアを算定し一定以上のスコアを有するものが指数に組み入れられる形態が一般に採用される。その意味では、上述の「ポジティブ・スクリーニング」に含まれるとも考えらえるほか、投資パフォーマンスも勘案しながら投資を行うという観点では ESG インテグレーションとも捉えられる。前段のイスラム株価指数の部分でも言及したように、スクリーニングの過程や数量的な扱いのしやすさ、データのアベイラビリティ等の観点で、ESG 株価指数は共通した適切性を有していると考えられる。

(2) 株価指数による両者の比較

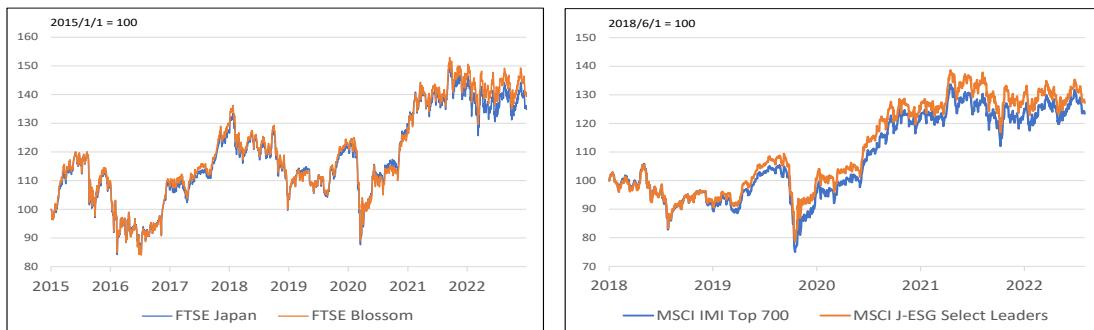
両者の計量比較を行う上で、ESG 投資・イスラム金融のいずれにおいてもしばしば用いられる大手指数提供会社が作成した株価指数を用いる。ここでは、イメージのしやすさの観点も含めていずれも日本株を対象とする。比較の対象として採用する株価指数は以下の4つである。それぞれの分野から2つずつとしたが、1つだった場合に(分野の特徴ではなく)個別の指標に固有な要因を簡易に排除し客観性を高めるためである。図表3：分析の対象とする株価指数

分野	名称	親指標	対象期間(日次)
ESG 投資	FTSE Blossom Japan 指数	FTSE Japan 指数	2015/1～2022/12
ESG 投資	MSCI Japan セレクトリーダーズ	MSCI Japan IMI Top 700	2018/6～2022/12
イスラム金融	S&P Japan Shariah 500 指数	S&P Japan 500 指数	2015/1～2022/12
イスラム金融	FTSE Japan Shariah 指数	FTSE Japan 指数	2015/1～2022/12

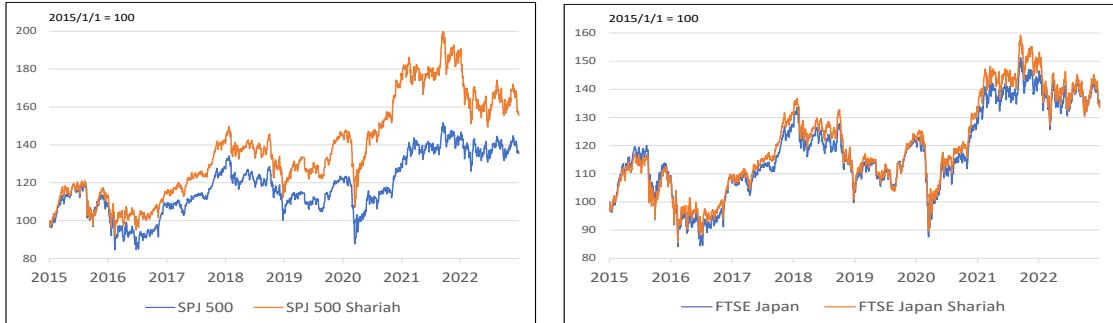
各株価指数につき、起点を100として指数化すると次のとおりとなり、とりわけ変化の方向性においては親指標(ESG やイスラムの株価指数として銘柄を選別する前の母集団で構成されたもとの指標)との間に強い関連が見られる。

図表4：各株価指数の動き

(1) ESG 株価指数



(2) イスラム株価指数



(出所) Bloomberg

これを各指標と親指標との変化率でみると、次の散布図が得られる。とりわけ ESG においてより強めの相関が窺われる。

図表 5：各株価指標の日次変化率（親指標の日次変化率との関係）

(1) ESG 株価指標 [縦軸:ESG, 横軸:親指標] (左:FTSE、右:MSCI)



(2) イスラム株価指標 [縦軸:イスラム, 横軸:親指標] (左:S&P、右:FTSE)



(出所) Bloomberg

こうした様子を、各指標とそれらの親指標との相関係数でみると（図表 6）、確かに ESG

株価指数の方が高い値を示しているが、だからと言って一般論として ESG 株価指数の方がイスラム株価指数よりも相関が高い、それゆえ各テーマの性格が弱く一般指数との違いを示しきれてない、といったことは言いにくいだろう。局面や対象期間、用いる指標によってこうした値は容易に変化することが想像されるからである。

図表 6：各株価指数の親指標との相関係数

FTSE Blossom	MSCI ESG	S&P Shariah	FTSE Shariah
0.9960	0.9939	0.9254	0.9908

こうした高い相関が生じる背景には、多くの大型銘柄が高い ESG スコアを有している、すなわち大手企業が ESG 活動を積極的にやっているという面も大きく影響しているよう。というのも、イスラム株価指数が概ね親指標の半分程度の銘柄数であるのに対し、ESG 指数については、FTSE Blossom Japan が親指標 513 銘柄中 152 銘柄、MSCI ジャパンセレクトリーダーズ指数が親指標約 700 銘柄中 268 銘柄とやや少なめであるのに、相関係数が高いからである。

いずれにせよ、イスラム株価指数であれ ESG 株価指数であれ、それぞれが親指標と独立の動きをする訳ではなく、大半は親指標と同様の銘柄構成であるため、パフォーマンス自体に大きな差は出にくいと評価するのが適切だろう。

一方、本稿では十分に取り上げなかったが、それぞれの金融分野が企業行動に与えたインパクトという観点では、ESG 投資が大きく企業の事業や開示を変えた一方で、イスラム投資により多くの企業がイスラム的な企業活動を選好するようになったということはほぼないと言えるため、両者の間には大きなコントラストがある。本研究では、結果としてスクリーニング・プロセスの違いに大きな時間と労力を割くこととなったため、両者が企業行動に与えた観点については今後の研究課題としたい。

5. 総括と今後の研究への示唆

以上みてきたように、ESG 投資とイスラム金融にはいずれもスクリーニングのプロセスがあり、表面的には「社会的価値の実現に向けたスクリーニングを経た上で金融商品として提供される」という点で類似している。しかしながら、イスラム投資におけるスクリーニングが概ね統一的であるのに対し、ESG 投資においてはそのスクリーニング結果に大きなバラツキがあるなどの点で、両者の違いが浮き彫りになった。一方で、株価指数の分析を通じて、いずれの金融においても、親指標との間にパフォーマンスの大きな違いはみられなかつ

た。

スクリーニング・プロセスに違いがあるからと言って、例えば現状バラツキがある ESG 投資のスクリーニング・プロセスをイスラム型にすることは現実的でないだろう。とはいえ、例えば ESG 投資を選好・志向する投資家としては、そうした各社の違い等も十分に認識しつつ投資に従事すべきなのかもしれない。そして、例えば本稿で指摘した、ESG 投資のスクリーニングにおいてスコア等を算出する主体は、E や S や G の専門家では決してないことも踏まえると、それぞれの分野での専門性を高める（高い専門性を有するよう要求する）声も高まってくる可能性がある。また、例えばより客観性の高い、複数の業者のスコアや手法等を織り交ぜながら銘柄選定をする手法なども生まれてくるかもしれない。いずれにせよ、こうした格好で、（必ずしもイスラムのスクリーニング・プロセスを理想としなくとも）ESG スクリーニングの実効性を高めるような方向が期待されるところである。

もちろん、株価指数ではなく、別の金融商品を見れば異なる結果も得られる可能性はあるが、こうした点については、今回の研究成果をベースとしながら、今後の研究課題といい。

以上

(参考文献)

[和文]

池田裕樹、小川佳也 (2019) 「ESG 投資の最近の潮流」 日銀レビュー 2019-J-5

加藤康之(編著) (2019) 「ESG 投資の研究：理論と実践の最前線」 一灯舎

北村歳治、吉田悦章 (2008) 「現代のイスラム金融」 日経 BP

根本直子 (2021) 「ESG 投資を巡る課題」 財務省財務総合政策研究所講演会資料（令和 3 年 6 月 22 日）

みずほ第一フィナンシャルテクノロジー (2023) 「『投資における ESG 及び SDGs の考慮に係る俯瞰研究』に関する報告書」

湯山智教編著 (2020) 「ESG 投資とパフォーマンス : SDGs・持続可能な社会に向けた投資はどうあるべきか」一般社団法人金融財政事情研究会

吉田悦章 (2017) 「グローバル・イスラーム金融論」 ナカニシヤ出版

[英文]

CHATTERJI, A. K., DURAND, R., LEVINE, D. I., & TOUBOUL, S. (2016). "DO RATINGS OF FIRMS CONVERGE? IMPLICATIONS FOR MANAGERS, INVESTORS AND STRATEGY RESEARCHERS". *Strategic Management Journal*, 37(8), pp.1597–1614

Dorfleitner, G., Halbritter, G and Nguyen, M. (2015) "Measuring the level and risk of corporate responsibility - An empirical comparison of different ESG rating approaches", *Journal of Asset Management* 16, pp. 450-466

Global Sustainable Investment Alliance (GSIA), (2020) "Global Sustainable Investment Review 2020"

Howard, A. (2016) "Painting by Numbers – the Difficulties of Measuring Sustainability", Professional Investors, Expert Magazine, Schroders.

Semenova, N. and Hassel. L. G. (2015) "On the Validity of Environmental Performance Metrics", Journal of Business Ethics, vol. 132, issue 2, pp.249-258

あいまいさ回避度およびあいまいな情報の トリートメント能力が家計の株式保有に もたらす影響—経済実験およびフィールド データとの整合性によるモデルの検証—

敬愛大学 経済学部 教授 和田 良子

要 約

1. 研究の目的

本研究の目的は3つある。一つ目は、理論的なあいまいさ回避をめぐる理論研究に実証によって資することであり、2つ目は、あいまいさ回避を測定する実験のやり方があいまいさ回避度に影響することを示すことである。3つ目は、実験室で測定されたあいまいさ回避度が現実の市場に直面する家計のポートフォリオ選択を説明しうるか否かである。

実際の証券市場で成立する株価は、CAPMなどあいまいさ中立的な選好に基づく理論モデルの予測とは異なることは知られている。あいまいさの認識とあいまいさからの回避度を分離して取り扱える関数形を導入した Klibanoff, Marinacci, and Mukerji (2005)（以下、KMM）に基づくあいまいさ回避度の順序付けは、第1段階は確率分布が与えられないくじ、第2段階は確率が既知のくじの混合くじとして叙述でき、したがって第2段階では投資家のリスク回避度を内包する。ところがリスク回避度が、あいまいさ回避度から独立であるか否かについての検証は数えるほどしかない。そこで我々は、リスク回避度があいまいさ回避度から独立か否かを調べる。

リスク回避度は債券の保有、あいまいさ回避度は株式の保有を決めるものと考えられ、仕組債などの債券に投資をする一定のリスク許容度がある投資家と、株式を保有する投資家について、異なる意思決定のメカニズムが働いているとすれば、個人投資家の株式保有比率を高めることについて、あいまいな情報のトリートメント能力が影響している可能性がある (Wakker2004))

しかしながら、先行研究において、一つの実験の中で、異なる性質の情報を与えていない。また、実験におけるあいまいな情報の与え方によっては実験者と被験者間での戦略の推測ゲームとなってしまい、あいまいさ回避が正しく計測できない可能性が指摘されている。

本研究では、第一に、客観的なあいまいな情報を与えることにより、あいまいさ回避がリスク回避度と独立であるかどうかを実験により検証する。同時にあいまいさ回避の理論モデルの検証を行うことができ、あいまいさ回避度の定義として α -maxmin モデルと、 ε -contraction の指標のどちらを用いるべきなのかを決定する。

2. 検証されるモデル

Epstein(2010)が批判するように情報可能性集合の認識とあいまいさ回避度の分離が不可能であるならば、株式市場における不確実性を定量的に示したとしても投資家にとってその情報は有用ではない。後者の代表的なものは、maxmin モデルであり、Ghirardato、Maccheroni、および Marinacci (2002) によるモデルの拡張が α -maxmin モデルである。

$$U(P, h) = (1 - \alpha) \min Ep[u \circ h] + \alpha \max Ep[u \circ h] \quad \text{for } h \in H$$

ここで、 \mathbf{h} は宝くじに対するアクトの集合 \mathbf{H} のうちのアクトであり $\mathbf{P} \subset \Delta(\Omega)$ は世界のどの状態がどの確率で現れるかについての主観的な信念の集合である。 \mathbf{Ep} は、各プライオア $p \in \mathbf{P}$ についての期待値を表し、 $\mathbf{u} \circ \mathbf{h} : \Omega \rightarrow \mathbf{R}$ は、世界 $\omega \in \Omega$ の各状態から、各状態下の期待効用 $\mathbf{Eh}(\omega)[\mathbf{u}(x)]$ に写像する合成写像である。 $\alpha = 1$ のとき、最も楽観的になり、 $\alpha = 0$ のとき最も悲観的になる。

異なるモデルには ε -contraction 収縮モデルがある。意思決定者は、与えられた確率可能性集合をその「中心」に向かってある程度縮小することによって、主観的な信念の集合を形成する (Gajdos, Hayashi, Tallon and Vergnaud (2008))。選好は、各確率可能性集合の頂点の重みがその外側の角度に比例する頂点の加重平均 P となるシュタイナー点 $s(P)$ の形式で表される。

$$\begin{aligned} U(P, h) &= (1 - \varepsilon)Es(P)[\mathbf{u} \circ \mathbf{h}] + \varepsilon \min_{p \in P} Ep[\mathbf{u} \circ \mathbf{h}] \\ &= \min_{p \in (1 - \varepsilon)\{s(P)\} + \varepsilon P} Ep[\mathbf{u} \circ \mathbf{h}] \end{aligned}$$

$\varepsilon = 1$ の場合、意思決定者は、与えられた可能性の集合をまったく縮小せず、可能性の集合全体で最悪のケースを採用する。つまり ε が大きいほどあいまいさ回避度が高いことになる。

また本研究の最終的な目的は、ポートフォリオ選択に、リスク回避度とあいまいさ回避度がどのように影響しているのかを明らかにする。すなわちあいまいさ回避を説明する様々なモデルに対応した経済実験を行い、様々なモデルに対応したくじに対する選択行動から抽出されたリスク回避度やあいまいさ回避度が、現実のポートフォリオ選択をどの程度サポートするかを調べる。

3. 実験とその結果

我々は、2018年から実施しているあいまいさ回避度を測定する実験を行った。2つの実験方法と、3つのあいまいな確率可能性集合を与えて、以下のことを発見している。

第1に、リスク回避と曖昧さ回避の間にはわずかな相関関係しかないこと、また特にサイコロを利用して操作可能性を排除した場合には、リスク回避の程度では曖昧さ回避がほとんど説明されないことを発見した。

第2に、曖昧さ回避の程度は、確率可能性集合の幾何学的特性に対して感応的である。ただし感応度は、操作可能性がない実験により顕著である。

第3に、曖昧さ回避を説明する ε -contraction model は、 α -maxmin mod よりもその予測力において優がある。

第4に、曖昧さ回避の度合いは、エルスバーグボックスが操作不可能な方法で作成される DICE トリートメントの方が、TN トリートメントよりも小さくなる。これは、伝統的なあいまいさ回避を作成する何も言わない実験ではあいまいさ回避度に実験者不信のバイアスが入っていることを示唆する。

	係数	Odds	z 値	p 値
定数	5.87E-01	2. 40514	0.487	0.6264
あいまいさ回避度	-3.82E+00	0. 00043	-2.109	0.035 *
相対的リスク回避度	-4.83E-02	0. 90826	-0.087	0.9305
金融リテラシーテストスコア	6.64E-03	1. 07939	0.123	0.9018
性別（女性 = 1）	-1.96E-01	1. 07416	-0.519	0.6037
年齢	3.98E-02	0. 79949	2.321	0.0203 *
扶養人数	-1.60E-01	1. 07939	-0.751	0.4528
可処分所得	-2.39E-02	0. 95215	-1.217	0.2235
現金（含む普通預金）	-7.38E-05	0. 99984	-0.61	0.542
定期性預金	-8.91E-04	0. 99819	-1.504	0.1325

表1 従業員持ち株制度を利用しない株式市場への参加についてのモデル

さらに、本研究では、計測されたあいまいさ回避度が市場における株式市場への（不）参加を説明しているのかを調べることにあり、2023年5月に、株式会社スペースにおいて、84人の社員を対象にDICE実験を行い、さらに、資産運用についてのサーベイを行った。その結果、あいまいさ回避度は有意に株式市場の参加・不参加に影響をしていることがわかる（表1）。ただし係数から計算したodds比は、0.000429と小さい。したがって、あいまいさ回避度が高まると、株式市場への不参加が増えるということは有意に認められる。ただしその影響は非常に小さい。さらに年齢が有意であった一方で女性、金融リテラシーは有意ではなかった。

今回の実験ではあいまいさ回避度が実際の資金ポートフォリオ選択に影響を与えていることを調べることが可能になった。より大きいサンプルでの検証が今後の課題である。

あいまいさ回避度およびあいまいな情報のトリートメント能力が
家計の株式保有にもたらす影響
—経済実験およびフィールドデータとの整合性によるモデルの検証—

敬愛大学 経済学部 和田良子¹

要約

家計のポートフォリオ選択において、株式保有比率が高くないことの理由として、株式市場が将来起きうる結果について確率分布が与えられていない、ナイト流不確実性の下にあり、したがってあいまいさ回避に求めることができるとする研究が増えている。本研究は実験室実験において測定された就労成人のあいまいさ回避度が、株式市場への参加を説明することを示す。また、あいまいさ回避度がリスク回避度から独立であること、検証のための実験手法において実験者による操作性が残る場合、測定されるあいまいさ回避度にはバイアスが含まれることが示される。

1. 研究の背景と目的

日本銀行の資金循環統計によると、日本の家計の残高は 2023 年 3 月末には、2,043 兆円であり、株式保有は 226 兆円で 11% を占めている。2022 年度末の国際比較では、日本の家計の資産残高は 2005 兆円、その 10.2%，米国では 39.8%，ユーロエリアでは 19.8% となっている。家計における株式保有が他の資産に比べて少ない事実は、家計のリスク選好、また欧米との比較では資産保有における格差によって一定程度説明しうるものと考えられる。市場における株価をファンダメンタルズによる理論値、その背後にある効用理論で説明しようとすると、一般的に測定されるリスク選好よりもはるかに高いリスク選好を仮定しなければならない、という Equity Premium パズルが存在することが提示された (Mehra and Prescott, 1985)). MO Riegera and Wang がサーベイしているように、このパズルを説明しうるモデルとして様々なモデルが提示されてきた。Epstein and Zin (1991) は、時間選好率とリスクの選好が同一ということを仮定しない一般化期待効用 (GEU) 理論を提示している。行動ファイナンス的なアプローチとして、Benartzi and Thaler (1995) はプロスペクト理論に

¹ rwada@u-keiai.ac.jp 敬愛大学 経済学部

よる損失回避を提示し, Gul (1991) は失望回避による説明をしている. Hens and Wöhrmann (2006) はメンタル会計による説明を提示し, Rietz (1988), Mehra and Prescott (1988) および Barro、(2005) は, 稽にしか起きないが印象に強く残る惨事への嫌悪が, Constantinides and Duffie (1996) および Krebs (2000) は家計に特異な所得変動の存在が, 株式投資から家計を遠ざける要因であるとしている. さらに, 家計には借入について制約 (Constantinides et al., 2002)があることや、株式購入のための流動性に制約があること (Bansal and Coleman, 1996; Holmström, 1998) などが考えられてきた.

さらに株式市場が確率分布によってそのリスクを予測しうる場所ではなく, 確率分布および, それをもたらす確率密度関数が与えられないようなあいまいな状態下にあることに注目し, あいまいさ回避が株式市場への参加の程度を説明しうる要因であるとする研究が増えている. あいまいな情報とはナイト流不確実性と呼ばれる, 確率分布(をもたらす確率密度関数などの情報)が与えられていない状態をいい, ナイト流不確実性を嫌うことをあいまいさ回避という. 実際の証券市場で成立する株価を説明しうるモデルとして Capital Asset Pricing Model が知られており, 市場の安全資産の収益率および, 個々の投資家のリスク選好にあいまいさ中立を仮定してリスク選好のみで説明される理論モデルの予測とは異なることが知られている.

Epstein and Schneider (2007) は, recursive multiple-priors モデル (Epstein and Schneider (2003) による multi-prior model (Gilboa and Schmeidler (1989)) の拡張モデル) を用いてフィールドデータを分析し, 新しい情報が良いものであれ悪いものであれ, あいまい回避者が悲観的に評価することが, 株価プレミアムの要因となっているだけではなく, 株式市場への不参加となっていることを導き出している. Ju and Miao (2012) は, 投資家がファンダメンタルズとする価格や収益をもたらす不確実性が生み出されるプロセスを観察しているとする合理的期待仮説をあてはめるのは非現実的であるとし, リスクとあいまいさ, さらに時間選好率を区別することができる一般化 recursive multiple-priors utility を不確実性下において適用するモデルを提示している. Hara and Honda (2020) は, 観察されるあいまいさ回避度をある確率下でのリスク選好を第一段階とし, 第二段階でどの確率(分布)が与えられるかが選ばれるかが不明なことからくるあいまいさへの選好に分ける Klibanoff, Marinacci, and Mukerji (2005) モデル(以下 KMM) に従っていると仮定した場合に, 日本の株式市場の曖昧さ回避度はかなり大きいものになることを示している.

以上の学術的な背景より, 本研究は, 第一に理論的なあいまいさ回避をめぐる理論研究に対し, 実験を用いた実証によって資することを目的とする.

KMM モデルはあいまいさの認識とあいまいさからの回避度を分離できる関数形を導入してあいまいさ回避度を順序付しており, したがって第 1 段階は確率分布が与えられないくじ, 第 2 段階は確率が既知のくじの混合くじとして叙述できる. つまり第 2 段階ではすでに投資家のリスク回避度を内包していることを意味することと同時に, あいまいさ回避度とリスク回避度が独立であることを仮定している. ところがリスク回避度が, あいまいさ

回避度から独立であるか否かについての検証は, Bossaerts et al. (2010), Lauriola and Levin (2011), Cohen,Tallon and Vergnaud (2011) Cohen,Tallon and Vergnaud (2011)など数えるほどしかない. そこで本研究では, 初めにリスク回避度とあいまいさ回避度が独立しているのか, 相関しているのかを観察する.

ポートフォリオ選択において, リスク回避度は債券の保有, あいまいさ回避度は株式の保有を決めるものとすれば, 仕組債などリスクが高い債券を購入しうる, 一定のリスク許容度がある投資家と, 株式を保有する投資家について, 異なる意思決定のメカニズムが働いていくことになる. このとき, 個人投資家の株式保有比率が低い現状を説明する一つの要因として, あいまいな情報を利用しているのか, またどのように処理しているのか, が影響している可能性を挙げることができる (Wakker (2004)) Gilboa and Schmeidler (1989) の maxmin モデルにおいては, prior の集合の中から常に最悪の prior を想定するため, 情報を利用しておらず, 確率可能性集合のもつ geographic な性質は意思決定には反映されない. α -maxmin モデルにおいても, 同様に, 確率可能性集合において, 最善の prior と最悪の prior のみしか利用しないという特徴がある. 個人が確率可能性集合の geographic な性質に感応的であるか否かを調べるためにには, 一つの実験の中で異なる性質の情報を与えることが必要である. ところが, 我々の知るところでは, 先行研究において, 一つの実験の中で異なる性質の情報を与えている実験もまた, Baillon, Halevy and Li (2022)など数えるほどしかない. 本研究では異なる性質の確率可能性集合を与え, 観察される被験者のアクトが, α -maxmin モデルおよび ε -contraction モデルのどちらにより, 予測可能かを調べる. これが本研究の第二の目的である.

本研究のさらなる目的は, あいまいさ回避度を測定する適切な実験を開発することにある. あいまいさ回避度を測定するためには, 確率分布ないし確率が明示されている箱と, あいまいな箱とが等価になる, 確率等価を調べる必要がある. Holt and Laury (2002) に代表される Multi Pricing List (以下 MPL) を用いる場合においても, Becker, DeGroot and Marschak (1964) によるオークション方式によるとしても, 被験者が“あいまいな箱”から賞金が当たることに賭ける, というアクトを選択していた場合, 最終的にはリアルな“あいまいな箱”を作成する必要がある. あいまいな箱がどのように作られるのかについて, 伝統的な手法では, 被験者に何も教えない. 被験者にとっては, 最終的に実験者があいまいな箱を設定することだけがわかっているため, 実験者による“まやかし (deception)”を感じる可能性が残る. その結果, 実験者を信頼できるか否かを含めて実験者と被験者間での戦略の推測ゲームとなってしまい, あいまいさ回避が正しく計測できない可能性が指摘されている (Dominik, and Duersch (2015)). 本研究では, 伝統的な, 被験者に何も告げない手法を Telling Nothing (TN) 実験と名付ける. 対照的に, 実質的に計算できない複雑なサイコロを用いた“Snake and Ladder”ゲームを用いて確率を生成することを教える実験を行う. これにあいまいさの生成には透明性を持たせることができる. このやり方を, “DICE トリートメント”と呼び, 二つの実験手法により得られたあいまいさ回避度の平均値を比較し, TN ト

リートメントによるバイアスが生じないかを調べる。

本研究の最も重要な部分は、実験室で測定されたあいまいさ回避度が現実の市場に直面する家計のポートフォリオ選択を説明しうるか否かを調べることである。そのため、我々は就労し所得を得ている成人を対象に、実験室実験でのあいまいさ回避度の測定に加えて、資産選択についてのサーベイを行うことによって、ポートフォリオ選択に、リスク回避度とあいまいさ回避度がどのように影響しているのかを明らかにする。すなわちあいまいさ回避を説明する様々なモデルに対応した経済実験を行い、様々なモデルに対応したくじに対する選択行動から抽出されたリスク回避度やあいまいさ回避度が、現実のポートフォリオ選択をどの程度サポートするかを調べる。

2. 理論モデルと実験

KMM を拡張した Hayashi and Miao (2011) や Hara (2020) など、あいまいさの程度と回避度の分離可能なモデルが現実の株式投資に適用可能である場合には、情報を増やしあいまいさを減らすことにはいかなる投資家においても、株式保有比率を高めることになる。しかし Epstein (2010) が批判するようにそもそも情報の認識とあいまいさ回避度の分離が不可能であるならば、株式市場における不確実性を定量的に示したとしても投資家にとってその情報は有用ではない。後者の代表的なものは、maxmin モデルであり、Ghirardato、Maccheroni、および Marinacci (2004) による モデルの拡張が α -maxmin モデルである。

$$U(P, h) = (1 - \alpha) \min E_p [u \circ h] + \alpha \max E_p [u \circ h] \quad \text{for } h \in H$$

ここで h は宝くじに対するアクトの集合 H のうちのアクトであり、 $P \subset \Delta(\Omega)$ は世界のどの状態がどの確率で現れるかについての主観的な信念の集合である。 E_p は、各プライオリ $p \in P$ についての期待値を表し、 $u \circ h : \Omega \rightarrow R$ は、世界 $\omega \in \Omega$ の各状態から、各状態下の期待効用 $h(\omega)[u(x)]$ に写像する合成写像である。 $\alpha = 1$ は最も楽観的、 $\alpha = 0$ は最も悲観的であることに対応している。

異なるモデルに Gajdos, Hayashi, Tallon and Vergnaud (2008) は ε -contraction 収縮モデルがある。意思決定者は、与えられた確率可能性集合をその「中心」に向かってある程度縮小することによって、主観的な信念の集合を形成する。あいまいさに対する選好は、各確率可能性集合の頂点の重みがその外側の角度に比例する頂点の加重平均 P となるシュタイナ一点 $s(P)$ への収縮により表される。

$$\begin{aligned} U(P, h) &= (1 - \varepsilon) E_{s(P)} [u \circ h] + \varepsilon \min_{p \in P} E_p [u \circ h] \\ &= \min_{p \in (1-\varepsilon)\{s(P)\}} E_p [u \circ h] \end{aligned}$$

$\varepsilon = 1$ の場合、意思決定者は与えられた確率可能性集合をまったく縮小せず、確率可能性集合全体で最悪のケースを採用する。 $\varepsilon = 0$ においては、逆に意思決定者は確率可能性集合をシュタイナー点 1 点に絞り込む。したがって、あいまいさ中立となる。 ε が大きいほど、あいまいさ回避度が高い。実験結果を評価するうえで、両方の理論の適合度について観察していく。

3 実験

3-1. あいまいな箱の構成

この実験ではすべての箱の中に、合計 180 個の小さな玉が入っていることが告げられる。最初にリスクの箱 H を与える。箱 H はその中に赤の玉が 90 個、青の玉が 90 個入っている。(実験者により、被験者の目の前で作成される)。

箱 B はその中の玉が赤と青の 2 つの色で構成されるものの、その構成がわからない。箱 C は 2 つの色で構成されるが、赤の数が常に青より小さいか等しいことだけがわかっている。箱 D は、3 色(赤、青、黄)で構成されるが、その構成はわからない。

(p_R, p_B) は 2 色の、 (p_R, p_B, p_Y) は 3 色についての一般的な確率分布を表す。箱 B から箱 D の確率可能性集合は次のように与えられる。

$$\mathcal{B} = \{(p_R, p_B) : p_R, p_B \geq 0, p_R + p_B = 1\}$$

$$\mathcal{C} = \{(p_R, p_B) : p_R \geq p_B \geq 0, p_R + p_B = 1\}$$

$$\mathcal{D} = \{(p_R, p_B, p_Y) : p_R, p_B, p_Y \geq 0, p_R + p_B + p_Y = 1\}$$

3-2. 実験者の操作可能性が与える影響の検証

エルスバーグの箱を実際に作成するにあたり、実験者は最終的に箱に入るボールの色の比率を決定する必要がある。被験者に対して何も告げない場合、実験者が単に恣意的にその数を選ぶこととなるため、被験者は「ボールの数が対称的になるように選ぶだろう」または「賞金がもらえる色のボールの数を最小限に抑えるだろう」などの憶測を各自がすることになる。Dominiak and Duersch (2015) は、あいまいさ回避を測定する実験が、被験者と実験者のゲームになっており、被験者が「実験者は研究費を節約したいだから我々への支払いを最小限にするのではないか」と考える、すなわち、ゼロサムゲームととらえた場合には、あいまいな箱の中には報酬につながるボールが 0 またはきわめて少ないと考える、逆に、被験者が「実験者は好意的であり、多くのボールをあいまいな箱に入れているのではないか」と考えれば、それはコーディネーションゲームとなることを指摘している。何も告げない TN 実験は、伝統的なやり方ではあるが、最近では、実験者の操作可能性について留意し、客観的かつ透明な手順によってあいまいな箱を作成するものも存在する。一つは、Carbone, Dong and Hey (2017) によって行われた、常に中身が動いていて、内訳が推測しにくいbingo ゲームの中のある色に賭ける方法を用いている。したがって、あいまいさはリ

スクとその誤差のようにしてとらえることになる。もう一つの顕著な実験は Oechssler and Roomets (2015) によるリアルな Ellesberg ボックスの作成である。事前に、被験者に弾むボールと釘の付いたパチンコ台のようなボードを使い、ボールがある穴に入った数を、賞金に紐づけられたボールの数とし、それ以外を、賞金がもらえないボールの色とする。実験後任意に 2 人の被験者が選ばれ、好きな場所に釘を打つように依頼される。ボールが大きな穴に入る数は釘の位置で変化するため、被験者にとって、客観的だがあいまいな箱を作成することに成功している。

この問題に対処するため、我々は Hayashi and Wada (2010) に従い、確率可能性の集合ごとに、十分に複雑な「Snakes and Ladders」ゲームを行う（図 1 参照）これにより被験者は集合のどの点が実現するかを与える最終的な確率分布を計算することが事实上不可能となる。これが DICE トリートメントである。被験者は、真の確率分布が確率の可能性の範囲内にある予測するために集中することができる。これに対し、色の比率を何も言わない従来の方法を TN (Telling Nothing) トリートメントも比較対象のため行う。両方のトリートメントに参加する被験者は存在しない。

我々は、リスクの箱（箱 H）および 3 種類のあいまいな箱（箱 B,C,D）を用意する。赤の色に賭けており赤が出たときには 2000 円が得られるが、赤以外の色が出たら何も得られない。初めに箱 H を用いてリスク回避度を求める。箱 H は、赤と青で構成される、 $(p_R, p_Y) = (0.5, 0.5)$ がその確率を示す。すなわち期待値が 1000 円となるくじの確実性等価を求める。確実性等価をたずねる質問は、確実に 100 円を得るくじと、期待値が 2000 円となるくじの比較から始まり、100 円刻みで確実に得られる金額が増えていく、1100 円を得るくじまで質問している。1000 円を確実に得られることと箱 H に賭けることを比較したときに、箱 H に賭けるものは、リスク中立とみなし、1100 円を確実に得られる選択肢よりも箱 H に賭けることを選ぶものは、リスク愛好であるとみなすことができる。

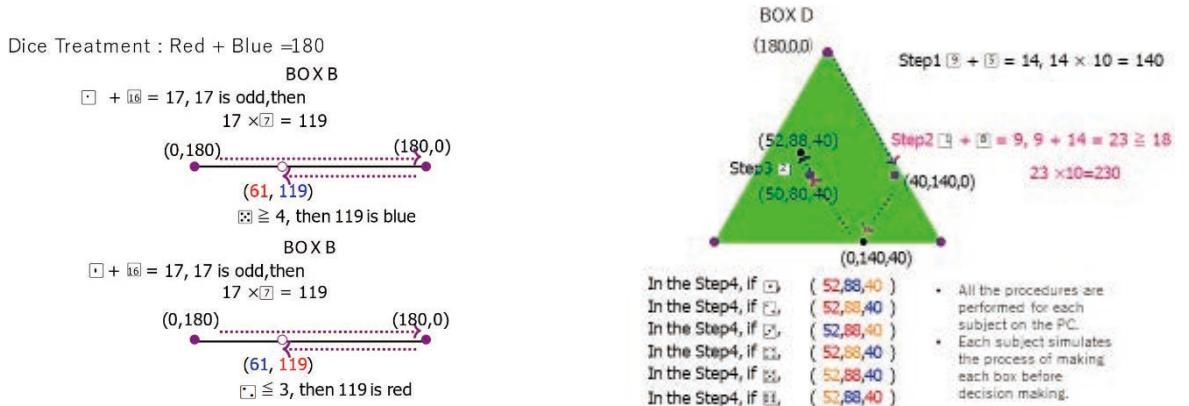


図 1 箱 B の作り方の説明（左）、箱 D の作り方の説明（右）

次に,あいまいな箱BCDの確率等価を求めるために,リスクの箱Aが用意される.箱Aと添え字05から55で示されるA05～A55の11種類である.添え字は,何%の赤い玉(賞金を得る色)が入っているかを示している.例えば箱A05は5%が赤であり,箱A55は55%が赤である.

あいまいな箱B,C,Dの確実性等価を,次の手順を用いて求める.被験者には,箱BとA05～A55,箱CとA05～A55,箱Dと箱A05～A55とそれぞれバイナリな選択をしてもらい,確実性等価または異なる箱に変化する閾値に基づいて,あいまいさ回避度を測定する.TNトリートメントにおいては,箱B,C,Dいずれを作成する際にも何も伝えないが,DICEトリートメントにおいては,箱Bおよび箱Cにおいては複数のサイコロを利用して,初めに1つの点を決め(図1,箱Bにおいては,(61,119),)次にその点が示す座標(箱Bでは右端,左端のどちらを赤0と設定するかを決める.)箱Dでは三角形の内部のうちの1つの点を決定し,その後もう一つのサイコロによってどの数字が赤いボールの数を決めるかがわかる.

箱 $X=\{B, C, D\}$ の赤に対する賭けの確率等価(Probability Equivalent,以下PE)を $pe(X)$ と示す. α -maxminモデルは $pe(B)=pe(C)=pe(D)$ を予測し,あいまいな態度が確率可能性集合の幾何学的特性に影響されないことを意味する. ε -constructionモデルは, $pe(C)$ が $pe(B)$ の $1/2$ であり, $pe(D)$ が $pe(B)$ の $2/3$ であると予測し,あいまい回避度が確率の幾何学的特性に敏感であることを意味する.

各被験者には無作為に選ばれた1つの問題に対する謝礼金と,3種類のサーベイに対する謝礼金費500円が支払われた.株式会社スペースにおけるサーベイにおいてのみ,資産選択のサーベイが含まれており,所要時間は,実際に資産運用をする立場にいる被験者では最大で30分程度を要するものとなっているため,サーベイに対して合計で1000円を支払っている.あいまいさ回避度を測定するための謝礼金については,対象的に77問回答してもらい最大で2000円である.設問数は国際的な謝礼金の平均値から判断して妥当な報酬設定としている.DICEトリートメントでは,実験中に,サイコロにより箱の内訳を生成するシミュレーションをPC上で2回行い,あいまいな箱の生成について理解してもらう.

すべての意思決定およびサーベイの後,報酬の対象となる選択問題番号が決定し,その選択問題において,あいまいな箱が選ばれていた場合には,あいまいな箱の生成をPC上で行う.その結果は,スクリーン上の左側に記載される².

² このプログラムのpythonでの作成は外注した.



図 2：被験者が行う PC 上のサイコロによるシミュレーション (BOX B)

4. 結果

4 – 1. リスク回避度はあいまいさ回避度から独立かについての検証

2022年1月23日に34人を対象に敬愛大学、2022年4月に3人を対象に立正大学にて基本的なデータについてのプレ実験を行った³。さらに、後述するように、株式会社スペースにおいて、84人を対象に実験を行うことができた。実験結果は、2018年からのデータのうち、非合理的な回答を取り除き、さらにリスク愛好者（16人）のデータを取り除いた242人のものである。

本研究と、2018年からの実験のデータ⁴を合体させた実証分析からは、リスク回避とあいまいさ回避の間の相関関係は全体的に有意だが、リスク回避の程度はあいまいさ回避の

³ 過去の実験で不足しているサンプルを増やす目的であったが、立正大学では3人しかサンプルを得ることができなかった。また國學院大學での実験は、人を対象とする実験についての倫理的な手続きについての認可の手続きの時間がかかり、本研究の研究機関内に実験日を設定することが叶わなかった。

⁴ DICE 実験において、かつては PC でのサイコロ生成ができなかつたため、一人ひとりの箱を実験者の目の前で助手がサイコロを振り生成している。

程度についてほとんど説明しないことがわかる。DICE トリートメントでは、0.098 である。TN では、0.279 であり、DICE よりも相関が高くなっている。DICE トリートメントでは、リスクの箱とは全く別の箱が利用されることを理解しているためであると考えられる。理論的には、リスク回避度とあいまいさ回避度には相関がないため、DICE トリートメントではより理論が示唆する結果に近い結果が得られている。

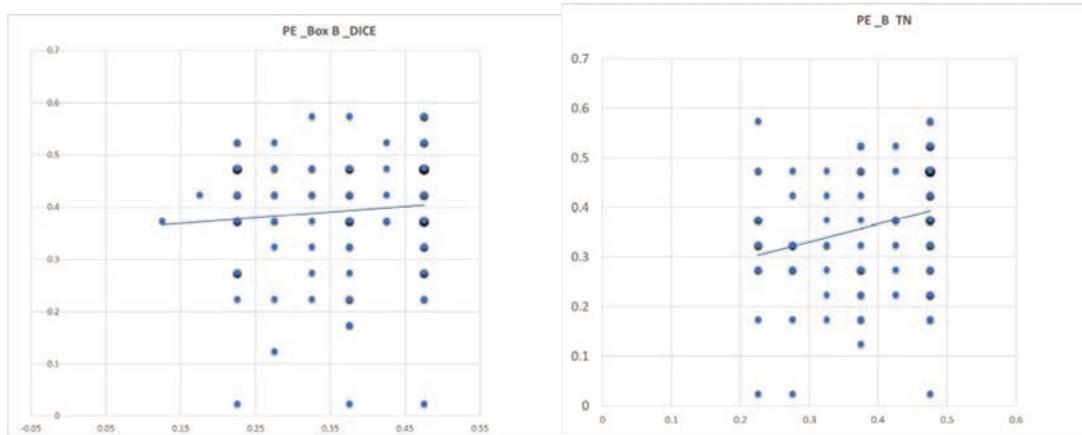


図 3：リスク回避度とあいまいさ回避度（箱 B の確率等価）の散布図（右が TN, 左が DICE）

TN トリートメントの結果は、リスク回避と曖昧さ回避の間に正の相関関係があることを報告している Bossaerts et al. (2010) および Lauriola and Levin (2011) の結果と一致している。一方で DICE トリートメントの結果はリスク回避とあいまいさ回避の間に相関関係がないことを発見した Cohen, Tallon and Vergnau (2011) と一致している。TN トリートメントでは、箱の内容について、一様分布に基づく（例えば単一のサイコロやオンライン・ルーレットによって決まる）と考えた可能性がある。

4 – 2. あいまいさ回避理論の仮説検定

α -maxmin モデルの下では $pe(D) = pe(B)$ を、 ε -contraction モデルの下では、 $pe(D) = 2/3 * pe(B)$ を帰無仮説に設定する。これらの帰無仮説が棄却されないことが、個人が情報の幾何学的な性質に感応していることを示す。

対応があるデータの t 検定の結果を表 1 にまとめている。

H_0 α -maxmin		ALL	TN	DICE
Sample size		257	118	139
pe(B) = pe(D)	t-value	10.268	5.8645	8.6806
p-value		(0.0000)****	0.0000)****	(0.0000)*** *
pe(C) = 1/2 pe(B)	t-value	18.917	12.447	17.122
p-value		(0.0000)****	(0.0000)****	(0.0000)****

H_0 : ϵ -contraction		ALL	TN	DICE
pe(D) = 2 / 3 pe(B)	t-value	2.1910	2.4388	1.2679
p-value		(0.01512)**	(0.02954)**	(0.2061)
pe(C) = 1 / 2 pe(B)	t-value	18.917	12.447	17.122
p-value		(0.0000)****	(0.0000)****	(0.0000)****

表 1：帰無仮説検定の結果

(注) **5%水準, **** 0.1%水準で有意であることを示す

観察 1 : ϵ - contraction の帰無仮説, $pe(D) = 2/3 * pe(B)$ は DICE トリートメントでは棄却されないが, TN トリートメントで棄却される. すなわち複雑なダイスを用いて計算できないが透明で客観的な手法によりあいまいさを与える場合には, 被験者は情報の幾何学的な性質に感応していることがわかる.

観察 2 : $pe(B) = pe(D)$ 仮説は TN, DICE のいずれのトリートメントでも棄却されており, すなわち有意に $pe(B) > pe(D)$ であることが確認できる. 図 4 は, x 軸を箱Bの確実性等価, y 軸を箱Dの確実性等価とした散布図である. 図中には, 切片を 0 と仮定した場合の近似曲線が描かれており, その傾きは DICE において 0.645, TN において, 0.692 となっており, 検定結果と整合的である,

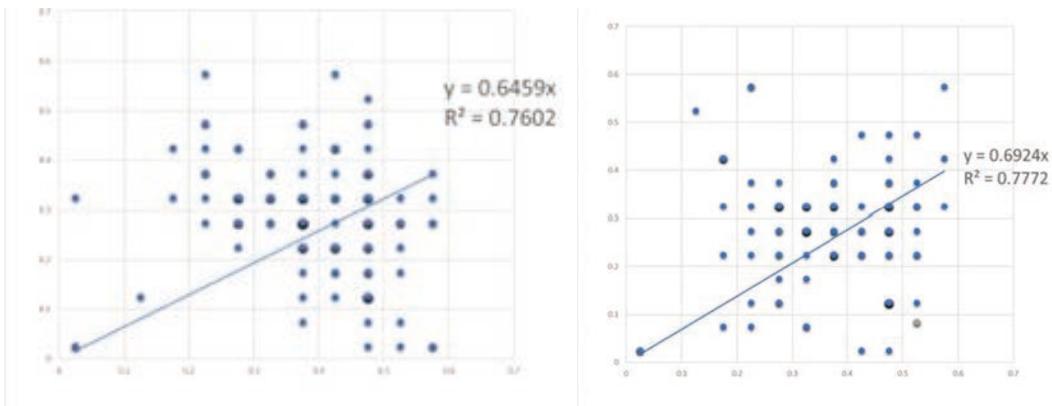


図 4：箱 B と箱 D の確率等価の散布図.

(注) x 軸が箱 B の確率等価, y 軸が箱 D の確率等価

観察3： α -maximin ε -contraction モデルのいずれも $pe(C) = 1/2 * pe(B)$ を予測するため、これを帰無仮説とする。この仮説についての対応のある平均値についてのt検定では、DICE, TN トリートメントのいずれも $p = 0.000$ であり棄却される。

この結果からは、一様分布が「もっともらしい事前確率」の役割を果たしている可能性を排除することはできないことがわかる。結論として、あいまいさの回避の程度は、確率可能性の集合全体でほとんど有意に相関しているが、それらの間の関係は理論モデルの予測よりも複雑であるという限定的な結果が得られている。

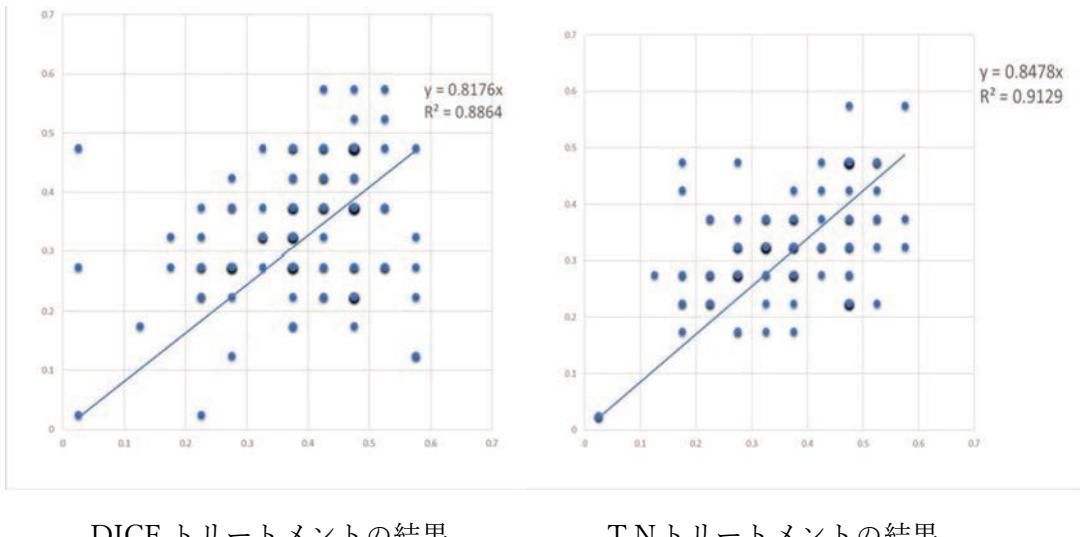


図5：箱Bと箱Cの確率等価の散布図。

(注) x軸が箱B, y軸が箱Cの確率等価

4-3. あいまいさ回避度に実験者の操作可能性が与える影響の検証

DICE トリートメントと TN トリートメントのあいまいさ回避度の分布を比較すると確率等価の平均値は、箱Bにおいては 5%有意水準で DICE トリートメントのほうが TN トリートメントよりも有意に低い。ランクサム・テストの結果を表2に示している。伝統的なあいまいさ回避測定の手法から得られた結果においては、実験者を信頼しないというバイアスが入っていると考えられる。ただし、箱Cおよび箱Dにおいてはその差は有意ではない。

Wilcoxon Rank Sum Test		Box H (R=B)	Box B(R,B)	Box C(R<=B)	Box D(R,B,Y)
DICE	mean	0.374	0.3931	0.3385	0.2800
TN	mean	0.389	0.3619	0.3314	0.2779
W		6643	8313	7815	7380.5
p-value		0.2657	0.03905 **	0.2598	0.7565

表2：ランクサム・テストの結果

(注) **は5%水準で有意であることを示す

5. 家計の資産ポートフォリオにあいまいさ回避度が与える影響の検証

家計が株式を保有しない、株式市場に参加しないことの理由としてあいまいさ回避が挙げられる。Bosschaerts et al.(2010)はエルスバーグパラドックスの文脈における2つの確率がわからない証券(あいまいな証券)と、1つのリスク証券を組み合わせさせる実験によって検証し、あいまいさ回避度が高い被験者は株式市場に参加しないことを、実験室における市場実験で確認している。

あいまいさ回避を理由とする、株式市場への不参加、株式への配分の低さ、ホームバイアス、自社株所有、ポートフォリオの分散不足について検証した論文に、Dimmock, Kouwenberg, Mitchell and Peijnenburg (2016)がある。米国の代表的な世帯調査を用いた実験であり、最初にエルスバーグの壺に基づいてカスタム設計された質問を使用して、曖昧さの好みを測定し、理論の予測と合致した結果を得ている。すなわち、曖昧さ回避は株式市場への参加、株式における金融資産の割合、および外国株式の所有とは負の相関があるが、自社株所有とは正の相関があること、および株式を所有している家計においては、曖昧さ嫌悪とポートフォリオの分散不足につながっていることを発見している。

あいまいさ回避度の測定を実験室でDICEトリートメントにて行い、上記の点について検証する。対象とする株式会社スペースでは自社株投資に対して補助金制度があるため、ほぼ全員の社員が自社株買いをしている。したがって、自社株以外の株を保有しているか、また何種類保有しているか、という質問をしている。

5. 実験

5—1. サーベイ実験の目的

本研究の最大の目的は、実験によって計測されたリスク回避度およびあいまいさ回避度が、実際のポートフォリオ選択に理論によって予測されるような結果をもたらしているか否かを調べることにある。

和田(2017)においてはAhn et al. (2014)およびBosschaerts, Ghirardato, Guarnaschelli, and Zame (2010)の方法を一部踏襲し、あいまいさ回避度の測定を実験室で行った後に、被験者に3色のエルスバーグパラドックスの文脈をもった2種類のあいまいな証券(そこでは報酬が得られる、いわゆる“当たり”となる状態が対象的となっている)、リスク証券および無リスク証券を与えてポートフォリオ選択をしてもらった。そこではあいまいさ回避

度が有意にあいまいな証券の保有を説明するか否かを観察したが、あいまいな証券の保有を説明しうるものが、金融リテラシーテストの結果のみであった。

あいまいな証券では、被験者には結果の生起確率を与えることができないため、あいまいな証券の保有比率からあいまいさ回避度を測定するためには、多くの仮定を必要とする。そのため、implied ambiguity aversion をポートフォリオ選択から調べることは困難である。以上の理由から、現実的なアプローチとして、資産ポートフォリオの構成をサーベイし、その構成が実験によって得られたあいまいさ回避度によって説明できるか否かを調べることが最も望ましい。これが本研究の特徴とそこに至った背景である。

5 – 2. 株式会社 スペースにおける実験

成人を対象にした実験については、被験者の募集を対象とする企業に依頼することが多いものの、本実験は、謝礼金の受け取りに、あいまいな箱を作成する必要があること、またDICE 実験では謝礼金の支払いの間の待ち時間のコントロールの困難さ、領収書における印鑑忘れ、サーベイの回答忘れなどの問題が起きることが予想された。また、一般の被験者を実験室に集めるには、交通費はもちろんのこと、機会費用が大きいことから、被験者に学生よりもかなり高い謝礼金を支払う必要が生じると考えられる⁵。同時に、フィールドからサーベイに応じてくれる被験者を集めると、そのような時間的な余裕があり、機会費用が低い被験者が集まってくるということになる。株式保有は理論的に、金融資産に余裕がある個人によってなされることから、機会費用が低い個人の間での株式保有が極めて少なくなる可能性がある。上記の事情から、2012 年より社外取締役を務めている株式会社スペースにおいて、実験をすることを依頼し、全面的な協力を得ることができた⁶。それらの問題点を回避すべく、会社の中で参加できる人を募って行った。勤務時間内の 2 時間を利用した実験とその翌日以降の支払いであったため、スムーズに行うことが可能であった。

実験は 5 月 18 日に東京本社において、5 月 31 日には大阪本社において行った。いずれも、実験日のあと 2 日間会社に出向き、昼休みから夕方まで支払いを行った。被験者は、東京本社から 45 人、大阪本社から 42 人、合計 47 名である。株式会社スペースには補助金制度を伴った従業員持ち株制度がある。また、2022 年度から、従業員への株式による報酬制度も開始されており、社員は、自分が勤める企業の株を一般の株よりも多く保有していることがわかっている。株式からの配当を再投資する社員もいれば、一部または全部を現金で受

⁵ 一方ベースとなるあいまいさ回避度の実験においては、学生を対象としてきたため、一時間の時給が当該の都道府県の最低賃金を超えることが最低の要件となるが、教育の場であることから、高額すぎる謝礼金を支払うことにも倫理的な問題が生じるため、高すぎないことが重要である。今回の実験では、あいまいさ回避度を測定する上で、謝礼金が異なると、全く違う結果が得られる可能性もあるため、あいまいさ回避度の実験部分に対する謝礼金を同じにすることにした。

⁶ 今回の実験は営業時間中に行うことが可能であり、その機会費用は役職者については極めて高い。

け取り生活費にし、また、株価が上昇時に売却して値上がり益を得る社員は多数存在することがわかっている。株式会社スペースの従業員持ち株比率は、11.8%を占める。勤務する企業の株を持つことは、現実にはバックグラウンドリスクを増やすナイーブなポートフォリオ選択であるものの、株式市場での売買やそのしくみにある程度慣れることができているため、株式市場への参加が期待できる⁷。

本研究では、あいまいさ回避度を測定する実験を、互いの意思決定が遮断できるような仮の実験室を作つて行ったのち、資産運用についてのサーベイを行う。Dimmock et al.(2016)の手法をある程度踏襲する形となっているものの、以下の点が大きく異なる。最も留意した点は匿名性を保つことである。社長の許可を得てボランタリーに参加できる人に参加してもらうことができた。業務時間内に一回場に多くの人数を集めることができる。また業務として取り組むため真剣に取り組んでもらえる。成人を対象として公募するフィールド実験においては、被験者の実験中・および実験後のコントロールにかなりの困難が生じた経験があるため、上記の条件が極めて望ましく効率的である。しかしながら、社外取締役として私がデータを手に入れることは、社員で被験者となった人が正直に資産形成や属性について回答することには躊躇が生じやすい。社員が誰なのか特定しにくいように、必要以上に詳細なデータを集めないように留意している。また回答を拒否したくなったり、不快に感じることが内容に、さらに、質問が多すぎて途中で投げ出したくならないように設計した。実験手順において留意した点は以下の通りである。

- ① 匿名性が保たれるように、被験者登録は社員番号で行い、出席を管理するが、当日、東京本社と大阪本社と合わせた被験者番号804番から900番までのくじを作り、1枚引いてもらう。回答はすべて被験者番号のみで行い、氏名や社員番号を書く場所はないようになる。社員番号と被験者番号が、実験者からは照合できないように、その番号を実験者および他人に絶対に見せないようにしてもらう。⁸
- ② 子供を養育しているか否か、養育・または生活費について責任を持っている家族が何人いるかは、扶養人数としてたずねるもの、結婚しているかどうかについては質問形式としない。例えば未婚・結婚・離婚・子供の養育人数などをたずねると、それらの属性と年齢から誰が回答したのか特定できてしまう可能性を被験者が予想するからである。
- ③ 学歴は、金融リテラシーを測定する一つの指標となりうるが、今回は個人の特定につながりやすいため排除している。
- ④ 性別については、個人が認識している性別ではなく、社員として識別されている性別を回答してもらう

⁷ Dimmock et al. (2016)において、自分の企業への持ち株への投資は、あいまいさ回避度が高いほうが多くなることが発見されている。

⁸ この手順により実験に安心して参加してもらえたものの、誰の回答か識別できなかつたため、謝礼金の受け渡しにおいて、被験者番号を忘れた人が存在し苦労した。

- ⑤ 所得そのものをたずねることで、個人の特定につながることと、精神的なストレスが生じ、回答しないことが予想されるので、可処分所得をたずねている。可処分所得についての説明は丁寧に行っている。
- ⑥ 資産形成、特にリスク回避度は資産の大きさや所得の大きさに依存することが期待効用理論から予想される。資産の大きさがあいまいさ回避度に影響するかについては、Baillon and Placido (2019) により、理論的には資産が大きくなるとあいまいさ回避度に影響する可能性があることが示されている。したがって資産の大きさを知ることは本研究の目的に合致している。しかしながら、資産運用をする立場にない場合把握していない可能性もあるため、把握しやすい資産のみをたずねている。その回答の整合性から、有効なデータと有効でないデータを判断する。

5 – 3. 成人被験者の属性および保有資産

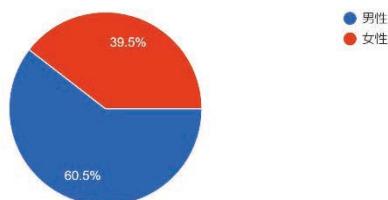
5 – 3 – 1. 基本属性

合計 84 名の基本属性については以下の通りである。

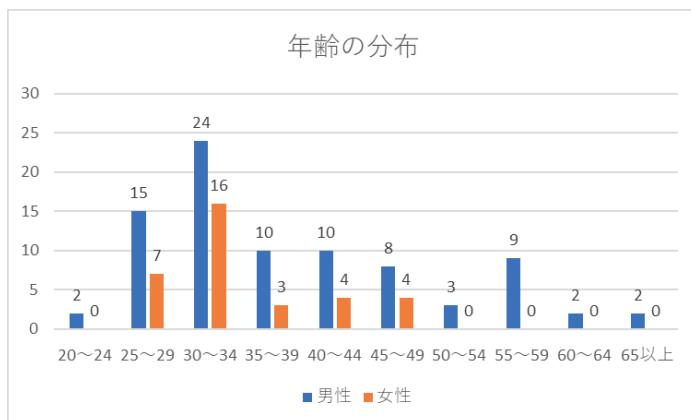
A. 性別

人事・総務部門の参加が主であったため、女性が 39.5% を占める

スペースにおいて登録されている性別をお答えください...ご自分がご自覚されている性別ではありません)
86 件の回答

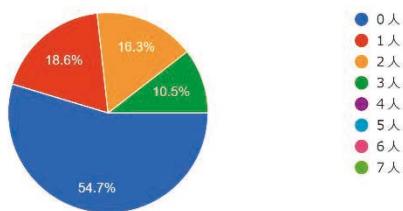


B. 年齢



C. 扶養人数

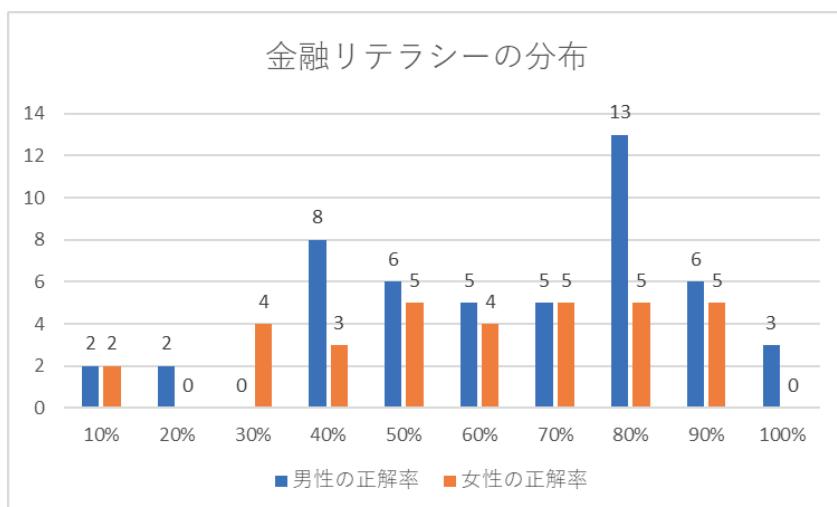
あなたが扶養している、あなた以外の家族は何人…が資産運用に影響するためにお伺いする質問です
86 件の回答



扶養人数には自分を含まないため、扶養の必要がない人が 54.7%を占めた。なお、この人数は株式市場に対する参加にはマイナスの影響をもたらすと考えたが、有意ではなかった。

D. 金融リテラシー

金融庁が提供している全国に対する「金融リテラシーについてのアンケート調査」から、将来についての備えなどの質問を除いて、基礎的な知識の正誤問題に限った 17 問についての正答数の分布を示す。2022 年の調査結果において日本全体の女性の正答率は 40%であり、男性は 54%となっており、女性の金融リテラシーの平均は低い。今回の被験者では、男性の回答率においてのみ 71%から 80%までの正解率が 13 人と最も多かった一方で 30%から 40%の正解率の男性が女性より多く 8 人存在するため、全体ではやや女性のリテラシーが低いことがわかる。女性の一部は非正規社員であり、この研究では学歴をたずねていないが、この実験に参加した女性が金融知識について大学で学ぶ機会がなかった可能性を考えることができる。



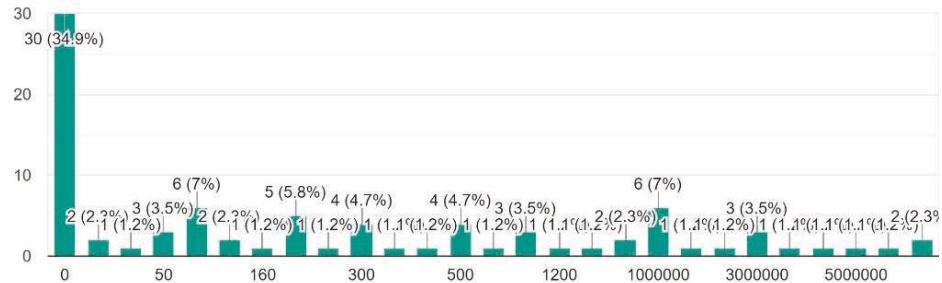
5 – 3 – 2. 資産運用

A-1.定期性預金

35%程度の回答者が定期性預金を全くしておらず、流動性を確保することを重視している。金利が極めて低いことも影響している可能性がある。

A

預貯金をいくら保有していますか？ およその金額を指します。普通預金・通常貯金は入りません
86件の回答

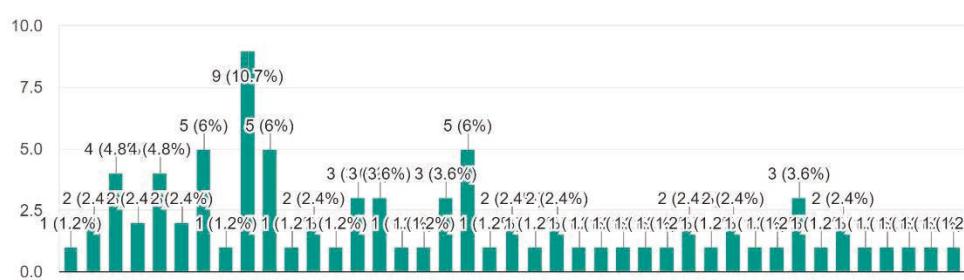


A-2. 現金（流動性）

現金に通常貯金および普通預金を含めた流動性の合計をみると、100万円程度に最頻値が存在することがわかる。この金額は回答者が30歳から34歳に最も多かったことも一因であると考えられる。年齢が上がると同時に、預金・流動性ともに増えている。

A'

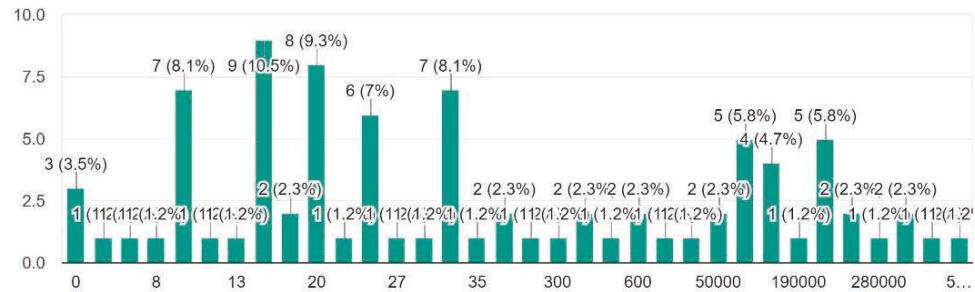
現金をいくらお持ちですか？ 現金には、いわゆる.... 万円を取り除いて数字を記入してみてください
84件の回答



B. 可処分所得

可処分所得として、給与所得から、毎月支払わなければならない家賃やローンの支払い、扶養にかかる費用、常に必要な病院・薬の費用、光熱費・スマートフォン代金やwifi代金などを除いた所得をたずねている。

あなたの可処分所得をお答えください。単位は、...計全体の所得ではなく、あなたご自身の所得です
86件の回答



あいまいさ回避度	絶対的リスク回避度	年齢	扶養人数	金融リテラシー (正解数)
Min. : 0.0040	Min. : 0.1879	Min. : 24.00	Min. : 0.0000	Min. : 0.000
1st Qu.: 0.4795	1st Qu.: 0.6167	1st Qu.: 31.00	1st Qu.: 0.0000	1st Qu.: 7.000
Median : 0.5470	Median : 0.9311	Median : 35.00	Median : 0.0000	Median : 11.000
Mean : 0.5489	Mean : 0.9149	Mean : 38.71	Mean : 0.5663	Mean : 9.963
3rd Qu.: 0.6295	3rd Qu.: 1.2526	3rd Qu.: 45.50	3rd Qu.: 1.0000	3rd Qu.: 13.000
Max. : 0.9940	Max. : 1.2526	Max. : 65.00	Max. : 3.0000	Max. : 17.000
NA's : 1	NA's : 2		NA's : 23	NA's : 26

可処分所得	現金（含む普通預金）	定期預金	投資信託	外貨預金
Min. : 0.00	Min. : 0.17	Min. : 0.0	Min. : 0.00	Min. : 0.00
1st Qu.: 10.00	1st Qu.: 30.00	1st Qu.: 0.0	1st Qu.: 0.00	1st Qu.: 0.00
Median : 15.00	Median : 150.00	Median : 100.0	Median : 0.00	Median : 0.00
Mean : 27.12	Mean : 632.66	Mean : 226.1	Mean : 34.37	Mean : 17.11
3rd Qu.: 25.00	3rd Qu.: 500.00	3rd Qu.: 300.0	3rd Qu.: 1.00	3rd Qu.: 0.00
Max. : 600.00	Max. : 20000.00	Max. : 2000.0	Max. : 885.00	Max. : 441.00
NA's : 1	NA's : 2		NA's : 23	NA's : 26

スペース株の株式残高、それ以外の株式残高、スペース以外の株の株式数		
Employer.s.Stock	Amount.Stocks	No.of.Stocks
Min. : 0.00	Min. : 0.00	Min. : 0.0000
1st Qu.: 0.05	1st Qu.: 0.00	1st Qu.: 0.0000
Median : 90.00	Median : 0.00	Median : 0.0000
Mean : 577.84	Mean : 51.88	Mean : 0.8675
3rd Qu.: 300.00	3rd Qu.: 0.00	3rd Qu.: 0.0000
Max. : 13000.00	Max. : 1000.00	Max. : 11.0000

(表3) 87人の回答の基礎的なデータ。最小値、中央値 (Median)、平均値 (Mean)、最大値、無回答者 (保有 0) の人数。

(注1) 資産（現金・定期預金・投資信託・外貨預金・株式残高）などの単位は万円。FXの経験を訪ねたが、全員、現在の保有は0である。（過去に保有していた人はいる）

(注2) あいまいさ回避度は、箱Bの確率等価に基づく ε を作用している。絶対的リスク回避度の数字は、効用関数に、 $u(x) = x^a$ を採用しているため大きい数字に見えることに注意されたい。

5 – 4. 実証分析

第一に、株式市場への参加が、何によって説明されるのかを調べる。ここでは従業員持ち株制度による株保有ではなく、ほかの企業の株を保有していることをもって株式市場への参加とした。保有残高が 0 以上である場合を 1 とし、そうでない場合を 0 とする。被説明変数が正規分布をしていないため、実証モデルとしては、ロジットモデルを用いる。

説明変数には、リスク回避度およびあいまいさ回避度を採用している。あいまいさ回避度には、箱D（赤、青、黄）の ε を用いている。 ε が大きいほどあいまいさ回避度が大きい。

個人属性としては年齢、性別、扶養人数、金融リテラシーを採用している。また、株式投資が可能かどうかにかかる可処分所得、保有資産については、現金（普通預貯金を含む）、定期性預金を採用した。投資信託（債券・株式すべて）および外貨預金については、欠損値が多すぎるため、採用しなかった。

ロジットモデルの結果とオッズ比は表 4 の通りである。

	係数	Odds	z 値	p 値
定数	5.87E-01	2.40514	0.487	0.6264
あいまいさ回避度	-3.82E+00	0.00043	-2.109	0.035 *
相対的リスク回避度	-4.83E-02	0.90826	-0.087	0.9305
金融リテラシーテストスコア	6.64E-03	1.07939	0.123	0.9018
性別（女性 = 1）	-1.96E-01	1.07416	-0.519	0.6037
年齢	3.98E-02	0.79949	2.321	0.0203 *
扶養人数	-1.60E-01	1.07939	-0.751	0.4528
可処分所得	-2.39E-02	0.95215	-1.217	0.2235
現金（含む普通預金）	-7.38E-05	0.99984	-0.61	0.542
定期性預金	-8.91E-04	0.99819	-1.504	0.1325

(表 4) 株式市場への参加のロジットモデルによる分析

(注) *は 10 水準, **は 5% 水準で有意

あいまいさ回避度は小さいほど株式市場への参加をしないことが予測されるため、符号条件を満たし 5% 水準で有意である。ただし、その係数から計算した odds 比は、0.000429 と小さいことがわかる。したがって、あいまいさ回避度は株式市場への影響が有意に認められるものの、その影響は小さい。限定的ではあるがあいまいさ回避度が株式市場への参加を遠ざげていることについては Dimmock et al. (2016) の結果と一致している。年齢の odds 比も 0.799 と決して 1 から大きく乖離しているわけではないため、株式市場の参加率に対してそれほど大きな影響があるとはいえない。リスクの箱 H への確実性等価から、Power 型効用関数を仮定して推定した CRRA は有意ではなく、株式市場への参加はリスク選好によって説明されるわけではないことがわかる。

女性, 金融リテラシーといった属性は, ここでは有意ではない. 年齢が 5% 水準で有意であり, 年齢と金融リテラシーの相関, 多重共線性が疑われたが, 0.047 であり高くない. 年齢は可処分所得との相関は 0.088 であり, リテラシーよりも高い相関だが, 多重共線性を生じるほどの大きさではない. 年齢が有意になった理由としては, 年齢には経験が含まれる. 実験を行った株式会社 スペースにおいては, 従業員持ち株の売買を通じて株式売買の経験を積むことができるため, 年齢を重ねた社員でより多く株式市場への参加が可能になった可能性はあるだろう. 持ち株制度を利用した株式の残高, および現金のいずれも有意ではなく, 保有資産の大きさは株式市場への参加に影響を与えていなかった.

6. 結論

我々は, 2018 年から実施しているあいまいさ回避度を測定する実験を行った. 2 つの実験方法と, 3 つのあいまいな確率可能性集合を与えて, 以下のことを発見している.

第 1 に, リスク回避と曖昧さ回避の間にはわずかな相関関係しかないこと, また特に客観的で透明な手法で生成される複雑な確率を利用して操作可能性を排除した場合には, リスク回避の程度では曖昧さ回避がほとんど説明されない. これは KMM 理論の基盤を支持する.

第 2 に, 曖昧さ回避を説明する ε -contraction model は, α -maxmin mod よりもその予測力において優がある. その限りで, あいまいさ回避の程度は、確率可能性集合の幾何学的特性に対して感応的である. ただし感応度は, 操作可能性がない実験でより顕著である.

第 3 に, 曖昧さ回避の度合いは, エルスバーグボックスが操作不可能な方法で作成される DICE トリートメントのほうが, TN トリートメントよりも小さくなる. これは, 伝統的なあいまいさ回避を作成する何も言わない実験ではあいまいさ回避度に実験者不信のバイアスが入っていることを示唆する.

本研究は, 計測されたあいまいさ回避度が市場における株式市場への(不)参加を説明しているかを調べるために, 84 人の成人を対象に DICE 実験を行い, その後資産運用についてのサーベイを行った. その結果, リスク回避度は, 株式市場への参加に影響しない一方であいまいさ回避度は有意に株式市場の参加・不参加に影響をしていることがわかった. 係数から計算した odds 比は, 0.004289 と小さい. したがって, あいまいさ回避度が高まると, 株式市場への不参加が増えるということは有意に認められる. ただしその影響は非常に小さい. 年齢も有意であり, そのオッズ比は 0.799 と高くはないが, 株式市場の参加率に対する影響を 10 年単位で考えると, 一定程度の影響があるといえる. 女性, 金融リテラシーといった属性は予想に反して有意ではなかった. この結果は, 従業員持ち株制度がある企業の社員における結果に限られているため, 従業員持ち株制度がない企業で検証しても頑健な結果が得られるかが今後の課題となる.

謝礼

本研究は、公益財団法人 ゆうちょ財団から得られた助成金により行ったものである。中間報告において審査員の先生方から助言をいただいている。助成金の一部を充てて Economic Science Association 2023 European meeting において報告することができた。この場を借りて御礼申し上げる。

理論部分・実験の設定部分については、グラスゴー大学 林貴志氏との共同論文となる。なお間違いがあればすべて私に帰する。

重要な部分を占める DICE 実験のプログラム作成は、慶應義塾大学大学院博士課程の戸塚健介氏に依頼している。この場を借りてお礼申し上げる。

株式会社 スペースにおける実験を許可してくださった代表取締役社長 佐々木靖浩 氏 および東京本部にて実行・被験者集めを手配してくださった 取締役常務執行役員 松尾信幸氏 大阪本部にて実験・被験者集めを手配してくださった 取締役常務執行役員 森田昭一氏 および当日の実行・謝礼金の支払いなどを全面的にサポートしてくださった中田和希氏、さらに参加していただいた被験者の方にこの場を借りてお礼申し上げる。

参考文献

- Ahn, D., Choi, S., Gale, D., & Kariv, S. (2014). Estimating ambiguity aversion in a portfolio choice experiment. *Quantitative Economics*, 5(2), 195-223.
- Arrow, Kenneth J. "Aspects of the theory of risk-bearing (Yrjo Jahnsson Lectures)." (1965).
- Becker GM, DeGroot MH, Marschak J. (1964) Measuring utility by a single-response sequential method. *Behavioral Science*. Jul;9(3):226-32.
- Baillon, A., Halevy, Y., & Li, C. (2022). Randomize at your own Risk: on the Observability of Ambiguity Aversion. *Econometrica*, 90(3), 1085-1107.
- Baillon, A., and Placido, L. (2019). Testing constant absolute and relative ambiguity aversion. *Journal of Economic Theory*, 181, 309-332.
- Becker, S. W., and Brownson, F. O. (1964). What price ambiguity? Or the role of ambiguity in decision-making. *Journal of political economy*, 72(1), 62-73.
- Becker, G. M., DeGroot, M. H., and Marschak, J. (1964). Measuring utility by a single-response sequential method. *Behavioral science*, 9(3), 226-232.
- Benartzi, S., Thaler, R.H., (1995) Myopic loss aversion and the equity premium puzzle. *Quarterly Journal of Economics* 110, 73–92.
- Bossaerts, P., Plott, C., and Zame, W. R. (2007). Prices and portfolio choices in financial markets: Theory, econometrics, experiments. *Econometrica*, 75(4), 993-1038.
- Bossaerts, P., Ghirardato, P., Guarnaschelli, S., and Zame, W. R. (2010). Ambiguity in asset markets: Theory and experiment. *The Review of Financial Studies*, 23(4), 1325-1359.
- Butler, J. V., Guiso, L., and Jappelli, T. (2014). The role of intuition and reasoning in driving

- aversion to risk and ambiguity. *Theory and decision*, 77(4), 455-484.
- Carbone, E., Dong, X., and Hey, J. (2015). Portfolio choice under ambiguity. Department of Economics and Related Studies, University of York.
- Carbone, E., Dong, X., & Hey, J. (2017). Elicitation of preferences under ambiguity. *Journal of Risk and Uncertainty*, 54, 87-102.
- Choi, S., Fisman, R., Gale, D., and Kariv, S. (2007). Consistency and heterogeneity of individual behavior under uncertainty. *American economic review*, 97(5), 1921-1938.
- Chow, C., and R. K. Sarin (2002). Known, unknown, and unknowable uncertainties. *Theory and Decision* 52.2: 127-138.
- Cohen, M., Tallon, J. M., and Vergnaud, J. C. (2011). An experimental investigation of imprecision attitude and its relation with risk attitude and impatience. *Theory and Decision*, 71(1), 81-109.
- Dimmock, S. G., Kouwenberg, R., and Wakker, P. P. (2016). Ambiguity attitudes in a large representative sample. *Management Science*, 62(5), 1363-1380.
- Dimmock, Kouwenberg, Mitchell, and Peijnenburg (2012), Ambiguity aversion and household portfolio choice puzzles: Empirical evidence, *Journal of Financial Economics*, Volume 119, Issue 3, Pages 559-577,
- Dominiak, A., Duersch, P., and Lefort, J. P. (2012). A dynamic Ellsberg urn experiment. *Games and Economic Behavior*, 75(2), 625-638.
- Dominiak, A., and Duersch, P. (2015). Benevolent and Malevolent Ellsberg Games (No. 592). Discussion Paper Series.
- Einhorn, H. J., and Hogarth, R. M. (1986). Decision making under ambiguity. *Journal of business*, S225-S250.
- Ellsberg, D. (1961). Risk, ambiguity, and the Savage axioms. *The quarterly journal of economics*, 643-669.
- Friedman, Milton and L.J.Savage, The Utility Analysis of Choices Involving Risk, *Journal of Political Economy*, 56(1948),279-304
- Fox, C. R., and Tversky, A. (1995). Ambiguity aversion and comparative ignorance. *The quarterly journal of economics*, 110(3), 585-603.
- Epstein, L. G. (1999). A definition of uncertainty aversion. *The Review of Economic Studies*, 66(3), 579-608.
- Epstein, L. G., & Schneider, M. (2007). Learning under ambiguity. *The Review of Economic Studies*, 74(4), 1275-1303.
- Gajdos, T., Hayashi, T., Tallon, J. M., and Vergnaud, J. C. (2008). Attitude toward imprecise information. *Journal of Economic Theory*, 140(1), 27-65.
- Ghirardato, Paolo, Fabio Maccheroni, and Massimo Marinacci. "Differentiating ambiguity

- and ambiguity attitude." *Journal of Economic Theory* 118.2 (2004): 133-173.
- Ghirardato, P., and Marinacci, M. (2002). Ambiguity made precise: A comparative foundation. *Journal of Economic Theory*, 102(2), 251-289.
- Gilboa, I., and Schmeidler, D. (1989). Maxmin expected utility with non-unique prior. *Journal of mathematical economics*, 18(2), 141-153.
- Hayashi, T., and Wada, R. (2010). Choice with imprecise information: an experimental approach. *Theory and Decision*, 69(3), 355-373.
- Halevy, Y. (2007). Ellsberg revisited: An experimental study. *Econometrica*, 75(2), 503-536.
- Hey, John D., and Noemi Pace. (2014) "The explanatory and predictive power of non-two-stage-probability theories of decision making under ambiguity." *Journal of Risk and Uncertainty* 49.1 : 1-29.
- Holt, C. A., & Laury, S. K. (2002). Risk aversion and incentive effects. *American economic review*, 92(5), 1644-1655.
- Klibanoff, P., Marinacci, M., and Mukerji, S. (2005). A Smooth Model of Decision Making under Ambiguity. *Econometrica*, 73(6), 1849–1892.
- Lauriola, M., and Levin, I. P. (2001). Relating individual differences in attitude toward ambiguity to risky choices. *Journal of Behavioral Decision Making*, 14(2), 107-122.
- Mehra, Rajnish, and Prescott, Edward C. (1985) "The Equity Premium: A Puzzle." *J. Monetary Econ.* 15 (March): 145-61.
- Negebauer, Tibor,(2008) Individual Choice from a Convex Lottery Set: Experimental Evidences., *Advances in Decision Making Under Risk and Uncertainty, Theory and Decision Library Volume 42*, 2008, pp 121-135
- Oechssler, J., and Roomets, A. (2015). A test of mechanical ambiguity. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 119, 153-162.
- Pratt, John W. "Risk Aversion in the Small and in the Large." *Econometrica* 32.1/2 (1964): 122-136.
- Rieger, M. O., and Wang, M. (2012). Can ambiguity aversion solve the equity premium puzzle? Survey evidence from international data. *Finance Research Letters*, 9(2), 63-72.
- Rietz, T. A. (1988). The equity risk premium a solution. *Journal of monetary Economics*, 22(1), 117-131.
- Schmeidler, D. (1989). Subjective probability and expected utility without additivity. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 571-587.
- Slovic, P., and Tversky, A. (1974). Who accepts Savage's axiom?. *Behavioral science*, 19(6), 368-373.
- Stephen G. Dimmock, Roy Kouwenberg, Olivia S. Mitchell, Kim Peijnenburg, (2016)

- Ambiguity aversion and household portfolio choice puzzles: Empirical evidence,
Journal of Financial Economics, Volume 119, Issue 3, Pages 559-577,
- Yates, J. F., and Zukowski, L. G. (1976). Characterization of ambiguity in decision making.
Behavioral science, 21(1), 19-25.
- Wang, Fan (2019). Comparative ambiguity attitudes, mimeo.
- Wakker, P. P. (2004). On the Composition of Risk Preference and Belief. *Psychological Review*, 111(1), 236–241.
- 和田 良子・大塚 崇夫 「[実験経済学による個人ポートフォリオ選択の決定要因分析](#)」
(2017) 『うちよ財團研究助成論文

モバイルマネーの使用は貯蓄を増加 させるか？ジンバブエのデータからの分析

筑波大学 人文社会系 教授 内藤 久裕

要 約

世界銀行の推定によれば、先進国では 94%の成人が銀行口座を保有しているが、途上国では金融機関への距離が遠いなどの理由で 63%の成人しか銀行口座を保有していない。これらの口座なしの人々は、貯蓄手段として、家畜の購入、タンス預金、教会等への預け入れを通して貯蓄をしている。その結果、不作、災害、失業などの経済的な負のショックを経験した場合、その負のショックの影響を緩和する手段が十分でない。またビジネスや将来の子供への教育のために貯蓄を行う場合にも困難がある。一方近年、携帯電話を使った技術的イノベーションによりその状況が劇的に変化しつつある。それが、携帯電話を使った金融サービス、いわゆる「モバイルマネー」である。例えば、ケニアでは、伝統的な銀行口座の成人保有率は、55%であるが、モバイルマネーの成人使用率は 77%である。タンザニアでは 2008 年にモバイルマネーが認可され、2017 年にはその個人使用率が 55%になったのに対して、伝統的な銀行口座保有率はほぼ 21%で一定である。今回の研究対象国であるジンバブエでは、世界銀行によるサーベイによれば、銀行口座保有率は、17%であるのに対して、モバイルマネーの使用率は 32%である。また、将来的なモバイルマネーの可能性は大きい。携帯電話の世界団体 GSMA は、96か国に 310 の携帯電話送金サービス会社があり、毎日 20 億ドルが送金されていると報告している。また現在、amazon や space-X 社によって、スター・リンク等の大規模な衛星コンステレーションが準備されている。現在世界では 18 億人の口座なしの人々がいる。人工衛星コンステレーションで地球のあらゆる場所でインターネット接続が可能になると、これら 18 億の人々のモバイルマネーへのアクセスが可能になる。またそれは、金融機関にとって大きなビジネスチャンスとなる。

経済学でのこれまでの先行研究は、モバイルマネーの拡大は、送金の受け入れを容易にし、その結果、世帯が負のショックを経験したときに消費の平準化が可能になるという観点から分析を行ってきた。(Jack and Suri(2014), Munyegera and Matsumoto (2016) ,Riley(2018)).

今回の研究では、先行研究と異なり、サブサハラアフリカのジンバブエを対象に、モバイルマネーの拡大が、貯蓄のポートフォリオと借り入れの容易さを変化させるという仮説を実証した。

ジンバブエは、サブサハラアフリカの1国であるが、近年モバイルマネーの使用が急拡大している。下の表は、伝統的な銀行でのM3の量とモバイルマネーでやり取りされている送金額を示している。2011年にモバイルマネーが導入されて以来、2015において、すでにモバイルマネーの量が伝統的な銀行でのM3の量にほぼ近づいていることがわかる。

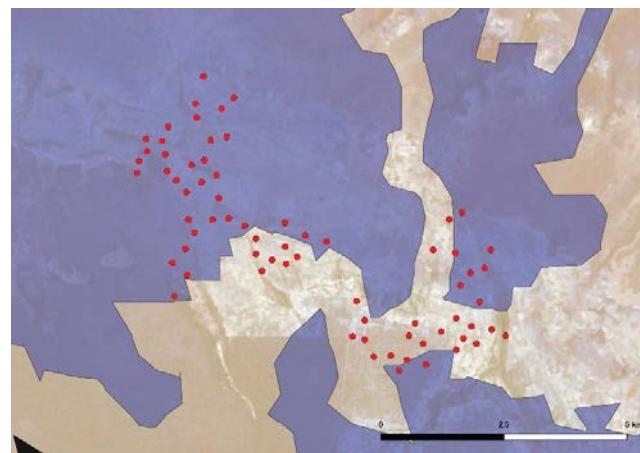
ジンバブエにおける通貨量（M3）とモバイルネットワーク上の送金額			
Year	モバイルマネー	M3*	モバイルマネー/M3*
2009	0.62	1,381.25	0.000
2010	1.21	2,327.61	0.001
2011	7.87	3,100.40	0.003
2012	381.61	3,719.00	0.103
2013	2,091.01	3,888.00	0.538
2014	3,634.40	4,377.00	0.830
2015	4,645.89	4,736.00	0.981

ソース：ジンバブエ財務省

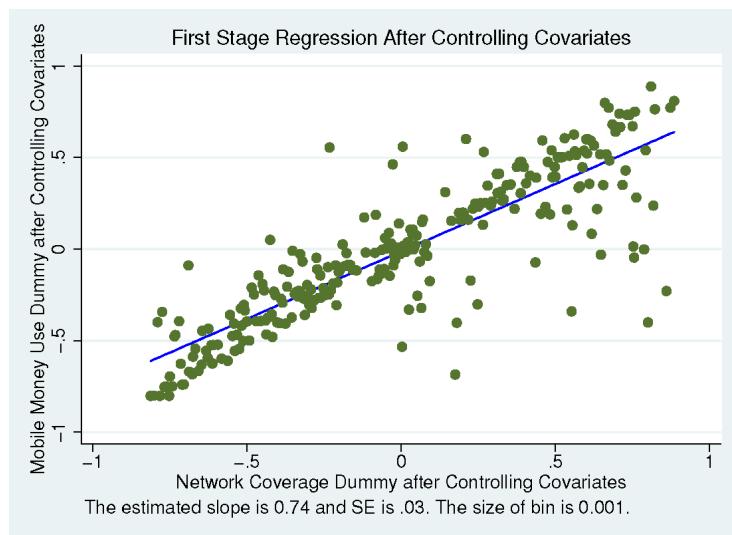
注：単位はアメリカドル（100万ドル）。M3*はIMF定義のM3からモバイルマネーによる流通量を引いたもの。公式には、ジンバブエにおいてモバイルマネーが導入されたのは2011年であるが、パイロットプログラムが2009年に導入されているため、2009年においてもモバイルマネーの流通量は0ではない。

この研究で注意しなければならないのは、モバイルマネーの使用自体が、経済的な内生変数であるということである。言い換えれば、貯蓄や借り入れをしたい人が、モバイルマネーを使用する可能性があるため、逆の因果関係が存在する可能性があるということである。その場合、単純な最小二乗法では、因果関係の意味で、モバイルマネーの使用が、貯蓄にどのように影響を与えるかをみることはできない。今回の研究では、この内生性の問題を解決するため、携帯電話会社のモバイルネットワークマップを用い研究を行った。具体的には、各世帯のGPS情報と携帯電話会社のモバイルネットワーク地図を用い、各世帯がどの程度モバイルネットワークの内側あるいは外側にいるかを定量化した。そのうえで、そのモバイルネットワークの境界からの距離を用いて内生性をコントロールした。以下の地図は、ジンバブエにおけるある地区における各世帯の位置とモバイルネットワーク地図を示している。赤い点が、世帯が存在している場所であり、背景がLANDSATの衛星画像である。紫色で示されている場所がモバイルネットワークが行き届いているエリアである。右下に示されている直線は白と黒の両方で

5km である。下の地図からわかるように隣接している世帯でモバイルネットワークによってカバーされているエリアとそうでないエリアがある。また統計的にはモバイルネットワークに入っている世帯ではモバイルマネーを使う確率が近い。つまり似たような状況の世帯において、モバイルネットワークエリアに入っている世帯はモバイルマネーを使う確率が高く、エリアに入っていない世帯はモバイルマネーを使う確率が低い。この情報を使って内生性をコントロールする。



そのことを示したのが次の表である。この表の横軸は、他の影響をコントロールしたうえでのネットワークに入っているダミー変数を縦軸はモバイルネットワークを使う確率を示している。このグラフは、ネットワークに入る確率が上がれば、モバイルマネーを使う確率が上がる事を示している。この情報を使って、内生性をコントロールしたうえで、モバイルマネーの使用が、貯蓄、借入、送金受け取りにどのような影響を与えるかを分析した。



研究結果は、次のようなものが得られた。

モバイルマネーの利用は貯蓄の確率を 14 パーセント、借入の確率を 12 パーセントポイント增加させることができた。また、モバイルマネーの利用は送金の受取確率を 45 パーセントポイント増加させることも判明した。一方、負のショックが借入や送金の受取に与える影響は、モバイルマネーの利用に依存しないことも分かった。これは、モバイルマネーの利用が負のショックに関係なく、貯蓄や送金の確率、借入の可能性を増加させることを意味する。最後に、モバイルマネーの利用はモバイルマネーアカウントでの貯蓄を増加させるが、銀行口座での貯蓄は増加させないことも分かった。つまり、モバイルネットワークの利用可能性は世帯がモバイルマネーによりアクセスしやすくなり、その結果貯蓄や借入、送金の受取が増加することを意味する。

以上の結果は、モバイルマネーは負のショックの緩和装置としてよりも、単純に貯蓄、借入、送金手段拡大の手段としての影響が大きいことを示唆している。またこの研究はモバイルネットワークの重要性も大きく示唆している。図 2 から示されるように、世帯の居住場所がネットワークに入っているかどうかは、モバイルマネーを使用するかどうかに大きいに関係がある。今回の回帰分析では、世帯の居住地が、モバイルネットワーク内に入っていると、モバイルマネーを使用する確率が 71 パーセントポイント上昇するという、非常に高い効果が観察された。今後、Space-X 社などにより、世界的なインターネット網が

形成されると、18億と言われる銀行口座なしの人々が銀行口座を持てる可能性が高まる。これは、モバイルネットワークの重要性と、スターリンク等の今後のインパクトの強さを示している。

今回の研究では、時間の制約から、モバイルマネーの金融活動への影響しか分析できていないが、将来的には、モバイルマネーの使用によって、個人のビジネス活動、子供への人的資本蓄積がどの変化していくかを分析することが重要と思われる。

Does Use of Mobile Money Affect Saving Decision? Evidence from the Data in Zimbabwe

Hisahiro Naito ^{*}

Program in Economic and Public Policy
Graduate School of Humanities and Social Sciences
University of Tsukuba, Japan

Research Report submitted to Yucho-Foundation
June 2023

^{*}Address: Tennodai 1-1-1, Tsukuba, Ibaraki 305-8573, Japan; e-mail: naito@dpipe.tsukuba.ac.jp

[†]I appreciate the financial support from Yu-cho Foundation. I am responsible for all remaining errors.

Abstract

According to estimates by the World Bank, only 63% of adults in developing countries have a bank account due to reasons such as the distance to financial institutions. Lacking a formal bank account makes it difficult for households to save safely and prepare for potential future negative shocks. However, recent technological developments have started to change the financial access of non-bank users due to the development of mobile money technology. This study examines the effect of the use of mobile money on saving and borrowing using information on mobile phone network coverage and 2SLS estimation strategy Zimbabwe. I find that the use of mobile money increases the probability of saving and borrowing by 14 percent and 12 percentage points. I also find that the use of mobile money increase the probability of receiving remittance by 45 percentage point. On the other hand, the effect of negative shock on borrowing and receiving remittance does not depend on the use of mobile money. This implies the use of mobile money increases the opportunity of saving, the probability of receiving remittance, borrowing money regardless of the negative shocks. Finally, we also found that the use of mobile money increase in saving in mobile money account but it does not increase saving in a bank account. In short, the availability of the mobile network makes households more accessible to mobile money and make them more financially active and increase saving, borrowing and receiving remittance. In our data, the mobile money is not used to buffer negative shocks, contrary to the claims of the previous studies such as Jack and Suri (2014) and Riley (2018).

1 Introduction

According to estimates by the World Bank, 94% of adults in developed countries have a bank account, while only 63% of adults in developing countries have a bank account due to reasons such as the distance to financial institutions. Lacking a formal bank account makes it difficult for households to save safely and prepare for potential future negative shocks. However, recent technological developments have started to change the financial access of non-bank users due to the development of mobile money technology. Mobile money allows the holder of a SIM card of a mobile phone to transfer money to another holder with a different SIM card.¹ In addition, mobile money operators often offer a savings account in which customers can save with a reasonable interest rate by depositing money with the nearest mobile money agent.²

According to a financial inclusion survey by the World Bank (World Bank, 2019), only 55, 19, and 17 percent of adults have a bank account in Kenya, Tanzania, and Zimbabwe, respectively, whereas 58, 32, and 32 percent of adults already have mobile money accounts.

The mobile money has proliferated at an accelerated pace. In Zimbabwe, mobile money was officially introduced in 2011, and, by 2015, the amount of money transferred through mobile money was almost the same as the amount of money circulating in the traditional banking system. In Tanzania, mobile money was officially introduced in 2008. In 2009, the user rate of mobile money was just 1.1 percent; however, this rose to 32 percent in 2013 and 55.8 percent in 2017.

Given this high speed market penetration, a natural question is to what degree mobile money affects the saving and borrowing of households. In developing countries, the lack of access to a safe method of saving can lead to insufficient saving. Insufficient saving and insufficient credit access in the face of negative shocks make it difficult for

¹A mobile money account is attached to a mobile phone SIM card, not the mobile phone itself. In developing countries, each individual often owns a SIM card, but shares a mobile phone with others, especially in rural areas. Hence, even in such cases, it is possible for each individual to hold his or her own mobile money account as long as he or she owns a SIM card.

²The cost of the equipment needed to become a mobile money agent is much lower than the cost of setting up a bank branch or ATM. One needs only a personal computer and mobile network access to become a mobile money agent. In sub-Saharan countries, owners of small grocery shops often become mobile money agents. This implies that mobile money agents are more available than bank branches and ATMs.

a household to buffer negative shocks. Hence, the availability of safe saving methods through mobile money might make it easier to smooth consumption.

Theoretically, there are several channels through which the use of mobile money affects saving. First, when a household lacks access to a formal financial institution, mobile money can allow households to save in a safe and liquid way, thereby preparing them for negative shocks(new source channel). Second, on the contrary, if a household already has access to saving methods from a formal financial institution, the use of mobile money allows it to switch the source of those saving methods to a mobile money operator (substitution channel). This, however, would not affect the probability and the amount of saving. Third, having a mobile money account makes it easy for a household to saving from relatives or friends in the face of negative shocks because of the low transfer fee, which decrease the need of saving(connection channel). Fourth, the presence of low-cost money transfers might increase the possibility of households forming mutual insurance groups (Jack and Suri, 2014) (insurance channel). This insurance effect is likely to increase the amount of saving as a group. Fifth, a mobile money user can receive more remittances because of the low cost of transferring money for altruistic reasons (Agarwal and Horowitz, 2002; Vanwey, 2004). Hence, when a household can receive more remittances, the need for saving for precautionary reason falls (remittance precautionary effect). On the other hand, receiving more remittance can increase household disposable income, which in turn can increase the amount of saving.

Regarding borrowing behavior, similar arguments hold. The new source effect will increase borrowing. The substitution effect will not change the total amount of borrowing but the composition of different saving methods will. The insurance effect will decrease borrowing. The income effect is likely to decrease borrowing. Thus, from these theoretical points, it is not clear whether the use of mobile money will increase or decrease saving and borrowing.

Therefore, in this study, first I examine the causal effect of the use of mobile money on saving by using Finscope Survey 2014 in Zimbabwe. For estimating the causal effect of mobile money, several considerations are needed. First, using mobile money is a choice variable. It is possible that a household that is financially distressed might set up a mobile money account. This would introduce endogeneity bias. Second, an

important variable, which is not in the list of control variables, that might affect the schooling decision might be correlated with mobile money usage. This would lead to omitted variable bias.

To treat those problems, in this study, I apply the 2SLS estimation and use information on the G2 mobile phone network coverage as an instrumental variable while including the observed demographic characteristics and enumeration area dummies as control variables. In other words, I use the cross-sectional variation of the mobile phone network coverage near the border of the network in each enumeration area as the key exogenous variation. In the two-staged stratified sampling, each enumeration area is constructed to ensure that households within each enumeration area is homogenous. In Zimbabwe, each enumeration area is constructed to ensure that it includes 150 households in the national sampling frame based on the census, and those households are expected to be very similar in terms of household demographic characteristics. This implies that after I control the enumeration area, restrict the sample to households who live near the border of the network area, and control observed demographic characteristics, the unobserved household characteristics is not likely to be correlated with the network dummy and the outcome variable.

In addition, to examine the robustness of my estimates, I conduct several robustness checks. First, in another specification, I restrict the sample to the households who live close to the border of the network area (within 10km, 8km, or 6km from the border), and run 2SLS with control variables including enumeration area dummies and household characteristics. The idea to use those who live close the border of the mobile network is that the household who live in those area are relatively more similar and the bias due to unobserved characteristics seem less likely.

Second, I conduct the coefficient stability test which is proposed by Altonji, Elder and Taber (2005) and later refined by Oster (2019). The potential criticism to the identification strategy of my 2SLS estimation is that there might be some unobserved differences between those who live in the network covered area and those who live in the uncovered area and those unobserved differences affect the outcome variable even if I restrict the sample households to those who live within 6km from the border of the network. The coefficient stability test proposed by Altonji, Elder and Taber (2005) and

Oster (2019) address this issue directly.³ The coefficient stability test shows that even if unobservable variables as strongly affect as all observed variables, the estimated confidence interval of the effect of the use mobile money does not include the zero treatment effect.

Although my robustness checks show the estimated coefficients are robust, one might still argue that there is unobserved difference of the household characteristics of those who live under the mobile network coverage and those without mobile network coverage even though they live within 6km from the border and that those differences might affect the outcome. In addition, one might argue that although the use of mobile money might ease the financial difficulty in sending children to school, the use of mobile money might not improve the education outcome since the effect on educational outcome is not strong enough.

The identification strategy in this study raises the question whether the instrumental variable, the network coverage dummy, causes substantial variation in the use of mobile money after I include the enumeration area dummies and observed characteristics as control variables. However, even after including enumeration area dummies and observed demographic characteristics, the instrumental variable, the G2 mobile phone network coverage dummy, has a very strong predictive power for explaining the mobile money usage (Kleibergen-Paap rank Wald statistics, which is the robust F-value in this case, > 600); it shows that the instrumental variables pass the standard test of the weak instrumental variable.

This study contributes to the existing literature in three ways. First, I estimate the causal effect of the use of mobile money on saving and borrowing. Although many studies examine the effect of the use of mobile money on receiving remittance, the effect on saving and borrowing is quite limited. Second, I use the network coverage map as the source of exogenous variation. My identification assumption is that once I control the enumeration fixed effect, the variation of the coverage of the mobile network is exogenous. Using this information, I construct the network coverage dummy and

³The coefficient stability test proposed by Altonji, Elder and Taber (2005) and Oster (2019) become very influential in empirical research. For example, Oster (2019), which was published in 2019, has more than 1000 citations in January 2020 in google scholar. Their technique is now widely used in papers published major economic journals (Mian and Sufi, 2014; Michalopoulos and Papaioannou, 2016).

use it as an instrumental variable while controlling enumeration areas and restricting the sample to the households who live close to the border of the network area. The households that live very close to the border of the network area in the same enumeration area will be very similar, irrespective of whether they live inside or outside the network area. This instrumental variable turns out to be a very powerful instrumental variable, and the estimated coefficients are quite stable with various specifications. This instrumental variable can be used for conducting different research in future.

Third, I use detailed information of the data on remittance, borrowing, and saving. This information allows me to examine whether mobile money only increases remittance or it also increases borrowing and saving.

Regarding the main results, using the coverage by mobile phone network as the instrumental variable while controlling enumeration areas and other covariates, I find that a household whose location is covered by the network has a 74 percentage points higher probability of using mobile money than a household whose location is not covered by the network. The 2SLS estimates consistently show that using mobile money increases the probability of receiving remittances, borrowing money, and saving by 45, 12, and 14 percentage points, respectively.

The remainder of this paper is organized as follows. In section 2, I discuss the historical development of mobile money and the educational system in Zimbabwe. In section 3.1, I explain my data set. In section 3.2, I discuss the empirical strategy. In sections 4.1, I present summary statistics and the results of the ordinary least squares (OLS) and 2SLS estimations. In Subsection 4.2, I explore a possible mechanism. Section 5 provides a discussion and conclusions.

2 Literature Review

Our study is related to several strands of the literature. Given the rapid increase in mobile money usage, researchers have started to examine its effect on the economy (Aker et al., 2016; Muralidharan et al., 2016; Asongu and Asongu, 2018; Asongu, 2018; Okello Candiya Bongomin et al., 2018; Okello Candiya Bongomin and Munene, 2021; Blumenstock et al., 2015; Dupas and Robinson, 2013a; Jack and Suri, 2014; Munyegera and Matsumoto, 2016; Blumenstock et al., 2016; Riley, 2018; Gosavi, 2018; Suri and

Jack, 2016; Abiona and Koppensteiner, 2020; Riley, 2020). Aker et al. (2016) and Muralidharan et al. (2016) analyze the role of the secure payment method in Niger and India, respectively. Asongu and Asongu (2018) examine the effect of mobile money usage on economic development. Asongu (2018) analyze the determinants of mobile money penetration in African countries. Okello Candiya Bongomin et al. (2018) and Okello Candiya Bongomin and Munene (2021) examine the role of the social context for the adoption of mobile money. Blumenstock et al. (2015) conduct a randomized experiment to test the effectiveness of using mobile money to pay salaries. Dupas and Robinson (2013a) analyze the role of mobile money as a secure way to deposit daily cash in microenterprises in Kenya. Jack and Suri (2014) theoretically show that the development of mobile money decreases the transaction cost of risk sharing and increases the means to absorb a negative income shock on a household through an increase in remittances. Additionally, the authors empirically demonstrate that, in Kenya, a household that uses mobile money does not decrease consumption when faced with a negative income shock. Munyegera and Matsumoto (2016) show that, in Uganda, a mobile money user receives remittances more frequently and has higher real per capita consumption than a non-user. Blumenstock et al. (2016) and Riley (2018) analyze whether mobile money is useful to smooth consumption for households that experience negative shocks. Gosavi (2018) studies the effect of the usage of mobile money for firms' financing. Suri and Jack (2016) analyze the long-run effect of the use of mobile money and find that 2 percent of Kenyan households have moved out of poverty since its availability in the country because of increases in saving and financial resilience. Abiona and Koppensteiner (2020) analyzes the effect of the use of mobile money on education expenditure in Tanzania. Riley (2020) finds, using field experiments, that disbursing loans through a mobile money account to female business borrowers has a more significant effect on profit than disbursing loans in cash. Naito et al. (2021) examine the effect of the use of mobile money on saving, borrowing and receiving remittance in Tanzania when a household experience a negative shocks. They found that the use of mobile money increase the probability of saving and receiving remittance. They also found that the effect of negative shock on receiving remittance does not depends on the use of mobile money.

To the best of our knowledge, however, no study focuses solely on the effect of

mobile money on household saving, saving methods, and borrowing except my own paper with co-authors.

Second, several studies examine the effect of having a bank account on financial behavior. Burgess and Pande (2005) find that the state-led bank expansion in rural India has reduced poverty. Bruhn and Love (2009) analyze the expansion of a Mexican bank that offered both saving and credit products. They estimate that the new bank opening led to 7 percent higher income for both men and women. Dupas and Robinson (2013b) show that providing a safe place to save increases health-related saving by 60 percent in Kenya. Agarwal et al. (2017) analyze the effect of a large financial inclusion program in India and find that the region exposed to the program now lends more to borrowers. Dupas et al. (2018) analyze the effect of having a bank account on saving using field randomization in three countries, Uganda, Malawi, and Chile. They find no discernible intention-to-treat effects on savings, but a large treatment-on-the-treated effect due to the low take-up rate.

3 Institutional Background in Zimbabwe

In 2000s, the economy of Zimbabwe experienced some ups and downs. In November 2008, the monthly inflation rate peaked and it reached 500 billion percent (Hanke and Kwok, 2009). To address this ultra-hyperinflation, the government of Zimbabwe abandoned its own currency in 2009. Consequently, the inflation rate became normal and the economy started to grow by more than 10 percent from 2009. The annual growth rate from 2009 to 2012 was more than 12 percent. However, due to the lack of foreign currency, the economy went into recession from 2013 and the economic growth rate became 2.0 percent in 2013. In 2016, the government of Zimbabwe issued an order on the daily limit of cash withdrawals from formal financial institutions. However, in 2014 and 2015, years in which the survey of Finscope data and Demographics Health Survey 2015 were conducted, there was no official limit on cash withdrawal, although the economy was in the recession.

In Zimbabwe, for most of the population, how to transfer money safely and cheaply is a very important issue. In our sample, in the last 12 months, 36 percent of the households sent remittance to someone in Zimbabwe, and 1.5 percent of households

Table 1: Economic Condition of Zimbabwe after Hyperinflation

Year	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
GDP Growth Rate (%)	-3.7	-17.7	12	12.6	15.4	14.8	5.5	2.1	1.7	0.6
Inflation Rate (%)	24411.0	89 S	n.a.	3.0	3.3	3.9	1.6	-0.2	-2.4	-1.6
Lending Interest Rate (%)	579	1175	n.a.	n.a.	n.a.	11.6	9.7	8.5	7.1	9.5

Source: IMF financial statistics with the exception of the 2008-inflation rate.

Notes: The 2008-inflation rate is taken from the study by Hanke and Kwok (2015). They estimated that the inflation of Zimbabwe in 2008 is 89 sextillion percent; n.a. shows that the data is not available because of the chaotic situation of the country. All numbers are annual rates.

sent remittance to foreign countries. For receiving remittance, in the last 12 months, 46 percent of the households received remittance from someone in Zimbabwe, and 13 percent of the households received remittance from someone from other countries.

There are three major mobile network operators (MNOs) in Zimbabwe : Telecel, NetOne, and Econet. In September 2011, Econet, the largest mobile operator in Zimbabwe, introduced a mobile money service called Ecocash.⁴ Econet Wireless has registered significant success signing up users to its EcoCash mobile money service, with 1.7 million subscribers just a year after launch. As of 2015, the market share of the total transaction value of mobile money of the three MNOs, Telecel, Netone, and Econet, are, 3.1 percent, 0.01 percent, and 96.9 percent, respectively (Postal and Telecommunications Regulatory Authority of Zimbabwe, 2015).⁵ By 2015, the amount of money transferred through the mobile money system had grown to match the amount of money circulating in the traditional banking system (See Table 2). Given that mobile money system was officially introduced in 2011, the mobile money system has proliferated in Zimbabwe at an accelerated pace.

Econet wireless acquired the Steward Bank in February 2013; this allowed the account holders of the Steward bank to link their bank accounts with their mobile

⁴Before 2011, mobile network operators had started small-scale projects using mobile money to test the implementation of mobile money. This implies the existence of a few mobile money businesses before 2011. However, the size of the mobile money market was very small compared to its size in later years. For statistics on the development of mobile money, see Table 1.

⁵Note that as in many other developing countries, in Zimbabwe consumers often own several SIM cards and register to multiple mobile money companies but do not rarely use some of mobile money companies. For example, the share of subscription of Netone is 11.1 percent but people rarely use it to transfer money. As a result, the market share of the transaction value is 0.01 percent. Thus, it is more appropriate to use the transaction value based market share instead of the subscription based market share. The subscription-based market shares of Telecel, Netone, and Econet are 14.3 percent, 11.1 percent and 74.3 percent.

money accounts. Other MNOs made similar arrangements. The partnership between mobile money operators and traditional banks implies that mobile money can be either a substitute for or a complement to traditional banks.⁶

Table 2: Development of Mobile Money and M3 in Zimbabwe

Year	Mobile Money	M3*	Mobile Money/M3*
2009	0.62	1,381.25	0.000
2010	1.21	2,327.61	0.001
2011	7.87	3,100.40	0.003
2012	381.61	3,719.00	0.103
2013	2,091.01	3,888.00	0.538
2014	3,634.40	4,377.00	0.830
2015	4,645.89	4,736.00	0.981

Source: Internal documents of the Ministry of Finance of Zimbabwe

Notes: The unit of mobile money and M3* is US million dollars. M3* is the amount of M3 minus the amount of mobile money. For calculating M3, the IMF definition of M3 is used. Although mobile money was officially introduced in Zimbabwe in 2011, the mobile network operators started small-scale projects on mobile money to test the implementation of mobile money even before 2011. Thus, the amount of mobile money before 2011 is not zero.

According to a financial inclusion survey by the World Bank in 2014 (World Bank, 2014), in Zimbabwe, 32 percent of the adults have mobile money accounts, while the proportion of the adult population with traditional bank accounts is 17 percent.

Concerning the ownership of mobile phones, the ownership rate of a mobile phone is 85 percent, although only 62 percent of the households' locations are covered by the mobile phone network. This implies that many households would still use a mobile phone even if their residential location is not covered by the mobile phone network. However, as we demonstrate in the first stage regression of the 2SLS estimation, when the households' locations are covered by the mobile phone network, the probability that a household would use mobile money is about 70 percentage point higher than a household whose location is not covered by the mobile phone network, even after controlling enumeration area and observed characteristics.

⁶Currently, Econet has a partnership with the Western Union. This implies the possibility of transferring the money from foreign countries to a domestic mobile money account in Zimbabwe by linking two accounts in the Western Union and Econet. For example, a customer who has an account in the Western Union in Zimbabwe can link own Western Union bank account with own mobile money account. When a relative or a friend who lives abroad sends the money to the Western Union's bank account in Zimbabwe, the money is automatically transferred to the mobile money account. Many mobile money operators in other countries have similar services.

4 Data set and Empirical Strategy

4.1 Data set

The data set that I use in this study is the Finscope data 2014, which was commissioned by the Ministry of Finance of Zimbabwe and the National Statistical Agency of Zimbabwe. The survey was conducted by FinMark, an independent trust.⁷ The sampling frame was developed by the National Statistics Agency of Zimbabwe based on a master frame developed from the 2002 Population Census of Zimbabwe. The sampling frame was constructed and the weighting of the data undertaken to obtain a representative individual-based sample of each province of Zimbabwe for the population aged 18 years and older. The sampling was based on a two-stage stratified sampling, and 662 enumeration areas were selected. Among the 662 enumeration areas, 4000 households were interviewed.

Administratively, there are 10 provinces in Zimbabwe, each comprising 59 districts, and each district is composed of 1200 wards (municipalities). In each ward, there are enumeration areas. The enumeration area is selected in the first stage in a two-stage stratified sampling method. Enumeration areas are delineated to ensure that households in each enumeration area are homogeneous. There are about 150 households in each enumeration area in the national sampling frame based on the census sample.

In the analysis, I construct two samples: the main sample and subsample. For the main sample, I restrict to households that have at least one household member who is younger than 18 years of age and that provide information on the financial difficulty in sending children to school and information on demographic characteristics. This main sample contains 2,621 households. For the subsample, I drop households that did not answer the question about the distance to school. The size of subsample is 1,789 households.

The Finscope data 2014 collects information on income, remittances, financial inclusion, location, distance, transportation methods to specific locations, such as a market and school, schooling of children, and demographic characteristics. However, the ques-

⁷FinMark Trust, an independent trust based in Johannesburg, South Africa, was established in March 2002 and is funded primarily by UKaid from the Department for International Development (DfID) through its Southern Africa office. For information on this trust, see <http://www.finmark.org.za/>.

tion about income is not specific enough to exclude the amount of remittance received. It is possible that the respondent includes the amount of remittance received in own income when answering questions about income. Thus, I did not use this information in this study.

The main dependent variable is the following variables: having saved in the last 12 months, having borrowed in the last 12 months, having received remittance in the last 12 months.

For distance and transportation methods to school and market, the data set provides information as categorical variables. For distance, it provides 5 categories (less than 10 minutes, 11–20 minutes, 21–30 minutes, 30–60 minutes, and 1–2 hours), and for the transportation methods, it provides 4 categories. I constructed dummy variables for these variables and their interaction.

For the network coverage map, I use the network coverage map of the G2 mobile phone provided by Econonet, which is the largest mobile money operator in Zimbabwe, with a mobile money market share exceeding 90 percent in Zimbabwe. Using the latitude and longitude information of the households, I construct a dummy variable indicating whether a household is covered by this G2 mobile phone network.

Table 3 shows the summary statistics (mean and standard deviation) of the key variables in my data set. Regarding schooling, about 46 percent of the sampled households stated that they had never experienced financial difficulty in sending their children to school in the last 12 months. About 8 percent of the sampled households stated that they always (more than 10 times a year) experienced difficulty in sending their children to school for a financial reason in the last 12 months.

Regarding the use of mobile money and mobile phone's network coverage, about 51 percent of the sampled households use mobile money, while about 62 percent of the sampled households are covered by the network. Of the sampled households, 85 percent own mobile phones. Regarding saving, 41 percent of the households stated that they have saved in the last 12 months. The average amount of saving is 80 USD. Regarding remittance, about 51 percent of the sampled households receive remittances. The average frequency of receiving remittances is 4.2 times per year.

Concerning borrowing, 51 percent of the households stated that they borrowed in the last 12 months, 45 percent of the households stated that they borrowed from family

Table 3: Summary Statistics of Some Selected Variables

Variables	N	mean	s.d
<u>Mobile Network Coverage</u>			
Mobile Money Dummy	2,621	0.508	0.500
Network Coverage Dummy	2,621	0.624	0.485
Distance to the Network (km)	2,621	-1.885	8.814
Mobile Phone Ownership	2,621	0.849	0.358
<u>Savings</u>			
Having Saved in the last 12 months	2,621	0.421	0.494
Amount of Saving (USD)	2,621	80.0	360.0
<u>Borrowing</u>			
Having Borrowed in the last 12 months	2,621	0.510	0.500
Borrowed from Relatives or Friends	2,621	0.548	0.498
Borrowed from Mobile Money Companies	2,621	0.198	0.399
Borrowed from Savings Club	2,620	0.0927	0.290
<u>Negative Shocks</u>			
Negative Shock Dummy	2,621	0.423	0.494
Death of the Main Earner	2,621	0.0607	0.239
Family Illness	2,621	0.105	0.306
Low Harvest Volumes	2,621	0.265	0.441
Low Price on Output	2,621	0.227	0.419
<u>Remittance</u>			
Receipt of Remittance	2,621	0.510	0.500
Frequency of Receiving Remittance	2,621	4.178	6.389
<u>Frequency of having difficulty in sending to school</u>			
always (more than 10 times in a year)	2,621	0.0839	0.277
1 or 2 times a year	2,621	0.149	0.356
Never	2,621	0.465	0.499
<u>Demographic Characteristics</u>			
Age of the Head of the Household	2,621	44.64	14.36
Gender of the Head of the Household	2,621	0.758	0.428
Household Size	2,621	4.858	1.820
Number of Children	2,621	2.381	1.491

Notes: The number of observations for the Distance to School variable is smaller than the number of observations of the other variables due to the limited response rate to this questionnaire.

or relatives, 20 percent of the households stated that they borrowed from mobile money companies, and 9 percent of the households stated that they borrowed from a savings club.

Concerning negative shocks, 40 percent of the households experienced some kind of

negative shocks in the last 12 months, 16 percent of the households experienced death or illness of family members, 26 percent of the households experienced lower harvest volumes, and 26 percent of the households experienced a low price on the output.

4.2 Empirical Strategy

4.2.1 Analysis using Finscope Data

I consider the following Model, based on previous studies (Jack and Suri, 2014; Munyegera and Matsumoto, 2016),

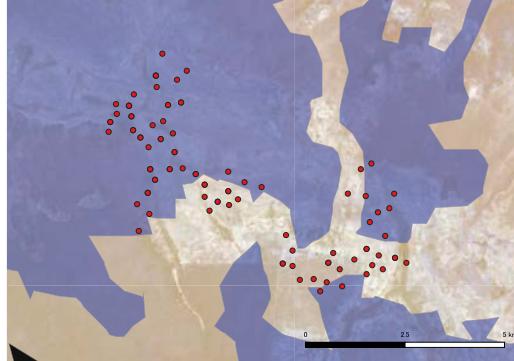
$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{Mobile}_i + \beta_2 x_i + \epsilon_{2i} \quad (1)$$

where Y_i is a dummy variable indicating having saved in the last 12 months. This dummy variable is equal to 1 if a household states that it has saved in the last 12 months, and 0 otherwise. Mobile_i is a dummy variable that is equal to 1 if household i uses mobile money. x_i is a vector of household characteristics and geographical variables, such as ward and enumeration area dummies, distance to market and school, and transportation methods, and their interactions. Additionally, x_i includes a mobile phone ownership dummy, following the specification used in Jack and Suri (2014) and Munyegera and Matsumoto (2016).⁸ My parameter of interest is β_1 .

There are several reasons why applying OLS to equation (1) would generate an inconsistent estimate of β_1 . First, having mobile money is a choice variable. Thus, a household that wants to save (higher value of ϵ_{2i}) might decide to have a mobile money account. In such a case, the mobile money dummy and the error term ϵ_{2i} are positively correlated, and estimating (1) by OLS does not generate a consistent estimate of β_1 . In such a case, the estimate of the effect of mobile money on saving is biased upward. Alternatively, a household that is very poor might decide to have a mobile money account to receive remittances. Such poor households might have difficulty in saving

⁸Although the mobile phone ownership dummy is included as a control variable in previous studies on the effect of the use of mobile money on consumption (Jack and Suri, 2014; Munyegera and Matsumoto, 2016), I recognize that the mobile phone ownership dummy is also an endogenous variable and including it as a control variable would introduce bias in the estimated coefficient of β_1 even when mobile money use is instrumented. I discuss the effect of including mobile phone ownership dummy in the estimating equation on the estimation of β_1 , later in this subsection.

Figure 1: The Zoomed Network Coverage Area of One Area in Zimbabwe



Notes: The purple-coloured area is the area covered by the G2 mobile phone network of the Econet. Red points are the location of the households. Background is the landsat satellite image of the location in 2015

even if they received remittances. In such a case, the estimate of the effect of mobile money on saving has a downward bias.

Second, a household that uses mobile money can be different from a household that does not use mobile money in terms of other characteristics. When all household characteristics that influence schooling and mobile money are not observed, estimation (1) by OLS generates an inconsistent estimate of β_1

To solve the endogeneity bias and omitted variable bias that occur as a result of applying OLS to the equation (1), I estimate (1) by the 2SLS estimation, by using the G2 mobile phone network coverage as an instrumental variable while using the observed covariates, enumeration area dummy and mobile phone ownership as control variables. Figure 3 shows the relationship between the average use rate of mobile money and the distance from the border of the network area. If the distance is negative, it implies that the location is inside the network area. As Figure 2 shows, there is a clear relationship between the coverage by the mobile phone network and mobile money use rate.

To apply the 2SLS estimation, I estimate the following first-stage equation:

$$\text{Mobile}_i = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Network}_i + \alpha_2 x_i + \epsilon_1 i \quad (2)$$

where Network_i is a dummy variable indicating whether a household location is covered by the G2 mobile phone network of Econet. x_i is the same as that used in (1) and

includes demographic characteristics, ward or enumeration area dummies, the mobile phone ownership, the source of income, distance to market and school, transportation methods to those locations, and their interaction.

The basic idea of using the G2 mobile phone network coverage as an instrumental variable while including other covariates as control variables is that the mobile money coverage affects easing financial difficulty in sending to school only through the usage of mobile money once I control demographic characteristics, enumeration area and experience of negative shocks. With this exclusion restriction assumption, in my 2SLS, I compare households whose locations are covered by the mobile phone network with households that live in the same enumeration area and that have the same characteristics but whose locations are not covered by the mobile phone network.

There are several reasons why coverage by mobile phone network is likely to be exogenous once I control demographic characteristics, enumeration area and experience of negative shocks. First, Figure 1 shows the zoomed map of the mobile phone network coverage. Figure 1 shows that among households who live very closely, there are households that are covered by the network and households that are not covered by the network. Since they live very closely, whether a household is covered by the network or not is more likely to be exogenous once I control demographic and economic characteristics, enumeration area, experience of negative shocks and distance to school and markets.

Second, the enumeration area is the first unit that is selected in the first stage in the two-stage stratified sampling design; each enumeration area in Zimbabwe has 150 households in the national census sampling frame, and it is designed to ensure that households are homogeneous as much as possible. Thus, once I control enumeration areas, the observed household characteristics and the experience of the negative shock, it is reasonable to assume that the network coverage is uncorrelated with financial difficulty in sending children to school except through a channel of using mobile money.

Third, the mobile money was officially introduced in 2011, and the survey was conducted in 2014. The mobile phone network was established much before 2011. Thus, it is very unlikely that mobile phone company, which is also a mobile money operator, designed the mobile phone network to provide radio access to particular households that might be interested in using mobile money. Certainly, it is possible that the demand

for voice and tex (demand for mobile phone) is correlated with experience of financial difficulty and the network coverage is positively correlated with the demand for mobile phone. In this case, the experience of financial difficulty is positively correlated with the network coverage. But, if this is true, then when I control the mobile phone ownership, the estimated coefficient of the use of mobile should change. On the contrary, when I includes ownership of the mobile phone as a control variable, I found that the estimated coefficient of the use of mobile money in the 2SLS estimation is not sensitive to the inclusion of the mobile phone ownership. This suggest that such a channel is not likely.

Fourth, due to the short gap after the introduction of mobile money, it is very unlikely that a household would have moved its location to the network area for using mobile money within 3 years. Additionally, when I restrict the sample to homeowners or farmers, which have less mobility due to their attachment to own land, I observe a similarity between the estimated coefficients and the estimated coefficient obtained from the unrestricted sample. This suggests that a household's relocation is not likely to be driven by a need for using mobile money, and the network coverage is likely to be exogenous.

However, one might argue that there are still unobserved difference between areas covered by the network and areas not covered by the network. Although I include many variables in the control variables, still it is possible that unobserved characteristics are both correlated with the financial difficulty and the network coverage. To answer such a concern, I conduct two additional analyses.

First, I conduct the coefficient stability test which was initially proposed by Altonji, Elder and Taber (2005) and later refined by Oster (2019) and obtain the robust region of the coefficient of the network dummy in the reduced form. This calculation is based on the observation that it is reasonable to assume that at maximum unobservable factor is correlated with the network dummy when many control variables are already included. In Supplemental material section, I explain how we obtain the robust region of the network dummy. whether unobservable factors are big enough to cancel the size of the coefficient of the network dummy. I find that even if there is unobserved factors which are correlated with the network coverage and financial difficulty in sending children to school, the effect of such unobservable factors is not big enough to cancel the size of my estimated coefficient.

Since the estimated coefficient of 2SLS is the estimated coefficient of the reduced form divided by the estimated coefficient of the first stage. Thus, consider the reduced form regression which regresses the outcome variable on the network coverage and control variables. The reduced form regression is represented as

$$Y_i = \gamma_1 z_i + \phi_1 x_{1i} + \phi_2 x_{2i} + w_i + \epsilon_i \quad (3)$$

where z_i is the network coverage dummy and x_2 is a minimum set of control variables such as enumeration area dummies which is used in any specification. x_3 are control variables such as demographic characteristics, distance to market, experience of negative shock. w_i is an unobserved factor that influences the outcome.

The proportional selection assumption by Altonji, Elder and Taber (2005) and Oster (2019) states that

$$\delta \frac{\text{COV}(z, \phi_2 x_2)}{\text{Var}(\phi_2 x_2)} = \frac{\text{COV}(z, w)}{\text{Var}(w)} \quad (4)$$

δ is the degree of proportionality. It represents to what extent the unobservable factor is correlated with the instrumental variable, z_i , compared with $\phi_2 x_{2i}$. Altonji, Elder and Taber (2005) state that $\delta = 1$ at the maximum is reasonable in a situation where a large number of observable control variables are already chosen.

To see the relationship between δ and the degree of bias, let R_l be the R-square with a long list of control variables, x_{1i} and x_{2i} and R_s be the R-square with a short list of control variable with only x_{1i} . Let R_{\max} be the maximum R-square with x_{1i} , x_{2i} and w_i . Similarly, let γ_{1l} be the estimated coefficient of a long list of control variable, x_{1i} and x_{2i} and let γ_{1s} be the estimated coefficient with a short list of control variables, x_{1i} . Oster show that the bias due to unobservable w_i is approximately equal to

$$\text{bias} = \delta \frac{R_{\max} - R_l}{R_l - R_s} \times (\gamma_{1l} - \gamma_{1s}) \quad (5)$$

Note that $(\gamma_{1l} - \gamma_{1s})$ and $R_l - R_s$ are the change of the estimated coefficient of the key explanatory variable and R-square as the set of explanatory variable is expanded. δ is defined in equation (4). Thus, the above equation shows that the bias becomes smaller as the change of R-square become larger and the change of the estimated coefficient of

the key explanatory variable become smaller as the set of control variables is expanded. Altonji, Elder and Taber (2005) and Oster (2019) argue that it is reasonable to assume that the maximum value of δ is close many observable control variables are included, which is true in our case. Oster (2019) argues that $R_{\max} = R_1 \times 1.3$ is reasonable from surveying top economic journals. Thus, assuming that $\delta = 1$, we can calculate the bound of the estimated coefficient of Z_i as $[\gamma_1 + \text{bias}, \gamma_1]$ if bias is negative and $[\gamma, \gamma_1 + \text{bias}]$ if bias is positive. Alternatively, we can calculate δ that is needed to have zero coefficient of the network dummy. In the Result section, I estimate the bound of the coefficient of the network coverage dummy assuming different value of R_{\max} .⁹ If the sign of the bounds do not change, it shows that my estimated coefficient is robust by the effect of unobserved characteristics.

Endogeneity of Mobile Phone Ownership

In my 2SLS estimation, I include the mobile phone ownership dummy as a control variable in x_i or x_{tci} . Although the inclusion of this mobile phone ownership dummy follows the specification of the previous literature (Jack and Suri, 2014; Munyegera and Matsumoto, 2016), the inclusion of the mobile phone ownership variable can bias the estimate of β_1 . This is because mobile phone ownership is the outcome variable, and controlling it introduces bias in estimating the causal effect (Angrist and Pischke, 2008). To examine in which direction the inclusion of the mobile phone ownership bias, observe that the asymptotic bias of 2SLS can be written as follows (Hahn and Hausman (2005), equation 3.1):

$$\text{plim } \tilde{\beta}_1 - \beta_1 = \frac{\alpha_1 \sigma_{\tilde{z}\epsilon_2}}{R^2 \sigma_{\tilde{y}_2 \tilde{y}_2}} \quad (6)$$

where $\tilde{\beta}_1$ is 2SLS estimator of β_1 , the coefficient of the use of the mobile money dummy in the second stage equation. \tilde{y}_2 is the residual from regressing endogenous variable, y_2 , on the control variables. \tilde{z} is the residual from regressing instrumental variable, z , on control variables. R^2 is R-square when \tilde{y}_2 is regressed on \tilde{z} , which shows the explanatory power of the instrumental variable after partial out the effect of control

⁹Note that the equation (5) holds only in approximation. To calculate the bound precisely, we need to solve polynomial equation.

variables. $\sigma_{\tilde{y}_2 \tilde{y}_2}$ is the variance of \tilde{y}_2 , the use of mobile money dummy after controlling the effect of control variables. α_1 is the coefficient of the instrumental variable in the first stage equation and it is positive. $\sigma_{\tilde{z} \epsilon_2}$ is the covariance between \tilde{z} and the second stage error term, ϵ_2 . $\sigma_{\tilde{z} \epsilon_2}$ shows the partial covariance between the instrumental variable and the second stage error term, ϵ_2 while holding the control variables constant.

In SI2, I show that 2SLS estimate of β_1 is biased downward and I examine how β_1 is sensitive to the inclusion and exclusion of mobile phone ownership. Regression results show that it is not sensitive to the inclusion of mobile phone ownership dummy.

5 Results

OLS and 2SLS Estimates

Table 4 shows the estimated coefficients of the mobile money use dummy and the mobile phone ownership dummy when I use the saving dummy as the dependent variable in the OLS estimation of equation (1).

In all the specifications (1)–(5), the dependent variable is a dummy variable, indicating that the household had saved in the last 12 months. The control variables in all the specifications include the enumeration dummies. In column (2), I include the mobile phone ownership as an additional control variable. In columns (3), I add household head characteristics such as the age, education and gender of the household head and household characteristics such as the number of household members. In (4), I add the distance to nearest market and transportation method to the market and their interaction as control variables. In (5), I add the income sources as control variables. Column (5) of Table 4, using mobile money increases the probability of having saved in the last 12 month by about 10 percentage points.

It must be noted that, as discussed in section 3, due to an endogeneity, we cannot interpret the coefficient of mobile money as the causal effect of the use of mobile money on experiencing difficulty in sending children to school, and I use the 2SLS to estimate its causal effect.

Figure 2 shows the graphical relationship of the distance from the border of the mobile phone network and the rate of the use of mobile money. Note that both Table 5 and Figure 2 show the unconditional difference of the use of mobile between the

Table 4: The Effect of Mobile Money Use on the Probability of Having Saved
in the Last 12 months in OLS Estimation

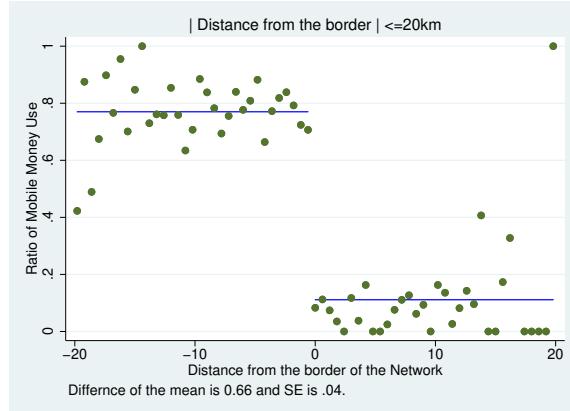
Dependent variable Variables	Having Saved in the Last 12 months				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mobile Money Dummy	0.145*** (0.0201)	0.146*** (0.0201)	0.116*** (0.0210)	0.116*** (0.0210)	0.108*** (0.0209)
Mobile Phone Ownership	0.0965*** (0.0271)	0.0954*** (0.0271)	0.0747*** (0.0272)	0.0747*** (0.0272)	0.0743*** (0.0272)
Negative Shock		0.0392* (0.0205)	0.0499** (0.0207)	0.0499** (0.0207)	0.0540*** (0.0206)
Control Variables					
Enumeration Areas	yes	yes	yes	yes	yes
Mobile phone ownership		yes	yes	yes	yes
HH Characteristics			yes	yes	yes
Distance to Markets				yes	yes
Income Sources					yes
R-squared	0.031	0.031	0.058	0.058	0.066
N	2,621	2,621	2,621	2,621	2,621

Notes: Robust standard errors are in parentheses. All specifications have enumeration fixed effects. The distance to market is the time distance (five categories), transportaton methods (four categories), and their interaction. Demographic variables include the age and gender of the head of the household; age, gender, education, and the head of the household dummy of the respondent; the number of children; the household size; and income source dummies. Income source dummies are dummy variables indicating the source of income (eight categories). Specification (5) has a smaller sample size due to the limited response rate to the question about the distance to school. *** p<0.01, ** p<0.05, and * p<0.1

household who live in the network covered areas and those who live under the network non-covered areas. For example, Figure 2 maps households' average distance and its rate of the use of mobile money regardless of enumeration areas and demographic characteristics¹⁰. However, from the point of causal inference, we are interested in the conditional difference of the use of mobile money between the households who live in the covered area and households who live uncovered area because the area that is covered the area that is covered in the network and the area that is not covered can

¹⁰Figure 2 might lead the readers to suggest the use of the (geographical) regression discontinuity design because the regression discontinuity is considered the most credible identification strategy in the evaluation literature (Lee and Lemieux, 2010). However, the data requirement of conducting the geographical regression discontinuity design is quite stringent. It requires that, at all relevant points of the border, I need to find a sequence of household locations that converge to a corresponding border point; subsequently, it entails a comparison between the right limit and left limit of the sequence of households at each point of the border(Dell, 2010). In the data used in this study, for each enumeration area, I have only about 15 households. Thus, it is not feasible to find a sequence of households at the both sides of each point of the border.

Figure 2: The Use of Mobile Money and Distance from the Border of the Network Area

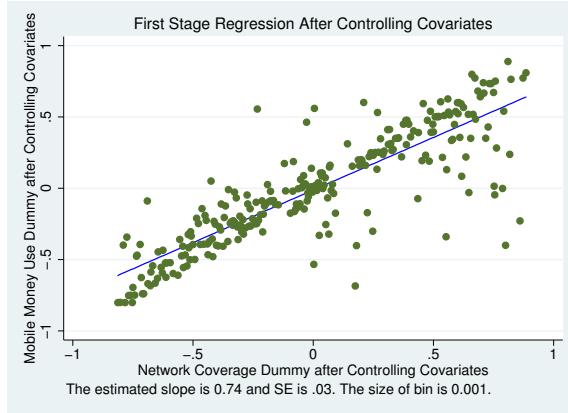


Notes: Each dot shows the average mobile money use rate at each distance from the border of the network area. The difference in the mean of not experiencing financial difficulty in sending children to school between covered and uncovered areas is 0.66, and the standard error is 0.04.

be very different in other dimension. For example, it is possible that the covered area is mainly urban area and uncovered area is mainly rural area.

Table 5 shows the result of the first- and second stages of the 2SLS estimation. Panel A shows the first stage estimation results and Panel B shows the second stage estimation results. Panel C shows the list of control variables that apply to both the first- and second stage estimations, which regress the mobile money use dummy on the mobile phone network coverage dummy with other covariates. In all specifications, I include enumeration area dummy and mobile phone ownership dummy. Inclusion of enumeration area dummy implies that we compare the household who live in the network covered area and the household who live in the uncovered area in the same enumeration area. Column (1) of Panel A of Table 5 shows that when a household is covered by the mobile phone network, the probability of using mobile money increases by 76 percentage points. Kleiberg-Papp-Wald Statistics (Kleibergen and Paap, 2006), which is also equal to the robust version of the first-stage F-statistic (Baum, Schaffer and Stillman, 2007) in our case, is greater than 10 and shows that our instrumental variable, mobile money network dummy, is not a weak instrumental variable. This suggests that there is a substantial variation in the network coverage dummy within

Figure 3: The Network Coverage and Mobile Money Usage While Controlling Covariates



Notes: Horizontal axis is the residual from regressing the network coverage dummy on enumeration area dummy, mobile phone ownership dummy, demographic characteristics, income sources and distance to market and school and their interaction to the transportation mode. Vertical axis is the residual regressing the mobile money use dummy on the same covariates. Then, for each bin of the first residual, the average value of the second residual is plotted on the graph. The size of bin is 0.001.

each enumeration area, and this network coverage affects the use of mobile money strongly within each enumeration.

In column (2), I add the experience of negative shock dummy as additional control variable. Column (2) shows that the estimated coefficient in column (2) is almost identical to the estimated coefficient in column (1). In columns (3), I include demographic characteristics such as age, gender and education of the respondents as control variables. In addition, I also include the distance to market and transportation method to market and its interaction as control variables in column (3). In column (4), I include the income source dummy (6 categories) as additional control variables. In column (5), I include the distance to school dummies, mode to school dummies and their interaction as additional control variables, respectively. Since the response rate to the question about the distance to school is lower than that to other variables, the sample size of column (5) is smaller than the other columns. In summary, Panel A of Table 6 shows that when a household's location is covered by the mobile phone network, the mobile money usage increases about 73 percentage points.

Table 5: The Effect of Mobile Money Use on the Probability of Having Saved
in the Last 12 months in 2SLS Estimation

A. First Stage Estimation					
Dependent variable	Mobile Money Dummy				
Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Network Coverage Dummy	0.759*** (0.0181)	0.759*** (0.0180)	0.723*** (0.0185)	0.723*** (0.0185)	0.719*** (0.0188)
Mobile phone ownership	0.165*** (0.0212)	0.166*** (0.0212)	0.133*** (0.0203)	0.133*** (0.0203)	0.136*** (0.0202)
Negative Shock Dummy		-0.0286* (0.0153)	-0.0202 (0.0148)	-0.0202 (0.0148)	-0.0195 (0.0148)
R-squared	0.402	0.417	0.460	0.460	0.463
Kleibergen-Paap rk Wald	1302	1307	1100	1100	1053

B. Second Stage Estimation					
Dependent variable	Having Saved in the Last 12 months				
Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mobile Money Dummy	0.191*** (0.0314)	0.191*** (0.0314)	0.170*** (0.0337)	0.170*** (0.0337)	0.154*** (0.0339)
Mobile Phone Ownership	0.0837*** (0.0278)	0.0829*** (0.0278)	0.0627** (0.0277)	0.0627** (0.0277)	0.0642** (0.0277)
negative_shock		0.0405** (0.0205)	0.0509** (0.0207)	0.0509** (0.0207)	0.0547*** (0.0207)
R-squared	0.028	0.029	0.056	0.056	0.064
Control Variables					
Enumeration Dummies	yes	yes	yes	yes	yes
Mobile phone ownership	yes	yes	yes	yes	yes
Negative shocks		yes	yes	yes	yes
HH Characteristics			yes	yes	yes
Distance to Markets				yes	yes
Income Sources					yes
N	2,621	2,621	2,621	2,621	2,621

Notes: Robust standard errors are in parentheses. Network Coverage Dummy is equal to 1 if a household's location is covered by the G2 mobile phone network. The specification of control variables in each column is the same as that in Table 4.

Kleibergen-Paap Rank Wald statistics shows the Kleibergen-Paap rank Wald statistics of the weak identification test. Notes in Table 4 apply. *** p<0.01, ** p<0.05, and * p<0.1

Figure 3 show the graphical relationship between the mobile phone network coverage and the use of mobile money while controlling the effect of enumeration areas, demographic characteristic and experience of negative shocks. Figure 4 show that there is a clear linear relationship between the network coverage dummy and the mobile money use dummy even after controlling all covariates.

Panel B of Table 5 shows the results of the second stage estimation of 2SLS. The specifications of the control variables are the same as those of Panel A of Table 5 (first-

stage). Column (1) shows that the use of mobile money increases the probability of not experiencing financial difficulty in sending children to school by 12.4 percentage points while controlling mobile phone ownership. In column (2), I add negative shock dummy as an additional control variable. The estimated coefficient of column (2) is identical to the estimated coefficient of column (1). In column (3), I include demographic characteristics and distance to school as additional control variables. In this case, the coefficient changes from 12.4 percentage points to 12.9 percentage points. Column (4) shows that when the information on the source of income are included, the use of mobile money increases the probability of not experiencing financial difficulty in sending children to school by 12.0 percentage points. In column (5), I include the distance to school dummies, transportation methods to school, and their interaction as additional control variables. Column (5) shows that the use of mobile money increases the probability of not experiencing financial difficulty in sending children to school by 14.3 percentage points.

Overall, Panel B of Table 5 shows that the estimated coefficients of mobile money usage are quite stable with the inclusion of various control variables. Panel B of Table 5 shows that the use of mobile money increases the probability of not experiencing financial difficulty in sending children to school by 15–19 percentage points.

It is worth noticing that the estimated coefficient of OLS is downward-biased. This implies that, in the OLS estimation, a household which uses mobile money is a household that is experiencing financial difficulty in sending children to school and that a household which does not use mobile money is a household that does not experience financial difficulty in sending children to school.

Table 6 shows the reduced-form regression, which regresses a dummy variable of not experiencing financial difficulty in sending children to school dummy, on a dummy variable of mobile phone network coverage with other covariates. The specifications of the control variables are the same as those of Tables 4 and 5. Table 6 shows that being covered by the mobile phone network increases the probability of having saved in the last 12 months by 11–15 percentage points. Again, Table 6 shows that the relationship between the network coverage dummy and a dummy variable indicating having saved in the last 12 months is quite stable, regardless of control variables. This indicates that those control variables do not change the relationship between the mobile phone

Table 6: Reduced Form Regression
 The Effect of Mobile Network Coverage on the Probability of Having Saved
 in the Last 12 months in OLS Estimation

Dependent variable Variables	Having Saved in the Last 12 months				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Network Coverage Dummy	0.145*** (0.0240)	0.145*** (0.0240)	0.123*** (0.0244)	0.123*** (0.0244)	0.111*** (0.0244)
Mobile Phone Ownership	0.115*** (0.0270)	0.115*** (0.0270)	0.0853*** (0.0272)	0.0853*** (0.0272)	0.0851*** (0.0272)
Negative Shock Dummy		0.0350* (0.0204)	0.0474** (0.0206)	0.0474** (0.0206)	0.0517** (0.0206)
R-squared	0.023	0.025	0.056	0.056	0.064
Control Variables					
Enumeration Dummies	yes	yes	yes	yes	yes
Mobile phone ownership	yes	yes	yes	yes	yes
Negative shocks		yes	yes	yes	yes
HH Characteristics			yes	yes	yes
Distance to Markets				yes	yes
Income Sources					yes
N	2,621	2,621	2,621	2,621	2,621

Notes: Robust standard errors are in parentheses. Network Coverage Dummy is equal to 1 if a household's location is covered by the G2 mobile phone network. The specification of control variables in each column is the same as that in Table 4. Kleibergen-Paap Rank Wald statistics shows the Kleibergen-Paap rank Wald statistics of the weak identification test. Notes in Table 4 apply. *** p<0.01, ** p<0.05, and * p<0.1

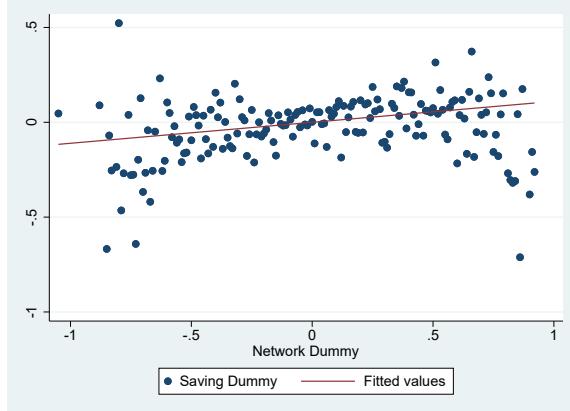
network coverage and having saved in the last 12 months.

Figure 4 show the graphical relationship between the network coverage dummy and the dummy that indicates that a household did not experience financial difficulty sending children in school. The Figure shows that the relationship between the network coverage and not experiencing financial difficulty sending in children to school is not driven by the outlier.

The Effect of the Use of Mobile Money in Different Types of Savings

In Table 5 and Table 6, we have shown that the use of mobile money increases the probability of saving in the last 12 months. A natural question would be in what form of saving households increases when they use mobile money. Table 7 examine such a relationship. In Table 7, the dependent variable is a dummy variable indicating that a household has saved in a mobile money account or that a household has saved in a bank count. The result of Table 7 shows that a household who used the mobile money increases the probability of having saved in a mobile money account. However, Table

Figure 4: The Network Coverage and Having Saved in the Last 12 Months



Notes: Horizontal axis is the residual from regressing the network coverage dummy on enumeration area dummy, mobile phone ownership dummy, demographic characteristics, income sources and distance to market and their interaction to the transportation mode. Vertical axis is the residual from regressing having saved dummy on the same covariates.

7 shows that the use of mobile money does not increase the probability of saving in a bank account.

Do Unobservable Factors Generate the Result of 2SLS Estimates ?

In my estimation, I have included enumeration area dummies in addition to observable covariates. In other words, I am comparing the outcome of the household in the same enumeration area who live within the network covered area and the household who live outside the network covered area while controlling demographic characteristics and experience of the negative shocks.

However, one might still argue that, even after controlling for observed characteristics enumeration areas and experience of negative shocks and enumeration area, there might be unobserved characteristics that might be correlated with the network coverage and not experiencing financial difficulty in sending children to school. In this case, my 2SLS coefficient of the use of mobile money captures not only the effect of mobile money but also the effect of the unobserved difference in the household characteristics correlated with the network coverage. To address this concern, I show three evidences that my results are robust to unobserved difference of the characteristics of

Table 7: The Effect of Mobile Money Use on Different Types of Saving Form in 2SLS Estimation

A. Having Saved in Mobile Money Account					
Dependent variable	Having Saved in the Mobile Money Account				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Network Coverage Dummy	0.0971*** (0.0146)	0.0973*** (0.0146)	0.0841*** (0.0151)	0.0841*** (0.0151)	0.0833*** (0.0151)
Mobile Phone Ownership	-0.0119 (0.0123)	-0.0117 (0.0123)	-0.0144 (0.0120)	-0.0144 (0.0120)	-0.0122 (0.0119)
Negative Shock Dummy		-0.0132 (0.0103)	-0.0109 (0.0103)	-0.0109 (0.0103)	-0.0118 (0.0102)
R-squared	0.033	0.034	0.069	0.069	0.074

B. Having Saved in a Bank Account					
Dependent variable	Having Saved in a Bank Account				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Network Coverage Dummy	0.0899*** (0.0188)	0.0898*** (0.0188)	0.0459** (0.0192)	0.0459** (0.0192)	0.0305 (0.0189)
Mobile Phone Ownership	0.0351** (0.0151)	0.0350** (0.0151)	0.0238* (0.0144)	0.0238* (0.0144)	0.0195 (0.0139)
Negative Shock Dummy		0.00626 (0.0135)	0.00652 (0.0130)	0.00652 (0.0130)	0.0179 (0.0125)
R-squared	0.023	0.023	0.129	0.129	0.163

Control Variables					
Enumeration Dummies	yes	yes	yes	yes	yes
Mobile phone ownership	yes	yes	yes	yes	yes
Negative shocks		yes	yes	yes	yes
HH Characteristics			yes	yes	yes
Distance to Markets				yes	yes
Income Sources					yes
N	2,621	2,621	2,621	2,621	2,621

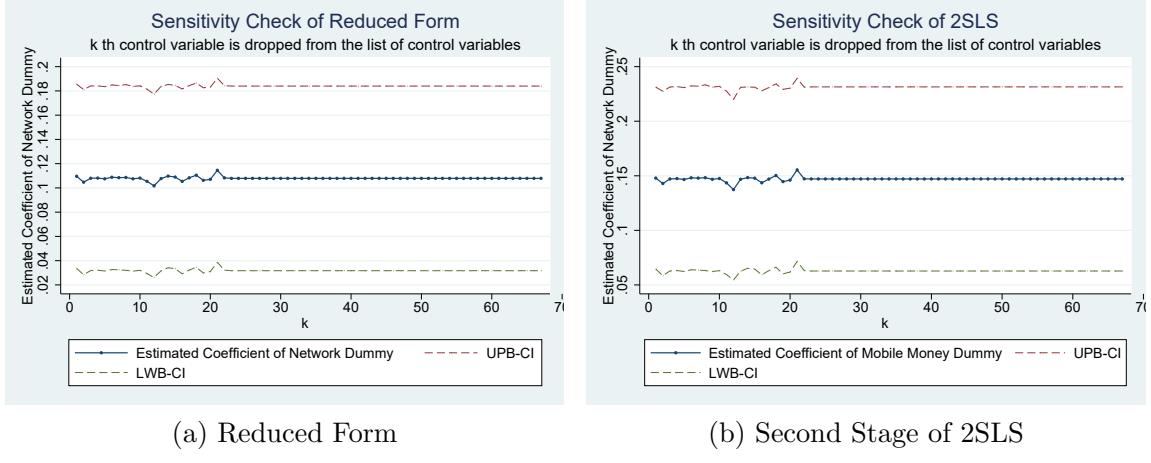
Notes: Robust standard errors are in parentheses. Network Coverage Dummy is equal to 1 if a household's location is covered by the G2 mobile phone network. The specification of control variables in each column is the same as that in Table 4. Kleibergen-Paap Rank Wald statistics shows the Kleibergen-Paap rank Wald statistics of the weak identification test.

Notes in Table 4 apply. *** p<0.01, ** p<0.05, and * p<0.1

the households between in the network covered area and network uncovered area.

First, I estimate the reduced form equation and 2SLS equation by dropping one control variable and repeat this exercise for all control variables. This exercise shows how much my reduced form estimates and 2SLS are sensitive to the omission of one control variable. Figure 5 shows the estimated coefficient of the network coverage dummy in

Figure 5: The Effect of Omission of kth Control Variable from the list of Control Variables in Reduced Form and 2SLS Regression



Notes: The vertical axis shows the estimated coefficient of the network coverage dummy in the reduced form regression (Figure (a)) and the estimated coefficient of the mobile money use dummy in 2SLS regression (Figure (b)) when k-th control variable except enumeration area dummies is omitted from the full list of control variables in the reduced form and 2SLS, respectively. The horizontal axis shows the index of k-th variable. For example, the vertical height at k=12 show the estimated coefficient when 12th control variable is dropped from the list of control variable. Each graph shows that estimated coefficients of the network coverage dummy in the reduced form regression and the use of mobile money dummy in 2SLS are quite robust regarding the omission of different control variables.

the reduced form and the estimated coefficient of the mobile money dummy when k-th control variable is omitted from the full list of control variable except enumeration dummies. The Figure 5 shows that the estimated coefficients are not sensitive to the omission of one control variables. Also comparison of column (1) and column (5) of both Table 7 and Table 8 shows that when all control variables omitted, the estimated coefficients of the network coverage dummy and the use of mobile money dummy do not change. This suggest that the estimated coefficient of the mobile money use dummy is not sensitive to omission of observable control variables. Given that we have already 62 control variables, it is very likely that omission of the unobservable control variable is not likely to affect the estimated coefficient of the network coverage dummy and the use of mobile money dummy.

Second, I conduct the coefficient stability test proposed by Altonji, Elder and Taber

(2005) and later refined by Oster (2019) using the reduced form regression.

Table 8: Coefficient Robustness to Unobservable Factors

Dependent variable	Having Saved in the last 12 months				
	(1) Baseline Effect (Std. Err), [R2]	(2) Controlled Effect (Std Err),[R2]	(3) R-max	(4) δ for $\beta = 0$	(5) Identified Set of β
A					
Specification	R-max=1.3 \times R-square of the regression with full control Control Variables in the baseline estimation: Limited Control Variable				
Mobile Money Dummy	0.096 *** (0.0261),[0.0009]	0.116 ** (0.0426), [0.51]	0.667	4.39	[0.116, 0.156]
B					
Specificatoin	R-max=1.5 \times R-square of the regression with full control Control Variables in the baseline estimation: Limited Control Variable				
Mobile Money Dummy	0.096 *** (0.0261),[0.0009]	0.116 ** (0.0426), [0.51]	0.77	2.67	[0.116, 0.243]
C					
Specificatoin	R-max=1.3 \times R-square of the regression with full control Control Variable in the baseline estimation: no control variable				
Mobile Money Dummy	0.100 *** (0.0257),[0.0001]	0.116 ** (0.0426), [0.51]	0.667	2.28	[0.116, 0.145]

Notes: The table shows coefficient robustness to unobsrvable factors based on Oster (2019) using the reduced form equation. The column (1) show the estimated coefficient of Network dummy, its standard error and R-square in the baseline model. In Panel A and B, the baseline model includes province dummies, rural area dummy, distance to market dummies interacted with transportaton meothds. In Panel C, there is no control variable in the baseline model. Column (2) shows the estimated coefficient of the netowrk dummy, its standard error and R-square when all control variables are used. Column (3) shows the R-max value, the maximum R-square when all unobservable are hypothetically included in the control variables. Oster (2019) argue that 1.3 times the R-square when all observable control variables are used is appropriate. Column (4) shows the degree in which uonbsrvable factors need to be important to zero out the estimated coefficient of the Network Dummy (δ). Column (5) shows the potential region of the estimated coefficient of the network dummy when uonbsrvable is correlated with the network dummy as

More specifically, I estimate the reduced form equation and identify a possible region of the coefficient using Oster's test by assuming that unobservable error term can be correlated with the Network dummy as the same degree as observable. Table 7 show the results of this exercise. The column (1) shows the estimated coefficient of the network coverage dummy in the baseline equation where the control variables are minimized. In Panel A and B of Table 7, I include as the control the province dummy, rural dummy, variables related with distance to market and distance to school. In Panel C of Table 7, I do not include any control variable. Column (2) shows the

estimated coefficient of the Network dummy, its standard error and R-square when all control variables are included. Column (3) show the R-max, which is the hypothetical value of R-square when not only observable but also all unobservable covariates are included. Following Oster, I use R-max as R-square in column (3) times 1.3 in Panel A and Panel C. In Panel B, I use R-square times 1.5 to examine the robustness of the result of Panel A. Column 5 calculates the robust region of the coefficient of the network dummy assuming that unobservable is correlated with the network dummy in the same as in the degree as the observable is correlated with network coverage dummy. In Panel A, column (5) show that the estimated robust region of the coefficient of the network dummy is [0.116, 0.156], which is away from zero and it is economically significant. Column (4) conducts another thought experiment. The column calculates the degree that unobservable need to be correlated for making the true coefficient of the network work dummy zero. The column (4) of Panel A shows that it is more than 2. Altonji and Oster argue that the reasonable maximum number is one. Therefore, it suggests that it is very unlikely that our results are driven by unobservable factors.

In Panel B, I calculate delta and the robust region of the coefficient when the R-max is 1.5 times R-square of the regression when all control variables are included. Again, the delta is 2.67, which is higher than one. In Panel C, I use a different specification of the baseline estimation.

In Panel C, I do not put any control variable in the baseline estimation and check whether my test is sensitive to the specification in the baseline estimation. The estimated identified set is [0.116, 0.145]. Thus, Table 8 shows that my estimation results is robust to possible correlation between network dummy and unobservable factors.

Restricting the Sample to Households close to the Border of the Network Area and Over-Identification Test

In my 2SLS estimation of equation (1) with equation (2), in Table 6, I have included enumeration area dummies (or ward dummies) in addition to observable covariates. The reason behind having enumeration area dummies is attributed to the similarities found between households within each enumeration area that are covered by the network area and not covered by the network, after controlling for the observed covariates. This facilitated comparison between the two types of households when examining the use

of mobile money and the rate of not experiencing financial difficulty in sending children to school after controlling for observed characteristics.

Table 9: Robustness Checks (2): Controlling Migration Problem
Restricting the Sample to Households living within 10km
but not within 5km from the Border in 2SLS

Dependent variable	Having Saved in the last 12 months				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mobile Money Dummy	0.264*** (0.0587)	0.263*** (0.0587)	0.246*** (0.0637)	0.246*** (0.0637)	0.196*** (0.0633)
N	851	851	851	851	851
Kleibergen-Paap Rank Wald	240.7	238.6	173.7	173.7	167.5
R-squared	0.042	0.042	0.118	0.118	0.149
Control Variables					
Enumeration Dummies	yes	yes	yes	yes	yes
Mobile phone ownership	yes	yes	yes	yes	yes
Negative shocks		yes	yes	yes	yes
HH Characteristics			yes	yes	yes
Distance to Markets				yes	yes
Income Sources					yes

Notes: Robust standard errors are in parentheses. A negative distance implies that the location is inside the network area. The specification of control variables are the same as the specifications in Table 4. Notes in Table 4 apply. *** p<0.01, ** p<0.05, and * p<0.1

However, one might still argue that, even after controlling for observed characteristics and enumeration areas, there might be unobserved characteristics that might be correlated with the network coverage and not experiencing financial difficulty in sending children to school. In this case, it must be noted that my 2SLS coefficient of the use of mobile money captures not only the effect of mobile money but also the effect of the unobserved difference in the household characteristics correlated with the network coverage. To address such a criticism, in Panels A, B, and C of Table 8, I restrict my sample to households that live within a certain km (10km, 8km, or 6km) from the border of the mobile phone network area, regardless of a household's location within or outside the network area.

In Table 8, a negative distance implies that a household lives within the network area and a positive distance implies that a household live outside of the network area. The specification of control variables is the same as the control variables in Table 6. Columns (1)–(4) use the main sample, and the column (5) uses the subsample of house-

holds that have information on the distance to school. Panel A shows the estimated coefficient of the use of mobile money when the sample is restricted to households within 10 km from the border of the network area. It shows that when a household uses mobile money, the probability of not experiencing financial difficulty in sending children to school increases by 24 percentage point. Column (2) controls demographic characteristics, column (3) includes ward area dummies, and column(4) includes enumeration area dummies. Column (4) shows that when demographic characteristics and enumeration areas are controlled and when a household uses mobile money, the probability of not experiencing financial difficulty in sending children to school increases by 15 percentage points. Panel B shows the estimated coefficient when the sample is restricted to households that live within an 8-km area from the network area. The Panel B shows that the estimated coefficient is very similar to the estimated coefficient in Table 6. Panel C restricts the sample to households that live within 6km from the border of the network area. Panels A, B, and C of Table 8 show that the unobserved characteristics do not change significantly when the sample is restricted to households who live close to the border of the network. In Table 6, if the unobserved characteristics cause the bias, then the estimated coefficients would change accordingly as we restrict the sample on account of the similarities among the households that live close to the border of the network. This suggests that our identification assumption that the network coverage is exogenous, once we control observed characteristics and enumeration areas, is likely to be valid.

Does Migration within 6km from the Border Cause Bias?

In Table 8, I have shown that even if I restrict the sample to household who live within 6km from the border of the mobile phone network area, the estimated coefficients of the mobile money dummy are similar to the coefficients obtained from unrestricted sample and argue that it is unlikely that the 2SLS results is generated by the difference of unobserved household characteristics who live in the network area and who live outside the network area. However, one might argue that a household who is initially located just outside of the border of the network and who has a strong demand of using mobile money might move into the area where the mobile phone network is available. In this

case, the estimated coefficient might be biased.¹¹

Table 10: Robustness Checks (2): Controlling Migration Problem
Restricting the Sample to Households living within 10km from the Border
but not within 5km from the Border in 2SLS

Dependent variable	Having Saved in the last 12 months				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mobile Money Dummy	0.264*** (0.0587)	0.263*** (0.0587)	0.246*** (0.0637)	0.246*** (0.0637)	0.196*** (0.0633)
N	851	851	851	851	851
Kleibergen-Paap Rank Wald	240.7	238.6	173.7	173.7	167.5
R-squared	0.042	0.042	0.118	0.118	0.149
Control Variables					
Enumeration Dummies	yes	yes	yes	yes	yes
Mobile phone ownership	yes	yes	yes	yes	yes
Negative shocks		yes	yes	yes	yes
HH Characteristics			yes	yes	yes
Distance to Markets				yes	yes
Income Sources					yes

Notes: Robust standard errors are in parentheses. A negative distance implies that the location is inside the network area. The specification of control variables are the same as the specifications in Table 4. Notes in Table 4 apply. *** p<0.01, ** p<0.05, and * p<0.1

To examine whether endogenous migration might affect our estimates, I restrict the sample to households living within 10km from the Border but not within 5km from the Border. Table 9 shows the estimated coefficients of 2SLS estimation using this sample. The estimated coefficients do not change from Table 5 suggesting that migration is not likely to be the issue.

Summary on the Effect of Mobile Money Use on Saving Decision

In section 4.1, I examined the effect of using mobile money on not experiencing financial difficulty in sending children to school by using different data sets through the application of the 2SLS estimation method. Irrespective of whether I restrict the sample to households that live close to the border of the network area, exclude households that live close to the border of the network area, restrict the sample to a homeowners'

¹¹The direction of the bias depends on the amount of remittance that a household receives. If the amount is sufficient, then the estimated coefficient of the network coverage dummy is underestimated. If the amount is sufficiently large, the estimated coefficient is upward biased.

sample or rural household, the estimated coefficients of the use of mobile money remain quite similar. Those robustness check suggests that the effect of mobile money use on not experiencing financial difficulty in sending children to school is quite robust.

5.1 Mechanism

As I discussed in the Introduction, from a theoretical point of view, there are four channels through which the use of mobile money affects a saving decision (new method channel, substitution channel, connection channel, insurance channel, remittance precautionary channel, remittance channel)¹² Among the six channels, the first four channels involve remittance and/or borrowing. Thus, we estimate the following equation by 2SLS:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{Mobile}_i + \beta_2 x_i + \epsilon_{5i} \quad (7)$$

where $Y_i = \text{Remittance}_i$ or $Y_i = \text{Borrowing}_i$. Remittance_i is a dummy variable indicating that a household received remittance in the past 12 months, and Borrowing_i is a dummy variable indicating that the household borrowed the money in the last 12 months. The above equation examines whether the use of mobile money increases remittance and borrowing.

One of the key issues regarding an increase in receiving remittance or borrowing is whether an increase in remittance or borrowing is related to an intrinsic negative shock to recipient householders. If this is true, then it would suggest that the use of mobile money will affect not experiencing financial difficulty through informal risk sharing or buffer channel through borrowing. If it is not true, then it would suggest that other channels are likely to be working. Let N_i be a dummy variable indicating whether a household experienced at least one negative shock in the past 12 months. I make a

¹²These six channels are not mutually exclusive. For example, the use of mobile money may provide a banking opportunity to the households that do not have access to formal financial institutions, provide a method of safe saving, and, simultaneously, promote a form of informal insurance network through a lower cost of remittance. Additionally, the differences in some channels are quite subtle. For example, the difference between insurance channel and borrowing channel is the obligation to return the money in the case of the latter. In the case of borrowing, a recipient household has an obligation to return the borrowed money, while, in the case of informal insurance, a recipient household has an obligation to help other households when other households are hit by negative shocks.

negative shock dummy if a household experiences one of the following in the past 12 months: (i) the death of the main income earner, (ii) illness of a family member that would lead to a substantial medical expenditure, (iii) a lower level of harvest volume, or (iv) a lower price on the agricultural output. Subsequently, I estimate the following equation in 2SLS:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{Mobile}_i + \beta_2 x_i + \beta_3 N_i + \beta_4 N_i \times \text{Mobile}_i + \epsilon_{5i} \quad (8)$$

where Y_i is the outcome variable, such as the receipt of remittance, borrowing, or not experiencing financial difficulty in sending children to school. In the above equation, I treat Mobile and $N_i \times \text{Mobile}_i$ as endogenous variables and use Network_i and $\text{Network}_i \times N_i$ as instrumental variables.¹³

Effect on Remittance and Borrowing

Panel A of Table 10 shows the estimated coefficients of the effect of the use of mobile money on receiving remittances. It shows that the use of mobile money increases the probability of receiving remittances by 45 percentage points. Panel B of Table 11 shows the estimated coefficients of the effect of the use of mobile money on the frequency of receiving remittances in the past 12 months. The result shows that the frequency of the remittance receipt by a household that uses mobile money increases by 4.3 times than a household that does not use mobile money.

Table 11 presents 2SLS estimates of the effect of the use of mobile money on borrowing. In Panel A of Table 12, the dependent variable is a dummy variable indicating borrowing that is equal to one if a household has borrowed money in the last 12 months. Panel A shows that having a mobile money account increases the probability of borrowing money in the last 12 months by 12 percentage points. In Panels B, C, and D of Table 12, I look at the source of borrowing. In Panel B of Table 12, the dependent variable is a dummy variable that indicates whether a household borrowed money from friends or relatives in the last 12 months. In Panel C of Table 12, the dependent variable is a dummy variable indicating whether a household borrowed money

¹³In Table A2, I examine the orthogonality of negative shock dummy to the network coverage dummy.

Table 11 : The Effect of Mobile Money on Remittance in 2SLS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
A. The Effect of Mobile Money on Receiving Remittance					
Dependent variable	Remittance Receipt Dummy				
Mobile Money Dummy	0.481*** (0.0294)	0.462*** (0.0311)	0.415*** (0.0325)	0.422*** (0.0323)	0.446*** (0.0391)
N	2,621	2,621	2,621	2,621	2,621
R-squared	0.212	0.245	0.430	0.450	0.530
B. The Effect of Mobile Money on Frequency of Receiving Remittances					
Dependent variable	Frequency of Receiving Remittances				
Mobile Money Dummy	4.164*** (0.349)	4.095*** (0.370)	3.815*** (0.393)	3.918*** (0.391)	4.327*** (0.491)
N	2,621	2,621	2,621	2,621	1,789
R-squared	0.109	0.124	0.303	0.333	0.443
C. Control Variables in Panel A and B					
Enumeration Areas	yes	yes	yes	yes	yes
Mobile phone ownership		yes	yes	yes	yes
HH Characteristics			yes	yes	yes
Distance to Markets				yes	yes
Income Sources					yes
R-squared	0.031	0.031	0.058	0.058	0.066
N	2,621	2,621	2,621	2,621	2,621

Notes: Robust standard errors are in parentheses. In Panel A, the remittance receipt dummy is equal to 1 if a household has received a remittance in the last 12 months, and 0 otherwise. In Panel B, the frequency of receiving remittance is the number of remittances received in the past 12 months. The specification of control variables in each column is the same as that in Table 4. Notes in Table 4 apply. *** p<0.01, ** p<0.05, and * p<0.1

from mobile money companies in the last 12 months. In Panel D of Table 12, the dependent variable is a dummy variable that indicates whether a household borrowed money from savings clubs in the last 12 months. In Panel B of Table 12, the use of mobile money increases the probability of borrowing money from friends or relatives in the last 12 months by 7 percentage points, and it is significant marginally at the 10-percent significance level. Panel C shows that the use of mobile money increases the probability of borrowing money from mobile money companies by 10 percentage points at a 1-percent significance level in all specifications. Panel D of Table 12 shows that the use of mobile money does not affect the probability of borrowing money from

Table 12 : The Effect of Mobile Money on borrowing in 2SLS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
A. The Effect of Mobile Money on Borrowing					
Dependent variable	Borrowed Money				
Mobile Money Dummy	0.0547*	0.0545	0.0774**	0.0940***	0.121***
	(0.0320)	(0.0339)	(0.0351)	(0.0352)	(0.0437)
N	2,621	2,621	2,621	2,621	2,621
R-squared	0.050	0.074	0.116	0.305	0.380
B. The Effect of Mobile Money on Borrowing from Friends or Relatives					
Dependent variable	Borrowed from Friends or Relatives				
Mobile Money Dummy	-0.0191	-0.00172	0.0538	0.0570*	0.0704*
	(0.0309)	(0.0332)	(0.0332)	(0.0335)	(0.0402)
N	2,621	2,621	2,621	2,621	2,620
R-squared	0.093	0.108	0.197	0.389	0.469
C. The Effect of Mobile Money on Borrowing from Mobile Money Companies					
Dependent variable	Borrowed from Mobile Money Companies				
Mobile Money Dummy	0.108***	0.0980***	0.114***	0.0816***	0.0950***
	(0.0248)	(0.0263)	(0.0277)	(0.0274)	(0.0325)
N	2,621	2,621	2,621	2,621	2,621
R-squared	0.060	0.083	0.141	0.343	0.436
D. The Effect of Mobile Money on Borrowing from a Savings Club					
Dependent variable	Borrowed from a Savings Club				
Mobile Money Dummy	0.0285	0.0200	0.0208	0.0189	0.0313
	(0.0192)	(0.0200)	(0.0208)	(0.0212)	(0.0261)
N	2,621	2,621	2,621	2,621	2,621
R-squared	0.018	0.032	0.076	0.280	0.392

Notes: Robust standard errors are in parentheses. The borrowing dummy is 1 if the respondent borrowed the money in the last 12 months, and 0 otherwise. The specification of control variables in each column is the same as that in each column in Table 11. Notes in Table 4 apply. *** p<0.01, ** p<0.05, and * p<0.1

a savings club.¹⁴. In summary, tables 11 and 12 show that the use of mobile money increases the probability of receiving remittance and borrowing money.

Interaction of Mobile Money and Negative Shock

Among the six channels through which the use of mobile money affects schooling, four channels are related to remittance or borrowing. Among the four channels, two channels are related to following the negative shocks: the insurance channel and buffer

¹⁴I also examined the effect of the use of mobile money on borrowing from employers. The 2SLS regression shows that the use of mobile money does not affect the probability of borrowing from employers. The estimation results are available from the author upon request.

through the borrowing channel. In tables 12 and 13, I estimate the equation (8) in 2SLS and examine whether the use of mobile money affects receiving remittance or borrowing when a household experiences a negative shock such as the death of the main earner or lower harvest volumes.

Table 13 : The Effect of a Negative Shock on Receiving Remittance in 2SLS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
A. The Effect on Receiving Remittances					
Dependent variable	Remittance Receipt Dummy				
Mobile Money Dummy	0.427*** (0.0455)	0.422*** (0.0456)	0.381*** (0.0471)	0.387*** (0.0468)	0.425*** (0.0609)
Mobile Money Dummy	0.0790	0.0576	0.0455	0.0466	0.0193
×Negative Shock Dummy	(0.0537)	(0.0530)	(0.0528)	(0.0528)	(0.0667)
Negative Shock Dummy	0.0123 (0.0330)	0.0160 (0.0328)	0.0351 (0.0321)	0.0319 (0.0321)	0.0480 (0.0396)
N	2,621	2,621	2,621	2,621	2,621
Kleibergen-Paap Rank Wald	895.6	766.7	667.6	548	360.1
R-squared	0.214	0.246	0.432	0.451	0.531
B. The Effect on Frequency of Receiving Remittances					
Dependent variable	Frequency of Receiving Remittances				
Mobile Money Dummy	3.556*** (0.582)	3.526*** (0.585)	3.155*** (0.626)	3.176*** (0.623)	3.795*** (0.745)
Mobile Money Dummy	0.903	0.829	0.915	1.032	0.665
×Negative Shock Dummy	(0.676)	(0.671)	(0.749)	(0.752)	(0.831)
Negative Shock Dummy	0.106 (0.349)	0.0892 (0.351)	0.228 (0.389)	0.191 (0.390)	0.216 (0.409)
N	2,621	2,621	2,621	2,621	2,621
Kleibergen-Paap Rank Wald	895.6	766.7	667.6	548	360.1
R-squared	0.111	0.126	0.305	0.335	0.444

Notes: Robust standard errors are in parentheses. Endogenous variables are mobile money use dummy and mobile money use dummy × negative shock dummy. The instrumental variables are network coverage dummy and network coverage dummy × negative shock dummy. The specification of control variables in each column is the same as that in Table 11. Notes in Table 4 apply. *** p<0.01, ** p<0.05, and * p<0.1

In Table 12, the dependent variable is a variable related to receiving remittance. In Table 12, I examine the coefficient of the interaction term of the mobile money

dummy and the negative shocks dummy. The estimated coefficients of the interaction term in Table 12 show that the effects of experiencing negative shocks on receiving remittances are the same between the mobile money users and non-users.

In Table 13, I estimate the equation (8) when the dependent variable is a dummy variable, indicating that a household borrowed money in the last 12 months. Table 13 shows that the estimated coefficient of the interaction term of the use of mobile money and negative shock dummy is very small and statistically insignificant.

One concern in Tables 12–13 is the orthogonality of negative shocks. One might argue that negative shocks are endogenous. In such a case, it is possible that they are highly correlated with the instrumental variables and, as a result, the interaction term is not estimated precisely. To check such a possibility, in Table A1, with other covariates, I regress the negative shocks dummy on the instrumental variable, the network coverage dummy. Table A1 shows that the negative shock dummy is orthogonal to the network dummy.

Previous studies emphasize the role of the use of mobile money as a method to buffer the negative shocks (Jack and Suri, 2014; Riley, 2018). More specifically, previous studies in Kenya and Uganda showed that the use of mobile mobile money increases the probability and frequency of receiving remittance when household received negative shocks. In contrast, in our paper, we did not find such a pattern. Table 13 shows that the effect of the negative shock on receiving remittance does not depends on the use of the mobile money. Also, it also show that

In summary, tables 12–14 show that the effects of the use of mobile money on receiving remittance and borrowing money are not different between mobile money users and non-users.

6 Discussion and Conclusion

In this study, I have examined the effect of the use of mobile money on saving behavior. My 2SLS estimation results show that the use of mobile money increases the probability of receiving remittances in the last 12 months by 45 percentage points and the frequency with which households receive remittances in the last 12 months increases by 4.3 times when compared to a household that does not use mobile money. I also find that the

Table 14: The Effect of Negative Shock and Mobile Money on Borrowing in 2SLS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
A. The Effect on Borrowing					
Dependent variable	Borrowed Money				
Mobile Money Dummy	0.0631 (0.0408)	0.0561 (0.0418)	0.0689 (0.0423)	0.0861** (0.0418)	0.105* (0.0555)
Mobile Money Dummy	-0.0143 (0.0583)	-0.00373 (0.0579)	0.0358 (0.0588)	0.0158 (0.0581)	0.0196 (0.0726)
×Negative Shock Dummy					
Negative Shock Dummy	0.0670* (0.0348)	0.0802** (0.0347)	0.0686* (0.0353)	0.0722** (0.0352)	0.0884** (0.0433)
N	2,621	2,621	2,621	2,621	2,621
R-squared	0.054	0.079	0.285	0.309	0.385
B. The Effect on Borrowing from Relatives or Friends					
Dependent variable	Borrowed Money from Relatives or Friends				
Mobile Money Dummy	0.0154 (0.0395)	0.0256 (0.0409)	0.0578 (0.0399)	0.0677* (0.0395)	0.0657 (0.0507)
Mobile Money Dummy	-0.0709 (0.0566)	-0.0598 (0.0564)	-0.0191 (0.0553)	-0.0275 (0.0546)	-0.00626 (0.0676)
×Negative Shock Dummy					
Negative Shock Dummy	0.102*** (0.0336)	0.105*** (0.0335)	0.100*** (0.0334)	0.100*** (0.0333)	0.119*** (0.0400)
N	2,621	2,621	2,621	2,621	2,621
R-squared	0.061	0.084	0.320	0.343	0.436
C. The Effect on Borrowing from Mobile Money Companies					
Dependent variable	Borrowed Money from Mobile Money Companies				
Mobile Money Dummy	0.118*** (0.0309)	0.102*** (0.0319)	0.0704** (0.0327)	0.0722** (0.0324)	0.0883** (0.0409)
Mobile Money Dummy	-0.0197 (0.0442)	-0.00787 (0.0438)	0.0271 (0.0444)	0.0214 (0.0440)	0.0167 (0.0524)
×Negative Shock Dummy					
Negative Shock Dummy	0.0265 (0.0236)	0.0360 (0.0238)	-0.00276 (0.0250)	-0.00268 (0.0250)	-0.0293 (0.0285)
N	2,621	2,621	2,621	2,621	2,621
R-squared	0.020	0.033	0.267	0.283	0.396

Notes: Robust standard errors are in parentheses. The specification of control variables in each column is the same as that in each column of Table 11. Notes in Table 4 apply. Kleibergen-Paap Rank Wald statistics is the same as Table 13 because the endogenous and instrumental variables are the same as the ones used in Table 13 *** p<0.01, ** p<0.05, and * p<0.1

use of mobile money increases the probability of borrowing money and saving by 11 and 14 percentage points, respectively. On the other hand, I find that the effects

Table 15 : The Effect of Network Dummy on Negative Shock (OLS)

Dependent variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Negative shock dummy				
Network Coverage Dummy	-0.0205 (0.0209)	0.00342 (0.0212)	0.0125 (0.0272)	0.0125 (0.0275)	0.0531 (0.0387)
N	2,621	2,621	2,621	2,621	2,621
R-squared	0.125	0.153	0.373	0.392	0.457
Enumeration Dummies	yes	yes	yes	yes	yes
Mobile phone ownership	yes	yes	yes	yes	yes
Negative shocks		yes	yes	yes	yes
HH Characteristics			yes	yes	yes
Distance to Markets				yes	yes
Income Sources					yes

Notes: Robust standard errors are in parentheses. The specification of control variables in each column is the same as that in Table 4. Notes in Table 4 apply. *** p<0.01, ** p<0.05, and * p<0.1

of experiencing negative shocks on receiving remittance and borrowing are the same between mobile money users and mobile money non-users.

Previous studies emphasize the role of the use of mobile money as a method to smooth consumption (Jack and Suri, 2014; Riley, 2018). However, we did not find such a role. Instead, we found that the effect of experiencing negative shock on receiving remittance and borrowing money does not depend on the use of mobile money. Also, we find that once we control the use of mobile money, experience of negative shock does not affect receiving remittance while the experience of negative shock certainly increases the probability of borrowing.

This would suggests that the effect of the use of mobile money on easing financial constraints and smoothing consumption is not operating in our data set. The fact that the use of mobile money increases savings might suggest a possibility that mobile money helps households to be engaged in various financial activities and to accumulate wealth, which decrease the need of receiving remittance when a household experience a negative shock.

My empirical results have several implications. First, having more mobile network increases the probability of using mobile money and increasing saving, borrowing and receiving remittance. Second, this increase of the use of mobile money is not for buffering negative shocks. Third, my empirical results have an implication for the regulation of mobile money. As the amount of money transferred through mobile money becomes almost the same as that of money in the traditional banking system, regulatory au-

thorities of the governments of developing countries started taking interest in imposing strict regulations on mobile money providers. Any regulatory policy needs to be balanced between the costs and benefits of regulations. Previous studies identified the benefits of using mobile money, such as the benefits of consumption smoothing (Jack and Suri, 2014; Riley, 2018) and enhancing the efficiency of implementing a welfare system (Aker et al., 2016; Muralidharan et al., 2016) and a payment system (Blumenstock et al., 2015). My results show that the use of mobile money will provide an additional benefit for easing financial constraints in schooling. This factor needs to be taken into consideration in designing a policy for mobile money providers.

References

- Abiona, Olukorede and Martin Foureaux Koppensteiner**, “Financial Inclusion, Shocks, and Poverty: Evidence from the Expansion of Mobile Money in Tanzania,” *Journal of Human Resources*, 2020, pp. 1018–9796R1.
- Agarwal, Reena and Andrew W Horowitz**, “Are international remittances altruism or insurance? Evidence from Guyana using multiple-migrant households,” *World development*, 2002, 30 (11), 2033–2044.
- Agarwal, Sumit, Shashwat Alok, Pulak Ghosh, Soumya Ghosh, Tomasz Piskorski, and Amit Seru**, “Banking the Unbanked: What Do 255 Million New Bank Accounts Reveal about Financial Access?,” *Columbia Business School Research Paper*, 2017, (17-12).
- Aker, Jenny C, Rachid Boumnijel, Amanda McClelland, and Niall Tierney**, “Payment Mechanisms and Antipoverty Programs: Evidence from a Mobile Money Cash Transfer Experiment in Niger,” *Economic Development and Cultural Change*, 2016, 65 (1), 1–37.
- Altonji, Joseph G, Todd E Elder, and Christopher R Taber**, “Selection on observed and unobserved variables: Assessing the effectiveness of Catholic schools,” *Journal of political economy*, 2005, 113 (1), 151–184.

Angrist, Joshua D and Jörn-Steffen Pischke, *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*, Princeton university press, 2008.

Asongu, Simplice A, “Conditional determinants of mobile phones penetration and mobile banking in Sub-Saharan Africa,” *Journal of the Knowledge Economy*, 2018, 9 (1), 81–135.

Asongu, Simplice and Ndemaze Asongu, “The comparative exploration of mobile money services in inclusive development,” *International journal of social economics*, 2018.

Baum, Christopher F, Mark E Schaffer, and Steven Stillman, “Enhanced routines for instrumental variables/generalized method of moments estimation and testing,” *Stata Journal*, 2007, 7 (4), 465–506.

Blumenstock, Joshua E, Michael Callen, Tarek Ghani, and Lucas Koepke, “Promises and pitfalls of mobile money in Afghanistan: evidence from a randomized control trial,” in “Proceedings of the Seventh International Conference on Information and Communication Technologies and Development” ACM 2015, p. 15.

— , **Nathan Eagle, and Marcel Fafchamps**, “Airtime transfers and mobile communications: Evidence in the aftermath of natural disasters,” *Journal of Development Economics*, 2016, 120, 157–181.

Bongomin, George Okello Candiya and John C Munene, “Analyzing the Relationship between Mobile Money Adoption and Usage and Financial Inclusion of MSMEs in Developing Countries: Mediating Role of Cultural Norms in Uganda,” *Journal of African Business*, 2021, 22 (1), 1–20.

— , **Joseph M Ntayi, John C Munene, and Charles Akol Malinga**, “Mobile money and financial inclusion in sub-Saharan Africa: the moderating role of social networks,” *Journal of African Business*, 2018, 19 (3), 361–384.

Bruhn, Miriam and Inessa Love, “The Economic Impact of Banking the Unbanked: Evidence from Mexico,” *Policy Research Working Paper*, 2009, 4981.

Burgess, Robin and Rohini Pande, “Do rural banks matter? Evidence from the Indian social banking experiment,” *American Economic Review*, 2005, 95 (3), 780–795.

Dell, Melissa, “The persistent effects of Peru’s mining mita,” *Econometrica*, 2010, 78 (6), 1863–1903.

Dupas, Pascaline and Jonathan Robinson, “Savings constraints and microenterprise development: Evidence from a field experiment in Kenya,” *American Economic Journal: Applied Economics*, 2013, 5 (1), 163–92.

— and —, “Why don’t the poor save more? Evidence from health savings experiments,” *American Economic Review*, 2013, 103 (4), 1138–71.

—, **Dean Karlan, Jonathan Robinson, and Diego Ubfal**, “Banking the Unbanked? Evidence from three countries,” *American Economic Journal: Applied Economics*, 2018, 10 (2), 257–97.

Gosavi, Aparna, “Can mobile money help firms mitigate the problem of access to finance in Eastern sub-Saharan Africa?,” *Journal of African Business*, 2018, 19 (3), 343–360.

Hahn, Jinyong and Jerry Hausman, “Estimation with valid and invalid instruments,” *Annales d’Economie et de Statistique*, 2005, pp. 25–57.

Hanke, Steve H and Alex KF Kwok, “On the measurement of Zimbabwe’s hyperinflation,” *Cato Journal*, 2009, 29, 353.

Jack, William and Tavneet Suri, “Risk sharing and transactions costs: Evidence from Kenya’s mobile money revolution,” *The American Economic Review*, 2014, 104 (1), 183–223.

Kleibergen, Frank and Richard Paap, “Generalized reduced rank tests using the singular value decomposition,” *Journal of econometrics*, 2006, 133 (1), 97–126.

Lee, David S and Thomas Lemieux, “Regression discontinuity designs in economics,” *Journal of economic literature*, 2010, 48 (2), 281–355.

Mian, Atif and Amir Sufi, “What explains the 2007–2009 drop in employment?,” *Econometrica*, 2014, 82 (6), 2197–2223.

Michalopoulos, Stelios and Elias Papaioannou, “The long-run effects of the scramble for Africa,” *American Economic Review*, 2016, 106 (7), 1802–48.

Munyegera, Ggombe Kasim and Tomoya Matsumoto, “Mobile money, remittances, and household welfare: panel evidence from rural Uganda,” *World Development*, 2016, 79, 127–137.

Muralidharan, Karthik, Paul Niehaus, and Sandip Sukhtankar, “Building state capacity: Evidence from biometric smartcards in India,” *American Economic Review*, 2016, 106 (10), 2895–2929.

Naito, Hisahiro, Askar Ismailov, and Albert Benson Kimaro, “The effect of mobile money on borrowing and saving: Evidence from Tanzania,” *World Development Perspectives*, 2021, 23, 100342.

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

Postal and Telecommunications Regulatory Authority of Zimbabwe, “Postal and Telecommunications Sector Performance Report,” 2015.

Riley, Emma, “Mobile money and risk sharing against village shocks,” *Journal of Development Economics*, 2018, 135, 43–58.

— , “Resisting Social Pressure in the Household Using Mobile Money: Experimental Evidence on Microenterprise Investment in Uganda,” *University of Oxford, May*, 2020, 25.

Suri, Tavneet and William Jack, “The long-run poverty and gender impacts of mobile money,” *Science*, 2016, 354 (6317), 1288–1292.

Vanwey, Leah K, “Altruistic and contractual remittances between male and female migrants and households in rural Thailand,” *Demography*, 2004, 41 (4), 739–756.

World Bank, “Financial Inclusion Data Global Findex,”

<http://datatopics.worldbank.org/financialinclusion/> 2014.

— , “Financial Inclusion Data Global Findex,” <http://datatopics.worldbank.org/financialinclusion/> 2019.

参 考

2022年度 研究助成募集要項

一般財団法人 ゆうちょ財団

1. 研究対象分野

- ① 研究助成事業を行うことによって、国民生活の安定と福祉の増進に寄与することを目的としています。
- ② 研究対象は以下に例示する分野です。

○金融システム全般

- ・金融構造(間接金融・直接金融)
- ・金融仲介機能
- ・サステナブルファイナンス
- ・フィンテック(革新的な金融商品・サービス)

○企業金融(主に資金調達)

- ・短期金融市场
- ・長期金融市场(証券・長期貸出金等の資本市場)

○個人金融(主に資産運用)

- ・預貯金・個人貸付
- ・株式・債券・投資信託

(経済社会情勢(少子高齢化・年金不安・過少貯蓄・現預金偏重等)を踏まえた今後の個人金融資産の展望)

(注1)応募は個人でもグループでも可とします。

(注2)研究内容が他の機関から助成を受けているもの、過去3年間に当財団の助成の対象になったものは、原則として不可とします。

2. 助成金額

総額300万円以内、5件程度

3. 研究対象期間

2022年7月～2023年6月の1年間とします。

4. 申請受付

①受付期間 2022年4月1日～5月31日(必着)
②送付先 〒101-0061
東京都千代田区神田三崎町3-7-4 ゆうビル2階
一般財団法人 ゆうちょ財団 ゆうちょ資産研究センター
研究助成担当宛
TEL 03-5275-1814
FAX 03-6831-8970
E-Mail k-miyashita@yu-cho-f.jp

5. 選考及び決定通知

- ① 下記審査委員会による評価結果を基に研究助成対象者を決定し、通知します。
- 審査委員長 井堀 利宏（政策研究大学院大学 教授）
審査委員 岡本 紀明（立教大学 経営学部 教授）
審査委員 永野 譲（成蹊大学 経済学部 教授）
審査委員 畑上 秀人（東洋学園大学 現代経営学部 教授）
- ② 選考方法は以下のとおりとします。
- ア. 研究計画書(趣旨、視点、構成)に基づき選考します。研究計画書は原則3ページとします。
- イ. 選考の観点は以下の通りです。
- ・ 研究テーマが、助成対象分野を踏まえた内容となっているか
 - ・ 研究テーマが、独創性、斬新性を含んだ内容となっているか
 - ・ 研究手法が、研究テーマにふさわしいものとなっているか
 - ・ 研究内容が、研究期間1年のうちに一定の成果が出せるものとなっているか
- などを総合的に評価します。
- ③ 合否結果は6月末までに通知します。
- ④ 助成金は、合格通知後1か月程度で振り込みます。
- なお、下記6の提出物がないなど、助成対象者が遵守すべき義務の履行を怠ったとゆうちょ財団が認めた場合には、助成金を返還していただくことがあります。

6. 研究成果論文の提出等

① 中間報告

2023年3月末に、中間報告(ある程度まとまった研究成果)を提出していただきます。

審査委員が評価し具体的な指摘等があれば、研究者にフィードバックします。

② 完成論文

2023年6月末までに、完成論文(A4で20~30枚を目安)とレジュメ(要旨:A4で2~3枚)、調査研究費の使途明細を提出していただきます。

完成論文は当財団のホームページに掲載し、研究助成論文集として発行する予定です。

③ 論文報告会(Web)

2023年7月初旬にプレゼンテーション資料(必要に応じて説明動画)を提出していただきます。

ホームページ上で審査員等財団関係者へ限定公開し、質疑等をフィードバックします。

④ 研究成果の外部発信

研究成果はできる限り、学会誌、学術誌等で発表してください。発表する際は、「ゆうちょ財団 2022年度の助成による。」旨を明記してください(英語表記例:This study was supported by the Yu-cho Foundation (Grant-in-Aid for Research, 2022))。

なお、学術誌等に掲載された場合、発表論文名、書籍(掲載誌)の写しを、また、学会等での発表は、学会名、日時、発表資料の概要をゆうちょ財団に送付してください。

研究助成一覧

年 度	応 募 数	助 成 件 数	研 究 テ ー マ	研 究 者
平成 3 1992	7	個人研究 1 共同研究 1	(1) 銀行信用重視のマクロ経済モデル (2) 金融恐慌と預金保険 (共同研究)	神戸大学 助教授 潑川好夫 東京都立大学 助教授 金谷貞男 横浜市立大学 助教授 酒井良清
平成 4 1993	6	個人研究 4	(1) アレゼンチンとブラジルにおける郵便貯金の比較研究 (2) 内外価格差のマクロ的分析 (3) 日英郵貯マーケティングの比較研究 (4) 地方拠点都市整備における財政投融資の役割に関する研究	東北学院大学 教授 上田良光 京都学園大学 助教授 坂本信雄 福岡大学 教授 山中豊国 金沢大学 教授 佐々木雅幸
平成 5 1994	13	個人研究 4 共同研究 1	(1) 貯蓄と課税に関する理論的実証的研究 (2) 定額郵便貯金のオプション性評価 (一般家計と機関投資家との比較) (3) 公的金融機関行動と地域金融サービス需給に関する研究 (4) 流動性制約に関する実証分析 (5) 短期金利の変動に関する理論的実証的研究 (共同研究)	東京大学 助教授 井堀利宏 岡山大学 助教授 谷川寧彦 長崎大学 教授 内田滋 慶應義塾大学 教授 牧厚志 横浜国立大学 助教授 森田洋均 " 教授 笹井
平成 6 1995	15	個人研究 6	(1) 家計の貯蓄性向の決定要因 (2) 安全第一基準に基づくポートフォリオ選択問題の理論的・実証的研究 (3) 地域金融の地域経済成長への影響についての実証分析 (4) 大都市圏における郵便貯金と銀行預金の競合・補完関係 (5) 郵便貯金事業創業・進展の役割と明治期金融財政に関する財政学的研究 (明治財政と郵政事業活動展開の一つの理論的・実証的研究:序説) (6) 地方単独事業の拡大と地方債・地方交付税措置の財政効果 (財政力指数の高い自治体と低い自治体の比較分析)	長崎大学 教授 松浦克己 広島大学 助手 土肥正 名古屋市立大学 教授 根津永二 名古屋市立大学 助教授 福重元嗣 神戸学院大学 教授 高島博 鹿児島経済大学 助教授 梅原英治
平成 7 1996	12	個人研究 3 共同研究 3	(1) 明治期経済発展における郵便貯金・政策金融の役割 (2) 日本の財政投融資の経営的課題 (3) 今後的地方財政の役割と地方債資金を通じた財投資金の運用方法 (共同研究) (4) 「市場の失敗」と公的金融サービス —各国比較に基づく実証研究— (共同研究) (5) 生活基盤社会資本整備における郵貯の役割 (6) 進展する情報化・国際化の下での社会構造の流動化と貯蓄行動の変化 一消費行動との関連分析、日・米比較分析を含めて— (共同研究)	小樽商科大学 教授 川浦昭彦 千葉商科大学 教授 齊藤壽彦 明海大学 教授 兼村高文 明星大学 助教授 星野泉 広島大学 教授 小村衆統 " 教授 北岡孝義 " 専任講師 ジョセ・ミゲル・ド・ユアルト・ライードス・サン 熊本学園大学 教授 高瀬泰之 シンガポール国立大学学院 学生 NG MIEN WOON Old Dominion University U.S.A 教授 C. P. RAD
平成 8 1997	15	個人研究 1 共同研究 5	(1) 社債市場における資金の運用と管理に関する先端的な方法の研究 (2) 公共投資の地域間配分と地域間格差 (共同研究) (3) 地域経済における郵貯資金の活用のあり方-高齢化先進地域への資金活用と地場産業の育成という視点から- (共同研究) (4) 公的金融と準公共財供給の現状と課題・展望 (共同研究) (5) 電子マネーの決済システム、金融機関・郵貯、利用者に与える影響の研究 (共同研究) (6) マルチメディアのユニバーサル・サービスと郵貯資金 (共同研究)	大阪大学 教授 仁科一彦 三重大学 教授 燐田幸代 四日市地域経済研究所 研究員 朝日 愛媛大学 教授 小淵港 " 助教授 朗 " 講師 下晴貴 富山大学 教授 古田俊吉 " 助教授 中村和之一 名古屋大学 教授 千田純一 " 助手 西垣鳴 大阪大学大学院 教授 辻正次 名城大学 教授 手嶋正章 帝塚山大学 教授 森徹

平成 9	8	個人研究 共同研究	4 2	(1) アメリカにおける住宅関連公的金融の保証、リファイナンス、民営化のコストに関する実証的研究 —日米の比較の視点から— (2) 日本の経済協力の現状と効率性 (3) 沖縄県経済における郵貯資金の役割に関する研究 —地域振興の観点から— (共同研究) (4) 最適な公的金融システムの設計についての一論文 (共同研究) (5) 地域金融機関の効率性の計測 —確率的フロンティア生産関数— (6) 社会資本整備の地域社会への経済的効果—生活関連、通信分野の社会資本整備の地域貢献	中央大学 福岡大学 沖縄国際大学 " " " " " " " " " " 滋賀大学 神戸大学 新潟大学 神奈川大学	教授 講師 教授 助教授 助教授 講師 講師 講師 助手 教授 教授 講師	井 村 進 哉 高瀬 浩一 富川 盛牧人 廣瀬 昌健 前田 肇肇 安里 健一 鵜池 幸雄 大井 雄彦 丸茂 俊彦 滝川 好夫 宮越 龍義 宮原 勝一
平成 10	13	個人研究 共同研究	7 2	(1) 金融不安時における郵便貯金に対する女性の意識と実態 (2) 広域型トータルヘルスケア・システムへの郵貯資金活用の可能性に関する研究 (共同研究) (3) ベンチャー支援と郵貯資金の活用について (4) 郵貯資金の有価証券市場における関りと役割 (5) 金融規制改革と地域における中小企業金融の変化 (6) 公的資金の市場運用と株主行動主義 (7) 日本の国債管理政策 一近年における「満期構成の短期化」がマクロ経済に及ぼす影響について (8) 債券ポートフォリオの理論的実証的研究 (共同研究) (9) イールドカーブの形状に関するリスク分析	京都学園大学 埼玉大学 埼玉県地方自治センター 埼玉県立衛生短期大学 新潟大学大学院 石巻専修大学 大阪府立大学 青森公立大学 神戸大学 上智大学 一橋大学 横浜国立大学	専任講師 教授 助教授 主任 助手 教授 助教授 教授 教授 助教授 教授 助教授 教授 専任講師 助教授	井 手 幸 恵 小笠原 浩一 後藤 和子 平野 紹栄 林裕栄 野澤由美 木伏良明 黒木祥弘 今喜典 榎原樹 竹田陽介 三浦良造 大上新吾 森田洋
平成 11	14	個人研究 共同研究	5 3	(1) 公的金融機関の貸出行動と企業の設備投資に与える効果の実証研究 (2) ATM相互接続におけるネットワーク外部性の分析 (3) 混合寡占の金融市場における公的金融の役割 (4) 情報・通信基盤等の社会資本整備が経済成長に与える影響に関する実証的研究 (5) 非対称情報下での社債発行の理論 (共同研究) (6) 郵貯資金運用手段の多様化と財政規律に関する研究 一資産担保証券を中心に— (7) 地方自治体の公共サービス供給と郵便貯金の役割 (共同研究) (8) 1970年以降の日本における金融仲介 (共同研究)	横浜国立大学 関西大学 新潟大学 上智大学 神戸大学 一橋大学 長崎大学 名古屋市立大学 四日市大学 高千穂パンキング研究会 代表:高千穂商科大学 高千穂商科大学	助教授 専任講師 助教授 専任講師 助教授 助教授 教授 教授 教授 教授 教授 教授 教授 教授 教授	井 上 徹 岡村秀夫 芹澤伸子 中里透 原千秋 大橋和彦 深浦厚之 森垣秀夫 坂治 原恒司 原邦郎 ほか5名
平成 12	9	個人研究 共同研究	4 3	(1) 国民の貯蓄行動・金融資産選択に対する郵便貯金事業のITの意義 (共同研究) (2) 郵政事業におけるマーケティング戦略 —ポスター・マーケティング戦略の展望— (3) 地域金融におけるメインバンク機能 (4) 財投改革後の公的金融の課題—アカウンタビリティを中心として— (共同研究) (5) 金融システムの安定化策と公的資金の役割 —「予算制約のソフト化」をいかに防ぐか— (共同研究) (6) 「証券トラブル」についての実態調査 (7) エクイティファイナンスと郵貯資金の活用	岐阜大学 " " 日本福祉大学 摂南大学 千葉商科大学 " " 名古屋市立大学 " " 神戸大学大学院 北海道大学	助教授 教授 助教授 助教授 教授 講師 助教授 助教授 助教授	大藪千穂 杉原利治 小木紀親 加納正彦 齊藤壽隆 山根寬哉 櫻川昌哉 細野薰 澁川好夫 濱田康行

平成 13 2002	13	個人研究 共同研究	4 2	(1) 支出税としての401(K)年金プランと生涯税負担の 水平的公平性 (2) 証券市場における銀行の役割に関する実証研究 (3) 経済発展における公的金融の役割と家計行動 －東南アジア諸国と日本の比較考察－ (共同研究) (4) スワップマーケット情報を用いた債券流通市場 分析 (5) 日本における郵貯制度と消費者保護システム －イギリス金融サービス機構(FSA)との比較を中心 に－ (6) 諸外国における公的金融サービスの再評価 について (共同研究)	名城大学 一橋大学大学院 名古屋文理大学 中京学院大学 高千穂大学 関西学院大学 名古屋大学大学院 "	助教授 助教授 助教授 助教授 教授 教授 助教授 助教授	鎌田繁則 小西大 関川靖光 中山高光 高橋豊治 春井久志 家森信善人 西垣鳴善人
平成 14 2003	2	個人研究 共同研究	1 1	(1) 遠隔医療、遠隔教育事業への郵貯資金活用の 可能性と方法に関する研究 (2) 地域活性化政策に対する郵貯資金の活用に に関する研究 (共同研究)	京都教育大学 大阪大学大学院 "	教授 教授 助教授	田岡文夫 辻正次 今川拓郎
平成 15 2004	11	個人研究 共同研究	5 1	(1) 金融機関の支援行動と公的資金注入の経済合 理性 (2) 公表情報、私的情報と金融危機 (3) リスク・プレミアムとマクロ経済活動 (4) 金融業におけるユニバーサル・サービスと金融排除問題 (5) 公的企業のガバナンス (6) 長期金融システム安定のための郵便貯金の役割 (共同研究)	神戸大学大学院 横浜私立大学 同志社大学 関西学院大学 新潟大学大学院 九州産業大学 長崎県立大学	助教授 助教授 助教授 助教授 教授 教授 助教授	砂川信幸 武田史子 植田宏文 岡村秀夫 芹澤伸子 益村真知子 矢野生子
平成 16 2005	15	個人研究 共同研究	5 1	(1) セクタースプレッドを利用した債券理論時価の導出 (2) 財政運営の安定性と公的金融の役割についての 実証的研究 (3) 日本の国債市場における郵便貯金資金 (4) わが国長期国債先物市場のマイクロトラックチャ (5) BIS規制の金融機関の行動への影響、金融機関 の合併 (共同研究) (6) 家計の金融資産選択行動の長期的变化	東京国際大学 上智大学 駒澤大学 一橋大学大学院 " 講師 東北大学 公正取引委員会経済取引局 中村学園大学	教授 助教授 教授 教授 講師 助教授 渡部和孝 荒井弘毅 助教授	渡辺信一 中里透 代田純 釜江廣志 金山根寛隆 渡部和孝 荒井弘毅 吉川卓也
平成 17 2006	11	個人研究 共同研究	2 3	(1) 日本郵政公社の企業価値推定に関する実証研究 (2) コ-ホレートガバナンス改革の要因・効果と郵便貯金 (3) クレジットカードの普及と決済口座利用動向に関する 研究 (共同研究) (4) 移行経済諸国における貯蓄銀行の比較研究 (共同研究) (5) 郵便貯金資金及び財政投融資と奨学金制度・ 政策の関係についての研究 (共同研究)	佐賀大学 北九州市立大学 長崎大学 一橋大学 早稲田大学大学院	教授 助教授 教授 助教授 専任講師 助教授 大学院生	大坪稔 内田謹 須山下耕治 助教授 春日教測 杉浦史和 岩崎一郎 白川優治 同上 小島佐恵子
平成 18 2007	7	個人研究 共同研究	2 2	(1) 地方における郵便局の配置と経済性 (共同研究) (2) 郵便貯金の市場運用への移行プロセスが資金循環 に与える金融連関分析とシミュレーション (3) 金融システム安定化とシステムリスク波及の研究 (共同研究) (4) 郵便貯金銀行の外資への売却によって生じうる マクロ経済構造の変化：ニュージーランドのケース	鹿児島大学 鹿児島大学 慶應義塾大学 連携21COEプログラム研究員 長崎大学 秋田経済法科大学 龍谷大学	助教授 教授 教授 助教授 助教授 講師 助教授	永田邦和 石塚孔信 玄ソク 阿萬弘行 宮崎浩伸 鈴木智也
平成 19 2008	4	個人研究	3	(1) 資本主義の精神と証券市場の役割 (2) 郵便貯金と地域金融市場 (3) 郵便貯金銀行は地域金融機関を混乱させるのか	埼玉大学 関東学院大学 神戸大学大学院	教授 准教授 教授	相沢幸悦 黒川洋行 滝川好夫

平成 20 2009	8	個人研究 3	(1) 地域金融機関の貸出しにおける横並び行動 (2) 証券化市場の拡大とメインストリート金融 (3) 金融コングロマリットのリスクと資本規制	関西大学 茨城大学 武蔵大学	准教授 教授 非常勤講師	中川竜一 内田聰 茶野努
平成 21 2010	9	個人研究 共同研究 3 1	(1) 欧州金融市場での金融危機と実体経済への影響 (2) 東京証券取引所の改革と証券市場の透明性 (共同研究) (3) 金融機関のリスク資本の評価・管理 (4) アメリカのコミュニティ投資と個人金融	関西大学 名古屋市立大学 大阪大学 神奈川大学 ソーシャル・ファイナンス	教授 講師 助教 准教授 代表	高屋定美 坂和秀晃 生方雅人 菅野正泰 唐木宏一
平成 22 2010	6	個人研究 共同研究 3 1	(1) 世界金融危機における資金調達の逼迫度に関する研究 (2) 戦前日本の地方預貯金市場の実証的研究 - 新潟県を事例に - (3) 企業が証券会社及び銀行に求める保険的役割に関する実証研究 (4) 現代女性のライフコースと金融行動 -生活経済リスクとしての非婚・晩婚・離婚に女性はどう対応するか-(共同研究)	新潟大学 東京大学 佐賀大学 ニッセイ基礎研 ニッセイ基礎研	教授 博士課程 准教授 主任研究員 研究員	伊藤隆康 早川大介 三好祐輔 栗林敦子 井上智紀
平成 23 2011	9	個人研究 共同研究 3 1	(1) 地域金融機関に関する経済の外部性効果の計測 - 愛知県の工業メッシュデータを用いた例 - (2) イギリスにおける金融排除問題への取組みに関する考察 - クレジットユニオン業界を中心として - (3) 固定資産税を活用した地域再生ファンドの可能性 (4) 銀行業における財務業績の価値関連性の国際比較 (共同研究)	愛知大学 成城大学 東海大学 東京富士大学短期大学部 武蔵大学	教授 研究員 准教授 准教授 非常勤講師	打田委千弘 峯岸信哉 川崎一泰 井手健二 松澤孝紀
平成 24 2012	9	個人研究 共同研究 4 1	(1) 長期不況下における郵便貯金の資金的役割 - 定額貯金満期資金をめぐって - (2) リテールバンキングの変容と金融機関行動の研究 - 日英米の住宅金融をめぐって - (3) 世界金融危機下の日中米株式市場の比較分析 (共同研究) (4) 金融商品取引法の証券市場への影響 (5) 家計調査資料を用いた日韓貯蓄行動に関する比較分析	青山学院大学 和歌山大学 福岡女子大学 厦门大学 立命館大学 横浜市立大学	助教 講師 准教授 副教授 講師 教授	伊藤真利子 築田優 張艶 劉振涛 渡辺直樹 鞠重鎬
平成 25 2013	11	個人研究 共同研究 4 1	(1) 複雑な金融商品の評価に伴う外部専門家の利用に関する国際比較研究 (2) ニュージーランドの住宅取引及び住宅金融に関する調査分析-我が国の住宅金融への示唆- (3) 最適貯蓄計画の数値解析手法の開発と経済実験による検証 (共同研究) (4) 銀行救済における公的資金の最適配分問題とその経済効果 (5) ゆうちょ銀行 vs. 民間預金取扱金融機関の店舗展開の決定要因:全国市区町村データを用いた実証研究	流通経済大学 滋賀大学大学院 近畿大学 立命館大学 北海道大学大学院 神戸大学大学院	准教授 博士課程 准教授 教授 教授 教授	岡本紀明 中尾彰彦 マルデワ・グジェゴシュー 井澤裕司 鈴木輝好 滝川好夫

平成 26 2014	13	個人研究 6	(1) 近年の流動性供給における金融商品価格に関する研究 (2) 中国の外貨準備資金によるアクティブ株式運用の実証研究 (3) 大規模金融機関縮小のインパクトー公社化以降の郵貯減少が都道府県別預金市場に与えた影響の分析- (4) 銀行リテール事業における最適店舗チャネルの研究 (5) 機関投資家が市場流動性に及ぼす影響に関する実証分析 (6) 金融機関における成年後見制度の必要性—地域金融機関による見解と認識の分析を通して—	中京大学 長崎県立大学 中央大学 成蹊大学 名古屋市立大学 東京大学大学院 准教授 准教授 准教授 教授 准教授 博士課程 英 邦 広 小 原 篤 次 鯉 渕 賢 永 野 護 坂 和 秀 晃 税 所 真 也
平成 27 2015	18	個人研究 5 共同研究 1	(1) 大学生の金融リテラシーと金融教育 (2) 新規公開により企業の知名度は向上するのか (共同研究) (3) 日本の銀行業の市場規律 (4) 高速取引の普及が個人投資家の投資環境にもたらす影響 (5) 個人少額貯蓄の地域経済に対する社会経済的な影響 (6) ESG(環境・社会・ガバナンス)の情報と評価基準	明治大学 名古屋大学大学院 関西学院大学 鹿児島大学 長崎大学 神戸大学大学院 愛知学泉大学 准教授 講師 教授 教授 教授 講師 講師 浅 井 義 裕 高 橋 秀 徳 岡 田 克 彦 永 田 邦 和 森 保 洋 田 中 光 浅 野 礼 美 子
平成 28 2016	9	個人研究 5 共同研究 1	(1) 戦時期の郵便貯金 —1930年代預貯金市場を中心として (2) どうすれば景気に左右されずに資産を運用できるのか (3) アベノミクスは成長期待を高めたのか —株価予測の考察から (4) マレーシアにおけるイスラム金融と従来型金融の比較分析:金融政策の予想が市場に与える影響の検証 (5)マイナス金利政策の経験 —ユーロ圏と欧州小国との経験から学ぶ (6) 公共投資と証券市場との関係に関する実証研究: 産業別データを用いた分析 (共同研究)	静岡英和学院大学 北海学園大学 東京理科大学 明治大学 関西大学 神戸大学大学院 流通科学大学 東海大学 准教授 准教授 専任講師 教授 教授 准教授 准教授 准教授 伊 藤 真 利 子 吉 川 大 介 土 屋 陽 一 伊 藤 隆 康 高 屋 定 美 宮 崎 智 視 小 塚 匠 文 平 賀 一 希
平成 29 2017	21	個人研究 4 共同研究 1	(1) 郵便ネットワークの金融包摂効果に関する研究 —戦後日本の所得格差に与えた影響 (2) 非伝統的金融政策が日本の金融市場や家計の貯蓄・消費行動に与えた影響に関する分析 (3) 大規模災害が金融市場にどのような効果を与えるか (4) 実験経済学による個人のポートフォリオ選択の決定要因分析—あいまいさ選好、リスク選好、時間選好率および金融リテラシー (共同研究) (5) 資金余剰経済における銀行リスクの決定要因 —アベノミクス導入後における検証	神戸大学大学院 名古屋大学大学院 名古屋大学大学院 敬愛大学 慶應義塾大学 一橋大学大学院 准教授 教授 教授 教授 修士課程 教授 安 田 行 宏 井 上 武 清 水 克 俊 渡 辺 直 樹 和 田 良 子 大 塚 崇 夫
平成 30 2018	15	個人研究 4 共同研究 2	(1) Financial Acceleratorと金融政策 (2) 同族企業が市場流動性に与える効果の検証 (3) クラウドファンディングの成功要因に関する実証研究 (4) 長生きリスクに対するリスク・マネジメント :介護予防に向けた政策提言 (共同研究) (5) 日本銀行によるETF買入政策と日経平均銘柄への影響 (共同研究) (6) 日本における消費者のキャッシュレス化に関する実証研究	東京大学大学院 名古屋市立大学大学院 神戸大学大学院 早稲田大学 明治大学 中央大学 オーストラリア国立大学 城西大学 専任講師 准教授 教授 准教授 准教授 教授 准教授 教授 平 野 智 裕 坂 和 秀 晃 藤 原 賢 哉 尾 崎 祐 介 藤 井 陽 一 朗 原 田 喜 美 枝 沖 本 竜 義 竹 村 敏 彦

2019	18	個人研究	6	(1) デフレ下における資産価格変動と金融政策運営 (2) 低金利政策下における銀行のリスクテイク行動と銀行間競争 (3) 視線計測実験による金融商品選択行動の研究 (共同研究) (4) 取締役会の構造・個人ネットワークが日本企業の不正発生・発覚に与えた影響 (共同研究) (5) 金融システム安定化と銀行規制一元化への挑戦 :ヨーロッパから学ぶシステムリスクの事前防止策 (6) 1903年の普通銀行は預金銀行だったか -『銀行通信録』データを用いた分析- (共同研究)	専修大学	教授	奴田原 健悟
					長崎大学	教授	式見 雅代
2019	18	個人研究	6	(1) デフレ下における資産価格変動と金融政策運営 (2) 低金利政策下における銀行のリスクテイク行動と銀行間競争 (3) 視線計測実験による金融商品選択行動の研究 (共同研究) (4) 取締役会の構造・個人ネットワークが日本企業の不正発生・発覚に与えた影響 (共同研究) (5) 金融システム安定化と銀行規制一元化への挑戦 :ヨーロッパから学ぶシステムリスクの事前防止策 (6) 1903年の普通銀行は預金銀行だったか -『銀行通信録』データを用いた分析- (共同研究)	早稲田大学大学院	博士課程	小林 伸
					マーサージャパン(株)	アナリスト	新井 拓也
					埼玉大学	准教授	長田 健
					日本銀行	企画役	橋本 武敏
					金沢大学	准教授	佐藤 秀樹
					愛知大学	准教授	早川 大介
					常葉大学	准教授	三浦 一輝
					法政大学	名誉教授	露見 誠良
					日本大学	教授	菅野 正泰
					神戸大学大学院	准教授	宮崎 智視
					KKBS associate professor	佐藤 愛	
2020	16	個人研究	6	(1) 新型コロナウイルス感染症(COVID-19)が金融市場に及ぼすリスクの分析 (2) 独立財政機関と国債市場 :国際比較と日本への政策的含意 (3) 経営者報酬契約とESG投資 (4) 非伝統的金融政策がマクロ経済変数に与えた影響 (5) 定性情報が企業価値評価に与える影響 (6) 商業銀行の役員報酬制度が金融システムの安定に及ぼす影響の実証分析	神戸大学経済経営研究所 ジュニア・リサーチ・フェロー		
					横浜市立大学大学院	客員准教授	中園 善行
					九州大学	准教授	三輪 宏太郎
					Asia School of Business in collaboration with MIT Sloan	ファイナンス助教授	竹井 郁夫
					横浜国立大学	講師	猪野 明生
					長崎大学	准教授	松木 佑介
					筑波大学	准教授	作道 真理
					(株)パパラカ研究所社長/大阪大学招聘研究員		
							山根 承子
					(株)パパラカ研究所副社長/慶應義塾大学訪問研究員		
							荒木 宏子
2021	15	個人研究	3	(1) 金融の不安定性の元での銀行合併の分析 (共同研究) (2) 企業の環境配慮的活動は危機における企業パフォーマンスを支えるのか～日本からのエビデンス (3) 性格特性と投資スタイル～Big Fiveによる測定～ (共同研究) (4) コロナ禍の財政破綻懸念が家計の貯蓄行動に与える影響 (5) 日本における投資家センチメントの特徴と株式市場への影響 (共同研究) (6) 銀行の産業別貸出データによる金融政策効果の分析	池田泉州キャピタル 会長	野田 隆	
					愛媛大学	准教授	新閑 剛史
					県立広島大学	准教授	塚原 一郎
					常葉大学	准教授	土村 宜明
					横浜市立大学	教授	随清 達
					(株)パパラカ研究所副社長/慶應義塾大学訪問研究員		
							山根 承子
					(株)パパラカ研究所副社長/慶應義塾大学訪問研究員		
							荒木 宏子
					池田泉州キャピタル 会長	野田 隆	
2022	11	個人研究	4	(1) COVID-19(新型コロナウイルス)危機が主要国の信用リスクに与えた影響の検証 (2) 日本における新型コロナウイルスの地方債市場へのインパクトとリスク管理に関する考察 (共同研究) (3) ESG投資とイスラム金融:制度的類似性と株価・企業行動等への影響の検証 (4) あいまいさ回避度およびあいまいな情報のトリートメント能力が家計の株式保有にもたらす影響—経済実験およびフィールドデータとの整合性によるモデルの検証— (5) モバイルマネーの使用は貯蓄を増加させるか？ ジンバブエのデータからの分析	明治大学	教授	伊藤 隆康
					西南学院大学	教授	丹波 靖博
					九州大学	教授	大石 桂一
					西南学院大学	准教授	原口 健太郎
					同志社大学大学院	教授	吉田 悅章
					敬愛大学	教授	和田 良子
					筑波大学	教授	内藤 久裕
					(株)パパラカ研究所副社長/慶應義塾大学訪問研究員		
							山根 承子
					(株)パパラカ研究所副社長/慶應義塾大学訪問研究員		
							荒木 宏子
					池田泉州キャピタル 会長	野田 隆	

令和5年10月発行
〒101-0061 東京都千代田区神田三崎町3丁目7番4号
ゆうビル 2階
一般財団法人 ゆうちょ財団 ゆうちょ資産研究センター
TEL 03-5275-1814 FAX 03-6831-8970
印刷 株式会社サンワ