

ゆうちょ資産研究

—研究助成論文集—

第25巻

平成30年11月

〔研究論文〕

- ◇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 神戸大学大学院 国際協力研究科 准教授 井上 武 1
- ◇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 名古屋大学大学院 経済学研究科 教授 清水 克俊 27
- ◇大規模災害が金融市場にどのような効果を与えるか？ 名古屋市立大学大学院 経済学研究科 准教授 渡辺 直樹 69
- ◇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 敬愛大学 学部 教授 和田 良子 89
慶應義塾大学 総合政策学部研究科 修士課程 大塚 崇夫
- ◇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 一橋大学大学院 経営管理研究科 教授 安田 行宏 137

〔参 考〕

- ◇平成29年度 研究助成募集のお知らせ 155
- ◇ゆうちょ財団の研究助成について 157

一般財団法人 ゆうちょ財団

「研究助成論文集」発刊にあたって

当財団は、郵便局等を通じて行われる個人の貯蓄活動や郵便局等のお客様に対するサービスの向上及び利用増進に関する調査研究、研究助成等の事業を行うことにより、国民の皆様の福祉の増進に寄与することを目的として活動しております。こうした事業の一環として、毎年、郵便貯金をはじめとする個人貯蓄並びに資産の運用及びその市場に関する調査・研究に対して助成することにより、金融市場の健全な発展・向上を目的とする研究助成事業を行っており、その成果を論文集として取り纏め刊行しております。

毎年 4 月に募集を開始しておりますが、HP での公開のほか全国の大学に案内を送付するなど、幅広い研究者に応募して頂くよう心がけております。本書は、平成 29 年春に公募し、審査委員会での協議の結果採用された 5 件の調査・研究に対して助成を行い、1 年間の研究期間を経て纏められた論文を掲載しております。

なお、本書は発行元のゆうちょ資産研究センターの前身である（財）郵貯資金研究協会の『郵貯資金研究』より引き継いでいるもので、第 16 巻（平成 20 年 1 月）以降その名称を『ゆうちょ資産研究』と変更し、今回は第 25 巻にあたります。

研究者のみならず広く一般の方々にもご活用されることを祈念するとともに、引き続き弊財団の研究助成事業につきまして、皆様方のご支援ご協力をお願い申し上げます次第です。

平成 30 年 11 月

一般財団法人 ゆうちょ財団
理事長 朝日 譲治

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

神戸大学大学院 国際協力研究科 准教授 井上武

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

神戸大学大学院国際協力研究科

井上 武

要旨

金融発展は実体経済における金融仲介機関の規模が拡大する「金融深化」として捉えられることが多い。しかし、金融仲介機関はすべての所得階層の人々のニーズに等しく応えることはなく、むしろ一部の所得階層、とりわけ高所得層に偏る傾向がある (Claessens, 2006)。このため、低所得層を含むすべての人々が適切な費用で基本的な金融サービスにアクセスし、これを利用することを促す「金融包摂」という観点から金融発展を促進する政策的な動きが 2000 年代以降世界的に顕著になっている。

基本的な金融サービスへのアクセスが十分ではない場合、人々は金融取引を通じて経済活動に参加する機会が制限される。また、金融サービスの利便性が低い場合、人々が金融サービスから得られる便益は限定的なものになる。このような現象は、資産や所得が相対的に少なく、代替的に利用可能な金融サービスや金融仲介機関をもたない低所得層においてより強く見られる傾向がある。このため、金融包摂の進展は低所得層に対してより大きな恩恵をもたらすと考えられる。

金融包摂の重要性が世界的に認識されるに従って、商業銀行やマイクロファイナンス機関 (Microfinance Institutions: MFIs) などのフォーマル・セミフォーマルな金融仲介機関を通じた金融包摂が経済成長、所得格差、そして貧困削減に対してどのような効果を持ち得るかについての研究が進められている。主に発展途上国を対象とした実証分析では、金融包摂は経済成長を促進し、所得格差を縮小させ、低所得層の生活水準の向上に貢献していることが明らかにされている。このため、金融サービスへのアクセスの改善を図り、その利便性を高めることは、低所得層の経済厚生を高めることが期待されている。

しかしその反面、金融仲介機関がそれまで金融サービスを提供しなかった地域に新た

に進出することは現実的ではない場合が多く、このため、金融包摂を実際に促進するための具体的な方法が模索されている。その一つ的手段として、すでに都市部以外にも広範囲なネットワークを有している郵便局の活用が注目されている。本研究では低中所得層や農村部の人々にも金融サービスを提供し、世界最大規模の金融仲介機関に成長した日本の郵便金融に焦点を当て、郵便局のネットワークを通じた金融サービスへのアクセスや利便性の改善が戦後日本の所得格差にどのような影響を持ち得たかについて実証分析を行っている。本研究の概要は以下のとおりである。

イントロダクションの第1節につづき、第2節では郵便局数と貯金口座数から日本における郵便ネットワークを通じた金融サービスへのアクセスと利便性の程度について計測している。これにより、郵便局へのアクセスは1960年代初頭以降、改善しており、郵便局を通じた金融サービスの利便性は1980年代中葉を境に改善していることが確認された。

第3節では関連する先行研究のサーベイを行っている。先行研究はいずれも商業銀行、もしくはMFIsのデータを用いて金融包摂の進展度を計測しており、複数国からなるクロスセクションデータ、もしくはパネルデータによる分析の結果、総じて金融包摂の進展は所得格差の縮小につながることを明らかにしている。

第4節ではこうした関連する先行研究とは異なり、日本における郵便ネットワークを通じた金融包摂の所得格差に対する効果を分析している。金融包摂は多面的な性質のため、様々な指標によって進展度が測られてきたが、ここでは金融サービスへのアクセス性を1人当たり郵便局の数、そして金融サービスの利便性を1人当たりの通常貯金口座数からそれぞれ計測し、ジニ係数を説明するモデルを構築している。

第5節ではモデルの推定結果を説明している。1965年から1987年までの47都道府県のアンバランスパネルデータを用いて一般化モーメント法で推定した結果、1人当たり郵便局数と1人当たり貯金口座数のいずれで計測された場合でも金融包摂は所得格差に対してマイナスで有意な係数を持つことが明らかになった。このため、サンプル期間中の日本では金融包摂の進展は所得格差の縮小につながったことが確認された。

第6節では本研究の結論を述べている。本研究の分析結果は、国内を広範囲に網羅する郵便ネットワークが金融サービスへのアクセスと利便性を改善することで、域内の所得格差を縮小させる効果を発揮したことを示している。これは、郵便ネットワークが日本における金融面での社会的安全網としての役割を果たしてきたことを暗示している。従って、郵便局と金融業務が一体として運営されることで、郵便ネットワークは金融包摂を推進し、公共的な役割を果たすことができると考えられる。

以上

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

神戸大学大学院国際協力研究科

井上 武

1. はじめに

金融発展は複数の経路を通じて経済成長を促進する。例えば、銀行部門を始めとする金融仲介機能の発展は、①貯蓄の動員とプール、②リスクの取引・ヘッジ・プールの促進、③企業のモニタリングとコーポレート・ガバナンスの発揮、④情報の生産と資本の配分、そして⑤財・サービス取引の促進を通じて経済成長を促進すると想定されている（Levine, 2005）。こうした金融発展と経済成長の密接な関係を前提に、金融発展が所得格差の縮小や生活状況の改善に対しても有益であるかについて研究が進められている。そこでは、金融発展は低所得層の信用制約を削減し、彼らの生産的な資産や生産性を高めることで、低所得層の所得水準を相対的に引き上げ、格差縮小や貧困削減に貢献すると考えられている。関連する計量分析は金融発展が直接的、もしくは経済成長を通じて間接的に所得格差の縮小や貧困状況の削減に対して統計的に有意な効果を持つことを明らかにしている（例えば、Honohan, 2004; Jalilian and Kirkpatrick, 2005; Beck, Demirgüç-Kunt, and Levine, 2007a; Quartey, 2008; Jeanneney and Kpodar, 2011; Inoue and Hamori, 2012; Donou-Adonsou and Sylwester, 2016）。

こうした一連の研究では、金融発展は実体経済における金融仲介機関の規模が拡大する「金融深化」として捉えられることが多い。しかし、金融仲介機関はすべての所得階層の人々のニーズに等しく応えることはなく、むしろ一部の所得階層、とりわけ高所得層に偏る傾向がある（Claessens, 2006）。このため、低所得層を含むすべての人々が適切な費用で基本的な金融サービスにアクセスし、これを利用することを促す「金融包摂」という観点から金融発展を促進する政策的な動きが 2000 年代以降世界的に顕著になっ

ている。基本的な金融サービスへのアクセスが十分ではない場合、人々は金融取引を通じて経済活動に参加する機会が制限される。また、金融サービスの利便性が低い場合、人々が金融サービスから得られる便益は限定的なものになる。このような現象は、資産や所得が相対的に少なく、代替的に利用可能な金融サービスや金融仲介機関をもたない低所得層においてより強く見られる傾向がある。このため、金融包摂の進展は低所得層に対してより大きな恩恵をもたらすものと考えられる。

金融包摂の重要性が世界的に認識されるに従って、商業銀行やマイクロファイナンス機関（Microfinance Institutions: MFIs）などのフォーマル・セミフォーマルな金融仲介機関を通じた金融包摂が経済成長、所得格差、そして貧困削減に対してどのような効果を持ち得るかについての研究が進められている。主に発展途上国を対象とした実証分析では、金融包摂は経済成長を促進し、所得格差を縮小させ、低所得層の生活水準の向上に貢献していることが明らかにされている。このため、金融サービスへのアクセスの改善を図り、その利便性を高めることは、低所得層の経済厚生を高めることが期待されている。

しかしその反面、金融仲介機関がそれまで金融サービスを提供しなかった地域に新たに進出することは様々な理由から現実的ではない場合が多く、このため、金融包摂を実際に促進するための具体的な方法が模索されている。その一つ的手段として、都市部以外にも広範囲にネットワークを有している郵便局の活用が注目されている。本研究では低中所得層や農村部の人々にも金融サービスを提供し、世界最大規模の金融仲介機関に成長した日本の郵便金融に焦点を当て、郵便局のネットワークを通じた金融サービスへのアクセスや利便性の改善が戦後日本の所得格差にどのような影響を持ち得たかについて実証的に分析することを目的としている。この分析を通じて、高成長期の日本における金融包摂の効果を定量的に明らかにするとともに、今後、郵便ネットワークを通じた金融包摂を進めようとしている諸外国に対しても政策的な含意を提示できるものと考えている。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では金融包摂の進展度について考察する。

金融包摂は多面的な概念であるため、先行研究では金融包摂の進展度を計測するために幾つかの指標が提案されている。ここでは郵便局数と貯金口座数から日本における郵便ネットワークを通じた金融サービスへのアクセスと利便性の程度について計測する。第3節では関連する先行研究のサーベイを行う。金融包摂の効果を実証的に分析した先行研究の中で、郵便局を考慮している研究はない。このため、関連する研究として、商業銀行と MFIs を通じた金融包摂に関する研究を取り上げ、金融包摂の所得格差に対する効果について概観する。第4節では日本における郵便ネットワークを通じた金融包摂の所得格差に対する効果を分析するためのモデルとデータについて説明し、第5節で分析結果を提示する。最後に、第6節で本研究の結論を述べる。

2. 金融包摂の進展度

金融包摂は多面的な概念であり、先行研究は金融包摂の計測に際して幾つか異なる指標を提案している。例えば、Beck, Demirgüç-Kunt, and Martínez Peria (2007b) はアクセス性と利便性という2つの側面から金融包摂を捉え、金融包摂のアクセス性を1人当たりと1平方キロメートル面積当たりの銀行支店と現金自動預け払い機(ATM)の数、そして金融包摂の利便性を1人当たりの銀行貸付・預金口座の数と銀行貸付・預金額のGDP比からそれぞれ計測している。

また、Alliance for Financial Inclusion (AFI) (2013) は金融包摂を銀行サービスへのアクセスと利便性を保証するプロセスとして定義している。ここでは、銀行サービスへのアクセスは成人10万人当たりの銀行支店の数、少なくとも1つの銀行関連機関を持つ行政単位の割合、そして少なくとも1つの銀行関連施設を持つ行政単位に居住する人口割合という3つの指標から計測され、銀行サービスの利便性は少なくとも1つの種類の銀行口座を持つ成人の割合、もしくは成人10万人当たりの銀行口座の数により計測されている。

他方、Sarma (2008) は銀行サービスへのアクセス性、利用可能性、そして利便性の

3つの観点から金融包摂を捉え、それぞれ異なる指標から金融包摂を計測している。すなわち、銀行サービスへのアクセス性は人口1,000人当たりの銀行口座の数、銀行サービスの利用可能性は人口10万人当たりの銀行支店とATMの数、そして銀行サービスの利便性は銀行貸付と預金のGDP比によってそれぞれ計測され、金融包摂の多面性を表現するために、これらの代理変数から1つの合成指標が作成されている。

また、Park and Mercado (2016) は金融包摂を銀行サービスの利用可能性と利便性の2つの側面に分けて、利用可能性を成人10万人当たりの銀行支店とATMの数から測る一方、利便性を銀行貸付のGDP比と成人1,000人当たりの銀行からの借り手と預け手の数から計測している。

以上のように、金融包摂は多様な側面を包含しているため、どのような観点からどのような指標を用いて計測するかについては、先行研究の間で必ずしも一致した見解に至っていない。しかし、金融包摂を計測するために、幾つか共通の変数が用いられている。本稿は、Beck *et al.* (2007b) や AFI (2013) に沿って、金融包摂を金融サービスへのアクセスと利便性の2つの側面から捉え、郵便局の数と貯金口座の数から、戦後日本の郵便ネットワークを通じた金融包摂の進展度について概観する¹。

図1は日本国内のすべての郵便局について、その総数と1局当たりの人口の推移を示している。ここではサンプル期間中のデータの統一性を図るために郵便局数から分室と分局を除いている。郵便局の総数は1955年には全国で1万5,522局であったが、その後、年々着実に増加し、ピーク時の2001年には2万4,778局になった。一方、郵便局1局当たりの人口は1955年から1962年にかけて一時的に5,752人から5,813人まで増加した後、減少に転じ、1970年から2007年にかけて5,091人から5,199人の間で推移している。以上から、郵便局へのアクセスは少なくとも1960年代初頭以降、改善して

¹ 伊藤 (2010) は日本における郵便貯金の構成の中心が1950年代以降、通常貯金から定額貯金に移行し、高度経済成長期後半には定額貯金の増加が郵便貯金全体の増加を牽引するようになったことを明らかにしている。本研究では貯金口座数として定額貯金ではなく通常貯金を用いているが、これは定額貯金については口座数のデータは得ることができなかったことによる。

いると考えられる。ちなみに、金融機能を持つ郵便局の数は 2015 年時点で国内のその他の金融機関の合計の 2 倍以上あるため、郵便局は国内最大のアウトリーチを持つ金融仲介機関となっている (Rillo and Miyamoto, 2016)。

図 2 は郵便局における通常貯金口座の総数と 1 人当たりの通常貯金口座数の推移を示している。郵便局には様々な形態の貯金があるが、貯金口座の中では通常貯金の口座数が最も多いため、このデータを用いている。通常貯金口座数は 1957 年の 9,445 万口座から 1966 年の 7,927 万口座まで減少した後、増加に転じ、ピーク時の 2005 年には 1 億 1,796 万口座になった。一方、1 人当たりの口座数は 1957 年の 1.04 から 1986 年の 0.67 まで減少した後、増加傾向に転じ、2005 年に 0.92 になっている。このため、郵便局を通じた金融サービスの利便性は、口座数全体では 1960 年代中葉以降、1 人当たり口座数では 1980 年代中葉を境に改善に向かったと考えられる。ちなみに、Scher (2001) は 1990 年代末時点の 1 人当たり郵便貯金口座数を各国間で比較し、日本が世界の中で最も高い水準であることを指摘している。

3. 先行研究のサーベイ

先行研究ではこれまでのところ郵便ネットワークを通じた金融包摂の効果に関して実証分析は行われていない。他方、商業銀行や MFIs のデータを用いて、金融包摂が所得格差にどのような効果を持っているかについて検証した実証分析は数が少ないものの行われている。そこで以下では、世界全体のマクロデータを用いて、商業銀行や MFIs を通じた金融包摂の所得格差に対する効果を分析する先行研究について概観する。

初めに、Kai and Hamori (2009) は、途上国 61 ヶ国からなるクロスカントリーデータを用いて、マイクロファイナンスを通じた金融包摂の所得不平等に対する効果を検証している。金融包摂の進展度は MFIs の数、もしくは MFIs の借り手の数から計測され、1 人当たり実質 GDP とその 2 乗、経済開放度、インフレ率、民主化指数、地域ダミーなどの変数をコントロールし、ジニ係数を回帰した結果、金融包摂は MFIs の数と MFIs

の借り手の数のいずれの変数を用いた場合でもマイナスの符号を持ち、統計的に有意であることが明らかになった。このため、彼らはマイクロファイナンスを通じた金融包摂は所得格差を縮小させ、有効な再分配手段として利用可能であることを指摘している。

Mookerjee and Kalipioni (2010) は先進国及び途上国 70 ヶ国のクロスセクションデータを用いて、商業銀行が提供する金融サービスへのアクセス障害と金融サービスの利用可能性が所得格差に対してどのような効果を持っているかについて分析している。金融サービスへのアクセス障害は口座開設時に必要な最低残高と貸付申込書を提出する場所の数、そして金融サービスの利用可能性は成人 10 万人当たりの銀行支店数でそれぞれ測られている。彼らはこのような金融包摂の代理変数とともに、1 人当たり GDP、インフレ率、輸出入額の GDP 比、人口 1,000 人当たりの電話の数などのコントロール変数を用いてジニ係数を説明するモデルを最小二乗法 (ordinary least squares: OLS) と操作変数法 (instrumental variables method: IV) で推定した。その結果、金融サービスへの利便性は所得格差とマイナスの有意な関係を持ち、金融サービスへのアクセス障害は口座開設時の必要最低残高については OLS と IV の双方、貸付申込書の提出場所の数については OLS の場合のみ所得格差とプラスの有意な関係を持つことが分かった。このため、銀行支店へのアクセス拡大は所得格差を改善する一方、口座開設時のより高い最低残高は所得格差を悪化させると結論付けている。

Hermes (2014) は、途上国における貧困層のマイクロファイナンスへの参加が所得不平等の引き下げに貢献するかについて分析を行っている。貧困層のマイクロファイナンスへの参加は MFIs からの借入者数の総人口に対する割合と MFIs による貸付額の GDP 比によって計測されている。コントロール変数は、インフレ率、農村人口の割合、耕作可能な土地の割合、民主化水準、人口増加率、輸出入額の GDP 比、そして中等学校就学率である。彼らは 2000 年から 2008 年までの途上国 70 ヶ国のクロスセクションデータを用い、OLS と IV による分析を行い、その結果、より高いマイクロファイナンスへの参加がより低い所得不平等と相関していることを確認している。

Garcia-Herrero and Turégano (2015) は、先行研究が適用した金融包摂に関する複数の

指標を用いて、金融包摂が所得格差の縮小に貢献するかについて分析を行っている。金融包摂の指標に関しては、銀行口座を持つ成人の総人口に占める割合や信用全体と GDP に対する中小企業向け信用割合などの個々の指標とともに、Sarma (2008, 2012) や Cámara and Tuesta (2014) が考案した合成指標が用いられている。19 ヶ国から 75 ヶ国の範囲でクロスセクションデータとパネルデータを用いた分析を行い、その結果、9 つのケース中、5 つのケースで金融包摂とジニ係数の間にマイナスの有意な関係があることを明らかにしている。

Park and Mercado (2016) は、途上国 177 ヶ国における金融包摂の所得格差と貧困状況に対する効果を分析している。彼らは Sarma (2008) の手法に沿って、5 つの変数から金融包摂の合成指標を作成した。5 つの変数は、商業銀行の支店の数、商業銀行の ATM の数、成人 1 人当たりに対する商業銀行の借入者と預金者の割合、そして GDP に対する民間信用の割合である。実質 GDP 成長率、インフレ率、銀行信用増加率、初等学校卒業率、そして法のルールなどをコントロールし、2002 年から 2012 年までの平均値を用いたクロスセクションデータによる分析の結果、金融包摂はより低い貧困率と有意に相関するが、金融包摂と所得格差の間には有意な相関は見られないことを明らかにしている。

Aslan *et al.* (2017) は世界銀行による金融包摂の合成指標である Global Findex を用いて金融アクセスに対する格差指標を作成し、所得格差との関係を推定している。1 人当たり所得水準、農業生産の生産全体に占める割合、貿易開放度、インフレ率などをコントロールし、金融アクセス格差とジニ係数で測られる所得格差の関係についてクロスセクションデータを用いて分析したところ、金融サービスへのアクセス格差は所得格差とプラスの有意な関係を持つという結果が得られた。この結果はコントロール変数を変えても変化しない。このため、彼らは広範な金融サービスへの偏りないアクセスを実現することが政策的に重要であると述べている。

Neaime and Gaysset (2018) は、2002 年から 2015 年までの中東・北アフリカ 8 ヶ国からなるパネルデータを用いて、金融包摂の所得不平等、貧困状況、そして金融安定性に

対する効果を分析している。彼らは成人 10 万人当たりの銀行の数、もしくは成人 10 万人当たりの銀行の ATM の数に基づき金融包摂の程度を計測した。1 人当たり実質 GDP 成長率（実質 GDP もしくはその 2 乗）、インフレ率、輸出入の GDP 比、中等学校就学率などをコントロールし、一般化モーメント法（generalized method of moments : GMM）による推定の結果、銀行数の増加は所得不平等を縮小させるが、貧困率に対しては有意な効果を持たないこと、そして銀行の ATM の増加は金融の安定性に貢献することを明らかにしている。

以上のように、関連する研究の中では Park and Mercado（2016）が金融包摂の所得格差に対する有意な効果を検出していないが、その他の研究は金融包摂の進展が所得格差の縮小につながることを明らかにしている。

本研究は上述の先行研究とは次の諸点で異なっている。第一に、先行研究では商業銀行や MFIs に関するデータを用いて金融包摂の進展度を計測しているが、本研究では郵便局を通じた金融包摂に焦点を当てている。第二に、Park and Mercado（2016）や Aslan *et al.*（2017）は金融包摂の合成指標を用いて分析を行っているが、本研究は郵便ネットワークを通じた金融サービスへのアクセスと利便性を計測するために郵便局数と貯金口座数の双方を代替的に用いている。そして第三に、先行研究では複数の国を対象に分析を行っているが、本研究では日本 1 ケ国に焦点を当て、都道府県別のデータを用いた分析を行っている。

4. モデルとデータ

本研究では、低中所得層を含むすべての人々が適切な費用で基本的な金融サービスにアクセスし、これを利用することを促す金融包摂の観点から金融発展を捉え直し、金融包摂という金融サービスにアクセスし利用できるという「機会について格差」の変化が所得格差という「結果としての格差」の変化にどのような影響をもたらしたのかについて分析を行う。実証分析に際して、次のモデルを考える。

$$GINI_{i,t} = \alpha + \gamma GINI_{i,t-1} + \beta_1 FI_{i,t} + \beta_2 INCOME_{i,t} + \beta_3 X_{i,t} + u_{i,t}, \quad i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

ここで $GINI_{i,t}$ はジニ係数、 $FI_{i,t}$ は金融包摂、 $INCOME_{i,t}$ は 1 人当たり所得水準、 $X_{i,t}$ はコントロール変数、 $u_{i,t}$ は誤差項、 $i(=1, 2, \dots, N)$ は国、そして $t(=1, 2, \dots, T)$ は期間をそれぞれ表している。

被説明変数であるジニ係数 ($GINI$) は所得格差を測る代表的な指標の一つであり、数値が高いほど、より所得格差が大きいことを示している。ここでは総務庁 (現総務省) の『就業構造基本調査』のデータに基づき数値を算出している。

本研究において最も重要な説明変数が金融包摂 (FI) である。金融包摂はその多面的な性質のため、様々な指標によって進展度が測られてきた。ここでは先行研究に基づき金融サービスへのアクセス性と利便性から金融包摂を捉え、前者を 1 人当たりの郵便局の数 ($FI1$)、後者を 1 人当たりの通常貯金口座の数 ($FI2$) から計測している。郵便局数と通常貯金口座数は郵政省の『郵政統計年報』、そして人口は総務省の『国勢調査』からそれぞれ入手した。

金融包摂の進展により、すべての人々は適切なコストでフォーマル・セミフォーマルな金融仲介機関が提供する基本的な金融サービスへのアクセスや利用が可能になる。*Anson et al.* (2013) は、世界 60 ヶ国の口座所有データを用いて、郵便局と商業銀行の口座所有のパターンを分析し、郵便局は商業銀行と比べて、貧困層、低教育層、失業者など社会的脆弱層に対して口座を一層提供する傾向にあることを指摘している。このように郵便金融の顧客は世界的には比較的低所得層であることは知られており、日本もその例外ではない (梶村、2005; Rillo and Miyamoto, 2016)。このため、郵便ネットワークを通じた金融サービスへのアクセスと利便性が向上することで、低所得層の機会格差が縮小し、これが彼らの所得水準を高めることで所得格差につながることから (1) 式の金融包摂の係数はマイナスになると予想される。

関連する実証分析では所得格差を説明する重要な変数として 1 人当たり所得水準、も

しくはその変化率を用いている。こうした先行研究に沿って本研究でも 1 人当たり所得水準 (*INCOME*) を (1) 式でコントロールする。データは厚生労働省の『毎月勤労統計調査』から常用労働者の平均月額現金給与額を用いている。所得水準と所得格差の関係は分析対象となる国や地域によって必ずしも一様ではない。しかし、本研究の対象である日本では 1950 年代以降の高度成長期は「1 億総中流化」という言葉で示される現象が生じた時期であったことから、(1) 式における 1 人当たり所得水準の係数はマイナスになることが予想される。

その他の説明変数 (X) として、インフレ率 (*INF*)、第一次産業就業者比率 (*AGRI*)、高齢化率 (*AGED*) をコントロールしている。インフレ率は消費者物価指数の変化率であり、総務省のウェブサイトを通じて入手した消費者物価指数のデータに基づき算出している。物価水準の上昇は、一般的にインフレをヘッジする金融手段へのアクセスが限られ、また少ない資産の中で現金の割合が高い低所得者層に対してより大きなマイナスの影響をもたらすことが想定される (Easterly and Fischer 2001; Holden and Prokopenko 2001)。このため、(1) 式におけるインフレ率の係数はプラスになることが予想される。

第一次産業就業者比率と高齢化率は経済構造の特徴を示す変数であり、いずれも総務省の『国勢調査』からデータを入手した。第一次産業就業者比率は 15 歳以上就業者に占める農林水産業就業者の割合であり、高齢化率は総人口に占める 65 歳以上人口の割合である。第一次産業から第二次・第三次産業に就業者のウェイトが移ることで、低所得者層の収入は増加し、所得格差は縮小する (Jaumotte, Lall, and Papageorgiou, 2013)。また、高齢者の割合が上昇することで、労働力人口が減少し、所得格差は上昇する。このため、(1) 式における第一次産業就業者比率と高齢化率の係数はプラスになることが予想される。

(1) 式の推定に際しては 1965 年から 1987 年までの 47 都道府県のアンバランスパネルデータを用いている²。消費者物価指数を除くすべての変数は都道府県別のデータである。消費者物価指数に関しては、都道府県別のデータは 1970 年からしか入手するこ

² 沖縄県は 1972 年に日本に復帰したことから、それ以前は 46 都道府県のデータを用いている。

とができないため、全国データを用いている。また、郵便局数、貯金口座数、そしてインフレ率以外の変数は、3年間隔、もしくは5年間隔でしかデータを入手することができなかった。このため、こうした変数については線形補間によりデータを年次に補正している。表1は変数の定義と出所をまとめており、表2は記述統計を示している。

5. 分析結果

推定に際しては、GMMを用いている。これは推定モデルの説明変数にラグ付き被説明変数が含まれており、説明変数の潜在的な内生性に対処していることによる。

表3と表4は推定結果を示している。表3は1人当たり郵便局の数（*FI1*）、表4は1人当たり貯金口座の数（*FI2*）を金融包摂の指標として用いている。これらの表ではモデルに含まれる説明変数に応じて次の6つのケースに分けて推定結果を表示している。ケース1では金融包摂のみ説明変数として用いている。ケース2では金融包摂と1人当たり所得水準を説明変数として用いている。ケース3からケース5では金融包摂と1人当たり所得水準に加えてその他の説明変数をコントロールしている。すなわち、ケース3ではインフレ率、ケース4では第一次産業就業者比率、そしてケース5では高齢化率を追加している。最後に、ケース6ではすべての変数を説明変数として用いている。

表3の主要な分析結果は以下のとおりである。第一に、金融包摂（*FI1*）の係数は6つすべてのケースでマイナスの符号を持ち、1%水準で統計的に有意になった。このため、金融包摂の進展は金融サービスへのアクセス改善という点で所得格差の縮小につながると考えられる。この結果は、多くの先行研究と整合的であり、事前の予想とも一致している。

次に、1人当たり所得水準（*INCOME*）の係数はすべてのケースでマイナスの符号を持ち、1%水準で統計的に有意になった。所得水準が所得分配に対してどのような影響を与えるかについて様々な議論があり、結論には至っていないが、本研究の分析結果は1950年代から1980年代までの間、日本では所得水準の上昇は所得格差を縮小させた

可能性を指摘している。

コントロール変数に関しては、インフレ率 (*INF*)、第一次産業就業者比率 (*AGRI*)、高齢化率 (*AGED*) の係数はいずれも事前の予想どおりプラスの符号を持ち、統計的に有意であることが分かった。このため、インフレ率の上昇、第一次産業就業者比率の上昇、そして高齢化率の上昇はいずれも所得格差を拡大させる効果を持ったと考えられる。

次に、表 4 の主要な分析結果は以下のとおりである。第一に、金融包摂 (*FI2*) の係数は 6 つすべてのケースでマイナスの符号を持ち、1%水準で統計的に有意になった。この結果は表 3 の結果と一致している。このため、金融包摂の進展は金融サービスの利便性向上という点でも所得格差の縮小につながると考えられる。

その他の説明変数に関しては、1 人当たり所得水準 (*INCOME*) の係数はすべてのケースでマイナスの符号を持ち、統計的に有意である一方、インフレ率 (*INF*)、第一次産業就業者比率 (*AGRI*)、高齢化率 (*AGED*) の係数はいずれもプラスの符号を持ち、統計的に有意であることが確認された。このため、所得水準の上昇は所得格差の縮小を促し、インフレ率、第一次産業就業者比率、高齢化率の上昇は所得格差の悪化につながったと考えられる。これらは表 3 の結果と整合的である。

最後に、表 3 と表 4 はケースごとの過剰識別に関する J 統計量を報告している。「過剰識別制約を満たす」という帰無仮説は表 3 のケース 2 とケース 3 を除くすべてのケースと表 4 のすべてのケースにおいて 5%水準で棄却されないという結果が得られた。このため、モデルの特定化はほとんどのケースで統計的に支持されていると考えられる。

6. 結論

郵便ネットワークを通じた金融包摂の進展は、現在、先進国・途上国を問わず、世界的に注目されている。先進国では近年再び拡大傾向にある所得格差を是正する手段として、郵便金融の普及が期待されている。例えば、アメリカでは郵便公社に銀行機能を持たせることで、特に地方の低所得者層が基本的な金融サービスへのアクセスの改善とい

う点で最も恩恵を受ける可能性があるという研究結果があり（Despard, Friedline, and Refior, 2017）、実際に同国では現在、郵便銀行（postal bank）の設立に向けた動きが見られる。一方、途上国では貧困問題を解決する手段として、金融包摂の推進が主要な政策課題となっており、その一環として郵便ネットワークの活用が検討されている。例えば、インドではインド郵政が金融包摂を進展させる目的で設けられた新たな商業銀行のカテゴリーである決済銀行（payments bank）としての認可を中央銀行から受け、銀行業務を開始している。

こうした実際の動きからも分かるように、郵便ネットワークを通じた金融包摂の有効性についてはこれまでその重要性が指摘されてきたが、統計データに基づく実証分析はほとんど行われてこなかった。このため、本研究では、日本の郵便金融に関するデータを用いて、戦後日本の所得格差に対する郵便ネットワークを通じた金融包摂の効果について分析を行った。分析に際しては、1962年から1987年までの47都道府県からなるパネルデータを用い、1人当たり所得水準、インフレ率、第一次産業就業者比率、そして高齢化率をコントロールした上で、金融包摂で所得格差を示すジニ係数を説明するモデルを推定した。金融包摂は郵便ネットワークを通じた金融サービスへのアクセス性と利用可能性について1人当たり郵便局数と1人当たり通常貯金口座数からそれぞれ計測した。GMMによる推定の結果、金融包摂はアクセスと利便性のいずれにおいても所得格差の縮小につながることを確認された。

現在、日本国内では、商業銀行が厳しい経営環境の下、都市銀行や地方銀行を問わず業務効率化の一環として支店の統廃合を計画している。こうした商業銀行の動きに対して、ユニバーサルサービスを展開してきた郵便ネットワークがこれまでと同じように維持されるべきかについては多面的且つ客観的な分析に基づく議論が必要であろう。本稿の分析結果は、国内を広範囲に網羅した郵便ネットワークは金融サービスへのアクセスや利便性を改善することで、域内の所得格差を縮小させる効果を発揮したことを示している。これは、郵便ネットワークが日本における金融面での社会的安全網としての役割を果たしてきたことを暗示している。

諸外国の中には、収益性を重視するあまり、郵便局と金融業務を分離した結果、それまでの両者の間に存在した相乗効果が失われ、結局、郵便局は閉鎖され、顧客はサービスが受けられなくなり、金融業務を担う郵便銀行は収入が減少したという事例がある（Scher, 2001）。郵便局から金融業務が分離されるのではなく、一体として運営されることで、日本の郵便ネットワークは国内のその他の金融仲介機関が成しえない形で金融包摂を推進し、今後も公共的な役割を果たすことができると考えられる。

参考文献

邦語文献

- 伊藤真利子（2010）「高度成長期郵便貯金の発展とその要因—郵便貯金増強メカニズムの形成をめぐって—」 郵政資料館『郵政資料館研究紀要』 創刊号、pp. 48–65.
- 梶村均（2005）「郵便局をメインバンクにしている世帯と、郵便局を全く利用していない世帯の比較」 郵政総合研究所『調査研究レポート』（<https://www.yu-cho-f.jp/research/old/research/repo/17-k-yubinkyoku.pdf>）（2018 年 4 月 27 日アクセス）.
- 厚生労働省（各年）『毎月勤労統計調査年報 地方調査』（<http://www.stat.go.jp/data/chouki/19.html>）（2018 年 4 月 10 日アクセス）.
- 総務省（各年）『国勢調査』（<https://www.e-stat.go.jp/>）（2018 年 4 月 16 日アクセス）.
- 総務庁（各年）『就業構造基本調査』.
- 郵政省（各年）『郵政統計年報（昭和 63 年度から平成 6 年度までは『郵政行政統計年報』）』.

英語文献

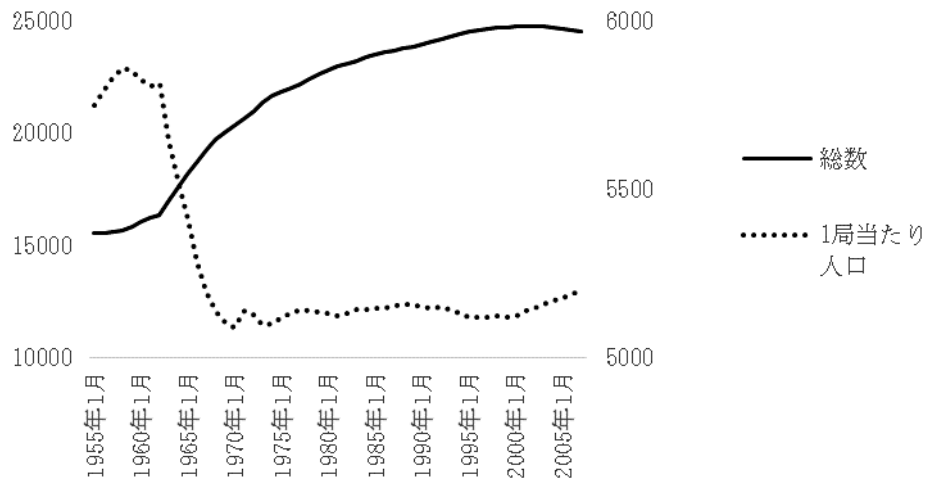
- Alliance for Financial Inclusion (AFI), 2013. *Measuring Financial Inclusion: Core Set of Financial Inclusion Indicators*. AFI, Bangkok.
- Anson, J., Berthand, A., Klapper, L., Singer, D., 2013. Financial inclusion and the role of the post office. World Bank Policy Research Working Paper 6630, World Bank, Washington D.C.
- Arellano, M., Bond, S., 1991. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies* 58, 277–297.
- Aslan, G., Delechat, C., Newiak, M., Yang, F., 2017. Inequality in financial inclusion and income inequality. IMF Working Paper WP/17/236, International Monetary Fund, Washington D.C.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., Levine, R., 2007a. Finance, inequality and the poor. *Journal of Economic Growth* 12, 27–49.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., Martínez Pería, M.S., 2007b. Reaching out: Access to and use of

- banking services across countries. *Journal of Financial Economics* 85, 234–266.
- Cámara, N., Tuesta, D., 2014. Measuring financial inclusion: A multidimensional index. BBVA Research Working Paper 14/26, BBVA Research, Madrid.
- Claessens, S., 2006. Access to financial services: A review of the issues and public policy objectives. *The World Bank Research Observer* 21, 207–240.
- Despard, M., Friedline, T., Refior, K., 2017. Can post offices increase access to financial services? A geographic investigation of financial services availability. Center on Assets, Education, and Inclusion Report, University of Kansas, Lawrence.
- Donou-Adonsou, F., Sylwester, K., 2016. Financial development and poverty reduction in developing countries: New evidence from banks and microfinance institutions. *Review of Development Finance* 6, 82–90.
- Easterly, W., Fischer, S., 2001. Inflation and the poor. *Journal of Money, Credit and Banking* 33, 160–178.
- Garcia-Herrero, A., Turégano, D.M., 2015. Financial inclusion, rather than size, is the key to tackling income inequality. BBVA Research Working Paper 15/05, BBVA Research, Madrid.
- Hermes, N., 2014. Does microfinance affect income inequality? *Applied Economics* 46, 1021–1034.
- Holden, P., Prokopenko, V., 2001. Financial development and poverty alleviation: Issues and policy implications for developing and transition countries. IMF Working Paper 01/160, International Monetary Fund, Washington D.C.
- Honohan, P., 2004. Financial development, growth and poverty: How close are the links? World Bank Policy Research Working Paper 3203, World Bank, Washington D.C.
- Inoue, T., Hamori, S., 2012. How has financial deepening affected poverty reduction in India? Empirical analysis using state-level panel data. *Applied Financial Economics* 22, 395–408.
- Jalilian, H., Kirkpatrick, C., 2005. Does financial development contribute to poverty reduction? *Journal of Development Studies* 41, 636–656.

- Jaumotte, F., Lall, S., Papageorgiou, C., 2013. Rising income inequality: Technology, or trade and financial globalization? *IMF Economic Review* 61, 271–309.
- Jeanneney, S.G., Kpodar, K., 2011. Financial development and poverty reduction: Can there be a benefit without a cost? *Journal of Development Studies* 47, 143–163.
- Kai, H., Hamori, S., 2009. Microfinance and inequality. *Research in Applied Economics* 1, 1–12.
- Levine, R., 2005. Finance and growth: Theory and evidence, in: Aghion, P., Durlauf, S.N. (Eds.), *Handbook of Economic Growth*. Elsevier, Amsterdam, pp. 865–934.
- Mookerjee, R., Kalipioni, P., 2010. Availability of financial services and income inequality: The evidence from many countries. *Emerging Markets Review* 11, 404–408.
- Neaime, S., Gaysset, I., 2018. Financial inclusion and stability in MENA: Evidence from poverty and inequality. *Finance Research Letters* 24, 230–237.
- Park, C.-Y., Mercado Jr., R.V., 2016. Does financial inclusion reduce poverty and income inequality in developing Asia? in: Gopalan, S., Kikuchi, T. (Eds.), *Financial Inclusion in Asia: Issues and Policy Concerns*. Palgrave Macmillan, London, pp. 61–92.
- Quartey, P., 2008. Financial sector development, savings mobilization and poverty reduction in Ghana in: Guha-Khasnobis, B., Mavrotas, G. (Eds.), *Financial Development, Institutions, Growth and Poverty Reduction*. Palgrave Macmillan, Basingstoke, pp. 87–119.
- Rillo, A.D., Miyamoto, J., 2016. Innovating financial inclusion: Postal savings system revisited. ADBI Policy Brief 2016-3, Asian Development Bank Institute, Tokyo.
- Sarma, M., 2008. Index of financial inclusion. ICRIER Working Paper 215, Indian Council for Research on International Economic Relations, New Delhi.
- Sarma, M., 2012. Index of financial inclusion — A measure of financial sector inclusiveness. Berlin Working Papers on Money, Finance, Trade, and Development 2012-07, Hochschule für Technik und Wirtschaft Berlin, Berlin.
- Scher, M.J., 2001. Postal saving and the provision of financial services: Policy issues and Asian

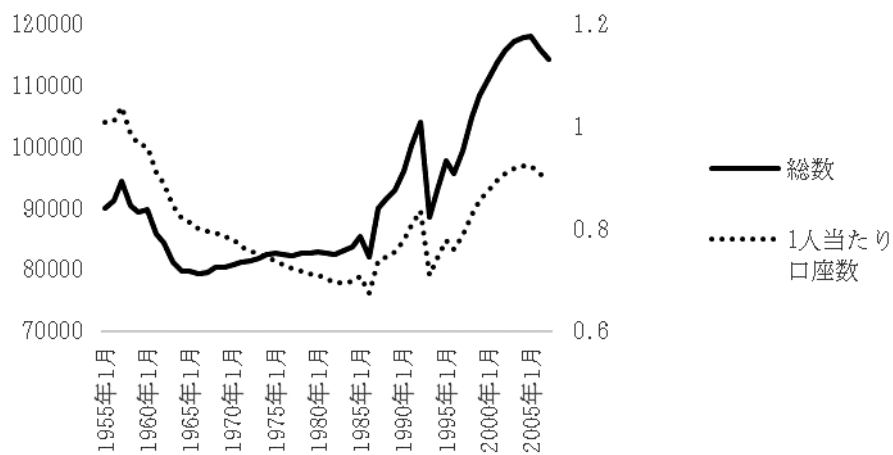
experiences in the use of the postal infrastructure for savings mobilization. DESA Discussion Paper 22, Department of Economic and Social Affairs, New York.

図1 郵便局数



出所：郵政省（各年）のデータに基づき作成。

図2 通常貯金口座



出所：図1と同じ。

表 1 変数の定義と出所

変数	定義	出所
<i>GINI</i>	ジニ係数（％）の対数	総務庁（各年）
<i>FII</i>	1 人当たり郵便局（除く分室・分局）数の対数	郵政省（各年）
<i>FI2</i>	1 人当たり通常貯金口座数×1000 の対数	
<i>INCOME</i>	事業所規模 30 人以上の常用労働者 1 人当たりの 平均月額現金給与額の対数	厚生労働省（各年）
<i>INF</i>	消費者物価指数（全国・食料）の対数差分	総務省（各年）
<i>AGRI</i>	第一次産業就業者の就業者全体に占める割合 （％）の対数	総務省（各年）
<i>AGED</i>	65 歳以上人口の人口全体に占める割合（％）の 対数	総務省（各年）

表 2 記述統計

変数	平均	標準偏差	最大	最小
<i>GINI</i>	3.4752	0.0673	3.6800	3.3123
<i>FII</i>	-8.3894	0.3835	-7.6391	-9.4003
<i>FI2</i>	-0.4096	0.3284	0.4180	-3.7103
<i>INCOME</i>	11.8010	0.7284	12.9350	10.2984
<i>INF</i>	0.0591	0.0520	0.2440	-0.0089
<i>AGRI</i>	2.8044	0.8709	3.9243	-2.6082
<i>AGED</i>	2.2198	0.2501	2.7871	1.4620

表 3 分析結果 (1)

	ケース 1	ケース 2	ケース 3	ケース 4	ケース 5	ケース 6
<i>GINI</i> (-1)	0.7802 (0.0001)***	0.7628 (4.41E-05)***	0.7689 (0.0002)***	0.7402 (0.0002)***	0.7554 (0.0001)***	0.7304 (0.0008)***
<i>FII</i>	-0.0372 (4.94E-05)***	-0.0108 (7.51E-06)***	-0.0269 (0.0001)***	-0.0465 (0.0006)***	-0.0098 (0.0001)***	-0.0869 (0.0013)***
<i>INCOME</i>		-0.0021 (5.47E-06)***	-0.0013 (6.76E-06)***	-0.0017 (1.60E-05)***	-0.0056 (2.56E-05)***	-0.0092 (4.82E-05)***
<i>INF</i>			0.0222 (3.94E-05)***			0.0493 (0.0002)***
<i>AGRI</i>				0.0035 (3.21E-05)***		0.0071 (3.02E-05)***
<i>AGED</i>					0.0146 (4.44E-05)***	0.0470 (0.0004)***
J 統計量	52.8195	81.5147	60.7208	46.9992	4.2809	50.9272
P 値	0.2274	0.0009	0.0479	0.3120	1.0000	0.1625
サンプル数	978	978	978	961	978	961

注 1) 表中の括弧内の数値は標準誤差を示している。

注 2) *GINI* はジニ係数、*FII* は 1 人当たり郵便局の数、*INCOME* は 1 人当たり所得水準、*INF* はインフレ率、*AGRI* は第一次産業就業者の就業者全体に占める割合、そして *AGED* は 65 歳以上人口の人口全体に占める割合をそれぞれ示している。

注 3) ***は 1%水準で統計的に有意であることを示している。

表 4 分析結果 (2)

	ケース 1	ケース 2	ケース 3	ケース 4	ケース 5	ケース 6
<i>GINI</i> (-1)	0.7943	0.7689	0.7760	0.7496	0.7616	0.7459
	(3.64E-06)***	(0.0001)***	(7.80E-05)***	(9.16E-05)***	(0.0001)***	(9.91E-05)***
<i>F12</i>	-0.0061	-0.0097	-0.0105	-0.0082	-0.0094	-0.0086
	(5.37E-07)***	(2.26E-05)***	(3.51E-06)***	(2.12E-06)***	(4.86E-05)***	(3.19E-05)***
<i>INCOME</i>		-0.0026	-0.0021	-0.0033	-0.0059	-0.0100
		(9.22E-06)***	(6.70E-06)***	(1.27E-05)***	(2.50E-05)***	(7.02E-05)***
<i>INF</i>			0.0208			0.0380
			(1.01E-05)***			(0.0001)***
<i>AGRI</i>				0.0015		0.0036
				(1.21E-05)***		(2.14E-05)***
<i>AGED</i>					0.0138	0.0375
					(4.35E-05)***	(0.0001)***
J 統計量	48.1511	46.9965	43.2504	36.8978	54.9571	47.0521
P 値	0.3858	0.3507	0.5036	0.8287	0.1244	0.2385
サンプル数	978	978	978	961	978	961

注 1) 表中の括弧内の数値は標準誤差を示している。

注 2) *GINI* はジニ係数、*F12* は 1 人当たり通常貯金口座の数×1000、*INCOME* は 1 人当たり所得水準、*INF* はインフレ率、*AGRI* は第一次産業就業者の就業者全体に占める割合、そして *AGED* は 65 歳以上人口の人口全体に占める割合をそれぞれ示している。

注 3) ***は 1%水準で統計的に有意であることを示している。

Measuring the effect of quantitative easing on the lower bound of interest rate and economic activity

名古屋大学大学院 経済学研究科 教授 清水克俊

Measuring the effect of quantitative easing on the lower bound of interest rate and economic activity ☆

Hokuto Ishii^a, Katsutoshi Shimizu^{b,*}

^a*Graduate School of Economics, Nagoya University*

^b*Department of Economics, Nagoya University*

Abstract

Using the shadow rate affine arbitrage-free Nelson-Siegel models and the shadow rates implied by the consumption-Euler equation, we examine the effect of a quantitative easing policy on the economy in a model with time-varying lower bounds of interest rates. We find evidence of the following: (i) commitment policy in the midst of the 2000s and large-scale asset purchasing after the global financial crisis (GFC) reduce the lower bounds of interest rates; (ii) expanding the monetary base is more influential on the economy than expanding central bank reserves; and (iii) neither of these simple instruments is effective in lowering the lower bounds of interest rates. We argue that a central bank is able to lower the lower bounds, but its effect on the economy is too small.

Keywords: monetary policy, shadow rate, quantitative easing monetary policy, zero interest rate, term structure

JEL classification: E52; E58; E43; E44; G12

28 February, 2018

☆

*Corresponding author: Katsutoshi Shimizu, Department of Economics, Nagoya University.

Address: Furo-cho, Chikusa-ku, Nagoya, Aichi, 464-8601, Japan. Tel.: +81-52-789-2378, Fax: +81-52-789-2378

Email addresses: `ishii.hokuto@h.mbox.nagoya-u.ac.jp` (Hokuto Ishii), `shimizu@soec.nagoya-u.ac.jp` (Katsutoshi Shimizu)

1. Introduction

1. Introduction Recently, several central banks, i.e., the European Central Bank (ECB), Denmark Nationalbank, Sveriges Riksbank, Swiss National Bank, and Bank of Japan (BOJ), adopted a monetary policy of negative interest rates. For example, BOJ announced that the interest rate on current accounts would be -0.1% starting in January 2016, the deposit rate of the Swiss National Bank was set at -0.75% at the end of 2016, and the ECB lowered the interest rate to -0.4% . Before these changes to the monetary policy, people had assumed that a zero interest rate was the lower bound for interest rates. This bounds as called the zero lower bound (ZLB) by academics. However, we now know that the lower bound of interest rates can be negative if the central bank adopts such a monetary policy. Several studies have challenged the issue of ZLB using the notion of Black's shadow rate (Black 1995). Krippner (2013) estimates the currency-adjusted-bond (CAB)-Vasicek model. Christensen and Rudebusch (2015) estimate a three-factor shadow-rate model of Japanese yields. Wu and Xia (2016) consider a multifactor shadow rate term structure model (SRTSM). Ichiue and Ueno (2015) estimate a Black's model with Japa's data and showed that the shadow rate fell into a negative range even when the call rate was approximately 0.5% and before the BOJ adapted a zero interest rate policy in 1999. According to Black (1995), the observed nominal short rate is nonnegative because currency produces a nominal interest rate of zero. In other words, currency imposes a ZLB on yields. Black postulated a shadow short rate, s_t and assumed that the observed instantaneous risk-free rate r_t is given by the

by the greater of the shadow rate or zero, that is, $r_t = \max\{s_t, 0\}$. Following Black (1995), a few studies extended the notion of a zero lower bound to non-zero lower bound. Although Wu and Xia (2016) simply set the lower bound at 25 bp, Kim and Pribsch (2013) treat the lower bound as a free parameter to be estimated, and obtain a value of 14 bp using U.S. Treasury yields. The aim of this study is to measure the effect of quantitative easing in a model with time-varying lower bounds of interest rates during the long period of near-zero interest rates in Japan. In our analysis, we suppose that lower bounds on interest rates change over time, and the central bank can influence these bounds by quantitative easing. More specifically, we assume that a nominal rate, r_t is given by the greater of the shadow rate, s_t and the lower bound z_t , that is, $r_t = \max\{s_t, z_t\}$. In particular, we do not assume that z_t must be nonnegative. We raise several questions that we attempt to answer as follows: What are the economic implications of negative interest rates? Are lower bounds of interest rates affected by a central bank's monetary policy, in particular quantitative easing policy? Should a central bank target either the monetary base or reserves to stimulate the economy through quantitative easing? What are the different effects of a policy of monetary base targeting versus a policy of changing reserves? Similar to our paper, Wu and Xia (2016) argue that the Federal Reserve succeeded in lowering the unemployment rate, using a multi-factor shadow rate term structure model¹. Our approach is different from Wu and Xia's (2016) in several

¹Wu and Xia (2017) investigate the effectiveness of the ECB's negative interest rate policy on the yield curve with a new shadow-rate term structure model. They find a 10 bp drop in the lower bound lowers the short-term rate by the same amount, and lowers the 10-year yield by 6 to 8 bp.

respects. With respect to methodology, we estimate the time-varying lower bounds of interest rates and examine the effects of quantitative easing on economic indicators in a model that explicitly incorporates such lower bounds². We also use the shadow rates implied by consumption-Euler equations to estimate the lower bounds. Our critical assumption is that households' consumption satisfies the Euler's equations with respect to shadow rates. Our study is the first to report time-varying lower bounds of interest rates for Japanese data. Using the estimated time-varying lower bounds, our study contributes to the literature that investigates the effectiveness of monetary policy under a near-zero interest rate environment. We find evidence that a commitment policy in the midst of the 2000s and large-scale asset purchasing after the global financial crisis (GFC) lowered the lower bounds of interest rates. We also find new evidence showing that expanding the monetary base is more influential on the economy than expanding the central bank's reserves. However, neither of these simple instruments is effective in lowering the lower bounds of interest rates. We argue that quantitative easing can reduce these lower bounds, but its effect on the economy is too small. This study also contributes to the econometric methodology for estimating the effect of the monetary policy of quantitative easing. Compared to the existing literature, our method is novel in that we use the shadow rates implied by the consumption-Euler equation. The method consists of four parts. First, we derive Euler equations for two types of utility functions, constant relative risk aversion (CRRA) type and habit type, and obtain the implied

²Christensen and Rudebusch (2015, p238-239) state that they are skeptical about the use of a non-zero lower bound, partly because of the lack of motivation.

real and nominal rate of interest rates. Second, we treat the implied rates as shadow rates and estimate the shadow rate affine arbitrage-free Nelson-Siegel (AFNS) models by the Kalman filter. The AFNS model belongs to a class of broader affine term structure models (Duffie and Kan 1996, Dai and Singleton 2000, Duffie 2002). Third, using the estimated parameters of the AFNS models, we compute the time-varying lower bounds of the actual interest rates, as the theoretical option price. Finally, we estimate the factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) model including a lower bound as one of the variables. The final analysis provides impulse responses of the macroeconomic indicators to the quantitative easing, i.e., the expansion of the monetary base and the BOJ's reserves. The paper is organized as follows. Section 2 describes our methodology. Section 3 provides the estimated results. Section 4 concludes the paper.

2. Econometric methodology

2.1. The outline of econometric methodology

Our econometric approach consists of the following four steps.

Step 1 : We derive the implied real rates from the consumption-Euler equation.

Step 2 : From the series of implied real rates and inflation rates, we calculate the nominal shadow rates.

Step 3 : We estimate shadow-rate AFNS models, using the estimated shadow rates. We derive implied lower bounds using the estimated parameters of AFNS models by numerically solving the theoretical option pricing formula.

Step 4 : We estimate the FAVAR model, including implied lower bounds and a quantitative easing measure.

Here after, we explain these four steps in turn.

2.2. Euler equation and the implied real rate

In Step 1, we consider Euler equations for two utility functions. First, we consider the usual CRRA utility

$$u(C_t) = \frac{1}{1-\alpha} C_t^{1-\alpha} \quad (1)$$

where C_t denotes consumption at time t and α denotes relative risk aversion. For an individual maximizing his or her discounted lifetime utility, the consumption-Euler equation of consumptions between t and $t+T$ becomes

$$\exp(-r(t, T)T) = \beta(t, T) E_t \left[\left(\frac{C_{t+T}}{C_t} \right)^{-\alpha} \right] \quad (2)$$

where $\beta(T)$ is a discount factor, $r(t, T)$ is a real shadow rate at time t maturing at time $t+T$, and E_t denotes the conditional expectation at time t .

Defining $c_t = \ln C_t$ and assuming a log-normal distribution, the above equation becomes

$$\exp(-r(t, T)T) = \beta(t, T) \exp(-\alpha(E_t(c_{t+T}) - c_t) + 0.5\alpha^2 V_t(c_{t+T})) \quad (3)$$

where V_t denotes the conditional variance at time t .

Second, we consider the habit model of Fuhrer (2000), which assumes that the consumer's period utility function is

$$u(C_t, H_t) = \frac{1}{1-\alpha} \left(\frac{C_t}{H_t^\gamma} \right)^{1-\alpha} \quad (4)$$

where H_t is the habit level of consumption at period t and γ is a parameter indexing the importance of habit. When the autocorrelation coefficient of H_t is close to zero, the utility function becomes

$$u(C_t, H_t) = \frac{1}{1-\alpha} \left(\frac{C_t}{C_{t-1}^\gamma} \right)^{1-\alpha} \quad (5)$$

Then, the Euler equation is given by

$$\beta(t, T) \exp(-r(t, T)T) = \frac{\exp(a_t) - \beta(t, T)\gamma \exp(b_t)}{\exp(d_t) - \beta(t, T)\gamma \exp(e_t)} \quad (6)$$

where

$$a_t = \gamma(\alpha - 1)c_{t-1} - \alpha c_t$$

$$b_t = (\gamma(\alpha - 1) - 1)c_t + (1 - \alpha)E_t c_{t+T} + 0.5(1 - \alpha)^2 V_t(c_{t+T})$$

$$d_t = \gamma(\alpha - 1)c_t - \alpha E_t c_{t+T} - E_t \pi_{t+T} + 0.5\alpha^2 V_t(c_{t+T}) + 0.5V_t(\pi_{t+T})$$

$$+ \alpha \text{cov}_t(c_{t+T}, \pi_{t+T})$$

$$\begin{aligned} e_t = & (\gamma(\alpha - 1) - 1)E_t c_{t+T} + (1 - \alpha)E_t c_{t+T+1} - E_t \pi_{t+T} + 0.5(\gamma(\alpha - 1) - 1)^2 V_t(c_{t+T}) \\ & + 0.5(1 - \alpha - 1)^2 V_t(c_{t+T+1}) + 0.5V_t(\pi_{t+T}) + (1 - \alpha)(\gamma(\alpha - 1) - 1)\text{cov}_t(c_{t+T}, c_{t+T+1}) \\ & - (1 - \alpha)(\text{cov}_t(\pi_{t+T}, c_{t+T+1}) + \text{cov}_t(\pi_{t+T}, c_{t+T})) \end{aligned}$$

Following Canzoneri et al. (2007), we derive the implied real rates $\hat{r}(t, T)$

for each of the two utility functions using Eqs. (3) and (6), respectively.

2.3. Nominal shadow rate implied by Euler equation In Step 2, we calculate a nominal shadow rate $s(t, T)$ using the implied real rate and the inflation rate $\pi(t, T)$ as

$$\hat{s}(t, T) = \hat{r}(t, T) + \pi(t, T), \quad (7)$$

as the implied by Fisher equation.

2.3. The upper bound as a strike price of shadow bond option

In Step 3, we consider shadow-rate AFNS models. As explained briefly in the introduction, we extend Black's notion of shadow rate as

$$i(t, T) = \max\{s(t, T), z(t, T)\} \quad (8)$$

where $i(t, T)$ is a nominal interest rate and $z(t, T)$ is a lower bound on the nominal interest rate. The lower bound of interest rates corresponds to the upper bound of bond prices. When the ZLB applies, the upper bound of bond prices is equal to its face value. If we define the upper bound of a bond price as $Z(t, T)$, the bond price cannot exceed the upper bound $Z(t, T)$. This means that a bondholder must sell the shadow bond at price $Z(t, T)$ when this occurs. In other words, the bond holder is a seller of a call option on a shadow bond with a strike price $Z(t, T)$. Therefore, holding a bond with an upper bound is the same as holding the shadow bond and selling the call option. The upper bound of the bond price $Z(t, T)$ can be greater than, equal to, or smaller than the bond's face value. If holding cash involves no friction, and

cash pays zero interest rate, the upper bound is just the bond's face value. If there are relative benefits to holding bonds or relative costs to holding cash, and if cash pays zero interest rate, the upper bound becomes greater than the bond's face value because the positive cost of cash means that the actual rate on holding cash, including this cost, is negative. In contrast, if there are relative benefits to holding cash or relative costs to holding bonds, and if cash pays a zero interest rate, the upper bound becomes lower than the bond's face value because the positive benefit of holding cash means that the actual rate on holding cash, including this benefit, is positive. The central bank's reserve policy affects the benefit/cost ratio of holding cash, as long as we consider reserves equivalent to cash. The Federal Reserve began to pay interest on reserves in 2008 (Emergency Economic Stabilization Act). Following FRB, BOJ also began to pay interest on the excess reserves in 2008. Curdia and Woodford (2011) argue that the optimal interest payment on reserves should be equal to the policy rate. When the interest rate on reserves is positive, this interest rate can be regarded as a relative benefit of holding reserves (or cash), which makes the lower bound of the interest rate positive. When the interest rate on reserves is negative, this interest rate can be regarded as the relative cost of holding reserve (or cash), which makes the lower bound of the interest rate negative. In this way, the central bank can influence the lower bound of the interest rate by changing the benefit/cost ratio of holding cash relative to bonds. An alternative way to affect the benefit/cost ratio is to buy a large amount of bonds through open market operations. Several studies have investigated the effect of large-scale asset purchases (Gertler and Karadi 2013, D'Amico and King 2013, D'Amico et al. 2012, Chen et al.

2012, Gagnon et al. 2011, Vayanos and Vila 2009). For example, the Federal Reserve purchased \$1.75 trillion in 2009, the Bank of England purchased \$275 billion in 2012, and BOJ purchased ¥100 trillion as of 2012. Large-scale asset purchase programs, which typically leave a low amount of bonds in the market, increase the cost of holding bonds relative to cash because financial institutions must hold bonds for regulatory reasons such as Basel regulation or for allocating their assets efficiently by holding an appropriate amount of risk-free assets. Such policy makes it difficult for financial institutions to find sellers of bonds, which means that the benefit of holding bonds related to regulatory or other reasons increases. As mentioned in the introduction, we do not observe the lower bounds of interest rates, which can be positive, zero, or negative. Hence, we need to estimate these lower bounds by partly applying the method of Krippner (2012) and Christensen and Rudebusch (2015) (hereafter abbreviated as KCR)³. The idea of this method comes from Black’s option theory of interest rates. We utilize the fact that holding a bond with an upper bound is the same as holding the shadow bond and selling a call option on the bond. As has been argued by KCR, the final value to the bondholder, W_t , is given by the smaller of either the shadow bond price $S(T, T)$ or the upper bound price $Z(T, T)$. That is,

$$W_T = \min\{S(T, T), Z(T, T)\} = S(T, T) - \max\{S(T, T) - Z(T, T), 0\} \quad (9)$$

³See also Christensen and Rudebusch (2016).

The last term on the right-hand side represents the payoff of a call option with a strike price of $Z(T, T)$ and an original asset $S(T, T)$. Therefore, holding a bond with an upper bound is equivalent to holding the shadow bond and selling this call option. Following KCR, we consider a European call option at time 0 with maturity T and a strike price $Z(T, T)$ written on the shadow discount bond maturing at $T + \delta$. $T + \delta$ is the shortest maturity available after time T . This call option approximates the option in Eq. (9), whose value is defined as

$$\begin{aligned} C(T, T + \delta, Z(T, T)) &= E_0^Q [S(0, T) \max\{S(T, T + \delta) - Z(T, T), 0\}] \\ &= S(0, T + \delta)N(d_1) - Z(T, T)S(0, T)N(d_2) \end{aligned} \quad (10)$$

where

$$\begin{aligned} d_1 &= \left(\ln \frac{S(0, T + \delta)}{S(0, T)Z(T, T)} + 0.5T\nu_t^2 \right) \frac{1}{\nu_t\sqrt{T}}, \\ d_2 &= d_1 - \nu_t\sqrt{T}, \end{aligned} \quad (11)$$

ν_t is the diffusion coefficient, and N is the cdf of the standard normal distribution. The conditional expectation in Eq. (10) is taken with respect to the risk neutral measure Q . Then, the value of the auxiliary bond with an upper bound $Z(T, T)$ is approximately equal to

$$P(T, T + \delta) = S(0, T + \delta) - C(T, T + \delta, Z(T, T)) \quad (12)$$

, which comes from Eq. (9). As already mentioned, the value of this auxiliary bond is the value of the shadow bond minus the price of a call option.

Following KCR, we consider the instantaneous forward rate on the auxiliary bond, which is defined as

$$\underline{f}(t, T) = \lim_{\delta \rightarrow 0} \left[-\frac{d}{d\delta} P(t, T + \delta) \right] \quad (13)$$

where we assume that the actual bond is approximated by the auxiliary bond and regard $\underline{f}(t, T)$ as the forward rate of the actual bond⁴. Furthermore, following KCR, the forward rate on the shadow bond $f(t, T)$ and that of the actual bond $\underline{f}(t, T)$ satisfy

$$\underline{f}(t, T) = f(t, T) + g(t, T). \quad (14)$$

where the adjustment term $g(t, T)$ is given by⁵

$$\begin{aligned} g(t, T) &= \lim_{\delta \rightarrow 0} \left(\frac{d}{d\delta} \left(\frac{C(t, T, T + \delta, Z(t, T))}{P(t, T)} \right) \right) \\ &= z(t, T) + (f(t, T) - z(t, T)) N \left(\frac{f(t, T) - z(t, T)}{\nu_t} \right) \\ &\quad + \nu_t \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp \left(-\frac{1}{2} \left[\frac{f(t, T) - z(t, T)}{\nu_t} \right]^2 \right) \end{aligned} \quad (15)$$

⁴See Eq. (5) in Christensen and Rudebusch (2015). KCR's currency-adjusted-bond-Vasicek model consider the bond price at time t maturing at the shortest maturity available, $t + \delta$. Investors can either buy the bond at a price $P(t, t + \delta)$ and receive one unit of currency at the maturity date or just hold the currency. The availability of currency implies that the last incremental forward rate of any bond will be nonnegative due to the future availability of currency in the immediate time prior to its maturity. When letting $\delta \rightarrow 0$, the continuous limit identifies the nonnegative instantaneous forward rate.

⁵This equation is similar to the last equation on page 238 of Christensen and Rudebusch (2015).

The adjustment term $g(t, T)$ represents the change in the value of call option maturing at time T .

2.4. The shadow-rate AFNS model

We consider a three-factor AFNS model as in Christensen and Rudebusch (2015) and Christensen et al. (2011). The shadow rate is assumed to follow

$$s(t, T) = X_t^1 + X_t^2, \quad (16)$$

and the three state variables follow

$$\begin{pmatrix} dX_t^1 \\ dX_t^2 \\ dX_t^3 \end{pmatrix} = - \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & \lambda & -\lambda \\ 0 & 0 & \lambda \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_t^1 \\ X_t^2 \\ X_t^3 \end{pmatrix} dt + \begin{pmatrix} \sigma_{11} & 0 & 0 \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & 0 \\ \sigma_{31} & \sigma_{32} & \sigma_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} dW_t^{1,Q} \\ dW_t^{2,Q} \\ dW_t^{3,Q} \end{pmatrix} \quad (17)$$

As is well known, the yield of AFNS(3) is given by

$$\begin{aligned} iy(t, T) = & X_t^1 + \left(\frac{1 - e^{-\lambda(T-t)}}{\lambda(T-t)} \right) X_t^2 \\ & + \left(\frac{1 - e^{-\lambda(T-t)}}{\lambda(T-t)} - e^{-\lambda(T-t)} \right) X_t^3 - \frac{A(t, T)}{T-t} \end{aligned} \quad (18)$$

, where the factor loading structure is similar to that in Nelson and Siegel (1987).⁶ The three factors X_t^1 , X_t^2 , and X_t^3 represent as the factor loadings of level, slope, and curvature, respectively. The last term on the right hand side $A(t, T)/(T-t)$ is a yield-adjustment term that guarantees no arbitrage. The drift coefficient λ and the volatility matrix in Eq. (17) determines this

⁶See the first equation in page 235 of Christensen and Rudebusch (2015).

adjustment term and the volatility of the yields $\nu_t^2 = V_t(\ln P(t, \tau))^7$.

2.4.1. The procedure for estimating the lower bounds

Now we explain the procedure for estimating the lower bounds of interest rates in Step 3. The procedure consists of the following two parts: (3-1) Estimating the parameters of the AFNS model and (3-2) Estimating the implied lower bounds. In step (3-1), using shadow rates for each maturity given in Eq. (7), we estimate a state-space model consisting of two equations. One is a transition equation that is derived from the discrete version of the state process, given in Eq. (17). The transition equation describes the dynamics of the unobserved state factors. The second equation is a measurement equation given in Eq. (18). We add Gaussian white noise random disturbances to each equation and assume that the disturbances are orthogonal to each other.

We estimate a state-space model using the Kalman filter and obtain σ_{ij}^2 and λ for the AFNS(3) model. Using these estimated parameters, we compute the conditional volatility of yields ν_t .

In step (3-2), using the conditional volatility of yields ν_t , we calculate the lower bound given by Eqs. (14) and (15). Inserting the forward rates on actual bonds and shadow bonds into Eq. (14), we obtain the estimate of lower bound $\hat{z}(t, T)$ in Eq. (15) by solving numerically the nonlinear equation.

⁷The volatility of the yields is given by ν_t in page 236 of Christensen and Rudebusch (2015).

2.5. FAVAR estimation

Finally, in Step 4, using the estimated lower bound $\hat{z}(t, T)$, we consider several FAVAR specifications of the above model. We consider three unobservable factors and one observable variable, which is either the monetary base or the BOJ's reserves. We consider the observational equations consisting of a series of 131 informational variables listed in Appendix Table A1.

We employ a two-step approach as in Bernanke et al.(2005) to estimate the three-factor FAVAR. The procedure consists of two steps. In step (4-1), we estimate principal components of the informational variables X_{it} . In step (4-2), we estimate the usual VAR of three factors F_t that were estimated in step (4-1). and one of the exogenous monetary variables, M_t . We calculate the We calculate the impulse response of major economic indicators to the impulses, following the method of Wu and Xia (2016). The indicators are IP (Industrial Production), CU (Capacity Utilization), UR (Unemployment Rate), HS (Housing Start), PI (Price Index), and LB (Lower Bound). Defining a vector of these indicators as Y_t , the observation equation is specified as

$$Y_t = a + b_F F_t + b_M M_t + \eta_t \quad (19)$$

Letting the monetary shock be ϵ_t , the impulse response of indicator Y_t to ϵ_t at time $t + l$ is given by

$$\sum_{j=0}^l \left(\sum_{k=1,2,3} b_{F_k} \frac{\partial F_{t+j,k}}{\partial \epsilon_t} + b_M \frac{\partial M_{t+j}}{\partial \epsilon_t} \right) \quad (20)$$

, where $F_{t+j,k}$ denotes the k -th factor at $t + j$.

3. Estimation results

3.1. Data

Our monthly sample data set starts in January 1991 and ends in December 2016. We employ consumption data from the Family Income and Expenditure Survey provided by the Statistics Bureau of Ministry of Internal Affairs and Communications. We also employ consumer price index (CPI) provided by the same Bureau. We consider the growth rate of consumption in real terms and interest rates for one, three, six, and twelve months. In this paper, we do not analyze maturities longer than one year. This is because the evidence indicates that the lower bound of shorter maturity tends to be negative and to vary over time. This is because evidence indicates that the lower bound of shorter maturity terms tends to be negative and vary over time. We adjust the influence of a rise in consumption tax in April 1997 and April 2014, following the BOJ's report⁸. We consider two CPIs and rates of consumption growth with and without residential expenditure. Since the results turned out to be similar, we only report below the results using data including residential expenditure.

3.2. Calculating shadow rate and lower bound

This section explains the results of steps 1, 2 and 3. Figure 1 and 2 depict the actual nominal rates $i(t, T)$, the implied shadow rates $\hat{s}(t, T)$ calculated

⁸The report's title is *The method of estimating consumer prices adjusted for consumption tax*, which is published by the Research and Statistics Department of BOJ in November 2016.

according to Eqs. (3), (6), and (7), and the lower bound $\hat{z}(t, T)$ calculated according to Eq. (8) for the maturity. The utility function is either a standard CRRA or Fuhrer (2000)'s habit utility. According to our GMM estimation results of the Euler equations, the typical estimated β is 0.998 and the coefficient of relative risk aversion is $\alpha = 0.01$ ⁹. Our implied shadow rate for each maturity term mostly stays around zero. It occasionally exhibits a lower or higher level than that found in Christensen and Rudebusch (2015, Figure 5, B-AFNS(3) model).

For the 2002–2007 period during which near-zero or negative shadow rates are reported in Christensen and Rudebusch (2015), our implied shadow rate exhibits positive rate ranging from 1 bp to 5 bp. Ichiue and Ueno (2015) report an even lower negative - rate, than that reported in Christensen and Rudebusch (2015) during that period¹⁰.

Although Kim and Singleton (2012) also report a negative shadow rate during 2002–2006 period, their reported rate is more closer to that level reported in Christensen and Rudebusch (2015) than that of Ichiue and Ueno (2015). Compared to the rates reported in the existing literature, our implied rates are relatively higher. Ours is the closest to that of the B-AFNS(3) model of Christensen and Rudebusch (2015). One reason that our implied shadow rate is relatively high is that we estimate it using consumption-Euler

⁹Canzoneri et al.(2007) report that the mean of the implied real rate in the U.S. is 7.08% under the assumption of $\alpha = 2$ and $\beta = 0.993$. Such a high relative risk aversion coefficient produces a high implied real rate, which is inconsistent with recent Japanese data.

¹⁰Ichiue and Ueno (2015) estimate a -3% of shadow rate around the 2002–2003 period at minimum. Gorovoi and Linetsky (2004) also report that the implied value of the shadow rate was negative.

equation, in contrast to other studies. For data on the U.S., there are a few studies estimating lower bounds of interest rates. Although Wu and Xia (2016) set the lower bound 25 bp in their main analysis, they also estimate it using a robustness check. The estimated time-invariant lower bound is 19bp in the U.S, which is close to the estimated lower bound found in Kim and Priebisch (2013). However, there is no literature reporting the lower bound for Japan. As shown in Figure 1 and 2, each dynamic of lower bound seems to show similar actuations, independent of the utility function and the maturity term. Except for the period from March 2001 to July 2006, and for the period after the GFC, the lower bounds of interest rates nearly coincide with the actual rates, which implies that strike prices of call options were far lower than the actual price of the bond. Hence, the prices of call options were very low. In other words, there was room for lowering the shadow rate below the level implemented by the BOJ. The result suggests that the BOJ kept interest rates higher than the corresponding lower bounds. In contrast, there are large gaps between the lower bound and the rate in the two periods of mid 2000s and after GFC. The gaps seem to increase with maturity term. For example, the gap is 0.1% in the mid 2000s for one month and 0.4% for six months. The lower bounds of interest rates for shorter maturity terms tend to be higher than those of longer maturity terms. This tendency is qualitatively inconsistent with the observation that zero is the appropriate lower bound with the lowest recorded one- and two-year yield being 0.0 bp and 1.3 bp, respectively, whereas the six-month yield broke the zero bound on a few occasions but was never lower than -2 bp according to Christensen and Rudebusch (2015, p238-239). The negative effect of the time to maturity on

the lower bound suggests that a longer-maturity bond provides more benefits relative to cash than a shorter-maturity bond. However, in the midst of 2000s, the BOJ did not pay the interest rate on reserves nor buy a large amount of Japanese Government Bond (JGB). That was a period of so-called ‘ commitment ’ (Oda and Ueda2007). In 2001, the BOJ announced that it is committed to a monetary policy of continued quantitative easing until the inflation rate became steadily greater than zero. Such a commitment policy lowered the lower bounds of interest rates in the midst of the 2000s.

Figure 1

Figure 2

In December. 2008, the BOJ announced that it strengthened its commitment to a monetary easing policy. It began to pay interest rates on the excess reserves of 10 bp and started a large-scale purchasing of JGB. It increased the amount of purchasing every year after 2008. The amount of purchasing increased further after the BOJ introduced quantitative and qualitative monetary easing in April 2013. The graphs in Figures 1 and 2 indicate that such large-scale asset purchasing also contributed to lowering the lower bounds. Table 1 summarizes the statistics for the actual rate, the implied shadow rate, and the estimated lower bound. For example, the sample average of the lower bound for one month under the assumption of CRRA

utility is 0.226%, and that of the shadow rate is 0.149%. The table confirms the previous observation that the lower bounds of interest rate tend to be negative as the maturity term increases. In addition, the sample average of the shadow rates is positive. The gap, which is defined as the actual rate minus the lower bound, is also positive in every cell.

Table 1

Table 2 reports the parameter values of each AFNS model. λ and σ_{ij} are drift and volatility coefficients under a Q -measure, respectively. κ_{ij}^P is the drift coefficient under a P -measure.

Table 2

3.3. *The effect of quantitative easing*

3.3.1. *Impulse response*

We now report the results of the analysis on how changes in the quantitative easing policy affect the lower bound of interest rates and the economy. Economists have generally argued that a near-zero interest rate no longer conveys any information regarding a monetary policy stance. One solution to overcome the issue of an unconventional monetary policy is to use a shadow rate. Wu and Xia (2016) argued that a shadow rate model can be used to summarize the macroeconomic effects of an unconventional monetary policy. This study takes a further step to argue that a monetary policy stance affects

the lower bound of interest rates and economy, when assuming time-varying lower bounds. Figures 3 to 6 plot the impulse responses of the following six macroeconomic variables: IP, CU, UR, HS, PI, and LB, to the impulse, namely, quantitative easing measure M_t (monetary base or BOJ reserves). The impulse is set at 1% change of the standardized series of quantitative easing measure.

Figure 3

Figure 4

Figure 5

Figure 6

In Figures 3 and 4, the impulse is the monetary base. There are four maturities from one month to 12 months, and six variables for each maturity term. We observe an increase in IP, CU, and PI for both types of utility functions. These effects do not persist for long and end within a year. CRRA-LBs do not respond greatly to an expansionary monetary base, whereas HABIT-LBs

display slight declines. The magnitudes of the effects, however, are not large. Figures 5 and 6 show impulse responses to a shock to the BOJ's reserves. In contrast to the monetary base, we do not observe increases in IP, CU and PI for either type of utility functions. However, some of LBs respond slightly to an expansionary reserves policy. In summary, expansion of the monetary base as a method of quantitative easing policy is more effective in stimulating the real economy than expansion of the BOJ's reserves. However, the effects are not persistent. The results also suggest that neither the expansion of the monetary base nor the reserves have a great effect on the lower bounds of interest rates. When the BOJ adopted a quantitative easing policy in 2001, it targeted the BOJ's reserves. It has gradually increased the targeted amount of BOJ's reserves from ¥5 trillion to ¥35 trillion in January, 2004. When the BOJ implemented a quantitative and qualitative monetary easing (QQME) in April, 2013, it changed its target on the BOJ's reserves to the monetary base. According to both the BOJ and textbooks, the monetary base consists of the BOJ's reserves and the currency. In other words, the difference between the monetary base and the BOJ's reserves is the currency. However, during the period in which the quantitative easing policy was in place, the ratio of the monetary base to the BOJ's reserves varied significantly. As Figure 7 shows, this ratio declined in the midst of the 2000s and during the period in which the BOJ started a large-scale asset purchasing in the late 2000s. Recently, this ratio has become less than two for the first time. For this reason, a policy of monetary base targeting is different from that of targeting BOJ's reserves. The question arises as to which instrument a central bank should use as a quantitative measure. Our results favor the expansion of the monetary base

policy to the expansion of the BOJ’s reserves. However, neither of these two simple policies can lower the lower bounds of interest rates.

Figure 7

3.3.2. *Granger-causality tests*

In this subsection, we examine a Granger-causality test from the monetary policy variable to the lower bound. Table 3 shows that the monetary base does not Granger-cause the lower bound for each model and maturity term at the 5% significance level, except for the six-month HABIT. On the other hand, the BOJ’s reserves Granger-cause the lower bound for less than six months under both utility types at the 5% significance level. The effect of an expansion of the BOJ’s reserve policy on the lower bound occurs only in the shorter months. The BOJ used reserves as the quantitative easing measure from March 2001 to February 2006 and used the monetary base as such a measure from April 2013¹¹. As a robustness check, we examine the effects of the two measures used as the policy target, i.e., only during the period in which the measure was employed. To this end, we create the cross-term of the target and the period dummy that takes the value of one when the target is set as the quantitative easing measure. Table 4 presents the results of Granger-causality for this analysis. The monetary base did not Granger-cause lower bounds for any maturity term. The BOJ’s reserve

¹¹Our sample period ends in December 2016.

policy Granger-caused the lower bound only for a maturity term less than six-month under the Habit utility. Hence, the results in Table 3 are robust to restricting the appropriate period to that in which the BOJ’s reserves are targeted as the measure of quantitative easing.

Table 3

Table 4

3.3.3. Variance Decomposition

The final analysis examines a forecast error variance decomposition (FEVD) with a 5-year-horizon after the FAVAR estimation. As shown in Table 5, the FEVDs are mostly less than 10%. However, we have a relatively high FEVDs of the monetary base under Habit utility. This result suggests that a monetary base policy may affect the lower bounds of interest rates.

4. Conclusion

This study investigates the influence of an unconventional monetary policy, i.e., quantitative easing, on the economic activity and the lower bounds of interest rates. We estimate the shadow rates implied by consumption-Euler equations and calculate the time-varying lower bounds of interest rates implied by Black’s option-based theory of shadow rate, employing AFNS term structure models. Estimation of the three-factor FAVAR system, including

lower bounds of interest rates and quantitative easing measures, reveals that the monetary policy shocks have little effect on the lower bounds of interest rates. In particular, the effect of the monetary base is weaker than that of BOJ reserves. However, quantitative easing measures have real effects on the economy. The monetary base targeting policy is more effective than a BOJ reserves policy in stimulating economic activity. We observed the declines in lower bounds of interest rates in two periods, namely, the midst of the 2000s and 2010s. The former period corresponds to the BOJ's commitment period during which the BOJ announced its commitment to a quantitative easing policy until the Japanese economy overcame the deflation. The latter period corresponds to the period during which the BOJ employed large-scale asset purchasing, including a QQME policy. Our evidence suggests that a central bank can affect the lower bounds of interest rates by using appropriate measures. It also suggests that there was a room to lower the lower bounds of interest rates at the early stage of the deflation period in Japan. Our estimated shadow rates, which are calculated using consumption-Euler equations, are higher than those reported in the existing literature. These shadow rates that are consistent with Euler equations can be regarded as true shadow rates, because they satisfy individuals' optimality condition for consumption, as long as individuals freely buy and sell shadow bonds. Our analysis is limited in several respects. First, our analysis only considered a maturity term of less than one year. In principle, the methodology can be extended to a longer maturity, at the cost of reducing the sample size. For example, had we considered two years maturity, we would have lost 12 months of observations. Second, we only considered two types of utility functions.

The methodology can be extended to include a variety of utility functions as in Canzoneri et al. (2007). Third, we only considered AFNS(3) models as term structure models. The methodology can be extended to include a variety of term structure models, in particular, a broader class of affine term structure and squared-root process models. Fourth, we only considered a simple option pricing formula for the shadow bond. The methodology can be extended to include, for example, a model allowing for a time-varying strike price. Such extensions are left for the future research.

References

- Bernanke, B., Boivin, J., Elias, P. 2005. Measuring the effects of monetary policy: A factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) Approach. *Quarterly Journal of Economics* 120, 387-422.
- Black, F. 1995. Interest rates as options. *Journal of Finance* 50, 1371-1376.
- Canzoneri, M., Cumby, R., Diba, B. 2007. Euler equations and money market interest rates: A challenge for monetary policy models. *Journal of Monetary Economics* 54, 1863-1881.
- Chen, R. 1995. A two-factor, preference-free model for interest rate sensitive claims. *Journal of Futures Markets* 15, 345-372.
- Chen, H., Curdia, V., Ferrero, A. 2012. The macroeconomic effects of large-scale asset purchase programmes. *Economic Journal* 122, 289-315.
- Christensen, J., Diebold, F., Rudebusch, G. 2011. The affine arbitrage-free class of NelsonSiegel term structure models. *Journal of Econometrics* 164, 4-20.
- Christensen, J., Rudebusch, G. 2015. Estimating shadow-rate term structure models with near-zero yields. *Journal of Financial Econometrics* 13, 226-259.
- Christensen, J., Rudebusch, G. 2016. Modeling yields at the zero lower bound: Are shadow rates the solution?, in Hillebrand, E., Koopman, S. (ed.) *Dynamic Factor Models (Advances in Econometrics, Volume 35)* Emerald Group Publishing Limited, 75-125.
- Curdia, V., Woodford, M. 2011. The central-bank balance sheet as an instrument of monetary policy. *Journal of Monetary Economics* 58, 54-79.

Dai, Q., Singleton, K. 2000. Specification analysis of affine term structure models. *Journal of Finance* 55, 1943-1978.

D'Amico, S., King, T. 2013. Flow and stock effects of large-scale treasury purchases: Evidence on the importance of local supply. *Journal of Financial Economics* 108, 425-448.

D'Amico, S., English, W., Lopez-Salido, D., Nelson, E. 2012. The Federal Reserve's large-scale asset purchase programmes: Rationale and effects. *Economic Journal* 122, 415-446.

Duffee, G. 2002. Term premia and interest rate forecasts in affine models. *Journal of Finance* 57, 405-443.

Duffie, J., Kan, R. 1996. A yield-factor model of interest rates. *Mathematical Finance* 6, 379-406.

Fuhrer, J. 2000. Habit formation in consumption and its implications for monetary-policy models. *American Economic Review* 90, 367-390.

Gagnon, J., Raskin, M., Remache, J., Sack, B. 2011. The financial market effects of the Federal Reserve's large-scale asset purchases. *International Journal of Central Banking* 7, 3-43.

Gertler, M., Karadi, P. 2013. QE1 vs. 2 vs. 3... : A framework for analyzing large-scale asset purchases as a monetary policy tool. *International Journal of Central Banking* 9, 5-53.

Gorovoi, V., Linetsky, V. 2004. Black's model of interest rates as options, eigenfunction expansions and Japanese interest rates. *Mathematical Finance* 14, 49-78.

Ichiiue, H., Ueno, Y. 2015. Monetary policy and the yield curve at zero interest. *Journal of the Japanese and International Economies* 38, 1-12.

Kim, D., Pribsch, M. 2013. Estimation of multi-factor shadow-rate term structure models. Mimeo.

Kim, D., Singleton, K. 2012. Term structure models and the zero bound: An empirical investigation of Japanese yields. *Journal of Econometrics* 170, 32-49.

Krippner, L. 2012. Modifying Gaussian term structure models when interest rates are near the zero lower bound. DP, Reserve Bank of New Zealand.

Krippner, L. 2013. Measuring the stance of monetary policy in zero lower bound environments. *Economics Letters* 118, 135-138.

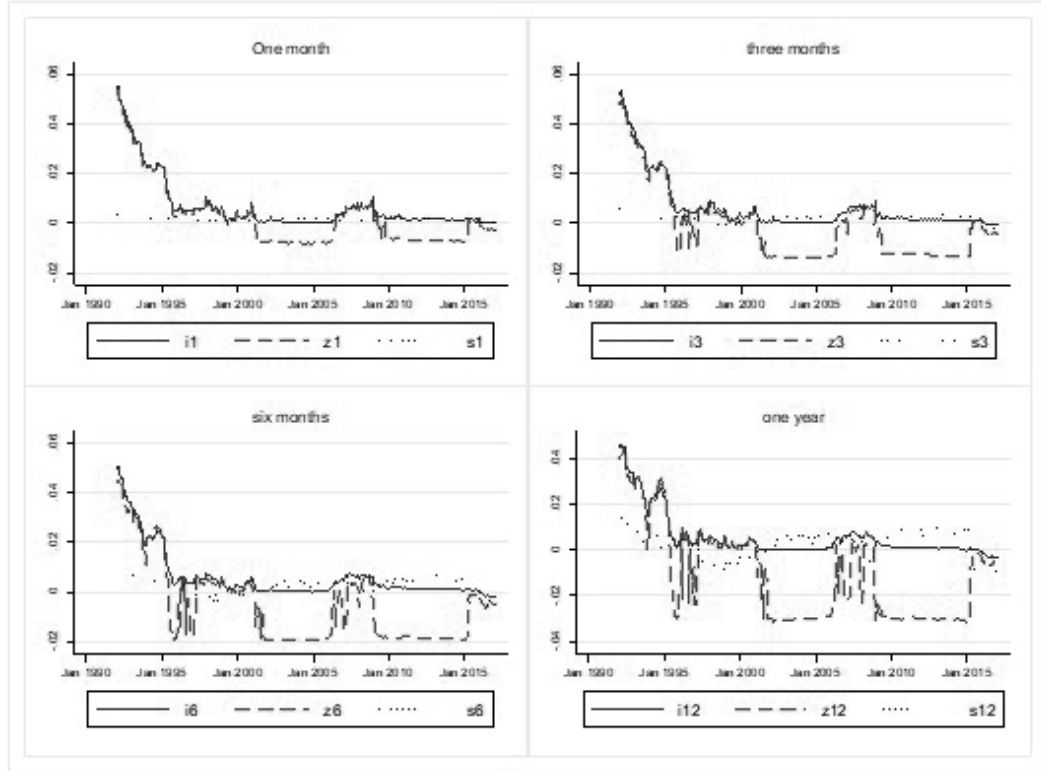
Oda, N., Ueda, K. 2007. The effects of the Bank of Japan's zero interest rate commitment and quantitative monetary easing on the yield curve: A macro-finance approach. *Japanese Economic Review* 58, 303-328.

Vayanos, D., Vila, J. 2009. A preferred-habitat model of the term structure of interest rates. NBER Working Paper Series 15487.

Wu, J., Xia, F. 2016. Measuring the macroeconomic impact of monetary policy at the zero lower bound. *Journal of Money, Credit and Banking* 48, 253-290.

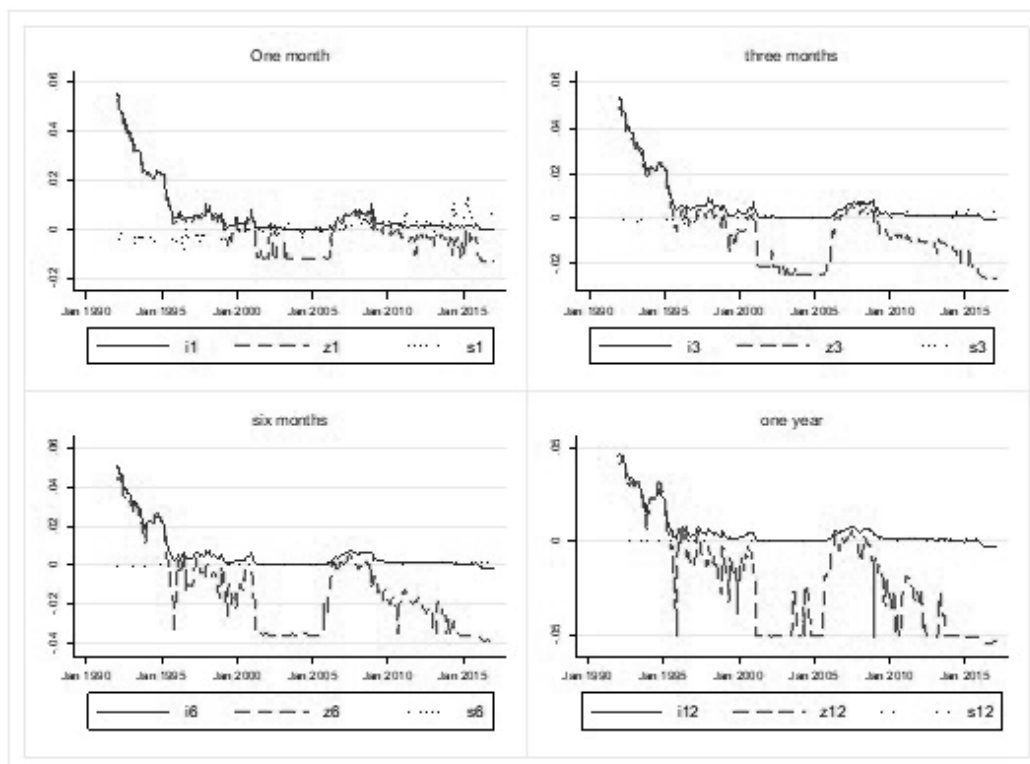
Wu, J., Xia, F. 2017. Time-varying lower bound of interest rates in Europe. Mimeo.

Figure 1: Estimated lower bound, shadow rate, and actual rate (CRRA, AFNS3)



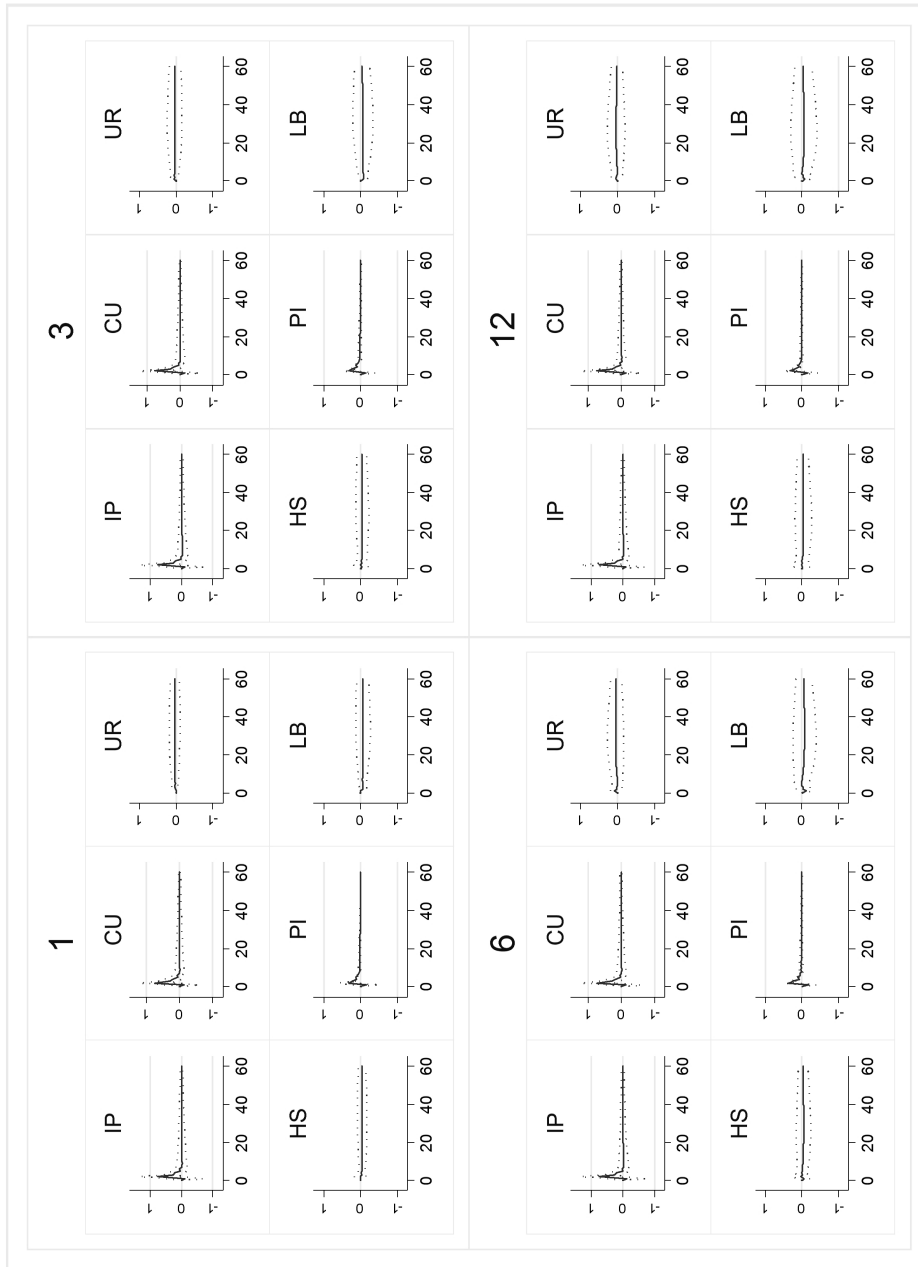
(Note) The figures indicate the actual rate i , the shadow rate s , and the lower bound z for one-, three-, six-, twelve-months.

Figure 2: Estimated lower bound, shadow rate, and actual rate (HABIT, AFNS3)



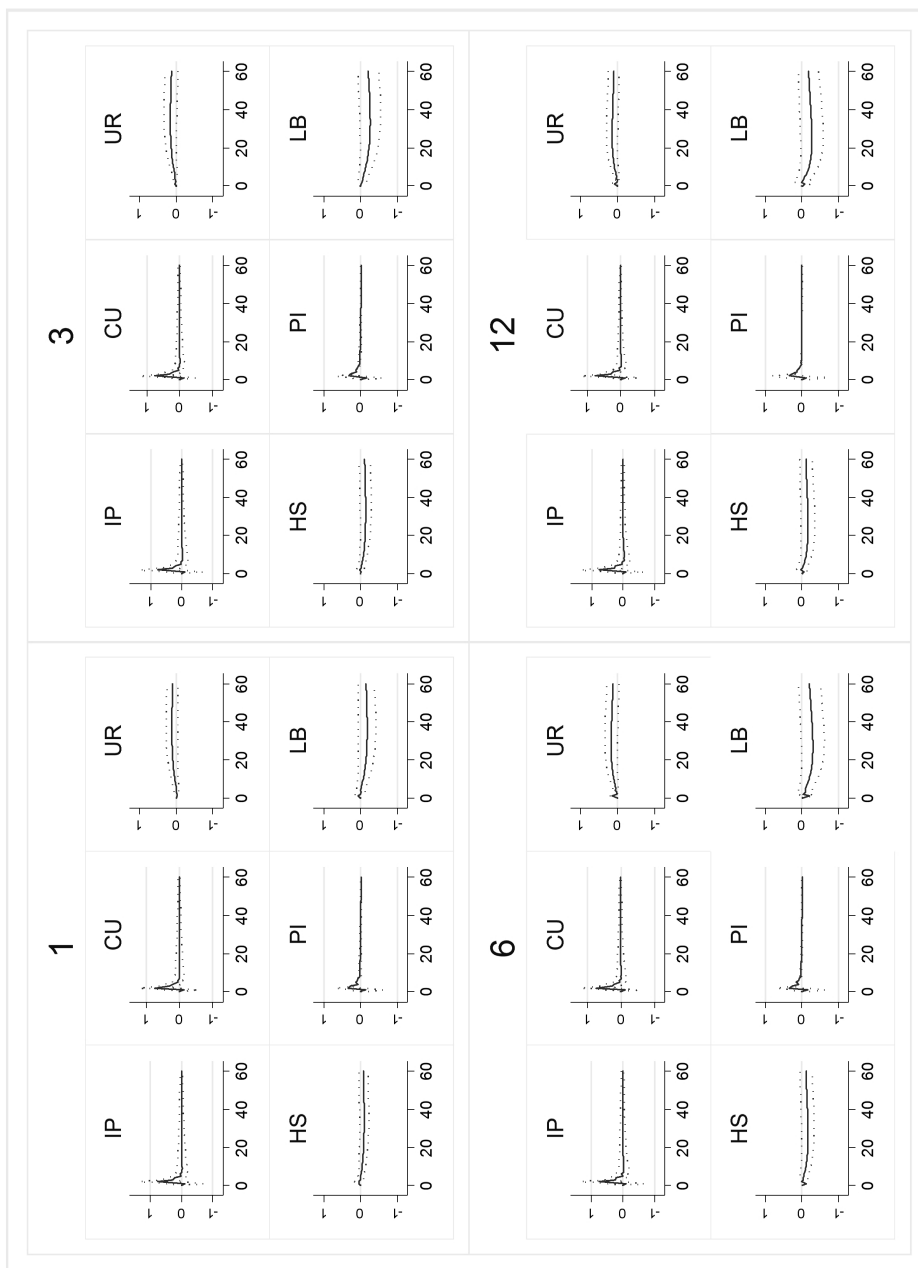
(Note) The figures indicate the actual rate i , the shadow rate s , and the lower bound z for one-, three-, six-, twelve-months.

Figure 3: Impulse response: Monetary Base, CRRR



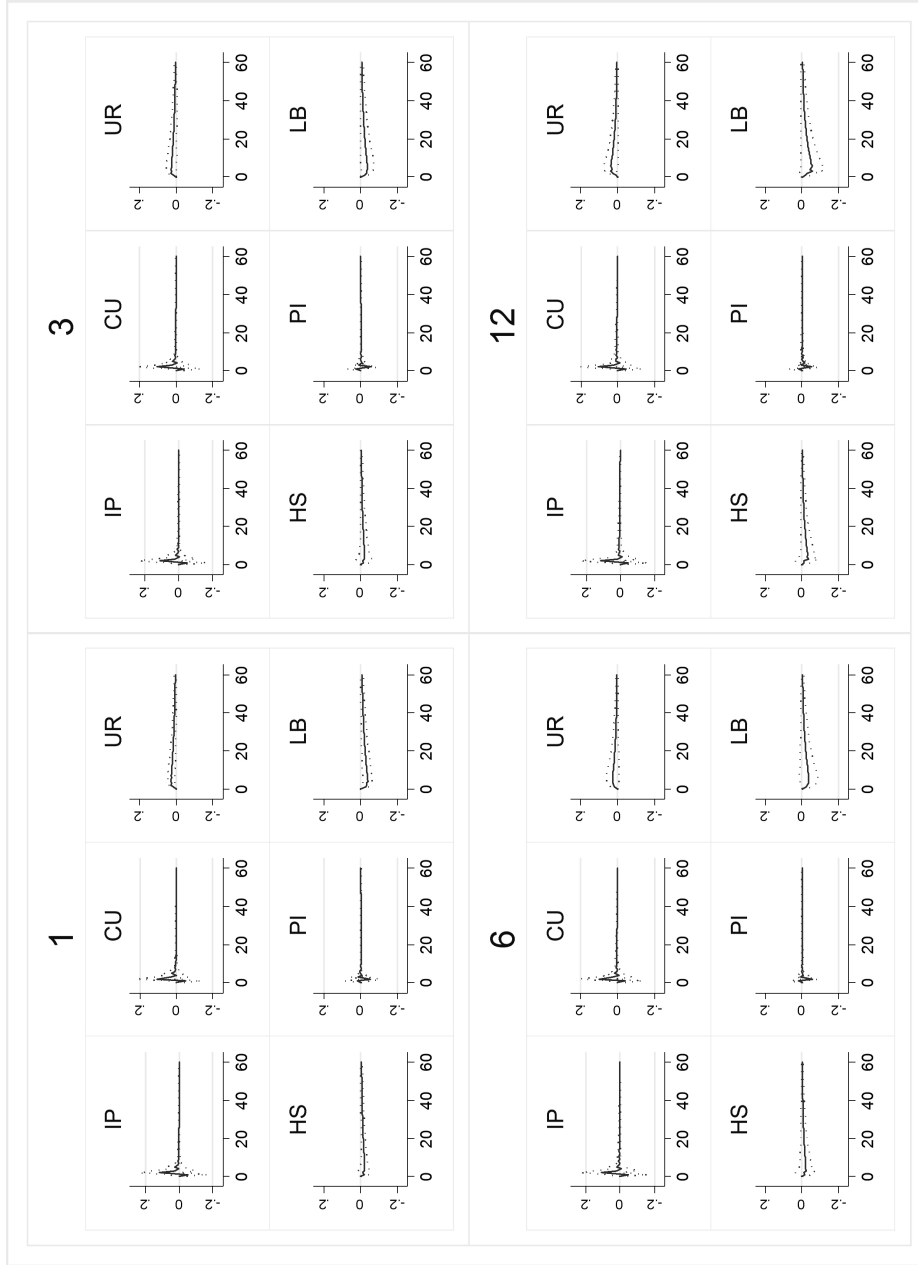
(Note) Impulse responses are generated from FAVAR with three factors, lower bound, and monetary policy variable. The dotted lines show 95% confidence intervals on both sides.

Figure 4: Impulse response: Monetary Base, HABIT



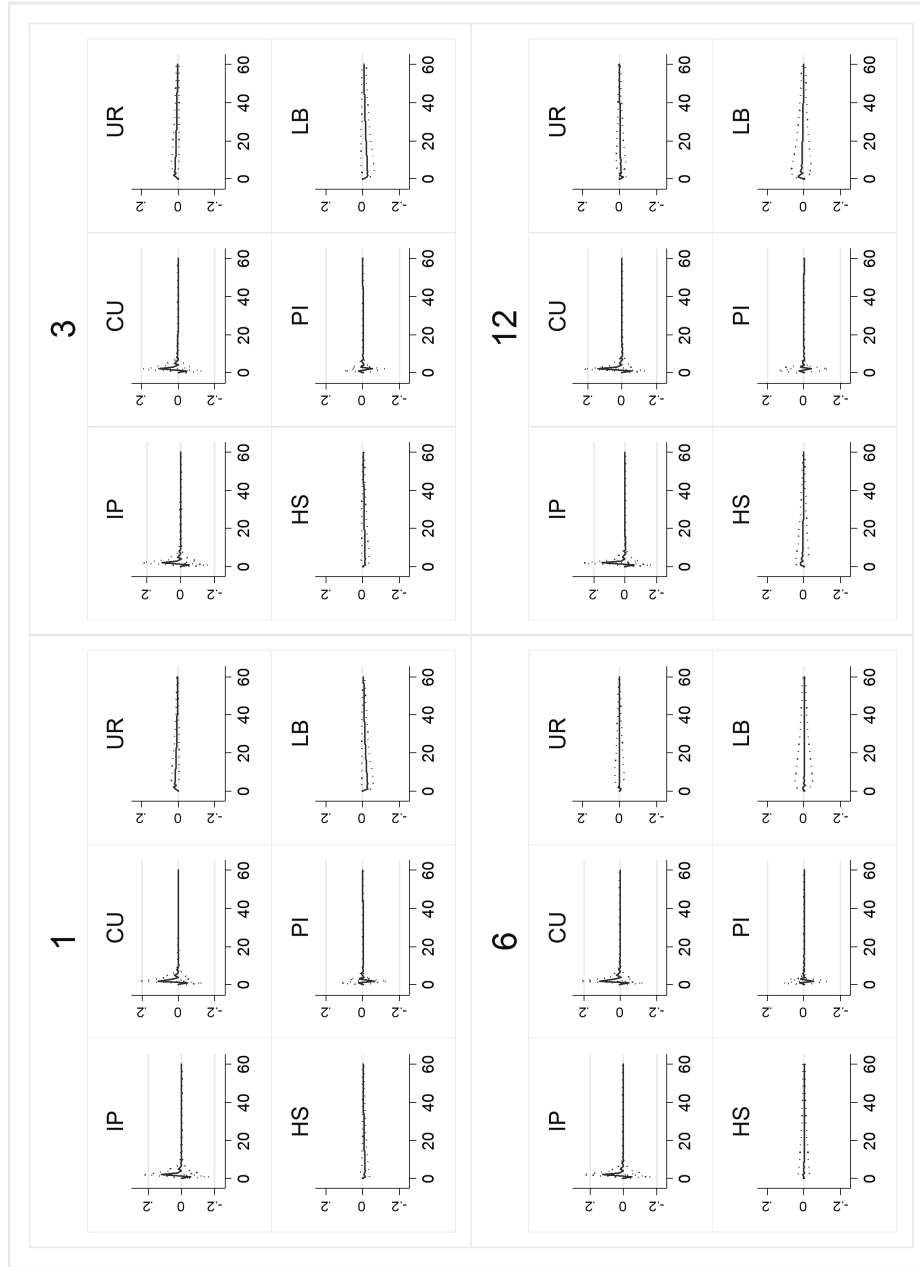
(Note) Impulse responses are generated from FAVAR with three factors, lower bound, and monetary policy variable. The dotted lines show 95% confidence intervals on both sides.

Figure 5: Impulse response: BOJ Reserves, CRRRA



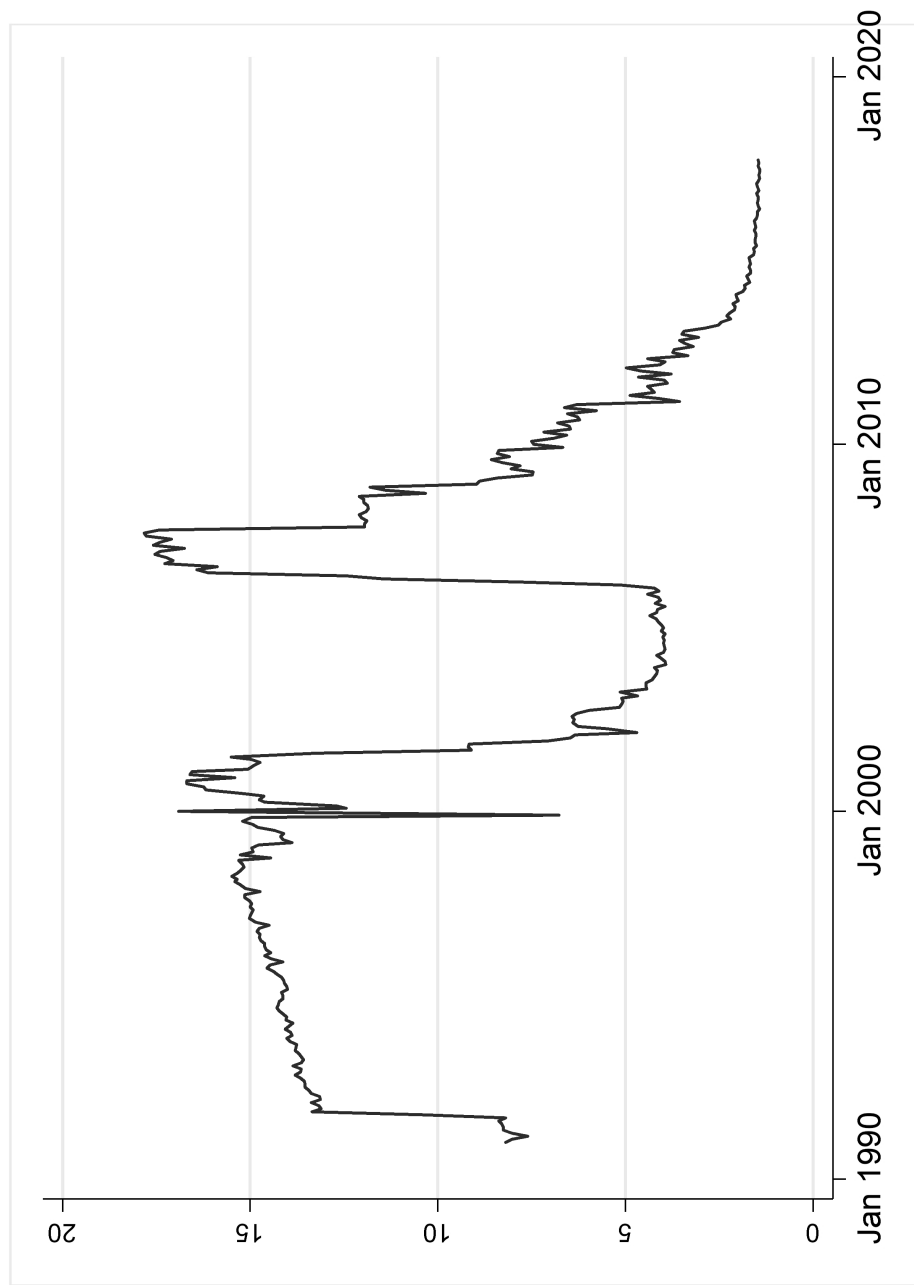
(Note) Impulse responses are generated from FAVAR with three factors, lower bound, and monetary policy variable. The dotted lines show 95% confidence intervals on both sides.

Figure 6: Impulse response: BOJ Reserves, HABIT



(Note) Impulse responses are generated from FAVAR with three factors, lower bound, and monetary policy variable. The dotted lines show 95% confidence intervals on both sides.

Figure 7: The ratio of monetary base to BOJ reserves



(Note) The graph displays the ratio of monetary base to BOJ reserves.

Table 1: Summary statistics

	One-month				Three-Month			
	Actual	Lower bound	Shadow	Gap	Actual	Lower bound	Shadow	Gap
CRRA	0.927	0.589	0.170	0.338	0.888	0.244	0.193	0.644
1992-2008	0.927	0.589	0.170	0.338	0.888	0.244	0.193	0.644
2008-2017	0.203	-0.354	0.115	0.556	0.170	-0.803	0.134	0.973
All	0.649	0.226	0.149	0.422	0.612	-0.159	0.171	0.771
HABIT								
1992-2008	0.927	0.463	-0.122	0.464	0.888	-0.112	0.010	1.001
2008-2017	0.203	-0.415	0.395	0.617	0.170	-1.293	0.179	1.463
All	0.649	0.125	0.077	0.523	0.612	-0.566	0.075	1.178

	Six-Month				One-year			
	Actual	Lower bound	Shadow	Gap	Actual	Lower bound	Shadow	Gap
CRRA	0.847	-0.112	0.221	0.959	0.822	-0.456	0.259	1.277
1992-2008	0.847	-0.112	0.221	0.959	0.822	-0.456	0.259	1.277
2008-2017	0.130	-1.245	0.167	1.375	0.081	-2.027	0.235	2.108
All	0.571	-0.548	0.200	1.119	0.537	-1.060	0.249	1.597
HABIT								
1992-2008	0.847	-0.751	0.040	1.597	0.822	-1.172	0.054	1.994
2008-2017	0.130	-2.424	0.124	2.554	0.081	-3.848	0.096	3.929
All	0.571	-1.394	0.072	1.965	0.537	-2.202	0.070	2.738

(Note) This table reports the summary statistics of actual rate (%), the estimated lower bound, and the nominal shadow rate implied by consumption-Euler equation, for each maturity and each utility function. The gap is actual rate minus lower bound.

Table 2: Estimation results of AFNS(3) models

Model	CRRA		Habit	
λ	1.238	***	0.040	***
	(0.013)		(0.005)	
κ_{11}^P	0.003	***	0.070	***
	(0.000)		(0.015)	
κ_{12}^P	-0.001	***	0.144	***
	(0.000)		(0.030)	
κ_{13}^P	0.272	***	-0.091	***
	(0.000)		(0.021)	
κ_{21}^P	0.402	***	0.238	***
	(0.000)		(0.057)	
κ_{22}^P	0.422	***	0.475	*
	(0.001)		(0.266)	
κ_{23}^P	-0.231	***	0.829	***
	(0.000)		(0.107)	
κ_{31}^P	0.026	***	0.130	
	(0.005)		(0.219)	
κ_{32}^P	0.017	***	0.115	
	(0.008)		(0.258)	
κ_{33}^P	0.648	***	0.515	
	(0.001)		(0.384)	
σ_{11}	0.009	***	0.008	***
	(0.000)		(0.002)	
σ_{22}	0.009	***	0.017	***
	(0.000)		(0.002)	
σ_{33}	0.011	***	0.076	***
	(0.001)		(0.017)	
σ_{21}	-0.989	***	0.750	***
	(0.000)		(0.267)	
σ_{31}	-0.254	***	0.088	
	(0.000)		(0.816)	
σ_{32}	0.395	***	0.180	
	(0.000)		(0.499)	
Log-likelihood	-37628.9		-27446.6	

(Notes) λ is a drift coefficient and σ_{ij} is an element of volatility matrix. κ^P s are the drift coefficients under P-measure.

Table 3: Granger tests from instruments to lower bound

	Maturity	Monetary base		BOJ reserve	
		χ^2	p	χ^2	p
CRRRA	1	0.441	0.802	15.959	0.000
	3	1.970	0.373	6.405	0.041
	6	1.992	0.369	2.610	0.271
	12	0.458	0.795	1.194	0.550
HABIT	1	4.497	0.106	8.059	0.018
	3	3.796	0.150	7.915	0.019
	6	9.050	0.011	0.347	0.841
	12	2.560	0.278	3.252	0.197

(Note) This table reports the results of Granger-causality test on the quantitative easing measure: Monetary base and BOJ reserves, for each month and for each utility function.

Table 4: Granger tests from instruments to lower bound with target period dummy

	Maturity	Monetary base		BOJ reserve	
		χ^2	p	χ^2	p
CRRA	1	0.607	0.895	0.885	0.829
	3	1.517	0.678	0.101	0.992
	6	1.141	0.767	0.122	0.989
	12	0.713	0.870	0.263	0.967
HABIT	1	1.303	0.728	16.950	0.001
	3	1.484	0.686	8.894	0.031
	6	5.575	0.134	0.523	0.914
	12	3.137	0.371	0.180	0.981

(Note) This table reports the results of Granger-causality test on the quantitative easing measure: Monetary base and BOJ reserves, for each month and for each utility function. To examine the effect of each measure (Monetary base or BOJ reserves) when each measure was targeted by BOJ, we use the cross-term of each measure and the targeted period dummy. The monetary-base-targeted-period-dummy takes one when monetary base was targeted and zero otherwise. The BOJ-reserves-targeted-period-dummy takes one when BOJ reserves was targeted and zero otherwise.

Table 5: Forecast error variance decomposition

	One-Month	Three-month	Six-Month	One-year
Monetary Base				
CRRA	0.035	0.017	0.013	0.006
HABIT	0.145	0.222	0.209	0.149
BOJ reserves				
CRRA	0.119	0.054	0.033	0.047
HABIT	0.039	0.032	0.000	0.005

(Note) This table indicates the results of the variance decomposition at five-year-horizon.

大規模災害が金融市場に どのような効果を与えるか？

名古屋市立大学大学院 経済学研究科 准教授 渡辺直樹

大規模災害が金融市場に どのような効果を与えるか？*

名古屋市立大学大学院・経済学研究科
渡辺 直樹⁺

* 本稿の作成に当たり、ゆうちょ財団研究助成ならびに科学研究費補助金の支援を受けた。
記して、感謝の念を表したい。

⁺ 名古屋市立大学大学院経済学研究科・准教授。

〒467-0802 愛知県名古屋市瑞穂区瑞穂町山の畑1

E-mail: naoki-watanabe@econ.nagoya-cu.ac.jp

大規模災害が金融市場にどのような与える効果を与えるか？

概要

健全な金融市場の存在は企業の資金調達の面から、大きな関心がもたれている。2011 年 3 月に起きた東日本大震災がもたらした金融市場への影響を証券市場の流動性の面から検証する。本研究では、マーケット・マイクロストラクチャーの研究を活用して、わが国の上場企業の証券市場の流動性に与える効果を分析した。その結果、(1) 大震災が市場流動性を悪化させる効果は 60 日間続くこと、(2) 市場流動性に与える効果は時間とともに減少すること、(3) 市場流動性に与える効果は小規模企業のほうが大きくなることを確認した。これにより、東日本大震災などの自然災害に対する対応は早急さが求められるとともに、成長企業などの小規模企業の流動性に懸念が生じることが示唆された。

キーワード：証券取引所・自然災害・流動性

1. イントロダクション

昨今、大規模災害における経済的な損失をどう抑えるかという議論が注目を集めている。大規模災害に関しては、物理的な損害だけでなく、災害にともなう様々な損失に関して議論されることが多い。また、損害を受けた企業が、生産活動を再開するにはまとまった資金を調達する必要となる。資金調達に関しては、企業が円滑に資金を賄うことができる「健全な金融市場」の存在が大きなテーマとなる。健全な金融市場に関しては、証券市場の流動性の面から、大震災が金融市場への影響を検証する必要があると考えた。本研究では、「自然災害が証券市場の流動性に対してどのような効果を与えたか？」に関して分析を行う。

証券市場の流動性に関しては、さまざまな理論研究や実証研究がなされている。証券市場のマーケット・マイクロストラクチャー(Market Microstructure)分野に関する研究として、様々な分析が進められている。一方で、我が国のマーケット・マイクロストラクチャーの研究に関しては、十分になされていないという指摘もある。近年においては、いくつかの研究書が出版されている。たとえば、太田・竹原・宇野(2011)や坂和・渡辺(2016)において、マーケット・マイクロストラクチャーの理論研究と実証研究に関するサーベイをまとめている。

証券市場も数多くの改革が行われており、その進展に多くの注目が集まっている。我が国を扱った先行研究である Sakawa and Ubukata (2012)では、東証の制度改正が市場の流動性に与える効果を分析した。また、渡辺(2013)では、金融商品取引法の制定が、市場の流動性に与える効果を与えるかどうかについて検証した。外国人持ち株や株式持ち合いなどの株式所有構造や企業の融資関係が市場の流動性に影響を与えるという議論もあった。Sakawa et al. (2014)は、

日中取引データである高頻度データを用いて、外国人株主やメインバンク関係が市場の流動性に与える影響を分析した。

その一方で、東日本大震災が証券市場に与える効果の検証はあまりなされていない。大規模災害という特殊なイベントになるため、事例になるものがきわめて少ないことがその理由である。本研究では、まず震災が市場の流動性に与える効果があるかどうかを検証する。自然災害が証券市場の流動性に与える効果を分析する手法は、今後十分議論されるべき課題である。本研究では、これまで分析を進めてきた様々な法制度や規制の改革の検証手法を応用して、東日本大震災が市場の流動性に与える効果を検証した。

本研究では、まず震災が市場の流動性に与える期間に関しても分析を行う。与える期間効果がどれぐらい続くのかは、大きな関心事である。本研究では、自然災害が市場の流動性に与える期間に注目して、実証的な検証を行う。悪影響が続くどれぐらい続くかを分析することは、研究面でも大きな進展と考えられる。また、悪影響の期間は、大震災後どれぐらいで減衰するかについても分析を行った。これにより、市場の流動性を損なわないようにするためにも、政策面から適切な対応を行うことができる。

それに加えて、自然災害の与える影響が企業の規模などの企業属性によって異なるかといった点にも検討を行う。自然災害の与える影響は、あたかも企業規模や属性によらず均一であるというイメージで議論されやすい。しかし、現実には震災の与える影響は企業属性によって可能性が十分考えられる。本研究では、大震災の異なる影響にも配慮できると考えている。

本研究では、大震災が市場の流動性に与える効果を実証的に検証することができた。また、企業属性によって異なる効果があることも確認することができた。研究面での貢献としては、あまり分析されていない大規模災害と証券市場

の流動性に関する研究を行えた点である。政策的な貢献としては、規制当局や証券市場の担当者のコントロールできない大震災の影響を分析することで、今後の政策決定に活用できると考えている。

2. 先行研究と仮説

2. 1 先行研究の紹介

「マーケット・マイクロストラクチャー」分野の研究では、理論・実証面で数多くの研究がなされている。坂和・渡辺(2016)などで指摘されているように、証券市場を合理的で戦略を持った主体と見なす風潮には、留意が必要である。昨今の議論においては、市場はあたかも人であるかのように、擬人化されることが多い。その上で、人間の心理を分析するように「市場の心理」の解説を行うことも多くあるようである。しかし、市場は人間ではなく、またそれ自身で考えることもない。価格形成に関しても、証券市場の担当者が上場企業に関する情報の開示を促すものの、市場自身がその情報に基づいて価格を決めているのではない。様々な情報を持つ投資家などが取引に参加し、売買注文を出すことによって証券の価格が決まる。市場は市場参加者に対して、金融商品を取引する場を提供しているに過ぎないのである。

マーケット・マイクロストラクチャーの研究は、その価格決定のメカニズムに関する分析や流動性の高い証券市場に向けた市場設計に関する議論がなされている。市場メカニズムは大変有用であるものの、いくつかの問題点も指摘されている。その一つとして、売り手と買い手の情報の非対称性が著しい場合は、市場の発展を阻害する場合があると考えられる。Akerlof(1970)は中古車市場を

例に、情報の非対称性は市場の活性化を阻害することを指摘した¹。市場は万能な存在ではなく、むしろ適切な制度設計を行わなければ、思いもよらない結果を導きことにもなりかねない。

証券市場に関しては、様々なルールや規則によって運用されている。これらのルールや規則は政策目標に基づいて決められてものの、必ずしも規制当局などが期待するような結果を導くわけではない。このため、ルールや規則の改正がその効果を得られたかどうかという点に関して、世界各国で検証がなされている。我が国の金融市場に関しても、学会に限らず、数多くの場で市場の魅力を高めるための議論がなされている（宇野・大崎，2012；坂和，2015；など）。政策当局や金融実務の立場からは、市場の魅力を高めるための課題や取り組みも検討されている（対木，2009；2010；など）。2000年代以降から市場の魅力を高めるための施策や規制の改革は、数多くなされてきた。それらの制度改革の変遷を整理する研究だけでなく、近年においては施策や規制の改革の効果を定量的に分析する研究も増えてきている。

中古車市場だけでなく、証券市場に関しても投資家の非対称情報は大きな課題となる。非対称情報を緩和するための施策とそれに対する研究がなされている。たとえば、気配情報の公開幅の開示など市場の透明性を高める施策が、ニューヨーク、トロント、アジア諸国で行われた²。これに関連して、気配情報の

¹ 近年の中古車取引に関しては、情報の非対称性を緩和する様々な取り組みがなされている。このため、我が国においても中古車取引は活発に行われている。たとえば、清水・堀内(2003)において、情報の非対称性やそれに関連するモラルハザード、逆選択に関する議論をまとめている。

² 気配(ないし気配値)とは、買い手と売り手が希望する値段(株式の取引では指値と呼ぶ)を指す。気配情報とは、個別銘柄の売り注文・買い注文、それぞれの値段とその注文数量で、その時点では取引が執行されていない注文である。上下3本気配とは、1番目から3番目に安い値段の売り注文、1番目から3番目に高い値段の買い注文を指す。それ以上に高い値段の売り注文とそれ以上に安い値段の買い注文は、何番目に安い値段か高い値段に関わらず、それぞれの累

公開幅の開示というイベントに注目し、市場の透明性に与える効果を分析する研究である。具体的には、Madhavan et al. (2005)がトロント証券所を、Bohmer et al. (2005)がニューヨークの証券取引所を、Eom et al. (2007)がアジアのマーケットを分析した。我が国では、Sakawa and Ubukata (2012)や坂和・生方(2011)において、上下気配の気配情報の公開幅を拡充されたイベントの検証を行い、Bohmer et al. (2005)やEom et al. (2007)と同様に市場の透明性を高める効果を確認した³。

実証研究の立場から、証券市場が独自に行っている施策が市場流動性に与える効果の検証がなされている。例えば、会計情報などの情報開示は投資家への有用な情報源となるとともに、市場の魅力を高める効果が期待できる。研究面では、投資家への情報開示をイベント見なし、その効果を分析する分析がある。たとえば、生方・坂和(2007)では上場企業の「四半期報告書」の開示の効果に注目した⁴。四半期報告書は東京証券取引所のアクションプログラムとして、上場企業に自主的な情報開示を促すものであった。生方・坂和(2007)は「四半期報告書」によって投資家間の非対称情報を引き下げることが示した。

2. 2 実証的な仮説

市場の魅力を高める議論は、四半期開示や気配情報の公開幅の開示に限られるものではない。自然災害にも対応できる市場設計も大きなテーマとして考え

計数量のみを情報として提供するものである。

³ さらに、高速取引に対応するため東証 Arrows Head が 2010 年に稼働した。これにより、上下気配に関する情報の公開幅が増え、市場の流動性だけでなく、透明性も高まることが期待されている。これに関しては、宇野・柴田(2012)などを参照のこと。

⁴ 四半期報告書は、3ヶ月ごとに企業の財務情報を開示する文書であり、米国などで上場企業に対する義務化されている。我が国においても、アクションプログラムによる上場企業の自発的な開示を促していたが、その後の制度変更によって上場企業の四半期報告書の提出がなされるようになった。(渡辺, 2013)

る必要がある。本研究では、大震災が市場の流動性に与える悪影響に関しても検証を深めることを主眼とする。具体的には、「大震災がどの程度の悪影響を与えるか？」という課題に注目した。また、前述に関連した課題も検証することで、大震災の影響を分析する狙いがある。

大震災が流動性に悪影響を与える背景には、投資家の行動を萎縮させる効果があると考えられる。これは、大震災直後の予見できない経済状況を考慮する投資家心理から、活発な取引を阻害する効果があるやめである。市場の流動性に悪影響を与えるとしても、「その効果はどれぐらいの期間持続するのか？」という疑問が生じる。大震災は投資家の行動を萎縮させるとしても、2・3日程度で回復する程度であれば、短日的な影響しかないといって過言ではないだろう。この場合は、企業の資金調達に与える影響は限定的と考えられる。一方で、40・60日（ないしは2・4ヶ月）にわたって証券市場に影響を与える可能性もある。この場合は、企業の資金調達にも悪影響を与える可能性がある。そこで、市場の流動性を悪化させるという考えから、以下のような実証仮説をたてた。

仮説1：大震災が市場流動性を悪化させる効果は40・60日間続く

40・60日にわたって証券市場に影響を与えるとしても、「その効果はどれぐらい持続的に悪影響をもたらすのであろうか？」という課題も残る。大震災の効果に関しても、持続性に関する分析する必要がある。本研究では、大震災の効果は時間とともに減少すると予見している。大震災は投資家の行動を萎縮させたとしても、時間とともに落ち着きを取り戻すと考えられる。時間とともに市場の流動性を悪化させる効果は減衰するという考えから、以下のような実証仮説をたてた。

仮説2：大震災が市場流動性に与える影響は時間とともに減少する

さらに、「大震災が市場流動性に与える影響は企業の属性によって異なるのか？」といった課題はあまりわかっていない。大震災の影響があるといっても、企業規模によってその影響の程度が変わる可能性は十分に考えられる。災害後に企業が資金調達を行う場合、災害が資金調達に与える影響を考慮する必要があるためである。具体的には、東証一部上場の成熟企業と JASDAQ 上場のような成長性のある企業においても、異なる影響を考える必要がある。大規模企業は、資金調達のチャンネルが安定していることや企業に関連する情報が様々な媒体で紹介されている。このため、大規模企業に対して投資家の取引を阻害する程度は小さいと考えられる。本研究では、小規模企業が流動性の悪化の程度が大きくなるのではないかという仮説を立てる。

仮説 3：大震災が市場流動性に与える影響は小規模企業のほうが大きくなる

3. 分析方法とデータ

本研究に関しては、大規模災害という特殊なイベントに注目した。検証を深めるため、証券市場の流動性を扱っているマーケット・マイクロストラクチャーの分析手法を用いる。一部の学術研究においても、Yahoo ファイナンスのようなインターネットが提供するデータを利用している場合もある。ただし、配当の修正や株式分割の処理など、データの信頼性には疑問の声が多くあり、その活用には注意が必要であると考えている。本研究では、学術的な妥当性の観点から、他の学術研究で多く利用されているデータが望ましいと考えた。先行研究を考慮し、データソリューションズ社の提供する株価データベース（NPM）を活用した。

データの対象は、我が国の証券市場に上場するすべての企業とした。期間に関しては、大規模災害として知られる 2011 年 3 月 11 日の東日本大震災の影響に注目した。データ期間は、大震災の前後の 20 日・40 日・60 日（つまり 1 ヶ月・2 ヶ月・3 ヶ月）とし、本研究ではその期間において市場の流動性にどのような影響を与えたかを分析する。

本研究では、日時データから測定する「市場流動性」の指標として、「ILLIQ」とよばれる指標を採用する。「ILLIQ」は、Amihud(2002)において提唱された手法である。Amihud(2002)では、流動性の指標として米国のデータを用いて、太田・竹原・宇野（2011）において、我が国のデータを用いて、実証分析の結果を紹介している。(1)式のように、日時の収益の絶対値をとったものを出来高で割ることで、一日あたりの ILLIQ を求めることができる。

$$ILLIQ_{i,t} = \frac{|Daily\ Return_{i,t}|}{\text{売買代金}_{i,t}} \quad \dots (1)$$

Amihud(2002)の研究のように、銘柄ごとの ILLIQ を求める場合は、下記の(2)式のように期間内の平均を計算することになる。

$$ILLIQ_i = \frac{1}{\text{日数}} \sum \frac{|Daily\ Return_{i,t}|}{\text{売買代金}_{i,t}} \quad \dots (2)$$

ILLIQ は、株価を 1%変化させるのにどれだけの売買代金が必要になるかを示した指標であり、値が小さいほど流動性が高い市場と判断できる。

震災の影響を見るため、震災前後の比較する必要があると考えた。本研究では、ファイナンスの分野で幅広く用いられているイベントスタディー(Event Study)を採用する。イベントスタディー(Event Study)は、ニュースなどのイベントが、企業の株価に与える影響を分析する方法である。イベントスタディー

に関しては、法制度の改正のようにメディアなどで事前に情報が開示される場合もあり、株価分析には留意が必要である場合もある。一方で、自然災害は予測できないイベントになるため、イベント前の変動を考慮する必要はないといえる。マーケット・マイクロストラクチャーにおいては、イベントスタディーの方法を拡張した方法で、マーケット・マイクロストラクチャーのイベントスタディー (Market Microstructure Event Study) と呼ばれる。この手法は、ニュースなどのイベント前後の「株価の変化」ではなく、「市場の流動性の変化」に注目する点に注意が必要である。

次に、市場流動性の変化をイベントによる効果であることを検証する必要がある。震災以外の効果を考慮するため、今回の研究ではパネルデータの手法を採用する。Wooldridge(2002)などで指摘されているとおり、通常の回帰分析では計測できない企業の個別効果を見落とす可能性がある。企業効果の変数（個別効果）を説明変数として含めることによって、被説明変数である市場の流動性に与える効果を推定する手法である。本研究では、すべての企業にダミー変数をとる Fixed Effect モデルを採用することで、企業の個別効果をコントロールした。

説明変数は、株価(Price)、時価総額(MV: Market Value)、企業効果(Ci)とし、それぞれ添え字(i, t)は銘柄と日時をさす。震災の効果を検証するため、Event というダミー変数を推定式に入れることで、その効果を検証することが可能になる。また、 $\varepsilon_{i,t}$ は平均ゼロの誤差項を意味する。イベントの前と後の期間において、市場の流動性に与える効果を考察するために、震災後の取引日に 1、震災前の取引日に 0 を取るダミー変数 (Event) を加えた (3) 式を推定する。

$$ILLIQ_{i,t} = \beta_1 \ln(Price_{i,t}) + \beta_2 \ln(MV_{i,t}) + c_i + Event + \varepsilon_{i,t} \quad \cdots (3)$$

仮説 2 を検証するために、推定式 (3) のダミー変数 (Event) に代えて期間ごとに異なるダミー変数を加えた。Even01-20 (震災後から 20 日後まで 1 とし、それ以外を 0 とするダミー)、Even21-40 (震災 21 日後から 40 日後まで 1 とし、それ以外を 0 とするダミー)、Even41-60 (震災 41 日後から 60 日後まで 1 とし、それ以外を 0 とするダミー) を入れた (4) 式を推定する。

$$ILLIQ_{i,t} = \beta_1 \ln(Price_{i,t}) + \beta_2 \ln(MV_{i,t}) + c_i + Event_{01-20} + Event_{21-40} + Event_{41-60} + \varepsilon_{i,t} \quad \cdots (4)$$

また、仮説 3 に関しては、企業規模の指標である時価総額 (lnMV) の影響を分析する必要がある。本研究では、推定式 (4) に時価総額 (lnMV) と Event の交差項で入れた (5) 式を推定する。

$$ILLIQ_{i,t} = \beta_1 \ln(Price_{i,t}) + \beta_2 \ln(MV_{i,t}) + c_i + Event_{01-20} + Event_{21-40} + Event_{41-60} + \beta_3 \ln(MV_{i,t}) * Event_{01-20} + \beta_4 \ln(MV_{i,t}) * Event_{21-40} + \beta_5 \ln(MV_{i,t}) * Event_{41-60} + \varepsilon_{i,t} \quad \cdots (5)$$

4. 分析結果

4. 1 記述統計と差の検定

大規模災害として知られる 2011 年 3 月 11 日の東日本大震災の前後 60 日の記述統計をまとめたのが Table 1 の Panel A に示されている。Illiq は流動性の指標を示す。lnPrice は株価 (Price) に、lnMV は時価総額 (MV: Market Value) にそれぞれ対数をとった。

Table 1.

Panel A. 記述統計と相関

	Mean	S. D.	Median	5%	95%	1	2	3
1. Illiq	194.20	2155.72	6.038	0.000	702.707	1		
2. lnPrice	6.805	2.014	6.366	4.407	11.284	0.011	1	
3. lnMV	23.196	1.800	22.947	20.668	26.611	-0.115	0.103	1

N=374, 722

Panel B. 差の検定

	Mean	S. D.	Mean	S. D.	Difference	T value
1. Illiq	136.97	848.33	252.39	2938.18	-115.40 ***	(-16.39)
2. lnPrice	6.843	2.032	6.766	1.995	0.077 ***	(11.66)
3. lnMV	23.218	1.803	23.173	1.797	0.045 ***	(7.67)
Number	188898		185824		374722	

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

Note: lnPrice は株価 (Price) に対数を、lnMV は時価総額 (MV: Market Value) に対数をとる。括弧の値は T 値。

東日本大震災の影響を確認するため、大震災の前 60 日と後 60 日の差を比較したのが Panel B である。Illiq の値が大幅に上昇して、その差は有意に異なることを確認した。この結果から、震災後は市場の流動性が大きく低下したことが明らかになった。また、株価(lnPrice)や時価総額(lnMV)も低下しており、大震災前後の違いを示している。

4. 2 推定結果

大震災が市場流動性に与える影響を検証するため、推定式 (3) の推定結果についての説明を行う。本研究で得られた実証結果は、以下の Table 2、Table 3 にまとめられている。Table2 では仮説 1 で示した大震災の前後の効果ををはかるため、震災後を 1 とし、それ以外を 0 とする Event ダミーを説明変数に入れた。推定結果は、大震災の前後の 20 日をモデル (1)・(2)、前後の 40 日をモデル (3)・(4)、前後の 60 日をモデル (5)・(6) でそれぞれ示した。

Table 2. 推定式 (3) の結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Day+-20		Day+-40		Day+-60	
ln(Price)	-5.35 (-0.47)	14.05 (1.40)	-48.11 * (-1.97)	-32.25 (-1.35)	-59.42 * (-2.50)	-42.13 + (-1.80)
ln(MV)	-607.80 ** (-10.70)	-374.00 ** (-6.86)	-639.60 ** (-4.97)	-537.30 ** (-4.28)	-518.40 ** (-5.21)	-447.10 ** (-4.62)
Event		118.00 ** (10.07)		80.76 ** (8.30)		86.66 ** (7.43)
Constant	14348.7 ** (11.02)	8737.5 ** (7.01)	15366.6 ** (5.19)	12845.4 ** (4.45)	12622.8 ** (5.52)	10808.1 ** (4.87)
Number of observations	125877	125877	250427	250427	374722	374722
Adj R2	0.002	0.004	0.001	0.002	0.001	0.002
F	61.98 **	56.81 **	16.43 **	27.69 **	19.32 **	23.31 **

+ p<0. 1, * p<0. 05, ** p<0. 01

Note: 括弧の値は T 値。不均一分散に対する White の修正を行っている (White 1980)。Amihud(2002)の定義に従って計算した市場流動性 (ILLIQ) を被説明変数に用いた。Event は、震災後を 1 とし、それ以外を 0 とするダミーである。推定は、個別効果に基づく Fixed Effect モデルを採用した。

Table2 では、(3) 式の推定結果を示している。Event ダミーはモデル (2)・(4)・(6) とともに有意に正になった。この結果は、大震災の前後の 20 日、40 日、60 日のいずれの期間をとっても、安定した結果を示した。この結果は、市場の流動性に関する仮説 1 を支持するものである。時価総額(lnMV)に関しては、モデル (1) からモデル (6) のすべてにおいて有意に負になった。企業規模は市場の流動性を高めることを示唆している。

Table3 のモデル (1)・(2) は、それぞれ (4) 式の推定結果を示している。モデル (1) は Even01-20・Even21-40 が有意に正になった。モデル (2) でも、Even01-20・Even21-40・Even41-60 が有意に正になった。この結果は仮説 1 と整合的であり、大震災の 21-40 日後 (2 ヶ月目) ないし 41-60 日後 (3 ヶ月目) においても市場の流動性を悪化させることが明らかになった。一方で、Even01-20 と比較すると Even21-40・Even41-60 の値は小さくなっている。

Table 3. 推定式 (4) と (5) の結果

	(1) Day+-40	(2) Day+-60	(3) Day+-40	(4) Day+-60
ln(Price)	-34.57 (-1.46)	-44.27 + (-1.90)	-28.52 (-1.20)	-39.21 + (-1.80)
ln(MV)	-518.20 ** (-3.94)	-434.90 ** (-4.37)	-463.60 ** (-3.54)	-409.70 ** (-4.15)
Event01-20	105.90 ** (7.05)	123.80 ** (8.45)	2703.10 ** (7.32)	2785.20 ** (6.90)
Event21-40	57.91 ** (3.86)	71.92 ** (3.96)	2066.80 ** (3.02)	2110.40 ** (3.00)
Event41-60		64.96 ** (4.18)		1856.70 ** (4.42)
ln(MV) * Event01-20			-112.00 ** (-7.19)	-114.90 ** (-6.79)
ln(MV) * Event21-40			-86.46 ** (-2.98)	-87.85 ** (-2.97)
ln(MV) * Event41-60				-77.22 ** (-4.41)
Constant	12418.5 ** (4.11)	10539.8 ** (4.62)	11106.8 ** (3.69)	9920.3 ** (4.39)
Number of observations	250427	374722	250427	374722
Adj R2	0.002	0.002	0.003	0.004
F	31.52 **	24.08 **	34.89 **	28.32 **

+ $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$

Note: 括弧の値は T 値。不均一分散に対する White の修正を行っている (White 1980)。Amihud (2002) の定義に従って計算した市場流動性 (ILLIQ) を被説明変数に用いた。Event01-20 は、震災後から 20 日後まで 1 とし、それ以外を 0 とするダミーである。Event21-40 は、震災 21 日後から 40 日後まで 1 とし、それ以外を 0 とするダミーである。Event41-60 は、震災 41 日後から 60 日後まで 1 とし、それ以外を 0 とするダミーである。lnMV*Event は lnMV と Event の交差項である。推定は、個別効果に基づく Fixed Effect モデルを採用した。

Table3 のモデル (3) と (4) では、それぞれ (5) 式の推定結果を示している。これらの結果は仮説 2 と整合的で、市場の流動性は震災後の 20 日間 (1 ヶ月目) において大きく悪化した。大震災が市場の流動性に与える効果は持続するものの、その効果は減衰することが示唆された。モデル (3) では時価総額 (lnMV) と Even01-20・Even21-40 の交差項が有意に負になった。また、モデル (4) では時価総額 (lnMV) と Even01-20・Even21-40・Even41-60 の交差項も有意に負になった。この結果は、企業規模によって大震災の影響は異なるという仮説 3 を支持する結果になった。これにより、規模の小さい企業のほうが、大震災による市場の流動性の悪化の程度が深刻になることを示唆している。

以上の結果から、大震災による市場の流動性に関する仮説 1・仮説 2・仮説 3 は、いずれも成り立つことが明らかになった。仮説 1 に関しては、大震災の前 60 日と後 60 日の差を比較と、同様の傾向を示している。前述の通り、推定から得られた結果は、データ期間の選択によらず、安定的に確認できる結果となった。本研究は、東日本大震災の影響を市場の流動性の面からまとめることができた。

5. 結論

本研究では、東日本大震災という大規模災害に注目し、市場の流動性に与える影響を分析した。マーケット・マイクロストラクチャー分野の研究成果を活用して、大規模災害の効果を分析した。具体的には、大震災が

- (1) 市場流動性を悪化させる効果は 60 日間続くのか？
- (2) 市場流動性に与える効果は時間とともに減少するのか？
- (3) 市場流動性に与える効果は小規模企業のほうが大きくなるのか？

の 3 点に関して検証を行った。

本研究では、以下の3点を確認した。1点目は、大震災はその後40日、60日間にわたって市場流動性を有意に低下させた。大震災の前60日と後60日の統計量の比較でも確認できた。2点目は、市場の流動性は震災後の20日間（1ヶ月目）において大きく悪化したことが明らかになった。大震災の21-40日後（2ヶ月目）ないし41-60日後（3ヶ月目目）においても市場の流動性は低下するものの、その効果は小さくなっていた。3点目は、規模の小さい企業のほうが大震災による市場の流動性が低下することが明らかになった。企業規模によって大震災の影響は異なる可能性を示唆する結果となった。

大規模災害の分析を通じて、緊急時の市場設計に関する知見を得られたと考えられる。市場は様々な投資家の売買注文によって価格形成される場である。市場の流動性は投資家の心理などによっても影響を受ける。大震災などの場合は、早急な対応が求められるとともに、成熟企業よりもむしろ成長企業のほうが流動性の懸念が生じることがわかった。今後の研究によって、大規模災害の影響を分析する必要があるだろう。

参考文献

- Amihud, Y. (2002), “Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects” , *Journal of Financial Markets*, Vol. 5, pp. 31-56.
- Akerlof, G. A. (1970), “The Market for “Lemons”: Quality Uncertainty and the Market Mechanism” , *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 84 No. 3, pp. 488-500.
- Sakawa H. and Ubukata M. (2012), “Does Pre-trade Transparency Affect Market Quality in the Tokyo Stock Exchange?” , *Economics Bulletin*, Vol. 32 No.3, pp. 2103-2112.
- Sakawa, H., Ubukata, M. and Watabanel, N. (2014), “Market liquidity and bank-dominated corporate governance: evidence from Japan” , *International Review of Economics and Finance*, Vol. 31, pp. 1-11.
- White, H. (1980), “A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity” , *Econometrica*, Vol. 48, pp. 817-838.
- Wooldridge, J. M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, Massachusetts.
- 宇野淳・大崎貞和 (2012), 「証券市場のグランドデザインー金融マーケットの謎を解き明かす」, 早稲田大学大学院ファイナンス研究科編, 中央経済社
- 宇野淳・柴田舞 (2012), 「取引スピードと流動性: 東証アローヘッドのケース」, 現代ファイナンス, Vol. 31, pp. 87-107.
- 生方雅人・坂和秀晃 (2007), 「注文駆動型市場における IR 活動のスプレッド要因への影響」, 現代ファイナンス, Vol. 22, pp. 97-113.

太田 亘・竹原 均・宇野 淳(2011), 『株式市場の流動性と投資家行動—マーケット・マイクロストラクチャー理論と実証』, 中央経済社

大村敬一・宇野淳・川北英隆・俊野雅司 (1998), 『株式市場のマイクロストラクチャー』, 日本経済新聞社.

清水 克俊・堀内 昭義 (2003), 『インセンティブの経済学』, 有斐閣.

対木さおり (2009), 「国際金融センターとしての東京市場の地位と課題 その1-東京の国際金融センターに関するアンケート調査結果から」, 三菱総合研究所報, Vol. 51, pp. 180-198.

対木さおり (2010), 「国際金融センターとしての東京市場の地位と課題 その2-東京の国際金融センターに関するアンケート調査結果から」, 三菱総合研究所報, Vol. 52, pp. 98-108.

坂和秀晃 (2015), 「東京市場の国際的な魅力を高めるための, 制度・規制改革や市場整備の諸施策についての理論的視座の構築」, 金融庁金融研究センターディスカッションペーパー, DP2014-09.

坂和秀晃, 生方雅人 (2011), 「スプレッドで見た市場流動性への東証改革の影響」, 経営財務研究, Vol. 31 No. 1, pp. 26-34

坂和秀晃・渡辺直樹(2016), 「金融自由化で日本の証券市場はどう変わったか—市場流動性とマーケット・マイクロストラクチャー分析—」, ミネルヴァ書房

渡辺直樹 (2013), 「金融商品取引法の証券市場への影響」, ゆうちょ資産研究—研究助成論文集—, Vol. 20, pp. 107-121

実験経済学による個人のポートフォリオ選択の 決定要因分析ーあいまいさ選好、リスク選好、 時間選好率および金融リテラシー

敬愛大学 経済学部 教授 和田良子

慶應義塾大学 総合政策学部研究科 修士課程 大塚崇夫

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 —¹

敬愛大学 和田良子²

慶應義塾大学 大塚崇夫³

要旨

個人のポートフォリオ選択を決定づけると考えられる要因のうち, あいまいさ回避度, 割引率, 金融リテラシーのどの要因が最も大きく影響しているのかを明らかにするため, 債券, リスク証券, あいまいな証券からなるポートフォリオ選択実験を行い, 安全資産は, あいまいさ回避度が高く, リスク回避度が高く, 割引率が低く, 金融リテラシーが高いものによって需要されていたことがわかった. 金融リテラシーの影響力が最も頑健だが, 金融庁の調査結果とは逆に, リテラシーの高い学生ほど確実な投資への選好が強かった. リスク証券とあいまいな証券に関しては逆に, 割引率が高く, 金融リテラシーの低いものによって選好されていた. また証券の相対的な収益率や単価によっても各証券への需要が有意に説明されることから, 価格に対して感応度が高いため, 今後の金利政策の変化は資産選択を大きく変える可能性があることが示唆される.

1. 問題意識

平成 29 年度より個人型確定拠出年金の対象者が拡大され, 非正規雇用者への門戸が開かれた. 税制優遇により, 個人の自己責任による証券投資を誘導する NISA など作られ, 個人の金融リテラシーを高めることは喫緊の課題となっている. ところが, 先に確定型拠出年金である通称 401K の運用が始まったアメリカにおいては, その運用において様々な限定合理性がみられることが指摘されてきた. 年金の運用にあたっては分散投資戦略が必要となるが, 個人のポートフォリオ選択がナイーブであるという問題提起がなされてきた.

例えば Benartzi and Thaler (2001) が大学の職員に対して行ったアンケート実験の結果からは, 情報が限定的であるとき, 個人がどのような証券を与えられても, 与えられた証券を半分ずつ保有すると回答

¹ 平成 30 年 9 月 21 日のゆうちょ財団助成研究報告会において本研究の報告を行い, 有益なコメントを得ることができた. 助成金をくださった, ゆうちょ財団および研究をサポートしてくださったゆうちょ財団の方々, さらに報告会において貴重なコメントをくださった先生方に心より感謝申し述べます.

² rwada@u-keiai.ac.jp 敬愛大学経済学部 教授
043 (251) 6363 代表

³ otk@sfc.keio.ac.jp 慶應義塾大学 総合政策学部研究科 修士課程

している結果、与えられた問題のフレーミングによって、リスク選好が異なるという結果が観察された。これは“naïve diversification”と呼ばれ、証券が n 種類になると、 $1/n$ ずつすべての証券を均等に保有しようとするという rule of thumb を実験で確認したものとして知られている。Benartzi and Thaler (2001)の第二実験では、証券についての知識と情報を付与したところ、最初にみられたナイーブさが減少するという結果がみられた。この結果は、Annamaria Lusardi と Olivia S. Mitchell の一連の研究によって、金融リテラシーが資産選択に大きく影響しているということが明らかになってきたことと整合的である。金融リテラシーは、選択集合の認知や選択の合理性に関わる説明変数であり、現実の投資に直面した意思決定を説明する上で重要な役割を果たすと考えられる。

数理経済学においては、Giloba (2009) で概観されているように、1990 年代から現代にかけて、確率分布が事前にわかっていないナイト流不確実性下での意思決定理論が飛躍的に発展した。そのなかで、株式への需要がファンダメンタルズでは説明できないとするいわゆるプレミアム・パズルを説明するためには、リスク選好とは異なる、あいまいさ選好の程度に関するパラメタが必要になることがわかってきた。

本研究の対象としている日本の家計の資産運用の現状を概観すると、多くの家計がその資産のほとんどを無リスク証券である預貯金（2017 年度末 52.2%）、国債（同年度末 1.9%）および保険商品（同年度末 28.2%）によって保有しており、保有投資有価証券株式と投資信託の合計で 15.1%に過ぎない。また、資産残高の小さい個人では、無リスク資産となる預貯金を所有する比率はより高いものとなっている。この理由として、個人が金融商品の収益性よりも安全性に強い魅力を感じている可能性がある。実際、1990 年代におきたいくつかの金融機関のデフォルトの後、郵便貯金に個人資産が集中したことについても、あいまいさ回避理論による maxmin 理論によってある程度説明することが可能であると考えられよう。また、その裏返しであるが、証券市場における価格プレミアムは、リスク回避度を反映したプレミアムのみならず、事象の確率分布そのものがわからないことからくるあいまいさ回避によっている可能性が高い。

以上の考察より、個人にとっての最適な金融商品のポートフォリオ選択は、少なくとも各個人のあいまいさ回避度、リスク回避度、時間選好率（消費の異次点間の代替性）、金融リテラシーの四要素が影響していると考えられる。本研究は、個人が最適な金融商品のポートフォリオをいかに組むかを実験経済学的手法によって観測し、アンケートおよび独立した追加実験によって測定した四要素を説明変数として、どの要素が個人の資産保有に最も強い影響を与えているのかを明らかにする。

また、本研究の実験の設定では、安全資産（本実験の債券）の利子率がネガティブになるケースも設定している。安全資産の利子率がネガティブであればリスク資産やあいまいな資産の超過収益率が大きくなることによって相対的な魅力が増大する。現代の金融市場を模した設定の下で、リスク（あいまいな）資産の収益率の変化がポートフォリオ選択にどのような影響をもたらすかをみることによって、今後起きる超低金利・ゼロ金利政策の終わりによりリスク資産への投資がどの程度減るのかについて予測することができる。

2. 先行文献と本研究の位置づけ

2.1 個人の証券投資と限定合理性

個人の年金運用などにおいて重要さを増している証券投資だが、限定合理性がみられることが、行

動経済学の成果によって明らかになってきた。確定型拠出年金の運用の実態を、フィールドワークによって明らかにした一連の研究のうち Sunstein et al. (2007) では、所得のバックグラウンドリスクを考慮に入れると、所得の変動性を高めてしまう行為であるにもかかわらず、自社株を所有する個人が多く、そうした傾向がエンロンの問題が明るみに出て上場廃止になったのちも変化しなかったことを指摘している。

個人が自分の所得（変動）の源泉となっている企業の自社株を購入する理由としては認知バイアスを考えることができる。Fox and Tversky (1991) は経済実験によって、一年後の気温についての賭けを、国内のある都市の気温で行うか、過去の気候変動データが似ている海外の都市の気温で行うかをたずねたところ、多くの被験者が国内の都市での賭けを選んだという結果を得ている。このことは株式投資におけるドメスティックバイアスを説明しようと考えられている。

あいまいさ回避がいかに株式市場の価格形成に影響するのかについては、理論的なモデルに基づく実証研究や実験研究があり、Epstein and Schneider (2008) では、証券の分散が一つに定まらないという意味でのあいまいさがあるとき、投資家が投資対象の株式について良いニュースを得たときには当該株式の分散が大きいと考え、悪いニュースを得たときには、分散が小さいと悲観的にとらえることによって株式を購入しようとしないという事態が生じ、株価のプレミアムが大きくなるとする Chen and Epstein (2003) のモデルをフィールドデータで検証している。Bossaerts and Ghirardato (2014) はエルスバークパラドックスの文脈を用いて一つのリスク証券と、二つの排反事象に紐づけられたあいまいな証券をそれぞれアロー証券として用意し、ポートフォリオ選択をさせると同時に、仮想市場で被験者どうし売買させることによって、株価へのあいまいさ回避の影響をリスク証券の株価形成と比較して調べており、あいまいさ回避の強い投資家は、あいまいな株式を保有せず売買しないために、それが株価に影響しないという結論を導き出している⁴。

2.2 日本の家計の資産選択の概況

2014 年 1 月より個人投資家のための税制優遇制度、NISA（ニーサ・Nippon Individual Savings Account）が始まり、毎年 120 万円の非課税投資枠が設定され、株式・投資信託等の配当・譲渡益等が非課税対象となるなど、株式投資の奨励がなされている。近年はミニ株など投資資金のロットが小さくても株式に投資することが可能になったこともあり、株価指数に連動した投資信託を購入しなくても、一定程度の分散投資が可能になった。家計が危険資産を保有する割合についての国際比較統計によれば、2018 年 3 月末において (<http://www.boj.or.jp/statistics/sj/sjhiq.pdf>) 日本の家計では総資産に占める株式の保有比率は株式が 10.9%、投資信託が 4.0%であるのに対し、ユーロエリアでは株式が 19.2%、投資信託が 9.6%、米国では株式が 36.2%、投資信託が 11.8%となっている。日本と比較して米国では貧富の差が大きいため、富裕層の株式投資が大部分を占めていると考えるべきであり、そのまま比較する

4. Bossaerts and Ghirardato (2014) は Ahn et al.(2014) と同様に Gilboa and Shumidler の minmax 理論によって説明できない被験者は主観的確率を置いている可能性が高いことを指摘している。本研究ではこれらの見解に基づいて、被験者にあいまいな証券を与えたとき、当たりのボールの色が出る時と出ないときの証券の結果についての主観的確率をエクセルに入力してもらうことにした。

ことはできないが、多様な国を含んでいるユーロエリアと比較してリスク資産保有は低いものとなっている。NISA が導入される前の 2013 年 12 月 30 日の東証 TOPIX は 1303 円であったが、4 年後の 2018 年 12 月 29 日には 1817 円まで 39% 上昇するなど株式市場の価格推移が堅調ななかでの結果であると考ええると、この結果には個人の資産選択へのリスク選好およびあいまいさ選好が影響していると考えられる。

2.3 時間選好率と資産選択

資産の運用には時間がかかることから、時間選好率は資産選択の重要なファクターである。期待効用理論を仮定する場合には、時間選好率は将来の消費のために現在の消費をあきらめることに対するプレミアムである。資産運用では、ポートフォリオの一部を株式などのリスク資産に投資をする際に、確実な消費をあきらめて将来の不確実な消費を手に入れることとなり、この際、時間に関するプレミアムと分散に対するプレミアムの両方を考慮する必要があるが生じる。本研究の実験では、長期の資産選択問題を解いてもらうことはしていないが、時間選好率が潜在的にポートフォリオ選択に影響を与える可能性があることを以下に示す。

時間選好率の概念の定式化は Strotz (1956) に遡るが、経済学が長らく仮定してきた時間選好率の時間についての stationarity は成立せず、累積時間割引曲線は指数関数によって表現されるのではなく、hyperbolic function による曲線（双曲割引曲線）が、観察される累積時間割引曲線をより近似することが Ainslie (1992) をはじめとする心理学者によって明示的にされた。Lowenstein and Prelec (1992) によって、stationarity の破れを許容する現在バイアス β を導入した経済モデルが一般的になった、時間選好率についての新しい認識は、時間選好率を測定する際、今と将来を比較するのではなく、近い将来と遠い将来を比較する必要があることを示している。

時間選好率の計測については、測定期間、測定対象、測定の元金、計測手法 BDM 方式といわれるオークション方式の他、マッチングによるもの、さらに謝礼金付き実験または謝礼なしの仮想アンケートなど多岐にわたっている。その結果得られた時間選好率の範囲は広く、年利 500% 以上など極めて高い時間選好率が得られるケースがあることが知られている (Frederick et al. (2002)). Takeuchi (2011) は、時間選好率を、ハザードが起きる確率に置き換えることで効用関数の関数形を特定しないまま、より自由で複数のパラメータを持つ関数による累積割引率を計測しているが、暗黙に期待効用理論と同じ公理を満たしていることを仮定している。

Epstein and Zin (1989) は、一般的に用いられているフォン・ノイマン・モルゲンシュタイン型の効用関数においては、消費の代替性を決定づけるパラメータ ρ = リスク回避度 β という仮定が暗黙になされていることを指摘している。これが、リスク証券への需要を説明するときに、時間選好率とリスク選好の両方が必要になる理由である。

通常の異時点間の消費からの効用は、現在の消費を c 、将来の消費の期待値を z とする。確定的な消費からの効用を、 $u(c) = c^\rho$ と表現する。将来の消費を β で割り引くとする、生涯効用はアグレッグーター W を用いて、

$$W(c, z) = [(1 - \beta)c^\rho + \beta z^\rho]^{1/\rho} \quad 0 \neq \rho < 1 \quad (1)$$

とあらわされる。将来の投資結果に期待値 z からの mean-spread 型の分散がある場合には、将来の投資

結果の確実性等価を μ とすると、分散への耐性であるパラメタ α はリスク選好を表現している。

$$\mu(\tilde{x}^\alpha) = [E\tilde{x}^\alpha]^{1/\alpha} \quad 0 \neq \alpha < 1 \quad (2)$$

$\alpha=1$ のときはリスク中立であるため確実性等価 μ と期待値 z は等しくなり、 $0 < \alpha < 1$ のときはリスク回避的であるため、確実性等価 $\mu < z$ となる。(1) に (2) を代入すると、現在および確率的な将来の消費からの効用は、

$$W(c, z) = [(1-\beta)c^\rho + \beta(E\tilde{x}^\alpha)^\rho]^{1/\rho} \quad 0 \neq \alpha < 1, 0 \neq \rho < 1 \quad (3)$$

となり、将来の効用は時間選好率とリスク選好の両方に依存する。

本研究では時間的・予算的制約から、時間選好率を実験による顕示選好として測定することはかなわなかったため、時間選好率の大きさがポートフォリオ選択に与える影響として、最もよく知られた Holt and Laury (2002) の方式によるアンケート調査を行うこととした。Holt and Laury (2002) では、今すぐ受け取れるある金額と将来のある時点で受け取れる金額を比較するのではなく、近い将来の受け取りと遠い将来の受け取りを比較しているため、いわゆる hyperbolic preference (双曲割引) の影響を避けて時間選好率を測ることができる。

2.4 あいまいさ回避理論と株式市場への影響

株式市場におけるリスクプレミアムがファンダメンタルズでは十分に説明できない理由の一つは、あいまいさ回避理論によっても説明されている。投資家はマクロ経済状況および、自分が保有したい株式の決算など公表されるニュースやデータをもとに、今後の株価を予測して株式を保有するかどうかを決めている。ここで、将来起こりうる事象が複数あり、各事象が起きる確率がわかっている（すなわち可能性の合計が1になる）のであれば、それはリスク下の選択となる。しかし現実には、業績予測が極めて難しい状況も存在し、今後起きうる業績の可能性について、いくつかのシナリオの先にある見通し (prior) と、それについての主観的確率に基づいて投資をしていると考えられる。

株式市場の現実が、将来起こりうる事象の確率も、確率分布を生み出す確率密度関数もわからないという意味で、ナイト流不確実性によって説明されるのであれば、その「あいまいさ」の下で投資家がどのようにふるまうのかについてはリスク下とは区別されなければならない。

ここでのエルスバークパラドックスとは、確率がわからない事象に対して主観的確率を置いていることを仮定し、アレのパラドックス包含する一つの理論としての主観的期待効用理論へのさらなる反証として提示されたものである。

エルスバークパラドックスでは、90 個のボールが箱に入っているとき、30 個は赤が入っていることがわかっており、青と緑のボールが合計で 60 個入っていることがわかっている状況を考える。今、「赤のボールが出たら賞金がもらえること」と、「青のボールが出たら賞金がもらえること」のどちらに賭けるかという問いに対しては、ほとんどの人が「赤のボールが出たら賞金がもらえること」に賭けるほうを選ぶ。このとき、主観的効用理論による予言は、それを選んだ個人が、青のボールが出る確率が、赤のボールが出る確率よりも小さいと考えていることを意味する。ところが、同じ個人に、「赤または緑のボールが出たら賞金がもらえる場合」と、「青または緑のボールが出たら賞金がもらえる場合」のどちらに賭

けたいかを尋ねると、後者のケースに賭けるほうを選ぶ。青への主観的確率は赤よりも小さいはずなので、くじの加法性が成り立つならば、これは矛盾である。このエルスバークパラドックスを内包しうる代表的な理論が、Gilboa and Shemidler (1989) が提唱した Maxmin Expected Utility である。起こりうる事象についての予見である prior が一つではなく複数あるときの選択を説明する理論であることから、Multiple Prior 理論とも呼ばれている。いま、ありえる見通しに基づく情報集合を P とし、そこから一つの最悪の prior を選び、その想定の下での効用を最大化しようとする仮定すると、効用は (4) で表される。

$$U(P, f) = \min_{p \in P} E_p[u \circ f] \quad (4)$$

この理論に沿って、エルスバークパラドックスを理解するならば、確率がわからないとき、prior の集合のなかから、最悪の prior を選び、その状況下で期待効用を最大にするため、青の色に賭けるときには、青の取りうる値の 0 から 60 のうちの 0 個が箱に入っている最悪の prior が起きた場合の最善の行動を取るという理論である。この理論によりあいまいな状況下での効用を、Maxmin Expected Utility として定義することが可能になった。ところがこの理論には、どの個人もあいまいさ回避であるとき情報集合のただ一点の端点以外の情報をすべて捨ててしまうという意味で、個人の間でのあいまいさ回避度の違いを定義できないという問題がある。Klibanoff, Marinacci, Mukerji (2005) は、個人が最も良い状態 (prior) と最も悪い状態 (prior) の両方を考え、Hurwicz criterion (1951) を用いてその内分点となるあいまいさ回避度 α を持つとする α -maxmin 理論を提示した。

$$U(P, f) = (1 - \alpha) \max_{p \in P} E_p[u \circ f] + \alpha \min_{p \in P} E_p[u \circ f] \quad (5)$$

しかしながら、このモデルもまた情報空間の二点しか利用しておらず、二次元の情報空間と三次元以上の情報空間を区別できないという問題を持っている。3 次以上の情報空間の情報に基づいたあいまいさ回避を測定する理論に、Gajdos, Hayashi, Tallon and Vergnaud (2008) による不正確さ回避の理論がある。不正確さとは情報がある程度分かっているような状態を「不正確な状態」と呼んでおり、そのような状態を怪異日しようとする不正確さ回避度を示すパラメタを ε とする、 ε は、あいまいな箱の確率性等価から直接導き出される。客観的な確率分布の情報 P と、その下での行動 f は以下の定式化で評価される。(6) 式において、 $s(P)$ は、情報集合 P の重心(スタイナー点)である

$$U(P, f) = (1 - \varepsilon) E_{s(P)}[u \circ f] + \varepsilon \min_{p \in P} E_p[u \circ f] \quad (6)$$

$\varepsilon = 0$ のときは $s(P)$ を主観的確率とする主観的期待効用関数 $(P, f) = E_{s(P)}[u \circ f]$

$\varepsilon = 1$ のときは maxmin 理論に一致し、 $U(P, f) = \min_{p \in P} E_p[u \circ f]$

本研究では不正確さ回避度 ε によってあいまいさ回避の程度を測定する。赤と青が合計で 180 個入っていること以外は確率および確率分布が知らされていない箱（これを箱 B としている）の確率性等価を PE of Box B とするとき、あいまいさ回避度は以下の式であらわされる。

$$\varepsilon(\text{Box}B) = \frac{0.5 - p(\text{PE of Box } B)}{0.5} \quad (7)$$

(7) 式で求められる ε を用いて、あいまいさ回避度がどのようにポートフォリオ選択に影響するのかを調べる。

2.4 金融リテラシーと資産選択

NISA が非正規雇用者にも開放されたが、厚生労働省の「平成 25 年度 若年者雇用実態調査」によると、非正規雇用者は一般的に正規雇用者よりも学歴が高くないことが多く、その意味で金融リテラシーを入手する機会が少ない可能性がある。したがって金融リテラシーの差がリスク資産の保有にどのような影響を持つ可能性があるのかについても明確にすることには意味がある。金融リテラシーの差が個人のリスク資産保有に与える影響については、Lusardi and Mitchell (2014) は金融リテラシーが高いほどリスク証券の所有比率が高まることを発見している。Lusardi and Mitchell (2011) では世界各国の金融リテラシーを概観しており、若年層や女性、学歴の低いものが相対的に低いことがわかっている。日本において金融リテラシー教育の重要性を指摘する論文には浅井(2017)があり、北村・中島 (2009) では、企業の従業員へのフィールド実験によって金融リテラシーの教育を継続的に行うことが年金加入率やその増額を有意に上昇させることを確認している。

本研究は被験者のサンプル数のみならず属性がほぼ大学生に限られている。得られた結果の汎用性を高めるために、金融庁が行っている「金融リテラシーに関するアンケート」をほぼそのまま用いて、リテラシーの高さを計測することとした⁵。この調査は全国 47 都道府県において年代、性別、職業など国民から広くデータを収集している。これにより、金融リテラシーによって投資行動を説明できる場合、日本全体に対する示唆を提示することができる。金融リテラシーの項目は多岐にわたっており、金融についての知識というよりも、消費性向を測る質問や、人生において準備しなければならないと考えている費用や、証券投資の経験をたずねるものも含まれている。一方で、Lusardi and Mitchell (2011) に含まれているような、大統領名をたずねるといった一般常識をたずねる質問はない。本研究の被験者が学生であることを踏まえ、金融の基礎知識がどの程度あるか、特に金利計算ができるか、インフレーションではどうすべきか、分散投資の考え方を知っているか、インターネットを用いた金融取引の制度など得点化できるものについて採用することとした。また、消費性向についてたずねている 3 つの質問があり、時間選好率の間接的なパラメタとして採用した。Bianchi and Tallon (2018) では金利の計算ができるかどうかについての質問を行って、計算能力が（あいまいな資産を含む）リスク資産の運用比率に影響するかを調べており、影響しないという結果を得ている。

また、金融投資において自信の程度が影響するとされ、特に自信過剰なものは資産運用において大きなリスクを取る傾向があることが、機関投資家の運用にあたるディーラーの間で観察されるとされてきた。Bhandari and Deaves (2006) は、カナダの確定拠出年金加入者に対して金融リテラシーに関する質問を行い、投資アドバイスを受けた経験もあり自分で投資を行ってきた高学歴の男性では高齢者の自信過剰の水準が高いことを見出した。彼らは金融リテラシーについての回答が正解であることについての確信の度合いと現実の正解率の差によって、自信過剰の度合いを計測している。

⁵ 今回の実験対象が学生であったため、理解できるようにわずかに修正した問題もある。

2.5 あいまいさ回避を考慮にいたしたポートフォリオ選択理論

ナイト流不確実性を考慮にいたしたポートフォリオ選択理論を展開している先行研究のうち、本研究の実験と密接に関係しているものをいくつか取り上げる。

Garlappi, and Wang (2006) はポートフォリオ選択理論において、期待値と分散が *a priori* に決まっていない現実にも照らし、multiple priors を持つ場合のあいまいさ回避を取り入れたポートフォリオ理論を構築している。仮定として、ファンドマネジャーが期待収益の推定値について一点ではなく、ある一定の幅を持って推定し、その幅が大きければファンドマネジャーが直面するあいまいさが大きく、幅が小さければあいまいさが小さいとしている。そのうえで、maxmin モデル (multi-priors モデル) の考え方に基づいたポートフォリオ最適化問題の制約条件を導いて、古典的な平均分散モデルによるポートフォリオ選択理論を拡張し、ファンドマネジャーが個別の資産ごとに不確実性を導入する場合、資産全体に不確実性を導入する場合、資産の部分集合に導入する場合のそれぞれについての理論的な解を導いている。さらに証券の部分集合をベンチマーク資産と、そうでないあいまいさを保有する証券にわけ、ベンチマーク資産の期待収益のエラーがゼロである場合、投資家はベンチマークとしたファクターよりも資産に対してより不確実性を感じ、その結果ファクターポートフォリオに 100% 資産をつぎ込むことになるという帰結を得ている。一方で、ベンチマーク資産の期待収益のエラーが存在する場合、ファクターポートフォリオの比率が下がる。資産にもファクターにも不確実性がある場合には相関があるため、この二つの不確実性の相対的なレベルがポートフォリオを決めることとなることをモデルにおいて示している。Garlappi, and Wang (2006) においては、multi-prior 理論を用いているため、あいまいさのレベルはモデルに導入されているが、あいまいさ回避度のレベルはモデルに導入されておらず、あいまいさ回避度について、(愛好的か)、中立的か、回避的かという区分以上の情報は実際には重要ではない。

これに対し、Gollier, C. (2011) および Bianchi, and Tallon (2018) では、あいまいさ回避があるかなにかに加え、あいまいさ回避の程度があいまいな資産の所有比率に及ぼす影響を調べている。Gollier, C. (2011) は Maccheroni and Marinacci (2006) によって提唱された smooth ambiguity preference を仮定した α -maxmin 理論を採用し、あいまいな証券からの効用関数とリスク資産からの効用関数についての凹性を仮定することによって、第一に、あいまいな証券の超過収益率がプラスであれば、需要はプラスとなること、第二に、効用関数のリスクについての選好の凹性があり、資産残高とともにリスク回避の程度が減衰し、あいまいさについても選好の凹性があり資産残高が高くなるとともにそれが減衰すると、あいまいさの程度が非常に大きくなったときに、あいまいな資産保有による効用の限界的な変化 (つまり限界期待効用) が 0 となり、その結果あいまいな証券を多く持つことへの耐性ができるため、あいまいな証券保有がむしろ高まる可能性があるとの理論的な結論を導き出している。Bianchi and Tallon (2018) ではフランスの 2010 年から 2011 年の保険資産運用のフィールドデータを用いて、上記の結論に整合的な実証結果を発見している。ただし、リスク証券とあいまいな証券の区別はなく、分散がある証券をすべてあいまいな証券としている。

我々の実験では、債券、収益率と確率がわかっているリスク証券、あいまいな証券の 3 種類の証券を用意して被験者に 2 証券または 3 証券でのポートフォリオ選択をさせている。現実の市場における投資についても、ある程度予想が可能な証券と、全く予想ができないような新規上場株などがあることを反映させた実験としている。本実験のあいまいさ回避における不正確さ回避度 ε は Bianchi and Tallon

(2018) と異なり、回答に依存して決まる現実の謝礼を伴っている。

3. 研究の手法

3.1 先行研究と本研究の手法の違い

本研究の実験の設定は、リスク証券とあいまいな証券の両方がある場合のポートフォリオ選択において、最もよく知られた研究の一つである Ahn et al. (2014) の実験を応用し、様々な証券価格と（したがって必然的に異なる）予算制約の下でのポートフォリオ選択を観察する。

Ahn et al. (2014) においては、不確実性下での個人の行動を説明する効用理論を解明することに主眼があるため、エルスバークパラドックスの文脈を用いた実験がなされている。そのため、経済実験において一種類のリスク証券と二種類のあいまいな証券が独立事象ではなく、リスク証券が正の収益を生む確率と、二種類のあいまいな証券が正の収益を生む確率の合計が 1 になるよう設定している。すなわち、リスク証券とあいまいな証券は、相関がマイナス 1 の事象となるように設定されている。こうすることで、リスク証券とあいまいな証券への需要を相対的に比較することが可能になるからである。しかしながら、エルスバークパラドックスの文脈による実験の設定は現実に近い状況ではない。現実の市場においてある企業の株式に投資をする場合、歴史が長く過去からのデータがあることによって、ある程度将来の利益について確率的に予測ができる（したがってその企業の証券をリスク資産とみなせる）ような企業の株式もあれば、新規上場の企業のように、過去のデータを全く入手できない、あるいは企業が大きな転換点を迎えているなど予測が極めて困難な場合（したがってその企業の証券をあいまいな証券とみなすことが適切）な場合もある。後者の例としては、Facebook のような既存の産業のどのカテゴリーにも入らない企業が上場した際に市場における適正な上場価格の予想が難しかったことなどが挙げられる。したがって、Ahn et al. (2014) ではリスク証券が正の収益をもたらす事象とあいまいな証券が正の収益をもたらす事象は背反事象となっているのに対し、本研究ではそれぞれ独立の事象に紐づけられた証券であると仮定した実験を行っている⁶。

さらに、あいまいな証券を含むポートフォリオ選択研究の実験には安全資産は含まれていない。この設定はあいまいな証券への需要を解明するための理論研究には資するものであるが、現実にはあいまいな証券も預貯金といった安全資産が存在するなかでの一つの選択肢であることを考慮して、本実験では債券も選択することができるようにし、現実の資産選択に近づけている。債券の額面に対する収益率は 1.05 または 1 とし、債券の単価として 100 円、105 円、120 円、140 円を用意した。実験の時間はインストラクションと意思決定を加えて、最長 100 分という制約時間があるため、回答してもらえる問題は有限の組み合わせとなった。このため、1 ユニット債券に投資をした際の収益率としては、1.05、1、0.875、約 0.7143% であり、超過収益率では 5%、0%、-12.5%、-28.57% となっている。超低金利下での債券運用が続く日本において、インフレ期待が高まったときに、個人が安全資産で運用するかどうかについての一つの可能性を示唆するものである。

⁶ なお、本研究は、不確実性下でのあいまいさ回避が証券市場の価格形成に与える影響を調べることに主眼ではないため、Bosschaerts and Ghirardato (2014) のようにマーケットを作り証券取引をさせていない。

3.2 実験設計

実験には、A.ポートフォリオ選択実験、B.リスク選好および時間選好率を測定するためのアンケート、C.金融リテラシーについてのアンケート、D.あいまいさ回避およびリスク態度を測定するための実験の4つの内容を含んでいる。

3.2.1 ポートフォリオ選択実験

ポートフォリオ選択実験として、債券、リスク証券、あいまいな証券 C1 およびあいまいな証券 C2 を含む 11 問を用意した。

被験者は説明変数となる属性を示すアンケートに回答することにより、2000 円分の投資資金を与えられと告げられる。アンケート両方の回答には 30 分程度かかることも告げられる。これは、何の理由もなく投資資金を与えられる場合、それを失うことからくる不効用が小さくなるため、全額リスクの高い危険資産に投資をする可能性が高くなることを避ける措置である。被験者が告げられた実験の条件は以下の通りである。

(1) 各問題において、二証券から三証券が与えられる。どの証券にも 2000 円を 1 円単位で投資をすることができる。投資の結果に基づいた金額に値する QUO カード (500 円単位) と残りの端数が現金で支払われる。また、2000 円を全額投資しなければならない。

(2) 1 ユニットの額面はどの証券も 100 円である。

(3) すべての証券の 1 ユニットの単価は選択問題によって異なる。リスク証券とあいまいな証券の収益率も選択問題によって異なる。

【債券】債券は、確実に購入した額面の 1.05 倍または 1 倍を返す証券である。債券の 1 ユニットの価格 (単価) は、選択問題①, ②, ④, ⑤においては、 $p_B = 1$ 、選択問題③, ⑦, ⑧, ⑨においては、 $p_B = 1.2$ 、選択問題⑥においては $p_B = 1.05$ 、選択問題⑩, ⑪においては $p_B = 1.4$ である。単位はすべて 100 円である。

【リスク証券】リスク証券は、リスクの箱 A に紐づけられており、赤と青のボールが合計 180 個が入った箱から赤が出たときが当たりである。リスク証券の単価は、選択問題①, ④, ⑤, ⑥, ⑦, ⑨, ⑩で $p_R = 1$ であり、選択問題⑧, ⑪で $p_R = 1.2$ である。リスク証券は、選択問題①～⑨においては、2 分の 1 の確率で額面の 2.4 倍を返し、2 分の 1 の確率で 0 を返す証券である。選択問題⑩, ⑪においては、2 分の 1 の確率で、2.2 倍を返し、2 分の 1 の確率で 0 を返す。単価を考慮したリスク証券の期待収益率は、選択問題①, ④, ⑤では 1.2 であり、選択問題⑧, ⑪では単価が 1.2 (百) 円であることから、期待収益率 $1.2/1.2 = 1$ 倍となっている。選択問題⑩では額面に対して平均的に 1.1 倍を返すことから、 $1.1/1 = 1.1$ 倍、となっている。

【あいまいな証券】 あいまいな証券はあいまいな箱 C に紐づけられており、証券 C1 ではあいまいな箱 C から青のボールが出たときだけ、選択問題②～⑨では額面の 2.4 倍の金額を返し、選択問題⑩, ⑪では、額面の 2.2 倍を返す。倍率はリスク証券と同じである。あいまいな証券の単価は、選択問題②, ③, ④, ⑤, ⑥, ⑦, ⑨, ⑩で $p_A = 1$ であり、選択問題⑧で $p_A = 1.2$ 、選択問題⑦, ⑨で $p_A = 0.8$ である。単価を考慮し、あいまいな箱から青のボールが引かれる主観的確率を 2 分の 1 としたあいまいな証券の主観的期待収益率は、選択問題②, ③, ④, ⑤では 1.2 であり、選択問題⑧では単価が 1.2 (百) 円であることから、主観的期待収益率 $1.2/1.2 = 1$ となっている。選択問題⑩では額面に対して平均的に 1.1 倍を返すことから、 $1.1/1 = 1.1$ 倍、選択問題⑨⑪では、 $1.2/0.8 = 1.5$ 倍となっており、選択問題⑪ではリスク証券の価格が 1.2 であることから、相対的にあいまいな証券が魅力的になっている。ただしあいまいな証券

は客観的な確率は与えられないため、各被験者が感じている主観的収益率はこれとは異なる。エクセルに入力したもらったボールの予測（自分の箱に最も入りそうな青のボールの数、自分の箱に入りそうな青のボールの上限、自分の箱に入りそうな青のボールの下限）を観察すると、ほとんどの被験者で正の収益率をもたらす事象についての確率を、リスク証券の客観的な確率と同じまたは低く申告していた。

	証券の単位価格			当たりが出たときの額面に対する収益率			投資資金に対する（主観的）期待収益率		
	債券	リスク証券	あいまいな証券	債券	リスク証券	あいまいな証券	債券	リスク証券	あいまいな証券主観的確率が2分の1の時
							p=1	p赤=p青=0.5	S(P赤)=0.5のとき
問題1	1	1		1.05	2.4		1.05	1.2	
問題2	1		1	1.05		2.4	1.05		1.2
問題3	1.2		1	1.05		2.4	0.875		1.2
問題4	1		1	1.05		2.4	1.05		1.2
問題5	1	1	1	1.05	2.4	2.4	1.05	1.2	1.2
問題6	1.05	1	1	1.05	2.4	2.4	1	1.2	1.2
問題7	1.2	1	1	1.05	2.4	2.4	0.875	1.2	1.2
問題8	1.2	1.2	1.2	1.05	2.4	2.4	0.875	1	1
問題9	1.2	1	0.8	1.05	2.4	2.4	0.875	1.2	1.5
問題10	1.4	1	1	1	2.2	2.2	0.71429	1.1	1.1
問題11	1.4	1.2	0.8	1	2.4	2.4	0.71429	1	1.5

表 1 証券価格および（主観的）期待収益率

（注）問題4においては、青が出たときに正の収益をもたらすあいまいな証券 C1 と、その排反事象である赤が出たときに収益をもたらすあいまいな証券 C2 がある。

被験者は約 60 分間のインストラクションを受け、練習問題において実際にエクセルのセルの中の数字を動かしながら、債券による投資の意味、リスク証券に対する投資とその結果、債券とリスク証券を組み合わせて自分にとって最適なリスクを取る方法を学ぶ。あいまいな証券が加わった場合も練習問題で確定し、確率が知らされないことと、主観的確率を入力しないと主観的期待値および主観的分散がエクセル内でみられないことについて説明を受ける。さらに、一つのあいまいな箱から赤がでる場合に賞金がもらえることに紐づけられているあいまいな証券 C1 と、その排反事象である、同一のあいまいな箱 C から青が実現する事象に紐づけられたあいまいな証券 C2 が与えられたとき、リスクをゼロにしながら債券で運用するよりも高い収益率を得る方法を教示される。その後、実際に謝礼金がもらえる可能性がある各証券が依存している事象が独立な問題 11 問に回答し、さらに、Ahn et al. (2010) と Bossaerts and Ghirardato, (2010) の同様のセッティングでの Ellsberg Paradox の設定に債券を加えた問題 10 問に回

以下、インストラクションより、基本的な問題についての内容から抜粋して掲載する（全文は Appendix A を参照のこと）。

[illegible]

- ・ 練習用ファイルを開けてください。練習用ファイルの問題は、問題 1-1、問題 1-2、問題 1-4、問題 2-1 と同じ問題です。最初にタブ (1-1) を開いてください。これから、回答の仕方について説明します。

・ 債券はいつでも約束した額面と金利を支払う証券です。「額面」と「単価」をごらんください。「額面」は必ず1すなわち100円で、金利を含めた収益率は①～⑨の問題において1.05です。

- ⁷後者の問題では、リスク証券とあいまいな証券は独立ではなく本報告書の分析には加えていないが、後日追加的な分析を行う予定である。

次に、被験者は債券の単価が 1.2 となり、その超過収益率がネガティブになる例について解説を受ける。

《債券の単価が 1.2 の例》

- 債券の単価が 1 ではなく 1.2 の場合を説明します。債券への投資の結果は、以前と同じく 1 ユニットに対し 1.05 倍です。額面 100 円は投資により 105 円になります。しかし投資 1 ユニットについて、1.2 (百) 円かかるので、収益率は、 $1.05/1.2=0.88$ となり、投資 1 円の価値が確実に 0.88 円に減ることを示しています。

決定 (青の個数の予想1つ)	確認 ↓ ボール数 (個)	確認 ↓ 確率	確率	単位当たり 投資結果 (百円/ ユニット)	額面 (百円)	単価 (百円/ ユニット)	数量 (ユニット)	入力(債券以外)	確認 ↓ 合計 投資金額 (百円)	主観的 期待値	主観的 投資結果 (百円)	主観的 期待 収益率 R	分散	偏差	確認 ↓ 主観的 超過 収益率r
ポートフォリオ	全体	-	-	-	-	-	-	-	20.00	0.88	17.50	0.88	0.00	-	-12.50%
	赤のとき	0.88	0.88	0.88	0.88	0.88	0.88	0.88	0.88	0.88	0.88	0.88	0.00	0.00	0.00
	青のとき	0.88	0.88	0.88	0.88	0.88	0.88	0.88	0.88	0.88	0.88	0.88	0.00	0.00	0.00
ユニット合計OK								債券の運用による投資結果は確実に							
債券	-	1.000	1.05	1.00	1.00	1.2	16.66666667	20.00	1.05	17.50	0.88	0.00	-	-	-
箱C(あいまい用)															
箱に入ると思う赤のボールの数	40	0.667													
箱に入ると思う青のボールの数	20	0.333													
あいまいC1(青)	全体	-	-	-	1.00	1.00	1	0.00	0.80	0.00	0.80	1.28	-	-	-
	赤のとき	0.667	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.80	-0.80
	青のとき	0.333	2.40	2.40	2.40	2.40	2.40	2.40	2.40	2.40	2.40	2.40	2.40	1.60	1.60
箱C(あいまい用)															
箱に入ると思う赤のボールの最大数	10	0.167													
箱に入ると思う青のボールの最大数	50	0.833													
箱C(あいまい用)															
箱に入ると思う赤のボールの最大数	60	1.000													
箱に入ると思う青のボールの最小数	0	0.000													

(シートタブ 1-2) 債券に 2000 円分 16.67 ユニットを投資する一債券の単価が 1.2 の場合

- 「単価」が 1.2 であれば、2000 円をすべて債券で運用すれば、16.666…ユニットを投資することができます。その場合、投資単位 100 円×16.67 ユニット×収益率 1.05=1750 円 (1 円以下四捨五入) を確実に受け取るようになります。

《証券の説明 2：リスク証券 A》

- リスク証券 A は、リスクの箱 A から赤または青色のボールが出る状態に応じて「投資結果」が変わる証券です。リスクの箱 A には、赤のボールが 30 個、青のボールが 30 個入っています。
- リスク証券 A では箱 A から赤が出たときは、投資単位 100 円×投資ユニット数×2.4 倍が得られます。しかし、青が出た場合は 0 円となり、QUO カード 2000 円分は得られません。(何ももらえません)
- 「単価」がファイルにおいて 1 とあれば 1 ユニットの投資に必要な金額は 100 円です。「単価」が 0.8 であれば 1 ユニットの投資に必要な金額は $100 \times 0.8 = 80$ 円です。「単価」が 1.2 であれば 1 ユニットの投資に必要な金額は 120 円です。単価に気をつけて投資ユニットを決めましょう

- **証券 A の単価が1のとき ⇒ 2000 円全額でリスク証券に投資し、赤が出たら、額面 1(百円) × 20 ユニット × 2.4 倍 = 48(百) = 4800 円がもらえます。赤以外の色が出たら、何ももらえません。**
- 平均的な収益率は、「期待収益率」に示されており、(赤が箱から引かれる確率 (1/2) × 「赤が箱から出たらもらえる金額」投資 1 ユニット (額面 100 円) の 2.4 倍 ÷ 単価 1 = 1.2 となります。
- **証券 A の単価が 1.2 のとき ⇒ 2000 円全額でリスク証券に投資するばあい、 $2000 \div 100 \text{ 円} \div 1.2 = 16.67$ ユニットの投資であり、赤が出たら、額面 1(百)円 × 16.67 ユニット × 2.4 倍 = 4000 円がもらえます。赤以外の色が出たら、何ももらえません。(1 円以下切り下げ)**
- 平均的な収益率は、「期待収益率」に示されており、(赤が箱から出る確率 (1/2) × 「赤が箱から出たらもらえる金額」(投資 1 ユニット額面 100 円 × 2.4 倍) ÷ 価格 1.2 = 1 となります。
- **証券 A の単価が 0.8 のとき ⇒ 2000 円全額でリスク証券に投資するばあい、 $2000 \div 100 \text{ 円} \div 0.8 = 25$ ユニットの投資であり、赤が出たら、額面 100 円 × 25 ユニット × 2.4 倍 = 6000 円がもらえます。**
- 平均的な収益率は、「期待収益率」に示されており、(赤が箱から出る確率 (1/2) × 「赤が箱から出たらもらえる金額」(投資 1 ユニット額面 100 円 × 2.4 倍) ÷ 価格 0.8 = 1.5 となります。

- **リスクの箱 A は、今ここで目の前で回答開始前に作ります。ご覧ください。**

被験者は、練習シートを用いて、債券価格が上昇したことによるポートフォリオ選択への影響を確認する。実験者は全員が理解したことを挙手により確認する。被験者は次のインストラクションによって期待収益率や分散について丁寧な解説を受ける。実験者は被験者から質問があれば受け付けて回答する。

《ポートフォリオ選択—2 証券ポートフォリオ選択の仕方 1》

- 練習用ファイルのシート < 1-1 > は、債券とリスク証券 A を組み合わせる投資問題です。
- あなたは債券を選ぶことで、常に確実な金額を得ることができます。しかし債券の「単価」が高い問題では収益率が低くなってしまうこともあります。そこで、**債券とリスク証券を組み合わせ**て投資をすることにより、**確実に受け取る金額を決めると同時に、リスクを取る**ことによって、**債券に全額投資するよりも大きい金額を得る可能性を作ることができます。**このことを、**ポートフォリオ選択と呼びます**
- 2000 円分全額を投資することは決まっています。残念ながら例えば一部を手元に残し投資をしないという選択はありません、ただし、証券の組み合わせ方は自由です。

(シートタブ 1-1-2) 債券に 10 ユニットとリスク証券 A に 10 ユニットの投資する一債券の単価が 1 の場合

- 103 –

【分散】このポートフォリオのリスクは「分散」に表されます。分散はポートフォリオを所有したときに赤が出たときの投資結果と青が出たときの投資結果が、それぞれポートフォリオの「期待収益率R」からどの程度異なる結果が出るか（偏差といいます）を2乗した数字を、各状態が出る確率によって加重平均したものです。「分散」の値が大きいほど、期待収益率からのちらばりが大きくなりますので、リスクの目安としてご覧ください

次に、被験者はあいまいな証券があるときのポートフォリオ選択についての解説を受ける。あいまいな証券に投資する際には、被験者にとって正の収益をもたらす青のボールの数はしらされていないので、青のボールの数の主観的確率を記入する。自分のあいまいな箱に最も入りそうな青のボールの数と、その箱に入ると思う青のボールの最大数および最小数を記入する必要がある。ただし回収後すべての学生が上記の予測を記入していたわけではなかったことが判明したが、その場合は、被験者が主観的確率を持たないまま選択をしているという証拠となった。

《あいまいな証券があるときのポートフォリオ選択》

- 次に、練習ファイルのタブ 1-3 をあけてください。このようになっています。

[illegible]

(シートタブ1-3) あいまいな証券C1があるポートフォリオ選択

《証券の説明3：あいまいな証券C》

- あいまいな証券は、**あいまいな箱 C** に紐付けられており、赤または青、黄色などの状態に応じて「投資結果」が変わる証券です。
- あいまいな証券 C1 に紐付けられた**あいまいな箱 C** から青のボールが出る確率はわかりません。箱 C に青のボールが 1 つも入っていない可能性もあれば、60 個全部が青のボールである可能性もあります。青のボールの数の決め方は、先述したとおり恣意的ではありませんが、0 個から 60 個は等確率で入るわけではありません。
- **あいまいな証券 C1** では箱から青が出たときのみ 1 ユニットあたり 2.4 (百) 円が得られます。

- **あいまいな証券 C2** は、箱から赤が出たときのみ 1 ユニットあたり 2.4 (百) 円が得られます。
- 以下の説明文において、**あいまいな証券 C1** について説明します。証券 C2 については、1 ユニットあたり 2.4 (百) 円をもらえる状態が青から赤に変更されるだけであり、その他は同じように考えてください。
- **あいまいな証券 C1** は 1 ユニット投資をして、**あいまいな箱 C** から青が出た場合には 240 円がもらえ、赤が出た場合は何も得られません。
- 証券 C1 の 1 ユニットの投資に必要な金額は、「単価」をみればわかり、「単価」がファイルにおいて 1 であれば 100 円です。「単価」が 0.8 であれば 1 ユニットの投資に必要な金額は 80 円 (0.8 百円) です。「単価」が 1.2 であれば 1 ユニットに必要な金額は 120 円 (1.2 百円) です。
- **リスク証券 A** と **あいまいな証券 C1** が同一のポートフォリオ問題に入っているケースもあります。

《主観的確率の記入》

- あいまいな証券では、青のボールの個数がわかりません。ですから、自分で想定する、箱 C の中の青の個数の上限と下限をそれぞれ**青いセル■**に入力し、あなたが予想する青の範囲がわかるようにしてください。(もしも、あなたの青のボールの数の予想が、客観的な上限 60 と下限 0 と同じであれば、それを書き入れてください)。さらに、その範囲の中から、最も自分の箱に入りそうだと思う青の個数を、上方に枠で囲われている口の中の、**青い決定セル■**に入れてください。なお、青のボールの予想がただ一つだけなのであれば、上限、下限と、上段の予想した数の三つの枠の中に入る数は同じになります。
- 以下の計算例は、決定セル■に入れたボールの数が 20 個 (青のボールが出る確率は 3 分の 1) と予想した場合に基づいたものになります。実際に箱に入る青の数と同じというわけではありませんので注意してください。
 - **あいまいな証券の「単価」が1のとき** ⇒ あなたが 2000 円全額であいまいな証券 C1 に投資をし、もしもあなたの箱から青が出たら、 $額面 100 円 \times 20 \text{ ユニット} \times 2.4 \text{ 倍} = 4800 \text{ 円}$ がもらえます。赤が出たら投資した 2000 円を失い、何ももらえません。
 - **あいまいな証券の「単価」が1のとき** あいまいな証券 C1 の「主観的期待収益率」= (「C1 で青が箱から引かれる主観的確率」 $(1/3)$ $\times$ 「赤が箱から出たらもらえる金額」2.4 (百円)) $\div$ 「単価」1 = 0.8 となり、投資金額の 0.8 倍しか得られないとあなたが考えていることになります。
 - **【注意！】**この 0.8 倍の収益率はあなたがボールが 20 個と予測していて、主観的確率 $=1/3$ に基づく平均的な収益率です。もしもあなたが青のボールを 60 個と予想すれば (主観的確率が 1 ならば) であれば、主観的期待収益率は 3 倍の 2.4 となり、投資金額の 2.4 倍が平均的に得られると考えることになります。

主観的確率の青いセルへの記入の必要性和方法について確認する。主観的な収益率やリスクの計算は目安にしかならないことも説明される。その後、被験者はあいまいな箱は、実験後に各被験者について作られることを告げられる。さらに青と赤のボールの内訳については実験者が謝礼金を節約するなど恣

意的ではなく、uniform distribution で決定されるわけではないことが告げられる。

- あいまいな箱 C は被験者の目の前で実験後に作ります。今、**あいまいな箱 C** に入る青のボールの数が決まった後の、箱 C の作り方をざっくりと見せますので、ご覧ください。
- あなたは箱 C の中の青の数の予想を入力することで、収益率や分散（リスク）の試算をすることができ、その試算に基づいて投資ユニットを決定することができます。しかし、実際に謝礼金を決定づけるのは、目の前で作られた箱から何色のボールが出たかと、投資のユニット数だけなので気を付けてください。

被験者が高い報酬を狙おうとしてリスクを取った場合に、その結果、実際に謝礼金が本当にゼロになってしまったときに本当に何も報酬をもらえないといったことを予測していないことがある。そのため、インストラクション前の実験同意書のなか、インストラクション中にも何度も文面および口頭で警告をする。インストラクションの最後にも、赤字で次の警告を与えている。それにもかかわらず、全額をリスク証券やあいまいな証券に投資をして実際にゼロ円となった被験者は 1 人、270 円となった被験者が 1 人存在した。

- 実験本番の問題は証券の「単価」に気を付けてください。
- （注意！）投資の仕方によっては謝礼金が 0 円になる可能性があります、それを避けることはすべての問題において可能です。
 - どの問題でも債券に投資をするか完全な分散投資をすることにより、多くないけれども確実な投資結果を得られます。全額安全投資で得られる最も低い投資結果は 1667 円です。
 - 「単価」が低い証券に集中投資することで大きい投資結果が得られます。しかし集中投資にはリスクを伴い、1 円も得られない可能性があります。本当に謝礼金のお支払いがないので十分に気を付けてください。

3.2.2 仮想アンケートによるリスク選好の測定

本研究では、アンケートによるリスク選好だけではなく、顕示化された選好によってもリスク選好の程度を知ることが可能なように実験を行った。

リスク選好については、アンケートによる測定と謝礼金をとまなう経済実験によって確認した。アンケートは、Holt and Laury (2002) による Multi Price Task を応用した数値例による質問を利用し、分散が異なり、期待値も異なる 2 のくじについてどちらが良いかを二項選択で尋ねていくものである。アンケートによる測定では、仮想的な比較になるため、経済実験でリアルチョイスとして用意できる金額よりも大きい金額についてたずねることができる。そのため、むしろ正確なリスク回避度になる可能性がある。この実験では、

- A. 5%の確率で 18000 円を受け取り、95%の確率で 14000 円を受け取る。
- B. 5%の確率で 34650 円を受け取り、95%の確率で 900 円を受け取る

の二項問題をたずねるところから始まる．上記の問題では多くの被験者が A を選択する．2 番目以降の二項問題を、

A. α %の確率で 18000 円を受け取り、 $(1-\alpha)$ %の確率で 14000 円を受け取る．

B. α %の確率で 34650 円を受け取り、 $(1-\alpha)$ %の確率で 900 円を受け取る

とし、 α を 10%から 5 %刻みで 100%まで上げていくと B に変化することが考えられる．ある人が x % となったところで、選択が A から B に変化したとすると、この人の $(x-5)$ %と x %の midpoint が真の threshold に近い．期待効用仮説を仮定すると、A と B が等価になるので、

$$(x - 2.5)u(1.8) + (97.5 - x)u(1.4) = (x - 2.5)u(3.4650) + (97.5 - x)u(0.09) \quad (8)$$

この人の効用関数が、相対的リスク回避度が一定となる関数 $u(x) = \frac{x^{1-\gamma}}{1-\gamma}$ で表現されると仮定することで、

γ を求めることができる．Holt and Laury (2002) では確率の区切りを 10%にしているため選択肢は 10 問だが、より正確にリスク態度を測りたいと考えて、本研究では 5 %刻みにしている．

3.2.3 仮想アンケートによる時間選好率の測定

Epstein and Zin (1989) 型の効用関数を再掲すると、現在および確率的な将来の消費からの効用は、

$$W(c, z) = \left[(1-\beta)c^\rho + \beta(E\tilde{x}^\alpha)^\rho / \alpha \right]^{1/\rho} \quad 0 \neq \alpha < 1, 0 \neq \rho < 1 \quad (9)$$

となり、現在および将来の消費からの効用は時間選好率とリスク選好の両方に依存する．

本研究では、実験において、与えられた投資資金 2000 円を全額投資することが決まっているので、それを意識した個人にとっては、上記の式の $c=0$ となるため ρ はなくなる．この実験では運用結果がすぐにわかるため、現実の謝礼金を受け取ることができるようなリアルチョイスとしての時間選好率の測定は行わず、アンケートによって測定した．その際の質問は、Harrison, Lau and Williams (2002) 方式を用いて、近い将来と遠い将来の受け取りについてたずねる、今すぐ受け取れる一定の金額と、将来受け取れる一定の金額ではないことから、被験者の累積割引関数が疑似双曲割引であれば、現在バイアスをはじめから排除できていることになる．

アンケートの文面は以下の通りである．問 1 では 3 週間後と A と 12 週間後の B の報酬が同じ金額から始まり、問 20 まで B の報酬の金額が上がっていく．

以下には、受け取れるまでの期間と金額の組み合わせがあります．

もしもあなたがどちらかを選ぶなら、A と B のどちらがいいですか？A なら 1 を、B なら 2 をチェックしてください．

問 1 1. A. 3 週間後に 20000 円受け取れる 2. B. 12 週間後に 20000 円受け取れる

問 2 1. A. 3 週間後に 20000 円受け取れる 2. B. 12 週間後に 20035 円受け取れる

|

問 20 1. A. 3 週間後に 20000 円受け取れる 2. B. 12 週間後に 25896 円受け取れる

この問題でも、時間選好率（割引率）がネガティブでない場合には、A を選択するところから始まり、どこかで選択が B に移行する。時間選好が極めて高い場合には、問 20 でも B に移行しない。実際そのような被験者が少なからず存在した。なお、時間選好率から計算できる割引率とリスク選好の相関は強くないことが Wada and Oda (2007) と同じく確認された。あるものは、割引率が極めて高く B に移行しないがリスク愛好ではなく、あるものは、割引率は低い喜んでリスクを取ろうとする。本研究の範疇を超えている可能性はあるが、この二つの要素を別々に考慮しないまま動学的効用最大化問題を解くことは大きな制約を課していることを改めて確認することとなった。

3.2.4 金融リテラシーの測定

本研究では金融リテラシーの測定方法として、金融庁が全国のすべての年代を対象に広く行った「金融リテラシー調査」の問題を踏襲し、被験者にアンケートに回答してもらうという名目で金融リテラシーの測定を行った。また、自信過剰の代理変数を以下のように行った。金融庁が行っている「金融リテラシー調査」における正誤問題のなかから、本研究と関係があると考えられる、基礎的な金融知識に関するもので、実際に投資および資産選択をするうえで重要と思われる問題を中心に 19 問を選択し、19 問の正答率を測定し、客観的にみたリテラシーの程度を測定した。また、アンケート中の「Q17 あなたの金融全般に関する知識は、他の人と比べて、どのようなレベルにあると感じていますか（1 つだけ）」という質問に対し、回答の選択肢として 5 段階用意されており、1. とても高い 2. どちらかといえば高い 3. 平均的 4. どちらかといえば低い 5. とても低い である。この回答の番号を 6 から引いて、自己評価が高い順に、5 点から 1 点に下がるようにし、その点数から、客観的なリテラシーの合計点を満点で 5 点になるように 5/19 をかけたものを、自信過剰の代理変数とした。金融庁「金融リテラシー調査」には 50 問以上にわたる質問があるものの、すべてが正誤問題ではなく、将来のためにどのような資産を蓄える必要があるか、また資産の蓄財は十分であると思うかなどの、資産形成についての現状や将来の心構えについての質問を多く含んでいる。金融リテラシーを測定するためにたずねた 19 問とは、Q 4, Q 5, Q 6, Q12, Q14, Q15, Q16, Q18, Q20, Q21, Q21-2, Q21-3, Q21-4, Q22, Q23, Q25, Q26, Q30, Q31, Q33 である。

(https://www.shiruporuto.jp/public/document/container/literacy_chosa/2016/pdf/16literacy.pdf)

重要な問題について被験者の正答率とともに掲示する。

Q12 太郎と花子は同い年です。花子は 25 歳の時に年 10 万円の預金を始め、その後も毎年 10 万円の預金を続けました。一方、太郎は 25 歳の時には預金を始めず、50 歳の時に年 20 万円の預金を始めました。二人が 75 歳になったとき、どちらの預金残高が多いでしょうか。（被験者の正答率 57%）

Q22 金利が上がったら、通常、債券価格はどうなるでしょうか。（正答率 28%）

Q23 金利が上がっていくときに、資金の運用（預金等）、借入れについて適切な対応はどれでしょうか（正答率 47%）

Q31 10 万円の借り入れがあり、借り入れ金額は複利で年利 20% です。返済をしないと、この金利では、何年で残高は倍になるでしょうか。（正答率 53%）

また、これらの正誤問題のすべてにおいて、「わからない」と回答することができる。選択肢があるのに、選択することができない、または自由記述で回答できない「わからない」と回答した人は、間違っている回答をした人に比べて、金融リテラシーについて自信がないか、または、回答をあきらめてしまっている可能性がある。このような回答をする心理を掘り下げていくと、確率がわからないあいまいな証券が与えられたときに、客観的に確率が与えられているリスク証券との比較により、あいまいな証券の主観的期待値を低く設定したり、分散が一つではなく複数存在することの影響を予想したりすることができないため、あいまいさ回避が強まる可能性がある。そこで、「わからない」と回答した頻度も説明変数として採用した。

また、Q17に「あなたの金融全般に関する知識は、他の人と比べて、どのようなレベルにあると感じていますか（一つだけ）」という問題があり、5段階での回答をしている。この数値は自信のあるものほど小さい数字になっているので、それを5から除いている。（わからないと回答したものが一人おりNAとした）金融リテラシーの指標として採用した問題の合計数は19であるので、正解数/19×5を正解の指標とした。

3.2.5 あいまいさ回避度の顕示実験

本研究では、確率が与えられていえるリスク証券と独立事象に紐づけられているあいまいな証券を用意しているが、あいまいな証券とリスク証券が無差別になるようなあいまいさ回避度がわかれば、観察できる選択を説明することができると考えられる⁸。

あいまいさ回避度を顕示選好によって測定する実験は以下の通りである。あいまいさ回避度を測定する場合には、通常確実性等価 (Certainty Equivalent, CE) ではなく、確率性等価 (Probability Equivalent, PE) によって測定することが一般的である⁹。確率性等価 PE を求めるための手順は以下の通り。この確実性等価の求め方は、Bianchi and Tallon (2018) と同じである。

【PE①】から【PE⑪】では、〔ク. 赤が出る確率がわかっている箱 A から赤が出ることに賭ける〕か、〔ケ. 箱 B から赤が出ることに賭ける〕か、を選びます。

ク. の確率がわかっている箱 A の確率は、①の 5%から 5%刻みに増え、⑪では赤が 55%入っている箱となります。それに対して、ケ. の確率がわからない箱については、赤と青は合計で 180 個入っていることはわかっていますが、赤が 0 である可能性もあれば、180 個である可能性もあります。それ以外は、どのように箱が作られるかも教えることはできません。

⁸ ポートフォリオ実験とあいまいさ回避度の実験は、本来は同日に行うのが望ましいが、多くの被験者をリクルートした敬愛大学においては、放課後の時間にバイトなどの制約がある学生がほとんどであり、同日に行うことができなかったケースもある。謝礼金については、所得効果を避けるため、ポートフォリオ実験と可能な限り同日の同時間に決定して渡している。

⁹ 本実験では、投資した場合に確率 1 で額面の 1 倍を返す債券にも投資をできることから、確率性等価のみならず、確実性等価の両方を求めている。確率性等価とリスク回避度から間接的に求めた PE*と確率性等価 PE を比較すると、PE*のほうが PE よりもあいまいさ回避度は有意に高かった。PE*にはリスク選好が含まれていることになるため、本研究の分析にとっては、PE がより適切であると考えて、それを採用している。

この問題が謝礼金の対象となり，【PE①】から【PE⑪】であなたが，
 ク．を選んでいた場合，⇒ 実験の最後に，問の番号①～⑪に応じて確率が決まる箱 A から助手
 がボールを 1 つひき，赤が出た場合だけ 2000 円がもらえます。
 ケ．を選んでいた場合，⇒ 実験の最後に確率がわからない箱 B から助手がボールを 1 つひき，
 赤が出た場合だけ 2000 円がもらえます。

被験者にとって確率性等価を測るための最初の質問【PE①】から最後の質問【PE⑪】まで，赤のボール
 の確率が 5 % 刻みで増えていき，PE⑪では赤のボールが 55% 入っている箱と，確率がわからない「あい
 まいな箱」のどちらの選択肢を選ぶのかをたずねられる。

【PE①】 ク．赤のボールが 5%（9 個）で青のボールが 95%（171 個）が入っている箱

ケ．何%（何個）赤が入っているかわからない箱

↓
 （中略）
 ↓

【PE⑪】 ク．赤のボールが 55%（99 個），青のボールが（81 個）入っている箱

ケ．何%（何個）赤が入っているかわからない箱

ある被験者が赤のボールが赤のボールが $(x-5)$ % のときには，ケを選んでおり， x % のときにはク
 を選んだとしよう．この被験者にとって，確率のわかっている箱とあいまいな箱が完全に無差別になる
 のは，その中間の $(x-2.5)$ % 赤を含んでいる箱が，あいまいな箱と等価の箱となる．この確率性等価
 があいまいな証券への投資を決めるあいまいさ回避度を表している。

赤と青が合計で 180 個入っていること以外は確率および確率分布が知らされていない箱 B の確率性等
 価を PE of Box B とするとき，あいまいさ回避の程度 ε は (10) 式であらわされる。

$$\varepsilon(\text{Box} B) = \frac{0.5 - p(\text{PE of Box } B)}{0.5} \quad (10)$$

例えば，PE=27.5%であれば， $\varepsilon = \frac{0.5-0.275}{0.5}=0.45$ となる．上記の手法で計測された ε の分布は下図の
 通りである． x 軸は ε の値，縦軸は頻度（人数）を示している．あいまいさ回避度 $\varepsilon=1$ の被験者は存在
 しなかったものの，0.5 を超えるあいまいさ回避度が多くみられた．あいまいさ中立 0 の被験者は 2 人，
 あいまいさ愛好の被験者が 1 人存在した。

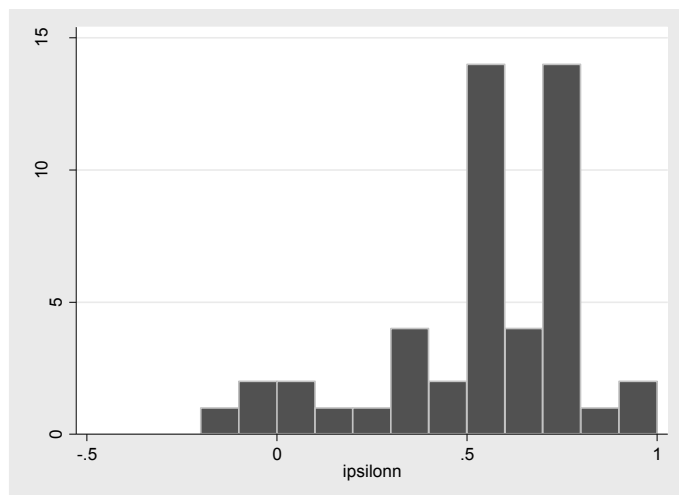


図 1 測定されたあいまいさ回避度 ϵ のヒストグラム

4. 実証分析

4.1 実験データ

2018 年 1 月 26 日に初めの実験を 20 人に対して慶應義塾大学で行った。この際には、リスク証券およびあいまいな証券において正の収益が実現したときには元本の 3.3 倍となるという収益率の設定をしており、あいまいな証券およびリスク証券に全額賭けるものが全体の 2 割と高い比率で観察され、本研究の目的を達成することができないと判断した¹⁰。これをプレ実験としデータの観察・分析を経て、第 3 章で説明した本実験の証券価格設定を行った。

本実験は、2018 年 5 月 14 日および 7 月 24 日に敬愛大学において、2018 年 5 月 24 日に慶應義塾大学において行った。敬愛大学の学生は説明変数の測定分の実験を同日中に行う時間がなかったため、後日追加実験を受けている。本実験を受けたのべ 69 人のなかから、データにほとんど不備がなく、アンケートにほぼすべて回答しており、後日のインタビューにも返事があり、有効とみなすことができた回答が 50 となった¹¹。

4.2 基本的な問題におけるポートフォリオ選択の結果

基本的な問題におけるポートフォリオ選択を問題間の比較により観察する。図 4-1 は、問題 1 と問題 2 のポートフォリオ全体に占める試験の投資金額の比率を示したものである。

問題 1 は、確実な収益を 1.05 倍でもたらす債券と、期待収益率が 1.2 倍のリスク証券を運用できるときの、債券投資金額の比率である。債券比率を投資金額でみると、ちょうど 0.5 という比率を選んでいるものが 18 人、全体の 36% 存在する、この問題では債券単価、リスク証券単価がともに 1 であり等しかったことも影響していると考えられるが、半分ずつにしている被験者は、いわゆる *naïve diversification* を行っている可能性もある。

¹⁰ また謝礼金の支払い方について現金を用いることが出来なくなった。

¹¹ なお、最善を尽くしたが、データには一部欠損がある。

問題 2 では、債券とあいまいな証券とでの運用であり、比率を変化させた被験者が多いことが見て取れる。変化の内容をみると問題 1 で 0.5 を境に、それよりも多く債券を持っていたものはむしろ債券比率を増やし、逆に債券比率が低かったものは境にはあいまいな証券を増やす傾向がみられる。この結果は、あいまいな証券に対する選好の顕示であると同時に、複雑な問題を与えられて初めてポートフォリオ選択に真剣に取り組んだことによって得られた可能性がある。

図 4-2 は、債券とあいまいな証券を組み合わせる最適なポートフォリオにおいて、債券価格が 1 から 1.05 に上昇し、その収益率が 1.05 から 1 と変化している。わずか 5% の変化に対して感応的であり、29 人 (58%) 被験者が債券への投資を減らしている。

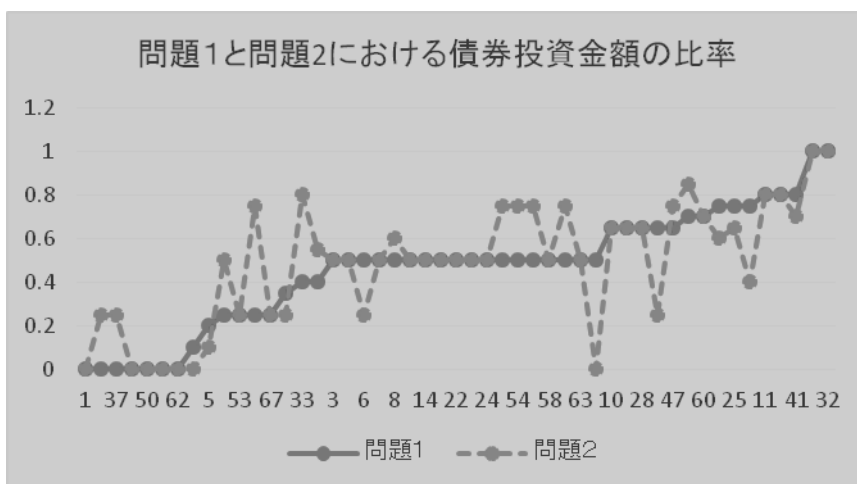
問題 4 は、被験者がポートフォリオを組んで合理的な分散投資をできていたかどうかをみるチェックとなっている。この問題では債券の保有比率を 0 にしながら、ネガティブな共分散を持つあいまいな証券 C1 と C2 を同同じユニットだけ投資をすることによって、リスクを 0 にしながら (したがって確実に) 2400 円を受け取ることができ、その金額は債券に全額投資した場合の 2100 円よりも 300 円大きい。練習時に説明されていることもあり、18 人 (36%) が上記の効率的なポートフォリオ選択をしている。被験者となった敬愛大学と慶應義塾大学の学生の金融リテラシーには差があるが、この行動には大学による有意な差はなかった¹²。

問題 5 では、債券、リスク証券、あいまいな証券が与えられる。リスク証券とあいまいな証券の単価は 1 でありすべての証券に正の金額の投資をした場合には、リスク証券およびあいまいな証券の両方とも正の収益が得られるケース、リスク証券またはあいまいな証券のどちらかだけについて正の収益が得られる 2 つのケース、リスク証券もあいまいな証券も収益がゼロであるという 4 種類の投資結果のうち、どれかが現実のものとなる。ただし証券だけに投資をした場合には投資結果は「当該問題で得られる最高金額または 0 円」の 2 種類となり、それぞれの結果が得られる確率は 2 分の 1 である。リスク証券よりもあいまいな証券への投資を少額にしたものは、50 人のうち 42 人と 84% を占めていることから、あいまいな証券では確率がわからないことについて *conscious* であったと考えられる。あいまいな証券への投資をしていないものは 5 人で、うち 4 人まではリスク証券にも投資をしていない。しかしその比率は 10% に過ぎないため、現実の株式市場でエクイティプレミアムとして観察されるようなリスク回避やあいまいさ回避行動はみられなかったといえる。

問題 5 は異なる種類の 3 証券問題であるが、2 分の 1 ずつを投資するものはいなかった。ここでは *Naïve diversification* を行ったわけではないことは明確に観察された。

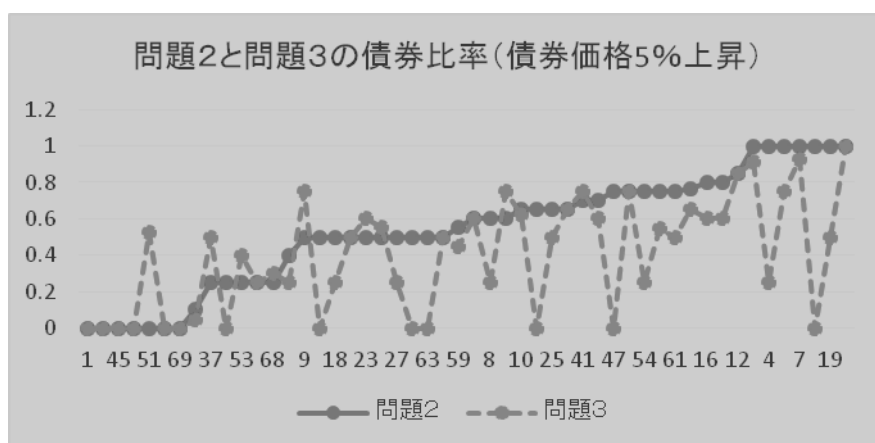
問題 6 から問題 11 では、異なる種類 3 証券問題において、債券価格、リスク証券の価格、あいまいな証券の価格および利回りが変化する。その投資結果の分析は、実証分析に示される。

¹² 因みに今回のリテラシー調査ではほぼ全ての学生が学校で金融リテラシーを得る機会がなかったことを報告している。分散投資の必要性や金利や株価形成理論についてのリテラシー教育の重要性が示唆される。



(注) x 軸ラベルは被験者番号であり，債券比率が低い方から並べ替えたもの

図 4-1 問題 1（債券とリスク証券）と問題 2（債券とあいまいな証券）における債券比率



(注) x 軸ラベルは被験者番号であり，問題 2 の債券比率が低い順に並べ替えている

図 4-2 債券とあいまいな証券の選択問題における債券価格の上昇の影響

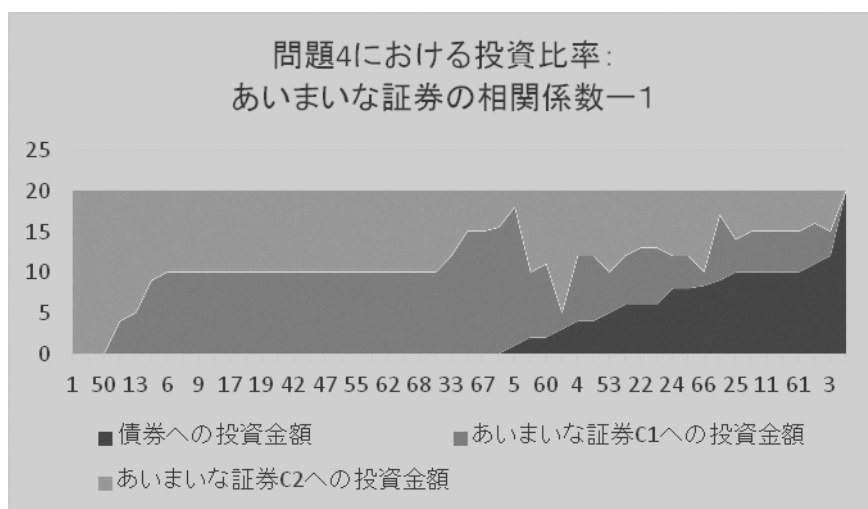
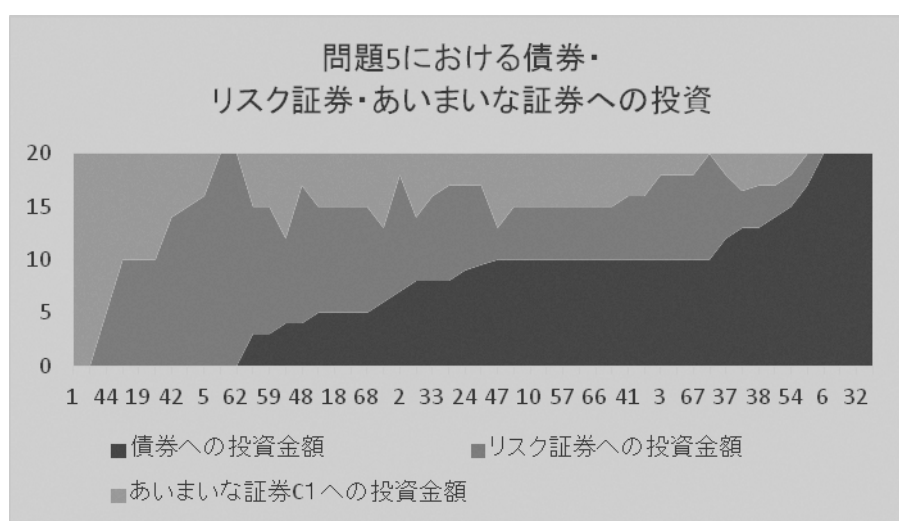


図 4-3 あいまいな証券 C1 と C2 に等量の投資をすることで分散を 0 にできるケース



(注) 債券の収益率は 1.05 リスク証券とあいまいな証券 C1 の収益率は 1.2

図 4-4 債券，リスク証券，あいまいな証券 C1 を含む初めの問題

4.2 実証結果

実証分析の結果は表 4-1, 表 4-2 にまとめられている. 被験者全員のすべての問題への回答の変動がが, あいまいさ回避度, リスク回避度, 相対的な収益率, 金融リテラシー正解数の違いによって説明できるかどうかを, 最小二乗法によって推定した結果である. 表 4-1 で確認したように, 問題 1 では与えられた証券が n 種類であったときに, それぞれに n 分の 1 を割り当てる **naïve diversification** の可能性がある. また問題 4 は, ポートフォリオ選択における分散投資をすることによって完全にリスクを避けることが出来るケースである. 問題 4 は質の異なる問題設定となっているためデータを取り除いている.

	債券投資金額			リスク証券投資金額			あいまいな証券投資金額		
	係数	t値	P> t	係数	t値	P> t	係数	t値	P> t
あいまいさ回避度	0.108	2.4 **	0.019	0.136	0.9	0.383	-0.364	-1.6	0.113
リスク回避度	0.660	1.7 *	0.091	-0.428	-0.4	0.689	-0.119	-0.1	0.939
割引率	-0.310	-1.9 *	0.065	1.135	2.2 **	0.032	0.453	0.6	0.558
金融リテラシー正解数	0.290	6.1 ***	0.000	-0.531	-3.5 ***	0.001	-0.427	-1.9 *	0.060
あいまいな証券の債券への相対価格	-0.097	-7.8 ***	0.000						
あいまいな証券のリスク証券への相対価格				-1.106	-9.9 ***	0.000	0.743	4.5 ***	0.000
定数	8.734	14.3 ***	0.000	32.339	17.5 ***	0.000	30.400	11.2 ***	0.000
調整済み決定係数	0.2608			0.0544			0.0805		
F値(6, 284)=	18.05			3.08			25.29		

* 両側検定で10%有意水準を満たす

** 両側検定で5%有意水準を満たす

*** 両側検定で1%有意水準を満たす

表 4-1 証券投資金額を被説明変数とした回帰分析（最小二乗法）の結果

債券への投資金額は, あいまいさ回避度, 金融リテラシー, あいまいな証券の債券に対する相対価格によって強く説明された. 独立の選択型実験で測定されたあいまいさ回避度が高い個人はより多く債券

投資をしている。これに対し、あいまいな証券については、あいまいさ回避度が高い個人は投資していない可能性が高い（両側検定では有意ではないが、片側検定で10%有意）。リスク証券への投資はあいまいさ回避度では説明されていない。また債券への投資金額は、リスク回避度によって有意に説明されているのに対し、リスク証券やあいまいな証券への投資金額は、リスク回避度によっては有意に説明されていない。さらにアンケートによって測定された割引率（または時間選好率）が低いものほど債券保有比率が高く、安全な資産運用を望んでいることがわかる。逆に、リスク証券への投資は割引率が高いものほど多い。ところが、あいまいな証券への需要は割引率によっては有意に説明されない。

金融リテラシーはあいまいな証券への需要、リスク証券への需要、債券投資への需要のすべてを強く説明した。被験者は全員20代であり大学生または学卒者であるものの、個人による正答率の差が大きかったことも寄与していると考えられる。ただし、実験においては、金融リテラシーが高いものは債券すなわち安全資産への需要が高く、逆に低いものがリスク証券やあいまいな証券への需要が高かった。

	あいまいさ回避度	リスク回避度	割引率	金融リテラシー正答率
あいまいさ回避度	1.000			
リスク回避度	0.286	1.000		
割引率	0.013	0.130	1.000	
金融リテラシー正答率	-0.073	-0.107	0.188	1.000

表 4-2 説明変数の相関係数

債券投資金額				債券投資金額			リスク証券投資金額			あいまいな証券投資金額		
	係数	t値	P> t	係数	t値	P> t	係数	t値	P> t	係数	t値	P> t
あいまいさ回避度	0.135	3.09 **	0.002							-0.370	-1.74 *	-0.790
リスク回避度				0.940	2.68 **	0.008	-0.093	-0.4	0.926			
割引率	-0.24198	-1.46	0.144	-0.359	-2.12 **	0.035	0.153	2.04 **	0.043	0.438	0.59	-1.029
金融リテラシー正解数	0.277	5.71 ***	0.000	0.289	5.86 ***	0.000	-0.543	-3.56 ***	0.000	-0.425	-1.9 *	-0.866
あいまいな証券の債券への 相対価格	-0.099	-7.87 ***	0.000	-0.095	-7.52 ***	0.000						
あいまいな証券のリスク証 券への相対価格							-1.100	-9.88 ***	0.000	0.744	4.54 ***	0.000
定数	9.051	15.1 ***	0.000	7.984	14.79 ***	0.000	31.576	19.41 ***	0.000	30.342	11.65 ***	0.000
調整済み決定係数	0.2608			0.2329			0.0544			0.0847		
F値(4, 284)=	23.8			23.02			3.08			6.02		

* 両側検定で10%有意水準を満たす

** 両側検定で5%有意水準を満たす

*** 両側検定で1%有意水準を満たす

表 4-3 証券投資金額を被説明変数とした回帰分析（最小二乗法）その2

	債券投資金額			債券投資金額		
	係数	t値	P> t	係数	t値	P> t
あいまいさ回避度	0.162	3.29 ***	0.001	0.117	2.4 *	0.017
リスク回避度	0.379	1.01	0.315	0.229	0.6	0.555
割引率	-0.245	-1.37	0.171	-0.115	-0.6	0.524
自信過剰度	-0.579	-3.84 ***	0			
金融リテラシー回答「わからない」頻度				-0.104	-0.9	0.388
あいまいな証券の債券への相対価格	-0.093	-7.25 ***	0	-0.091	-6.9 ***	0.000
定数	10.964	16.46 ***	0	11.455	16.3 ***	0.000
調整済み決定係数	0.2005			0.1589		
F値(6, 284) =	14.74			3.08		

* 両側検定で10%有意水準を満たす
 ** 両側検定で5%有意水準を満たす
 *** 両側検定で1%有意水準を満たす

表 4-4 自信過剰が債券投資（リスク資産投資）に与える影響

	リスク・あいまいな証券保有比率		
	係数	t値	P>t
リスク・あいまいな証券保有比率の理論値	0.717	5.57 ***	0
定数	0.427	13.4 ***	0
F値(1, 497) =	31.01		
Prob>F=0	0		
調整済み決定係数	0.0587		

*両側検定で1%水準有意

表 4-5 リスク証券およびあいまいな証券の保有比率と理論

表 4-2 にみるように、説明変数間の相関では、あいまいさ回避度とリスク回避度の相関係数が 27%程度あるため、多重共線性が起きている可能性もある。そのためリスク回避度とあいまいさ回避度の片方を用いて回帰を行った（表 4-3）。回帰分析のモデルとして、一般化最小二乗法を採用したところ、説明変数はBLUEを満たしているため、最小二乗法とほとんど同じ結果であった。

債券およびあいまいな証券の投資金額の説明変数として、あいまいさ回避度を採用した場合のほうが、リスク回避度よりも有意度が高まっており、決定係数も高い。この結果はあいまいさ回避度の測定がアンケートではなくリアルチョイスであったことから来る可能性もあるが、あいまいさ回避が、確実な債券への需要を高めるのは直感的に理解しやすい。

この場合にも、金融リテラシーは需要を両側検定の 1%水準で有意に説明しており、ポートフォリオ選択において最も重要な変数のひとつであることが浮かび上がった。ただし、この結果は、現実の資産運用において、金融リテラシーが高いものにおいて証券保有比率が高いことを発見した先行研究とは逆の結果である。このことは被験者がほぼ全員大学生であるという同質性から来る可能性がある。女性やリテラシーの低いものとの比較では、リテラシーが高いが、大学生のなかでは、リテラシーの相対的に低いものが大胆な投資に臨んだ可能性が高い。

どの証券の需要についても、相対的な価格への感応度は高かったことから、被験者は価格に敏感に反応しながら、したがって予算制約を有効に利用しながら、自分にとって最適なポートフォリオを組もうとしたことがわかった。

この実験におけるリスク証券保有費比率は理論値によって有意に説明された（z 値=-5.63）。理論値と

債券比率の間にはネガティブの相関がみられ、理論値がある程度リスク証券保有を説明している。

表 4-5 には、リスク愛好者のデータを除いて、リスク証券とあいまいな証券の合計が証券投資全体に占める割合を、CAPM 理論における資本市場線上の理論値（Tangency Value）によって回帰した結果を示す。理論値は 0.0505455 から 0.45915 の間で分布しているが、ポートフォリオとしては 0 から 1 までの値が選ばれている。リスク証券またはあいまいな証券への投資が、理論値が 1 増えるごとに 0.7 上昇することになり、被験者の行動が CAPM 理論によって部分的に説明できることがわかった。

あいまいな証券のリスク証券に対する投資比率		
	係数	t値
あいまいさ回避度	-0.081	-2.8 **
超リスク愛好	2.785	8.29 ***
自信過剰	0.095	1.94 **
定数	-0.593	-1.43 *
調整済み決定係数	0.2608	
F値(4, 284) =	23.8	
* 両側検定で10%有意水準を満たす		
** 両側検定で5%有意水準を満たす		
*** 両側検定で1%有意水準を満たす		

表 4-6 あいまいな証券のリスク証券に対する投資比率の分析

表 4-6 には、あいまいな証券とリスク証券の比率を、あいまいさ回避度、実験によって顕示されたリスク愛好、金融リテラシーの正答率と自己評価の差である自信過剰を用いて回帰をした結果を示している。これをみると、あいまいさ回避度が強いものはリスク証券よりも多くあいまいな証券を保有していることがわかる。さらに、問題 1 すなわち債券の魅力が最も高い問題において、債券を全く保有しなかった被験者を、超リスク愛好者とするダミー変数を作ると、超リスク愛好者はあいまいな証券をそうでないものに対して 2.78 倍持っていることがわかる。また、自信過剰なものがリスク証券よりも、より多くあいまいな証券に投資をしている。

最後に先行研究が得た結果との比較をしてみると、フランスの保険による証券運用についてフィールドデータの分析を行った Bianchi, and Tallon (2018)においては、(1) あいまいな証券への投資額は、あいまいさ回避度が高い個人では、リスク証券を全く運用しない個人が多いが、運用している個人の間では、あいまいさ回避度が強いほうがリスク証券をより多く持つ (2) 金融リテラシーは統計的に有意に影響しない (3) 時間選好率（割引率）も統計的に有意に影響しない、という結果を得ているのに対して、我々の結果は、(1) あいまいな証券への投資額は、あいまいさ回避度が高い個人が、あいまいさ回避度が低い個人より少ない (2) 金融リテラシーは有意に影響する (3) 時間選好率（割引率）も統計的に有意であり、時間選好率が高く将来を大きく割り引くものは、そうでないものに比べて債券を多く持つ。という、総合的にみて逆の結果をみている。このような違いは、フィールドデータがマクロ経済の影響を受けるのに対して、実験という統制された状況では、研究したい問題にフォーカスできること、さらに、被験者が未だ社会的な経験が少なく、家計を担っていない学生であること、フィールドデータでは年金の運用であるため大きな金額の運用であるのに対して、実験では投資金額が小さいこと、フィールドデータでは運用が長期にわたり行われているが、実験では運用時間が 2 時間程度であることなどに理由があると考えられる。

5. 結論と課題

本研究では、経済実験を用いて、個人のポートフォリオ選択を決定づけると考えられる要因のうち、あいまいさ回避度、割引率、金融リテラシーのどの要因が最も大きく影響しているのかについて、2つの独立した経済実験とアンケートによって測定し、敬愛大学および慶応義塾大学の学生 50 人の有効回答を得て、回帰分析を行った¹³。

リスク証券とあいまいな証券の両方を選べるポートフォリオ問題において、リスク証券だけを購入することが可能だが、債券のみを購入しないほとんどの被験者において、リスク証券とともに、結果の生起確率がわからないあいまいな証券を伴う証券への投資を行っていた。したがって、あいまいさ回避を説明する理論モデルとしてはmaxmin理論ではなく、少なくとも α -maxmin理論に基づくことがわかった。また、あいまいな証券がなく、債券とリスク証券だけが与えられた最初の問題においてのみnaïve diversificationが観察されたが、3証券問題ではほとんどみられなかった。

安全資産は、あいまいさ回避度が高く、リスク回避度が高く、割引率が低く、金融リテラシーが高いものによって需要されている。金融リテラシーの説明力が最も高く頑健であり、かつ、金融庁の調査結果やMitchell and Utkus (2012)の結果とは逆に、金融リテラシーの高い学生ほど多く債券に投資する結果となっているが、20代の学生という被験者の同質性を考えたとき、真面目な学生による債券保有への需要が高かったということができる。勤勉な個人こそ資産を預貯金で保有し、リスク証券を保有しない姿が浮かび上がってきた。

リスク証券とあいまいな証券に関しては逆に、割引率が高く、金融リテラシーの低いものによって選好された。彼らは非合理的なわけではなく、あいまいな証券のリスク証券に対する相対価格に感応的であった。これは、今後超低金利政策が終わることで、今以上に預貯金などの安全資産への需要が高まる可能性を示唆している。

本研究の結果は、非正規雇用者にとってNISAへの門戸が開かれたことで、株式や株式投信への需要につながる可能性は決して低くないことを示唆している。それにも関わらず、これらの学生のほとんどには株式や株式投信への投資の経験がない。したがって、株式や株式投信の購入の仕方がわからない、納税額が小さいためそもそもNISA利用のメリットが小さいなど、何らかの障害があることが予想される。もしくは現実の株式市場の不確実性が高すぎると感じており、あいまいさ回避がより強く作用している可能性がある。

今回の実験研究では、サンプルが学生に限られていることから、金融リテラシーについては今後一般の社会人のサンプルを取ることで異なる結果が得られる可能性がある。より広く多くのサンプルを取りながら、個々で得られた研究結果を検証し深耕していくことが、今後の課題である。

¹³ ゆうちょ財団研究助成報告会において、東京大学の井堀利宏教授および、ゆうちょ資産研究センター主任研究員の室 博和氏より、一般の社会人の被験者に対する実験が必要であるという意見を頂戴した。今後の課題としたい。

参考文献

- 浅井義裕(2017)「金融教育は有効なのか？－日本の大学生を対象とした一考察－」生活経済学研究
Vol.46, 11-24
- イツァーク ギルボア (2014) 川越 敏司 (翻訳)『不確実性下の意思決定理論』
- 北村智紀、中嶋邦夫 (2009)「確定拠出年金における継続投資教育の効果：実験による検証」現代ファイナンス Vol. 25, 53-76
- 金融広報中央委員会 (2016)「金融リテラシー調査」
- 金融庁 (2017),「NISA-ジュニア NISA 口座の開設・利用状況調査 (平成 28 年 9 月末時点)」
- 國枝繁樹 (2000),「確定拠出型年金の経済学的意義」,『証券アナリストジャーナル』2000 年第 5 号, 69-86 頁
- 國枝繁樹 (2014),「行動経済学と金融税制」,『金融税制と租税体系』(証券税制研究会編, 日本証券経済研究所)
- Ahn, D. S Choi, D Gale, S Kariv (2014) Quantitative Economics, Estimating ambiguity aversion in a portfolio choice experiment Vol.5, No.2, 195—223
- Ainslie, G., (1992) Picoeconomics: The strategic interaction of successive motivational states within the person
- Benartzi, S., (2001), “Excessive Extrapolation and the Allocation of 401(k) Accounts to Company Stock?” Journal of Finance 56:1747-64.
- Benartzi, S.and Thaler, R H. (2001). "Naïve Diversification Strategies in Defined Contribution Saving Plans". American Economic Review. 91: 79—98.
- Benartzi, S. and R H Thaler(2001) "Naive diversification strategies in defined contribution saving plans", American economic review, Vol.91,No.1 79—98.
- Bianchi, M., & Tallon, J. M. (2018). Ambiguity preferences and portfolio choices: Evidence from the field. Management Science.
- Bossaerts, P., and P Ghirardato, (2010) ,Ambiguity in asset markets: Theory and experiment
The Review of Economics, Vol,23, No, 4, 1325--1359
- Chen, Z and L Epstein ()- Econometrica, 2002, The Journal of Finance, 2008,
- Cherbonnier, F., & Gollier, C. (2015). Decreasing aversion under ambiguity. Journal of Economic Theory, 157, 606-623.
- Choi, J.J., D. Laibson, B.C. Madrian, A.Metrick,(2001) Defined Contribution Pensions: Plan Rules, Participant Decisions, and the Path of Least Resistance, NBER Working Paper No. 8655
- Ellsberg, Daniel (1961). "Risk, Ambiguity, and the Savage Axioms". Quarterly Journal of Economics. 75 (4): 643—669.
- Epstein, L.G., and M. Schneider,(2003) Ambiguity, information quality, and asset pricing
Ambiguity, risk, and asset returns in continuous time

- Epstein L.G. and S.E. Zin, Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis, *The Journal of Political Economy*, Vol. 99, No. 2 (Apr., 1991), pp. 263-286
- Frederick, S., Loewenstein, G., & O'donoghue, T. (2002). Time discounting and time preference: A critical review. *Journal of economic literature*, 40(2), 351-401.
- Gamble, K., P. Boyle, L. Yu, and D. Bennet (2013) , “Aging, Financial Literacy, and Fraud,”
- Gollier, C. (2011). Portfolio choices and asset prices: The comparative statics of ambiguity aversion. *The Review of Economic Studies*, 78(4), 1329-1344.
- Garlappi, L., Uppal, R., & Wang, T. (2006). Portfolio selection with parameter and model uncertainty: A multi-prior approach. *The Review of Financial Studies*, 20(1), 41-81.
- George Loewenstein G., D.Prelec (1992) Anomalies in Intertemporal Choice: Evidence and an Interpretation, *The Quarterly Journal of Economics*, Volume 107, Issue 2, 1 May, 573–597
- Gajdos, T., T Hayashi, J.M. Tallon (2008), Attitude toward imprecise information, *Journal of Economic Theory*, Elsevier, 140 (1), pp.23-56.
- Gilboa, I. (2009). *Theory of decision under uncertainty* (Vol. 1). Cambridge: Cambridge university press.
- Madrian, B.C. (2014) , “Applying Insights from Behavioral Economics to Policy Design,” *Annual Review of Economics*, Vol. 6. No. 30, pp. 1-30
- Harrison, G. W., Lau, M. I., & Williams, M. B. (2002). Estimating individual discount rates in Denmark: A field experiment. *American economic review*, 92(5), 1606-1617.
- Hayashi, T., & Wada, R. (2010). Choice with imprecise information: an experimental approach. *Theory and Decision*, 69(3), 355-373.
- Klibanoff, P., Marinacci, M., & Mukerji, S. (2005). A smooth model of decision making under ambiguity. *Econometrica*, 73(6), 1849-1892.
- Lusardi, A., and O. Mitchell (2011) , “Financial Literacy around the World: An Overview,” *Journal of Pension Economics and Finance*, Vol. 10, No. 4, pp. 497-508
- Lusardi, A., O. Mitchell, and V. Curto (2010). “Financial Literacy among the Young,” *Journal of Consumer Affairs* 44.2, p. 358-380.
- Lusardi, A., O. Mitchell, and V. Curto (2014) , “Financial Literacy and Financial Sophistication in the Older Population,” *Journal of Pension Economics and Finance*, Vol.13, No.4, pp.347-366
- Lusardi, A. and P. Tufano (2009). "Debt Literacy, Financial Experiences, and Overindebtedness." *NBER Working Paper Series*, w. 14808.
- Lusardi, A. and O.Mitchell (2007). “Financial Literacy and Retirement Preparedness: Evidence and Implications for Financial Education.” *Business Economics* 42(1): 35-44.
- Lusardi, A. and O. Mitchell (2006). “Financial Literacy and Planning: Implications for Retirement Wellbeing,” *Pension Research Council Working Paper* n. 2006-1.
- Maccheroni, F. M Marinacci, A Rustichini,(2006) Ambiguity aversion, robustness, and the variational representation of preferences *Econometrica*, Vol.74, No, 6, 1447--1498

- McCannon, B., C. Assad, and M. Wilson (2016) , “Financial Competence, Overconfidence, and Trusting Investments: Results from an Experiment,” *Journal of Economics and Finance*, Vol. 40, No.3, pp 590–606
- Mitchell, O., and S. Utkus (2012) , Target-Date Funds in 401 (k) Retirement Plans,” NBER Working Paper No. 17911.
- Prelec, D. (2004) Decreasing impatience: a criterion for Non - stationary time preference and “hyperbolic” discounting, *Scandinavian Journal of Economics*, 2004 ,Vol, 106,No,3,511—532
- Schmeidler, D., & Gilboa, I. (2004). Maxmin expected utility with non-unique prior. In *Uncertainty in Economic Theory* (pp. 141-151). Routledge.
- Sunstein, C.R., S Benartzi, R H. Thaler and S. P. Utkus, (2007) "The Law and Economics of Company Stock in 401(k) Plans," 50 *Journal of Law and Economics* 45
- Strotz, M. (1956). Inconsistency in Dynamic Utility Maximization, 23*Rev. Econ. Stud.*, 165, 165.
- Takeuchi, K., (2011) Non-parametric test of time consistency: Present bias and future bias *Games and Economic Behavior*, Vol.71,No,2,456--478
- Wada, R., & Oda, S. H. (2007). Separation of Intertemporal Substitution and Time Preference Rate From Risk Aversion: Experimental Analysis With Reward Designs. In *Developments on Experimental Economics* (pp. 131-136). Springer, Berlin, Heidelberg.

Appendix A

2018 年 8 月 1 日 実験インストラクション

《配布物》

- 実験インストラクション 1 部 (ページの抜けがないか確認してください)
- 投資のチェックシート 1 部
- 実験参加同意書・領収書・領収書控え 各 1 部

《注意事項》

- 本日の実験はゆうちょ財団によって賄われている学術の実験となります。真剣に回答してください。わからないことは、質問の時間に手を挙げて質問してください。
- 実験中、会話、メール、ライン、食事はできません。ヘッドフォンをつけたら退場です。大事な方には今から 90 分全く連絡が取れないことをお伝えください。飲料を飲むことと、飴やチョコレートをなめることは可能です。緊急と思われる電話がかかってきた場合と体調不良は手を挙げてお知らせください。それ以外に会話した場合は退場となります。
- 謝礼は 500 円単位までは QUO カードで支払われます。端数は実験者のポケットマネーから 1 円単位まで支払われます。例えば、3999 円となった場合、3500 円の QUO カードとポケットマネーで 499 円となります。領収書を書いていただき捺印ください。謝礼の受け渡しは領収書との引き換えになります。
- 実験が終了したらすべての書類を机において何も持ち帰らないようにしてください

《実験の流れ》*黙読してください。

1. インストラクション・全体の説明
2. 練習と本番の回答 (エクセルファイルとチェックシートの回収)
3. ファイルの保存 (私が USB を持って回ります。)

<実験者は箱の準備をします>

4. 報酬対象の問題決定 (トランプで 21 問から 1 つに決定します)
5. 全員のアンケートの回答が PC フォームに集まったことを確認
6. 受け取りまでの待ち時間に領収書への必要事項への記入 (金額と日付は書き入れないこと)
7. 謝礼金の受け取り

(木曜日の昼休みに研究室内でお支払いをします。その方もお手持ちの領収書に印鑑を押して於いてください。こちらで領収書を預かります。QUO カードを渡す際に領収書の控えをお持ちいただきます。) 謝礼金を受け取るためには印鑑が必ず必要となります。

《個人情報の扱いについて》

データは集計され、被験者番号のみによって分析にかけます。個人情報につながるアンケートも回収していますが、回答を実証分析にけるためのものであり、個人情報として氏名を紐づけて閲覧することは一切ありません。安心して正直に回答してください。同意書をよくお読みの上、チェック、サインと捺印をお願い申し上げます。同意書はすぐに回収されます。(印鑑忘れの場合は、サインをください。後日印鑑をもらいます)

《実験手順》

- 被験者番号は紙に書いてあります。その番号のある PC の前に座ってください。
- 「回答ファイル」「練習用ファイル」が public の「和田」の中の「実験」フォルダにあります。それを 2 つダウンロードしてファイルを開けてください。うまくできない人は隣の人に相談せず挙手をしてください。
- インストラクションの右上に被験者番号と名前を書いてください。被験者番号は当日配布されたものです。
- 回答ファイルの中には本番用 21 問分のタブがあります。これから回答する内容と場所が説明されます。間違った場所に回答したり、回答の幅を超えた回答になったりすると赤いエラーメッセージがでますので、気を付けてください。1 つのタブに回答し終わったら、一時保存を押すようにしてください。
- 最後に USB を持って私が回るまで、PC を閉じないようにしてください。
- 【謝礼金の対象問題の決定】謝礼金は 21 の問題の中からただ一つが選ばれます。その問題に債券以外の証券に投資をしていた場合、箱を作成し、箱から出たボールの色で謝礼金が決まります。
- 【投資の源泉は】みなさんはすでに「おかねについてのアンケート」「TaskC/TaskD/TaskR」の 30 分程度かかるアンケートに回答していただいています。回答に対して、2000 円分のクオカードがもらえます。今回は、その 2000 円分の原資を用いて、問題の中の「証券」に投資をしていただきます。
 - 「証券」の種類は「債券」「リスク証券 A」「リスク証券 B」「あいまいな証券 C1」「あいまいな証券 C2」「あいまいな証券 D1」「あいまいな証券 D2」です。「リスク証券 A」はリスクの箱 A に、「あいまいな証券 C1 と C2」はあいまいな箱 C に、「リスク証券 B」および「あいまいな証券 D1 と D2」はあいまいな箱 D に紐づけられています。

《問題の理解と回答の練習》★ここで PC 上にエクセルを投影。

- 練習用ファイルを開けてください。練習用ファイルの問題は、問題 1-1、問題 1-2 問題 1-4 問題 2-1 と同じ問題です。最初にタブ (1-1) を開いてください。これから、回答の仕方について説明します。

《証券の説明 1：債券》

- 債券はいつでも約束した額面と金利を支払う証券です。「額面」と「単価」をごらんください。「額面」は必ず 1 すなわち 100 円で、金利を含めた収益率は①～⑨の問題において 1.05 です。
- 債券の「単価」は問題により異なります。価格がファイルにおいて 1 であれば 1 ユニットに必要な金額は 100 円であり、この債券の収益率は 1 となります。本番では債券の「単価」には 1, 1.2, 1.4 の 3 種類があります。

(シートタブ1ー2) 債券に 2000 円分 16.67 ユニットの投資する一債券の単価が 1.2 の場合

- 「単価」が 1.2 であれば、2000 円をすべて債券で運用すれば、 $16.666\cdots$ ユニットの投資することができます。その場合、投資単位 $100 \text{ 円} \times 16.67 \text{ ユニット} \times \text{収益率 } 1.05 = 1750 \text{ 円}$ (1 円以下四捨五入) を確実に受け取ることになります。

《証券の説明 2 : リスク証券 A》

- **リスク証券 A** は、**リスクの箱 A** から赤または青色のボールが出る状態に応じて「投資結果」が変わる証券です。**リスクの箱 A** には、赤のボールが 30 個、青のボールが 30 個入っています。
- **リスク証券 A** では箱 A から赤が出たときは、投資単位 $100 \text{ 円} \times \text{投資ユニット数} \times 2.4 \text{ 倍}$ が得られます。しかし、青が出た場合は 0 円となり、QUO カード 2000 円分は得られません。(何ももらえません)
- 「単価」がファイルにおいて 1 とあれば 1 ユニットの投資に必要な金額は 100 円です。「単価」が 0.8 であれば 1 ユニットの投資に必要な金額は $100 \times 0.8 = 80 \text{ 円}$ です。「単価」が 1.2 であれば 1 ユニットの投資に必要な金額は 120 円です。単価に気をつけて投資ユニットを決めましょう
 - **証券 A の単価が 1 のとき** ⇒ 2000 円全額でリスク証券に投資し、赤が出たら、**額面 $1(\text{百円}) \times 20 \text{ ユニット} \times 2.4 \text{ 倍} = 48(\text{百}) = 4800 \text{ 円}$ がもらえます。赤以外の色が出たら、何ももらえません。**
 - 平均的な収益率は、「期待収益率」に示されており、(赤が箱から引かれる確率 $(1/2) \times$ 「赤が箱から出たらもらえる金額」投資 1 ユニット (額面 100 円) の 2.4 倍 $\div$ 単価 $1 = 1.2$ となります。
 - **証券 A の単価が 1.2 のとき** ⇒ 2000 円全額でリスク証券に投資するばあい、 $2000 \div 100 \text{ 円} \div 1.2 = 16.67 \text{ ユニットの投資であり、赤が出たら、額面 } 1(\text{百}) \text{ 円} \times 16.67 \text{ ユニット} \times 2.4 \text{ 倍} = 4000 \text{ 円}$ がもらえます。赤以外の色が出たら、何ももらえません。(1 円以下切り下げ)
 - 平均的な収益率は、「期待収益率」に示されており、(赤が箱から出る確率 $(1/2) \times$ 「赤が箱から出たらもらえる金額」 (投資 1 ユニット額面 100 円 $\times 2.4 \text{ 倍}$) $\div$ 価格 $1.2 = 1$ となります
 - **証券 A の単価が 0.8 のとき** ⇒ 2000 円全額でリスク証券に投資するばあい、 $2000 \div 100 \text{ 円} \div 0.8 = 25 \text{ ユニットの投資であり、赤が出たら、額面 } 100 \text{ 円} \times 25 \text{ ユニット} \times 2.4 \text{ 倍} = 6000 \text{ 円}$ がもらえます。
 - 平均的な収益率は、「期待収益率」に示されており、(赤が箱から出る確率 $(1/2) \times$ 「赤が箱から出たらもらえる金額」 (投資 1 ユニット額面 100 円 $\times 2.4 \text{ 倍}$) $\div$ 価格 $0.8 = 1.5$ となります
- リスクの箱 A は、今ここで目の前で回答開始前に作ります。ご覧ください。

《ポートフォリオ選択—2 証券ポートフォリオ選択の仕方 1》

- 練習用ファイルのシート<1ー1>は、債券とリスク証券 A を組み合わせる投資問題です。
- あなたは債券を選ぶことで、常に確実な金額を得ることができます。しかし債券の「単価」が高い問題では収益率が低くなってしまうこともあります。そこで、**債券とリスク証券を組み合わせ**て投資をすることにより、**確実に受け取る金額を決めると同時に、リスクを取る**ことによって、**債券に全額投資するよりも大きい金額を得る可能性を作ることができます**。このことを、**ポートフォリオ選択**と呼びます

- **【分散】**このポートフォリオのリスクは「分散」に表されます。分散はポートフォリオを所有したときに赤が出たときの投資結果と青が出たときの投資結果が、それぞれポートフォリオの「期待収益率R」からの程度異なる結果が出るか（偏差といいます）を2乗した数字を、各状態が出る確率によって加重平均したものです。「分散」の値が大きいくほど、期待収益率からのちらばりが大きくなりますので、リスクの目安としてご覧ください。

[illegible]

(シートタブ 1-1 エラー) リスク証券に 21 ユニット投資している

《あいまいな証券があるときのポートフォリオ選択》

- 次に、練習ファイルのタブ 1-3 をあけてください。このようになっています。

* 青の個数の予想を自分で入力してください。赤は自動的に計算されます			確認するセル	入力するセル	* 債券への投資金額は、全投資金額2000円から、その他の証券への投資金額の合計を除いたものになります											
決定 (青の個数の予想1つ)			確認 ↓ ボール数 (個)	確認 ↓ 確率	確率		確認 ↓ 単位当たり 投資結果 (百円/ ユニット)	確認 ↓ 単価 (百円/ ユニット)	入力(債券以外) ↓ 数量 (ユニット)	確認 ↓ 合計 投資金額 (百円)	主観的 期待値	主観的 投資結果 (百円)	主観的 期待 収益率 R	分散	偏差	確認 ↓ 主観的 超過 収益率r
ポートフォリオ			全体	-	-	0.88	0.88	0.88	0.88	20.00	0.88	17.50	0.88	0.00	-	-12.50%
			赤のとき			0.88						17.50			0.00	
			青のとき			0.88						17.50			0.00	
			ユニット合計OK							債券の運用による投資結果は確実です						
債券			-	1.000	1.05	1.00	1.2	16.66666667	20.00	1.05	21.00	0.88	0.00	-		
箱C(あいまい用)			あいまいC(青)													
箱に一番入ると思う赤のボールの数			40	0.667	-	-	1.00	1	0	0.00	0.80	0.00	0.80	1.28	-	
箱に一番入ると思う赤のボールの数			20	0.333	0.667	0.00						0.00			-0.80	
					0.333	2.40						0.00			1.60	
箱C(あいまい用)			箱に入ると赤のボールの最小数													
			10	0.167												
箱に入ると赤のボールの最大数			50	0.833												
箱C(あいまい用)			箱に入ると赤のボールの最大数													
			60	1.000												
箱に入ると赤のボールの最小数			0	0.000												

(シートタブ 1 - 3) あいまいな証券 C1 があるポートフォリオ選択

《証券の説明 3 : あいまいな証券 C》

- あいまいな証券は、**あいまいな箱 C** に紐付けられており、赤または青、黄色などの状態に応じて「投資結果」が変わる証券です。
- あいまいな証券 C1 に紐付けられた**あいまいな箱 C** から青のボールが出る確率はわかりません。箱 C に青のボールが 1 つも入っていない可能性もあれば、60 個全部が青のボールである可能性もあります。青のボールの数の決め方は、先述したとおり恣意的ではありませんが、0 個から 60 個は等確率で入るわけではありません。
- **あいまいな証券 C1** では箱から青が出たときのみ 1 ユニットあたり 2.4 (百) 円が得られます。
- **あいまいな証券 C2** は、箱から赤が出たときのみ 1 ユニットあたり 2.4 (百) 円が得られます。
- 以下の説明文において、**あいまいな証券 C1** について説明します。**証券 C2** については、1 ユニットあたり 2.4 (百) 円をもらえる状態が青から赤に変更されるだけであり、その他は同じように考えてください。
- **あいまいな証券 C1** は 1 ユニット投資をして、**あいまいな箱 C** から青が出た場合には 240 円がもらえ、赤が出た場合は何も得られません。
- 証券 C1 の 1 ユニットの投資に必要な金額は、「単価」をみればわかり、「単価」がファイルにおいて 1 であれば 100 円です。「単価」が 0.8 であれば 1 ユニットの投資に必要な金額は 80 円 (0.8 百円) です。「単価」が 1.2 であれば 1 ユニットに必要な金額は 120 円 (1.2 百円) です。
- **リスク証券 A** と **あいまいな証券 C1** が同一のポートフォリオ問題に入っているケースもあります。

《主観的確率の記入》

- あいまいな証券では、青のボールの個数がわかりません。ですから、自分で想定する、箱 C の中の青の個数の上限と下限をそれぞれ青いセル■に入力し、あなたが予想する青の範囲がわかるようにしてください。（もしも、あなたの青のボールの数の予想が、客観的な上限 60 と下限 0 と同じであれば、それを書き入れてください）。さらに、その範囲の中から、最も自分の箱に入りそうだと思う青の個数を、上方に枠で囲われている口の中の、青い決定セル■に入れてください。なお、青のボールの予想がただ一つだけなのであれば、上限、下限と、上段の予想した数の三つの枠の中に入る数は同じになります。
- 以下の計算例は、決定セル■に入れたボールの数が 20 個（青のボールが出る確率は 3 分の 1）と予想した場合に基づいたものになります。実際に箱に入る青の数と同じというわけではありませんので注意してください。
 - あいまいな証券の「単価」が1のとき ⇒ あなたが 2000 円全額であいまいな証券 C1 に投資をし、もしもあなたの箱から青が出たら、額面 100 円×20 ユニット×2.4 倍＝4800 円がもらえます。赤が出たら投資した 2000 円を失い、何ももらえません。
 - あいまいな証券の「単価」が1のとき あいまいな証券 C1 の「主観的期待収益率」＝（「C1 で青が箱から引かれる主観的確率」 $(1/3)$ × 「赤が箱から出たらもらえる金額」2.4（百円））÷「単価」1＝0.8 となり、投資金額の 0.8 倍しか得られないとあなたが考えていることになります。
 - 【注意！】この 0.8 倍の収益率はあなたがボールが 20 個と予測していて、主観的確率＝ $1/3$ に基づく平均的な収益率です。 もしもあなたが青のボールを 60 個と予想すれば（主観的確率が 1 ならば）であれば、主観的期待収益率は 3 倍の 2.4 となり、投資金額の 2.4 倍が平均的に得られると考えることになります。

＜ご参考＞（ここまで読み上げ、単価が 1.2 のときおよび単価が 0.8 のときの読み上げは省略）

- ◇ あいまいな証券の「単価」が1.2のとき ⇒ あなたが 2000 円全額であいまいな証券に投資する場合、16.67 ユニットの投資となり、もしも青が出たら、16.67 ユニット×額面 100 円×2.4 倍＝4000 円がもらえます。
- ◇ あいまいな証券の「単価」が1.2のとき あいまいな証券の「期待収益率」＝（「C1 では青が箱から引かれる主観的確率」 $(1/3)$ × 「青が箱から出たらもらえる金額」2.4（百円）÷「単価」1.2＝0.667 となります。これはあなたの主観的確率に基づく平均的な収益率です。もしもあなたのボールの予想が 60 個で主観的確率が 1 であれば、主観的期待収益率は 2 となり、投資の 2 倍が平均的に得られると考えることになります。
- ◇ あいまいな証券の「単価」が0.8のとき ⇒ 2000 円全額でリスク証券を投資するばあい、25 ユニットの投資となり、赤が出たら、額面 100 円×25 ユニット×2.4 倍＝6000 円がもらえます。
- ◇ あいまいな証券の「単価」が0.8のとき、あいまいな証券の「期待収益率」＝（C1 で青が箱から引かれる主観的確率 $(1/3)$ × 「青が箱から出たらもらえる金額」2.4（百円）÷価格 0.8＝1 となります。これはあなたの主観的確率に基づく平均的な収益率です。もしもあなたの主観的確率が 1 であれば、主観的期待収益率は 2 となり、投資の 2 倍が平均的に得られると考えることになります。

- あいまいな箱 C は被験者の目の前で実験後に作ります。今、あいまいな箱 Cに入る青のボールの数が決まった後の、箱 C の作り方をざっくりと見せますので、ご覧ください。
- あなたは箱 C の中の青の数の予想を入力することで、収益率や分散（リスク）の試算をすることができ、その試算に基づいて投資ユニットを決定することができます。しかし、実際に謝礼金を決定づけるのは、目の前で作られた箱から何色のボールが出たかと、投資のユニット数だけなので気を付けてください。

● 次にタブの 1-4-1 を開けてください.

(シートタブ 1-4-1)

- 131 –

- 先ほど確認した《債券と2つのあいまいな証券への投資》において、債券よりも大きい収益をえながら、「分散」をゼロにする方法があります。

- 証券C1とC2の両方に同じ金額（ここでは6ユニットずつ）投資をすることで、あいまいな箱のボールの内訳がわからないので、本来証券C1とC2への投資結果が全くわからないことからくる問題を、完全に回避することができます。赤、青どちらの色のボールが出ても必ず投資数量の額面の2.4倍の投資結果となり、主観的確率は主観的平均収益率には関係がありません。（青いセルの中の「自分の箱に入と思う青いボールの数」を変えて確認してみてください）
- ポートフォリオの「主観的平均収益率」の下「主観的投資結果」の緑のセルをみると、赤が出ても22.5（百円）青が出ても22.5（百円）受け取れます。これを反映してポートフォリオの「主観的平均収益率」は1.14と高く、リスクである「分散」が0となっています。つまり無リスクで高収益の投資となりました。このとき債券に2000円分全額を投資すると、単価1であるため、20ユニットの債券投資となり、 $20 \text{ ユニット} \times 1.05 \text{ 倍} = 21$ （百円）です。これと比べると、リスクを避けながら一定の投資結果を得られていることがわかります。
- この例ではあいまいな証券C1とC2の「単価」が等しいですが、「単価」が異なる問題もあります。その場合にも、リスクのない証券を作ることはできますが、収益率がネガティブになることがあります。
- 【注意！！！！】またリスク証券やあいまいな証券の単価が0.8と割安になっていることがあり、全額投資することで大きくリスクを取ることもできます。しかしリスク証券に集中投資すると投資結果が0円になってしまうことが小さない確率であります。投資結果が0になった場合、本当に謝礼金は一切払われません！すべては自己責任ですので、よく考えて投資してください。

《リスク証券とあいまいな証券が独立事象な場合》

[illegible]

(1-5) リスク証券とあいまいな証券 C1 が独立事象である。

- 1-5 を開けてください。1-6～1-11 までは、リスク証券の箱とあいまいな証券の箱が異なるため、それぞれの箱から当たりの色が出ることが独立事象となっていることに注意してください。
- P-6 の金額は、リスクの箱から赤が出て、かつあいまいな箱からも青が出た場合で、最高金額の 4800 円となります。その確率は、リスクの箱から赤が出る確率 $\frac{2}{3}$ × あいまいな箱から青が出る確率です。
- P-7 の金額は、リスクの箱から青が出て、かつあいまいな箱からも赤が出た場合で、最低金額の 0 円となります。0 円になった理由は債券を買っていないからです。その確率は、リスクの箱から青が出る確率 $\frac{2}{3}$ × あいまいな箱から赤が出る確率です。
- P-8 の金額は、リスクの箱から赤が出て、かつあいまいな箱からは青が出た場合で、中間の 2400 円となります。その確率は、リスクの箱から青が出る確率 $\frac{2}{3}$ × あいまいな箱から赤が出る確率です。
- P-9 の金額は、リスクの箱から青が出て、かつあいまいな箱からは赤が出た場合で、中間の 2400 円となります。その確率は、リスクの箱から赤が出る確率 $\frac{2}{3}$ × あいまいな箱から青が出る確率です。
- P-8 と P-9 は、リスクかあいまいな箱のどちらかが当たりとなった場合です。
- 確実に受け取りたい金額を意識して、債券への投資金額を決めてください。
- 問題によって単価がかわり、それによって最高金額が変わります。それを意識して全体への投資金額を決めてください。

- P-6 の確率と P-8 の確率を合計すると 2 分の 1、P-7 の確率と P-9 の確率を合計すると 2 分の 1 となります。

《4 証券あるときのポートフォリオ》

- タブ 2-1 を開いてください。

* 青の個数の予想を自分で入力してください い。赤は自動的に計算されます			確認する セル	入力する セル	* 債券への投資 金額は、全投資 金額2000円から、 その他の証券へ の投資金額の合 計を除いたもの になります														
決定 (青の個数の予想1つ)			確認 ↓	確認 ↓				確認 ↓	確認 ↓	入力(債券以外) ↓	確認 ↓							確認 ↓	
			ボール数 (個)	確率				確率	単位当たり 投資結果 (百円/ ユニット)	額面 (百円)	単価 (百円/ ユニット)	数量 (ユニット)	合計 投資金額 (百円)	主観的 期待値	主観的 投資結果 (百円)	主観的 期待 収益率 R	分散	偏差	主観的 超過 収益率r
ポートフォリオ			全体	-				-	1.10				20.00	1.10	21.90	1.10	0.00	-	9.50%
			赤のとき						1.10						21.90			0.00	
			青のとき						1.10						21.90			0.00	
			黄のとき						1.10						21.90			0.00	
			ユニット合計OK																
			債券の運用 による 投資結果 は確定で す																
債券			-	1.000	1.05	1.00	1	2	2.00	1.05	2.10	1.05	0.00	-					
箱D(リスク/あいまい用)																			
赤のボールの数			20	0.333															
箱Iに一番入ると思う青のボールの数			15	0.250															
箱Iに一番入ると思う黄色のボールの数			25	0.417															
リスク証券B(赤)			全体	-	-	1.00	1	6	6.00	1.10	6.60	1.10	2.42	-					
			赤のとき	0.333	3.30						19.80			2.20					
			青のとき	0.250	0.00						0.00			-1.10					
			黄のとき	0.417	0.00						0.00			-1.10					
あいまいD1(青)			全体	-	-	1.00	1	6	6.00	0.83	4.95	0.83	2.04	-					
			赤のとき	0.333	0.00						0.00			-0.83					
			青のとき	0.250	3.30						19.80			2.48					
			黄のとき	0.417	0.00						0.00			-0.83					
あいまいD2(黄)			全体	-	-	1.00	1	6	6.00	1.38	8.25	1.38	2.65	-					
			赤のとき	0.333	0.00						0.00			-1.38					
			青のとき	0.250	0.00						0.00			-1.38					
			黄のとき	0.417	3.30						19.80			1.93					

箱D(リスク/あいまい用)				
赤のボールの数(固定)			20	0.333
箱Iに入ると思う青のボールの最大数			37	0.617
箱Iに入ると思う黄色のボールの最小数			3	0.05
箱D(リスク/あいまい用)				
赤のボールの数(固定)			20	0.333
箱Iに入ると思う青のボールの最小数			3	0.050
箱Iに入ると思う黄色のボールの最大数			37	0.617

- **あいまいな証券 D2**は、**不正確な箱 D**から黄色のボールが出たときには、1 ユニットの投資に対して、投資結果が **3.3 (百円)** となります。黄色以外の色が出たら投資結果は 0 円です。
- **不正確な箱 D**の青の数については予想を用いますが、その予想自体は投資の結果とは関係がありません。「不正確な箱 D から青が出たか否か」と「証券 D1 および証券 D2 への投資数量」によって投資結果が決まります。
- ここでは、**あいまいな証券 D1**と**あいまいな証券 D2**、**リスク証券 B**を同じユニットにすることで、債券と同じように、全くリスクのない証券を作っています。ポートフォリオの「主観的期待収益率」は **1.1** ですが、ここでは確実に 1 円に対して **1.1 倍**をもらうことができます。ポートフォリオの「分散」の値が 0 になっていることを確認してください。
- 緑のセルの中の「主観的投資結果」をご覧ください。完全分散投資をしたため、このポートフォリオでは、赤、青、黄色のどの色がでて、同じ金額の **2190 円**がもらえます。

《主観的確率の記入》

- あいまいな証券 D1, D2 に紐づけられた**不正確な箱 D**では青および黄色のボールが出る確率がわかりません。ですから、自分の中で想定する、箱 D の中の青のボールの個数の上限と下限をそれぞれ**セル■**に入力し、あなたが予想する青の範囲がわかるようにしてください。
- (あなたの青のボールの上限と下限が客観的な上限と下限と同じになるのであれば、それを入力してください。) その範囲の中から、最も箱に入りそうだと思う青の個数を、**セル■**に入力してください。なお、青のボールの予想がただ一つだけに決まるのであれば、三つの枠の中に入る上限、下限と、上段の予想した数は同じになります。
- あなたの箱 D に一番入りそうだと思う青のボールの数と黄色のボールの数に応じて、箱 D から青が出る主観的確率および予想平均収益率などが計算されます。参考にしてください。
- **不正確な箱 D**は、みなさん一人ひとりの目の前で実験後に作ります。青と黄色の数が決定したのちの不正確な箱 D の作り方を今からざっくりとお見せしますので、前をご覧ください。赤が先に 20 個入ります。
- あなたが青の数の予想を入力すると、黄色の数は 40 個ー予想した青の数と自動的に予想され、収益率などの試算をすることができるので、その試算に基づいて投資ユニットを決定することになりますが、実際に謝礼金を決定づけるのは実際にどの色が出たかということと、各証券への投資ユニット数なので気を付けてください。

《謝礼金の対象となる問題の決定》

謝礼金は、21 問の回答のなかから 1 問が選ばれて支払われます。トランプ 24 枚が渡され、あなたが引いた 1 枚と以下の対照表により報酬対象問題が決まります。

♠または♣の 1～11 ⇒ 問題 1-1 ～ 問題 1-11 ♦または♥の 1～10 ⇒ 問題 2-1 ～ 問題 2-10

- 実験終了後に、債券以外の証券に投資していた場合、問題 1—2 から 1—11 では、**あいまいな箱 C**が、問題 2—1 から問題 2-10 では、**不正確な箱 D**の青と黄色のボールの数の決まり方の紙を渡され、そこに記述してある通りに目の前で作られます。箱の中の各色の数の決まり方は（今は説明できませんが）実験者が謝礼金を節約できるなどの恣意的なものではありません。また、0～60 の数が等確率となるわけではありません。また乱数表も使いません。（作り方を印刷した紙の存在があることをみせます）
- **あいまいな箱 C**や**不正確な箱 D**から 1 つだけボールが引かれます。ボールを引くのは助手です。

《練習と質問の時間》

- それでは各自練習を行ってください。一問について 2 分から 3 分程度で、青いセルに「投資ユニット」「予想するボールの数」などをきれいに記入してください。隣の人と会話をしたら退場です
- 質問は今受け付けます。どんな小さなことでも質問してください。実験が始まってから質問をしたいときは挙手をし、小さな声で質問してください。

《質疑応答のメモ欄》

《本番》

- ファイルを開いて回答してください。問題は必ず問題 1-1 から問題 1— まで、続いて問題 2-1 から問題 2— まで順番に解いてください。そうすることで回答が容易になり時間が節約できます。
- 実験本番の問題は証券の「単価」に気を付けてください。
- （注意！）投資の仕方によっては謝礼金が 0 円になる可能性があります。それを避けることはすべての問題において可能です。
 - どの問題でも債券に投資をするか完全な分散投資をすることにより、多くないけれども確実な投資結果が得られます。全額安全投資で得られる最も低い投資結果は 1667 円です。
 - 「単価」が低い証券に集中投資することで大きい投資結果が得られます。しかし集中投資にはリスクを伴い、1 円も得られない可能性があります。本当に謝礼金のお支払いがないので十分に気を付けてください。
- すべての回答が終わったら、挙手をしてください。謝礼の対象問題をトランプで決めます。丸をつけて記入

（赤 黒） の でした。⇒ 問 —

ご参加本当にありがとうございました！（和田良子・大塚崇夫）
自由に疑問、感想など、お教えください。わからなかった！などでも OK です。

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

一橋大学大学院 経営管理研究科 教授 安田行宏

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—

一橋大学大学院 経営管理研究科 安田行宏

本稿の目的は、資金余剰経済が常態化した 2000 年代以降における日本の銀行リスクの決定要因について実証的に分析を行うことである。具体的には、2013 年から 2017 年の比較的最近の分析期間を対象に、いわゆるアベノミクス導入後における銀行リスクの決定要因について分析を行った。本稿の分析結果によると、第一に、普通預金など預金保険の対象となる預金の比率が高いほど、銀行リスクは低いことが分かった。これは、リスクテイクチャンネルが想定する理論的示唆とは逆の結果であった。第二に、定期預金など必ずしも預金保険の対象とならない預金の比率が高いほど、銀行リスクは高いという結果であった。第三に、自己資本比率については、それが高いほど銀行リスクが高いという結果であった。ただし、規制比率との差が大きい（余裕があるほど）ほどリスクが低いという結果も得られた。

1. はじめに

本稿の目的は、資金余剰経済が常態化した 2000 年代以降における銀行リスクの決定要因について実証的に分析することである。この背景として、日本における 1990 年代の金融危機の経験を踏まえて、日本企業が過剰債務問題の解消を契機に銀行借入の圧縮を積極的に行ってきたこと、あるいはデフレ経済の下での度重なる金融緩和政策などがある。実際、銀行の貸出残高の推移をみると、2000 年代以降を通じて大きく 60 兆円ほど減少している一方で、預金残高は増加し預貸ギャップが拡大している状況にある。このように資金需要が低迷している中での銀行のリスクテイクの検証は、伝統的な預貸業務を軸とする日本の銀行業においてこそ意味のある研究課題でもあり、金融ビジネスの多角化の図る観点からも興味深いテーマであると考えられる。というのも人口減少など日本経済の構造変化に適応した銀行のビジネスモデルの在り方について、リスクテイクの観点から実証的知見を蓄積し、それらの知見を踏まえた議論が喫緊の課題と言えるからである。

多くの先行研究では、資金需要が旺盛な下での銀行リスクの決定要因に焦点が当てられている。あるいは、金融危機時に焦点を絞り、例えば、高額報酬による経営者の過度のリスクテイクの有無についての検証などが行われている。これに対して本稿では、日本企業の資金需要が低迷する一方で、預金による潤沢な資金を抱える状況でのリスクテイクについて分析を行う。

本稿での分析結果をあらかじめまとめると、以下の通りである。

第一に、普通預金などの預金保険の対象となる預金の比率が高いほど、銀行リスクは低いことが分かった。これは、リスクテイクチャネルが想定する理論的示唆とは逆の結果であった。預金市場における規律付けとして、(リスクプレミアムを要求する) 預金金利を通じたものばかりとは限らず、典型的には預金者による預金の一斉引き出し、つまり、銀行取付の可能性は、伝統的銀行のビジネスモデルにおいて重要なプレッシャーを銀行経営陣に対して与え得ることを示唆しているのかもしれない。

第二に、定期預金など必ずしも預金保険の対象とならない預金の比率が高いほど、銀行リスクは高いという結果であった。一つの解釈として、満期が相対的に長い定期預金などの比率が高い銀行ほど、貸付などを通じたリスクテイクが可能であることを示唆しているのかもしれない。

そして、第三に、自己資本比率については、それが高いほど銀行リスクが高いという結果であった。これはアベノミクス以前の分析期間を対象に類似の検証を行った安田(2018)と正反対の結果であった。推計期間によって結果が異なることから、今後もその原因を含めて詳細な分析を行うに値すると思われる。ただし、規制比率との差、つまり、自己資本のバッファー(厚み)があるほど、銀行リスクが低いという結果も得られた。

本稿の構成は以下の通りである。第 2 節では、2000 年代における日本の銀行業が置かれた状況について簡単に振り返り、第 3 節で先行研究を概観する。第 4 節では、理論分析に

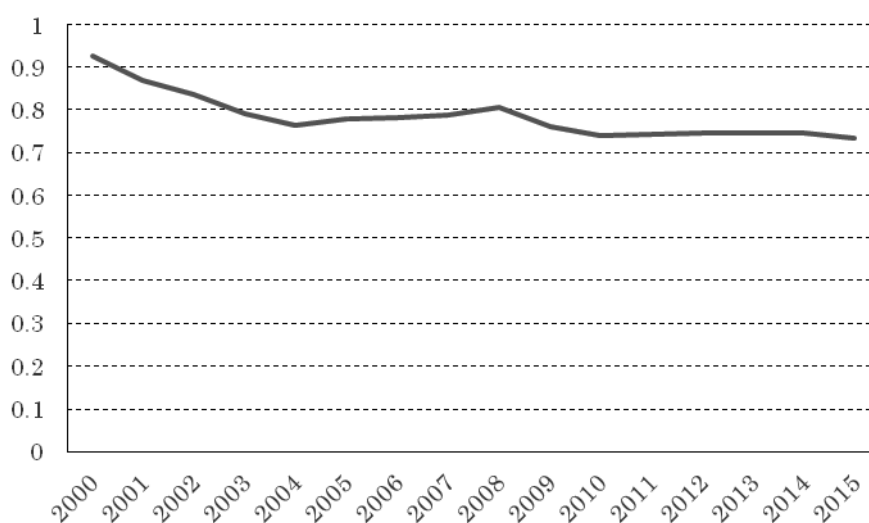
基づき銀行リスクの決定メカニズムを概観し、第 5 節では、その理論的示唆に基づき仮説構築を行う。第 6 節でデータと実証法について説明し、第 7 節で実証結果を説明する。最後に、第 8 節でまとめを行う。

2. 2000 年代における日本の銀行の概観

本節では、2000 年代以降の日本の銀行業の置かれた経済環境について確認する。日本経済は 1990 年代後半以降、企業部門が資金余剰部門に転じている。実際、1990 年代後半の金融危機による「貸し渋り」や「貸し剥し」などの経験を踏まえ、日本企業は負債の縮に向けて積極手的に取り組むとともに現金保有を増加させてきたことが一つの背景となっている。特に 2000 年代以降、日本企業は資金余剰主体となっており、銀行に対する資金需要の低迷の背景となっている。他方で、政府部門の赤字が拡大しており、銀行による国債保有の増加の一つの要因となっている。

図 1 は全国銀行の預貸率（貸出に対する預金の比率であり、貸出金/預金である。）の推移を表している。この図から預貸率は基本的に下方トレンドにあることが分かる。

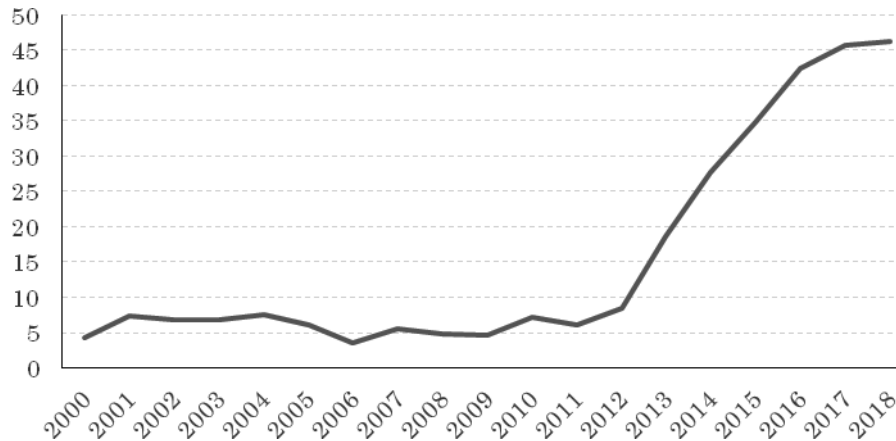
図 1 預貸率の推移



（出所）全国銀行協会『全国銀行財務諸表分析』に基づき作成。

図 2 は、国内銀行の預け金の対総資産の比率（預け金/総資産）の推移を表している。この図から明らかなように、特にアベノミクス導入以降の当該比率の急上昇が明らかであり、これは日銀当座預金の増加を反映したものと考えられる。以下では、上記のことを踏まえ、2013 年以降の銀行の個票データに基づき分析を行っていくことにしたい。

図2 預け金の対総資産比率



(出所) Astra Manger のデータに基づき作成。

3. 先行研究

本稿の分析は、分析対象期間がアベノミクスの時期となるため、金融政策と銀行リスクの関係に関する研究が重要な先行研究となる。実際、2000年代における日本の金融政策は、非伝統的な金融政策として、ゼロ金利政策・量的緩和政策などに始まり、異次元緩和に至るまで、銀行のビジネスモデルに直接的に影響を与え得る状況にある。

近年では、銀行のリスクアペタイトに金融政策が影響する新しいリスクテイクチャネルが注目されている。このリスクテイクチャネルを実証的に明らかにしようとした論文としては、Palgorva and Santos (2016)、Jimenez et al. (2014)、Ioannidou et al. (2015)などがある。例えば、Palgorva and Santos (2016)では、米国の過去20年にわたる企業・銀行間の貸出スプレッドの決定要因の検証を通じて、米国の金融緩和政策（低金利政策）を通じた銀行のリスクテイクチャネルが存在することを実証的に示している。

日本における金融政策と銀行行動に関する研究として塩路（2015）などがある。塩路（2015）は、日本の銀行を対象に超過準備を抱えていた銀行ほど貸出を増加せることを実証的に示している。Shimizu (2015)は、自己資本比率規制に直面する銀行がリスクウェイトの構成を変化させることで調整し、自己資本比率規制に対応していることを日本の銀行を分析対象として実証的に示している。

Mehran and Thakor (2010)は、銀行の資本構成について理論的に分析し、それに基づき、自己資本比率の相違は銀行の企業価値と正の相関関係があることを示している。Hyun and Rhee(2011)は、自己資本比率を上げるために、銀行は新株を発行するよりもむしろリスクアセットを減少させることを実証的に示している。

DeYoung and Jang(2016)は、バーゼルⅢの流動性リスク指標の考え方をベースに、どのように米国銀行は流動性リスクの管理を行っていたのかを、1992年から2012年までの米国銀行を対象に分析し、バーゼルⅢと整合的な形で流動性リスク管理を行っていたことを実証的に示している。King (213)は、流動性を高めるために銀行は高い金利を支払うことで長期資金を獲得するため、流動性規制はかえって銀行リスクを高めるメカニズムが存在すると論じている。Khan et al. (2017) は、Funding liquidity risk と銀行リスクの関係について、1986年から2014年までを分析期間として、米国の金融持ち株会社を分析対象に検証している。この結果によれば、Funding liquidity risk が低下すると、銀行リスクが高まることを実証的に示す一方で、銀行のサイズや自己資本のバッファが高ければ銀行リスクを抑制することも併せて実証的に示している。Hong et al. (2014) は、システミックな流動性リスクは、銀行の倒産リスクの重要な決定要因であることを実証的に示している。

4. 理論的分析の実証的示唆についての概観

本節では、Dell’Aricca et al. (2013, 2014, 2017)に基づき、銀行のリスクテイクの基本的なメカニズムについて理論的に概観する。この理論的示唆に基づいて実証的課題を明らかにし、次節において仮説の構築を行う準備とする。

まず、完全競争的な貸出市場を想定する。銀行は預金と資本で資金調達を行い、これを原資に貸し出しを行うとする。具体的には、 k の比率で自己資本から調達し、残りの $1-k$ の比率は預金で資金を調達すると仮定する。以下では、 k は外生的なパラメーターとして扱う。ここで簡単化のために資金調達額は1と単純化する。言い換えると、貸出額も1である。

銀行は有限責任制であり、貸出のプロジェクトがうまくいったときのみ預金者へ返済を行う。貸出のプロジェクトの成功確率は銀行のモニタリング努力によって高まることを想定し、簡単化のために、貸出のプロジェクトの成功確率を q とする（モニタリングの努力水準と等しいと解釈する）。銀行のモニタリングの私的コストを $cq^2/2$ とする。

預金金利を r_D 、貸出金利を r_L とする。ここでリスクない金利を r^* とすると、預金保険によって完全に預金者への返済が保証されている場合には、 $r_D = r^*$ となる。

株式については、 $r_E = (r^* + \theta)/q$ のコストがかかると想定する。 $\theta \geq 0$ が株式プレミアムを表し、銀行貸出のビジネスリスクを反映している。

以上の設定の下で、銀行の利潤 Π は次のようになる。

$$\Pi = \left[q\{r_L - r_D(1 - k)\} - qr_E k - \frac{cq^2}{2} \right] \quad (1)$$

銀行は貸出のプロジェクトが成功したときに、リターンを得る一方で、貸出のプロジェクトが失敗したときには、有限責任制によって預金者への支払いはゼロとなる。

前述の預金保険の存在と株式プレミアムを勘案すると、銀行の利潤 Π は次のように書き換えられる。

$$\Pi = [q\{r_L - r^*(1-k)\} - (r^* + \theta)k - \frac{cq^2}{2}] \quad (2)$$

したがって、銀行の最適なリスク水準 q^* は、

$$q^* = \min\left\{\frac{r_L - r^*(1-k)}{c}, 1\right\} \quad (3)$$

となる。(3)式から分かるように、預金保険によってリスクの価格付けがされないこと、有限責任制やレバレッジが高いことが銀行のモラルハザードを生む理論的根拠となっている。

上記のことを踏まえ、本稿では、預金市場の規律づけについてより具体的に拡張してみよう。預金は大きく分類すと、預金保険の対象となるいわゆる決済性預金（普通預金、当座預金など）と預金保険の対象とならない預金（外貨預金、譲渡性預金、定期預金の1000万円以上）に分けられるため、前者の預金の比率を α 、後者の比率を $1-\alpha$ とする。後者の場合には、預金者は銀行に対してリスクプレミアムを要求するので、 $r_D = r^*/q$ となる。このことから、銀行利潤 Π を書き換えると、

$$\Pi = [q\{r_L - \alpha r^*(1-k)\} - (1-\alpha)r^*(1-k) - (r^* + \theta)k - \frac{cq^2}{2}] \quad (4)$$

となる。これにより、銀行の最適なリスク水準 q^* は、

$$q^* = \min\left\{\frac{r_L - r^*\alpha(1-k)}{c}, 1\right\} \quad (5)$$

となる。つまり、預金保険でカバーされる比率が低いほど、あるいは自己資本比率が高いほど、銀行のリスク水準は低くなることが示唆される。同じことであるが、預金保険でカバーされる比率が高く、自己資本比率が低いほど、銀行のリスクテイクのインセンティブは高いことが示唆される。

さて、この最適なリスク水準 q^* を銀行利潤 Π へ代入して書き換えると、

$$\Pi(q^*) = \left[\frac{(r_L - \alpha r^*(1-k))^2}{2} - (1-\alpha)r^*(1-k) - (r^* + \theta)k\right] \quad (6)$$

となる。完全競争的な貸出市場を想定していることから銀行利潤はゼロとなるので、貸出金利 r_L は次のように決まる。

$$r_L = \alpha r^*(1-k) + \sqrt{2c\{(r^*(1-\alpha(1-k)) + \theta k)\}} \quad (7)$$

これを(5)式に代入することで、

$$q^* = \frac{\sqrt{2c\{(r^*(1-\alpha(1-k)) + \theta k)\}}}{c} \quad (8)$$

と求まる。つまり、この理論分析からの示唆としては、自己資本比率が高いほど、あるいは預金保険でカバーされる預金比率が低いほど、銀行のリスクテイクは抑制されることを含意していることとなる。

次節では上記の理論的インプリケーションを軸に、他の可能性を勘案しながら検証仮説

を構築する。

5. 仮説

前節での理論的分析より、預金保険による保証は銀行のリスクテイクのインセンティブを高めることが予想される。しかしながら、預金市場における規律付けは預金金利を通じたものばかりとは限らず、典型的には預金者による預金の一斉引き出し、つまり、銀行取付の可能性は、伝統的銀行のビジネスモデルにおいて重要なプレッシャーを銀行経営陣に対して与え得る。このように考えると、上記の理論的示唆とは逆に、預金保険の対象となる普通預金や当座預金の割合が高いほど、潜在的な流動性リスクは高く、結果として銀行リスクが高くなる可能性も考えられる。この意味で、上記のいずれのシナリオが成立するかは実証的課題であり、この点について検証を行う。

仮説 1： 預金保険の対象にならない預金の水準が高いほど、銀行リスクは低い。

銀行リスクの決定要因で中心的なものは自己資本比率である。前節での理論的分析より、自己資本比率が高いほどレバレッジが低いため、預金保険によるモラルハザードをその分抑制されることが示唆される。実際、バーゼル合意以降、いわゆる **BIS** 規制として国際的に重要視され、銀行リスクの抑制手段の中核をなしている。加えて、自己資本比率自体が高まることは、他の条件を一定としてバッファの厚みを増すことから、銀行リスクの低下要因と考えられる。他方で、自己資本比率が規制により強制的に高められる場合（つまり、規制が有効(**binding**)である場合）、銀行側が分母のリスクウェイトの算出方法を踏まえ、リスクアセットのポートフォリオを変化させる可能性があり、結果として銀行リスクがむしろ高まる可能性も考えられる。

以上の点について、近年のアベノミクスのもとでの異次元緩和の時期における自己資本比率と銀行リスクの関係についての検証は実証的課題と言える。

仮説 2： 自己資本比率が高い銀行ほど、銀行リスクは低い。

5. データと実証方法

本稿では、銀行リスクの決定要因を検証するために銀行の個票データに基づき検証を行う。本稿で用いる銀行の財務データ・株価データは、いずれも **Astra Manager** から収集した。2013 年 3 月期から 2018 年 3 月期までの年次データを対象に分析を行う。分析対象とする銀行は、株価データの収集可能な日本の上場している銀行であり、本稿では、預金の内容（普通預金、当座預金などの内訳）が具体的に分かる単体データを用いる。

銀行のパネルデータに基づき、以下の推計式を固定効果モデルで推計する：

$$Risk_{i,t} = \beta_1 Deposit_{i,t-1} + \beta_2 CAR_{i,t-1} + \beta \cdot Control + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

本稿で用いるリスク指標 $Risk_{i,t}$ は次の通りである。まず、① `minus_z_score` であり、Z スコアのマイナス値と定義する。この値が大きいほど倒産リスクは高いと解釈できる。ここで、Z スコアは、 $(ROA + \text{自己資本比率}) / \text{std_roa}$ で定義される倒産リスクの指標であり、`std_roa` は以下で定義される。② `t_risk` は、日次の株式収益率のボラティリティ（各 t 年の7月1日から $t+1$ 年の3月末までの調整済み株価に基づく日次の株式収益率の標準偏差）であり、トータルリスクと言われる。③ `f_risk` は、マーケットモデルに基づく推計による残差のボラティリティであり、ファームスペシフィックリスクと呼ばれる。④ `std_roa` は、過去5年間にわたる ROA の半期データに基づく標準偏差である。②と③は株価に基づくリスク指標、①と④は財務データに基づくリスク指標であり、いずれも銀行のリスクテイクの論文でよく使われる指標である。

本稿の主要な変数である `Deposit` には、一つ目の変数として `demand_deposit_ratio` を用いる。これは普通預金と当座預金が預金合計に占める比率（以下では、要求払い預金比率と呼ぶ）として定義し、預金保険の対象の代理変数として用いる。リスクテイクチャネルの仮説に基づく、期待される符号は正である。もう一つの変数として、`other_deposit_at` を用いることとし、これは定期預金、その他の預金（例：外貨預金など）、譲渡性預金の合計の総資産に対する比率を用いる。こちらは預金保険の対象外となる預金の代理変数として用いるため、仮説に基づく期待される符号は正である。ただし、定期預金は1000万円までは預金保険の対象であり、判断が難しいところであるが、定期預金も1000万円をこえる部分についてはペイオフの対象となるため、本稿では銀行リスクに対してプレミアムを要求する預金者として取り扱うこととする。なお、前者の `demand_deposit_ratio` の変数を用いて推計する場合には、預金合計の対総資産比率である `deposit_at` を含めて分析する。

銀行の自己資本の変数として、`CAR` は自己資本比率であり、簿価に基づく自己資本比率（自己資本/総資産）である。自己資本比率が高いほど銀行リスクが低くなることが期待されるので、理論に基づく予想される符号は負となる。逆に、仮説の個所で論じたように規制による自己資本比率の上昇によって銀行がリスクテイクしているならば、期待される符号は正となる。`Int_dum` は、バーゼル合意に基づく自己資本比率規制の対象となる国際基準行をコントロールするためのダミー変数であり、国際基準行であれば1、そうではなく国内基準行であれば0をとる。自己資本比率については、バーゼル合意に基づく自己資本比率の変数として、`BIS_ratio` も用いた推計を行う。国際基準行か国内基準行に基づいた自己資本比率の値を用いて推計する。また、規制に対する自己資本のバッファとして `BIS_ratio_buffer` も併せて推計式に入れる。これは国際基準行であれば、8%と `BIS_ratio` と規制水準である8%との差、国内基準行であれば4%との差として定義する。

銀行リスクに影響を与えると考えられる要因をコントロールするために、コントロール変数として、まず、**GB_at** は総資産に対する国債の比率（国債/総資産）を用いる。安全資産として国債の保有比率が高くなることで銀行リスクが低下するのであれば、期待される符号は正である。逆に、国債保有比率が高まることで、例えば、デフレギャップが広まり、銀行リスクが高まるのであれば符号は正となる。次に、**rev_at** は現金預け金の合計の総資産に対する比率を用いる。アベノミクスによる異次元緩和政策によって日銀当座預金残高は急増しているため、銀行間の違いをコントロールするために用いる。この水準が高いほど、銀行の資金が潤沢であるため、期待される符号は負である。

さらに、**badlt**、**ROA**、**at** を加えることとする。**badlt** はリスク管理債権比率（リスク管理債権/貸出金）であり、不良債権比率であるから、予想される符号は正である。**ROA** は銀行の収益性を表し、対総資産に対する当期純利益の比率（当期利益/総資産）を用いる。収益性が高いほど利益剰余金が高まる予想されるため、予想される符号は負となる。最後に **at** は総資産であり、銀行のサイズの影響をコントロールするための変数である。

その他の銀行リスクに与える要因については、個別効果（各銀行ダミー）で制御して推計する。推計期間は 5 年間で比較的短期のため、年次ダミーは入れていない。なお、銀行レベルでクラスターロバストな標準誤差を推定している。

表 1 は、本稿の分析対象となっている銀行の記述統計量をまとめたものである。倒産リスク指標の Z スコアは、**minus_z_score** の平均は -0.33 であり、スコアとして表示されるパーセント単位では -33 程度である。トータルリスク(**t_risk**)の平均は 1.8%程度であることが分かる。そのうち、ファームスペシフィックリスクの平均値が 1.3%程度であり、トータルリスクの構成要素のうち 7 割程度が銀行固有の要因であることがここから読み取れる。**std_roa** の平均は 0.3%である。**ROA** の平均が 0.2%程度であることを勘案し、銀行の低収益性のもとでの小さな変動が読み取れる。

表 1 記述統計量

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
minus_z_score	379	-0.327	0.188	-1.162	-0.018
t_risk	379	0.018	0.005	0.005	0.036
f_risk	379	0.013	0.004	0.005	0.033
std_roa	379	0.003	0.003	0.001	0.024
demand_deposit_ratio	374	0.487	0.103	0.144	0.736
deposit_at	379	0.860	0.070	0.487	0.944
other_deposit_at	379	0.459	0.089	0.237	0.695
CAR	379	0.057	0.021	0.028	0.208
intsd_dum	379	0.132	0.339	0.000	1.000
BIS_ratio	379	0.117	0.053	0.063	0.562
BIS_ratio_buffer	379	0.072	0.052	0.023	0.522
GB_at	379	0.110	0.050	0.000	0.274
rev_at	379	0.055	0.040	0.001	0.234
bad_tl	379	0.028	0.011	0.001	0.075
ROA	379	0.003	0.003	-0.005	0.029
at	379	3713522	2820510	375315	15200000

預金保険の対象となる預金比率である demand_deposit_ratio の平均は 49%程度であり、普通預金・当座預金の預金に占める比率が約半分であることが分かる。Other_deposit_at の平均は 46%程度であり、総資産の半分弱が定期預金や預金保険対象外の預金であることが分かる。deposit_at の平均はそれぞれ 86.5%であり、非常に高い水準であることが分かる。銀行の自己資本に関する変数については、CAR に基づく自己資本比率の平均は 5.7%である一方で、BIS_ratio は 12%と高い水準となっている。その結果、自己資本の規制に対する余裕度（バッファ）も平均で 7.2%程度のゆとりがあることが読み取れる。Int_dum から、国際基準行の比率は 12%程度であることが分かる。国債保有比率を表す GB_at の平均は 10%と比較的高い水準であることが分かる。badlt は 3%程度あり、不良債権比率は低い水準にとどまっている。

6. 実証結果

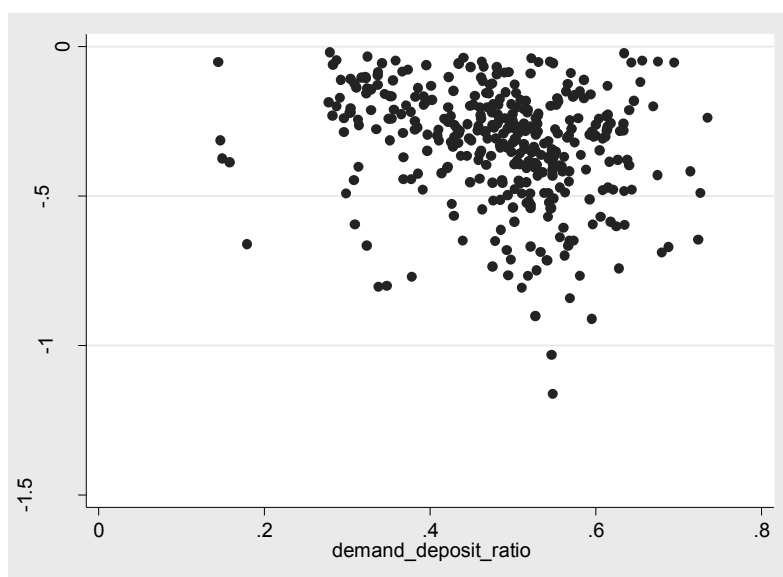
表 2 は、(9)式に基づく実証結果を示している。推計に用いる被説明変数のリスク指標や説明変数の違いによって 8 列にわたる結果がまとめてある。具体的には、Z スコアの負の値 (minus_z_score) を被説明変数に用いた場合の結果が(1)列目と(2)列目に示されている。(1)列目と(2)列目の違いは自己資本比率に関する定式化の違いである。(3) 列目以降は同様に、トータルリスク (t_risk)、ファームスペシフィックリスク (f_risk)、ROA の標準偏差 (std_roa) の順にそれぞれ 2 列ずつ並んでいる。

まず 1 行目の demand_deposit_ratio の係数をみると、リスク指標に関わらず係数は負であり、統計的には std_roa を除いて有意である。このことは、預金保険の対象となる預金の

比率が高いほど、銀行リスクが低いことを占めている。興味深いことに、これは理論モデルから示唆される結果とは係数が逆であり、リスクテイクチャネルの理論的示唆が支持されないことを示している。仮説のところで論じたように、預金保険の対象となる保険は、普通預金など預金者がいつでも自由に引き出せる預金であり、こうした要求払い預金の存在は、伝統的な銀行のビジネスモデルでいうところの預金者が一斉に引き出すことが手続き上は可能である。この意味で定期預金などと比較すると、いつでも引き出せる（つまり、満期の極めて短い）預金の存在が規律付けとして機能していることを示唆しているのかもしれない。なお、`deposit_at` の結果はいずれも統計的に有意ではなく、預金比率自体は銀行リスクに影響を与えていないようである。

図2は、`minus_z_score` と `demand_deposit_ratio` の散布図である。この図からも確かに右下がりの関係にあることが分かる。

図2 Zスコアと要求払い預金比率の関係



自己資本比率の `CAR` の係数については、(3) 列と (5) 列において符号が正であり、統計的に有意な結果となっている。自己資本比率が高いほど、株式市場でのリスク評価指標では銀行リスクが高いことを示唆する結果である。これはアベノミクス以前の期間を対象に類似の検証を行った安田(2018)と正反対の結果であり、推計期間によって結果が異なることから、今後もその原因を含めて詳細な分析を行うに値すると思われる。`BIS_ratio` については、今度は (2) 列目と (8) 列目で符号は正で統計的に有意な結果となっている。ただ

し、BIS_ratio の係数はいずれも負であり統計的に有意となっており、自己資本のバッファの厚みがあるほど、銀行リスクは低いことを含意している。

コントロール変数については、GB_at が (1) 列と (2) 列において符号が正で統計的に有意である。興味深いことに国債比率が高いほど、銀行リスクは高いことを示唆する結果であり、この結果も安田 (2018) と符号が逆の結果となっている。rev_at については、(2) 列目以降はいずれも符号が負であり、統計的に有意となっている。現金・預け金の比率が高いほど、銀行リスクは低いことを示唆する結果である。bl_at は Z スコアと ROA の標準偏差を用いたケースにおいては符号が負で統計的に有意である一方で、株式市場ベースのリスク指標においては統計的に有意ではなかった。at については、(2) 列目以降において係数は正であり、いずれも統計的に有意であり、大きい銀行ほど銀行リスクが高いことを示唆する結果であった。

表 3 は預金に関する変数として、other_deposit_at を使った場合の結果をまとめたものである。other_deposit_at の係数を見ると、いずれも正であり、std_roa を除いた定式化において概ね統計的に有意である。預金保険の対象とならない預金の比率が高いほど、銀行リスクが高いことを示唆する結果である。一つの解釈として、満期が相対的に長い定期預金などの比率が高い銀行ほど、貸付などを通じたリスクテイクが可能であることを示唆しているのかもしれない。短期的な預金による長期国債での運用など、一般に流動性リスクは銀行のマネジメント上の脅威であると認識されており、金融システムの安定性を毀損させる要因となる。Acharya and Naqvi(2012)によると、預金の流入によって銀行の流動性リスクが低下すると、銀行は積極的に貸出基準を緩和し、貸出金利を引き下げ貸出量のボリュームを増加させることを通じたリスクテイクのインセンティブが高まることを理論的に示している¹。

表 4 は、預金保険対象外の預金について、各預金項目別に変数を分割した場合の表 2 の (1) の実証結果と、被説明変数を tloans_at 貸出資産比率 (貸出金/総資産) とした場合の結果である。(1)列をみると、other_deposit_at1 について、符号が正で統計的に有意であることが分かる。この変数は、定期預金を用いた場合であり、定期預金の比率が高いほど、銀行リスクが高いことを示唆する結果である。上記で論じたように、(2)列の結果をみると、同じ other_deposit_at1 の符号が正であり、限界的に有意であることが分かり、この意味では上記の解釈と整合的な結果と言える。

¹ ただし、Acharya and Naqvi(2012)におけるリスクテイクのインセンティブは貸出量と経営者の報酬とリンクしているためであり、日本のように業績連動によるリスクテイクのインセンティブが事実上ない状況においては、このメカニズムは機能しないと考える方が自然かもしれない。一方、近年では業績連動型の報酬を導入するケースも増加していることから、この限りではないかも知れない。特に日本の文脈においては理論モデルで示唆されることは明らかでなく、この意味でも実証的課題と言える。

表2 実証結果：銀行リスクと要求払い預金比率の関係

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	minus_z_score		t_risk		f_risk		std_roa	
demand_deposit_ratio	-2.016*** (-3.04)	-2.067*** (-3.20)	-0.073*** (-5.10)	-0.059*** (-3.95)	-0.046*** (-4.32)	-0.037*** (-3.46)	-0.013 (-1.54)	-0.011 (-1.31)
deposit_at	0.605 (1.31)	0.226 (0.44)	-0.019 (-1.32)	-0.020 (-1.54)	-0.008 (-0.62)	-0.009 (-0.70)	-0.013 (-1.48)	-0.014 (-1.45)
CAR	-3.435 (-1.43)		0.353*** (3.42)		0.223*** (3.29)		0.034 (0.88)	
intsd_dum	0.180*** (6.47)		0.004*** (3.98)		0.003*** (4.15)		0.003*** (4.73)	
BIS_ratio		6.969*** (5.17)		0.027 (0.86)		0.033 (1.27)		0.077*** (4.57)
BIS_ratio_buffer		-6.438*** (-7.28)		-0.051** (-2.04)		-0.059*** (-3.18)		-0.066*** (-4.18)
GB_at	1.722*** (5.11)	0.971** (2.63)	0.007 (0.58)	0.016 (1.32)	-0.011 (-1.08)	-0.004 (-0.44)	-0.005 (-0.56)	-0.006 (-0.66)
rev_at	0.065 (0.22)	-0.042 (-0.14)	-0.025** (-2.19)	-0.026** (-2.37)	-0.025*** (-3.33)	-0.025*** (-3.30)	-0.021*** (-2.71)	-0.022*** (-2.77)
bad_tl	6.473*** (3.56)	4.135** (2.34)	-0.013 (-0.16)	-0.067 (-1.28)	0.015 (0.25)	-0.017 (-0.35)	0.152*** (3.65)	0.145*** (3.85)
ROA	-4.265 (-0.64)	-9.261 (-1.15)	0.224 (0.91)	0.490 (1.37)	0.134 (0.85)	0.299 (1.32)	-0.478*** (-4.85)	-0.449*** (-4.72)
at	-0.000 (-0.82)	-0.000 (-0.51)	0.000*** (3.96)	0.000*** (4.40)	0.000*** (5.36)	0.000*** (5.45)	0.000* (1.68)	0.000* (1.69)
Constant	-0.924* (-1.94)	0.006 (0.01)	0.036* (1.96)	0.050*** (2.88)	0.015 (0.93)	0.023 (1.48)	0.013 (1.26)	0.011 (0.97)
Observations	379	374	374	374	374	374	374	374
R-squared	0.442	0.472	0.214	0.128	0.192	0.137	0.408	0.407

Robust t-statistics in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 3 実証結果：銀行リスクと預金保険対象外の預金の対総資産比率の関係

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	minus_z_score		t_risk		f_risk		std_roa	
other_deposit_at	0.976** (2.01)	1.074* (1.85)	0.062*** (3.68)	0.043*** (3.01)	0.039*** (3.23)	0.028** (2.63)	0.008 (0.94)	0.007 (0.75)
deposit_at		-0.030 (-0.05)	-0.044*** (-3.08)	-0.027** (-2.31)	-0.026** (-2.06)	-0.015 (-1.36)	-0.016 (-1.57)	-0.015 (-1.65)
CAR	-2.581 (-1.10)		0.303*** (3.54)		0.183*** (3.10)		0.022 (0.61)	
intsd_dum	0.213*** (6.58)		0.003*** (2.89)		0.003*** (3.21)		0.003*** (4.23)	
BIS_ratio		5.912*** (4.73)		0.024 (0.83)		0.030 (1.21)		0.070*** (4.16)
BIS_ratio_buffer		-5.656*** (-6.60)		-0.041 (-1.64)		-0.054** (-2.63)		-0.062*** (-3.75)
GB_at	1.422*** (4.01)	1.412*** (4.23)	0.014 (1.06)	0.017 (1.42)	-0.006 (-0.67)	-0.003 (-0.32)	-0.002 (-0.22)	-0.002 (-0.30)
rev_at	-0.005 (-0.02)	-0.004 (-0.01)	-0.025** (-2.31)	-0.024** (-2.25)	-0.026*** (-3.44)	-0.024*** (-3.13)	-0.021*** (-2.73)	-0.021*** (-2.72)
bad_tl	5.352*** (2.68)	5.546*** (3.03)	-0.007 (-0.10)	-0.030 (-0.66)	0.014 (0.28)	0.004 (0.09)	0.154*** (3.73)	0.150*** (3.96)
ROA	-5.834 (-0.85)	-8.995 (-1.15)	0.192 (0.84)	0.551 (1.61)	0.094 (0.64)	0.315 (1.50)	-0.462*** (-5.08)	-0.438*** (-5.05)
at	-0.000 (-0.84)	-0.000 (-0.77)	0.000*** (3.72)	0.000*** (4.33)	0.000*** (5.06)	0.000*** (5.35)	0.000 (1.58)	0.000 (1.65)
Constant	-0.843*** (-2.71)	-1.258** (-2.34)	-0.004 (-0.29)	0.006 (0.50)	-0.008 (-0.61)	-0.003 (-0.23)	0.006 (0.81)	0.004 (0.51)
Observations	379	379	379	379	379	379	379	379
R-squared	0.449	0.444	0.177	0.104	0.164	0.122	0.406	0.406

Robust t-statistics in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 4 実証結果：追加検証

VARIABLES	(1) minus_z_score	(2) tloans_at
other_deposit_at1	1.137** (2.12)	0.144 (1.66)
other_deposit_at2	-11.164 (-1.10)	-0.640 (-0.30)
other_deposit_at3	2.702 (1.44)	0.181 (1.14)
other_deposit_at4	-1.198 (-1.18)	0.151 (0.93)
other_deposit_at5	-2.375 (-0.81)	-0.066 (-0.19)
intsd_dum	0.202*** (6.54)	-0.036*** (-5.26)
CAR	-4.145 (-1.36)	0.147 (0.37)
GBat	1.639*** (4.98)	-0.356*** (-4.49)
rev_at	0.081 (0.30)	-0.317*** (-5.19)
badlt	5.188** (2.53)	-0.360 (-1.24)
ROA	-7.129 (-1.14)	-0.113 (-0.11)
at	-0.000 (-0.72)	-0.000* (-1.82)
Constant	-0.756** (-2.22)	0.653*** (12.95)
Observations	379	379
R-squared	0.473	0.354

Robust t-statistics in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

7. おわりに

本稿では、資金余剰経済が常態化した 2000 年代以降における日本の銀行リスクの決定要因の分析として、2013 年から 2017 年の比較的最近の期間を対象に、いわゆるアベノミクス導入後における銀行リスクの決定要因について分析を行った。本稿の分析結果をまとめると、第一に、普通預金などの預金保険の対象となる預金の比率が高いほど、銀行リスクは低いことが分かった。これは、リスクテイクチャネルが想定する理論的示唆とは逆の結果であった。第二に、定期預金など必ずしも預金保険対象とならない預金の比率が高いほど、銀行リスクは高いという結果であった。第三に、自己資本比率については、それが高

いほど銀行リスクが高いという結果であった。ただし、規制比率との差が大きい（余裕があるほど）ほどリスクが低いという結果も得られた。

最後に、今後の課題を述べてまとめとする。リスクテイクチャネルの検証としては、アベノミクス期だけの分析では、金利が下限にあるという意味で限界があり、長期にわたるサンプルを用いて検証すべき課題である。預金市場の規律付けについては、そのデータの利用可能性から分析の拡張余地は少ないものの、今回の推計について、GMM などを用いた動学モデルに基づき検証するなどの頑健性のチェックが望ましいと思われる。これらの点についての検証は筆者の今後の課題としたい。

参考文献

- 塩路悦朗 (2015) 「ゼロ金利下における日本の信用創造」『現代経済学の潮流 2016』所収
- 安田行宏 (2018) 「2000 年代における銀行リスクの決定要因－自己資本比率、流動性と銀行リスク」高橋秀朋編『金融市場における規制・制度の役割』日本評論社所収
- Dell’Arcia, G. Laeven, L. and Suarez, G.A. (2014) “Monetary policy, leverage, and bank risk-taking,” *Journal of Economic Theory* 149, pp.65-99.
- Dell’Arcia, G. Laeven, L. and Suarez, G.A. (2017) “Bank leverage and monetary policy’s risk-taking channel: Evidence from the United States,” *Journal of Finance*, pp.613-654.
- Dell’Arcia, G., and Marquez, R. (2013) “Interest rates and the bank risk-taking channel,” *Annual Review of Financial Economics* 5, 123-141.
- DeYoung, R. and Jang, K. Y. (2016) “Do banks actively manage their liquidity?” *Journal of Banking and Finance* 66, pp.143-161.
- Hong, H., and Huang, J.-Z. (2014) “The information content of Basel III liquidity risk measures,” *Journal of Financial Stability* 15, pp.91-111.
- Jimenez, G. Ongena, S., Peydro, J.-L., and Saurina, Jo. (2014) “Hazardous times for monetary policy: What do twenty-three million bank loans say about the effects of monetary policy on credit risk-taking? *Econometrica* 82, pp.463-505.
- Ioannidou, V. Ongena, S. and Peydro J.-L. (2015) “Monetary policy, risk-taking, and pricing: Evidence from a Quasi-natural experiment,” *Review of Finance* 19, pp.95-144.
- Khan, M, S, Scheule, H, and Wu, E. (2017) “Funding liquidity and bank risk taking,” *Journal of banking and finance* 82, pp.203-216.
- King, M.R. (2013) “The Basel III net stable funding ratio and bank net interest margins,” *Journal of Banking and Finance* 37, pp.4144-4156.
- Merhan, H. and Thakor, A. (2010) “Bank capital and value in the cross-section,” *Review of Financial Studies* 24, pp.1019-1067.
- Paligorova, T. and Santos, J.A.C. (2016) “Monetary policy and bank risk-taking: Evidence from the corporate loan market,” *Journal of Financial Intermediation*. Forthcoming.
- Shimizu, K. (2015) “Adjusting denominators of capital ratios: Evidence from Japanese banks. *Journal of Financial Stability* 19, pp.60-68.

参 考

平成29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 助成対象分野は、「金融市場若しくは金融システムに関する調査研究又は郵便局が提供する貯金をはじめとする個人金融に関する調査研究」とします。助成の趣旨としては、銀行・証券業の健全な発展に資するために、特に進めるべき施策やサービスの在り方等に言及することを期待しています。
- ② 助成対象者は、上記の研究分野に関して研究を行う研究者または研究グループとしますが、特に、新進の研究者の応募を期待しています。ただし、研究内容が他の機関から助成を受けているもの、過去3年間に助成の対象になった研究者・研究グループからの応募は、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

平成29年8月～平成30年7月の1年間とします。

4. 申請受付

- ① 受付期間 平成29年4月1日～5月31日(必着)
- ② 送付先 〒101-0061
東京都千代田区三崎町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 hir-muro@yu-cho-f.jp

5. 選考及び決定通知

- ① 下記審査委員会による審査を行い、その結果を基に、研究助成対象を決定し、通知いたします。
審査委員長 井堀 利宏(政策研究大学院大学 教授)
審査 委員 高橋 豊治(中央大学 商学部 教授)
審査 委員 茶野 努(武蔵大学 経済学部 教授)
審査 委員 永野 護(成蹊大学 経済学部 教授)
審査 委員 朝日 讓治(明海大学 経済学部 教授／ゆうちょ財団 理事長)

② 選考方法は以下のとおりとします。

ア. 研究助成申請者は 研究テーマ毎に、研究計画書(趣旨、視点、構成)を提出します。
研究計画書は原則3ページとします。

イ. 上記アについて、各審査委員が、

- ・ 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、研究期間一年のうちに一定の成果が出せるものとなっているか
- 等の観点から、審査の上、総合的に評価します。

ウ. 事務局において、上記イを整理し、評価の高いものから順位付けして委員会における合同審査に付します。

③ 上記ウの審査結果を尊重して、財団において、最終決定します。

④ 平成29年度研究助成授与式は、平成28年度研究助成論文報告会(平成29年9月ごろ実施予定)の会場で実施します。

6. 研究助成論文の提出等

① 決定通知から9ヵ月を経過した時点で、ある程度まとまった研究成果を電子メール添付により提出していただきます。その研究成果を審査委員が評価、審査委員から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 研究助成論文は、平成30年7月末までに提出していただきます。

③ 研究助成論文を提出する際、調査研究費の使途明細を提出していただきます。

④ 期日までに研究助成論文の提出がない等、助成対象者が遵守すべき義務の履行を怠ったとゆうちよ財団が認めた場合には、助成金を返還していただきます。

⑤ 平成29年度研究助成論文報告会は、平成30年9月ごろに実施する予定です。

⑥ 提出された研究助成論文は、1ヶ月以内に当財団のホームページに掲載し、また、3ヶ月以内に研究助成論文集として発行する予定です。

⑦ 研究助成論文は、できる限り、学会誌、学術誌等で発表してください。研究助成論文を発表するときは、「ゆうちよ財団 平成29年度の助成による。」旨を明記してください。なお、発表された場合、発表論文名、書籍(掲載誌)の写しを、また、学会等での発表は、会場、日時、発表資料の概要をゆうちよ財団に送付してください。

ゆうちょ財団の研究助成について

平成3年度から金融論、財政論等郵便貯金の運用と直接的または間接的に関係のある分野の研究に対し助成を始め、平成19年度からは金融市場に関する幅広い分野の研究に対して研究助成を行っております。

年 度	応 募 件 数	助 成 件 数	研 究 テ ー マ	研 究 者
3	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 瀧 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
4	6	個人研究 4	(1) アル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资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
5	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 慶応義塾大学 教授 牧 厚 志 横浜国立大学 助教授 森 田 洋 " 教授 笹 井 均
6	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 巳 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
7	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) 日本の財政投融资の経営的課題 (3) 今後の地方財政の役割と地方債資金を通じた財政資金の運用方法 (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 — 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・デュアルト・ライト・ド・ス・サントス 熊本学園大学 教授 高 瀬 泰 之 シンガポール国立大学大学院 学生 NG MIEN WOON Old Dominion University U.S.A 教授 C. P. RAD

年 度	応 募 件 数	助 成 件 数	研 究 テ ー マ	研 究 者
8	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、利用者を与える影響の研究 (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 焼 田 党 四日市地域経済研究所 研究員 朝 日 幸 代 愛媛大学 教授 小 淵 港 " 助教授 松 本 朗 " 講師 丹 下 晴 貴 富山大学 教授 古 田 俊 吉 " 助教授 中 村 和 之 名古屋大学 教授 千 田 純 一 " 助手 西 垣 鳴 人 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
9	8	個人研究 4 共同研究 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 一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 一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 一試論 (共同研究) (5) 地域金融機関の効率性の計測 一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 教授 井 村 進 哉 福岡大学 講師 高 瀬 浩 一 沖縄国際大学 教授 富 川 盛 武 " 助教授 広 瀬 牧 人 " 助教授 前 村 昌 健 " 講師 安 里 肇 " 講師 鵜 池 幸 雄 " 講師 大 井 肇 滋賀大学 助手 丸 茂 俊 彦 神戸大学 教授 滝 川 好 夫 新潟大学 教授 宮 越 龍 義 神奈川大学 講師 宮 原 勝 一
10	13	個人研究 7 共同研究 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与と役割 (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 専任講師 井 手 幸 恵 埼玉大学 教授 小笠原 浩 一 " 助教授 後 藤 和 子 埼玉県地方自治センター 主任 平 野 方 紹 埼玉県立衛生短期大学 助手 林 裕 栄 新潟大学大学院 野 澤 由 美 石巻専修大学 教授 木 伏 良 明 大阪府立大学 助教授 黒 木 祥 弘 青森公立大学 教授 今 喜 典 神戸大学 教授 榊 原 茂 樹 上智大学 助教授 竹 田 陽 介 一橋大学 教授 三 浦 良 造 " 専任講師 大 上 新 吾 横浜国立大学 助教授 森 田 洋

年度	応募 件数	助成件数	研 究 テ ー マ	研 究 者
11	14	個人研究 5 共同研究 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) 混合寡占的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 ―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 助教授 井 上 徹 関西大学 専任講師 岡 村 秀 夫 新潟大学 助教授 芹 澤 伸 子 上智大学 専任講師 中 里 透 神戸大学 助教授 原 千 秋 一橋大学 助教授 大 橋 和 彦 長崎大学 教授 深 浦 厚 之 名古屋市立大学 教授 森 徹 四日市大学 教授 稲 垣 秀 夫 高千穂バンキング研究会 代表・高千穂商科大学 教授 宮 坂 恒 治 高千穂商科大学 教授 原 司 郎 ほか5名
12	9	個人研究 4 共同研究 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 ―ポータル・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―アカウントパ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 助教授 大 藪 千 穂 “ 教授 杉 原 利 治 日本福祉大学 助教授 小 木 紀 親 摂南大学 助教授 加 納 正 二 千葉商科大学 教授 齊 藤 壽 彦 “ 講師 山 根 寛 隆 名古屋市立大学 助教授 櫻 川 昌 哉 “ 助教授 細 野 薫 神戸大学大学院 教授 滝 川 好 夫 北海道大学 教授 濱 田 康 行
13	13	個人研究 4 共同研究 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 助教授 鎌 田 繁 則 一橋大学大学院 助教授 小 西 大 名古屋文理大学 助教授 関 川 靖 中京学院大学 助教授 山 中 高 光 高千穂大学 教授 高 橋 豊 治 関西学院大学 教授 春 井 久 志 名古屋大学大学院 助教授 家 森 信 善 “ 助教授 西 垣 鳴 人
14	2	個人研究 1 共同研究 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関する研究 (共同研究)	京都教育大学 教授 田 岡 文 夫 大阪大学大学院 教授 辻 正 次 “ 助教授 今 川 拓 郎
15	11	個人研究 5 共同研究 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) 公的企業のがバナンス (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 助教授 砂 川 信 幸 横浜私立大学 助教授 武 田 史 子 同志社大学 助教授 植 田 宏 文 関西学院大学 助教授 岡 村 秀 夫 新潟大学大学院 教授 芹 澤 伸 子 九州産業大学 教授 益 村 眞知子 長崎県立大学 助教授 矢 野 生 子

年 度	応 募 件 数	助 成 件 数	研 究 テ ー マ	研 究 者
16	15	個人研究 5 共同研究 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ストラクチャ (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変化	東京国際大学 教授 渡 辺 信 一 上智大学 助教授 中 里 透 駒澤大学 教授 代 田 純 一橋大学大学院 教授 釜 江 廣 志 " 講師 山 根 寛 隆 東北大学 助教授 渡 部 和 孝 公正取引委員会経済取引局 荒 井 弘 毅 中村学園大学 助教授 吉 川 卓 也
17	11	個人研究 2 共同研究 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资と奨学金制度・ 政策の関係についての研究（共同研究）	佐賀大学 教授 大 坪 稔 北九州市立大学 助教授 内 田 交 謹 長崎大学 教授 須 齋 正 幸 助教授 山 下 耕 治 助教授 春 日 教 測 一橋大学 専任講師 杉 浦 史 和 助教授 岩 崎 一 郎 早稲田大学大学院 大学院生 白 川 優 治 同上 小 島 佐恵子
18	7	個人研究 2 共同研究 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 助教授 永 田 邦 和 鹿児島大学 教授 石 塚 孔 信 慶應義塾大学 玄 ソ ク 連携21COEプログラム研究員 長崎大学 助教授 阿 萬 弘 行 秋田経済法科大学 講師 宮 崎 浩 伸 龍谷大学 助教授 鈴 木 智 也
19	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 教授 相 沢 幸 悦 関東学院大学 准教授 黒 川 洋 行 神戸大学大学院 教授 滝 川 好 夫
20	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 准教授 中 川 竜 一 茨城大学 教授 内 田 聡 武蔵大学 非常勤講師 茶 野 努
21	9	個人研究 3 共同研究 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 教授 高 屋 定 美 名古屋市立大学 講師 坂 和 秀 晃 大阪大学 助教 生 方 雅 人 神奈川大学 准教授 菅 野 正 泰 ソーシャル・ファイナンス 代表 唐 木 宏 一
22	6	個人研究 3 共同研究 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 教授 伊 藤 隆 康 東京大学 博士課程 早 川 大 介 佐賀大学 准教授 三 好 祐 輔 ニッセイ基礎研 主任研究員 栗 林 敦 子 ニッセイ基礎研 研究員 井 上 智 紀

年 度	応 募 件 数	助 成 件 数	研 究 テ ー マ	研 究 者
23	9	個人研究 3 共同研究 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 教授 打 田 委千弘 成城大学 研究員 峯 岸 信 哉 東海大学 准教授 川 崎 一 泰 東京富士大学短期大学部 准教授 井 手 健 二 武蔵大学 非常勤講師 松 澤 孝 紀
24	9	個人研究 4 共同研究 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 助教 伊 藤 真利子 和歌山大学 講師 築 田 優 福岡女子大学 准教授 張 艶 廈門大学 副教授 劉 振 涛 立命館大学 講師 渡 辺 直 樹 横浜市立大学 教授 鞠 重 鎬
25	11	個人研究 4 共同研究 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 准教授 岡 本 紀 明 滋賀大学大学院 博士課程 中 尾 彰 彦 近畿大学 准教授 マルデワ・グジェ 立命館大学 教授 ゴシュ 井 澤 裕 司 北海道大学大学院 教授 鈴 木 輝 好 神戸大学大学院 教授 滝 川 好 夫
26	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－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 准教授 英 邦 広 長崎県立大学 准教授 小 原 篤 次 中央大学 准教授 鯉 渕 賢 成蹊大学 教授 永 野 護 名古屋市立大学 准教授 坂 和 秀 晃 東京大学大学院 博士課程 税 所 真 也
27	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 准教授 浅 井 義 裕 名古屋大学大学院 講師 高 橋 秀 徳 関西学院大学 教授 岡 田 克 彦 鹿児島大学 教授 永 田 邦 和 長崎大学 教授 森 保 洋 神戸大学大学院 講師 田 中 光 愛知学泉大学 講師 浅 野 礼美子

28	9	個人研究 5 共同研究 1	(1) 戦時期の郵便貯金 ー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 ー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 ーユーロ圏と欧州小国の経験から学ぶ (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 准教授 伊 藤 真利子 北海学園大学 准教授 吉 川 大 介 東京理科大学 専任講師 土 屋 陽 一 明治大学 教授 伊 藤 隆 康 関西大学 教授 高 屋 定 美 神戸大学大学院 准教授 宮 崎 智 視 流通科学大学 准教授 小 塚 匡 文 東海大学 准教授 平 賀 一 希
29	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 ー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 決定要因分析ーあいまいさ選好、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」 ーアベノミクス導入後における検証	神戸大学大学院 准教授 井 上 武 名古屋大学大学院 教授 清 水 克 俊 名古屋市立大学大学院 准教授 渡 辺 直 樹 敬愛大学 教授 和 田 良 子 慶應義塾大学 修士課程 大 塚 崇 夫 一橋大学大学院 教授 安 田 行 宏

平成30年11月発行

〒101-0061 東京都千代田区三崎町 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 錦明印刷株式会社