

一般社団法人 大阪銀行協会

大銀協フォーラム 研究助成論文集

第25号

令和3年2月

令和元年度研究助成

優秀賞

P2Pレンディングの展開と中小企業金融
—中国と日本の比較研究—

広島修道大学
経済科学部
劉 亜静

特別賞

金融コミュニケーション学をデザインする
—「消費者の行動変容を促す試み」の実例を通して—

甲南大学経営学部
上地明德
甲南大学経営学部
大塚晴之

特別賞

邦銀の海外進出におけるドル調達問題

山口大学経済学部
山本周吾

特別賞

就業・雇用形態に注目したグループ間におけるイン
フレ期待の差異

香川大学経済学部
海野晋悟
関西大学総合情報学部
地主敏樹

一般社団法人 大阪銀行協会 調査部

P2P レンディングの展開と中小企業金融
—中国と日本の比較研究—

広島修道大学 経済科学部
劉 亜静

目次

1 はじめに

2 中国における P2P 市場の発展状況および融資実態

2.1 中国における P2P 市場の発展状況

2.2 中国における P2P レンディングの代表的モデル

2.2.1 オンライン情報仲介機関モデル（拍拍貸）

2.2.2 オンラインとオフラインの融合モデル（你我貸）

2.2.3 情報生産会社と社会保険制度との連携モデル（宜人貸）

2.2.4 第三者担保会社との連携モデル（陸金所）

2.2.5 農民・農村・農業にフォーカスするモデル（翼龍貸）

3 規制の影響に関するアンケート調査

3.1 規制の概要

3.2 規制の影響についてアンケート調査の統計結果

4 日本における P2P 市場の発展状況

4.1 日本における P2P レンディングの特徴

4.2 日本における代表的企業

4.2.1 maneo

4.2.2 SBI ソーシャルレンディング

4.2.3 クラウドバンク

5 結論

参考文献

1 はじめに¹

本研究の目的は、FinTech の発展やキャッシュレス時代の到来を迎えるなか、中小企業金融の新たな発展動向および新時代の中小企業の資金調達に有効な方法を見つけることである。本研究では中国におけるネット金融に着目し、中小企業に対する新しい融資方法である P2P レンディング (peer-to-peer lending) すなわち、インターネットのプラットフォームを利用して、貸手と借手が直接貸借関係を結ぶモデルに関して、アンケート調査を用いて P2P レンディングが中小企業融資に有効な方法か否かを検証する。また、著者が中国で行った現地調査とアンケート調査の結果を一部紹介しつつ、日中の P2P レンディングの発展状況を比較しながら、今後の日本におけるフィンテック企業に対する政策の策定、および中小企業向けの新たな融資サービス導入の可能性について検討する。

近年、日本では増税やマイナス金利政策の実施、キャッシュレス社会の構築、少子・高齢化社会の進行による人手不足や後継者不足など、経済環境の変化に加えて、最近のコロナ禍において中小企業は大企業と比べてより厳しい経済・金融環境の変化に直面している。また、地域の発展に繋がる新しい事業の創出に際して、資金確保できずに新規事業の立ち上げを断念する中小・ベンチャー企業も多数存在した (商工中金, 2019)。これには、日本の金融業界において、銀行側から「民間企業は全体的に資金需要が足りない」、企業側から「金融機関の貸出体力が低下している」などの理由から、創業・成長期の中小企業への資金調達のサポートが十分ではないという事情も影響している。

一方、インターネットを活用した新しい資金提供サービスは、世界中で急成長している。その中でも、中国やアメリカ、イギリスで実績が出てきているのが、オンライン P2P レンディングという形式である。この形式において、P2P プラットフォームは個人および零細・中小企業の融資を通じて、オンライン上で取引対象のデータ収集・分析し、中高程度のリスクがある中小企業の資金調達を実現するなど、従来の金融機関が対応しにくい融資を担うことで、伝統的な金融機関を補完する存在となりつつある (劉・藤原・地主, (2019))。しかしながら、日本におけるオンライン金融市場の発展は世界的に遅れを取っており、P2P レンディングが中小企業の新たな資金提供源と成り得るのかという問題を分析する必要がある。

本研究では、近年の中小企業金融の発展状況および融資環境の変化を踏まえて、P2P レンディングが中小企業に対する有効な資金調達手段に成り得るかという問題をめぐり、中国における P2P レンディングの実態調査、データ収集および分析を通じて、日中両国の中小企業金融の特徴を比較する。また、中小企業金融の視点から、P2P レンディング市場を通じて

¹ 本稿は、神戸大学システムイノベーションセンター「金融×IT (フィンテック) がもたらす社会変革に関する研究プロジェクト」の研究調査の一環である。

資金調達を行う場合、中小企業の資金調達制約を緩和できるかという問題についても検証する。中国における P2P レンディング市場は、2007 年の拍拍貸 (PPdai) によるサービス開始以降 2015 年にかけて急成長した。ただし、急激な成長に伴い収益が悪化した業者の不正行為や詐欺行為などが社会問題となり、中国政府は 2016 年 8 月から P2P レンディング市場に対する規制強化を始めた。そこで、本研究では中国での P2P レンディング市場の実態に加え、これらの規制の効果についても調査する。また、これら中国における調査に加えて、日本における P2P レンディング市場の調査も行い、日本における個人事業者を含む零細・中小企業への資金供給源としての普及可能性を検討する。

中国における P2P レンディング市場については詳細な公表データが少なく、業界の変化も早いため、本研究では独自のアンケートを作成・実施した。具体的には、北京を中心に P2P レンディング業界に対して実態調査を実施した。本論文では、これらのアンケート調査の結果のうち、政府規制の影響に関する結果の一部を紹介する。最後に、中国における P2P レンディングの研究内容をもとに、日本における P2P レンディング市場の今後の発展可能性について検討する。

本文の構成は以下の通りである。第 2 節では中国における P2P 市場の発展状況および融資実態を中心に説明する。第 3 節では実施した P2P 業界アンケートの調査結果から規制の影響について分析する。第 4 節では日本の P2P 市場の発展状況を考察する。最後に結論と今後の中小企業金融と P2P レンディング市場の展望を述べる。

2 中国における P2P 市場の発展状況および融資実態

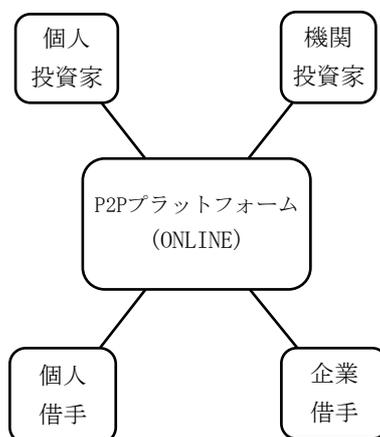
2.1 中国における P2P 市場の発展状況

近年、FinTech の発展に従って、ネット金融市場及び P2P 市場の発展が促進されている。特に、東南アジアを中心としたネット金融市場の発展は急速に進んでおり、世界中に注目されているといえる。なかでも、中国、中国香港、シンガポールにおける金融技術の進歩、金融投資環境の改善、金融投資額の増加、制度の健全化などにより、これら三つの地域はアジア諸国における金融技術の発展・応用およびネット金融市場の発展をリードしてきた。さらに、三地域のなかでも中国のネット金融市場は代表的な存在であるといえる。中国ネット情報センター (CNNIC) の「中国ネット発展状況報告」によると、2018 年 12 月末までに中国のインターネットユーザーは 8.29 億人に達し、全国のインターネット普及率は 59.6% になった。さらに、2018 年末までに中国のスマートフォンユーザーは 8.17 億人となり、これは全インターネットユーザーの 98.6% を占める。スマートフォンユーザーはオフライン決済の際にも、67.2% がスマートフォン決済を使用している。このようなインフラの整備やスマー

トフォン決済の普及、個人信用スコアなどのビッグデータの発展によって、ネット金融市場は爆発的な勢いで発展してきた。また、クラウド技術²の発展、ブロックチェーン技術、AI技術の応用なども、中国の金融市場発展にとって技術的なサポートとなった。

金融業界とこれらの技術との融合として、ネット金融の代表的な貸借形式である P2P レンディングが挙げられる。中国において、個人や中小企業がインターネット上のプラットフォームを経由して資金の貸借取引を行う仕組みは、一般に P2P レンディングと定義される（図 2-1）。P2P レンディングにおいて、事業者はインターネット上でプラットフォームを提供し、借手と貸手の両方に相応しい相手をマッチングさせる。そのため、個人・零細中小企業の借手はオンライン上で低コストの資金調達が可能である。

図 2-1 P2P レンディングの概念図



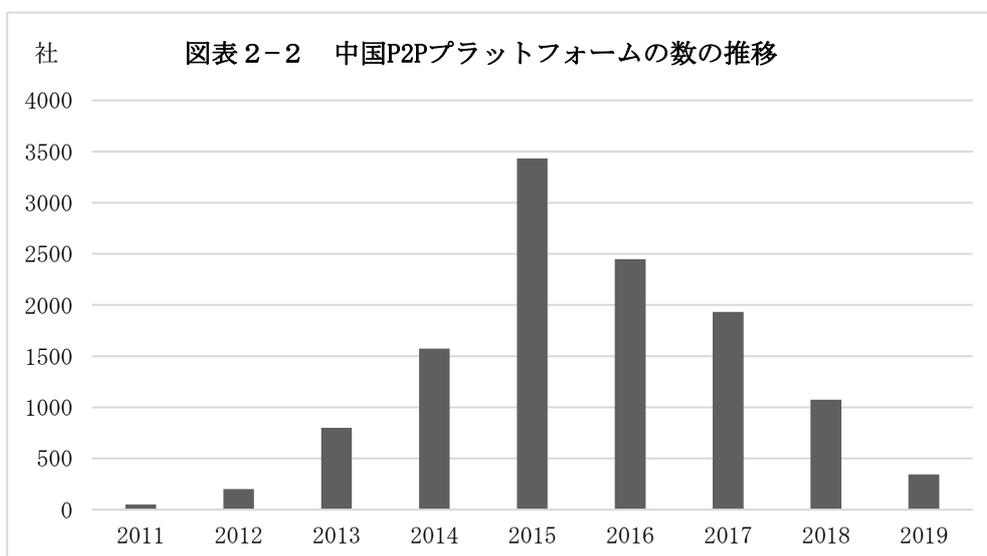
中国における P2P レンディングの始まりは、2007 年の拍拍貸 (PPdai) の設立とされる。その後、2009 年には紅嶺創投 (Hongling Capital) により初めて返済資金担保制度³が導入され、同形式で P2P プラットフォームが大規模に展開された。2011 年には你我貸 (Niwodai) が O2O 運営形式⁴で設立され、2012 年には陸金所 (Lufax) が中国初の銀行系 P2P プラットフォームとして設立された。これらのプラットフォームのサービスは、はじめは上海、深圳など沿海部の中心都市で提供が開始され、その後、徐々に全国規模で発展した。2013 年に

² クラウドとは、インターネットなどのコンピュータネットワークを経由して、コンピュータ資源をサービスの形で提供する利用形態である。

³ 返済資金担保制度とは、P2P プラットフォームは借り手の資金の一部を事前に返済予備資金として準備することで、デフォルトなどが発生した場合、この部分の資金を用いて、返済する担保制度である。

⁴ O2O 形式とは、O2O は「Online to Offline」の略で「On2off」と表現されることもある。オンライン（ネット上での業務）と、オフライン（ネット外の実地での業務）が連携する融合形式である。

は「余额宝」⁵の発展を機会に P2P プラットフォームの数が一気に増加し、2015 年までに 3500 社近いプラットフォームが運営されるなどピークを迎えた（図 2-2）。しかしながら、2015 年末の「e 租宝」の夜逃げ事件⁶の発生以来、2016 年 8 月から政府は P2P プラットフォームの設立及び運営状態などに強い規制を導入した。さらに、2017 年に政府が P2P プラットフォームに対して登録義務を課すことを発表すると、その影響でプラットフォーム数は減少に転じた。特に、2018 年の政府による規制強化の結果、多くの P2P プラットフォームが業務停止や業種転換に追い込まれ、2019 年度の網貸之家の調査によると、P2P 業界で正常に運営されている P2P プラットフォームは大幅に減少し、調査時点で 343 社しか生き残っていない（図表 2-2）。

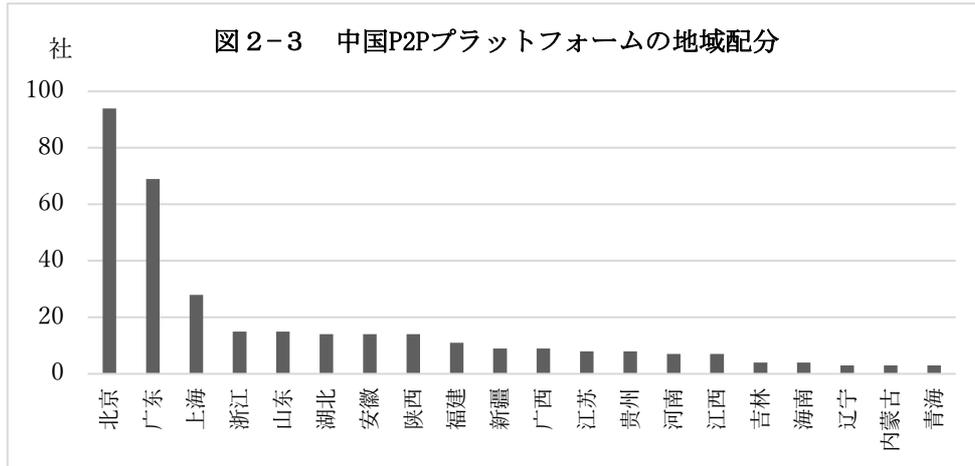


出所：網貸之家の調査データにより、著者作成

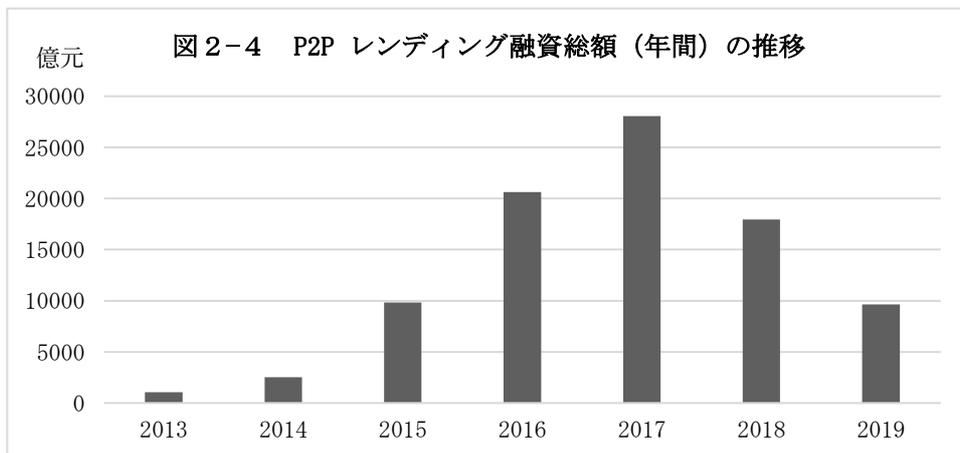
同じ 2019 年度の網貸之家の調査報告を地域別に見ると、P2P 事業者は北京、広東、上海の 3 都市に集中しており、3 都市の P2P 事業者数は合計 339 社、全体の 56% 占めている（図 2-3）。また、P2P レンディングの融資総額は、最も多い 2017 年度には 28048.49 億元に達した。ただし、2017 年度以降は規制の強化により P2P 取引規模は減少傾向にあり、2019 年末の融資総額は 9649.11 億元までに縮小している（図 2-4）。同様の傾向は融資残高の推移にも見られ、2017 年以降は縮小傾向にある（図 2-5）。

⁵ Ant Financial Services Group の「支付宝」（Alipay）ともう 1 つの代表的商品「余额宝（余额宝）」は、Alipay（アリペイ、支付宝）にチャージされている余剰資金を運用するという形式の、中国初のオンライン投資信託である。

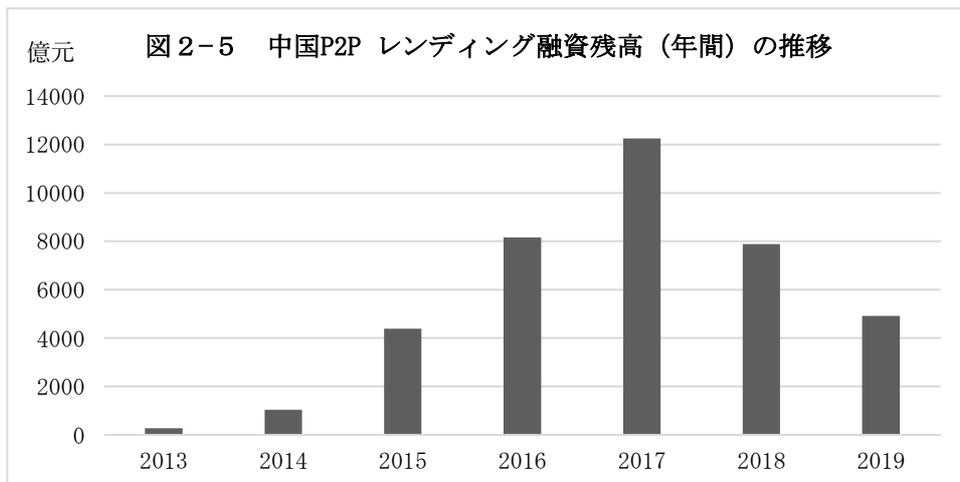
⁶ 「e 租宝」は当時悪質なデフォルトが発生したため、「詐欺」と定性された。



出所：網貸之家の調査データにより著者作成



出所：網貸之家の調査データにより著者作成



出所：網貸之家の調査データにより著者作成

2.2 中国における P2P レンディングの代表的モデル

2.2.1 オンライン情報仲介機関モデル（拍拍貸）

2007年に上海で設立された拍拍貸（PPdai）は、P2P レンディングの典型的なプラットフォームである。拍拍貸は設立時から欧米系のプラットフォームのように、「情報仲介者」として貸手と借手の情報収集を行い、相応しい相手が見つかるように情報提供することで、手数料を徴収する仕組みを採用している。この仕組みのもとでは、投資リスクは投資家自身が負担するため、P2P プラットフォームはデフォルトに備えての保証金の用意や、資金返済する義務がない。また、取引はすべてオンラインで実施されるため、情報の収集コストを大幅に削減することができる。

借手の信用状態の審査は、基本的には会社独自で開発した信用評価システムをもとに行う。拍拍貸では借手の信用リスクを、借手の買い物履歴や、ソーシャルネットワークの情報収集を利用することで評価する。これらのデータ収集は、中国の大手データ分析会社のほかに、公安システム、工商局、裁判所などの政府システムと連動することで、信用スコアを評価し信用リスクを判断する。ただし、このモデルには企業が借手となった場合は、信用リスクの判定が難しいという課題がある。また、オフラインによる調査を行わないため、取引の浅い借手および貸手に関する情報収集が難しいという欠点もある。

2019年の8月に著者達の研究グループが上海で行った拍拍貸に対するヒアリング調査では、近年 P2P 市場の規制が厳しくなったため、拍拍貸は今後「助貸」の業務に力入れることが明らかになった。助貸は地方の中小銀行が主な貸出資金源であるが、拍拍貸は貸出先に関する情報を提供するという形で、マッチングの役割を果たしている。拍拍貸が助貸という貸出方式に着目した背景としては、地方の中小銀行における IT 技術導入の遅れが挙げられる。現在、各地方の中小銀行は同一の IT 会社が作成したシステムに依存しており、IT 技術のレベルが高いとは言えない状態にある。そのため、銀行は1件あたりの与信額が小さい個人、零細・中小企業への融資に積極的になれなかったと考えられる。

2.2.2 オンラインとオフラインの融合モデル（你我貸）

2011年上海で設立された你我貸（Niwodai）では O2O 貸出形式を採用している。O2O 貸出形式とはオンラインで投資家の投資資金を集め、オフラインの借手とマッチングさせる方法である。你我貸のほかにも積木盒子（Jimuhezi）などの P2P プラットフォームもこの形式を採用している。拍拍貸による純粹な情報提供と異なり、O2O 貸出形式では返済資金担保制度、および第三者の資金担保会社を使うことが多い。つまり、借手の投資リスクはプラットフォーム、および専門の資金担保会社が負担する。また、借手の信用リスクの評価は借手の

申請資料や個人企業への訪問などオフラインで実施する。現在、中国では Alipay の「芝麻信用 (Zhima Credit)」などの信用スコアソフトの利用者が増加しつつも、統一的な信用リスクの評価基準がないため、企業への信用調査は難しいという現状がある。そのため、借手の信用情報をすべてオンラインに依存する場合と比べ、借手の信用リスクを正しく把握することができ、デフォルトリスクの軽減にも有効である。なお、你我貸はこのビジネスモデルを用いて、東南アジア諸国への海外市場進出も行っている。

2.2.3 情報生産会社と社会保険制度との連携モデル (宜人貸)

2012年に設立された宜人貸 (Yirendai) は、無担保ローンを提供する貸出モデルである。宜人貸では借手の信用リスクを回避するため、ターゲットを主に 22 歳から 55 歳までの信用度の高い借手に集中させている。宜人貸の親会社は宜信 (Yixin) という専門的な信用審査・情報生産会社である。宜人貸は借手の信用格付けを作成し、信用度報告書にまとめている。借手の信用報告は親会社の宜信から提供され、その情報をもとに宜人貸のプラットフォームで相応しい融資先をマッチングさせる。ちなみに信用度調査に際して、借手は社会保険 (労災、医療、養老、失業、出産の 5 種類保険) と公積金 (住宅公積金) のシステム情報を記入するが、銀行カードの貸金情報が参照される場合もある。これらの審査を経て信用度の高い個人借手と判定される場合、最短 1 時間以内に最大 20 万元までの資金調達ができる仕組みとなっている。このような情報生産会社 (親会社など) および社会保険システムとの連動運営形式は、プラットフォーム自体の情報収集・生産コストを抑えることを可能にしている。また、宜人貸の信用度審査形式は 2012 年以降、他の多くのプラットフォームで同様の形式が採用されている。

2.2.4 第三者担保会社との連携モデル (陸金所)

陸金所 (Lufax) は 2011 年に上海で平安銀行系のプラットフォームとして創業され、現在も中国平安保険集団に属している。陸金所では、借手の審査を中国平安保険集団の子会社である平安融資担保会社に委託するほか、担保の提供も平安融資担保会社が行う。また、借手がデフォルトに陥った場合、第三者である平安融資担保会社が投資家の損失を賠償する。ただし 2017 年以降の規制強化に伴い陸金所 P2P プラットフォームの業務は中止し、現在は投資信託、株式、保険、資産管理などの総合的金融資産の運営業務を継続している。

2.2.5 農民・農村・農業にフォーカスするモデル (翼龍貸⁷)

⁷ 本節における翼龍貸の説明は、2018 年に著者が北京で翼龍貸に対して行ったヒアリング調査内容の一部が含まれている。また、ヒアリングには経営者の個人情報が含まれるため、個人情報保護の観点から氏名をイニシャルで表記する。

翼龍貸 (Yilongdai) は 2007 年の創立以来、融資対象を農業従事者に定めている。その理由としては、創立者の一人である W 氏は幼少のころより家族が農業に従事しているという個人的な関心が挙げられる。また、農業に注目するもう一つの理由として、都市部の激しい投資競争を避けるという点も重要である。さらに、農民・農村・農業（以下は三農と省略する）に対する資金の提供は農村経済の発展の力にもなるという社会的意義も認められる。

翼龍貸はグループを基礎的な単位として、グループの発展段階や特徴に応じて適切な金融商品、営業プランのアドバイスなどを提供している。また、グループの中で条件を満たすメンバーを融資対象として、資金提供、営業指導、信用保証、財産管理などの各種サービスを提供している。このような、グループを基礎的な単位とした資金提供の形式を、翼龍貸では「グループ金融」と定義している。このような翼龍貸の金融モデルによって、これまで融資の機会に恵まれなかった農村や農民に対して、新たに融資の機会が提供されるようになった。従来の農業資金の融資には、審査期間が長い、融資金額が少ない、融資コストが高い、農業の収穫周期に合わないなど様々な問題点があった。それに対して、P2P 融資には申請の容易さ、審査の早さ、農民のニーズへの柔軟な対応など多くの利点がある。そのため、従来の農村合作社や農村商業銀行などの金融機関よりも効率的に、三農に対して金融サービスの提供を行うことができる。

また、翼龍貸は融資サービスだけではなく、農業技術、生産管理、農産物流通などに関しても支援を行っている。こうした金融モデルによって、資金の提供対象である農業グループが全体的に発展するよう支援することが可能となる。さらに、こうした諸支援が対象グループの発展につながれば、長期間にわたる資金の提供といった好循環も生み出すだろう。筆者は、このような農業に携わる個人や零細・中小企業など、これまで資金が不足していた主体に対して、P2P プラットフォームの力で資金調達を実現し、農業の発展に貢献する金融モデルを幅広く展開すべきではないかと考える。

3 規制の影響に関するアンケート調査

3.1 規制の概要

P2P レンディング市場に関する規制は、1) 監督官庁 (銀监会)、2) 中国人民銀行、3) 自主規制団体 (中国インターネット金融協会)、4) その他、を通じて行われている。主な規制としては、2016 年 8 月 24 日に交付された「網絡貸借情報仲介機構業務活動管理暫定条例」をはじめ、「網絡貸借情報仲介機構登録管理指導」(2016 年末)、「網絡貸借情報仲介機構業務活動情報披露指導および情報披露の内容説明」(2017 年 8 月) などが挙げられる (表 3-1)。また、2018 年からは政府により「三降」と呼ばれる、P2P プラットフォーム

の取引残高、投資家の数、P2Pプラットフォーム会社の数の三つを減少させる政策もとられている。そのほかにもP2Pプラットフォームには「合規」（規制する条件を満たすこと）が求められるなど、これらの規制強化が中国におけるP2P市場の規模の縮小要因となっている。

表3-1 2017年P2P市場にかかる規制条例リスト

公布年月	規制条例の名称	公布機構	規制内容
2017年2月	「ネット貸借資金委託管理業務指導」	中国銀監会	5章29条から構成され、資金委託管理の定義を定め、銀行業金融機構が委託管理者として、ネットプラットフォームが管理の委託者としての資質、業務規範と職責を明確にした。
2017年4月	「銀行業のリスク管理に関する指導意見」	中国銀監会	ネット金融のリスク管理を推進し、ネット貸借プラットフォームのリスク管理を持続的に押し進め、学生ネット貸借および「現金貸付」業務活動を整頓することをやり遂げる。
2017年4月	「現金貸付業務活動の整理整頓の実施に関する通達」	ネット金融リスク管理整理整頓活動グループ弁公室	「現金貸付」のネット金融のリスク管理を整頓する対象に加え、実際の状況により、P2Pネット貸借プラットフォームを分類し、処置する。
2017年6月	「学生貸借の規範管理の更なる強化に関する通達」	中国銀監会、教育部、人力資源社会保障部	ネット貸借機構の学生貸借業務を一旦停止し、残存業務を逐次に消化する。
2017年6月	「ネット金融リスク管理の整理整頓を更に強化する活動に関する通達」	中国人民銀行等国家17部門	ネット金融のリスクの整理整頓を行い2018年6月末までに完了することを明確にする上、不正業務の残存量を0に抑え、新規不正業務の増加を抑制する。
2017年7月	「ネットプラットフォームと取引機構の共同違法、規定違反業務の取締に関する通達」	ネット金融リスク管理整理整頓活動グループ弁公室	ネットプラットフォームと各取引所が連携する違法、反則の業務展開を整頓し、2017年7月15日前に各取引所と連携して実施している政策のレッドラインを超える違法、反則の業務の増加を止める。
2017年8月	「ネット貸借情報仲介機構の業務活動情報披露の指導」	中国銀監会	4章28条から構成され、68個の公開事項が定義され、規範化されている。また、プラットフォームの公開事項は計63個の条文がある。
2017年9月	「ネット金融個体のネット貸借資金委託管理業務の規範」（意見聴取）	中国ネット金融協会	全文にわたり委託管理者の資質、業務管理、業務運営などの規範について、詳しく記述している。
2017年9月	「ネット金融個体のネット貸借資金委託管理システムの規範」（意見聴取）	中国ネット金融協会	5部から構成され、委託管理システム、例えば口座、資金、取引、標的管理などの機能性の要求及び取引情報安全性などの非機能性要求について、詳しく記述し、銀行がプラットフォームの標的の上限額を監督することも要求した。
2017年9月	「ネット金融 個体のネット貸借 貸借契約書の要素」（意見聴取）	中国ネット金融協会	ネット貸借業務の貸借契約書の必須要素を定めた。
2017年9月	「ネット金融 情報披露 個人ネット貸借」	中国ネット金融協会	運営機構に関する情報、プラットフォーム運営情報とプロジェクト情報公開の必須内容と要求を定め、計126個の条文で定めている。そのうち、必須公開事項は109個で、推奨公開事項は17個である。

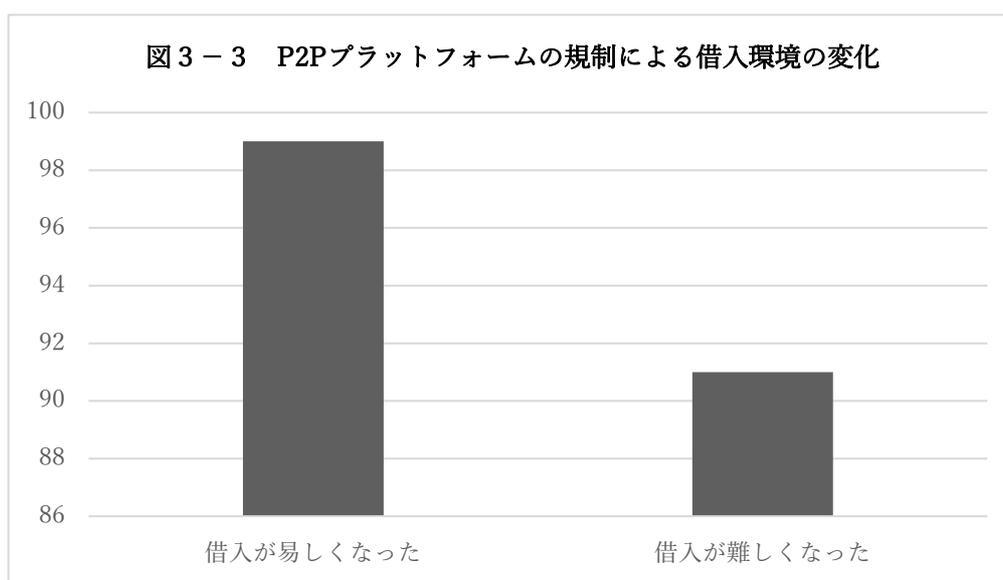
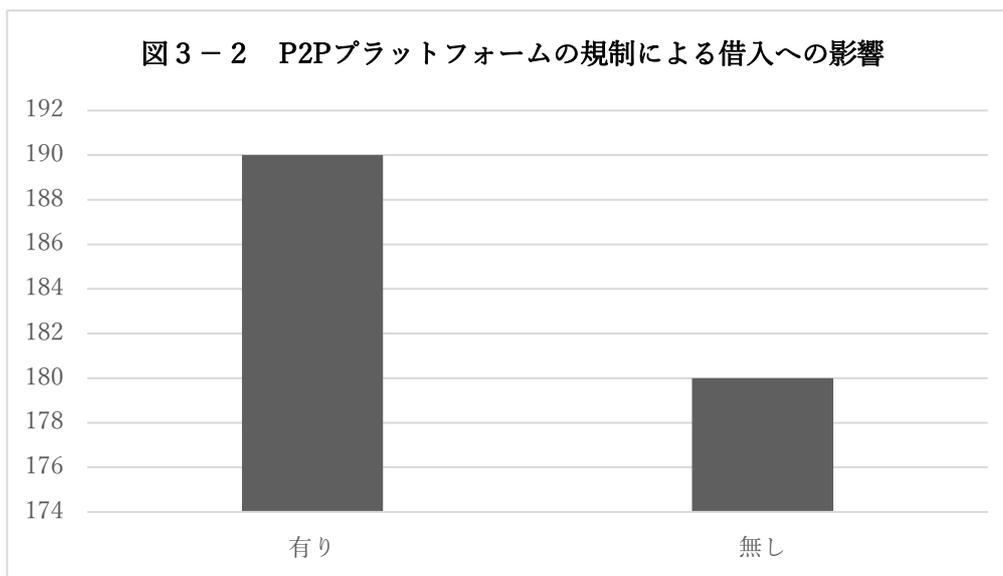
2017年11月	「ネット貸借の資金委託管理の評価活動の実施に関する通達」	ネット金融リスク管理整理整頓活動グループ弁公室、中国ネット金融協会	ネット貸借資金委託管理を展開し、尚且つ、オンラインネット貸借機構を持つ銀行を評価し、評価の原則、流れと範囲を明確にした。
2017年12月	「現金貸付業務を規範化する活動に関する通達」	ネット金融リスク管理整理整頓活動グループ弁公室、P2Pネット貸借リスク管理整理整頓活動グループ弁公室	P2Pプラットフォームが貸付の元金から先行して利息、手数料、管理費、保証金を控除する事と高額な期限超過利息、滞納金、ペナルティの設定を禁止し、銀行業金融機構がP2Pネット貸借資本に参加する事をマッチングしてはならない。前払い貸付、不動産の場外融資などの不動産購入融資のマッチング業務、明確の用途なしの貸借マッチング業務も禁止されている。
2017年12月	「P2Pネット貸借リスク管理の整理整頓活動の成果審査に関する通達」	P2Pネット貸借リスク管理整理整頓活動グループ弁公室	各省は2018年4月末までに所轄地区の主要P2P機構の登録を、6月末までに全部の機構の登録を完了させる。また、債権譲渡、デフォルト用予備金、資金委託管理などの重要な問題について、さらなる解釈説明を実施する。
2017年12月	「ネット金融個人ネット貸借合同要素」	中国ネット金融協会	ネット貸借業界の貸借契約の必須要素を規範化した。

出所：網貸之家の調査データにより著者作成

3.2 規制の影響についてアンケート調査の統計結果

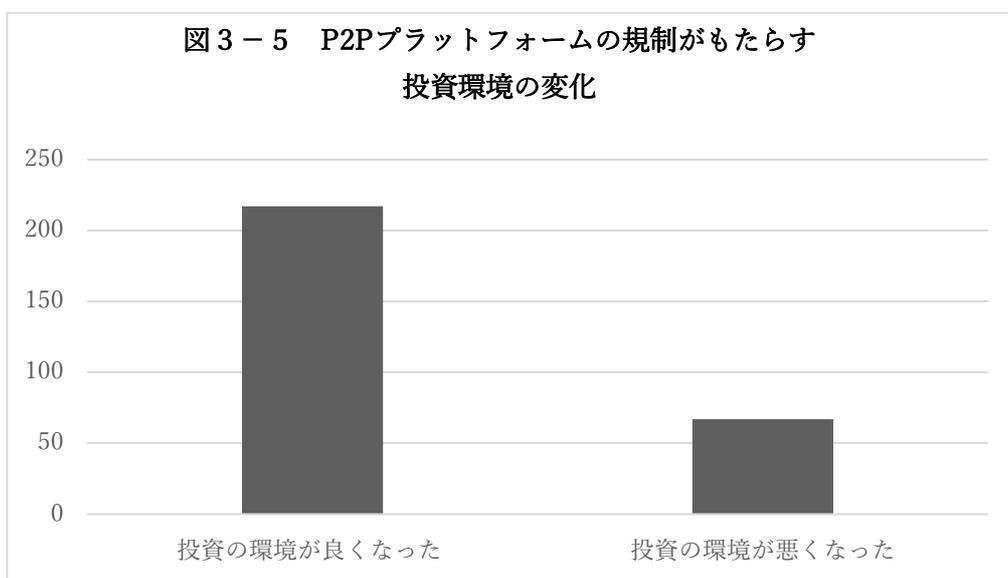
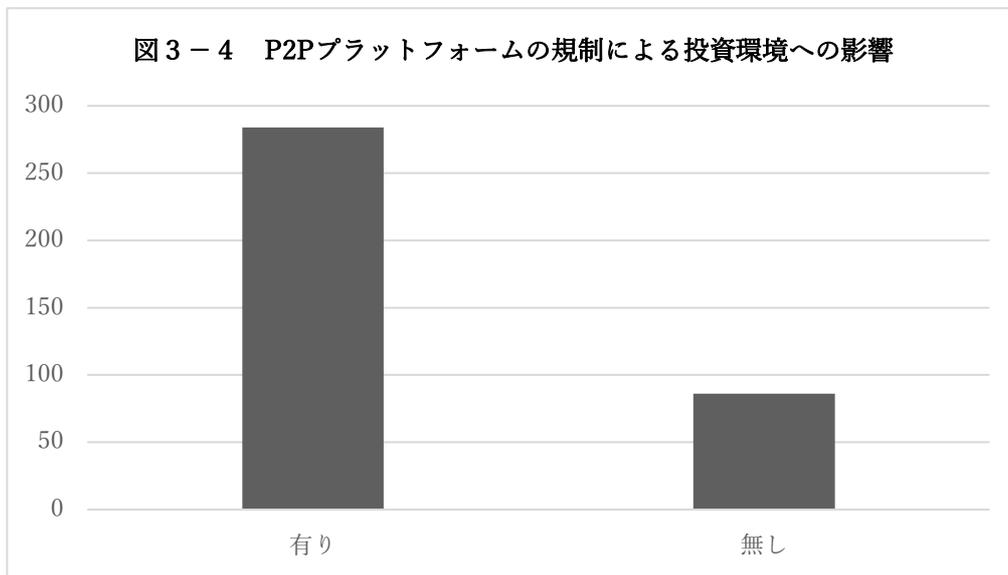
以上の背景を踏まえて、中国における P2P 貸出の実態と各種規制からの影響を評価するために、オンラインアンケート調査を実施した。具体的な調査方法は中国の大手 IT マーケティングリサーチ企業である iresearch 社を通じてウェブベースで実施した。アンケートの実施時期は、2018年12月～2019年1月にかけてであり、調査対象数（サンプル数）は740名である。そのうち、借手は370件（個人310人、企業60社）、貸手は370人である。以下では、政府による規制が借手と貸手に与えた影響について、回答結果の一部を紹介する。

まず、借手に対する規制の実施によって借手に「影響がある」と評価した調査回答は190件で全体の51%を占めたが、「影響がない」と評価している借手も180件で全体の49%を占めた（図3-2）。次いで、規制による融資環境の変化については、「借入れが容易になった」と評価した借手が99件で52%あったことに対して、対照的に「借入れが難しくなった」と評価した借手は91件で48%であった（図3-3）。これらの結果から、2016年から行われている規制強化が借手に与えた影響に関しては、肯定的な評価と否定的な評価では大きな差がないことが分かった。ただし、時間の経過と共に、両者の間に明確な差が生まれる可能性もある。



投資家に対しても近年のP2P規制強化の影響を尋ねた。「影響有り」という回答が284件で76%を超えているが、「影響無し」とする回答も86件で23%であった(図3-4)。ただし、質が良いプラットフォームへの規制の影響は比較的軽いと考えられるので、回答者にそうした良質なプラットフォームの利用者が含まれているという可能性もある。また、規制による影響の方向性を尋ねた質問に対しては、「投資の環境が良くなった」という評価が217件で全体の4分の3を超えている(図3-5)。このことから、質の悪い問題プラットフォームの淘汰を、多くの投資家が歓迎していることがわかる。他方で、残りの67件は全体の4分の1を占め「投資の環境が悪くなった」と評価している。これは、P2P

市場の規模が全体的に縮小することで、以前と比べ投資の選択肢が少なくなったことに起因すると推測できる。

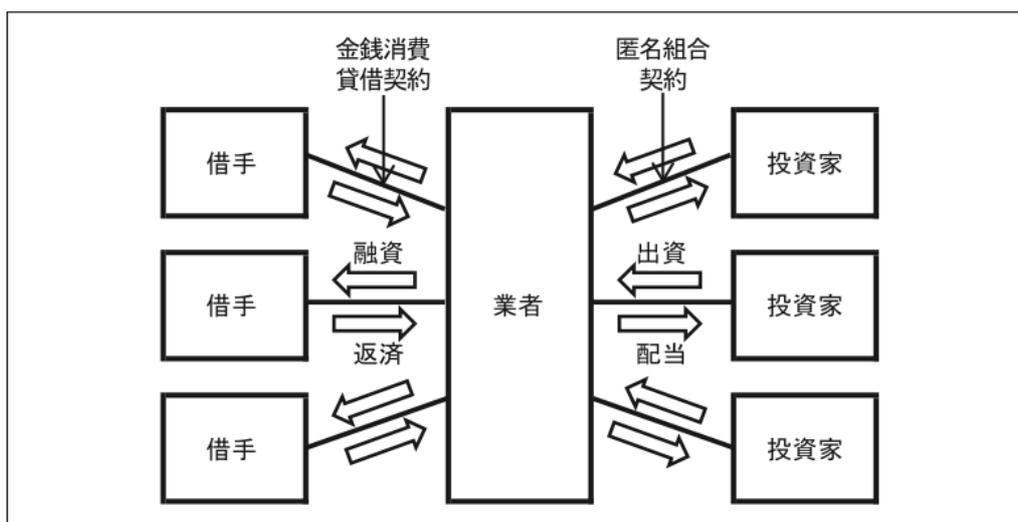


4 日本における P2P 市場の発展状況

4.1 日本における P2P レンディングの特徴

日本における P2P レンディングは、ソーシャルレンディングと呼ばれることが多い。Lin et al. (2013) では、友人関係のネットワーク上で貸借関係を行う peer-to-peer レンディングを、ソーシャルレンディングと近い用語で表現している。Emekter et al. (2010) はソーシャルレンディングの意味合いが強い P2P レンディングにおける、個人情報の保護の重要性について分析し、個人情報の公開内容が多いほど P2P プラットフォームで貸出利率が低くなるという結論を導いている。また、左光 (2018) では、日本の商法により P2P レンディングの定義が「P2P レンディング業者が、直接借手に融資をし、その原資は、投資家から商法で定める匿名組合契約に基づく出資により調達すること」であるとしている。すなわち、日本における P2P レンディングとは、匿名組合契約のもとで P2P レンディング業者が営業者として融資に関する業務を行い、投資家は匿名組員として営業者に対して出資を行うかたちとなる (図4-1)。これは、欧米及び中国の P2P レンディングと異なり、ソーシャルレンディングあるいは P2P レンディングを利用する際の、個人情報保護意識が高いことを意味する。そのような理由から、現在日本のソーシャルレンディング会社の利用者は少ないばかりか、ソーシャルレンディングに関する統計データも希少である。本節では、日本の代表的なソーシャルレンディング会社である maneo、SBI ソーシャルレンディング、クラウドバンクの三社の特徴について分析する。

図4-1 日本の P2P レンディングの構造



出所：左光 (2018) p. 117

4.2 日本における代表的企業

4.2.1 maneo

maneo マーケット株式会社は 2007 年 8 月に設立され、2008 年 10 月から金融サービスを開始した。サービス運営の仕組みは、maneo market という第二種金融商品取引業者がまず投資家との間に登録手続きを行い、次に maneo では出資の匿名組合出資契約を締結した上で、借手の貸付を行うような流れになる（図 4-2）。

図 4-2 maneo のサービス運営図



出所：maneo ホームページ

注目すべきは maneo が投資家からの手数料をゼロと設定しており、投資家も安心して利用できる点である。また、借手の信用情報審査は第三者の信用情報機構に委託される。2020 年 11 月の時点で成立したローン総額は累積で 1644 億円を超え、ユーザー数は 87719 人と日本最大規模のソーシャルレンディング会社となっている。また、maneo は保証会社付きのファンドもあるので、借手の倒産などデフォルトが発生した場合や、第三者の保証会社による保証が出来ない場合にも投資資金の返済できるようになっている。

4.2.2 SBI ソーシャルレンディング

SBI ソーシャルレンディングは SBI グループに属しており、2011 年 3 月からサービス開始している。2020 年 10 月末の時点では、融資残高 498 億円、ユーザー数は 58085 人となっている。投資分野としては不動産、エネルギーなどが挙げられる。ファンドの特徴としては、少額の 1 万円から投資可能で、利回りは 2.5%~5%の不動産投資ファンドがあり、少額で低リスクのファンド投資も可能である。投資家にとって maneo と比べて手数料かかるため、低金利のファンドで投資する場合は全体的な収益率が下がると推測できる。その場合、他のファンドの組合やポートフォリオ投資を行うことが可能である。また、不動産投資に関する全

出資額（供給）が借入額（需要）を上回る場合は、余剰分の出資金を同種の次回以降のファンドへと自動的に繰り越す「ロールオーバー」で資金を回すことができるので、資金の有効運用に繋がる。一方、借手に担保・保証（連帯保証）も必要であるため、中国における P2P レンディングのように、少額かつ迅速な資金調達を期待することはできない。

4.2.3 クラウドバンク

クラウドバンクは 2013 年 12 月にサービスの提供を開始し、投資分野としては不動産、エネルギーなどが挙げられる。クラウドバンクは日本クラウド証券株式会社に属し、証券会社（第一種金融商品取引業者）が提供するクラウドファンディングサービスを提供する。2020 年 11 月末の時点で、累積応募金額は 1169 億円を超え、日本のソーシャルレンディングの代表的存在である。SBI ソーシャルレンディングと同様に、1 万円からの少額投資が可能であり、平均利回りは 7.09%と高く設定されているが、元本保証がないことがデメリットである。そのため、投資リスクはすべて投資家自身が負担することになる。ちなみに、第 3 節で説明したように、中国の P2P レンディングは基本的には保証金体制か、第三者の保険会社などにより資金返済が保証されている。そのほかにも、クラウドバンクは日本の他のソーシャルレンディング会社と比べ投資期間が長いファンドが多く、投資資金は短期での流動性が低い。

上記の 3 社以外にも、日本における P2P レンディングを運営している主体として、ソーシャルレンディング AQUISH という会社も存在しているが、2018 年 6 月 1 日から匿名組合新規募集を全て中止している。

5 結論

本論文は中国における P2P レンディング市場の発展状況、融資形式、政府による規制強化および規制の影響を中心に調査・研究を行った。特に、中国における P2P レンディング市場は、2012 年から 2018 年までに著しく発展した。また、2018 年から現在にかけて、中国の P2P レンディング市場は健全化に向けて政府による規制強化が行われるに至った。そのため、P2P レンディング市場の規模や取引量、貸出残高は縮小する傾向にあるが、著者は P2P レンディングが伝統的金融機関の発展にとって良い参考になると考える。特に、金融技術の応用で従来型融資が困難な零細・中小企業への融資が実現可能になることから、P2P レンディング形式の意義を強調したい。また、中国における様々な P2P レンディングのビジネス・モデルの展開も、融資方法の多様化として研究の価値がある。

一方で、中国と比べ日本における P2P レンディング市場は中国ほど発展しているとは言い難い。また、投資分野は事業者向けの不動産担保付きやエネルギー分野に偏り、零細・中

小企業向けのオンライン資金調達・信用情報審査には力を入れていない。投資家からの資金調達はオンライン形式で行われているが、借手への資金貸付は主にオフライン形式で行われている。また、著者は投資家が匿名組合契約のもとで匿名組員として P2P レンディング業者に対して出資を行うという現在の形式のもとでは、オンライン P2P プラットフォームが持つ潜在的な力を十分に発揮できないのではないかと考える。中国における P2P レンディング市場では、新しい融資形態が誕生してから発展期を経験し、その後問題点に対して規制などを行い健全化の方向に舵を切るケースが多い。一方で、日本では新しい融資形式に最初から慎重な態度で対応している。このような慎重な態度は金融市場のリスクを軽減する効果があるかもしれないが、新しい融資形式や技術を体験する貴重なチャンスも失う。日本政府は P2P レンディング市場あるいは P2P レンディング企業への規制を若干緩めた方が、P2P レンディングのような融資形式を伝統的金融の有益な補助として、零細・中小企業への融資活動に役立てられると考える。そのためにも、日本政府は今後も日本における P2P レンディング市場の変化に注目すべきである。

最後に、本研究ではコロナ禍による影響により、今年度に予定していた中国国内での P2P レンディング市場の現地調査や、新たなデータ収集などを中断したが、今後も P2P レンディング市場の調査研究と、中小企業金融への融資効果の検証を継続する予定である。

参考文献

- 【1】 「2017年中国ネット借貸業年報」，網貸之家，<https://www.wdzj.com>，2020年10月閲覧。
- 【2】 「2018年中国ネット借貸業年報」，網貸之家，<https://www.wdzj.com>，2020年11月閲覧。
- 【3】 「2019年中国ネット借貸業年報」，網貸之家，<https://www.wdzj.com>，2020年11月閲覧。
- 【4】 大西知彦，「景気予報 2019年度夏号」，株式会社商工中金経済研究所
- 【5】 王家卓，徐紅莉編，(2016)，『中国網絡借貸業ブルーブック』。
- 【6】 左光敦(2018)，「P2P レンディング仕組みと法規制：英国の P2P レンディング規制を中心に」，『金融研究』 37(1)，pp. 109-152.
- 【7】 「中国網絡借貸業研究報告」(2017)，鳳凰網・WEMONEY・iResearch.
- 【8】 『中国 P2P 借貸サービス業白書』，零壹研究院，2013年～2015年版.
- 【9】 劉，地主，藤原 & 劉亜林.(2019)「中国 P2P レンディング市場の最新動向の調査報告—インターネット金融協会，P2P プラットフォーム，資産運用会社のヒアリング調査から見た中国フィンテック業界の今後について—」，Graduate School of Business Administration, Kobe University, Discussion Paper Series (2019-27).
- 【10】 劉，地主，藤原.(2019)「中国 P2P 貸出市場の現状に関する考察—現地アンケート調査の結果から—」，国民経済雑誌，220(2)，1-23 頁.
- 【11】 劉，地主，藤原.(2018)「中国 P2P レンディング市場の動向と第 3 者決済市場の実態調査」，Graduate School of Business Administration, Kobe University, Discussion Paper Series (2018-14).
- 【12】 劉，地主，藤原.(2017)「中国 P2P レンディング市場の動向と実態調査」，Graduate School of Business Administration, Kobe University, Discussion Paper Series (2017-21).
- 【13】 呂明霞，伍旭川，王正衛主編，(2019)『亜州金融科技發展報告』，北京，中国金融出版社
- 【14】 Lin, M., Prabhala, NR., & Viswanathan, S. (2013) “Judging Borrowers by the Company They Keep: Friendship Networks and Information Asymmetry in Online Peer-to-Peer Lending”, *Management science*, 59, No. 1, pp. 17–35.
- 【15】 Milad, M., & Aksakalli, V. (2015) “Risk assessment in social lending via random forests”, *Expert Systems with Applications* 42, pp. 4621–4631.

邦銀の海外進出におけるドル調達問題

山口大学 経済学部
山本 周吾

目次

1. はじめに
 2. カバー付き金利平価とドル調達コスト
 - 2-1. カバー付き金利平価
 - 2-2. ドル調達コスト
 3. 銀行部門のドル建てネットポジションとドル調達コスト
 - 3-1. 仮説
 - 3-2. Gregory-Hansen モデル
 - 3-3. 実証分析の手順
 4. 実証結果
 5. 実証結果の解釈：日本とオーストラリアのドル調達コストの違い
 6. 政策提言：ドル調達コストのために日本はどうすべきか
 7. 結論
- 参考文献

1. はじめに

新型コロナ危機でドル調達コストが高騰したが、FRB による日本銀行への緊急ドル支援は記憶に新しい。2008 年の世界金融危機以降、グローバル流動性の主要な供給源は銀行部門からドル建て債券に移行した。同時に、金利平価の裁定取引の機能が低下して、邦銀のドル調達が不安定になった。本研究では、グローバル流動性のアベイラビリティに着眼して、ドル調達コストの高騰について検証する。具体的には、1980 年代のバブル経済の時期では、ドル建て債券の発行能力を有していたが、現在はそれが失われている。その結果、邦銀は不安定な米国短期金融市場と為替スワップ市場への依存度を高めて、ドル調達能力が低下したのではないか。本研究ではこの独自の仮説を検証し、邦銀の海外展開に向けての新たな政策を提言する。

ドル調達コストとカバー付き金利平価は密接に関係している。そして、国際金融論の分野でカバー付き金利平価は最も重要なトピックスである。詳細は次節の第 2 節で述べるが、カバー付き金利平価では裁定取引の結果、自国通貨建て資産で運用した場合の将来価値と、外国通貨建て資産で運用した場合の自国通貨ベースでの将来価値が等しくなる。図表 1 に日本とオーストラリアのカバー付き金利平価からの乖離を示した¹。本図表より、金利平価は 2008 年の世界金融危機以降（以下、世界金融危機）、乖離が大きくなり、成立していないことが確認できる。また、カバー付き金利平価からの乖離はドル調達コストも表すので、図表のプラスの領域はドル調達コストが高く、マイナスの領域は逆にプレミアムが得られる²。なぜ日本でドル調達コストが高騰したのだろうか。逆に、なぜオーストラリアでドル調達プレミアムが発生したのだろうか。この非対称性の解明が本研究の第 1 の目的である。

そして、本研究の第 2 の目的は、そのメカニズムの解明によって、国際通貨であるドルを如何にして安定的に調達できるか、という手段について考察する。とりわけ、世界金融危機や新型コロナ危機等によって国際金融市場で大きなショックが発生すると、ドルの短期金融市場や為替スワップ市場の機能が停滞する。すると、これらの市場にドル調達を大きく依存している邦銀に大きなダメージが及んでしまう。この不安定性を解消することが邦銀の海外進出にあたって極めて重要である。

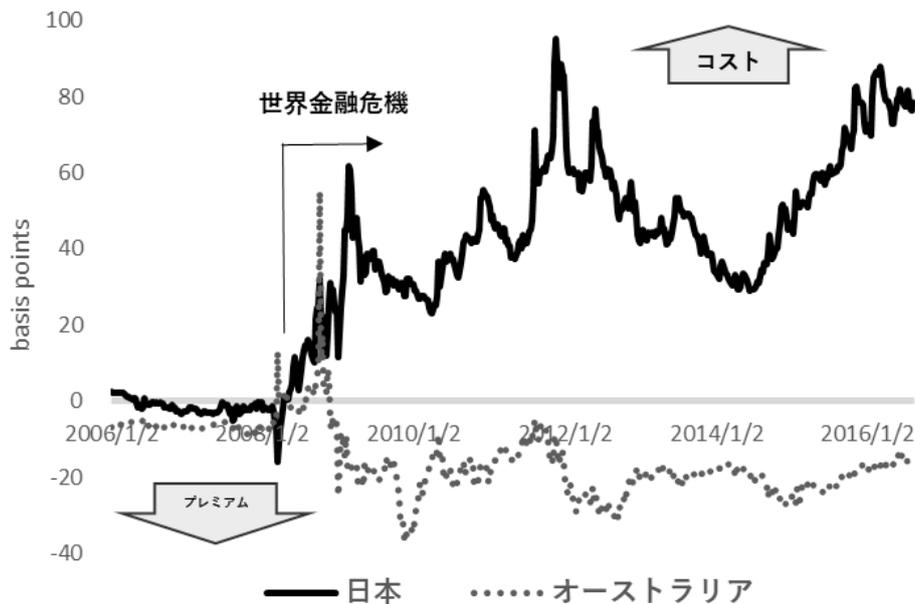
本稿の構成は以下の通りである。第 2 節でカバー付き金利平価とドル調達コストについて説明する。第 3 節で、銀行部門のドル建てネットポジションとドル調達コストの関係について実証分析を行う。そして、使用する実証分析の手法である Gregory-Hansen モデルつ

¹ 図表のデータは $(1 + i_t^{JP \text{ or } AU}) S_t / F_t - (1 + i_t^{US})$ を基に算出した。記号の詳細については後述の第 2 節を参照せよ。なお、JP は日本、AU はオーストラリアを表している。

² 脚注 1 の式によると、邦銀にとっては左辺の $(1 + i_t^{JP}) S_t / F_t$ はドル調達コストを表し、右辺の $(1 + i_t^{US})$ はドル建て資産の収益を表す。よって、 $(1 + i_t^{JP}) S_t / F_t - (1 + i_t^{US})$ が正であれば、ドル調達コストが上回っていることを意味している。この議論は服部 (2017) がわかりやすくまとめている。

いて説明する。第4節で実証結果について述べる。第5と6節で実証結果から邦銀の取るべき戦略について議論する。最後の第7節で結論を述べる。

図表1 カバー付き金利平価からの乖離及びドル調達コスト



出所：Borio et al. (2016) の Graph 1, BIS Quarterly Review September 2016, https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt1609e.htm, (参照 2020-11-20).

2. カバー付き金利平価とドル調達コスト

2-1. カバー付き金利平価

カバー付き金利平価について簡単に解説しよう。国際資本移動が自由であれば、国境を越えて異なる通貨や資産に自由に投資できる。例えば、日本で円建て資産の金利が1%、米国でドル建て資産の金利が5%であったとする。すると、人々は利益を得るために金利の低い日本ではなくて、金利の高い米国で運用しようとする。これを裁定行動という。この裁定行動の結果、現在と将来の為替レートが調整されて、日本と米国の資産収益率は等しくなる。これを以下で見たい。日本の円建て資産の金利を i_t^{JP} (%)、米国のドル建て資産の金利を i_t^{US} (%) とする。日本を JP、米国は US と添え字で表記している。為替レートに関しては、表示方式が2通りあり、1つ目は「自国通貨建て」、2つ目は「外国通貨建て」である。「自国通貨建て」は、外国通貨1単位を基準に自国通貨で何単位に相当するかを表示する方式であり、例えば、1ドル=100円というように表示される。本論文ではこの「自国通貨建て」の表記を使用し、それを S_t とする。すなわち、1ドル = S_t 円である。最後に、将来の為替リスクをヘッジするための為替先渡レートを F_t とする。

ここからはカバー付き金利平価モデルについて式を基に見たい。なお、以下では説明

の単純化のために運用日数は考慮していない。想定する事例は日本人の投資家が1円をドル建て資産で運用する場合である。最初に、現在のt時点において円をドルに交換する。現在のt期の為替レートは1ドル= S_t 円であるので、1円をドルに交換した場合、 $1/S_t$ ドルとなる。これをドル建て資産の金利、 i_t^{US} で運用した場合、金利収入も含めたドル建て資産の将来額は $(1/S_t) \times (1 + i_t^{US})$ ドルとなる。投資家が日本人なので最終的には円に交換しないといけない。そこで、将来の1期先の為替レートである1ドル= F_t 円を使用して円に交換する。すなわち、将来のドル建て資産額である $(1/S_t) \times (1 + i_t^{US})$ に F_t を乗じる必要がある。最終的に、ドル建て資産の将来額は円に換算すると $(F_t/S_t) \times (1 + i_t^{US})$ 円となる。

ここで、日本の投資家は米国のドル建て資産の予想収益率と日本の円建て資産の収益率を比較する。すなわち、先述した $(F_t/S_t) \times (1 + i_t^{US})$ と、円建て資産の収益率である $1 + i_t^{JP}$ を比較する。国際資本移動が自由であれば、収益率が低い国から高い国へ資本移動が発生する。その結果、裁定取引によって両国の資産収益率は等しくなり、 $1 + i_t^{JP} = (F_t/S_t) \times (1 + i_t^{US})$ の関係が成立する。これをカバー付き金利平価モデルと言う。

資本移動が完全に自由であり、カバー付き金利平価の乖離による利鞘の獲得を目的とした裁定取引が完全に行われるのならば、カバー付き金利平価は成立する。実際に、前述の図表1より、世界金融危機以前ではカバー付き金利平価からの乖離はほぼゼロ近辺であり、直感的にカバー付き金利平価が成立していることが示されている。すなわち、カバー付き金利平価からの乖離が発生すると、投資家は為替リスクなしで利鞘を稼げるので、速やかにカバー付き金利平価が成立するように調整が発生するのである。しかし、世界金融危機以降、上述した裁定取引は機能しなくなったことが、同じく前述した図表1に示されている。そして、このカバー付き金利平価からの乖離は現在も進行している。これは日本に限ったことではなく、その他の国々でも見られる現象である。詳細はBorio et al. (2016)を参照されたい。

2-2. ドル調達コスト

カバー付き金利平価からの乖離とドル調達コストには密接な関係があるので、これを見ていこう。詳細は安藤(2012)を参照されたい。通常、為替リスクを回避する場合、為替スワップを利用することが一般的である。為替スワップは、為替先渡レートと為替直物レートの組合せで為替リスクをヘッジする方法である。為替スワップを利用すると、円をドルに転換する、すなわち、ドル転するためのコストは $(1 + i_t^{JP})(S_t/F_t)$ となる。そして、ドル資産に投資する収益は $1 + i_t^{US}$ となる。この仕組みを利用すると為替リスクをヘッジしながら裁定取引ができるので、ドル転コストとドル資産の収益が等しくなる。その結果、カバー付き金利平価が成立するのである。

しかし、前述したように世界金融危機以降にカバー付き金利平価が成立しなくなった。すなわち、米国の金融規制の導入等で裁定取引が機能しなくなったために、日本のケースでは $(1 + i_t^{JP})S_t/F_t > (1 + i_t^{US})$ の状況が恒常的に成立している。よって、邦銀のドル調達コスト

である $(1 + i_t^{JP})S_t/F_t$ が高止まっている。逆に言うと、ドルを豊富に保有している米国の銀行は為替リスクなしに $1 + i_t^{US}$ のドル調達コストで $(1 + i_t^{JP})S_t/F_t$ の収益を得ることができる。すなわち、 $(1 + i_t^{JP})S_t/F_t > (1 + i_t^{US})$ のために、米国の銀行部門は為替リスクなしに収益を得ることができる。しかし、金融規制の導入等によって裁定取引が妨げられている。

それでは、次節でこのカバー付き金利平価の乖離、あるいは、ドル調達コストの高騰はどのような要因によって影響されるのかを実証分析しよう。

3. 銀行部門のドル建てネットポジションとドル調達コスト

3-1. 仮説

なぜカバー付き金利平価から乖離するようになったのだろうか。ドル調達コストが高くなるということは、前述したように $(1 + i_t^{JP})S_t/F_t > (1 + i_t^{US})$ の関係式が成立することである。この要因は時期によって異なることが Du et al. (2018) によって指摘されている。2008年の世界金融危機の直後では国際金融市場が大きく動揺しているので、為替リスクなしに利益が得られるとしても、信用リスクに過敏になっているので裁定取引が妨げられたのである。

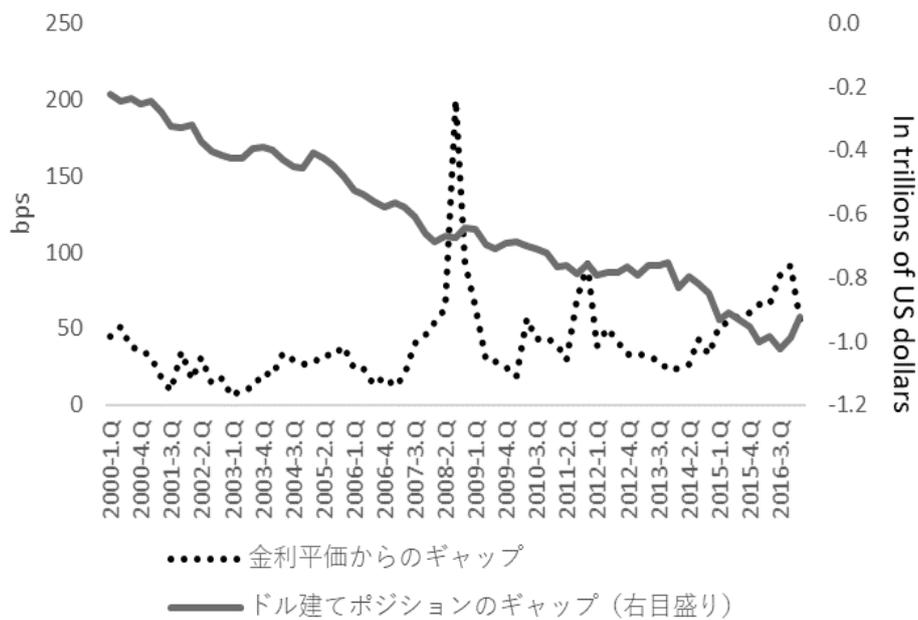
しかし、世界金融危機がひと段落すると、国際通貨であるドルに対する強い需要が主な要因になったことが前述の Du et al. (2018) によって指摘されている。特に、日本国内は1990年のバブル崩壊以降、経済が長期に亘って低迷している。さらに、少子高齢化や地方経済の衰退などによって、国内には有力な借手が減少している。そのために、特に規模が大きいメガバンクを中心に国外向けの貸出を増加させており、ドル建ての債権が急増している。よって、ドルの調達が急務となっているが、邦銀のドル建て債務はそれに追いついておらず、大きなギャップが生じている。為替リスクを削減するためにも、ドル建て債権と債務をスクエアしなければならず、このギャップを為替スワップ市場などで調達している。このため、為替スワップ市場に大きな負担がかかっていることが Borio et al. (2017) によって指摘されている。裁定取引が円滑に機能すれば、ドル建て資産と負債のギャップはカバー付き金利平価からの乖離を伴わずに解消できる。しかし、世界金融危機の発生や、米国の金融規制の導入によって裁定取引が困難になると、ドル建てポジションのギャップはカバー付き金利平価からの乖離に影響を及ぼすようになったのではないかと。本稿ではこの仮説を検証する。

実証分析を始める前にこの2つのデータを図表2より見ていこう。カバー付き金利平価からの乖離を計算する時に日米のそれぞれの国債金利を使用した。金利と先渡しレートの期間は1年である³。ドル建てポジションのギャップは Borio et al. (2017) を基に算出した。まず、為替リスクをヘッジするために、米国以外の銀行部門はオンバランスのドル建ての資

³ 実証結果の頑健性のため3か月物と3年物で同様の分析を行った。結果を先取りすると、1年物と同様の実証結果を得ることができた。データの出所は Du et al. (2018) の Data Appendix である。

産と負債のギャップを、オフバランス取引の為替スワップによって埋めることを仮定している。よって、このオンバランスのドル建て資産と負債の差額を計算することによって、オフバランスの為替スワップの利用額を推計することができる。本稿ではこれをドル建てポジションのギャップと定義した⁴。なお、データのサンプル期間は 2000 年第 1 四半期から 2017 年第 1 四半期である。

図表 2 日本のカバー付き金利平価からの乖離とドル建てポジションのギャップ



出所：

- ①カバー付き金利平価からの乖離は Du et al. (2018) の Data Appendix.
- ②ドル建てポジションのギャップは Borio et al. (2017)の Graph 5, BIS Quarterly Review September 2017, https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt1709e.htm, (参照 2020-11-20).

この図表より、全期間を通じてほぼ一定のペースでドル建てポジションのギャップが負の方向に拡大していることが示されている。カバー付き金利平価からの乖離、すなわちドル調達コストは 2008 年以前はほぼゼロ近傍で推移している。しかし、世界金融危機直後に大きく上昇して、それ以降も高止まりが続いている。よって、2008 年以前ではドル建てポジションのギャップはカバー付き金利平価からの乖離に影響を及ぼさなかったのではないか。しかし、2008 年以降に、世界金融危機や、米国の金融規制の導入によって裁定取引が困難になると、ドル建てポジションのギャップはカバー付き金利平価からの乖離に影響を及ぼすようになったのではないか。

⁴詳細はBorio et al. (2017)を参照。なお、データの出所はこの文献のGraph 5である。

本稿ではこの仮説を実証分析を用いて検証する。このように、2008年頃の構造変化を考慮すると、ドル建てポジションのギャップとカバー付き金利平価からの乖離には安定した関係があることが考えられる。これを実証的に検証するためには、構造変化を考慮した共和分分析である Gregory-Hansen モデルが最も望ましい。以下ではこの Gregory-Hansen モデルの概要について簡単に述べる。

3-2. Gregory-Hansen モデル

まず、カバー付き金利平価からの乖離 (CIP_DEV) とドル建てポジションのギャップ (DOLLAR_GAP) の関係を表した (1) 式の安定性を検証する。

$$CIP_DEV_t = \mu + \alpha * DOLLAR_GAP_t + e_t \quad (1)$$

μ は定数項、 e_t は誤差項である。 α はカバー付き金利平価からの乖離とドル建てポジションのギャップの関係の強さを表す係数である。実証分析の手順としては、第 1 ステップでは、(1) 式はカバー付き金利平価からの乖離とドル建てポジションのギャップとの間の長期的な関係を表す式なので、この式が共和分関係にあるかどうかを検定する。第 2 ステップでは、世界金融危機に構造が変化したことが考えられるので、(1) 式に構造変化を考慮した共和分検定である Gregory-Hansen test を行う。そして、構造変化時点の前後の期間で係数 α を推計する。

3-3. 実証分析の手順

ここでは、カバー付き金利平価からの乖離とドル建てポジションのギャップの関係の安定性を検定するために、通常残差ベースの共和分検定 (Engel-Granger test) と、構造変化を考慮に入れた残差ベースの共和分検定である Gregory-Hansen test の 2 種類を行う。そして、構造変化を考慮した共和分関係が実証されれば、構造変化の前後の係数 α を推定する。

Gregory-Hansen test は大別すると、構造変化の時点において定数項がシフトする Level Shift Model (C) と、定数項と傾きの両方がシフトする Regime Shift Model (C/S) の 2 種類がある。まず、構造変化のダミー変数 ($\phi_{t\tau}$) を (2) 式のように定義する。

$$\phi_{t\tau} = \begin{cases} 0 & \text{if } t \leq [T\tau] \\ 1 & \text{if } t > [T\tau] \end{cases} \quad (2)$$

構造変化の候補時点である $\tau \in (0.15, 0.85)$ に対して、 $t \leq [T\tau]$ は構造変化以前の時点を表し、 $t > [T\tau]$ は構造変化以降の時点を表す。Level Shift Model の構造変化の定式化は (3) 式の通りである。これは構造変化の時点で定数項がシフトしたことを表している。

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 \phi_{t\tau} + \alpha_1 x_t + e_t \quad (3)$$

次に、Regime Shift Model の構造変化の定式化は (4) 式の通りである。これは構造変化の時点で定数項と係数の傾きの両方が同時にシフトしたことを表している。

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 \phi_{t\tau} + (\alpha_1 + \alpha_2 \phi_{t\tau}) x_t + e_t \quad (4)$$

なお、 μ_1 と α_1 は構造変化の時点以前の定数項と係数であり、 μ_2 と α_2 は構造変化の時点以降の定数項と係数である。帰無仮説は「共和分は存在しない」であり、対立仮説は「構造変化を伴う共和分関係の存在」である。Gregory and Hansen はこれを検定するために、ADF (Augmented Dickey-Fuller) 検定統計量を計算する方法を提案している。具体的には、対象となる式をそれぞれの時点ごとに逐次的に OLS で推定して残差を求めて、それぞれに単位根検定を行う。その際、全ての検定ごとに最適なラグ次数を選択しており、検定等計量は通常の ADF 統計量を適用できないため Gregory and Hansen (1996) の臨界値を用いる。その結果、逐次的に得られる統計量 $ADF(\tau)$ は τ に依存し、その値が最小となる時点を構造変化時点とし、これを ADF^* と定義する。

4. 実証結果

事前検定としてカバー付き金利平価からの乖離とドル建てポジションのギャップの 2 つの変数の定常性について検定を行った。単位根検定は ADF 検定を用い、帰無仮説は「単位根は存在する」であり、両検定とも定数項を含んでいる。図表 3 にそれぞれの変数の単位根検定の結果が記載されている。ドル建てポジションのギャップである $DOLLAR_GAP$ はレベルに関して ADF 検定は帰無仮説を棄却できなかったが、1 階の階差をとると両検定は全て帰無仮説を棄却したので、この変数は $I(1)$ であると言える。カバー付き金利平価からの乖離を表す CIP_DEV はレベルと 1 階の階差をとっても全て帰無仮説を棄却した。よって、この変数は $I(0)$ であると言えるが、そのまま分析を続けることにする。

次にこれらの変数間に共和分関係が認められるかを、(1) 式を Engel-Granger test によって検定した。なお、ここでは世界金融危機の影響を考慮するために 2008 年の第 1 から第 4 四半期までを 1 と置き、それ以外の時期を 0 と置いたダミー変数を式 (1) 式に追加して推定した。ここでは (1) 式の残差を ADF 検定によって単位根検定した。実証結果は図表 4 の Engel-Granger の項目に記載されており、「共和分は存在しない」とする帰無仮説を棄却することができた。しかし、(1) 式を Stock and Watson (1993) の Dynamic OLS で全期間を

推計すると、係数 α は有意ではなかった⁵。有意であったのは世界金融危機を表すダミー変数のみであった。よって、ドル建てポジションのギャップとカバー付き金利平価からの乖離には、本源的に共和分関係にない、とする解釈と、構造変化によってそれが検出できなかった、とする解釈の2通りができる。本稿では推定した(1)式に構造変化が発生した後者の可能性を考慮した。

図表3 単位根検定

		Intercept	Intercept & Trend
DOLLAR_GAP	Level	-1.196 (0)	-2.943 (0)
	1st differ	-4.313*** (4)	-4.294*** (4)
CIP_DEV	Level	-4.172*** (0)	-4.649*** (0)
	1st differ	-10.673*** (0)	-10.605*** (0)

(注) ***、**、* は1%、5%、10%の有意水準で帰無仮説が棄却されることを表す。ADFのラグ次数はAICに基づいており(最大次数は4)、括弧内にラグ次数が記されている。

次に、構造変化を考慮に入れた共和分検定である Gregory-Hansen test を行った。前述の図表4の Gregory-Hansen の Level Shift の項目を見ると、Level Shift Model では構造変化が発生したとされる時点は2014年第3四半期を示して、「共和分はない」とする帰無仮説をADF検定において棄却した。次に、定数項だけでなく係数 α も構造変化した可能性を考慮して、より包括的な Regime Shift Model を推計した。同じ図表4より、Regime Shift の項目では構造変化が発生したとされる時点は2008年第1四半期を示して、ADF検定は有意水準1%で帰無仮説を棄却した。また、図表5にそれぞれの時点における $ADF(\tau)$ が示されており、その最小値が構造変化の時点である。したがって、カバー付き金利平価からの乖離とドル建てポジションのギャップの間には Regime Shift Model を考慮に入れると共和分関

⁵ Stock and Watson (1993) は、システムを構成する各変数が単独では非定常であるが、共和分であるようなシステムにおいて、長期均衡もたらずパラメータを推定する方法を提案した。この手法は、説明変数の変化についてラグ付き先行値を入れることによって、説明変数に関して起こりうる同時性のバイアスを修正しており、特に小標本において最も頑健な方法となっている。

⁶ この推計結果は図表には示していない。*DOLLAR_GAP*の係数 α は-53.277で標準偏差は116.092で有意でなかった。

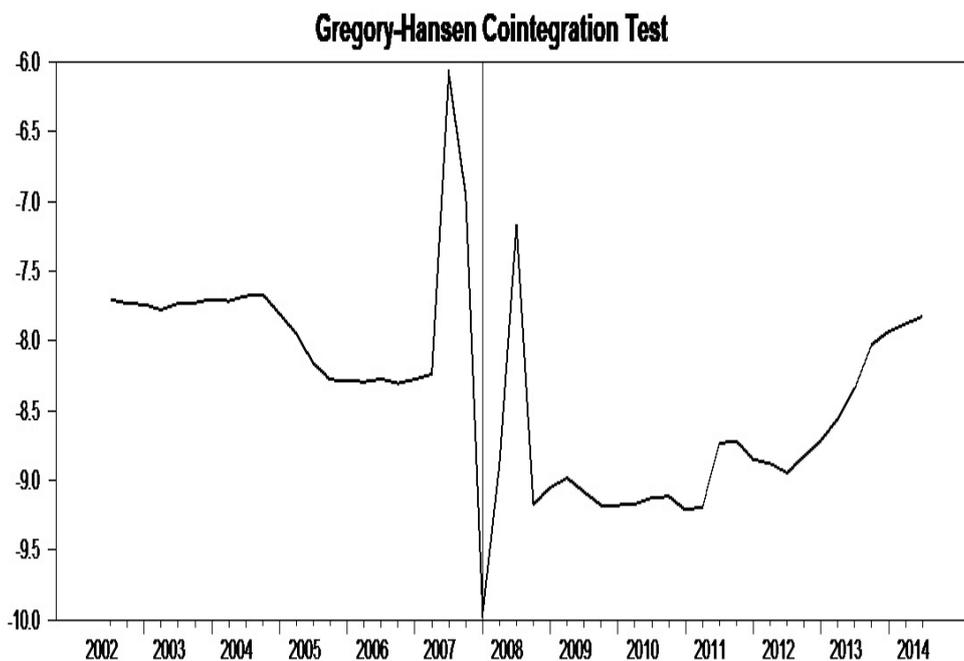
係が成立することが実証された。

図表4 共和分検定 (Engle-Granger test と Gregory-Hansen test)

	Engle-Granger	Gregory-Hansen level shift (C)	Gregory-Hansen regime shift (C/S)
Break point	—	2014:03	2008:01
ADF	-6.988*** (0)	—	—
ADF*	—	-7.560*** (0)	-9.953*** (0)

(注) ***, **, * は 1%、5%、10%の有意水準で帰無仮説が棄却されることを表す。ADF* は ADF 統計量の最小値である。ADF 検定のラグ次数は AIC に基づいており (最大次数は 4)、括弧内にラグ次数が記されている。Engle-Granger、Gregory-Hansen level shift (C) 及び Gregory-Hansen regime shift (C/S)のそれぞれのモデルには定数項とトレンドが含まれている。なお、Gregory-Hansen test の regime shift model (C/S) の 1%、5%、10%の臨界値は-6.450、-5.960、-5.720 である。

図表5 Regime Shift の逐次的に得られる統計量 $ADF(\tau)$ と構造変化の時点



(注) このグラフはそれぞれの時点における $ADF(\tau)$ を示している。 $ADF(\tau)$ の最小値が構造変化の時点でありグリッド線によって強調されている。

以上より、2008 年第 1 四半期にカバー付き金利平価からの乖離とドル建てポジションの

ギャップの関係が構造変化して、傾きと定数項のシフトが実証されたが、これによって係数 α はどう変化したのだろうか。以下では期間別の (1) 式に前述した Stock and Watson (1993) の Dynamic OLS を用いて、構造変化の前後の共和分パラメータを推定した。推定結果は図表 6 に示されており、構造変化以降は係数 α は-15.558 から-170.148 へと増加したことが実証された。さらに、構造変化以前では係数 α は有意ではなかったが、構造変化以降に有意になった。つまり、カバー付き金利平価からの乖離とドル建てポジションのギャップの関係は 2008 年第 1 四半期に構造変化して増加したと言える。

図表 6 共和分回帰の結果 (Dynamic OLS)

	2000:01-2008:01	2008:01-2017:01
世界金融危機ダミー	18.005 (88.979)	117.761*** (22.300)
coefficient α	-15.558 (64.588)	-170.148*** (50.590)

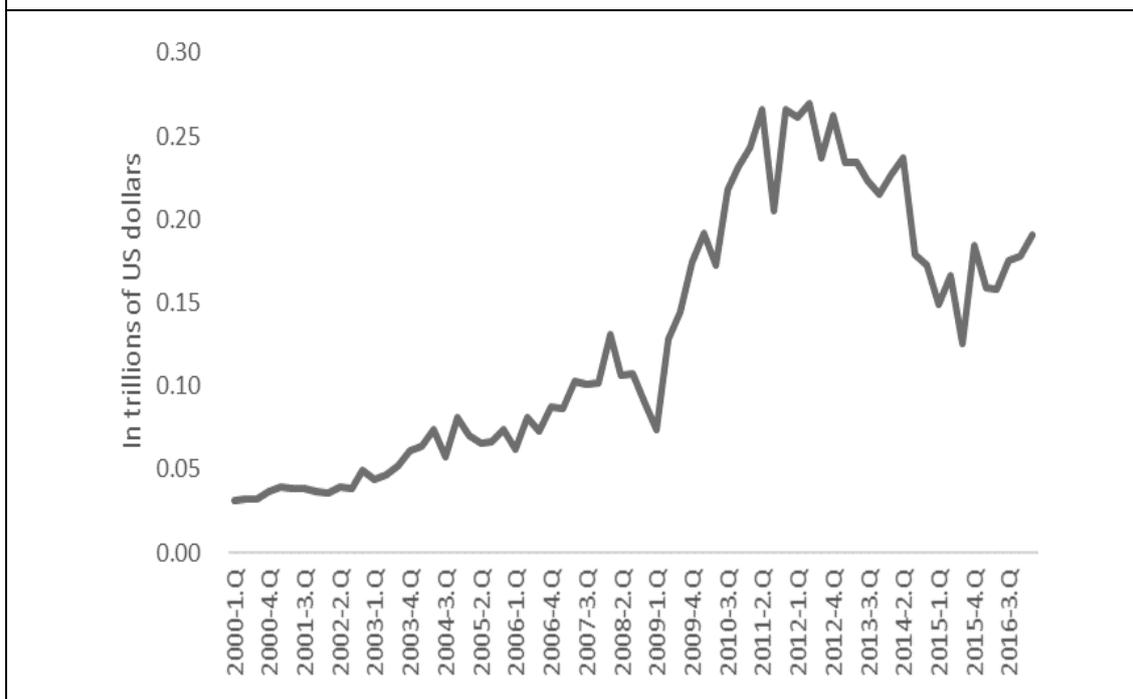
(注) ***、** は 1%、5% の有意水準で帰無仮説が棄却されることを表す。標準偏差は括弧内に記されている。

5. 実証結果の解釈：日本とオーストラリアのドル調達コストの違い

以上の実証分析によって、日本のカバー付き金利平価からの乖離、及びドル調達コストの高騰には、米国の金融規制の導入とドル建てポジションのギャップの組合せが重要であることを明らかにした。つまり、ドル建てポジションのギャップが生じていても裁定取引が可能であればカバー付き金利平価からの乖離は生じないが、米国が金融規制を導入すれば乖離は生じるのである。

ここで、図表 1 の日本とオーストラリアのカバー付き金利平価からの乖離の違いの要因について、両国のドル建てポジションのギャップを基に見ていこう。図表 7 にオーストラリアのドル建てポジションのギャップが示されている。オーストラリアのドル建てポジションのギャップはプラスであり、明らかに日本と異なっている。前述したように、為替リスクをヘッジするために、米国以外の銀行部門はオンバランスのドル建ての資産と負債のギャップを、オフバランス取引の為替スワップによって埋めると仮定している。よって、図表 7 に示されているように、オーストラリアのプラスのドル建てポジションのギャップは、裏を返せばオーストラリアの銀行部門のドル建て資産が負債よりも小さいことを示している。この銀行部門のドル建てのバランスシートの構造の違いが日本とオーストラリアのドル調達コストの違いに大きく寄与したことが考えられる。この結果は、今後の邦銀のドル調達戦略を考える上で重要な示唆を与えてくれる。

図表7 オーストラリアのドル建てポジションのギャップ



出所：Borio et al. (2017) の Graph 5, BIS Quarterly Review September 2017, https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt1709e.htm, (参照 2020-11-20).

6. 政策提言：ドル調達コストのために日本はどうすべきか

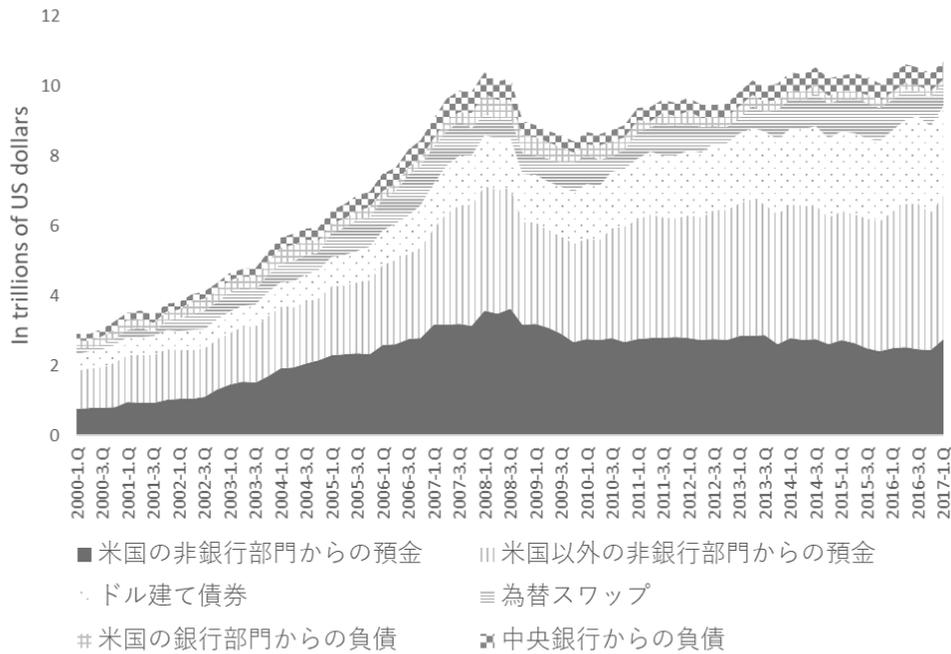
最後に、ドル調達コストの高騰に対して日本はどのような政策が望ましいのかについて簡単に議論したい。

図表8に米国以外の国々の銀行部門のドルの調達手段が示されている⁷。主なドル調達手段について見ていこう。まず、世界金融危機以前では米国の非銀行部門からの預金が急増しており、大きなシェアを占めていたが、世界金融危機以降では縮小している。次に、米国以外の非銀行部門からの預金のシェアが世界金融危機以降に増加している。最後に、世界金融危機以降にドル建て債券の発行によるドル調達のシェアが増加している。

世界金融危機以降ではグローバル流動性の主な供給源は、金融危機の損害を被った銀行部門に代わってドル建て債券に移行した。これは、Shin (2013) によって「第2段階のグローバル流動性 (The Second Phase of Global Liquidity)」と定義され、米国の低金利政策が大きな役割を果たした。これは図表9に示されている。

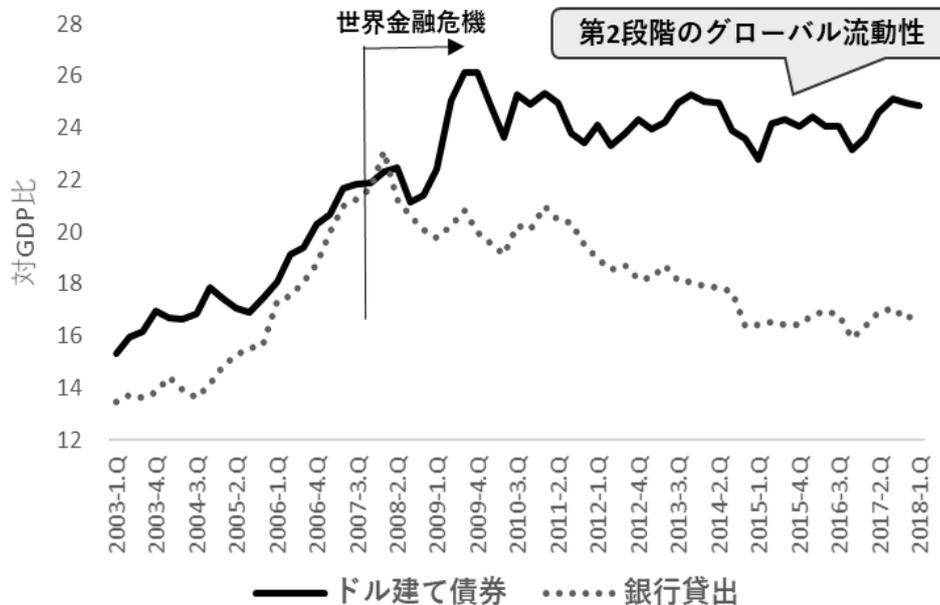
⁷ 出所はBorio et al. (2017)で、ここではロシアと中国は含まれていない。

図表8 米国以外の国々の銀行部門のドル調達手段



出所：Borio et al. (2017) の Graph 4, BIS Quarterly Review September 2017, https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt1709e.htm, (参照 2020-11-20).

図表9 第2段階のグローバル流動性

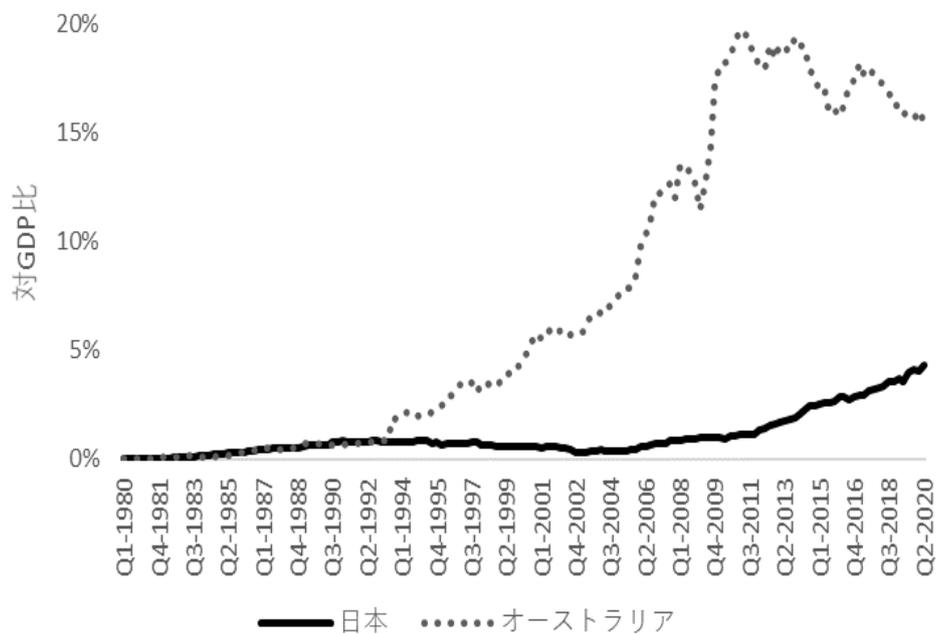


出所：Aldasoro & Ehlers (2018) の Graph 2, BIS Quarterly Review September 2018, https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt1809b.htm, (参照 2020-11-20).

それでは、この「第2段階のグローバル流動性」とドル調達コストの高騰にはどのような関係があるのだろうか。「第2段階のグローバル流動性」に容易にアクセスできる国、すなわち、ドルのアベイラビリティが高い国は、速やかな裁定取引によって金利平価からの乖離が小さい、という可能性を以下で検証しよう。

図表10より、日本とオーストラリアの銀行部門のドル建て債券の発行額の対GDP比を比較しよう。この図表より、日本の銀行部門のドル建て債券発行額は特に2008年以降に急増している。直近でドル建て債券発行額の対GDP比は4.3%となっている。それに対して、オーストラリアのドル建て債券発行額の対GDP比は2010年以降は横ばいではあるが、直近で15.9%となっている。

図表10 日本とオーストラリアの銀行部門のドル建て債券発行額の対GDP比



以上より、邦銀のドル建て債券発行は近年の米国の金融緩和政策の効果もあって急増しているが、まだ増加の余地がある。よって、機動的にドル建て債券が発行できるように国内の市場を整備する必要がある。また、近年ではオフショア市場を活用するケースも増加しており、あらゆる手段を駆使して柔軟に国際通貨であるドルにアクセスする体制を整備する必要がある。

7. 結論

新型コロナ危機により米国短期金融市場と為替スワップ市場の機能が低下すると、ドル不足のために世界中でドル調達コストが高騰した。この事態に対して、FRBは主要国の中

中央銀行に潤沢なドル資金を供給することで市場を安定化させた。しかし、日本銀行の調達額はその内の半分を占めており、新型コロナ危機では改めて邦銀の海外事業の不安定性が明らかになった。ドル調達の不安定性は日本では構造的な問題であるので、日本独自の視点からこの問題の解明が必要である。

Gregory-Hansen モデルを用いた結果、ドル建てポジションのギャップが生じていても裁定取引が可能であればカバー付き金利平価からの乖離は生じないが、米国が金融規制を導入すれば乖離は生じることを明らかにした。つまり、邦銀はドルを調達するために為替スワップ市場に過度に依存している。よって、邦銀の安定した海外進出には安定したドル調達が必要であり、為替スワップ市場以外に調達先を分散する必要がある。そのために、ドル建て債券を発行して「第2段階のグローバル流動性」にアクセスする必要がある。

参考文献

- 安藤雅俊 (2012) 「為替スワップを利用した米ドル資金の調達コストの動向について」, 日本銀行『日銀レビュー』2012-J-3.
- 服部 孝洋 (2017). 「ドル調達コストの高まりとカバー付き金利平価」, 財務総合政策研究所『ファイナンス』10月号.
- Aldasoro Iñaki & Ehlers Torsten, 2018. "Global liquidity: changing instrument and currency patterns," BIS Quarterly Review, Bank for International Settlements, September.
- Borio Claudio & Robert Neil McCauley & Patrick McGuire & Vladyslav Sushko, 2016. "Covered interest parity lost: understanding the cross-currency basis," BIS Quarterly Review, Bank for International Settlements, September.
- , 2017. "FX swaps and forwards: missing global debt?," BIS Quarterly Review, Bank for International Settlements, September.
- Du Wenxin & Alexander Tepper & Adrien Verdelhan, 2018. "Deviations from Covered Interest Rate Parity," Journal of Finance, American Finance Association, vol. 73(3), pages 915-957, June.
- Du, Wenxin & Im, Joanne & Schreger, Jesse, 2018. "The U.S. Treasury Premium," Journal of International Economics, Elsevier, vol. 112(C), pages 167-181.
- Gregory, Allan W. & Hansen, Bruce E., 1996. "Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts," Journal of Econometrics, Elsevier, vol. 70(1), pages 99-126, January.
- Shin, H, S., 2013. "The second phase of global liquidity and its impact on emerging economies," Proceedings, Federal Reserve Bank of San Francisco, issue Nov, pages 1-10.
- Stock, James H & Watson, Mark W, 1993. "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," Econometrica, Econometric Society, vol. 61(4), pages 783-820, July.

就業・雇用形態に注目したグループ間におけるインフレ期待の差異

香川大学 経済学部

海野 晋悟

関西大学 総合情報学部

地主 敏樹

目次

1. はじめに	… 1
2. 先行研究	… 2
3. 調査概要	… 3
4. 結果	… 3
5. おわりに	… 7
参考文献	… 9
表	… 11

1. はじめに¹

本研究では、アンケート調査に基づいて、家計のインフレ期待を分析する。ただし、家計のインフレ期待の（現状の）具体的な数値を知ることには主眼があるのではない。家計がどのようなプロセスを経てインフレ期待を醸成するのか、その形成に影響を与えそうな因子の候補と、実際の回答者のインフレ期待の関係性を把握することに研究の目的がある。

将来のインフレ率に関する予想（期待）は、現在のインフレ率の決定に重要な要素であると考えられている。主要国の中央銀行が金融政策運営において、インフレ率の動向と将来のインフレ期待の醸成に注意を払っていることは、コンセンサスを得ている。

インフレ期待に関する理論・実証分析の研究の蓄積は、現在でも盛んに行われている。本研究においては、家計の考える現在のインフレ率（インフレ観）の特徴についても確認を行う。Jonung (1981)が現在のインフレに関する家計の有する信念 (beliefs) が、将来のインフレの信念の predictor になっていると指摘しているように、インフレ期待の形成の特徴を把握する上で、現在のインフレ率（インフレ観）の形成の特徴も把握することは、重要であり必要な過程である。

本論文では、インフレ観・期待の特徴を、正規雇用者と非正規雇用者、非就業者の就業・雇用形態を軸に据えてとらえる。さらに、アンケート調査で同時に尋ねた属性・項目（性別、年齢、世帯年収、知識など）の回答も第2軸として加味する。

例えば、世帯年収を元に世帯支出を考える場合、同じ世帯年収クラスの正規雇用者と非正規雇用者、非就業者のインフレ観・インフレ期待が同じになる可能性は十分にある。同じような世帯年収クラスに位置することから、正規雇用者と非正規雇用者、非就業者の生活上の基本的な財・サービスの購入場所（スーパーなど）は、大きな違いが生じるとは考え難い。そうすれば、両者は、同じ価格（動向）に直面することになる。

しかし、両者のインフレ観・期待が異なることも考えられる。インフレ観・期待が異なるとすれば、何が影響しているかの探究は重要である。本研究では、インフレ観・期待の異質性における、就業・雇用形態の違いに注目する。まず、就業者と非就業者に分ける。日本において非就業者は、専業主婦や定年退職者が代表的である。自身で獲得する所得がない状況や獲得していた所得がなくなった状況での世帯年収を通したインフレ観・期待の形成の特徴を把握する。

次に、正規雇用者と非正規雇用者を分ける。非正規雇用は正規雇用に比べて、賃金が低く、雇用期間が短いという特徴がある (Asano et al. 2013)。日本の非正規雇用という働き方は、正規雇用と明確に異なっていることから、海外の先行研究では捉えられない視点からインフレ観・期待の特徴を把握できる。正規をベンチマークの主体（世帯）とした場合、就業していない主体のインフレ観・インフレ期待、就業しているが正規よりも雇用が不安定な非正

¹ 本研究は、令和元年度大銀協フォーラム研究助成（一般社団法人 大阪銀行協会）と JSPS 科研費 16H03618 から研究支援を受けている。ここに記して感謝申し上げる。

規の主体のインフレ観・インフレ期待の特徴を把握する。

2. 先行研究

本研究と同じように回答者の属性に注目してインフレ期待の特徴を把握する研究の蓄積は進んでいる。先行研究の結果をまとめると、インフレ期待と属性の間には以下のような傾向が掴める。

- 男性より、女性のインフレ期待が高い
- 高年齢より、低年齢のインフレ期待が高い
- 高学歴より、低学歴のインフレ期待が高い
- 高所得より、低所得のインフレ期待が高い
- 有業者より、失業者のインフレ期待が高い

例えば、Jonung (1981)は、1977年時点で、スウェーデン家計の調査を用いて、女性が買物をする頻度の高さから、女性は過去のインフレを男性より高く感知していると報告している。Bryan and Venkatu (2001)は、ミシガン調査を用いて、人種、教育歴、婚姻関係、所得、年齢をコントロールした後でも、女性は高いインフレ期待を持っていることを明らかにした。Palmqvist & Stromberg (2004)は、スウェーデンにおける調査で、女性、低学歴、低所得であるほどインフレ期待が高く、若い世代で一番高い、高齢者(80歳代)でも高い傾向があることを報告している。Blanchflower & MacCoile (2009)は、BOEのInflation Attitudes Survey (01-09年)を用いて、年齢・低学歴・低所得・借家などに該当する回答者が価格の先行きについての悲観的な見方を有しており、有意にインフレ期待を押し上げる。一方で、高学歴ほど、過去のインフレ水準に関する自らの認識は説明力を持たず、金融政策(インフレターゲット)を信頼する傾向があることを明らかにしている。Pfajfar & Santoro (2013)は、ミシガン調査(78-05年)を用いて、男性、高学歴、高年齢ほど、インフレ期待が低いことを報告している。Bruine de Bruin et al. (2010)は、高インフレ期待を持つ人は、インフレ期待を形成する時に、自身の支出やその価格に注目している。特に、短期の資産計画視野を有していたり、低い金融経済リテラシーを有している人にその傾向が強いことを指摘している。

異質性のあるインフレ観・期待を答える時の回答者の傾向に関する先行研究は、Georganas, Healy, and Li (2014)が実験を行なって、インフレ観は、頻繁に買う財に引っ張られることを報告している。Coibion and Gorodnichenko (2015)は、ガソリンを頻繁に購入する世帯は、インフレ予測値を調整することを明らかにしている。Cavallo, Cruces, and Perez-Truglia (2017)は、インフレ期待を形成するとき、スーパーの価格を思い出すことを明らかにしている。Johannsen (2014)は、低所得世帯における消費支出の不安定性から、それが全体のインフレ予測の異質性の源泉になっている可能性を示している。

イタリアの消費者サーベイを使用した Malgarini (2009)の研究によれば、期待インフレ率が実際のインフレ率と乖離することは常態化しており、その原因に、(1)インフレ率に関する知識の不足(2)社会的、人口学的な属性との関係、(3)経済状況との関係を指摘している。同様に、Linden (2005)においても、欧州委員会の消費者調査結果(03-05年)を用いて、インフレ期待が現実のインフレ率を上回る傾向を確認して、将来のインフレ率に関する情報を収集するインセンティブがある消費者(住宅購入予定者)ほど、相対的に予測誤差の小さいインフレ期待の形成を行う傾向を報告している。

3. 調査概要

本研究で使用するアンケート調査は、2019年12月にインターネット調査会社の株式会社マイボイスの登録モニターに行ったものである。調査の詳しい設定と結果の概要は、海野(2020)を参照されたい。

本研究での正規雇用者、非正規雇用者、非就業者の定義は、本アンケート調査で、回答者の職業を尋ねた時に、「正社員・正職員」を選択したら正規雇用者、「派遣社員」と「契約社員・嘱託・その他」、「パート・アルバイト」を選択したら非正規雇用者、最後に「専業主婦・主夫」や「働いていない」を選択した場合を、非就業者とする²。

インフレ観・期待が、「性別」、「年齢」、「学歴」、「世帯年収」、「金融資産残高」、「負債残高」、世帯年収に占める「消費支出の割合」、同じく「税金・社会保険料の割合」、同じく「ローン支払いの有無」との関係を検討する。最初の4項目は、先行研究の結果の確認となる内容であり、残りの5項目は本研究の独自項目である。

4. 結果

アンケート調査回答をクロス集計した基本的な結果は、該当する回答分布の平均値を算出して、表1-1~1-11に示している。続いて、平均値の差の有意性を確認するために適用した、ノンパラメトリック検定の結果は、表2-1と2-2に示している。ノンパラメトリック検定は、正規分布を仮定せずに、2群または3群の量的変数の平均値を比較する手法である。具体的に、2群の場合は、Mann-Whitney 検定を行う。3群以上の場合は、Kruskal-Wallis 検定を行う。表2-1と2-2には、検定統計量のP値を示している。

表2-1は、就業・雇用形態の各グループ内における、性別・年齢など各グループ間の差異を検定している。性別の場合は男女の2グループなので Mann-Whitney 検定を適用しており、年齢階層の場合は5グループなので Kruskal-Wallis 検定を適用している。他の項目

² 労働経済学研究では、非正規雇用の定義を行って上で、非正規雇用ではない者を正規雇用と定義する。また、非正規雇用の定義は、①雇用契約期間の有期性(1年以内)、②週労働時間35時間未満、③職場での呼称、によって定義できる。

も同様である。

表2-2は、性別や年齢などの項目の各グループ内における、就業・雇用形態3グループ間の差異を、Kruskal-Wallis検定を用いて検定している。性別の場合は、男性グループと女性グループ、それぞれのグループ内における、正規・非正規・非就業の3グループ間の差異を調べているのである。

4.1 先行研究の結果の確認

【性別】

先行研究の結果と同じように、女性の正規と非正規において、女性のインフレ観・期待は男性のそれらよりも、有意に高いことがわかった。非就業に関しては、男女の差は確認できなかった。

また、女性における就業・雇用形態ごとのインフレ観・期待には、違いがないが、男性のそれらには、有意な違いが存在することがわかった。女性は就業・雇用形態に関わらず、似たようなインフレに関する考え方を有しており、男性は、就業・雇用形態で異なる考え方をしている可能性がある。

【年齢】

年齢に関しては、一部先行研究と異なる結果となった。年齢間のインフレに関する考え方は有意に異なっており、年齢が高い60歳代のインフレ観・期待は他の年代よりも高い方だが、年齢が上がるにつれてインフレ観・期待が必ずしも高まっているわけではない。所得に不確実性がある形態では50歳代で長期のインフレ期待が最も高くなることから、働いていないことで、老後（全く収入がない時期）を不安視していることが現れているのかもしれない。

若年のインフレ観やインフレ期待の平均値は、就業・雇用形態ごとに差は確認できなかったことから、若さゆえに就業・雇用形態毎にインフレに関する考えの違いが明確になっていないのかもしれない。一方で、50歳代は、就業・雇用形態別に、労働で円熟を迎え、人生においても十分に経験が積まれた状態になっていると想像する。そのことから、短い期間のインフレ期待において、就業・雇用形態間の有意な差が確認された。

【学歴】

先行研究とは逆に、大卒であれば、それ以外と比べて、インフレ観・期待は高いという結果になった。正規になっていたら、学歴は関係なく、インフレの考え方は一定になる傾向が確認され、所得が不安定になる形態では、大卒の如何でインフレ観・期待に有意な差が現れる。これは、正規は別として、インフレを考える時に、大学等の高等教育の知識、または教育を受けた経験は一定程度影響していることを示唆しているのかもしれない。

【世帯年収】

先行研究の結果と逆に、年収とインフレ期待には正の関係が見られた。就業・雇用形態の間でも、正規は年収の増加で有意に異なるインフレ観・期待が高まる。非正規・非就業は、一部でこの関係性から外れるが、年収の増加でインフレ観・インフレ期待が高まる。

また同じ年収クラスなら、いつでも正規のインフレ観・期待は他よりも高くなることはなく、低年収のインフレ観・期待の平均値は、就業・雇用形態ごとに有意な差がある。インフレの考え方に、雇用形態が影響していることを示唆している。

4.2 独自項目の結果

【金融資産残高】

正規・非正規・非就業は、残高が増えればインフレ観・期待は、高まる傾向にある。また、どの金融資産残高でも、正規は他の分類に比べて、インフレ観とインフレ期待が最も高くなることはない。保有していない、または少量保有の場合のインフレ観・期待は、就業・雇用形態間で差がないことがわかる。保有量によって、インフレの考え方に、就業・雇用形態ごとの違いが現れる。例えば、正規がベンチマークのインフレ観・期待を有しているとするなら、非正規や非就業のインフレ観やインフレ期待が高いのは、雇用状態・就業状態での特徴の差異が上乘せされているのかもしれない。

【負債残高】

正規・非正規・非就業全てにおいて、非保有よりも保有のインフレ観・期待は高い。また、負債を保有していないグループの正規は他に比べて、インフレ観・期待が低い。負債を保有しているグループの、非就業は他に比べて、インフレ観・期待が高い。ノンパラメトリック検定の結果、負債非保有のインフレ観の平均値は、就業・雇用形態ごとに有意な差がある。

非保有であることから、自由な経済観を持つことができる。逆に、保有していることは、就業・雇用形態間にインフレ観・期待の違いを生じさせない。正規であろうが、非正規であろうが、同じように負債の負担を背負っているのだから、やるべきことは同じという考えがあるのかもしれない。つまり、保有することで余計な情報が遮断されて、必要な・絞られた情報に基づいてインフレの考えが醸成されると推察される。

【世帯年収に占める消費支出の割合】

正規・非正規・非就業全てにおいて、割合が高くなるとインフレ観とインフレ期待は高まる。また、0割のグループの、非就業は他に比べて、インフレ観とインフレ期待が高い。2割未満のグループの、就業・雇用形態間に一定の規則性が存在しない。2割以上5割未満のグループの、非就業は他に比べて、インフレ観とインフレ期待が高い。5割以上のグループの、非就業は他に比べて、インフレ観とインフレ期待が低い。

【世帯年収に占める税金・社会保険料の割合】

正規・非正規・非就業において、支出割合が高くなると、インフレ観・期待が高い。税金・社会保険料の支出割合が高いと消費に充てる割合が小さくなる。消費の（最低）水準を守るために、生活防衛的な行動をとるようになって価格に敏感になることが考えられる。一方で、所得に不確実性の少ない正規のインフレ観・期待は、非正規と非就業に比べて低いことで就業・雇用形態間の異質性が現れている。

【世帯年収に占めるローン支払いの割合】

正規・非正規・非就業において、ローン支出があると、インフレ観・期待が高い。また、ノンパラメトリック検定の結果、全ての就業・雇用形態のインフレ観・期待の平均値がローン返済の有無の間で、ローン返済の有無のインフレ観・期待の平均値が就業・雇用形態間で同じであるという可能性が残っている。

ローン返済負担が重いものであれば、確固たるインフレの考えを有して、生活することが合理的である。しかし、負担感がないのであれば、生活を圧迫するものでもないで、特別なインフレの考えを有しなくても構わないと考えられる。ローン返済しているということは、貯蓄ができるくらい余裕があるとみなせる。ローン返済している者で、生活を切り詰めて返済しなければならないものは、生活防衛的な反応から、インフレ観・インフレ期待が高く出ると予想できるが、今回の場合のローン返済ありの者は、生活を切り詰める程のものではない可能性があり、ローン返済なしのものと同じ結果になったのかもしれない。日本人的特徴であり、真の生活困窮者がサンプルに入っていないのかもしれない。

【インフレ計算の正誤】

正規・非正規・非就業において、インフレ計算に正解していると、インフレ観・期待が高い。またノンパラメトリック検定の結果、正規と非正規及び非就業のインフレ観・期待の平均値は、インフレ計算の正誤の間で異なるということがわかる。一方、正解と正解以外のインフレ観・期待の平均値は、就業・雇用形態の間で同じであるという可能性を残している。

【緩和政策・インフレ目標の認知】

正規・非正規・非就業において、正しい認識を持っていると、インフレ観・期待が高い。緩和と目標の認知が正しい場合のインフレ観・期待の平均値は、就業・雇用形態の間でほとんど異なる結果を得ている。

政策と目標の正しい認識を持てていることで、経済情報や物価の動向への関心が払われている可能性がある。さらに、緩和とインフレ目標値に対して、理論整合的な期待を醸成すると、インフレ期待は高くなることが予想される。実際には、正しい認識を持てていると正規・非正規・非就業ともにインフレ観・期待は、高くなるが、有意に高いわけではないことが示されている。

5. おわりに

本稿では、様々なグループ間におけるインフレ期待の差異を、就業形態に注目しながら分析してきた。豊富な分析結果が得られて、就業形態がインフレ期待形成に影響している可能性が確認された。

ここでは、先行研究の多くに共通する 5 つのファクトファインディングを、本稿の結果で再検討する形で、本稿の分析結果をまとめておきたい。

(1) 男性より、女性のインフレ期待が高い。

このポイントは、今回の調査でも確認された。かなりロバストな傾向であると考えられる。

なお、本稿の焦点である就業形態の影響に関連しては

- ・非就業者に関しては男女差が有意ではないこと
- ・女性の中の非正規就業者と男性の中の非就業者は、同性グループの中ではインフレ期待が高いこと

などが検出された。就業形態はインフレ期待に関する性別差異に影響しているのである。

(2) 高年齢より、低年齢のインフレ期待が高い（高齢者は例外となり得る）。

このポイントは確認されなかった。むしろ若年層の方がインフレ期待が低いという逆の結果となった。（デフレの影響？）高齢者のインフレ期待が高いことは確認された。

なお、本稿の焦点としている就業形態の影響に関しては

- ・50 歳代のみ、就業形態によってインフレ期待（3 カ月先および 1 年先）が異なることが認められた。

(3) 高学歴より、低学歴のインフレ期待が高い。

このポイントも、今回の調査ではむしろ反対の結果が得られた。大卒と非大卒とを比較すると、正規就業者以外においては、大卒の方がインフレ期待が有意に高い。

各学歴グループ内においては、大卒グループ内では非就業者のインフレ期待が最も高く、正規就業者のインフレ期待が最も低い。非大卒グループ内では、就業形態間に有意な差異が検出されなかった。やはり、就業形態が、インフレ期待に関する学歴間差異に影響している。

(4) 高所得より、低所得のインフレ期待が高い。

このポイントも、今回の調査ではむしろ逆の結果が得られた。なお、本稿では、世帯収入に注目しているので、先行研究とは必ずしも合致していないかもしれない点に注意が必要である。非就業者以外では、世帯収入が高い方がインフレ期待も高いという傾向が得られたのである。

各世帯収入グループ内では、低収入グループにおいては正規就業者のインフレ期待が低いことが示された。高収入グループにおいては、就業形態に応じた差異は有意でなかった。

(5) 有業者よりも、失業者のインフレ期待が高い。

この点は、今回の調査の焦点とはなっていないが、上記の 4 つのポイントに関する結果を概観すると、非就業者あるいは非正規就業者の方が、正規就業者よりも高いインフレ期待をもつ傾向が、しばしば示されている。したがって、ある程度、ロバストな傾向であろうと考

えられる。

このようにまとめると、本稿の分析結果は、先行研究で挙げられた5ポイントの内、2ポイントを確認しただけで、残る3ポイントについては反対の結果が得られていることが明らかである。先行研究の多くはプラスのインフレーションの状況での分析であるのに対して、本稿の結果には、マイルドながらデフレーションが継続してきた後の日本における分析であることが影響しているのかもしれない。所得分配の不平等度の高まりとマイルド・デフレーションの継続とが組み合わさって、購買行動の二極化が起きているのではないだろうか。独自のサプライチェーンなどを活用した低価格商品を販売する企業が現れて、低所得層を中心に売り上げを伸ばした一方で、高所得層はそうした低価格商品ではなく高価格のブランド品などを購入し続けているとすれば、2つのグループ間でインフレ期待が異なってくる可能性がある。先行研究と実証結果が異なるというパズルの原因については、今後の検討テーマとしたい。また、多くの要因を同時に考慮する形での回帰分析も今後の課題としたい。

参考文献

Asano, H., Ito, T., & Kawaguchi, D. (2013). Why has the fraction of nonstandard workers increased? A case study of Japan. *Scottish Journal of Political Economy*, 60(4), 360-389.

Blanchflower, D. G., & MacCoille, C. (2009). The formation of inflation expectations: an empirical analysis for the UK. NBER Working Papers 15388.

Bruine de Bruin, W., Vanderklaauw, W., Downs, J. S., Fischhoff, B., Topa, G., & Armantier, O. (2010). Expectations of inflation: The role of demographic variables, expectation formation, and financial literacy. *Journal of Consumer Affairs*, 44(2), 381-402.

Bryan, M. F., & Venkatu, G. (2001). The curiously different inflation perspectives of men and women. Federal Reserve Bank of Cleveland, Research Department.

Cavallo, A., Cruces, G., & Perez-Truglia, R. (2017). Inflation expectations, learning, and supermarket prices: Evidence from survey experiments. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 9(3), 1-35.

Coibion, O., & Gorodnichenko, Y. (2015). Is the Phillips curve alive and well after all? Inflation expectations and the missing disinflation. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1), 197-232.

Georganas, S., Healy, P. J., & Li, N. (2014). Frequency bias in consumers' perceptions of inflation: An experimental study. *European Economic Review*, 67, 144-158.

Johannsen, B. K. (2014). Inflation experience and inflation expectations: Dispersion and disagreement within demographic groups.

Jonung, L. (1981). Perceived and expected rates of inflation in Sweden. *The American Economic Review*, 71(5), 961-968.

Lindé, J. (2005). Estimating New-Keynesian Phillips curves: A full information maximum likelihood approach. *Journal of Monetary Economics*, 52(6), 1135-1149.

Malgarini, M. (2009). Quantitative inflation perceptions and expectations of Italian consumers. *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, 53-80.

Palmqvist, S., & Strömberg, L. (2004). Households' inflation opinions—a tale of two surveys. *Economic Review*, 4, 23-42.

Pfajfar, D., & Santoro, E. (2013). News on inflation and the epidemiology of inflation expectations. *Journal of Money, Credit and Banking*, 45(6), 1045-1067.

海野晋悟. (2020) . 回答者の労働・賃金の状態を考慮したインフレ期待に関するアンケート調査の概要. Kagawa University The Institute of Economic Research Working Paper Series, No. 239.

表 1 - 1 性別の平均値

		グループ (標本数)	インフレ観	3ヶ月先	1年先	5年先
1.性別	正規	女性 (900)	4.581	4.461	4.702	4.997
		男性 (900)	4.422	4.299	4.489	4.768
	非正規	女性 (600)	4.588	4.503	4.755	5.060
		男性 (600)	4.412	4.308	4.515	4.777
	非就業	女性 (500)	4.594	4.442	4.708	4.968
		男性 (500)	4.600	4.412	4.640	4.926

表 1 - 2 年齢グループ毎の平均値

		グループ (標本数)	インフレ観	3ヶ月先	1年先	5年先	
2.年齢	正規	20歳代 (360)	4.317	4.167	4.394	4.617	
		30歳代 (360)	4.314	4.233	4.375	4.667	
		40歳代 (360)	4.578	4.456	4.672	4.964	
		50歳代 (360)	4.419	4.311	4.536	4.864	
		60歳代 (360)	4.881	4.733	5.000	5.300	
		20歳代 (240)	4.363	4.279	4.438	4.663	
	非正規	30歳代 (240)	4.346	4.292	4.488	4.833	
		40歳代 (240)	4.525	4.479	4.671	4.929	
		50歳代 (240)	4.600	4.463	4.717	5.025	
		60歳代 (240)	4.667	4.863	5.142	4.925	
		非就業	20歳代 (200)	4.400	4.210	4.420	4.630
			30歳代 (200)	4.415	4.215	4.430	4.700
40歳代 (200)	4.610		4.440	4.705	4.960		
50歳代 (200)	4.635		4.505	4.785	5.105		
		60歳代 (200)	4.925	4.765	5.030	5.335	

表1-3 学歴別の平均値

		グループ (標本数)	インフレ観	3ヶ月先	1年先	5年先
3.学 歴	正規	大卒	4.532	4.383	4.600	4.896
		非大卒	4.454	4.376	4.588	4.860
	非正規	大卒	4.607	4.517	4.724	5.061
		非大卒	4.426	4.329	4.574	4.820
	非就業	大卒	4.745	4.519	4.803	5.104
		非大卒	4.508	4.372	4.596	4.853

表1-4 世帯年収グループ毎の平均値

		グループ (標本数)	インフレ観	3ヶ月先	1年先	5年先
4. 世帯 年収	正規	① (219)	3.986	3.863	4.110	4.292
		② (705)	4.478	4.399	4.597	4.858
		③ (876)	4.650	4.494	4.716	5.049
	非正規	① (419)	4.415	4.370	4.580	4.823
		② (498)	4.428	4.359	4.560	4.843
		③ (283)	4.753	4.541	4.848	5.191
	非就業	① (444)	4.502	4.345	4.574	4.811
		② (330)	4.652	4.497	4.739	5.042
		③ (226)	4.704	4.487	4.774	5.075

注) クラスの①は「年収なし、300万円未満」、②は「300万円以上 600万円未満」、③は「600万円以上」を表している。

表1-5 金融資産残高グループ毎の平均値

		グループ (標本数)	インフレ観	3ヶ月先	1年先	5年先
5.	正規	① (452)	4.181	4.122	4.254	4.449
		② (359)	4.465	4.343	4.596	4.875
		③ (447)	4.667	4.526	4.801	5.128
		④ (542)	4.657	4.500	4.710	5.046
金融資産	非正規	① (444)	4.189	4.191	4.365	4.554
		② (292)	4.479	4.346	4.541	4.815
		③ (264)	4.856	4.705	4.996	5.402
		④ (200)	4.750	4.575	4.895	5.240
産	非就業	① (385)	4.306	4.205	4.392	4.525
		② (195)	4.723	4.513	4.738	5.108
		③ (197)	4.797	4.599	4.914	5.294
		④ (223)	4.812	4.583	4.892	5.229

注) クラスの①は「非保有」、②は「250万円未満」、③は「250万円以上 1000万円未満」、④は「1000万円以上」を表す

表1-6 負債保有別の平均値

		グループ (標本数)	インフレ観	3ヶ月先	1年先	5年先
6.負債	正規	保有 (564)	4.582	4.470	4.688	5.005
		非保有 (1236)	4.465	4.339	4.553	4.826
6.負債	非正規	保有 (289)	4.682	4.516	4.768	5.100
		非保有 (911)	4.442	4.371	4.593	4.861
6.負債	非就業	保有 (199)	4.724	4.492	4.709	5.075
		非保有 (801)	4.566	4.411	4.665	4.915

表1-7 世帯年収に占める消費の割合の平均値

		グループ (標本数)	インフレ観	3ヶ月先	1年先	5年先
7.消費	正規	0割 (243)	3.728	3.712	3.811	3.926
		2割未満 (292)	4.284	4.277	4.401	4.637
		2割以上5割未満 (800)	4.610	4.469	4.686	5.004
		5割以上 (465)	4.856	4.641	4.972	5.327
	非正規	0割 (201)	3.736	3.781	3.920	4.040
		2割未満 (200)	4.320	4.335	4.380	4.635
		2割以上5割未満 (453)	4.664	4.525	4.810	5.082
		5割以上 (346)	4.832	4.653	4.968	5.379
	非就業	0割 (229)	4.105	4.035	4.109	4.210
		2割未満 (130)	4.415	4.315	4.492	4.762
		2割以上5割未満 (297)	4.785	4.579	4.896	5.232
		5割以上 (344)	4.831	4.599	4.927	5.262

表1-8 世帯年収に占める税金・社会保険料の割合の平均値

		グループ (標本数)	インフレ観	3ヶ月先	1年先	5年先
8.税金・ 社会 保険料	正規	0割 (264)	3.780	3.769	3.833	3.920
		2割未満 (876)	4.549	4.413	4.676	5.001
		2割以上 (660)	4.727	4.580	4.794	5.109
	非正規	0割 (220)	3.836	3.868	3.991	4.127
		2割未満 (615)	4.620	4.507	4.753	5.085
		2割以上 (365)	4.699	4.559	4.825	5.115
	非就業	0割 (278)	4.230	4.133	4.245	4.356
		2割未満 (470)	4.634	4.496	4.768	5.091
		2割以上 (252)	4.933	4.623	4.972	5.329

表1-9 世帯年収に占めるローン返済有無の平均値

		グループ (標本数)	インフレ観	3ヶ月先	1年先	5年先
9.口 ローン 返済	正規	支出なし (1202)	4.468	4.340	4.557	4.825
		支出あり (598)	4.569	4.460	4.674	4.997
	非正規	支出なし (871)	4.470	4.380	4.610	4.883
		支出あり (329)	4.581	4.474	4.702	5.012
	非就業	支出なし (799)	4.578	4.413	4.657	4.919
		支出あり (201)	4.672	4.483	4.741	5.060

表1-10 インフレ計算の正誤の平均値

		グループ (標本数)	インフレ観	3ヶ月先	1年先	5年先
10.イ インフレ 計算	正規	正解 (1060)	4.870	4.653	4.939	5.325
		正解以外 (740)	3.974	3.989	4.104	4.249
	非正規	正解 (680)	4.850	4.662	4.956	5.338
		正解以外 (520)	4.042	4.071	4.215	4.369
	非就業	正解 (614)	4.894	4.651	4.992	5.347
		正解以外 (386)	4.124	4.070	4.168	4.311

表1-11 緩和と目標の認知の平均値

		グループ (標本数)	インフレ観	3ヶ月先	1年先	5年先
11.金 融政策 緩和認 知・イ ンフレ 目標認 知	正規	認識・正解 (202)	4.658	4.460	4.693	5.030
		認識・正解以外 (1598)	4.482	4.370	4.583	4.864
	非正規	認識・正解 (75)	4.520	4.453	4.720	5.013
		認識・正解以外 (1125)	4.499	4.403	4.629	4.912
	非就業	認識・正解 (84)	4.964	4.619	4.940	5.369
		認識・正解以外 (916)	4.563	4.409	4.650	4.908

表2-1 ノンパラメトリック検定の結果 固定した就業・雇用形態と第2軸

		インフレ観	3ヶ月先	1年先	5年先	検定方法
1.性別	正規	0.0054	0.0026	0.0003	0.0007	Mann-Whitney
	非正規	0.0439	0.0157	0.0072	0.0063	
	非就業	0.6978	0.813	0.4476	0.6651	
2.年齢	正規	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	Kruskal-Wallis
	非正規	0.0083	0.044	0.0003	0.0031	
	非就業	0.0004	0.0001	0.0001	0.0001	
3.学歴	正規	0.3142	0.9148	0.8171	0.9551	Mann-Whitney
	非正規	0.1189	0.0549	0.1807	0.0476	
	非就業	0.0196	0.1499	0.044	0.0396	
4.世帯年収	正規	0.0001	0.0001	0.0007	0.0001	Kruskal-Wallis
	非正規	0.0065	0.2844	0.0603	0.0147	
	非就業	0.3468	0.4302	0.488	0.2323	
5.金融資産残高	正規	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	Kruskal-Wallis
	非正規	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	
	非就業	0.0001	0.0004	0.0001	0.0001	
6.負債残高	正規	0.1416	0.1254	0.1375	0.059	Mann-Whitney
	非正規	0.0015	0.0802	0.0559	0.0175	
	非就業	0.2297	0.4438	0.864	0.3124	
7.消費	正規	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	Kruskal-Wallis
	非正規	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	
	非就業	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	
8.税金・社会保険料	正規	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	Kruskal-Wallis
	非正規	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	
	非就業	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	
9.ローン返済	正規	0.3242	0.1673	0.2134	0.0658	Mann-Whitney
	非正規	0.1315	0.3919	0.3461	0.2186	
	非就業	0.6659	0.6856	0.6487	0.3465	
10.インフレ計算	正規	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	Mann-Whitney
	非正規	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
	非就業	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	

注) 薄緑の箇所は、統計的に10%の有意水準で有意であることを示している。

表2-1 ノンパラメトリック検定の結果 固定した就業・雇用形態と第2軸 続き

		インフレ観	3ヶ月先	1年先	5年先	検定方法
11.緩和・ 目標認知	正規	0.1606	0.3876	0.3534	0.2735	Mann- Whitney
	非正規	0.7295	0.547	0.4208	0.4333	
	非就業	0.0073	0.0556	0.0618	0.0406	

注) 薄緑の箇所は、統計的に10%の有意水準で有意であることを示している。

表2-2 ノンパラメトリック検定の結果 固定した第2軸と就業・雇用形態

		インフレ観	3ヶ月先	1年先	5年先	検定方法
1.性別	女性	0.9934	0.9036	0.8659	0.6889	Kruskal- Wallis
	男性	0.0092	0.0628	0.0709	0.1066	
2.年齢	20歳代	0.8257	0.7477	0.8011	0.9325	Kruskal- Wallis
	30歳代	0.4377	0.9336	0.6702	0.4707	
	40歳代	0.7727	0.9041	0.797	0.9764	
	50歳代	0.1404	0.0815	0.0468	0.145	
	60歳代	0.254	0.1539	0.699	0.6209	
3.学歴	大卒	0.0254	0.0583	0.0161	0.0201	Kruskal- Wallis
	非大卒	0.5419	0.6864	0.9806	0.9406	
4.世帯年収	①	0.0051	0.0012	0.0159	0.009	Kruskal- Wallis
	②	0.0377	0.227	0.2261	0.1461	
	③	0.4637	0.8375	0.325	0.252	
5.金融資産残高	(1)	0.2764	0.5994	0.521	0.7862	Kruskal- Wallis
	(2)	0.1076	0.1189	0.3392	0.1816	
	(3)	0.1231	0.2457	0.1814	0.042	
	(4)	0.1283	0.2754	0.0213	0.0614	
6.負債残高	保有	0.1886	0.693	0.5196	0.4047	Kruskal- Wallis
	非保有	0.0539	0.2657	0.1749	0.369	

注) クラスの①は「年収なし、300万円未満」、②は「300万円以上600万円未満」、③は「600万円以上」を表している。金融資産残高における(1)は「非保有」、(2)は「250万円未満」、(3)は「250万円以上1000万円未満」、(4)は「1000万円以上」を表す

注) 薄緑の箇所は、統計的に10%の有意水準で有意であることを示している。

表2-2 ノンパラメトリック検定の結果 固定した第2軸と就業・雇用形態 続き

		インフレ観	3ヶ月先	1年先	5年先	検定方法
7.消費	0割	0.0042	0.0422	0.1672	0.2527	Kruskal- Wallis
	2割未満	0.6966	0.8038	0.7826	0.7371	
	2割以上5割未満	0.0276	0.0814	0.0125	0.0502	
	5割以上	0.893	0.7603	0.9484	0.7174	
8.税金・ 社会保険料	0割	0.0002	0.0037	0.0092	0.0155	Kruskal- Wallis
	2割未満	0.2804	0.2007	0.2127	0.2337	
	2割以上	0.0689	0.6458	0.1538	0.1382	
9.ローン返済	支出あり	0.0822	0.2529	0.2405	0.3282	Kruskal- Wallis
	支出なし	0.6145	0.9094	0.7604	0.7654	
10.インフレ 計算	正解	0.6663	0.8592	0.4578	0.5854	Kruskal- Wallis
	正解以外	0.2344	0.3414	0.4993	0.5245	
11.緩和・ 目標認知	認識・正解	0.0425	0.2292	0.1682	0.1783	Kruskal- Wallis
	認識・正解以外	0.276	0.5235	0.416	0.5297	

注) 薄緑の箇所は、統計的に10%の有意水準で有意であることを示している。