

コロナ期の資金調達支援オペが地域金融機関に与えた影響*

松本 涼[†]

<要旨>

本研究ではコロナ期に日本銀行が実施した資金供給支援オペ（コロナオペ）が地域金融機関に与えた影響を検証する。重要な課題は、個々の銀行が受け取った資金額が観測不可能であることである。本稿では、銀行の財務諸表から得られる「借入金」がコロナオペの有用な代理指標となることを示す。この指標を用いると、コロナオペが信用金庫の貸出を増加させたが、地方銀行の貸出への影響は限定的であったことが示唆される。

* 本稿の作成にあたり、塩路悦朗教授（中央大学）には研究の初期から多くのアドバイスを頂いた。また、安田行宏教授（一橋大学）から大変に有益なコメントを頂いた。また、本誌の匿名のレフェリーと、前編集委員長の櫻川昌哉名誉教授（慶應義塾大学）より貴重なコメントを頂いた。ここに記して御礼申し上げたい。なお、本稿に残された誤りはすべて著者の責任である。

[†] 専修大学経営学部

1 はじめに

2019 年末に発生した新型コロナウイルス感染症の流行は、外出自粛などの感染対策を通じて経済に大きな負の影響を与えた。これに対応すべく、政策当局はさまざまな政策を導入した。その中でも日本銀行は、金融機関に資金を貸し付ける「新型コロナウイルス感染症対応金融支援特別オペ」を導入し、民間部門における金融の円滑化を図った。このオペレーション（オペ）では、金融機関は指定された担保を日本銀行に差し入れることで資金の貸し付けを受けることができる。さらに、対象先機関の拡大や、政府の緊急経済対策における無利子・無担保融資等の残高分を貸付限度額に加算するなど、段階的な拡充が実施された。結果として、規模は大幅に拡大し、2020 年 3 月には約 3 兆円だった貸付残高は、2022 年 3 月には約 86 兆円にまで増加した。同時期の貸出支援基金オペが 40 兆円から 55 兆円に拡大したことと比較すると、その資金供給規模の大きさが際立っている。

このコロナ期に実施された日銀による大規模な資金供給オペ（コロナオペ）は、金融機関の行動にどのような影響を与えたのだろうか。日銀から資金を借り入れた金融機関は企業の資金繰り改善に貢献したのだろうか。貸付上限額が無利子・無担保融資の残高に依存することから、一連のオペは無利子・無担保融資の拡大等に貢献した可能性がある。一方で、融資の利用者を考慮すると収益性の低い企業等の延命に繋がった可能性も懸念される（Honda et al. 2023; Hoshi, Kawaguchi, and Ueda 2023）。また、オペにより日銀当座預金からプラス付利を得られたことから、オペが金融機関に対する「補助金」（木内, 2021; 中村, 2021）を与えた政策だったとの指摘も根強い。以上の点から、この政策の効果を分析することは、将来の景気後退時における中央銀行の資金供給政策を議論する上でも重要であろう。また、「気候変動対応を支援するための資金供給オペ」のように、中央銀行の金融政策の手段として現在も様々なオペが活用されている事実を踏まえると、この効果を分析することの意義は大きいといえる。

こうした重要な論点を含みつつも、これまでの研究において、コロナオペが与えた影響については十分に議論されていない。加えて、オペの分析にあたっては、いくつかの分析上の制約が存在する。最大の制約は、個々の金融機関が日銀のオペを通じてどの程度借り入れを行っているかが未公表である点である。そのため、オペが金融機関に与えた影響を詳細に分析することは困難であった。

本研究では、こうした分析上の課題を念頭に、日銀のコロナオペが、地銀・第二地銀、信用金庫の行動にどのような影響を与えたかを分析する。この分析では、金融機関の財務

諸表の負債項目である「借用金」または「借入金」を使用して検証を行う。「借用金」または「借入金」は、日銀や他の金融機関からの借入金によって構成される変数であり、金融機関のオペレーション利用額を測る上で最も望ましい変数であるといえる。さらに、以下の四点から、少なくともコロナ期における「借用金」または「借入金」は、日銀のオペを強く反映した変数であると結論付ける。第一に、集計データを見ると、コロナ期の地銀・第二地銀の借用金の変動は日銀からの借用金によって説明できる。第二に、コロナオペの対象となった信金と対象外の信金を比較すると、後者の多くはコロナ期における借入金の変化がゼロとなっている。第三に、2021年3月期、2022年3月期に、地銀・第二地銀、信金の借用金・借入金保有が増えた一方、オペが終了する2023年3月には保有額が減少したことがヒストグラムから確認できる。第四に、同一銀行で比較すると、2021年3月に借用金・借入金保有を増やした金融機関はオペが終了する2023年3月に借用金・借入金保有を減らしている。以上の特徴を踏まえると、借用金・借入金は日銀からの借り入れを強く反映したものだといえる。

分析の主な結果は次の二点である。第一に、地銀・第二地銀ではコロナ期における借用金と貸出金との間に明確な関係は見られなかった一方で、信金では貸出金との間に正の関係が見られた。日銀当座預金の代理指標となる現金預け金や預け金では、地銀・第二地銀と信金とともに正の関係があることが示された。これらの結果は、地銀・第二地銀では日銀のコロナオペによる借り入れは、貸出よりもむしろ日銀当座預金に回ったことを示唆している。オペの拡充策で利用額に相当する日銀当座預金にプラスの付利を導入したことを踏まえると、こうした行動は自然であるといえるものの、地銀・第二地銀についてはコロナオペが企業の資金供給を支える役割は限定的であった可能性が高い。第二に、信金ではコロナ期の借入金と資金利益（Net Interest Margin; NIM）の間に正の関係があることが分かった。また、分析結果から、コロナオペの拡大は地銀・第二地銀、信金の預け金利回りを上昇させる効果を持つことがわかった。ただし、この効果は定量的にはとても小さい。

追加分析では次の二点について検証する。一点目は GMM 推定を用いたダイナミックパネル分析である。仮にコロナオペの効果が借用金・借入金で計測できたとしても、貸出を増やすために日銀からの借入金を増やすという逆の因果を排除することはできない。特に、コロナオペがバックファイナンス措置として言及されている以上、上記の効果をコントロ

ールする必要がある³。そこで、ラグ付き変数を操作変数とした GMM 推定を用いて結果の頑健性を確認した。結論として、ベンチマーク分析と同様の結果が得られた。二点目は貸出金のタイプごとの分析である。オペの特徴を踏まえ、前年の信用保証付き貸出比率を組み込んだ分析を実施したところ、ベンチマーク分析と整合的な結果が得られることが確認された。さらに貸出金の担保による違いを分析すると、信金ではコロナオペによる借入金の増加が信用保証付き貸出を増やしたことがわかった。この結果は、コロナオペは信金の信用保証付き貸出を促進する形で影響した一方、その他の貸出へのスpillオーバーは起こらなかつたことを示唆している。

本研究は次の二点に関する先行研究と関連する。第一に中央銀行による資金供給オペレーションの効果に関する研究である。金融政策が銀行貸出に与える影響を分析した論文は、日本に限っても多くの研究が存在する。特に銀行の財務諸表項目を政策の代理指標とみなして分析した文献としては、Bowman et al. (2015), Shioji (2019), Harimaya and Jinushi (2023), Gunji (2024)などが存在するが、これらは量的緩和政策や金利政策の効果を対象としており、資金調達オペの分析とは異なる⁴。中銀の資金供給オペを分析した研究として、ECB の Targeted Longer-Term Refinancing Operations (TLTRO) の効果を検証した Andreeva and García-Posada (2021), Perdichizzi et al. (2023)、日銀の貸出増加支援資金供給の効果を分析した伊藤・河西・平田 (2024)、コロナ期に FRB が実施した Paycheck Protection Program Liquidity Facility (PPPLF) や Paycheck Protection Program (PPP) を対象とした Anbil, Carlson, and Styczynski (2023), Lopez and Spiegel (2023)が存在する。Andreeva and García-Posada (2021)は銀行ごとの TLTRO 利用額を用いて効果を分析し、比較的安全な借り手に対する貸出利鞘への緩和効果や、TLTRO 不参加銀行の信用基準への波及効果を示している。一方、Perdichizzi et al. (2023)はイタリアの銀行を対象に分析したところ、TLTRO による企業投資率の低下や、州レベルでの一人当たり GDP や失業率への負の影響を指摘している。伊藤・河西・平田 (2024)では 2012 年 10 月に導入された「貸出増加支援資金供給」が銀行貸出に与えた影響を分析している。彼らは傾向スコアマッチングを用いた分析から、資金供給オペを利用した銀行はそうでない銀行よりも貸出残高が

³ 借用金・借入金の内生性に関する問題については、匿名のレフェリーと前編集委員長の櫻川昌哉氏より貴重な助言を得た。

⁴ 量的緩和や信用緩和が銀行貸出等に与えた影響について、より包括的なサーベイとしては内田 (2024) を参照。

増加したことを指摘している。ただし、この分析は新型コロナ流行前の2019年度末までであり、本研究が分析するコロナオペは対象外である。Anbil, Carlson, and Styczynski (2023)では、FRBの窓口割引貸出制度の利用経験を操作変数としてPPPLF利用者とPPP融資額との関連を分析し、2020年4月から6月のパンデミック初期においてPPPLFが銀行のPPP融資を促進していること、加えてこの効果は大銀行よりも小規模なコミュニティバンクの方が大きかったことを示している。Lopez and Spiegel (2023)は中小企業向け融資に対するPPP融資の割合や、PPP融資に占めるPPPLF借入額の比率を用いて、中小企業向け融資との関連を分析し、より小規模な銀行の貸出増加の源泉としてPPPLFが機能したことを探している。本研究は日本を対象にコロナ期のオペを分析し、より規模の小さい信金への政策効果が強かったことを示唆する結果を得ており、米国でのコロナ対策オペを分析した研究と類似した結果を得ている。

第二に日本での新型コロナウイルス感染症が企業金融面に与えた影響に関する研究である。代表的な文献として、Hoshi, Kawaguchi, and Ueda (2023), Honda et al. (2023)が挙げられる。Hoshi, Kawaguchi, and Ueda (2023)は東京商工リサーチによるアンケート調査と企業の財務情報を用いて分析し、新型コロナウイルス感染症の流行以前に信用スコアが低かった企業は、政府による補助金や融資プログラムを受給する可能性が高いことを示している。Honda et al. (2023)は経済産業研究所による企業へのアンケート調査を用いて、政府による企業支援策利用の決定要因とその効果を分析し、コロナショック以前から業績不振に陥っていたと考えられる企業や、以前からメインバンクとの関係が強い企業ほど資金を獲得する可能性が高かったことを示している。また、政策効果については、雇用調整助成金を除く支援プログラムは利用企業の現金保有高を増加させ、民間金融機関による融資は退出率を低下させた一方で、いずれの支援プログラムも雇用に正の効果をもたらさなかつたと結論付けている。これらの研究ではコロナ期に企業支援策が果たした役割が重要であったことを示しているものの、金融機関を対象とした分析ではない。本研究は金融機関サイドからの分析をすることで、これらの研究を補完するものである。

本研究の分析対象は日本のコロナ期における中央銀行による企業金融支援を目的とした資金供給の効果である。こうした資金供給政策は2000年代以降の非伝統的金融政策の一環として導入されてきたものの、特に日本では実証分析の蓄積が不十分である⁵。また、こう

⁵ 例えば、日本では2008年12月には企業金融の円滑化を目的に「企業金融支援特別オペ

したツールが将来の景気後退期に使用される可能性や、平時においても中央銀行の貸出支援策として実施される可能性は高いといえる。一方で、中央銀行からの資金調達が金融機関と企業のモラルハザードやそれにともなう融資先企業の倒産を引き起こす可能性もある。したがって、このような政策の効果を分析することは重要であるといえよう。

本稿の構成は次の通りである。第2節では日本銀行が実施した新型コロナウイルス感染症に関する資金供給オペレーションを鳥瞰する。第3節では実証分析に使用するデータ、借用金・借入金が日銀のオペレーションを反映しているか、分析の推計式を議論する。第4節は分析結果、第5節は追加分析とその結果を示す。第6節は結論である。

2 日本銀行による新型コロナウイルス感染症に関するオペレーション

本節では日本銀行による新型コロナウイルス感染症に関するオペレーションの全体像を整理する。特に、2020年3月に導入され、2023年3月末に廃止された、「新型コロナウイルス感染症にかかる企業金融支援特別オペ」、「新型コロナウイルス感染症対応金融支援特別オペ」を取り上げる。なお、本稿ではこれらの2つのオペをまとめて「コロナオペ」と呼称する。

2.1 新型コロナウイルス感染症にかかる企業金融支援特別オペ

新型コロナウイルス感染症の拡大を受け、2020年3月に日本銀行は「新型コロナウイルス感染症にかかる企業金融支援特別オペ」の導入を発表した。このオペでは、共通担保オペ（全店貸付）の対象先のうち希望する先に対し、適格担保と呼ばれる民間企業債務（社債、CPなど）を担保に、最長1年の資金を金利0%で供給するオペである。注目すべきは、このオペには補完当座預金制度上の「マクロ加算2倍措置」が採用されている、という点である。これはオペ利用額の2倍の額が、日銀当座預金のうち0%の金利が付されるマクロ加算残高の上限値に加算されることを意味する。当時はマイナス金利政策が採用されていたが、この措置により金融機関はマイナス金利の影響を気にすることなく日銀から借り受けた資金を当座預金の形で保有できることを意味する⁶。ただし、2020年4月まで

レーション基本要領」が導入された。中里(2013)は日本政策金融公庫や日本政策投資銀行などの政府系金融機関による危機対応融資が、日銀の政策と相まって、大企業・中堅企業の資金調達の円滑化に一定の役割を果たしたものと評価している。

⁶ 2020年時点において日本銀行は当座預金残高を「基礎残高」、「マクロ加算残高」、「政策

の金融機関の対象先数は、信託銀行を含む銀行が 19 行、信用金庫が 9 行、その他証券会社等が 4 行と一部に限られていた。

2.2 新型コロナウイルス感染症対応金融支援特別オペ

3 月に新たなオペを導入したものの、国内外で新型コロナウイルス感染症の影響が拡大する中、企業の資金繰りが悪化しているとの懸念から、日本銀行は更なるオペの拡大に踏み切ることとなる。まず 2020 年 4 月に、これまでのオペの名称を「新型コロナウイルス感染症対応金融支援特別オペ」に変更し、(1)対象となる担保に家計債務を含めた幅広い民間債務を追加する、(2)非取引先金融機関も系統中央機関を通じてオペを利用可能とする、(3)マクロ加算残高 2 倍ルールに加え、利用残高に相当する当座預金へ +0.1% の金利を付す、という 3 点の拡充を発表した。特に、(2)の導入により、日銀当座預金を保有していない信用金庫、信用組合、労働金庫、農林系や漁業系の金融機関が、信金中央金庫、全国信用協同組合連合会、労働金庫連合会、農林中央金庫などを通じて資金を借りることが可能となり、より広く資金繰りを支えるための措置であった。

加えて 2020 年 5 月には、政府の中小企業向けの資金繰り支援に対するバックファイナンス措置として「新たな資金供給手段」を発表し、緊急経済対策における無利子・無担保融資を中心とする適格融資を上限額に加える措置を導入した^{7 8 9}。また、当初 2020 年 9 月末までとされていたオペの期限を 2021 年 3 月末まで延長した。

「金利残高」の三層に分け、それぞれ +0.1%, 0%, -0.1% の金利を付す三層構造を採用していた。

⁷ 拡充策導入前の 2020 年 4 月の総裁記者会見において、当時の黒田日銀総裁は、バックファイナンスの形で金融機関が中小企業への資金繰りを支援するために新たな資金供給手段を検討していることを明らかにしている。詳しくは黒田 (2020) を参照。

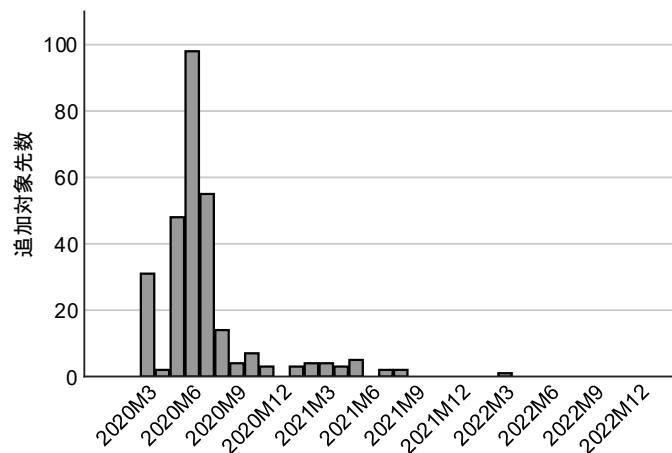
⁸ 「緊急経済対策における無利子・無担保融資を中心とする適格融資」とは、(1) 緊急経済対策における無利子・無担保融資や新型コロナウイルス感染症対応として信用保証協会による保証の認定を受けて実行した融資と(2) プロパー融資のうち、新型コロナウイルス感染症の影響を受けた中小企業等に対して行う、融資条件面で(1)に準じる融資となる。(日本銀行; 2020)

⁹ オペのもう一つの効果は、適格担保需要の高まりによる金融機関の CP・社債の購入増加と、それに伴う CP 発行レートや社債利回りの低下である。日本銀行 (2021) はコロナオペが資金市場に与えた影響について議論している。

こうした措置もあってか、オペの利用機関数は急増した。図1は新たにコロナオペの対象となった金融機関数の推移である。最も多いのは「新たな資金供給手段」を導入した直後の6月であり、98行もの金融機関がコロナオペの対象先として選定された。

その後のコロナオペは期限の延長や付利の変更、貸付上限の緩和など細かな政策変更を経ることとなる。2021年3月の金融政策決定会合では、オペ利用額に対する日銀当座預金への付利について、プロパー融資分には0.2%，それ以外には0.1%など融資のタイプで細かな金利設定を付すことが発表された¹⁰。オペの期限については、2020年12月には2021年9月末まで、2021年6月には2022年3月末までと、それぞれ延長が発表された。2021年12月には大企業向けや住宅ローンを中心とする民間債務担保分は2022年3月末で終了することが、2022年9月には、感染症対応にかかる中小企業等向けのプロパー融資分を2023年3月末に、感染症対応にかかる中小企業等向けの制度融資分を2022年12月末にそれぞれ終了することが発表された。

(図1) コロナオペの追加対象先数

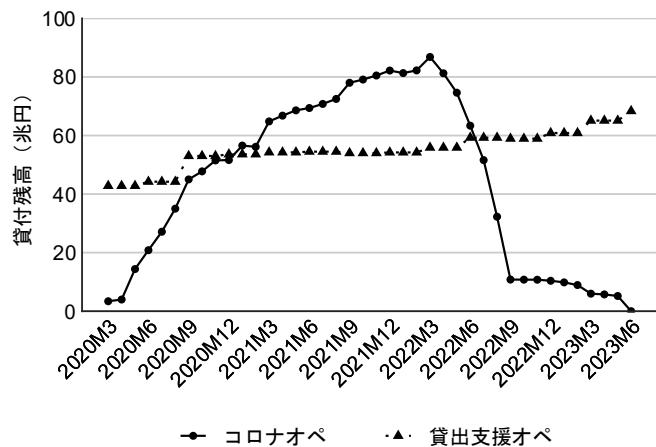


(注) 日本銀行「対象先公募・選定に関する公表文」より著者作成。コロナオペとは「新型コロナウイルス感染症にかかる企業金融支援特別オペ」、「新型コロナウイルス感染症対応金融支援特別オペ」を指す。対象先には、銀行、信託銀行、信金、外国銀行など全ての対象先を含む。

¹⁰ この制度は「貸出促進付利制度」と呼ばれ、金利引き下げ時の金融機関収益への影響を和らげる目的で、日銀からの資金供給残高に応じて短期金利に連動した付利をする制度である。2021年3月19日の金融政策決定会合では、コロナオペ以外にも貸出支援基金や被災地オペの残高相当の日銀当座預金に0%の付利を設定することも発表された。

このように実施されたコロナオペは、過去のオペと比較しても、極めて大規模なオペであった。図2はコロナオペの貸付残高の推移である。2020年3月には総額3兆円程度であった残高は、4月以降急速に規模を拡大し、ピークの2022年3月には約86兆円となった。同時期の貸出支援オペが約42兆円から約55兆円増やしていることと比較すると、短期間で急速に貸付が伸びていったことがわかる。2022年3月以降は大企業向けや住宅ローンを中心とする民間債務担保分が終了したこともあり、急速に貸付残高が減少した。2023年3月にはオペが終了し、2023年3月分の貸付が返済期限を迎えた6月には貸付残高は0となっている。

(図2) 日銀オペ貸付残高の推移



(注) 日本銀行が公表した各オペレーションの貸付残高を基に著者作成。(注) 値は全て月末値。
実線・丸はコロナオペの貸付残高であり、点線・三角は貸出支援オペの推移である。

3 実証分析

3.1 データ

分析では Nikkei NEEDS FinancialQUEST に収納された銀行・信用金庫の財務諸表データを使用する。対象となるのは地方銀行、第二地方銀行と信用金庫であり、都市銀行、政府系金融機関、中央信用金庫、ネット銀行などは除かれている。十分なサンプルを確保するために、地銀・第二地銀は9月期・3月期のデータを使用する。信金はデータベースに3月期分のデータしか存在しないため、3月期のデータを使用する。期間は2013年から2023年までである。合併処理については合併前と合併後の金融機関を別機関とする形で処理している。

3.2 コロナオペの尺度：借用金・借入金

本研究では、銀行のコロナオペ利用額の指標として、地銀・第二地銀は貸借対照表の負債項目である「借用金」を、信金は同じく負債項目の「借入金」を使用する¹¹。前者は「借入金」と「再割引手形」から構成され、「借入金」の内訳に日銀や他の金融機関からの借入金を含む形となっている。後者も同様に「借用金」内の項目であり、日銀や他の金融機関からの借入金で構成されるが、信金の「借用金」には売渡手形やコールマネーなど銀行会計では借用金とされないものも含まれていることに留意が必要である。

分析で使用する、ある金融機関 b の「借用金」または「借入金」変数 ($\Delta \text{Borrowings}_{b,t}$) は次の形で定義される：

$$\Delta \text{Borrowings}_{b,t} = \frac{\text{Borrowings}_{b,t} - \text{Borrowings}_{b,t-1}}{\text{Total Assets}_{b,t-1}} \times 100$$

$\text{Borrowings}_{b,t}$ は金融機関 b の t 期の「借用金」または「借入金」であり、 $\text{Total Assets}_{b,t-1}$ は前年同月の総資産である。

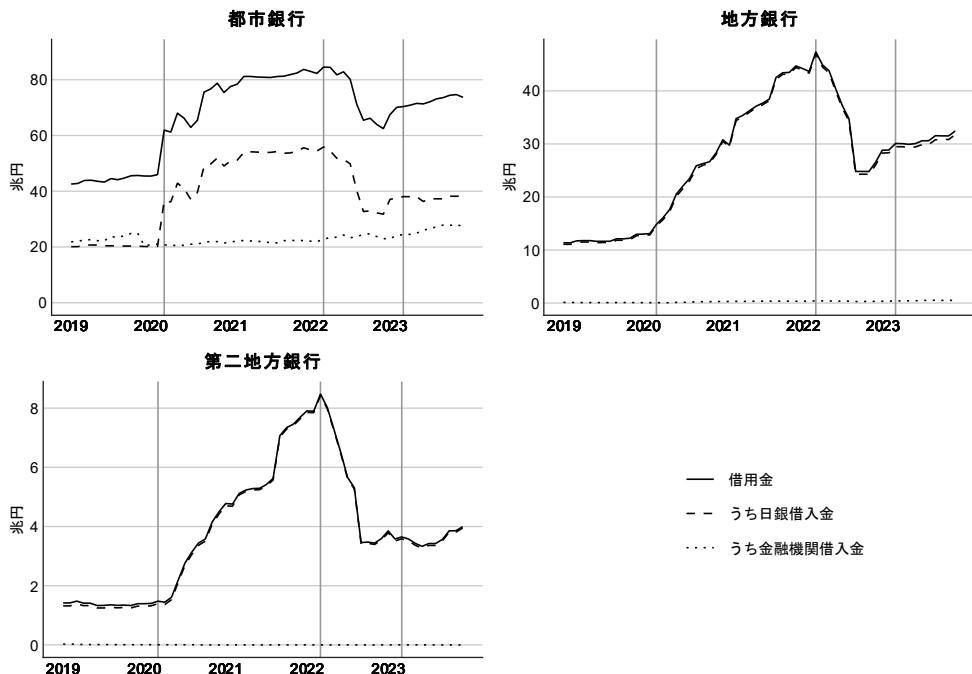
ここで、分析に移る前に、借用金・借入金がコロナオペの影響をどの程度反映しているのか、次の四点の事実から整理をしていく。

第一の事実は、集計データを見る限り、コロナ期の地銀・第二地銀の借用金の変動は、ほぼ日銀からの借入金によるものであるという事実である。図 3 は日本銀行「民間金融機関の資産・負債」より得られた借用金の推移である。この統計では、個々の財務諸表からは得られない業態ごとの日銀からの借入金の額を得ることができ、図では銀行業態別の借用金（実線）とそれに占める日銀借入金（破線）と金融機関借入金（点線）の推移を示している。実線を見ると、いずれの業態も図 2 で示されたコロナオペの貸付残高と合わせる形で借用金も変化していることがわかる。さらに、都市銀行ではコロナオペ期間中の変動のほとんどが日銀からの借入金で説明でき、また、本研究の分析対象である地銀・第二地銀では借用金（実線）と日銀借入金（破線）がほぼ同じ水準で推移していることから日銀からの借入金そのものと解釈することができる。以上から、地銀・第二地銀の借用金のほとんどは日銀からの借入金で構成され、コロナオペを強く反映した指標であることが示唆

¹¹ Nikkei NEEDS FinancialQUEST では、地銀・第二地銀でも「借入金」を入手することができますが、報告している銀行が少なく、ほとんどは欠損値であったため「借用金」を使用する。また、地銀・第二地銀の「借用金」には「再割引手形」も含まれるが、日銀の集計データを見る限りほとんど 0 に近い値であり、影響はないと考えられる。

される¹²。

(図 3) 銀行業態別の借入金の推移



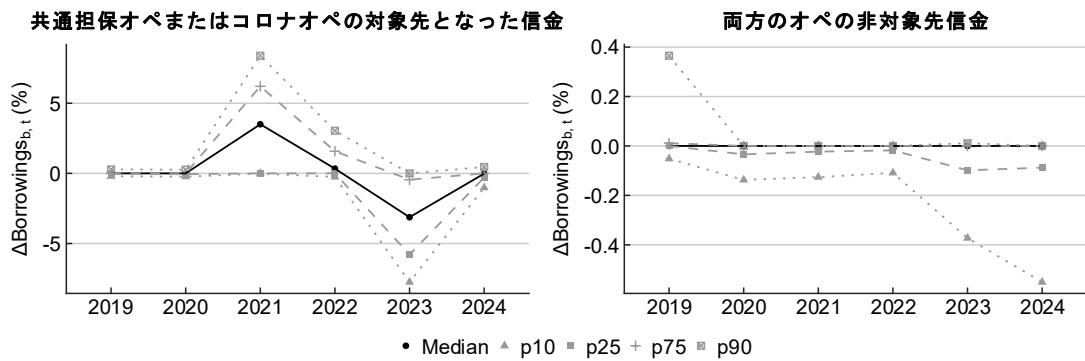
(注) 日本銀行「民間金融機関の資産・負債」より著者作成。縦軸の灰色実線はそれぞれ、コロナオペがスタートした2020年3月、コロナオペ貸付残高が最大となった2022年3月、コロナオペが終了した2023年3月を表している。

第二に、信用金庫のうち、共通担保オペまたはコロナオペの対象外となった信金の多くは、コロナ期に借入金がほとんど変化していないという点である。ほとんどがコロナオペの対象先となった地銀・第二地銀に対し、信金は約175行が対象先に選定され、残りの約80行は対象先とはならなかった。したがって、オペの対象となった信金と対象外の信金が比較可能である。図4は2019年3月から2023年3月の間に共通担保オペまたはコロナオペの対象先に選定された信金と、そうでない信金の $\Delta Borrowings_{b,t}$ について、各年の中央値、10%・25%・75%・90%タイルをそれぞれプロットしている。共通担保オペを含めるのは、コロナオペや貸出支援基金の対象先は共通担保オペの貸付対象先から選定されることや、コロナオペの対象先でなくとも、共通担保オペの対象先になっている信金がいくつも存在するためである。対象先の信金（左図）と対象外の信金（右図）を比較すると、コ

¹² なお、信用金庫については類似の統計が存在しないため、同様の確認をすることは難しい点に留意が必要。

ロナ期間中の 2021 年に、前者は中央値でみると 3.5%程度上昇しているのに対し、後者は 0%となっている。加えて、10%・90%タイルで見ても、対象外の信金は期間中最大で $\pm 0.4\%$ 程度しか変化していない。これらの事実から、信金においても借入金の変動の大部分はコロナオペの利用によって支えられたことが示唆される。

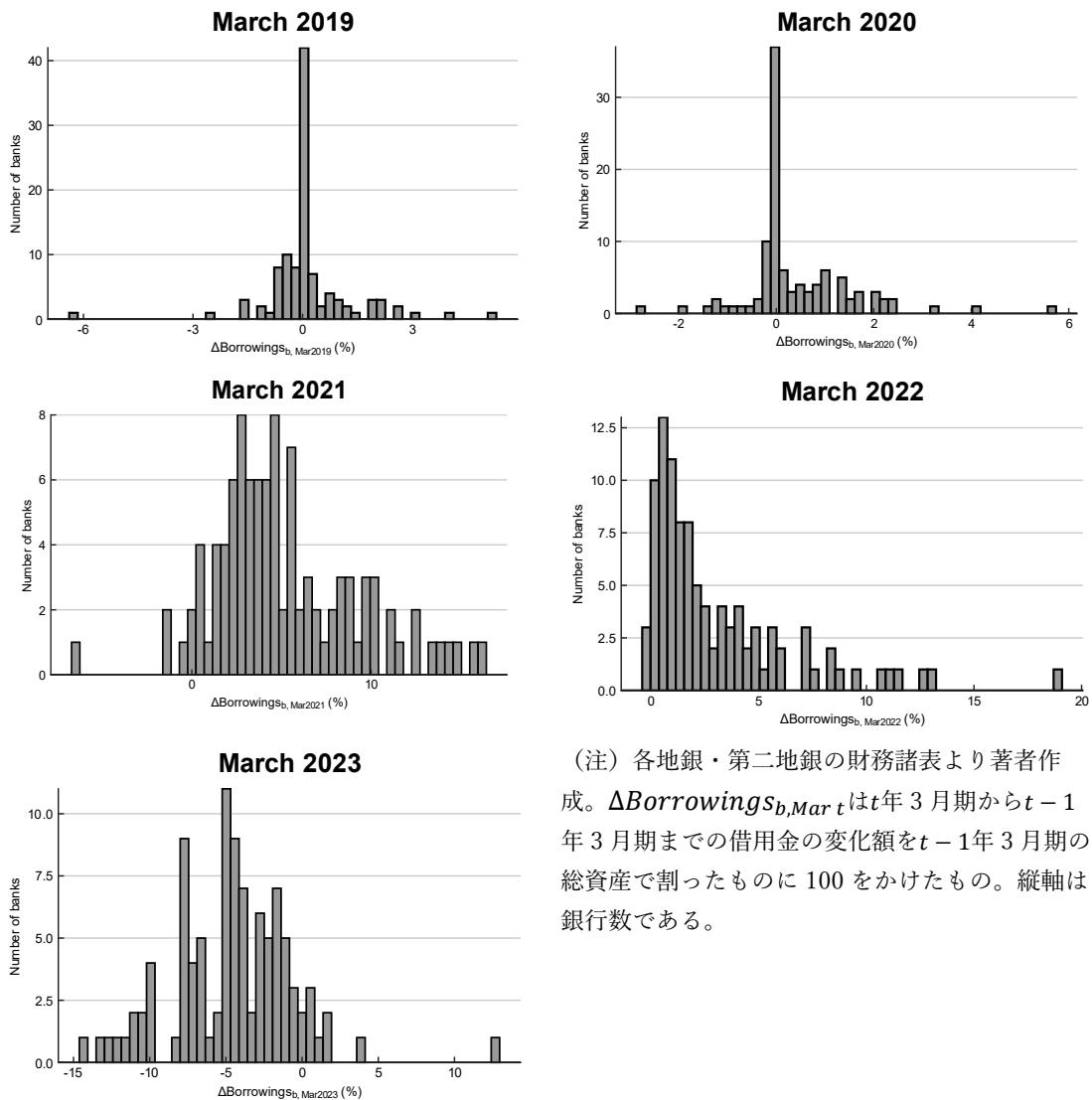
(図 4) 信用金庫：オペの対象先 vs 対象外



(注) 各信用金庫の財務諸表を基に著者が作成。左図は、2019 年から 2023 年 3 月までに共通担保オペまたはコロナオペの選定先となった信用金庫を対象とし、右図は同期間中に 2 つのオペの対象先に選定されなかった信用金庫を対象としている。実線は中央値、破線は 25% タイルと 75% タイル、点線は 10% タイルと 90% タイルを示す。左右の図で縦軸のスケールが異なる点に留意されたい。

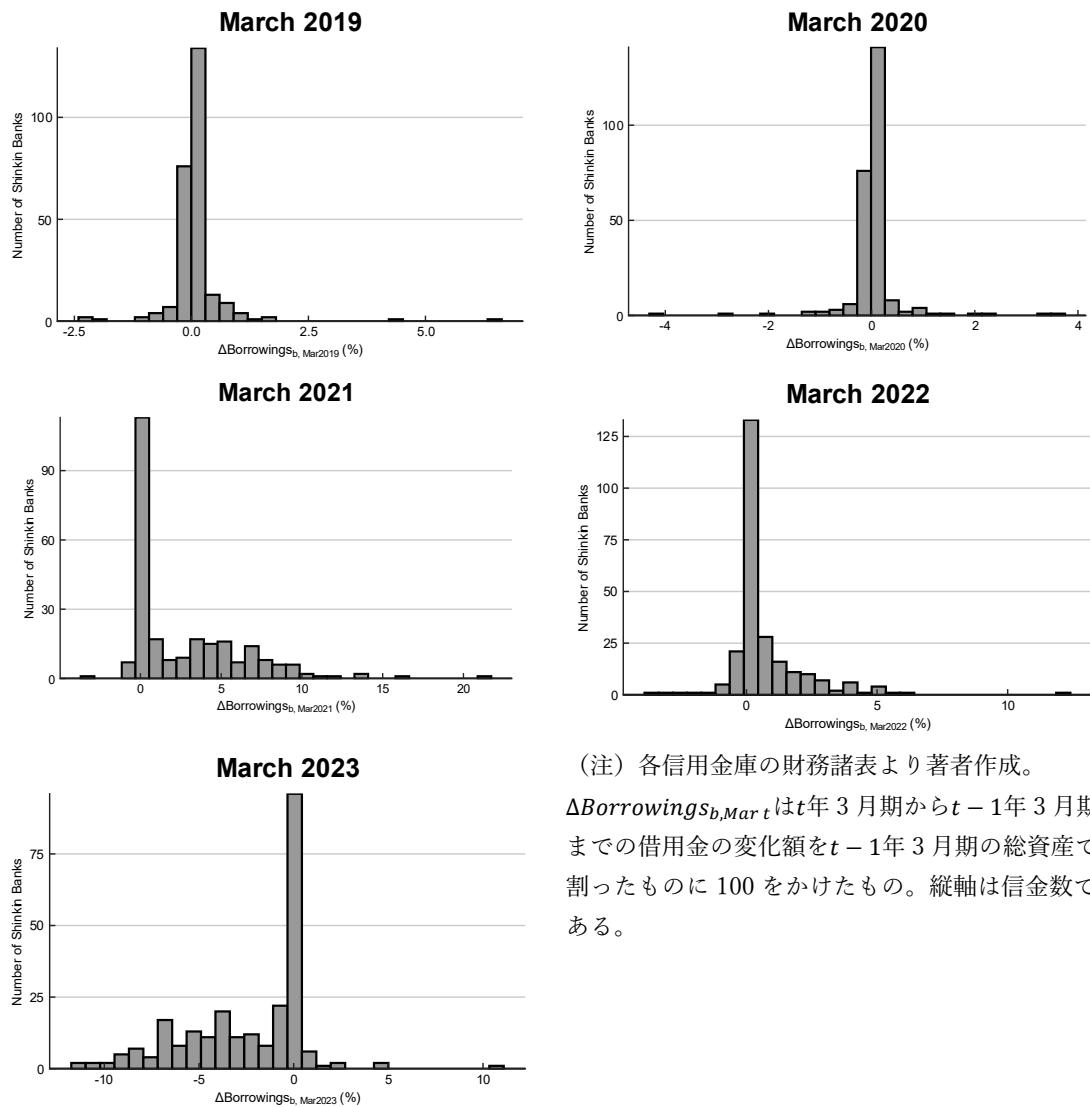
第三に、多くの地銀・第二地銀や信金で、2021 年 3 月、2022 年 3 月に借用金・借入金保有が増えた一方、オペが終了する 2023 年 3 月には保有額が減ったことである。図 5 と図 6 はそれぞれ地銀・第二地銀、信金での 2019 年 3 月期から 2023 年 3 月期の借用金・借入金変数 ($\Delta \text{Borrowings}_{b,Mart}$) のヒストグラムである。これを見るとコロナオペが存在しなかった 2019 年 3 月はゼロ付近に集中していたが、特にコロナオペの拡充措置を反映した 2021 年 3 月は、ばらつきが拡大しゼロを上回るものが多い。一方で、コロナオペが終了した 2023 年 3 月はゼロ以下の銀行がほとんどであり、コロナオペの終了に合わせて借用金を縮小したことが示唆される。なお、図 6 ではコロナオペを利用していない信金の影響から、地銀よりもゼロ付近にとどまる信金の数が多いことが見て取れる。

(図5) 地銀・第二地銀「借用金」のヒストグラム



(注) 各地銀・第二地銀の財務諸表より著者作成。 $\Delta \text{Borrowings}_{b, \text{Mar } t}$ は t 年3月期から $t-1$ 年3月期までの借用金の変化額を $t-1$ 年3月期の総資産で割ったものに100をかけたもの。縦軸は銀行数である。

(図6) 信用金庫「借入金」のヒストグラム

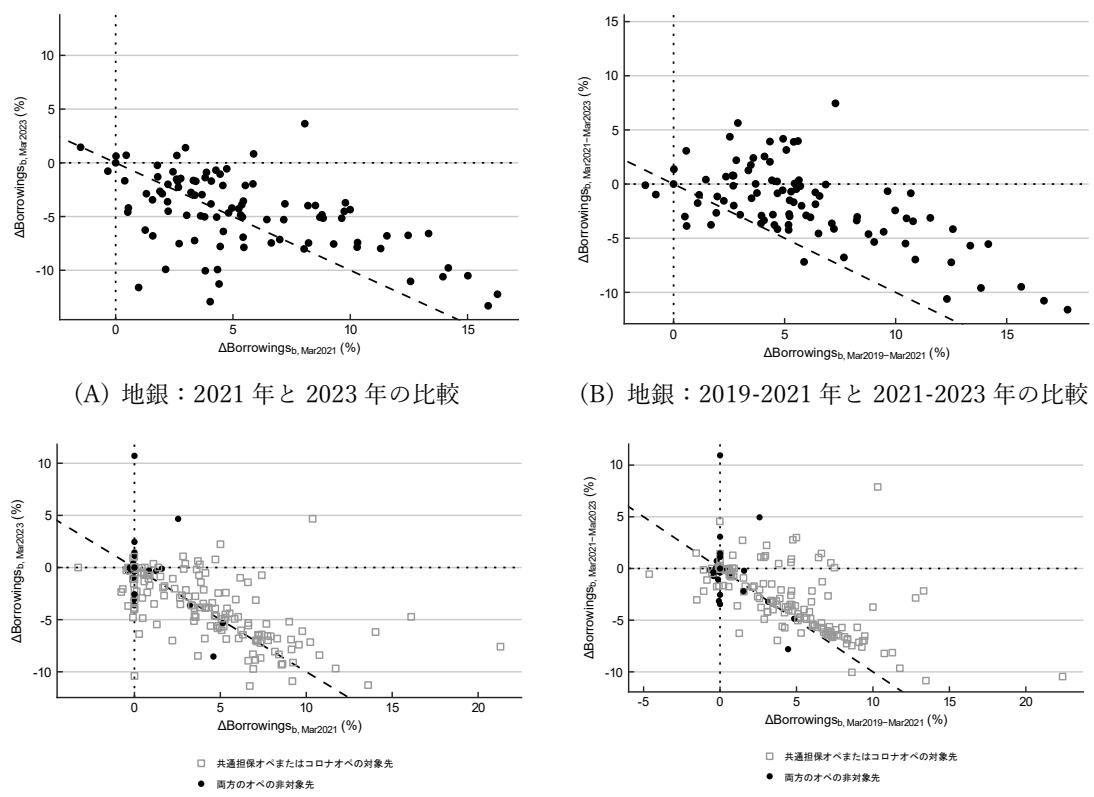


(注) 各信用金庫の財務諸表より著者作成。

$\Delta \text{Borrowings}_{b, \text{Mar}t}$ は t 年 3 月期から $t - 1$ 年 3 月期までの借用金の変化額を $t - 1$ 年 3 月期の総資産で割ったものに 100 をかけたもの。縦軸は信金数である。

第四に、2021年3月に借用金・借入金保有を増やした金融機関は2023年3月にこれらを減らしている点である。図7(A), (C)は2021年3月期と2023年3月期の借入額の変化を、(B), (D)は2019~2021年と2021~2023年の借入額の変化をそれぞれ比較している。各点はそれぞれの銀行、信金を表している。図の点の多くは第4象限に属しており、コロナ期の2021年に借用金・借入金を増やした銀行・信金が、コロナオペが終了する2023年に借用金・借入金を減らしていることがわかる¹³。

(図7) 同一金融機関内の借用金・借入金の変化



(注) 各金融機関の財務諸表より著者作成。 $\Delta \text{Borrowings}_{b, \text{Mar}2021}$, $\Delta \text{Borrowings}_{b, \text{Mar}2022}$ はそれぞれ2020年3月期から2021年3月期、2022年3月期から2023年3月期までの借用金の変化額を2020年・2022年3月期の総資産で割り、100をかけたもの。 $\Delta \text{Borrowings}_{b, \text{Mar}2019-\text{Mar}2021}$, $\Delta \text{Borrowings}_{b, \text{Mar}2021-\text{Mar}2023}$ はそれぞれ2019年3月期から2021年3月期、2021年3月期から2023年3月期までの借用金の変化額を2019年・2021年3月期の総資産で割り、100をかけたもの。破線は傾きが-1となる45度線である。

¹³ 図7(C), (D)では共通担保オペまたはコロナオペの対象先と対象外の信金を比較しているが、対象外の信金についても借入金が変動している信金がある。この理由としては(1)その他のオペを利用している、(2)系統中央機関（信金中央金庫）からの借入を反映している可能性がある。

以上をまとめると、コロナ期での「借用金」「借入金」は日銀のコロナオペを強く反映した使用であることが示唆される。そこで本研究では「借用金」「借入金」の指標である $\Delta Borrowings_{b,t}$ を用いて、地銀・第二地銀と信金のパネルデータ分析を行い、日銀のコロナオペが与えた影響について検証する。

3.3 推計式

ベンチマークとなる推計式は次のとおりである

$$\Delta y_{b,t} = \beta \Delta Borrowings_{b,t} \times COVID_t + \sum_i \gamma_i X_{b,t-1}^i + \theta_b + \psi_t + \eta_{p,t} + \epsilon_{b,t} \quad (1)$$

$\Delta y_{b,t}$ は金融機関 b の関心のある変数の前年同月比を前年同月の総資産で割り、100 を掛けたもの ($\Delta y_{b,t} = 100 \times (y_{b,t} - y_{b,t-1}) / Total Assets_{b,t-1}$) である。 $\Delta Borrowings_{b,t}$ は前節の定義と同様、借用金・借入金の前年同月比を前年同月の総資産で割り、100 を掛けたものである。 $COVID_t$ はコロナ期間を表すダミー変数であり、コロナオペが適用されていた 2020 年 3 月期から 2023 年 3 月期までを 1 とするダミー変数である。なお、ここでは、被説明変数である $\Delta y_{b,t}$ とコロナオペの効果を測定する $\Delta Borrowings_{b,t}$ の時点は同時点となっていることに留意してもらいたい。コロナオペがバックファイナンスとしての側面を持つならば、1 期後の被説明変数を使用するほうが適切かもしれないが、後述の通りデータの頻度は半年または 1 年間であるため、同時点内で日銀からの借入と民間への貸出をすることは十分に考えられる。以上から、本稿では同時点の被説明変数と説明変数を用いて検証する。

$X_{b,t-1}^i$ はコントロール変数であり、 θ_b, ψ_t はそれぞれ銀行と時点の固定効果である。 $\eta_{p,t}$ は金融機関 b の登記上の本店所在地の都道府県 × 時点の固定効果である。コントロール変数は、前年同月（1 期前）の自己資本比率・ $\log(\text{総資産})$ ・不良債権比率・ROA、1 期前の借用金・借入金変数 ($\Delta Borrowings_{b,t-1}$) である。注目すべき係数は、借用金・借入金変数とコロナオペのダミーの交差項である β の値である。

4 分析結果

4.1 バランスシート項目に対する分析

表 1 はベンチマーク分析の結果を示している。Panel A, B はそれぞれ地銀・第二地銀、信用金庫の分析結果であり、括弧内は銀行レベルでクラスタリングされた標準誤差である。(1), (2)列は貸出金を被説明変数とした場合の結果である。地銀・第二地銀については借用

金・借入金変数とコロナオペダミーとの交差項の係数 β が統計的に有意とならない一方で、信金については5%水準で正の符号を示している。(3), (4)列は現金預け金、(5), (6)列は預け金を用いた結果であるが、いずれも交差項の係数 β が1%水準で正の符号を示している。(7), (8)列の有価証券はいずれの結果も統計的に有意とならない。

これらの結果は、信金ではコロナオペの利用が日銀当座預金や貸出の増加に結び付いた一方で、地銀・第二地銀はコロナオペの利用が貸出に結び付かず、日銀当座預金を増やすのみであったことが示唆される。言い換えると、企業への資金供給を支える目的で（あるいはバックファイナンス措置として）導入されたコロナオペであったが、地銀・第二地銀についてはその役割は限定的であった可能性が高い。また、より小規模な金融機関である信金のほうが貸出に結びついたという結果は、Anbil, Carlson, and Styczynski (2023), Lopez and Spiegel (2023)など、コロナ期の中銀オペレーションがより小規模な金融機関の貸出を支えたとする一連の研究と同様である¹⁴。

現金預け金・預け金は両方の金融機関で正の影響が見られる点については、コロナオペのマクロ加算残高2倍措置やオペ利用額に応じて日銀当座預金にプラスの付利を設定したことを踏まえると妥当な結果である。さらに、定量的に見ると、地銀・第二地銀ではPanel A (3), (5)列の β の推定値はそれぞれ1.079, 1.034と1を上回り、コントロール変数を追加した場合でも大きさは同程度である。これはコロナ期間中に借用金が（前期資産対比で）1%大きければ、現金預け金等も平均的に1%大きいことを意味し、借用金の変化と同額だけ現金預け金が増加したことを示唆する。また、信金においても、係数の大きさがおよそ0.7と借入金額の約7割の額が預け金として積み上げられたことが示唆される。

¹⁴ ただし、地銀・第二地銀で総資産が中央値より小さいサンプルのみを用いて同様の分析を実施したところ、貸出を増やす傾向は認められなかった。

(表 1) ペンチマーク分析

Panel A : 地銀・第二地銀

	貸出金		現金預け金		預け金		有価証券	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\Delta \text{Borrowings}_{b,t} \times \text{COVID}_t$	0.059 (0.066)	0.060 (0.054)	1.079** (0.114)	1.080** (0.114)	1.034** (0.122)	1.100** (0.102)	0.041 (0.040)	0.008 (0.056)
$\Delta \text{Borrowings}_{b,t-1}$			0.037 (0.040)	0.079 (0.069)		0.208* (0.099)		0.082 (0.071)
Controls		✓		✓		✓		✓
Bank FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Time FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Pref × time FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Observations	2,010	1,939	2,010	1,939	992	953	2,004	1,934
Number of Bank FEs	113	110	113	110	113	109	113	110
Total periods	22	22	22	22	11	11	22	22
R ²	0.703	0.741	0.831	0.839	0.847	0.860	0.661	0.672
Adjusted R ²	0.309	0.371	0.607	0.608	0.584	0.595	0.207	0.200
Within R ²	0.003	0.033	0.300	0.313	0.332	0.379	0.001	0.033

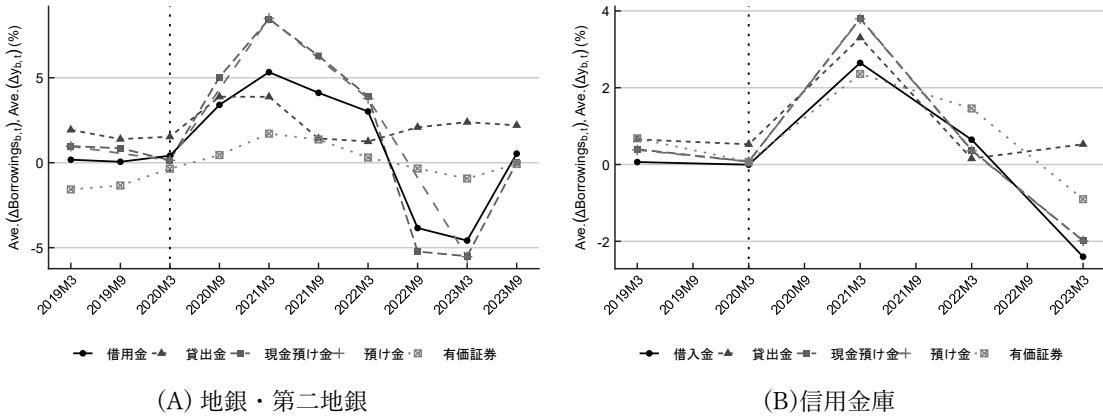
Panel B : 信用金庫

	貸出金		現金預け金		預け金		有価証券	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\Delta \text{Borrowings}_{b,t} \times \text{COVID}_t$	0.078** (0.026)	0.062* (0.026)	0.777** (0.062)	0.778** (0.064)	0.780** (0.062)	0.781** (0.063)	0.100 (0.061)	0.073 (0.063)
$\Delta \text{Borrowings}_{b,t-1}$		0.067** (0.023)		0.093* (0.047)		0.086+ (0.046)		-0.055 (0.041)
Controls		✓		✓		✓		✓
Bank FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Time FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Pref × time FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Observations	2,830	2,814	2,830	2,814	2,830	2,814	2,830	2,814
Number of Bank FEs	282	280	282	280	282	280	282	280
Total periods	11	11	11	11	11	11	11	11
R ²	0.614	0.637	0.460	0.469	0.461	0.469	0.357	0.372
Adjusted R ²	0.459	0.490	0.245	0.254	0.245	0.255	0.101	0.118
Within R ²	0.008	0.068	0.121	0.126	0.122	0.127	0.003	0.015

(注) Panel A は地銀・第二地銀の結果であり、Panel B は信用金庫の結果である。**, *, + はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で有意であることを示している。括弧内はそれぞれ銀行、信金でクラスタリングされた標準誤差である。Time FE, Bank FE はそれぞれ時点、銀行・信金の固定効果である。Pref × time FE は金融機関の本店所在地の都道府県 × 時点の固定効果である。Panel A の地銀・第二地銀は 3 月期・9 月期、Panel B の信金は 3 月期データを使用。ただし、サンプル収録の問題から、Panel A の「預け金」(4)~(6)は 3 月期のみ使用。

4.2 ディスカッション：地銀・第二地銀と信金の効果の違い

(図8) 借用金・借入金変数・被説明変数のサンプル平均の推移



(注) 借用金・借入金変数 $\Delta Borrowings_{b,t}$ や、被説明変数 $\Delta y_{b,t}$ として用いた貸出金、現金預け金、預け金、有価証券のサンプル平均をプロットしている。(A)は地銀・第二地銀、(B)は信用金庫についてのグラフであり、縦点線はコロナオペダミーの開始時期である2020年3月を表している。

なぜ、地銀・第二地銀と信金で貸出への効果が異なるのか。図8は分析に使用した借用金・借入金変数や、被説明変数のサンプル平均の推移を表している。これによれば、地銀・第二地銀では借用金の伸びがピークとなった2021年3月期の時点で、貸出金の伸びは既に減速しており、定量的にも借用金ほど貸出金は増えていない¹⁵。一方、信金では借入金と貸出金がほぼ同調して推移し、貸出金の伸びが借入金の伸びを上回る局面も確認できる。以上より、地銀・第二地銀は信金に比べて貸出姿勢が相対的に抑制的であったことが示唆される。

この相違の背景として、次の二点が考えられる。第一に、信用金庫の方が地銀・第二地銀よりも強い資金需要に直面していたという可能性である。取引関係を考えると、地銀・第二地銀よりも信金の方がより小規模な企業との取引が盛んであり、潜在的な資金需要が大きいと考えられる。鈴木(2022)では、2018年度末時点における(都銀を含む)国内銀行と信金の業種別貸出件数シェアを比較したところ、飲食業、小売業、建設業、その他サービス業において信金のシェアが国内銀行のシェアを上回っていたことを指摘してい

¹⁵ コロナオペがバックファイナンス措置としての側面を持つこと踏まえれば、これは単に今期貸出を増やし、次の期に借用金を増やしたこと反映しているかもしれない。しかし、地銀・第二地銀のデータで、1期先の借用金変数を用いて分析したところ、貸出金に対する係数は統計的に有意ではなかった。

る。さらに、2018 年度末から 2020 年度末の貸出金残高を比較すると、これらの業種では他業種よりも貸出金残高の変化率が相対的に大きく、建設・飲食業では信金の貸出件数増が国内銀行を上回ることを示している。これらの結果から鈴木 (2022)では、コロナ期の中小企業の資金需要に対して、特に信用金庫の貢献が大きかったと結論付けている。

第二の可能性は、地銀・第二地銀の方が信金よりもリスク回避的であった可能性である。前述の鈴木 (2022)では地銀・第二地銀の貸出金利や不良債権比率が趨勢的に信金よりも低いことから、地銀・第二地銀が信金よりもリスク回避的な行動をとっている可能性を指摘している。また、日本銀行 (2022)が2021年7月に実施した地域金融機関アンケートでは、先行きの円金利リスク量 (ΔEVA) の高止まり要因として、地銀・第二地銀の過半が「貸出残高の増加」を挙げた一方、信金では 4 割未満にとどまった。金利リスク量の対自己資本比率が一定の閾値を超えると金融庁の監督対象となるため、地銀・第二地銀はこれを忌避して貸出に対して抑制的に行動した可能性がある。さらに、前述の通り、コロナオペによる資金調達によって金融機関はマクロ加算残高の拡充措置と合わせて日銀当座預金のプラス付利を受けることが可能であったため、地銀・第二地銀は、日銀当座預金を増やすことで「補助金」(木内, 2021; 中村, 2021)を得るインセンティブが強く働いていたのかもしれない。

地銀・第二地銀と信金の効果の違いが資金需要側によるものか、あるいは資金供給側によるものかを識別するには、取引先属性などのより精緻なミクロデータを用いた分析が必要である。もっとも、これらは本研究の範囲を超えるため、今後の課題としたい。

4.3 収益性項目に対する分析

次に、コロナオペが地銀・第二地銀や信金の収益性にどのような影響を与えたか分析する。具体的には、ROA (Return On Assets, 経常利益 ÷ 総資産), NIM (Net Interest Margin, 資金利益 ÷ 総資産)に加え、預け金利回り (預け金利息 ÷ 預け金)、有価証券利回り (有価証券利息 ÷ 有価証券)、貸出金利回り (貸出金利息 ÷ 貸出金) への影響を分析する。分母は $\Delta Borrowings_{b,t}$ と一致した解釈になるように、前年同月の変数で基準化した上で、100 をかけてパーセンテージにしている。

表 2 は分析結果を示している。ROA、有価証券・貸出金利回りについては、地銀・第二地銀、信金ともに統計的に有意ではない。NIM は Panel B の信金のみ統計的に有意となっている。預け金利回りは地銀・第二地銀、信金ともに 1% 水準で正の符号を示してい

る。すなわち、コロナ期間中に借用金・借入金が大きかった銀行ほど、預け金からのリターンも大きかったことがわかる。また、この結果はコロナオペに付随したプラスの付利が金融機関の収益改善に寄与したことを見唆している。一方で、係数の推定値はいずれも非常に小さいことから、コロナオペによる借用金・借入金の増加は地域金融機関の収益を改善する方向に作用したもの、定量的にはあまり大きな影響を与えたかったといえる。

(表2) 収益性指標への影響

Panel A : 地銀・第二地銀

	ROA		NIM		預け金利回り		有価証券利回り		貸出金利回り	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
$\Delta \text{Borrowings}_{b,t} \times \text{COVID}_t$	0.0006 (0.0029)	0.0004 (0.0040)	0.0003 (0.0014)	-0.0008 (0.0017)	0.0091** (0.0020)	0.0085** (0.0022)	-0.0091 (0.0073)	-0.0116 (0.0085)	0.0035 (0.0031)	0.0057 (0.0039)
$\Delta \text{Borrowings}_{b,t-1}$					0.0008 (0.0034)	0.0011 (0.0024)	0.0017 (0.0034)	-0.0020 (0.0064)	0.0031 (0.0029)	
Controls		✓		✓		✓		✓		✓
Bank FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Time FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Pref × time FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Observations	2,053	1,983	2,053	1,983	956	919	2,042	1,973	2,053	1,983
Number of Bank FEs	115	112	115	112	112	108	115	112	115	112
Total periods	22	22	22	22	11	11	22	22	22	22
R ²	0.813	0.827	0.972	0.976	0.712	0.724	1.000	1.000	0.976	0.978
Adjusted R ²	0.576	0.592	0.936	0.942	0.208	0.201	1.000	1.000	0.945	0.947
Within R ²	0.000	0.008	0.000	0.081	0.024	0.029	0.003	0.025	0.004	0.027

Panel B : 信用金庫

	ROA		NIM		預け金利回り		有価証券利回り		貸出金利回り	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
$\Delta \text{Borrowings}_{b,t} \times \text{COVID}_t$	-0.0002 (0.0019)	-0.0008 (0.0018)	0.0045** (0.0008)	0.0029** (0.0009)	0.0023** (0.0005)	0.0021** (0.0005)	0.0006 (0.0034)	0.0008 (0.0036)	0.0012 (0.0008)	-0.0003 (0.0010)
$\Delta \text{Borrowings}_{b,t-1}$			0.0045* (0.0020)	-0.0006 (0.0015)		-0.0002 (0.0010)		-0.0035 (0.0058)		-0.0002 (0.0017)
Controls		✓		✓		✓		✓		✓
Bank FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Time FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Pref × time FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Observations	2,830	2,815	2,830	2,815	2,830	2,815	2,830	2,815	2,830	2,815
Number of Bank FEs	282	280	282	280	282	280	282	280	282	280
Total periods	11	11	11	11	11	11	11	11	11	11
R ²	0.637	0.650	0.940	0.945	0.840	0.840	0.682	0.683	0.974	0.976
Adjusted R ²	0.492	0.509	0.916	0.923	0.775	0.775	0.554	0.555	0.964	0.966
Within R ²	0.000	0.011	0.008	0.087	0.003	0.006	0.000	0.005	0.000	0.048

(注) Panel A は地銀・第二地銀の結果であり、Panel B は信用金庫の結果である。**, *, +はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示している。括弧内はそれぞれ銀行、信金でクラスタリングされた標準誤差である。Time FE, Bank FE はそれぞれ時点、銀行・信金の固定効果である。Pref × time FE は本店所在地の都道府県×時点の固定効果である。Panel A の地銀・第二地銀は半期（3月期・9月期）ベース、Panel B の信金は年次（3月期）ベースのデータを使用。

5 追加分析

5.1 ダイナミックパネル分析

第2節で述べたように、コロナオペの貸付上限額にはゼロゼロ融資などの信用保証付きまたは利子減免にかかる制度を利用して行っている融資の残高が加算される。したがって、コロナオペによって日銀から資金を調達し、その影響が借用金・借入金に反映されていたとしても、貸出を増やすために日銀からの借入金を増やすという逆の因果が働いている可能性がある。そこで、本節では Arellano and Bover (1995), Blundell and Bond (1998)によるシステム GMM 推定を用いたダイナミックパネルモデルにより、こうした内生性を考慮した分析を実施する。

推計式は、ベンチマーク分析で用いた(1)式に、被説明変数の1期ラグである $\Delta y_{b,t-1}$ を加えたものである¹⁶。操作変数は各固定効果、コロナ期間を表すダミー変数 $COVID_t$ を除いた全ての説明変数の2期以降のラグである¹⁷。

¹⁶ 地銀・第二地銀では半期（3ヶ月期・9ヶ月期）ベースのデータを使用しているが、ここでの1期間は1年間である。したがって、1期ラグは前年同月の変数となる。

¹⁷ GMM 推定ではモーメント条件の数が多くなることで推定量にバイアスが生じるため、Roodman (2009)によって提唱された複数のモーメント条件をまとめ上げる”collapse”を採用している。

(表3) ダイナミックパネル分析

Panel A : 地銀・第二地銀

	貸出金		現金預け金		預け金		有価証券	
	one-step	two-step	one-step	two-step	one-step	two-step	one-step	two-step
$\Delta \text{Borrowings}_{b,t} \times \text{COVID}_t$	0.021 (0.058)	0.007 (0.058)	1.065** (0.090)	1.074** (0.101)	1.026** (0.123)	1.124** (0.071)	0.053+ (0.030)	0.048 (0.032)
$\Delta \text{Borrowings}_{b,t-1}$	0.032 (0.043)	0.014 (0.037)	0.230** (0.069)	0.254** (0.068)	0.348** (0.079)	0.367** (0.083)	0.062 (0.039)	0.059 (0.042)
$\Delta y_{b,t-1}$	0.113 (0.086)	0.120 (0.092)	-0.222** (0.048)	-0.225** (0.049)	-0.135* (0.062)	-0.172** (0.057)	0.052 (0.049)	0.043 (0.047)
Controls	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Bank FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Time FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Pref × time FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Observations	2248	2248	2248	2248	1128	1128	2248	2248
Number of Bank FEs	114	114	114	114	114	114	114	114
Total periods	22	22	22	22	11	11	22	22
AR(2) test: p-value	0.175	0.154	0.001	0.119	0.915	0.993	0.927	0.902
Sargan test: p-value	0.717	0.991	0.578	0.976	0.141	0.645	0.618	0.986

Panel B : 信用金庫

	貸出金		現金預け金		預け金		有価証券	
	one-step	two-step	one-step	two-step	one-step	two-step	one-step	two-step
$\Delta \text{Borrowings}_{b,t} \times \text{COVID}_t$	0.046+ (0.021)	0.049+ (0.020)	0.789** (0.058)	0.871** (0.060)	0.791** (0.059)	0.872** (0.061)	0.096 (0.054)	0.012 (0.044)
$\Delta \text{Borrowings}_{b,t-1}$	-0.021 (0.023)	-0.010 (0.027)	0.023 (0.071)	0.022 (0.066)	0.028 (0.071)	0.029 (0.066)	-0.089* (0.034)	-0.106* (0.034)
$\Delta y_{b,t-1}$	0.338** (0.053)	0.301** (0.053)	0.067 (0.051)	0.050 (0.042)	0.062 (0.050)	0.046 (0.042)	0.027 (0.065)	0.083 (0.051)
Controls	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Bank FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Time FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Pref × time FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Observations	2848	2848	2848	2848	2848	2848	2848	2848
Number of Bank FEs	285	285	285	285	285	285	285	285
Total periods	11	11	11	11	11	11	11	11
AR(2) test: p-value	0.082	0.152	0.185	0.631	0.165	0.601	0.465	0.492
Sargan test: p-value	0.001	0.142	0.051	0.361	0.043	0.332	0.008	0.392

(注) Panel A は地銀・第二地銀の結果であり、Panel B は信用金庫の結果である。**, *, +はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で有意であることを示している。括弧内は標準誤差であり、1段階 GMM は Arellano and Bond (1991) が開発した分散不均一性に対して頑健な標準誤差、2段階 GMM は Windmeijer のバイアス補正済み標準誤差である。Time FE, Bank FE はそれぞれ時点、銀行・信金の固定効果である。Pref × time FE は本店所在地の都道府県×時点の固定効果である。AR(2) p-value は Arellano and Bond (1991) による 2次系列相関検定の p 値であり、Sargan p-value は Sargan の過剰識別検定の p 値である。Panel A の地銀・第二地銀は半期（3月期・9月期）ベース、Panel B の信金は年次（3月期）ベースのデータを使用。

始めに Panel A の地銀・第二地銀での結果を見ると、Sargan 検定での p 値から、全ての操作変数が誤差項と無相関であるという帰無仮説は全て棄却されない。2 次系列相関検定は、現金預け金の 1 段階 GMM 推定を除けば、系列相関が無いことを示している。借用金・借入金変数とコロナオペのダミーの交差項 β は、現金預け金と預け金では 1% 水準で統計的に正で有意となっている一方、貸出金は有意になっていない。定量的には、現金預け金と預け金での交差項 β の係数は、ベンチマーク分析同様に 1 を上回っている。したがって、ここでも、コロナオペによる借用金の増加が日銀当座預金の増加に結びついたことを示唆している。有価証券は 1 段階 GMM 推定でのみ統計的に有意となっているものの、2 段階 GMM では有意となっていない。

Panel B は信金の結果である。1 段階 GMM 推定の結果を見ると、ほとんどで Sargan 検定での帰無仮説が棄却されず、2 次系列相関検定でも系列相関が無いことを示している。分析で関心のある係数 β を見ると、貸出金、現金預け金、預け金で正で有意となっており、ベンチマーク分析と同様の結果である。定量的に見ても、貸出金の係数 β は 0.05 程度、現金預け金、預け金の係数 β は 0.8 程度とベンチマーク分析に近い値となっている。

以上の結果は、ダイナミックパネル分析を用いても表 1 と同様の結果が得られることを示しており、コロナオペによる資金調達が地銀・第二地銀においては日銀当座預金の増加に、信金においては貸出金と日銀当座預金の増加に結びついたことを示唆している。

5.2 信用保証付き貸出比率をコントロール変数に加えたケース

コロナ期における企業の資金調達について事前に信用スコアなどが低い企業が感染症に関する救済制度を活用していた (Honda et al. 2023; Hoshi et al. 2023) ことを踏まえると、元々信用保証付き融資を利用していた金融機関ほど、ゼロゼロ融資などの信用保証付きまたは利子減免にかかる制度を利用して行っている融資が増え、コロナオペを利用する可能性が高い。そこで追加分析として、前年の貸出残高に占める信用保証付き貸出比率 (*Guaranteed Loan Ratio*_{b,t-1}) をコントロール変数に加えて分析を行う。ここでの信用保証付き貸出とは「貸出金の担保別残高」にある信用・保証貸出であり、Nikkei NEEDS FinancialQUEST より入手したものに加え、不足分は各行のディスクロージャー誌より収集したものを使用する¹⁸。なお、この変数は 3 月期のみ報告されている金融機関が多いいた

¹⁸ 中小企業庁「保証実績の公表」より「金融機関別の保証実績」が半期ごとに入手可能で

め、使用するデータは年次ベースとなる。

表4はベンチマーク分析に信用保証付き貸出比率を加えた結果である。Panel Aではベンチマーク分析と同様に、現金預け金、預け金は統計的に正で有意となっている一方、貸出金は統計的に有意とはなっていない。Panel Bにおいてもベンチマーク分析と同様の結果となっており、結果は頑健であるといえる。

あるが、ここでは後述の貸出金担保の種類による効果の違いと分析を対応させるため、金融機関が公表した「貸出金の担保別残高」を使用する。

(表 4) 信用保証付き貸出比率をコントロール変数に加えたケース

Panel A : 地銀・第二地銀

	貸出金		現金預け金		預け金		有価証券	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\Delta \text{Borrowings}_{b,t} \times \text{COVID}_t$	0.079 (0.096)	0.013 (0.053)	1.065** (0.123)	1.130** (0.103)	1.035** (0.126)	1.105** (0.104)	0.052 (0.052)	0.036 (0.075)
$\Delta \text{Borrowings}_{b,t-1}$		-0.006 (0.059)		0.244* (0.108)		0.242* (0.108)		0.123 (0.094)
Guaranteed Loans Ratio _{b,t-1}	-0.008 (0.046)	0.007 (0.053)	-0.061 (0.041)	-0.083+ (0.044)	-0.054 (0.041)	-0.075+ (0.041)	0.097+ (0.049)	0.070 (0.049)
Controls		✓		✓		✓		✓
Bank FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Time FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Pref × time FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Observations	956	922	956	922	941	907	954	920
Number of Bank FEs	111	108	111	108	111	108	111	108
Total periods	11	11	11	11	11	11	11	11
R ²	0.713	0.777	0.855	0.870	0.857	0.871	0.709	0.726
Adjusted R ²	0.174	0.317	0.584	0.602	0.578	0.592	0.159	0.157
Within R ²	0.008	0.035	0.365	0.425	0.351	0.405	0.020	0.060

Panel B : 信用金庫

	貸出金		現金預け金		預け金		有価証券	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\Delta \text{Borrowings}_{b,t} \times \text{COVID}_t$	0.079** (0.026)	0.062* (0.026)	0.776** (0.062)	0.777** (0.063)	0.779** (0.062)	0.780** (0.063)	0.100 (0.061)	0.074 (0.063)
$\Delta \text{Borrowings}_{b,t-1}$		0.064** (0.022)		0.104* (0.047)		0.097* (0.047)		-0.057 (0.041)
Guaranteed Loans Ratio _{b,t-1}	0.033+ (0.018)	0.015 (0.014)	-0.025 (0.022)	-0.043+ (0.024)	-0.025 (0.022)	-0.042+ (0.024)	0.014 (0.024)	0.004 (0.024)
Controls		✓		✓		✓		✓
Bank FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Time FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Pref × time FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Observations	2,830	2,814	2,830	2,814	2,830	2,814	2,830	2,814
Number of Bank FEs	282	280	282	280	282	280	282	280
Total periods	11	11	11	11	11	11	11	11
R ²	0.616	0.633	0.461	0.470	0.461	0.470	0.358	0.372
Adjusted R ²	0.462	0.484	0.245	0.255	0.245	0.255	0.100	0.117
Within R ²	0.014	0.057	0.121	0.128	0.122	0.129	0.003	0.015

(注) Panel A は地銀・第二地銀の結果であり、Panel B は信用金庫の結果である。**, *, +はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で有意であることを示している。括弧内はそれぞれ銀行、信金でクラスタリングされた標準誤差である。Time FE, Bank FE はそれぞれ時点、銀行・信金の固定効果である。Pref × time FE は本店所在地の都道府県×時点の固定効果である。Panel A、Panel B ともに年次（3ヶ月期）ベースのデータを使用。

5.3 貸出金担保の種類による効果の違い

次に、コロナオペの影響が貸出金担保の種類によって異なるかを検証する。オペの性質上、コロナオペの効果は信用保証付き貸出に強く影響した可能性が高い。一方で、コロナオペで金融機関の資金調達環境が改善された結果、その他の担保（不動産や有価証券など）を裏付けとする貸出にも効果が波及した可能性もある。そこで、被説明変数 $\Delta y_{b,t}$ を信用保証付き貸出とその他の担保付き貸出とし、分析を行う¹⁹。

表5は分析結果である。地銀・第二地銀の結果を見ると、信用保証付き貸出、その他の担保付き貸出いずれも統計的に有意でない。したがって、たとえ信用保証付き貸出であっても、コロナオペが地銀・第二地銀の貸出に与えた影響は限定的であったといえる。一方で信金では(5), (6)列が示すように、信用保証付き貸出に一定の影響が見られる。いずれの符号も正で統計的に有意であることから、コロナオペによる借入金の増加は信用保証付き貸出を増やしたことが示唆される。この結果は、コロナオペは信金の信用保証付き貸出を促進する形で機能したことが示唆される²⁰。

¹⁹ ここでの「その他の担保」であるが、地銀・第二地銀は有価証券、債権、商品、不動産、その他の受け入れ担保で構成され、信金は預金積金、有価証券、動産、不動産、それ以外の担保で構成される。

²⁰ また、(7), (8)列では統計的に有意ではないものの、その他の担保付き貸出が負の符号となっており、コロナ期には信用保証付き貸出とその他の担保付き貸出の間に代替が生じた可能性を示している。

(表5) 信用保証付き貸出とその他の担保付き貸出への効果

	地銀・第二地銀				信用金庫			
	信用保証付き貸出		その他担保付き貸出		信用保証付き貸出		その他担保付き貸出	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\Delta \text{Borrowings}_{b,t} \times \text{COVID}_t$	0.027 (0.103)	-0.031 (0.057)	-0.010 (0.046)	-0.033 (0.067)	0.103** (0.030)	0.088** (0.029)	-0.025 (0.015)	-0.026 (0.016)
$\Delta \text{Borrowings}_{b,t-1}$			-0.012 (0.060)		0.035 (0.128)	0.025 (0.019)		0.039* (0.016)
Controls		✓		✓		✓		✓
Bank FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Time FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Pref × time FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Observations	948	914	948	914	2,830	2,814	2,830	2,814
Number of Bank FEs	110	107	110	107	282	280	282	280
Total periods	11	11	11	11	11	11	11	11
R ²	0.611	0.679	0.671	0.693	0.584	0.602	0.466	0.526
Adjusted R ²	-0.126	0.009	0.047	0.054	0.418	0.441	0.252	0.333
Within R ²	0.001	0.040	0.000	0.029	0.014	0.058	0.001	0.111

(注) (1)~(4)列は地銀・第二地銀の結果であり、(5)~(8)列は信用金庫の結果である。**, *, +はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で有意であることを示している。括弧内はそれぞれ銀行、信金でクラスタリングされた標準誤差である。Time FE, Bank FE はそれぞれ時点、銀行・信金の固定効果である。Pref × time FE は本店所在地の都道府県×時点の固定効果である。Panel A、Panel B とともに年次（3月期）ベースのデータを使用。

6 結論

本稿では 2020 年から 2023 年に実施された日銀のコロナオペが、地銀や信金などの地域金融機関に与えた影響を分析した。財務諸表の借用金・借入金をコロナオペの代理指標として分析を行った結果、コロナオペによる借入の増加は地銀・第二地銀の貸出には有意な影響を及ぼさなかった一方で、信金の貸出を増加させたことが示唆される。また、日銀当座預金の代理変数となる預け金については、地銀・第二地銀、信金ともに影響が確認された。さらに、地銀・第二地銀はコロナオペによる借入額の大部分を預け金として積み増した可能性が示唆される。収益面では、預け金利回りを通じて収益を押し上げる効果が見られたものの、定量的には小さい。また、追加分析からは、借用金・借入金の内生性や信用保証付き貸出比率を考慮しても結果が頑健であることが示された。加えて、信金ではコロナ期に信用保証付き貸出が増加したことが分かった。以上の結果は、コロナオペは地銀・第二地銀に対しては主として日銀当座預金の積み増しをもたらしたにとどまり、貸出に与えた役割は限定的であった一方、信金では貸出増加に寄与したことが示唆される。

最後に本研究の限界と今後の課題を説明する。第一に、企業などの資金需要面と結びつけた研究である。4.2 節で言及したように、地銀・第二地銀と信金の結果の違いがどんな要

因で生じたかの分析に加え、コロナオペの影響を受けた金融機関がどんな企業に貸出を行っていたのか、またオペが借入促進を通じて企業の雇用や収益にどう影響したのかを検証するには、銀行-企業を接合したデータでの分析が求められる。第二により厳密な因果関係の検証である。本研究の分析では、利用できるデータの制約の問題から、オペの利用に関するセレクションバイアスの問題や、オペによる借入と貸出のタイミングについての検証をしていない。Anbil, Carlson, and Styczynski (2023), Lopez and Spiegel (2023)のように、個別銀行ごとのオペの利用額を用いた分析や、何らかの操作変数を構築した上で分析をするなど、より厳密な検証が求められるだろう。

参考文献

- ・ 伊藤雄一郎・河西桂靖・平田篤己 (2024) 「貸出増加支援資金供給が貸出残高に及ぼした影響」. 日本銀行ワーキングペーパー, No.24-J-19.
- ・ 内田浩史 (2024) 『現代日本の金融システム：パフォーマンス評価と展望』. 慶應義塾大学出版会.
- ・ 木内登英 (2021) 「金融機関の収益への配慮を強めた日銀『金融緩和の点検』」. NRI 野村総合研究所.
- ・ 黒田東彦 (2020) 「総裁会見要旨—2020年4月27日（月）」. 日本銀行.
- ・ 鈴木文彦 (2022) 「貸出先業種でみた地銀・信金の違い～再編後の地域経済エコシステムにおける中小企業金融の担い手」. 大和総研.
- ・ 中里透 (2013) 『第4章 金融危機と政策金融 金融危機対応業務のあり方に関する論点整理』. 「財政制約下の公的金融・民間金融の役割分担と社会資本整備における民間資金等の活用（2012年度金融調査研究会第2研究グループ報告書）」. 全国銀行協会.
- ・ 中村文香 (2021) 「日銀の付利制度が高める金融政策の実効性～金融機関の収益を補助し、マイナス金利の深掘りも選択肢に」. 大和総研,
https://www.dir.co.jp/report/research/capital-mkt/securities/20210324_022186.pdf
(2025年8月30日取得)
- ・ 日本銀行 (2020) 「中小企業等の資金繰り支援のための「新たな資金供給手段」の導入」. 日本銀行.
- ・ 日本銀行 (2021) 「2020年度の金融市場調節」. 日本銀行.
- ・ 日本銀行 (2022) 「コロナ禍における地域金融機関のバランスシート運営」. 日本銀行.
- ・ Anbil, S., Carlson, M., and Styczynski, M-F. (2023). "The Effect of the Federal Reserve's Lending Facility on PPP Lending by Commercial Banks," Journal of Financial Intermediation Vol.55 101042.
- ・ Andreeva, D.C. and García-Posada, M. (2021). "The Impact of the ECB's Targeted Long-Term Refinancing Operations on Banks' Lending Policies: The Role of Competition," Journal of Banking & Finance Vol.122 105992.
- ・ Arellano, M., and Bover, O. (1995). "Another look at the instrumental variable estimation of error-components models," Journal of Econometrics, Vol. 68, issue 1, pp. 29-51.

- Bowman, D., Cai, F., Davies, S., and Kamin, S. (2015). “Quantitative easing and bank lending: Evidence from Japan.” *Journal of International Money and Finance* Vol.57, pp.15-30.
- Gunji, H. (2024). “Did the BOJ’s negative interest rate policy increase bank lending?” *Japanese Economic Review*.
- Harimaya, K., and Jinushi, T. (2023). “The effects of quantitative easing policy on bank lending: Evidence from Japanese regional banks.” *Japan and the World Economy*, Vol.67 101193.
- Honda, T., Hosono, K., Miyakawa, D., Ono, A., and Uesugi, I. (2023) “Determinants and Effects of the Use of COVID-19 Business Support Programs in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies* Vol.67 101239.
- Hoshi, T., Kawaguchi, D., and Ueda, K. (2023) “Zombies, again? The COVID-19 Business Support Programs in Japan,” *Journal of Banking & Finance* Vol.147 106421.
- Lopez, J.A. and Spiegel, M.M. (2023) “Small Business Lending under the PPP and PPPLF Programs,” *Journal of Financial Intermediation* Vol.53 101017.
- Perdichizzi, S., Duqi, A., Molyneux, P., and Al-Tamimi, H. A. (2023) “Does Unconventional Monetary Policy Boost Local Economic Development? The Case of TLTROs and Italy.” *Journal of Banking & Finance* Vol.148 106736.
- Roodman, D. (2009). “How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata,” *Stata Journal*, Vol.9, issue 1, pp. 86-136.
- Shioji, E. (2019). “Quantitative ‘flooding’ and bank lending: Evidence from 18 years of near-zero interest rate.” *Journal of the Japanese and International Economies* Vol.52. pp.107-120

The Impact of the Bank of Japan's Funding Support Operations during the COVID-19 Period on Regional Financial Institutions

Ryo Matsumoto

This study examines the impact of the Bank of Japan's funding support operations during the COVID-19 pandemic, known as COVID operations, on regional financial institutions. A key challenge is that the amounts of funds received by individual banks are not observable. This paper demonstrates that "borrowings" from financial statements of the banks can serve as a useful proxy. Using this measure, it is shown that the policy boosted lending by Shinkin banks, its impact on lending by regional banks was limited.

(Senshu University)