

低金利・マイナス金利と銀行の収益性*

北 坂 真 一・陳 菲・佐 竹 光 彦

要旨

本研究では、日銀の金融緩和による低金利・マイナス金利という金融環境が銀行の収益に与える影響について、銀行の財務データに基づいて実証分析を行った。分析の対象は2009年3月期から2020年3月期までの日本の銀行122行で、動学的パネルモデルをシステム GMM で推定した。実証分析の結果、低金利・マイナス金利は、銀行の収益（ROA や経常利益）に悪影響を与えることが示された。ただし、マイナス金利政策下でその悪影響の程度は小さいことも示された。

1 はじめに

日銀の金融緩和と低金利政策は、1990年代から30年以上の長期に及んでいる。特に、1999年2月の「ゼロ金利政策」以降は、「量的緩和政策」（2001年3月）、「物価安定の目標」（2013年1月）、「量的・質的金融緩和政策」（2013年4月）、「マイナス金利政策」（2016年1月）、「長短金利操作付き量的・質的金融緩和政策」（2016年9月）と、非伝統的金融政策と呼ばれる金融緩和策が相次いで実施された。¹⁾このような日銀の金融緩和については、その有効性の問題とともに弊害も指摘されている。

長期にわたる金融緩和の弊害の一つは、それが金融システムの中心となる銀行の収益を悪化させる、というものである。景気を刺激しデフレ脱却を目指す金融緩和が銀行の収益を悪化させ、金融仲介機能を低下させるとすれば、景気回復という政策目的の実現にとって障害となる。

中でも2016年2月から実施されたマイナス金利政策は、銀行の収益を大きく損なうことが懸念され、発表当初は銀行の株価が大きく下落し金融市場の一部が混乱した。マイナス金利政策は、銀行が日銀に預ける準備預金の一部にマイナスの金利を課すものであるから、その面だけをみれば銀行の収益を悪化させる。例えば、木内(2017)は日銀が採用したマイナス金利政策がその3層構造により一部負担を軽減するものの、中長期的に銀行の収益を悪化させる可能性を指摘している。また、

* 日本金融学会2021年度秋季大会で報告した際に、討論者の井上仁氏から詳細なコメントを頂き、また安孫子勇一、長田健、郡司大志、柴本昌彦、播磨谷浩三の各氏から有益なコメントを頂いた。本稿の掲載にあたり、匿名の査読者と櫻川昌哉編集委員長から建設的なコメントを頂いた。ここに記して感謝申し上げます。

なお、本論文を投稿後に、共著者の佐竹光彦氏は永眠されました。安らかな眠りをお祈り申し上げます。

1) 非伝統的金融政策については、宮尾(2016)や北坂(2019)を参照。

貸出金利や債券利回りの低下も銀行の収益に悪影響を与えることを懸念している。

金融緩和による政策金利の低下、あるいはマイナス化は、銀行の準備預金利息の減少とともに貸出金利の低下を招き、銀行の収益にマイナスの効果を持つと考えられる。しかし、日銀による金融緩和がもたらす低金利環境が最終的に銀行の収益を悪化させるかどうかについてはいくつかの論点があり、それを総合的に評価するにはデータに基づく実証分析が必要になる。

そこで本研究では、日銀の金融緩和で生じた低金利・マイナス金利が銀行の収益に与える影響の論点を整理し、銀行の財務データに基づいて実証分析を行う。本稿の構成は、次のとおりである。第2節で、日銀の金融緩和が銀行の収益に与える影響について論点を整理する。第3節で、本研究で用いるデータを説明し、その問題点や特徴を示す。第4節で、銀行の財務データに基づく実証分析の結果を考察する。最後に、第5節で本研究のまとめを示す。²⁾

2 論点の整理

日銀の金融緩和策や近年実施されたマイナス金利政策（NIRP: Negative Interest Rate Policy）について、銀行の収益に与える影響という観点からいくつかの重要な論点を示し整理する。

第1の論点は、日銀が採用したマイナス金利政策は銀行の直接的な負担に十分に配慮している、という点である。日銀のマイナス金利政策は、そのマイナス幅を小さくするとともに3層構造を持っている。すなわち、銀行が日銀に持つ当座預金残高を基礎残高、マクロ加算残高、政策金利残高の3層に分け、基礎残高に+0.1%、マクロ加算残高にゼロ%、政策金利残高に-0.1%、の金利を付利する。

このうち基礎残高は約210兆円にほぼ固定され、マクロ加算残高は銀行の貸出増加額等に応じて増えるように設計され、マイナス金利が付利される政策金利残高はほぼ一定で増えないようにコントロールされている。したがって、マイナス金利による銀行の実質的な負担は抑制されている。

例えば市川(2020)の試算によれば、2020年5月の時点で当座預金残高全体の加重平均金利は0.047%とプラスを維持している。岩田他(2016, p.146)は、マイナス金利政策実施後の早い段階で金融機関に与える影響を試算し、一部の金融機関を除いてその負担は大きくないことを指摘している。また、日銀の統計によれば、都銀の政策金利残高はマイナス金利政策実施後に急速に減少してゼロとなり、地銀や第二地銀の残高もごくわずかである。日銀の統計によると、論文執筆の時点でマイナス金利が付く政策金利残高の大半は、信託銀行と外国銀行、ゆうちょ銀行、農林中金、大手信用金庫などに限定されている。

第2の論点は、銀行経営に大きな問題になるのは金利の水準ではなくスプレッド、すなわち利ざやである、という点である。銀行は資金調達のコスト、すなわち預金金利と貸出金利とのスプレッドを確保できれば、金利水準が低下しても貸出の収益を確保できる。この点について、欧米では低金利でも預金金利をさらに引き下げることができたのでスプレッドを確保できるが、日本では預金金利がほぼゼロでそれ以上の引下げやマイナス化が難しく、³⁾ 政策金利の低下は直接スプレッドの縮

2) 本研究は陳菲(2021)のデータを大幅に拡張し、モデルや推定の詳細等プログラムも変更したために陳菲(2021)とは異なる結果となった。なお、陳菲(2021)は本稿では対象としない銀行のリスクテイク行動についても分析している。

3) 預金金利のマイナス化について、金融法委員会(2016)は考え方の整理として「(利息は)預金受入金融機関が預金者に支払うべきものであり、預金者が支払うべきものとは解されない」(p.4)とし、預金金利のマイナス化はできない、との見解を示している。また、朝日新聞(2020)はドイツの一部銀行はマイナスの金利を預金者に手数料として課していることを報道している。

小につながる、という指摘もある。実際、全銀協や地銀協の預貸利ざやのデータをみると、利ざやの縮小が長期にわたって続いており、この点から銀行の収益を圧迫していることが分かる。

第3の論点は、金利低下で貸出が増えれば、その数量効果により銀行の収益が増える可能性がある、という点である。銀行の資産選択という観点からみると、マイナス金利政策による日銀当座預金から貸出への組換えという代替効果が大きければ収益に正の影響を与えるが、マイナス金利の負担で貸出余力が低下する所得効果が大きければ収益に負の影響を与える。

この問題はマクロ経済的にみると金融政策の有効性にかかわるので、日本でもいくつかの研究が行われた。例えば Gunji (2018) は、日銀のマイナス金利政策が銀行の貸出行動に与えた影響を2015年3月期と2016年3月期の銀行データで検証した。その結果、マイナス金利の付いた日銀当座預金を持つ銀行の貸出伸び率は、そうでない銀行よりも相対的に低いことを明らかにした。また Inoue and Nakashima (2019) は、上場銀行80行とそこから借入れをする企業300社のおよそ1万件にのぼるマッチングデータにより、マイナス金利政策の影響を強く受ける銀行の貸出が減少したことを示した。他方、Hong and Kandarac (2018) は、黒田日銀総裁のマイナス金利政策アナウンス時の銀行株価の変化をマイナス金利政策が各銀行に与える影響の指標と考え、その指標（株価の変化率）が各銀行の貸出に与える効果を計測し、マイナス金利政策の影響を強く受ける銀行は貸出を増やした、という考察をしている。

第4の論点は、銀行の収益源は貸出以外にもあり、低金利で貸出の収益が低下しても他の代替的な収益の増加で全体を改善することができる、という点である。銀行の収益は、貸出や配当などから得る資金利益以外に、手数料収入（役務取引等利益）や債券・株式の売却等で得る売買益（キャピタルゲイン）もある。この中で特に、債券価格は金利低下で上昇しており、債券を多く保有する銀行には収益増加につながる可能性がある。このような収益源の代替性は、欧州を中心とする先行研究で重視されている。

金融緩和策との直接的な関係をみると、日銀は量的緩和策、すなわちマネタリーベースの拡大のために大量の国債を金融機関から購入しており、日銀の金融緩和は銀行の収益に直接的に貢献している。このことに関連して、黒田日銀総裁は「オペ先である金融機関がマイナス金利で被るコスト負担は、長期国債等の売買価格の上昇、すなわち利回り低下で釣り合うことになるはずです」（黒田 (2016)）と、述べている。また、銀行や証券会社が財務省から落札した国債を数日のうちに日銀のオペレーションに売却して利ざやを稼ぐことは「日銀トレード」と呼ばれており、金融機関の確実な収益源とされている。

第5の論点は、金融緩和で流動性の供給が十分に行われ企業の手元資金が豊富になると、企業倒産の可能性が低下し銀行の信用コストが低下する、という点である。信用コストは銀行の財務データにおいて貸倒引当金や貸出の償却などに表れ、金融緩和でそれらが減少すると銀行の収益を押し上げる要因になる。

以上みてきたように、銀行からみると低金利やマイナス金利政策は利ざやの縮小で収益を圧迫するようにみえるが、日銀は3層構造のマイナス金利政策で銀行の収益に配慮しており、他の論点には金融緩和が銀行の収益を押し上げる要因も含まれている。したがって、金利の低下やマイナス金利という金融環境が銀行の収益に与える総合的な影響は明確ではない。

3 データと銀行の収益

低金利・マイナス金利と銀行の収益性については、欧州を中心にすでに一定の研究の蓄積があるが、結果はそれぞれ異なっており、評価は定まっていない。例えば、低金利については Bikker

and Vervliet (2017) や Borio *et al.* (2017) があり、マイナス金利については Hong and Kandarac (2018) や Molyneux *et al.* (2019), Boungou (2019), Lopez *et al.* (2020), Junttila *et al.* (2021), などがあある。ここでは、これらの先行研究を参考に実証分析を行う。

まず、本研究で用いるデータを説明する。データの出所は日経 NEEDS 企業財務データ (DVD 版, 2020年10月発行) で、基本的に銀行の有価証券報告書によるものである。本研究では、「フィナンシャルグループ」や「ホールディングス」など金融持ち株会社を除く122行を対象にデータベースを作成した。その内訳は金融庁所管の都市銀行4行、信託銀行5行、その他に分類されるゆうちょ銀行やネット銀行等6行、それに各地域の財務局所管の地方銀行66行、第二地方銀行41行である。データの期間は、世界金融危機直後の2009年3月期決算から、利用したデータベースで最新の2020年3月期決算まで12年分である。この間に合併等で銀行数は変化しており、銀行の総資産に関する全サンプル数は1,324で、⁴⁾ アンバランスド・パネルデータになる。⁵⁾

表1に、変数の説明とデータの出所、それに基本統計量が示されている。本研究では銀行収益の指標として、当期純利益 (ROA), 経常利益 (OPR), 資金利益 (NIM), 役員取引等利益 (SER), その他業務利益 (BND) の5つを分析する。銀行の収益として何を使うかは、重要な問題であるとともに難しい問題がそこに含まれているので以下で論じる。

銀行の基本的な収益源は3つある。第1は利子・配当等の受取りによる資金利益、第2は手数料の受取りによる役員取引等利益、第3は債券や株式の売却益等の利益 (その他業務利益, 特定取引利益) である。

これらは、損益計算書に計上される。ところが、第1の問題は銀行の損益計算書は2種類あり、計上される項目が異なることである。1つは、銀行法第三章経理 (具体的には19条や21条) に基づく決算状況表と呼ばれるもので、この研究で用いる損益計算書に相当する。もう1つは、銀行法第四章監督 (具体的には24条) に基づく業務報告書と呼ばれるものである。前者は企業会計原則に従い収益と費用が総額表示され、後者は監督官庁 (財務省, 金融庁, 日銀) が銀行業務の実態を把握するために純額表示される。監督官庁は銀行の収益指標として、コア業務純益を銀行の実力を示す指標として注目する。コア業務純益と業務純益, 経常利益, 当期純利益などの主要な損益の関係は表2にまとめたとおりである。本研究で用いる日経 NEEDS の損益計算書から各行のコア業務純益や実質業務純益を計算しようとする、微妙な項目の違いや多くの欠損値という問題に直面する。

第2の問題は、このコア業務純益や資金利益といった指標も銀行収益の実態を反映しない、という点である。コア業務純益をみることの狙いは、国債等債券関係損益のようなキャピタルゲインや貸倒引当金のような会計上の操作を除いて、インカムゲインや手数料収入のような金融市場の変動に左右され難い利益、あるいは恣意的な益出しでかさ上げされない利益、をみることにあある。

しかし、例えば日本経済新聞社編 (2019) によれば、最近の低金利・ゼロ金利環境下で一部の銀行が私募投信を大量に購入していることが指摘されている。私募投信の分配金や売却益はルールに従って資金利益に計上できるので、コア業務純益のような指標でさえも市場の動向に左右されたり、利益がかさ上げされたりする可能性がある。こうした動きに対して、金融庁は2019年9月以降について投信信託解約損益を除くコア業務純益の開示を求めるようになった。このような問題は製造業

4) データベースに総資産のデータが存在しない銀行は含まれないが、総資産以外の財務データには欠損値が存在する。

5) 動学モデルでラグ付き変数を操作変数に用いることや、銀行の合併等で継続データが少ない銀行があること、さらにデータベースの欠損値等の理由から、推定に用いられるサンプル数はデータベースの全サンプル数よりも少ない。

表1 変数の説明と記述統計量

変数名	説明	データ出所	平均	標準偏差	最小値	最大値
収益性の指標 ($Z_{i,t}$)						
ROA	当期純利益/総資産 (%)	日経 NEEDS	0.198	0.417	-4.463	3.570
OPR	経常利益/総資産 (%)	日経 NEEDS	0.319	0.551	-4.407	6.047
NIM	資金利益/総資産 (%)	日経 NEEDS	1.177	0.375	-0.381	3.204
SER	役員取引等利益/総資産 (%)	日経 NEEDS	0.274	1.088	-0.181	16.12
BND	その他業務利益/総資産 (%)	日経 NEEDS	0.0461	0.172	-2.885	0.822
金融政策の指標 (MP_t)						
NIRP	マイナス金利政策	2016年3月期以降は「1」、それ以前は「0」とするダミー変数				
r	無担保コールレート翌日物 (%)	日本銀行	0.059	0.109	-0.062	0.362
r PLUS	$r \times \text{PLUS}$	PLUS=1-NIRP (2015年3月期以前は「1」、それ以降は「0」)				
r NIRP	$r \times \text{NIRP}$	NIRP (2016年3月期以降は「1」、それ以前は「0」)				
Spread	10年物国債利回り-r (%)	財務省	0.550	0.450	-0.012	1.264
銀行コントロール変数 ($X_{i,t}$)						
Size	総資産の対数 (%)	日経 NEEDS	14.92	1.268	12.32	19.41
Capital	自己資本/総資産 (%)	日経 NEEDS	5.245	1.931	1.374	21.84
Deposit	預金量/総資産 (%)	日経 NEEDS	85.40	10.70	30.12	96.49
Efficiency	営業経費/経常収益 (%)	日経 NEEDS	50.80	9.392	19.50	81.07
マクロ・コントロール変数 (Y_t)						
GDP	実質 GDP 成長率 (%)	内閣府	0.433	1.8482	-3.4	3.3
CPI	消費者物価上昇率 (%)	総務省	0.3417	1.052	-1.6	2.8
地域コントロール変数 ($R_{i,t}$)						
DLR	預貸率 (%)	日本銀行	63.28	8.980	47.95	93.84

(注) 総資産に基づく観測値数は1,324。

では起こりにくいですが、価値の変動が大きい金融資産を大量に保有し、その売買が収益の柱となりうる金融業では本質的な問題である。見かけ上は利益が出ていても資産が劣化し、金融市場が継続的に悪化すると一斉に損失が表面化するリスクが銀行の財務には潜在する。⁶⁾

したがって、先行研究同様に本研究でも資金利益をインカムゲインに相当する指標（英文で NIM: Net Interest Margin と呼ばれる指標）として利用するが、日本のデータではここにキャピタルゲイン相当分が含まれることに注意が必要である。銀行収益の指標に何をを使うかは難しく、実証分析の結果にその国の法律や規制等が影響するので慎重な考察が求められる。本研究ではデータベース等も考慮し、損益計算書における最終的な利益の指標である当期純利益 (ROA) と、特別損益や法人税等を計上する前の経常利益 (OPR)、それに銀行業の収益の中心となる資金利益 (NIM)、の3つの指標を分析の中心とする。

ただし、先行研究で指摘されるように低金利・ゼロ金利の下で、銀行は資金利益以外の利益を増やそうとすることが考えられる。そこで本研究でも、銀行収益の内訳について、資金利益に次いで2番目と3番目の比率を占める役員取引等利益 (SER) とその他業務利益 (BND) についても回帰分析を試みる。

回帰モデルにおける金融政策の指標としては、3つの変数を用いる。1つはマイナス金利政策を示すダミー変数 NIRP であり、もう1つは政策金利としてコールレート r 、それにイールドカーブ

6) ここでは私募投信を使った「キャピタルゲインのインカム化」を紹介したが、他にも金融機関では収益源の変換が行われている。米金融機関が仲介する契約にトータル・リターン・スワップと呼ばれる方法がある。これは、利用者が一定の手数料を支払い、それと引き換えに株式等で構成されるポートフォリオの損益を受け取るものである。このような契約は、「キャピタルゲインの手数料化」とみることができる。この手法により多額の損失が表面化した事例が米投資会社アルケゴス・キャピタル・マネジメントの事件（日本経済新聞(2021)）である。したがって、銀行の収益源を分析する場合には、さらにその内容にまで踏み込んだ慎重な考察が必要になる。

表2 銀行の主要な損益の関係

主要な損益の項目	金額 (億円)	構成比 (%)
業務粗利益 (①+②+③+④)	100,056	100
①資金利益	65,895	65.8
資金運用収益	109,059	-
資金調達費用 (△)	43,169	-
②役務取引等利益	22,390	22.4
③その他業務利益 (外国為替・債券ほか売買益)	7,569	7.6
④特定取引利益 (大手行ディーリング業務)	4,202	4.2
経費 (△) ⑤	66,353	(100)
人件費 (△)	28,538	(43.0)
物件費 (△)	33,634	(50.7)
税金 (△)	4,180	(6.3)
実質業務純益 (業務粗利益-経費等)	33,727	
うち国債等債券関係損益⑥	8,276	
コア業務純益 (実質業務純益-⑥)	25,451	
一般貸倒引当金繰入額 (△) ⑦	2,701	
業務純益 (業務粗利益-⑤-⑦)	31,002	
臨時損益	△1,173	
不良債権処理額(△)	3,942	
個別貸倒引当金繰入額 (△)	2,527	
貸出金償却 (△)	1,415	
株式等関係損益	2,898	
その他	△129	
経常利益 (業務純益+臨時損益)	29,825	
特別損益	△10,577	
法人税等 (△)	8,181	
当期純利益 (経常利益+特別損益-法人税等)	11,066	

(注) 全国銀行協会の全国銀行概況 (2019年度決算) の (表1) 損益状況 (<https://www.zenginkyo.or.jp/stats/year2-02/account2019-terminal/2021年3月20日取得>) を参考に筆者作成。(△) はマイナス項目、△はマイナス値。金額・構成比は全国銀行113行を対象とする2019年度の値で、項目間の関係は細部で一致しない。シャドーの項目は、本研究で推定した回帰モデルの被説明変数。

の傾きを示す長短金利差 Spread である。

マイナス金利政策を示す NIRP はマイナス金利政策時を「1」、それ以前を「0」とするダミー変数で、マイナス金利政策は2016年1月に公表され2月から実施されたので、2016年3月期決算以降を「1」とする。ただし、マイナス金利政策の実施は決算期末に近いために2015年度の損益(2016年3月期決算)への影響は限定的とも考えられる。この点は、後で確認する。

政策金利 r としては、日銀の従来の金融政策に従い無担保コールレート翌日物 (年度平均) を用いる。またイールドカーブの傾きを示す長短金利差 Spread としては、10年物国債金利 (年度平均) と無担保コールレート翌日物 (年度平均) との差を用いる。

本稿の冒頭でも示したように日銀の金融政策は分析の期間中にめまぐるしく変化しており、その指標として金利だけでよいのか、という問題が存在する。しかし本稿では、銀行の決算データという年単位のデータを使うことや、金利と量の効果の識別が困難であること等を考慮し、先行研究に従い金融政策の指標として短期金利や長短金利差に着目して分析を行う。

回帰分析には、Borio *et al.* (2017) や Boungou (2019) を参考に、3種類のコントロール変数を含めた。第1は銀行財務に関するコントロール変数で、銀行の規模を表す総資産の対数値 Size、銀行財務の健全性を示す自己資本比率 Capital、銀行の資金調達の特徴を示す預金総資産比率 Deposit、銀行経営の効率性を示す営業経費率 Efficiency、の4変数である。第2はマクロ経済に関するコントロール変数で、実質経済成長率 GDP と消費者物価指数 (生鮮食品を除くコア指数) 伸び

率CPI, の2変数である。

第3は銀行が営業を展開する地域の金融状況を反映するコントロール変数で、日銀が各都道府県ごとに公表する預金と貸出金のデータから各地域の預貸率（貸出金残高／預金残高）DLRを作成し説明変数に用いた。具体的には、預貸率を全国と全国12地域（北海道、東北6県、北関東3県、南関東1都3県、甲信越3県、東海4県、北陸3県、近畿2府4県、中国5県、四国4県、九州7県、沖縄）に分けて計算し、この研究で対象にする122行のうち金融庁管轄の15行を全国、地域の財務局が管轄する地銀・第二地銀を本店のある各地域、にそれぞれ割り当てその預貸率をコントロール変数とした。

4 回帰モデル

推定する回帰モデルは、Borio *et al.* (2017)やBoungou(2019)を参考に次のような線形モデルを用いる。

$$Z_{i,t} = \text{cons} + \alpha_0 Z_{i,t-1} + \alpha_1 MP_t + \alpha_3 X_{i,t} + \alpha_4 Y_t + \alpha_5 R_{i,t} + \theta_i + u_{i,t} \quad (1)$$

ここで、 $Z_{i,t}$ は銀行収益の指標、consは定数項、 MP_t は金融政策の指標、 $X_{i,t}$ は銀行の財務データの変数4種類、 Y_t はマクロ経済の変数2種類、それに $R_{i,t}$ は地域に関する変数1種類、 θ_i は銀行別の固定効果ダミー、 $u_{i,t}$ は独立的誤差項である。

この回帰モデルは、右辺にラグ付き被説明変数 $Z_{i,t-1}$ を含む動学パネルモデルであり、銀行の財務データのような内生変数を含むので推定にはシステムGMM ((Arellano and Bover(1995), Blundell and Bond(1998))を用いた。GMMの推定は、stata (StataCorp社)のXtabond2 (Roodman(2009))により行った。GMMタイプの操作変数として銀行の財務データ ($Z_{i,t-1}$ と $X_{i,t}$)と金融政策指標 (MP_t)を使い、操作変数のラグ次数を制限せずその数が多くなることに対してcollapseオプションを使った。通常タイプの操作変数としては、マクロ変数 Y_t と地域変数 $R_{i,t}$ を使い、2段階推定でrobustオプションとsmallオプションを用いた。

このモデルの金融政策に関する係数の符号条件について、第2節で指摘した5つの論点との関係をまとめておく。まず、マイナス金利政策を示すダミー変数NIRP (マイナス金利政策以降「1」)の符号は、マイナスの効果が大きければ銀行収益 (ROA, OPR)の推定で負になると考えられる。しかし、論点1で指摘したマイナス金利の3層構造が銀行の収益悪化の直接効果を軽微にとどめ、論点3で指摘したマイナス金利の貸出の数量効果が十分に大きければ、資金利益 (NIM)が増え全体の収益が好転する可能性がある。また、論点4で指摘した銀行の収益源の代替が金利のマイナス化で起きれば、役務取引等利益 (SER)やその他業務利益 (BND)の推定で正となり、全体の収益も正となる可能性がある。論点5で指摘した金利の低下やマイナス化による信用コストの低下は、それ自身銀行の収益にプラスの影響を与えると考えられる。したがって、金利のマイナス化はこれら一連の結果として銀行収益全体に正と負のいずれの影響も与える可能性がある。

政策金利 r についても、マイナス金利ダミーNIRPと同じ議論が成り立つ。ただし、金利変数 r の係数は、その効果が同じでもダミー変数NIRPの係数と正負反対の符号になる。また本研究では、政策金利の係数をプラス金利期 $rPLUS$ とマイナス金利期 $rNIRP$ に分けて計測する。

長短金利差Spreadの符号は、論点2と関連する。通常は銀行の資金利益における長短金利差の符号は正と考えられる。銀行の収益全体については、前節で議論したように会計上の操作が入ることも考えられる。役務取引等利益 (SER)やその他業務利益 (BND)について、正負いずれの可能性もある。役務取引等利益が貸出に伴って提供されるサービス等の手数料収入の影響を強く受け

るなら資金利益と同じで正となり、資金利益の減少をその影響を受けない手数料収入の増加で補う代替的な動きを反映するなら負になる。その他業務利益については、すでに紹介したように長期金利の低下によるキャピタルゲイン増加の可能性はあるが、保有する資産は多様でその量も銀行により異なるので一概には言えない。

こうした銀行の財務データに基づくパネルデータを、先の回帰モデルに用いることの利点と限界を述べる。利点は、銀行の詳細な財務データを用いることで、各銀行の特性をコントロールしながら、金融政策の結果としてもたらされる低金利・マイナス金利という金融環境が銀行の収益に与える影響を分析できる点である。

この分析アプローチの限界として、主に時系列分析との比較から次のような3点を挙げることができる。第1は、金融政策が銀行の収益に与える影響をそのタイミングも合わせて直接的に分析できない、という点である。金融政策は年8回開催される日銀の政策決定会合で決まるが、それに対してここで用いるデータは年単位の財務データであるから、政策の影響は年単位でしか計測されず、具体的にどの政策が影響したかは判別できない。第2は、金融政策の効果を純粋に取り出して計測するための同時性や内生性について、Clarida *et al.*(1998)が指摘するような将来の予想も含めたシステマティックな対応を明示的には考慮できない。本研究や同様のアプローチを採用する先行研究は、金融政策の同時性・内生性について推定値の一致性を確保するためのGMMの利用や、マクロ変数や銀行の財務データを回帰モデルのコントロール変数として含むことで対応しているが、十分とは言えない。第3の問題として、Shibamoto *et al.*(2021)が指摘するような政策のタイムラグ効果がある。過去に行われた政策により経済・金融環境が変化し、時間の遅れを伴って銀行の収益に間接的に影響する経路がある。本研究では、そうした影響は被説明変数のラグ付き変数やマクロ変数、あるいは各行の財務変数を通じて反映され、明示的な政策効果としてはとらえられない。このモデルで計測されるのは、その時々金利や利ざやを通して収益に影響する直接的な部分である。⁷⁾

なお、Hosono(2006)は銀行の規模や業態により金融政策が銀行の貸出行動に与える影響に違いがあることを指摘しており、同様に低金利・マイナス金利という金融環境の影響が銀行の規模や業態によって異なる可能性がある。そこで本研究でも全体の分析とともに、地銀・第二地銀だけを対象とする分析を行い、全体との違いを考察する。

5 推定結果の考察

表3に、当期純利益(ROA)を被説明変数とする推定結果が示されている。推定した回帰モデルは6種類で、(1)から(3)は金融政策変数に長短金利差 Spread を含まず、(4)から(6)は長短金利差 Spread を含んでいる。金融政策の指標として、(1)はマイナス金利政策ダミー NIRP、(2)はコールレート r 、(3)はマイナス金利政策の前後でコールレート r の係数が変化することを許容した変数、をそれぞれ含むモデルで、(3)の r PLUS はプラス金利下のコールレート、 r NIRP はマイナス金利政策後のコールレートである。

2016年3月期以降をマイナス金利下とする場合、金利政策ダミー NIRP は有意にマイナスで、マ

7) 時間の遅れを伴う金融政策の効果を計測するために、回帰モデルの説明変数に金融政策(政策金利)のラグ付き変数を入れることが考えられる。しかし、その場合でも純粋な金融政策ショックの影響を計測する時系列モデルのような分析はできない。本論文ではそうした特定化は行わず、同時点の低金利・マイナス金利環境が銀行の収益に与える直接的な影響を分析した。

表3 当期純利益（ROA）の推定結果

Z	(1) ROA	(2) ROA	(3) ROA	(4) ROA	(5) ROA	(6) ROA
NIRP	-0.0986*** (0.0214)			-0.103*** (0.0302)		
r		0.790*** (0.173)			0.675*** (0.173)	
rPLUS			1.030*** (0.210)			1.403*** (0.385)
rNIRP			0.562*** (0.152)			0.605*** (0.149)
Spread				-0.00666 (0.0422)	0.0260 (0.0253)	-0.0459 (0.0448)
Z(-1)	0.114** (0.0479)	0.118** (0.0466)	0.120** (0.0479)	0.113** (0.0490)	0.119** (0.0476)	0.119** (0.0491)
Size	-0.0299 (0.0687)	-0.00726 (0.0543)	-0.0163 (0.0644)	-0.0298 (0.0682)	-0.00868 (0.0595)	-0.0203 (0.0649)
Capital	0.161*** (0.0276)	0.143*** (0.0196)	0.146*** (0.0214)	0.160*** (0.0289)	0.145*** (0.0212)	0.144*** (0.0231)
Deposit	-0.00907 (0.00732)	-0.00669 (0.00660)	-0.00793 (0.00661)	-0.00905 (0.00764)	-0.00758 (0.00723)	-0.00750 (0.00649)
Efficiency	-0.00713 (0.00504)	-0.00505 (0.00542)	-0.00522 (0.00514)	-0.00721 (0.00552)	-0.00490 (0.00549)	-0.00578 (0.00540)
GDP	0.0115*** (0.00362)	0.00811* (0.00417)	0.00939** (0.00416)	0.0114*** (0.00351)	0.00851** (0.00418)	0.00910** (0.00416)
CPI	-0.0151 (0.00970)	-0.00253 (0.00810)	-0.00438 (0.00835)	-0.0162** (0.00726)	-0.00102 (0.00775)	-0.00858 (0.00694)
DLR	0.00243 (0.00391)	0.00243 (0.00327)	0.00269 (0.00330)	0.00239 (0.00412)	0.00224 (0.00340)	0.00292 (0.00342)
cons	0.841 (1.781)	0.216 (1.376)	0.415 (1.555)	0.854 (1.788)	0.296 (1.508)	0.478 (1.541)
標本数	929	929	929	929	929	929
銀行数	106	106	106	106	106	106
操作変数の数	68	74	75	68	74	75
ar2p	0.291	0.478	0.382	0.281	0.479	0.326
Hansen	0.0650	0.0803	0.156	0.0548	0.0786	0.145

(注) () 内は標準誤差, *, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%で有意であることを示す. ar2pはArellano and Bond(1991)の2次系列相関検定のp値, Hansenは過剰識別制約検定のp値を示す.

マイナス金利政策が銀行のROAを引き下げたことが示されている。またコールレートの係数もプラスで有意で、金利低下やマイナス化が銀行のROAを引き下げたことを示している。コールレートの係数をマイナス金利政策の前後で分割すると、マイナス金利政策下の係数がプラス金利下の係数より小さく、その悪影響が小さくなっていることが分かる。⁸⁾ また、(4)から(6)は長短金利差を含むが、ROAに影響しないことが示されている。

ここで、コールレートの推定結果についてその解釈に注意が必要である。コールレートは、期間の前半はプラス金利で緩やかに低下し、その後マイナス金利政策で大きく下落したのち、マイナス金利下で一定の水準で小刻みに上下している。このような動きから期間分割で計測された係数推定値は、前後の期間の金利水準に強く影響されており、マイナス期の係数が小さく収益への悪影響が低下したのは、日銀が政策金利のマイナス幅を小さく抑えたためとみることができる。

ラグ付き被説明変数の係数は「0.1」程度と小さいが統計的に有意であり、動学モデルの設定を支持している。コントロール変数の中で有意なものは自己資本比率 Capital と経済成長率 GDP で、

8) この係数の変化の統計的有意性について、例えば、Hamori *et al.*(1996)はGMM推定における係数推定値の変化(安定性)に関する厳密な仮説検定が容易ではないことを示している。そこで一つの目安として、プラス金利rPLUSとマイナス金利rNIRPの係数推定値の差に平均値の差の検定を応用すると、検定統計量は表3のモデル(3)で16.7となる。この値を正規分布でみると、2つの係数は有意に異なると判断される。またモデル(6)についても、同様に2つの係数推定値は有意に異なると判断される。

表4 経常利益 (OPR) の推定結果

Z	(1) OPR	(2) OPR	(3) OPR	(4) OPR	(5) OPR	(6) OPR
NIRP	-0.135*** (0.0293)			-0.0687** (0.0312)		
r		1.128*** (0.166)			0.731*** (0.120)	
rPLUS			1.527*** (0.351)			1.052*** (0.398)
rNIRP			0.753*** (0.118)			0.712*** (0.124)
Spread				0.0986 (0.0628)	0.0874* (0.0474)	0.0561 (0.0652)
Z(-1)	0.220*** (0.0727)	0.231*** (0.0792)	0.236*** (0.0753)	0.225*** (0.0754)	0.239*** (0.0779)	0.238*** (0.0759)
Size	0.00484 (0.0585)	0.0275 (0.0559)	0.0221 (0.0549)	0.0124 (0.0615)	0.0245 (0.0591)	0.0216 (0.0615)
Capital	0.169*** (0.0287)	0.152*** (0.0233)	0.159*** (0.0261)	0.172*** (0.0286)	0.161*** (0.0265)	0.161*** (0.0265)
Deposit	-0.00378 (0.00838)	-0.000385 (0.00608)	-0.00272 (0.00749)	-0.00438 (0.00913)	-0.00251 (0.00766)	-0.00285 (0.00773)
Efficiency	-0.0140*** (0.00441)	-0.0106** (0.00500)	-0.0106** (0.00472)	-0.0131** (0.00515)	-0.00965* (0.00548)	-0.0100* (0.00566)
GDP	0.00718 (0.00603)	0.00403 (0.00654)	0.00629 (0.00566)	0.00814 (0.00618)	0.00591 (0.00615)	0.00625 (0.00618)
CPI	-0.0164 (0.0144)	-0.00415 (0.0124)	-0.00526 (0.0126)	-0.000896 (0.00929)	0.00407 (0.00936)	0.000666 (0.00944)
DLR	0.00385 (0.00376)	0.00253 (0.00291)	0.00201 (0.00309)	0.00306 (0.00435)	0.00207 (0.00338)	0.00197 (0.00335)
cons	0.183 (1.479)	-0.557 (1.254)	-0.305 (1.322)	0.0230 (1.555)	-0.432 (1.401)	-0.334 (1.424)
標本数	929	929	929	929	929	929
銀行数	106	106	106	106	106	106
操作変数の数	68	74	75	68	74	75
ar2p	0.0315	0.0696	0.0461	0.0426	0.0626	0.0525
Hansen	0.0354	0.0667	0.107	0.0289	0.0721	0.0825

(注) () 内は標準誤差, *, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%で有意であることを示す. ar2pはArellano and Bond(1991)の2次系列相関検定のp値, Hansenは過剰識別制約検定のp値を示す.

いずれも係数推定値はプラスで、自己資本比率が高く景気が良ければ銀行のROAは高い、という結果になった。

システムGMMでは誤差項の2次の系列相関がないことが一致性の必要条件であるが、いずれも通常の有意水準で系列相関は棄却される。またHansenの過剰識別制約の検定も通常の有意水準で問題のないことを示している。

表3が示す結果は、マイナス金利ダミーや政策金利の係数推定値をみると、一般に予想される結果と整合的である。すなわち、政策金利の低下やマイナス化は銀行の収益を悪化させる。貸出増加の可能性(第3の論点)や信用コストの低下(第5の論点)を否定するものではないが、金利低下で銀行の収益が増えるような効果はみられない。ちなみに、表3のモデル(3)の係数推定値からマイナス金利下でコールレートが0.1%低下するとROAは0.0562%低下することになる。マイナス金利下のROAの平均は0.2%程度であり、政策金利以外の他の説明変数が一定で銀行が行動を変えないという仮定の下では、コールレートが▲0.35%程度まで低下すれば銀行のROAの平均はほぼゼロになることが分かる。▲0.35%という値は小さくみえるが、2016年から2019年のコールレートは▲0.05%から▲0.06%程度で推移しており、最近10年間のコールレートの変動幅を考慮しても、▲0.35%という値は未知のかなり大幅なマイナス金利と言える。

表4には、経常利益(OPR)を被説明変数とする推定結果が示されている。ROAの場合と同様に、マイナス金利政策ダミーNIRPの係数はマイナスで有意、コールレートrの係数はプラスで有

表5 資金利益（NIM）の推定結果

Z	(1) NIM	(2) NIM	(3) NIM	(4) NIM	(5) NIM	(6) NIM
NIRP	-0.0181 (0.0163)			0.0351** (0.0158)		
r		0.165 (0.0997)			0.0216 (0.0723)	
rPLUS			0.310 (0.234)			-0.217 (0.199)
rNIRP			0.0910 (0.0713)			0.0371 (0.0730)
Spread				0.0890*** (0.0227)	0.0467* (0.0266)	0.0690** (0.0265)
Z(-1)	0.812*** (0.0557)	0.810*** (0.0451)	0.787*** (0.0671)	0.770*** (0.0704)	0.754*** (0.0799)	0.757*** (0.0785)
Size	-0.0413 (0.0300)	-0.0487* (0.0254)	-0.0520** (0.0260)	-0.0415 (0.0294)	-0.0562* (0.0287)	-0.0533* (0.0291)
Capital	0.00395 (0.0115)	0.00539 (0.0111)	0.00501 (0.0116)	0.00296 (0.0117)	0.00482 (0.0124)	0.00491 (0.0122)
Deposit	0.00478*** (0.00176)	0.00408** (0.00164)	0.00409** (0.00160)	0.00513*** (0.00174)	0.00457*** (0.00165)	0.00480*** (0.00167)
Efficiency	-0.00385 (0.00237)	-0.00350 (0.00236)	-0.00356 (0.00240)	-0.00343 (0.00235)	-0.00347 (0.00270)	-0.00337 (0.00281)
GDP	0.00343* (0.00192)	0.00284 (0.00190)	0.00331* (0.00196)	0.00435** (0.00173)	0.00361* (0.00184)	0.00342* (0.00190)
CPI	-0.00460 (0.00475)	-0.00296 (0.00361)	-0.00426 (0.00442)	0.00716 (0.00455)	-0.000880 (0.00286)	0.00154 (0.00365)
DLR	0.00169* (0.000883)	0.00159* (0.000828)	0.00161** (0.000794)	0.00166* (0.000869)	0.00174* (0.000902)	0.00169** (0.000836)
cons	0.451 (0.654)	0.594 (0.572)	0.665 (0.590)	0.384 (0.618)	0.700 (0.608)	0.630 (0.629)
標本数	929	929	929	929	929	929
銀行数	106	106	106	106	106	106
操作変数の数	68	74	75	68	74	75
ar2p	0.311	0.311	0.318	0.210	0.268	0.229
Hansen	0.0157	0.0226	0.0237	0.0437	0.0405	0.0427

(注) () 内は標準誤差。*, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%で有意であることを示す。ar2pはArellano and Bond(1991)の2次系列相関検定のp値, Hansenは過剰識別制約検定のp値を示す。

意で、それぞれ低金利・マイナス金利が銀行の経常利益に悪影響を与えることを示している。政策金利の係数をマイナス金利政策の前後で分割すると、ROAの場合と同様に、マイナス金利政策後の係数推定値は半減しており、悪影響はあるがその影響度は縮小している。この(1)から(3)の結果をROAの場合と比較すると、その係数推定値が絶対値でいずれも大きいことから、金利低下や金利マイナス化の影響はROAよりも経常利益で強く出ることが分かる。また(4)から(6)の長短金利差Spreadの係数は、経常利益ではいずれもプラスとなり、(5)では統計的に有意となっている。このことは長短金利の縮小が銀行の経常利益を引き下げる可能性を示しており、この傾向はROAではみられないものである。

表4のラグ付き被説明変数の係数はいずれも統計的に有意で「0.2」程度と計測された。ROAの場合と比較すると、その係数推定値は約2倍大きくなっており、経常利益はROAよりも固定性が強いことを示している。コントロール変数の中で有意なものは、自己資本比率Capitalと経費率Efficiencyで、自己資本比率の係数はプラス、経費率の係数はマイナスであり、自己資本比率が高く経費率が低ければ銀行の経常利益は高い、ということを示している。

表5には、資金利益(NIM)を被説明変数とする推定結果が示されている。ROAや経常利益の場合と異なり、(1)から(3)ではマイナス金利政策ダミーNIRPもコールレートもいずれも有意ではない。(4)から(6)で長短金利差を説明変数に加えると、それらの係数は統計的に有意でプラスで推定される。このことは、長短金利差の縮小が資金利益にマイナスの影響を与えることを示してい

る。銀行の資金利益は、金利水準が問題ではなくスプレッドが重要であることを示しており、銀行が短期で資金を調達し長期で貸出を行い利ざやを得ることと整合的である。⁹⁾ただし、(4)では、マイナス金利政策ダミーの係数がプラスで有意となり、マイナス金利政策下で資金利益が増したことを示している。この原因は不明であるが、後でみるようにデータを地銀・第二地銀に限定するとこの結果は現れないので、大手行等の影響と考えられる。

ラグ付き被説明変数の係数は「0.7~0.8」程度で、ROA や経常利益 (OPR) の場合よりもかなり大きく統計的にも有意であり、資金利益の固定性が強いことを示している。資金利益は基本的に長期の貸出から得る収益であるから、固定性が強いことは整合的である。コントロール変数の中で有意なものは、企業規模 Size と預金比率 Deposit, 経済成長率 GDP, 地域別の預貸率 DLR で、企業規模の係数はマイナス、預金比率と経済成長率、預貸率はプラスである。すなわち、企業規模が小さく預金比率が高い銀行で、経済成長率が高い時に、預貸率が高い地域で、資金利益 (NIM) の総資産比率は高いという結果となり、いずれも直観的に整合的である。

なお、表5をはじめいくつかの推定結果で、Hansen の過剰識別制約の検定統計量の p 値が低く、モーメント条件が適切ではない可能性が示唆されている。この点について、本研究のデータによるいくつかの予備的な推定で、Hansen の統計量は collapse オプションの有無や操作変数の数などで容易に変動し、その割に推定値は大きく変化しないことを確認している。

次に、推定結果の頑健性を確認する。これまでの推定では、マイナス金利政策の影響が2016年3月期決算から反映されると想定し、ダミー変数を設定した。しかしマイナス金利政策が実施されたのは2016年2月であり、決算期末の直前である。そこで、マイナス金利政策ダミー (NIRP) の設定を1年ずらして、2017年3月期決算から反映されるとする場合を推定した。その結果が表6である。

表6のNIRP17が2017年以降を「1」とするダミー変数で、推定結果に一部の違いはあるものの、これまでと同様の傾向がみられる。ROA についてNIRP17の係数推定値は2つのモデルでいずれもマイナスで、その値は表3の場合よりもやや小さく、マイナス金利政策の悪影響は小さく出ている。(2)では長短金利差 Spread の係数がプラスで有意となり、これは表3とは異なる。経常利益 (OPR) についても、NIRP17の係数推定値は表3のNIRPの係数推定値に近い。ただし、この場合も長短金利差 Spread の係数がプラスで有意となった。資金利益 (NIM) については、NIRP17の係数推定値は有意ではなく、マイナス金利の影響は認められない。長短金利差 Spread の係数推定値は小さくなったが、表5と同様にプラスで有意である。

以上をまとめると、次のようになる。低金利やマイナス金利政策は日本の銀行のROA や経常利益に悪影響を与える。ただし、マイナス金利下において、その悪影響はマイナス金利の幅が小さく抑えられたので限定的である。また長短金利差も銀行の収益、特に資金利益に影響し、長短スプレッドの縮小は資金利益にマイナスの影響を与えることが確認された。

次に、2つの問題を検討する。第1は、資金利益以外の銀行の収益について、低金利・マイナス金利による資金利益の減少を補うような代替的な動きがみられるかどうかである。具体的な資金利益以外の銀行の収益としては、手数料利益 (役員取引等利益: SER) や外国為替や商品有価証券、

9) 長短金利差 Spread について、政策金利と同様にマイナス金利政策の前後で期間分割すると、係数推定値はプラス金利期に0.0514(0.0237)、マイナス金利期に0.0671(0.0299)となり、いずれも統計的に有意だった。この推定値は、期間分割をしない表5のモデル(6)の推定値0.0690といずれも大きな差はない。参考までに、注8で示したのと同様の方法で期間分割した2つの係数推定値の差について検定統計量を計算すると1.46と小さな値となり、正規分布にあてはめると有意に異なるとは言えない。

表6 NIRP17の推定結果

Z	(1) ROA	(2) ROA	(3) OPR	(4) OPR	(5) NIM	(6) NIM
NIRP17	-0.0896*** (0.0204)	-0.0614*** (0.0200)	-0.130*** (0.0196)	-0.0689*** (0.0136)	-0.0150 (0.00928)	0.000142 (0.00694)
Spread		0.0528* (0.0280)		0.114** (0.0519)		0.0464* (0.0264)
Z(-1)	0.109** (0.0458)	0.112** (0.0482)	0.209*** (0.0756)	0.218*** (0.0742)	0.829*** (0.0347)	0.759*** (0.0735)
Size	-0.00746 (0.0591)	-0.00904 (0.0688)	0.0321 (0.0512)	0.0371 (0.0573)	-0.0380 (0.0274)	-0.0500 (0.0316)
Capital	0.144*** (0.0219)	0.152*** (0.0260)	0.148*** (0.0233)	0.164*** (0.0292)	0.00341 (0.0104)	0.00261 (0.0112)
Deposit	-0.00711 (0.00593)	-0.00893 (0.00731)	-0.000788 (0.00631)	-0.00386 (0.00889)	0.00427** (0.00177)	0.00476*** (0.00174)
Efficiency	-0.00567 (0.00558)	-0.00512 (0.00569)	-0.0111** (0.00465)	-0.0101* (0.00584)	-0.00351 (0.00225)	-0.00370 (0.00267)
GDP	0.00698* (0.00416)	0.00855** (0.00401)	0.00168 (0.00628)	0.00528 (0.00582)	0.00272 (0.00195)	0.00366* (0.00188)
CPI	-0.00817 (0.00863)	-0.00335 (0.00749)	-0.0103 (0.0126)	0.00280 (0.00951)	-0.00294 (0.00335)	-0.000582 (0.00282)
DLR	0.00268 (0.00326)	0.00198 (0.00373)	0.00305 (0.00291)	0.00211 (0.00444)	0.00154* (0.000833)	0.00170** (0.000823)
cons	0.327 (1.377)	0.438 (1.646)	-0.477 (1.173)	-0.465 (1.374)	0.417 (0.605)	0.610 (0.650)
標本数	929	929	929	929	929	929
銀行数	106	106	106	106	106	106
操作変数の数	67	67	67	67	67	67
ar2p	0.577	0.537	0.102	0.0730	0.300	0.271
Hansen	0.0359	0.0338	0.0303	0.0246	0.0138	0.0365

(注) () 内は標準誤差。*, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%で有意であることを示す。ar2pはArellano and Bond(1991)の2次系列相関検定のp値, Hansenは過剰識別制約検定のp値を示す。

あるいは国債等債券のキャピタルゲイン（その他業務利益：BND）がある。すなわち、低金利・マイナス金利がこれらの収益を高めるように影響したかどうかを分析することである。

第2は、低金利・マイナス金利の影響が、銀行の業態で異なるかどうか、を分析することである。中でも、活動地域が原則として限られる地銀・第二地銀は、地域の高齢化・人口減少等の影響で厳しい環境に直面しており、低金利・マイナス金利の影響も異なることが予想される。実際、先に触れたようにHosono(2006)は、銀行の業態の違いにより金融政策が貸出に与えた影響が異なることを示しており、本稿では銀行の収益に与える影響に違いが現れるかを分析する。

表7は、役務取引等利益（SER）の推定結果である。モデルや推定方法はこれまでと同様である。マイナス金利政策ダミー NIRP やコールレート γ はいずれのモデルでも有意ではなく、役務取引等利益に影響を与えていない。しかし長短金利差 Spread は、いずれのモデルもプラスで統計的に有意である。したがって、役務取引等利益も資金利益と同様に長短金利差の影響を受けるので、長短金利の縮小でマイナスの影響を受ける。すなわち、日本の銀行では役務取引等利益は資金利益と代替的（第4の論点）ではなく、補完的であることが示されている。このことは、銀行が提供するサービスが貸出に伴うものが多く、貸出が減少するとサービス提供の機会も減少するので、この点からも収益が減少することを示唆している。ラグ付き被説明変数の係数は「0.7」程度で、この点も資金利益と同様に強い固定性を示している。コントロール変数については、企業規模 Size と自己資本比率 Capital の係数推定値がプラスで有意となっており、企業規模が大きく自己資本比率が高ければ役務取引等利益が大きく、スケールメリットの存在が示唆されている。このような結果をみると、日本の銀行では資金利益の減少を役務取引等利益の増加で補うような動きはみられない。この結果は、貸出業務が停滞するなかで、それとは別に役務取引で利益を上げることが難しい日本の

表7 役務取引等利益 (SER) の推定結果

Z	(1) SER	(2) SER	(3) SER	(4) SER	(5) SER	(6) SER
NIRP	-0.0607 (0.0404)			-0.00704 (0.0188)		
r		0.355 (0.268)			-0.0870 (0.107)	
rPLUS			0.769 (0.475)			0.0386 (0.196)
rNIRP			-0.00157 (0.113)			-0.0784 (0.102)
Spread				0.0791* (0.0424)	0.0959* (0.0509)	0.0882* (0.0457)
Z(-1)	0.759*** (0.0944)	0.783*** (0.0895)	0.772*** (0.0935)	0.755*** (0.0952)	0.769*** (0.0925)	0.769*** (0.0941)
Size	0.0658* (0.0333)	0.0527* (0.0286)	0.0581* (0.0310)	0.0783** (0.0382)	0.0669** (0.0320)	0.0679** (0.0338)
Capital	0.151** (0.0686)	0.134** (0.0671)	0.140** (0.0690)	0.154** (0.0693)	0.144** (0.0684)	0.143** (0.0695)
Deposit	-0.00192 (0.00777)	0.000230 (0.00624)	-0.00134 (0.00684)	-0.00213 (0.00797)	-0.000915 (0.00710)	-0.00145 (0.00694)
Efficiency	0.00229 (0.00311)	0.00214 (0.00285)	0.00198 (0.00304)	0.00307 (0.00344)	0.00261 (0.00312)	0.00262 (0.00317)
GDP	0.000184 (0.00204)	-0.000458 (0.00237)	0.00219 (0.00166)	0.00107 (0.00175)	0.00232 (0.00160)	0.00261 (0.00163)
CPI	-0.0239 (0.0145)	-0.0158 (0.0104)	-0.0161 (0.0107)	-0.0112 (0.00870)	-0.00650 (0.00569)	-0.00679 (0.00646)
DLR	-0.000690 (0.00288)	-0.000519 (0.00245)	-0.000938 (0.00255)	-0.00104 (0.00290)	-0.00130 (0.00257)	-0.00108 (0.00254)
cons	-1.620* (0.819)	-1.565** (0.686)	-1.534** (0.722)	-1.892** (0.842)	-1.748** (0.778)	-1.727** (0.777)
標本数	929	929	929	929	929	929
銀行数	106	106	106	106	106	106
操作変数の数	68	74	75	68	74	75
ar2p	0.321	0.331	0.317	0.327	0.328	0.326
Hansen	0.00857	0.0190	0.0290	0.00965	0.0321	0.0404

(注) () 内は標準誤差, *, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%で有意であることを示す. ar2pはArellano and Bond(1991)の2次系列相関検定のp値, Hansenは過剰識別制約検定のp値を示す.

銀行の姿を現している、と考えられる。

表8は、外国為替や商品有価証券、国債等債券の売買益が計上されるその他業務利益 (BND) を被説明変数とする推定結果である。マイナス金利政策ダミー NIRP はマイナスで有意、コールレート r はプラスで有意となり、低金利・マイナス金利でその他業務利益は減少することが示されている。この結果は、収益源の代替性 (第4の論点) がその他業務利益についても観察されないことを示している。その他業務利益は多様な代替資産からの収益の結果であり、金利低下による債券の売却益の増加が期待されるものの、銀行により保有資産は異なり、運用成果も異なる。また、長期にわたる金利の低下で利益の出る保有債券が減少していることや、その変動性の低下で売却益が出にくいことも指摘されており、ここでは全体としてみると、その他業務利益についても金利の低下で減少することが示された。ただし、コールレートをマイナス金利政策の前後で分割すると、マイナス金利下の方が係数推定値が小さく、その悪影響が弱まったことが示されている。この傾向は、係数推定値は小さいものの ROA や経常利益の場合と同様である。また、長短金利差 Spread はいずれも統計的に有意ではない。したがって、その他業務利益も低金利・マイナス金利で悪影響を受けることが示された。

その他業務利益の推定で、ラグ付き被説明変数の係数は統計的に有意だが「0.07」程度と小さく、収益源の性質を反映して固定性の小さいことが示されている。コントロール変数については、経費率 Efficiency のすべての場合と消費者物価上昇率 CPI のいくつかの場合で係数推定値がマイナス

表8 その他業務利益（BND）の推定結果

Z	(1) BND	(2) BND	(3) BND	(4) BND	(5) BND	(6) BND
NIRP	-0.0509*** (0.00900)			-0.0628*** (0.0137)		
r		0.412*** (0.0687)			0.335*** (0.0722)	
rPLUS			0.543*** (0.111)			0.751*** (0.176)
rNIRP			0.264*** (0.0714)			0.288*** (0.0749)
Spread				-0.0170 (0.0194)	0.0170 (0.0148)	-0.0243 (0.0214)
Z(-1)	0.0710** (0.0328)	0.0729** (0.0300)	0.0749** (0.0328)	0.0683** (0.0332)	0.0763** (0.0317)	0.0735** (0.0326)
Size	-0.0118 (0.0207)	-0.0149 (0.0241)	-0.0142 (0.0253)	-0.0134 (0.0210)	-0.0150 (0.0248)	-0.0153 (0.0249)
Capital	0.00686 (0.0144)	-0.000577 (0.0129)	0.00353 (0.0142)	0.00602 (0.0144)	0.00193 (0.0143)	0.00235 (0.0137)
Deposit	-0.00115 (0.00188)	-0.00157 (0.00212)	-0.00186 (0.00208)	-0.00116 (0.00183)	-0.00176 (0.00217)	-0.00202 (0.00200)
Efficiency	-0.00326** (0.00146)	-0.00294** (0.00147)	-0.00279* (0.00144)	-0.00339** (0.00149)	-0.00287* (0.00149)	-0.00295* (0.00150)
GDP	-0.000574 (0.00168)	-0.00172 (0.00153)	-0.000902 (0.00170)	-0.000644 (0.00165)	-0.00135 (0.00164)	-0.000896 (0.00170)
CPI	-0.00790** (0.00327)	-0.00274 (0.00297)	-0.00332 (0.00318)	-0.0106*** (0.00375)	-0.00127 (0.00269)	-0.00581* (0.00332)
DLR	0.000987 (0.00123)	0.000667 (0.00117)	0.000602 (0.00129)	0.000931 (0.00122)	0.000590 (0.00124)	0.000498 (0.00126)
cons	0.434 (0.424)	0.526 (0.473)	0.506 (0.509)	0.487 (0.417)	0.525 (0.493)	0.563 (0.489)
標本数	907	907	907	907	907	907
銀行数	104	104	104	104	104	104
操作変数の数	68	74	75	68	74	75
ar2p	0.0357	0.335	0.127	0.0296	0.262	0.104
Hansen	0.0758	0.0744	0.0543	0.0590	0.0559	0.0458

(注) ()内は標準誤差。*, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%で有意であることを示す。ar2pはArellano and Bond(1991)の2次系列相関検定のp値, Hansenは過剰識別制約検定のp値を示す。

で有意となっており、経費率が高い銀行で消費者物価上昇率が高い時に、その他業務利益が低くなることが示されている。

以上のように、資金利益以外の収益として役務取引等利益（SER）とその他業務利益（BND）に注目すると、これらの収益が低金利・マイナス金利で資金利益と反対に増加するような動き（第4の論点）はみられない。役務取引等利益（SER）は資金利益と同様にイールドカーブのフラット化、すなわち長短金利差の縮小がマイナスの効果を持ち、その他業務利益（BND）は短期金利の低下がマイナスの効果を持つ。したがって、短期金利の低下とイールドカーブのフラット化が併存する状態は、2つの収益源にマイナスであり、全体の収益を資金利益と同様に押し下げる要因となっている。

最後に、分析対象を地銀と第二地銀に限定した分析結果を示す。表9は、地銀と第二地銀のROAを対象にした推定結果である。この結果では、ラグ付き被説明変数の係数推定値が有意ではなく、動学モデルが支持されていない。全サンプルでも3つの銀行収益の指標の中でROAのラグ付き被説明変数の係数推定値は小さく、固定性が弱い。これは、地銀と第二地銀のROAが年ごとに大きく変動することを反映している。マイナス金利政策ダミーNIRPやコールレートrの係数推定値は全体の場合（表3）と比べてやや小さく、地銀・第二地銀のROAが低金利・マイナス金利の影響を強く受けている証拠は示されていない。

地銀・第二地銀が直面する経営環境の厳しさ、すなわちROAへの影響は特にコントロール変数

表9 地銀・第二地銀の当期純利益 (ROA) の推定結果

Z	(1) ROA	(2) ROA	(3) ROA	(4) ROA	(5) ROA	(6) ROA
NIRP	-0.0245* (0.0142)			-0.0608** (0.0268)		
r		0.400*** (0.101)			0.611*** (0.114)	
rPLUS			0.319** (0.125)			1.070*** (0.388)
rNIRP			0.519*** (0.101)			0.609*** (0.110)
Spread				-0.0494 (0.0373)	-0.0487** (0.0226)	-0.0908* (0.0488)
Z(-1)	0.0474 (0.0452)	0.0343 (0.0527)	0.0342 (0.0512)	0.0448 (0.0455)	0.0282 (0.0514)	0.0283 (0.0457)
Size	-0.0636 (0.0595)	-0.0583 (0.0747)	-0.0532 (0.0669)	-0.0653 (0.0549)	-0.0594 (0.0711)	-0.0629 (0.0713)
Capital	0.0825*** (0.0226)	0.0720*** (0.0259)	0.0697*** (0.0247)	0.0827*** (0.0225)	0.0630** (0.0272)	0.0641** (0.0260)
Deposit	0.00423 (0.00381)	0.00237 (0.00292)	0.00251 (0.00262)	0.00393 (0.00387)	0.00288 (0.00260)	0.00252 (0.00258)
Efficiency	-0.0120*** (0.00323)	-0.0102*** (0.00385)	-0.0101*** (0.00367)	-0.0123*** (0.00344)	-0.0106*** (0.00395)	-0.0107*** (0.00391)
GDP	0.0110*** (0.00354)	0.0102*** (0.00368)	0.00946** (0.00372)	0.0107*** (0.00357)	0.00889** (0.00379)	0.00956** (0.00390)
CPI	0.0145** (0.00560)	0.0182*** (0.00649)	0.0183*** (0.00618)	0.00604 (0.00562)	0.0140*** (0.00529)	0.00958* (0.00511)
DLR	0.00342*** (0.00126)	0.00296*** (0.00105)	0.00286*** (0.000964)	0.00340** (0.00118)	0.00292*** (0.000980)	0.00300*** (0.000947)
cons	0.768 (1.287)	0.815 (1.513)	0.747 (1.346)	0.877 (1.216)	0.879 (1.449)	0.958 (1.463)
標本数	805	805	805	805	805	805
銀行数	94	94	94	94	94	94
操作変数の数	68	74	75	68	74	75
ar2p	0.795	0.662	0.625	0.907	0.664	0.777
Hansen	0.134	0.175	0.171	0.108	0.130	0.169

(注) () 内は標準誤差, *, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%で有意であることを示す. ar2pはArellano and Bond(1991)の2次系列相関検定のp値, Hansenは過剰識別制約検定のp値を示す.

に表れている。表9において、自己資本比率 Capital、経費率 Efficiency、経済成長率 GDP、インフレ率 CPI、預貸率 DLR の係数推定値が有意であり、預貸率が低い地域の自己資本比率が低く経費率が高い銀行は経済成長率とインフレ率が低い時に ROA が低い、という結果になっている。全サンプルの結果(表3)では、自己資本比率と経済成長率だけが有意だったので、地銀・第二地銀ではそれに加えて経費率とインフレ率、それに預貸率が ROA に悪影響を与えていることが示されている。これらの要因は、地銀・第二地銀で組織の効率化が遅れ、デフレ経済と資金需要の弱い地方経済への対応が不十分であることを反映していると解釈できる。

表10は、地銀と第二地銀の資金利益 (NIM) を対象にした推定結果である。(1)から(3)の長短金利差 Spread を説明変数に含まないモデルでは、マイナス金利政策ダミー NIRP やコールレート r の係数推定値が有意となっており、全サンプルの結果(表5)と異なる。しかし、(4)から(6)で長短金利差を含むとそれらは有意でなくなり、全サンプルの場合と同様に長短金利差の係数推定値がプラスで有意となり、イールドカーブのフラット化が資金利益にマイナスの影響を与えることが示されている。その係数推定値の大きさをみると、全サンプルの場合よりもいずれもはつきりと大きくなっており、長短金利差の縮小が地銀・第二地銀の資金利益に強い影響を与えることが示唆されている。この結果は、Hosono(2006)で指摘された規模の小さな銀行では金融政策が貸出に与える影響が大きい、という考察とともに重要な結果であると考えられる。

地銀・第二地銀に関する分析結果をまとめると、少なくとも ROA については低金利・マイナス

表10 地銀・第二地銀の資金利益（NIM）の推定結果

Z	(1) NIM	(2) NIM	(3) NIM	(4) NIM	(5) NIM	(6) NIM
NIRP	-0.0550* (0.0279)			-0.00290 (0.0223)		
r		0.240*** (0.0834)			0.122 (0.0805)	
rPLUS			0.902*** (0.297)			0.220 (0.238)
rNIRP			0.175** (0.0698)			0.129 (0.0815)
Spread				0.148*** (0.0233)	0.135*** (0.0280)	0.129*** (0.0232)
Z(-1)	0.672*** (0.0853)	0.754*** (0.0414)	0.620*** (0.0748)	0.502*** (0.0814)	0.508*** (0.0663)	0.504*** (0.0744)
Size	-0.116*** (0.0357)	-0.111*** (0.0407)	-0.125*** (0.0373)	-0.124*** (0.0395)	-0.134*** (0.0414)	-0.131*** (0.0405)
Capital	0.0121 (0.0140)	-0.00469 (0.0138)	0.00979 (0.0152)	0.0289** (0.0128)	0.0230* (0.0131)	0.0230* (0.0133)
Deposit	0.00332** (0.00146)	0.00260* (0.00151)	0.00262* (0.00143)	0.00362** (0.00151)	0.00298* (0.00155)	0.00296* (0.00162)
Efficiency	-0.00545** (0.00252)	-0.00523** (0.00226)	-0.00510** (0.00230)	-0.00406* (0.00215)	-0.00412 (0.00254)	-0.00405 (0.00249)
GDP	0.00569*** (0.00173)	0.00491** (0.00188)	0.00600*** (0.00209)	0.00633*** (0.00158)	0.00680*** (0.00181)	0.00681*** (0.00185)
CPI	-0.0171** (0.00762)	-0.00757** (0.00325)	-0.0154*** (0.00487)	-0.00763 (0.00573)	-0.00747*** (0.00278)	-0.00831** (0.00365)
DLR	0.00251** (0.00102)	0.00182** (0.000832)	0.00239*** (0.000819)	0.00279*** (0.000953)	0.00270*** (0.000838)	0.00270*** (0.000924)
cons	1.863*** (0.692)	1.835** (0.759)	2.056*** (0.713)	1.877** (0.764)	2.124*** (0.787)	2.080*** (0.777)
標本数	805	805	805	805	805	805
銀行数	94	94	94	94	94	94
操作変数の数	68	74	75	68	74	75
ar2p	0.475	0.386	0.529	0.332	0.266	0.300
Hansen	0.0484	0.0810	0.0597	0.0357	0.0368	0.0364

(注) ()内は標準誤差。*、**、***はそれぞれ10%、5%、1%で有意であることを示す。ar2pはArellano and Bond(1991)の2次系列相関検定のp値、Hansenは過剰識別制約検定のp値を示す。

金利が地銀・第二地銀に、特に銀行全体以上に強い悪影響を直接与えたという結果は得られなかった。コントロール変数から明らかのように、地銀・第二地銀の苦境は、経費率や預貸率の係数推定値が示すように、組織の効率化や地方経済の衰退による資金需要の低迷などへの対応にあることが示されている。また地銀・第二地銀の資金利益についてみると、イールドカーブのフラット化、すなわち長短金利差縮小の影響を強く受ける傾向が明らかにされた。

6 ま と め

本稿では、日銀の金融緩和がもたらした低金利・マイナス金利環境が銀行の収益に与える影響について、論点の整理を行うとともに銀行の財務データを用いてパネル・データ分析を行った。

論点の整理については、次の5点にまとめることができる。第1に、日銀のマイナス金利政策は銀行の収益に与える影響が小さくなるように配慮されている。第2に、銀行の資金利益については金利水準ではなく長短金利差、すなわち利ざやが重要である。第3に、金利低下で貸出が増えれば銀行の収益が改善する可能性もある。第4に、銀行の収益源は、貸出から得る利息の受取り以外に手数料収入や債券等の売買益もあり、金利低下による収益の低下を他の収益の増加で補うことは可能である。第5に、低金利・マイナス金利で企業の手元資金が豊富になると銀行の信用コストが低下し、この点からは銀行の収益にプラスになる。したがって、低金利・マイナス金利環境が銀行の収益にどのような影響を与えるかについては、データに基づく実証分析が必要になる。

本稿では、2009年3月期から2020年3月期までの銀行の財務データを使い、日銀の金融緩和による低金利・マイナス金利環境が銀行の収益に与える影響について計量分析を行った。モデルは動学的パネルデータ・モデルで、推定にはシステムGMMを用いた。

その主な結果は、以下のようにまとめることができる。

(1) 低金利・マイナス金利環境は、銀行のROAや経常利益にマイナスの影響を与えることが確認された。したがって、第3の論点で挙げた金利低下による貸出増加による収益改善については認められず、また資金利益でもその影響は認められなかった。第1の論点である日銀の3層構造による配慮や、第5の論点である信用コストの低下も収益の推計からは確認できなかったが、日銀により短期金利のマイナス幅が小さく抑えられたことで、その悪影響の程度は小さいことが示された。

(2) 銀行の資金利益に対して、金利水準ではなくイールドカーブの傾き、すなわち長短金利差が影響を及ぼすことが確認された。したがって、第2の論点であるスプレッドの重要性は認められた。

(3) 銀行の収益源の中で、手数料利益（役務取引等利益）や債券売買等の利益（その他業務利益）も低金利・マイナス金利と長短金利差の縮小で悪影響を受けることが示された。したがって、日本の銀行では資金利益の減少を他の収益源で代替するような動きはみられず、主要な利益はいずれも低金利・マイナス金利の環境で悪影響を受けたことが示された。すなわち、第4の論点として挙げた収益源の代替性は日本の銀行では認められなかった。

(4) 地銀・第二地銀の苦境が伝えられるが、低金利・マイナス金利が地銀・第二地銀のROAに特に強い悪影響を与えたことは確認されなかった。ただし、地銀・第二地銀の資金利益が長短金利差の影響を強く受けることは示された。

以上のように、日銀の金融緩和による低金利・マイナス金利環境は結果的に銀行の収益に悪影響を与えたことがパネルデータ分析によって確認された。もちろん、金融政策の妥当性は国民経済全体への影響という観点で評価されるべきであるから、銀行にとって厳しいものであってもそれだけで政策の是非を論じることは適切ではない。また、マイナス金利環境下で銀行収益への悪影響が小さく抑えられたことについては、日銀による政策的な配慮の結果とみることができる。他方で、欧州など世界の銀行を対象にした先行研究では、低金利・マイナス金利は資金利益に悪影響を与えるものの、手数料など他の利益でその悪影響をカバーする動きがみられるが、日本の銀行ではそうした動きがみられない。この原因としては、銀行の業務内容やそれに大きな影響を与える当局の規制が考えられる。この点についての検討は、残された重要な課題である。

(同志社大学・同志社大学大学院経済学研究科修士課程修了・同志社大学)

投稿受付2022年1月5日、最終稿受理2022年11月10日

[参考文献]

朝日新聞(2020)「マイナス金利、先駆けた欧州いま ドイツでは訴訟も」『朝日新聞』デジタル記事 2020年2月25日、<https://www.asahi.com/articles/ASN2R5TS8N2FULFA033.thml> (2021年3月25日取得)。

市川雅浩(2020)「改めて考える日銀マイナス金利付利の影響」(三井住友DSアセットマネジメント、市川レポート(情報提供資料)) <https://www.smd-am.co.jp/market/ichikawa/2020/05/irepo200526/> (2021年3月10日取得)。

岩田一政・左三川郁子・日本経済研究センター(2016)『マイナス金利政策』日本経済新聞出版社。

木内登英(2017)『異次元緩和の真実』日本経済新聞出版社。

北坂真一(2019)「アベノミクスと金融政策：2012年秋から2018年夏まで」佐竹光彦・飯田泰之・柳川隆編『アベノミクスの成否』勁草書房、第3章、31-60。

- 金融法委員会 (2016) 「マイナス金利の導入に伴って生じる契約解釈上の問題に対する考え方の整理」
www.flb.gr.jp/jdoc/publication49-j.pdf (2021年3月20日取得).
- 黒田東彦 (2016) 「『マイナス金利付き量的・質的金融緩和』の導入」きさらぎ会における講演2016年2月3日 https://www.boj.or.jp/announcements/press/koen_2016/ko160203a.htm/ (2016年3月10日取得).
- 陳菲 (2021) 「マイナス金利政策、銀行収益とリスクテイク行動」修士論文 (同志社大学).
- 日本経済新聞 (2021) 「米欧当局、アルケゴス注視」『日本経済新聞』2021年4月1日朝刊9面 (金融経済).
- 日本経済新聞社編 (2019) 『地銀波乱』日本経済新聞出版社.
- 宮尾龍蔵 (2016) 『非伝統的金融政策』有斐閣.
- Arellano, M. and S. Bond (1991) "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.
- Arellano, M. and O. Bover (1995) "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models," *Journal of Econometrics*, 68, 29-51.
- Bikker, J.A. and T.M. Vervliet (2017) "Bank Profitability and Risk-taking under Low Interest Rates," *International Journal of Finance & Economics*, 23, 3-18.
- Blundell, R. and S. Bond (1998) "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models," *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.
- Borio, C., L. Gambacorta and B. Hofmann (2017) "The Influence of Monetary Policy on Bank Profitability," *International Finance*, 20(1), 48-63.
- Boungou, W. (2019) "Negative Interest Rate, Bank Profitability and Risk-Taking," *OFCE Working Paper*, No.10.
- Clarida, R., J. Gali and M. Gertler (1998) "Monetary Policy Rules in Practice Some International Evidence," *European Economic Review*, 42(6), 1033-1067.
- Gunji, H. (2018) "Did BOJ's Negative Interest Rate Policy Increase Bank Lending?" *RIETI Discussion Paper SERIES*, 18-E-086.
- Hamori, S., S. Kitasaka and H. Tanizaki (1996) "On a Test for Structural Stability of Euler Conditions Parameters Estimated via the Generalized Method of Moments Estimator: Small Sample Properties," *Econometric Reviews*, 15(1), 97-114.
- Hong, G.H. and J. Kandarac (2018) "Pushed Past the Limit? How Japanese Banks Reacted to Negative Interest Rates," *IMF Working Paper*, No. 18/131.
- Hosono, K. (2006) "The Transmission Mechanism of Monetary Policy in Japan: Evidence from Banks' Balance Sheets," *Journal of the Japanese and International Economies*, 20, 380-405.
- Inoue, H. and K. Nakashima (2019) "Credit Allocation and Real Effects of Negative Interest Rates: Micro-Evidence from Japan" (https://www.researchgate.net/profile/Kiyotaka_Nakashima/publication/339209533_Credit_Allocation_and_Real_Effects_of_Negative_Interest_Rates_Micro-Evidence_from_Japan/links/5e440593458515072d94f67c/)
- Junttila, J., R. Juhani and P. Jukka (2021) "Keep the Faith in Banking: New Evidence for the Effects of Negative Interest Rates Based on the Case of Finnish Cooperative Banks," *International Review of Financial Analysis*, Available online 26 March 2021.
- Lopez, J.A., A.K. Rose and M.M. Spiegel (2020) "Why Have Negative Nominal Interest Rates Had Such a Small Effect on Bank Performance? Cross Country Evidence," *European Economic Review*, 124, 103402.
- Molyneux, P., A. Reghezza and R. Xie (2019) "Bank Margins and Profits in a World of Negative Rates," *Journal of Banking & Finance*, 107, 105613.
- Roodman, D. (2009) "How to do Xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata," *The Stata Journal*, 9, 86-136.
- Shibamoto, M. W. Takahashi and T. Kamihigashi (2021) "Japan's Monetary Policy: A literature Review and Empirical Assessment," Discussion paper series RIEB Kobe University DP2020-15 (*Journal of Computational Social Science*, forthcoming).

《SUMMARY》

LOW OR NEGATIVE INTEREST RATES
AND BANK PROFITABILITY IN JAPAN

By SHIN-ICHI KITASAKA, FEI CHEN and MITSUHIKO SATAKE

We explore the impact of low or negative interest rate environment on banks' profitability using a panel dataset of 122 banks in Japan over the period from 2009 to 2020 and dynamic panel models estimated by system GMM. We find that low or negative interest rates reduce banks' profit (ROA or ordinary profit). However, we also find that the effect of negative interest rates on banks' profit is weaker compared to an environment of positive rates.

(Doshisha University)