

金利とリスクテイク行動

—銀行・信用金庫データを用いた実証分析

三谷 信彦*

大阪大学

本稿では低金利の環境下において、金利と銀行のリスクテイクの関係を検証するため、2001年度から10年度の日本の銀行・信用金庫のデータで実証分析を行い、欧米の研究との比較研究を行っている。分析手法としてパネル分析および操作変数を用いた二段階推定を行っている。分析の結果、金融制度改革による金融システムの効率化が金融機関にリスクテイク行動のインセンティブを与えることがわかった。さらに日本では低金利政策が、金融機関にリスクテイク行動をとらせる可能性があるという結論が得られた。

1. はじめに

2000年代に発生した米国同時多発テロやリーマン・ショックに対する金融政策として、日米欧の中央銀行は政策金利の引き下げや金融資産買入れといった金融緩和政策を行った。しかし、その政策がかえって金融機関のリスクテイク行動を促してしまうという研究が、近年欧米で行われている¹。

本稿ではそれらの研究を参考に、低金利の環境下において金利と金融機関のリスクテイクの関係を検証する。具体的には金利と金融機関のリスクテイク行動の間に負の関係が存在するかどうかを、日本国内の銀行および信用金庫の01年度から10年度までのデータを用いて実証分析を行う。そして日本も欧米と同様の結果であれば、低金利状態は金融機関のリスクテイク行動を促すということが証明できる。

本分析を行う意義は、低金利状態が金融機関のリスクテイク行動に与える影響について、欧米と日本を比較できる点、また01年度から10年度までの日本の金融機関データを用いることで、金利の利率低下の程度ではなく、そもそも金利が下がることによって、金融機関がリスクテイク行動を行うかどうかを分析できる点である。欧米各国では政策

本稿作成にあたり、2名の匿名レフェリーと指導教員である大阪大学大学院国際公共政策研究科山内直人教授には、大変熱心なご指導及び多大なご支援を頂いた。また同大学院同研究科Virgil Hawkins准教授、法政大学理学部宮越龍義教授、札幌学院大学経済学部井上仁准教授には有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝申し上げたい。なお本稿についての責任は、すべて筆者に帰する。

* (連絡先住所) 〒560-0043 大阪大学大学院国際公共政策研究科 大阪府豊中市待兼山町1-31
(E-mail) n-mitani@osipp.osaka-u.ac.jp

金利の変更が頻繁に行われており、先行研究でもそれらの期間を用いて分析を行っている。しかしこの場合、政策金利の変更有無ではなく、金利の利率低下の程度が、金融機関のリスクテイク行動に影響を与えている可能性が考えられる。そのため低金利状態が金融機関のリスクテイク行動を促進する、ということを厳密に述べることは出来ない。

一方、日本では01年度以降、06年の政策金利の引き上げ、08年の金利の引き下げを除き、長期間、政策金利はゼロ付近を取り続けている²。そのため本研究を行うことで、欧米と日本を比較できることに加え、変更時期のデータを分析に用いることで、従来の研究では厳密に分析できなかった、政策金利の引き下げ自体が金融機関のリスクテイク行動を促進する、ということを捉えることができる。

本稿ではリスク変数と貸出金利の間に発生する内生性を考慮して分析を行っている。貸出金利に関して国内外を問わず多くの研究が行われているが、説明変数となる貸出金利と被説明変数の間に生ずる内生性を考慮して分析した研究は少ない。日本銀行（以下日銀）が実質的に決定する無担保コールレート翌日物金利、日本円 TIBOR3 ヶ月物金利や日本国債 10 年物利回りといった、市場を通して決定する金利を用いて、金融機関の変数を説明する場合、これらの金利が金融機関以外によって決められる先決変数であるため、内生性を考慮する必要はない。しかし、貸出金利は金融機関によって決定されるため、貸出金利をそのまま用いて金融機関の変数を分析した場合、変数の間に逆の因果関係が生じ、それに伴って内生性バイアスが発生する。その結果、貸出金利が与える効果を適切に分析することができない。そこで本稿では、操作変数を使用した二段階最小二乗法（2SLS-IV）を用いて内生性バイアスを取り除き、貸出金利が与える効果を分析している。

本稿では、日本経済新聞デジタルメディア社が提供している日経 NEEDS Financial Quest より抽出した国内銀行 108 行、信用金庫 278 庫の 01 年度から 10 年度までのパネルデータを用いて推定を行っている。そして、主要金利の変動が金融機関のリスク資産増減に影響を与えるかどうかを実証的に分析し、そこから長期にわたる低金利状態が、金融機関にリスクテイク行動を促すかどうかについて検証した。その結果、低金利状態の期間の長短にかかわらず、金利が下がるほど金融機関のリスクテイク行動は促進されるという結果を得た。以下では本結論に至った過程・分析を述べる。

本稿は次のように構成される。第 2 節では本稿の研究背景として、金融危機前後の世

¹ リスクテイク行動とは、一般的には損失の可能性を知りつつも、利益を求めて取引を行うといった行動を指す。本稿で述べるリスクテイク行動は、具体的には金融機関による株式などの購入や、貸し倒れリスクのある企業に対する貸出を積極的に行うことを指す。

² 本稿では無担保コールレート翌日物金利を政策金利として扱う。

界および日本のマクロ経済の動きについて詳細を述べる³。第3節では第2節を踏まえ、金利低下が金融機関のリスクテイク行動を促進するという仮説を、免許価値仮説と、金融市場の構造変化の観点から分析した先行研究について総括し、その上で本稿の研究意義を述べる。第4節と第5節では、推定に用いるモデルならびにデータを用いて推定し、その結果を検証する。第6節はまとめとする。

2. 金融危機前後のマクロ経済の変遷

本節では、翁（2010）を参考に、金融危機発生前後の世界的なマクロ経済状況について概観し、危機に対する政府や中央銀行、民間金融機関の対応を述べる。

2.1 金融危機発生前のマクロ経済

90年代前半、日本ではバブルが崩壊し、不良債権処理に苦闘していた一方、米国では2000年代半ばまで実質経済成長率や物価上昇率が極めて安定した「グレート・モデレーション」の状態にあった。図1は国際通貨基金（International Monetary Fund、以下IMF）が発表しているデータをもとに作成した日米の経済成長率である。これより、91年と02年を除き、80年から金融危機発生前の06年まで、米国経済が極めて安定的な成長を遂げていたことがわかる。

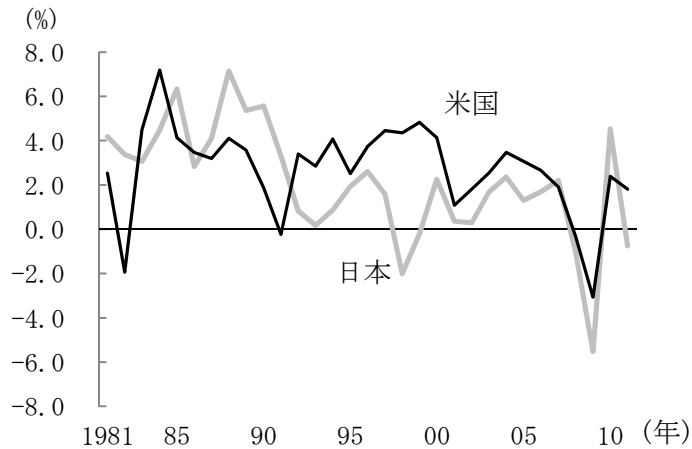
この背景について、Bean（2009）は、金融政策面での安定化技術の向上によるものであると述べている一方、翁（2010）は、グレート・モデレーションの結果、金融政策とその基礎としてのマクロ経済分析の有効性への過信が広がり、この間に急激に進展した金融のグローバリゼーション、証券化などの金融技術革新の合意についての検討も、楽観的な偏りを持った、と述べている。

2.2 金融危機発生後のマクロ経済、各国の政策

しかし、2006年半ばに、米国の住宅価格の上昇率の鈍化が顕在化し始めたことをきっかけに、世界経済は安定から一転することとなった。08年9月のリーマン・ブラザーズ破綻に伴う市場の混乱では、金融市場の機能不全に対応するため、米国連邦準備制度理事会（Federal Reserve Board、以下FRB）や欧州中央銀行（European Central Bank、以下ECB）、そして日本銀行といった主要国の中央銀行が、政策金利の引き下げや金融資産の買い入れといった金融緩和政策を行った。金融資産の買い入れによって、各国の中央

³ 本稿では08年に発生したリーマン・ブラザーズ破綻に端を発する一連の出来事を金融危機とおく。

図1 日米の経済成長率



出所) IMF、World Economic Outlook Database より筆者作成。

銀行は流動性効果を通じて金利の低下を図り、リスクアセットに対する投資を増加させることで経済の回復を試みたのである。ただし、Bernanke (2012) は、資産買い入れを行うにあたって長期金利の低下によって投資家のリスク行動が過剰に拡大し、金融の安定性が脅かされるリスクを抱えてしまうと述べている。また、金融システムが予想以上に複雑であったこと、金融危機の要因が複数にまたがっていたことから、これらの政策は十分に機能したとはいえず、結果として今までにない深刻な展開をもたらした。

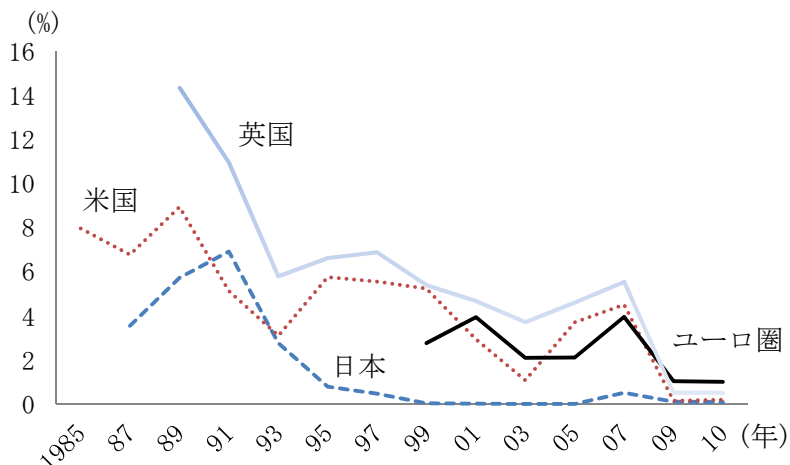
図2は近年における政策金利の推移を表す。これより2000年代初期以降、日本は低金利状態であった一方、欧米はリーマン・ショックを受けて金利が低下したことがわかる。

次に、金融危機発生前後の日本の経済状況について詳述する。90年に資産価格バブルが崩壊後、日本は「失われた10年」という長期の不況に陥り、北海道拓殖銀行および山一証券といった大手金融機関が破綻し、金融不安が増大した。

日銀は91年7月より継続して金融緩和政策を行っている。99年には高まるデフレ圧力を抑え、さらなる景気悪化に歯止めをかけるため、無担保コールレートを限りなくゼロに近づける「ゼロ金利政策」を実施した⁴。ゼロ金利政策は、景況感の改善やデフレが和らいだとの認識から、2000年8月に一旦解除された。

⁴ ゼロ金利政策とは、1999年に日銀が先行きデフレ圧力が高まる可能性に対処し、景気悪化への歯止めをより確実にするため、豊富で弾力的な資金供給を行い、無担保コールレートをできるだけ低めに推移するように促す政策を指す(翁, 2011)。

図2 日米欧の政策金利の推移



出所) 日本銀行、日経 NEEDS Financial QUEST より筆者作成。

しかし、2000 年末以降の IT バブルの崩壊といった、海外経済の減速により、01 年 2 月には再び政策金利を引き下げ、ゼロ金利政策を実行した。さらに 01 年、景気回復の鈍化やデフレの長期化に伴い、日銀は「量的緩和政策」を打ち出した⁵。翁（2011）は、量的緩和という前例のない金融政策は長期金利の低下効果をもたらすうえで効果的であった一方、量的緩和を実行するために、短期金融市場金利を極めて低い値まで下げたことがかえって、金融市場の機能を大きく低下させた、と述べている。

以上、本節では金融危機発生前後の世界および日本のマクロ経済の動きについて詳述した。この中で、90 年代から 2000 年代半ばにかけて、日本を除く世界経済は比較的安定成長を遂げていたが、その後のリーマン・ショックを受けて、金利の引き下げを実行していたことがわかる。一方、日本では長期の不況に陥り、ゼロ金利政策や量的緩和政策といった金融緩和政策を行っており、長期にわたり金利は事実上ゼロの値をとり続けている。

次節では本節で述べた金融危機前後のマクロ経済の変遷を踏まえ、欧米の金融機関が金融危機発生時にリスクテイク行動を選択したことについて、先行研究を概観し、詳述

⁵ 量的緩和政策とは、以下の 3 本柱からなる非伝統的金融政策を指す。01 年に物価の継続的な下落を防止するという観点から、(1) 日銀の金融市場調節の主たる操作目標を、無担保コールレートから日銀当座預金残高に変更し、所要準備額を大幅に上回る日銀当座預金を供給する。(2) (1) の潤沢な資金供給を消費者物価指数の前年度比上昇率が安定的にゼロ%以上となるまで継続することを約束する。(3) 日銀当座預金を円滑に供給するうえで必要と判断される場合には、銀行券の発行残高を上限として、長期国債の買い入れを増額する。(翁, 2011)。

する。

3 先行研究

3.1 免許価値仮説

本稿では Keeley (1990) および Dell’Ariccia and Marquez (2006) らによる理論を土台にしている。

Keeley (1990) は、銀行競争と金融の安定に関して、「免許価値仮説 (Charter value hypothesis)」を提示し、過当競争がある銀行部門では、金融不安が発生しやすいことを示している⁶。80 年代の米国での一連の銀行破綻による金融不安は、金融業界を競争的にしてしまい、銀行の免許価値 (Charter value) を低下させた。また銀行は金融不安を乗り越えるため、預金保険を利用しようとした結果、かえって銀行自身を破綻に追い詰めるようなリスクテイク行動を取った。すなわち金融機関の過当競争がかえって金融不安につながったのである (Keeley, 1990)。

Keeley (1990) の免許価値仮説は、銀行間競争が高まることにより、銀行がよりリスクのある貸出行動をとることを示唆している。リレーションシップ・バンキングを維持する場合、リスクを一定水準にとどめ、顧客関係を継続させながら利益を確保することができる⁷。しかし、競争が激化すると、銀行はよりリスクをとってでも他の収益源を求める。このことに関して Furlong and Keeley (1987, 1989) は、金融機関は低金利による収益の低下を補うためにリスク資産への投資を積極的に行い、高い資本を維持しようとする、と指摘している。

また、Rajan (2006) は、低金利状態による収入の減少を補うため、金融機関が過剰なリスクテイク行動を取ると指摘し、金融機関の過剰なリスクテイク行動の主たる原因は低金利状態であると主張している。長期の低金利状態およびそれに伴う金利のボラティリティの低下が、金融機関によりリスクのある資産の購入を誘発してしまうことから、Rajan (2006) の主張は支持される。さらに貸出金利が低下する場合、それに伴って預金金利も低下するという状況となる。Dell’Ariccia and Marquez (2006) は、このような貸出金利息から預金利息を差し引いた金利の純収益の減少が、金融機関に高利回りを求めたリスクのある事業投資を促す要因となると述べている。

以上から、金融緩和によって金融機関の過当競争が生じうる可能性があることがわか

⁶ 免許価値 (Charter value) とは、銀行免許を持つことによる将来の利益の現在価値を指す。

⁷ 金融機関が顧客との間で親密な関係を維持することによって得る情報を基に、貸出等の金融サービスの提供を行うビジネスモデル。

る。そのような場合、金融機関の総資産に占めるリスク資産が増加することで、金融機関の市場価値は不安定になり、結果として経営危機を誘発する可能性も含むことが示唆される。

本節では、銀行部門での過当競争が金融不安につながることを Keeley (1990) の免許価値仮説から示した。一方で、銀行部門がより競争的になるにつれて、銀行破綻のリスクが下がるという主張も存在する⁸。

それでは、90年代後半から金融自由化を行った日本を含め、世界中の金融市場で競争が激化する中、なぜリーマン・ブラザーズのような大企業が破綻する結果につながったのであろうか。そこには90年代から起こっている金融市場の構造変化が大きく影響していると考えられる。

3.2 金融市場の構造変化

90年代以降、グローバル化が急速に進展し、国際金融市場の構造は根本から変化を遂げている。ここでは Borio (2007) および翁 (2010) を参考に、金融市場の構造変化を整理し、その特徴を挙げていく。

Borio (2007) は近年の構造変化について、5つの要素を挙げている。1つ目はリスクの原子化である。これは金融に関する過去からの知識の蓄積や情報技術の目覚ましい発展によって融資リスクを分解、再構築することが可能となり、それらのリスクを多くの金融商品や株式に組み込めるようになった一方、リスクの所在をつかみにくくなったことを意味する。

2つ目は金融の市場化である。金融の市場化とは、証券化の進展により、従来の金融ビジネスモデルが変化し、その結果としてさまざまな金融商品市場が誕生し、市場規模が成長したことを指す。

3つ目は新たな金融機関の登場である。現在、金融仲介機能を担う金融機関は多様化してきており、フィナンシャルグループといったグループ持ち株会社を設立し、グループ会社として銀行、証券会社を抱えるといった形態が増加している。また、商業銀行部門や投資銀行部門、さらには保険部門といった業態の区別が曖昧になる中で、新たな金融の担い手としてヘッジファンドやプライベート・エクイティ・ファンドが金融市場に参加し始めている。翁 (2010) は、新たな取引参加者の増加の結果、市場はカウンター

⁸ Boyed and Nicolo (2005) および Boyd et al. (2006) は、最適契約仮説 (optimal contracting hypothesis) を用いて、銀行の数が多ければ多いほど、すなわち競争状態であればあるほど、銀行破綻リスクは下がることを示した。

パーティー・リスク（金融取引における取引相手の信用リスク）を意識して疑心暗鬼になった、と述べている。

4 つ目は金融のグローバル化である。Borio（2007）によれば、金融のグローバル化とはクロスボーダー取引の増加を指す。金融機関は国際業務を拡大すると同時に、海外投資を積極的に行い始めている。実際、近年の金融機関の損益には、海外業務に関する損益が大きく影響している。

5 つ目は家計部門へのリスク移転である。これは家計部門が以前にも増して、金融リスクを直接負担するようになってきていることを指す。

以上、金融市場の構造変化についてみた。これらをまとめると、金融商品の複雑化、金融市場のグローバル化、新たなプレイヤーの登場によって、金融市場の構造は変化し、リスクの所在をつかむことが困難になったことがわかる。その結果、競争原理が十分に機能せず、金融危機が過去にも類をみないほどの影響を世界中に与えたといえる。

3.3 リスクテイク行動に関する実証分析

低金利状態が金融機関のリスクテイク行動を促すという仮説を実証的に分析した先行研究として、Jimenez et al.（2008）、Ioannidou et al.（2009）、Brissimis and Delis（2009）、およびDelis and Kouretas（2011）がある。Jimenez et al.（2008）は、スペインにおける22年間の金融機関のデータを用いて、金融政策が銀行の貸出リスクや貸出基準に与える影響を分析し、低金利は銀行のリスクテイク行動を高め、短期的には金融機関の貸出リスクを減らす一方、中長期的には貸出リスクを非常に高めるという結論を導出している。Ioannidou et al.（2009）は、99年から03年のボリビアにおいて、米国のフェデラルファンド（FF）金利の変更がボリビアの銀行の貸出基準およびリスクテイク行動に与える効果を分析している。Brissimis and Delis（2009）は、金融政策の変更が、個々の銀行において貸し出しやリスクテイク行動の決定に違いが出るかどうかを分析している。

Delis and Kouretas（2011）は、01年から08年の欧州12カ国の銀行データを用いた分析を行っている。その研究結果によると、金利変数として用いた4つの変数（短期金利・長期金利・政策金利・貸出金利）が、被説明変数であるリスクアセット率ならびに不良債権比率に対して負に有意であるという分析結果を示している。この結果からDelis and Kouretas（2011）は、低金利がリスクテイク行動を誘発するため、中央銀行は金融政策として低金利政策を実施する際、銀行がリスクテイク行動をとる可能性を考慮に入れて

政策を行うべきであると結論付けている。本稿ではこのDelis and Kouretas (2011) を参考に、日本の低金利状態が金融機関のリスクテイク行動に与える影響と、欧米のそれとを比較する。

以上、欧米での先行研究から低金利政策が金融機関のリスクテイク行動を促進することが明らかになった。一方、日本においては90年代後半から現在に至るまで低金利政策をとり続けている。しかし、低金利状態が金融機関のリスクテイク行動を促進するといったことに関する研究は、いまだに行われていない。さらにDelis and Kouretas (2011) の研究では、政策金利の変更が複数回行われている期間を含む、欧米のデータを用いて分析をしている。この場合、政策金利の利率変更の程度が銀行のリスクテイク行動に影響を与えている可能性があり、厳密な意味で、政策金利の引き下げが銀行のリスクテイク行動促進に影響を与えとはいえない。一方、日本では2000年代半ばに一度政策金利の変動があったのみで、その前後では金利は一貫して実質ゼロ金利を取り続けている。これより、2000年代の日本のデータを用いて分析を行うことで、政策金利の引き下げ自体が金融機関にリスクテイク行動を促すかどうかを検証できる。

次節からは、低金利の環境下において金利と金融機関のリスクテイク行動の間に負の関係が存在するという仮説を、ゼロ金利政策や量的緩和政策により低金利状態が続いている日本の金融機関データを用いて、実証的に分析する。

4. 分析モデルおよびデータ

4.1 変数について

本節ではDelis and Kouretas (2011) のモデル式をもとに、日本における金利がリスクテイク行動に与える影響を実証分析する。

被説明変数にはリスクアセットを、説明変数には4種類の金利変数とコントロール変数を用いる。推定に用いた変数の定義は表1のとおりである。

4.2 リスク変数

本稿ではさまざまな金利が、金融機関のリスクテイク行動にどのような影響を与えるかを分析することが目的であるが、個別の金融機関のリスクテイク行動を正確に捉えることは困難である。そこで、本稿ではリスクテイク行動を測る変数としてリスクアセット率を使用する。リスクテイク行動を測る代理変数として、金融機関の資産項目に含まれる変数を用いた研究も存在する。しかしこれらの変数では、債務超過リスクを測るこ

表 1 変数の定義

変数名	データの出所	データの定義
リスクアセット率	日経Financial Quest	リスクアセット／総資産
不良債権比率	日経Financial Quest	(破綻先債権＋延滞先債権)／貸出金残高
自己資本比率	日経Financial Quest	自己資本／総資産
税引等調整前当期純利益率	日経Financial Quest	税金等調整前当期純利益／総資産
金融機関規模	日経Financial Quest	総資産の対数をとった値
収入・負債比率	日経Financial Quest	収入／負債
預金金利	日経Financial Quest	預金利息／預金残高
GDP成長率	内閣府	(当期の実質GDP－前期の実質GDP)／前期の実質GDP
3メガバンク集中度	日経Financial Quest	3メガバンクの総資産／全金融機関の総資産
短期金利	日経Financial Quest	日本円TIBOR3ヶ月物金利 (年度平均)
長期金利	日経Financial Quest	日本国債10年物利回り (年度平均)
政策金利	日本銀行	無担保コールレート翌日物金利 (年度平均)
貸出金利	日経Financial Quest	貸出金利息／貸出金残高

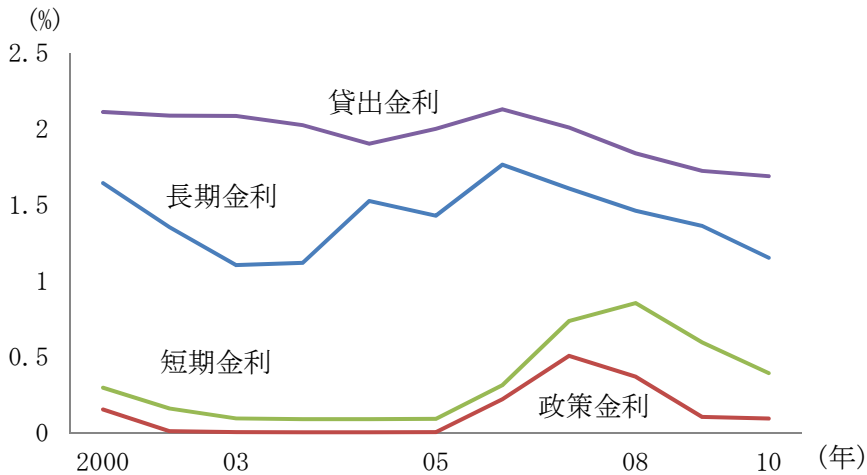
とは出来ても、金融機関のリスクテイク行動を測るには適してはいない。そのため、本稿では Delis and Kouretas (2011) と同様に、金融機関が発表するリスク資産（リスクアセット）をリスクテイク行動の代理変数として用いる。なお、リスクアセットとは、有価証券や外国為替といった、市場実勢で価格が変動し、元本が保証されていない資産を指す。

4.3 金利変数

本稿では金利変数のうち、Delis and Kouretas (2011) が欧州連合統計局が発表する短期金利、長期金利、政策金利を用いていることに鑑みて、マクロ変数として日本円 TIBOR 3ヶ月物金利を短期金利に、日本国債 10 年物利回りを長期金利に、無担保コールレート翌日物金利を政策金利に、それぞれ年度平均の値を取り、その値を用いる。

本稿では金利が金融機関のリスクテイク行動にどのような影響を与えるかを分析することが目的であるが、より具体的には貸出金利がリスクアセット率にどのように影響するのかを分析することである。貸出金利は各金融機関が発表している貸出金利息を貸出金残高で除した値を用いる。短期金利、長期金利、貸出金利は日経 NEEDS Financial Quest から入手し、政策金利は日本銀行発表のデータを用いる。図 3 は金利変数の推移を示す。

図3 金利変数の推移



注) 貸出金利は銀行（都銀、信託、地銀）の各年度の平均値を利用。

出所) 日本銀行、日経 Financial Quest

4.4 コントロール変数

本稿では2001年度から2010年度のデータを用いて分析を行っている。第3節で述べたように、この期間、金融機関には高度の技術革新とそれにとまなうリスクマネジメントリスクがもたらされた。仮に技術革新を考慮しなければ、総資産に占めるリスクアセットの割合の増加が金融機関のリスクテイク行動における真の増加を説明することはできない。このことから、コントロール変数にタイムトレンド項を用いる⁹。

金融機関レベルのコントロール変数として以下の変数を用いる。はじめに不良債権比率である。金融機関は返済されることを前提に貸し出しを行なっているが、貸出先が返済しない場合、その貸し出した額が損失となる。また、金融機関は預金などで調達した資金を貸し出して運用しているが、返済が行われなくなると、貸出金利息が入らないまま預金利息などの調達コストを払い続けることとなり、金融機関の収益に悪影響を与える。すなわち、不良債権比率の増加は貸出リスクを高めるといえる。次に自己資本比率であるが、本稿で用いる自己資本比率はBIS基準に則って発表している金融機関と、国内基準に則って発表している金融機関があり、両者を共通の値として扱うことは不可能

⁹ 実際には構造変化が各金融機関について一様な影響を与えたというわけではなく、従ってそれらをトレンド項をいれて考慮しているが、この点に関しては注意を要する。しかしBorio(2007)が指摘する構造変化は、非常に広範なものであり、これらを全て考慮できる代理変数は筆者が求めたところ存在しない。また07年の金融危機前後で金融機関の行動が一変している可能性も考えられる。したがって本稿ではタイムトレンド項を用いることで、これらをコントロールしている。

表 2 記述統計

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値	観測数
リスク変数					
リスクアセット率	0.4819	0.0833	0.0622	0.7801	3787
金融機関レベルの変数					
不良債権比率	0.0629	0.0345	0.0025	0.2947	3787
自己資本比率	0.0221	0.0360	5.50×10^{-5}	0.4745	3787
税金等調整前当期純利益率	0.0039	0.0043	5.98×10^{-6}	0.0691	3787
金融機関規模	13.0168	1.3771	10.0033	18.8520	3787
収入・負債比率	1.0561	0.0216	1.0037	1.1817	3787
預金金利	0.0016	0.0011	0.0002	0.0098	3787
マクロ変数					
GDP成長率	0.0069	0.0254	-0.0550	0.0440	3787
3メガバンク集中度	0.3798	0.0229	0.3512	0.4038	3787
金利変数					
短期金利	0.0033	0.0028	0.0009	0.0085	3787
長期金利	0.0139	0.0021	0.0110	0.0176	3787
政策金利	0.0013	0.0017	1.07×10^{-5}	0.0050	3787
貸出金利	0.0254	0.0051	0.0092	0.0795	3787

注) 観測数を除き、すべて百分率表記。

であるため、自己資本を総資産で除した値を用いる。また預金利息は、金融機関が貸出金利で収入を得る一方で、預金者に預金利息を支払わなければならないという点を考慮すると、預金利息をより多く支払う場合、金融機関はリスクテイク行動をとると考えられる。またほかのコントロール変数として税金等調整前当期純利益率、金融機関規模、収入・負債比率を加える。変数の定義は表1に記載する。自己資本比率について、銀行は自己資本を総資産で除した値を、信用金庫は出資金を総資産で除した値をそれぞれ用いる。

続いてマクロレベルのコントロール変数として2つの変数を用いる。1つはGDP成長率である。GDPが増加している場合、金融機関は高い利回りを求めて貸出先を探すため、GDP成長率とリスクアセットの間には相関があると考えられる。もう1つは3メガバンク集中度である。これは銀行業産業の3メガバンク（三井住友銀行、三菱東京UFJ銀行、みずほ銀行）が占める集中度を測るために、3メガバンクの総資産を全金融機関の総資産で除した値である。表2は本分析で用いた変数の記述統計を表す。

4.5 コントロール変数の内生性について

本稿ではコントロール変数を用いているが、これらの説明変数と被説明変数であるリスク変数との間には内生性バイアスが生じる変数がある。具体的な内生変数としては、不良債権比率、自己資本比率、税金等調整前当期純利益、収入・負債比率があり、これらの変数においては内生性をコントロールする必要がある。このため本稿ではこれらの変数に関して、1期前の変数を用いて推定を行う。なお、金融機関規模に関して、一般的に金融機関は自身の規模を十分に検討したのちに、リスクテイク行動をとれるかどうかの判断をする。すなわち、金融機関規模は内生変数ではなく先決変数であると考えられる (Athanasoglou et al., 2008)。次節ではこれらを踏まえ、実証分析を行う。

5. 実証分析と結果

5.1 パネルの推定結果

本稿では金融機関固有の異質性をコントロールするため、パネル推定を行う。具体的には、金融機関のリスクアセットを測るため、短期金利・長期金利・政策金利・貸出金利について固定効果モデルを用いて分析を行う。推定式は以下のとおりである。

$$r_{it} = \alpha + \beta_1 ir_{it} + \beta_2 b_{it} + \beta_3 c_t + u_{it} \quad (1)$$

$$i=1,\dots,N \quad t=1,\dots,T$$

$$u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (2)$$

ただし、添え字 i は金融機関を表し、添え字 t は年度を表す ($N=413, T=10$)。 r はリスクアセット率、 ir は金利変数 (短期金利、長期金利、政策金利、貸出金利)、 b は金融機関レベルのコントロール変数、そして c はマクロレベルのコントロール変数を表す。 u は誤差項である。表 3 は固定効果モデルの結果を表す。

パネル推定の結果、金利変数は短期金利、長期金利、政策金利の3つの変数が統計上、負に有意となる結果を得た。短期金利に関して、本稿では日本円 TIBOR3 ヶ月物金利を使用している。そもそも TIBOR は 3 メガバンクといった主要銀行が算出する金利レートから、最も高い金利と最も低い金利のレートをそれぞれ一部取り除き、残りを平均して算出された金利であり、その値は銀行の貸出金利の近似値を取る。すなわち、短期金利である日本円 TIBOR3 ヶ月物金利の低下が金融機関のリスクテイク行動を促すという結果は、本稿の仮説を支持する結果である。同様に長期金利である国債利回りが低下した場合も、金融機関はリスクアセット率を高めるという結果を得た。また、政策金利が負

表3 パネル推定の結果（固定効果モデル）

リスクアセット率	短期金利	長期金利	政策金利	貸出金利
不良債権比率（1期ラグ）	-0.118*** (0.028)	-0.114*** (0.028)	-0.121*** (0.028)	-0.106*** (0.028)
自己資本比率（1期ラグ）	0.001 (0.021)	0.004 (0.021)	0.002 (0.021)	0.003 (0.021)
税金等調整前当期純利益率 （1期ラグ）	0.550*** (0.123)	0.546*** (0.123)	0.597*** (0.122)	0.518*** (0.123)
金融機関規模	-0.010** (0.004)	-0.007* (0.004)	-0.008** (0.004)	-0.009** (0.004)
収入・負債比率（1期ラグ）	0.817*** (0.063)	0.830*** (0.064)	0.926*** (0.065)	0.793*** (0.064)
預金金利	9.523*** (1.507)	3.432** (0.716)	8.531*** (1.007)	3.261 (0.756)
GDP成長率	-0.014 (0.022)	0.030 (0.021)	-0.025 (0.021)	0.022 (0.021)
3メガバンク集中度	0.116*** (0.038)	0.151*** (0.039)	0.156*** (0.038)	0.109*** (0.038)
短期金利	-3.046*** (0.608)			
長期金利		-0.915*** (0.225)		
政策金利			-4.047*** (0.518)	
貸出金利				-0.533 (0.355)
定数項	-0.239*** (0.087)	-0.281*** (0.088)	-0.382*** (0.088)	-0.204*** (0.090)
決定係数	0.581	0.580	0.586	0.578
観測数	3368	3368	3368	3368
誤差項の仮定	FE	FE	FE	FE
F値	409.37***	407.34***	417.89***	403.96***

注1) 括弧内の値は標準誤差を示す。

注2) *, **, ***はそれぞれ10%水準、5%水準、1%水準で有意であることを示す。

注3) FEは固定効果モデルを示す。

注4) 推定では上記の説明変数に加えてタイムトレンド項を推定に用いている。

に有意であった結果は、Delis and Kouretas（2011）の主張と同様、政策金利の低下が金融機関のリスクテイク行動を促進しうる要因といえる。一方で、貸出金利に関しては統計上、負に有意という結果にならなかった。この結果については後述する。

コントロール変数について、不良債権比率はすべてのモデルでリスクアセット率に負の影響を与えるという結果を得た。これより、金融機関は不良債権を抱えるほど、自身の経営の安定性を維持するために、リスクテイク行動を控えることが分かる¹⁰。また税金等調整前当期純利益率と収入・負債比率もリスクアセット率に影響を与えることという結果を得た。この結果から、利潤が高く効率的な経営を行っている金融機関ほど、リス

¹⁰ なお本稿では、2008年に行われた貸出基準の緩和が、金融機関のリスクテイク行動に影響を与えているかどうかを確認するため、09年度以降を1、それ以外を0とするダミー変数をつくり、ダミー変数×不良債権比率、という係数ダミーを用いて推定を行った。その結果、ベースラインの推定と違いは見られなかった。

クテイク行動をとることが可能であるということが示唆される。08年度の『年次経済財政報告』（内閣府，2008）には「リスクをとっている企業ほど収益率が高い」と記載されており、このことから本結果の解釈と整合的であるといえる。

金融機関規模はDelis and Kouretas（2011）と同様の結果となり、金融機関の規模が大きくなるほど、リスク回避の姿勢をとる傾向があるといえる。預金金利について、金利が上がるほどリスクテイク行動をとるという結果となった。これより金融機関は預金利息を支払う余力を増加させるため、十分な収益を確保することが必要であり、その手段としてリスクテイク行動をとると考えられる。

3メガバンク集中度は先行研究とは異なり有意水準 1%で正に有意であった。この結果から3メガバンクの影響力が大きいときに、リスクテイク行動がとられることが分かる。本結果は先行研究とは異なるものであったが、2000年代前半に多くの金融機関が統廃合し、その結果として3メガバンクの市場支配力が相対的に増加したという、特殊要因を受けての結果と考えられる¹¹。

5.2 貸出金利の内生性

Ioannidou et al.（2009）、Jimenez et al.（2008）は、ボリビアとスペインの銀行セクターのデータを用いて金利とリスクテイク行動を分析したが、その際、リスク変数と貸出金利が内生性を持つことを示した。またDelis and Kouretas（2011）は、内生性をコントロールするために、操作変数としてドイツの短期金利を用いて分析を行っている¹²。以上から説明変数に含まれる貸出金利が内生変数である可能性が高く、1期分のラグをとっても内生性を取り除くことは困難であるため、本稿では、操作変数を使用した二段階最小二乗法（2SLS-IV）で内生性を考慮し、パネルデータを用いて金融機関の個別効果をコントロールした推定を行う。本稿では操作変数として短期金利、長期金利、政策金利を用いる。表4はリスクアセット率についての操作変数を用いた推定の結果を表す。

Fase（1995）に倣い、本稿では貸出金利を説明する操作変数には、短期金利である日本円TIBOR3ヶ月物金利、長期金利である日本国債10年物利回り、政策金利である無担

¹¹ なお本稿では、3メガバンクも分析に含めているが、この場合3メガバンク集中度は3メガバンクにとって内生変数となる可能性が指摘される。そこで本稿では3メガバンクを除いて推定を行ったが、結果に違いは見られなかった。

¹² Delis and Kouretas（2011）では、2SLS-IVに加え、動学パネルを用いて分析を行っている。一方、本稿では日本の金利変動が極めて小さいこと、したがって動学パネルの、時間とともに変化しない変数の推定ができないという問題点が生じる（Hsiao, 2003）ことから、2SLS-IVの分析を採用し、比較研究を行う。

表4 リスクアセット率についての操作変数を用いた推定の結果

リスクアセット率		貸出金利
	不良債権比率（1期ラグ）	-0.026 (0.048)
	自己資本比率（1期ラグ）	0.020 (0.033)
	税金等調整前当期純利益率 （1期ラグ）	0.450** (0.194)
	金融機関規模	-0.058*** (0.011)
	収入・負債比率（1期ラグ）	0.650*** (0.104)
	預金金利	21.893*** (3.964)
	GDP成長率	-0.006 (0.033)
	3メガバンク集中度	0.028 (0.062)
	貸出金利	-24.023*** (4.800)
決定係数		4.692
観測数		3362
誤差項の仮定		FE
F値		164.81***
Sargan (P値)		0.899
操作変数	短期金利	○
	長期金利	○
	政策金利	○

注1) 括弧内の値は標準誤差を示す。

注2) *, **, ***はそれぞれ10%水準、5%水準、1%水準で有意であることを示す。

注3) FEは固定効果モデルを示す。

注4) 推定では上記の説明変数に加えてタイムトレンド項を推定に用いている。

保コールドレート翌日物金利を使用している。Fase（1995）は、銀行貸出の決定要因を分析するため、銀行貸付金を被説明変数に、説明変数に貸出金利を用いているが、貸出金利と銀行貸付金は同時決定するとし、貸出金利を短期金利と政策金利の変数を用いて、推定式を組み立て、銀行貸付金と貸出金利のそれぞれの推定式を同時方程式モデルを用いて推定を行っている。これより本稿でも短期金利と政策金利に加え、長期金利を含めた3つの変数を操作変数として用いる¹³。

¹³ 第1段階の推定において、貸出金利は長期金利および政策金利をみってから決定され、そこにはラグが生じると考えられる。一方、短期金利はその時の金利が貸出金利に影響を与える。したがって本稿では長期金利および政策金利は1期分のラグをとり、短期金利はラグをとらずに推定を行った。

表5 リスクアセット率についての業態別の推定結果

リスクアセット率		都銀・地銀	信金
	不良債権比率（1期ラグ）	0.261* (0.101)	-0.050 (0.060)
	自己資本比率（1期ラグ）	-6.891 (7.103)	0.009 (0.038)
	税金等調整前当期純利益率 （1期ラグ）	0.384 (0.267)	0.328 (0.271)
	金融機関規模	-0.031* (0.016)	-0.069*** (0.020)
	収入・負債比率（1期ラグ）	6.814 (6.522)	0.425*** (0.156)
	預金金利	18.643*** (4.541)	23.074*** (7.371)
	GDP成長率	0.006 (0.071)	0.060 (0.083)
	3メガバンク集中度	0.305*** (0.109)	-0.012 (0.079)
	貸出金利	-9.760* (5.588)	-28.613*** (8.017)
観測数	850	2512	
誤差項の仮定	FE	FE	
F値	46.92***	112.71***	
Sargan（P値）	0.181	0.802	
操作変数	短期金利	○	○
	長期金利	○	○
	政策金利	○	○

注1) 括弧内の値は標準誤差を示す。

注2) *、**、***はそれぞれ10%水準、5%水準、1%水準で有意であることを示す。

注3) FEは固定効果モデルを示す。

注4) 推定では上記の説明変数に加えてタイムトレンド項を推定に用いている。

推定結果より貸出金利は有意水準1%で負に有意であり、貸出金利が1%下がれば、リスクアセット率は約20%増加することがわかる。単純に比較は出来ないが、Delis and Kouretas（2011）の欧州と本稿の日本を比較した場合、本稿の結果のほうが、金利低下に対するリスクテイク行動への影響はより大きいといえる。金融機関は貸出金利息を主な収益源にしているが、低金利になるほど貸出金利息も減少する。一方で安定した経営を行うため、また経営を行う上で必要となる自己資本を維持するためには、一定以上の収益を確保しなければならない。したがってリスクのある事業や案件に投資、融資を行うといったリスクテイク行動をとっていることが本分析より示される。

本稿では都市銀行・地方銀行・第二地方銀行・信用金庫データを用いて分析を行っている。そこで銀行と信用金庫を分けた、業態別の推定を行う。表5は推定結果である。なお業態別の推定では貸出金利のみの比較を行っている。

この結果より、都銀・地銀と信金の両者ともに貸出金利はリスクアセット率に対して負に有意であることが分かる。また係数の値自体を比較した場合、信金のほうが大きいことがわかる。そもそも信金の資金は9割以上が預金により調達されており、これは市場調達などの多様な資金調達ができる都銀や地銀とは一線を画す点である。また信金が調達した資金のうち、貸出に回らない余剰資金は主に有価証券と信金中金への預け金で運用されるが、この有価証券は債券が多く、株式は少ない。つまり信金は都銀・地銀に比べて貸出金利息収入に依っているところが大きく、したがって貸出金利の低下によりリスクテイク行動につながりやすいことが推察できる。

以上、パネル推定および操作変数を用いた二段階最小二乗法でのパネル推定の計2つの推定を行ったが、4つの金利変数はすべてリスクアセット率に対して負に有意であった。したがって、日本においても金利の低下は金融機関のリスクテイク行動を高めるということが実証分析の結果より判明した。さらに先行研究では厳密に判断できなかった、金利の引き下げ自体が金融機関にリスクテイク行動を促すという結果も本稿の分析から明らかになった。

6. おわりに

98年から01年まで、政府は経済の成熟化及びバブル崩壊による金融市場の空洞化を改善させ、日本経済を再生させるために、「金融自由化」を含んだ金融制度改革を行った。しかしそれは一連の金融制度改革による金融システムの効率化が金融市場の自由化および金融機関の合併を促進したと同時に、金融機関に一連のリスク資産の評価を要求し、金融機関がリスクテイク行動をとるインセンティブを与える要素を与えた。

本稿では、01年度から10年度の日本の金融機関データを用いて、低金利状態が金融機関のリスクテイク行動を促進することを明らかにした。これより、本稿と欧米の研究から、低金利状態の期間の長短にかかわらず、金利が下がるほど金融機関のリスクテイク行動は促進されるという結果をえた。また、日本の01年度から10年度のデータを用いて分析したことから、金利の利率低下の程度に関わらず、金利の低下が金融機関のリスクテイク行動に影響を与えることが明らかになった。

これらの分析結果を踏まえ、日銀が金利引き下げや資産買い入れ等の金融政策を行う

場合、金融機関のリスクテイク行動を誘発しうることが示唆できる。しかし、そのリスクを適切にコントロールできるのであれば、それらの政策を通してさらなる金融の安定を導けるだろう。そういった意味で日銀が果たす役割は極めて重要である。

今後の課題として、4つの金利変数が具体的に金融機関行動に与える影響の違いを明らかにすることが挙げられる。本稿の目的は金利の引き下げが金融機関のリスクテイク行動に与える影響であり、それぞれの金利の変化によって、金融機関行動に違いが生じるのかといった点については言及していない。この点に関して、世界各国で金利の変動が激しい現在の金融情勢においては、大いに研究する意義がある。また第4節でも述べたが、金融市場の構造変化が各金融機関に与えた効果について、本稿ではタイムトレンド項を用いて考慮した。この点に関して、今後我が国の構造変化を測るメジャーを作成することも視野にいれ、今後の研究課題としたい。

参考文献

- 翁邦雄 (2011) 『ポスト・マネタリズムの金融政策』 日本経済新聞出版社.
- 翁百合 (2010) 『金融危機とブルーデンス政策 金融システム・企業の再生に向けて』 日本経済新聞出版社.
- 内閣府 (2008) 「平成 20 年度年次経済財政報告 (経済財政白書)」.
- Athanasoglou, Panayiotis P., Sophocles N. Brissimis, and Matthaios D. Delis (2008) “Bank-Specific, Industry-Specific and Macroeconomic Determinants of Bank Profitability,” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 18 (2), pp.121-136.
- Bean, Charles (2009) “Great Moderation, the Great Panic and the Great Contraction,” *Schumpeter Lecture Annual Congress of the European Economic Association*, August .
- Bernanke, Ben S. (2012) “Monetary Policy since the Onset of the Crisis,” Speech at the Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Symposium, Jackson Hole, Wyoming.
- Borio, Claudio (2007) “Change and Constancy in the Financial System: Implications for Financial Distress and Policy,” *BIS Working paper* 237.
- Boyd, John H., and Gianni De Nicolò (2005) “The Theory of Bank Risk Taking and Competition Revisited,” *Journal of Finance*, 60, (3), pp.1329-1343.
- Boyd, John H., Gianni De Nicolò, and Abu M. Jalal (2006) “Bank Risk-Taking and Competition Revisited: New Theory and New Evidence,” *IMF Working Paper* 296.

- Brissimis, Sophocles N. and Manthos D. Delis (2009) “Bank Heterogeneity and Monetary Policy Transmission,” European Central Bank Working Paper, 1233.
- Delis, Manthos D. and Georgios P. Kouretas (2011) “Interest Rates and Bank Risk-Taking,” *Journal of Banking and Finance*, 35, (4), pp.840-855.
- Dell’Ariccia, Giovanni and Robert Marquez (2006) “Lending Booms and Lending Standards,” *Journal of Finance*, 61, (5), pp.2511-2546.
- Fase, Martin M. G. (1995) “The Demand for Commercial Bank Loans and the Lending Rate,” *European Economic Review*, 39, (1), pp.99-115.
- Furlong, Frederick T. and Michael C. Keeley (1987) “Bank Capital Regulation and Asset Risk,” *Economic Review*, 2, (2), pp.20-40.
- Furlong, Frederick T. and Michael C. Keeley (1989) “Bank Capital Regulation and Risk Taking: A Note,” *Journal of Banking and Finance*, 13, (69), pp.883-891.
- Hsiao, Cheng (2003) *Analysis of Panel Data*, 2nd ed, Cambridge University Press.
- Ioannidou, Vasso, Steven Ongena, and Jose L. Peydro (2009) “Monetary Policy, Risk-Taking and Pricing: Evidence from a Quasi-Natural Experiment,” CentER Discussion Paper, 2009-31S.
- Jimenez, Gabriel, Steven Ongena, Jose L. Peydro, and Jesus S. Salas (2008) “Hazardous Times for Monetary Policy: What Do Twenty-Three Million Bank Loans Say about the Effects of Monetary Policy on Credit Risk?,” CEPR Discussion Paper 6514.
- Keeley, Michael C. (1990) “Deposit Insurance, Risk, and Market Power in Banking,” *American Economic Review*, 80, (5), pp.1183-1200.
- Rajan, Raghuram G. (2006) “Has Finance Made the World Riskier?,” *European Financial Management*, 12, (4), pp.403-438.