



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

わが国銀行は貸出金利をどのように 設定しているのか？： 個別行データを用いた追従率の検証

北村富行*

Tomiyuki.Kitamura@bankofengland.co.uk

竹井郁夫**

ikuo.takei@boj.or.jp

武藤一郎***

ichirou.mutou@boj.or.jp

No.15-J-5
2015年7月

日本銀行
〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱 30号

* 金融機構局（現・イングランド銀行）

** 金融機構局

*** 金融機構局（現・企画局）

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局 (post.prd8@boj.or.jp) までご相談下さい。転載・複製を行う場合は、出所を明記して下さい。

わが国銀行は貸出金利をどのように設定しているのか？： 個別行データを用いた追従率の検証*

北村富行[†]・竹井郁夫[‡]・武藤一郎^{**}

【要旨】

本稿では、わが国における個別銀行のデータを用いて、市場金利の変動に対する貸出金利の反応度——貸出金利の「追従率 (pass-through)」——を計測する。欧州のデータを用いた先行研究では、リレーションシップ貸出の比重が高い銀行において、追従率が低めとなることなどが指摘されてきたが、わが国における 2000 年代前半以降のデータを用いて分析しても、概ね同様の結果が得られた。本稿ではさらに、各銀行の直面する貸出先企業のバランスシート特性も考慮して追従率を推計したところ、これらの特性も、銀行間での追従率のばらつきを決定する要因として重要である可能性が示された。もっとも、2008 年の金融危機発生後に限ってみると、リレーションシップ貸出の比重が高いとみられる銀行でも、追従率を高めて貸出金利の大幅な引き下げを行ったことや、追従率が必ずしも貸出先企業のバランスシート特性に応じた形で決定されなくなったことも判明した。こうした結果は、金融危機後も追従率が大きく変化していないという、欧州のデータを用いた最近の研究とは異なる。この背景には、わが国では、金融危機後も銀行部門が全体として健全性を維持する中で、大幅な金融緩和と貸出競争の激化により貸出金利の低下圧力が強まったこと、危機直後に CP・社債市場などの機能が低下し、代替的に銀行貸出に対する需要が増加したこと、公的部門による銀行貸出の支援策が広く導入されたことなどの影響があると考えられる。

キーワード：貸出金利、追従率、リレーションシップ貸出、金融危機

JEL 分類番号：E43、E44、G21

* 本稿の作成過程では、一色修志氏（横浜銀行）、伊藤誠治氏（三井住友銀行）、植杉威一郎氏（一橋大学）、小野有人氏（中央大学）、川原英二氏（三井住友銀行）、山口曜一郎氏（三井住友銀行）、渡部和孝氏（慶應義塾大学）、Christoffer Kok Sørensen 氏（欧州中央銀行）、および日本銀行スタッフの多くから有益なコメントを頂戴した。記して感謝したい。もちろん、あり得べき誤りは筆者らに属する。また、本稿に示される内容や意見は、筆者ら個人に属するものであり、日本銀行および金融機構局の公式見解を示すものではない。

† 日本銀行金融機構局（現・イングランド銀行、Tomiyuki.Kitamura@bankofengland.co.uk）

‡ 日本銀行金融機構局（ikuo.takei@boj.or.jp）

** 日本銀行金融機構局（現・企画局、ichirou.mutou@boj.or.jp）

1. はじめに

貸出金利の設定は、銀行のコア業務ともいえる貸出の収益性を規定し、長い目でみると、自己資本の蓄積を通じて財務基盤の安定性にも影響する。このため、個々の銀行にとって、貸出金利をどのように設定するかは、経営上、最も重要な意思決定の一つである。また、わが国のような銀行中心の金融システムでは、金融政策の波及経路として、銀行貸出チャンネルは重要な位置を占める。したがって、銀行貸出金利がどのように設定されるかは、金融政策の効果を規定する一つの重要な要素である。こうした点を踏まえると、銀行貸出金利の設定方法に関する分析を行うことは、銀行経営のモニタリング、金融政策の波及経路の理解、のいずれの面でも、意義があると考えられる。

既存研究において、貸出金利の設定行動は、市場金利（インターバンク市場などにおける銀行の調達金利）の変動に対する貸出金利の反応度——貸出金利の「追従率（pass-through）」——の観点から分析されることが多い。これは、銀行の貸出金利が、市場金利の変動に対して少なくとも短期的には完全に連動せず、ある程度遅れて追従する傾向があることが知られているためである（いわゆる貸出金利の「粘着性」）。貸出金利の追従が完全でないということは、例えば金利上昇局面において、銀行が、何らかの要因に配慮することにより、自らの貸出利鞘を縮小してでも、貸出先の資金調達コストを引き上げないように努めていることを意味する。

貸出金利の追従率を、個別銀行のデータを用いて推計する試みは、主として欧州各国に関する実証研究で幾つか行われており、そのうち代表的なものは Weth (2002)、Graeve, Jonghe, and Vennet (2007)、Gambacorta (2008)、Horváth and Podpiera (2009)などであり、各々、ドイツ、ベルギー、イタリア、チェコのデータを用いている¹。これらの研究は、①銀行間における貸出金利の追従率の異質性（heterogeneity）の存在に注目し、追従率の違いを生み出す要因として、各銀行の取引構造（リレーションシップ貸出²の度合いや市場の独占度）やバランスシート特性（資産規模、自己資本、流動性など）といった要素を考慮している、②分析に際して、銀行貸出金利の長期均衡値の乖離を誤差修正モデルにおける短期動学として表現し、その動学式の中で、貸出金利が長期均衡値へと収束するまでの調整速度として、追従率を計測している、という2点で共通している。

¹ 個別銀行データではなく、国ごとの集計データを用いて、貸出金利の追従率の推計を行った研究も存在する。代表的なものとしては、ユーロ圏各国のデータを用いた Sørensen and Werner (2006)や、81か国のデータを用いた Gigineishvili (2011)などが挙げられる。

² リレーションシップ貸出は、貸手と借手との間のリレーションシップ（リレーションシップ・バンキング）がある下での貸出である。「リレーションシップ・バンキング」の語に定型的な定義がある訳ではないが、例えば Boot (2000)は、「長期継続的かつ複数の金融商品を通じた取引関係が形成されることを考慮した金融サービス活動」、Ongena and Smith (2000)は、「単純かつ匿名的な金融取引を超えた銀行と顧客の間での結び付き」と定義している。リレーションシップ貸出に関する理論・実証分析のサーベイは、例えば Degryse, Kim, and Ongena (2009)や小野 (2011)を参照。

これらの研究で概ね共通して得られている結果は、①リレーションシップ貸出の比重が高い銀行において、追随率が低めとなること、②自己資本や流動性が潤沢な銀行では、追随率が低めとなること、の2点である。①については、リレーションシップ貸出が持つ特性の一つとして指摘されることの多い、「異時点間の金利平準化機能」によって解釈可能である。これは、リレーションシップを通じた将来利得が見込まれる下では、銀行は、必ずしも一時点での採算の観点から貸出金利の設定を行うのではなく、より長期的な視野に基づき、顧客に対する取引条件の平準化（一種の「保険機能」の提供）を行う可能性があるということである。この場合、貸出金利は、市場金利の動きに対して大きく反応せず、追随率は低めになる。また、②についても、基本的には、こうしたリレーションシップ貸出との関連で解釈することができる。すなわち、自己資本や流動性の点でバッファーを潤沢に持つ銀行は、取引先企業に対して、一時点の採算から乖離した条件を提示することが可能であり、長期的な視点から取引条件を平準化する結果、追随率は低めになる、ということである。

もっとも、これらの既存研究では、銀行間における追随率の異質性を、主として銀行サイドのデータを用いて説明しているが、実際には、追随率が、各銀行の直面する貸出先企業のバランスシート特性にも影響を受ける可能性が考えられる。例えば、貸出先企業が、銀行借入だけでなく、CP や社債など代替的な手段によっても多額の資金調達を行っている場合、銀行貸出金利の設定は、それらの代替的な市場における金利動向に影響される可能性がある。また、リレーションシップを持つ貸出先企業の財務状況が外的要因等により一時的に悪化した場合、仮に将来利得が見込めるならば、銀行が取引条件平準化の観点から貸出金利をスムージングする結果、追随率が低めになる可能性も考えられる³。このため、追随率の決定要因を分析する際には、銀行が直面する貸出先企業の特長も勘案することが、既存研究の拡張の方向性の一つと考えられよう⁴。

本稿では、こうした点を踏まえつつ、わが国銀行の貸出金利の追随率を四半期データを用いて計測する。推計に用いる期間は、銀行合併によるデータの不連続性が深刻になるのを回避するため、2003年以降とする。この時期には、貸出金利が趨勢的には緩やかな低下傾向を辿ったが、例えば2005～2007年頃など、市場金利の上昇に応じて小幅ながら上昇する動きも含まれている（図表1）。

筆者達の知る限り、個別銀行のデータを用いて、わが国の貸出金利の追随率に関する実証分析を行った研究は存在しない。また、わが国のマイクロ・レベルのデータを用いて、

³ Berlin and Mester (1998)は、米国における個別銀行の貸出金利のデータを用いて、銀行が、中小企業の信用リスクに対する外生的なショックの発生に対し、貸出金利をスムージングさせているとの実証結果を報告している。ただし、この分析では、貸出金利の追随率そのものの計測は行っていない。

⁴ Weth (2002)は、追随率が借手の属性に依存する可能性に言及しつつも、その点に関する分析は、自身の研究の範囲を超えている、と述べている。

リレーションシップ貸出の特性について分析した既存研究は存在するが（例えば、Ono and Uesugi (2009)など）、それと追随率の関係について分析した研究は存在しない。こうした中、本稿では、わが国の個別銀行ベースのデータを用いて、貸出金利の追随率の推計結果を示すとともに、その決定要因について、リレーションシップ貸出との関係を踏まえながら考察を行う⁵。ただし、本稿の分析意義は、日本のデータを用いて追随率を推計するという点にとどまらず、先行研究で検討されていない追随率の決定要因として、貸出先企業のバランスシート特性も勘案している点に分析上の新しさがある。なお、追随率の推計における定式化の点では、上記先行研究のうち、誤差修正モデルをGMM（一般化積率法）によりパネル推計したGambacorta (2008)の推計手法を参考とする。

本稿ではさらに、2008年秋の金融危機以降において、追随率がどのように変化したかという点にも分析の焦点を当てる。金融危機後の貸出金利の設定について分析した研究は現状限られるが、Gambacorta and Mistrulli (2014)は、イタリアの個別銀行のデータを用いて分析している⁶。彼らは、金融危機後においても、①リレーションシップ貸出の度合いが強いケースでは、他の貸出と比べて追随率が低めであり、異時点間の金利平準化機能が発揮されたこと、②自己資本や流動性が潤沢な銀行は、追随率が低めとなっていること、を報告している。これらの結果は、イタリアでは、金融危機後も、追随率の設定方法が大きく変化していないことを示唆している⁷。もっとも、わが国では、欧州諸国とは異なり、金融危機の発生後も、銀行部門が相対的には健全性を維持するなかで、大幅な金融緩和と貸出競争の激化により貸出金利の低下圧力が強まったことや、中小企業向けの貸出条件緩和策など公的な銀行貸出支援策が広範に導入されたという事情もあって、金融危機後に追随率が変化した可能性が考えられる⁸。本稿では、こうした点に関する考察も行うこととする。

以下では、2節において、追随率の計測方法やデータについて説明する。3節では、

⁵ 本稿の分析の対象期間とは異なるが、鹿野（1994）や日本銀行（1991）は、1990年代初頭までの期間における集計データを用いて、わが国の貸出金利の市場金利に対する感応度を分析している。ただし、個別行ベースのデータを用いた追随率のばらつきに関する分析は行っていない。

⁶ この研究は、個別銀行のデータを用いているものの、パネルデータではなく、クロスセクション・データを用いている点で、本稿やGambacorta (2008)などとは分析手法がやや異なっている。

⁷ Illes, Lombardi, and Mizen (2015)やParies et al. (2014)は、欧州各国の国別集計データを用いて、金融危機後の貸出金利の追随率の変化を検証し、金融危機後も、集計値ベースの貸出金利の追随率に、大きな変化は生じていないことを報告している。

⁸ 欧州でも、金融危機以降、数々の金融システム安定化策が導入されたが、その多くは金融機関の資本増強に主眼を置いたものであり、銀行貸出を増加させることを直接的な目的としたものではない。実際、この期間における欧州の銀行貸出をみると、不良債権問題が深刻化するなかで、デレバレッジの動きを続けた。

わが国のデータを用いた追随率の計測結果を報告する。その際、2000年代前半以降のフルサンプルのデータを用いた推計結果と、金融危機以降のデータを用いた推計結果について説明する。さらに、分析の拡張として、追随率の推計結果が金利の上昇局面と低下局面では異なる可能性についても検証する。4節では、本稿の分析のまとめを行う。

2. 貸出金利の追随率の計測方法

(1) モデル

ここでは、貸出金利の追随率の推計に用いるモデルを説明する。既に述べたように、本稿では、誤差修正モデルを GMM によりパネル推計した Gambacorta (2008) の推計手法を参考とする。具体的には、四半期ベースでの貸出金利の決定モデルとして、以下の式を考える。

$$\Delta i_{L,k,t} = \mu_k + \sum_{j=1}^2 \kappa_j \Delta i_{L,k,t-j} + \sum_{j=0}^{\Lambda} \left(\beta_j + \sum_m \beta_{mj}^* X_{m,k,t-1} \right) \Delta i_{M,t-j} \quad (1)$$

貸出金利
固定効果
自己ラグ項
追随率の説明変数
市場金利

$$+ \underbrace{\left(\alpha + \sum_m \alpha_m^* X_{m,k,t-1} \right)}_{\text{誤差修正項 (長期均衡からの乖離)}} (i_{L,k,t-1} - i_{M,t-1}) + \underbrace{\sum_m \lambda_m X_{m,k,t-1} + \phi \bar{Z}_{k,t}}_{\text{コントロール変数}} + \varepsilon_{k,t}$$

(1)式で、 $i_{L,k,t}$ は銀行 k の t 期における貸出金利 (Δ はその変化幅を表す)、 $i_{M,t}$ は t 期における市場金利、 $X_{m,k,t}$ は銀行 k の t 期における追随率を規定する変数のベクトル、 $\bar{Z}_{k,t}$ は銀行 k の t 期におけるコントロール変数——市場金利の動きとは独立に、貸出金利に影響する変数——のベクトル、 μ_k は銀行 k の貸出金利決定に関する固定効果を捉える定数項である。なお、(1)式の第2項は自己ラグを表し、Gambacorta (2008) に従い、2期とした。また、第3項の中の Λ は市場金利 (前期差) のラグ項の長さを表し、長期貸出金利では1、短期貸出金利では0と設定した。

(1)式の誤差修正モデルにおいて、各銀行の貸出金利は、長期均衡では市場金利の動きに100%追随することが仮定されている⁹。ただし、そこに至るまでの短期動学におけ

⁹ 長期的な追随率は、データを用いて推計することも可能である。しかし、データのサンプル期間が短いと、長期的な追随率が本来は100%であっても、それを下回るように推計されやすい可能性が、先行研究によって指摘されている (Graeve, Jonghe, and Vennet (2007))。本稿の分析で用いるデータのサンプル期間は2003~2014年であるが、この間、わが国では市場金利が低位安定していた局面が長く、長期的な追随率を正確に計測するだけの金利変動のサンプルが確保されていない可能性が考えられる。このため、ここでは Hofmann (2000)、

る追随率は、そのばらつきを規定すると考えられる各種の変数 ($X_{m,k,t}$) と、自己ラグの大きさに依存する^{10, 11}。なお、(1)式におけるコントロール変数 ($\bar{Z}_{k,t}$) は、市場金利の動きとは独立に、貸出金利の動きに影響を与える要因を表す。これは主として、マクロ的な経済環境や市場の不確実性など、貸出スプレッドの動きを規定する変数を含んでいる。こうした要素をコントロールすることによって、市場金利の変動に伴う貸出金利の変動のみを抽出し、追随率の推計を行うことができる。

(2) 追随率の説明変数

本稿では、追随率を規定する要因 ((1)式の $X_{m,k,t}$) として、大きく分けて、(A)銀行の取引構造、(B)銀行のバランスシート特性、(C)貸出先企業のバランスシート特性、の3種類を考える(図表2)。既述のように、欧州のデータを用いた先行研究では、追随率に対して(A)および(B)が重要な影響を持つことが報告されているが、本稿では、これに加えて(C)の要因も追加的に勘案して実証分析を行う。以下では、(A)~(C)の要素として具体的に導入する変数を説明する(推計の概念図は図表2、各データの詳細、記述統計量は図表3、図表4、各変数の分布は図表5参照)。

(A) 銀行の取引構造に関する変数

銀行の取引構造に関する変数として、本稿では、①貸出先に占める中堅・中小企業比率、②貸出市場における独占度、の2つを考える。

① 中堅・中小企業比率

既に述べたように、リレーションシップ貸出の比重が大きい銀行では、異時点間の取引条件の平準化が行われる結果、貸出金利の追随率は低めになることが考えられる。リレーションシップ貸出の比重を表す変数としては多様なものが考えられるが、本分析では、各銀行における中堅・中小企業向け貸出比率(以下、「中堅・中小企業比率」)を用いた。これは、中堅・中小企業では、大企業に比べて資金調達手段が限られることや、事業内容や財務内容に関する情報の非対称性が大きいことなどから、リレーションシップ貸出の性格が強いと考えられることを踏まえたものである^{12, 13}。なお、具体的なデー

Mojon (2000)などと同様に、長期的な追随率を推計せず、100%と仮定した。なお、本稿の分析過程では、Gambacorta (2008)の推計値などを参考に、長期的な追随率を90%程度と仮定した推計も行ったが、分析結果は定性的には変わらなかった。

¹⁰ $X_{m,k,t}$ に含まれる変数は、総資産規模を除き、クロスセクション・時間軸方向の平均値からの乖離として定義されている。なお、総資産規模はトレンド的に増大している変数のため、クロスセクション方向の平均値からの乖離として定義している

¹¹ 銀行 k の瞬間的な追随率は $\beta_0 + \sum_m \beta_m^* X_{m,k,t-1}$ となる。1 四半期後以降の追随率は補論参照。

¹² 例えば、Elyasiani and Goldberg (2004)では、情報の透明性の低い企業に対して情報の非対

タとしては、日本銀行「貸出先別貸出金」の統計の基礎データである個別銀行の調査表を用いている。

② 独占度

先行研究を踏まえると、貸出市場における各銀行の独占度は、以下の2つの観点から、貸出金利の追随率に影響する可能性がある。第一に、独占度の高い銀行は、強い価格支配力を持つため、市場金利対比で貸出金利を高めに設定できると考えられる。このため、独占力を背景とする厚いマークアップの存在が、市場金利の変動に対するバッファとして機能することから、追随率は低めになることが考えられる¹⁴。第二に、独占度が高い場合、銀行と企業の関係が密になりやすく、リレーションシップ貸出の性格が強くなる可能性がある¹⁵。その下では、銀行が、取引条件の平準化を行う結果、追随率は低めになることが考えられる。本稿では、独占度をあらゆる指標としてハーフィンダール指数を採用した¹⁶。同指数を作成するうえで、日本銀行「都道府県別預金・現金・貸出金」の統計の基礎データである個別銀行の調査表を用いている。

(B) 銀行のバランスシート特性に関する変数

銀行のバランスシート特性に関する変数としては、先行研究を踏まえ、①総資産規模、②自己資本比率、③流動性比率、の3つを考える。

称性を低減させるためには、貸し手と借り手の間で長期的な取引関係を築くことが有用であると論じている。

¹³ リレーションシップ貸出の代理変数としては、中堅・中小企業比率のほかにも、銀行・企業間の地理的距離や、貸出に占める長期貸出比率など様々なものが考えられ、先行研究でも、必ずしもコンセンサスが得られていない。なお、Gambacorta and Mistrulli (2014)は、リレーションシップ貸出の代理変数として、銀行と企業の本店所在地間の距離、企業にとっての取引銀行数（ないし取引銀行シェア）、銀行・企業の取引年数、など複数の指標を用いて、金融危機後におけるイタリアの銀行の貸出金利設定行動を分析しているが、何れの指標を用いても、リレーションシップ貸出の比重が大きい銀行では、貸出金利のスプレッドの変動が小さくなっている、と報告している。また、わが国の中小企業のデータを用いた研究である Ono and Uesugi (2009)も、リレーションシップ貸出の度合いを、銀行と貸出先企業との取引期間の長さや、借り手企業からみた取引銀行数などにより計測している。その結果、彼らは、リレーションシップ貸出の性格が強まるほど、貸出先企業の担保利用率が高まる傾向がみられることを報告している。

¹⁴ こうした可能性は、理論的には、例えば Berger (1995)によって指摘されており、Graeve, Jonghe, and Vennet (2007)は、ベルギーのデータを用いた実証結果では、この仮説が支持されるとしている。

¹⁵ 小野 (2007)は、日本のデータを用いて、独占度とリレーションシップ貸出の関係を分析し、銀行の独占度が高い下では、リレーションシップ貸出が増加することを報告している。

¹⁶ 都道府県別のハーフィンダール指数は、各銀行の都道府県別の貸出残高の二乗和を、同残高の合計値の二乗で除して算出。個別銀行のハーフィンダール指数は、都道府県別の同指数を、各銀行の都道府県別の貸出残高で加重平均して算出。

① 総資産規模

総資産規模は、バランスシート特性を表わす最も基礎的な指標であり、多くの先行研究で用いられている¹⁷。ただし、追随率に与える影響については、総資産規模が大きい銀行では追随率が高いことを報告する分析 (Weth (2002)) もある一方で、規模は追随率の決定要素として重要でないとする分析 (Gambacorta (2008)、Horváth and Podpiera (2009) など) もあり、必ずしもコンセンサスが得られていない¹⁸。

② 自己資本比率

自己資本比率は、金融機関の損失吸収力を表す代表的な指標として用いた。既に述べたように、欧州のデータを用いた先行研究の多くでは、自己資本比率が高い銀行では、貸出金利の追随率が低くなる傾向があるとの結果を報告している (Gambacorta (2008) など)。この結果は、資本が潤沢な銀行は、取引関係の維持を目的として、安定した金利水準で企業に資金供給を行えるだけの余裕が経営体力にあることから、市場金利が変動しても貸出金利を大きく変更しない、と解釈することができる。ここでは、規制水準との対比でみて、自己資本比率のバッファがどの程度あるかという観点から、各銀行における自己資本比率ギャップ (自己資本比率－規制水準) を用いた¹⁹。

③ 流動性比率

流動性比率は、流動性バッファの充実度を表す指標として用いた。流動性比率の高い銀行は、市場環境の変化を吸収する能力が高く、資本が潤沢な場合と同様に、企業に取引条件の平準化をサービスとして提供する余裕があるため、市場金利が変動しても貸出金利を大きく変更しないということが考えられる²⁰。実際、欧州のデータを用いた研究では、流動性比率の高い銀行ほど、貸出金利の追随率が低いとの結果が報告されている (Gambacorta (2008)、Graeve, Jonghe, and Vennet (2007) など)。ここでは、流動性比率の指標として、日本銀行「民間金融機関の資産・負債等」の基礎データである個別銀行の調査表を用い、有価証券、現金、日銀預け金の合計が総資産に占める割合を用いた。

¹⁷ 総資産規模をリレーションシップ貸出の代理変数として解釈する見方もある。例えば、日本のデータを用いた分析 (Uchida, Udell, and Watanabe (2008)) では、総資産規模が小さい銀行ほど、貸出先企業とのリレーションシップが強まる傾向があることを報告している。

¹⁸ Weth (2002)は、小さい銀行の場合、取引相手の企業も小さく、市場からの調達に限られるため、銀行は、市場金利との競合関係を強く意識することなく貸出金利を設定している可能性を、一つの説明として述べている。

¹⁹ 自己資本比率として、国際統一基準行については総自己資本比率、国内基準行については自己資本比率 (2013年度末以降はコア資本比率) を用いている。規制水準は、前者が 8%、後者が 4%である。

²⁰ この解釈も、銀行に企業とのリレーションシップを維持するインセンティブがあることを前提としている。

(C) 貸出先企業のバランスシート特性に関する変数

既述のように、先行研究では、銀行の取引先である企業のバランスシート特性の違いは、追随率の異質性をもたらす要因として明示的に導入されていないが、本分析ではこれを勘案する。貸出先企業のバランスシート特性としては様々な変数が考えられるが、本稿では、①市場調達比率、②負債比率、③インタレスト・カバレッジ・レシオ (ICR)、の3つを考える²¹。

① 市場調達比率

貸出金利の追随率には、貸出先企業の資金調達構造も影響する可能性がある。例えば、CP や社債など市場性調達の依存度が高い企業では、こうした市場性調達の利回りと、当該企業にとっての代替的な調達手段である貸出の利回りとの間に裁定が働きやすくなるため、市場金利に対する貸出金利の追随率は高めになると考えられる。このため、本稿では、企業の市場調達比率を、追随率の異質性の決定要因として勘案する²²。

② 負債比率

負債比率（負債を自己資本で除した値）は、複数の観点から、追随率の決定に影響する可能性がある。一つは、負債比率を企業の債務負担を表す指標とみる観点である。例えば、リレーションシップを持つ貸出先の債務負担が外的要因等により一時的に高まったとき、仮に将来利得が見込めるならば、銀行が、貸出金利のスムージングによる取引条件平準化を行うため、追随率が低くなるということである。別の見方は、負債比率を企業の資金調達構造としてみる観点である。負債比率が高い企業は、銀行貸出への依存度が高いことが多いため、企業と銀行との間のリレーションシップ関係が強いことから、取引条件の平準化が行われ、追随率が低めになるということである。いずれの見方を取るとしても、負債比率が高ければ追随率が低くなるという関係が想定されるという点では同様である。

③ インタレスト・カバレッジ・レシオ (ICR)

インタレスト・カバレッジ・レシオ（以下、ICR）は、営業利益、受取利息、配当金の合計を支払利息割引料で除した値である。負債比率がストックで見た企業の債務負担感を表すのに対し、ICR は、毎期の利払いを毎期の収入によってどの程度賄えるか——フローで見た企業の利払い能力——を表す。すなわち、ICR が低いほど、企業の利払い能力は低いと評価される。ICR が追随率に影響する理由として考えられる理由は負債比率のそれと同様である。例えば、リレーションシップを持つ企業の利払い能力 (ICR)

²¹ このほか、企業の経常利益 ROA についても検討したが、追随率の異質性を生み出す要因として統計的に有意とならなかった。

²² 本稿における市場調達比率の定義は、「(CP+社債) / (割引手形+短期借入金+長期借入金+CP+社債)」である。

が業況の悪化により一時的に悪化した場合、仮に将来利得が見込めるならば、銀行が、貸出金利のスムージングによる取引条件平準化を行う可能性があり、その場合、追随率が低くなるということである。また、別の見方として、ICR が低い企業は、銀行借入の依存度が高い場合が多いと考えられる。その場合、銀行と企業間のリレーションシップが密であるため、追随率が低くなると予想される。いずれの見方に立つとしても、ICR が低い場合に、追随率が低くなることが想定される点では同様である。

以上の変数を用いる際、個別企業の財務指標データについて、帝国データバンク「SPECIA」を使用する。このデータベースは約 15 万社を含み、個別企業における市場調達比率、負債比率、ICR、のデータを算出することができる^{23, 24}。ただし、このデータベースでは、銀行と企業の取引関係の全てを直接的に把握することが困難であり、個々の銀行が実際に直面する企業のバランスシートのデータを用いることはできない²⁵。このため、本分析では、都道府県別に集計した個別企業の財務指標を、各銀行の都道府県別貸出残高で加重平均することで、各銀行にとっての企業のバランスシート変数の代理変数を算出した。なお、図表 6 は、各変数の都道府県ごとの集計値を示しているが、いずれの変数についても、地域間のばらつきが相応に存在することが確認される。

(3) コントロール変数

既に述べたように、(1)式におけるコントロール変数 ($\bar{Z}_{k,t}$) は、市場金利の動きとは独立に、貸出金利の動きに影響を与える要因を表す。これは主として、マクロ的な経済環境や市場の不確実性など、貸出スプレッドの動きを規定する変数を含む。例えば、貸出需要の変化や不確実性の高まり、貸出ポートフォリオの質の悪化などが、市場金利とは独立な形で、貸出スプレッドに上昇圧力を生じさせることは十分に考えられる。本稿では、Gambacorta (2008)を参考に、構造的な需要要因として潜在成長率、循環的な需要要因として GDP ギャップの前期差、不確実性要因として市場ボラティリティ、ポートフォリオの質の変化を表す要因として不良債権比率の前期差を用いる²⁶。なお、これらの変数では説明し尽くせないような個別的なスプレッド決定要因については、(1)式の

²³ 本分析では、異常値の影響除去のため、①売上高のデータが欠損している企業、②経常利益が各都道府県の上位 0.1%に含まれる企業をサンプルから除外している。

²⁴ このデータベースの財務指標データの動きを集計ベースでみると、財務省「法人企業統計」のマクロ統計と概ね整合的であることが確認される。

²⁵ SPECIA では、2007 年以前のデータに関しては、個別銀行と個別企業の取引額を確認することができない。また、それ以降のデータについても、銀行・企業間の取引の全てを把握することはできない。

²⁶ 潜在成長率と GDP ギャップは、実質 GDP に HP フィルター ($\lambda=1600$) をかけることにより推計し、金利ボラティリティは、LIBOR (3 か月) のヒストリカル・ボラティリティ (観測期間 1 年) を使用した。

第一項 (μ_k) における固定効果として捉えている。

(4) 金利データ

貸出金利のデータには、日本銀行「貸出約定平均金利」の基礎データである個別銀行の調査表を用いる。個別銀行の調査表では、貸出種類別（長期貸付・短期貸付・割引手形・当座貸越）に貸出金利のデータを収集しているが、本稿では、約定時の貸出期間が1年以上の貸出（長期貸付）にかかる金利を「長期貸出金利」、約定時の貸出期間が1年未満の貸出（＝短期貸付+割引手形+当座貸越）にかかる金利を「短期貸出金利」とし、それぞれの追随率を推計する²⁷。追随率を区分して推計するのは、長期的な設備投資資金などのための長期貸出と、短期的な運転資金のファイナンスなどを目的とした短期貸出とでは、追随率が大きく異なる可能性があるためである。なお、わが国では、銀行貸出に占める長期貸出の割合が78.6%（2014年9月末時点）を占めることを踏まえ、本稿では、長期貸出金利の追随率を主たる関心に据えることとする。

貸出金利が追随する市場金利は、銀行の調達コストを表すものとして、長期貸出金利についてはスワップ金利（3年）、短期貸出金利についてはLIBOR（3か月）を選択し、Bloombergのデータを用いる。貸出金利が追随する市場金利の長さは、長期貸出金利・短期貸出金利と異なるタームの市場金利との組み合わせの中で、相関が最大となるものを採用した。

(5) 推計手法とサンプル

(1)の推計式のような、固定効果と自己ラグが含まれるダイナミック・パネル・モデルにおいては、自己ラグを通じて誤差項が系列相関を持つため、通常のOLSなどでは推定量の一致性が失われる。よって、本稿では、Arellano and Bond (1991) の推定手法であるダイナミック GMM (Generalized Methods of Moment、一般化モーメント法) を用いる²⁸。サンプルとする銀行は、2014年9月末時点に存在する大手行（10行）、地域銀行

²⁷ 銀行貸出に占める変動金利貸出の割合が64.7%（2014年9月末時点）である。本稿の追随率の計測では、既存分の貸出金利が市場金利に追随する度合いを捉えるため、ストック・ベース（新規分+既存分）の貸出金利のデータを用いている。なお、本稿の分析過程では、変動金利貸出の割合の相違が貸出金利の設定の異質性をもたらす可能性も勘案し、コントロール変数として、個別行ごとの変動金利貸出割合を導入した推計も行ったが、分析結果は3節で示す結果と定性的に異ならないことが確認された。

²⁸ Arellano and Bond (1991)の推定手法では、固定効果を除去した一階差分式をGMMで推計することで、推定量の一致性を持たせている。彼らの手法では、前提条件として、誤差項が2次の系列相関を持たないことが求められるが、本稿の分析結果では、「2次の系列相関を持たない」という帰無仮説は棄却されなかった。また、ダイナミック GMM は操作変数を用いていることから、操作変数の数が推計パラメータの数を上回る場合、異なる操作変数の組み合わせの下で、モーメント条件が満たされなければならない。この点について、

(105行)の計115行とし、サンプル期間は、銀行の合併によるデータの不連続性が深刻にならない時期を選ぶ観点から、2003年3月～2014年9月とする²⁹。

3. 推計結果

本節では、貸出金利の追随率の推計結果を示す。最初に、2000年代前半以降のフルサンプルのデータを用いた推計結果を示す。次に、金融危機後のサンプルのみを用いた推計結果を示し、フルサンプルを用いた結果との違いについて考察する。最後に、分析結果の頑健性チェックとして、金利上昇局面と金利低下局面の間の非対称性を考慮した追随率の推計を行う。

(1) フルサンプルを用いた推計結果

ここでは、フルサンプルである2003年1-3月期から2014年7-9月期のデータを用いた追随率の推計結果を確認する。図表7は、長期貸出金利の追随率の推計結果を示している。推計式は4種類であり、先行研究と同様に、追随率のばらつきを決める要因として、(A)銀行の取引構造に関する変数(中堅・中小企業比率、独占度)、(B)銀行のバランスシート特性に関する変数(総資産規模、自己資本比率、流動性比率)のみを導入した式を(i)式とし、それに加えて(C)貸出先企業のバランスシート特性に関する変数(市場調達比率、負債比率、ICR)を導入した式を(ii)、(iii)、(iv)式とする。ここでは、各式において、追随率を決める全ての説明変数が銀行間分布における中央値を取った場合の、1年後、3年後の追随率の推計値を、「1年後の追随率の中央値」、「3年後の追随率の中央値」として示している。そのうえで、この中央値を起点として、他の説明変数を一定とした下で、特定の説明変数(例えば、中堅・中小企業比率)のみが、銀行間分布における75%点と25%点を取った場合の追随率の値を示している。これは、各説明変数が追随率のばらつきに与える影響を個々に見極めるためである。なお、これらの追随率の推計値が、中央値から統計的に有意に乖離しているかという点も、有意水準に応じて(1%有意<***>、5%有意<*>、10%有意<*>)示している³⁰。また、図表の中段では、

過剰識別制約検定(Sargan検定)を実施した結果、「過剰識別制約が満たされる」という帰無仮説は棄却されなかった。また、金融危機後に関するサブサンプルでも、「過剰識別制約が満たされる」という帰無仮説は棄却されなかった。

²⁹ わが国では、2000年代初頭に破綻や合併に伴う銀行数の減少がピークとなっており、それ以前のデータを接合することで、データの不連続性は著しく高まると考えられる。

³⁰ 本稿では、「1年後の追随率_{25,75%点} - 1年後の追随率_{50%点} = 0」を検定した上で、追随率の異質性を説明する要因の統計的な有意性を判定する。先行研究(Gambacorta(2008)、Weth(2002))では、上記のp値を計算する上で、デルタ・メソッド(1次近似)を用いているが、本稿では、モンテカルロ法を用いている。なお、数値計算のサンプルサイズはp値が十分に収束する程度の回数(50万回)を確保している。

コントロール変数や誤差修正項にかかる係数も示している。

まず、(i)式の推計結果に着目すると、1年後の追随率に関する推計値は、中央値でみて0.18となっている³¹。追随率のばらつきを生じさせる要素に着目すると、(A)の要因である中堅・中小企業比率や独占度は、追随率の決定に対する統計的に有意な説明力を持っている(有意水準1%)。追随率の推計値をみると、中堅・中小企業比率に関しては、75%点では0.16、25%点では0.19であり、その水準が高いほど、追随率が低くなっている。独占度についても、75%点では0.15、25%点では0.20と、水準が高いほど、追随率が低くなっている。既述のように、中堅・中小企業比率と独占度は、リレーションシップ貸出の度合いを表すものとみることができる。こうした観点に立つと、ここでの結果は、リレーションシップ貸出の度合いが強いほど追随率が低いという、欧州での先行研究の結果と同様とみなせる。これは、リレーションシップ貸出では、異時点間の金利平準化機能が発揮され、追随率が低くなるという見方と整合的である。

(i)式で、銀行のバランスシート特性に関する変数に着目すると、総資産規模と自己資本比率については、貸出金利の変化に対する統計的な説明力を持つものの、それらの値の違いは、追随率の高低にはあまり影響を与えていない。一方、流動性については、統計的な有意性を持つほか、75%点で0.15、25%点で0.20となっており、追随率のばらつきを相応に生じさせる要因になっている。欧州の先行研究の多くでは、自己資本比率と流動性比率が高いほど、追随率が低くなる結果が報告されており、ここでの結果は、流動性比率については先行研究と整合的である。一方、わが国の推計で、自己資本比率が追随率の差をもたらさないことの背景としては、2000年代前半以降、わが国の銀行では財務内容の改善が進み、自己資本比率が規制水準を大きく上回る銀行が多いということが挙げられる。図表4で自己資本比率ギャップの平均値をみると、6%を上回る水準が確保されているほか、図表5の分布でも、10%を超える銀行も存在する。規制水準対比でみた自己資本比率のバッファが十分に確保されている銀行の間では、追随率に大きな違いがないというのが一つの解釈であろう。

次に、貸出先企業のバランスシート特性に関する変数と追随率の関係を確認する。(ii)～(iv)式の結果をみると、貸出金利の変化に対する説明力の点では、市場調達比率、負債比率、ICR、のいずれも有意水準1%で、統計的に有意となっている。追随率のばらつきに関して、(ii)式の推計結果をみると、市場調達比率が高いほど、追随率が高くなっている(75%点:0.28、25%点:0.23)。また、(iii)式をみると、負債比率が高いと、追随率が幾分低くなっている(75%点:0.23、25%点:0.25)。(iv)式をみると、ICRが低いほど、追随率が低くなっている(75%点:0.47、25%点:0.40)。これらの結果は、

³¹ 長期貸出金利については、用いるデータの満期構成等によって追随率が異なるため、先行研究との直接的な比較は難しい。例えば、Donnay and Degryse (2001)やMojon (2000)では、1四半期後の追随率の推計値として、0.2～0.5程度と幅のある値が報告されている。

定性的には、前節で想定した関係性と整合的である。

なお、コントロール変数についてみると、潜在成長率と不良債権比率については、いずれの推計式でも統計的に有意で正の値を取り、GDP ギャップと市場ボラティリティも、幾つかの式において、有意で正の値を取っている。これらの結果は、①潜在成長率や GDP ギャップの拡大は、資金需要の増加を通じて貸出金利を上昇させること、②市場ボラティリティの上昇は、リスクプレミアムの上昇により貸出金利を押し上げること、③不良債権比率の高い銀行は、借手企業の財務状況が相対的に悪いため、高めの信用スプレッドを取る事³²、などを反映しているとみられる。

以上の結果は、貸出金利のデータとして長期貸出金利を用いた場合である。一方、短期貸出金利の追随率の結果は、図表 8 に示している。まず、1 年後の追随率の水準は、定式化にもよるが、中央値は 0.5~0.8 程度の値となっている³³。次に、追随率のばらつきを決める要因に着目すると、長期貸出金利の場合と同様、中堅・中小企業比率については、統計的に有意な説明力があるほか、その値が高いほど追随率が低くなっている。一方、独占度については、統計的に有意であるものの、その値が高いほど追随率が高くなっており、この点は、長期貸出金利の結果と反対である。この背景として考えられるのは、独占度の高い銀行が、市場金利の変動の多くを、長期貸出金利にはあまり転嫁しない代わりに、短期貸出金利に転嫁していることである。短期貸出の場合、長期的な関係性への配慮を行う必要性が少ないため、独占的な銀行は、市場金利の変動分を、長期貸出の金利に転嫁できなかった分も含めて、転嫁している可能性がある。銀行のバランスシート特性を表す変数をみると、自己資本比率や流動性比率は、追随率に対して統計的な説明力を概して持っていない。これも、短期貸出では、リレーションシップへの配慮によって、市場金利の変動を、自己資本や流動性によって吸収する傾向が少ないことによるものと考えられる。貸出先企業のバランスシート特性を表す変数をみても、全般的に統計的な説明力が弱いことが確認される。このことも、短期貸出は、企業の財務状況に応じたリレーションシップ貸出の色彩が薄いことを意味していると考えられる。

(2) 金融危機後の推計結果

ここでは、わが国における貸出金利の追随率が、2008 年秋の金融危機発生後に、どのように変化したかという点を検証する。具体的には、サンプル期間を 2008 年 7-9 月期から 2014 年 7-9 月期としたうえで、上記と同様のスペックの推計を行う。

図表 9 は、長期貸出金利に関する金融危機後の追随率の推計結果を表している。まず、

³² 自行の財務状況が悪化した先では、調達スプレッドの上昇によって貸出金利が押し上げられるという要因も影響している可能性が考えられる。

³³ 先行研究のうち、Gambacorta (2008)は、短期貸出金利に関する 1 四半期後の追随率の推計値として、0.82~0.88 と報告している。

銀行の取引構造に関する変数をみると、中堅・中小企業比率については、統計的な説明力は持つものの、フルサンプルの結果でみられたように、同比率が大きいほど、追随率が低いという関係が確認されない。また、独占度も統計的に有意であるが、推計式によって、値が大きいほど追随率が高いという結果 ((i)、(ii)式) もあれば、その逆の結果 ((iii)、(iv)式) もあり、結果が分かれている。以上の結果は、銀行の取引構造と追随率の関係が、金融危機以降に変化したことを示唆している。図表 10 の上段では、(i)式に基づく追随率の推計結果を、フルサンプルと金融危機後で比較しているが、これをみると、金融危機後において、中堅・中小企業比率が高い銀行や、独占度の高い銀行が、長期貸出金利の追随率を高めたことが確認できる。このことは、金融危機後の金利低下局面において、リレーションシップ貸出の比重が高い銀行でも、追随率を高めて貸出金利の大幅な引き下げを行ったことを示唆している。

次に、再び図表 9 で、銀行のバランスシート特性に関する変数をみると、フルサンプルの結果と異なり、総資産規模が統計的な説明力を持ち、その値が大きいほど、追随率が高くなっている。これは、金融危機時にグローバル金融市場の影響を相対的に大きく受けたと考えられる大手行において、その後の金利低下局面を通じてその影響が和らいだことで、調達コストが相対的に大幅に低下し、貸出金利を大きく下げられたことを映じたものと考えられる。実際、各銀行の市場性調達スプレッド(個々の銀行が市場性調達する際の金利から、市場全体の調達コストを表す市場金利を差し引いたもの)をみると、資産規模の大きい銀行において、相対的にスプレッドが大きく低下している(図表 11)。また、自己資本比率については、その水準が低い銀行ほど、金融危機後の追随率が高くなっている。これは、自己資本の充実度が相対的に低い銀行において、金融危機後の金利低下局面で、金融危機の影響が和らいだことにより、調達コストが相対的に大幅に低下し、貸出金利を大きく下げたことによるものと考えられる。この点、図表 11 をみると、自己資本比率のバッファが小さい先ほど、市場性調達スプレッドが相対的に大きく低下している。なお、流動性比率については、金融危機後において、追随率のばらつきとの関係が明確でなくなっている。この背景としては、近年の大幅に緩和した金融環境の中で、各銀行の流動性比率は大幅に上昇したために、流動性のバッファが十分確保され、その高低が銀行間での追随率のばらつきをもたらすものでなくなったことが考えられる。このように、銀行のバランスシート特性と追随率の関係は、金融危機後に全体として変化している。

最後に、貸出先企業のバランスシート特性に関する変数をみると、いずれの変数についても、金融危機後のサンプルにおいて、追随率に対する統計的な説明力が失われている。また、図表 10 の下段をみると、長期貸出金利の追随率は、金融危機後において、貸出先企業の市場調達比率や負債比率にはあまり依存していないように伺われる。ICR については、その値が高いほど追随率が高いという定性的な傾向はフルサンプルの結果と同様であるが、ICR が低い企業と高い企業との間における、追随率の差は縮小してい

る。これらの結果は、金融危機後、追随率が必ずしも貸出先企業のバランスシート特性に応じた形で決定されなくなったことを示唆している。

以上のように、わが国では、金融危機後の時期に、長期貸出金利の追随率が変化したと考えられる。こうした変化のうち、リレーションシップ貸出の比重が高い銀行でも、金融危機後、追随率を高める動きがみられるようになった点は、欧州のデータを用いた最近の研究（Gambacorta and Mistrulli (2014)、Illes, Lombardi, and Mizen (2015)など）とは異なる。こうした結果が得られた基本的な背景としては、わが国では、金融危機後も銀行部門が全体として健全性を維持する中で、大幅な金融緩和と貸出競争の激化により貸出金利の低下圧力が強まったこと、が挙げられる。こうした貸出金利の低下圧力の強まりにより、従来であれば、リレーションシップ貸出の特徴である貸出金利の平準化を行っていた銀行においても、市場金利の低下に対して、従来以上に貸出金利を引き下げる行動がみられたものと考えられる。

また、貸出先企業のバランスシート特性のうち、市場調達比率の重要性が低下した背景の一つとしては、金融危機後に、CP・社債市場での資金調達が困難化したことが挙げられる。平時において、市場調達比率が高い企業では、代替調達手段が充実していることから、借手は貸手に対して低めの金利を要求する。しかし、金融危機の後、CP・社債の調達スプレッド（調達金利の LIBOR・スワップ金利との差）が急拡大したことにより、これらの企業による資金調達が銀行借入にシフトし、借入需要の増大を受けて、貸出金利が LIBOR・スワップ金利対比高めに設定されるようになったと考えられる。この点、日米欧のローン・サーベイにおいて、企業の借入需要の動きをみると、わが国では、金融危機の発生後に企業の借入需要が増大しており、米欧とは対照的な動きとなっている（図表12）。

一方、負債比率と ICR が追随率の決定に重要な影響を持たなくなった背景として考えられるのは、わが国では、金融危機を受けて、公的な銀行貸出支援策が広範に導入されたことである³⁴。その代表的なものは、政府が2009年12月に施行した、中小企業金融円滑化法である。同法は、金融危機後における中小企業の資金繰り支援を目的とし、金融機関に対して、企業からの既存貸付の条件緩和（返済猶予や金利減免など）の要請に、可能な限り応じることを求めたものである。実際、2009年12月～2012年9月における貸付条件変更の実行率は97.4%となっており、金融機関は、貸出先企業のバランスシート状況の如何に拘らず、事実上、ほぼ全ての企業からの貸付条件緩和要請に応じてきたと考えられる（図表13）。もう一つの主な公的貸出支援としては、信用保証協会の緊急保証制度が挙げられる。緊急保証制度は、売上高の減少などの要件に該当する中

³⁴ わが国で公的な銀行貸出支援策が積極的に導入された背景には、1990年代末の金融システム不安発生による銀行の金融仲介機能の著しい低下が、実体経済の長期的な低迷を引き起こしたという経験がある。

小企業への民間金融機関の貸出に対して、信用保証協会が原則 100%保証を行うこととする制度であり、その導入は、金融危機後に悪化した中小企業の資金繰りを改善させ、信用コストの抑制をもたらしたと考えられる³⁵。こうした施策の下では、仮に企業のバランスシートに関する指標が悪化しても、信用リスクは公的保証により抑制されるため、銀行が、企業のバランスシート状況に依拠して貸出金利を設定する必要性は低下する。これらの公的な貸出支援策の存在は、銀行の貸出金利の設定に影響をもたらす、負債比率や ICR のような、企業の債務返済能力（または利払い能力）を表す変数と、貸出金利の追随率との間にみられた従来との関係性を変化させることに寄与した可能性がある。

以上の分析は、長期貸出金利の追随率に関するものである。短期貸出金利に関する追随率の推計結果（図表 1 4、図表 1 5）をみると、全体として、金融危機後に追随率の水準が高まっているのが特徴的である。この点、個別行ごとにみた追随率の推計値の分布（図表 1 6）を比較すると、長期貸出金利については、追随率の分布の形状が、フルサンプルと金融危機後で大きく変わっていないのに対し、短期貸出金利では、分布が全体として右にシフトしている。このことは、短期貸出については、リレーションシップ貸出の度合いなどに関わらず、金融危機後の大幅な金融緩和と貸出競争の激化を背景に、貸出金利の低下圧力が全体として強まったことを表していると考えられる。

なお、短期貸出金利については、銀行間での追随率のばらつきと、銀行の取引構造や銀行のバランスシート特性を表す変数との関係は、金融危機後においても、大きく変化していない。貸出先企業のバランスシート特性を表す変数についてみると、市場調達比率については、統計的な説明力を持つとともに、追随率の異質性についても、比較的大きな影響を持っている。これは、市場調達比率の高い企業が、金融危機の発生により、CP・社債市場での資金調達が困難となり、短期資金に関しても、銀行貸出へと資金調達手段をシフトさせたため、金利低下局面において、銀行が、これらの企業に対する短期貸出金利を大幅には引き下げなかったことによるものと解釈できる。また、負債比率や ICR については、それぞれ 1%有意、10%有意水準では、追随率に対して統計的な説明力を持つが、追随率の異質性という点では、あまり大きな相違をもたらしていない。

（3）分析結果の頑健性：金利上昇時・低下時の非対称性

上記の分析では、追随率の説明変数が、市場金利の上昇時と低下時間で対称的に追随率に影響することを仮定したが、実際には、銀行が、金利上昇時と低下時で、非対称な貸出金利の設定行動をとる可能性も考えられる。この点、先行研究では、サンプルとする国や時期、および検証方法などによって、非対称性の定量的重要性に関する見解が

³⁵ Ono, Uesugi, and Yasuda (2013)では、緊急保障制度を利用した企業の資金繰りが実際に改善したとの結果が報告されている。なお、こうした公的な銀行貸出支援策は、前述のような銀行の取引構造と追随率の関係を変化させることに寄与した可能性がある。

分かれており、必ずしもコンセンサスがない³⁶。しかし、上記の分析結果の頑健性を考えるうえでは、非対称性を考慮した推計も行う必要はあると考えられる。ここでは、この点に関する検証を試みる。

具体的には、以下のように、(1)式における追随率の説明変数にかかる係数に、係数ダミー ($D_{up,t}$ 、 $D_{down,t}$) を導入する。

$$\begin{aligned} \Delta i_{L,k,t} = & \mu_k + \sum_{j=1}^2 \kappa_j \Delta i_{L,k,t-j} + \sum_{j=0}^{\Lambda} \left(\beta_j + \sum_m (\beta_{up,mj}^* D_{up,t} + \beta_{down,mj}^* D_{down,t}) X_{m,k,t-1} \right) \Delta i_{M,t-j} \\ & + \left(\alpha + \sum_m (\alpha_{up,mj}^* D_{up,t} + \alpha_{down,mj}^* D_{down,t}) X_{m,k,t-1} \right) (i_{L,k,t-1} - i_{M,t-1}) \\ & + \sum_m \lambda_m X_{m,k,t-1} + \phi \bar{Z}_{k,t} + \varepsilon_{k,t} \end{aligned} \quad (2)$$

ここでは、追随率の説明変数が、金利上昇時と低下時に追随率に非対称な影響を持つ可能性を分析するため、ある特定の説明変数に係数ダミー ($D_{up,t}$ 、 $D_{down,t}$) を個別に導入し、ダミーにかかる係数をそれぞれ推計することによって、非対称性の大きさを検証するというアプローチをとる³⁷、³⁸。

図表 1 7 は、長期貸出金利について、(2)式に基づく追随率の推計結果を示している。これをみると、多くの説明変数について、金利上昇時と低下時の追随率が大きく異なっていないほか、各説明変数と追随率の関係性も、定性的には、金利上昇時と低下時で大きく異なっていない。もっとも、中堅・中小企業比率については、金利上昇時の方が、同比率が高いときに追随率が低くなるという関係がより明瞭に表れている。これは、リレーションシップ貸出の比重が高い銀行ほど、金利上昇局面において、貸出金利の上昇幅をより抑制的に設定する傾向があることを表していると考えられる。

図表 1 8 は、短期貸出金利について、非対称性を考慮した追随率の推計結果である。この場合も、多くの変数について、金利上昇時と低下時の追随率の違いは必ずしも大きくない。ただし、流動性比率については、金利低下局面において、同比率が高いほど追

³⁶ Mojon (2000)、Sander and Kleimeier (2004, 2006)、Kwapil and Scharler (2010)などは、追随率の非対称性は存在すると主張している。一方、Hofmann (2006)、Karagiannis, Panagopoulos, and Vlamis (2010)などは、追随率の非対称性は存在しないと主張しているほか、Graeve, Jonghe, and Vennet (2007)は、追随率の非対称は存在するものの、その度合いは然程大きくないとしている。

³⁷ 係数ダミー $D_{up,t}$ は市場金利の前期差がプラスのときに 1、マイナスのときに 0 をとる ($D_{down,t}$ についてはその逆)。長期貸出金利の金利上昇局面の数は 19 四半期、金利低下局面は 28 四半期。短期貸出金利の金利上昇局面は 20 四半期、金利低下局面は 27 四半期。

³⁸ 複数の説明変数の係数に同時にダミーをかけると、推計の不安定化が生じることから、ここでは個々の説明変数にダミーを導入する方法を取った。

随率が高いという関係がより明瞭に表れている。これは、市場金利の低下局面において、流動性バッファーが潤沢な銀行ほど、一時的な貸出利鞘の縮小を許容しても、短期貸出金利を大幅に引き下げる傾向があることを表していると考えられる。

以上のように、幾つかの側面では、貸出金利の追随率が非対称的に決定される可能性はあるものの、全体としてみれば、追随率の決定に関する非対称性を勘案することの影響は必ずしも大きくないというのがここでの結果である。

4. おわりに

本稿では、銀行貸出金利の決定要因として、市場金利に対する追随率に着目し、わが国の個別銀行ベースのデータを用いて、その決定要因について分析した。その結果、2000年代前半以降のデータを用いると、リレーションシップ貸出の比重が高い銀行などでは、貸出金利の追随率が低くなる傾向があることが示された。これは、欧州のデータを用いた先行研究と整合的な結果である。本稿ではさらに、銀行の貸出先である企業のバランスシート特性を表す変数との関係も確認し、これらの要素も、銀行間での追随率のばらつきを決定する要因として重要である可能性を示した。

もっとも、金融危機後に限ってみると、リレーションシップ貸出の比重が高いとみられる銀行でも、追随率を高めて貸出金利の大幅な引き下げを行ったことや、追随率が必ずしも貸出先企業のバランスシート特性に応じた形で決定されなくなったことも判明した。こうした結果は、追随率が、金融危機後においても大きく変化していないという、欧州のデータを用いた最近の研究とは異なる。この背景には、わが国では、金融危機後も銀行部門が全体として健全性を維持する中で、大幅な金融緩和と貸出競争の激化により貸出金利の低下圧力が強まったこと、危機直後にCP・社債市場などの機能が低下し、代替的に銀行貸出に対する需要が増加したこと、公的部門による銀行貸出の支援策が広く導入されたことなどの影響があると考えられる。

以 上

補論. 追従率の計算方法

本稿の追従率の計算方法について述べる。まず、貸出金利の決定モデルである(1)式を、以下のように書き下す³⁹。

$$\Delta i_{L,t} = \kappa_1 \Delta i_{L,t-1} + \kappa_2 \Delta i_{L,t-2} + \beta_0 \Delta i_{M,t} + \beta_1 \Delta i_{M,t-1} + \alpha (i_{L,t-1} - i_{M,t-1})$$

上式で、 $i_{L,t}$ は t 期における貸出金利 (Δ はその変化幅を表す)、 $i_{M,t}$ は t 期における市場金利である。なお、(1)式における固定効果やコントロール変数等は、上式では簡単化のため無視しているが、追従率の計算結果に影響は与えない。貸出金利は、

$$i_{L,t} = \varsigma_1 i_{L,t-1} + \varsigma_2 i_{L,t-2} + \varsigma_3 i_{L,t-3} + \eta_1 i_{M,t} + \eta_2 i_{M,t-1} + \eta_3 i_{M,t-2}$$

と書ける。ただし、

$$\varsigma_1 = 1 + \kappa_1 + \alpha, \quad \varsigma_2 = \kappa_2 - \kappa_1, \quad \varsigma_3 = -\kappa_2, \quad \eta_1 = \beta_0, \quad \eta_2 = \beta_1 - \beta_0 - \alpha, \quad \eta_3 = -\beta_1$$

である。ここで t_0 期に市場金利が変動するとして、 t 期における貸出金利の変化を求めらる。市場金利の変動後から $t_0 + 2$ 期にかけての貸出金利の変動割合は、

$$\frac{\Delta i_{L,t_0}}{\Delta i_{M,t_0}} = \eta_1, \quad \frac{\Delta i_{L,t_0+1}}{\Delta i_{M,t_0}} = \eta_2 + \varsigma_1 \frac{\Delta i_{L,t_0}}{\Delta i_{M,t_0}}, \quad \frac{\Delta i_{L,t_0+2}}{\Delta i_{M,t_0}} = \eta_3 + \varsigma_1 \frac{\Delta i_{L,t_0+1}}{\Delta i_{M,t_0}} + \varsigma_2 \frac{\Delta i_{L,t_0}}{\Delta i_{M,t_0}}$$

に従う。 $t_0 + 3$ 期以降は、

$$\frac{\Delta i_{L,t_0+3}}{\Delta i_{M,t_0}} = \varsigma_1 \frac{\Delta i_{L,t_0+2}}{\Delta i_{M,t_0}} + \varsigma_2 \frac{\Delta i_{L,t_0+1}}{\Delta i_{M,t_0}} + \varsigma_3 \frac{\Delta i_{L,t_0}}{\Delta i_{M,t_0}}$$

に従う。よって、1 四半期後の貸出金利の追従率は、貸出金利の変化の累積和として、

$$\sum_{j=0}^1 \frac{\Delta i_{L,t_0+j}}{\Delta i_{M,t_0}} = (1 + \varsigma_1) \eta_1 + \eta_2$$

と導かれる。上式の右辺 1 項目は t_0 期における市場金利の寄与と自己ラグを通じた寄与との和、右辺 2 項目は $t_0 + 1$ 期における市場金利の寄与である。同様に、1 年後の貸出

³⁹ 短期貸出の推計式を想定する場合は、 $\beta_1=0$ とすればよい。

金利の追随率は、

$$\begin{aligned} \sum_{j=0}^4 \frac{\Delta i_{L,t_0+j}}{\Delta i_{M,t_0}} &= (1 + \varsigma_1 + \varsigma_2 + \varsigma_3 + \varsigma_1^2 + \varsigma_2^2 + 2\varsigma_1\varsigma_2 + 2\varsigma_1\varsigma_3 + \varsigma_1^3 + 3\varsigma_1^2\varsigma_2 + \varsigma_1^4) \eta_1 \\ &\quad + (1 + \varsigma_1 + \varsigma_2 + \varsigma_3 + \varsigma_1^2 + 2\varsigma_1\varsigma_2 + \varsigma_1^3) \eta_2 \\ &\quad + (1 + \varsigma_1 + \varsigma_2 + \varsigma_1^2) \eta_3 \end{aligned}$$

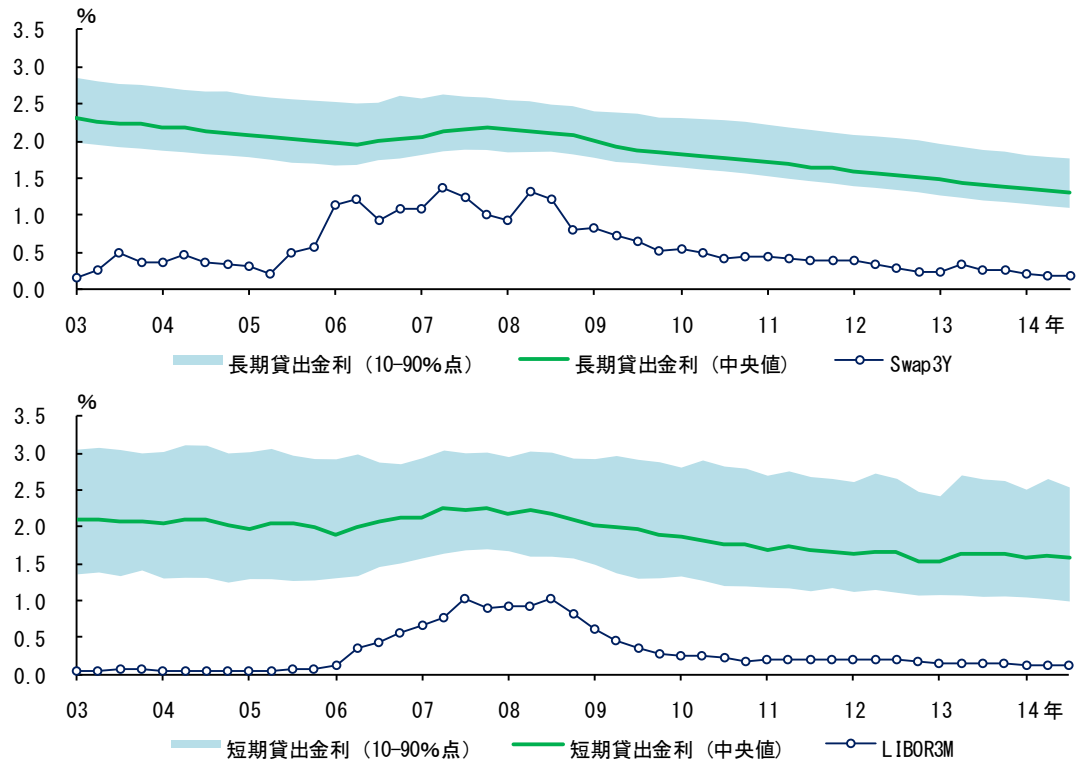
と計算される。

【参考文献】

- 小野有人、『新時代の中小企業金融—貸出手法の再構築に向けて』、東洋経済新聞社、2007年。
- 小野有人、「中小企業向け貸出をめぐる実証分析：現状と展望」、『金融研究』、日本銀行金融研究所、第30巻第3号、2011年。
- 鹿野嘉昭、『日本の銀行と金融組織』、東洋経済新報社、1994年。
- 日本銀行、「近年における貸出金利の変動について——金利自由化の下での銀行行動の側面」、『日本銀行月報』、1991年9月号、pp.1–26。
- Arellano, M., Bond, S., 1991. “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations,” *Review of Economic Studies*, 58, 277–297.
- Berger, A. N., 1995. “The profit-structure relationship in banking: Tests of market-power and efficient-structure hypothesis,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, 404–431.
- Berlin, M., Mester, L. J., 1998. “On the profitability and cost of relationship lending,” *Journal of Banking & Finance*, 22, 873–897.
- Boot, A. W. A., 2000. “Relationship banking: What do we know?” *Journal of Financial Intermediation*, 9, 7–25.
- Degryse, H., Kim, M., Ongena, S., 2009. *Microeconometrics of Banking: Methods, Applications, and Results*, Oxford University Press.
- Donnay, M., Degryse, H., 2001. “Bank lending rate pass-through and differences in the transmission of a single EMU monetary policy,” Discussion Paper, Center for Economic Studies, K.U. Leuven, 01.17.
- Elyasiani, E., Goldberg, L. G., 2004. “Relationship lending: A survey of the literature,” *Journal of Economics & Business*, 56, 315–330.
- Gambacorta, L., 2008. “How do bank banks set interest rate?” *European Economic Review*, 52, 792–819.
- Gambacorta, L., Mistrulli, P. E., 2014. “Bank heterogeneity and interest rate setting: What lessons have we learned since Lehman Brothers?” *Journal of Money, Credit and Banking*, 46, 753–778.
- Gigineishvili, N., 2011. “Determinants of interest rate pass-through: Do macroeconomic conditions and financial market structure matter?” IMF Working Paper No. 11/176.
- Graeve, F. De, Jonghe, O. De, Vennet, R. V., 2007. “Competition, transmission and bank pricing policies: Evidence from Belgian loan and deposit markets,” *Journal of Banking & Finance*, 31, 259–278.
- Hofmann, B., 2000. “Non-linear adjustment of loan rates to money market rates: Some evidence for the euro area,” Paper Presented at Internal ECB Seminar, 18 October.
- Hofmann, B., 2006. “EMU and the transmission of monetary policy: Evidence from business lending rates,” *Empirica*, 33, 209–229.

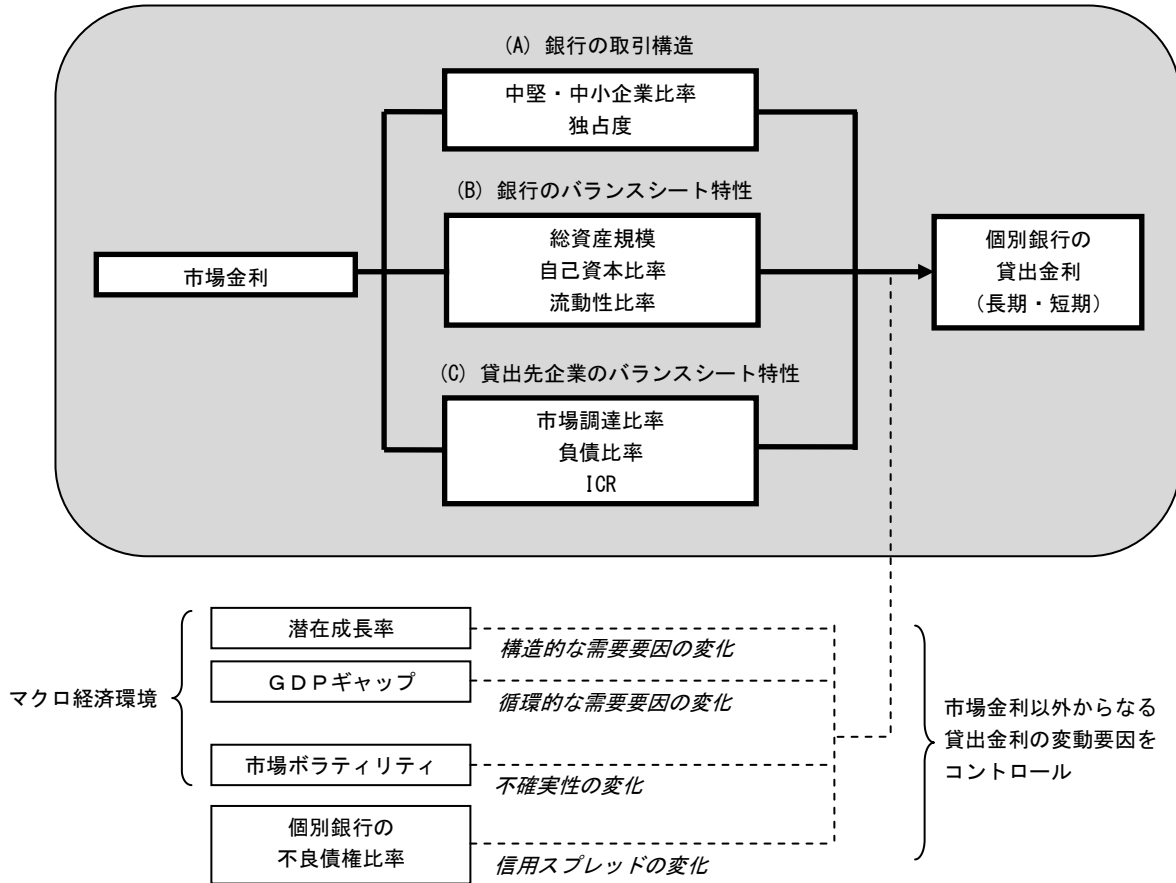
- Horváth, R., Podpiera, A., 2009. "Heterogeneity in bank pricing policies: The Czech evidence," Czech National Bank Working Paper Series 8.
- Illes, A., Lombardi, M. J., Mizen, P., 2015. "Why did bank lending rates diverge from policy rates after the financial crisis?" BIS Working Papers, 486.
- Karagiannis, S., Panagopoulos, Y., Vlamis, P., 2010. "Interest rate pass-through in Europe and the US: Monetary policy after the financial crisis," *Journal of Policy Modeling*, 32, 323–338.
- Kwapil, C., Scharler, J., 2010. "Interest rate pass-through, monetary policy rules and macroeconomic stability," *Journal of International Money and Finance*, 29, 236–251.
- Mojon, B., 2000. "Financial structure and the interest rate channel of ECB monetary policy," ECB Working Paper 40.
- Ongena, S., Smith, D.C., 2000, "Bank relationships: A Survey," in P. Harker and S.A. Zenios, eds., *The Performance of Financial Institutions*, Cambridge University Press, London, 221–258.
- Ono, A., Uesugi, I., 2009. "Role of collateral and personal guarantees in relationship lending: Evidence from Japan's SME loan market," *Journal of Money, Credit and Banking*, 41, 5.
- Ono, A., Uesugi, I., Yasuda, Y., 2013. "Are lending relationships beneficial or harmful for public credit guarantees? Evidence from Japan's emergency credit guarantee program," *Journal of Financial Stability*, 9, 151–167.
- Paries, M. D., Moccero, D. N., Krylova, E., Marchini, C., 2014. "The retail bank interest rate pass-through: The case of the euro area during the financial and sovereign debt crisis," ECB Occasional Paper 155.
- Sander, H., Kleimeier, S., 2004. "Convergence in euro-zone retail banking? What interest rate pass-through tells us about monetary policy transmission, competition and integration," *Journal of International Money and Finance*, 23, 461–492.
- Sander, H., Kleimeier, S., 2006. "Expected versus unexpected monetary policy impulses and interest rate pass-through in Euro-zone retail banking markets," *Journal of Banking & Finance*, 30, 1839–1870.
- Sørensen, C. K., Werner, T., 2006. "Bank interest rate pass-through in the euro area. A cross country comparison," ECB Working Paper 580.
- Uchida, H., Udell, G. F., Watanabe, W., 2008. "Bank size and lending relationships in Japan," *Journal of the Japanese International Economies*, 22, 242–267.
- Weth, M. A., 2002. "The pass-through from market interest rates to bank lending rates in Germany," Economic Research Center of the Deutsche Bundesbank Discussion Paper 11.

図表1 貸出金利・市場金利の推移



(注1) 集計対象は大手行と地域銀行。直近は14年9月。
 (注2) 短期貸出には短期貸付、割引手形、当座貸越が含まれる。
 (資料) Bloomberg、日本銀行

図表2 貸出金利の追随率の推計（概念図）



図表3 追随率の説明変数

変数	定義・出所
(A) 銀行の取引構造に関する変数	
中堅・中小企業比率	中堅・中小企業向け貸出／貸出 「貸出先別貸出金」(日本銀行)
独占度	銀行の都道府県別の貸出残高で都道府県別のハーフィンダール指数を加重平均 「都道府県別預金・現金・貸出金」(日本銀行)、「民間金融機関の資産・負債等」(日本銀行)
(B) 銀行のバランスシート特性に関する変数	
総資産規模	総資産の対数値 「民間金融機関の資産・負債等」(日本銀行)
自己資本比率	自己資本比率(国際統一基準行は総自己資本比率、国内基準行は自己資本比率<2013年末以降はコア資本比率>)－規制水準(国際統一基準行は8%、国内基準行は4%) 「決算状況表」(日本銀行)
流動性比率	(有価証券+現金+日銀預け金)／総資産 「民間金融機関の資産・負債等」(日本銀行)
(C) 貸出先企業のバランスシート特性に関する変数	
市場調達比率	(社債+CP)／(割引手形+短期借入金+長期借入金+社債+CP) 「SPECIA」(帝国データバンク)、「都道府県別預金・現金・貸出金」(日本銀行)
負債比率	負債／自己資本 「SPECIA」(帝国データバンク)、「都道府県別預金・現金・貸出金」(日本銀行)
インタレスト・カバレッジ・レシオ(ICR)	(営業利益+受取利息+受取配当金)／支払利息割引料 「SPECIA」(帝国データバンク)、「都道府県別預金・現金・貸出金」(日本銀行)

(注1) 大企業は資本金が10億円以上かつ常用従業員が一定数以上の先としており、それ以外を中堅・中小企業と定義。

(注2) 都道府県別のハーフィンダール指数は、各銀行の貸出残高の二乗和を、同残高の合計値の二乗で除したもの。同指数の最大値は1、最小値は都道府県に所在する銀行数の逆数となり、指数が大きいほど独占的な市場、小さいほど競争的な市場をあらわす。

図表 4 記述統計量

	平均値	中央値	標準偏差
長期貸出金利 (%)	1.95	1.94	0.43
短期貸出金利 (%)	2.03	1.91	0.72

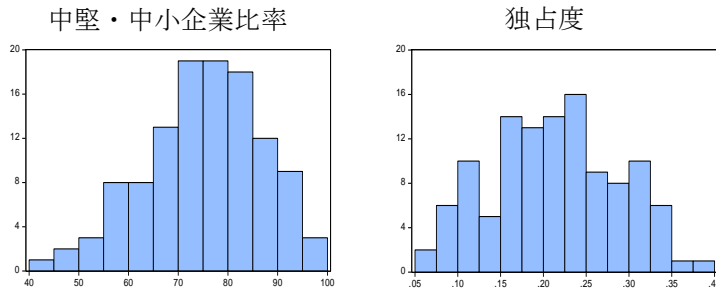
(注) 集計対象は大手行と地域銀行。期間は 03 年 3 月～14 年 9 月。

	平均値	中央値	標準偏差
(A) 銀行の取引構造に関する変数			
中堅・中小企業比率 (%)	79.84	82.15	11.18
独占度	0.21	0.20	0.07
(B) 銀行のバランスシート特性に関する変数			
総資産規模 (兆円)	6.18	2.44	17.80
自己資本比率 (%pt)	6.22	6.18	2.74
流動性比率 (%)	28.07	27.56	7.30
(c) 貸出先企業のバランスシート特性に関する変数			
市場調達比率 (%)	7.71	5.72	5.38
負債比率 (%)	194.12	185.70	50.86
インタレスト・カバレッジ・レシオ(ICR)	6.45	5.93	2.71

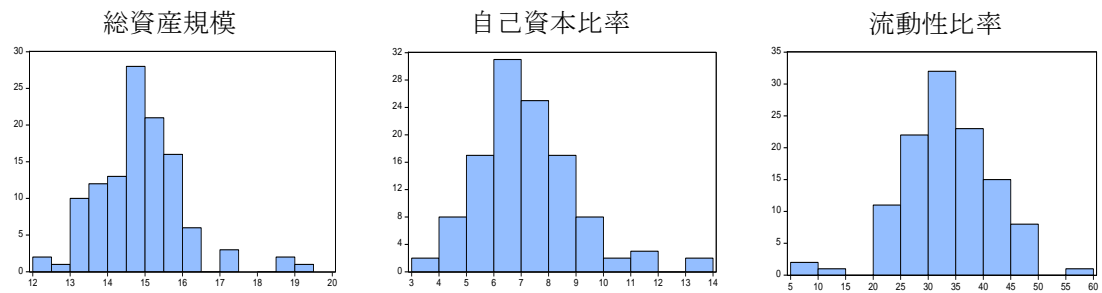
(注) 集計対象は大手行と地域銀行。期間は 03 年 3 月～14 年 9 月。

図表5 追随率の説明変数の分布

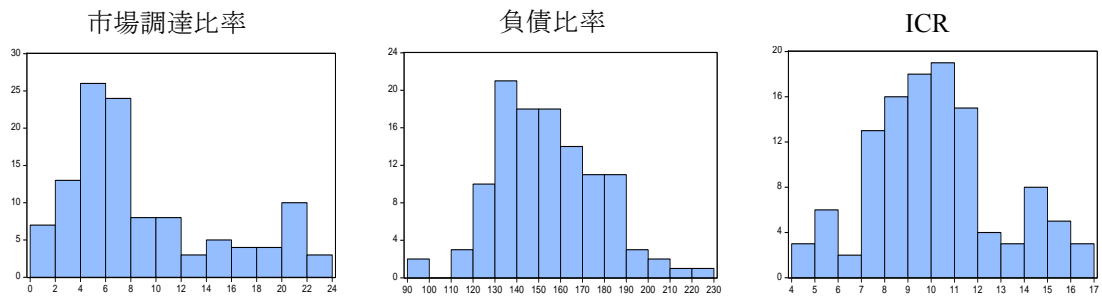
(A) 銀行の取引構造に関する変数



(B) 銀行のバランスシート特性に関する変数



(C) 貸出先企業のバランスシート特性に関する変数

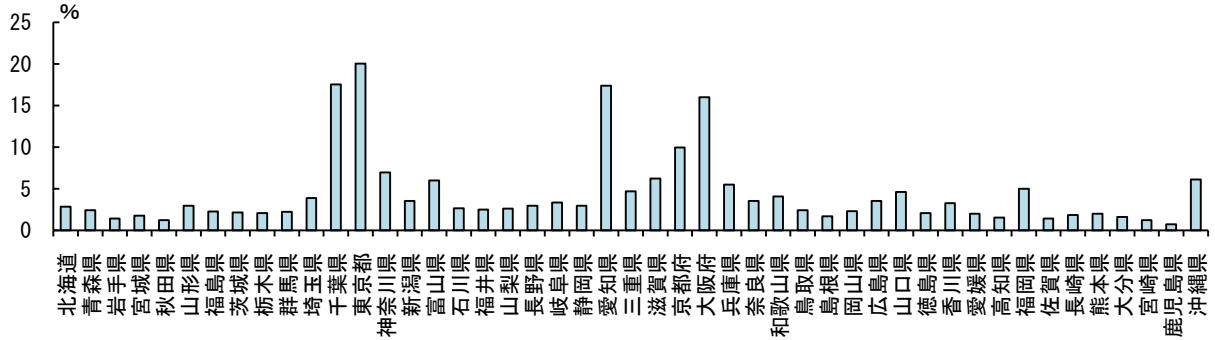


(注1) 集計対象は大手行と地域銀行。14年9月時点。

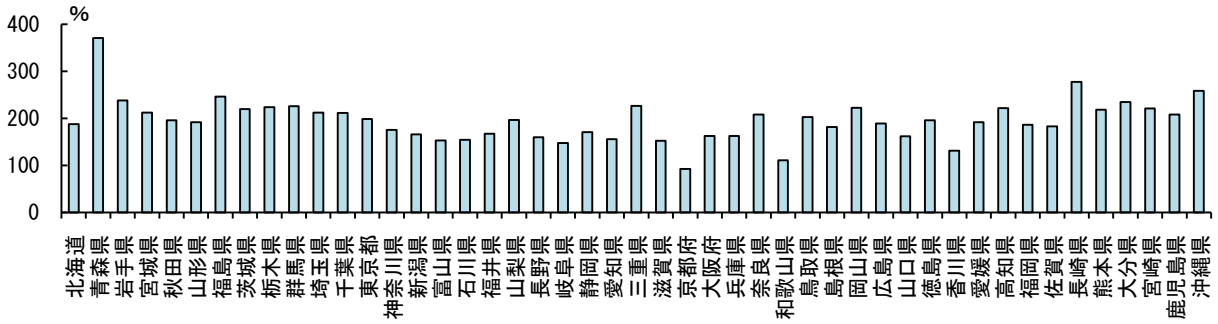
(注2) 縦軸は銀行数。

図表6 都道府県別の貸出先企業のバランスシート特性

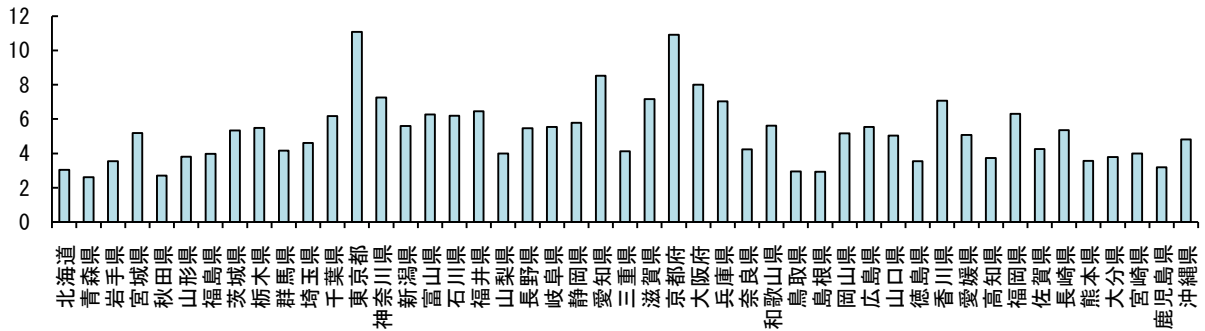
①市場調達比率



②負債比率



③インタレスト・カバレッジ・レシオ (ICR)



(注) 財務指標は02～13年度までの平均値。

(資料) 帝国データバンク「SPECIA」

図表7 長期貸出金利の追随率の推計結果

		(i)	(ii)	(iii)	(iv)
(A) 銀行の取引構造に関する変数					
中堅・中小企業比率	25%点	0.19 ***	0.26 ***	0.27 ***	0.45 ***
	75%点	0.16 ***	0.22 ***	0.22 ***	0.42 ***
独占度	25%点	0.20 ***	0.26 ***	0.26 ***	0.46 ***
	75%点	0.15 ***	0.22 ***	0.23 ***	0.41 ***
(B) 銀行のバランスシート特性に関する変数					
総資産規模	25%点	0.17 ***	0.24	0.24 ***	0.44
	75%点	0.18 ***	0.24	0.25 ***	0.43
自己資本比率	25%点	0.17 ***	0.24 ***	0.24 ***	0.43
	75%点	0.18 ***	0.25 ***	0.25 ***	0.44 *
流動性比率	25%点	0.20 ***	0.26 ***	0.27 ***	0.45 ***
	75%点	0.15 ***	0.22 ***	0.21 ***	0.40 ***
(C) 貸出先企業のバランスシート特性に関する変数					
市場調達比率	25%点		0.23 ***		
	75%点		0.28 ***		
負債比率	25%点			0.25 ***	
	75%点			0.23 ***	
ICR	25%点				0.40 ***
	75%点				0.47 ***
(参考) 1年後の追随率の中央値		0.18	0.24	0.24	0.43
3年後の追随率の中央値		0.50	0.61	0.58	0.89

誤差修正項 (α)		-0.04 ***	-0.05 ***	-0.04 ***	-0.09 ***
潜在成長率 (%)		0.08 ***	0.07 ***	0.07 ***	0.11 ***
GDPギャップ (%)		0.00 *	0.00 ***	0.00 *	0.00 **
市場ボラティリティ		0.04 ***	0.02	0.03 ***	-0.01
不良債権比率 (%)		0.03 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***

銀行数		115	115	115	115
サンプル数		5,130	5,130	5,130	5,130
AR(1), AR(2)		0.00, 0.79	0.00, 0.73	0.00, 0.75	0.00, 0.49
Sargan検定		0.14	0.21	0.18	0.16

(注1) 推計期間は2003年3月～2014年9月。

(注2) 他の条件を一定としたもとで、対象とする変数の25%点、50%点、75%点における1年後の追随率。

(注3) AR(1)、AR(2)は系列相関に関する検定のp値。帰無仮説は「系列相関なし」。

(注4) Sargan検定は過剰識別制約に関する検定のp値。帰無仮説は「過剰識別制約が満たされる」。

(注5) ***は1%、**は5%、*は10%で統計的に有意であることを示す。

図表8 短期貸出金利の追随率の推計結果

		(i)	(ii)	(iii)	(iv)
(A) 銀行の取引構造に関する変数					
中堅・中小企業比率	25%点	0.56 ***	0.72 ***	0.74 ***	0.85
	75%点	0.50 ***	0.65 ***	0.60 ***	0.82
独占度	25%点	0.48 ***	0.64 ***	0.62 ***	0.79 ***
	75%点	0.58 ***	0.74 **	0.73 ***	0.87 **
(B) 銀行のバランスシート特性に関する変数					
総資産規模	25%点	0.49 ***	0.66 ***	0.65 **	0.83
	75%点	0.57 ***	0.72 **	0.71 **	0.85
自己資本比率	25%点	0.53	0.68	0.67	0.84
	75%点	0.54	0.70	0.69	0.84
流動性比率	25%点	0.52	0.69	0.69	0.86
	75%点	0.54	0.68	0.67	0.81 *
(C) 貸出先企業のバランスシート特性に関する変数					
市場調達比率	25%点		0.70		
	75%点		0.66 **		
負債比率	25%点			0.67	
	75%点			0.69	
ICR	25%点				0.81 *
	75%点				0.86 *
(参考) 1年後の追随率の中央値		0.53	0.69	0.68	0.84
3年後の追随率の中央値		0.86	0.96	0.96	0.99

誤差修正項 (α)		-0.21 ***	-0.24 ***	-0.25 ***	-0.32 ***
潜在成長率 (%)		0.30 ***	0.30 ***	0.34 ***	0.42 ***
GDPギャップ (%)		0.00 ***	0.00 **	0.00 ***	0.00 *
市場ボラティリティ		0.05 ***	0.05 **	0.05 ***	0.04 *
不良債権比率 (%)		0.07 ***	0.07 ***	0.07 ***	0.06 ***

銀行数		115	115	115	115
サンプル数		5,130	5,130	5,130	5,130
AR(1), AR(2)		0.00, 0.54	0.00, 0.97	0.00, 0.98	0.00, 0.98
Sargan検定		0.48	0.21	0.31	0.23

(注1) 推計期間は2003年3月～2014年9月。

(注2) 他の条件を一定としたもとで、対象とする変数の25%点、50%点、75%点における1年後の追随率。

(注3) AR(1)、AR(2)は系列相関に関する検定のp値。帰無仮説は「系列相関なし」。

(注4) Sargan検定は過剰識別制約に関する検定のp値。帰無仮説は「過剰識別制約が満たされる」。

(注5) ***は1%、**は5%、*は10%で統計的に有意であることを示す。

図表9 長期貸出金利の追随率の推計結果（金融危機後）

		(i)	(ii)	(iii)	(iv)
(A) 銀行の取引構造に関する変数					
中堅・中小企業比率	25%点	0.23 **	0.30 **	0.28 ***	0.47 **
	75%点	0.24 **	0.33 **	0.34 ***	0.50 **
独占度	25%点	0.22 ***	0.30 **	0.33 **	0.51 ***
	75%点	0.24 ***	0.33 **	0.29 **	0.46 ***
(B) 銀行のバランスシート特性に関する変数					
総資産規模	25%点	0.18 ***	0.25 ***	0.24 ***	0.44 ***
	75%点	0.28 ***	0.36 ***	0.37 ***	0.52 ***
自己資本比率	25%点	0.26 ***	0.35 ***	0.35 ***	0.51 ***
	75%点	0.20 ***	0.27 ***	0.26 ***	0.44 ***
流動性比率	25%点	0.24	0.31	0.31	0.50 *
	75%点	0.23	0.32	0.31	0.46 **
(C) 貸出先企業のバランスシート特性に関する変数					
市場調達比率	25%点		0.32		
	75%点		0.31		
負債比率	25%点			0.31	
	75%点			0.32	
ICR	25%点				0.47
	75%点				0.50 *
(参考) 1年後の追随率の中央値		0.23	0.32	0.31	0.48
3年後の追随率の中央値		0.53	0.66	0.66	0.89

誤差修正項 (α)		-0.05 ***	-0.07 ***	-0.07 ***	-0.13 ***
潜在成長率 (%)		0.07 ***	0.09 ***	0.21 ***	0.19 ***
GDPギャップ (%)		0.00	0.00	0.00	0.00
市場ボラティリティ		0.07 ***	0.08 ***	0.10 ***	0.07 ***
不良債権比率 (%)		0.03 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.03 ***

銀行数		115	115	115	115
サンプル数		2,284	2,284	2,284	2,284
AR(1), AR(2)		0.00, 0.10	0.00, 0.08	0.00, 0.09	0.00, 0.11
Sargan検定		0.33	0.07	0.65	0.32

(注1) 推計期間は2008年9月～2014年9月。

(注2) 他の条件を一定としたもとで、対象とする変数の25%点、50%点、75%点における1年後の追随率。

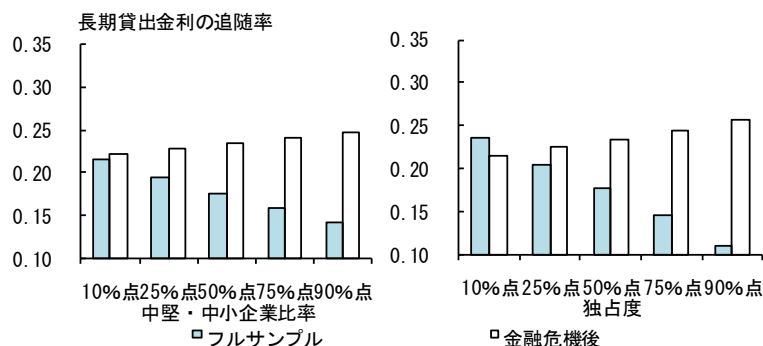
(注3) AR(1)、AR(2)は系列相関に関する検定のp値。帰無仮説は「系列相関なし」。

(注4) Sargan検定は過剰識別制約に関する検定のp値。帰無仮説は「過剰識別制約が満たされる」。

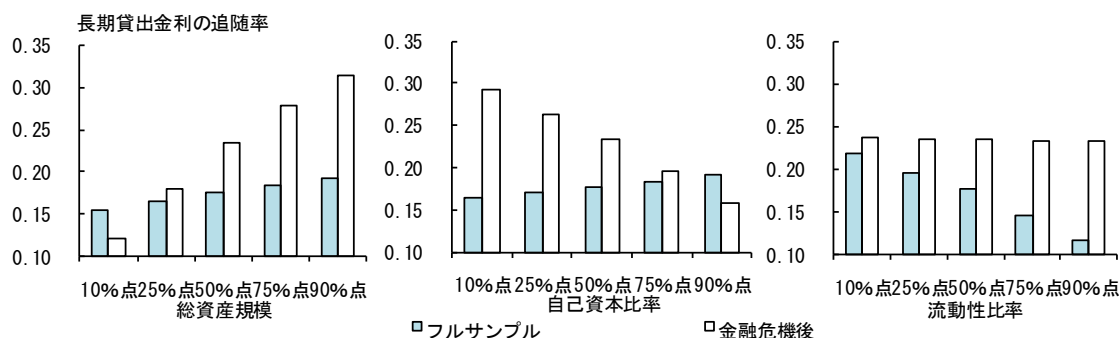
(注5) ***は1%、**は5%、*は10%で統計的に有意であることを示す。

図表 10 長期貸出金利の追随率と各変数の関係

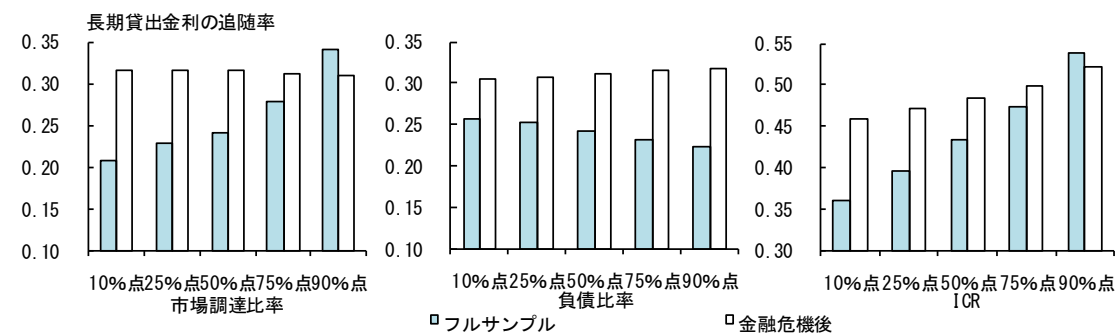
(A) 銀行の取引構造に関する変数



(B) 銀行のバランスシート特性に関する変数

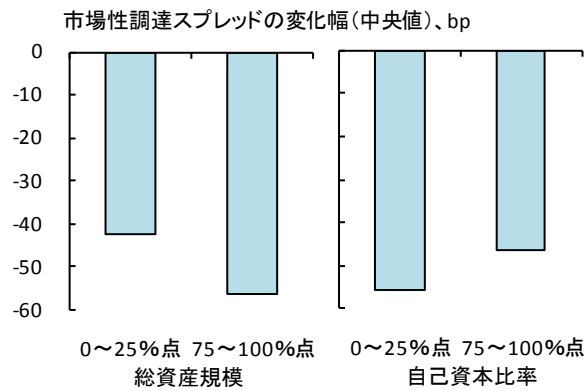


(C) 貸出先企業のバランスシート特性に関する変数



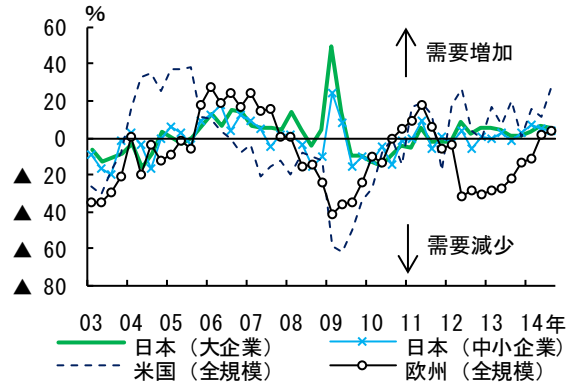
- (注1) フルサンプルの推計期間は2003年3月～2014年9月。金融危機後の推計期間は2008年9月～2014年9月。
- (注2) 縦軸は金利上昇から1年後の貸出金利の追随率。
- (注3) 横軸は他の条件を一定とした下で、各変数のみが増加した場合の試算値。
- (注4) 上段・中段は貸出先企業のバランスシート特性に関する変数を含めない場合の推計結果。下段は貸出先企業のバランスシート特性に関する変数を含む場合の推計結果。

図表 1 1 金融危機後の市場性調達スプレッド



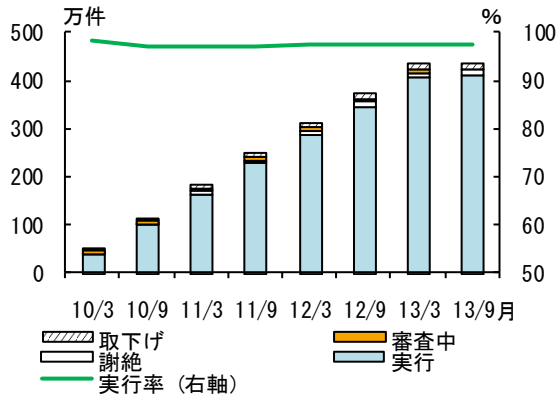
- (注 1) 集計対象は大手行と地域銀行。データが欠損している銀行は集計対象から除外。
 (注 2) 縦軸は 08 年 9 月から 14 年 9 月にかけての市場性調達スプレッドの変化幅の中央値。
 (注 3) 市場性調達スプレッドは個別銀行の市場性調達利回り（社債利回り等）と市場金利（Libor・スワップ金利）との差。
 (資料) 日本銀行

図表 1 2 企業の借入需要（ローンサーベイ）



(注) 米国は大企業・中堅企業と中小企業の単純平均値。
 (資料) ECB、FRB、日本銀行

図表 1 3 金融機関における円滑化法の施行状況



(注1) 債務者が中小企業である場合の集計値。
 (注2) 実行率は実行件数を実行件数と謝絶件数の和で除したもの。
 (資料) 金融庁「中小企業金融円滑化法に基づく貸付条件変更等の状況について」

図表 1 4 短期貸出金利の追随率の推計結果（金融危機後）

		(i)	(ii)	(iii)	(iv)
(A) 銀行の取引構造に関する変数					
中堅・中小企業比率	25%点	0.81 **	0.87 ***	0.92 ***	0.88
	75%点	0.79 **	0.84 ***	0.88 ***	0.89
独占度	25%点	0.77 ***	0.85	0.88 ***	0.87 ***
	75%点	0.83 ***	0.87	0.92 ***	0.90 ***
(B) 銀行のバランスシート特性に関する変数					
総資産規模	25%点	0.75 ***	0.81 ***	0.86 ***	0.86 ***
	75%点	0.83 ***	0.89 ***	0.92 ***	0.90 ***
自己資本比率	25%点	0.79 **	0.85	0.90	0.89
	75%点	0.82 **	0.87 *	0.89	0.88
流動性比率	25%点	0.79 ***	0.84 ***	0.89	0.88
	75%点	0.82 ***	0.88 ***	0.91	0.89
(C) 貸出先企業のバランスシート特性に関する変数					
市場調達比率	25%点		0.87 ***		
	75%点		0.80 ***		
負債比率	25%点			0.91 ***	
	75%点			0.88 ***	
ICR	25%点				0.88 *
	75%点				0.90 **
(参考) 1年後の追随率の中央値		0.80	0.86	0.90	0.88
3年後の追随率の中央値		0.98	0.99	1.00	1.00

誤差修正項 (α)		-0.30 ***	-0.32 ***	-0.33 ***	-0.40 ***
潜在成長率 (%)		0.35 ***	0.45 ***	0.69 ***	0.58 ***
GDPギャップ (%)		0.00 ***	0.00	0.00 *	0.00 **
市場ボラティリティ		0.38	0.41 ***	0.47 ***	0.41 ***
不良債権比率 (%)		0.07 ***	0.11 ***	0.07 ***	0.06 ***

銀行数		115	115	115	115
サンプル数		2,284	2,284	2,284	2,284
AR(1), AR(2)		0.00, 0.78	0.00, 0.84	0.00, 0.96	0.00, 0.95
Sargan検定		0.09	0.31	0.18	0.31

(注1) 推計期間は2008年9月～2014年9月。

(注2) 他の条件を一定としたもとで、対象とする変数の25%点、50%点、75%点における1年後の追随率。

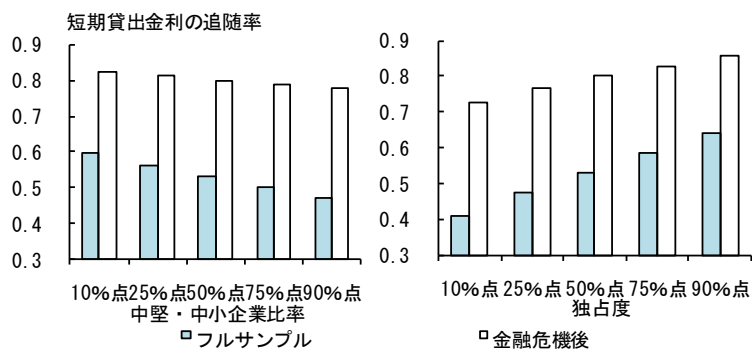
(注3) AR(1)、AR(2)は系列相関に関する検定のp値。帰無仮説は「系列相関なし」。

(注4) Sargan検定は過剰識別制約に関する検定のp値。帰無仮説は「過剰識別制約が満たされる」。

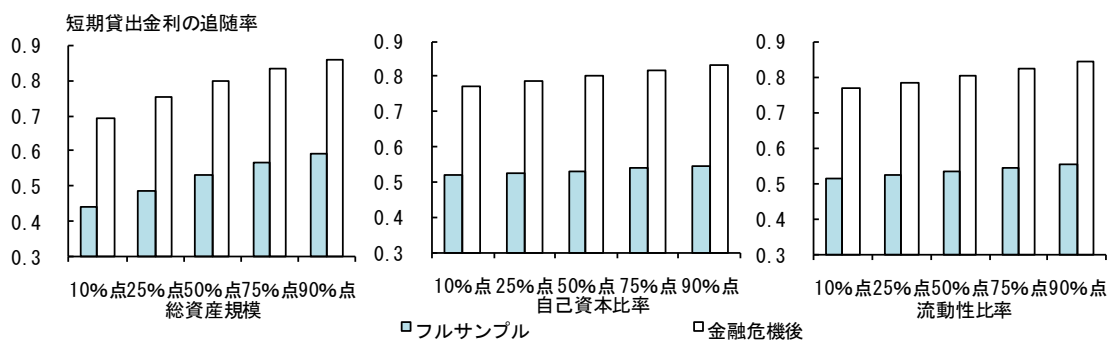
(注5) ***は1%、**は5%、*は10%で統計的に有意であることを示す。

図表 1 5 短期貸出金利の追随率と各変数の関係

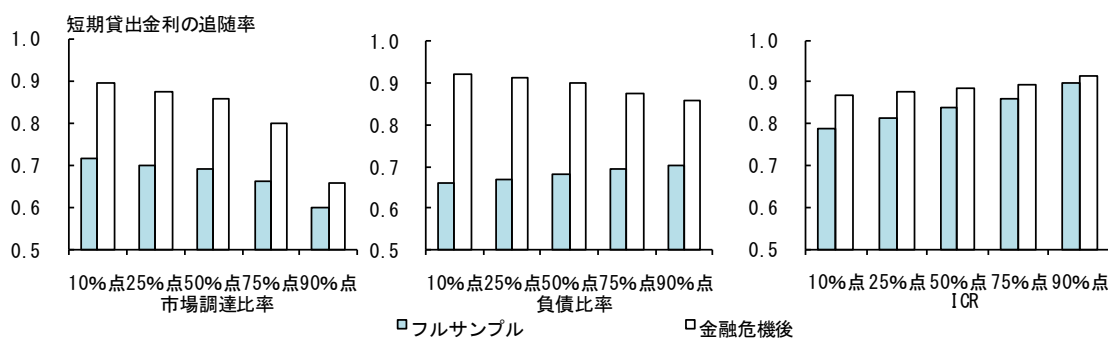
(A) 銀行の取引構造に関する変数



(B) 銀行のバランスシート特性に関する変数

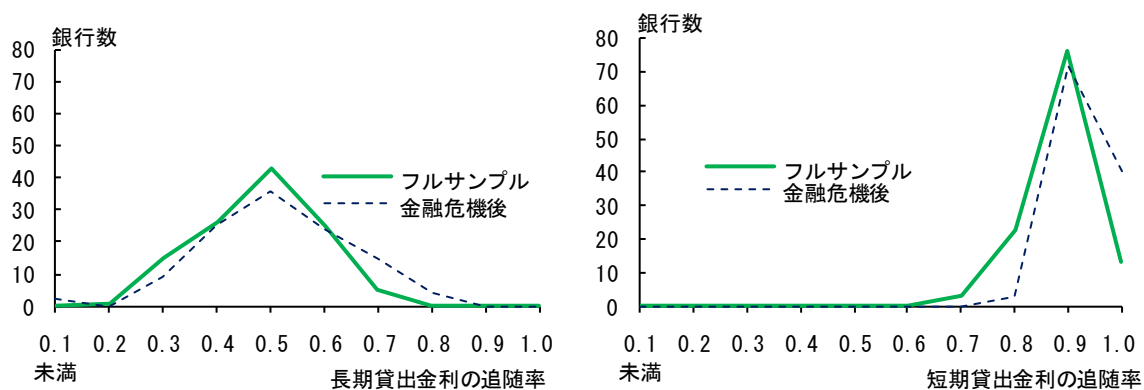


(C) 貸出先企業のバランスシート特性に関する変数



- (注 1) フルサンプルの推計期間は 2003 年 3 月～2014 年 9 月。金融危機後の推計期間は 2008 年 9 月～2014 年 9 月。
- (注 2) 縦軸は金利上昇から 1 年後の貸出金利の追随率。
- (注 3) 横軸は他の条件を一定とした下で、各変数のみが増減した場合の試算値。
- (注 4) 上段・中段は貸出先企業のバランスシート特性に関する変数を含めない場合の推計結果。下段は貸出先企業のバランスシート特性に関する変数を含む場合の推計結果。

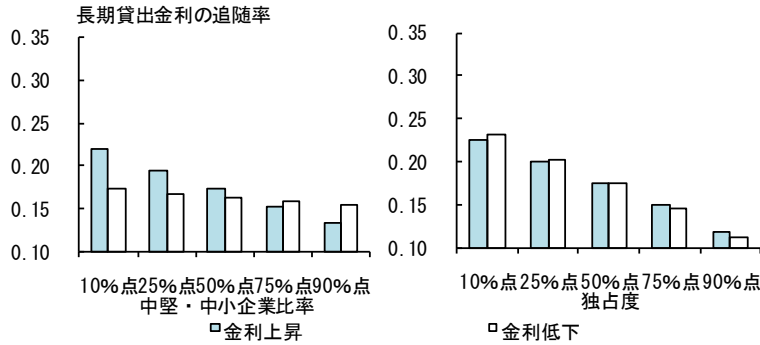
図表 1 6 貸出金利の追随率の分布（フルサンプル・金融危機後）



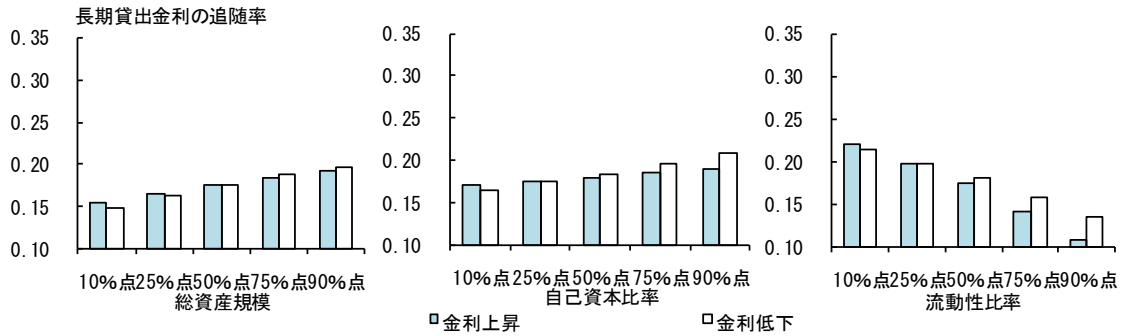
- (注 1) 集計対象は大手行と地域銀行。
- (注 2) 横軸は金利上昇から 1 年後の追随率。
- (注 3) フルサンプルの推計期間は 2003 年 3 月～2014 年 9 月。金融危機後の推計期間は 2008 年 9 月～2014 年 9 月。
- (注 4) 追随率の説明変数は中堅・中小企業比率、独占度、総資産規模、自己資本比率、流動性比率、ICR。

図表 1 7 金利上昇・低下時の長期貸出金利の追随率と各変数の関係

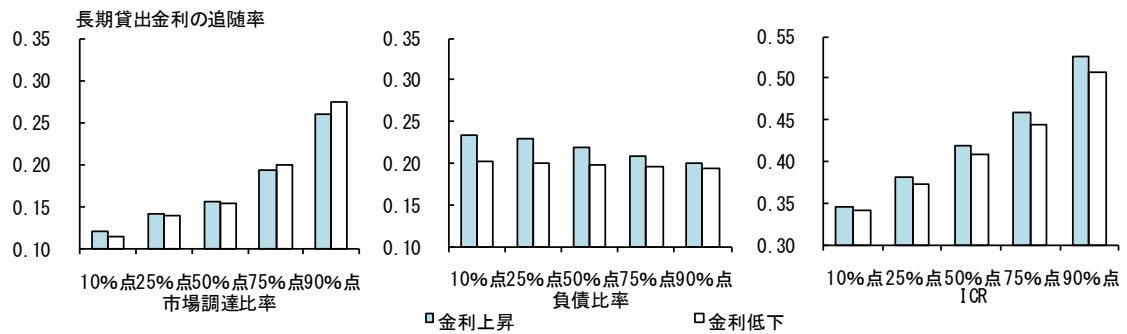
(A) 銀行の取引構造に関する変数



(B) 銀行のバランスシート特性に関する変数



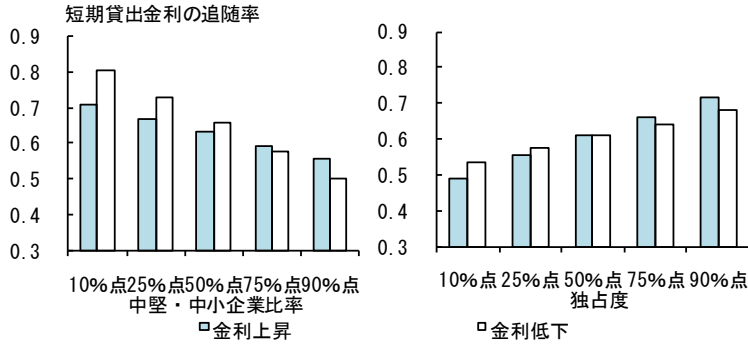
(C) 貸出先企業のバランスシート特性に関する変数



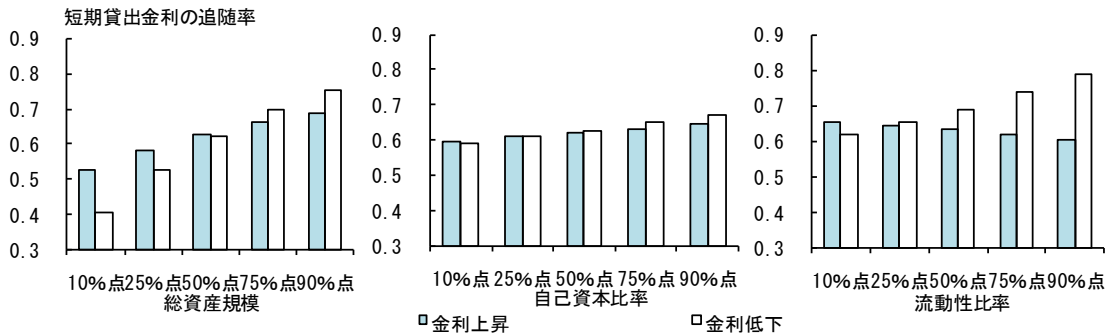
- (注 1) 推計期間は 2003 年 3 月～2014 年 9 月。
- (注 2) 縦軸は金利上昇・低下から 1 年後の貸出金利の追随率。
- (注 3) 横軸は他の条件を一定とした下で、各変数のみが変わった場合の試算値。
- (注 4) 追随率の説明変数 $X_{m,k,t-1}$ にかかる係数パラメータ α^* および β^* に対して、市場金利の上昇・低下を区別するダミーを導入したモデルによる推計結果。
- (注 5) 上段・中段は貸出先企業のバランスシート特性に関する変数を含めない場合の推計結果。下段は貸出先企業のバランスシート特性に関する変数を含む場合の推計結果。

図表 1 8 金利上昇・低下時の短期貸出金利の追随率と各変数の関係

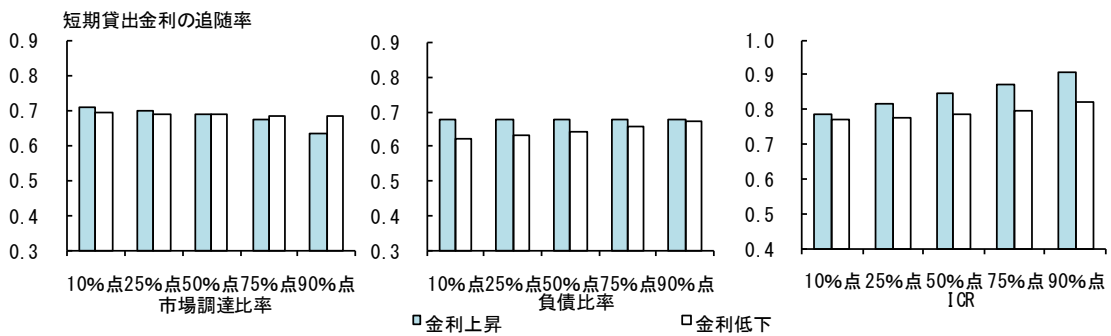
(A) 銀行の取引構造に関する変数



(B) 銀行のバランスシート特性に関する変数



(C) 貸出先企業のバランスシート特性に関する変数



- (注1) 推計期間は2003年3月～2014年9月。
- (注2) 縦軸は金利上昇・低下から1年後の貸出金利の追随率。
- (注3) 横軸は他の条件を一定とした下で、各変数のみが変化した場合の試算値。
- (注4) 追随率の説明変数 $X_{m,k,t-1}$ にかかる係数パラメータ α^* および β^* に対して、市場金利の上昇・低下を区別するダミーを導入したモデルによる推計結果。
- (注5) 上段・中段は貸出先企業のバランスシート特性に関する変数を含めない場合の推計結果。下段は貸出先企業のバランスシート特性に関する変数を含む場合の推計結果。