

低金利政策下における銀行のリスクテイク行動と銀行間競争*

長崎大学
式見 雅代†

2020年8月

要約

本論文では、銀行のリスクテイク経路を通じた低金利政策の効果が、貸出市場の競争度により異なるかについて、実証的に検証した。2005年～2018年度の、企業の個別金融機関からの借入金情報のデータを用いて分析した結果、以下のことが発見された。第一に、金利が低下すると自己資本比率の低い銀行で、リスクの高い企業への貸出が増えるという結果を得た。このリスクテイク行動は、銀行間競争度が高い市場では見られたが、寡占市場では見られなかった。第二に、金利の変化が正の象限で起こる場合と、正から負に移る（マイナス金利）場合で比較すると、2015年度以降では、競争的市場では、金利低下時に収益性の低い銀行や規模の小さい銀行でリスクの高い企業への貸出増が見られた。これらの結果は、銀行間競争の指標を変えても頑健であった。これらの結果は、低金利政策が銀行のリスクテイク行動に与える効果は、貸出市場の競争度によって異なるという非対称性を持つことを示唆する。

キーワード：リスクテイク、金融政策、銀行間競争

* 本論文の執筆にあたり、一般財団法人ゆうちょ財団ならびに科研費から研究助成を受けた。記して、感謝申し上げます。

† 長崎大学経済学部、mshikimi@nagasaki-u.ac.jp

1. はじめに

世界的に低金利の状態にある中、新型コロナウイルスの感染拡大により、各国中央銀行のさらなる金利の引き下げが相次いだ。その結果、世界中で超低金利が蔓延している。低金利政策は、企業のバランスシートの改善や、銀行貸出の増加等を通じて、経済活動に正の効果を促すと期待される。しかし、世界金融危機以降、長期に渡る低金利政策やマイナス金利政策が経済にもたらす弊害についての議論も活発化している。

金融政策の経済への波及経路として、近年学術的関心を集めているのが、リスクテイクチャネルである。長期に渡る低金利政策は、貸出量のみならず、銀行の貸出ポートフォリオの質にも影響を与えるという議論である。低金利政策は、主に3つの経路により銀行のリスクテイクを促すと考えられる。第一は、銀行の保有する資産価格の上昇を通じたバランスシート効果チャネル(Adrian and Shin 2010; Borio and Zhu, 2012)である。低金利により銀行のバランスシートが改善し、純資産や自己資本の価値が上昇することによってリスク耐性が高まり、リスクの高い貸出が増えるという経路である。第二は、金利の低下により、目標とする利鞘の達成が困難になることから、高リスクの貸出に傾注する経路である (Rajan, 2005)。第三は、銀行のモニタリングインセンティブが削がれることから、よりリスクの高い貸出が増える経路である ((Dell’Ariccia, Laeven, and Marquez 2014)。欧米の研究からは、概ねリスクテイクチャネルを支持する結果が得られている(Jiménez et al. 2014; Dell’ariccia, Laeven, and Suarez 2017; Delis, Hasan, and Mylonidis 2017)。日本でも、Ogura (2020)は、銀行の財務データを用いて、競争的な貸出市場では、銀行の貸し倒れ引当金が増加しているというリスクテイク行動と整合的な結果を得ている。

リスクテイクチャネルを通じた金融政策の効果は、貸出市場の競争条件にも影響を受けると考えられる。銀行の獲得する利鞘は、貸出市場の競争度が高くなるほど、低下することから、競争市場ではよりリスクの高い貸出が増える可能性がある。銀行間競争と金融政策の効果の関連についての研究はあるが、リスクテイク経路の銀行間競争に関わる非対称性について、直接、検証を行ったものはそれほど多くない。銀行間競争の程度の差がリスクテイク経路を通じた低金利政策の波及のしかたに影響を与えていることが判明すれば、長期に渡る超低金利政策が新たな金融危機につながるのか、それはどれほど深刻化について、一つの判断材料を提示することが可能となる。

本論文では、日本のデータを用いて、低金利政策の効果の異質性について、検証を行う。特に、銀行のリスクテイク行動が、貸出市場の競争度によって異なるかを、企業と銀行の借入金データを用いて分析する。銀行の貸出行動は、需要と供給の双方に影響を受けるが、企業と銀行の相対取引の借入金データを用いることにより、需要と供給要因の識別が可能となる(Jiménez et al., 2014)。

分析から、リスクテイク経路を通じた低金利政策の効果は、貸出市場の競争度によってこととなることが発見された。銀行間競争度が高い市場では、金利の低下時に、自己資本比率の

低い銀行でリスクの高い企業への貸出増が見られたが、競争度が低い市場では見られなかった。さらに、金利の水準が正から負に移る（マイナス金利）場合では、競争的市場では金利低下時に収益性の低い銀行や規模の小さい銀行でリスクの高い企業への貸出増が見られた。これらの結果は、競争度の指標を変えても頑健であった。

本論文の構成は以下のとおりである。第2節で、リスクテイク経路と銀行間競争の関係に関する先行研究を概観し、検証仮説を提示する。第3節では、推計方法と用いたデータについて説明する。第4節では、推計結果を示し、第5節で結論を述べる。

2. リスクテイク行動と銀行間競争

本節では、金融政策の効果と銀行間競争との関連について、先行研究を概観し、検証仮説を提示する。

銀行間競争の激化が、金融政策の効果を高めるかについては、理論的にも実証的にも、異なる見解がある。銀行間競争は、主に金融政策の貸出チャンネルとリスクテイクチャンネルを通じた効果に影響を及ぼすと考えられる。銀行の貸出チャンネルでは、金融引き締めにより預金準備や預金が減少すると、預金を除く他の資金調達手段に乏しい銀行は、貸出を減少させるほかない。銀行の規模が大きく、流動性比率の高い銀行や自己資本の多い銀行は、預金依存度が低いため、これらの銀行を通じた金融政策の効果は弱くなる(Kashyap and Stein 2000)。銀行間競争の激化は、預金依存度の高く、財務基盤の弱い銀行の市場からの退出を促し、金融政策の効果を弱めると考えられる。他方、競争激化は、銀行の市場支配力を弱め、預金以外の資金調達手段へのアクセスを困難にするため、より預金に頼らざるを得ず、金融政策の効果を高める可能性もある。Segev and Schaffer (2019)は、米国の銀行データを用いて、競争が激しくなるほど、銀行の貸出チャンネルを通じた金融政策の効果が高まるという結果を得ている。

リスクテイクチャンネルでは、低金利政策は、銀行の”reach for yield”行動を促し、より高い収益を求めてリスクの高い借り手に資金を供給することから、リスクの高い貸出が増えるという効果を持つ。競争が激化すると、モニタリングから獲得できる収益が低下するため、モニタリングが過少になり（銀行のモラルハザード）、銀行の貸出先ポートフォリオの質が低下する。競争市場では、利鞘の縮小が大きいことから、リスクテイク行動に拍車がかかり、リスクテイク経路を通じた政策効果が強くなる。他方、寡占的市場ではレントを獲得できるため、高リスクへの貸出に傾注するインセンティブを削ぐ可能性があり、リスクテイクチャンネルによる金融政策の波及効果は、弱くなると考えられる。直接的なリスクテイク経路の検証ではないが、Kick and Prieto (2015)は、ドイツの銀行データを用いて、低金利時に銀行の倒産確率が低下するが、その金融緩和の効果は、銀行の市場占有力が高まるほど弱くなるという結果を得ている。競争的市場では、政策金利の低下を貸出金利に反映せざるを得ず、利鞘の低下からモニタリングが過少になり、銀行の倒産リスクが高まると考えられる。

他方、競争がリスクテイク行動を抑制するという議論もある。貸出市場の競争度が高くな

り、貸出金利が低下すると、借入企業の倒産確率が下がり (Stiglitz and Weiss, 1981)、銀行のリスクテイク行動が低下する (Boyd and De Nicol 2005)。この場合、低金利政策によるリスクテイク行動は、競争度の増加とともに軽減すると予想される¹。

以上の議論から、本論文では、銀行間競争が金融政策のリスクテイク経路に与える効果について、以下の相反する仮説を検証する。

仮説 I : リスクテイクチャンネルを通じた金融政策の効果は、銀行間競争が高まるほど、強くなる。

仮説 II : リスクテイクチャンネルを通じた金融政策の効果は、銀行間競争が高まるほど、弱くなる。

3. 推計方法

3.1 推計式

推計式について説明しよう。Jiménez et al. (2014)の分析方法を踏襲し、以下のモデルを推計する。

$$\begin{aligned} \Delta \ln Y_{ijt} = & \beta_1 \Delta r_t + \beta_2 Riskiness_{i,t-1} + \beta_3 \Delta r_t \times Riskiness_{i,t-1} \\ & + \beta_4 \Delta r_t \times Riskiness_{i,t-1} \times Bank_cap_{j,t-1} + \gamma X_{ijt} + \mu_i + \theta_j + \tau_t + \epsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (1)$$

ここで、 Y_{ijt} は、 t 年における企業 i の銀行 j からの銀行借入残高を表す。 $Riskiness_{i,t-1}$ は

企業の信用リスクを表す。 $Bank_cap_{j,t-1}$ は、銀行の自己資本比率、 Δr_t は短期金利の

変化分である。 X_{ijt} は、コントロール変数で、時間を通じて変化する企業属性や銀行属

性を含む。 μ_i は、企業の固定効果、 θ_j は銀行の固定効果である。銀行の固定効果を入れ

ることにより、業態毎の銀行属性や貸出行動の差はコントロールされる。期待される符

号条件は、 $\beta_1 < 0$, $\beta_2 < 0$, $\beta_3 < 0$ である。金利が下がった時リスクテイクチャンネルが働く

¹ 銀行の貸出先の収益が完全相関していない場合、銀行間競争と銀行のリスクテイク行動には非線形の関係があることを Martinez-Miera and Repullo (2010), Gabriel Jiménez, Lopez, and Saurina (2013)は主張する。

すれば、 $\beta_4 > 0$ が期待される。

本論文では、銀行間競争度の指標によるサンプル分割を行い、 β_4 が銀行間競争の度合いにより異なるか、検証する。仮説 I（仮説 II）のもとでは、 β_4 は、競争的市場のほうが、寡占的市場よりも高く（低く）なる。

3.2 データサンプル

本論文で用いる、企業レベル、銀行レベルの財務データ及び、企業の各銀行からの借入金情報のデータは日経のファイナンシャルクエストから得た。借入金情報に関しては、2010年度以降、有価証券報告書への記載義務がなくなったため、2010年度以降のデータは、日本経済新聞社の独自調査によるものとなる。そのため、収録企業数が2010年度以前と比較し、落ちている、借入銀行のすべてを収録しているわけではないという点で、留意が必要である。

サンプル期間は、2005年度～2018年度とした。開始年度を2005年度にしたのは、以下の2つの理由による。第一に、日本銀行の金融政策の操作目標の変遷に関わる点である。金融政策の操作目標が明示されるようになったのは、1998年以降で、1999年2月に無担保コールレートをゼロに誘導するゼロ金利政策が導入されたが、2001年3月には操作目標を日銀預け金残高に変更、2006年3月に再び操作目標を無担保コールレートに変更、2013年4月にはマネタリーベースに目標が設定された。その後、2016年にはマイナス金利政策が導入された。

第二に、銀行間競争の指標の作成にあたり、各金融機関の都道府県別の貸出額情報が必要になるが、信用金庫に関する財務データは、ファイナンシャルクエストのデータベースには2002年度以降に収録されている。よって、2002年度以降で、日本銀行の操作目標が金利指標に再設定された、2005年度を開始年度とする。

分析では、各企業の各銀行からの借入金情報を企業財務データ及び銀行財務データにマッチングさせた、データベースを作成した。マッチングに際し、外国銀行、政府系銀行、ノンバンクなどの金融機関は、分析対象外とした。信用金庫については、各信用金庫別の借入金情報がないため、対象外とする。本分析では、企業属性、マクロ経済環境を同じとしたうえで、銀行のリスク態度が、銀行の財務基盤によって異なるかをみるため、借入先銀行が1行しか収録されていない企業・年も分析対象外とした。さらに、規制産業を除き、負債・総資産比率が1を上回る企業も除外した。分析に必要なデータを収録している企業に限定した結果、最終的なサンプルは、企業×銀行×年度で、100498となる。すべての財務データは、消費者物価指数で実質化した。

3.3 貸出市場の競争度の変数

地域金融市場における銀行の競争度の変数として、ハーフィンダール指数、 \ln (都道府県別の金融機関の店舗数)、ラーナー指数を用意した。ハーフィンダール指数は、各都道府県別の地銀・第二地銀、信用金庫の貸出額に基づいて作成した。地銀、第二銀行の都道府県別の貸出額の情報は、『金融ジャーナル増刊号 金融マップ』(ニッキン) から得た。信用金庫は、県をまたぐ貸出額はそれほど大きくないと考え、各信用金庫の総貸出額と本店が所在する都道府県別の貸出額は一致すると仮定した。尚、都市銀行、信託銀行の都道府県別の貸出情報は、得られないため、ハーフィンダール指数にはこれら大銀行の貸出状況は反映されていない。他方、都道府県別の金融機関の店舗数は、これら大銀行も含めたものとなる。店舗数の情報は、『金融ジャーナル増刊号 金融マップ』(ニッキン) から得た。

さらに、ラーナー指数を作成した。ラーナー指数は、各銀行の市場支配力を表すもので、指数が高いほど、市場支配力が高いと解釈できる。ラーナー指数は、各銀行の費用関数を推計し、そこから得た結果をもとに計算した。詳細は、補論1に示した。

本論文では、構造変数とラーナー指数の双方を用いることにより、結果の頑健性を検証する。

3.4 説明変数

金融政策変数として、無担保翌日物コールレートを用いる。さらに、Jiménez et al. (2014) に倣い、景気変動の影響をコントロールするため、実質 GDP 成長率、消費者物価指数の上昇率を説明変数に加えた。

企業のリスクを表す変数として、先行研究(Heider, Saidi, and Schepens 2019; Kick and Prieto 2015)に倣い、過去5年間の ROA のボラティリティ、及び $\ln(Z$ スコア)を用いる。ROA のボラティリティが高いほど、企業のリスクが高いと考えられる。他方、Z スコアが高いほど、企業の信用リスクは低いと考える²。Z スコアは、ROA に自己資本比率を足したものの ROA ボラティリティに対する比率で計算した。

低金利政策は企業のバランスシートを改善し、リスクの高い企業の資金調達環境を改善する(企業のバランスシートチャネル)ことから、他の企業属性変数として、 \ln (総資産)、現金・総資産比率、トービンの q 、売上高成長率、負債・総資産比率を加えた。これらの変数を入れることにより、企業の借入金需要をコントロールし、企業のバランスシートチャネルとの識別を図る。

銀行のバランスシートの強度を表す変数として、銀行の自己資本比率の対数値を用意した。銀行の貸出チャネル((Kashyap and Stein 2000)との識別のため、流動性変数として、現金・総資産比率を推計式に加えた。銀行の自己資本比率変数は、銀行のその他の属性を捉え

² 他の研究では、リスク指標として事前のデフォルトの有無や事後的なデフォルト率(Jiménez et al. 2014; Ioannidou, Ongena, and Peydró 2015)を用いている。

ている可能性もあることから、コントロール変数として、 $\ln(\text{総資産})$ 、ROA、不良債権・貸出金比率を用意した。これらの銀行属性のコントロール変数と企業のリスク変数、短期金利の変化との交差項を推計式に入れることにより、自己資本比率と企業リスク変数、金融政策変数の交差項が他の要素を捉えている可能性を排除した。

すべての財務変数は、各年度の分布の上下 1%で winsorize した。サンプルの記述統計量は、表 I に示している。当該銀行からの借入額の成長率($\Delta \ln(\text{当該銀行からの借入額})$)は、平均でマイナス 3%、メジアンで 0%である。短期金利の変化分は、平均でマイナス 0.004%と低く、金利の変動があまり見られない。銀行属性についてみれば、ROA (当期利益/総資産)が平均で 0.3%と非常に落ち込んでいることが伺える。

4. 推計結果

4.1 基本モデル

推計結果は、表 2 に示した。係数の下の()内の数値は、企業・銀行・年度の Three-way クラスター頑健標準誤差である。はじめに、リスクテイク行動が日本でも見られるか、見てみよう。企業リスクは、ROA のボラティリティで測った。モデル (1) は、全サンプルで推計したものである。ROA ボラティリティの係数、ROA ボラティリティと短期金利の変化の交差項の符号は期待通り負であるが有意でない。ROA ボラティリティと短期金利の変化と銀行の自己資本比率の交差項は、正に 1%水準で統計的に有意であり、金利が低下すると、自己資本比率の低い銀行で、リスクの高い企業への貸出が増えている。この結果は、リスクテイク経路と整合的である。その他の銀行変数の交差項と ROA ボラティリティ、短期金利の変化の交差項は、有意でない。GDP 成長率や物価上昇率との交差項も有意でない。

次に、リスクテイク行動が、貸出市場の競争度によって異なるか、見てみよう。借入企業の本社所在地のハーフィンダール指数が年度別のサンプルの中央値を上(下)回る場合は、寡占(競争)的市場となる。ハーフィンダール指数が中央値を下回る競争市場(低いハーフィンダール指数、モデル (3))では、モデル (1)と同様、リスクテイク行動と整合的な結果が得られた。3 変数の交差項は、5%水準で正に有意な結果である。他の変数についても、全サンプルと同様の結果が得られた。

他方、寡占的市場では、同変数の符号はプラスであるが、有意ではない(高いハーフィンダール指数、モデル (2))。寡占市場では、銀行の規模、もしくは銀行の ROA、不良債権比率と短期金利の変化と ROA ボラティリティの交差項が、10%もしくは 5%水準で有意である。これらの結果は、短期金利が低下すると、規模の小さい銀行や収益性の低い銀行、または不良債権比率が低い銀行でリスクテイク行動が見られることを意味する。

ハーフィンダール指数には、都銀の貸出動向は含まれていないため、銀行間競争を的確に反映していない可能性がある。そのため、地域の貸出市場の競争度の指標を、 $\ln(\text{金融機関の店舗数})$ で見てみよう。結果は、表 3 に示した。尚、他の変数の記載は省略するが、表 2 と同じ変数が説明変数として推計式には含まれている。表 2 のモデル(2)、(3)と同様に、競争

市場では、リスクテイクチャネルが働いていることが判明した（銀行の店舗数が多い地域、モデル(1)）。

次に、競争度の指標として、ラーナー指数を用いたものが、表3のモデル(3)、(4)である。ラーナー指数で測っても、銀行間競争が激しい地域では（低いラーナー指数、モデル(4)）、有意水準1%で、3変数の交差項は正に有意で、リスクテイク行動が見られる。さらに不良債権比率の低い銀行で、リスクテイク行動が見られた（5%水準で有意）。

4.2 マイナス金利政策

表2、3では、全期間を対象とし、金利の低下時に競争的市場でリスクテイク行動が見られた。しかし、金利が低下しても、金利水準が正の場合と、正から負に低下する場合には、その効果は異なる可能性がある。そこで、サンプルを2002年度～2014年度と2015年度以降に分割して、表2と同様の分析を行った。結果は、表4に示した。尚、表4では3つの変数の交差項の結果のみ表示するが、表2に示したすべての変数を入れた推計を行っている。2014年度以前の結果は、表2とほぼ同様であり、競争的市場でリスクテイク行動が見られる。

他方、2015年度以降の結果を見ると、短期金利の変化、企業リスク、銀行の自己資本比率の交差項は、有意でない。その他の変数の交差項についてみてみよう。短期金利の変化、企業リスク、流動性比率との交差項は、競争市場で負に10%水準で有意（モデル(6)、(7)）である。この結果は、流動性比率の低い銀行で、金利低下時にリスクの高い企業への貸出が抑制されていることを示す。他方、短期金利の変化、企業リスク、銀行の規模の交差項、及び銀行のROAとの交差項が競争的市場で正に有意である。これらの結果は、競争市場では、より規模の小さい銀行や収益率の低い銀行ほど、リスクの高い貸出に傾注していることを示す。他方、寡占市場では、短期金利の変化、企業リスク、銀行の規模の交差項は負に10%水準で有意で、銀行の規模が大きくなるほど、リスクテイクを取らないことが示唆される（モデル(5)）。

4.3 他のリスク指標

本節では、企業のリスク指標として、ROAのボラティリティの代わりに $\ln(Z$ スコア)を用いて、結果の頑健性を確認する。推計結果は、表5に示した。Zスコアの値が高いほど、企業の信用リスクは低いと考えられる。2005年～2014年度の期間についてみれば、競争的市場（モデル(2)、モデル(3)）では、銀行の自己資本比率と短期金利の変化、企業リスクの交差項は、負に5%水準で有意であり、リスクテイク経路と整合的な結果が得られている。他方、2015年度以降は、競争市場では、銀行の規模、短期金利の変化、企業リスクの交差項は、負に10%水準で有意で、規模が小さい銀行で、リスクの高い企業向け貸出が増えており、表4と整合的な結果である（モデル(6)、(7)）。

4.4 BIS 規制

低金利時に競争的市場では、リスクテイク行動が見られたが、BIS 規制はリスクテイク行動を抑制する可能性がある (Repullo, 2004)³。そこで、自己資本比率を BIS 基準に変えた結果が、表 6 である。2014 年以前では、競争市場で銀行の自己資本比率と短期金利の変化、企業リスクの交差項は、正に 1%水準で有意であり、リスクテイク行動が見られた。他方、2015 年以降については、掲載は控えたが、上記の 3 変数の交差項は、有意ではなかった。

4.5 銀行間競争と銀行のリスクテイク行動の非線形関係

銀行間競争と銀行のリスクテイク行動には非線形の関係があることを Martinez-Miera and Repullo (2010), Gabriel Jiménez, Lopez, and Saurina (2013) は主張する。そこで、本節では、競争度が 30 パーセント点以下、30 パーセント点~70 パーセント点、70 パーセント点の 3 つの区分にサンプルを分割し、表 2 と同様の分析を行った。結果は、表 7 に示した。最も競争度の高い市場 (モデル(3)) では、自己資本比率と短期金利の変化、企業リスクの交差項は、5%有意水準で、正に有意で、リスクテイク経路と統合的な結果が得られた⁴。この結果は、競争度の指標をラーナー指数に変更しても変わらない。他方、中程度の競争度では、上記の 3 変数の交差項は、負に 10%水準で有意で、リスクテイク行動が抑制されていることがわかる (モデル (5))。これらの結果は、弱いながらも銀行間競争とリスクテイク行動の非線形の関係を示している。表の掲載は控えるが、サンプル期間を分割した場合、2014 年度以前は、表 7 とほぼ同様の結果を得た。他方、2015 年度以降は、上記の 3 変数の交差項は、有意ではなかった。

5. 終わりに

本論文では、低金利政策の波及経路として、近年注目を浴びているリスクテイクチャンネルの検証を行った。特に、低金利低下時の銀行のリスクテイク行動が、貸出市場の競争関係により異なるかについて、検証した点に、本論文の特徴がある。

2005 年度から 2018 年度の日本の上場企業の個別金融機関からの借入情報に基づくデータベースを用いて分析し、以下の結果を得た。第一に、金利が低下すると自己資本比率の低い銀行で、リスクの高い企業への貸出が増えるという結果を得た。このリスクテイク行動は、銀行間競争度が高い市場では見られたが、寡占市場では見られなかった。第二に、金利の変化が正の象限で起こる場合と、正から負に移る (マイナス金利) 場合で比較すると、2015 年度以降では、競争的市場では、金利低下時に収益性の低い銀行や規模の小さい銀行でリスクの高い企業への貸出増が見られた。これらの結果は、銀行間競争の指標を変えても頑健であ

³ 競争は銀行のリスクテイク行動を促すが、自己資本比率規制のみではリスクテイク行動を抑制するのは十分ではなく、預金金利に対する規制が必要であることを Hellmann, Murdock, and Stiglitz (2000) を示した。

⁴ 競争度の市場を銀行の店舗数で測った場合も、ほぼ同様の結果を得た。

った。

残された課題について、述べよう。短期金利も銀行のリスク選好度とともに、経済状況に依存することから、短期金利の内生性の可能性について、検討する必要がある。

参考文献

- Delis, Manthos D., Iftekhar Hasan, and Nikolaos Mylonidis. 2017. “The Risk-Taking Channel of Monetary Policy in the U.S.: Evidence from Corporate Loan Data.” *Journal of Money, Credit and Banking* 49 (1): 187–213. <https://doi.org/10.1111/jmcb.12372>.
- Dell’Ariccia, G, L Laeven, and R Marquez. 2014. “Real Interest Rates, Leverage, and Bank Risk-Taking.” *Journal of Economic Theory* 149 (1): 65–99. <https://doi.org/10.1016/j.jet.2013.06.002>.
- Dell’ariccia, G, L Laeven, and G A Suarez. 2017. “Bank Leverage and Monetary Policy’s Risk-Taking Channel: Evidence from the United States.” *Journal of Finance* 72 (2): 613–54. <https://doi.org/10.1111/jofi.12467>.
- Heider, F, F Saidi, and G Schepens. 2019. “Life below Zero: Bank Lending under Negative Policy Rates.” *Review of Financial Studies* 32 (10): 3727–61. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhz016>.
- Hellmann, T F, K C Murdock, and J E Stiglitz. 2000. “Liberalization, Moral Hazard in Banking, and Prudential Regulation: Are Capital Requirements Enough?” *American Economic Review* 90 (1): 147–65. <https://doi.org/10.1257/aer.90.1.147>.
- Ioannidou, V, S Ongena, and J.-L. Peydró. 2015. “Monetary Policy, Risk-Taking, and Pricing: Evidence from a Quasi-Natural Experiment.” *Review of Finance* 19 (1): 95–144. <https://doi.org/10.1093/rof/rfu035>.
- Jiménez, G, S Ongena, J.-L. Peydró, and J Saurina. 2014. “Hazardous Times for Monetary Policy: What Do Twenty-Three Million Bank Loans Say about the Effects of Monetary Policy on Credit Risk-Taking?” *Econometrica* 82 (2): 463–505. <https://doi.org/10.3982/ECTA10104>.
- Jiménez, Gabriel, Jose A. Lopez, and Jesús Saurina. 2013. “How Does Competition Affect Bank Risk-Taking?” *Journal of Financial Stability* 9 (2): 185–95. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2013.02.004>.
- John HO, Boyd, and Gianni D E Nicol. 2005. “The Theory of Bank Risk Taking.” *Journal of Finance* 60 (3): 1329–43.
- Kashyap, A K, and J C Stein. 2000. “What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy?” *American Economic Review* 90 (3): 407–28. <https://doi.org/10.1257/aer.90.3.407>.
- Kick, T, and E Prieto. 2015. “Bank Risk and Competition: Evidence from Regional Banking Markets.” *Review of Finance* 19 (3): 1185–1222. <https://doi.org/10.1093/rof/rfu019>.
- Martinez-Miera, D, and R Repullo. 2010. “Does Competition Reduce the Risk of Bank Failure?” *Review of Financial Studies* 23 (10): 3638–64. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhq057>.
- Ogura, Yoshiaki. 2020. “Intensified Lending Competition and Search-for-Yield under Prolonged

Monetary Easing.” *Journal of the Japanese and International Economies* 56.

<https://doi.org/10.1016/j.jjie.2020.101076>.

Segev, Nimrod, and Matthew Schaffer. 2019. “Monetary Policy, Bank Competition and Regional Credit Cycles: Evidence from a Quasi-Natural Experiment.” *Journal of Corporate Finance*, no. June: 101494. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2019.101494>.

補論 1：ラーナー指数の作成方法

ラーナー指数は、以下の様に定義される。

$$L_{jt} = \frac{P_{jt} - MC_{jt}}{P_{jt}},$$

ここで、 P_{jt}, MC_{jt} は、各々銀行 j のアウトプットの価格と限界費用を表す。アウトプットの価格は、総資産に占める収益で測る。限界費用は、以下のトランスログ型の費用関数を推計することにより求める。

$$\begin{aligned} \ln C_{jt} = & \alpha + \beta_1 \ln y_{jt} + \frac{1}{2} \beta_2 \ln y_{jt}^2 + \sum_{k=1}^3 \gamma_k \ln w_{k,jt} \\ & + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^3 \delta_k \ln w_{k,jt}^2 + \theta_{12} \ln w_{1,jt} * \ln w_{2,jt} + \theta_{13} \ln w_{1,jt} * \ln w_{3,jt} \\ & + \theta_{23} \ln w_{2,jt} * \ln w_{3,jt} + \sum_{k=1}^3 \vartheta_k \ln w_{k,jt} * \ln y_{jt} + \epsilon_{jt}, \quad (1) \end{aligned}$$

C_{jt}, y_{jt} は、各々総費用（経常費用）、総生産物（総資産）を表す。各要素価格として、資金調達費用/資金調達額、営業経費/総資産、（役務取引等費用＋その他業務費用＋その他の経常費用）/総資産を用意した。(1)式から限界費用は、以下のよう求められる。

$$MC_{jt} = \frac{C_{jt}}{y_{jt}} \left[\beta_1 + \frac{1}{2} \beta_2 \ln y_{jt} + \sum_{k=1}^3 \vartheta_k \ln w_{k,jt} \right].$$

表 1. 基本統計量

	平均	標準偏差	第一四分位	メジアン	第三四分位
$\Delta \ln(\text{当該銀行からの借入額})$	-0.030	0.497	-0.224	0.000	0.087
当該銀行からの借入額/借入額	0.133	0.143	0.032	0.083	0.184
<i>銀行属性</i>					
$\ln(\text{銀行の自己資本比率, } t-1)$	-1.457	0.602	-1.992	-1.285	-1.025
銀行の流動性比率, $t-1$	0.071	0.063	0.034	0.050	0.075
$\ln(\text{銀行の総資産, } t-1)$	16.777	1.560	15.495	16.693	18.345
銀行のROA, $t-1$	0.003	0.003	0.002	0.003	0.004
銀行の不良債権比率, $t-1$	0.024	0.014	0.014	0.021	0.031
<i>企業属性</i>					
$\ln(\text{総資産, } t-1)$	10.600	1.382	9.619	10.487	11.457
$q, t-1$	1.200	0.757	0.878	1.014	1.258
売上高上昇率, $t-1$	0.035	0.195	-0.042	0.028	0.099
現金/総資産, $t-1$	0.109	0.095	0.042	0.085	0.147
負債/総資産, $t-1$	0.591	0.168	0.472	0.603	0.717
ROAボラティリティ, $t-1 \sim t-5$	0.022	0.036	0.007	0.012	0.024
$\ln(\text{Zスコア, } t-1)$	3.420	1.041	2.822	3.510	4.109
<i>マクロ変数</i>					
Δ 短期金利, $t-1(\%)$	-0.004	0.133	-0.014	-0.005	0.000
GDP成長率, $t-1(\%)$	0.829	1.795	0.500	1.250	1.900
物価上昇率, $t-1(\%)$	0.257	1.016	-0.100	0.050	0.700
<i>銀行間競争の変数</i>					
都道府県別ハーフィンダル指数, $t-1$	0.091	0.115	0.004	0.039	0.187
$\ln(\text{都道府県別の金融機関の店舗数, } t-1)$	7.135	0.655	6.797	7.215	7.752
ラーナー指数, $t-1$	0.232	0.144	0.182	0.251	0.324

表 2. 銀行のリスクテイク行動と銀行間競争

モデル	(1)	(2)	(3)
	全サンプル	高ハーフィ ンダール指 数	低ハーフィ ンダール指 数
ROAボラティリティ	-1.301 (0.972)	-0.567 (1.461)	-0.748 (1.242)
△短期金利, t-1×ROAボラティリティ	-2.345 (6.179)	-19.303* (10.876)	8.601 (7.527)
△政策金利, t-1×ROAボラティリティ×ln(銀行の自己資本比率, t-1)	2.441*** (0.947)	1.122 (1.445)	3.139** (1.304)
△政策金利, t-1×ROAボラティリティ×銀行の流動性比率, t-1	-17.334 (21.298)	-24.162 (26.506)	-3.647 (31.297)
△政策金利, t-1×ROAボラティリティ×ln(銀行の総資産, t-1)	0.285 (0.340)	1.043* (0.594)	-0.261 (0.409)
△政策金利, t-1×ROAボラティリティ×銀行のROA, t-1	33.905 (84.760)	257.070* (149.919)	55.252 (97.320)
△政策金利, t-1×ROAボラティリティ×銀行の不良債権比率, t-1	50.103 (42.052)	119.790** (59.842)	-21.131 (50.487)
GDP成長率, t-1×ROAボラティリティ×ln(銀行の自己資本比率, t-1)	-0.049 (0.051)	-0.018 (0.076)	-0.081 (0.071)
物価上昇率, t-1×ROAボラティリティ×ln(銀行の自己資本比率, t-1)	0.098 (0.132)	0.102 (0.208)	0.133 (0.171)
GDP成長率, t-1×ROAボラティリティ×銀行の流動性比率, t-1	0.944 (1.375)	-1.048 (1.653)	2.165 (2.071)
物価上昇率, t-1×ROAボラティリティ×銀行の流動性比率, t-1	-0.011 (1.518)	-0.375 (2.067)	-0.261 (2.159)
<i>銀行属性</i>			
ln(銀行の自己資本比率, t-1)	0.005 (0.009)	0.004 (0.013)	0.006 (0.013)
銀行の流動性比率, t-1	0.485*** (0.123)	0.446*** (0.173)	0.463*** (0.172)
ln(銀行の総資産, t-1)	-0.191*** (0.015)	-0.176*** (0.021)	-0.205*** (0.021)
銀行のROA, t-1	0.746 (0.740)	1.247 (1.037)	0.822 (1.043)
銀行の不良債権比率, t-1	0.075 (0.275)	0.087 (0.380)	0.191 (0.399)
<i>企業属性</i>			
ln(総資産, t-1)	-0.106*** (0.011)	-0.082*** (0.017)	-0.128*** (0.015)
q, t-1	-0.007** (0.003)	-0.017*** (0.005)	-0.002 (0.004)
売上高上昇率, t-1	0.056*** (0.011)	0.054*** (0.015)	0.056*** (0.014)
現金/総資産, t-1	-0.294*** (0.042)	-0.296*** (0.062)	-0.296*** (0.058)
負債/総資産, t-1	-0.770*** (0.031)	-0.738*** (0.044)	-0.807*** (0.044)

表 2. 銀行のリスクテイク行動と銀行間競争（続き）

定数項	4.531*** (0.258)	4.011*** (0.370)	5.013*** (0.362)
企業固定効果	✓	✓	✓
銀行固定効果	✓	✓	✓
年次ダミー	✓	✓	✓
コントロール変数	✓	✓	✓
サンプル数	100498	49645	50847
決定係数	0.097	0.095	0.104

（注）被説明変数は、 $\Delta \ln$ (当該銀行からの借入額)である。モデル(2)は、企業の本社所在地のハーフィンダール指数が、年度のサンプルのメジアンを上回るサンプルである。ハーフィンダール指数は、都道府県別の銀行の貸出額状況から作成した。モデル(3)は、企業の本社所在地のハーフィンダール指数が、年度のサンプルのメジアンを下回るサンプルである。()内の数値は、企業・銀行・年度の3方向の頑健標準誤差を表す。***,**,*は各々有意水準 1%、5%、10%を表す。

表 3. 銀行のリスクテイク行動と銀行間競争：他の銀行間競争の指標によるサン

プル分割

モデル	(1)	(2)	(3)	(4)
	銀行の店舗 数が多い地 域	銀行の店舗 数が少ない 地域	高ラーナー 指数	低ラー ナー指数
ROAボラティリティ	-1.265 (1.297)	-0.752 (1.383)	1.489 (1.631)	-2.722* (1.437)
△短期金利, t-1×ROAボラティリティ	6.605 (7.878)	-15.405 (10.287)	-15.405 (11.753)	-2.674 (8.423)
△短期金利, t-1×ROAボラティリティ×ln(銀行の自己資本比率, t-1)	3.163** (1.371)	1.458 (1.318)	-0.866 (1.639)	4.016*** (1.332)
△短期金利, t-1×ROAボラティリティ×銀行の流動性比率, t-1	-12.492 (31.922)	-12.819 (26.276)	-32.642 (37.485)	-13.796 (28.379)
△短期金利, t-1×ROAボラティリティ×ln(銀行の総資産, t-1)	-0.094 (0.433)	0.819 (0.554)	0.994 (0.657)	0.267 (0.466)
△短期金利, t-1×ROAボラティリティ×銀行のROA, t-1	30.056 (102.644)	213.188 (139.161)	133.832 (176.874)	67.009 (148.584)
△短期金利, t-1×ROAボラティリティ×銀行の不良債権比率, t-1	-31.175 (53.659)	115.365** (53.484)	-74.788 (62.074)	141.736** (58.226)
企業固定効果	✓	✓	✓	✓
銀行固定効果	✓	✓	✓	✓
年次ダミー	✓	✓	✓	✓
コントロール変数	✓	✓	✓	✓
サンプル数	43235	57257	45647	54851
決定係数	0.110	0.092	0.123	0.123

(注) 被説明変数は、 $\Delta \ln$ (当該銀行からの借入額)である。モデル(1)は、企業の本社所在地の金融機関の店舗数が、年度のサンプルのメジアンを上回るサンプルである。ハーフィンダール指数は、都道府県別の銀行の貸出額状況から作成した。モデル(2)は、企業の本社所在地の金融機関の店舗数が、年度のサンプルのメジアンを下回るサンプルである。モデル(3),(4)は各銀行のラーナー指数が、サンプルの年度平均を上回るか否かで、区分した。()内の数値は、企業・銀行・年度の3方向の頑健標準誤差を表す。***,**,*は各々有意水準1%、5%、10%を表す。

表 4. 銀行のリスクテイク行動と銀行間競争：期間別の分析

モデル	2005-2014				2015-2018			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	高ハーフィン ダール指数	低ハーフィン ダール指数	銀行の店舗 数が多い地 域	銀行の店舗 数が少ない 地域	高ハー フィン ダール指 数	低ハー フィン ダール指 数	銀行の店舗 数が多い地 域	銀行の店舗 数が少ない 地域
ROAボラティリティ	-0.392 (1.497)	-0.210 (1.236)	-0.784 (1.277)	-0.375 (1.427)	-17.116* (9.679)	-6.114 (16.072)	-4.172 (16.353)	-14.810 (9.526)
△短期金利, t-1×ROAボラティリティ	-21.230** (10.808)	10.078 (7.618)	8.784 (7.985)	-17.585* (10.264)	151.560 (135.113)	-311.756* (178.785)	-309.878* (181.091)	109.957 (135.072)
△短期金利, t-1×ROAボラティリティ×ln(銀行の自己資本比率, t-1)	0.826 (1.485)	3.584*** (1.363)	3.626** (1.424)	1.184 (1.372)	-17.692 (27.750)	50.128 (37.633)	62.014 (37.720)	-26.008 (27.239)
△短期金利, t-1×ROAボラティリティ×銀行の流動性比率, t-1	-32.305 (33.668)	-16.638 (37.166)	-31.878 (36.682)	-13.461 (33.595)	308.845 (197.560)	-517.592* (266.822)	-495.849* (274.090)	204.830 (197.264)
△短期金利, t-1×ROAボラティリティ×ln(銀行の総資産, t-1)	1.131* (0.593)	-0.289 (0.414)	-0.140 (0.438)	0.902 (0.553)	-15.088* (7.720)	24.716*** (9.436)	24.655** (9.617)	-11.488 (7.759)
△短期金利, t-1×ROAボラティリティ×銀行のROA, t-1	236.711 (149.024)	45.720 (102.585)	21.158 (107.772)	198.707 (143.851)	8986.347 (5728.256)	11131.623* (5898.221)	11437.039* (5970.955)	8845.722 (5651.434)
△短期金利, t-1×ROAボラティリティ×銀行の不良債権比率, t-1	123.438** (59.589)	-23.619 (50.270)	-36.244 (53.090)	120.441** (53.571)	6.442 (1448.729)	-420.954 (1485.321)	153.780 (1511.096)	-771.080 (1413.505)
企業固定効果	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
銀行固定効果	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
年次ダミー	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
コントロール変数	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
サンプル数	40149	41229	35127	46251	9496	9618	8108	11006
決定係数	0.109	0.118	0.123	0.107	0.197	0.204	0.217	0.189

(注) 被説明変数は、 $\Delta \ln$ (当該銀行からの借入額)である。モデル(1)は、企業の本社所在地のハーフィンダール指数が、年度のサンプルのメジアン

を上回るサンプルである。ハーフィンダール指数は、都道府県別の銀行の貸出額状況から作成した。モデル(2)は、企業の本社所在地のハーフィンダール指数が、年度のサンプルのメジアンを下回るサンプルである。モデル(3)は、企業の本社所在地の金融機関の店舗数が、年度のサンプルのメジアンを上回るサンプルである。()内の数値は、企業・銀行・年度の3方向の頑健標準誤差を表す。***,**,*は各々有意水準1%、5%、10%を表す。

表 5. 銀行のリスクテイク行動と銀行間競争：他のリスク指標による分析

モデル	2005-2014				2015-2018			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	高ハーフィ ンダール指 数	低ハーフィ ンダール指 数	銀行の店舗 数が多い地 域	銀行の店舗 数が少ない 地域	高ハー フィン ダール指 数	低ハー フィン ダール指 数	銀行の店舗 数が多い地 域	銀行の店舗 数が少ない 地域
ln(Zスコア, t-1)	0.038 (0.045)	-0.026 (0.043)	0.010 (0.045)	0.014 (0.043)	0.463* (0.245)	0.106 (0.273)	0.142 (0.277)	0.405 (0.247)
△短期金利, t-1×ln(Zスコア)	0.458 (0.317)	-0.248 (0.295)	-0.232 (0.306)	0.393 (0.307)	-0.122 (2.805)	5.016* (2.668)	5.166* (2.720)	0.491 (2.749)
△短期金利, t-1×ln(Zスコア)×ln(銀行の自己資本比率, t-1)	0.037 (0.052)	-0.102** (0.050)	-0.109** (0.053)	0.026 (0.050)	0.470 (0.640)	-0.078 (0.649)	-0.163 (0.673)	0.548 (0.618)
△短期金利, t-1×ln(Zスコア)×銀行の流動性比率, t-1	0.164 (1.271)	-0.551 (1.300)	0.198 (1.332)	-0.433 (1.240)	-3.083 (4.268)	1.132 (4.495)	-0.035 (4.787)	-2.434 (4.128)
△短期金利, t-1×ln(Zスコア)×ln(銀行の総資産, t-1)	-0.021 (0.017)	0.006 (0.016)	0.001 (0.016)	-0.016 (0.016)	0.145 (0.145)	-0.284* (0.145)	-0.283* (0.150)	0.101 (0.144)
△短期金利, t-1×ln(Zスコア)×銀行のROA, t-1	-6.360 (4.804)	0.598 (4.331)	1.036 (4.512)	-4.973 (4.574)	-248.671** (107.074)	-100.463 (95.139)	-97.720 (96.437)	-246.485** (101.167)
△短期金利, t-1×ln(Zスコア)×銀行の不良債権比率, t-1	-1.039 (1.980)	2.443 (2.035)	2.428 (2.138)	-0.883 (1.900)	5.821 (24.736)	2.845 (29.739)	-6.552 (30.994)	11.786 (24.491)
企業固定効果	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
銀行固定効果	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
年次ダミー	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
コントロール変数	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
サンプル数	40256	41277	35169	46364	9503	9618	8108	11006
決定係数	0.101	0.108	0.112	0.099	0.197	0.204	0.217	0.189

表 4 の注と同じ

表 6. 銀行のリスクテイク行動と銀行間競争：BIS 基準による自己資本比率

2005-2014						
モデル	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高ハー フィン ダール指 数	低ハー フィン ダール指 数	銀行の店舗 数が多い地 域	銀行の店舗 数が少ない 地域	高ラー ナー指 数	低ラー ナー指数
ROAボラティリティ	-4.192** (1.922)	0.613 (1.906)	0.044 (1.987)	-3.370* (1.928)	-1.284 (2.901)	-0.762 (2.383)
△短期金利, t-1×ROAボラティリティ	-4.812 (17.127)	-27.755* (14.840)	-30.292* (15.591)	-4.492 (16.088)	-46.169* (26.114)	-0.688 (15.439)
△短期金利, t-1×ROAボラティリティ×BIS基準, t-1	0.543 (60.836)	141.480** (62.765)	173.770*** (65.499)	-26.841 (60.298)	1.151 (64.523)	182.000* (93.054)
企業固定効果	✓	✓	✓	✓	✓	✓
銀行固定効果	✓	✓	✓	✓	✓	✓
年次ダミー	✓	✓	✓	✓	✓	✓
コントロール変数	✓	✓	✓	✓	✓	✓
サンプル数	22394	23520	20821	25093	22251	23669
決定係数	0.130	0.145	0.146	0.132	0.170	0.195

(注) 被説明変数は、 $\Delta \ln$ (当該銀行からの借入額)である。モデル(1)は、企業の本社所在地のハーフィンダール指数が、年度のサンプルのメジアンを上回るサンプルである。ハーフィンダール指数は、都道府県別の銀行の貸出額状況から作成した。モデル(2)は、企業の本社所在地のハーフィンダール指数が、年度のサンプルのメジアンを下回るサンプルである。モデル(3)は、企業の本社所在地の金融機関の店舗数が、年度のサンプルのメジアンを上回るサンプルである。モデル(5),(6)は各銀行のラーナー指数が、サンプルの年度平均を上回るか否かで、区分した。BIS 基準は、BIS 基準による自己資本比率である。()内の数値は、企業・銀行・年度の3方向の頑健標準誤差を表す。***,**,*は各々有意水準1%、5%、10%を表す。

表 7. リスクテイク行動と銀行間競争の非線形の関係

2005-2018	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高ハーフィン ダール指数	中ハーフィン ダール指数	低ハーフィン ダール指数	高ラーナー指 数	中ラーナー指 数	低ラーナー指 数
ROAボラティリティ	-0.723 (1.811)	-0.587 (1.834)	-1.471 (1.313)	-0.321 (2.425)	-0.512 (1.719)	0.248 (1.806)
△短期金利, t-1×ROAボラティリティ	-31.245** (13.394)	-5.587 (14.061)	5.395 (7.848)	-30.091* (16.539)	9.017 (14.999)	-0.478 (10.276)
△短期金利, t-1×ROAボラティリティ×ln(銀行の自己資本比 率, t-1)	0.764 (2.022)	0.565 (1.809)	3.145** (1.484)	2.043 (2.056)	-4.874* (2.540)	4.677*** (1.666)
△短期金利, t-1×ROAボラティリティ×銀行の流動性比率, t-1	7.776 (36.971)	-11.745 (41.477)	-16.968 (33.197)	-56.535 (41.701)	-72.071 (53.244)	14.008 (38.732)
企業固定効果	✓	✓	✓	✓	✓	✓
銀行固定効果	✓	✓	✓	✓	✓	✓
年次ダミー	✓	✓	✓	✓	✓	✓
コントロール変数	✓	✓	✓	✓	✓	✓
サンプル数	29958	27299	43235	34832	26982	39943
決定係数	0.100	0.093	0.110	0.094	0.145	0.143

(注) 被説明変数は、 $\Delta \ln$ (当該銀行からの借入額)である。モデル(1)～(3)は、企業の本社所在地のハーフィンダール指数が、各年度のサンプルの70パーセント点以上、30～70パーセント点、30パーセント点以下で分割したサンプルである。ハーフィンダール指数は、都道府県別の銀行の貸出額状況から作成した。モデル(4)～(6)は、各銀行のラーナー指数で分割したサンプルである。()内の数値は、企業・銀行・年度の3方向の頑健標準誤差を表す。***,**,*は各々有意水準1%、5%、10%を表す。