

## 資金余剰経済における銀行リスクの決定要因 —アベノミクス導入後におけるおける検証—

2018年7月31日

一橋大学大学院 経営管理研究科 安田行宏

本稿の目的は、資金余剰経済が常態化した2000年代以降における日本の銀行リスクの決定要因について実証的に分析を行うことである。具体的には、2013年から2017年の比較的最近の分析期間を対象に、いわゆるアベノミクス導入後における銀行リスクの決定要因について分析を行った。本稿の分析結果によると、第一に、普通預金など預金保険の対象となる預金の比率が高いほど、銀行リスクは低いことが分かった。これは、リスクテイクチャネルが想定する理論的示唆とは逆の結果であった。第二に、定期預金など必ずしも預金保険の対象とならない預金の比率が高いほど、銀行リスクは高いという結果であった。第三に、自己資本比率については、それが高いほど銀行リスクが高いという結果であった。ただし、規制比率との差が大きい（余裕があるほど）ほどリスクが低いという結果も得られた。

## 1. はじめに

本稿の目的は、資金余剰経済が常態化した 2000 年代以降における銀行リスクの決定要因について実証的に分析することである。この背景として、日本における 1990 年代の金融危機の経験を踏まえて、日本企業が過剰債務問題の解消を契機に銀行借入の圧縮を積極的に行ってきたこと、あるいはデフレ経済の下での度重なる金融緩和政策などがある。実際、銀行の貸出残高の推移をみると、2000 年代以降を通じて大きく 60 兆円ほど減少している一方で、預金残高は増加し預貸ギャップが拡大している状況にある。このように資金需要が低迷している中で銀行のリスクテイクの検証は、伝統的な預貸業務を軸とする日本の銀行業においてこそ意味のある研究課題でもあり、金融ビジネスの多角化の図る観点からも興味深いテーマであると考えられる。というのも人口減少など日本経済の構造変化に適応した銀行のビジネスモデルの在り方について、リスクテイクの観点から実証的知見を蓄積し、それらの知見を踏まえた議論が喫緊の課題と言えるからである。

多くの先行研究では、資金需要が旺盛な下での銀行リスクの決定要因に焦点が当てられている。あるいは、金融危機時に焦点を絞り、例えば、高額報酬による経営者の過度のリスクテイクの有無についての検証などが行われている。これに対して本稿では、日本企業の資金需要が低迷する一方で、預金による潤沢な資金を抱える状況でのリスクテイクについて分析を行う。

本稿での分析結果をあらかじめまとめると、以下の通りである。

第一に、普通預金などの預金保険の対象となる預金の比率が高いほど、銀行リスクは低いことが分かった。これは、リスクテイクチャネルが想定する理論的示唆とは逆の結果であった。預金市場における規律付けとして、(リスクプレミアムを要求する) 預金金利を通じたものばかりとは限らず、典型的には預金者による預金の一斉引き出し、つまり、銀行取付の可能性は、伝統的銀行のビジネスモデルにおいて重要なプレッシャーを銀行経営陣に対して与え得ることを示唆しているのかもしれない。

第二に、定期預金など必ずしも預金保険の対象とならない預金の比率が高いほど、銀行リスクは高いという結果であった。一つの解釈として、満期が相対的に長い定期預金などの比率が高い銀行ほど、貸付などを通じたリスクテイクが可能であることを示唆しているのかもしれない。

そして、第三に、自己資本比率については、それが高いほど銀行リスクが高いという結果であった。これはアベノミクス以前の分析期間を対象に類似の検証を行った安田(2018)と正反対の結果であった。推計期間によって結果が異なることから、今後もその原因を含めて詳細な分析を行うに値すると思われる。ただし、規制比率との差、つまり、自己資本のバッファ(厚み)があるほど、銀行リスクが低いという結果も得られた。

本稿の構成は以下の通りである。第 2 節では、2000 年代における日本の銀行業が置かれた状況について簡単に振り返り、第 3 節で先行研究を概観する。第 4 節では、理論分析に基づき銀行リスクの決定メカニズムを概観し、第 5 節では、その理論的示唆に基づき仮説

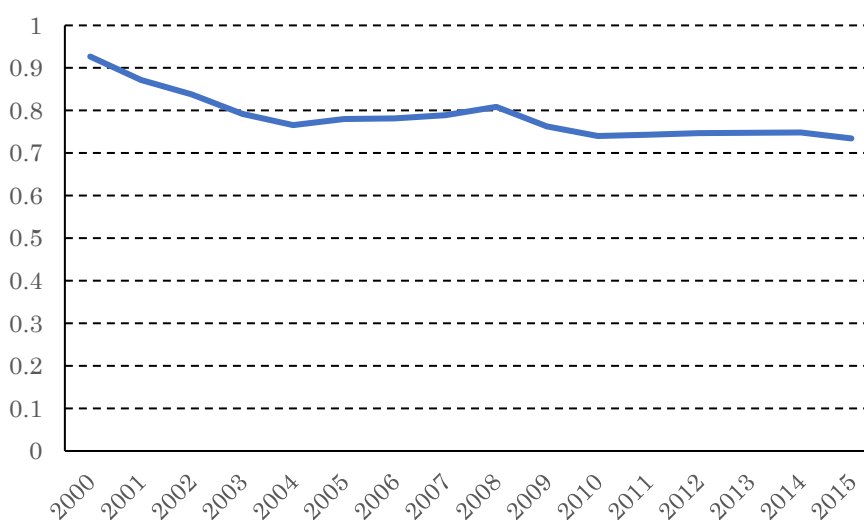
構築を行う。第 6 節でデータと実証法について説明し、第 7 節で実証結果を説明する。最後に、第 8 節でまとめを行う。

## 2. 2000 年代における日本の銀行の概観

本節では、2000 年代以降の日本の銀行業の置かれた経済環境について確認する。日本経済は 1990 年代後半以降、企業部門が資金余剰部門に転じている。実際、1990 年代後半の金融危機による「貸し渋り」や「貸し剥し」などの経験を踏まえ、日本企業は負債の縮に向けて積極的に取り組むとともに現金保有を増加させてきたことが一つの背景となっている。特に 2000 年代以降、日本企業は資金余剰主体となっており、銀行に対する資金需要の低迷の背景となっている。他方で、政府部門の赤字が拡大しており、銀行による国債保有の増加の一つの要因となっている。

図 1 は全国銀行の預貸率（貸出に対する預金の比率であり、貸出金/預金である。）の推移を表している。この図から預貸率は基本的に下方トレンドにあることが分かる。

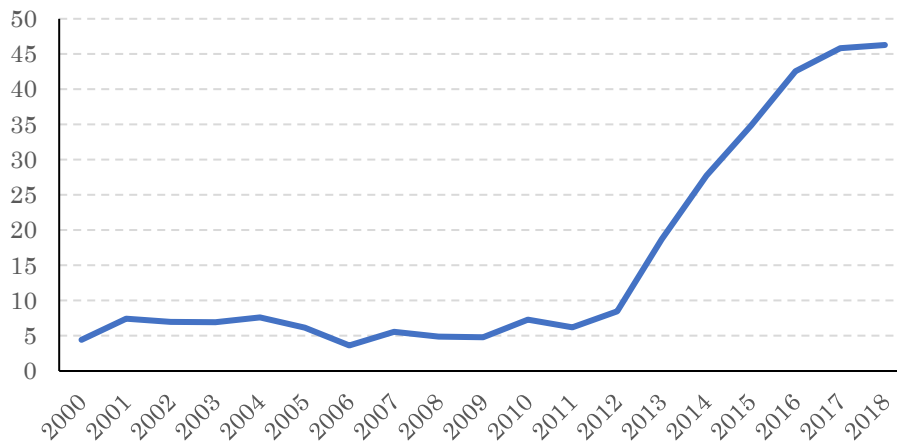
図 1 預貸率の推移



(出所) 全国銀行協会『全国銀行財務諸表分析』に基づき作成。

図 2 は、国内銀行の預け金の対総資産の比率（預け金/総資産）の推移を表している。この図から明らかなように、特にアベノミクス導入以降の当該比率の急上昇が明らかであり、これは日銀当座預金の増加を反映したものと考えられる。以下では、上記のことを踏まえ、2013 年以降の銀行の個票データに基づき分析を行っていくことにしたい。

図2 預け金の対総資産比率



(出所) Astra Manger のデータに基づき作成。

### 3. 先行研究

本稿の分析は、分析対象期間がアベノミクスの時期となるため、金融政策と銀行リスクの関係に関する研究が重要な先行研究となる。実際、2000年代における日本の金融政策は、非伝統的な金融政策として、ゼロ金利政策・量的緩和政策などに始まり、異次元緩和に至るまで、銀行のビジネスモデルに直接的に影響を与え得る状況にある。

近年では、銀行のリスクアペタイトに金融政策が影響する新しいリスクテイクチャネルが注目されている。このリスクテイクチャネルを実証的に明らかにしようとした論文としては、Palgorva and Santos (2016)、Jimenez et al. (2014)、Ioannidou et al. (2015)、などがある。例えば、Palgorva and Santos (2016) では、米国の過去20年にわたる企業・銀行間の貸出スプレッドの決定要因の検証を通じて、米国の金融緩和政策（低金利政策）を通じた銀行のリスクテイクチャネルが存在することを実証的に示している。

日本における金融政策と銀行行動に関する研究として塩路(2015)などがある。塩路(2015)は、日本の銀行を対象に超過準備を抱えていた銀行ほど貸出を増加させることを実証的に示している。Shimizu (2015)は、自己資本比率規制に直面する銀行がリスクウェイトの構成を変化させることで調整し、自己資本比率規制に対応していることを日本の銀行を分析対象として実証的に示している。

Mehran and Thakor (2010)は、銀行の資本構成について理論的に分析し、それに基づき、自己資本比率の相違は銀行の企業価値と正の相関関係があることを示している。Hyun and Rhee(2011)は、自己資本比率を上げるために、銀行は新株を発行するよりもむしろリスクアセットを減少させることを実証的に示している。

DeYoung and Jang(2016)は、バーゼルⅢの流動性リスク指標の考え方をベースに、どの

ように米国銀行は流動性リスクの管理を行っていたのかを、1992年から2012年までの米国銀行を対象に分析し、バーゼルⅢと統合的な形で流動性リスク管理を行っていたことを実証的に示している。King (2013)は、流動性を高めるために銀行は高い金利を支払うことで長期資金を獲得するため、流動性規制はかえって銀行リスクを高めるメカニズムが存在すると論じている。Khan et al. (2017) は、Funding liquidity risk と銀行リスクの関係について、1986年から2014年までを分析期間として、米国の金融持ち株会社を分析対象に検証している。この結果によれば、Funding liquidity risk が低下すると、銀行リスクが高まることを実証的に示す一方で、銀行のサイズや自己資本のバッファが高ければ銀行リスクを抑制することも併せて実証的に示している。Hong et al. (2014) は、システミックな流動性リスクは、銀行の倒産リスクの重要な決定要因であることを実証的に示している。

#### 4. 理論的分析の実証的示唆についての概観

本節では、Dell’Aricca et al. (2013, 2014, 2017)に基づき、銀行のリスクテイクの基本的なメカニズムについて理論的に概観する。この理論的示唆に基づいて実証的課題を明らかにし、次節において仮説の構築を行う準備とする。

まず、完全競争的な貸出市場を想定する。銀行は預金と資本で資金調達を行い、これを原資に貸し出しを行うとする。具体的には、 $k$ の比率で自己資本から調達し、残りの $1-k$ の比率は預金で資金を調達すると仮定する。以下では、 $k$ は外生的なパラメーターとして取り扱う。ここで簡単化のために資金調達額は1と単純化する。言い換えると、貸出額も1である。

銀行は有限責任制であり、貸出のプロジェクトがうまくいったときのみ預金者へ返済を行う。貸出のプロジェクトの成功確率は銀行のモニタリング努力によって高まることを想定し、簡単化のために、貸出のプロジェクトの成功確率を $q$ とする（モニタリングの努力水準と等しいと解釈する）。銀行のモニタリングの私的コストを $cq^2/2$ とする。

預金金利を $r_D$ 、貸出金利を $r_L$ とする。ここでリスクない金利を $r^*$ とすると、預金保険によって完全に預金者への返済が保証されている場合には、 $r_D = r^*$ となる。

株式については、 $r_E = (r^* + \theta)/q$ のコストがかかると想定する。 $\theta \geq 0$  が株式プレミアムを表し、銀行貸出のビジネスリスクを反映している。

以上の設定の下で、銀行の利潤 $\Pi$ は次のようになる。

$$\Pi = \left[ q\{r_L - r_D(1 - k)\} - qr_E k - \frac{cq^2}{2} \right] \quad (1)$$

銀行は貸出のプロジェクトが成功したときに、リターンを得る一方で、貸出のプロジェクトが失敗したときには、有限責任制によって預金者への支払いはゼロとなる。

前述の預金保険の存在と株式プレミアムを勘案すると、銀行の利潤 $\Pi$ は次のように書き換えられる。

$$\Pi = \left[ q\{r_L - r^*(1 - k)\} - (r^* + \theta)k - \frac{cq^2}{2} \right] \quad (2)$$

したがって、銀行の最適ナリスク水準 $q^*$ は、

$$q^* = \min \left\{ \frac{r_L - r^*(1-k)}{c}, 1 \right\} \quad (3)$$

となる。(3)式から分かるように、預金保険によってリスクの価格付けがされないこと、有限責任制やレバレッジが高いことが銀行のモラルハザードを生む理論的根拠となっている。

上記のことを踏まえ、本稿では、預金市場の規律づけについてより具体的に拡張してみよう。預金は大きく分類すと、預金保険の対象となるいわゆる決済性預金（普通預金、当座預金など）と預金保険の対象とならない預金（外貨預金、譲渡性預金、定期預金の1000万円以上）に分けられるため、前者の預金の比率を $\alpha$ 、後者の比率を $1 - \alpha$ とする。後者の場合には、預金者は銀行に対してリスクプレミアムを要求するので、 $r_D = r^*/q$ となる。このことから、銀行利潤 $\Pi$ を書き換えると、

$$\Pi = \left[ q \{ r_L - \alpha r^*(1-k) \} - (1-\alpha)r^*(1-k) - (r^* + \theta)k - \frac{cq^2}{2} \right] \quad (4)$$

となる。これにより、銀行の最適ナリスク水準 $q^*$ は、

$$q^* = \min \left\{ \frac{r_L - r^*\alpha(1-k)}{c}, 1 \right\} \quad (5)$$

となる。つまり、預金保険でカバーされる比率が低いほど、あるいは自己資本比率が高いほど、銀行のリスク水準は低くなることが示唆される。同じことであるが、預金保険でカバーされる比率が高く、自己資本比率が低いほど、銀行のリスクテイクのインセンティブは高いことが示唆される。

さて、この最適ナリスク水準 $q^*$ を銀行利潤 $\Pi$ へ代入して書き換えると、

$$\Pi(q^*) = \left[ \frac{\{r_L - \alpha r^*(1-k)\}^2}{2} - (1-\alpha)r^*(1-k) - (r^* + \theta)k \right] \quad (6)$$

となる。完全競争的な貸出市場を想定していることから銀行利潤はゼロとなるので、貸出金利 $r_L$ は次のように決まる。

$$r_L = \alpha r^*(1-k) + \sqrt{2c\{(r^*(1-\alpha(1-k)) + \theta k)\}} \quad (7)$$

これを(5)式に代入することで、

$$q^* = \frac{\sqrt{2c\{(r^*(1-\alpha(1-k)) + \theta k)\}}}{c} \quad (8)$$

と求まる。つまり、この理論分析からの示唆としては、自己資本比率が高いほど、あるいは預金保険でカバーされる預金比率が低いほど、銀行のリスクテイクは抑制されることを含意していることとなる。

次節では上記の理論的インプリケーションを軸に、他の可能性を勘案しながら検証仮説を構築する。

## 5. 仮説

前節での理論的分析より、預金保険による保証は銀行のリスクテイクのインセンティブを高めることが予想される。しかしながら、預金市場における規律付けは預金金利を通じたものばかりとは限らず、典型的には預金者による預金の一斉引き出し、つまり、銀行取付の可能性は、伝統的銀行のビジネスモデルにおいて重要なプレッシャーを銀行経営陣に対して与え得る。このように考えると、上記の理論的示唆とは逆に、預金保険の対象となる普通預金や当座預金の割合が高いほど、潜在的な流動性リスクは高く、結果として銀行リスクが高くなる可能性も考えられる。この意味で、上記のいずれのシナリオが成立するかは実証的課題であり、この点について検証を行う。

**仮説 1**：預金保険の対象にならない預金の水準が高いほど銀行リスクは低い。

銀行リスクの決定要因で中心的なものは自己資本比率である。前節での理論的分析より、自己資本比率が高いほどレバレッジが低いため、預金保険によるモラルハザードをその分抑制されることが示唆される。実際、バーゼル合意以降、いわゆる BIS 規制として国際的に重要視され、銀行リスクの抑制手段の中核をなしている。加えて、自己資本比率自体が高まることは、他の条件を一定としてバッファの厚みを増すことから、銀行リスクの低下要因と考えられる。他方で、自己資本比率が規制により強制的に高められる場合（つまり、規制が有効(binding)である場合）、銀行側が分母のリスクウェイトの算出方法を踏まえ、リスクアセットのポートフォリオを変化させる可能性があり、結果として銀行リスクがむしろ高まる可能性も考えられる。

以上の点について、近年のアベノミクスのもとでの異次元緩和の時期における自己資本比率と銀行リスクの関係についての検証は実証的課題と言える。

**仮説 2**：自己資本比率が高い銀行ほど、銀行リスクは低い。

## 5. データと実証方法

本稿では、銀行リスクの決定要因を検証するために銀行の個票データに基づき検証を行う。本稿で用いる銀行の財務データ・株価データは、いずれも Astra Manager から収集した。2013年3月期から2018年3月期までの年次データを対象に分析を行う。分析対象とする銀行は、データの収集可能な日本の上場している銀行であり、本稿では、預金の内容（普通預金、当座預金などの内訳）が具体的に分かる単体データを用いる。

銀行のパネルデータに基づき、以下の推計式を固定効果モデルで推計する：

$$Risk_{i,t} = \beta_1 Deposit_{i,t-1} + \beta_2 CAR_{i,t-1} + \beta \cdot Control + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

本稿で用いるリスク指標  $Risk_{i,t}$  は次の通りである。まず、① `minus_z_score` であり、Zスコアのマイナス値と定義する。この値が大きいほど倒産リスクは高いと解釈できる。ここで、Zスコアは、 $(ROA + \text{自己資本比率}) / \text{std\_roa}$  で定義される倒産リスクの指標であり、`std_roa` は以下で定義される。②  $t\_risk$  は、日次の株式収益率のボラティリティ（各  $t$  年の7月1日から  $t+1$  年の3月末までの調整済み株価に基づく日次の株式収益率の標準偏差）であり、トータルリスクと言われる。③  $f\_risk$  は、マーケットモデルに基づく推計による残差のボラティリティであり、ファームスペシフィックリスクと呼ばれる。③ `std_roa` は、過去5年間にわたる ROA の半期データに基づく標準偏差である。②と③は株価に基づくリスク指標、①と④は財務データに基づくリスク指標であり、いずれも銀行のリスクテイクの論文でよく使われる指標である。

本稿の主要な変数である `Deposit` には、一つ目の変数として `demand_deposit_ratio` を用いる。これは普通預金と当座預金が預金合計に占める比率（以下では、要求払い預金比率と呼ぶ）として定義し、預金保険の対象の代理変数として用いる。リスクテイクチャンネルの仮説に基づくと、期待される符号は正である。もう一つの変数として、`other_deposit_at` を用いることとし、これは定期預金、その他の預金（例：外貨預金など）、譲渡性預金の合計の総資産に対する比率を用いる。こちらは預金保険の対象外となる預金の代理変数として用いるため、仮説に基づくと期待される符号は正である。ただし、定期預金は1000万円までは預金保険の対象であり、判断が難しいところであるが、定期預金も1000万円をこえる部分についてはペイオフの対象となるため、本稿では銀行リスクに対してプレミアムを要求する預金者として取り扱うこととする。なお、前者の `demand_deposit_ratio` の変数を用いて推計する場合には、預金合計の対総資産比率である `deposit_at` を含めて分析する。

銀行の自己資本の変数として、`CAR` は自己資本比率であり、簿価に基づく自己資本比率（自己資本/総資産）である。自己資本比率が高いほど銀行リスクが低くなることが期待されるので、理論に基づくと予想される符号は負となる。逆に、仮説の個所で論じたように規制による自己資本比率の上昇によって銀行がリスクテイクしているならば、期待される符号は正となる。`Int_dum` は、バーゼル合意に基づく自己資本比率規制の対象となる国際基準行をコントロールするためのダミー変数であり、国際基準行であれば1、そうではなく国内基準行であれば0をとる。自己資本比率については、バーゼル合意に基づく自己資本比率の変数として、`BIS_ratio` も用いた推計を行う。国際基準行か国内基準行に基づいた自己資本比率の値を用いて推計する。また、規制に対する自己資本のバッファとして `BIS_ratio_buffer` も併せて推計式に入れる。これは国際基準行であれば、8%と `BIS_ratio` と規制水準である8%との差、国内基準行であれば、4%との差として定義する。

銀行リスクに影響を与えると考えられる要因をコントロールするために、コントロール変数として、まず、`GB_at` は総資産に対する国債の比率（国債/総資産）を用いる。安全資



産として国債の保有比率が高くなることで銀行リスクが低下するのであれば、期待される符号は正である。逆に、国債保有比率が高まることで、例えば、デフレギャップが広まり、銀行リスクが高まるのであれば符号は正となる。次に、**rev\_at** は現金預け金の合計の総資産に対する比率を用いる。アベノミクスによる異次元緩和政策によって日銀当座預金残高は急増しているため、銀行間の違いをコントロールするために用いる。この水準が高いほど、銀行の資金が潤沢であるため、期待される符号は負である。

さらに、**badlt**、**ROA**、**at** を加えることとする。**badlt** はリスク管理債権比率（リスク管理債権/貸出金）であり、不良債権比率であるから、予想される符号は正である。**ROA** は銀行の収益性を表し、対総資産に対する当期純利益の比率（当期利益/総資産）を用いる。収益性が高いほど利益剰余金が高まる予想されるため、予想される符号は負となる。最後に **at** は総資産であり、銀行のサイズの影響をコントロールするための変数である。

その他の銀行リスクに与える要因については、個別効果（各銀行ダミー）で制御して推計する。推計期間は5年間で比較的短期のため、年次ダミーは入れていない。なお、銀行レベルでクラスターロバストな標準誤差を推定している。

表1は、本稿の分析対象となっている銀行の記述統計量をまとめたものである。倒産リスク指標のZスコアは、**minus\_z\_score** の平均は-0.33であり、スコアとして表示されるパーセント単位では-33程度である。トータルリスク(**t\_risk**)の平均は1.8%程度であることが分かる。そのうち、ファームスペシフィックリスクの平均値が1.3%程度であり、トータルリスクの構成要素のうち7割程度が銀行固有の要因であることがここから読み取れる。**std\_roa** の平均は0.3%である。**ROA** の平均が0.2%程度であることを勘案し、銀行の低収益性のもとでの小さな変動が読み取れる。

表1 記述統計量

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
minus_z_score	379	-0.327	0.188	-1.162	-0.018
t_risk	379	0.018	0.005	0.005	0.036
f_risk	379	0.013	0.004	0.005	0.033
std_roa	379	0.003	0.003	0.001	0.024
demand_deposit_ratio	374	0.487	0.103	0.144	0.736
deposit_at	379	0.860	0.070	0.487	0.944
other_deposit_at	379	0.459	0.089	0.237	0.695
CAR	379	0.057	0.021	0.028	0.208
intsd_dum	379	0.132	0.339	0.000	1.000
BIS_ratio	379	0.117	0.053	0.063	0.562
BIS_ratio_buffer	379	0.072	0.052	0.023	0.522
GB_at	379	0.110	0.050	0.000	0.274
rev_at	379	0.055	0.040	0.001	0.234
bad_tl	379	0.028	0.011	0.001	0.075
ROA	379	0.003	0.003	-0.005	0.029
at	379	3713522	2820510	375315	15200000

預金保険の対象となる預金比率である `demand_deposit_ratio` の平均は 49%程度であり、普通預金・当座預金の預金に占める比率が約半分であることが分かる。`Other deposit_at` の平均は 46%程度であり、総資産の半分弱が定期預金や預金保険対象外の預金であることが分かる。`deposit_at` の平均はそれぞれ 86.5%であり、非常に高い水準であることが分かる。銀行の自己資本に関する変数については、CAR に基づく自己資本比率の平均は 5.7%である一方で、`BIS_ratio` は 12%と高い水準となっている。その結果、自己資本の規制に対する余裕度（バッファ）も平均で 7.2%程度のゆとりがあることが読み取れる。`Int_dum` から、国際基準行の比率は 12%程度であることが分かる。国債保有比率を表す `GB_at` の平均は 10%と比較的高い水準であることが分かる。`badlt` は 3%程度あり、不良債権比率は低い水準にとどまっている。

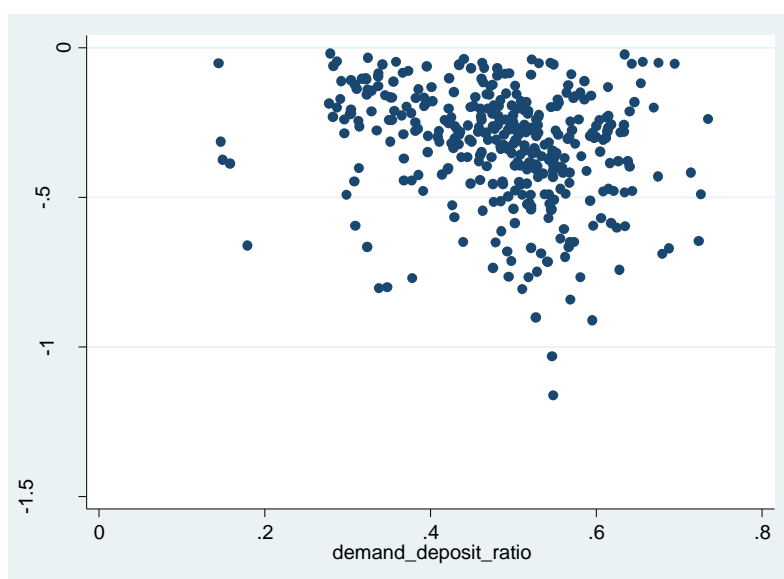
## 6. 実証結果

表 2 は、(9)式に基づく実証結果を示している。推計に用いる被説明変数のリスク指標や説明変数の違いによって 8 列にわたる結果がまとめてある。具体的には、Z スコアの負の値 (`minus_z_score`) を被説明変数に用いた場合の結果が(1)列目と(2)列目に示されている。(1)列目と(2)列目の違いは自己資本比率に関する定式化の違いである。(3) 列目以降は同様に、トータルリスク (`t_risk`)、ファームスペシフィックリスク (`f_risk`)、ROA の標準偏差 (`std_roa`) の順にそれぞれ 2 列ずつ並んでいる。

まず 1 行目の `demand_deposit_ratio` の係数をみると、リスク指標に関わらず係数は負であり、統計的には `std_roa` を除いて有意である。このことは、預金保険の対象となる預金の比率が高いほど、銀行リスクが低いことを占めている。興味深いことに、これは理論モデルから示唆される結果とは係数が逆であり、リスクテイクチャネルの理論的示唆が支持されないことを示している。仮説のところでも論じたように、預金保険の対象となる保険は、普通預金など預金者がいつでも自由に引き出せる預金であり、こうした要求払い預金の存在は、伝統的な銀行のビジネスモデルでいうところの預金者が一斉に引き出すことが手続き上は可能である。この意味で定期預金などと比較すると、いつでも引き出せる（つまり、満期の極めて短い）預金の存在が規律付けとして機能していることを示唆しているのかもしれない。なお、`deposit_at` の結果はいずれも統計的に有意ではなく、預金比率自体は銀行リスクに影響を与えていないようである。

図 2 は、`minus_z_score` と `demand_deposit_ratio` の散布図である。この図からも確かに右下がりの関係にあることが分かる。

図2 Zスコアと要求払い預金比率の関係



自己資本比率の **CAR** の係数については、(3) 列と (5) 列において符号が正であり、統計的に有意な結果となっている。自己資本比率が高いほど、株式市場でのリスク評価指標では銀行リスクが高いことを示唆する結果である。これはアベノミクス以前の期間を対象に類似の検証を行った安田(2018)と正反対の結果であり、推計期間によって結果が異なることから、今後もその原因を含めて詳細な分析を行うに値すると思われる。**BIS\_ratio** については、今度は (2) 列目と (8) 列目で符号は正で統計的に有意な結果となっている。ただし、**BIS\_ratio** の係数はいずれも負であり統計的に有意となっており、自己資本のバッファの厚みがあるほど、銀行リスクは低いことを含意している。

コントロール変数については、**GB\_at** が (1) 列と (2) 列において符号が正で統計的に有意である。興味深いことに国債比率が高いほど、銀行リスクは高いことを示唆する結果であり、この結果も安田 (2018) と符号が逆の結果となっている。**rev\_at** については、(2) 列目以降はいずれも符号が負であり、統計的に有意となっている。現金・預け金の比率が高いほど、銀行リスクは低いことを示唆する結果である。**bl\_at** は Z スコアと **ROA** の標準偏差を用いたケースにおいては符号が負で統計的に有意である一方で、株式市場ベースのリスク指標においては統計的に有意ではなかった。**at** については、(2) 列目以降において係数は正であり、いずれも統計的に有意であり、大きい銀行ほど銀行リスクが高いことを示唆する結果であった。

表 3 は預金に関する変数として、**other\_deposit\_at** を使った場合の結果をまとめたものである。**other\_deposit\_at** の係数を見ると、いずれも正であり、**std\_roa** を除いた定式化において概ね統計的に有意である。預金保険の対象とならない預金の比率が高いほど、銀行リス

クが高いことを示唆する結果である。一つの解釈として、満期が相対的に長い定期預金などの比率が高い銀行ほど、貸付などを通じたリスクテイクが可能であることを示唆しているのかもしれない。短期的な預金による長期国債での運用など、一般に流動性リスクは銀行のマネジメント上の脅威であると認識されており、金融システムの安定性を毀損させる要因となる。Acharya and Naqvi(2012)によると、預金の流入によって銀行の流動性リスクが低下すると、銀行は積極的に貸出基準を緩和し、貸出金利を引き下げ貸出量のボリュームを増加させることを通じたリスクテイクのインセンティブが高まることを理論的に示している<sup>1</sup>。

表4は、預金保険対象外の預金について、各預金項目別に変数を分割した場合の表2の(1)の実証結果と、被説明変数を `tloans_at` 貸出資産比率 (貸出金/総資産) とした場合の結果である。(1)列をみると、`other_deposit_at1` について、符号が正で統計的に有意であることが分かる。この変数は、定期預金を用いた場合であり、定期預金の比率が高いほど、銀行リスクが高いことを示唆する結果である。上記で論じたように、(2)列の結果をみると、同じ `other_deposit_at1` の符号が正であり、限界的に有意であることが分かり、この意味では上記の解釈と整合的な結果と言える。

---

<sup>1</sup> ただし、Acharya and Naqvi(2012)におけるリスクテイクのインセンティブは貸出量と経営者の報酬とリンクしているためであり、日本のように業績連動によるリスクテイクのインセンティブが事実上ない状況においては、このメカニズムは機能しないと考える方が自然かもしれない。一方、近年では業績連動型の報酬を導入するケースも増加していることから、この限りではないかも知れない。特に日本の文脈においては理論モデルで示唆されることは明らかでなく、この意味でも実証的課題と言える。

表2 実証結果：銀行リスクと要求払い預金比率の関係

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	minus_z_score		t_risk		f_risk		std_roa	
demand_deposit_ratio	-2.016*** (-3.04)	-2.067*** (-3.20)	-0.073*** (-5.10)	-0.059*** (-3.95)	-0.046*** (-4.32)	-0.037*** (-3.46)	-0.013 (-1.54)	-0.011 (-1.31)
deposit_at	0.605 (1.31)	0.226 (0.44)	-0.019 (-1.32)	-0.020 (-1.54)	-0.008 (-0.62)	-0.009 (-0.70)	-0.013 (-1.48)	-0.014 (-1.45)
CAR	-3.435 (-1.43)		0.353*** (3.42)		0.223*** (3.29)		0.034 (0.88)	
intsd_dum	0.180*** (6.47)		0.004*** (3.98)		0.003*** (4.15)		0.003*** (4.73)	
BIS_ratio		6.969*** (5.17)		0.027 (0.86)		0.033 (1.27)		0.077*** (4.57)
BIS_ratio_buffer		-6.438*** (-7.28)		-0.051** (-2.04)		-0.059*** (-3.18)		-0.066*** (-4.18)
GB_at	1.722*** (5.11)	0.971** (2.63)	0.007 (0.58)	0.016 (1.32)	-0.011 (-1.08)	-0.004 (-0.44)	-0.005 (-0.56)	-0.006 (-0.66)
rev_at	0.065 (0.22)	-0.042 (-0.14)	-0.025** (-2.19)	-0.026** (-2.37)	-0.025*** (-3.33)	-0.025*** (-3.30)	-0.021*** (-2.71)	-0.022*** (-2.77)
bad_tl	6.473*** (3.56)	4.135** (2.34)	-0.013 (-0.16)	-0.067 (-1.28)	0.015 (0.25)	-0.017 (-0.35)	0.152*** (3.65)	0.145*** (3.85)
ROA	-4.265 (-0.64)	-9.261 (-1.15)	0.224 (0.91)	0.490 (1.37)	0.134 (0.85)	0.299 (1.32)	-0.478*** (-4.85)	-0.449*** (-4.72)
at	-0.000 (-0.82)	-0.000 (-0.51)	0.000*** (3.96)	0.000*** (4.40)	0.000*** (5.36)	0.000*** (5.45)	0.000* (1.68)	0.000* (1.69)
Constant	-0.924* (-1.94)	0.006 (0.01)	0.036* (1.96)	0.050*** (2.88)	0.015 (0.93)	0.023 (1.48)	0.013 (1.26)	0.011 (0.97)
Observations	379	374	374	374	374	374	374	374
R-squared	0.442	0.472	0.214	0.128	0.192	0.137	0.408	0.407

Robust t-statistics in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

表3 実証結果：銀行リスクと預金保険対象外の預金の対総資産比率の関係

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	minus_z_score		t_risk		f_risk		std_roa	
other_deposit_at	0.976** (2.01)	1.074* (1.85)	0.062*** (3.68)	0.043*** (3.01)	0.039*** (3.23)	0.028** (2.63)	0.008 (0.94)	0.007 (0.75)
deposit_at		-0.030 (-0.05)	-0.044*** (-3.08)	-0.027** (-2.31)	-0.026** (-2.06)	-0.015 (-1.36)	-0.016 (-1.57)	-0.015 (-1.65)
CAR	-2.581 (-1.10)		0.303*** (3.54)		0.183*** (3.10)		0.022 (0.61)	
intsd_dum	0.213*** (6.58)		0.003*** (2.89)		0.003*** (3.21)		0.003*** (4.23)	
BIS_ratio		5.912*** (4.73)		0.024 (0.83)		0.030 (1.21)		0.070*** (4.16)
BIS_ratio_buffer		-5.656*** (-6.60)		-0.041 (-1.64)		-0.054** (-2.63)		-0.062*** (-3.75)
GB_at	1.422*** (4.01)	1.412*** (4.23)	0.014 (1.06)	0.017 (1.42)	-0.006 (-0.67)	-0.003 (-0.32)	-0.002 (-0.22)	-0.002 (-0.30)
rev_at	-0.005 (-0.02)	-0.004 (-0.01)	-0.025** (-2.31)	-0.024** (-2.25)	-0.026*** (-3.44)	-0.024*** (-3.13)	-0.021*** (-2.73)	-0.021*** (-2.72)
bad_tl	5.352*** (2.68)	5.546*** (3.03)	-0.007 (-0.10)	-0.030 (-0.66)	0.014 (0.28)	0.004 (0.09)	0.154*** (3.73)	0.150*** (3.96)
ROA	-5.834 (-0.85)	-8.995 (-1.15)	0.192 (0.84)	0.551 (1.61)	0.094 (0.64)	0.315 (1.50)	-0.462*** (-5.08)	-0.438*** (-5.05)
at	-0.000 (-0.84)	-0.000 (-0.77)	0.000*** (3.72)	0.000*** (4.33)	0.000*** (5.06)	0.000*** (5.35)	0.000 (1.58)	0.000 (1.65)
Constant	-0.843*** (-2.71)	-1.258** (-2.34)	-0.004 (-0.29)	0.006 (0.50)	-0.008 (-0.61)	-0.003 (-0.23)	0.006 (0.81)	0.004 (0.51)
Observations	379	379	379	379	379	379	379	379
R-squared	0.449	0.444	0.177	0.104	0.164	0.122	0.406	0.406

Robust t-statistics in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

表 4 実証結果：追加検証

VARIABLES	(1) minus_z_score	(2) tloans_at
other_deposit_at1	1.137** (2.12)	0.144 (1.66)
other_deposit_at2	-11.164 (-1.10)	-0.640 (-0.30)
other_deposit_at3	2.702 (1.44)	0.181 (1.14)
other_deposit_at4	-1.198 (-1.18)	0.151 (0.93)
other_deposit_at5	-2.375 (-0.81)	-0.066 (-0.19)
intsd_dum	0.202*** (6.54)	-0.036*** (-5.26)
CAR	-4.145 (-1.36)	0.147 (0.37)
GBat	1.639*** (4.98)	-0.356*** (-4.49)
rev_at	0.081 (0.30)	-0.317*** (-5.19)
badlt	5.188** (2.53)	-0.360 (-1.24)
ROA	-7.129 (-1.14)	-0.113 (-0.11)
at	-0.000 (-0.72)	-0.000* (-1.82)
Constant	-0.756** (-2.22)	0.653*** (12.95)
Observations	379	379
R-squared	0.473	0.354

Robust t-statistics in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## 7. おわりに

本稿では、資金余剰経済が常態化した 2000 年代以降における日本の銀行リスクの決定要因の分析として、2013 年から 2017 年の比較的最近の期間を対象に、いわゆるアベノミクス導入後における銀行リスクの決定要因について分析を行った。本稿の分析結果をまとめると、第一に、普通預金などの預金保険の対象となる預金の比率が高いほど、銀行リスクは低いことが分かった。これは、リスクテイクチャンネルが想定する理論的示唆とは逆の結果であった。第二に、定期預金など必ずしも預金保険対象とならない預金の比率が高いほど、銀行リスクは高いという結果であった。第三に、自己資本比率については、それが

高いほど銀行リスクが高いという結果であった。ただし、規制比率との差が大きい（余裕があるほど）ほどリスクが低いという結果も得られた。

最後に、今後の課題を述べてまとめとする。リスクテイクチャネルの検証としては、アベノミクス期だけの分析では、金利が下限にあるという意味で限界があり、長期にわたるサンプルを用いて検証すべき課題である。預金市場の規律付けについては、そのデータの利用可能性から分析の拡張余地は少ないものの、今回の推計を GMM などを用いた動学モデルに基づき検証するなどの頑健性のチェックが望ましいと思われる。これらの点についての検証は筆者の今後の課題としたい。



## 参考文献

- 奥山英司・小西大・安田行宏 (2013) 「銀行による保険窓販実績の決定要因に関する分析」  
一橋大学ファイナンスセンターワーキングペーパーG-2-2.
- 塩路悦朗 (2015) 「ゼロ金利下における日本の信用創造」『現代経済学の潮流 2016』所収
- 安田行宏 (2018) 「2000 年代における銀行リスクの決定要因－自己資本比率、流動性と銀行リスク」高橋秀朋編『金融市場における規制・制度の役割』
- Dell’Arccia, G. Laeven, L. and Suarez, G.A. (2014) “Monetary policy, leverage, and bank risk-taking,” *Journal of Economic Theory* 149, pp.65-99.
- Dell’Arccia, G. Laeven, L. and Suarez, G.A. (2017) “Bank leverage and monetary policy’s risk-taking channel: Evidence from the United States,” *Journal of Finance*, pp.613-654.
- Dell’Arccia, G., and Marquez, R. (2013) “Interest rates and the bank risk-taking channel,” *Annual Review of Financial Economics* 5, 123-141.
- DeYoung, R. and Jang, K. Y. (2016) “Do banks actively manage their liquidity?” *Journal of Banking and Finance* 66, pp.143-161.
- Hong, H., and Huang, J.-Z. (2014) “The information content of Basel III liquidity risk measures,” *Journal of Financial Stability* 15, pp.91-111.
- Jimenez, G. Ongena, S., Peydro, J-L., and Saurina, Jo. (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, pp.463-505.
- Ioannidou, V. Ongena, S. and Peydro J-L. (2015) “Monetary policy, risk-taking, and pricing: Evidence from a Quasi-natural experiment,” *Review of Finance* 19, pp.95-144.
- Khan, M, S, Scheule, H, and Wu, E. (2017) "Funding liquidity and bank risk taking," *Journal of banking and finance* 82, pp.203-216.
- King, M.R. (2013) “The Basel III net stable funding ratio and bank net interest margins,” *Journal of Banking and Finance* 37, pp.4144-4156.
- Merhan, H. and Thakor, A. (2010) “Bank capital and value in the cross-section,” *Review of Financial Studies* 24, pp.1019-1067.
- Paligorova, T. and Santos, J.A.C. (2016) “Monetary policy and bank risk-taking: Evidence from the corporate loan market,” *Journal of Financial Intermediation*. Forthcoming.
- Shimizu, K. (2015) “Adjusting denominators of capital ratios: Evidence from Japanese banks. *Journal of Financial Stability* 19, pp.60-68.