

# FSA Analytical Notes

---

—金融庁データ分析事例集—

2026 年 7 月 vol.2



# 主要行等における海外債務者への融資状況の分析

## (要旨)

本稿では、共同データプラットフォームで収集された銀行の貸出明細等データと外部ベンダーの企業情報を活用し、主要行等による海外債務者向け融資の実態について分析を行った。その結果、足元では為替レートの影響を除いても海外債務者向け融資残高が増加傾向にあることが確認された。海外債務者の所在地域別は北米・アジア・欧州向けが中心であり、所在国別では米国向けの割合が高い一方、日本を最終親会社(Global Ultimate Owner)とする債務者も相応に含まれていた。業種別では金融業・製造業向け融資が中心であり、債務者区分では正常先が大宗を占めていることを確認した。また、海外債務者向け融資の貸出期間や貸出金利には通貨毎に差異が見られた。

## I. はじめに

地政学リスクの高まりや各国の通商政策の影響に加え、物価動向や金利環境など、経済・金融環境の変化を背景に、昨今の金融機関をとりまくグローバルな経営環境は大きく変化している。こうした変化は、国外のエクスポージャーを拡大している金融機関にとって、与信判断、所在国・地域別エクスポージャー管理を含むリスク管理、マネー・ローンダリング対策や経済制裁対応等のコンプライアンス対応などの領域で、経営・実務の両面に大きな影響を及ぼしている。そこで今回は、特に海外債務者向けの融資に重点を置き、融資先の所在地や融資の集中状況を分析することで、その実態の把握に努めた。具体的には、共同データプラットフォーム（以下、「共同 DP」）にて収集した法人向け貸出明細等の高粒度データを用い、主要行等<sup>1</sup>による海外債務者向け融資を対象として分析を実施した。分析に当たっては、海外債務者の所在国・業種・貸出期間などの観点から、足元における主要行等の海外融資の特徴を整理した。

## II. データセット

本稿では、共同 DP における貸出明細等データと外部ベンダーによる海外債務者に関する情報を

<sup>1</sup> 本稿において、主要行等は、みずほ銀行、三菱 UFJ 銀行、三井住友銀行、りそな銀行、みずほ信託銀行、三井住友信託銀行、SBI 新生銀行、あおぞら銀行の 8 行を指す。

用いて分析を行う。

共同 DP データについては、主要行等を対象に 2025 年 3 月末から 12 月末までの 4 四半期分のデータを使用した。ただし、図表をはじめとする各分析結果について、特段の日付指定がない場合、2025 年 12 月末時点のデータを使用しており、円換算を行う場合には 2025 年 12 月末時点の為替レートを用いている。本稿では共同 DP において債務者所在国が日本以外となっている債務者への融資を「海外債務者向け融資」と定義する（なお、支払承諾見返等のオフバランス科目も含まれる）。この定義に基づき、日系企業の海外現地法人向け融資は分析対象に含まれる一方、海外企業の日本子会社・日本法人向け融資については対象外とした。また、分析対象は法人向け融資に限定しており、個人向け融資及び海外政府向け融資は除外している。加えて、融資は銀行の本支店分であり、現地子会社分は含まれていない。

海外債務者に関する情報については、Moody's Analytics 社が提供する企業情報データベースである Orbis を活用した。共同 DP の貸出明細等データと Orbis の企業データを紐づけることによって、企業の属性情報（業種の詳細、従業員数、設立日等）、株主・資本関係、最大過去 30 年分の主要な財務情報等を利用することが可能となる<sup>2</sup>。本稿では、こうした外部データを活用することで、海外債務者の詳細な情報を踏まえた分析を試行する。

---

### III. 分析結果

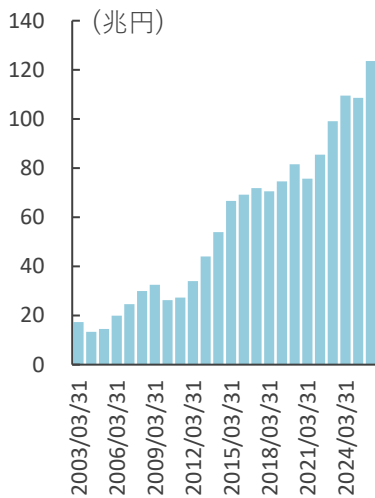
---

本章では、海外債務者向け融資について、所在地域や所在国別、業種別等の切り口から、融資残高や貸出年数、平均貸出金利を確認する。

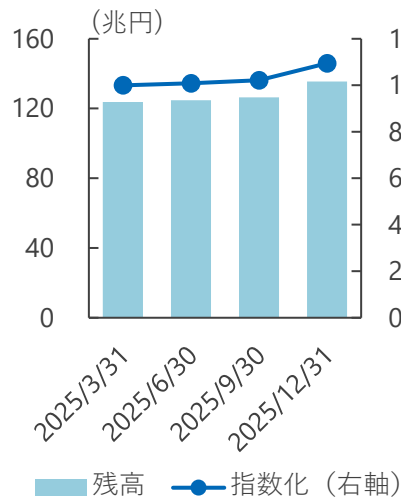
図表 1 は、主要行等の海外支店における貸出金残高の推移である。なお、本データは銀行決算データを基に作成しており、共同 DP データの海外債務者向け融資とは集計対象の定義が厳密には異なる点に留意されたい。これによると、長期的には主要行等による海外支店分の融資は増加傾向にあることがわかる。図表 2 は、各基準日時点の海外債務者向け融資の融資残高について、為替レートを 2025 年 3 月末の水準に固定して円換算し、共同 DP データから作成したものであり、これによると残高は増加傾向にあることが確認できる。一方で、図表 3 は、債務者数の推移を示したものであり、こちらは概ね横ばいである。これらを踏まえると、海外債務者向け融資については、残高ベースでは足元で拡大の傾向が確認される。

---

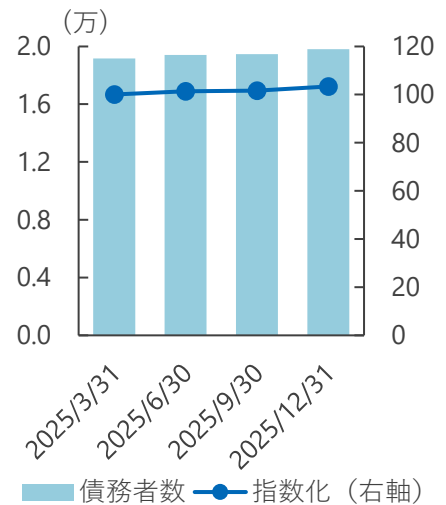
<sup>2</sup> 「債務者名」、「住所」、「所在国」で共同 DP の貸出明細等データと Orbis の企業データを紐づけさせている。今回紐付けできた海外債務者の割合は 94.6%であり、高いカバレッジを確認している一方で、未上場企業や、SPV のような実態を伴わない企業については財務データ等の情報が取得できない場合もある点には留意が必要である。

図表1\* 貸出金残高の推移  
海外支店分

図表2\*\* 円換算した海外融資残高の推移 為替の影響除く



図表3\*\* 債務者数の推移

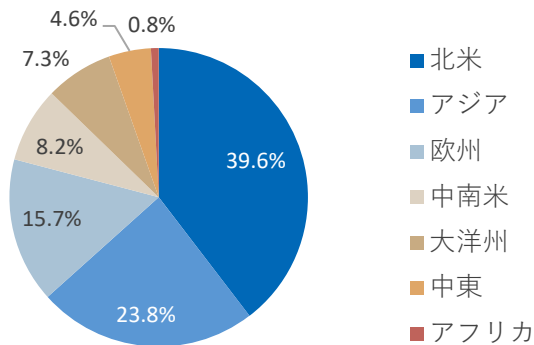


\*図表1のデータは銀行の決算を基に作成したものであり、図表2・3（共同DPデータを基に作成したもの）とは基としたデータが異なる点に注意。

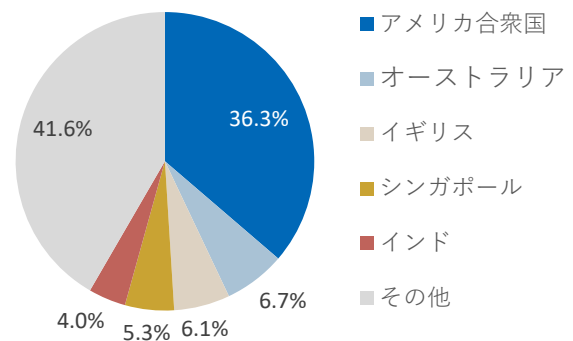
\*\*指数化にあたっては、2025年3月末時点を100としている。

図表4・5は、海外債務者向け融資について、円換算した融資残高を債務者の所在地域別及び所在国別に示したものである。これによると、融資残高は北米（39.6%）、アジア（23.8%）、欧州（15.7%）で全体の約8割を占めている。また、所在国別では米国が36.3%と最も高い割合を占めており、次いでオーストラリアが6.7%、英国がそれぞれ6.1%となっている。一方、図表6・7は、海外債務者向け融資について、債務者数を所在地域別及び所在国別に示したものであり、債務者数ベースではアジア（36.6%）の割合が最も高く、次いで北米（32.3%）、欧州（13.7%）の順となっている。所在国別では米国（29.6%）の債務者数が最も多く、この点は融資残高ベースと同様であるものの、その構成比は融資残高ベース（36.3%）を下回っている。このように、融資残高ベースでは北米、とりわけ米国向け融資の割合が高いが、債務者数ベースではアジアの割合が最も高くなっており、地域によって1先あたりの融資規模に差異があることが窺われる。なお、債務者所在国は金融機関から報告されている所在国・地域に基づいて整理しており、実質的な事業活動の拠点等の所在地とは必ずしも一致しない点に留意が必要である。

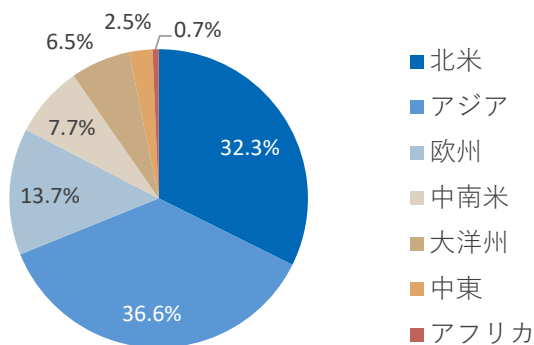
図表4 債務者の所在地域\*の内訳  
円換算した融資残高ベース



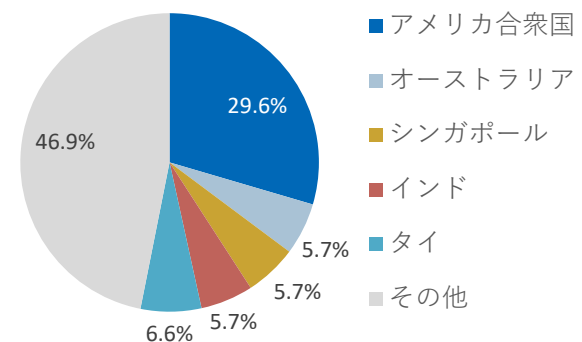
図表5 債務者の所在国の内訳  
円換算した融資残高ベース



図表6 債務者の所在地域の内訳  
債務者数ベース



図表7 債務者の所在国の内訳  
債務者数ベース



\*各国の所在地域は外務省の地域区分(<https://www.mofa.go.jp/mofaj/area/index.html>)に基づいて分類している。

次に、債務者自身の所在地だけでなく、親会社を含む企業グループ全体の支配関係に着目し、債務者の Global Ultimate Owner（以下、GUO）の所在地域別及び所在国別の集計結果を確認する。Orbis の定義によれば、GUO とは企業の所有構造の最上位に位置する個人または会社<sup>3</sup>を指す。なお、Orbis において GUO が設定されていない企業も存在するため、その場合には、共同 DP に記載されている各金融機関の内部管理情報を基に、GUO を推定して使用した<sup>4</sup>。

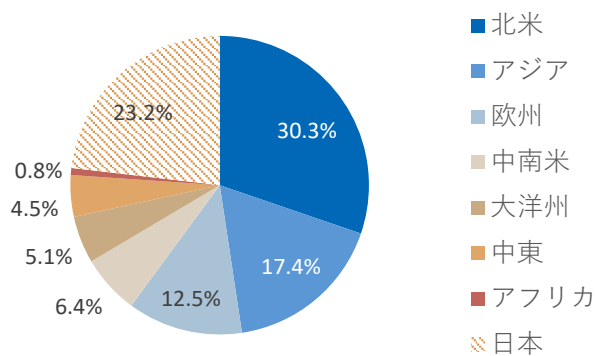
図表8・9は、円換算した海外融資残高を GUO の所在地域別及び所在国別に示したものである。なお、アジア地域と日本は分けて集計している。GUO 所在地域別にみると、北米（30.3%）、アジア（17.4%）、欧州（12.5%）に集中しており、債務者所在地域別の結果と概ね同様の傾向が見られる。GUO の所在国別にみると、米国（27.2%）が最大の割合を占め、次いで日本（23.2%）が大きな割合

<sup>3</sup> 本分析では GUO を特定の個人（創業家等の一族保有ケース含む）としないようにしている。また、株式の所有経路において最低所有比率が 50.01%以上もつ企業を選択する仕様とした。加えて、GUO の候補企業に特定できる株主がいなかった場合や株主の所有比率が不明である場合には、その候補企業を GUO とみなすことを許容している。

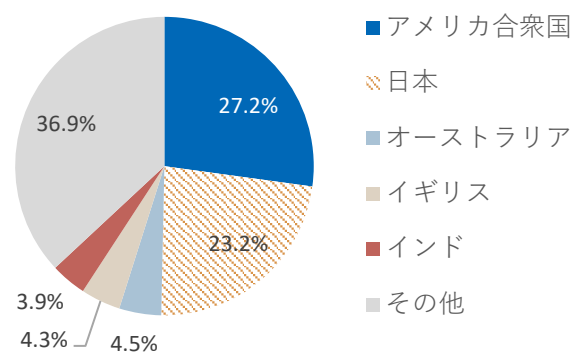
<sup>4</sup> Orbis のデータと推定を合わせると、GUO を付与できたデータの割合は 95.7%となる。なお、推定を含むため一定の不確実性があり、解釈には注意が必要である。

を占めていることが確認される。また、図表 10・11 は債務者数を GUO の所在地域別及び所在国別に示したものである。債務者数ベースでは、北米(28.7%)の割合が最も高く、次いでアジア(16.5%)、欧州(11.6%)となっている。所在国別で見ると、GUO が日本に所在する債務者数の割合が 31.1%と最も高く、米国の 25.5%を上回っている。この点は融資残高ベースでは米国の割合が日本を上回っていた結果と対照的である。このように、債務者自身の所在地に基づく分析では米国向け融資の比重が大きい一方、GUO ベースでみると日本を最終的な支配者とする債務者が相応の割合を占めていることが確認される。これは、日本企業の海外現地法人向け融資が一定程度存在していることを示唆している。

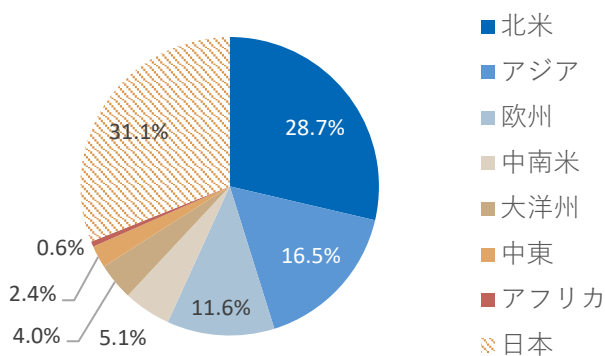
図表 8 GUO の所在地域の内訳  
円換算した融資残高ベース



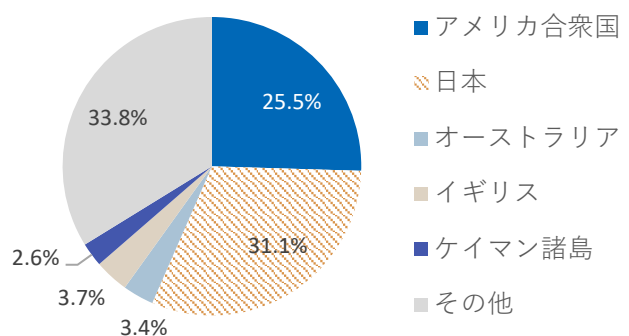
図表 9 GUO の所在国の内訳  
円換算した融資残高ベース



図表 10 GUO の所在地域の内訳  
債務者数ベース



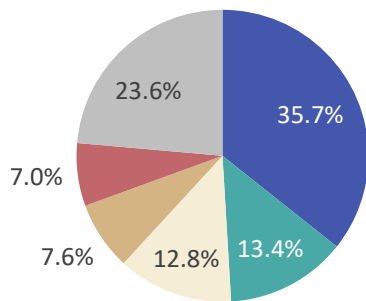
図表 11 GUO の所在国の内訳  
債務者数ベース



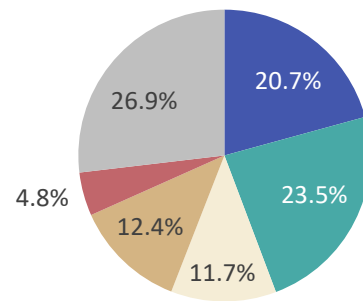
図表 12 は、円換算した融資残高を債務者の業種別に示したものである。融資残高ベースでは金融業(35.7%)が最も高い割合を占め、次いで製造業(13.4%)が続いており、両業種を合わせると全体の約半数を占めている。このほか、電気・ガス・熱供給・水道業(12.8%)、卸・小売業(7.6%)の割合が比較的大きい。図表 13 は債務者数を業種別に示したものである。債務者数ベースでは製造業(23.5%)が最も大きい割合を占めており、次いで金融業(20.7%)、卸・小売業(12.4%)となっ

ている。図表 14 は円換算した融資残高について、債務者の所在地域別に業種構成を示したものである。中東では金融業の割合が5割を超えるなど、多くの地域で金融業の割合が高いことが確認される。また、大洋州では不動産業の割合が、アジア、アフリカでは製造業の割合が比較的大きい。多くの地域で金融業の割合が高い背景としては、金融業向け融資には国内銀行の海外現地法人向け融資、海外銀行への融資が含まれており、これらの先に対する融資額が比較的大きいことが考えられる。このため、債務者数ベースでは製造業の割合が最も高い一方、融資残高ベースでは金融業が最大の割合を占める結果となっている。なお、金融業には投資ファンド等の投資主体も含まれている。

図表 12 業種の内訳  
円換算した融資残高ベース

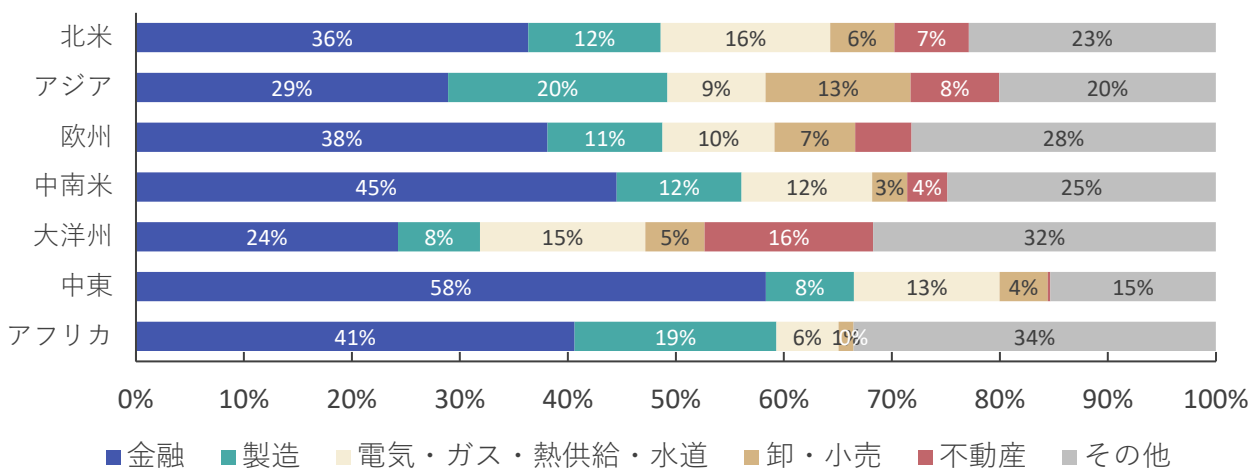


図表 13 業種の内訳  
債務者数ベース



■ 金融 ■ 製造 ■ 電気・ガス・熱供給・水道 ■ 卸・小売 ■ 不動産 ■ その他

図表 14 地域毎の業種内訳 円換算した融資残高ベース

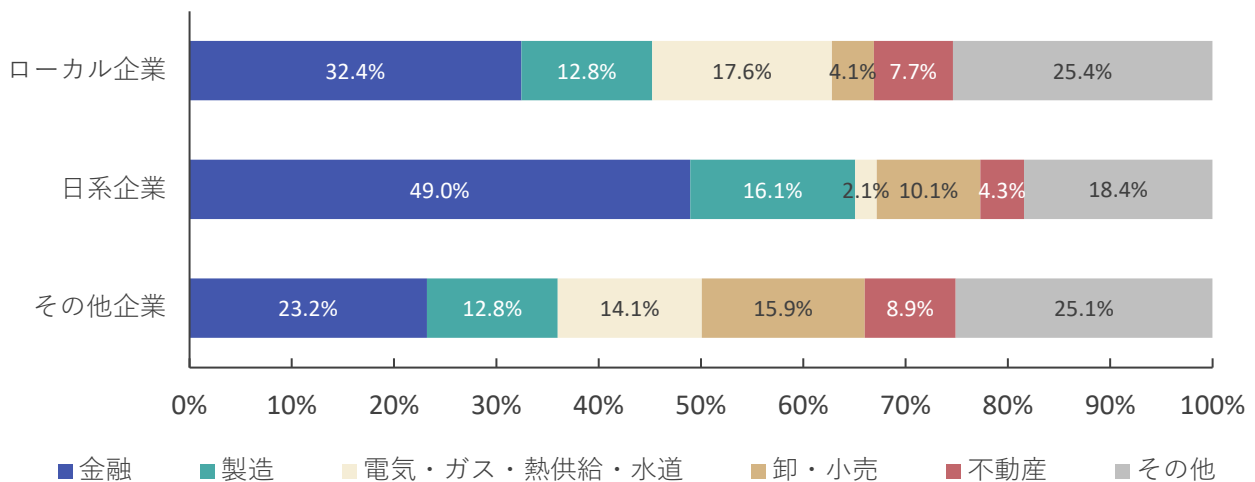


GUO の所在地が債務者と同一の国に所在する企業（以下、「ローカル企業」）、日本に所在する企業（以下、「日系企業」）、それ以外の企業との間で、業種構成に違いが見られるかを確認する。図表 15 はローカル企業、日系企業、その他企業における円換算した融資残高を業種別に集計した結果を示したものである。これによると、企業の GUO の違いによらず、金融業及び製造業向け融資の残高が



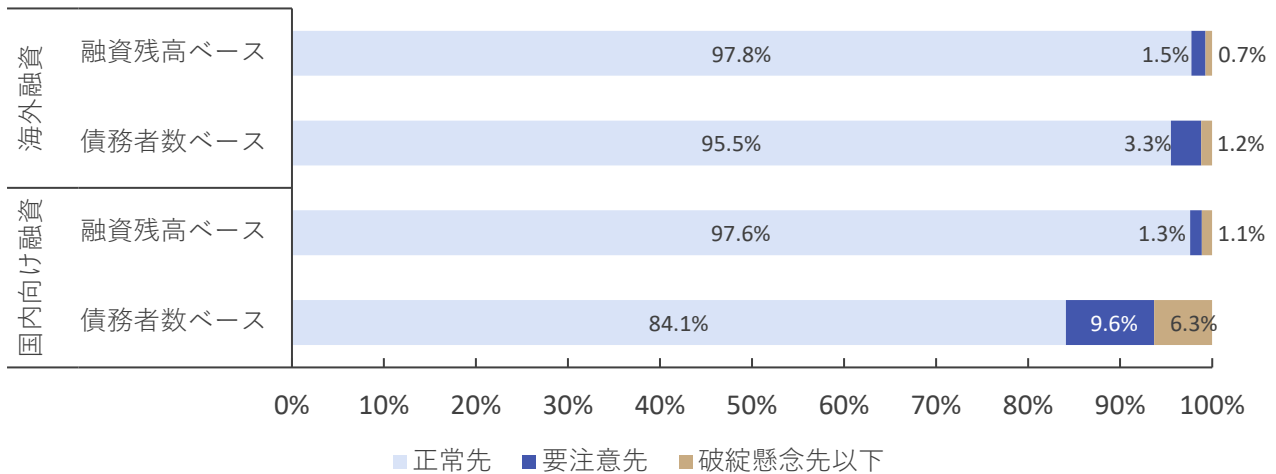
大きな割合を占めている。ローカル企業では金融業が 32.4%、製造業が 12.8%を占めるほか、電気・ガス・熱供給・水道業が 17.6%と比較的高い割合となっている。日系企業では金融業が 49.0%、製造業が 16.1%を占めるほか、卸・小売業の割合が 10.1%と比較的高くなっている。その他企業では、金融業が 23.2%、製造業が 12.8%、電気・ガス・熱供給・水道業が 14.1%となっている。

図表 15 ローカル企業・日系企業・その他企業の業種の内訳 円換算した融資残高ベース



図表 16 は、海外債務者向け融資と国内向け融資について、円換算した海外債務者向け融資の融資残高及び債務者数を、銀行の債務者区別に示したものである。海外債務者向け融資の残高ベースでは正常先が 97.8%を占めており、要注意先及び破綻懸念先以下の割合は非常に小さい。債務者数ベースにおいても正常先が 95.5%と大宗を占めており、海外債務者の大部分は正常先に分類されていることが確認できる。国内向け融資の残高ベースでみると、正常先割合は 97.6%となっており、海外債務者向け融資と比べて正常先の割合は同水準である。一方、債務者数ベースでは、正常先割合は 84.1%となっており、海外債務者向け融資と比べて正常先割合が低いことがわかる。以上のことから、海外債務者向け融資と国内向け融資では、融資残高ベースでみた信用力の構成に大きな違いはみられないものの、債務者数ベースでは海外債務者向け融資の方が信用力の高い債務者により集中している傾向が確認される。

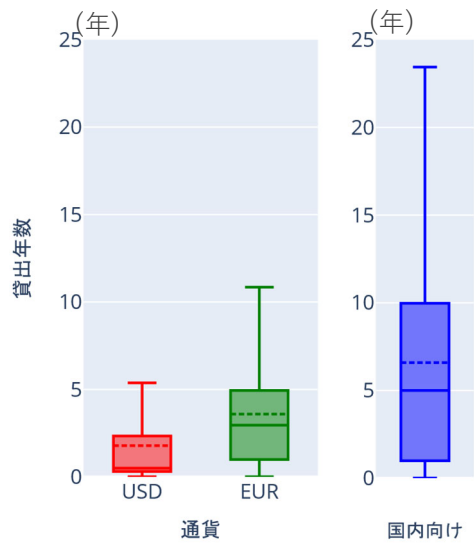
図表 16 海外融資と国内向け融資における債務者区分の内訳



図表 17 は海外融資の貸出年数の箱ひげ図を主要な通貨別に示すとともに、国内向け融資の貸出年数と比較したものである。これによると、米ドル建て融資の貸出年数は中央値が1年未満となっており、ユーロ建て融資も中央値は約3年であり、どちらも国内向け融資より貸出年数が短い。一方で、国内向け融資は中央値が5年となっているなど貸出期間が長く、分布のばらつきも大きくなっている。

図表 18 は海外融資の平均貸出金利の推移を主要な通貨別に示したものである。平均貸出金利は、各債権の円換算した融資残高を重みとする加重平均の値としている。これによると、2025年を通じて米ドル建て融資の平均貸出金利は5%台前後で推移しており、ユーロ建て融資の平均貸出金利も3%台前半の水準となっている。一方、国内向け融資の平均貸出金利は1%台前半で推移しており、米ドル建て及びユーロ建て融資の金利を大きく下回っている。もっとも、こうした金利水準の差は、債務者の信用リスクの違いのみを反映したものではない点に留意が必要である。海外融資では、各通貨圏における政策金利や市場金利の水準が国内よりも高いことに加え、通貨毎の資金調達環境や金利体系の違いも貸出金利に反映されている。そのため、貸出金利の単純な比較から直ちに信用リスクの差を推論することは適切ではない。

図表 17 主要通貨別 貸出年数の分布

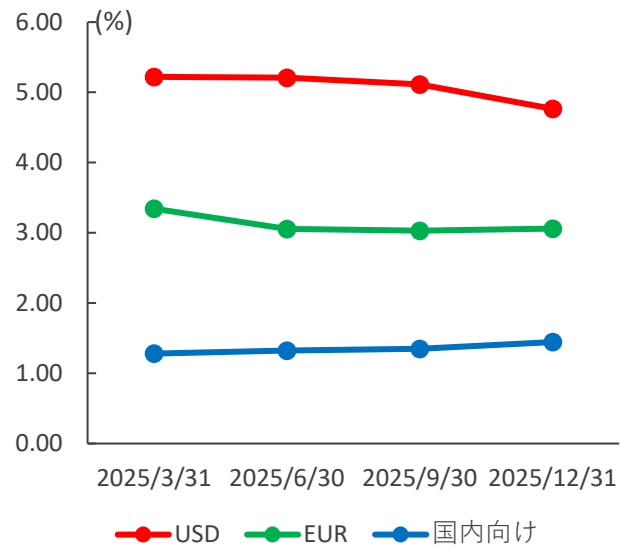


※四分位範囲内の実線は中央値、破線は平均値を示している

※ひげの上端 = 第3四分位数 + 1.5 × 四分位範囲

※ひげの下端 = 第1四分位数 - 1.5 × 四分位範囲

図表 18 主要通貨別 平均貸出金利の推移



## IV. まとめ

本分析では、共同 DP の貸出明細等データと外部ベンダーのデータを組み合わせ、主要行等における海外債務者向け融資の実態について、債務者の所在地、GUO、業種、債務者区分、貸出期間、貸出金利の観点から分析を試行した。

足元の状況として、為替変動の影響を除いた海外債務者向け融資の融資残高は増加傾向で推移していたが、債務者数は概ね横ばいであることが確認された。

債務者の所在地域別や所在国別にみると、融資残高ベースでは北米、アジア、欧州が中心であり、米国向けの割合が最も高かった。一方で GUO に注目すると、GUO が日本である債務者も相応の割合を占めており、日本企業の海外現地法人向け融資が一定程度含まれることが確認された。業種別では、融資残高ベース、債務者数ベースともに、金融業と製造業が大きい割合を占めていることが確認された。債務者区分では正常先が大宗を占めており、融資残高ベースで見た債務者区分の構成は、国内向け融資と大きな差は見られなかった一方、債務者数ベースでは海外債務者向け融資の方が、正常先割合が高いことが確認された。

貸出条件については、海外債務者向け融資の貸出期間、特にドル建て融資の貸出期間は国内向け融資と比べて相対的に短く、貸出金利は通貨毎にその水準が異なったが、これは市場金利や資金調達環境等の影響を受けていると考えられる。

もっとも、本分析は共同 DP の本格稼働後に収集された、限られた期間のデータに基づくもので

あり、時系列での変化や景気・金融環境の変化に伴う影響を把握するには、今後のデータ蓄積が重要である。金融庁としては引き続き、共同 DP 等の高粒度データを活用し、海外債務者向け融資の実態把握に努めるとともに、リスク管理上の着眼点の整理に活用していく。

# 企業デフォルト率推計モデル構築に向けた分析

## (要旨)

本稿では、金利変動が金融機関の信用リスクに与える影響等の把握に向け、Kinked-ICR (KICR) を基に簡素なデフォルトモデルを構築し、地方銀行の融資先企業の財務情報と与信情報に関する匿名化されたデータと共同データプラットフォームの貸出明細データ等を用いて、事業者向け貸出金利とデフォルト率の相関等に関する試行的分析を行った。本稿で構築したモデルは、貸出金利を変化させた際の企業別デフォルト率変動幅を推計するものであり、与信残高やデフォルト時損失率 (LGD) を掛け合わせることで、損失期待値変動による信用コストへの影響試算での応用等が期待される。

## 1. はじめに

近年の国内市場金利は、日本銀行による政策金利の引き上げや、地政学リスクの高まりに起因する世界経済の不透明感等を背景として上昇局面にある (図表 1)。こうした金利環境は、銀行の資金調達コストの上昇等を通じて、融資実行時の貸出金利上昇につながる可能性がある。

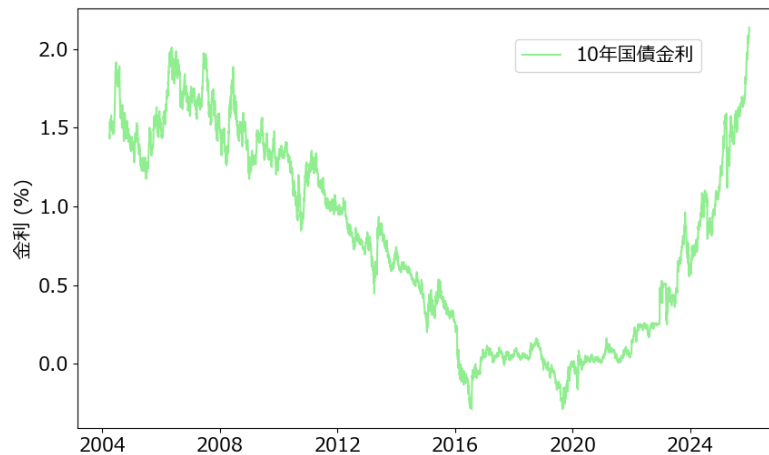
このような状況を踏まえ、本分析では、事業者向けの貸出金利の変化が、企業のデフォルト率の変化を通じて金融機関の抱える信用リスクに与える影響等を推計するため、比較的少数の変数で計算可能な簡易なデフォルトモデル構築し、貸出金利とデフォルト率の相関に関する分析を試行した。

使用したデータは、全国地方銀行協会の加盟行 62 行<sup>1</sup> (以下、地方銀行) の融資先企業 (個人事業主除く) の財務情報と与信情報に関する匿名化されたデータ (2004 年～2022 年の 3 月 31 日基準日) と共同データプラットフォームの貸出明細等データ (2023 年～2025 年の 3 月 31 日基準日) である。なお、2023 年で用いるデータが切り替わっているが、このことが結果に影響しないことを統計検定により確認している (BOX 1 参照)。

なお、本分析は、貸出金利の変化が、企業のデフォルト率の変化を通じて金融機関の抱える信用リスクに与える影響等について推計することを目的としたものであり、市場金利の水準や日本銀行による金融政策について論じるものではない。また、本分析は試行的な取組であり、企業のデフォルト率や金融機関の抱える信用リスクについて評価を加えるものではない。

<sup>1</sup> 2023 年 3 月 31 日末時点。

図表 1 市場金利（10 年国債金利）



## II. KICR とデフォルト判定

本分析では、貸出金利の変化が金融機関の抱える信用リスクにどの程度影響を与えるかを把握するための変数として、貸出金利と関連するインタレスト・カバレッジ・レシオ（以下、*ICR*）に着目した（別の指標に関しては **BOX 5** 参照）。

*ICR*は以下の式で定義される。

$$ICR = \frac{\text{営業利益}^2}{\text{支払利息}}$$

*ICR*は直感的に理解しやすく、多くのデフォルトモデルに利用される指標である。しかし、営業利益が正の場合は支払利息が増加すると*ICR*は減少する一方で、営業利益が負の場合、支払利息が増加すると*ICR*は増加する（絶対値が小さくなる）という問題が存在する。すなわち、正と負の営業利益を同時に扱う場合、*ICR*の大小から企業の財務状況を読み解くことが難しくなる。

この問題を解決するため、日銀の金融システムレポート別冊<sup>3</sup>（以下、FSR-A）にて論じられている、*Kinked-ICR*（以下、*KICR*）とデフォルトの関係性に関する知見を活用し、*KICR*を用いたデフォルトモデルの構築を試みた。

*KICR*の導出は以下のとおりである。まず*ICR*について、*ICR*は次のように変形できる。

<sup>2</sup> *ICR*の分子は営業利益と受取利息等で構成されるが、本稿では特段の断りがない限り、受取利息等を含めた金額を「営業利益」として記載する。

<sup>3</sup> 日本銀行 金融システムレポート別冊「高粒度データを活用したデフォルト率予測モデルとストレステストへの応用」（2019.4）

$$\begin{aligned}
 ICR &= \frac{\text{営業利益}}{\text{支払利息}} \\
 &= \frac{\text{営業利益}}{\text{貸出金利} \times \text{借入残高}} \\
 &= \frac{\text{営業利益} / \text{総資産} \times 100}{\text{貸出金利} \times \text{借入残高} / \text{総資産} \times 100} \\
 &= \frac{\text{営業利益}ROA}{\text{貸出金利} \times \text{レバレッジ}} \\
 &= \frac{R}{i \cdot Lev}
 \end{aligned}$$

ここで、営業利益ROAを $R$ 、貸出金利を $i$ 、レバレッジを $Lev$ としている。

FSR-A では $ICR$ を上記のように変形したうえで、 $KICR$ を次のように定義している<sup>4</sup>。

$$KICR = \begin{cases} \frac{R}{i \cdot Lev} & , \quad R \geq 0 \\ R \cdot i \cdot Lev, & R < 0 \end{cases}$$

また、 $ICR$ はデフォルトモデル構築において対数変換されることが多く、本分析でも $KICR$ に対して対数変換を行った。ただし、 $KICR$ は負の値もとるため、以下のような対数変換により $\log KICR$ を定義した。

$$\log KICR = \begin{cases} \log_{10}(1 + KICR), & KICR \geq 0 \\ -\log_{10}(1 - KICR), & KICR < 0 \end{cases}$$

本分析では、実務上の取り扱いや貸出金利に着目した分析であることを踏まえ、企業のデフォルトを「基準日 T において債務者区分<sup>5</sup>が要管理先以上である企業が 1 年後に破綻懸念先以下となった場合」と定義した（図表 2）。したがって、調査対象は基準日 T にて債務者区分が要管理先以上である企業となる（図表 3）。

<sup>4</sup>  $ICR$  は営業利益÷支払利息であることから、営業利益が正の場合、支払利息が増加すると  $ICR$  は減少する。一方、営業利益が負の場合、支払利息が増加すると  $ICR$  は増加する（絶対値が小さくなる）。一般的に、利益を固定した場合、支払利息が増加するとデフォルト件数が増加すると予想されるところ、支払利息の変化に対する振る舞いが営業利益の正負により異なるため、デフォルトモデルの変数として扱うことに困難が生じることから $KICR$ に変形している。詳しくは FSR-A を参照されたい。

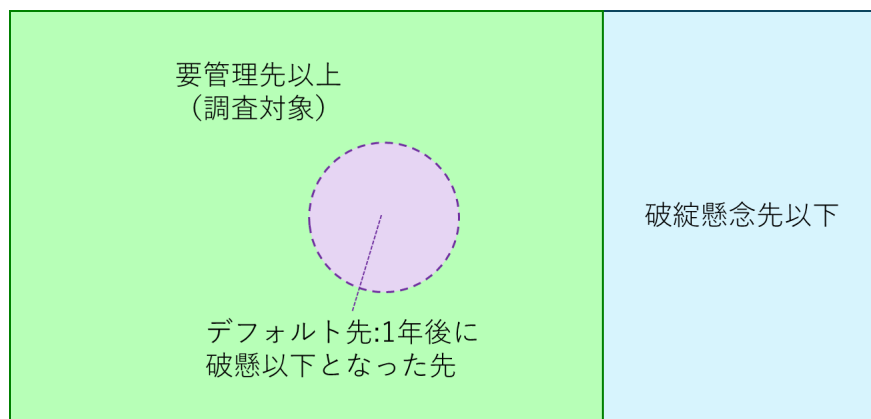
<sup>5</sup> 本分析で用いたデータは、債務者区分を「正常先」「要注意先」「要管理先」「破綻懸念先」「実質破綻先」「破綻先」の 6 区分で表記しており、本分析における債務者区分の分類もこれに倣っている。

図表 2 デフォルト判定表

|     | 2004/3/31 | 2005/3/31 | 2006/3/31 | 2007/3/31 | 2008/3/31 | ・・・ |
|-----|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----|
| 企業A | 正常先       | 正常先       | 正常先       | 正常先       | 正常先       |     |
| 企業B | 正常先       | 正常先       | 正常先       | 破綻懸念先     | 破綻懸念先     |     |
| 企業C | 要管理先      | 破綻懸念先     | 破綻懸念先     | 破綻懸念先     | 要管理先      |     |
| 企業D | 破綻懸念先     | 破綻懸念先     | 要管理先      | 要管理先      | 要管理先      |     |
| 企業E | 破綻懸念先     | 破綻懸念先     | 実質破綻先     | 実質破綻先     | 破綻先       |     |

|      |        |       |
|------|--------|-------|
| 調査対象 | デフォルト先 | 調査対象外 |
|------|--------|-------|

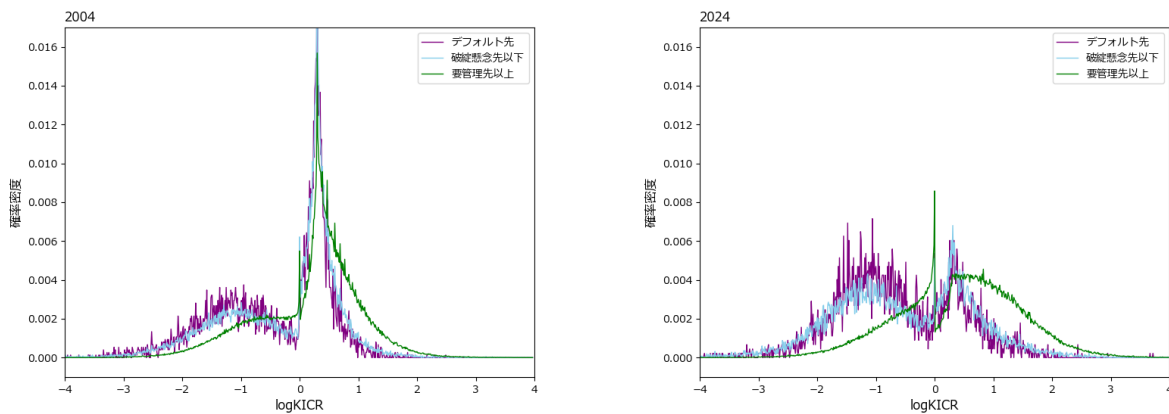
図表 3 基準日 T における債務者区分イメージ



また、2004 年時点及び 2024 年時点における  $\log KICR$  の確率分布を図表 4 に示した<sup>6</sup>。2004 年などで大きな密度が生じる  $\log KICR \approx 0.3$  近傍は、対数変換前の  $KICR \approx 1$  近傍に対応しており、これは定義上、配当や為替差益がほぼない中小企業においては経常利益がほぼゼロであることを意味する。当該分布の対数変換については BOX 2 にて考察している。

<sup>6</sup> デフォルト先・破綻懸念先以下・要管理先以上のそれぞれに対し、全領域で足し合わせると 1 になるように正規化している。そのため、 $\log KICR$  を固定した位置でデフォルト先÷要管理先以上を行ってもデフォルト率とスケールが異なることに注意。



図表 4 2004 年時点及び 2024 年時点における  $\log KICR$  の確率分布

### Ⅲ. デフォルト率の $KICR$ 依存性

本分析では、対象企業を  $\log KICR$  の値によりソートし、1,000 社ごとにグループ化したうえで、各グループ内でのデフォルト企業数の割合を、当該グループのデフォルト率<sup>7</sup>とした。その際、対応する  $\log KICR$  の値は当該グループにおける  $\log KICR$  の平均値を用いている。

図表 5 には、2004 年時点及び 2024 年時点のデフォルト率の  $KICR$  依存性を示した。青い点は各  $\log KICR$  に対するデフォルト率をプロットしたものであり、赤い線は  $\log KICR < 0$  の領域と  $\log KICR > 0$  の領域に分けてフィッティングした結果である。フィッティングについては、デフォルト率が「デフォルトする（1）かしない（0）かの二値データに関する確率」であることから、両領域ともシグモイド関数を用いて行った。具体的な関数形は、以下の通りである。

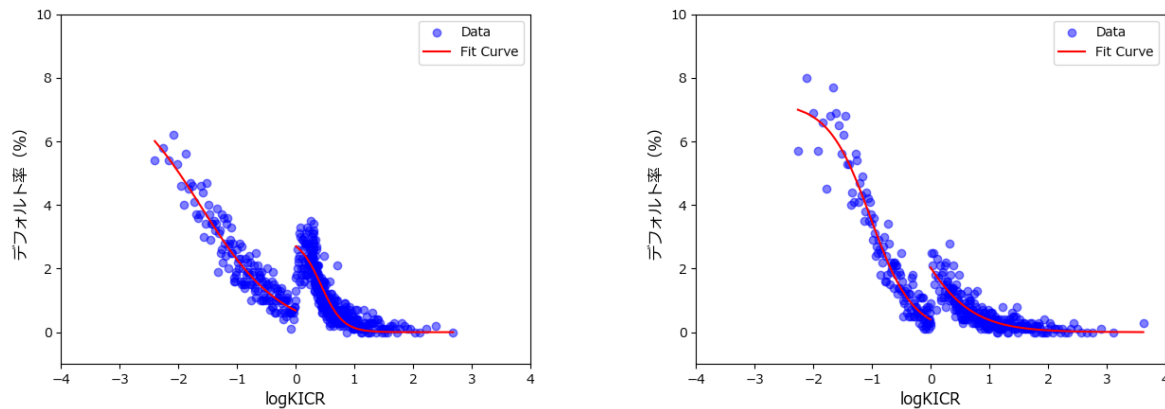
$$\text{デフォルト率(\%)} = \frac{L}{1 + e^{-k * (\log KICR - b)}}$$

ここで、 $k, L, b$  はシグモイド関数のパラメータである。

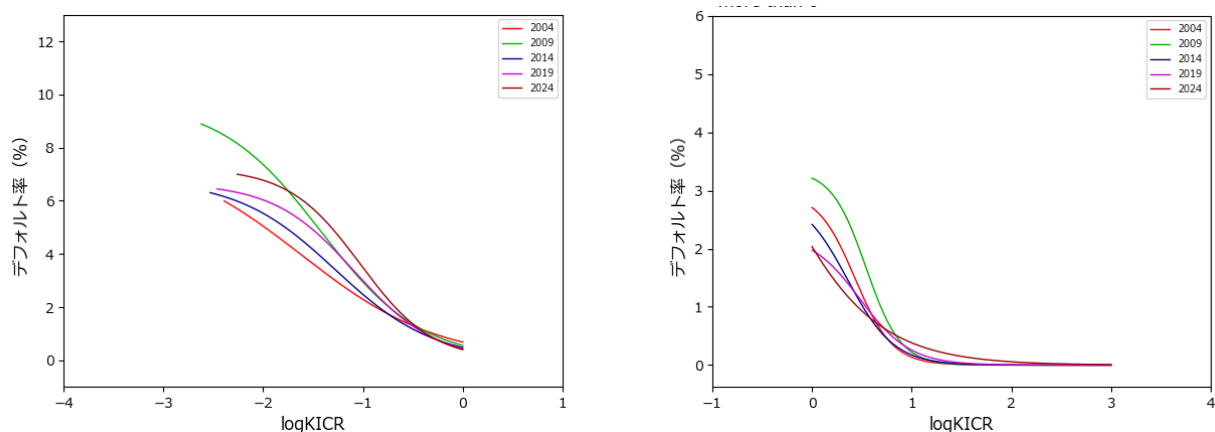
また、プロットにおいて  $\log KICR = 0$  付近で大きな不連続性が見られるため、 $\log KICR < 0$  の領域と  $\log KICR > 0$  の領域に分けてフィッティングを行っている。この不連続性に関する考察は BOX 3 を参照されたい。

<sup>7</sup> つまり、1,000 社ごとのグループ内デフォルト企業数/1000×100(%)となる。

図表 5 2004 年時点（左図）及び 2024 年時点（右図）におけるデフォルト率の KICR 依存性



2004 年から 2024 年までを 5 年ごとに同様のフィッティングを行い、フィッティング曲線を  $\log KICR < 0$ （図表 6：左図）と  $\log KICR > 0$ （図表 6：右図）に分けて図示した<sup>8</sup>。

図表 6 デフォルト率の KICR 依存性のフィッティング結果（左： $\log KICR < 0$ , 右： $\log KICR > 0$ ）

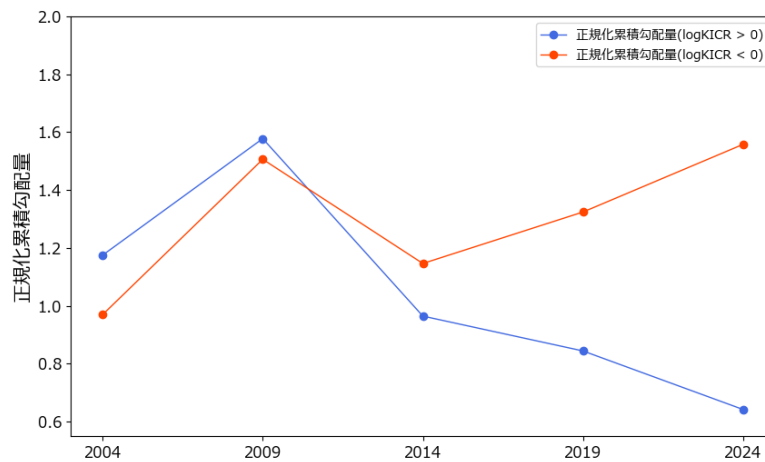
図表 7 は、 $\log KICR > 0$  および  $\log KICR < 0$  の各領域におけるフィッティング関数の正規化累積勾配量<sup>9</sup>の時系列推移を示している。本分析では、年度ごとのパラメータ値の違いに起因して、フィッティング曲線の形状が異なることを考慮し、曲線の両端におけるデフォルト率の差異に基づく平均変化率や傾きが最大となる変曲点における傾きではなく、デフォルト率の傾きの大きさ等を表す指標である累積勾配量を用いた。具体的には、累積勾配量を正規化し、絶対値をとったものを指数として

<sup>8</sup>  $\log KICR > 0$ （図表 6 における右図）の領域において、企業数が多い  $0 < \log KICR < 1$  で主にフィッティングされることが期待されることから、2024 年に  $1 < \log KICR < 2$  で他の年よりも大きく出ている。（図表 5）のようなプロットではこの領域での他の年とは差異は認められず、また、デフォルト率の値が小さく、かつ、企業数も  $0 < \log KICR < 1$  と比べ少ないことから影響は小さいと判断。

<sup>9</sup> 本分析では、正規化累積勾配量を、 $\log KICR > 0$  の領域では、 $0 < \log KICR \leq 1$  の範囲、 $\log KICR < 0$  の領域では、サンプルが取る最小値  $\leq \log KICR < 0$  の範囲で計算された、 $\log KICR$  の正規化累積勾配量  $\left( = \frac{1}{(x_2 - x_1)^2} \int_{x_1}^{x_2} (F(x) - F_{ref}) dx \right)$ , ここで  $x_1$  および  $x_2$  は各領域における  $\log KICR$  の最小値と最大値であり、 $F(x)$  はフィッティング関数であり、 $F_{ref}$  は基準として  $F(x_2)$  とした。）と定義している。そのうえで、デフォルト可能性を示す指標とするために絶対値をとっている。

定義している。正規化累積勾配量でみると、 $\log KICR < 0$ の領域では、市場金利と一定の相関が見られた一方、 $\log KICR > 0$ の領域では、2019年以降も下がる方向に推移しており、 $\log KICR$ の正負に基づきそれぞれフィッティングした本分析でもFSR-Aで示唆された振る舞いと整合的な傾向が見られた。

図表7 フィッティング関数における各領域での正規化累積勾配量の絶対値

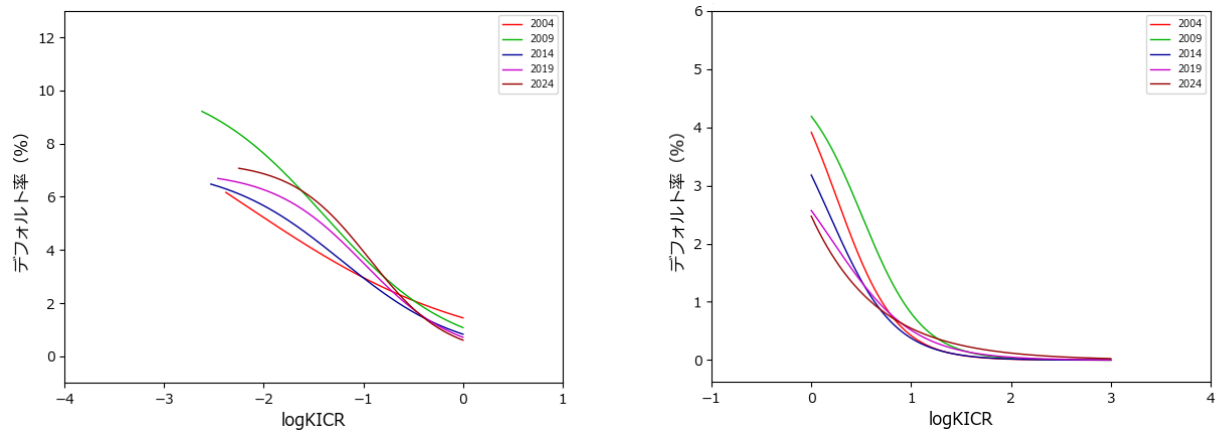


$KICR$ とデフォルト率の関係性は、レバレッジ( $Lev = \text{借入金額} / \text{総資産}$ )の高低によって変化する (FSR-A を参照。また、業種別の分析結果に関しては BOX 4 を参照されたい)。当該関係性を検証するため、本稿では図表4の分布を踏まえて高レバレッジ企業 ( $Lev > 0.6$ ) と低レバレッジ企業 ( $Lev < 0.4$ ) に分け、デフォルト率の $KICR$ 依存性を同様にフィッティングした (図表8、図表9)。

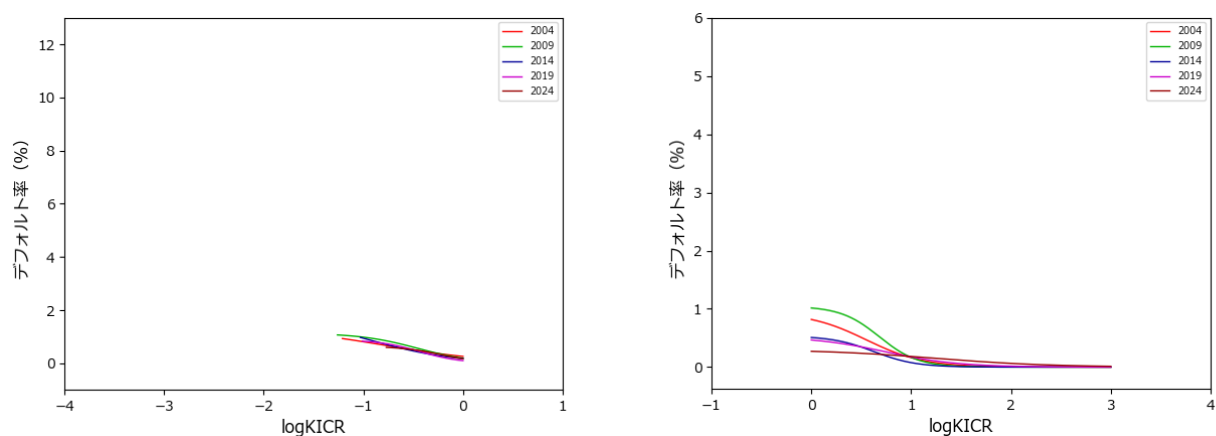
高レバレッジ企業では、 $\log KICR < 0$ の領域において全企業と比べて顕著な差は見られなかったが、 $\log KICR > 0$ の領域では全企業と比較してデフォルト率が全体的に高い傾向が見られた。低レバレッジ企業では、両領域において全企業と比較してデフォルト率は低い傾向にある<sup>10</sup>。

<sup>10</sup>  $\log KICR < -1$ の領域にほぼ企業が分布しないことにより、フィッティング手法の精度が劣る。

図表 8 高レバレッジ企業におけるレバレッジ別デフォルト率の KICR 依存性のフィッティング結果  
(左 :  $\log KICR < 0$ , 右 :  $\log KICR > 0$ )



図表 9 低レバレッジ企業におけるレバレッジ別デフォルト率の KICR 依存性のフィッティング結果  
(左 :  $\log KICR < 0$ , 右 :  $\log KICR > 0$ )



## IV. まとめ

本分析では、金利変動が金融機関の抱える信用リスクに与える影響等を把握するため、*KICR*に基づく簡素なデフォルトモデルの構築し、事業者向け貸出金利とデフォルト率の相関等に関する試行的分析を行った。なお、本分析は、貸出金利の変化が、企業のデフォルト率の変化を通じて金融機関の抱える信用リスクに与える影響等について推計することを目的に試行したものであり、市場金利の水準や日本銀行による金融政策について論じるものではない。また、本分析は試行的な取組であり、企業のデフォルト率や金融機関の抱える信用リスクについて評価を加えるものではないことに

留意が必要である。

このモデルでは、*KICR*が各企業における貸出金利の関数であることを踏まえ、特定の企業について貸出金利を変更した場合の*KICR*を計算し、その*KICR*に対するデフォルト率をフィッティング関数を用いて算出することで、金利条件の変更が当該企業のデフォルト率に与える増減効果を推計<sup>11</sup>できる。これを分析対象である要管理先以上の企業に対して計算することで、各金融機関の貸出ポートフォリオにおけるデフォルト率の変動幅の推計にも活用できる可能性がある。また、各企業のデフォルト率の推計変動幅に借入残高と LGD を掛けることで、デフォルト時の損失増加額の期待値推計にも使用しうる。これらのことから、本モデルは金利環境の変化による金融機関が抱える信用リスクへの影響を試算する際に有用なモデルとなる可能性がある。ただし、これらの推計は、*KICR*の他の変数であるレバレッジ比率や営業利益 ROA を固定し、財務状況を変えずに金利のみを変動させているため、デフォルト率を高く見積もる傾向がある点には留意が必要である。

本分析では*KICR*を用いて簡易なデフォルトモデルの構築を試みたが、本モデルをベースとして、より多くの変数を組み込み多くの要素を考慮したモデルや、機械学習を活用したデフォルトモデルを構築することで、本試行の拡張として、金利変動の影響をより精緻に分析することも考えられる。金融庁では、引き続きモデルの高度化等続け、金融機関が抱える信用リスク等の更なる実態把握に向けた取組を進めていく。

---

<sup>11</sup> モデルの性質上、シグモイド関数のフィッティングパラメータの値は毎年変わるため、その年における貸出金利が瞬間的に変化したという仮定が必要となる。また、モデル作成にはその年のデフォルト先の確定が必要となるため、その年のモデルは次の年にしか作れない点にも留意が必要である。ただし、シグモイド関数のフィッティングパラメータは1年で大きな変化はしていないことから前年のモデルを用いて推計しても、一定程度の精度が得られることを確認している。

**BOX 1: 2023 年におけるデータセット切り替えにかかる同一分布検定**

2022 年 3 月 31 日基準日と 2023 年 3 月 31 日基準日でデータセットが異なるため、両者が接続できることを確認したい。そこで、2023 年 3 月 31 日基準日の両データセットから得られるサンプルが異なる母集団分布に従っていないならば、少なくとも同じデフォルトモデルで扱えると考えられることから、その検証のために二標本 Kolmogorov-Smirnov 検定を実施した。

二標本 Kolmogorov-Smirnov 検定は 2 つの独立した標本が同じ分布に従っているかどうかを検定する非パラメトリック手法<sup>12</sup>である。この検定を行うためには標本が独立である必要があるが、本検定では、両データセットからランダムサンプリングを行うことで、標本の独立性を担保した。帰無仮説を「二つの標本は同じ分布に従う」とし、対立仮説を「異なる分布に従う」として検定を行う。

まず、標本サイズを  $n$ 、 $m$ 、標本を  $X_{1,i}$ 、 $X_{2,i}$  とする二つの標本から以下の経験分布関数  $F_n(x)$ 、 $G_m(x)$  を作成する。

$$F_n(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1(X_{1,i} \leq x)$$

$$G_m(x) = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m 1(X_{2,i} \leq x)$$

ここで、 $1(X_{k,i} \leq x)$  は指示関数である。

$$1(X_{k,i} \leq x) = \begin{cases} 1, & X_{k,i} \leq x \\ 0, & X_{k,i} > x \end{cases}$$

次に、この経験分布関数  $F_n(x)$ 、 $G_m(x)$  の最大の垂直距離である統計量  $D_{m,m}$  を計算する。

$$D_{(m,m)} = \sup |F_n(x) - G_m(x)|$$

この統計量  $D_{m,m}$  を標本サイズに応じてスケールした KS 統計量  $\lambda$  は次の式で表される。

$$\lambda = \sqrt{\frac{n \cdot m}{n + m}} \cdot D_{n,m}$$

統計量  $D_{m,m}$  および KS 統計量  $\lambda$  は値が大きいほど、2 つの標本が同じ分布から抽出された可能性が低いことを示す。標本が十分大きい場合、KS 統計量  $\lambda$  を用いた Kolmogorov 分布に漸近的に従うことが知られており、P 値は次の式で近似される。

$$P(KS > \lambda) \approx 2 \sum_{k=1}^{\infty} (-1)^{k-1} e^{-2k^2 \lambda^2}$$

<sup>12</sup> 非パラメトリック手法とは、標本が従う母集団を仮定せずに行える分析手法である。本分析では、母集団分布がどのような確率密度関数であるかわからない・特定・近似することなく検定を行う必要があったため、非パラメトリック手法の中から検定手法を選択した。

この P 値によって帰無仮説の棄却を判断する。帰無仮説が棄却された場合、二つの標本は異なる分布に従っているといえる。

本分析では、2023 年 3 月 31 日基準日の両データセットの調査対象のうち、基準日時点で要管理先以上である対象の中から 10 万件ずつを重複なくランダムに抽出し、そのサンプルに対し二標本 Kolmogorov-Smirnov 検定を実施した。その結果、KS 統計量：0.00251・P 値：0.91026 となった。KS 統計量の値は十分小さく、2 つの標本が同じ分布から抽出された可能性が高いことを示している。また、P 値は KS 統計量以上の統計量が出力される確率を表し、2 つの標本が同じ分布から抽出されるという帰無仮説を棄却するのに十分ではないこと示している。

以上の結果から、2022 年と 2023 年の両データセットが、同じデフォルトモデルで扱えると判断した<sup>13</sup>。

---

<sup>13</sup> 二標本 Kolmogorov-Smirnov 検定は、帰無仮説を棄却した場合には「異なる分布である」といえるものの、棄却できなかった場合に「同じ分布である」とは必ずしもいえない検定である。ただし、今回のようにサンプル数が 10 万と十分大きく、KS 統計量が十分小さく、P 値が十分大きい場合には、「完全に同じ分布」と断言することはできないが、「統計的に有意な差がある証拠は見つからなかった」といえる。したがって今回のような 2022 年から 2023 年での接続を同一デフォルトモデルで扱うことは十分に耐え得ると判断した。

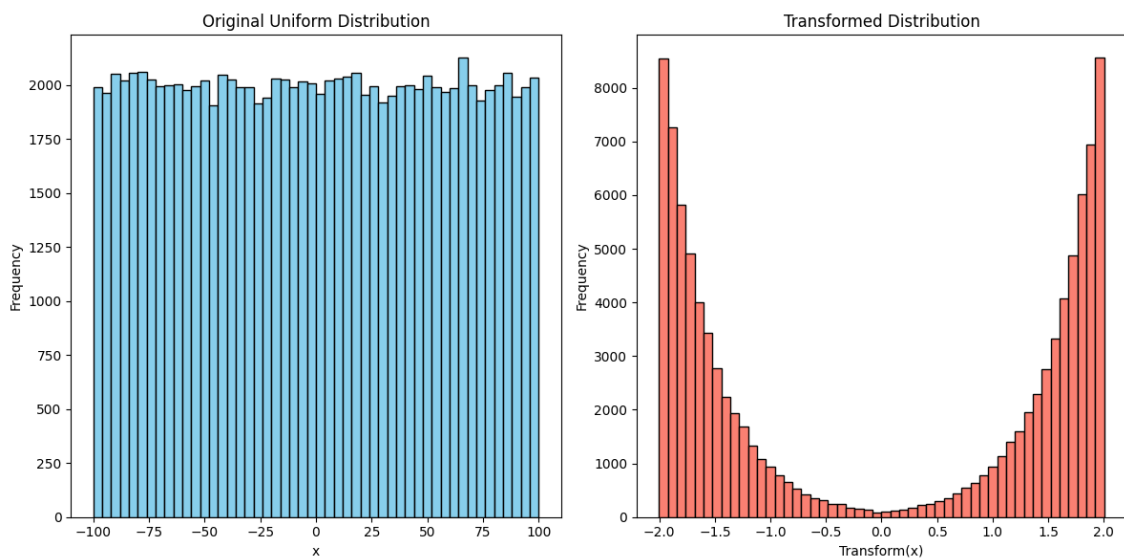
## BOX 2: KICRの対数変換後の分布に関して

本分析におけるKICRに対する対数変換の式は以下の通りである。

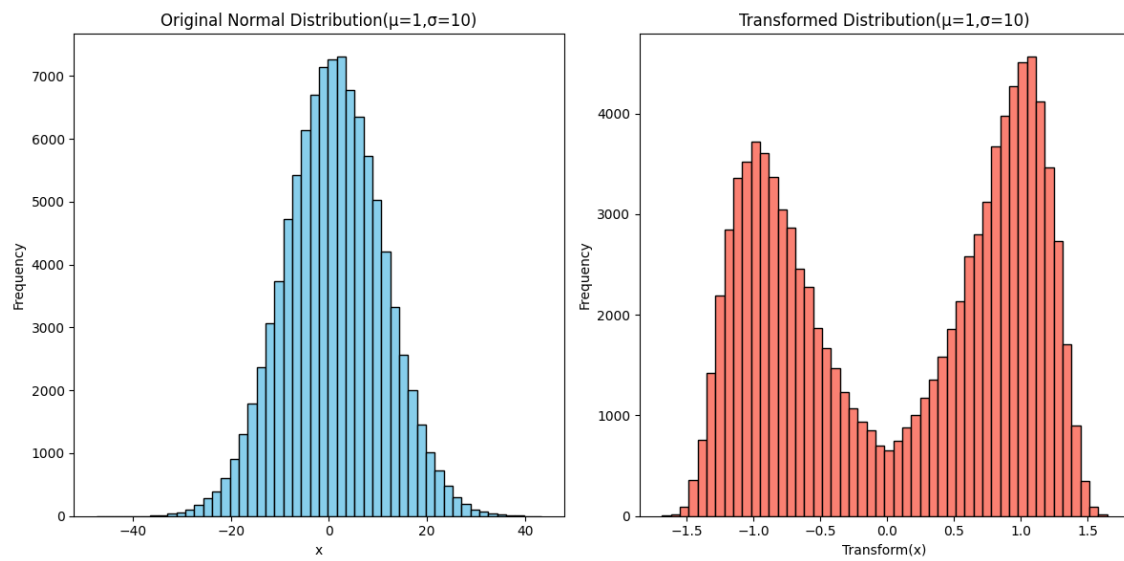
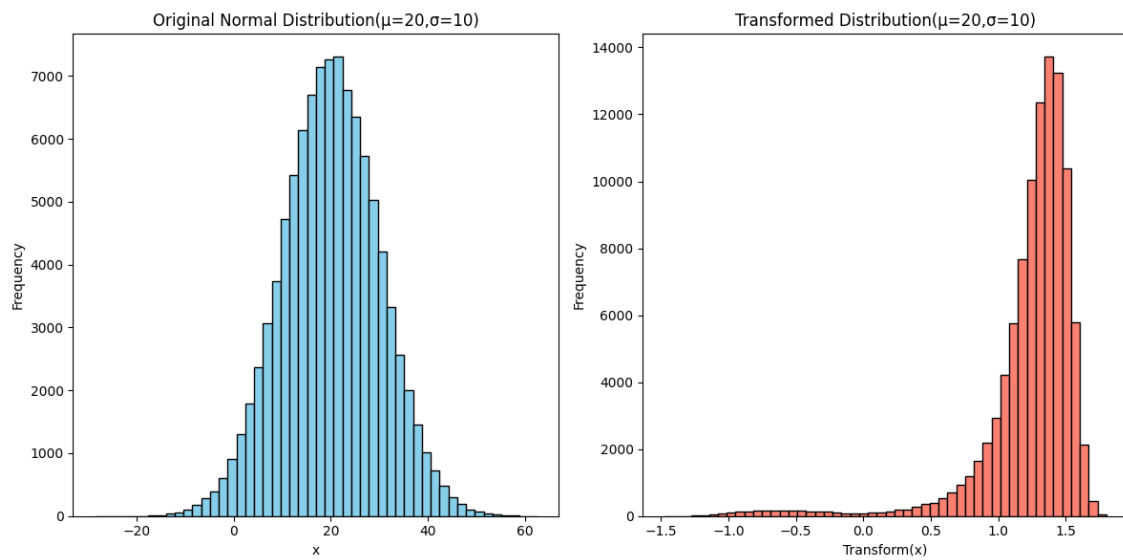
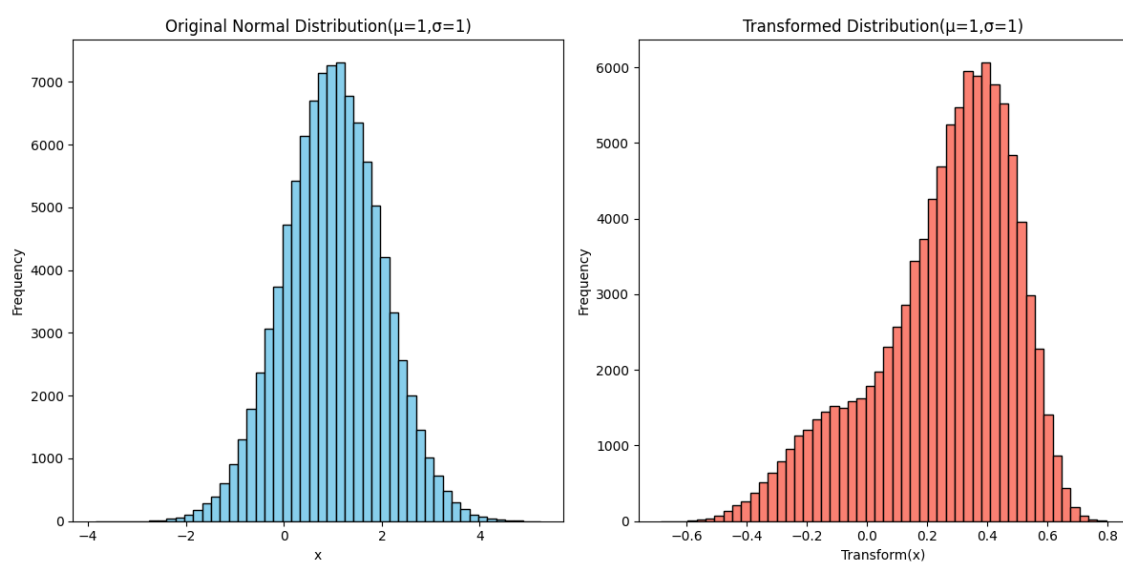
$$\log KICR = \begin{cases} \log_{10}(1 + KICR), & KICR \geq 0 \\ -\log_{10}(1 - KICR), & KICR < 0 \end{cases}$$

同様の対数変換を、一様分布に従うデータ集合および、分散や平均が異なる複数の正規分布に従うデータ集合に対して適用し、その結果を図表 10 から図表 13 に示した。各図表において、左側が変換前で右側が変換後である。一様分布の場合、図表 10 のように変換後は x 軸の値の絶対値が大きくなるほど密度が高くなる傾向を示す。一方、正規分布の場合、条件によって違いがあり、図表 11 のように標準偏差 $\sigma$ が 10 程度とそれなりに大きく、平均値の絶対値 $|\mu|$ が 10 以下であれば、変換後の x 軸の値が $\pm 1$ 付近の密度が高くなり、図表 12 のように $|\mu|$ がそれ以上大きくなると変換後の $\mu$ 付近の密度が高くなる傾向を示す。また、図表 13 のように $\sigma$ が 1 程度と小さく、 $\mu$ も 1 程度である場合、変換後の $\mu$ 付近の密度が高くなり、0 を挟んで反対側に小さな山が付くような分布の形となる。図表 13 の特徴は図表 4 の 2004 年の分布と類似している。

図表 10 一様分布に従う集合に対する対数変換



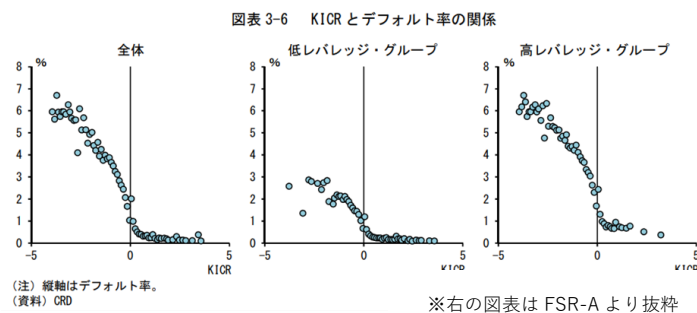
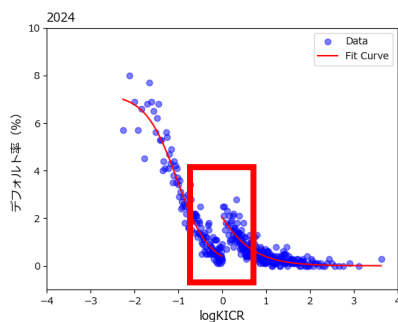


図表 11 正規分布( $\mu=1, \sigma=10$ )に従う集合に対する対数変換図表 12 正規分布( $\mu=20, \sigma=10$ )に従う集合に対する対数変換図表 13 正規分布( $\mu=1, \sigma=1$ )に従う集合に対する対数変換

### BOX 3: デフォルト率の KICR 依存性における $\log KICR = 0$ 付近の不連続性に関して

本分析において、デフォルト率の  $KICR$  依存性をプロットした結果、 $\log KICR = 0$  付近に不連続性があることが確認された。これは **FSR-A** では報告されなかった振る舞いであり（図表 14）、本分析の結果との相違は、次の 3 点に起因すると考えられる。①**FSR-A** では「中小企業信用リスク情報データベース（CRD）」の法人モデル用データベースを利用しているが、これは地方銀行のみならず、3メガ行を含む大手行 5 行、地域銀行 66 行、信用金庫・信用組合等 40 先、政府系金融機関 3 先からなる計 114 先の金融機関および信用保証協会の取引先データが含まれており、本分析とは対象が異なること。②デフォルト率の計算に関して、**FSR-A** では 1) 要管理先以下になった場合 2) 延滞三か月以上 3) 保証協会代位弁済 のいずれかを満たした場合にデフォルトと定義していること。③**FSR-A** では  $\log KICR$  に対して基準化を行い、0 付近で双曲線近似を行っていること<sup>14</sup>。

図表 14  $\log KICR = 0$  付近の不連続性について



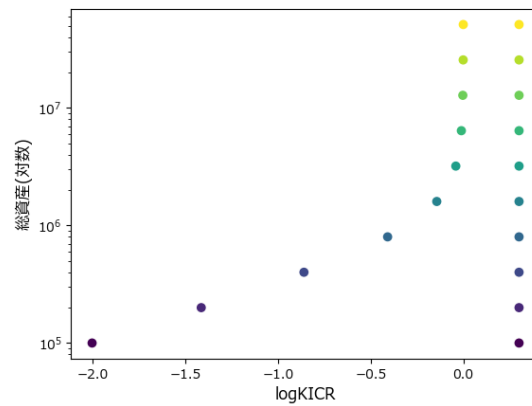
図表 15 は  $KICR = 1$  ( $\log KICR \approx 0.301$ )、営業利益を 1 万円で固定した総資産が様々な企業群に対し、営業利益を -1 万円に変更した際に総資産の違いによって  $\log KICR$  がどのように変化するかを示している。横軸が  $\log KICR$ 、縦軸が総資産の対数表示であり、同一企業の営業利益のみを 1 万円 → -1 万円への変化をさせた場合、左方向への平行移動が生じる。このとき、各企業のレバレッジの差異は借入金利の差異を無視できるほど大きい<sup>15</sup>ため、総資産の逆数がレバレッジにおおよそ比例すると考えられ、図表 15 はレバレッジが低いほど（総資産が大きいほど）、変化の幅が小さくなると読み取れる。

<sup>14</sup> 本分析では金利のみを動かす想定であり、営業利益は動かさないことから  $\log KICR$  が負から正の領域に移ることがなく、この処理を行っていない。

<sup>15</sup> もともとの企業群は  $KICR = 1$  で固定していることから  $ROA$  と  $i \cdot Lev$  が等しくなる。また、営業利益も 1 万円で固定されていることから、総資産が大きくなるほど  $i \cdot Lev$  は反比例して小さくなる。このとき、借入金利の企業差は高々数倍程度にとどまり、総資産が最大 1,000 倍変動した場合、その変動は主にレバレッジによって吸収されることになる。

さらに、図表 15 に示されるように、低レバレッジ企業は高レバレッジ企業に比べてデフォルト率が低い傾向にあること、また図表 4 の分布図が $\log KICR \approx 0$ 付近や $\log KICR \approx 0.3$ 付近にスパイクをもつことを踏まえると、不連続性の存在は容認しうると考えられる。

図表 15  $KICR=1$ 、営業利益を 1 万円で固定し、総資産が様々な企業群に対し、営業利益を -1 万円にした際の総資産の違いによる $\log KICR$ の変化（色は総資産の多寡によるもの）



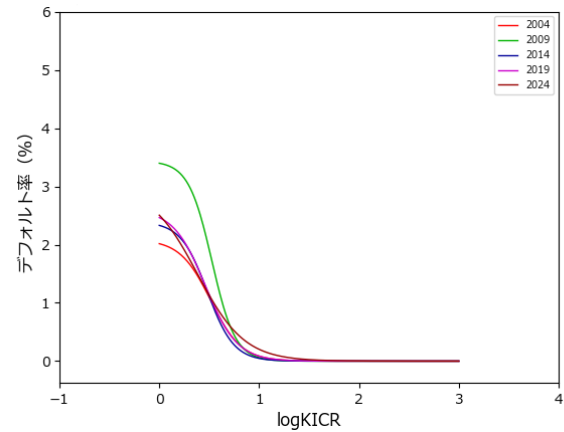
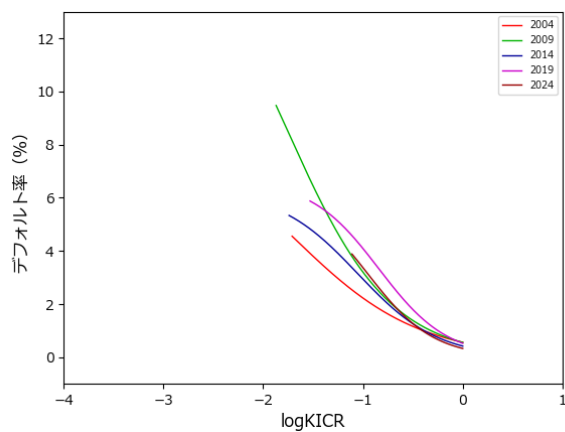
#### BOX 4: 業種別デフォルト率の KICR 依存性に関して

業種別にデフォルト率KICR依存性についても算出した。その結果を図表 16 に示す。対象業種は製造業、建設業、卸売・小売業、不動産業、サービス業、運輸業である。それ以外の業種については年間のデフォルト実績が不足しており、適切なフィッティングが困難であった。

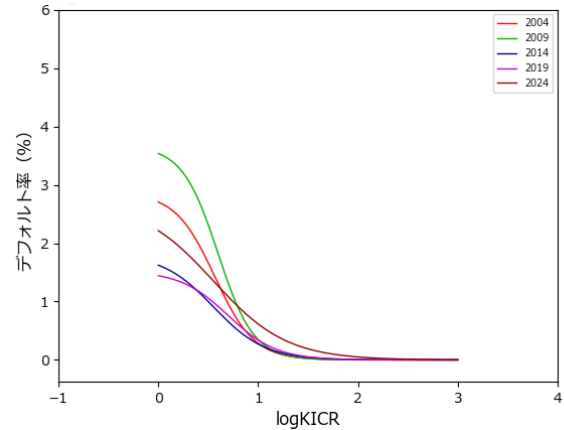
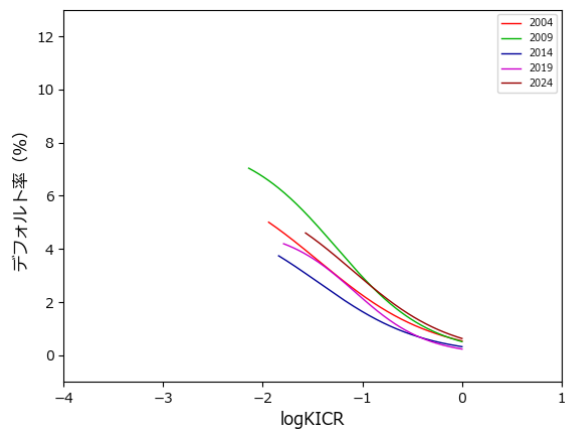
建設業や不動産業には、 $\log KICR > 0$ の領域において、他業種と比較して $\log KICR = 0$ 付近での年度別の最大値と最小値の差が大きい。このことは、黒字企業であっても、デフォルト率の金利依存性が大きく変動しやすいことを示唆している。

図表 16 業種別デフォルト率の KICR 依存性のフィッティング結果（左： $\log KICR < 0$ ，右： $\log KICR > 0$ ）

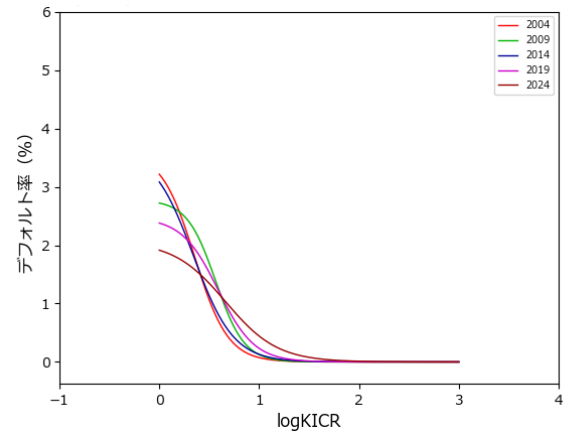
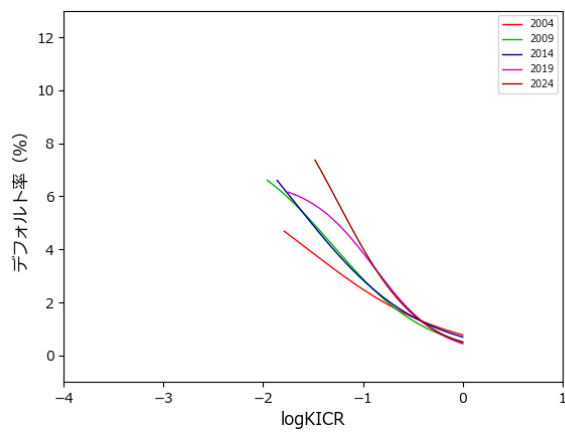
##### ① 製造業



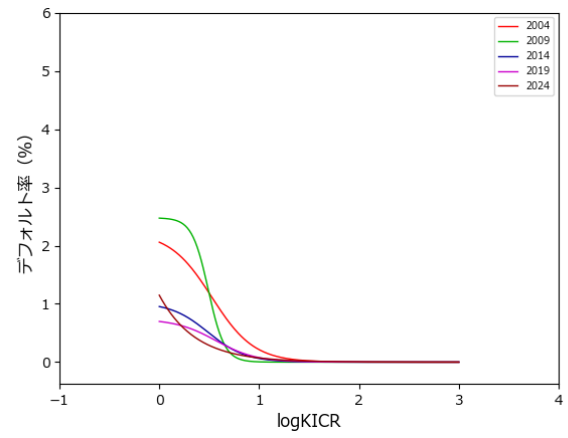
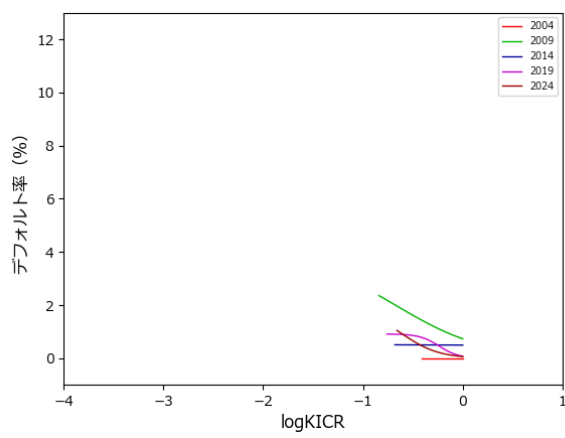
##### ② 建設業



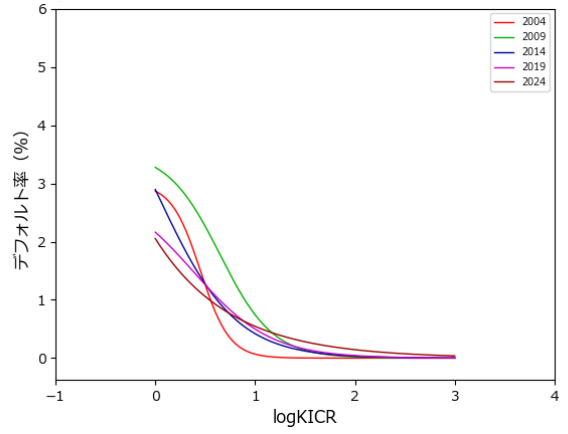
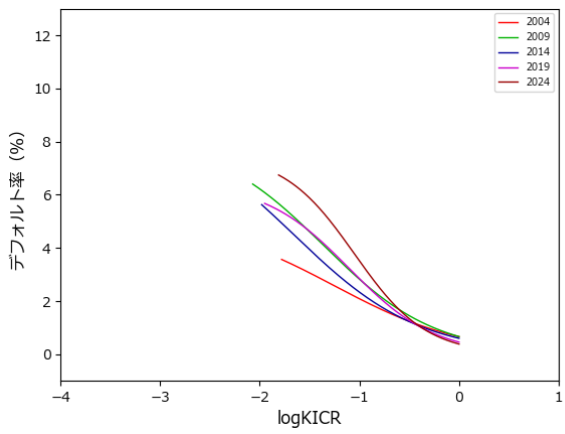
## ③ 卸売・小売業



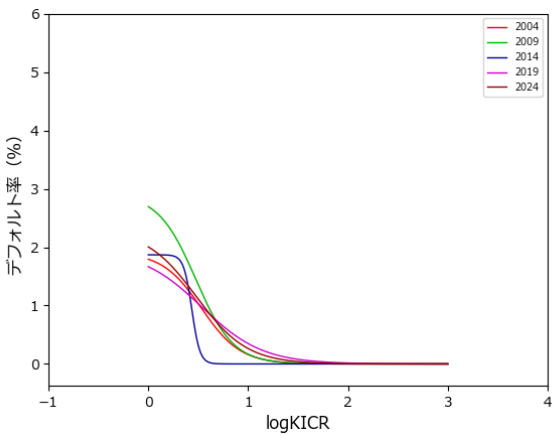
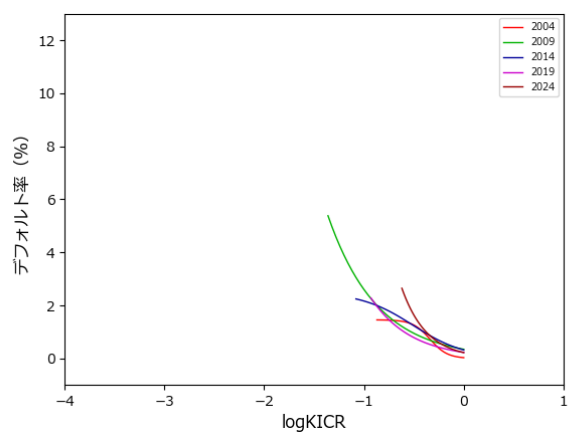
## ④ 不動産業



## ⑤ サービス業



⑥ 運輸業



**BOX 5: KICR とは別の指標の検討**

本分析において、*ICR*を*KICR*へ変換する必要性は、営業利益を支払利息で除していることに起因している。そこで、営業利益を支払利息で除したものに依存しない変数として、営業利益と支払利息の差を扱う指数である $CF_{index}$ を作成し、デフォルト率の依存性を検証した。

$$CF_{index} = \frac{\text{営業}CF - \text{支払利息} \cdot \text{割引料}}{\text{総資産}} \times 100$$

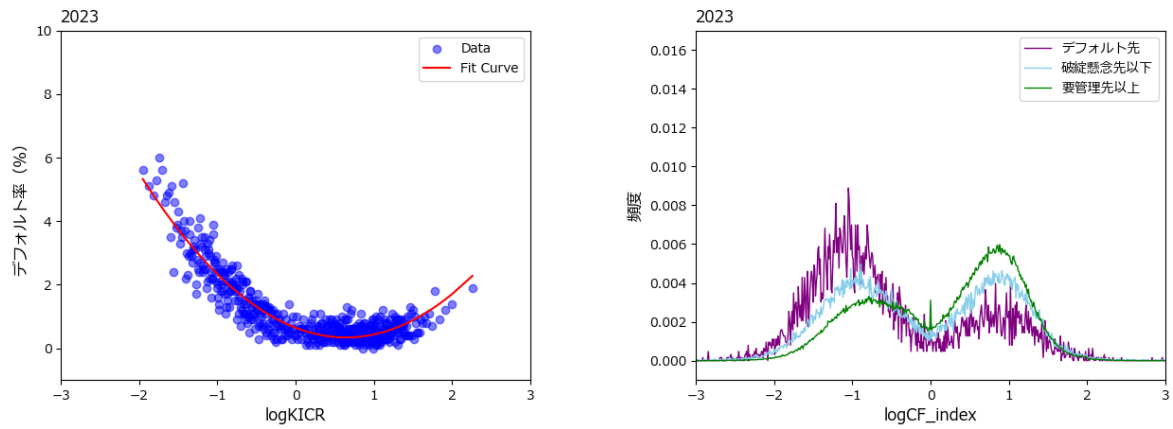
$$\begin{aligned} \text{営業}CF = & \text{当期営業利益} - (\text{当期売掛金} - \text{前期売掛金}) + (\text{当期買掛金} - \text{前期買掛金}) \\ & + \text{減価償却費} - (\text{当期棚卸資産計} - \text{前期棚卸資産計}) \end{aligned}$$

$CF_{index}$ は上記の方法で計算し、*KICR*と同様の対数変換を行った。また、デフォルト率の算出方法も*KICR*と同様である。

2023 年基準日におけるデフォルト率の $\log CF_{index}$ 依存性と、その分布を図表 17 に示した。デフォルト率の依存性について、両端の企業のデフォルト率が上昇しているが、これは総資産で割っているため、総資産が小さい企業になりやすいことが原因と考えられる。両端でデフォルト率が上昇していることから、試行的にフィッティングは二次関数で行った。

$$\text{デフォルト率}(\%) = a(\log CF_{index} - x_0)^2 - y_0$$

このフィッティングにおいてデフォルト率が最小となる $\log CF_{index} = x_0$ はおおよそ $CF_{index}$ が 4 程度であり、これは「営業 $CF$  - 支払利息・割引料」が総資産の 4%程度であることを示している。こうした示唆が得られたものの、デフォルト率が $\log CF_{index}$ の単調減少関数または単調増加関数とならない場合、そのままのデフォルトモデルとしての用いることは困難であり、何らかの変形を施す必要がある。この場合、当初想定していた*KICR*と比較した際の解析上の利点は失われる。そこで本分析では、不連続性を含むものの解釈が比較的容易な*KICR*を採用した。

図表 17 デフォルト率の $\text{LogCF}_{index}$ 依存性と $\text{LogCF}_{index}$ に対する分布（2023 年）

本稿分析は総合政策局リスク分析総括課マクロ・データ分析監理官室情報分析専門官 久保宏樹を中心に行った。



# 預金動向の実態把握及び預金残高の変動要因に関する 定量的分析の試行

## (要旨)

近年の金融機関の預金残高や預金金利等の動向を確認すると、預金取扱金融機関の中でも業態毎の違いや地域差が確認された。また、預金残高の変化要因に関する定量的な分析を試みたところ、ここ数年間、預金残高の増減と預金金利の相関が示唆されたほか、顧客とのリレーション強化に繋がりうる営業店舗拡充も、預金獲得に寄与している可能性が示唆された。

## I. はじめに

2024年3月に金融政策が見直されて以降、銀行等の預金取扱金融機関の預金・貸出金利が政策金利に追随して上昇している<sup>1</sup>。預金取扱金融機関の中でも、主要行や地域銀行などの業態による差はあるものの、通常、貸出金利の上昇幅は預金金利の上昇幅を上回るため、長期的には金融機関の収益を押し上げることから、金融機関は貸出に積極的な姿勢をとることが想定される。こうしたことを背景として、金融機関において貸出の原資となる預金獲得の重要性が増しており、足元では、金融機関の間で預金を獲得するために預金金利を引き上げる動きなどが見られる。もとより、預金動向は金融機関の流動性や収益性を通じて、その経営に影響を及ぼす重要な要素である。本稿では各種データを用いて、預金主体や預金の種類などに着目した預金構造やその変化、業態間や地域毎の違いに加え、預金金利と貸出金利との関係から収益性の変化等を確認する。

また、預金取扱金融機関の中には、預金金利の引上げに加え、戦略的に新規に店舗を開設したり、オンラインサービスを拡充させたりすることによってリテール分野の施策を強化している先も見られる。本稿ではこうしたリテール分野の施策と預金残高の動向の関係についても定量的な分析を試行する。

## II. データセット

本分析で使用する主なデータは、①各金融機関の決算データ、②預金残高に関するデータ（預入主体別（法人、個人、金融機関、公金）、預金種別（要求払預金、定期性預金）、都道府県別等）、

<sup>1</sup> 日本銀行 金融システムレポート 2026年4月号（P.68）。

③預金金利に関するデータ、④ウェブサイトやモバイルアプリ等を通じたオンラインサービス提供状況に係るデータである<sup>2</sup>。

なお、各データについて、特に断らない限り 2026 年 6 月末時点でアクセス可能な最新データを用いている。

### Ⅲ. 預金動向の実態把握

本章では、まず上記データセット①及び②を用いて、金融機関の業態毎の預入主体別及び預金種類別の預金残高の動向並びに業態毎の貸出金残高の動向を確認する（Ⅲ.1）。その後、データセット①及び③を用いて、預金金利や預貸金利回り差の動向を確認する（Ⅲ.2）。最後に、データセット②を用いて、各地域別の預金残高及び貸出金残高の動向を確認する（Ⅲ.3）。

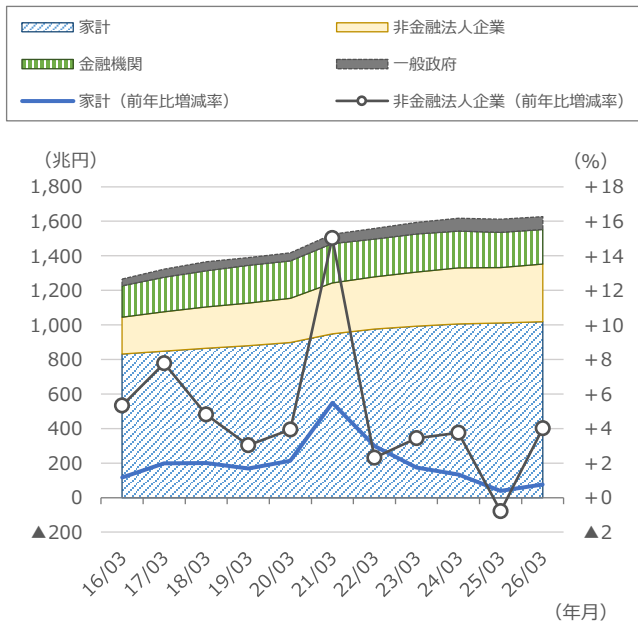
#### 1. 預金動向と預金構造の変化

金融機関の預金残高は、近年、緩和的な金融環境が継続する中、増加基調で推移してきた（図表 1・2）。この間、日本銀行による大規模な国債の買入れに加え、2020 年以降の新型コロナウイルス感染症（以下、「感染症」）の拡大に伴い実施された各種給付金・補助金の支給等による財政支出の拡大や、いわゆるゼロゼロ融資（実質無利子・無担保融資）を含む感染症関連貸出の増加等が、家計・企業部門の預金の積み上がりを通じて、預金残高の増加に寄与したものと考えられる。もっとも、金融機関の業態毎<sup>3</sup>に見ると（図表 2・3）、預金残高の動向には差異が見られる。地域銀行や信用金庫、信用組合といった地域金融機関では、感染症の拡大期に預金残高が増加した後、前年比増加率が縮小してきている。他方、主要行等は地域金融機関と比べて前年比増加率が相対的に高い状況にある。また、ネット銀行等は近年、預金残高を増加させており、前年比増加率も他業態と比べて高い。

<sup>2</sup> データセット①、②は金融庁データ、データセット③は日本金融通信社の「ニッキン金利情報」、データセット④は金融機関が公表するアプリ等のデジタルサービス提供に係るデータを用いている。なお、ニッキン金利情報について、銀行業態については全ての金融機関を対象としているものの、信用金庫については一部金融機関を対象として集計している。また、上記主体毎の本分析に使用したデータ詳細については、各章節の記述をご覧ください。

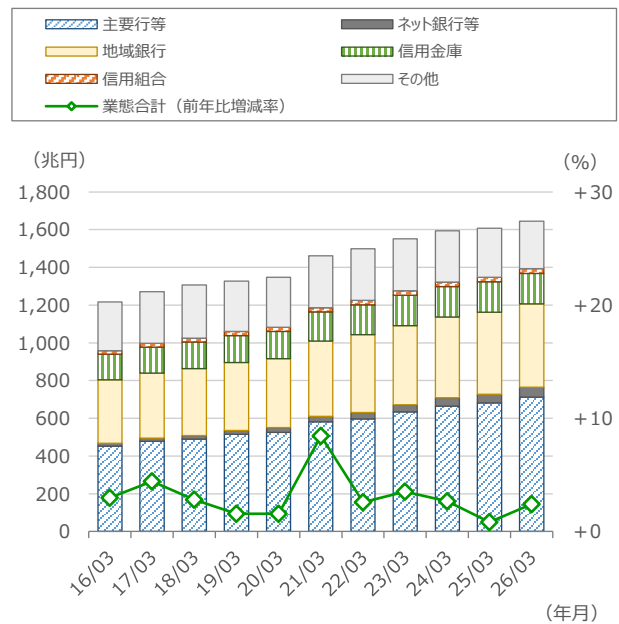
<sup>3</sup> 本章において、「主要行等」とは、みずほ、三菱 UFJ、三井住友、りそな、三菱 UFJ 信託、みずほ信託、三井住友信託、SBI 新生、あおぞらの 9 行を指す。「ネット銀行等」とは、PayPay、セブン、ソニー、楽天、住信 SBI ネット、au じぶん、イオン、大和ネクスト、ローソン、みんなの（2021 年 9 月からデータ反映）、UI（2022 年 3 月からデータ反映）、01（2025 年 9 月からデータ反映）、オリックス、GMO あおぞらネットの 14 行を指す。「地域銀行」とは、埼玉りそな、全国地方銀行協会加盟行及び第二地方銀行協会加盟行の 97 行を指す。「信用金庫」とは、全国信用金庫協会加盟金庫の 254 金庫を指す。「信用組合」とは、全国信用組合中央協会加盟組合の 143 組合を指す。各金融機関数は 2026 年 3 月末時点の金融機関数。その他については、各節及び各図表の脚注をご覧ください。

図表 1 主要な預金主体の預金残高の推移<sup>4</sup>



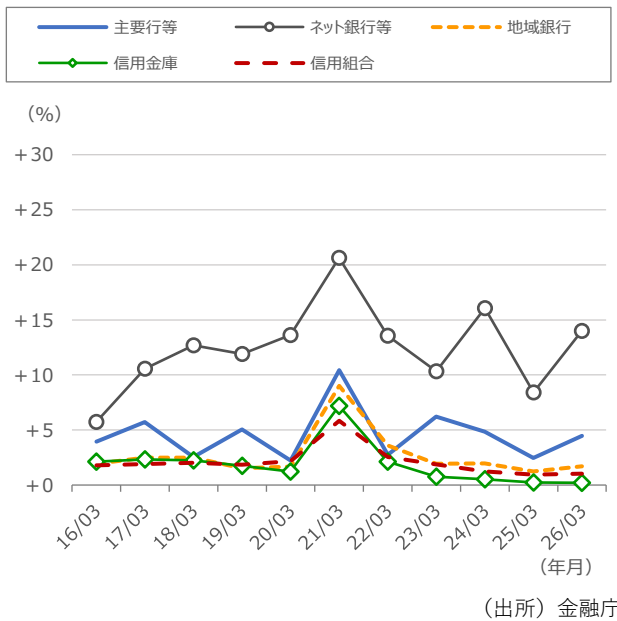
(注) 棒グラフ(左軸)は残高、折れ線グラフ(右軸)は増減率  
(出所) 日本銀行「資金循環統計」より金融庁作成

図表 2 金融機関の預金残高の推移(業態別)<sup>5</sup>



(注) 棒グラフ(左軸)は残高、折れ線グラフ(右軸)は増減率  
(出所) 金融庁

図表 3 金融機関の預金残高の前年比増減率の推移(業態別)



(出所) 金融庁

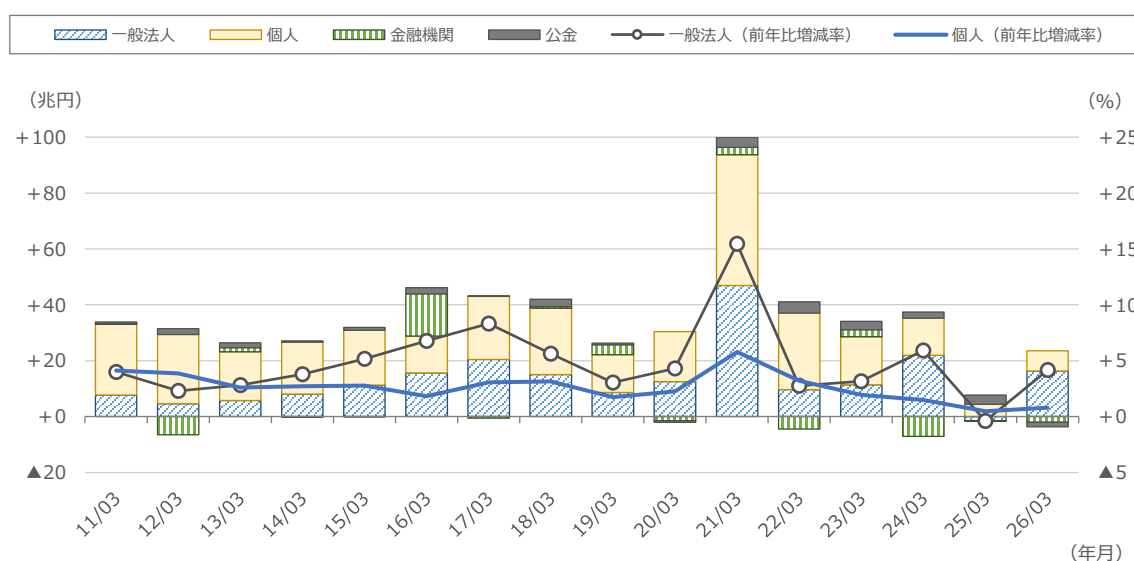
<sup>4</sup> 国内における預金主体の流動性預金及び定期性預金の残高を合計している。非金融法人企業には、民間非金融法人及び公的非金融法人を含む。

<sup>5</sup> 海外営業店を含む全営業店の預金(譲渡性預金を含む)を対象とする(図表3も同様)。「その他」とは、2026年3月末時点において、信託銀行(子会社及び外資系)、外国銀行支店、SBJ、ゆうちょ、農林中央金庫、整理回収機構を指す。

次に、預金の預入主体別の動向を確認する（図表 4）。預金残高の増減に大きく寄与しているのは法人預金（金融機関を除く）及び個人預金となっている。法人預金については、2013 年 4 月に導入された量的・質的金融緩和の時期から前年比増加率の伸長が見られ、その後、感染症の拡大期において大きく増加した後、年によって区々であるが、足元では再び上昇傾向にある。個人預金については、感染症の拡大前までは概ね 2～6 % 弱の増加率で推移していたが、2021 年 3 月期を過ぎた頃から増加幅が縮小しており、足元では 1 % 弱の増加率となっている。

業態別に預入主体の構成を見ると（図表 5）、主要行等では他業態と比して預金残高に占める法人預金の割合が高いという傾向が見られる。これに対し、ネット銀行等や地域金融機関（地域銀行、信用金庫及び信用組合）では個人預金が預金残高の大きな割合を占めている。このように、各金融機関の預入主体の構成には業態によって特徴が見られる。なお、個人預金の前年比増減額を業態別に見ると、足元 2 年間はネット銀行等の増加額が最も大きく、ついで主要行等、地域銀行の順となっている（図表 6）。

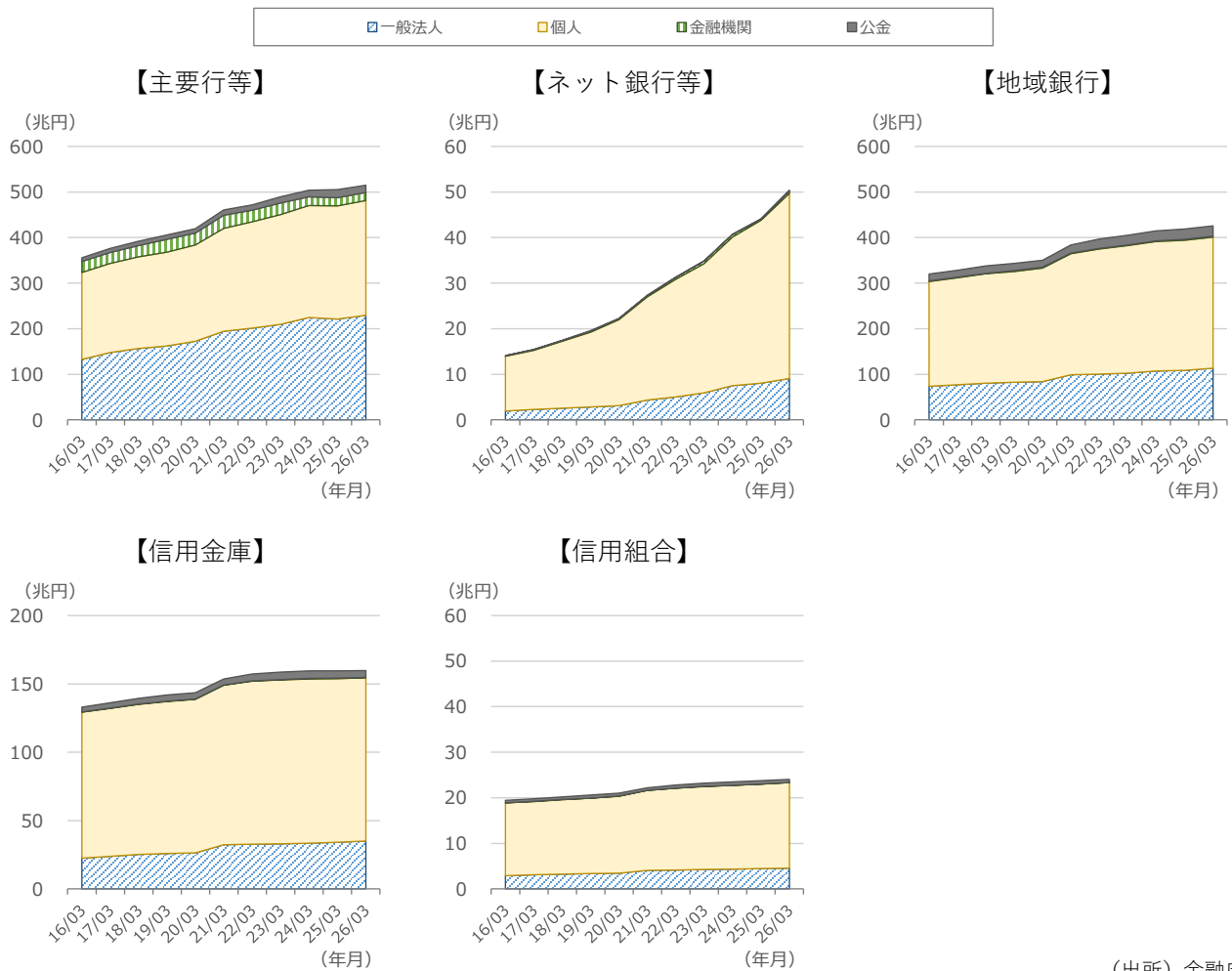
図表 4 預入主体別預金残高の前年比増減率の推移<sup>6</sup>



（注）棒グラフ(左軸)は前年比増減額、折れ線グラフ(右軸)は増減率  
（出所）金融庁

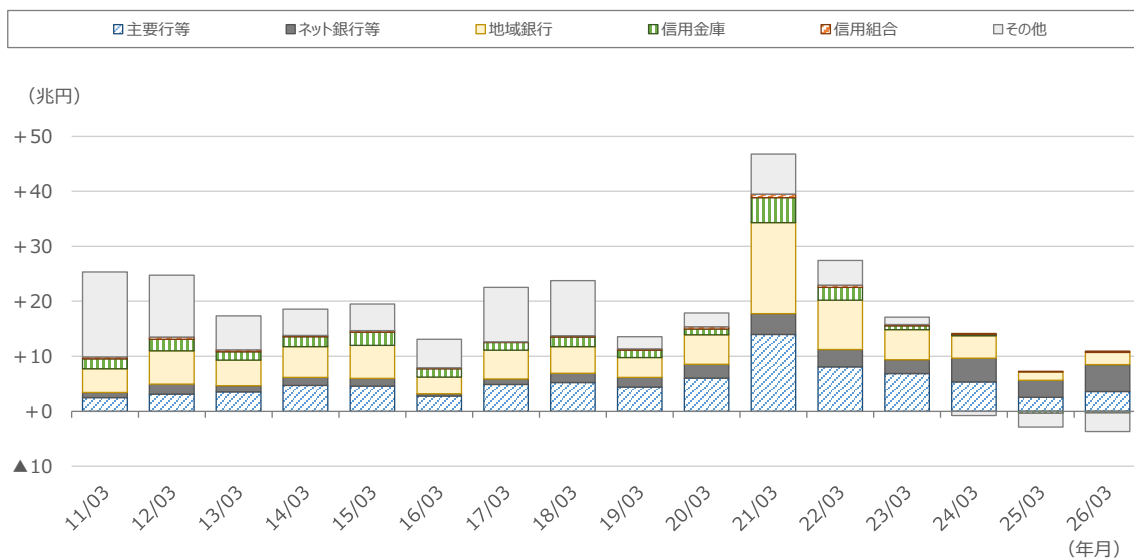
<sup>6</sup> 集計対象の金融機関は、2026 年 3 月末時点において、主要行等、ネット銀行等、地域銀行、信託銀行（子会社及び外資系）、S B J、ゆうちょ、信金中央金庫、全国信用協同組合連合会、労働金庫連合会、商工組合中央金庫、農林中央金庫、信用金庫、信用組合、労働金庫、信用農業協同組合連合会、信用漁業協同組合連合会。国内営業店の預金を対象とする。図表 5 及び 6 も同様。

図表5 預入主体別預金残高の推移（業態別）



(出所) 金融庁

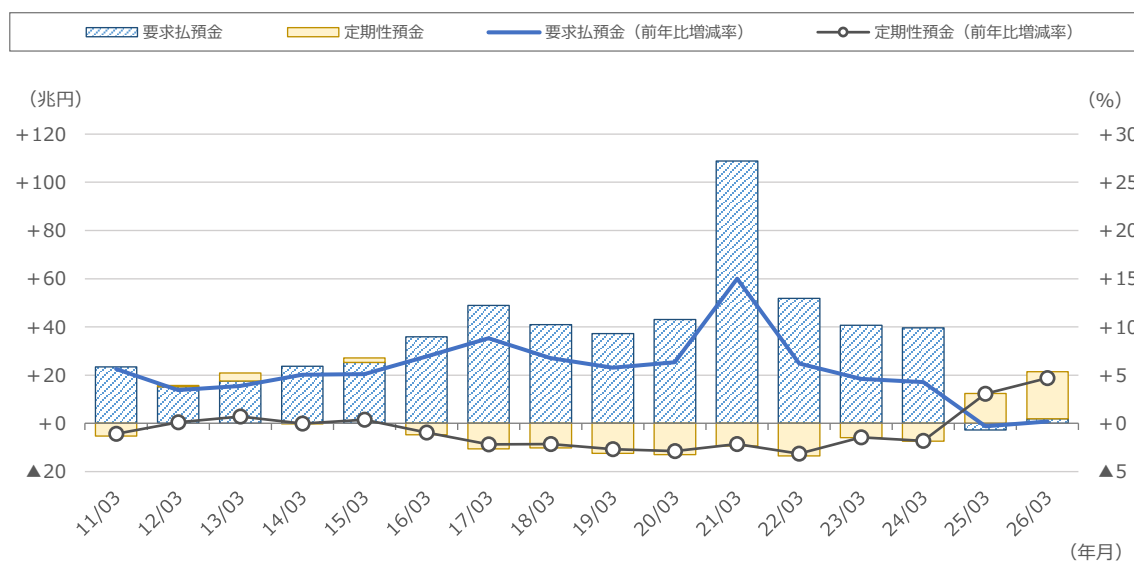
図表6 個人預金の前年比増減額の推移（業態別）



(出所) 金融庁

次に、預金の種類（要求払預金及び定期性預金）に着目してその動向を見ると（図表 7）、定期性預金は、いわゆるマイナス金利政策（マイナス金利付き量的・質的金融緩和）が導入され、低金利環境がより強まった 2016 年頃から前年比で減少する状況が継続していたが、マイナス金利政策が解除された後の 2025 年 3 月期には前年比で増加に転じ<sup>7</sup>、以降は増加傾向が継続している。他方、増加傾向にあった要求払預金は、2025 年 3 月期以降、減少に転じている。業態別にみても、その程度に差はあるものの、足元では要求払預金から定期性預金へのシフトが見られる（図表 8）。こうした預金種別割合の変化の背景には、2024 年 3 月以降、金融政策の見直しにより「金利のある世界」が到来し、金融機関が貸出を積極化する環境にある中、調達面で預金確保の重要性が高まったことにより、金融機関が定期預金金利を引き上げ（Ⅲ、2 参照）、預金獲得に向けた動きを活発化させていることや、預金者側でもより高い金利収入を求め、普通預金を定期預金に振り向ける動きがあったことがあると推察される。

図表 7 種類別預金残高の前年比増減率の推移<sup>8</sup>

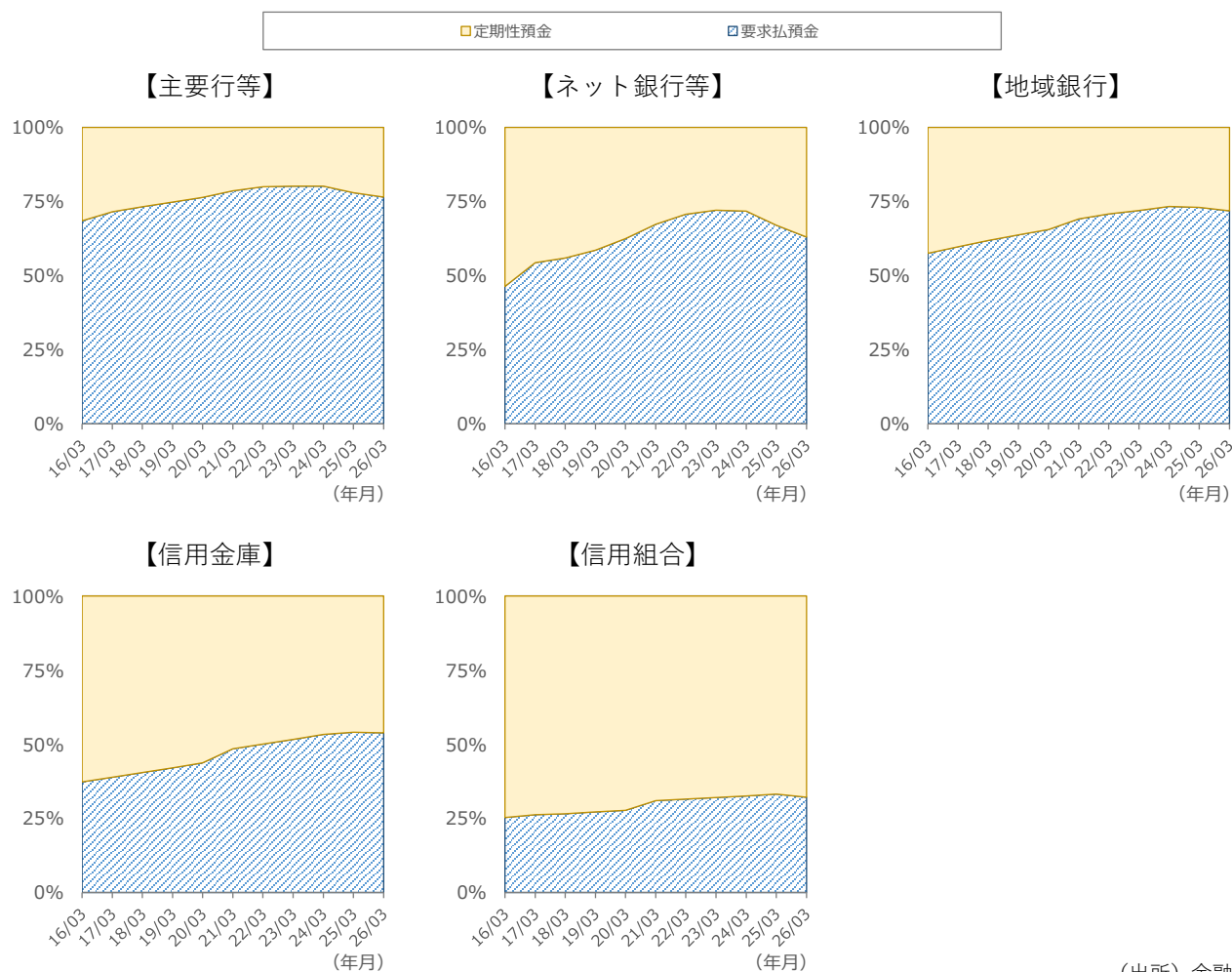


(注) 棒グラフ(左軸)は前年比増減額、折れ線グラフ(右軸)は増減率  
(出所) 金融庁

<sup>7</sup> 定期性預金は、図表 7 では年次ベースのため示されていないが、半期ベースでは 2024 年 9 月期に前年同期比で増加に転じている。

<sup>8</sup> 集計対象の金融機関は、2026 年 3 月末時点において、主要行等、ネット銀行等、地域銀行、信託銀行（子会社及び外資系）、S B J、ゆうちょ、信金中央金庫、全国信用協同組合連合会、労働金庫連合会、商工組合中央金庫、農林中央金庫、信用金庫、信用組合、労働金庫、信用農業協同組合連合会、信用漁業協同組合連合会。国内営業店の預金を対象とする（図表 8 も同様）。

図表 8 種類別預金残高の構成割合（業態別）



（出所）金融庁

さらに、付保預金の割合や預金の一口座あたりの残高について確認を行う。金融安定理事会（Financial Stability Board）が 2024 年 10 月に公表した報告書「Depositor Behavior and Interest Rate and Liquidity Risks in the Financial System」では、過去の預金流出事案（deposit runs）に関する典型的な事実の一つとして、銀行のバランスシートが拡大する中で金利リスクや流動性リスク等の脆弱性が経営上不十分にしか管理されていなかったことが挙げられており、こうした脆弱性には、長期債券への過度なエクスポージャー、非付保預金の急増並びに預金者の集中等が含まれていたことが指摘されている<sup>9</sup>。

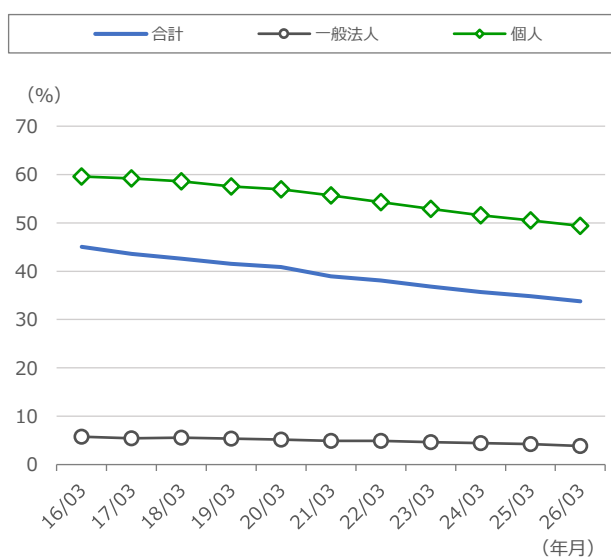
我が国の預金取扱金融機関の預金保険の付保状況を見ると、残高が 1,000 万円以下の個人・法人預金（決済用預金を除く）がそれぞれの預金残高に占める割合は、この 10 年間で見ると低下傾向にあり（図表 9）、預金保険で保護されない預金の割合が上昇していることが窺われる。他方、1,000 万円超の預金者（決済用預金を除く）一口座あたりの平均残高の推移を見ると、個人預金では、近年、

<sup>9</sup> 同報告書 2.1. Stylised facts about the deposit runs (P3-4)。

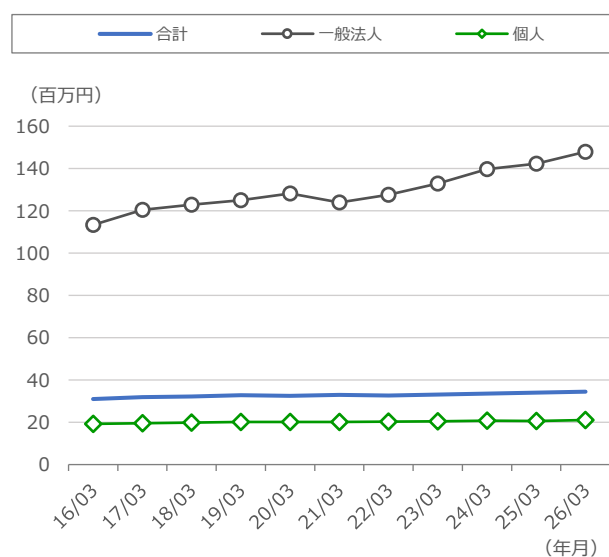


21 百万円程度の水準で横ばいで推移しており、大きな変化は見られない。他方、法人預金では、2016 年 3 月期に 110 百万円超程度であったものが、足元（2026 年 3 月期）では 150 百万円弱程度まで増加していることが確認でき（図表 10）、一般法人の預金の大口化が進んでいる可能性が示唆される。金融機関においては、流動性リスク管理の観点からは、大口預金者の属性や構成の変化に留意が必要である。

図表 9 残高 1,000 万円以下の預金<sup>10</sup>の割合  
(残高ベース)<sup>11</sup>



図表 10 残高 1,000 万円超の預金の一口座あたり  
平均残高



(出所) 金融庁

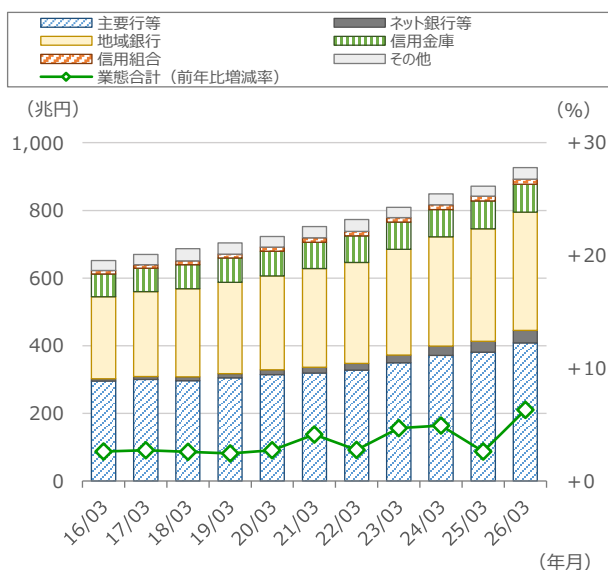
ここで、金融機関の貸出金残高の動向を確認する。近年、緩和的な金融環境の下で貸出金残高は増加傾向にあり、2024 年 3 月に金融政策が見直された後もその傾向は継続しており、「金利のある世界」に移行して貸出金利が上昇するなかでも資金需要が堅調であることが窺われる（図表 11）。業態別に貸出金残高の前年比増減率の動向を見ると（図表 12）、近年、いずれの業態も総じて増加傾向にある。特に、ネット銀行等では他業態と比べて高い増加率を示しているが、これは、近年の住宅ローン残高の増加が寄与しているものと考えられる。ここ数年の貸出金残高の前年比増加率は預金残高の増加率を上回る形で推移しており（図表 13）、また、預貸率を見ると足元上昇傾向にあり、過去 10 年間で最も高い水準となっている（図表 14）。

<sup>10</sup> 個人預金及び法人預金の各残高全体に占める 1,000 万円以下の預金残高の割合を示している。

<sup>11</sup> 集計対象の金融機関は、2026 年 3 月末時点において、主要行等、ネット銀行等、地域銀行、信託銀行（子会社及び外資系）、S B J、ゆうちょ、信金中央金庫、全国信用協同組合連合会、労働金庫連合会、商工組合中央金庫、農林中央金庫、信用金庫、信用組合、労働金庫、信用農業協同組合連合会、信用漁業協同組合連合会。国内営業店の預金を対象とする。図表 10 も同様。

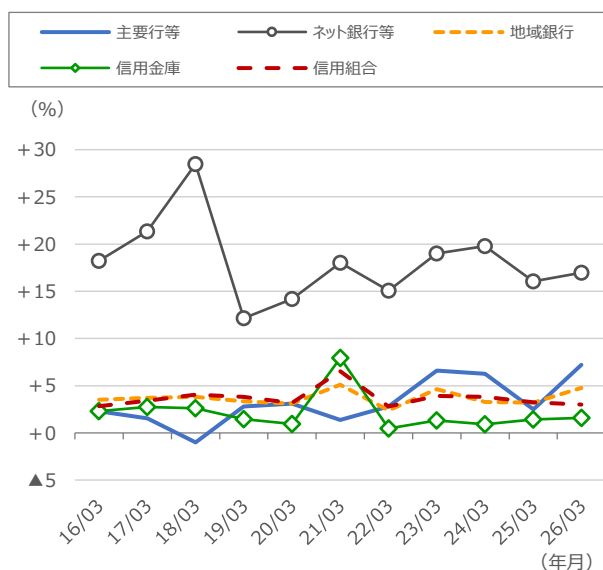


図表 11 金融機関の貸出金残高の推移（業態別）<sup>12</sup>

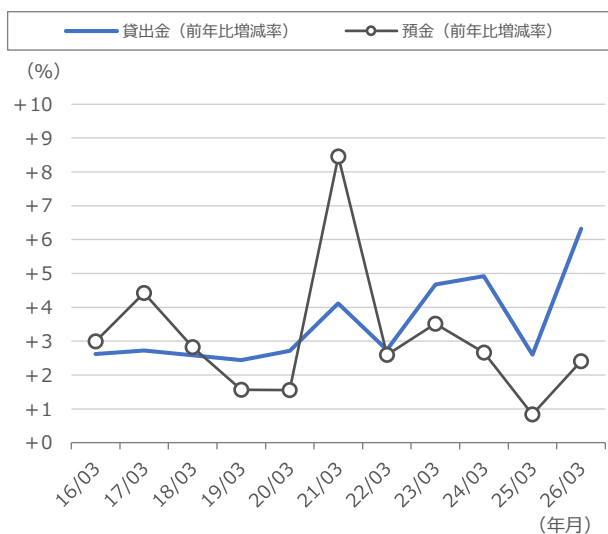


(注) 棒グラフ(左軸)は残高、折れ線グラフ(右軸)は増減率

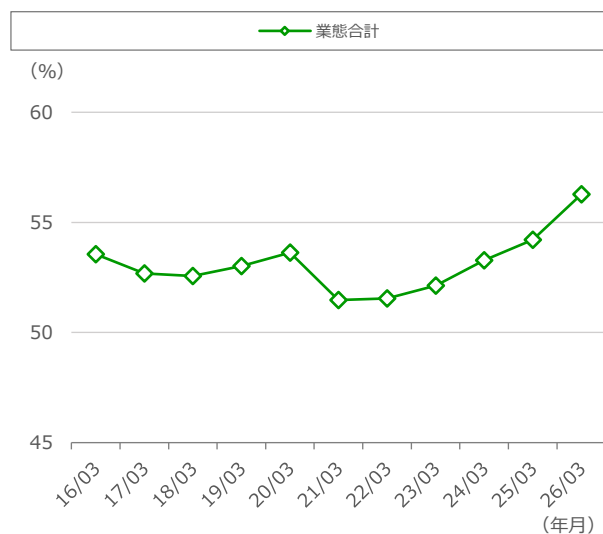
図表 12 金融機関の貸出金残高の前年比増減率の推移（業態別）



図表 13 預金残高と貸出金残高の前年比増減率<sup>13</sup>



図表 14 預貸率の推移



(出所) 金融庁

## 2. 預金金利と預貸利鞘の動向

本節では、近年の預金金利の動向や、預貸金利回り差の状況について確認する。

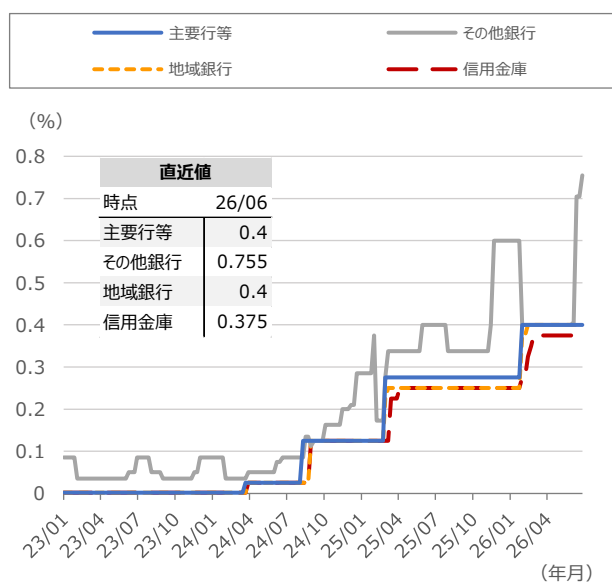
2024 年 3 月の政策金利の引上げ以降、金融機関の預金金利は段階的に上昇している。定期預金

<sup>12</sup> 海外営業店を含む全営業店の貸出金を対象とする（図表 12 も同様）。「その他」とは、2026 年 3 月末時点において、信託銀行（子会社及び外資系）、外国銀行支店、S B J、ゆうちょ、農林中央金庫、整理回収機構を指す。

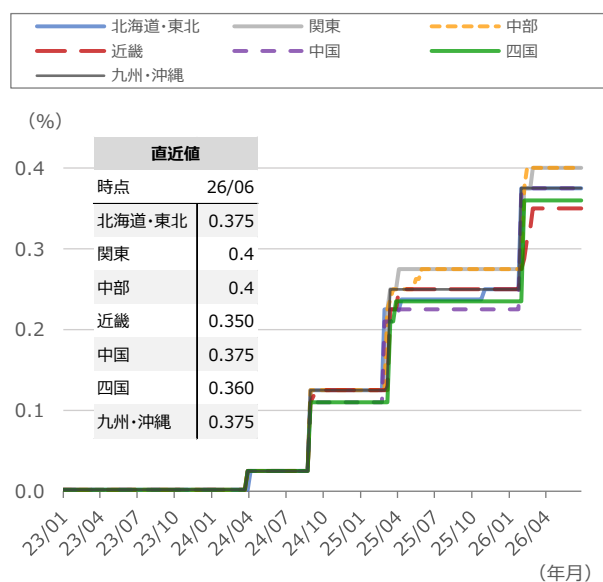
<sup>13</sup> 海外営業店を含む全営業店の預金（譲渡性預金を含む）及び貸出金を対象とする。集計対象の金融機関は、2026 年 3 月末時点において、主要行等、ネット銀行等、地域銀行、信託銀行（子会社及び外資系）、外国銀行支店、S B J、ゆうちょ、農林中央金庫、信用金庫、信用組合、整理回収機構。図表 14 も同様。

（1年満期）の金利<sup>14</sup>の推移をみても総じて上昇傾向にあることが確認できるが、その引き上げ幅には業態及び地域で差が見られる。具体的には、ネット銀行等を含むその他銀行は他業態と比べて金利の上昇幅が大きい傾向にある一方、信用金庫は比較的低位となっている（図表 15）。また、地域別に見ると、金融政策の見直し後、最初の金利改定が行われた 2024 年 3 月時点では、定期預金金利の引き上げ幅に地域間の大きな差は見られなかったものの、同年 9 月の改定以降、地域間で差が生じ、関東及び中部において他地域よりも金利の引き上げ幅が大きくなっている（図表 16）。こうした違いが見られる背景として、地域における競争、金融機関の特性や経営方針、置かれている経営環境などが預金金利の設定に影響している可能性が考えられる。

図表 15 業態別<sup>15</sup> 定期預金金利の推移（中央値）



図表 16 地域別<sup>16</sup> 定期預金金利の推移（中央値）



（出所）株式会社日本金融通信社「ニッキン金利情報」  
より金融庁作成

<sup>14</sup> 定期預金金利は、預入金額 300 万円以上 1,000 万円未満の 1 年満期を対象とし、2023 年 1 月から 2026 年 6 月の各週末における店頭表示金利を使用している。なお、データの制約上、条件付き金利等（キャンペーン期間中にキャンペーン金利を店頭表示金利として提示しているケース等）が含まれている場合がある。

<sup>15</sup> 集計対象の金融機関は、2026 年 6 月末時点において、主要行等は 9 行、その他銀行は 8 行、地域銀行は 96 行、信用金庫は 109 金庫。なお、「その他銀行」とは、PayPay、セブン、楽天、住信 SBI ネット、au じぶん、大和ネクスト、SBI、UI を指す。

<sup>16</sup> 地域銀行、信用金庫及び信用組合（2026 年 6 月末時点において 18 先）を集計対象とし、主要行等とその他銀行は特定の地域がないことから集計対象外としている。また、地域の区分は以下のとおり。

北海道・東北：北海道、青森県、岩手県、宮城県、秋田県、山形県、福島県

関東：茨城県、栃木県、群馬県、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県

中部：新潟県、山梨県、富山県、石川県、福井県、長野県、岐阜県、静岡県、愛知県

近畿：三重県、滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、和歌山県

中国：鳥取県、島根県、岡山県、広島県、山口県

四国：徳島県、香川県、愛媛県、高知県

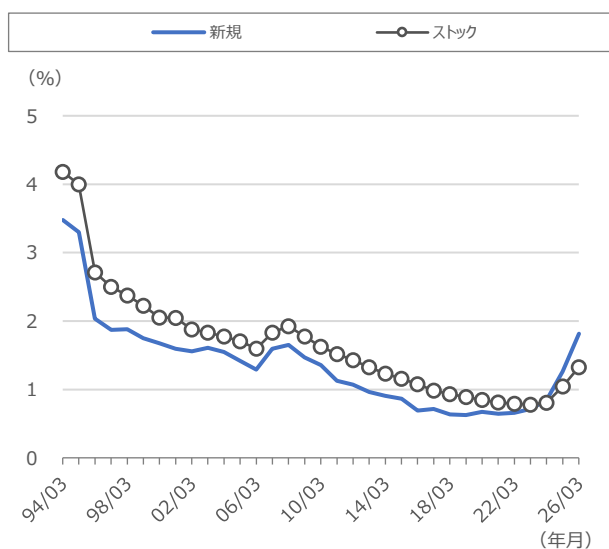
九州・沖縄：福岡県、佐賀県、長崎県、熊本県、大分県、宮崎県、鹿児島県、沖縄県

他方、貸出金利については、新規貸出の約定金利が、基準金利として参照される市場金利や短期プライムレートの上昇に伴って上昇しており、また、ストックベースの貸出約定金利も足元で上昇傾向にある（図表 17）。金融機関の預貸収益に係る預金と貸出金の利回り差の状況を業態毎に確認すると（図表 18）、まず、主要行等及び地域銀行では、2025 年 3 月期頃から貸出金利回りの上昇幅が預金利回りの上昇幅を上回って推移しており、預貸金利回り差は拡大傾向にある。他方、ネット銀行等、信用金庫では、2025 年 3 月期まで預金利回りの上昇幅が貸出金利回りの上昇幅を上回っていたことから利回り差は縮小していたが、足元の 2026 年 3 月期では貸出金利回り上昇幅が上回り、利回りが改善している。信用組合では、2026 年 3 月期において預金利回りの上昇幅が貸出金利回りの上昇幅を上回っており、利回り差は縮小している。

なお、ネット銀行等において貸出金利回りが趨勢的に低下傾向にあったことの背景として、預金量が増加する下、貸出ポートフォリオの中心がカードローンから住宅ローンにシフトするなどしており、こうした事業規模や事業構造の変化が利回り差に影響していると考えられる。

以上のとおり、金融機関の預貸金利回り差が改善している業態が多いが、目下の金利変動は金融機関の資金調達及び運用の双方に様々な影響を及ぼし得るため、金融機関においては、預貸金の収益性のみならず、有価証券運用や流動性の観点も含め、資産・負債を一体的に管理するリスク管理（ALM）に、より留意することが求められる。

図表 17 貸出約定平均金利の推移<sup>17</sup>



（出所）日本銀行「貸出約定平均金利」より金融庁作成

<sup>17</sup> すべての約定期間の貸出（短期・長期・当貸）を対象とする。集計対象の金融機関は、国内銀行。なお、「国内銀行」とは、銀行本体の設立根拠がわが国の銀行法に準拠している銀行のうち、日本銀行と当座預金取引契約をしている銀行を指す（ただし、ゆうちょ及び整理回収機構を除く）。

図表 18 預貸金利回り差の推移（業態別）<sup>18</sup>



（出所）金融庁

### 3. 地域別にみた預金・貸出動向

本節では、金融機関の国内営業店の預金及び貸出金残高の動きを都道府県別<sup>19</sup>に集計したうえで、その変化を比較することにより、地域別の預貸金動向を確認する。

図表 19 は、2023 年度から 2025 年度の 3 年間における、法人預金（金融機関を除く）及び個人預金の残高の前年比増減率の平均を地域別に表している。いずれの地域でも法人預金の増加率が個人預金の増加率を上回っているが、その程度は地域によって異なっている。個人預金の増加率は、関東

<sup>18</sup> 国内営業店の預金及び貸出金を対象とする。預金利回り及び貸出金利回りは、事業年度毎に預金利息及び貸出利息をそれぞれ預金残高（平残）及び貸出金残高（平残）で除して算出している。貸出金利回りの上昇はプラス（+）、預金利回りの上昇はマイナス（▲）として示している。

<sup>19</sup> 本節において、集計対象の金融機関は、2026 年 3 月末時点において、主要行等、ネット銀行等、地域銀行、信託銀行（子会社及び外資系）、外国銀行支店、S B J、ゆうちょ、信金中央金庫、全国信用協同組合連合会、労働金庫連合会、商工組合中央金庫、農林中央金庫、信用金庫、信用組合、労働金庫、信用農業協同組合連合会、信用漁業協同組合連合会。また、各金融機関の国内営業店（支店や出張所等）が所在する都道府県単位で預金残高及び貸出金残高を集計している。なお、「ネット銀行等」をはじめとする各金融機関のネット支店の預金残高及び貸出金残高については、本店所在地の都道府県に計上している。

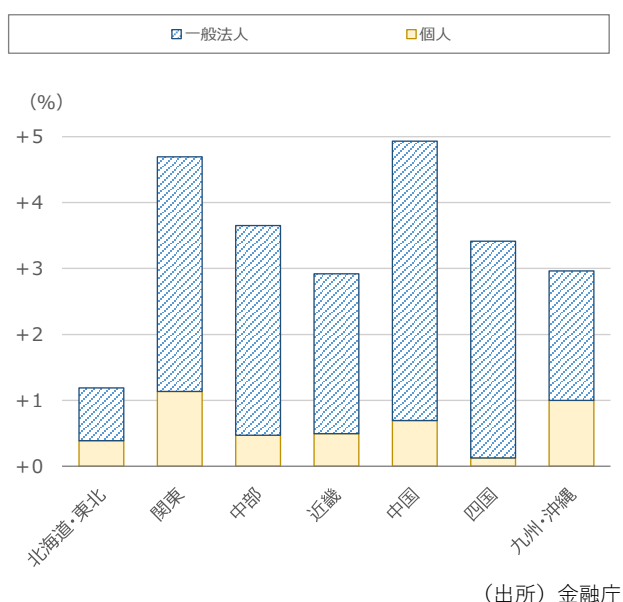
及び九州・沖縄では他の地域と比較して高く、四国では相対的に低い。なお、データの制約上、ネット銀行等をはじめとする各金融機関のネット支店の預金残高は全て本店所在地の都道府県の預金残高として計上している点に留意が必要である。

次に、都道府県毎の預金動向と貸出金の動向を組み合わせ、過去 10 年間の変化と足元の状況を比較する。

図表 20 左図は、2016 年度から 2025 年度までの預金及び貸出金残高の増減率を年平均成長率で示している。この図表を見ると、過去 10 年間では、全ての都道府県において預金・貸出金残高がともに増加していることが確認できる。また、多くの都道府県が 45 度線付近に位置していることから、預金と貸出金の増加率が概ね均衡していた地域が少なくなかったことが窺える。

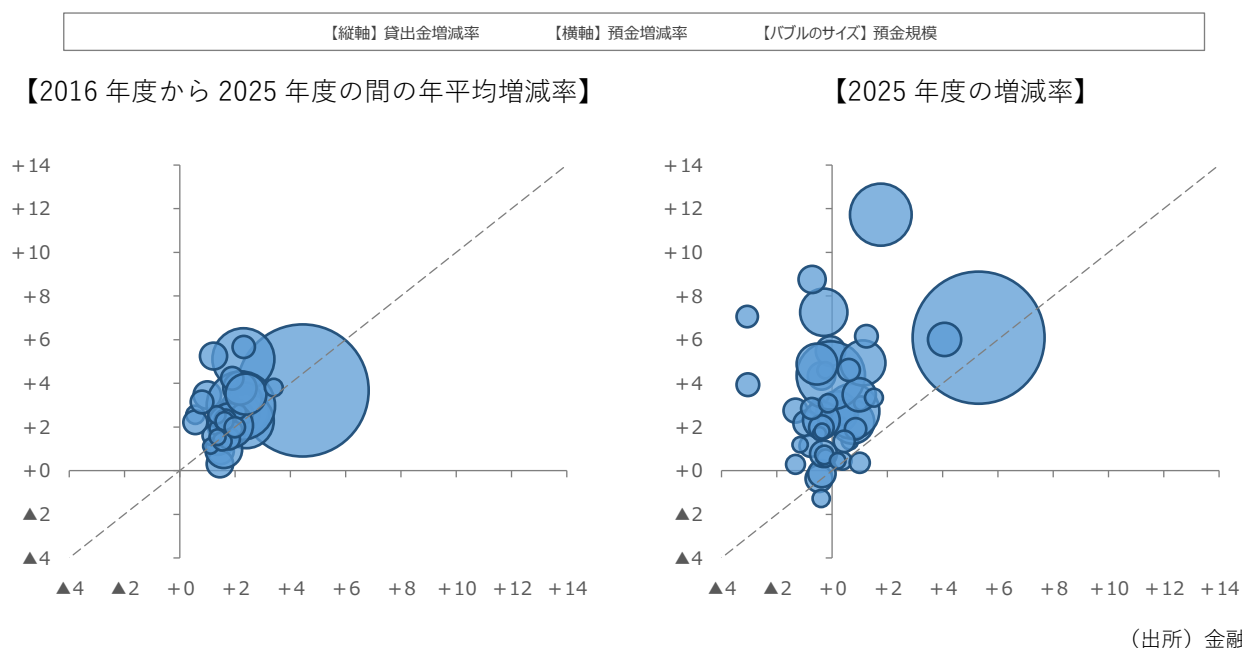
これに対し、図表 20 右図は、2025 年度における預金・貸出金残高の前年比増減率を示している。左図と比較すると、45 度線より上方に位置する都道府県が増加しており、足元では貸出金の増加率が預金の増加率を上回る地域が広く見られるようになってきている。また、預金と貸出金とともに減少している地域も見られるなど、過去 10 年間の平均的な動向とは異なってきていることが確認された。もっとも、同一都道府県内に本店を置く金融機関であっても、預金及び貸出金の動向は金融機関毎に異なっている点には留意が必要である。

図表 19 預入主体別預金増減率の内訳<sup>20</sup>  
(2023～2025 年度の年間増減率の平均)



<sup>20</sup> 預入主体のうち、一般法人（金融機関除く）及び個人の 2023 年度～2025 年度の各年度の増減率を平均し地域別に集計している。

図表 20 都道府県別の預金・貸出金の増減率<sup>21</sup>



## IV. 預金残高の変化要因に関する定量的分析の試行

本章では、銀行の預金獲得に向けた各種施策や預金に影響を及ぼし得る各種要因と預金残高の関係を解明するために試みた定量分析について紹介する。

### 1. 分析の概要

近年、モバイルアプリ等を介したオンラインサービスの拡充による金融サービスへのアクセス性の向上を目指す動きに加え、一部銀行などにおいては、戦略的に営業店舗を新たに開設し、新規顧客の獲得や顧客の維持を図ろうとする動きが見られる。

本章では、こうした施策が果たす預金獲得の効果について定量的な分析を試みる。ここでは、地域銀行<sup>22</sup>を対象に、3つの要素（預金金利、店舗数動向、オンラインサービス）が預金の増減に与える影響をそれ以外の要素をコントロールしつつ、試行的に分析する。なお、①前章第2節で確認したとおり、2020年から2021年の預金動向においては感染症の拡大に伴い実施された各種給付金・補助金や特別融資等の影響が見受けられることや、②長期的な預金残高の推移を捉えようとすると、マクロ経済環境の変化等の考慮すべき要因が多くなることを踏まえ、簡単化のため、2022年3月末から2026年3月末まで期間のデータを用いて分析を行う<sup>23</sup>。こうした設定は、直近数年間の施策（預

<sup>21</sup> バブルの大きさは、2026年3月期の預金規模を示す。左図（2016年度との比較）は年平均成長率を用いて示している。

<sup>22</sup> なお、経営統合等の個別要因の影響が考えられる一部地域銀行については、本分析の対象から除外している。

<sup>23</sup> 次節で詳述するとおり、2022年3月末のデータについては、時間変化（一階差分）を構築するのに用いている。

金金利上昇や新規店舗設置、オンラインサービスの拡充等）の効果の検証には適しているが、それ以前のリテール施策と預金動向の関係性（履歴効果）や、長期的な預金動向との関係性については十分に捕捉できない可能性を生じさせることに留意が必要である<sup>24</sup>。また、次節にて詳述するが、本分析においては、各地域銀行の公式サイト等に掲載された公開情報を対象として、人手による確認を行うとともに、生成 AI を当該確認結果の検証及び分析用データの整形を補助する目的で使用している。なお、本分析に用いた各サービスの提供状況は、一時点（2026 年 6 月 18 日）で確認可能であった公開情報に基づくものであり、同日以降のサービス内容の変更、公式サイト上の掲載情報の更新等により、実際の提供状況と一部相違が生じる可能性がある。本分析の結果については、こうした点に留意の上、幅をもって解釈されたい。

## 2. データセット

本章では、以下のデータを用いて分析を行う。

### I. 個人預金残高

本章では、個人預金に着目して分析を行う。これは、図表 5 で見たとおり、地域銀行における預金者の多くは個人であり、本章で検証するオンラインサービスは主に個人顧客に向けたものであるほか、決済用資金の預け入れ等の本稿データセットでは捉えることが難しい法人企業特有の預金理由を除くためである。個人預金残高については、第 II 章で述べたデータソース（②預入主体別（法人、個人等）預金残高データ）を用いる。

### II. 預金利回り

預金金利を捉える指標として、預金利回り<sup>25</sup>を用いる。これは、店頭表示金利では捉えきれない、キャンペーン金利等の金利上昇要素の寄与も含めて預金金利の効果を検証するためである。本項目に関しては、第 II 章で述べたデータソース（①決算データ）を用いる。

### III. オンラインサービス提供状況（モバイルアプリ等）

オンラインサービス提供の状況として、図表 21 に示す 6 つの主に個人顧客を対象としたウェブサイト／モバイルアプリ等上で提供される機能について、各地域銀行が提供しているか否かを確認する。

<sup>24</sup> 例えば、日本銀行の金融システムレポート（2025 年 4 月号）では、地域銀行の中で比較的モバイルアプリの導入が早かったグループにおいて、預金残高の増加ペースが相対的に高い傾向が指摘されているが、本分析ではこうした数年間のリテール施策差異の履歴効果を検証することは困難である可能性がある。

<sup>25</sup> 本分析では、 $\text{預金利回り} = \text{預金利息} \div \text{預金残高（平残）} \times 100$  によって預金利回りを定義する。



図表 21 本分析において考慮した主なオンラインサービスの項目と確認内容

| 項目                 | 確認内容                                           |
|--------------------|------------------------------------------------|
| オンラインでの口座開設        | 新規口座開設手続きについて、来店を要せずにウェブサイト／モバイルアプリ等で完結するか     |
| オンラインでの定期預金申し込み    | 定期預金の新規預入手続きについて、来店を要せずにウェブサイト／モバイルアプリ等で完結するか  |
| オンラインでの登録情報変更（住所等） | 住所等の登録情報変更手続きについて、来店を要せずにウェブサイト／モバイルアプリ等で完結するか |
| オンラインでのローン申し込み     | カードローンの申し込み手続きについて、ウェブサイト／モバイルアプリ等で完結するか       |
| オンラインでの NISA 申し込み  | NISA 口座の開設・申込手続きについて、ウェブサイト／モバイルアプリ等で完結するか     |
| スマート通帳（通帳レス）       | ウェブサイト／モバイルアプリ等で口座残高や出入金記録を確認可能な機能を提供しているか     |

本分析では、これらのオンラインサービス機能の提供状況確認にあたり、各地域銀行の公式サイト等に掲載された公開情報を確認対象とし、あらかじめ整理した公式リンク及び判定基準に基づいて各オンラインサービス提供状況を整理し、生成 AI を活用しつつ記載内容の確認、分類、要約及び分析用データの整形を行った。なお、公開情報を用いる制約上、各地域銀行の年度毎の時系列でインターネットを経由したサービスの提供状況を把握することは困難であるため、本章では 2026 年 6 月 18 日時点におけるサービスの提供状況を用いて分析する。

#### IV. 営業店舗数推移

本分析では、第 II 章で述べたデータソース（①決算データ）から、各年 3 月末における国内業務部門に属する各地域銀行の店舗数を用いる。本データでは、移動店舗や臨時店舗、ATM が店舗数から除かれる一方で、インターネット支店や店舗内店舗等が店舗数に含まれるケースがあるなど、必ずしも対面窓口となる営業店舗数の増減を正確に反映していない可能性については留意が必要である。



## V. 都道府県人口

本分析では、コントロール変数として、2022年3月末から2026年3月末までの都道府県別人口を用いる。本分析では、第Ⅱ章⑦の住民基本台帳人口データをベースに人口についてのデータを構築しており、原則として各年1月1日時点の人口を同年の3月末のデータとして用いている。ただし、2026年3月31日時点の人口については、2026年1月1日のデータが分析時点で存在しないため、直近の2024年1月1日から2025年1月1日までの人口増減幅が、その後も日数に応じて同じペースで進行するものと仮定し、線形外挿により推計した。

## 3. 分析手法

本分析は、回帰分析により第1節で挙げた要素が預金動向に与える影響について考察する。分析に用いる推定モデル（回帰式）は以下のとおりである。

$$\begin{aligned}\Delta \log D_{i,t} = & \beta_Y Y_{i,t} + \beta_b \Delta \log N_{i,t-1} + \beta_d I[S_i \geq Q_{75}(S)] \\ & + \delta_p \Delta \log P_{i,t} + \gamma_t + \lambda_i + \eta_i + \epsilon_{i,t}\end{aligned}$$

ここで、 $D$ 、 $Y$ 、 $N$ 、 $S$ 、 $P$ 、 $R$ 、 $\gamma$ 、 $\lambda$ 、 $\eta$ はそれぞれ、個人預金残高、預金利回り（%）、営業店舗数、インターネットを経由したサービスに関するスコア、本店所在都道府県における人口、年度に関するダミー変数、本店所在都道府県が属する地域<sup>26</sup>に関するダミー変数及び業態（地方銀行／第二地方銀行）に関するダミー変数である。また、 $i$ 、 $t$ はそれぞれ、地域銀行及び年度に関する添字である。 $\Delta$ は年度に関する差分を表し、任意の変数 $X$ に対して $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ により定義する。なお、地域銀行 $i$ に対するスコア $S$ は当該地域銀行が提供するオンラインサービス（上記図表21に記載されたもの）の個数である。そのうえで、 $I[S_i \geq Q_{75}(S)]$ は地域銀行 $i$ のインターネットを経由したサービスに関するスコア（ $S_i$ ）が地域銀行の75パーセンタイル値以上であるときに1をとるダミー変数であり、地域銀行の中でオンラインサービスが比較的充実しているときの影響を測る変数となっている。なお、地域銀行の75パーセンタイル値（ $Q_{75}(S)$ ）は6であり、本分析で考慮したオンラインサービスの大宗は地域銀行によって広く提供されていると考えられる。また、営業店舗数変化率を表す $\Delta \log N$ については、営業店舗の設置・廃止が預金に影響を与えるまでに一定の時間がかかる可能性を考慮し、1年間のラグを設けている。

本推定モデルでは、預金金利（預金利回り）の効果、営業店舗の効果、オンラインサービスの効果はそれぞれ $\beta_Y$ 、 $\beta_b$ 、 $\beta_d$ により検証する。また、2行目の各変数は預金動向に影響を与えうる要素を成業するためのコントロール変数であり、それぞれ、人口動態や地域特有の事情、年度特有の事情、業態（地方銀行／第二地方銀行）間での違いを制御する目的で追加している。

<sup>26</sup> 第Ⅲ章脚注16の地域区分に基づき各金融機関本店所在都道府県を各地域に分類している。

## 4. 分析結果

図表 22 に分析結果を示す。

図表 22 預金動向に対する推計結果

| 係数                         | 推定値<br>(標準誤差)     | p 値   |
|----------------------------|-------------------|-------|
| 預金利回り ( $\beta_y$ )        | 0.109<br>(0.051)  | 0.032 |
| 営業店舗数変化 ( $\beta_b$ )      | 0.241<br>(0.126)  | 0.057 |
| オンラインサービス<br>( $\beta_d$ ) | -0.004<br>(0.004) | 0.335 |
| サンプル数                      | 337               | -     |
| Adj. R <sup>2</sup>        | 0.173             | -     |

※ 標準誤差の算出には、各地域銀行内部における自己相関の影響を緩和するため、地域銀行を単位とするクラスターロバスト標準誤差を用いている。

この結果は、預金利回りの 1bps の差異に対して、平均して預金増加幅に約 0.11% に差異が生じ、この傾向が統計的に有意であることを示唆している<sup>27</sup>。

また、営業店舗数変化に係る係数 ( $\beta_b$ ) の p 値は 0.057 であり、営業店舗数変化の預金増加幅に対する影響について、5% の有意水準には達しないものの、10% の有意水準では統計的有意性を示す結果だった。このことは、預金変化に対する営業店舗数の変化が正の相関を一定程度持っている可能性を示唆している。

一方で、オンラインサービスについては、本分析では統計的に有意な影響は確認されなかった。

## 5. 考察

前節で示した分析結果から、直近数年間において、預金動向に対する預金利回り水準の影響が示されたほか、営業店舗数の変化が寄与している可能性が示唆された。このことは、預金利息に加え、足元では一部地域銀行において新規店舗を開設する動きも見られるが、こうした新規営業店舗を拠

<sup>27</sup> 本稿では、特に断らない限り、統計的有意さの判定基準を 5% 水準とする。

点とする金融サービスへのアクセスの向上等が預金の増加に寄与している可能性についても示唆していると考えられる。もっとも、本分析では、本章第2節で述べたとおり、インターネット支店や店舗内店舗等が店舗数に含まれる場合があるなど、当該結果については幅を持って解釈する必要がある。また、本分析については、2022年3月末から2026年3月末のデータを用いて各要素間の相関を分析しているが、マクロ経済環境や金融機関の置かれた経営環境の変化に応じて、将来を含む分析対象期間以外では異なる結果となる可能性があることにも留意が必要である。

また、オンラインサービスについて、本分析では有意な影響は見られなかったが、この結果は必ずしも当該サービスの提供が預金動向に影響しないことを示しているわけではない。本章第2節で述べたとおり、データの制約から2026年6月におけるオンラインサービスの提供状況に基づいて分析しているため、各時点における各地域銀行のオンラインサービスの提供状況を正確に捕捉できていない。このことから、特定の地域銀行において、分析期間中に新たにオンラインサービスが提供された場合等に、その影響を十分に反映できない可能性がある。加えて、本分析で考慮したオンラインサービスは、本分析で検討した時点（2026年6月18日）で多くの地域銀行で提供されていることから、個人顧客から見て資金を預け入れる先を選択するにあたり、各行の差別化要素とはならなかった可能性も考えられる。そのほかに、オンラインサービスによる金融サービスへのアクセスの良さが、預金の粘着性に影響している可能性もあり、こうした点も含めた更なる分析が望まれる。

---

## V. 総括

---

本稿では、金融機関の預金残高、決算データ及び金利データ等を用いて、足元の預金動向や預金構造の実態を把握するとともに、預金残高の変動に関連し得る要因を模索し、その効果について定量的な分析を試行した。

近年、金融機関では資金需要の高まりを背景として貸出金残高の増加が見られており、預金をはじめとする安定的な資金調達の重要性は一段と高まっている。足元では貸出金利の上昇等を背景として、金融機関の預貸金利回り差は総じて改善傾向にあると考えられる。他方、目下の金利変動は金融機関の資金調達及び運用の双方に様々な影響を及ぼし得るため、金融機関は、預貸金の収益性のみならず、有価証券運用や流動性の観点も含め、資産・負債を一体的に管理するリスク管理（ALM）に一層留意することが求められている。

預金残高の変動に寄与する要因に関する定量分析の結果、預金利回りと預金残高の間に一定の相関が示唆されたほか、リテール施策強化の一環として考え得る戦略的な支店網の拡充も、預金獲得に寄与している可能性が示唆された。戦略的な支店配置などのリテール施策を通じた顧客基盤の拡

充は、預金獲得につながる可能性があり、こうした取組みは金融機関の資金調達基盤の強化にもつながり得る。

金融庁としては、本稿で試行的に実施した預金残高の変動要因分析をはじめ、多様なデータや分析手法を活用することで、金融機関の資金調達構造や収益性、リスク管理等に関する理解をさらに深めつつ、今後も金利環境の変化や預金動向が金融機関の経営に及ぼす影響を注視していく。

本稿分析は総合政策局リスク分析総括課マクロ・データ分析監理官室プルーデンス企画調整官 梶原耕太郎、課長補佐 川井大輔、金融証券検査官 植松温大、係長 加藤準を中心に行った。