



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

Broad
Perspective
Review

多角的レビューシリーズ

貸出増加支援資金供給が貸出残高に 及ぼした影響

伊藤雄一郎*

yuuichirou.itou@boj.or.jp

河西桂靖*

yoshiyasu.kasai@boj.or.jp

平田篤己**

atsuki.hirata@boj.or.jp

No.24-J-19
2024 年 11 月

日本銀行
〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱 30 号

* 日本銀行企画局

**日本銀行企画局（現・調査統計局）

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

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

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

貸出増加支援資金供給が貸出残高に及ぼした影響*

伊藤 雄一郎[†] 河西 桂靖[‡] 平田 篤己[§]

2024 年 11 月

【要旨】

本稿では、銀行毎の財務データをもとに、日本銀行が 2012 年 10 月に導入を決定した「貸出増加を支援するための資金供給（貸出増加支援資金供給）」が、銀行の貸出残高に及ぼした影響について、定量的な分析を行った。分析にあたっては、当制度の利用が任意であるという選択バイアスに対応するために、傾向スコアマッチングを用いて政策効果を推計した。推計結果は、当制度の利用先と非利用先の間で、貸出残高に統計的に有意な差があることを示しており、貸出増加支援資金供給が、貸出の増加につながっていたことが示唆された。

JEL 分類番号 : E50、E51、E52、E58、G21、C23

キーワード : 非伝統的金融政策、貸出ファシリティ、銀行貸出、傾向スコアマッチング

* 本稿の作成に当たっては、開発壮平氏、加藤直也氏、土川顕氏、中島上智氏、長野哲平氏および日本銀行のスタッフから有益なコメントを頂戴した。また、貸出増加支援資金供給の制度概要や海外における制度の導入状況では、久保倉康弘氏と宿谷麻衣氏にご協力を頂いた。記して感謝の意を表したい。ただし、本稿のあり得べき誤りは、全て筆者たち個人に属する。なお、本稿に示される内容や意見は、筆者たち個人に属するものであり、日本銀行の公式見解を示すものではない。

[†] 日本銀行企画局 (yuuchirou.itou@boj.or.jp)

[‡] 日本銀行企画局 (yoshiyasu.kasai@boj.or.jp)

[§] 日本銀行企画局 (現・調査統計局、atsuki.hirata@boj.or.jp)

1. はじめに

2000年代後半の世界金融危機以来、金融システムの安定や経済の活性化、低インフレからの脱却を図るため、世界各国の中央銀行が様々な非伝統的金融政策を実施してきた。名目金利がゼロ下限に到達するもとの、フォワードガイダンスや資産買入れ政策といった非伝統的な金融政策手段が採用されてきたなかで、金融機関に流動性を供給し貸出チャンネルに働きかける政策手段として、金融機関からの借入申込みに対し、適格担保の範囲内で中央銀行が受動的に貸出に応じる、貸出ファシリティも導入されてきた。わが国では、金融機関の一段と積極的な行動と企業や家計の前向きな資金需要の増加を促す観点から、日本銀行が、2012年10月の金融政策決定会合において、「貸出増加を支援するための資金供給」（以下、貸出増加支援資金供給）の導入を決定した。貸出促進を目的とする資金供給制度は、欧州や英国でも導入されており、その政策効果について、活発な議論が交わされてきた。

貸出増加支援資金供給は、金融機関の貸出増加額に応じて、日本銀行が適格担保の範囲内で低利かつ長期で資金を供給する制度である¹。当制度は、金融機関の資金調達コストを低下させ、安定的な資金を供給することで、貸出行動に直接働きかけると考えられる。この点、2013年以降、貸出増加支援資金供給の残高は80兆円程度、金融機関の貸出残高は300兆円程度増加している。ただし、両者の間に因果関係があるのか——貸出増加支援資金供給なかりせば、貸出残高の伸びはより限られたのか——は、この数字だけでは判別できない。当制度が金融機関の貸出につながったかは、政策的に重要な含意をもたらすと考えられる。

そこで、本稿では、わが国における貸出増加支援資金供給の貸出促進効果について検証する²。本稿の分析結果を先取りすると、貸出増加支援資金供給を利用した銀行と利用していない銀行の間には、貸出残高に統計的に有意な差が生じており、利用先の方が非利用先と比べ、貸出残高を増加させたことが示唆された。

¹ 日本銀行が導入した貸出ファシリティの中には、金融機関の一段と積極的な行動と企業や家計の前向きな資金需要の増加を促すために導入された貸出増加支援資金供給以外にも、企業金融の円滑化等に資するための措置（企業金融支援特別オペレーション、新型コロナウイルス感染症対応金融支援特別オペレーション）や、中長期的に物価安定を実現していくという観点等から、民間における様々な取り組みを支援するための措置（成長基盤強化を支援するための資金供給、被災地金融機関を支援するための資金供給オペレーション）もある。

² 過去25年間の金融緩和策が、金融システムに及ぼした影響については、[日本銀行金融機構局（2024）](#)を参照。また、大規模な金融緩和による金利低下が、金融仲介機能に与えた影響については、[安部ほか（2024）](#)を参照。

本稿の貢献は、貸出増加支援資金供給が銀行貸出に与えた影響を、実証的に分析した点である。特に、わが国においては、金融機関による貸出増加支援資金供給の利用額は増加の一途を辿ってきたものの、政策の効果を定量的に分析したのは、筆者らが知る限り、本稿が初めてである。ただし、当制度の政策効果は、貸出残高だけでなく、貸出金利への浸透や、金利リスクを通じた金融機関行動への影響、実体経済への波及など多岐にわたると考えられるが、すべての論点を網羅することは容易ではないため、本稿では、貸出増加支援資金供給が貸出の増加を促進したかという点に絞って分析を行っている。

本稿の構成は次のとおりである。第2節では、貸出増加支援資金供給の制度の概要を紹介したのち、当制度が実体経済へ波及する経路を整理する。第3節では、海外での導入状況と関連する先行研究を概観する。第4節では分析手法を、第5節では分析結果を紹介する。第6節はまとめである。

2. 貸出増加資金供給の概要と波及経路

2. 1 制度の概要

貸出増加支援資金供給は、金融機関の一段と積極的な行動と企業や家計の前向きな資金需要の増加を促す観点から、日本銀行が、2012年10月の金融政策決定会合において導入を決定し、2013年6月からオファーを開始した。当制度は、2012年10-12月時点からの貸出増加分を貸付限度額として、金融機関の希望に応じて、低利かつ長期（最長4年・年0.1%）で供給する制度として開始した（図表1）。資金供給の支援対象は、グローバルな需要を取り込み、わが国経済の成長力の強化に資する観点から、ファンド向け貸出や、海外に所在する企業への貸出といった、外貨建ての貸出も対象とされた。制度導入以降、金融機関からの積極的な利用がみられている（図表2）。

この間、貸出増加支援資金供給の利用先拡大や利用額の増加の背景には、適格担保の拡充や貸付限度額の拡大など、いくつかの制度変更が行われたことも影響していると考えられる³。図表3は、主な制度変更をまとめたものである。これをみると、2014年6月からは、貸付限度額が金融機関の貸出増加額の2倍相当額に拡充されたほか、2015年6月からは、系統中央機関（信金中央金庫、全国信用協同組合連合会、労働金庫連合会および農林中央金庫）の会員である、日本銀行

³ 適格担保の拡充に関連して、[Sugo and Vergote \(2020\)](#)は、欧州の事例を分析し、後述のTLTRO（貸出増加支援資金供給に類似する貸出ファシリティ）の利用促進には、貸付金利の設定だけでなく、利用可能な適格担保やその構成も重要であることを指摘している。

との非取引先が、系統中央機関を通じて制度を利用し得る枠組みが開始され、より多くの金融機関が制度を利用できるようになった。2016年3月からは、マイナス金利の導入を受けて貸付利率が0%に引き下げられたほか、2016年6月からは、当制度の利用残高の増加額の2倍が、補完当座預金制度上のマクロ加算残高へ加算されることとなった。マイナス金利政策の下では、当座預金は「基礎残高」（適用金利：+0.1%）、「マクロ加算残高（同：0%）」、「政策金利残高（同：-0.1%）」の三層に分割される。したがって、当制度を利用するほど、金融機関のマクロ加算残高が増加（政策金利残高が減少）し、日銀当座預金の三層構造を利用した裁定取引を行うことができるようになった。2020年6月からは、貸出を増加させてきた金融機関を引き続き支援し、強力な金融緩和の継続に資するよう、期日償還を迎える額について、一定の条件のもとでの借り換えが容認された。この間、2016年6月と2019年9月からは、金融機関が差し出す適格担保の拡充も行われた⁴。

2. 2 波及経路

貸出増加支援資金供給が、金融機関の一段と積極的な行動や、企業や家計向け貸出の増加へ波及していく経路としては、主として、資金調達コストの低下とリスクテイク余力の拡大を通じた二つの経路が考えられる（図表4）。

まず、第一の経路として、他の資金調達手段よりも低い金利で資金を供給することで、金融機関の資金調達コストを低下させ、貸出金利の低下に繋がることが考えられる。貸出増加支援資金供給の貸付金利は、2015年12月オファー分までは0.1%、2016年3月から2024年3月オファー分までは0%とされてきた⁵。図表5は、当制度の貸付金利を、一般的な代替調達手段と考えられる定期預金や譲渡性預金、社債の調達金利と比較したものである。これをみると、貸出増加支援資金供給の貸付金利は、均してみると、譲渡性預金よりも2bp程度、定期預金よりも10bp程度、社債に対しては19bp程度、低めに推移している姿となっている。金融機関は、当制度を活用して資金調達することで、低利での融資が可能となる——企

⁴ 具体的には、2015年12月に、住宅ローン債権を信託等の手法を用いて一括して担保として受け入れることのほか、外貨建て証書貸付債権を適格担保とすることが決定された。また、2019年4月には、企業債務に関する信用力要件の緩和や地方公共団体債務に関する要件の緩和などが決定された。

⁵ なお、2024年3月の金融政策決定会合では、貸出増加支援資金供給の新規実行分について、貸付利率を0.1%、貸付期間を1年として実施することと、貸出増加額と同額までの資金供給を受けられる仕組みとすることが決定された。また、2024年7月の金融政策決定会合では、新規実行分の貸付利率を、貸付期間中の補完当座預金制度の適用利率の平均値とすることが決定された。

業や家計の前向きな資金需要の掘り起こしに繋がる——と考えられる⁶。実際、当制度の導入後、金融機関が当制度を活用して住宅ローン金利を引き下げる動きが指摘されていた（日本銀行（2013））ほか、地域経済の活性化等を企図した基金を設定して、貸出増加に取り組む金融機関もみられていた。

次に、第二の経路として、金融機関の調達が安定化し、リスクテイク余力が高まることで、貸出が促進される経路も考えられる。金融機関のリスクテイクには様々な要因が影響すると考えられるが、例えば、金利リスクに注目してみよう。金融機関は一般的に、（預金など）短期の資金を調達し、（貸出など）長期の運用を行うため、運用と調達の満期に差（デュレーション・ギャップ）が生じている。この差が大きいほど、金利変動時に資産と負債の時価変動を通じて、自己資本の価値が変動しやすい（金利リスクが大きい）ことから、金融機関のリスクテイクも制約される可能性がある。こうしたなかで、金融機関が貸出増加支援資金供給を利用して、固定金利で長期の資金を調達すると、デュレーション・ギャップが縮小し、金融機関の金利リスクが低下する⁷。金利リスクの低下は、金融機関のリスクテイク余力の拡大につながり、融資条件の緩和や貸出促進に繋がることが期待される。金利リスクやマチュリティ・ミスマッチが銀行貸出に影響を及ぼすことは、古くから指摘されている（Bernanke and Gertler (1995)や Gambacorta and Mistrulli (2004)）。このほか、調達の安定化が流動性リスクを低下させ、リスクテイクを促進する効果も考えられる⁸。

⁶ 資金調達コストの低下を通じた実体経済への波及経路は、後述の英国中央銀行（BOE）の FLS や、欧州中央銀行（ECB）の TLTRO についても指摘されている（BOE (2012)、ECB (2015)）。このうち ECB (2015)は、TLTRO に参加した銀行の資金需要が減少することで、市場全体の資金調達需要が押し下げられ、TLTRO に参加していない主体の資金調達コストも低下しうることにも指摘している。加えて、TLTRO に参加した銀行の市場からの調達の減少（社債等の発行の減少）が投資家のポートフォリオリバランスを促す可能性や、中央銀行が長期間、低金利で貸し出すというスタンスが、フォワードガイダンスを強化する可能性も指摘している。

⁷ 日本銀行（2024）では、2022 年末から 2023 年 9 月末にかけて、貸出増加支援資金供給や共通担保資金供給の活用等によって、金融機関のデュレーション・ギャップが縮小したことが指摘されている。

⁸ 欧州の銀行に対するサーベイ（Euro area bank lending survey; BLS）の結果をまとめた ECB (2014)は、銀行財務に与える影響として「流動性の改善」を指摘する銀行の割合が最も高いことを紹介している。Renne (2014)も、中央銀行による長期の資金供給が安定調達比率（Net Stable Funding Ratio; NSFR）の改善につながることを指摘している。流動性リスクの低下が銀行貸出の供給を増加させるとする、いわゆる金融政策の流動性チャネルについては、BCBS (2011)も参照。

3. 海外における制度の導入状況と政策効果に関する先行研究

貸出増加支援資金供給と同様の貸出ファシリティは、海外でも導入されている。そこで本節では、海外における同様の制度の導入状況について概観する。また、そうした貸出促進を企図した制度について、政策効果を考察した先行研究を紹介し、本稿との関係を整理する。

3. 1 海外における制度の導入状況

図表 6 は、欧州と英国が導入した、貸出促進を目的とした代表的な貸出ファシリティの制度の概要を示している⁹。いずれも、貸出残高が増加するほど利用可能額や調達コストが低下するインセンティブを付与しながら、金融機関に流動性を供給する点で、貸出増加支援資金供給と共通している。

まず、欧州中央銀行（ECB）が2014年9月から2016年6月まで実施した TLTRO（Targeted Longer-Term Refinancing Operations）は、金融機関の与信促進を通じて金融政策の波及メカニズムを強化する目的で導入された（Draghi (2014)）。基準時点（2014年4月末）の貸出残高およびそれ以降の貸出残高の純増額をベースに利用可能額を設定している一方、2013年5月～2014年4月までの貸出残高の純増額に応じて、個別行ごとにベンチマーク¹⁰が設定されており、2016年4月に貸出増加額がベンチマークを下回った場合には期日前返済が必要となっている。その後、ECB は、貸出が増加するほど貸付金利も低下するインセンティブを追加し、利用可能額の算出方法なども変更して、2016年6月から2017年3月まで TLTRO-II、2019年9月から2021年12月まで TLTRO-III を実施した¹¹。

英国中央銀行（BOE）が2012年8月から2018年1月にかけて実施してきた FLS（Funding for Lending Scheme）も、貸出促進を目的に導入された（BOE (2012)）。貸出が増加するほど借入可能枠が増加する点は日本銀行や ECB の制度と同様であるほか、貸出が増加するほど調達コストも低くなるインセンティブも設定されている¹²。一方で、中央銀行は金融機関に対して直接融資を行わず、適格担保

⁹ これら以外にも、例えば、感染症拡大下で導入された BOE の TFSME (Term Funding Scheme with Additional Incentives for SMEs、2020 年 4 月) や米国連邦準備制度 (Fed) の PPPLF (Paycheck Protection Program Liquidity Facility、2020 年 4 月) などもある。

¹⁰ 2013 年 5 月から 2014 年 4 月までの貸出残高について、純増加額がゼロ以上の場合は、ベンチマークはゼロとされた。純増加額がゼロ未満の場合は、ベンチマークは減少トレンドを考慮した値が設定され、具体的には、同期間の貸出の純増加額の月平均値を NL とし、2015 年 3 月実施分は 9NL、2015 年 6 月以降実施分は 12NL とされた。

¹¹ 特に断りがない限り、以下では、TLTRO といった場合、これら一連の政策を指す。

¹² BOE はその後、中小企業向け貸出が増加するほど利用可能額が増加するように算出方法

見合いで英国政府短期証券（TB）を貸し出す点¹³や、実施期限内において毎営業日利用可能な点が、日本銀行や ECB の制度と異なっている。

3. 2 政策効果に関する先行研究

こうした貸出ファシリティの導入が、金融機関の貸出を増加させたかどうかは、政策的に重要な含意をもたらすと考えられる。非伝統的な金融政策の効果の検証が進められるなかで、貸出増加を支援するこれらの制度の効果に関する研究が、欧州を中心に蓄積してきている。本稿は、非伝統的な金融政策のうち、こうした制度が、金融機関の貸出に与えた影響を分析した研究と関連している。

まず、銀行の財務情報や貸出といった高粒度データを用いた研究の多くが、制度を利用した銀行が、利用していない銀行よりも、貸出残高を増加させたことや、貸出金利を低下させたことを報告している（[Altavilla et al. \(2020a,b\)](#), [Afonso and Sousa-Leite \(2020\)](#), [Da Silva \(2021\)](#), [Kwapil and Rieder \(2021\)](#), [Albertazzi et al. \(2018\)](#), [Barmeier et al. \(2023\)](#)）。例えば、[Altavilla et al. \(2020a\)](#)は、TLTRO に参加した銀行は、そうでない銀行よりも貸出残高を、1年後に2.5%、2年後に7.5%増加させたことを報告している。貸出先別にみると、TLTRO は、とりわけ企業向け貸出を有意に増加させる効果がみられたと指摘する研究もある（[Laine \(2021\)](#), [Bats and Hudepohl \(2019\)](#), [Esposito et al. \(2020\)](#)）。貸出金利への影響を分析したものとしては、[Benetton and Fantino \(2018\)](#)や [Esposito et al. \(2020\)](#)は、TLTRO が貸出金利を20bp 程度引き下げたことを指摘している。このほか、貸出市場の競争環境に注目して、TLTRO は、貸出市場の競争激化を通じて、非利用先においても、融資スタンスを緩和させる間接効果を持ったことを指摘する研究もある（[Andreeva and García-Posada \(2020\)](#)）。

この間、数は少ないものの、投資や消費といった実体経済への影響に注目した研究もみられる。欧州を分析した [Balfoussia and Gibson \(2015\)](#)は、TLTRO の利用額の全てが民間部門の貸出に向かうと仮定したもとで、4年間の累積で、TLTRO が欧州の鉱工業生産を5.7%、小売取引量を2.9%押し上げるとする試算結果を報告している。英国を分析した [Churm et al. \(2015\)](#)も、量的緩和政策と FLS が、銀行の資金調達コストの低下を通じて、ピーク時には実質 GDP の水準を0.8%、インフレ率を0.6%押し上げたとする推計結果を報告している。一方で、TLTRO が

を変更したり、グループ内の一部ノンバンクの貸出も対象範囲に含める措置を導入したりするなどの制度変更を行った。

¹³ TB を調達した金融機関は、TB を担保に市場から資金を調達し、貸出を増加させることが想定されていた。

イタリアの実体経済に与えた影響を分析した [Perdichizzi et al. \(2023\)](#)は、TLTROの利用率が高い地域では、収益性の高い投資に資金が向かわず、GDP や企業の投資が減少したことを報告し、TLTRO が経済成長を促す効果に対して否定的な見方を示している。実体経済への影響を検証した研究は数が限られており、今後の研究の蓄積が期待される領域である。

なお、先行研究で指摘されているように、貸出ファシリティの利用は金融機関が任意で決定するため、政策効果を識別するためには、貸出を増加させた先ほど制度を利用しやすいという選択バイアスに対処する必要がある。先行研究では、操作変数法 ([Benetton and Fantino \(2018\)](#), [Andreeva and García-Posada \(2020\)](#), [Esposito et al. \(2020\)](#)) やマッチング法 ([Haan et al. \(2019\)](#), [Laine \(2021\)](#), [Barmeier et al. \(2023\)](#))、高頻度データ ([Altavilla \(2020a,b\)](#), [Mosk and Vassallo \(2024\)](#))、回帰屈折デザイン ([Albertazzi et al. \(2018\)](#)) など様々な対処方法が試みられている。多くの先行研究では、操作変数法が用いられており、例えば [Benetton and Fantino \(2018\)](#)は、TLTRO の利用に対する操作変数として、2014年4月時点の貸出残高を使用している¹⁴。また、後述する本稿の分析手法と最も近い [Laine \(2021\)](#)は、TLTRO の導入アナウンス前の個別行の財務情報（中央銀行からの借入額等）を用いて、制度の利用確率（傾向スコア）を推計したうえで、傾向スコアが近い利用先と非利用先をマッチングして、差の差分法（difference in differences; DID）で政策効果を推計している¹⁵。

4. 分析手法

本節では、貸出増加支援資金供給が金融機関の貸出残高に与えた影響を分析する枠組みについて説明する。図表 7にあるように、金融機関の貸出残高は、当制度の利用残高とともに増加を続けてきた。もっとも、制度上、貸出の増加分（2014年以降はその2倍）が利用可能額になるため、当制度の利用残高と貸出残高の因果関係が明らかではない。また、海外の先行研究で指摘されているように、金融機関が制度を任意で利用できることが、効果の識別を難しくしている面もある。例えば、取引先企業の借入需要が強い金融機関ほど貸出増加率が高く、当制度を利用しやすい傾向がある場合、利用先の金融機関は取引先企業の借入需要が強いという偏りが存在する。この結果、単純に当制度の利用状況を比較する

¹⁴ 2014年9月と12月にオファーされたTLTROの利用可能額は、2014年4月末時点の貸出残高に7%を乗じた値とされていた。筆者らは、利用可能額は政策導入のアナウンス時点で既に決定されており、ほとんどの銀行が利用可能額まで利用したことから、操作変数として適切であると主張している。

¹⁵ [Laine \(2021\)](#)は、操作変数法でも同様の結果を示している。

だけでは、貸出への影響を正しく識別できないという、いわゆる選択バイアスの問題が生じる。

こうした選択バイアスへの対応として、先行研究では、前述の通り操作変数を用いた研究が多くみられている。もっとも、わが国においては、データ制約や制度設計の違いもあり、適切な操作変数を見つけることが容易ではない¹⁶。そこで、本稿では、[Laine \(2021\)](#)を参考に、傾向スコアマッチングと呼ばれる推計手法を用いて、選択バイアス等の問題に対処し、貸出増加支援資金供給が貸出残高に与えた影響を定量的に分析する¹⁷。傾向スコアマッチングは、ランダム化比較試験ができない場合に、統計的な手法を用いて、人工的に対照群（処置を受けなかったグループ）を構築する手法である。傾向スコアマッチングは、データ制約がある中で、操作変数法に必要な除外制約や弱い操作変数の問題を回避して政策効果を識別するために有効な手法であると考えられる。

具体的な手順は以下の通りである。はじめに、ロジットモデルを用いて、政策アナウンス前の貸出残高前年比等の属性情報から、2013年度末時点における貸出増加支援資金供給の利用確率（傾向スコア）を推計する。

$$P\left(\text{利用残高}_{i,FY2013} > 0\right) = \frac{\exp(\beta' x_{i,FY2011})}{1 + \exp(\beta' x_{i,FY2011})} \quad (1)$$

上式において、添え字の*i*は金融機関、 $\text{利用残高}_{i,FY2013}$ は2013年度末時点での当制度の利用残高、 $x_{i,FY2011}$ は2011年度末時点の金融機関の属性のベクトルを表す。金融機関の属性としては、貸出対総資産比率や貸出残高前年比、自己資本比率などに加えて、日本銀行の資金供給制度を既に多く利用している金融機関は、当制度を利用しやすい環境にあると考えられることから、成長基盤強化資金供給¹⁸の利用額（対総資産比率）を使用した。また、貸出増加支援資金供給の概要は、2012

¹⁶ 貸出増加支援資金供給の利用可能額は、基準時点からの貸出増加額をもとに決定されるため、この貸出増加額を操作変数として用いることも考えられる。もっとも、わが国の場合、政策導入のアナウンス（2012年10月）より後に利用可能額が決定されているため、利用可能額が内生変数である可能性が排除されない。また、貸出増加額が企業の資金需要を映じており、除外制約（exclusion restriction）を満たさない可能性もある。

¹⁷ 傾向スコアマッチングは、TLTROが銀行貸出に与えた政策効果を分析した[Laine \(2021\)](#)のほかに、喫煙が健康に与える影響の分析（[Williamson and Forbes \(2014\)](#)や[Cattaneo \(2010\)](#)）などでも用いられている。

¹⁸ 金融機関が成長基盤の強化に向けた取り組みを進めるうえでの「呼び水」としての効果を発揮する狙いから、わが国経済の成長に資する融資・投資を行う金融機関に対して、日本銀行が低利かつ長期の資金を供給する枠組み。2010年9月開始。

年10月の金融政策決定会合後に公表されていることから、内生性に対応するため、説明変数は2012年3月末時点のものを使用した。

次に、上記のロジットモデルを用いて、貸出増加支援資金供給を利用した各金融機関に対して、利用しなかった金融機関の中から、傾向スコアが最も近い金融機関1先を選択し（最近傍法）、マッチングしたデータセットを構築した。最後に、差の差分法（DID）を用いて、当制度を利用した金融機関と、利用しなかった金融機関の貸出残高の差を推計した。推計式は以下のとおりである。

$$\log(Y_{i,t}) = \sum_{\tau=2010}^T \gamma_{\tau} \times I(\text{利用残高}_{i,FY2013} > 0) \times D_{t,\tau} + \delta_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

ここで、添え字の*i*は金融機関、*t*は年度、 $Y_{i,t}$ は政策効果を計測する結果変数、 $I(\text{利用残高}_{i,FY2013} > 0)$ は当制度の利用先の場合に1となるダミー変数、 $D_{t,\tau}$ は年度ダミー、 $\varepsilon_{i,t}$ は残差を表す。また、 δ_i は固定効果、 η_t は時間固定効果であり、それぞれ、金融機関の業態といった時間を通じて一定の特徴と、マクロ経済全体のトレンドをコントロールするために使用した。なお、 $Y_{i,t}$ には、貸出残高を使用したほか、当制度は資金使途が定められていないため、有価証券投資への影響の有無も検証する目的で、有価証券残高も使用した。

(2)式において、当制度の利用が貸出残高や有価証券投資に与えた影響は、年度別のパラメータ γ_{τ} として推計される。貸出増加支援資金供給が貸出を増加させた場合はプラスの値を取ることが期待される。有価証券残高については、当制度が有価証券投資にも向かった場合はプラスとなる一方、当制度が貸出を増加させるインセンティブが強く働き、有価証券残高を減少させる場合には負の値を取ることとも考えられる。なお、DIDを用いる場合は、当制度の開始前、利用先と非利用先とで結果変数に差がないという、平行トレンドの仮定（parallel trend assumption）が満たされることが必要である。この点、本稿のモデルでは、 γ_{τ} を年度別に推計しているため、当制度のアナウンス前のパラメータが有意ではないことをもって、平行トレンドの仮定が満たされているかどうかを確認する。

データの出所について、貸出増加支援資金供給と成長基盤強化資金供給の利用額は日本銀行、それ以外は Bloomberg のデータを使用した。推計期間は、2009年度から感染症拡大前の2019年度末までとした。なお、本稿の分析手法は、制度の利用有無に着目して政策効果を識別する方法であるため、すべての先が利用

する場合には、効果を識別できないという欠点が存在する。このため、利用先と非利用先が相応数存在する地域銀行を分析対象とし、ほぼ全ての先が利用する大手行は、分析対象から除外した（図表8）。推計期間中に合併・分割があり、データに段差が生じている先も除外した。このほか、信用金庫は、系統中央機関を通じて当制度を利用することが可能であり、利用実績の全容を把握することが難しいため、分析対象から除外した。このため、本稿の分析は全ての先の影響を検証できているわけではなく、推計された結果は幅をもってみる必要がある。

5. 推計結果

5. 1 ベースラインモデル

図表9は、貸出増加支援資金供給の利用確率に影響を及ぼした属性について、(1)式のロジットモデルの推計結果を示している。これをみると、成長基盤強化資金供給の利用状況と自己資本比率が、利用確率に統計的に有意な影響を及ぼしていることが示唆される。この結果は、成長基盤強化資金供給を利用する金融機関ほど、研究開発や起業等の投融資といった取引先企業の資金需要が相対的に強いことや、当制度を利用しやすい経営環境が整っていることを映じていると考えられる¹⁹。また、自己資本比率が有意であるとの結果は、リスクテイク余力の高さが、当制度を利用する可能性を高めたことを表しているとも考えられる。

図表10は、推計された傾向スコアの分布を、マッチング前のデータセットと、推計された傾向スコアをもとに最近傍法でマッチングした後のデータセットとで比較したものである。マッチング後は、非利用先の傾向スコアの分布が、利用先の分布に近づいていることが示されている。図表11はマッチング前後での共変量をまとめたものである。共変量の標準化平均差は0、分散比は1に近いほどバランスが良いと判断される。これをみると、マッチング後の成長基盤強化資金供給（対総資産比率）の標準化平均差は-0.07、分散比は1.03へと変化し、バランスが改善している。その他の変数の標準化平均差も絶対値は0.25を下回り、共変量のバランスが総じて改善する傾向がみられる²⁰。

¹⁹ この点は、[Laine \(2021\)](#)が、事前に ECB からの借入が多い銀行ほど、事後的に TLTRO を利用する確率が高いという結果を報告していることとも整合的である。

²⁰ [Stuart \(2010\)](#)は、標準化平均差の絶対値は 0.25 未満、分散比は 0.5 から 2 の間であるべきと指摘している。この点、本稿では、純利益 ROA など、いくつかの変数の分散比はこの基準を満たしていないが、1つの確認方法として、これらの変数を除いた場合、推計結果に大きな違いは生じなかった。

図表 1 2 上段は、(2)式の DID で推計した、貸出増加支援資金供給の利用先と非利用先の間の貸出残高の差を示している²¹。これをみると、政策アナウンス後の7年間の累積で、貸出残高が6%程度、利用先の方が非利用先よりも統計的に有意に大きい結果となっており、当制度の利用が、貸出増加を促した可能性を示唆している。また、当制度のアナウンス前の違いが有意ではないことは、DID の平行トレンドの仮定が満たされていることを支持している。図表 1 2 下段では、被説明変数を有価証券残高とした場合の結果を示している。点推定値は負であるものの、いずれの期間においても、パラメータは統計的に有意ではなく、当制度の利用による資金供給が、有価証券投資に向かったことを示唆する結果は得られなかった。こうした結果は、幅をもってみる必要があるものの、海外の先行研究の結果と同様に、貸出増加支援資金供給が、貸出の増加につながっていたことを示唆している。

本稿の推計結果の解釈について二点、留意点を述べる。第一に、本稿では、貸出増加支援資金供給の政策効果を、制度の利用先と非利用先の貸出残高の差として推計しているため、当制度が経済全体に及ぼした影響については推計できていない。例えば、貸出市場の競争激化を通じて、一国全体として貸出スタンスが積極化している場合、本稿の推計結果は、全体の効果を過小評価していることになる。一方、利用先と非利用先の貸出残高の違いが、両者の間の入れ繰りに過ぎない場合には、全体の効果を過大評価していることになる。第二に、本稿は、2013年導入時における当制度の利用有無が、貸出残高に及ぼした影響を分析している。利用額の多寡が及ぼした影響や、当制度の利用インセンティブが変化した際の影響は、分析できていない。

5. 2 頑健性チェック

頑健性チェックとして、①マッチングする際の傾向スコアの乖離幅に上限を設定した場合、②DID の推計にコントロール変数を追加した場合、③傾向スコアの代わりに、マハラノビス距離を使用した場合の結果を確認する。

まず、ベースラインの推計では、マッチングの際の傾向スコアの乖離幅に上限 (caliper) を設定していない。上限を設定すると、マッチングできなかった金融機関の分だけサンプルサイズが小さくなるものの、より近い属性の金融機関同士で比較して政策効果を推計できるメリットもある。図表 1 3 は、傾向スコアの乖離幅に上限を設定した場合のマッチング前後の傾向スコアの分布を、

²¹ 貸出増加支援資金供給が個人向けや外国法人向けを含む幅広い貸出を対象としていることから、貸出残高は全店全先ベースを用いた。

図表 1 4 は、その DID の推計結果を示している。上限は、先行研究 (Austin (2011)) を踏まえて、傾向スコアの 0.2 標準偏差とし、マッチングできないサンプルは推計から除外した。図表 1 4 の通り、DID で推計した貸出残高への影響は、7 年間の累積で 6% 程度と、ベースラインの結果とは大きく変わらない。有価証券残高への影響も、引き続き、統計的に有意ではないことが確認された。

次に、(2) 式の DID では、コントロール変数として、固定効果と時間固定効果のみを用いている。もっとも、これらの変数だけでは調整できない様々な要因が、貸出の需給に影響している可能性もある。そこで頑健性チェックとして、(2) 式の右辺にコントロール変数を追加した結果も確認する。コントロール変数としては、金融機関のリスクテイク余力を表すと考えられる自己資本比率、純利益 ROA、不良債権比率に加えて、資金需要の代理変数と考えられる金融機関の本店所在の都道府県の失業率、人口（対数）、企業数（対数）を追加した。これらは被説明変数との内生性があるため、1 期ラグの変数を用いた。推計結果は図表 1 5 の通りであり、ベースラインとは大きく変わらないことが確認された。

最後に、傾向スコアの代わりに「マハラノビス距離」を用いてマッチングした場合の結果を確認する²²。King and Nielsen (2019) は、傾向スコアを用いると、共変量の不均衡が増加しモデルへの依存度が高くなるため、特にサンプルサイズが小さいときは傾向スコア以外の手法でマッチングすることを推奨している。この指摘を踏まえ、欧州の先行研究の中には、マハラノビス距離でマッチングして政策効果を推計したものがある (Barmeier et al. (2023))。このため、本稿でも、頑健性チェックとして、傾向スコアの代わりにマハラノビス距離を用いてマッチングした場合の結果も確認する。推計結果をみると、図表 1 6 のとおり、マハラノビス距離を用いた場合も、貸出が累積で 5% 程度増加するという結果となり、ベースラインの結果と概ね同程度であることが確認された。

6. まとめ

以上みてきたように、貸出増加支援資金供給は、金融機関からの積極的な利用がみられ、低利かつ長期の資金を金融機関に供給してきた。本稿では、海外の先

²² 具体的には、下式で定義されるマハラノビス距離 d_{ij} を最小化するような金融機関同士をマッチングしたデータセットを作成した。

$$d_{ij} = \sqrt{(X_i - X_j)' \Sigma^{-1} (X_i - X_j)}$$

ここで、添え字の i と j は金融機関、 X_i は属性のベクトル、 Σ は分散共分散を表す。金融機関の属性は、成長基盤強化資金供給（対総資産比率）など、傾向スコアマッチングと同じ変数を使用した。

行研究に倣い、こうした資金供給が貸出の増加に結び付いたかについて、選択バイアスなどの推計上の問題に対処しながら、定量的な検証を試みた。

分析の結果、貸出増加支援資金供給の利用先と非利用先の間には、貸出残高に統計的に有意な差が生じており、利用先の方が非利用先よりも貸出を増加させたことが示唆された。推計結果は、マッチングの傾向スコアの乖離幅に上限を設定した場合や、コントロール変数を追加した場合も概ね同じであった。この結果は、貸出増加支援資金供給が、貸出増加につながったことを示唆している。

もっとも、本稿では、政策効果を、あくまで制度の利用先と非利用先の貸出残高の差として推計しているため、貸出増加支援資金供給が貸出全体に及ぼしたマクロ的な影響については幅をもってみる必要がある。また、波及経路や利用額の多寡が及ぼした影響、当制度の利用インセンティブが変化した際の影響は、明らかではない。とりわけ、貸出ファシリティが、実体経済に及ぼした影響を検証した先行研究は数が限られており、今後の研究の蓄積が期待される領域である。金融政策運営への理解を深めていくためには、政策効果に関する分析を、今後も深めていくことが重要である。

参考文献

- Afonso, A., and J. Sousa-Leite (2020), "The Transmission of Unconventional Monetary Policy to Bank Credit Supply: Evidence from the TLTRO," *The Manchester School*, vol. 88, S1, pp. 151-171.
- Albertazzi, U., C. Altavilla, M. Boucinha, and M. Di Maggio (2018), "The Incentive Channel of Monetary Policy: Quasi-Experimental Evidence from Liquidity Operations," First Annual Financial Stability and Monetary Policy Research Task Force Workshop, 17 December, Frankfurt.
- Altavilla, C., F. Barbiero, M. Boucinha, and L. Burlon (2020a), "The Great Lockdown: Pandemic Response Policies and Bank Lending Conditions," ECB Working Paper, no. 2465.
- Altavilla, C., F. Canova, and M. Ciccarelli (2020b), "Mending the Broken Link: Heterogeneous Bank Lending Rates and Monetary Policy Pass-Through," *Journal of Monetary Economics*, vol. 110, pp. 81-98.
- Andreeva, D., and M. García-Posada (2020), "The Impact of the ECB's Targeted Long-Term Refinancing Operations on Banks' Lending Policies: the Role of Competition," ECB Working Paper, no. 2364.
- Austin, P. C. (2011), "Optimal Caliper Widths for Propensity-score Matching When Estimating Differences in Means and Differences in Proportions in Observational Studies," *Pharmaceutical Statistics*, vol. 10, pp. 150-161.
- Balfoussia, H., and H. D. Gibson (2015), "Financial Conditions and Economic Activity: the Potential Impact of the TLTROs," Bank of Greece Working Paper, no. 194.
- Barmeier, M., J. Falath, A. Kissova, and A. Lojschova (2023), "Impact of TLTRO III on Bank Lending: The Slovak Experience," Working and Discussion Papers WP 2/2023, Research Department, National Bank of Slovakia.
- Bats, J., and T. Hudepohl (2019), "Impact of Targeted Credit Easing by the ECB: Bank-Level Evidence," De Nederlandsche Bank Working Paper, no. 631.
- Basel Committee on Banking Supervision (2011), "The Transmission Channels between the Financial and Real Sectors: a Critical Survey of the Literature," Basel Committee on Banking Supervision Working Paper, no. 18.
- Benetton, M., and D. Fantino (2018), "Competition and the Pass through of Unconventional Monetary Policy: Evidence from TLTROs," Bank of Italy Working Paper, no. 1187.
- Bernanke, B., and M. Gertler (1995), "Inside the Black Box: the Credit Channel of Monetary Policy Transmission," *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9 (4), pp. 27-48.
- Bank of England (2012), "The Funding for Lending Scheme," Quarterly Bulletin 2012 Q4, pp. 306-320.

- Cattaneo, M. D. (2010), "Efficient Semiparametric Estimation of Multi Valued Treatment Effects under Ignorability," *Journal of Econometrics*, vol. 155, pp. 138-154.
- Churm, R., M. Joyce, G. Kapetanios, and K. Theodoridis (2015), "Unconventional Monetary Policies and the Macroeconomy: the Impact of the United Kingdom's QE2 and Funding for Lending Scheme," Bank of England Staff Working Paper, no. 542.
- Da Silva, E., V. Grossmann-Wirth, B. Nguyen, and M. Vari (2021), "Paying Banks to Lend? Evidence from the Eurosystem's TLTRO and the Euro Area Credit Registry," Banque de France Working Papers, no. 848.
- Draghi, M. (2014), "Monetary Policy in the Euro Area," Opening keynote speech by Mario Draghi, President of the ECB at the Frankfurt European Banking Congress Frankfurt am Main, 21 November 2014.
- European Central Bank (2015), "The Transmission of the ECB's Recent Non-Standard Monetary Policy Measures," Economic Bulletin, Issue 7.
- European Central Bank (2014), "The Euro Area Bank Lending Survey," October 2014.
- Esposito, L., D. Fantino, and Y. Sung (2020), "The Impact of TLTRO2 on the Italian Credit Market: Some Econometric Evidence," Bank of Italy Working Paper, no. 1264.
- Gambacorta, L., and P. E. Mistrulli (2004), "Does Bank Capital Affect Lending Behavior?" *Journal of Financial intermediation*, vol. 13 (4), pp. 436-457.
- Haan, L., S. Holton, and J. W. van den End (2019) "The Impact of Central Bank Liquidity Support on Banks' Balance Sheets," ECB Working Paper, no. 2326.
- King, G., and R. Nielsen (2019), "Why Propensity Scores Should Not Be Used for Matching," *Political Analysis*, vol. 27 (4), pp. 435-454.
- Kwapil, C., and Rieder, K. (2021), "The Effects of the Monetary Policy Response to the COVID-19 Pandemic: Preliminary Evidence from a Pilot Study using Austrian Bank-Level Data," Monetary Policy and the Economy, Oesterreichische Nationalbank, issue Q4/20-Q1/21, pp. 131-152.
- Laine, O. (2021) "The Effect of Targeted Monetary Policy on Bank Lending," *Journal of Banking and Financial Economics*, vol. 1 (15), pp. 25-43.
- Mosk, B., and D. Vassallo (2024), "Estimating the Full Effect of a Partially Anticipated Event: a Market-based Approach Applied to the Case of TLTROIII," ECB Working Paper, no. 2982.
- Perdichizzi, S., A. Duqi, P. Molyneux, and H. A. Tamimi (2023), "Does Unconventional Monetary Policy Boost Local Economic Development? The Case of TLTROs and Italy," *Journal of Banking & Finance*, vol. 148, March 2023, 106736.

Renne, J. P. (2014), "Options Embedded in ECB Targeted Refinancing Operations," Banque de France Working Paper, no. 518.

Stuart, E. A. (2010), "Matching Methods for Causal Inference: A Review and a Look Forward," *Statistical Science*, vol. 25 (1), pp. 1-21.

Sugo, T., and O. Vergote (2020), "Who Takes the ECB's Targeted Funding?" ECB Working Paper, no. 2439.

Williamson, E. J., and A. Forbes (2014), "Introduction to Propensity Scores," *Respirolog*, vol. 19 (5), pp. 625-635.

安部展弘・石黒雄人・小池洋亮・古仲裕貴・高野優太郎・平形尚久（2024）、「大規模金融緩和の金融システムへの影響に関する反実仮想分析」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、24-J-6.

日本銀行（2013）、「政策委員会 金融政策決定会合 議事要旨（2013年6月10、11日開催分）」.

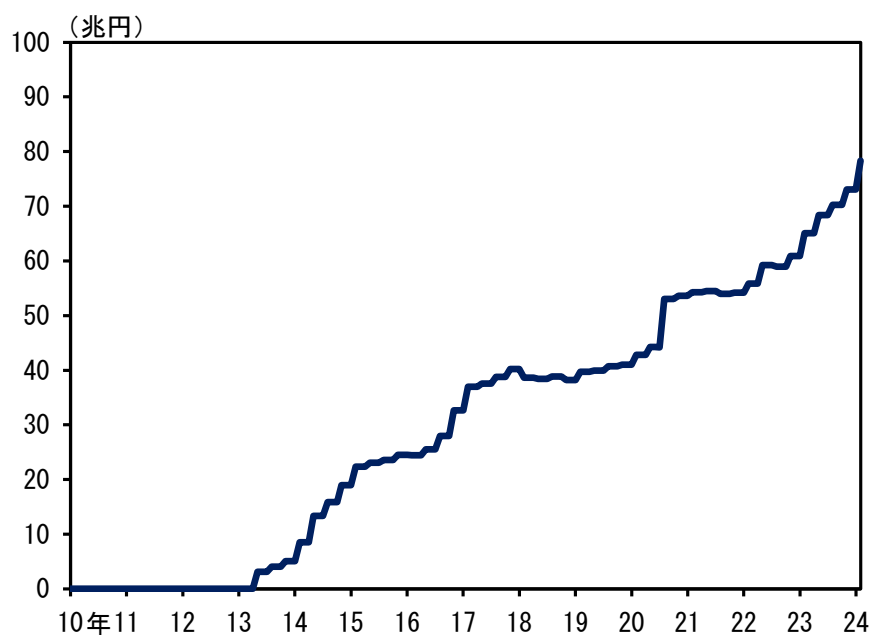
日本銀行（2024）、「金融システムレポート（2024年4月号）」.

日本銀行金融機構局（2024）、「金融緩和が金融システムに及ぼした影響」、日本銀行調査論文.

図表 1：貸出増加支援資金供給の概要（導入当初時点）

趣旨	金融機関の一段と積極的な行動と企業や家計の前向きな資金需要の増加を促す
資金供給の方式	共通担保を担保とする貸付け
資金供給の枠	無制限
貸付期間	1、2または3年のうち、対象先が希望する期間 （最長4年まで借り換え可能）
貸付金利	年0.1%
資金供給の 支援対象	・ 個人向けや外国法人向けを含む幅広い貸出 ・ 貸付限度額は、2012年10-12月からの貸出増加額
対象先	預金取扱金融機関および日本政策投資銀行

図表 2：貸出増加支援資金供給の残高の推移



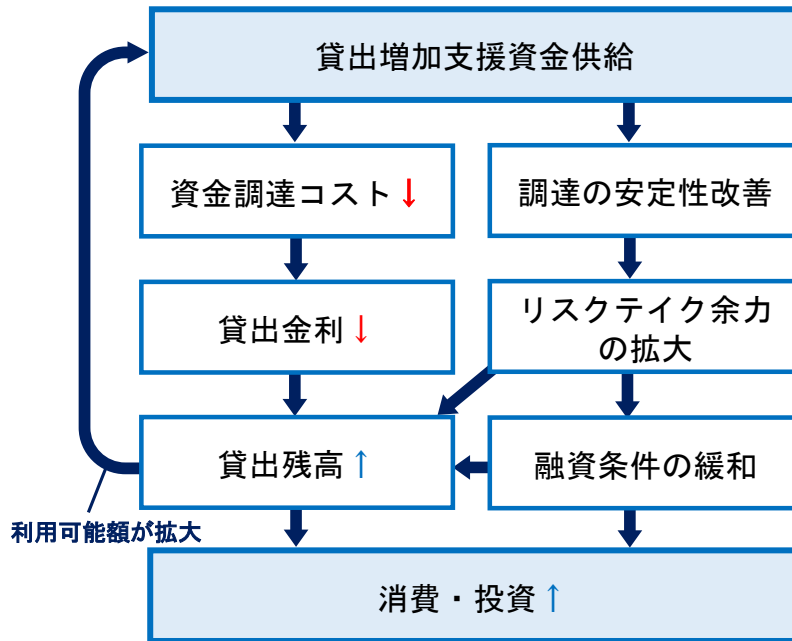
(注) 直近は 2024 年 3 月。

(出所) 日本銀行

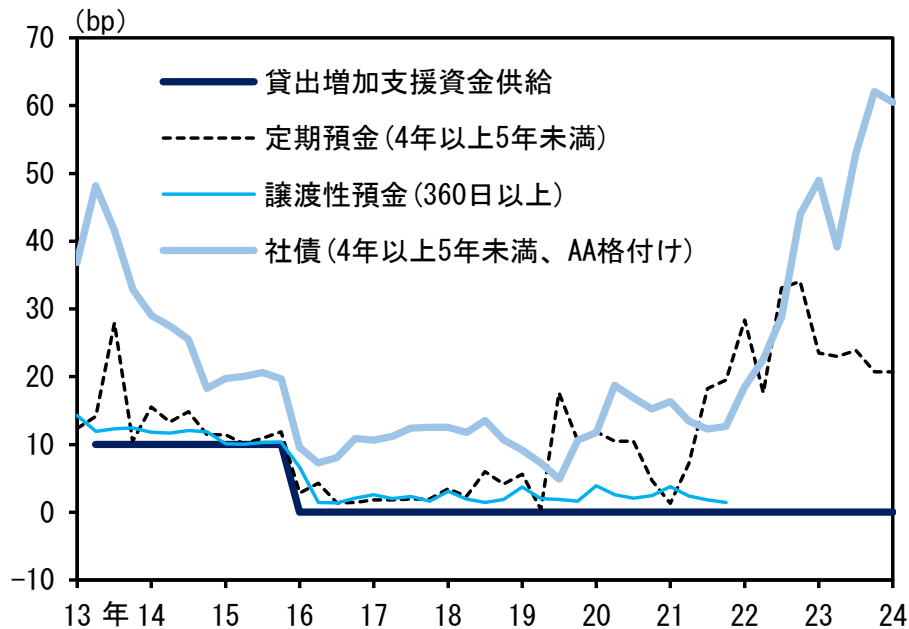
図表 3 : 制度の変遷

時 期	概 要
2012年10月	・ 貸出増加支援資金供給の導入決定
2013年6月	・ オファー開始
2014年6月	・ 貸付限度額を貸出増加額の2倍に拡充（2014年2月決定） ・ 貸付期間および適用金利は4年固定0.1%（ただし、1年毎に金融機関のオプションによる期日前返済が可能）（2014年2月決定）
2015年6月	・ 系統中央機関（信金中央金庫、全国信用協同組合連合会、労働金庫連合会および農林中央金庫）の会員である非取引先が系統中央機関を通じて制度を利用し得る枠組みを導入（2015年1月決定）
2016年3月	・ マイナス金利政策の導入に伴い、貸付利率を0%に引き下げ（2016年1月決定）
2016年6月	・ 本資金供給の残高を増加させた場合、増加額の2倍の金額をマクロ加算残高に加算する措置を導入（2016年3月決定） ・ 適格担保を拡充（住宅ローン債権を信託財産とする信託受益権等）（2015年12月決定）
2019年9月	・ 適格担保を拡充（地方債のうち非公募債や地公体向けの証書貸付債権）（2019年4月決定）
2020年6月	・ 2020年4月以降に期日償還を迎える貸出増加支援資金供給について、金融機関の市中貸出残高の動向に応じ、長期（4年）・低利（0%）で、全部または一部の借り換えを容認（2019年12月決定）

図表 4：波及経路



図表 5：金利の推移



(注)「定期預金(4 年以上 5 年未満)」は新規受け入れ分、「譲渡性預金(360 日以上)」は新規発行分、「社債(4 年以上 5 年未満、AA 格付け)」は報告された気配に基づき算出された複利利回りの算術平均値。定期預金については外れ値（前月差で上下 5% タイル値を超える月の値）を横置き補完。社債の格付けは格付投資情報センターによる。

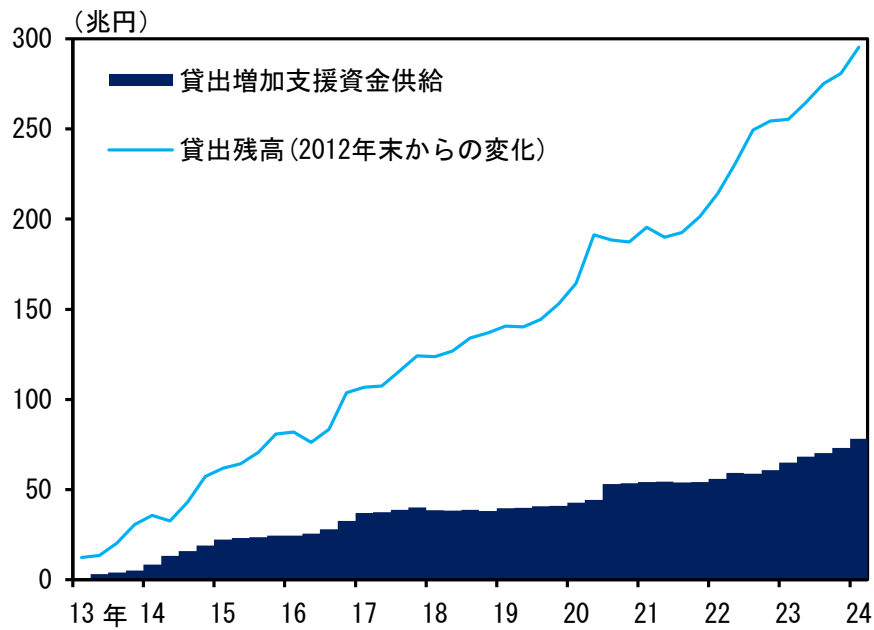
(出所) 日本証券業協会、日本銀行

図表 6：代表的な貸出ファシリティの国際比較

	日本 ＜貸出増加支援資金供給＞	欧州 ＜TLTRO＞	英国 ＜FLS＞
趣旨	金融機関の一段と積極的な行動と企業や家計の前向きな資金需要の増加を促す	銀行の与信促進を通じて、金融政策のトランスミッション・メカニズム機能を強化	ユーロ危機に伴い銀行の資金調達コストが高まり、銀行貸出も弱めの動きとなることが予想されていたことへの対応
枠組み	金融機関の貸出増加額に応じて、低利・長期で資金供給	金融機関の貸出実績に応じて、低利・長期で資金供給	短期国債を低金利で金融機関に貸出（中銀のバランスシートは増加しない）
実施期間	2013 年 6 月～	2014 年 9 月～2016 年 6 月	2012 年 8 月～2018 年 1 月
貸付金利 (手数料率)	～2015年12月：0.1% 2016年3月～2024年3月：0%	～2014年12月：政策金利+0.1% 2015年3月～：政策金利	0.25～1.5% (貸出増減率に応じて決定)
対象となる 貸出残高	幅広い貸出 (個人向けや外国法人向けを含み、金融機関向け、政府・地公体向けを除く)	非金融法人、家計向けの貸出残高 (住宅ローンを除く)	非金融セクター向けの貸出 (大企業向け貸出を除外するなど、徐々に対象を縮小)
インセンティブ 構造	- 貸出額が増加するほど利用可能額が増加 - マクロ加算残高への2倍加算（マイナス金利適用回避のためのインセンティブ措置）	- 貸出額が増加するほど利用可能額が増加（ベンチマーク対比での貸出増加分の3倍、2015年3月以降） - ベンチマーク未達の場合は期日前返済が必要	- 貸出額が増加するほど利用可能額が増加 - 貸出残高が減少した場合、貸出残高の減少率に応じて賃借料を加算

（注）日本については、2024年3月の「金融政策の枠組みの見直し」前の枠組みを記載。欧州では2016年6月から2017年3月まで TLTRO-II、2019年9月から2021年12月まで TLTRO-III も実施。

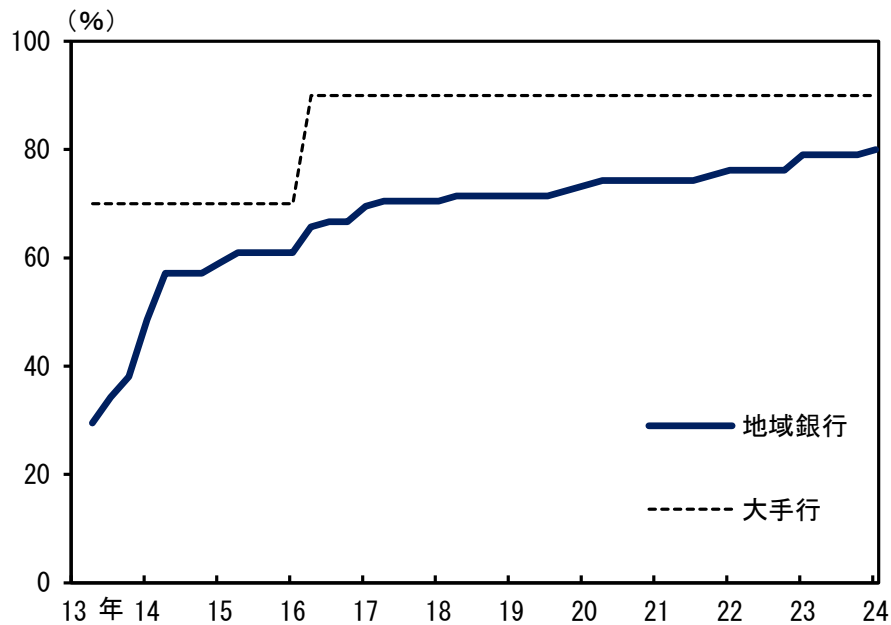
図表 7：貸出残高の推移



（注）「貸出残高」には、国内銀行海外支店の計数も含む。直近は 2024 年 3 月。

（出所）日本銀行

図表 8：利用率の推移



（注）貸出増加支援資金供給を 1 回以上利用したことがある先の割合を図示。直近は 2024 年 3 月。

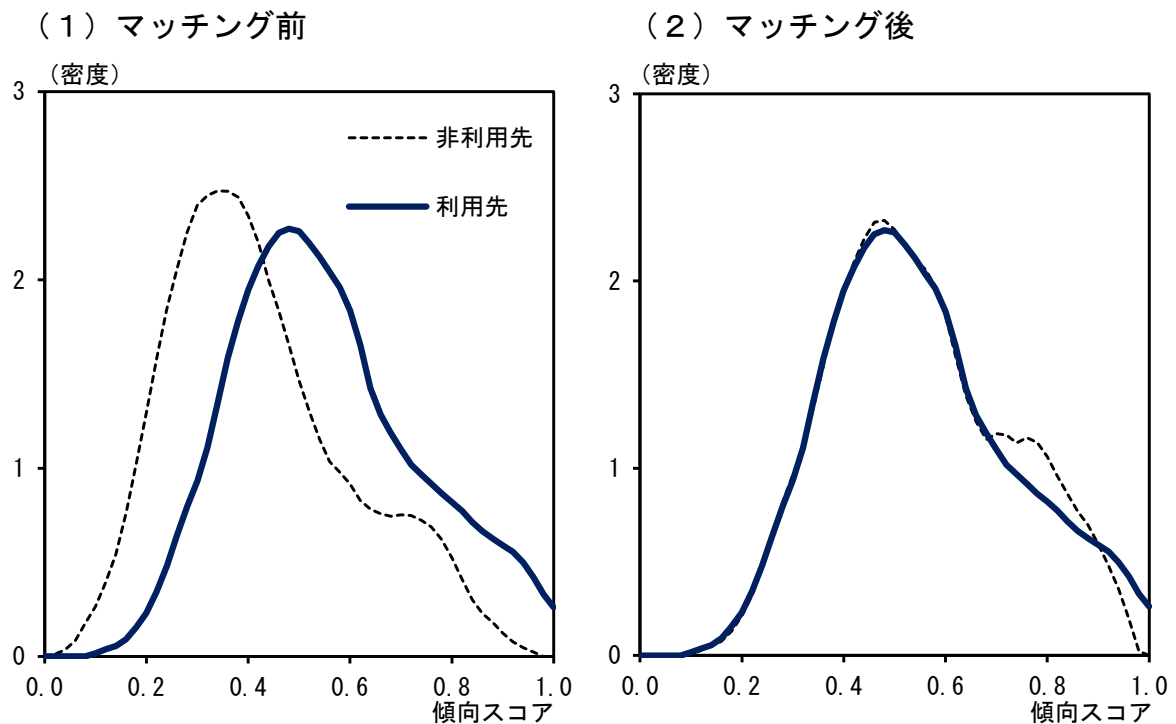
（出所）日本銀行

図表 9：ロジットモデルの推計結果

	$P(\text{利用残高}_{\text{FY2013}} > 0)$
貸出/総資産(%) _{FY2011}	0.041
貸出残高前年比(%) _{FY2011}	0.005
成長基盤資金供給/総資産(%) _{FY2011}	1.976 **
自己資本比率(%) _{FY2011}	0.319 *
総資産(対数) _{FY2011}	-0.012
純利益ROA(%) _{FY2011}	-0.372
不良債権比率(%) _{FY2011}	0.302
銀行数	94
2014年3月時点の利用先数	46
Pseudo R ²	0.11

(注) 推計対象は地域銀行。推計期間中に合併・分割があり、データに段差が生じている先は推計対象から除外している。*は 10%水準、**は 5%水準で統計的に有意であることを示す。

図表 10：傾向スコアの分布



(注) 利用先と非利用先別に、カーネル密度推定を用いた傾向スコアの分布を図示。

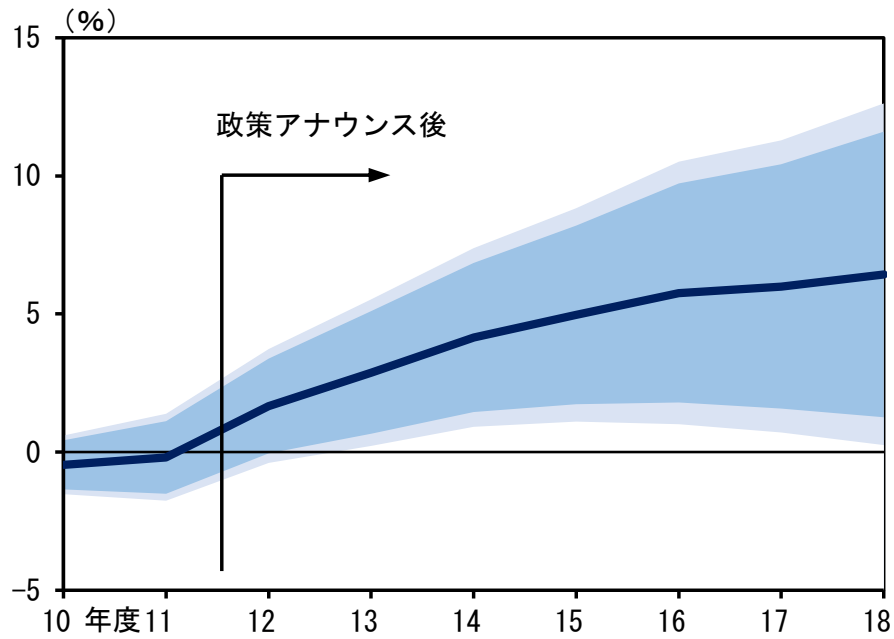
図表 11：共変量

	標準化平均差		分散比	
	マッチング前	マッチング後	マッチング前	マッチング後
貸出/総資産	-0.03	0.12	0.83	1.09
貸出残高前年比	-0.08	0.14	0.84	2.31
成長基盤資金供給/総資産	0.56	-0.07	1.87	1.03
自己資本比率	0.38	0.21	1.89	2.07
総資産(対数)	0.16	0.01	1.48	1.75
純利益ROA	0.01	0.00	5.56	5.00
不良債権比率	0.13	0.01	1.91	1.54

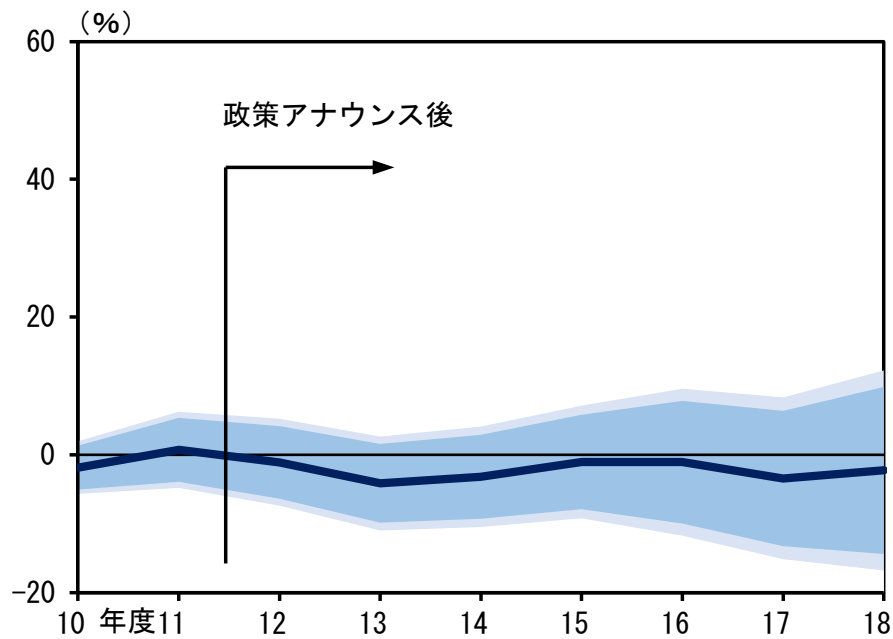
(注) マッチング前後での共変量について、標準化平均差と分散比を表示。

図表 12：推計結果

(1) 貸出残高への影響

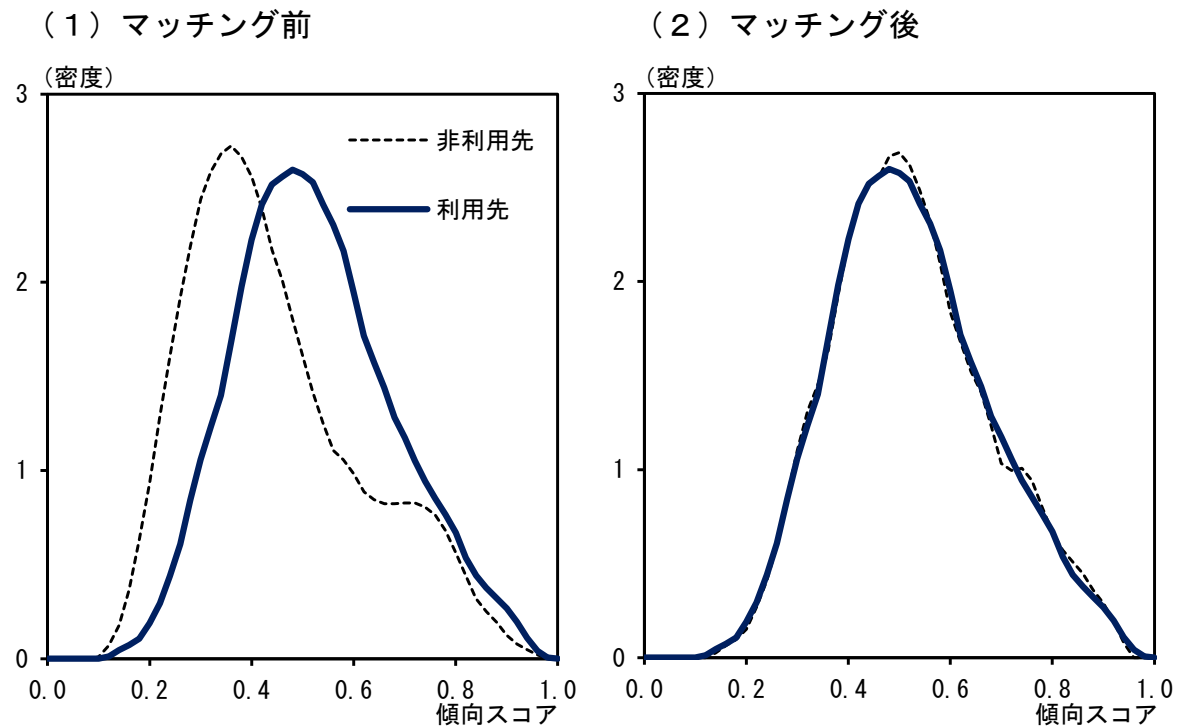


(2) 有価証券残高への影響



(注) DID で推計した、貸出増加支援資金供給の利用先と非利用先（2014 年 3 月時点）の貸出残高・有価証券残高の差分を図示。濃いシャドーは 90%信頼区間、薄いシャドーは 95%信頼区間。

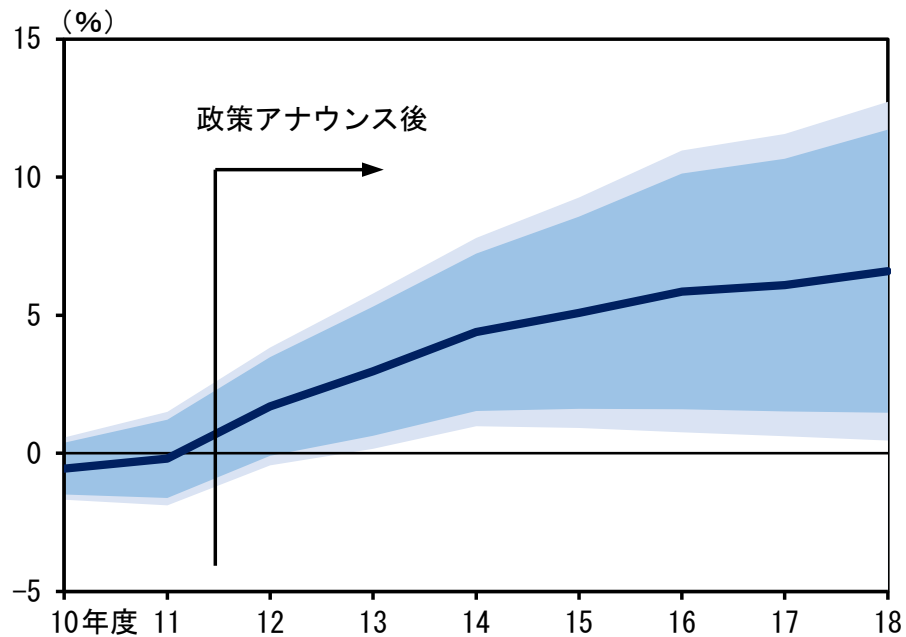
図表 13：傾向スコアの分布：傾向スコアの乖離上限（caliper）の設定



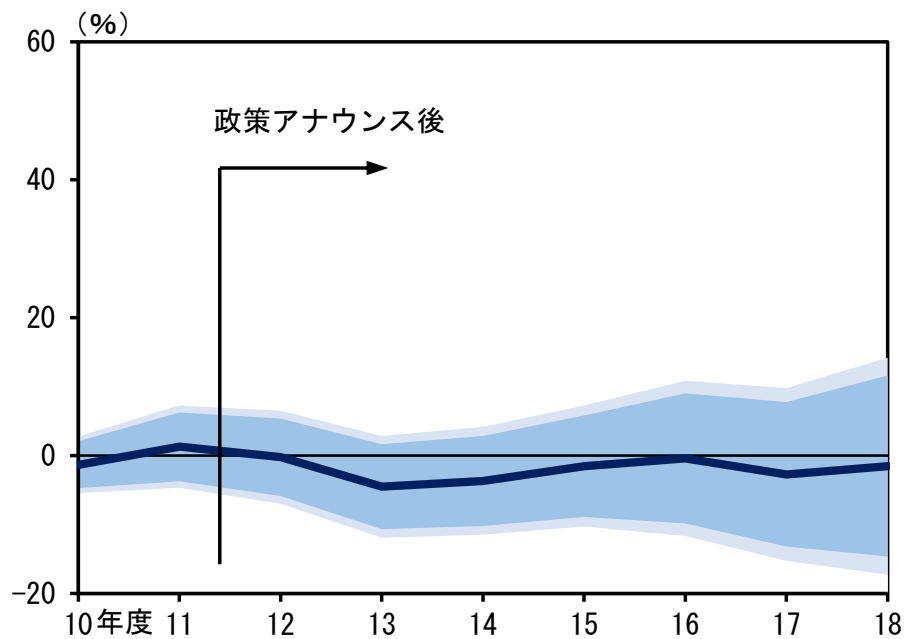
(注) 利用先と非利用先別に、カーネル密度推定を用いた傾向スコアの分布を図示。マッチングする際の傾向スコアの乖離の上限を 0.2 標準偏差 (0.037) とした場合の結果。

図表 14：推計結果：傾向スコアの乖離上限（caliper）の設定

（１）貸出残高への影響



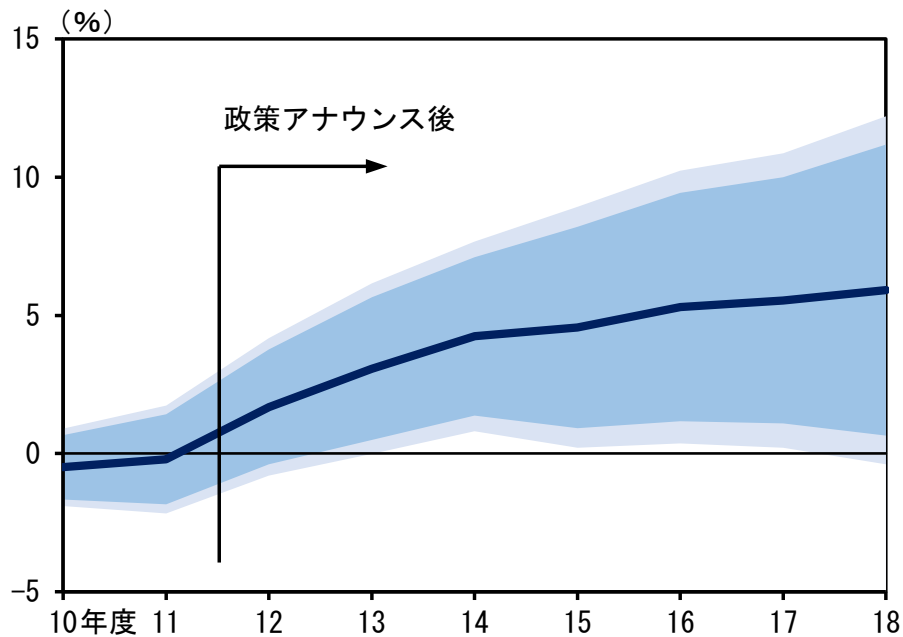
（２）有価証券残高への影響



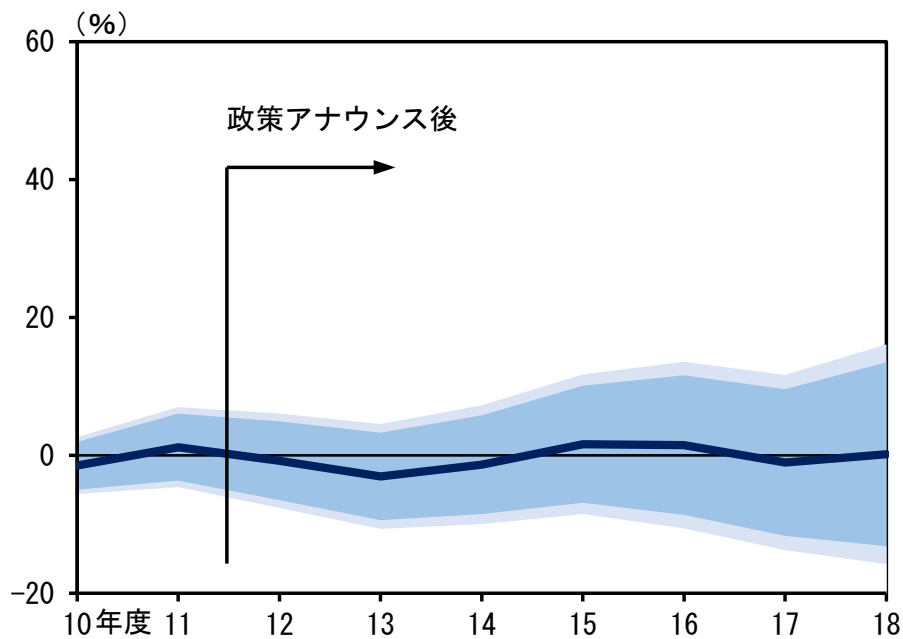
（注）DID で推計した、貸出増加支援資金供給の利用先と非利用先（2014 年 3 月時点）の貸出残高・有価証券残高の差分を図示。濃いシャドーは 90%信頼区間、薄いシャドーは 95%信頼区間。マッチングする際の傾向スコアの乖離の上限を 0.2 標準偏差（0.037）とした場合の結果。

図表 15：推計結果：コントロール変数を追加した場合

(1) 貸出残高への影響



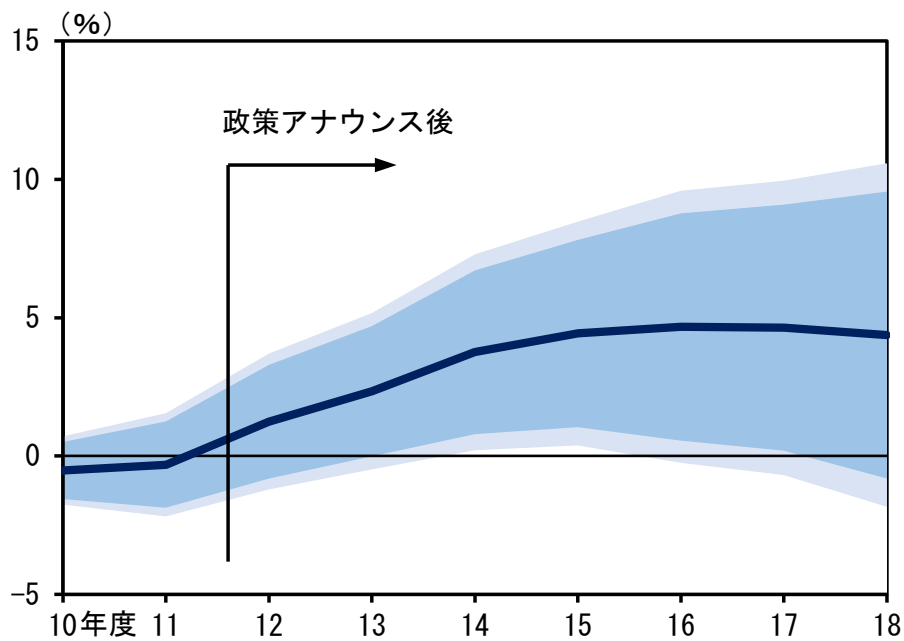
(2) 有価証券残高への影響



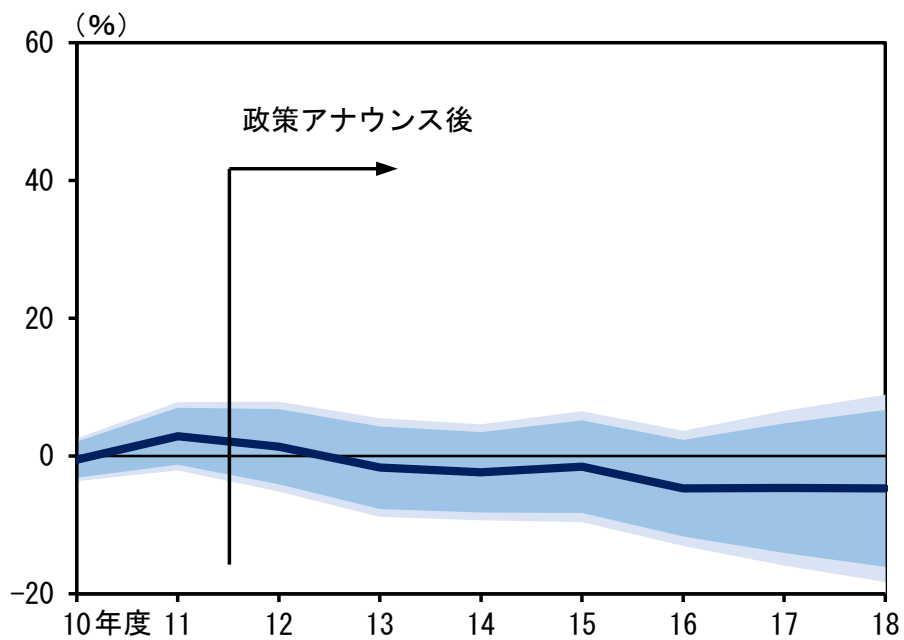
(注) DID で推計した、貸出増加支援資金供給の利用先と非利用先（2014 年 3 月時点）の貸出残高・有価証券残高の差分を図示。濃いシャドーは 90%信頼区間、薄いシャドーは 95%信頼区間。DID のコントロール変数として、貸出等の需給に影響しうるコントロール変数を追加した場合の推計結果。コントロール変数は、金融機関の自己資本比率、純利益 ROA、不良債権比率と、金融機関の本店がある都道府県の失業率、人口（対数）、企業数（対数）。すべて 1 期ラグ。

図表 16：推計結果：マハラノビス距離を用いた場合

(1) 貸出残高への影響



(2) 有価証券残高への影響



(注) DID で推計した、貸出増加支援資金供給の利用先と非利用先（2014 年 3 月時点）の貸出残高・有価証券残高の差分を図示。濃いシャドーは 90%信頼区間、薄いシャドーは 95%信頼区間。マッチングに、傾向スコアの代わりにマハラノビス距離を用いた場合の推計結果。