

本邦中小企業の取引金融機関数に係る実証分析¹ —決定要因と経済的ショックによる変動—²

日本政策金融公庫総合研究所研究員

佐々木 真 佑

要 旨

本稿は、本邦中小企業における取引金融機関数の決定要因を実証的に分析するとともに、経済的ショックによる取引金融機関数の変動を明らかにしたものである。具体的には、日本政策金融公庫中小企業事業が保有する企業レベルのパネルデータを用いて、①海外企業や本邦上場企業を対象として議論されてきた取引金融機関数の決定要因が、本邦中小企業において働いているのか（ベースライン推定）、②リーマン・ショックによって本邦中小企業の取引金融機関数はどのように変動したのか、を検証した。なお、上記①については、データの拡張等により佐々木（2016）の分析を精緻化する形をとっている。本稿の目的は、こうした分析を通して、本邦中小企業と金融機関の取引関係がどのような動機に基づいて決定されているのか、および、経済的ショックによって両者の取引関係がどのように変化するのか、を明らかにすることである。

分析結果から得られた理論的含意は、以下のとおりである。第一に、上記①に係る分析から、本邦中小企業における取引金融機関数の決定要因が、既存研究で示されてきた理論（「取引コスト・モニタリングコストの存在」「企業の流動性保険動機」「ホールドアップ問題」「分散化された負債による規律付け」）と概ね整合的であることが確認された。さらに、企業規模が拡大するほど、「取引コスト・モニタリングコストの存在」が取引金融機関数の決定要因として働かなくなるというメカニズムが明らかとなった。第二に、上記②に係る分析では、リーマン・ショックを契機に取引金融機関数に対する年固有効果が上昇し、マイナス域からプラス域に転じる結果となった。この結果は、経済的ショック後の景気悪化局面において、企業サイドの流動性保険動機が働くと同時に金融機関サイドが流動性供給機能を果たしたことで、中小企業に対する金融システムとしてのセーフティネットが働いていたことを示唆している。また、地方都市におけるリーマン・ショック後の年固有効果が、三大都市を含む関東地方、東海地方、近畿地方よりも相対的に高いという結果も確認された。これは、地方都市に所在する中小企業の方が、経済的ショック時に流動性保険動機をより働かせやすい可能性があることを意味している。これらの事実は、企業の流動性保険に対する地域金融の重要性を再認識させるものである。

¹ 本稿における「取引」とは、「借入（長期借入および短期借入）取引」を意味する。

² 本稿で提示する意見は執筆者個人に帰属し、日本政策金融公庫の公式見解を示すものではない。

表－1 大企業と中小企業の比較 (企業数、従業者数、付加価値額、売上高)

	大企業	(構成比)	中小企業	(構成比)
企業数 (万者)	1.1	0.3%	385.3	99.7%
従業者数 (万人)	1,397	30.3%	3,217	69.7%
付加価値額 (法人のみ) (兆円)	125.1	45.9%	147.2	54.1%
売上高 (法人のみ) (兆円)	764.9	55.6%	609.6	44.4%

資料：中小企業庁 (2014) 『2014年版中小企業白書』

1 はじめに

日本経済において、中小企業が果たす役割は大きい。表－1は、大企業と中小企業それぞれについて、企業数、従業者数、付加価値額、売上高を表したものである。これをみると、国内企業数の99.7%を中小企業が占め、従業者の約7割が中小企業に属しており、付加価値額でも中小企業が大企業を上回っていることがわかる。これらから明らかなように、日本経済の成長について議論するうえで、中小企業に焦点を当てることは非常に重要である。中小企業庁(2016)では、中小企業の稼ぐ力の強化が掲げられており、そのために成長投資を進めるべきとされている。本稿では、こうした成長投資においても必要となる企業の資金調達に着目し、中小企業と金融機関の取引関係に焦点を当てる。

本邦中小企業においては、間接金融(金融機関からの借入)による資金調達が主流である。中小企業庁(2016)をみると、2014年度における中小企業(製造業)の借入金依存度は29.8%と、大企業の15.0%と比べて約2倍となっている³。中小企業の借入金依存度は、大企業と比較して依然高く推移しており、金融機関との取引関係が企業経営

に及ぼす影響も必然的に大きいといえるだろう。また、金融庁(2016)が地域金融機関に対して地域密着型金融⁴の更なる推進を求めているように、中小企業と金融機関の取引関係に対する注目度は高まっている。

中小企業経営にとって、金融機関とどのように取引を行うことが望ましいのかは重要な論点であり、研究の蓄積を図るべき分野と考えられる。しかし、こうした議論を行うためには、その前提として、中小企業と金融機関の取引関係がそもそもどのような動機に基づいて決定されているのかを明らかにする必要がある。具体的には、本邦中小企業の取引金融機関数に焦点を当て、それがどのような要因によって決定されているのかを分析することが挙げられる。この点が、本稿における第一の関心である。さらに、平時だけでなく、経済的なショックによって金融機関との取引関係がどのように変化するのかを分析する必要もある。経営資源が乏しく資金調達力に限りのある中小企業にとって、その影響は大きいからである。具体的には、リーマン・ショック前後における取引金融機関数の変動に焦点を当てた分析が考えられる。この点が、本稿における第二の関心である。

そこで本稿では、日本政策金融公庫中小企業事

³ 原資料は財務省「法人企業統計調査年報」で、資本金1億円未満の企業を中小企業、資本金10億円以上の企業を大企業としている。借入金依存度は、金融機関借入(金融機関短期借入金+金融機関長期借入金+社債)を総資産で除して算出されている。

⁴ 金融庁(2016)では、地域密着型金融の基本的考え方として、「地域経済の活性化や健全な発展のためには、地域の中小企業等が事業拡大や経営改善等を通じて経済活動を活性化していくとともに、地域金融機関を含めた地域の関係者が連携・協力しながら中小企業等の経営努力を積極的に支援していくことが重要である。なかでも、地域の情報ネットワークの要であり、人材やノウハウを有する地域金融機関においては、資金供給者としての役割にとどまらず、地域の中小企業等に対する経営支援や地域経済の活性化に積極的に貢献していくことが強く期待されている。」とされている。

業（以下、JFCという）が保有する企業レベルのパネルデータを用いて、①海外企業や本邦上場企業を対象として議論されてきた取引金融機関数の決定要因が、本邦中小企業において働いているのか（ベースライン推定）、②リーマン・ショックによって本邦中小企業の取引金融機関数はどのように変動したのか、を検証した。本稿の目的は、こうした分析を通して、本邦中小企業と金融機関の取引関係がどのような動機に基づいて決定されているのか、および、経済的ショックによって両者の取引関係がどのように変化するのか、を明らかにすることである。なお、上記①の分析については、佐々木（2016）にて実施した分析をさらに精緻化する形をとっている。具体的な分析の相違点については、第2節において詳述する。

海外企業や本邦上場企業を分析対象とした既存研究においては、取引金融機関数の決定要因に関する議論が進んでおり、企業と金融機関の取引関係がどのような動機に基づいて決定されるのかについて、様々な理論仮説が提示されている。具体的には、企業と金融機関の取引過程における取引コスト・モニタリングコストの存在（Diamond, 1984）、外生的ショックに対する企業の流動性保険動機（Detragiache et al. 2000; Ogawa et al. 2007）、金融機関による貸出先企業へのホールドアップ（Rajan, 1992; Farinha and Santos, 2002; Sharpe, 1990）、分散化された負債による企業行動の規律付け（Bolton and Scharfstein, 1996; Dewatripont and Maskin, 1995; Hubert and Schafer, 2002）などを挙げることができる。先に述べたとおり、本邦中小企業は借入金依存度が相対的に高く、企業経営における金融機関取引の重要性が高いと考えられる。その一方で、本邦中小企業を分析対象として、これらの決定要因が働いているのかを検証した実証研究は数少ない。特に、経済的ショックによって中小企業と金融機関の取引関係がどのように変化するのかを実証的に分析

した既存研究は存在しない。この点にも、本稿の貢献があると考えられる。

主な分析結果は、以下のとおりである。第一に、上記①に係る分析から、本邦中小企業における取引金融機関数の決定要因が、既存研究で示されてきた理論と概ね整合的であることが確認された。さらに、企業規模が拡大するほど、「取引コスト・モニタリングコストの存在」が取引金融機関数の決定要因として働かなくなることが明らかとなった。第二に、上記②に係る分析では、リーマン・ショックを契機に取引金融機関数に対する年固有効果が上昇し、マイナス域からプラス域に転じる結果となった。また、地方都市におけるリーマン・ショック後の年固有効果が、三大都市を含む関東地方、東海地方、近畿地方よりも相対的に高いという結果も確認された。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、本稿の分析に関連する既存研究を概観する。第3節では、理論的背景をもとに、本稿で検証する仮説の構築を行う。第4節では、本稿で用いるデータセットを説明したうえで、分析に使用する変数の定義と基本統計量を掲載する。第5節では、分析のフレームワークを解説する。第6節では、ベースライン推定の結果を示すとともに、推定結果の頑健性を確認する。第7節では、経済的ショックによる取引金融機関数の変動を分析する。第8節では、本稿の理論的含意を整理し、今後の課題を述べる。

2 関連する既存研究

本節では、本稿の分析に関連する既存研究を概観し、次節で実施する仮説構築の背景となる理論仮説を整理する。また、本稿における分析手法の参考情報とするため、当該分野の実証研究をレビューする。

(1) 既存研究で議論されてきた理論仮説

取引金融機関数の決定要因については、企業と金融機関の取引関係に関する種々の理論をベースにした数多くの理論仮説が示されている。具体的には、企業と金融機関の取引過程における取引コスト・モニタリングコストの存在 (Diamond, 1984)、外生的ショックに対する企業の流動性保険動機 (Detragiache et al. 2000; Ogawa et al. 2007)、金融機関による貸出先企業へのホールドアップ (Rajan, 1992; Farinha and Santos, 2002; Sharpe, 1990)、分散化された負債による企業行動の規律付け (Bolton and Scharfstein, 1996; Dewatripont and Maskin, 1995; Hubert and Schafer, 2002) などを挙げることができる⁵。

企業の取引金融機関数を決定する第一の要因として、企業と金融機関の取引過程における「取引コスト・モニタリングコストの存在」(Diamond, 1984) が考慮されている。ここでいう取引コストとは、企業側が金融機関取引に当たって支払うコストであり、種々の手数料や金融機関の情報生産活動に応じる際に要するコストなどを指す。具体的な考え方としては、規模の小さい企業ほど資金的な制約に直面するケースが多く、取引コストを負担できる程度にも限りがあるため、取引金融機関数は少ないと予想されるというものである。また、規模が大きい企業ほど調達する資金の規模も大きく、借入金1単位当たりの取引コストが低減することから、取引金融機関数は多い傾向になることが予想されている。次に、モニタリングコストとは、金融機関が貸出先企業の行動を監視する際に必要となるコストである。モニタリングコス

トが存在し、貸出先企業1社当たりで固定的な費用負担が金融機関サイドに発生すると仮定すれば、1社当たりから得られる経済的利潤がモニタリングコストを超過しやすい企業、つまり、規模の大きい企業との取引を各金融機関は選好すると考えられる。こうした金融機関行動の結果として、規模の大きい企業ほど取引金融機関数が多くなると予想されている。

第二の要因は、外生的ショックに対する「企業の流動性保険動機」(Detragiache et al. 2000) である。当然ながら、企業はその経営活動を継続するために、相応の財務的流動性を確保する必要がある。そのため、資金調達のチャンネルを充実させようとする動機が働き、複数の金融機関と取引関係を維持する傾向があるとされている。また、何らかの経済的ショックによって業績の悪化が懸念される場面や、取引金融機関への固有ショックによって資金調達に支障が生じる場面に備えて、取引金融機関を分散させる動機も働くと考えられている。こうした理論的背景から、財務的流動性の乏しい企業ほど流動性保険動機が働きやすく、取引金融機関数は多いと予想されている。

取引金融機関数の決定要因として議論されている第三の要因は、企業が金融機関との取引過程で直面する「ホールドアップ問題」(Rajan, 1992) である。ホールドアップ問題は、企業に関するソフト情報(生産にコストを要し、容易に他者へ移転できない情報)の存在に起因する。金融機関は、貸出先企業との取引過程において当該企業のソフト情報を収集し、それらを独占的に蓄積する。ここで、貸出先企業のソフト情報を蓄積した金融機関と貸出先企業のソフト情報を有していない金融

⁵ その他の決定要因としては、「研究開発型企業の特徴」(Yosha, 1995) や「金融機関同士の競争」(Broecker, 1990) が挙げられる。研究開発型企業の特徴では、研究開発を積極的に行う企業ほど機密情報が社内に蓄積されており、金融機関をはじめとした外部関係者への情報のリークを回避する動機が働きやすいと考えられている。その結果として、研究開発型の企業ほど、取引金融機関数が少ない傾向にあると予想されている。金融機関同士の競争を背景とした理論仮説も示されている。一般的に金融機関は、自行の利益を確保するため、業績が好調な企業や企業維持力が認められる企業との取引を選考する。そうした企業との取引構築を目指して、各金融機関は競争的にアプローチを重ねることになる。その結果として、業績が好調な企業や企業維持力を備えた企業ほど、取引金融機関数が多くなると予想されている。

機関の両者が存在すると仮定すれば、蓄積されたソフト情報は他者への移転が容易でないことから、ソフト情報を有する金融機関はその優越的な地位を利用した交渉を企業と行うことになる。金融機関からのホールドアップに直面する懸念がある企業ほど、そうした取引関係に陥ることを回避する動機が働きやすく、取引金融機関を分散させる傾向があると考えられている。具体的には、借入金以外の資金調達チャンネルに限りがあり、その意味で金融機関からのホールドアップに対する対抗力が乏しい企業などが当該問題に係る懸念を抱えやすいと予想されている。一方で、こうしたホールドアップ問題に直面していたとしても、現状の取引関係から享受できる効用がホールドアップ問題によって生じるコストよりも大きい場合などには、結果として取引金融機関数が少ないまま維持されるケースもある点には注意が必要である(Schenone, 2009)。

第四の要因として、「分散化された負債による企業行動の規律付け」(Bolton and Scharfstein, 1996)が挙げられる。モニタリングコストの存在に関する議論からも明らかのように、金融機関は、貸出先企業のモラルハザードなどを防ぐために、当該企業を監視するという重要な役割を担っている。特に、株式や社債の発行を通して資本市場から資金調達することが困難な中小企業では、金融機関をはじめとした債権者からのモニタリングが、企業行動の規律付けにおいて重要な意味を持つ。これについて、モラルハザードなどの可能性がある企業と複数の金融機関が取引関係を構築し、負債の分散化を図ることで、その後の債務に関する円滑な交渉が困難になり、事前に効率的な企業行動に導くことができるという議論が存在する。取引金融機関数に関していえば、モラルハザードなどの可能性がある企業ほど、分散化された負債による規律を受けやすく、取引金融機関数は多いと予想されている。一方で、業績悪化がより深刻

な状況となっているケースでは、清算などの過程において、借入金が一定の金融機関に集中され、取引金融機関数が縮小されている方が効率的であるという指摘が存在することには留意が必要である。

(2) 実証研究のレビュー

取引金融機関数の決定要因について、本邦企業を分析対象とした実証研究も存在する。なかでも、Ogawa et al. (2007)は、本邦上場企業を分析対象とした代表的な既存研究であり、本邦企業が複数行取引を選択する要因を実証的に分析することを目的としている。使用データの期間は1982年から1999年に渡り、「通期」「バブル前」「バブル後」の三つの期間に分割したうえで分析している。分析手法としては、single loan企業とmultiple loans企業の違いを捉えるために、前者を1、後者を0とするダミー変数を被説明変数としたbinomial logit分析を行っている。その結果、本邦上場企業においては、「取引コスト・モニタリングコストの存在」が取引金融機関数に影響していないという推定結果が出ている。また、multiple loans企業を取引金融機関数ごとに五つのグループに区分したうえでmultinomial logit分析も行っている。Ogawa et al. (2007)の特徴としては、①流動性保険動機をはじめとした代表的な理論仮説について、網羅的かつ実証的に分析していること、②上場企業特有の決定要因(金融機関の企業株式保有割合)にも着目していること、が挙げられる。

本邦上場企業を対象とした実証分析として、Miyakawa (2013)も挙げられる。当該既存研究では、各企業の取引金融機関数を適切にコントロールしたうえで、借入シェア構造(借入シェアの非対称性、集中度、偏り)の決定要因が分析されている。借入シェア構造の変動パターンを分析することで、企業と金融機関の取引関係をより正確に特徴付けることを目的としている。具体的には、各企業に対する最大貸手のローンシェアを被説明

変数、企業レベル、金融機関レベル、企業-金融機関レベルの属性を説明変数として、静学的パネル推定および動学的パネル推定が実施されている。取引金融機関数と借入シェア構造の決定要因については共通する論点が多いとされており、当該既存研究における各説明変数は、取引金融機関数の決定要因に関する理論的背景を基に設定されている。なお、本稿の分析における説明変数の設定については、Miyakawa (2013) を参考情報としている。

一方、本邦中小企業を分析対象とした実証研究は数少ないが、貴重な既存研究として堀江 (2004) が挙げられる。当該既存研究は、(株)帝国データバンクのデータを活用して東京都の非上場企業を分析対象としており、クロスセクションレベルの分析を行っている。特徴としては、取引金融機関数の決定要因として主に、企業の修正評点⁶、自己資本比率、設立後の年数、売上高に着目していること、メインバンクの業態別にグループ化した分析も実施していること、が挙げられる。推定結果としては、東京都の非上場企業において、①修正評点が高い企業ほど取引金融機関数は少ない、②自己資本比率が高い、あるいは設立後の年数が長い、または売上高が大きい企業ほど取引金融機関数は多い、となっている。修正評点が高い企業ほど取引金融機関数が少ないことから、メインバンクによる囲い込みが存在する可能性を指摘している。なお、本稿においては、経済的ショックによる取引金融機関数の変動を分析するに当たって、当該既存研究にもみられるサブサンプル推定を活用している。

本邦中小企業に焦点を当てた実証分析として、佐々木 (2016) も挙げられる。当該既存研究では、海外企業や本邦上場企業を対象に議論されてきた標準的な決定要因が、本邦中小企業に当てはまるのかについて実証的に分析されている。分析には、企業レベルのパネルデータを使用している。データ期間は2009年から2014年の6年で、バランスドパネルデータとなっている。推定モデルについてはパネルトービットモデルを採用しており、中小企業における取引金融機関数の決定要因が特異なものではないことを指摘している。

本稿は、佐々木 (2016) をさらに発展させる内容となっている。具体的な相違点として、以下の4点が挙げられる。第一に、使用するデータセットを拡張した点である。本稿の分析では、2008年に発生したリーマン・ショックに焦点を当てる必要があるため、データ期間を2006年から2015年の10年としている。また、サバイバルバイアスを回避する目的から、アンバランスドパネルデータを構築しており、サンプル数は大きく増加している。第二に、当該既存研究では分析されていない決定要因（「分散化された負債による規律付け」）に着目している点である。相対的に信用リスクが高いとされる中小企業においては、当該決定要因について分析することが意義深いと考えられるためである。一方で、当該既存研究で分析対象としている決定要因の一部（「研究開発型企業の特徴」「金融機関同士の競争」「長期借入以外の資金調達状況」）については、本稿では分析対象としていない⁷。第三に、推定結果の頑健性に係る確認をより入念に

⁶ 評点とは、(株)帝国データバンクが企業を100点満点で評価した点数で、企業が健全な経営活動を行っているか、支払能力があるか、安全な取引ができるかを評価したものである。修正評点とは、(株)帝国データバンクが算出した企業の評点について、規模間の格差を解消するために修正を加えて算出したものである。

⁷ 「研究開発型企業の特徴」について、佐々木 (2016) では、説明変数として繰延資産/総資産 (%) を採用している。しかし、現状の中小企業に係る会計要領では、研究費や開発費以外の科目も繰延資産に含まれている可能性があるため、本稿では分析対象としていない。「金融機関同士の競争」については、設定する仮説が「分散化された負債による規律付け」とおおよそ逆の考え方となるため本稿では分析対象としていない。「長期借入以外の資金調達状況」については、当該既存研究における取引金融機関数の定義が「長期借入取引のある金融機関の数」であった一方で、本稿における取引金融機関数の定義は長期借入取引に限定していないことから、分析対象としていない。

行っている点である。将来の研究課題として最適取引金融機関数の議論を進める場合には、取引金融機関数の決定要因モデルを精緻化することが非常に重要となるからである。第四に、経済的ショックによって中小企業と金融機関の取引関係がどのように変化するのかを明らかにしている点である。両者の取引関係をより正確に特徴付けるには、平時だけでなく、経済的ショック時を含めた分析が必要なためである。

3 仮説の構築

本節では、本稿の分析で検証する仮説を構築する。佐々木（2016）では、仮説の構築や説明変数の設定に当たってOgawa et al.（2007）を参考にしているが、本稿では、頑健性の確認も含め、Miyakawa（2013）を参考にしている。

(1) 取引コスト・モニタリングコストの存在

企業の取引金融機関数を決定する第一の要因は、「取引コスト・モニタリングコストの存在」である。理論的背景を踏まえると、規模の小さい企業ほど、取引コストを負担できる程度にも限りがあるため、取引金融機関数は少ないと予想できる。また、規模の大きい企業ほど調達する資金の規模が大きく、借入金1単位当たりの取引コストが低減することから、取引金融機関数は多いと予想できる。次に、モニタリングコストについて、貸出先企業1社当たりで固定的な費用負担が金融機関サイドに発生すると仮定すれば、1社当たりから得られる経済的利潤がモニタリングコストを超過しやすい企業、つまり、規模の大きい企業との取引を各金融機関は選好すると考えられる。こうした金融機関行動の結果として、規模の大きい企業ほど取引金融機関数が多くなると考えられる。これらの議論を踏まえ、本稿では、企業規模が取引金融機関数と正の相関を持つと予想する。

企業規模を代理する指標としては、企業の総資産の対数値を採用する。推定結果の頑健性を確認するため、企業の従業員数についても同様に検証する。

次に、企業規模が取引金融機関数に与える限界効果が、企業の成長段階（企業規模の拡大）に応じてどのように変化するのも本稿の関心である。本邦上場企業を分析対象とした既存研究においては、取引コスト・モニタリングコストの存在が取引金融機関数に影響していない可能性があるという結果が報告されている（Ogawa et al.2007）。この結果は、企業規模が取引金融機関数に与える限界効果が、企業規模が大きくなるほど低下する可能性を示唆している。こうした議論を踏まえ、本稿では、企業規模を代理する指標の二乗項を説明変数に含め、当該説明変数が取引金融機関数と負の相関を持つと予想する。また、企業の成長段階（企業規模の拡大）に応じて、企業規模の限界効果がどのように低下していくのかを具体的に明らかにするため、分析対象を企業規模のレベルごとに分割したサブサンプル推定を実施する。

(2) 企業の流動性保険動機

第二の要因は、外生的ショックに対する「企業の流動性保険動機」である。企業はその経営活動を継続するために、相応の財務的流動性を確保する必要があるとされており、複数の金融機関と取引関係を維持する傾向があるとされている。また、何らかの経済的ショックによって業績の悪化が懸念される場面や、取引金融機関への固有ショックによって資金調達に支障が生じる場面に備えて、取引金融機関を事前に分散させる動機も働くと考えられている。こうした理論的背景を踏まえると、財務的流動性が乏しく資金繰りに懸念のある（流動性に配慮する必要性が高い）企業ほど流動性保険動機が働きやすく、取引金融機関数は多いと予想できる。

そこで本稿では、企業の流動資産を流動負債で除した流動比率が取引金融機関数と負の相関を持つと予想する。推定結果の頑健性を確認するため、企業の当座資産を流動負債で除した当座比率についても同様に検証する。

また、本邦中小企業の流動性保険動機が、実際の経済的ショックによってどのように変化しているのかは特に興味深い論点といえるだろう。一般的に、本稿の分析対象である中小企業は、金融機関借入に対する依存度が高い一方で、経営資源の制約から資金調達力が十分ではないとされている。したがって、経済的ショック後の景気悪化局面において中小企業の流動性保険動機がどのように変化しているのかを分析することは、中小企業と金融機関の取引関係を正確に特徴付けるうえで非常に重要である。

こうした分析を行うため、本稿ではまず、year dummyをベースライン推定の説明変数に含める。そのうえで、サンプル期間(2006年~2015年)における、取引金融機関数に対する年固有効果の推移に着目する(year dummyの基準は2006年)。仮説の構築に当たっては、2008年秋に発生したリーマン・ショックを経済的ショックとして捉える。経済的ショックに対して中小企業の流動性保険動機が働き、取引金融機関数を増加させたと仮定すれば、当該ショック後にyear dummyの係数が上昇し、かつ正の符号を示すと予想できる。さらに、分析の深堀を目的として、企業の立地地域によって流動性保険動機の変化に違いがあるのかをサブサンプル推定により検証する。

(3) ホールドアップ問題

第三の要因としては、企業のソフト情報を独占的に有する金融機関と貸出先企業の取引関係において生じる「ホールドアップ問題」が挙げられる。理論的には、金融機関からのホールドアップに直面する懸念がある企業ほど、当該問題を回避する

動機が働きやすく、取引金融機関を分散させる傾向があると考えられている。こうした議論を実証的に分析するためには、金融機関からのホールドアップに直面する懸念の程度を、企業ごとに計測する必要がある。本稿においては、その計測指標として、企業の総借入金(長期借入金+短期借入金)を総負債(流動負債+固定負債)で除した指標と、企業の有形固定資産を総資産で除した指標を設定し、説明変数に含める。具体的に前者の指標は、金融機関からのホールドアップに対する企業の対抗力の程度を表している。当該指標が上昇するほど借入金以外の資金調達チャンネルが少ないことを示し、ホールドアップに対する対抗力が乏しいことになる。その結果、ホールドアップに直面する懸念が高まり、取引金融機関数が分散すると予想される。次に、後者の指標は、企業におけるソフト情報の多寡を計測することを企図した指標である。当該指標が上昇するほど、企業の総資産に占める有形固定資産の割合が高まり、ソフト情報の量が相対的に減少すると考えられる。その結果、ホールドアップに直面する懸念は低くなり、取引金融機関数は縮小すると予想される。一方で、第2節で確認したとおり、ホールドアップ問題に直面していたとしても、現状の取引関係から享受できる効用が大きい場合などには、結果として取引金融機関数が少ないまま維持されるという議論も存在する。この点に留意し、中小企業の金融機関取引においてどちらの議論が確認されるのかを明らかにする。

(4) 分散化された負債による規律付け

第四の要因は、「分散化された負債による企業行動の規律付け」である。モラルハザードなどの可能性がある企業と複数の金融機関が取引関係を構築し、負債の分散化を図ることで、その後の債務に関する円滑な交渉が困難になり、事前に効率的な企業行動に導くことができると考えられてい

る。こうした理論的予測を実証するため、本稿では、業績悪化が進んでいる（モラルハザードを引き起こしやすい）企業ほど、分散化された負債による規律付けの対象になると想定する。本稿では、企業業績の状況を表すために、以下の三つの指標を採用する。一つ目の指標としては、収益状況を表す目的から、企業の償却後経常利益を総資産で除した指標を採用する。二つ目は、資本状況を表す目的から、総負債を総資産で除した負債比率を採用する。三つ目は、金融機関による企業の評価状況を反映させる目的から、支払利息・割引料を期末借入残高等で除した借入金利を採用する。一つ目の指標が下降し、負債比率と借入金利が上昇するほど企業業績の悪化が進んでおり、負債による規律付けの対象となる可能性が高まるため、取引金融機関数が増加すると予想される。一方で、企業の業績悪化がより深刻な状況となっているケースでは、清算などの過程において、借入が一定の金融機関に集中している方が効率的であるという議論も存在する。こうした事象の可能性についても留意しながら、本邦中小企業と金融機関の取引関係において、どちらのストーリーが働いているのかを確認する。

4 データおよび変数

本節では、本稿で用いるデータセットについて概観したうえで、分析に使用する変数の定義と基本統計量を掲載する。

(1) データ

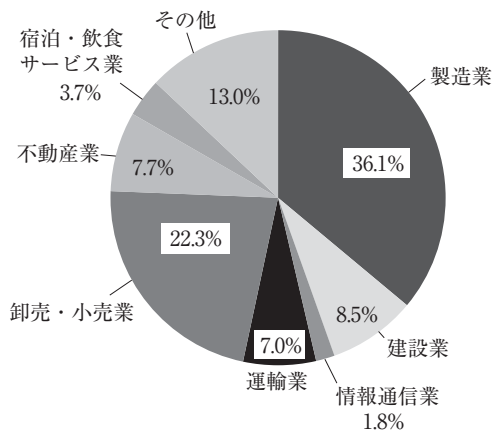
本稿の分析では、JFCが保有する企業レベルのパネルデータを用いる。本稿で用いるデータセットは、沖縄県を除く全都道府県の中小企業に係る財務データ、属性データ（業種、立地地域等）、金融機関取引状況データで構成されており、クロスセクション方向に70,728社、時系列方向に10年

のパネルデータである。データ期間については、リーマン・ショック前から直近までの状況を捉えるため、2006年から2015年としている。また、サバイバルバイアスを可能な限り回避した分析を行うため、unbalancedのパネルデータを構築しており、全サンプル数は412,580サンプルである。分析対象は法人格を有する企業に限定しており、個人事業主はサンプルから除外している。加えて、推定結果の精度を高める目的から、異常値への対処として、両端1%の裾切りを実施している。

なお、本データの特性上、分析対象がJFCと取引を有する（あるいは有していた）企業に偏ってしまう恐れがある。サンプリングバイアスの有無を議論する目的から、以下では、本稿の分析で使用するデータの代表制について確認する。第一に、サンプル企業の属性である。図-1、2は、本稿のサンプル企業における業種および立地地域の分布を表したものである。一方、図-3、4は、中小企業庁「中小企業実態基本調査(平成27年確報)」および中小企業庁「中小企業の企業数・事業所数(平成24年)」を参考に、中小企業における業種および立地地域の分布を表している。これらを比較すると、立地地域については両者に大きな差異はみられないものの、業種については、サンプル企業において製造業の割合が多いことを確認できる。実際の分析においては、特に業種のコントロールに留意する必要がある。

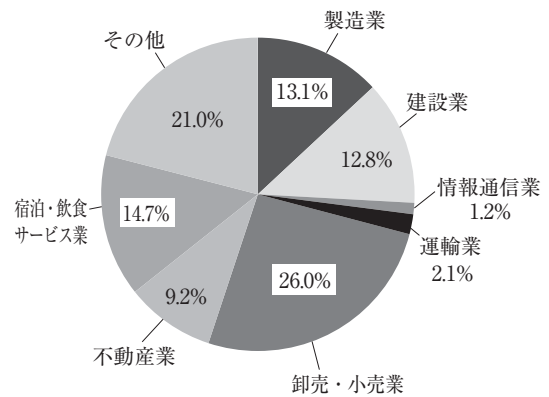
第二に、サンプル企業の規模である。具体的には、中小企業庁「中小企業実態基本調査(平成25年確報)」[中小企業実態基本調査(平成26年確報)]「中小企業実態基本調査(平成27年確報)」から確認できる中小企業の売上高規模と、サンプル企業の売上高規模を比較する。図-5は、法人中小企業(全体)、法人中小企業(従業員20人以下)、法人中小企業(従業員21人以上)、本稿のサンプル企業それぞれにおける1社当たりの平均年間売上高について、平成24年度から平成26年度までの推移

図-1 サンプル企業における業種の分布



(注) 業種の区分は、日本標準産業分類の大分類に従っている。

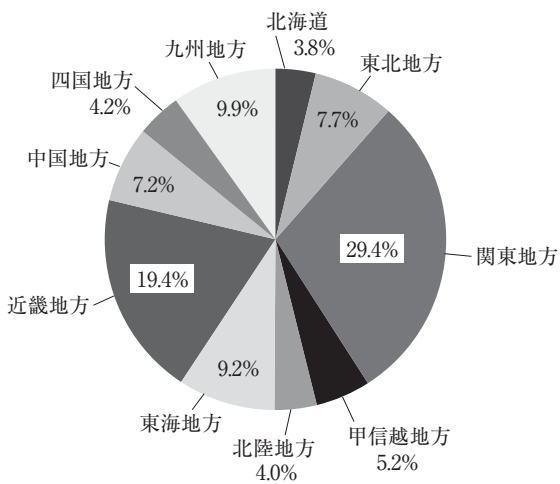
図-3 中小企業における業種の分布



資料：中小企業庁「中小企業実態基本調査（平成27年確報）」

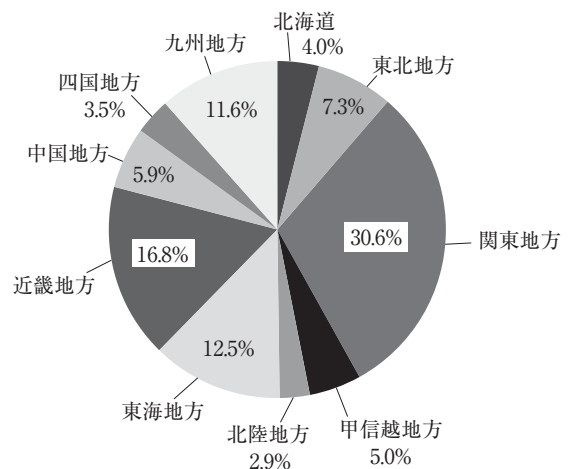
(注) 業種の区分は、日本標準産業分類の大分類に従っている。

図-2 サンプル企業における立地地域の分布



(注) 地域区分の詳細は、北海道、東北地方（青森県・岩手県・宮城県・秋田県・山形県・福島県）、関東地方（茨城県・栃木県・群馬県・埼玉県・千葉県・東京都・神奈川県）、甲信越地方（新潟県・長野県・山梨県）、北陸地方（富山県・石川県・福井県）、東海地方（岐阜県・静岡県・愛知県・三重県）、近畿地方（滋賀県・京都府・大阪府・兵庫県・奈良県・和歌山県）、中国地方（鳥取県・島根県・岡山県・広島県・山口県）、四国地方（徳島県・香川県・愛媛県・高知県）、九州地方（福岡県・佐賀県・長崎県・熊本県・大分県・宮崎県・鹿児島県）である。

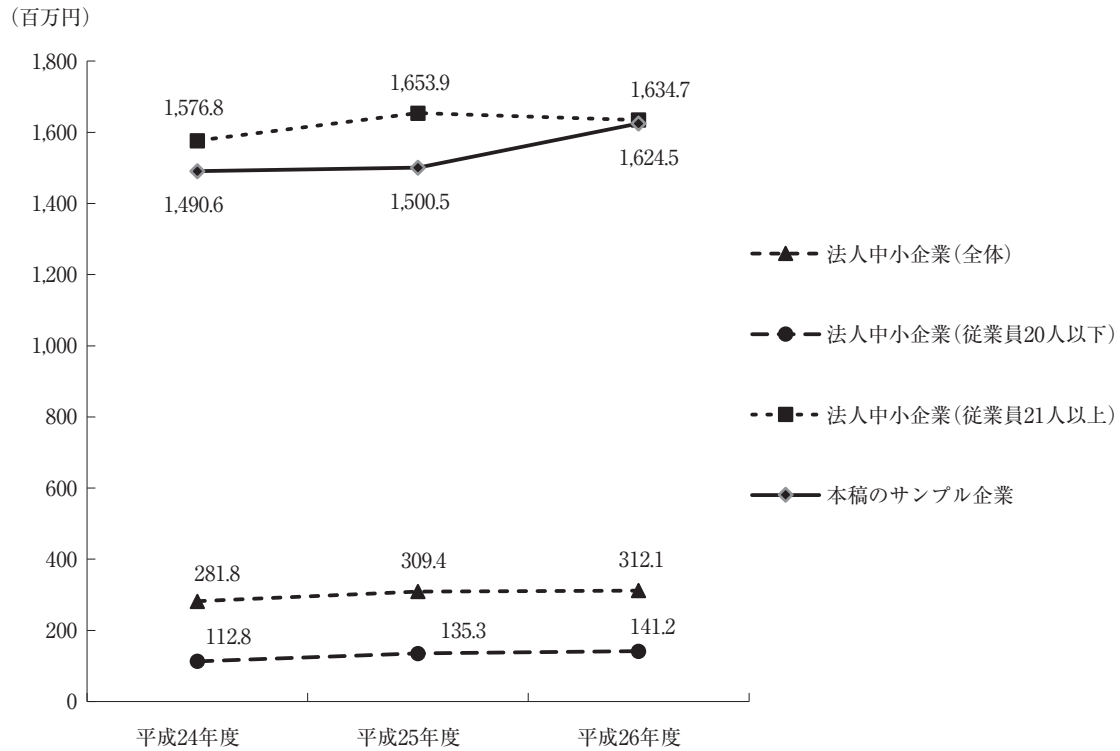
図-4 中小企業における立地地域の分布



資料：中小企業庁「中小企業の企業数・事業所数（平成24年）」

(注) 地域区分の詳細は、北海道、東北地方（青森県・岩手県・宮城県・秋田県・山形県・福島県）、関東地方（茨城県・栃木県・群馬県・埼玉県・千葉県・東京都・神奈川県）、甲信越地方（新潟県・長野県・山梨県）、北陸地方（富山県・石川県・福井県）、東海地方（岐阜県・静岡県・愛知県・三重県）、近畿地方（滋賀県・京都府・大阪府・兵庫県・奈良県・和歌山県）、中国地方（鳥取県・島根県・岡山県・広島県・山口県）、四国地方（徳島県・香川県・愛媛県・高知県）、九州地方（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）である。

図－5 サンプル企業および標準的な中小企業における売上高規模の推移



資料：中小企業庁「中小企業実態基本調査（平成25年確報）」、中小企業庁「中小企業実態基本調査（平成26年確報）」、
中小企業庁「中小企業実態基本調査（平成27年確報）」
(注) 横軸は年度、縦軸は1社当たりの平均年間売上高を示している。

を表したものである⁸。これをみると、本稿のサンプル企業における売上高規模は、法人中小企業（従業員21人以上）の売上高規模と極めて近いことがわかる。このことから、本稿で使用するサンプル企業が標準的な中小企業の範囲を逸脱しておらず、中小企業者のなかでも中規模とされる企業群を問題なく代表しているといえる。

(2) 変数の定義と基本統計量

本稿の分析における被説明変数は、各企業における取引金融機関数（行）⁹であり、*NUM_BANKS*と置く。説明変数については、各企業における総資産（百万円）の対数値を*ln_TOTALASSET*、

*ln_TOTALASSET*の二乗項を*ln_TOTALASSET_SQ*、各企業における従業員数（人）を*EMPLOYEE*、*EMPLOYEE*の二乗項を*EMPLOYEE_SQ*、各企業における流動資産/流動負債（%）を*CUR*、各企業における当座資産/流動負債（%）を*QUR*、各企業における総借入金/総負債（%）を*BTL*、各企業における有形固定資産/総資産（%）を*FATA*、各企業における償却後経常利益/総資産（%）を*ROA*、各企業における総負債/総資産（%）を*LTA*、各企業における支払利息・割引料/期末借入残高等（%）を*INTEREST*と置く。なお、*year dummy*については、時点が2007年の場合に1をとるダミー変数を*DUMMY_2007*、時

⁸ 法人中小企業（全体）だけでなく、それを従業員20人以下の企業群と従業員21人以上の企業群に分割したものについても表示している。分割の基準を従業員数20人としたのは、中小企業基本法において、中小企業者のなかでも従業員20人以下（製造業その他）の企業については小規模企業者に分類されているためである。

⁹ 本稿の分析では、取引金融機関数を「各企業における、借入取引がある金融機関の数」と定義する。借入取引には長期借入取引と短期借入取引が存在するが、いずれか一つでも取引があれば、取引金融機関数にカウントしている。

表-2 変数の定義

<i>Variable</i>	<i>Definition</i>
<i>NUM_BANKS</i>	各企業における取引金融機関数 (行)
<i>ln_TOTALASSET</i>	各企業における総資産 (百万円) の対数値
<i>ln_TOTALASSET_SQ</i>	<i>ln_TOTALASSET</i> の二乗項
<i>EMPLOYEE</i>	各企業における従業員数 (人)
<i>EMPLOYEE_SQ</i>	<i>EMPLOYEE</i> の二乗項
<i>CUR</i>	各企業における流動資産/流動負債 (%)
<i>QUR</i>	各企業における当座資産/流動負債 (%)
<i>BTL</i>	各企業における総借入金/総負債 (%)
<i>FATA</i>	各企業における有形固定資産/総資産 (%)
<i>ROA</i>	各企業における償却後経常利益/総資産 (%)
<i>LTA</i>	各企業における総負債/総資産 (%)
<i>INTEREST</i>	各企業における支払利息・割引料/期末借入残高等 (%)
<i>DUMMY_2006</i>	基準カテゴリー (2006年)
<i>DUMMY_2007</i>	時点が2007年の場合に1をとるダミー変数
<i>DUMMY_2008</i>	時点が2008年の場合に1をとるダミー変数
<i>DUMMY_2009</i>	時点が2009年の場合に1をとるダミー変数
<i>DUMMY_2010</i>	時点が2010年の場合に1をとるダミー変数
<i>DUMMY_2011</i>	時点が2011年の場合に1をとるダミー変数
<i>DUMMY_2012</i>	時点が2012年の場合に1をとるダミー変数
<i>DUMMY_2013</i>	時点が2013年の場合に1をとるダミー変数
<i>DUMMY_2014</i>	時点が2014年の場合に1をとるダミー変数
<i>DUMMY_2015</i>	時点が2015年の場合に1をとるダミー変数

点が2008年の場合に1をとるダミー変数を *DUMMY_2008*、時点が2009年の場合に1をとるダミー変数を *DUMMY_2009*、時点が2010年の場合に1をとるダミー変数を *DUMMY_2010*、時点が2011年の場合に1をとるダミー変数を *DUMMY_2011*、時点が2012年の場合に1をとるダミー変数を *DUMMY_2012*、時点が2013年の場合に1をとるダミー変数を *DUMMY_2013*、時点が2014年の場合に1をとるダミー変数を *DUMMY_2014*、時点が2015年の場合に1をとるダミー変数を *DUMMY_2015*と置き、基準カテゴリーは2006年とする。本稿で使用する主な変数の定義と基本統計量を表したものが、表-2、3である。

5 実証分析のフレームワーク

実証分析のフレームワークとしては、第一に、海

外企業や本邦上場企業を対象として議論されてきた取引金融機関数の決定要因が、本邦中小企業において働いているのかを検証する (ベースライン推定)。第3節で構築した仮説に基づいて各説明変数を設定し、取引金融機関数に対するそれらの有意性をテストすることが中心となる。

実証手法としては、パネル推定を採用する。表面上のデータからは捕捉できない各企業の個体効果 (固定効果あるいは変量効果) をコントロールすることで、欠落変数による内生性バイアスに対処できるほか、経済的ショックによる取引金融機関数の変動を分析するに当たっては、クロスセクション方向のデータだけでなく、時系列方向のデータを使用した分析が必要不可欠なためである。具体的に、以下の推定式①が本稿におけるベースライン推定のモデルである。被説明変数としては、 $NUM_BANKS_{i,t}$ を用いる。これは、企業 i の t 時点における取引金融機関数を表す。 α は定数項

表－3 変数の基本統計量

Variable	Obs	Mean	Std.Dev.	Min	Max
NUM_BANKS	412,580	3.42	1.27	1	5
ln_TOTALASSET	412,580	6.55	1.16	0.83	12.45
ln_TOTALASSET_SQ	412,580	44.25	15.30	0.69	154.97
EMPLOYEE	412,580	48.82	60.55	0	421
EMPLOYEE_SQ	412,580	6049.31	16708.77	0	177241
CUR	412,580	239.28	236.27	11.01	2015.39
QUR	412,580	174.81	189.50	3.37	2014.29
BTL	412,580	70.64	20.10	7.37	100
FATA	412,580	42.45	25.00	0	99.95
ROA	412,580	1.59	5.47	-26.48	21.61
LTA	412,580	79.76	25.81	3.28	235.25
INTEREST	412,580	2.07	0.86	0.13	5.80
DUMMY_2006		基準カテゴリー (2006年)			
DUMMY_2007	412,580	0.11	0.32	0	1
DUMMY_2008	412,580	0.11	0.32	0	1
DUMMY_2009	412,580	0.11	0.32	0	1
DUMMY_2010	412,580	0.10	0.30	0	1
DUMMY_2011	412,580	0.10	0.31	0	1
DUMMY_2012	412,580	0.11	0.31	0	1
DUMMY_2013	412,580	0.10	0.30	0	1
DUMMY_2014	412,580	0.09	0.29	0	1
DUMMY_2015	412,580	0.06	0.24	0	1

を表し、 β は、企業*i*の*t*時点における説明変数 $X_{i,t}$ の係数を表している。また、 η_i は企業*i*の個体効果、 $YEAR_t$ は*t*時点における時点効果、 $\varepsilon_{i,t}$ は企業*i*の*t*時点における誤差項を表す。当該パネル推定のモデルをもとに、プーリング回帰モデル、固定効果モデル、変量効果モデルにて分析を行い、標準的なモデル選択のテストを実施する。また、具体的に採用する説明変数を推定式①に代入したものは推定式②であり、当該ベースライン推定における仮説を要約したものは表－4である。

なお、ベースライン推定の頑健性を確認するために、以下の分析も追加的に実施する。まず、説明変数の頑健性を確認するために、ベースライン推定とは異なる指標を説明変数に採用した分析を行う。次に、被説明変数 $NUM_BANKS_{i,t}$ が、カウン

トデータに近似した確率分布を持つ可能性があること、および、lowerlimit(1)upperlimit(5)の打ち切りデータであることにも留意する必要がある¹⁰。この特徴に対処するため、パネルポアソン回帰モデル、パネルトロービットモデルを用いた推定を実施する。最後に、説明変数に外生性を付与する目的から、各説明変数に1期ラグを設けた推定を実施する。

第二に、本邦中小企業の取引金融機関数が、リーマン・ショックによってどのように変動したのかを分析する。経済的ショックによって中小企業と金融機関の取引関係がどのように変化しているのかを明らかにすることが目的である。こうした分析を行うため、本稿ではまず、ベースライン推定におけるyear dummyに焦点を当て、サンプル期間に

¹⁰ 取引金融機関数の最小値が1であるのは、本稿の分析対象が金融機関と借入取引を有する企業であることに起因する。取引金融機関数の最大値が5であるのは、本稿で用いるデータの制約によるものである。取引金融機関数が5の企業には、実際の取引金融機関数が6以上の企業も一部含まれている。

表-4 ベースライン推定における仮説の要約

	Transaction /Monitoring Cost	Liquidity Insurance	Hold-up Problem	Debt Governance
<i>ln_TOTALASSET</i>	+			
<i>ln_TOTALASSET_SQ</i>	-			
<i>EMPLOYEE</i>	+			
<i>EMPLOYEE_SQ</i>	-			
<i>CUR</i>		-		
<i>QUR</i>		-		
<i>BTL</i>			+	
<i>FATA</i>			-	
<i>ROA</i>				-
<i>LTA</i>				+
<i>INTEREST</i>				+

(注) 符号の正負は、それぞれの理論的背景から予想される各説明変数の係数の正負を表している。網掛けされた変数は、ベースライン推定の頑健性を確認する際に使用する変数である。

における年固有効果の推移に着目する。リーマン・ショックを契機に中小企業の流動性保険動機が働き、取引金融機関数を増加させたと仮定すれば、リーマン・ショック後にyear dummyの係数が上昇し、かつ正の符号を示すと予想される。さらに、企業の立地地域によって、経済的ショックによる流動性保険動機の変化に違いがあるのかをサブサンプル推定により検証する。以上の分析結果については、ベースライン推定の結果(第6節)とは別に、第7節で詳述する。

$$\textcircled{1} \text{NUM_BANKS}_{i,t} = \alpha + \beta X_{i,t} + \eta_i + \text{YEAR}_t + \varepsilon_{i,t}$$

where

$\text{NUM_BANKS}_{i,t}$: 企業*i*の*t*時点における取引金融機関数

α : 定数項

β : $X_{i,t}$ の係数

$X_{i,t}$: 企業*i*の*t*時点における説明変数

η_i : 企業*i*の個体効果(固定効果あるいは変量効果)

YEAR_t : *t*時点における時点効果

$\varepsilon_{i,t}$: 企業*i*の*t*時点における誤差項

$$\textcircled{2} \text{NUM_BANKS}_{i,t} = \alpha + \beta_1 (\ln_TOTALASSET_{i,t}) + \beta_2 (\ln_TOTALASSET_SQ_{i,t}) + \beta_3 (CUR_{i,t}) + \beta_4 (BTL_{i,t}) + \beta_5 (FATA_{i,t}) + \beta_6 (ROA_{i,t}) + \beta_7 (LTA_{i,t}) + \beta_8 (INTEREST_{i,t}) + \eta_i + \text{YEAR}_t + \varepsilon_{i,t}$$

6 ベースライン推定の結果

本節では、ベースライン推定の結果を示すとともに結果の頑健性を確認し、決定要因ごとに考察を行う。海外企業や本邦上場企業を対象として議論されてきた取引金融機関数の決定要因が、本邦中小企業において働いているのかを明らかにすることが目的である。

表-5は、本稿の分析におけるベースライン推定の結果をまとめたものである。第(i)列はPooling OLSの推定結果を、第(ii)列はPooling OLS robustの推定結果を、第(iii)列はFixed-Effects Panel Estimationの推定結果を、第(iv)列はRandom-Effects Panel Estimationの推定結果を表している。Fixed-Effects Panel Estimation以外の推定では、各企業の業種と立地地域をコントロールしている。モデル選択については、F検定、Hausman検定、Breusch and Pagan検定により、Fixed-Effects Panel Estimationが支持されている。

表-5 ベースライン推定の結果

Base Line	(i) Pooling OLS		(ii) Pooling OLS robust		(iii) Fixed-Effects Panel Estimation		(iiii) Random-Effects Panel Estimation	
	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value
<i>Independent var</i>								
<i>ln_TOTALASSET</i>	0.910	0.000 ***	0.910	0.000 ***	1.200	0.000 ***	1.037	0.000 ***
<i>ln_TOTALASSET_SQ</i>	-0.029	0.000 ***	-0.029	0.000 ***	-0.038	0.000 ***	-0.036	0.000 ***
<i>CUR</i>	-0.0004	0.000 ***	-0.0004	0.000 ***	-0.0002	0.000 ***	-0.0002	0.000 ***
<i>BTL</i>	0.017	0.000 ***	0.017	0.000 ***	0.012	0.000 ***	0.014	0.000 ***
<i>FATA</i>	-0.008	0.000 ***	-0.008	0.000 ***	-0.002	0.000 ***	-0.004	0.000 ***
<i>ROA</i>	-0.002	0.000 ***	-0.002	0.000 ***	-0.0002	0.310	-0.0005	0.018 **
<i>LTA</i>	0.008	0.000 ***	0.008	0.000 ***	0.006	0.000 ***	0.006	0.000 ***
<i>INTEREST</i>	0.142	0.000 ***	0.142	0.000 ***	0.068	0.000 ***	0.091	0.000 ***
<i>DUMMY_2007</i>	-0.013	0.058 *	-0.013	0.059 *	-0.013	0.001 ***	-0.015	0.000 ***
<i>DUMMY_2008</i>	-0.042	0.000 ***	-0.042	0.000 ***	-0.022	0.000 ***	-0.029	0.000 ***
<i>DUMMY_2009</i>	-0.057	0.000 ***	-0.057	0.000 ***	-0.014	0.001 ***	-0.029	0.000 ***
<i>DUMMY_2010</i>	-0.032	0.000 ***	-0.032	0.000 ***	0.070	0.000 ***	0.050	0.000 ***
<i>DUMMY_2011</i>	-0.001	0.873	-0.001	0.873	0.084	0.000 ***	0.067	0.000 ***
<i>DUMMY_2012</i>	0.040	0.000 ***	0.040	0.000 ***	0.113	0.000 ***	0.100	0.000 ***
<i>DUMMY_2013</i>	0.082	0.000 ***	0.082	0.000 ***	0.157	0.000 ***	0.147	0.000 ***
<i>DUMMY_2014</i>	0.124	0.000 ***	0.124	0.000 ***	0.190	0.000 ***	0.185	0.000 ***
<i>DUMMY_2015</i>	0.175	0.000 ***	0.175	0.000 ***	0.258	0.000 ***	0.255	0.000 ***
<i>Industry DUMMY</i>	YES		YES		NO		YES	
<i>Region DUMMY</i>	YES		YES		NO		YES	
<i>_cons</i>	-2.904	0.000 ***	-2.904	0.000 ***	-4.126	0.000 ***	-3.314	0.000 ***
<i>Number of obs</i>	412,580		412,580		412,580		412,580	
<i>Number of groups</i>					70,728		70,728	
<i>Obs per group (min)</i>					1		1	
<i>Obs per group (avg)</i>					5.8		5.8	
<i>Obs per group (max)</i>					10		10	
<i>F</i>	6499.74		8141.99		2655.00			
<i>Wald chi 2</i>							89428.29	
<i>Prob>F</i>	0.0000		0.0000		0.0000			
<i>Prob>chi 2</i>							0.0000	
<i>R-squared</i>	0.3421		0.3421					
<i>Adj R-squared</i>	0.3420							
<i>R-squared (within)</i>					0.1166		0.1130	
<i>R-squared (between)</i>					0.3395		0.3899	
<i>R-squared (overall)</i>					0.2923		0.3334	
<i>Root MSE</i>	1.0335		1.0335					

(注) ***：1%水準、**：5%水準、*：10%水準で統計的に有意であることを示す。被説明変数NUM_BANKSは、各企業における取引金融機関数である。説明変数について、ln_TOTALASSETは各企業における総資産（百万円）の対数値、ln_TOTALASSET_SQはln_TOTALASSETの二乗項、CURは各企業における流動資産/流動負債（%）、BTLは各企業における総借入金/総負債（%）、FATAは各企業における有形固定資産/総資産（%）、ROAは各企業における償却後経常利益/総資産（%）、LTAは各企業における総負債/総資産（%）、INTERESTは各企業における支払利息・割引料/期末借入残高等（%）である。第(i)列はPooling OLSの推定結果、第(ii)列はPooling OLS robustの推定結果、第(iii)列はFixed-Effects Panel Estimationの推定結果、第(iiii)列はRandom-Effects Panel Estimationの推定結果である。Fixed-Effects Panel Estimation以外では、業種と立地地域をコントロールしている。モデル選択については、F検定、Hausman検定、Breusch and Pagan検定により、Fixed-Effects Panel Estimationが支持されている。

表-6 ベースライン推定結果の頑健性確認①

Robustness Check	(i) Fixed-Effects Panel Estimation			(ii) Fixed-Effects Panel Estimation			(iii) Fixed-Effects Panel Estimation			
	Independent var	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value			
Dependent var = NUM_BANKS	<i>ln_TOTALASSET</i>			1.200	0.000	***				
	<i>ln_TOTALASSET_SQ</i>			-0.038	0.000	***				
	<i>EMPLOYEE</i>	0.0050	0.000	***		0.0050	0.000	***		
	<i>EMPLOYEE_SQ</i>	-9.94E-06	0.000	***		-9.96E-06	0.000	***		
	<i>CUR</i>	-0.00017	0.000	***						
	<i>QUR</i>				-0.0002	0.000	***	-0.0002	0.000	***
	<i>BTL</i>	0.013	0.000	***	0.012	0.000	***	0.013	0.000	***
	<i>FATA</i>	-0.00008	0.635		-0.0024	0.000	***	-0.000042	0.790	
	<i>ROA</i>	0.00069	0.005	***	-0.00017	0.490		0.00078	0.002	***
	<i>LTA</i>	0.0045	0.000	***	0.0055	0.000	***	0.0046	0.000	***
	<i>INTEREST</i>	0.027	0.000	***	0.068	0.000	***	0.027	0.000	***
	<i>DUMMY_2007</i>	-0.0043	0.308		-0.014	0.001	***	-0.0047	0.270	
	<i>DUMMY_2008</i>	-0.013	0.002	***	-0.023	0.000	***	-0.014	0.001	***
	<i>DUMMY_2009</i>	-0.027	0.000	***	-0.015	0.000	***	-0.028	0.000	***
	<i>DUMMY_2010</i>	0.052	0.000	***	0.070	0.000	***	0.051	0.000	***
	<i>DUMMY_2011</i>	0.068	0.000	***	0.084	0.000	***	0.067	0.000	***
	<i>DUMMY_2012</i>	0.107	0.000	***	0.113	0.000	***	0.106	0.000	***
	<i>DUMMY_2013</i>	0.158	0.000	***	0.156	0.000	***	0.157	0.000	***
	<i>DUMMY_2014</i>	0.213	0.000	***	0.189	0.000	***	0.212	0.000	***
	<i>DUMMY_2015</i>	0.299	0.000	***	0.257	0.000	***	0.298	0.000	***
	<i>Industry DUMMY</i>	NO			NO			NO		
	<i>Region DUMMY</i>	NO			NO			NO		
	<i>_cons</i>	1.869	0.000	***	-4.126	0.000	***	1.870	0.000	***
	<i>Number of obs</i>	412,580			412,580			412,580		
	<i>Number of groups</i>	70,728			70,728			70,728		
	<i>Obs per group (min)</i>	1			1			1		
	<i>Obs per group (avg)</i>	5.8			5.8			5.8		
<i>Obs per group (max)</i>	10			10			10			
<i>F</i>	1332.97			2655.25			1330.76			
<i>Prob>F</i>	0.0000			0.0000			0.0000			
<i>R-squared (within)</i>	0.0622			0.1166			0.0621			
<i>R-squared (between)</i>	0.1528			0.3397			0.1534			
<i>R-squared (overall)</i>	0.1391			0.2926			0.1397			

(注) ***: 1%水準、**: 5%水準、*: 10%水準で統計的に有意であることを示す。被説明変数NUM_BANKSは、各企業における取引金融機関数である。説明変数について、*ln_TOTALASSET*は各企業における総資産(百万円)の対数値、*ln_TOTALASSET_SQ*は*ln_TOTALASSET*の二乗項、*EMPLOYEE*は各企業における従業員数(人)、*EMPLOYEE_SQ*は*EMPLOYEE*の二乗項、*CUR*は各企業における流動資産/流動負債(%)、*QUR*は各企業における当座資産/流動負債(%)、*BTL*は各企業における総借入金/総負債(%)、*FATA*は各企業における有形固定資産/総資産(%)、*ROA*は各企業における償却後経常利益/総資産(%)、*LTA*は各企業における総負債/総資産(%)、*INTEREST*は各企業における支払利息・割引料/期末借入残高等(%)である。第(i)列は、企業規模を代理する説明変数として、企業の総資産ではなく従業員数を採用した場合の推定結果である。第(ii)列は、企業の財務的流動性を代理する説明変数として、流動比率ではなく当座比率を採用した場合の推定結果である。第(iii)列は、従業員数と当座比率をともに採用した場合の推定結果である。推定モデルは、Fixed-Effects Panel Estimationが支持されており、当該モデルの結果のみ掲載している。

る¹¹。表-6は、ベースライン推定結果の頑健性を確認することを目的に掲載しており、ベースライン推定とは異なる説明変数を採用して行った分析である。第(i)列は、企業規模を代理する説

¹¹ 別途、説明変数間の多重共線性に関するテスト(VIF)を実施しており、特段の問題はみられなかった。

明変数として、企業の総資産ではなく従業員数を採用した場合の推定結果、第(ii)列は、企業の財務的流動性を代理する説明変数として、流動比率ではなく当座比率を採用した場合の推定結果、第(iii)列は、従業員数と当座比率をともに採用した場合の推定結果である。推定モデルは、Fixed-Effects Panel Estimationが支持されており、当該モデルの結果のみ掲載している。同様に、表-7も頑健性の確認を目的として掲載しており、ベースライン推定とは異なる推定モデルを採用して行った分析である。第(i)列はFixed-Effects Poisson Estimationの推定結果、第(ii)列はRandom-Effects Poisson Estimationの推定結果であり、標準的なモデル選択の検定によりFixed-Effects Poisson Estimationが支持されている。第(iii)列は、Random-Effects Tobit Estimationの推定結果である。最後に、表-8の推定も頑健性の確認を目的としたものである。説明変数に外生性を付与する目的から、すべて1期ラグをとって推定している。第(i)列はPooling OLS robustの推定結果、第(ii)列はFixed-Effects Panel Estimationの推定結果、第(iii)列はRandom-Effects Panel Estimationの推定結果である。Fixed-Effects Panel Estimation以外では、業種と立地地域をコントロールしている。モデル選択については、F検定およびHausman検定、Breusch and Pagan検定によりFixed-Effects Panel Estimationが支持されている。以下、これらをもとに、決定要因ごとに考察を行う。

(1) 取引コスト・モニタリングコストの存在

第一に、本邦中小企業における取引金融機関数の決定要因として、「取引コスト・モニタリングコストの存在」が働いているのかを確認する。表-5(ベースライン推定)の結果をみると、モデル選

択で支持されたFixed-Effects Panel Estimationにおいて、 $\ln_TOTALASSET$ が NUM_BANKS と正の相関を有していることがわかる。これは、企業規模が拡大するほど取引金融機関数が分散することを示している。構築した仮説のとおり、取引コスト・モニタリングコストの存在が、本邦中小企業と金融機関の取引関係を決定する要因であることを裏付ける結果となった。また、 $\ln_TOTALASSET_SQ$ が NUM_BANKS と負の相関を有していることから、企業規模が拡大するほど、企業規模が取引金融機関数に与える限界効果が低下していることも確認できる。この結果は、企業規模が拡大するほど、取引コスト・モニタリングコストの存在が取引金融機関数の決定要因として働かなくなることを示唆している。より具体的に、図-6は、企業の成長段階(企業規模の拡大)に応じて、 $\ln_TOTALASSET$ の NUM_BANKS に対する限界効果がどのように変動しているのかを表したものである¹²。これをみると、企業が成長し規模が拡大するに従って、 $\ln_TOTALASSET$ の限界効果が右下がりに低減していることがわかる。さらに、99%タイル点以上の企業群については、限界効果の信頼区間が0を跨ぐ形となっており、有意性の消滅を確認できる。これらの結果は、Ogawa et al. (2007)において報告された、本邦上場企業では取引コスト・モニタリングコストの存在が取引金融機関数に影響していないという結果とも整合的である。次に、表-6をみると、 $\ln_TOTALASSET$ および $\ln_TOTALASSET_SQ$ に代えて、 $EMPLOYEE$ および $EMPLOYEE_SQ$ を採用した分析において、ベースライン推定と同様の結果が支持されていることを確認できる。また、表-7においても、Fixed-Effects Poisson Estimation、Random-Effects Tobit Estimationと

¹² $\ln_TOTALASSET$ のレベルごとにサブサンプル推定を実施し、それぞれのグループにおける $\ln_TOTALASSET$ の限界効果を算出している。サブサンプル推定で採用したモデルは、Fixed-Effects Panel Estimationである。頑健性を確認する目的から、Random-Effects Tobit Estimationでも算出し、同様の結果が支持されている。

表-7 ベースライン推定結果の頑健性確認②

Robustness Check	(i) Fixed-Effects Poisson Estimation			(ii) Random-Effects Poisson Estimation			(iii) Random-Effects Tobit Estimation		
	Independent var	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value		
Dependent var = NUM_BANKS	<i>ln_TOTALASSET</i>	0.618	0.000 ***	0.433	0.000 ***	1.308	0.000 ***		
	<i>ln_TOTALASSET_SQ</i>	-0.030	0.000 ***	-0.020	0.000 ***	-0.037	0.000 ***		
	<i>CUR</i>	-0.00005	0.000 ***	-0.0001	0.000 ***	-0.0003	0.000 ***		
	<i>BTL</i>	0.004	0.000 ***	0.005	0.000 ***	0.020	0.000 ***		
	<i>FATA</i>	-0.0006	0.000 ***	-0.002	0.000 ***	-0.006	0.000 ***		
	<i>ROA</i>	0.0002	0.420	-0.0003	0.140	-0.0006	0.079 *		
	<i>LTA</i>	0.002	0.000 ***	0.002	0.000 ***	0.009	0.000 ***		
	<i>INTEREST</i>	0.021	0.000 ***	0.042	0.000 ***	0.129	0.000 ***		
	<i>DUMMY_2007</i>	-0.004	0.294	-0.005	0.173	-0.023	0.000 ***		
	<i>DUMMY_2008</i>	-0.008	0.055 *	-0.014	0.000 ***	-0.043	0.000 ***		
	<i>DUMMY_2009</i>	-0.007	0.077 *	-0.018	0.000 ***	-0.036	0.000 ***		
	<i>DUMMY_2010</i>	0.018	0.000 ***	-0.004	0.337	0.083	0.000 ***		
	<i>DUMMY_2011</i>	0.021	0.000 ***	0.004	0.352	0.115	0.000 ***		
	<i>DUMMY_2012</i>	0.029	0.000 ***	0.015	0.000 ***	0.169	0.000 ***		
	<i>DUMMY_2013</i>	0.042	0.000 ***	0.027	0.000 ***	0.238	0.000 ***		
	<i>DUMMY_2014</i>	0.051	0.000 ***	0.039	0.000 ***	0.295	0.000 ***		
	<i>DUMMY_2015</i>	0.070	0.000 ***	0.055	0.000 ***	0.391	0.000 ***		
	<i>Industry DUMMY</i>	NO		YES		YES			
	<i>Region DUMMY</i>	NO		YES		YES			
	<i>_cons</i>	-		-1.273	0.000 ***	-5.484	0.000 ***		
	<i>Number of obs</i>	406,983		412,580		412,580			
	<i>Number of groups</i>	65,131		70,728		70,728			
	<i>Obs per group (min)</i>	2		1		1			
	<i>Obs per group (avg)</i>	6.2		5.8		5.8			
	<i>Obs per group (max)</i>	10		10		10			
	<i>left-censored obs</i>					34,391			
	<i>uncensored obs</i>					271,983			
	<i>right-censored obs</i>					106,206			
<i>Wald chi 2</i>	4825.75		44671.76		77828.40				
<i>Prob>chi 2</i>	0.0000		0.0000		0.0000				
<i>Log likelihood</i>	-485328.88		-695354.83		-479466.53				

(注) *** : 1%水準、** : 5%水準、* : 10%水準で統計的に有意であることを示す。被説明変数NUM_BANKSは、各企業における取引金融機関数である。説明変数について、*ln_TOTALASSET*は各企業における総資産(百万円)の対数値、*ln_TOTALASSET_SQ*は*ln_TOTALASSET*の二乗項、*CUR*は各企業における流動資産/流動負債(%)、*BTL*は各企業における総借入金/総負債(%)、*FATA*は各企業における有形固定資産/総資産(%)、*ROA*は各企業における償却後経常利益/総資産(%)、*LTA*は各企業における総負債/総資産(%)、*INTEREST*は各企業における支払利息・割引料/期末借入残高等(%)である。第(i)列はFixed-Effects Poisson Estimationの推定結果、第(ii)列はRandom-Effects Poisson Estimationの推定結果であり、標準的なモデル選択の検定によりFixed-Effects Poisson Estimationが支持されている。第(iii)列は、Random-Effects Tobit Estimationの推定結果である。

もにベースライン推定と同様の結果が示されている。表-8で説明変数に1期ラグをとったケースにおいても結果は不変であり、ベースライン推定の頑健性を確認できる。

(2) 企業の流動性保険動機

第二に、「企業の流動性保険動機」が取引金融機関数の決定要因になっているのかを確認する。表-5(ベースライン推定)の結果をみると、

表-8 ベースライン推定結果の頑健性確認③

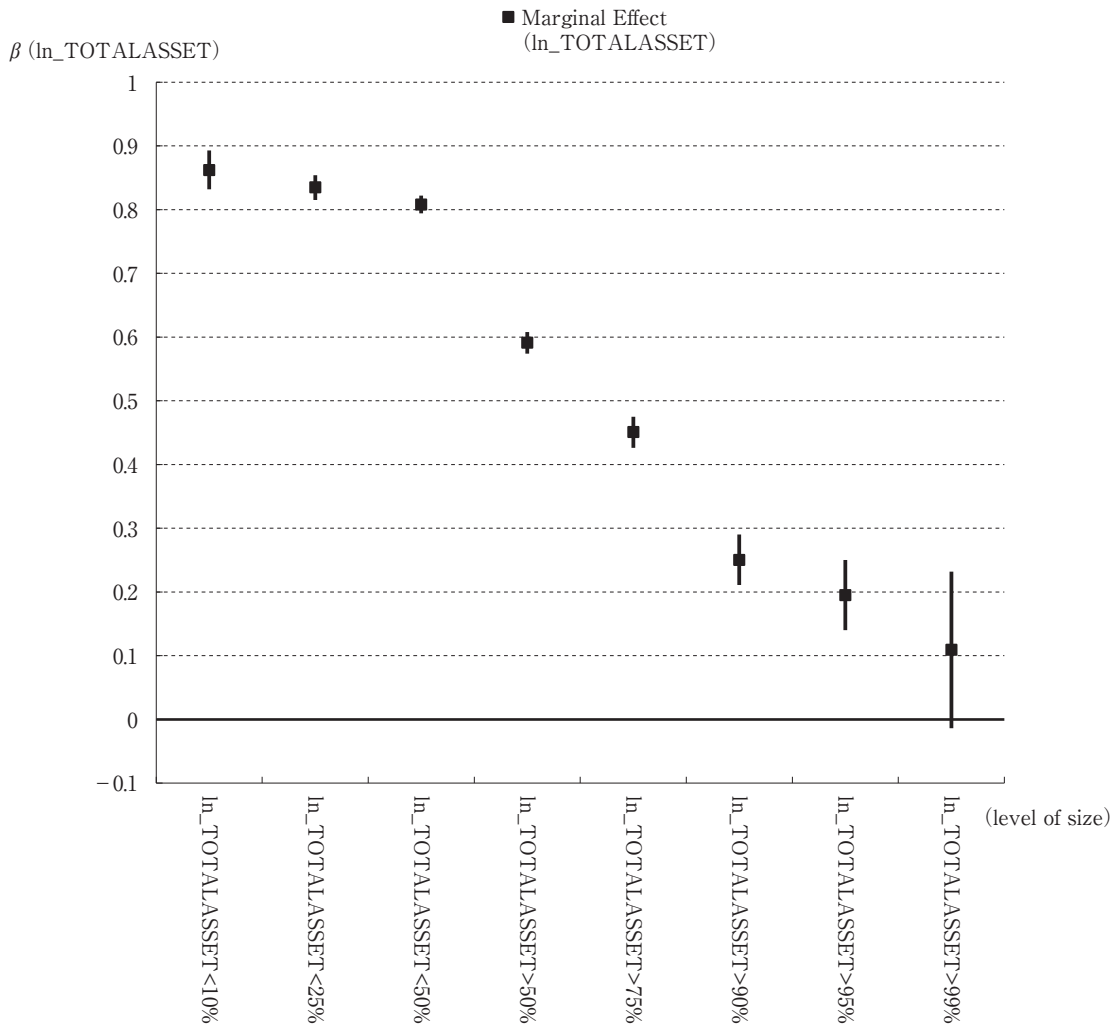
Robustness Check	(i) Pooling OLS robust			(ii) Fixed-Effects Panel Estimation			(iii) Random-Effects Panel Estimation		
	Independent var	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value		
Dependent var = NUM_BANKS	<i>L1.ln_TOTALASSET</i>	0.835	0.000 ***	0.905	0.000 ***	0.849	0.000 ***		
	<i>L1.ln_TOTALASSET_SQ</i>	-0.024	0.000 ***	-0.029	0.000 ***	-0.026	0.000 ***		
	<i>L1.CUR</i>	-0.0004	0.000 ***	-0.0001	0.000 ***	-0.0002	0.000 ***		
	<i>L1.BTL</i>	0.016	0.000 ***	0.007	0.000 ***	0.011	0.000 ***		
	<i>L1.FATA</i>	-0.008	0.000 ***	-0.001	0.000 ***	-0.005	0.000 ***		
	<i>L1.ROA</i>	0.0002	0.000 ***	0.001	0.001 ***	0.001	0.000 ***		
	<i>L1.LTA</i>	0.008	0.000 ***	0.003	0.000 ***	0.006	0.000 ***		
	<i>L1.INTEREST</i>	0.142	0.000 ***	0.044	0.000 ***	0.087	0.000 ***		
	<i>DUMMY_2008</i>	-0.018	0.034 **	-0.031	0.000 ***	-0.031	0.000 ***		
	<i>DUMMY_2009</i>	-0.031	0.000 ***	-0.028	0.000 ***	-0.033	0.000 ***		
	<i>DUMMY_2010</i>	-0.033	0.000 ***	0.029	0.000 ***	0.014	0.002 ***		
	<i>DUMMY_2011</i>	-0.065	0.000 ***	0.015	0.001 ***	0.002	0.685		
	<i>DUMMY_2012</i>	0.002	0.998	0.040	0.000 ***	0.033	0.000 ***		
	<i>DUMMY_2013</i>	0.060	0.000 ***	0.083	0.000 ***	0.080	0.000 ***		
	<i>DUMMY_2014</i>	0.095	0.000 ***	0.111	0.000 ***	0.112	0.000 ***		
	<i>DUMMY_2015</i>	0.146	0.000 ***	0.173	0.000 ***	0.177	0.000 ***		
	<i>Industry DUMMY</i>	YES		NO		YES			
	<i>Region DUMMY</i>	YES		NO		YES			
	<i>_cons</i>	-2.509	0.000 ***	-2.025	0.000 ***	-2.151	0.000 ***		
	<i>Number of obs</i>	320,873		320,873		320,873			
	<i>Number of groups</i>			64,179		64,179			
	<i>Obs per group (min)</i>			1		1			
	<i>Obs per group (avg)</i>			5.0		5.0			
	<i>Obs per group (max)</i>			9		9			
	<i>F</i>	5697.93		931.11					
	<i>Wald chi 2</i>					50433.44			
	<i>Prob>F</i>	0.0000		0.0000					
	<i>Prob>chi 2</i>					0.0000			
<i>R-squared</i>	0.3203								
<i>R-squared (within)</i>			0.0549		0.0509				
<i>R-squared (between)</i>			0.2967		0.3627				
<i>R-squared (overall)</i>			0.2542		0.3093				
<i>Root MSE</i>	1.0327								

(注) ***: 1%水準、**: 5%水準、*: 10%水準で統計的に有意であることを示す。被説明変数NUM_BANKSは、各企業における取引金融機関数である。説明変数について、ln_TOTALASSETは各企業における総資産(百万円)の対数値、ln_TOTALASSET_SQはln_TOTALASSETの二乗項、CURは各企業における流動資産/流動負債(%), BTLは各企業における総借入金/総負債(%), FATAは各企業における有形固定資産/総資産(%), ROAは各企業における償却後経常利益/総資産(%), LTAは各企業における総負債/総資産(%), INTERESTは各企業における支払利息・割引料/期末借入残高等(%)である。なお、説明変数に外生性を付与する目的から、すべて1期ラグをとっている。第(i)列はPooling OLS robustの推定結果、第(ii)列はFixed-Effects Panel Estimationの推定結果、第(iii)列はRandom-Effects Panel Estimationの推定結果である。Fixed-Effects Panel Estimation以外では、業種と立地地域をコントロールしている。モデル選択については、F検定およびHausman検定、Breusch and Pagan検定によりFixed-Effects Panel Estimationが支持されている。

モデル選択で支持されたFixed-Effects Panel Estimationにおいて、CURがNUM_BANKSと負の相関を有していることがわかる。これは、財務

的流動性が低く、流動性に配慮する必要性が高いほど、取引金融機関数が分散されていることを意味する。これは、企業の流動性保険動機が、本邦中

図-6 $\ln_TOTALASSET$ の限界効果推移 (企業規模別)



(注) 横軸は $\ln_TOTALASSET$ の各レベル、縦軸は取引金融機関数に対する $\ln_TOTALASSET$ の限界効果を示している。高低線は各限界効果の95%信頼区間を表している。 $\ln_TOTALASSET$ の各レベルについては、 $\ln_TOTALASSET < 10\%$ タイル点、 $\ln_TOTALASSET < 25\%$ タイル点、 $\ln_TOTALASSET < 50\%$ タイル点、 $\ln_TOTALASSET > 50\%$ タイル点、 $\ln_TOTALASSET > 75\%$ タイル点、 $\ln_TOTALASSET > 90\%$ タイル点、 $\ln_TOTALASSET > 95\%$ タイル点、 $\ln_TOTALASSET > 99\%$ タイル点で区分している。

小企業と金融機関の取引関係を決定する要因の一つであることを支持する結果といえる。次に、表-6をみると、 CUR に代えて QUR を採用した分析において、ベースライン推定と同様の結果が導出されていることを確認できる。また、表-7においても、Fixed-Effects Poisson Estimation、Random-Effects Tobit Estimationともにベースライン推定と同様の結果が示されており、表-8でラグをとった場合でも結果に変動はないことから、頑健性に問題がないことを確認できる。

(3) ホールドアップ問題

第三に、「ホールドアップ問題」が取引金融機関数を決定する要因として働いているのかを確認する。表-5 (ベースライン推定)の結果をみると、モデル選択で支持されたFixed-Effects Panel Estimationにおいて、 BTL が NUM_BANKS と正の相関を有していることがわかる。これは、 BTL が上昇するほど借入金以外の資金調達チャネルが少なく、金融機関からのホールドアップに対する

対抗力が乏しいことから、ホールドアップに直面する懸念が高まり、取引金融機関数が分散されていると解釈できる。次に、*FATA*が*NUM_BANKS*と負の相関を有していることがわかる。この結果は、*FATA*が高い企業ほど企業内のソフト情報が相対的に少なく、その分金融機関からホールドアップを受ける懸念が低下するので、取引金融機関数が縮小されることを意味している。以上から、我々が構築した仮説のとおり、ホールドアップ問題が本邦中小企業と金融機関の取引関係を決定する要因となっていることが明らかとなった。次に、表-7をみると、Fixed-Effects Poisson Estimation、Random-Effects Tobit Estimationともに上記の結果を支持するものとなっている。表-8で説明変数に1期ラグをとったケースにおいても結果はベースライン推定と同様であり、推定結果の頑健性を確認できる。

(4) 分散化された負債による規律付け

最後に、「分散化された負債による規律付け」が本邦中小企業における取引金融機関数の決定要因となっているのかを確認する。表-5（ベースライン推定）の結果をみると、我々が予想したとおり、Fixed-Effects Panel Estimationにおいて、*LTA*と*INTEREST*が*NUM_BANKS*と正の相関を有していることがわかる。これは、*LTA*と*INTEREST*が上昇するほどモラルハザードの懸念が高まり、分散化された負債による規律付けの対象となることから、取引金融機関数が多い傾向にあることを示唆している。次に、表-7をみると、Fixed-Effects Poisson Estimation、Random-Effects Tobit Estimationともにベースライン推定の結果を支持するものとなっている。表-8において説明変数にラグをとった分析を行っても結果はベースライン推定と同様であり、頑健性を確認できる。一方で、*ROA*については、Random-

Effects Tobit Estimationにおいて仮説どおりの推定結果が出ているものの、全体としてはやや不安定な推定結果となった。

7 経済的ショックによる

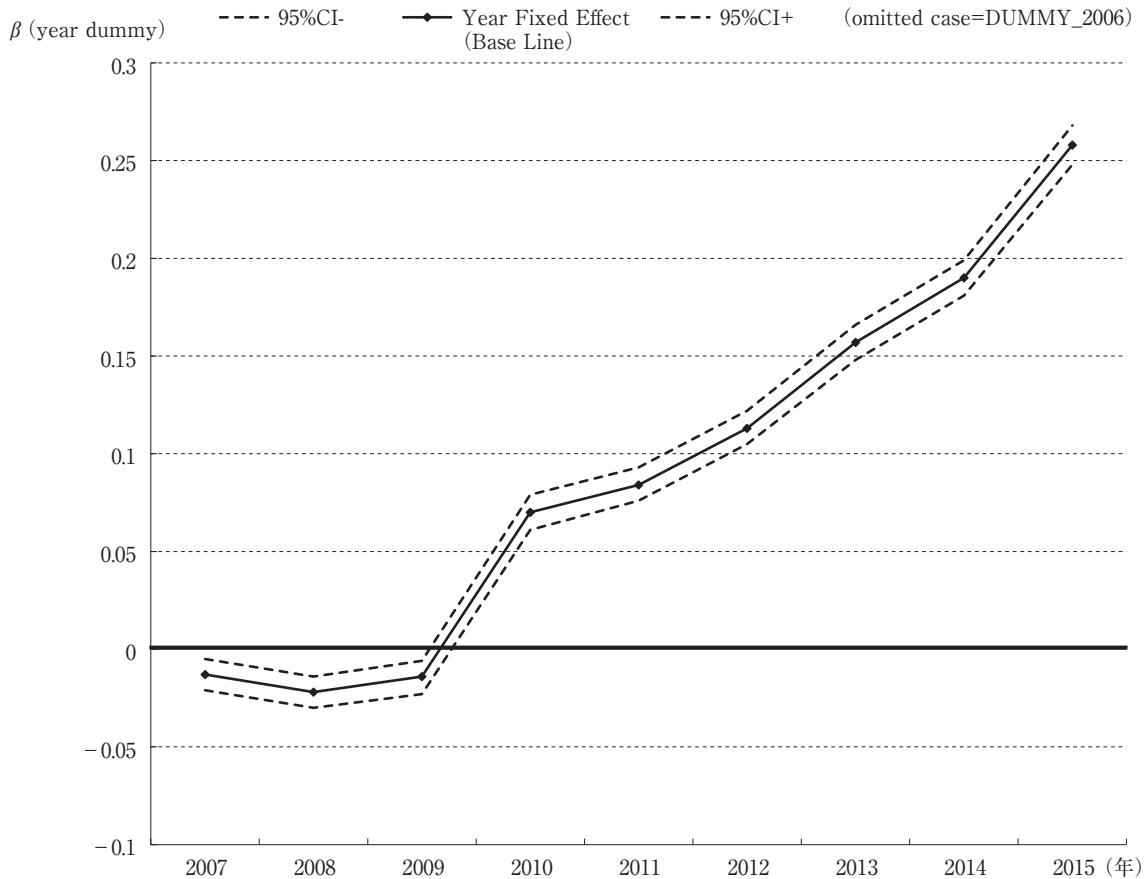
取引金融機関数の変動

本節では、本邦中小企業の取引金融機関数が、経済的ショックによってどのように変動しているのかを分析する。経済的ショックによって中小企業と金融機関の取引関係がどのように変化しているのかを明らかにすることが目的である。

こうした分析を行うため、本稿ではまず、ベースライン推定におけるyear dummyの係数に焦点を当て、サンプル期間における年固有效果（year dummyの基準は2006年）の推移を確認する。経済的ショックに対して中小企業の流動性保険動機が働き、取引金融機関数を増加させたと仮定すれば、2008年秋に発生したリーマン・ショック後にyear dummyの係数が上昇し、かつ正の符号を示すと予想される。図-7は、ベースライン推定（Fixed-Effects Panel Estimation）における年固有效果の推移を表したものである。実線はyear dummyの係数の推移を表し、破線は95%信頼区間を表している。これをみると、リーマン・ショック以前はyear dummyの係数がマイナス域で推移しているが、当該ショック後（*DUMMY_2010*）に係数は大きく上昇し、プラス域に転じていることを確認できる。また、図-8は、本稿のサンプル企業における、*QUR*（当座資産/流動負債(%)）と*ROA*（償却後経常利益/総資産(%)）の中央値推移を表したものである。これをみると、*ROA*がリーマン・ショック後に一旦大きく下降し、その後回復基調となっている一方で、*QUR*にはデータ期間を通して落ち込みがみられないことがわかる¹³。これらの事実は、リーマン・ショック後の景気悪化局

¹³ *QUR*（当座資産/流動負債(%)）について、仮に、流動性の維持を助ける運転資金が短期借入金でのみ供給された場合、当該指標としては改善されない。しかし、中小企業金融においては、長期借入金として運転資金が供給されることは珍しくなく、その場合は*QUR*が改善される。

図-7 ベースライン推定における年固有効果の推移



(注) 横軸は年、縦軸は取引金融機関数に対する年固有効果を示している。実線はベースライン推定 (Fixed-Effects Panel Estimation) における year dummy の係数の推移を表し、破線は95%信頼区間を表している。year dummy の基準は2006年である。

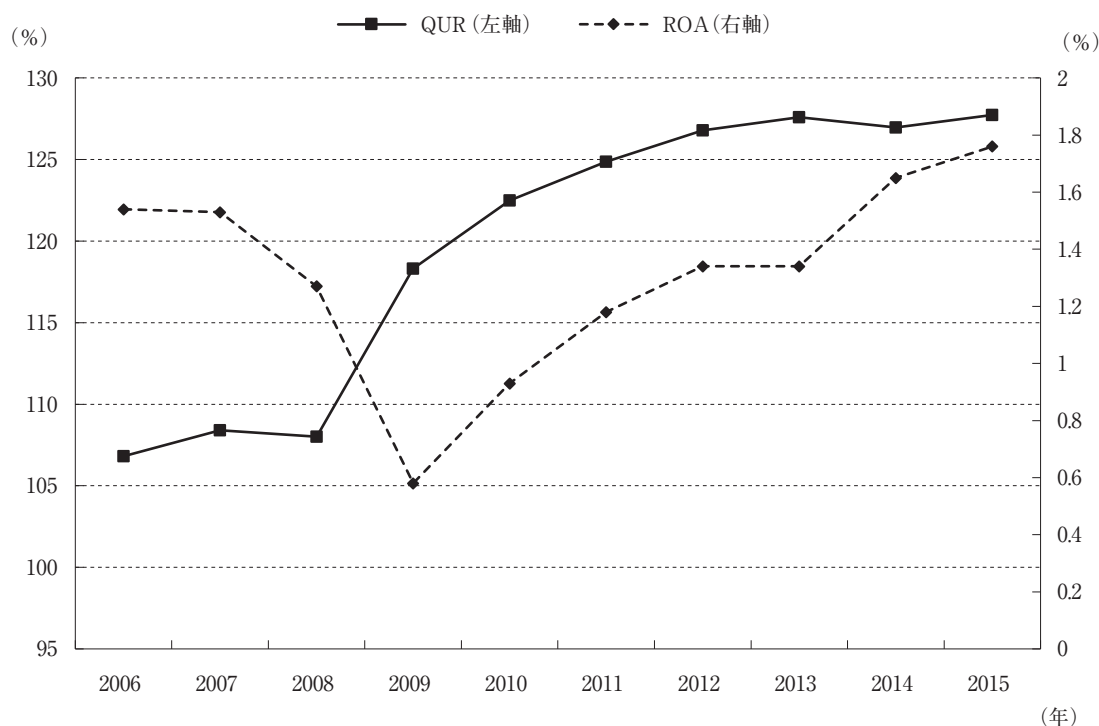
面において、企業サイドの流動性保険動機が働くと同時に金融機関サイドもその流動性供給機能を果たしたことで、中小企業に対する金融システムとしてのセーフティネットが働いていたことを示唆している。

この結果を踏まえ、次に、分析対象を企業の立地地域で分割したサブサンプル推定を行い、各グループの推定結果における *DUMMY_2010* の年固有効果に焦点を当てる¹⁴。企業の立地地域によって、経済的ショックによる流動性保険動機の変化に違いがあるのかを分析することが目的である。表-9は、分析対象を立地地域で分割したサブサン

プル推定の結果を表している。被説明変数、説明変数、推定モデルは、すべてベースライン推定 (Fixed-Effects Panel Estimation) と同様である。便宜上、説明変数の情報については、流動性保険動機に関連する変数のみ掲載している。地域区分の詳細は、北海道、東北地方 (青森県・岩手県・宮城県・秋田県・山形県・福島県)、関東地方 (茨城県・栃木県・群馬県・埼玉県・千葉県・東京都・神奈川県)、甲信越地方 (新潟県・長野県・山梨県)、北陸地方 (富山県・石川県・福井県)、東海地方 (岐阜県・静岡県・愛知県・三重県)、近畿地方 (滋賀県・京都府・大阪府・兵庫県・奈

¹⁴ ベースライン推定において、*DUMMY_2010* の年固有効果からプラス域に転じているためである。

図－8 本稿のサンプル企業における、*QUR*および*ROA*の中央値推移



(注) 横軸は年、左縦軸は*QUR*、右縦軸は*ROA*を示している。実線は本稿のサンプル企業における*QUR*の中央値推移を表し、破線は本稿のサンプル企業における*ROA*の中央値推移を表している。

良県・和歌山県)、中国地方(鳥取県・島根県・岡山県・広島県・山口県)、四国地方(徳島県・香川県・愛媛県・高知県)、九州地方(福岡県・佐賀県・長崎県・熊本県・大分県・宮崎県・鹿児島県)である。また、当該推定結果をもとに、各立地地域における*DUMMY_2010*の年固有効果を表したものが図－9である。これを見ると、北海道を除き、すべての立地地域において、*DUMMY_2010*の年固有効果がプラス域で有意となっている。この結果は、リーマン・ショックの経済的影響が全国的に波及していたことを意味している。また、地方都市における*DUMMY_2010*の年固有効果が、三大都市を含む関東地方、東海地方、近畿地方よりも相対的に高いという結果も確認できる。これは、地方都市に所在する中小企業の方が、経済的ショック時に流動性保険動機をより働かせやすくなる可能性があり、取引金融機関数が増加する傾向にあることを示唆している。

8 おわりに

本稿では、本邦中小企業における取引金融機関数の決定要因を実証的に分析するとともに、経済的ショックによる取引金融機関数の変動を明らかにしてきた。具体的には、JFCが保有する企業レベルのパネルデータを用いて、①海外企業や本邦上場企業を対象として議論されてきた取引金融機関数の決定要因が、本邦中小企業において働いているのか(ベースライン推定)、②リーマン・ショックによって本邦中小企業の取引金融機関数はどのように変動するのか、を検証した。

推定結果から得られた理論的含意は、以下のとおりである。第一に、上記①に係る分析から、本邦中小企業における取引金融機関数の決定要因が、既存研究で示されてきた理論(「取引コスト・モニタリングコストの存在」「企業の流動性保険

表-9 サブサンプル推定の結果 (立地地域別)

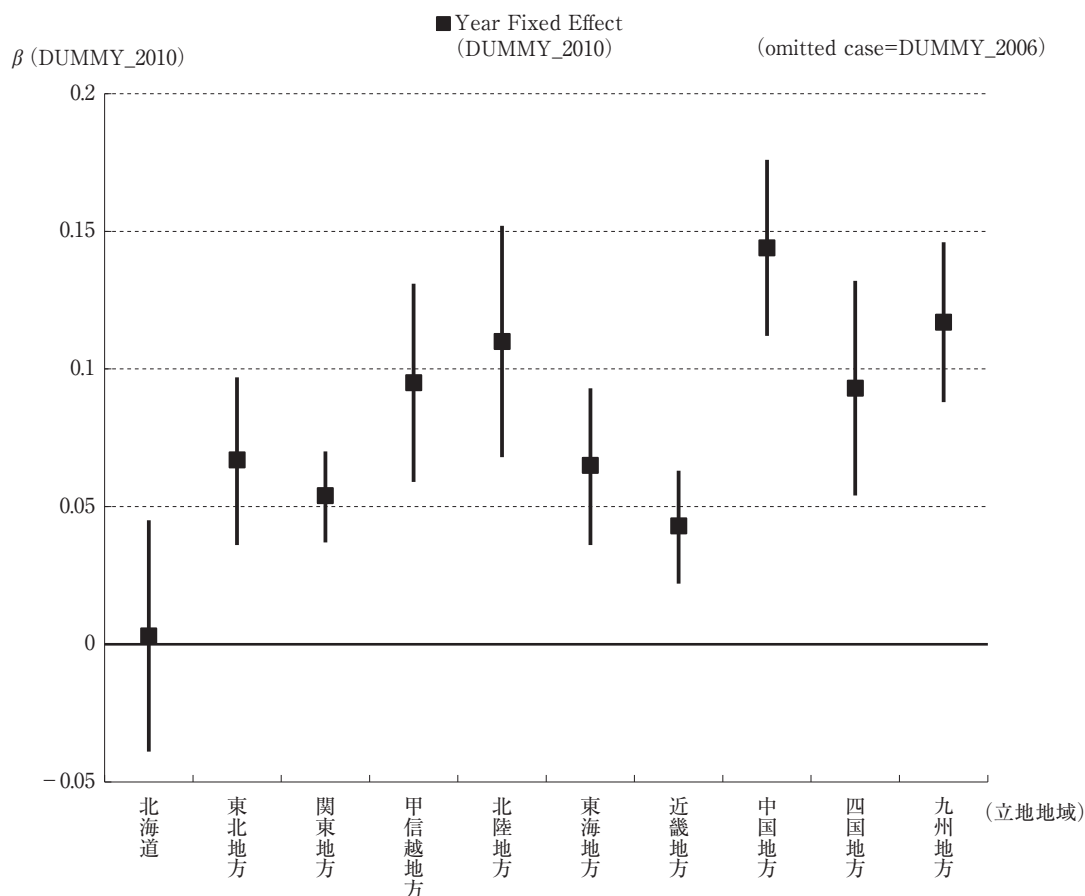
Liquidity Insurance (Sub Sample)	Fixed-Effects Panel Estimation (北海道)		Fixed-Effects Panel Estimation (東北地方)		Fixed-Effects Panel Estimation (関東地方)		Fixed-Effects Panel Estimation (甲信越地方)		Fixed-Effects Panel Estimation (北陸地方)	
	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value
Independent var										
<i>CUR</i>	-0.0003	0.000 ***	-0.0002	0.000 ***	-0.0001	0.000 ***	-0.0002	0.000 ***	-0.0003	0.000 ***
<i>DUMMY_2010</i>	0.003	0.893	0.067	0.000 ***	0.054	0.000 ***	0.095	0.000 ***	0.110	0.000 ***
<i>Others</i>	-		-		-		-		-	
<i>Industry DUMMY</i>	NO		NO		NO		NO		NO	
<i>Region DUMMY</i>	NO		NO		NO		NO		NO	
<i>_cons</i>	-2.462	0.000 ***	-3.008	0.000 ***	-5.381	0.000 ***	-3.723	0.000 ***	-5.432	0.000 ***
<i>Number of obs</i>	15,892		31,635		121,302		21,463		16,418	
<i>Number of groups</i>	2,750		5,338		20,703		3,568		2,731	
<i>Obs per group (min)</i>	1		1		1		1		1	
<i>Obs per group (avg)</i>	5.8		5.9		5.9		6		6.0	
<i>Obs per group (max)</i>	10		10		10		10		10	
<i>F</i>	83.13		186.13		897.40		113.57		108.11	
<i>Prob>F</i>	0.0000		0.0000		0.0000		0.0000		0.0000	
<i>R-squared (within)</i>	0.0972		0.1075		0.1317		0.0975		0.1185	
<i>R-squared (between)</i>	0.3269		0.3105		0.3415		0.2885		0.3037	
<i>R-squared (overall)</i>	0.2851		0.2681		0.2952		0.2407		0.2540	
Dependent var = NUM_BANKS										
Independent var										
<i>CUR</i>	-0.0002	0.000 ***	-0.0001	0.000 ***	-0.0002	0.000 ***	-0.0002	0.000 ***	-0.0002	0.000 ***
<i>DUMMY_2010</i>	0.065	0.000 ***	0.043	0.000 ***	0.144	0.000 ***	0.093	0.000 ***	0.117	0.000 ***
<i>Others</i>	-		-		-		-		-	
<i>Industry DUMMY</i>	NO		NO		NO		NO		NO	
<i>Region DUMMY</i>	NO		NO		NO		NO		NO	
<i>_cons</i>	-4.026	0.000 ***	-4.934	0.000 ***	-3.653	0.000 ***	-2.845	0.000 ***	-2.552	0.000 ***
<i>Number of obs</i>	37,929		80,232		29,591		17,371		40,747	
<i>Number of groups</i>	6,667		13,829		4,998		2,854		7,290	
<i>Obs per group (min)</i>	1		1		1		1		1	
<i>Obs per group (avg)</i>	5.7		5.8		5.9		6.1		5.6	
<i>Obs per group (max)</i>	10		10		10		10		10	
<i>F</i>	250.06		566.89		179.43		99.34		225.53	
<i>Prob>F</i>	0.0000		0.0000		0.0000		0.0000		0.0000	
<i>R-squared (within)</i>	0.1198		0.1268		0.1104		0.1043		0.1029	
<i>R-squared (between)</i>	0.3615		0.3599		0.3220		0.2827		0.3349	
<i>R-squared (overall)</i>	0.3061		0.3153		0.2686		0.2524		0.2846	

(注) ***: 1%水準、**: 5%水準、*: 10%水準で統計的に有意であることを示す。サブサンプル推定(立地地域別)を行っている。被説明変数、説明変数、推定モデルは、すべてベースライン推定(Fixed-Effects Panel Estimation)と同様である。便宜上、説明変数の情報については、流動性保険動機に関連する変数のみ掲載している。地域区分の詳細は、北海道、東北地方(青森県・岩手県・宮城県・秋田県・山形県・福島県)、関東地方(茨城県・栃木県・群馬県・埼玉県・千葉県・東京都・神奈川県)、甲信越地方(新潟県・長野県・山梨県)、北陸地方(富山県・石川県・福井県)、東海地方(岐阜県・静岡県・愛知県・三重県)、近畿地方(滋賀県・京都府・大阪府・兵庫県・奈良県・和歌山県)、中国地方(鳥取県・島根県・岡山県・広島県・山口県)、四国地方(徳島県・香川県・愛媛県・高知県)、九州地方(福岡県・佐賀県・長崎県・熊本県・大分県・宮崎県・鹿児島県)である。

動機」「ホールドアップ問題」「分散化された負債
による規律付け)と概ね整合的であることが確

認された。さらに、企業規模が拡大するほど、「取
引コスト・モニタリングコストの存在」が取引金

図-9 *DUMMY_2010*の年固有効果（立地地域別）



(注) 横軸は立地地域、縦軸は取引金融機関数に対する*DUMMY_2010*の年固有効果を示している。高低線は各年固有効果の95%信頼区間を表している。地域区分の詳細は、北海道、東北地方（青森県・岩手県・宮城県・秋田県・山形県・福島県）、関東地方（茨城県・栃木県・群馬県・埼玉県・千葉県・東京都・神奈川県）、甲信越地方（新潟県・長野県・山梨県）、北陸地方（富山県・石川県・福井県）、東海地方（岐阜県・静岡県・愛知県・三重県）、近畿地方（滋賀県・京都府・大阪府・兵庫県・奈良県・和歌山県）、中国地方（鳥取県・島根県・岡山県・広島県・山口県）、四国地方（徳島県・香川県・愛媛県・高知県）、九州地方（福岡県・佐賀県・長崎県・熊本県・大分県・宮崎県・鹿児島県）である。

融機関数の決定要因として働かなくなることが明らかとなった。第二に、上記②に係る分析では、リーマン・ショックを契機に取引金融機関数に対する年固有効果が上昇し、マイナス域からプラス域に転じる結果となった。この結果は、経済的ショック後の景気悪化局面において、企業サイドの流動性保険動機が働くと同時に金融機関サイドが流動性供給機能を果たしたことで、中小企業に対する金融システムとしてのセーフティネットが働いていたことを示唆している。また、地方都市におけるリーマン・ショック後の年固有効果が、三大都市を含む関東地方、東海地方、近畿地方よ

りも相対的に高いという結果も確認された。これは、地方都市に所在する中小企業の方が、経済的ショック時に流動性保険動機をより働かせやすい可能性があることを意味している。これらの事実は、企業の流動性保険に対する地域金融の重要性を再認識させるものである。

今後の研究課題としては、以下の3点が挙げられる。第一に、金融機関サイドの属性・財務データを組み入れた分析を行うことである。本稿では、企業レベルのデータを用いた分析を行っているが、中小企業と金融機関の取引関係をより正確に捉えるためには、企業-金融機関ペアレベルのデー

タを用いることが理想的である。第二に、取引している各金融機関からの借入シェアにも焦点を当てることが挙げられる。取引金融機関数だけでなく、借入シェアを勘案した分析を行うことで、より正確に中小企業と金融機関の取引関係の特徴付けることができるだろう。第三に、本稿で構築した取引金融機関数の決定要因に係るモデルをさら

に精緻化し、中小企業における最適取引金融機関数の議論に応用することである。具体的な手法としては、構築したモデルから予測される取引金融機関数と実際の取引金融機関数との乖離に焦点を当て、乖離が起きている要因や乖離によって生じる企業にとっての不経済を分析することが挙げられる。

<参考文献>

- 金融庁 (2016) 「中小・地域金融機関向けの総合的な監督指針」
財務省「法人企業統計調査年報」
佐々木真佑 (2016) 「本邦中小企業における取引金融機関数の決定要因-企業レベルパネルデータを用いた実証分析-」
日本政策金融公庫総合研究所『日本政策金融公庫論集』第33号, pp.27-38
中小企業庁 (2016) 『2016年版中小企業白書』
中小企業庁 (2014) 『2014年版中小企業白書』
中小企業庁「中小企業実態基本調査 (平成25年確報)」
中小企業庁「中小企業実態基本調査 (平成26年確報)」
中小企業庁「中小企業実態基本調査 (平成27年確報)」
中小企業庁「中小企業の企業数・事業所数 (平成24年)」
堀江康熙 (2004) 「企業の取引銀行数の決定要因」九州大学『経済学研究』70 (4/5), pp.287-309
Bolton, P., Scharfstein, D.S. (1996) "Optimal Debt Structure and the Number of Creditors." *Journal of Political Economy*, 104, pp.1-25.
Broecker, T. (1990) "Credit-Worthiness Tests and Interbank Competition." *Econometrica*, 58, pp.429-452.
Detragiache, E., Garella, P., Guiso, L. (2000) "Multiple versus Single Banking Relationships: Theory and Evidence." *Journal of Finance*, 5, pp.1133-1161.
Dewatripont, M., Maskin, E.S. (1995) "Credit and Efficiency in Centralized versus Decentralized Markets." *Review of Economic Studies*, 62, pp.541-556.
Diamond, W.D. (1984) "Financial Intermediation and Delegated Monitoring." *Review of Economic Studies*, 51, pp.393-414.
Farinha, L.A., Santos, J.A.C. (2002) "Switching from Single to Multiple Bank Lending Relationships: Determinants and Implications." *Journal of Financial Intermediation*, 11, pp.124-151.
Hubert, F., Schafer, D. (2002) "Coordination Failure with Multiple-Source Lending, the Cost of Protection Against a Powerful Lender." *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 158, pp.256-275.
Miyakawa, D. (2013) "Bank Loan Share Structure: Empirical Examination" *Economics Today*, 33, 1.
Ogawa, K., Sterken, E., Tokutsu, I. (2007) "Why do Japanese Firms Prefer Multiple Bank Relationship? Some Evidence from Firm -Level Data." *Economic Systems*, 31, pp.49-70.
Rajan, R.G. (1992) "Insiders and Outsiders: The Choice between Informed and Arm's Length Debt." *Journal of Finance*, 47, pp.1367-1400.
Schenone, C. (2009) "Lending Relationships and Information Rents: Do Banks Exploit Their Information Advantages?." *Review of Financial Studies*, 23, pp.1149-1199.
Sharpe, A.S. (1990) "Asymmetric Information, Bank Lending and Implicit Contracts: A Stylized Model of Customer Relationships." *Journal of Finance*, 45, pp.1069-1087.
Yosha, O. (1995) "Information Disclosure Costs and the Choice of Financing Source." *Journal of Financial Intermediation*, 4, pp.3-20.