



**Discussion Paper Series**

No.246

中小企業の銀行関係と銀行間競争、銀行合併、銀行危機

式見雅代

March 2008

**Hitotsubashi University Research Unit  
for Statistical Analysis in Social Sciences**

A 21st-Century COE Program

Institute of Economic Research  
Hitotsubashi University  
Kunitachi, Tokyo, 186-8603 Japan  
<http://hi-stat.ier.hit-u.ac.jp/>

# 中小企業の銀行関係と銀行間競争、銀行合併、銀行危機\*

一橋大学経済研究所

式見雅代†

## 要約

本稿では、地域金融市場の競争度や銀行合併、流動性危機が、企業の銀行関係に与える影響について、2002年から2005年にかけての日本の中小企業のデータを用いて実証的に明らかにした。まずデータから、メインバンクの変更はそれほど頻繁には起こっていないことがわかった。次に、どのような要因が銀行関係の変更に影響をもたらしたかを見た。その結果、無形固定資産比率の高い企業では、地域金融市場が寡占的であるほど、銀行関係の変更は起こりにくいことが発見された。これは、立証不可能なソフト情報が多い企業が、銀行関係にロックインされていることを示唆する。さらに、銀行合併や銀行の流動性危機は、メインバンクの変更確率を高めることがわかった。

---

\* 本論文作成に当たり、岡室博之準教授（一橋大学）より JADE のデータの使用許可をいただいた。ここに感謝の意を表したい。

† E-mail [mshikimi@ier.hit-u.ac.jp](mailto:mshikimi@ier.hit-u.ac.jp)

## 1 はじめに

企業金融の最も重要な課題の一つは、資金の貸し手と借り手間の非対称情報を緩和し、逆選択やモラルハザード、信用割り当ての問題を克服することである。この課題に対し、長期的・排他的な銀行関係が情報の非対称性を緩和することが理論面、実証面において明らかにされてきた。特に、公開情報の少ない未上場企業や中小企業においては、長期に及ぶ緊密な銀行関係を構築することによって、観察可能ではあるが立証不可能な経営者の質や投資機会に関するソフト情報が取引銀行に蓄積され、企業の借入れ制約が緩和されることが多くの実証研究により指摘されている (Berger and Udell [1995]、Harhoff and Körting [1998]、Petersen and Rajan [1994, 1995])。他方、企業のソフト情報は、その性質上立証可能な形で他に移転することが困難であることから、ソフト情報が特定の銀行に蓄積されている場合、関係にロックインされホールドアップ問題に遭遇する可能性が高まる (Rajan [1992])。こうした長期的・排他的取引関係の弊害を克服するには、メインバンクの変更や資金調達源の多角化が考えられるが、企業は関係以外の銀行からレモンであるという評価を受けアドバースセレクトに遭遇することが予想され、比較的ソフト情報が多く資金制約に陥りやすい中小企業が銀行関係を変更することはそれほど容易ではない。

その一方で、企業自らが銀行関係の変更を望まなくても、取引先銀行の要因により、銀行の変更を迫られる可能性も存在する。取引先銀行の合併や組織再編が行われた場合、ソフト情報は新しい融資担当者に伝達されないことから、銀行合併は企業が新たな銀行に融資を持ちかけるのと同じ効果を持つ。また、取引先銀行の流動性危機により、従来通りの融資が受けられないなどの事態が発生した場合も、企業は銀行関係の変更を余儀なくされる。

従来の中小企業の銀行関係に関する実証分析では、その決定要因について分析したものは多いが、企業が銀行を切り替える場合について分析したものはそれほど多くない。さらに地域金融市場の競争度や銀行合併、銀行の流動性危機が、中小企業の資金制約に与える実証研究は多く存在するが、それが中小企業の銀行関係にどのような変化をもたらすかを直接分析したものは少ない。

本論文では、企業を取り巻く地域金融市場の競争度の変化や銀行の合併及び流動性危機が中小企業の銀行関係にどのような変化をももたらすのかについて、日本の中小企業のデータを用いて実証分析を行う。

論文の構成は以下のとおりである。第 2 節で、銀行関係の変更の決定要因について既存研究を概観する。第 3 節では、検証仮説を提示し、分析に用いたデータサンプルと変数を説明する。第 4 節でメインバンクの変更の決定に関する推計結果を示し、第 5 節でメインバンクの変更先の決定に関する推計結果を示す。最後に第 6 節では、本分析から得られた主要な結果をまとめ、今後の課題について言及する。

## 2 銀行関係の変更に関する先行研究

本節では、企業が銀行関係を変更するといった意思決定をする際、どのような要因がその意思決定に影響を及ぼすかを先行研究から考察する。企業の銀行関係の変更の意思決定は、既存の銀行関係を切り替えたときの純便益と切り替える費用に依存すると考えられる。

まず、緊密で長期的な銀行関係の便益と費用について、リレーションシップバンキング<sup>‡</sup>に関する先行研究を概観することにより、銀行関係を切り替えるときの純便益について考察してみよう<sup>§</sup>。リレーションシップバンキングの便益は、資金の借り手と貸し手の間でパレート効率的な情報交換が行われる点にある (Boot[2000])。取引関係が排他的・長期的であれば、企業は私的情報が他に漏れることを恐れることなく情報を銀行に提供でき、また銀行側も長期的・排他的取引関係ゆえに情報探索費用を回収する見込みがあることから、費用をかけて企業固有のソフト情報を入手する誘因を持つ (Petersen and Rajan [1995])。よって、短期的には収益性が低いながらも長期的には十分な収益性が見込まれる投資計画は、スポット取引では実施されないが、双方が長期取引関係にコミットしていれば流動性制約が緩和され、実施される。また資金の貸し手は長期間に亘り様々な金融サービスの提供を通じて、資金投下後も企業をモニターすることが可能となり、モラルハザードが軽減できる。こうしたリレーションシップバンキングの利点は、1980年代までの日本のメインバンク制の便益として指摘されてきた (Hoshi et al. [1990, 1991])。さらに Boot and Thakor [1994]は、銀行関係が成熟するに従い、借入れ金利や担保要求基準が低下することを理論的に示している。

他方、リレーションシップバンキングの主要な費用は、ソフトな予算制約問題とホールドアップ問題といえよう。前者は、資金の貸し手が投下した資金の回収目的から非効率的な追加融資を行ってしまうために、借り手の過小努力を招いてしまうという問題 (Dewatripont and Maskin [1995]) である。他方、後者は資金の貸し手が独占情報を利用して機会主義的行動に走るために、借り手側に過少投資を招くといった問題である (Rajan [1992])。

長期に亘る緊密な銀行関係の便益と費用に関する実証結果は、必ずしも一致していない。中小企業を対象とした分析に限定しても、Berger and Udell [1995]はアメリカのデータを用いて長期的な銀行関係は借入れ金利や担保要求基準を低下させるという結果を得ている一方、Degryse and van Cayseele [2000]は、ヨーロッパのデータを用いて取引期間が長期化するほど契約条項が厳しくなるという結果を得ている。また、Cole et al. [2004]は、長期的な銀行関係と融資決定には何ら統計的に有意な関係が見られないという結果を得ている。また

---

‡ リレーションシップバンキングの定義は、Boot [2000]によれば、借り手固有の私的情報収集活動を行い、同じ借り手に対し長期間に亘り様々な金融取引サービスの提供を通じて多面的に関与することを通じて投資の収益性を評価する金融仲介機関によって提供される金融サービスの総称とする。この対極にあるのが、**transaction lending** と呼ばれるもので、それはリレーションシップバンキングが長期にわたる取引関係であるのに対し、スポット取引で、借り手の情報収集活動は、もっぱら公的情報に限定される。

§ リレーションシップバンキングの包括的なサーベイは、Boot [2000]、Elyasiani and Goldberg [2004]が行っている。

Harhoff and Körting [1998]や Petersen and Rajan [1994, 1995]は、各々ドイツ、アメリカのデータを用いて排他的な銀行関係が資金供与に正に影響を与えるという結果を得ている一方、Shikimi [2005]は日本のデータを用いて逆の結果を得ている。

次に、銀行を変更する費用について見てみよう。銀行を切り替える際に発生する費用としては、物理的なコストのほかに、情報の非対称性に関連した切替費用が存在する。排他的・長期的取引関係は企業の流動性制約を緩和する一方、企業は関係銀行にロックインされることから、他の銀行への切替を困難にする。成長機会は豊富であるが知名度の低い質の高い企業は、ホールドアップ問題を回避すべく銀行の切替を考えるが、関係を持たない銀行は当該企業をレモン企業と識別できないことから、逆選択の問題が生じる (Sharp [1990]、von Thadden [1998])。Petersen and Rajan [1995]は、地域金融市場が寡占的であるほど企業は代替行を見つける可能性は低く、銀行は資金制約に陥りやすい若い企業を支援しても将来収益からレント収奪することが可能となるため、リレーションシップバンキングが形成されやすいことを実証的に示している。他方、Vesala [2007]は、地域金融市場の競争度と取引銀行変更の意思決定の間には非線形の関係があることを示した。彼は、地域金融市場が寡占的である場合、非常に質の良い企業でない限り代替銀行を見つけることが困難であることから銀行の切替は少ないが、銀行間競争が増すにつれて切替費用が低下しより有利な融資条件を提示する銀行へ変更することが可能となる一方、市場が非常に競争的になると逆選択の可能性が高まり、銀行切替が減少すると説明する。切替費用の大きさについては、Kim et al. [2003]はノルウェーの銀行業のデータを用いて、銀行業の切替費用は4.1%と比較的高いことを示した。

次に、銀行関係に与える外生的なショックについて、先行研究から見てみよう。銀行の合併が信用供与に与える影響については、資金供与を縮小させるという議論がある一方 (Sapienza [2002])、Strahan and Weston [1998]は、大銀行の合併は必ずしも中小貸し出しに負の影響を与えるわけではないといった実証結果を得ている。Berger et al. [1998]は、合併銀行が中小企業への貸し出しを縮小させる一方、同じエリアで営業を行う他の銀行がその埋め合わせを行うといった実証結果を得ている。これらの結果は、銀行合併が中小企業の銀行関係に影響を与えていることの傍証といえよう。

また、取引先銀行が流動性危機に陥っている場合、たとえ企業の質が良くても取引先銀行は追加融資を拒否するもしくは契約条項を厳しくする可能性が存在する。その場合、企業の質に関する情報が関係以外の銀行に立証可能ではない場合、関係以外の銀行からはレモン企業とみなされ、逆選択に遭遇する。Detragiache et al. [2000]は、イタリアのデータを用いて企業の取引銀行数と銀行の流動性危機の間には正の相関があり、企業は逆選択の可能性を考慮して複数の銀行と取引関係を構築することを示した。

最後に、取引先金融機関の変更に関する実証分析を概観しよう。取引先金融機関の変更に関して実証面における分析はそれほど多くはない。加納[2006]は、日本の中小企業の1980、1990、2000年の3時点のデータを用いて、メインバンクを変更する企業は、規模が小さく、

成長企業で、複数の銀行と取引関係を持ち、競争市場に位置するという特性を持つことを明らかにしている。Ioannidou and Ongega [2006]は、ボリビアのデータを用いて、企業が銀行を切り替える前後の契約条項がどのように変化しているかについて分析し、企業の銀行切替には銀行の独占情報によるレント収奪が影響していることを実証的に示した。Farinha and Santos [2002]はポルトガルの企業データを用いて、成長機会が豊富な企業や業績が悪い企業が一行取引から複数銀行との取引に変更するという実証結果を得ている。

これらの実証分析は、銀行の情報独占による弊害や、銀行間の競争要因が銀行関係の変更に影響を与えていることを示唆するが、取引先銀行の流動性ショックや合併が企業の銀行関係に直接どのような影響を与えたかまでは見ていない。

### 3 検証仮説とデータ

#### 3.1 検証仮説と変数

先行研究から、銀行関係を変更する際の決定要因として、緊密な銀行関係を維持する費用と便益の大小関係、切替費用に加え、取引銀行の合併や流動性危機等のショックが考えられることを見た。本論文の検証仮説をまとめると、以下のようになる。

仮説1：切替費用が高くなるほど、銀行関係の変更は起こりにくくなる。

本論文では、切替費用の代理変数として地域金融市場の競争度を用いる。一般に、地域金融市場が寡占的であれば、代替銀行を見つけることは難しく企業が借入先を変更することは困難となる。よって、銀行側にとって見れば、企業が銀行を切り替える可能性が低いことから独占情報を利用して将来レントを獲得することが可能となるため、あえて成長機会は豊富であるが資金制約に陥っている企業に低金利で資金供与する誘引が与えられることになり、長期的な銀行関係が形成されやすい (Pertersen and Rajan [1995])。

地域金融市場の競争度の代理変数として、2つの変数を用意した。一つは、都道府県別の金融機関の支店数の自然対数値である。金融機関は、都銀、長銀、信託銀行、地銀、第二地銀、信用金庫、信用組合を対象とし、政府系金融機関、郵便局は含めない。都道府県別の金融機関の支店数に関する情報は、『月刊金融ジャーナル』（ニッキン）より得た。もう一つの変数は、都道府県別のハーフィンダール指数である。これは、地銀、第二地銀、信用金庫、信用組合の都道府県別の貸出額に基づいて作成した。都銀・長銀・信託が含まれていないのは、各都道府県別の貸出金額の情報が得られないことによる。地銀、第二地銀、信用金庫、信用組合の個別金融機関の都道府県別貸出額については、『月刊金融ジャーナル』（ニッキン）及び『全国信用金庫財務諸表』（金融図書コンサルタント社）、『全国信用組合財務諸表』（金融図書コンサルタント社）より情報を得た。尚、データサンプルのうち都銀、長銀、信託銀行をメインバンクとする企業数は全体の約 46.15%に上る一方、ハーフィンダール指数は、都銀、長銀、信託銀行を含めていないため、主な推計では金融機関の支店数

を用いた。尚、両者の相関係数は、 $-0.908$  と高い。

また複数の銀行と取引関係を持つ場合は、銀行間競争が働き、企業のスイッチングコストは低下すると考えられる。本論文では、銀行間競争の代理変数として個別企業の取引金融機関数を入れた。取引金融機関には、都銀、長銀、信託銀行、地銀、第二地銀、信用金庫、信用組合を含め、外銀、政府系金融機関は含めない。

仮説 2：企業情報がソフトである場合、銀行間競争が制限されているほど、銀行の変更は起こりにくくなる。

銀行を変更する費用として考えられる一つの要素は、資産の関係特殊性である。銀行が貸出を行う際に入手する情報は、大きくハード情報とソフト情報に分類される。前者は、企業の財務諸表などに表わされる情報で、性質上、観察可能、立証可能な情報である。他方、後者は、経営者の能力、企業の名声、企業の投資案件の収益性など、観察可能ではあるが立証不可能な情報であり、他者に移転することが困難な情報で、緊密な取引関係を構築することによってのみ得られる種類の情報である。関係以外の銀行がソフト情報を入手することは困難であることから、企業は特定の銀行との関係にロックインされることになる。なぜなら、取引関係のない他の銀行に融資を依頼した場合、他の銀行は当該企業に関するソフト情報を持たないことから、企業は新たな銀行から融資を受けることが出来ない可能性が高まるからである（逆選択）。すなわち、ソフト情報が多い企業ほど、関係にロックインされやすく、他の銀行に切り替えることができない。よって、ソフト情報が多い企業ほど、切替費用も上昇すると考えられる。一般にロックイン効果は、銀行関係が排他的であるほど大きくなる。銀行関係が排他的であれば、銀行は将来独占利潤を獲得できることから、企業固有のソフト情報を収集し企業をモニターする誘因が与えられる。他方、銀行関係が競争的であれば将来独占利潤を獲得できる公算が低いため、銀行の情報収集インセンティブが削がれる。よって地域金融市場が寡占的もしくは取引銀行数が少なく、ソフト情報が多い企業はロックインに遭いやすいと予想される。本論文では、企業のソフト情報の代理変数として、無形固定資産・固定資産比率が 75percentile 以上の場合に 1、その他 0 のダミーを用意した。

仮説 3：取引銀行の合併は、企業の銀行関係の変更確率を高める。

取引銀行の合併により、融資拒否をされる場合がある。取引銀行が合併した場合、組織の再編により融資担当者の交代や融資決定権限の移転が行われる。企業の立証不可能なソフト情報が融資決定に大きな影響を与えている場合、銀行内部組織の再編は企業が関係以外の新たな銀行に借入を申し込むのと同じ状況となり、従来通りの融資を受けることができなくなる可能性が高くなる。銀行の合併情報は、全国銀行に関しては、『全国銀行財務諸表分析』（全国銀行協会連合会）より、信用金庫・信用組合に関しては、各々、『全国信用金庫財務諸表』（金融図書コンサルタント社）、『全国信用組合財務諸表』（金融図書コン

サルタント社)より入手した。

仮説4：取引銀行の流動性危機が高まるほど、銀行関係の変更確率は上昇する。

リレーションシップバンクが多額の不良債権を抱えて融資条件を厳しくする場合、当該企業は他の銀行に切り替えざるを得ない。メインバンクの不良債権指標としては、不良債権額/貸出金を用いた。不良債権額及び貸出金に関する情報は、全国銀行については日経NEEDSから、信用金庫・信用組合については、『全国信用金庫財務諸表』『全国信用組合財務諸表』（金融図書コンサルタント社）より入手した。

その他の企業属性変数として、以下のものを用意した。企業の年齢要因をコントロールするため、 $(\ln(1+\text{企業の創業年数}))$ を用意した。企業の倒産リスクの代理変数として負債・総資産比率、担保の代理変数として有形固定資産・総資産比率を推計式に加えた。また、一般に企業規模が拡大するほど資金需要や営業エリアが拡大するため、小規模金融機関と従来取引を持っていた企業はより多額の資金需要に対応すべくより規模の大きい金融機関に変更すると考えられる。こうした企業規模の拡大傾向は、成長段階にある規模が小さい企業においては大きいと考えられる。そこで、資金需要の変化に伴うリレーションシップバンクの変更要因をコントロールするため、 $\ln(\text{総資産})$ と売上高成長率を推計式に加えた。

### 3.2 データサンプル

本論文で用いる個別企業のデータは主に、JADE (Japanese Accounts and Data on Enterprises) から得た。JADEは、帝国データバンクのデータが基本になっており、約10万社の企業について調査が行われていて、過去数年にわたる財務情報と、直近1時点の定性情報からなる。それらの企業の中で、総資産などの基本的な財務情報が揃っている企業数は約5万社程度となる。個別企業の取引先銀行の情報は定性情報としてしか提供されていないため、過去4年間、決算月の変更がなく、決算月が2月もしくは3月の企業情報を毎年プールしてパネルデータを作成した。よって、データサンプルは2002年から2005年の間に存続する企業となる\*\*。分析対象は、中小企業とし、中小企業の定義は、中小企業基本法に順守し

---

\*\* 筆者は、2001年以前の企業の定性情報の収集を試みたが以下の理由により断念せざるを得なかった。JADEのデータの基本となる帝国データバンクのデータベースでは、企業の定性情報は毎年更新されるたびに上書きされ、過去の定性情報に関してはデータベースの形で残っているものはない。個別企業の過去の情報に関しては、『帝国データバンク会社年鑑』（帝国データバンク）より入手可能であるが、書籍であることから紙面の都合上、取引先銀行や取引先企業などの定性情報の記載が限定されているなどの問題点を持ち、分析期間以前の企業の銀行関係に関するデータを入手することは非常に困難である。尚、『帝国データバンク会社年鑑』については、帝国データバンク自身が1年間しか所蔵しておらず、在庫は破棄している。また、日本国内でもそれ以前の期間について各年版を一定期間にわたり所蔵している図書館は国会図書館以外には

た。但し、上記の定義で中小企業に分類される企業のうち、上場企業はサンプルから除外した。さらに、分析に用いる変数が欠落しているもの、異常値を含む観測企業はサンプルから除外した。最終的なサンプル企業数は、存続企業 15891 社である。リレーションシップバンクについては、日本の場合、メインバンクとほぼ同義と考えられることから、取引先銀行の項目で一番目に記載されている銀行をリレーションシップバンクと定義した。尚、これ以降、リレーションシップバンクをメインバンクと呼ぶことにする。上記の定義によりメインバンクが都銀、長銀、信託銀行、地銀、第二地銀、信用金庫、信用組合以外の金融機関（政府系金融機関、外国銀行）である場合は、サンプルから除外した。

サンプルの記述統計量は、表 1 に示している。パネル A より企業年齢（創業年数）の平均は 39.5 歳で比較的若い企業は少ない。企業規模（総資産）の平均は 34.8 億円で中小企業といえども比較的企業規模が大きいことがわかる。これは、分析の便宜上、企業の財務情報が揃っている企業にサンプルを限定しているためと推測できる。サンプルの取引金融機関数のメジアンは 4 である。メインバンクの合併を前年に経験した企業数は、全体の約 7%、前々年に経験した企業は全体の約 10% に相当する。現在のメインバンクの業態の分布状況、及び企業の地域別分布状況は、各々パネル B, C に示している。サンプルの大半が都銀・長銀・信託銀行（以下、大銀行と呼ぶことにする）や地銀などの比較的規模の大きい金融機関をメインバンクにしていることがわかる。

（表 1 の挿入）

具体的な分析に入る前に、サンプル全体でどの程度の企業がメインバンクを変更しているかを見てみよう。尚、当該期間中のメインバンクの金融機関コードの変更が合併によるもので、引き続き存続金融機関をメインバンクとしている場合は、メインバンクの変更なしとみなした。また、同じ銀行内で店舗の統廃合により金融機関コードの変更があった場合もメインバンクの変更なしとみなした。2002 年から 2005 年の間にメインバンクを変更した企業数は、1565 社で全体の約 3.3% と意外に少ない。次にメインバンクの変更がどのような地域で多いかを見てみよう。表 2 は、都道府県別にメインバンクの変更率（メインバンク変更企業数/観測数）とその都道府県の金融機関の競争度を表す指標（ $\ln$ （金融機関の店舗数））を、メイン変更率が高い県上位 10 県と、メインバンク変更率が低い県下位 10 県につき記載したものである。この表から、メインバンクの変更は都市部に比較的多くに見られる一方、地方ではメインバンク関係は比較的固定的であり、地域金融市場の競争度が比較的低い県でその固定性が強い傾向にあることがわかる。

表 3 は、メインバンクを変更した企業と変更しなかった企業で、企業属性や銀行関係に違いがあるかをみたものである。これより、メインバンクを変更した企業は、変更しない

---

あまり多くはなく、当該図書館外に持ち出し禁止、貸し出し禁止などの制約があるため、紙面制約を受けていない企業情報項目であったとしても、パネルデータの形で相当数の企業データを手にするのは非常に困難であるのが実情である。

企業に比べ、平均的には規模が小さく、企業年齢が若く、無形固定資産が多い、成長企業であることがわかる。またより多くの金融機関と取引をしていることもわかる。変更前のメインバンクは、不良債権比率が高く、過去 2 年間に合併を経験しているといった特徴を持つこともわかる。

(表 2、表 3 の挿入)

## 4 メインバンク切替選択の決定

### 4.1 基本モデル

推計モデルは、メインバンクの変更があった場合 1、その他 0 のダミー変数を被説明変数とするプロビットモデルである。データは 3 時点のパネルデータであることから、パネルプロビット推計とプーリング・プロビット推計のどちらが妥当であるかを検定する。検定統計量は以下のようである。

$$\rho = \frac{\sigma_v^2}{\sigma_v^2 + 1},$$

ここで、 $\sigma_v^2$  はパネルレベルでの分散を表す。 $\rho = 0$  の帰無仮説が棄却された場合、パネルレベルでの分散が重要となることから、パネルプロビット推計を用いることが望ましい。

尤度比検定の結果、 $\chi^2 = 274.6$  で、1%有意水準で帰無仮説は棄却されたことにより、以下では変量効果パネルプロビット推計を行う<sup>††</sup>。推計結果は、表 4 である。推計係数の記載は紙面の都合上割愛するが、すべての推計式には、産業固有の要因、マクロ経済の影響を除去するため、各々産業ダミーと年次ダミーが含まれている。基本モデル(1)から、地域金融市場の競争度がメインバンクの変更に与える結果を見てみよう。金融機関の店舗数の自然対数値の推計係数はプラスに 1%水準で有意で、地域金融市場の競争度が増すほどメインバンクの変更が頻繁に起こることを示している。モデル(2)では、地域金融市場の競争度を表す指標としてハーフィンダール指数を用いた。ハーフィンダール指数の推計係数はマイナスに 1%有意で、モデル(1)の結果と同様、地域金融市場の競争度が低下するに従い、メインバンクの変更が起こりにくくなっている。ハーフィンダール指数が一単位減少した場合のメインバンク切替確率の上昇は、2.5%と比較的大きい。この結果は、地域金融市場が寡占的であるほうがリレーションシップバンキングが形成されやすいという Petersen and Rajan [1995]の結論と整合的である。地域競争市場の変数としてどちらを用いても同じ結果が出たことから、今後は、金融機関の店舗数の自然対数値を用いる。

取引金融機関数の推計係数は正に 1%有意水準で有意で、取引金融機関数が多い企業ほど、

---

<sup>††</sup> 被説明変数が時間を通じて変化する企業では、固定的属性による説明は意味を持ちうるが、被説明変数が時間を通じて変化しない企業では、固定的属性によって説明をすることができない。よって分析では、変量効果モデルを採用した。詳しくは Greene [2003]を参照されたい。

メインバンク変更確率が高まる。この結果は、取引金融機関数が多いほど、借入企業を巡る銀行間競争が激しくなり、企業はよりよい融資条件を提示される可能性が高くメインバンクの変更が起こると考えられる。取引金融機関数が1行増加することによるメインバンク切替確率の上昇は、0.18%となる。他方、取引金融機関数は、優良企業のみならず、財務危機に陥りやすい企業でも上昇する傾向にあり、取引金融機関数が不良企業の代理変数となっている可能性がある。この場合、企業がレモンであることからメインバンクから融資拒否を受け、メインバンク変更を余儀なくされている可能性も否定できない。モデル(3)では、企業の質をコントロールすべくインタレストカバレッジレシオを説明変数に加えたが、結果はほとんど変わらない。

次にメインバンク側の要因について見てみよう。メインバンクが合併を経験した場合、メインバンク変更確率は上昇すると予想される。メインバンクの合併が銀行関係の変更にどの時点で有意な影響を与えるのかを見るために、メインバンクの合併が前年にあった場合1、その他0のダミー変数および、メインバンクの合併が2年前にあった場合1、その他0のダミー変数を入れた。結果は、両変数とも有意水準5%、もしくは1%で正に有意な影響を与えており、銀行組織の再編が企業・銀行関係の変更を余儀なくしていることが伺える。メインバンクの合併があった場合、翌年にメインバンクを変更する確率は、0.58%上昇するのに対し、翌々年に変更する確率は約0.68%上昇する。

メインバンクの流動性危機の影響については、メインバンクの不良債権比率が高いほど、1%有意水準でメインバンク変更確率が高まることが発見された。この結果は、メインバンクが流動性危機に直面した場合、企業の財務状況を一定としても、貸出条件を厳格にされるもしくは融資拒否に遭う可能性が高まり、メインバンク変更を余儀なくされていると解釈できよう。平均値で見た場合、不良債権比率が1単位増加することによるメインバンク切替確率の上昇は、0.1%となる。

その他の企業属性変数の結果は、次のようである。企業年齢とメインバンクの変更の間には1%有意水準で負の相関がある。この結果は、企業年齢が高くなるほどスイッチングコストが上昇することから、メインバンクの変更が抑制されると解釈できよう。また一般に企業年齢が長くなるほど銀行との取引年数も長くなることから、メインバンクに企業のソフト情報が蓄積されている場合、ロックイン効果も働きメインバンクの変更が困難になると解釈できる。他方、企業年齢の2乗項を入れた推計も行ったが有意な結果は得られなかった。

また、有形固定資産比率の推計係数は、正に1%有意水準であることから、担保がメインバンク変更の重要な要因となっていることを示している。新規の引受先銀行は、企業のソフト情報をメインバンクほど保有してはいないことから、倒産リスクを回避するために担保資産が多いことが新規にメインバンクになる条件になっていることが予測される。

Ln(総資産)は予想通り、有意水準1%で負に有意である。また売上高成長率の係数は、有意水準10%ではあるが正である。これらの結果は、企業が成長段階にある場合や、企業規

模が拡大している企業ほど、資金需要の高まりからメインバンクを変更していると解釈できよう。

負債比率の推計係数は正に1%有意水準であることから、倒産リスクの高い企業がメインバンクを変更する傾向にあるといえよう。

(表4の挿入)

## 4.2 競争要因とソフト情報

モデル(1)～(3)では、企業属性をコントロールしても、地域金融市場が競争的であるほど、また複数の銀行と取引関係を持つ企業ほど、メインバンクを変更する確率が高まることがわかった。これらの結果は、競争が制限されているほど切替費用が高くなり、メインバンクの変更は起こりにくくなるという仮説と整合的である。また、銀行関係が排他的であれば、ソフト情報が多い企業ほど関係にロックインされ、メインバンクの変更は困難になる。この点を確認するため、表5のモデル(4)では、地域金融市場変数と無形固定資産ダミーの交差項を推計式に加えた。交差項の推計係数は正に10%有意で、無形固定資産が多い企業では、地域金融市場が寡占的になるほどメインバンクの変更が困難であることがわかった。この結果は、競争が制限されているほど銀行は将来利潤を独占できることから、ソフト情報を収集する誘因が与えられるという Petersen and Rajan [1995]の結果と整合的である。

他方、モデル(5)では、銀行間競争の効果を取引金融機関数で捕らえた。取引金融機関数と無形固定資産ダミーの交差項の係数は、やはり正で10%有意水準であった。無形固定資産の豊富な企業では、取引金融機関数が1行増加するに従いメインバンク切替確率は0.2%上昇する。他方、無形固定資産が豊富でない場合の限界効果は約0.16%である。この結果は、競争が制限されているほど銀行は将来利潤を独占できることから、ソフト情報を収集する誘因が与えられるという Petersen and Rajan [1995]の結果と整合的である。

## 4.3 企業規模の違いによる銀行合併の効果

表4のモデル(1)の結果から、メインバンクが合併した場合、メインバンクの切替確率が上昇することがわかった。この結果は、メインバンクが合併した場合、組織の再編などでソフト情報が伝達できないことから従来融資を受けていた企業も融資を受けられない、或いは融資条件を厳しくされるため、メインバンク変更を余儀なくされるという仮説と整合的である。さらにこの解釈が妥当であるかどうかを確認するため、無形固定資産ダミーとメインバンクの合併ダミーの交差項を入れたが、交差項は有意ではなかった。

銀行の合併が中小企業への資金調達に与える影響に関する先行研究では、大銀行の合併が規模の小さい企業の信用供与を縮小させる傾向にあることが示されている。本分析のサンプルでは、メインバンクの合併を経験した企業は275社あるが、そのうち約95.3%が大銀行の合併であった。そこで、銀行合併の影響が企業規模毎に異なるかどうかを見るため、

小規模企業ダミーと企業合併ダミーの交差項を入れた。小規模企業ダミーは、企業規模が 25percentile 以下の場合 1、その他 0 のダミー変数である。推計から、小規模企業ダミーと t-2 期のメインバンク合併ダミーの交差項は、有意水準 5% で正に有意であり、メインバンクの合併が小規模企業で起こった場合、メインバンクの変更確率は翌々年に 1% 高まるに対し、それ以外の規模の企業では 0.37% しか上昇しないことが発見された。他方、翌年には規模によって有意に異なる影響は見られなかった。合併ダミーの推計係数は、依然として t-1 期、t-2 期ともに 5% に正に有意である。

(表 5 の挿入)

## 5 メインバンクの変更先の決定

次に、メインバンクを変更した企業について、どのような業態の銀行をメインバンクにするかを見てみよう。表 6 は、メインバンクを変更した企業に関して、その変更前と変更後のメインバンクの業態の推移を表したものである。括弧内は推移確率 (%) である。縦の列は t-1 期のメインバンクの業態、行は t 期のメインバンクの業態を表す。例えば、第一行、二列目の数値 155 は、t-1 期のメインバンクの業態は大銀行で、t 期が地銀である場合の企業数である。縦の列を足し合わせたものが、t-1 期にメインバンクの業態が各々、地銀、大銀行、第二地銀、信用金庫・信用組合である企業数の合計、横の列を足し合わせたものが、t 期にメインバンクの業態が各々、地銀、大銀行、第二地銀、信用金庫・信用組合である企業数の合計である。表 6 より、t-1 期に大銀行をメインバンクとする企業の約 68.2% が、引き続き同じ業態の銀行をメインバンクに選ぶ傾向にあることがわかる。他方、第二地銀、信用組合・信用金庫をメインバンクとする企業は、変更先をより上位の銀行に変更する傾向にある。大銀行や小規模の金融機関をメインバンクとする企業と異なる傾向を見せているのが、地銀をメインバンクとする企業である。地銀をメインバンクとする企業は、同位もしくは上位に変更する企業が約 70% 強に及ぶ一方、下位銀行に変更する企業が全体の 29% に及んでいる。この結果は、メインバンクを地銀とする企業とより小規模の金融機関をメインバンクとする企業では、変更先の選択に異なる理由が存在する可能性を示唆する。

次に、メインバンクの変更先の選択に関して回帰分析を行った。分析は t-1 期のメインバンクの業態別に行った。但し、t-1 時点における第二地銀のサンプル数は少ないため、地銀、第二地銀を一つと業態とみなして推計を行った。分析モデルは、多項ロジットモデルである。推計では、t-1 期のメインバンクの業態を基準とした。まず t-1 期のメインバンクが大銀行であった場合を見たものが表 7.A である。Ln(総資産)の推計係数は変更先が地銀・第二地銀や信用金庫・信用組合の場合、ともに有意水準 1% で負に有意であることから、大銀行よりも下位の業態に変更する企業の規模は比較的小さいことがわかる。他方、企業年齢 (Ln(1+企業年齢)) に関しては、より企業年齢の高い企業が大銀行よりも地銀・第二地銀 (有意水準 1%) や信用金庫・信用組合 (有意水準 5%) を選択していることがわかる。ま

た負債比率が高く倒産確率の高い企業が大銀行よりも地銀・第二地銀（有意水準 5%）や信用組合・信用金庫（有意水準 1%）を選択している。これらの結果から、大銀行から下位行に変更する企業は、比較的小規模ではあるが地域に長く存在しており、倒産確率が高いという特徴を持つといえよう。

t-1 時点のメインバンクが地方銀行である場合の推計結果は、表 7.B にまとめている。メインバンクの変更時に業態を変更する場合、企業規模が大きい企業は有意水準 1% で大銀行を、小規模企業は有意水準 10% で信用金庫・信用組合を選択している。他方、地銀・第二地銀を選択する場合に比較し年齢が若く無形固定資産比率の高い企業が大銀行を選択していることも発見できた。この結果は、比較的倒産リスクが低く成長機会が豊富な企業が大銀行へ業態変更していると解釈できる。また企業規模は小さいが、有形固定資産・総資産比率が高い企業や、無形固定資産・固定資産比率が高い企業は、信用組合・信用金庫を選択していることから、比較的小規模でソフト情報が多い企業が小規模の金融機関に移行していると言えよう。

小規模銀行からの変更先の決定に関する推計結果は、表 7.C である。信用金庫・信用組合に比べ大銀行へ変更する企業は、規模が大きい企業年齢は若く、負債比率が低くインタレストカバレッジレシオが高いといった特性を持つ。他方、地銀・第二地銀を選択する企業は、有形固定資産比率が高く、インタレストカバレッジレシオが高いといった特性を持つ。これらの結果は、小規模銀行のメインバンクの変更先の選択にあたっては、より質の高い企業には上位行への変更が可能になっていると解釈できる。

（表 6、表 7.A、7.B、7.C の挿入）

## 6 終わりに

本論文では、地域金融市場の競争度や銀行合併、流動性危機が、企業の銀行関係に与える影響について、2002 年から 2005 年にかけての日本の中小企業のパネルデータを用いて実証的に明らかにした。まずデータからは銀行関係の変更はそれほど頻繁には起こっていないことが明らかにされた。次に、どのような要因がメインバンクの変更に影響をもたらしたかを回帰分析により明らかにした。その結果は、次のようにまとめられる。(1) 地域金融市場が競争的であるほど、また複数の銀行と取引関係を持つ企業ほどメインバンクの変更確率は上昇する。さらに、無形固定資産比率の高い企業では、地域金融市場が寡占的であるほど、メインバンクの変更は起こりにくい。この結果は、企業の立証不可能なソフト情報の多さと競争制限が、ロックイン効果をより高めていると解釈できよう。(2) メインバンクの合併は銀行の変更選択に正の影響を与え、特に小規模の企業でメインバンクが合併を行った場合、銀行の変更確率が高まる。(3) 銀行の不良債権比率が高いほど、メインバンクの変更確率は高まる。最後に、メインバンクの変更先の選択を分析したところ、倒産リスクが低く成長性の高い企業が大銀行を選択する一方、規模が小さく負債比率の高い

企業が小規模の銀行を選択する傾向にあることがわかった。

現時点では、中小企業の銀行関係の変更はそれほど多くはない。これが、切替費用の高さを意味するのであれば、ホールドアップ問題による過少投資問題を招き中小企業の成長阻害要因になりうる。他方、これが現在の銀行関係の価値の高さを意味するのであれば、今後もこのような銀行関係の維持が効率的であるということになる。本論文の分析から、メインバンクの流動性危機や合併等の組織再編が企業の銀行関係を変更させることが発見された。緊密な関係により収集された企業情報が移転不可能で、現在の銀行関係の価値が比較的高い場合、メインバンクの流動性危機や組織再編は、中小企業のメインバンクの変更を通じてメインバンクに蓄積された情報の価値を失わせ、再び企業を資金制約に陥せるといった非効率性をもたらす恐れがある。特定の銀行との緊密な取引関係の変更が企業の資金調達環境にどのような影響をもたらしたのかを分析することにより、こうした識別が可能となろう。今後の研究課題としたい。

## 参考文献

- Berger, Allen N., Anthony Saunders, Joseph M. Scalise, and Gregory F. Udell [1998], “The Effects of Bank Mergers and Acquisitions on Small Business Lending”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 50, No. 2, 187-229.
- , and Gregory F. Udell [1995], “Relationship Lending and Lines of Credit in Small Firm Finance”, *Journal of Business*, Vol. 68, No. 3, 351-381.
- Boot, Arnoud W. A. [2000], “Relationship Banking: What Do We Know?”, *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 9, No. 1, 7-25.
- , and Anjan V. Thakor [1994], “Moral Hazard and Secured Lending in an Infinitely Repeated Credit Market Game”, *International Economic Review*, Vol. 35, No. 4, 899-920.
- Cole, Rebel A., Lawrence G. Goldberg, and Lawrence J. White [2004], “Cookie Cutter vs. Character: The Micro Structure of Small Business Lending by Large and Small Banks”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 39, No. 2, 227-251.
- Degryse, Hans and Patrick Van Cayseele [2000], “Relationship Lending within a Bank-Based System: Evidence from European Small Business Data”, *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 9, No. 1, 90-109.
- Detragiache, Enrica, Paolo Garella, and Luigi Guiso [2000], “Multiple versus Single Banking Relationships: Theory and Evidence”, *Journal of Finance*, Vol. 55, No. 3, 1133-1161.
- Dewatripont, Mathias and Eric Maskin, E [1995], Credit and Efficiency in Centralized and Decentralized Economies, *Review of Economic Studies*, Vol. 62, No. 4, 541-555.
- Elyasiani, Elyas and Lawrence G. Goldberg [2004], “Relationship Lending: A Survey of the Literature”, *Journal of Economics and Business*, Vol. 56, No. 4, 315-330.
- Farinha, Luisa A. and Joao A. C Santos [2002], “Switching from Single to Multiple Bank Lending Relationships: Determinants and Implications”, *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 11, No. 2, 124-151.
- Greene, William H. [2003], *Econometric Analysis*, fifth edition, Upper Saddle River, N.J.: Prentice Hall.
- Harhoff, Dietmar and Timm Körting [1998], “Lending Relationships in Germany – Empirical Evidence from Survey Data”, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 22, No. 10-11, 1317-1353.
- Hoshi, Takeo, Anil Kashyap and David Scharfstein [1990], “The Role of Banks in Reducing the Costs of Financial Distress in Japan”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 27, No. 1, 67-88.
- , —, and — [1991], “Corporate Structure, Liquidity and Investment: Evidence from the Japanese Industrial Groups”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 1, 33-60.
- Ioannidou, Vasso and Steven Ongena [2006], “Time for a Change”: Loan Conditions and Bank Behavior When Firms Switch”, CentER-Tilburg University and CEPR, mimeo.
- Kim, Moshe, Doron Kliger, and Bent Vale [2003], “Estimating Switching Costs: The Case of Banking” *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 12, No. 1, 25-56.

- Petersen, Mitchell A. and Raghuram G. Rajan [1994], “The Benefits of Lending Relationships: Evidence from Small Business Data”, *Journal of Finance*, Vol. 49, No. 1, 3-37.
- , and — [1995], “The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 2, 407-443.
- Rajan, Raghuram G. [1992], “Insiders and Outsiders: The Choice Between Informed and Arm’s-Length Debt”, *Journal of Finance*, Vol. 47, No. 4, 1367-1400.
- Sapienza, Paola [2002], “The Effects of Banking Mergers on Loan Contracts”, *Journal of Finance*, Vol. 57, No. 1, 329-367.
- Sharpe, Steven A. [1990], “Asymmetric Information, Bank Lending, and Implicit Contracts: A Stylized Model of Customer Relationships”, *Journal of Finance*, Vol. 45, No. 4, 1069-1087.
- Shikimi, Masayo [2005], “Do Firms Benefit from Multiple Banking Relationships? Evidence from Small and Medium- Sized Firms in Japan” Hi-stat Discussion Paper Series, No. 70, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.
- Strahan, Philip E. and James P. Weston [1998], “Small Business Lending and the Changing Structure of the Banking Industry”, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 22, No. 6-8, 821-845.
- Vesala, Timo [1997], “Switching Costs and Relationship Profits in Bank Lending”, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 31, No. 2, 477-493.
- Von Thadden, Ernst-Ludwig [1998], “Asymmetric Information, Bank Lending and Implicit Contracts: The Winner's Curse”, mimeo, University of Lausanne.
- 加納正二[2006],「メインバンクを変更する中小企業の特徴, RIETI Discussion Paper Series 06-J-005.

表1 記述統計量

変数	定義	平均	標準偏差
<b>パネルA: 基本統計量</b>			
メインバンクの変更率	メインバンクの変更があった場合1、その他0のダミー	0.033	(0.178)
Ln(金融機関の店舗数)	都道府県別金融機関数の自然対数	6.827	(0.762)
ハーフィンダール指数	都道府県別貸出額のハーフィンダール指数	0.220	(0.144)
一期前の取引先銀行の不良債権比率	一期前の取引先銀行の不良債権/貸出金	8.055	(3.247)
取引先銀行合併ダミー(t-1)	一期前の取引先銀行が合併した場合1、その他0のダミー	0.070	(0.254)
取引先銀行合併ダミー(t-2)	二期前の取引先銀行が合併した場合1、その他0のダミー	0.102	(0.303)
取引先金融機関数(t-1)	一期前の取引先金融機関数、但し政府系金融機関、外資系金融機関は除く	4.353	(2.003)
総資産	総資産(千円)	3479782	(4476033)
企業年齢	創業年数	39.502	(15.470)
負債/総資産	負債/総資産	0.736	(0.189)
有形固定資産/総資産	有形固定資産/総資産	0.264	(0.192)
インタレストカバレッジレシオ	営業利益/支払利息	30.101	(192.383)
無形固定資産ダミー	無形固定資産/固定資産比率が75percentile(0.51)以上の場合1、その他0のダミー	0.236	(0.425)
売上高成長率	Ln(売上高,t)-Ln(売上高,t-1)	0.022	(0.195)
<b>パネルB: メインバンクの業態別分布状況</b>			
都銀・長銀・信託	メインバンクの業態が都市銀行、信託銀行である場合の企業の割合	46.15%	
地銀	メインバンクの業態が地銀である場合の企業の割合	36.89%	
第二地銀	メインバンクの業態が第二地銀である場合の企業の割合	7.55%	
信金・信組	メインバンクの業態が信用組合・信用金庫である場合の企業の割合	9.41%	
<b>パネルC: 企業の地域別分布状況</b>			
北海道		4.35%	
東北		4.85%	
関東		36.56%	
北陸		5.36%	
中部		12.97%	
近畿		19.61%	
中国・四国		9.44%	
九州・沖縄		6.86%	

注: 観測企業・年数は47609である。パネルBは、企業のメインバンクの業態別分布状況を表す。パネルCは、各企業の本社所在地の地域別分布状況を表す。

表2 都道府県別メインバンク変更率

パネルA: 上位10都道府県		
都道府県	メインバンク変更率	Ln(金融機関の店舗数)
千葉	5.15	6.57
東京	4.52	7.78
神奈川	4.24	6.86
大阪	4.12	7.27
愛知	4.02	7.20
京都	3.81	6.12
福岡	3.63	6.81
滋賀	3.61	5.65
福島	3.60	6.14
兵庫	3.47	6.80
パネルB: 下位10都道府県		
長野	1.22	6.07
石川	1.14	5.86
山口	1.12	5.85
青森	1.11	5.87
島根	1.09	5.24
鳥取	1.08	5.17
福井	0.98	5.59
高知	0.76	5.32
岐阜	0.70	6.26
沖縄	0.00	5.30

注:メインバンク変更率は、各都道府県別のメインバンク変更企業数/観測数とした。  
Ln(金融機関の店舗数)は、各都道府県の都銀、長銀、信託銀行、地銀、第二地銀、  
信用金庫の支店数の合計の自然対数値である。

表3 メインバンクを変更した企業としなかった企業の記述統計量

変数	メインバン ク変更なし	メインバン ク変更有	平均値の差 の検定 (t検定)	P >  t
Ln(金融機関の店舗数)	6.808 (0.765)	7.028 (0.697)	-17.419	0
ハーフィンダール指数	0.223 (0.144)	0.191 (0.139)	13.181	0
一期前の取引先銀行の不良債権比率	8.022 (3.219)	8.418 (3.519)	-7.366	0
取引先銀行合併ダミー(t-1)	0.068 (0.252)	0.085 (0.279)	-3.993	0
取引先銀行合併ダミー(t-2)	0.100 (0.300)	0.125 (0.331)	-5.100	0
取引先金融機関数(t-1)	4.314 (1.995)	4.780 (2.047)	-14.056	0
総資産	3534459 (4513990)	2866018 (3974492)	9.0167	0
企業年齢	40.005 (15.321)	33.956 (16.024)	23.721	0
負債/総資産	0.732 (0.190)	0.781 (0.171)	-15.698	0
有形固定資産/総資産	0.264 (0.190)	0.262 (0.206)	0.821	0.4116
インタレストカバレッジレシオ	31.087 (196.019)	19.269 (146.527)	3.705	0
無形固定資産ダミー	0.233 (0.423)	0.275 (0.447)	-5.982	0
売上高成長率	0.021 (0.192)	0.038 (0.230)	-5.153	0
	43640	3969		

注：上段の数字は平均値、( )内の数値は標準偏差である。観測企業・年数は47609である。

表4 メインバンクの変更の決定

	モデル(1)		モデル(2)		モデル(3)	
	Coef.	P>z	Coef.	P>z	Coef.	P>z
<i>地域金融市場の競争度</i>						
Ln(金融機関の店舗数)	0.186 (0.021)	0.000			0.186 (0.021)	0.000
ハーフィンダール指数			-0.777 (0.109)	0.000		
<i>銀行関係</i>						
取引先金融機関数(t-1)	0.054 (0.008)	0.000	0.057 (0.008)	0.000	0.054 (0.008)	0.000
<i>t-1期もしくはt-2期のメインバンク属性</i>						
合併ダミー(t-1)	0.133 (0.050)	0.009	0.156 (0.050)	0.002	0.133 (0.050)	0.009
合併ダミー(t-2)	0.160 (0.042)	0.000	0.180 (0.042)	0.000	0.160 (0.042)	0.000
不良債権比率(t-1)	0.032 (0.004)	0.000	0.032 (0.004)	0.000	0.032 (0.004)	0.000
<i>企業属性</i>						
Ln(総資産)	-0.100 (0.014)	0.000	-0.100 (0.014)	0.000	-0.100 (0.014)	0.000
Ln(1+企業年齢)	-0.272 (0.030)	0.000	-0.278 (0.030)	0.000	-0.272 (0.030)	0.000
負債/総資産	0.537 (0.084)	0.000	0.543 (0.084)	0.000	0.536 (0.086)	0.000
有形固定資産/総資産	0.297 (0.080)	0.000	0.260 (0.080)	0.001	0.296 (0.080)	0.000
売上高成長率	0.117 (0.064)	0.065	0.117 (0.063)	0.066	0.117 (0.064)	0.065
インタレストカバレッジレシオ					0.000 (0.000)	
定数項	-2.012 (0.259)	0.000	-0.545 (0.212)	0.010	-2.011 (0.259)	0.000
産業ダミー	有		有		有	
年次ダミー	有		有		有	
標本数	47609		47609		47609	
企業数	16705		16705		16705	
Log likelihood	-6423.31		-6436.45		-6423.31	
$\rho$	0.275 (0.011)		0.276 (0.011)		0.275 (0.011)	
Likelihood-ratio test of $\rho=0$	274.6		277.22		274.6	

被説明変数は、メインバンクの変更があった場合1、その他0のダミー変数である。推計係数は、パネルプロビットモデルにより得た。全ての推計式には年次ダミー及び産業ダミーを入れている。( )内は標準偏差である。

表5 メインバンクの変更の決定

	モデル(4)		モデル(5)		モデル(6)	
	Coef.	P>z	Coef.	P>z	Coef.	P>z
<i>地域金融市場の競争度</i>						
Ln(金融機関の店舗数)	0.179 (0.022)	0.000	0.183 (0.021)	0.000	0.183 (0.021)	0.000
Ln(金融機関の店舗数) × 無形固定資産ダミー	0.010 (0.006)	0.070				
<i>銀行関係</i>						
取引先金融機関数(t-1)	0.055 (0.008)	0.000	0.051 (0.008)	0.000	0.051 (0.008)	0.000
取引先金融機関数(t-1) × 無形固定資産ダミー			0.012 (0.008)	0.099	0.012 (0.008)	0.099
<i>t-1期もしくはt-2期のメインバンク属性</i>						
合併ダミー(t-1)	0.133 (0.050)	0.009	0.133 (0.050)	0.008	0.140 (0.059)	0.017
合併ダミー(t-2)	0.158 (0.042)	0.000	0.159 (0.042)	0.000	0.107 (0.050)	0.031
小規模企業ダミー*合併ダミー(t-1)					-0.027 (0.107)	0.801
小規模企業ダミー*合併ダミー(t-2)					0.175 (0.086)	0.042
不良債権比率(t-1)	0.032 (0.004)	0.000	0.032 (0.004)	0.000	0.032 (0.004)	0.000
<i>企業属性</i>						
Ln(総資産)	-0.098 (0.014)	0.000	-0.099 (0.014)	0.000	-0.092 (0.015)	0.000
Ln(1+企業年齢)	-0.269 (0.030)	0.000	-0.270 (0.030)	0.000	-0.270 (0.030)	0.000
負債/総資産	0.535 (0.086)	0.000	0.536 (0.086)	0.000	0.536 (0.086)	0.000
有形固定資産/総資産	0.388 (0.095)	0.000	0.368 (0.091)	0.000	0.370 (0.091)	0.000
売上高成長率	0.119 (0.064)	0.062	0.119 (0.064)	0.063	0.119 (0.064)	0.061
インタレストカバレッジレシオ	0.000 (0.000)	0.956	0.000 (0.000)	0.968	0.000 (0.000)	0.968
定数項	-2.033 (0.260)	0.000	-2.028 (0.260)	0.000	-2.119 (0.268)	0.000
産業ダミー		有		有		有
年次ダミー		有		有		有
標本数	47609		47609		47609	
企業数	16705		16705		16705	
Log likelihood	-6421.68		-6421.97		-6419.81	
$\rho$	0.275 (0.011)		0.275 (0.011)		0.275 (0.011)	
Likelihood-ratio test of $\rho = 0$	273.17		273		273.22	

被説明変数は、メインバンクの変更があった場合1、その他0のダミー変数である。推計係数は、パネルプロビットモデルにより得た。全ての推計式には年次ダミー及び産業ダミーを入れている。( )内は標準偏差である。

表6 メインバンクを変更した企業のメインバンク推移の状況

	t-1期のメインバンク				合計
	地銀	大銀行	第二地銀	信金・信組	
t期のメインバンク 地銀	98 (34.75)	155 (16.87)	54 (48.21)	54 (30.00)	361 (24.18)
大銀行	102 (36.17)	627 (68.23)	38 (33.93)	84 (46.67)	851 (57.00)
第二地銀	39 (13.83)	46 (5.01)	12 (10.71)	12 (6.67)	109 (7.30)
信金・信組	43 (15.25)	91 (9.90)	8 (7.14)	30 (16.67)	172 (11.52)
合計	282 (100.00)	919 (100.00)	112 (100.00)	180 (100.00)	1,493 (100.00)

注：行はt期のメインバンクの業態、列はt-1期のメインバンクの業態を表している。  
 ここで、大銀行は都銀、長銀、信託銀行を指す。行列の各要素の一段目の数字は  
 メインバンクを変更した企業数、二段目の( )内は推移確率(%)を表す。

表7.A メインバンク変更先の決定:t-1期のメインバンクが大銀行の場合

	地銀・第二地銀		信用金庫・信用組合	
	Coef.	P>z	Coef.	P>z
Ln(総資産)	-0.518 (0.093)	0.000	-0.770 (0.125)	0.000
Ln(1+企業年齢)	0.535 (0.199)	0.007	0.541 (0.252)	0.032
負債/総資産	1.296 (0.585)	0.027	3.152 (0.848)	0.000
有形固定資産/総資産	0.567 (0.594)	0.340	1.176 (0.759)	0.121
無形固定資産ダミー	-0.419 (0.255)	0.101	-0.142 (0.330)	0.666
インタレストカバレッジレシオ	-0.001 (0.001)	0.653	-0.005 (0.007)	0.524
売上高成長率	0.561 (0.401)	0.162	-0.593 (0.519)	0.253
Ln(金融機関の店舗数)	-1.722 (0.170)	0.000	-0.986 (0.225)	0.000
定数項	15.689 (1.870)	0.000	11.562 (2.485)	0.000
標本数	919			
Wald chi2(23)	269.33			
Prob > chi2	0			
Pseudo R2	0.1782			
Log likelihood	-621.011			

推計係数は多項ロジットモデルにより得た。選択肢は、地銀(=1)、大銀行(=0)、信用組合・信用金庫(2)である。全ての推計式には年次ダミーと産業ダミーを入れている。( )内は標準偏差である。

表7.B メインバンク変更先の決定:t-1期のメインバンクが地銀・第二地銀の場合

	大銀行		信用金庫・信用組合	
	Coef.	P>z	Coef.	P>z
Ln(総資産)	0.452 (0.123)	0.000	-0.330 (0.177)	0.063
Ln(1+企業年齢)	-0.921 (0.285)	0.001	0.063 (0.380)	0.867
負債/総資産	-1.361 (0.845)	0.107	0.517 (1.144)	0.651
有形固定資産/総資産	0.173 (0.809)	0.831	2.430 (1.068)	0.023
無形固定資産ダミー	0.709 (0.400)	0.077	1.080 (0.560)	0.054
インタレストカバレッジレシオ	0.005 (0.004)	0.176	-0.004 (0.010)	0.687
売上高成長率	0.500 (0.651)	0.442	0.875 (0.819)	0.285
Ln(金融機関の店舗数)	1.063 (0.211)	0.000	0.509 (0.267)	0.057
定数項	-9.454 (2.371)	0.000	-1.047 (3.184)	0.742
標本数	394			
Wald chi2(23)	116.55			
Prob > chi2	0			
Pseudo R2	0.1519			
Log likelihood	-325.472			

推計係数は多項ロジットモデルにより得た。選択肢は、地銀(=0)、大銀行(=1)、信用組合・信用金庫(2)である。全ての推計式には年次ダミーと産業ダミーを入れている。( )内は標準偏差である。

表7.C メインバンク変更先の決定:t-1期のメインバンクが信用金庫・信用組合の場合

	地銀・第二地銀		大銀行	
	Coef.	P>z	Coef.	P>z
Ln(総資産)	-0.098 (0.298)	0.742	0.554 (0.297)	0.062
Ln(1+企業年齢)	-0.117 (0.614)	0.849	-1.526 (0.611)	0.013
負債/総資産	-1.941 (1.863)	0.298	-4.308 (1.954)	0.028
有形固定資産/総資産	3.670 (1.783)	0.040	-0.989 (1.796)	0.582
無形固定資産ダミー	1.149 (0.742)	0.122	-0.601 (0.722)	0.405
インタレストカバレッジレシオ	0.104 (0.060)	0.082	0.136 (0.061)	0.025
売上高成長率	2.113 (1.316)	0.108	1.023 (1.243)	0.410
Ln(金融機関の店舗数)	-1.221 (0.420)	0.004	1.529 (0.464)	0.001
定数項	10.184 (5.282)	0.054	-9.270 (5.450)	0.089
標本数	180			
Wald chi2(23)	113.62			
Prob > chi2	0			
Pseudo R2	0.308			
Log likelihood	-127.182			

推計係数は多項ロジットモデルにより得た。選択肢は、地銀(=1)、大銀行(=2)、信用組合・信用金庫(0)である。全ての推計式には年次ダミーと産業ダミーを入れている。( )内は標準偏差である。