

**Research Unit for Statistical  
and Empirical Analysis in Social Sciences (Hi-Stat)**

メガバンク合併が企業-銀行関係に及ぼす効果

植杉威一郎  
内野泰助

March 2013

## メガバンク合併が企業-銀行関係と借入金利に及ぼす効果<sup>1</sup>

植杉威一郎（一橋大学経済研究所） 内野泰助（大東文化大学）

2013年3月

### 要旨

非上場企業における企業と金融機関の取引関係に関するデータを用いて、2005年に実施され、日本での最大の銀行合併であった東京三菱銀行（BTM）とUFJ銀行（UFJ）との合併がもたらした効果を検証する。BTM、UFJの双方と取引していた企業、いずれかと取引していた企業、いずれとも取引していなかった企業にサンプルを区分し、銀行合併が、企業-銀行間関係を通じて借り手企業の資金アベイラビリティに及ぼす影響を分析する。以下が得られた結果である。(1)BTM、UFJ両方と取引関係にあった企業では、いずれとも取引していなかった企業に比して40bp借入金利上昇幅が大きくなった。(2)BTM、UFJのいずれかと取引関係にあった企業でも、いずれとも取引していなかった企業に比して20bp借入金利上昇幅が大きくなった。(3)合併銀行（BTM）と取引していた企業と被合併行（UFJ）と取引していた企業との間には借入金利上昇幅に有意な違いは見られなかった。銀行合併による取引銀行数の外生的な減少や、支店の統廃合を含めた合併銀行における組織変更が、金利上昇に影響していると考えられる。

---

<sup>1</sup> 本稿の内容は、”The Effects of a Megabank Merger on Firm-Bank Relationships and Borrowing Costs”という題名で、GCOEならびにRIETIディスカッションペーパーとして刊行された論文（英語）に基づいている。

## 1. はじめに

日本では、他の先進国と同様に、過去 20 年間に於いて数多くの金融機関の合併がみられた。こうした合併の結果、1990 年時点の 1,069 から 2010 年時点の 595 へと銀行、信用金庫、信用組合を合わせた金融機関の数は大きく減少した。特に、都市銀行では、1990 年時点の 13 行から 2010 年時点の 4 グループへと 1/3 以下に数が減った。

これら金融機関による合併の結果、貸出市場における効率性はどのような影響を受けるのだろうか。日本では、金融機関の経営体質強化が実現したか否かを検証するために、そのコスト構造やパフォーマンスに焦点を当てた先行研究が存在する。一方、金融機関合併が貸出市場の効率性を高めたかどうかを評価するためには、金融機関自身のパフォーマンスだけではなく、貸出市場や金融機関との関係を通じて借り手企業がどのような影響を被ったかという点に係る知見が欠かせない。しかしながら、日本ではこうした研究はほとんど行われていない。

本稿は、金融機関合併が代替的な調達手段の乏しい非上場企業における資金調達条件に及ぼす影響を、取引先の金融機関とその支店に関する情報を含む企業レベルのパネルデータを用いて検証する。今回対象とするものは、いわゆるメガバンクの合併、中でも 2005 年に実施された東京三菱銀行（以下 BTM と呼ぶ）と UFJ 銀行（以下 UFJ と呼ぶ）の合併である。これは、日本で 1990 年代後半から 2000 年代初めに数多くみられた金融機関合併の中でも最後の時期に実施されたものである。2 つの銀行を合わせた貸出資産残高は約 70 兆円に上り、当時の日本における金融機関貸出残高の 2 割弱を占める。合併の結果生まれた東京三菱 UFJ 銀行（以下 BTMU と呼ぶ）は、資産規模において日本最大の銀行となった。いずれのメガバンクも、合併前の時点で多額の非上場向け貸出を行っており、合併に伴い、貸出市場における集中度、金融機関自身の組織構成や与信手法、貸出先企業との関係などにおいて、様々な変化が生じたと考えられる。

Sapienza (2002)や Erel (2011)など、イタリアや米国をはじめとする諸外国において金融機関合併が企業の資金調達条件に与える影響を個別の借入契約データを用いて分析した先行研究では、合併後の金融機関が経営効率性を改善するというプラスの側面と、合併により金融機関側の市場支配力が増大するというマイナスの側面の両方が考慮されてきた。前者の効果が強く現れる場合には、経営効率改善の成果を反映して借り手企業の支払う金利が低下する一方、後者の市場支配力が強くなる影響が大きい場合には支払金利は上昇する。

しかしながら、合併は、貸出市場における金融機関の市場支配力を高めるだけでなく、貸出市場内で企業と金融機関の間に築かれている関係を変化させる点に注目する必要がある。企業と金融機関の間に存在する情報の非対称性が深刻であるほど、既に企業と取引関係を築いている金融機関が提示する貸出条件とそれ以外の金融機関が提示する貸出条件の間には差が生じる。この場合には、金融機関の合併による貸出条件の変化は、貸出市場全体に均一に生じるのではなく、企業と金融機関間の関係によって異なる可能性がある。すなわち、合併に参加する金融機関と取引関係を持っていた企業では、金融機関の合併後に、

同じ貸出市場に属してはいるが合併金融機関との取引関係を持たない企業とは異なる資金調達条件の変化に直面すると考えられる。

本稿では、金融機関の合併後も取引関係を維持した企業に焦点を絞り、金融機関の合併によって金融機関との関係が変化する企業を 3 種類取り上げ、これら企業における資金調達条件の変化に係る仮説を設定し、データによって検証する。第 1 に、合併に参加する金融機関の両方と取引関係を持っていた企業に注目する。これらの企業では、合併により取引金融機関の数が自動的に 1 つ減るため、資金調達先に係る選択肢が狭まり、金融機関に対する交渉力が弱まる。第 2 に、合併に参加する金融機関の少なくとも 1 つと取引関係を持っていた企業に注目する。これらの企業では、金融機関の合併による組織変更や支店の統廃合の影響を受けるため、合併した金融機関との関係が何らかの形で変化する。第 3 に、合併される金融機関と取引関係を持っていた企業に注目する。合併した金融機関では、合併する側の金融機関の貸出手法や姿勢が適用されることが多いため、合併される側と取引していた企業では、合併前に比してより厳しい資金調達条件に直面する可能性がある。

検証に際しては、分析対象企業を BTM と UFJ が合併する直前の 2004 年時点における取引金融機関によって 4 つのグループに分割し、Rosenbaum and Rubin (1983) の手法を多項選択モデルに拡張した Lechner (2002) による propensity score matching estimator (以下 PSM と呼ぶ) を適用して、グループ間で資金調達条件などの変化を比較する。これにより、事前の企業属性の違いによる selection bias を適切に制御した上で、金融機関合併が、企業と金融機関関係の変化を通じて資金調達条件に及ぼす影響を把握する。

以上の検証に加えて、金融機関合併により日本の金融機関による貸出市場が以前よりも効率性を増したか、金融機関の設定する貸出金利が従来よりもリスクを反映したものになったかという点も調べる。バブル崩壊後の日本経済が、不良債権問題の処理に苦しみ「失われた 10 年 (15 年)」を経験する中で、日本における貸出市場や銀行行動の非効率性を指摘する研究が数多く発表された。特に、Caballero, Hoshi, and Kashyap (2008), Smith (2003) は、不良債権問題が深刻であった 1990 年代後半から 2000 年代にかけてパフォーマンスの低い企業に対して追い貸しや低金利での貸出が行われたこと、他国の金融機関と比べると日本の金融機関の貸出金利設定はリスクを反映していないことを指摘している。金融機関の合併がこうした状況を改善したのか、すなわち、合併により金融機関の金利設定手法が変化し、より企業の信用リスクを反映したものに変化したか、日本の貸出市場における効率性は改善したのかという点についても検証する。

実証分析の主な結果を先取りすると、次の通りである。第 1 に、BTM 及び UFJ の両方と取引のあった企業の支払金利は、いずれとも取引関係を持っていなかった企業の支払金利に比して約 0.4% (40bp) 上昇幅が大きかった。第 2 に、BTM あるいは UFJ いずれかと取引のあった企業の支払金利上昇幅は、いずれとも取引関係を持っていなかった企業の支払金利上昇幅よりも、約 0.2% (20bp) 大きかった。第 3 に、BTM のみと取引関係のあった企業と UFJ のみと取引関係のあった企業の間では、合併後における支払金利上昇の程度に有意

な違いは存在しなかった。最後に、企業の信用リスクでサンプルを区分した場合でも、合併金融機関と取引していた企業では、信用リスクの程度に関係なく同程度の支払金利の上昇が観察された。以上の結果は、BTMとUFJの合併が、企業と金融機関の関係の変化を通じて、支払金利という最も重要な資金調達条件を厳しくしていること、その影響が最も強く及ぶのが、BTMとUFJの両者と取引関係を持ち取引金融機関が外生的に1つ減少する企業グループであることを示している。また、金融機関合併による支払金利上昇は、信用リスクが高い企業でも低い企業でも同様に観察されていることから、合併によっては、日本の貸出市場におけるリスクを反映しない金利設定という問題は解決されたとは言えないことを示唆している。

本章の構成は次の通りである。第2節では、先行研究を整理するとともに、検証する仮説を示す。第3節でBTMとUFJの合併について概観した上で、第4節では実証分析に用いるデータ、第5節では実証分析に用いる手法をそれぞれ説明する。第6節で得られた結果を示した上で、第7節では結論を述べる。

## 2. 先行研究と検証する仮説

Williamson (1968)が理論的に指摘したように、企業の合併が効率性に与える影響には2つの相反する方向がある。合併後の企業が経営効率性を改善するというプラスの方向と、合併により企業側の市場支配力が増大するというマイナスの方向である。一般企業の場合と同様、金融機関の合併を評価する場合にも、経営効率性の改善や市場支配力増大の効果がどのような形で現れるかを検証することが必要である。前者の経営効率性改善については、Rhoades (1998)が、米国の9つの銀行合併で費用構造が合併前よりも改善していることを報告している。一方、Prager and Hannan (1999)は、地域内のハーフィンダール指数を十分に变化させるような合併においては、合併後銀行の預金金利が低下することを示している。これらの結果は、合併銀行の経営効率性が改善していたとしても、銀行側の市場支配力増大によって、預金者が金融機関と取引する条件が悪化していることを意味する。

更に、Sapienza (2002)やErel (2011)のように、イタリアや米国では、企業と金融機関間の個別借入契約情報を用いた分析も存在する。これらの研究では、合併に参加する銀行が両方とも同一地域内に存在している場合、当該地域における合併銀行のシェアが小さければ借入金利は低下する一方で、シェアがある数値を上回ると借入金利は逆に上昇することを示している。すなわち、合併に参加する金融機関が市場規模に比して小さければ、合併による経営効率改善などの効果が借り手企業における調達条件改善という形で現れる一方で、金融機関の規模が相対的に大きくなると、金融機関側の市場支配力が高まり借り手側の調達条件が悪化することになる。

先行研究で議論されてきたように、金融機関の合併によって、貸出市場における集中度が上昇する結果、市場全体における貸出条件が変化する。しかしながら、合併の効果を考える際には、貸出市場全体ではなく、貸出市場内で企業と金融機関の間に築かれている関

係にも注目する必要がある。Sharpe (1990)やRajan (1992)が示すように、企業と金融機関の間に存在する情報の非対称性の程度が大きく、密接な取引関係を有する金融機関とそれ以外の金融機関の間における情報格差が大きいほど、前者の金融機関が高い金利などを通じて超過レントを得ることができる。

こうした議論に基づけば、既に企業と取引関係を築いている金融機関の貸出条件とそれ以外の金融機関の貸出条件の間には差が生じる。貸出市場全体よりも、既に存在する企業と金融機関間の関係に注目し、金融機関の合併によって関係がどのように変化するかを検証することが重要になる。

本稿では、合併前における企業と金融関係の取引関係に注目し、事前の取引関係のあり方によって、金融機関合併が企業の資金調達条件に及ぼす影響を検証する。なお、検証に際して留意する必要があるのは、企業と金融機関の取引関係自体がなくなるという selection が起きる可能性である。Degryse et al. (2011)や diPatti and Gobbi (2007)では、イタリアやベルギーの借入契約データを用いて、合併した金融機関と取引していた企業において、合併後に取引関係を維持するか終了するかという選択の決定要因を検証している。日本においても、合併金融機関と取引していた企業が、これらの金融機関が合併した後に、取引関係を打ち切る可能性はある。

しかしながら、日本では、他国に比して、企業と金融機関の取引関係が長期にわたり安定的である。Degryse, Kim, and Ongena (2008)では、各国における企業と金融機関の取引関係期間を調べた研究結果を紹介している。15年から18年（ノルウェー）、14年（イタリア）、13年（ドイツ）、7年から11年（米国）、8年（ベルギー）といったように、先進国では取引期間は平均して20年に満たない。これに対して、日本では、取引期間の平均が30年以上という先行研究が紹介されており、他国に比しても取引期間が長期間にわたり安定的であることが示唆される。また、今回利用するデータセットでは、BTMもしくはUFJと取引関係があった企業のうち、合併があった2005年以降2008年に至るまでにBTMUとの取引関係が打ち切られたことが判明した企業は4%程度にとどまっている。以上の点を踏まえ、本稿では、合併前から2008年に至るまでの間、BTMUとの取引関係を維持した企業に焦点を絞って分析を行うこととする。<sup>2</sup>

合併前からのBTMやUFJとの取引関係を維持してきた企業において、合併後の資金調達条件の変化を検証する。そのため、合併前の金融機関との関係に基づいて3種類の企業に注目し、これら企業における資金調達条件の変化に係る仮説をそれぞれ設定する。

第1に、合併に参加する金融機関の両方と取引関係を持っていた企業に注目する。これらの企業では、合併により取引金融機関の数が自動的に1つ減るため、資金調達先に係る選択肢が狭まり、金融機関に対する交渉力が弱まると考えられる。Petersen and Rajan (1994)

---

<sup>2</sup> 取引関係を維持する企業に焦点を当てる場合でも、その後の資金調達条件の変化を推計する場合には、取引関係を打ち切る企業がサンプルから脱落することに伴う selection bias を考慮する必要がある。

や Harhoff and Korting(1998)は、各企業にとっての取引金融機関数は取引関係を変更するための switching cost の代理変数であるとみなしている。彼らは、取引銀行数が少ないほど企業にとって取引金融機関を変更するための switching cost が高まるとみなし、取引金融機関数と資金調達条件との関係を分析している。もっとも、これらの先行研究では、取引金融機関数と調達条件が同時決定されている可能性を考慮した上での分析を行っているわけではない。これに対して、金融機関の合併により取引金融機関の数が外生的に 1 つ減少する企業に注目することにより、取引金融機関数の減少が資金調達条件に及ぼす影響を、より自然実験に近い形で検証することができる。これらの点を踏まえた上で、仮説 1 を次のように設定する。

**仮説 1:** 合併に参加する金融機関（今回は BTM と UFJ）の両方と取引関係を持っていた企業では、金融機関の合併で取引金融機関数が外生的に 1 つ減少することに伴い、switching cost が上昇する。このため、支払金利の上昇などより厳しい資金調達条件に直面する。

第 2 に、合併に参加する金融機関の 1 つと取引関係を持っていた企業に注目する。これらの企業では、合併に参加する金融機関の両方と取引関係にあった企業とは異なり、取引金融機関数が減るわけではない。しかしながら、合併後の金融機関側の変化により自らの資金調達条件に影響を受ける可能性がある。例えば、合併後の金融機関の規模が大きくなり、その結果、これまで行っていた中小企業向け貸出を行わなくなったなどの変化が生じると、合併金融機関と取引している企業の資金調達条件は厳しくなる。規模以外にも、合併により金融機関は様々な側面で変化する。合併を通じて経営効率を改善するために、多くの金融機関が講じる措置は支店網の統廃合である。合併に参加する金融機関が同じ地域に経営基盤を有する場合には、近隣の支店を統合し、投入されている人的・物的資源の再配分を行うことは合理的な行動である。しかしながら、統合された支店と取引していた借り手企業側はその影響を被る。支店の統合により従来からやり取りをしていた貸出担当者が他に転出することで、これまで金融機関側に蓄積されてきた企業に関するソフト情報が毀損する。この場合には、借り手企業の資金調達条件が厳しくなる可能性がある。一方で、合併後の金融機関が経営効率を改善し、その便益が借り手企業の資金調達条件に反映される可能性も存在する。これらの点を踏まえた上で、仮説 2 を次のように設定する。

**仮説 2:** 合併に参加する金融機関の 1 つ（今回は BTM もしくは UFJ）と取引関係を持っていた企業では、金融機関合併に伴う組織変更や支店の統廃合が原因で蓄積されていたソフト情報が失われる場合には、合併前よりも厳しい資金調達条件に直面する。一方、合併により金融機関の経営効率が増す効果が強ければ、企業は、合併前よりも有利な資金調達条件を得る。

第 3 に、合併する側の金融機関ではなく合併される金融機関と取引関係を持っていた企業に注目する。その結果、被合併金融機関 (UFJ) と取引していた企業は、合併前とは異なる貸出姿勢に直面し、その結果、合併金融機関 (BTM) と取引していた企業よりも不利な資金調達条件に直面する可能性がある。この点を検証した先行研究としては、ノルウェーの上場企業を取り上げ、被合併金融機関と取引していた企業の株価が合併後に低下したことを示した Karceski et al. (2005) を挙げることができる。これに対して、本稿での分析対象は、銀行以外の資金調達先が限られている非上場企業であり、被合併金融機関と取引していた企業への差別的な取り扱いが行われている場合にはその影響が生じやすい企業グループである。また、本稿では、株価ではなく資金調達条件の変化を調べるために、差別的な取り扱いの有無をより直接的に検証することができる。これらの点を踏まえた上で、仮説 3 を設定する。

**仮説 3:** 被合併金融機関 (今回は UFJ) と取引関係にあった企業では、合併金融機関 (今回は BTM) と取引関係にあった企業よりも厳しい資金調達条件に直面する。

これらの仮説に基づき、企業レベルのパネルデータセットを用い、多項選択における propensity score matching という統計的な手法を用いて、金融機関合併の効果に係る検証を行う。データセットの内容は第 4 節で、統計的な手法の解説は第 5 節で行う。

### 3. BTM と UFJ の合併

本節では、BTM と UFJ が合併するまでの経緯を概観するとともに、分析に際しての留意点を述べる。東京三菱銀行 (BTM) は、1996 年に三菱銀行と東京銀行が合併することで成立し、それ以降は、他のメガバンクとは異なり、他行との合併には参加していなかった。一方、UFJ 銀行 (UFJ) は、2001 年に三和銀行、東海銀行と東洋信託銀行が合併して成立した。UFJ では、いくつかの大企業に対する不良債権の処理が他のメガバンクに比して遅れていた。実際に、これら大企業向けの不良債権処理に伴う巨額の赤字を計上したのは、2004 年 3 月期決算を同年 5 月に公表した時点であった。こうした巨額の赤字計上に伴い自己資本比率が大幅に低下し、国際業務を行うために必要とされる 8% を下回ることが見込まれたことから、UFJ を含めた持株会社である UFJ ホールディングスは、2004 年 7 月に三菱東京フィナンシャル・グループとの間で、経営統合に向けた協議を開始することで合意した。その後、2005 年 10 月に、三菱東京フィナンシャル・グループは UFJ ホールディングスを合併して三菱 UFJ フィナンシャル・グループとなり、BTM と UFJ は、その傘下に入った。更に、2006 年 1 月 1 日には BTM と UFJ が正式に合併し BTMU となった。当時、BTM と UFJ はそれぞれ総資産額において日本では 2 位と 4 位を占める金融機関であり、合併後の BTMU は日本における最大の銀行となった。



BTM と UFJ の合併を分析対象とすることに関連して、いくつかの注記をする。第 1 に、UFJ における不良債権関連の引当損失計上に伴う大幅な赤字決算の公表（2004 年 5 月）から、BTM と UFJ を含む持株会社同士の統合に係る協議開始（2004 年 7 月）、持株会社同士の合併（2005 年 10 月）と BTM と UFJ の合併（2006 年 1 月 1 日）に至るまでが、比較的短時日の間に行われていることである。特に、不良債権関連の損失に伴う巨額の赤字公表から UFJ と BTM の持株会社同士の統合交渉が開始されるまでの間隔は約 2 ヶ月である。もちろん、2004 年 5 月以前から UFJ における不良債権処理が他のメガバンクに比して遅れているとの指摘はあったと思われるが、UFJ と取引関係にあった企業・預金者や UFJ 銀行の行員の大部分については、UFJ の大幅な経営状態の悪化や他のメガバンクとの合併を含めた経営体制の大幅な変更を数年前から予期していたとは考えにくい。したがって、UFJ 側の貸出行動や UFJ の取引先企業における借入行動が、UFJ と BTM の合併を予期して行われていたとは言い難い。

第 2 に、UFJ の 2004 年 3 月期決算において大幅な不良債権処理損の計上の対象となったのは、“too big to fail”とされた少数の大企業向けの貸出債権であり、中小企業や非上場企業向けの貸出債権は相対的に少なかったものと考えられる。実際に、本稿におけるデータセットで集計しても、合併前において、UFJ を取引金融機関としていた非上場企業の平均的なパフォーマンスは、BTM を取引金融機関としていた同種企業の平均的なパフォーマンスを有意に下回るわけではない。したがって、本稿の分析対象である UFJ を取引先にしていた非上場企業の業績が、UFJ の経営状態の急速な悪化や BTM との合併の直接の原因であったとは言い難いと考えられる。

第 3 に、BTM と UFJ の合併は、1990 年代から 2000 年代初めにかけての日本で数多く行われた金融機関合併が終わりに近づいた時期の出来事であったと言える。2005 年以降は、都市銀行が関係する合併は起きていない。都市銀行よりも小規模な金融機関の合併もそれほど多いわけではない。2005 年には第 2 地方銀行 2 行の合併と数件の信用金庫の合併が起きたのみであり、それ以降 2008 年に至るまでには、1 つの地方銀行、2 つの第 2 地方銀行、19 の信用金庫、12 の信用組合が合併に参加するにとどまっている。したがって、BTM と UFJ の合併の効果が、それ以降に起きた大規模な金融機関合併の効果によって特定しにくくなるとは考えにくい。

## 4. データ

### 4.1 データの出所

本稿の分析に用いられるデータは、株式会社東京商工リサーチ（以下 TSR）データベースから得たものである。TSR データベースは日本における企業約 120 万社を網羅しており、企業年齢や従業員数、所有形態、業種、本社住所に加えて、主な取引金融機関の名称と取引本支店名などを基本的な情報として有している。TSR データベースには、こうした基本的な情報だけでなく、相当数の企業について、資産総額、支払利子や短期・長期借入金

といった損益計算書や貸借対照表の項目に係る情報を有している。このデータベースから無作為抽出され、2001年から2003年までの間に中小企業庁が実施したアンケート調査の調査対象となった企業のうち、実際に回答した企業18,888社をサンプル企業とする。これらサンプル企業のそれぞれに、TSRデータベースから得た2005年と2008年時点における基本的な属性を、更に、2004年から2008年にかけての損益計算書や貸借対照表データを付加する。

本稿での分析対象は非上場企業に限っている。社債や株式市場などから直接資金を調達する手段を持たず、金融機関からの借入に依存する企業において、金融機関合併の影響が大きいと考えられるためである。また、3節で述べたように少数の上場企業向け債権の不良債権化がUFJの合併に影響したことを考えると、非上場企業に分析対象を絞ることで、BTMとUFJの合併を借り手企業にとって外生的な事象とみなすことができる。また、仮説1に基づいて取引金融機関数が外生的に1つ減少する効果を検証するため、サンプル企業からは、2005年時点における取引金融機関数が1つしかない企業は除いている。更に、BTMとUFJが合併した効果を正確に検出するために、2005年に実施されたそれ以外の合併に参加した金融機関と取引していた企業はサンプル企業から除いている。以上の操作をした上で、本稿では、11,107社についてのパネルデータセットを用いることとする。

## 4.2 使用する変数

2節で示した3つの仮説を検証するためには、合併前における企業と金融機関の取引関係をprobit modelにより推計した上で、銀行合併が企業の資金調達条件に及ぼす効果を推計する必要がある。それぞれの段階で用いる変数について説明する。

### 4.2.1 資金調達条件を含む事後的な企業属性を示す変数

資金調達条件を示す変数として、支払金利(RATE)を用いる。これは、支払利息割引料を前年末における長短借入金と割引手形残高の合計で割ったものである。加えて、RATEの対数をとった変数lnRATEも用いる。金利だけでなく、資金のオペラビリティを観察するため、借入金の残高に係る変数も用いる。借入金全体、短期借入金、長期借入金残高をそれぞれ総資産残高で割ったLOAN、SHORT、LONGというものがこれに相当する。資金調達条件に加えて、企業パフォーマンスに関する変数として、営業利益総資産比率(ROA)と自己資本比率(CAP)も用いる。

### 4.2.2 企業と金融機関の取引関係を推計するための変数

企業と金融機関の取引関係を示す変数と、それを説明するために用いる変数について説明する。MERGER0、MERGER1、MERGER2、MERGER1\_1、MERGER1\_2というダミー変数は企業と合併金融機関であるBTMとUFJとの取引関係を示す。それぞれ、いずれの合併金融機関との取引もない、BTMもしくはUFJのいずれかと取引がある、両行と取引がある、

UFJ と取引がある，BTM と取引があるという場合に 1，それ以外の場合に 0 の値をとる．こうした取引関係を説明するための変数として，企業の属性変数がある．企業年齢（FIRMAGE），従業員数や総資産といった企業規模（EMP，ASSETS），TSR が各企業について信用調査を行った結果付与する信用評点で表わされる信用リスク（RATING），取引金融機関数（NBANK）を用いる．企業属性以外にも企業の所在地域ダミー（10 地域）と所属する産業ダミー（11 業種）変数を用いる．

## 5. 実証分析の手法

本節では，金融機関合併の効果を定量的に調べるために，統計的な手法をどのように仮説検証に用いるかを説明する．5.1 節では，企業属性によって金融機関との取引関係が異なる selection bias を制御した上で，金融機関合併が企業の資金調達条件に及ぼす影響を計測するために用いる手法である propensity-score-matching difference-in-difference (PSM-DID) estimator について概説する．留意する必要があるのは，金融機関との取引関係に係る選択肢が 3 つ以上存在するために，通常の probit や logit model では，PSM-DID の算出に必要な propensity score が求められず，matching ができないことである．そこで，multinomial probit model を用いて propensity score を計算した上で matching を行い，PSM-DID estimator を求める．次に，5.2 節では，PSM-DID estimator をどのように仮説の検証に用いるかを説明する．

### 5.1 多項選択における propensity score matching 推計

金融機関合併が企業の資金調達条件をどの程度変化させたかを調べるためには，合併に参加する金融機関と取引しており合併によって何らかの影響を受けると考えられる企業グループ（treatment group）と，比較対象となるそれ以外の企業グループ（non-treatment group）を選定した上で，グループ間で，合併の前後における資金調達条件の変化程度を比較する．具体的には，treatment group における資金調達条件の変化から non-treatment group における条件の変化を引いて，difference-in-differences (DID) estimator を求める．この estimator では，企業の固定効果を取り除き，比較対象となる non-treatment group での変化に含まれているマクロ的な影響も考慮した上で，金融機関の合併が企業の資金調達条件に及ぼす treatment effect を調べることができる．

しかしながら，こうした単純な DID estimator では，企業属性によって金融機関との取引関係が異なるという selection bias をコントロールできない可能性がある．BTM や UFJ といった都市銀行と取引する企業は規模が大きく信用リスクが低い上，関東や近畿，中部などの都市部に集中する傾向にある．規模や立地の違いが資金調達条件の変化に影響する場合，すなわち treatment group と non-treatment group における事前の属性の違いが treatment effect に影響する場合には，DID estimator によって算出される treatment effect には selection bias が含まれてしまう．

この selection bias をなくすために，propensity score matching (PSM)-DID estimator を用いる．

PSM estimator は、Rosenbaum and Rubin (1983)によって提案されたものであり、probit や logit model 推計を行い treatment group に属する確率（本稿では、合併に参加する金融機関と取引関係を有する確率）である propensity score を算出した上で、treatment group に属する企業毎に propensity score の近い企業を non-treatment group から選んで control group を構成する。treatment group における目的変数の変化（本稿では、資金調達条件の変化）から control group における目的変数の変化を引いたものが、propensity score matching (PSM)-DID estimator である。この PSM-DID estimator は、一定の仮定の下で average treatment effect on the treated (ATT) に関する不偏推定量となる。

Rosenbaum and Rubin では、1 種類の treatment group に属するか否かという 2 つの outcome を設定して、probit や logit model 推計を行う。しかしながら、BTM や UFJ との取引関係の有無によって何通りかの treatment が存在し、3 つ以上の outcome の間での選択を考える必要のある本稿の分析に、この手法を直接適用することはできない。そこで、今回は、複数の treatment を考慮して 3 つ以上の outcome からなる多項 probit model の推計を行った上で、その中の任意の 1 つの treatment group に対して control group を構成し、PSM-DID estimator によって treatment effect を求める Lechner (2002)の手法を用いる。具体的には、多項 probit model を推計した後、model で用いた被説明変数の outcome の中から、{1,m} という 2 つの outcome からなる組を選ぶ。{m} の outcome を選択したものを treatment group に属する企業とし、{1} の outcome を選択したもから control group に属する企業を選ぶ。この treatment と control group を比較することで PSM-DID estimator を求める。<sup>3</sup>

## 5.2 仮説の検証

5.1 節で紹介した PSM-DID estimator を用いて、どのように 2 節で挙げた仮説 1 から仮説 3 を検証するのか。検証のためには、それぞれの目的に合った多項 probit model や treatment group, control group を採用する必要がある。

仮説 1 と仮説 2 を検証するためには、合併に参加する金融機関との取引関係によって 3 つの選択肢のある多項 probit model を推計する。これを baseline の推計とする。3 つの outcome は、{MERGER0=1, MERGER1=1, MERGER2=1}、すなわち{BTM, UFJ のいずれとも取引関係になかった企業, BTM もしくは UFJ のいずれかと取引関係にあった企業, BTM と UFJ の両方と取引関係にあった企業}である。次に、treatment group と control group を構成するのに必要な outcome の組である {1,m} を設定する。仮説 1 を検証するために用いるのが {MERGER0=1, MERGER2=1} と {MERGER1=1, MERGER2=1} の組である。すなわち、BTM, UFJ のいずれとも取引関係になかった企業とこれら両方と取引関係にあった企業同士を比較する、もしくは、BTM と UFJ いずれかと取引関係にあった企業と両方と取引関係にあった企業を比較することで、合併によって取引金融機関数が外生的に 1 つ減る効果を検証で

---

<sup>3</sup> Lechner の手法による ATT に関する不偏推定量については、補論で概説している。

きる。仮説2を検証するために用いるのが{MERGER0=1, MERGER1=1}である。ここでは、BTM, UFJ のいずれとも取引関係になかった企業とこれらのいずれかと取引関係にあった企業同士を比較することで、取引金融機関が減るわけではないが、合併に参加する金融機関と取引していたことによる効果を検証できる。

仮説3の検証に際しては、選択できる outcome の数を4つに増やした多項 probit model を推計する必要がある。4つの outcome は、{MERGER0=1, MERGER1\_1=1, MERGER1\_2=1, MERGER2=1}である。baseline の推計に比して、BTM もしくは UFJ のいずれかと取引関係にあった企業という outcome を、UFJ と取引関係にあった企業と BTM と取引関係にあった企業という2つの outcome に分割する点が異なっている。推計の後に PSM-DID を求めるために使う組は、{MERGER0=1, MERGER1\_1=1}, {MERGER0=1, MERGER1\_2=1}, {MERGER1\_2=1, MERGER1\_1=1}の3つである。特に、最後の組において、UFJ と取引していた企業と BTM と取引していた企業の間で資金調達条件の変化に違いが見られるかを検証する。

## 6. 結果

### 6.1 記述統計量

表1では、使用するデータセットの記述統計量の抜粋を示している。合併前における金融機関との取引関係や企業属性などについて集計したものである。表1をみると、BTM と UFJ が合併する前の段階で、サンプル企業がどのような取引関係を金融機関との間で有していたかが分かる。64%の企業で BTM と UFJ いずれとも取引関係になかった一方で、25%の企業で BTM もしくは UFJ との取引関係があり、11%の企業で BTM と UFJ 両方との取引関係を有していた。また、表には示していないが、BTM か UFJ と取引関係があるとした企業のうち、14%が UFJ と、12%が BTM と取引関係を持っていた。

サンプル企業の属性は、事前における金融機関との取引関係によって相当程度異なっていた。ここでは、BTM と UFJ いずれとも取引関係にない企業、いずれかと取引関係のある企業、両方と取引関係のある企業という順で、企業年齢、従業員数、総資産残高、金融機関数、信用評点といった指標が大きくなっている。メガバンクと取引関係にある企業の方が、規模が大きく、昔から存在しており、信用リスクが低いということが示されている。立地ダミーをみると、BTM や UFJ と取引関係のある企業は関東、近畿、東海地方に立地している割合が、いずれとも取引がない企業に比して高い。メガバンクは全国に支店網を有しているが、支店数が多いのは首都圏、関西圏、中京圏であることを反映した結果と考えられる。

これら事前の企業属性ではなく、合併後における金利などの資金調達条件に関連した変数や企業パフォーマンス関連の変数の集計結果を抜粋したものが表2である。ここで示されている結果は、単純に、金融機関との取引関係別に資金調達条件などの変化を見るものであり、5節で紹介した DID estimator に相当する。いくつかの特徴がみられる。第1に、

支払金利の変化幅は、金融機関との取引関係によってかなり大きく異なっている。具体的には、BTM と UFJ 両方と取引している企業で 2005 年から 08 年にかけて 0.68% (68bp)、いずれかと取引している企業でも同じ時期に 0.42% (42bp) 上昇している。これに対して、いずれとも取引関係のない企業では、上昇幅は 0.17% (17bp) にとどまっている。取引先の金融機関が合併する企業の方が、支払金利の上昇幅が大きい傾向にあることが分かる。

第 2 に、資金のアーベイラビリティを示す借入金の比率は、取引先の金融機関が合併する場合により大きく低下している。BTM と UFJ 両方と取引している企業で 2005 年から 08 年にかけて借入金比率が 2.1% 低下している他、いずれかと取引している企業でもその比率は 1.9% 低下している。一方で、いずれとも取引関係のない企業では、低下幅は 0.2% にとどまっている。第 3 に、利益率や自己資本比率などの企業パフォーマンスは、取引先の金融機関が合併する企業ほど改善幅が大きい傾向にある。ROA については、BTM と UFJ 両方と取引している企業で最も 2005 年から 08 年にかけての低下幅が小さい。自己資本比率についても同様に、両方と取引している企業で最も 2005 年から 08 年にかけての改善幅が高い。

## 6.2 合併が資金調達条件に与える効果の推計

6.1 節の後段で示した結果は、金融機関の合併により、支払金利をはじめとする企業の資金調達条件やパフォーマンスに変化が生じていることを示唆する。しかしながら、企業属性などをコントロールせずに取引金融機関の種類別に、資金調達条件などの変化を調べたものであり、selection bias が存在する可能性がある。そのため、5 節で紹介した PSM-DID estimator を用いて、金融機関の合併後における企業の動向を調べる必要がある。表 3 がその結果を示している。上段が仮説 1 と仮説 2 を検証するための結果、下段が仮説 3 を検証するための結果である。

まず、表 3 上段を見ると、PSM-DID estimator が統計的に有意な値を示しているのは、支払金利にほぼ限られていること、また、支払金利に関する estimator が有意になるのは、合併後 2 年から 3 年を経た段階である。BTM と UFJ 両方と取引関係にある企業といずれとも関係のない企業を比較した一番左の列をみると、2005 年から 08 年にかけて、前者の企業で後者に比して、0.40% (40bp) だけ支払金利の上昇幅が大きいことが分かる。中央の列をみると、両方と取引関係にある企業における支払金利の上昇幅は、いずれか 1 つと取引関係にある企業の支払金利上昇幅も 0.25% (25bp) 上回っており、これも統計的に有意な違いである。仮説 1 では、BTM と UFJ の両方と取引関係を持っていた企業では、より厳しい資金調達条件に直面すると予想していたが、実際に、支払金利の上昇という形で資金調達条件が厳格化したことが窺える。

仮説 2 について検証するために、BTM と UFJ いずれかと取引関係にある企業といずれとも関係のない企業を比較した表 3 上段の一番右列をみると、ここでも、取引関係にある企業における支払金利の上昇幅は、いずれとも関係のない企業におけるそれを 0.20% (20bp) 上回っており、統計的に有意にゼロから異なることを示している。いずれかと取引関係を有し

ているだけでは金融機関合併後に取引金融機関数は減らないが、金融機関側における何らかの変化、例えば支店の統廃合などによって、合併前の金融機関が保有していたソフト情報が失われ、借り手企業がより厳しい資金調達条件に直面するようになった可能性がある。

表 3 下段は、仮説 3 を検証するための結果を示している。合併後の金融機関において、被合併行である UFJ と取引関係にあった企業が、合併行である BTM と取引関係にあった企業に比して差別的な取り扱いを受けているか否かを調べる。支払金利や資金のオペラビリティを見る限り、そうした差別的な取り扱いが存在しているとは言えない。下段の一番右列をみると、支払金利や借入金比率の変化幅において、UFJ と取引関係にあった企業と BTM と取引関係にあった企業との間に有意な差は存在しない。左列と中列を見ると、UFJ と取引関係にある企業では、いずれの関係もない企業に比して 2005 年から 08 年にかけて 0.19% (19bp) の支払金利上昇幅が大きくなっている。また、BTM と取引関係にある企業でも同じ期間に 0.22% (22bp) だけ支払金利の上昇幅が大きくなっている。これらを見る限りでは、合併に参加したいずれの銀行と取引する場合でも、企業は同じ程度の支払金利上昇に直面したと言えそうである。

### 6.3 金融機関の合併は高リスク企業の支払金利を大きく引き上げたか

前小節では、仮説 1 から仮説 3 を検証することで、金融機関の合併に直面した企業において、より高い支払金利の上昇が観察されることを示した。本小節では、金融機関の合併に伴い借り手が支払う金利が上昇することにより、日本の貸出市場における問題として従来から指摘されていた、リスクに見合わない金利設定という状況が改善されたのかを検証する。

検証の枠組みは、5.1 節で示したものと同様に、事前の企業属性の違いを考慮した上で、合併前の金融機関との取引関係によって支払金利の上昇幅に違いがあるかどうかを調べようとするものである。大きな違いは、サンプル企業のうちで、信用評点が中位値未満の企業や、支払金利がプライムレート以下であり金融機関から優遇措置を受けている企業に限った分析を行っている点である。前者は信用リスクが相対的に高い企業を、後者は, Caballero, Hoshi, and Kashyap (2008) でゾンビ企業と定義された企業を取り扱っている。いずれについても、従来から信用リスクに見合わない低い金利設定が行われているとの指摘が行われていた対象企業であるとみなすことができる。

表 4 は、検証の結果を示している。合併によって従来よりもリスクを反映した金利設定が行われるようになったということであれば、これら信用リスクの高い企業、もしくは金融機関から低金利での貸出により過度の優遇を受けてきた企業においては、通常よりも大きな支払金利の上昇が観察されるはずである。しかしながら、結果はこうした予想とは異なり、これら企業では、表 4 で観察されたよりも大きな支払金利の上昇は観察されない。信用評点が中位値未満で BTM もしくは UFJ と取引関係にあった企業では、支払金利の上昇幅は、取引関係にない企業に比しても有意に大きくない。両方と取引関係にあった企業で

の支払金利上昇幅も、取引関係にない企業のそれを 0.32% (32bp) 上回るにとどまり、表 4 上段で観察された 0.40% (40bp) を上回っていない。支払金利がプライムレート以下の企業についても同様の結果である。以上の結果からは、合併に際して、信用リスクが高い企業や金利優遇を受けている企業における支払金利は、他よりも大きく上昇したとすることはできない。

## 7. 結論

本稿は、東京三菱銀行と UFJ 銀行の合併に注目し、金融機関合併が借り手の支払金利や資金の Availability などの調達条件にどのような影響をもたらすかについて検証した。得られた結果は、BTM 及び UFJ の両方と取引のあった企業の支払金利はこうした取引関係を持っていなかった企業の支払金利に比して有意に高まる、BTM あるいは UFJ いずれかと取引のあった企業の支払金利も、取引関係を持っていなかった企業の支払金利よりも有意に高まるというものであった。また、BTM のみと取引関係のあった企業と UFJ のみと取引関係のあった企業を比較しても、合併後における支払金利上昇の程度に有意な違いはみられなかった。以上の結果は、BTM と UFJ の合併が、企業と金融機関の関係の変化を通じて、支払金利という最も重要な資金調達条件を厳しくしていること、その影響が最も強く及ぶのが、BTM と UFJ の両者と取引関係を持ち取引金融機関が外生的に 1 つ減少する企業グループであることを示している。また、金融機関合併による支払金利上昇は、信用リスクが高い企業でも低い企業でも同様に観察されていることから、合併によっては、日本の貸出市場におけるリスクを反映しない金利設定という問題は解決されたとは言えないことを示唆している。

もちろん、今回の分析にはいくつか改善を必要とする点が含まれている。借入契約データを基にした分析ではなく企業レベルでの支払金利を用いる分析であるために、多数の金融機関から借入を行っている場合には、BTM と UFJ 合併に伴う金利の変化が観察しにくくなる点はその 1 つの例である。また、今回の分析は、あくまで日本で数多く実施された金融機関合併の 1 つを取り上げたものであり、金融機関の合併が日本の貸出市場にもたらす効果を議論するためには、より多くの金融機関合併を網羅した分析が求められる。今後は、これらに留意しながら、更なる分析を進めていく必要があると考えている。



補論 Lechner(2002)の方法

Rosenbaum and Rubin(1983)の方法は, Treatment( $D$ )が $\{0,1\}$ の二値選択であるときにのみ適用できる. これに対して, Lechner(2002)の方法は,  $D$  が多項選択であることを許容した分析であり, それぞれの選択肢ごとに outcome が異なることを許容している. Treatment の集合を  $S = \{1,2,\dots,M\}$  とし, それぞれの outcome を  $\{Y(1),Y(2),\dots,Y(M)\}$  と置いたとき, 次の条件が満たされると仮定する.

$$\{Y(1),Y(2),\dots,Y(M)\} \perp S \mid X$$

$S = \{1,2,\dots,M\}$  について, それぞれが生じる確率  $\{P^k(x)\}_{k=1}^M$  を multinomial probit model により推定し, 任意の選択肢  $\{l,m\}$  に条件付けたもとの,  $l$  の推定確率を次のように定義する.

$$\begin{aligned} P^{lml}(x) &\equiv P(S = l \mid S = l, \text{ or } S = m, X = x) \\ &= \frac{p^l(x)}{p^l(x) + p^m(x)} \end{aligned}$$

そして,  $l$  を treated,  $m$  を non-treated とした場合, ATT は次のように計算される.

$$\begin{aligned} \theta_{ATT}^{m,l} &= E_{p^{lml}(X)|S=l} [E(Y(l) \mid p^{lml}(X), S = l) - E(Y(m) \mid p^{lml}(X), S = m)] \\ &= E[Y(l) \mid S = l] - E_{p^{lml}(X)|S=l} [E(Y(m) \mid p^{lml}(X), S = m)] \end{aligned}$$

このとき, ATT の一致推定量は次のように計算される.

$$\hat{\theta}_{ATT}^{m,l} = \frac{1}{N} \sum_{i \in \{S=l\}} \left[ Y_i(l) - \sum_{j \in \{S=m\}} w(i, j) Y_j(m) \right]$$

## 参考文献

- Caballero, R.J., T. Hoshi, and A. K. Kashyap (2008). "Zombie Lending and Depressed Restructuring in Japan," *American Economic Review*, 98, pp. 1943-77.
- Degryse, H., M. Kim, and S. Ongena (2008). *Microeconometrics of Banking: Methods, Applications, and Results*, Oxford University Press.
- Degryse, H., N. Masschelein and J. Mitchell (2011). "Staying, Dropping, or Switching: The Impacts of Bank Mergers on Small Firms," *Review of Financial Studies*, 24, pp.1102-1140.
- di Patti E. B., and G. Gobbi (2007). "Winners or losers? The Effects of Banking Consolidation on Corporate Borrowers," *Journal of Finance*, 62, pp.669-695.
- Erel, I. (2011). "The Effect of Bank Mergers on Loan Prices: Evidence from the United States," *Review of Financial Studies*, 24, pp. 1068-1101.
- Harhoff, D., and T. Korting (1998). "Lending Relationships in Germany: Empirical Evidence from Survey Data," *Journal of Banking and Finance*, 22, pp. 1317-1353.
- Karceski, J., S. Ongena, and D.C. Smith (2005). "The Impact of Bank Consolidation on Commercial Borrower Welfare," *Journal of Finance*, 60, pp. 2043-2082.
- Lechner, M. (2002). "Program Heterogeneity and Propensity Score Matching: An Application to the Evaluation of Active Labor Market Policies," *Review of Economics and Statistics*, 84, pp. 205-220.
- Prager, R.A., and T.H. Hannan (1999). "Do Substantial Horizontal Mergers Generate Significant Price Effects? Evidence from the Banking Industry," *Journal of Industrial Economics*, 46: pp. 433-452.
- Petersen, M.A., and R.G. Rajan (1994). "The Benefits of Lending Relationships: Evidence from Small Business Data," *Journal of Finance*, 49, pp. 3-37.
- Rajan, R. G., (1992). "Insiders and Outsiders: The Choice between Informed and Arm's-Length Debt," *Journal of Finance*, 47, pp.1367-1400.
- Rhoades, S. A., (1998). "The Efficiency Effects of Bank Mergers: An overview of case studies of nine mergers," *Journal of Banking and Finance*, 22(3), pp. 273–291.
- Rosenbaum, P., and D. Rubin (1983). "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects," *Biometrika*, 70, pp. 41-55.
- Sapienza, P. (2002), "The Effect of Banking Mergers on Loan Contracts," *Journal of Finance*, 57, pp. 329-367.
- Sharpe, S. A. (1990). "Asymmetric Information, Bank Lending, and Implicit Contracts: A Stylized Model of Customer Relationships," *Journal of Finance*, 45, pp. 1069-87.
- Smith, D.C. (2003). "Loans to Japanese Borrowers," *Journal of the Japanese and International Economies*, 17, pp. 283--304.
- Williamson, O. (1968). "Economies as an Antitrust Defense: The Welfare Trade- off," *American Economic Review*, 58, pp. 18-36.

表 1

## 記述統計量(合併前における金融機関との取引関係別)

	全体	MERGER0 いずれとも取引なし	MERGER1 BTMもしくはUFJ と取引あり	MERGER2 両方と取引あり
<b><u>Firms' characteristics(企業属性)</u></b>				
FIRMAGE(企業年齢)	37.4727	35.2635	40.3647	43.5610
EMP(t-1)(従業員数)	100.3525	62.8859	134.6686	237.6831
ASSET(t-1)(総資産残高)	5.2278	2.5951	8.0644	13.8948
NBANK(取引金融機関数)	4.2788	3.7186	4.8757	6.1384
RATING(TSRIによる信用評点)	55.7009	54.8183	56.7192	58.4505
<b><u>Firms' location(企業立地ダミー)</u></b>				
HOKKAIDO(北海道)	0.0711	0.1028	0.0191	0.0082
TOHOKU(東北)	0.0972	0.1459	0.0156	0.0049
KANTO(関東)	0.2615	0.1553	0.4150	0.5201
KOSHINETSU(甲信越)	0.0773	0.1155	0.0149	0.0008
HOKURIKU(北陸)	0.0431	0.0595	0.0170	0.0090
TOKAI(東海)	0.0952	0.0586	0.1831	0.1032
KINKI(近畿)	0.1499	0.0872	0.2337	0.3186
CHUGOKU(中国)	0.0798	0.1032	0.0478	0.0180
SHIKOKU(四国)	0.0421	0.0586	0.0163	0.0066
KYUSHU(九州)	0.0827	0.1133	0.0375	0.0106
N of Obs.	11107	7062 63.6%	2824 25.4%	1221 11.0%

表 2

## 記述統計量(合併後における金利などの変化)

	MERGER0=1 いずれとも取引なし	MERGER1=1 BTMもしくはUFJと取引あり	MERGER2=1 両方と取引あり
RATE(t)支払金利	0.0261	0.0241	0.0239
$\Delta$ RATE(t+1) (2005-06年変化)	-0.0005	-0.0008	0.0009
$\Delta$ RATE(t+2) (2005-07年変化)	0.0006	0.0017	0.0034
$\Delta$ RATE(t+3) (2005-08年変化)	0.0017	0.0042	0.0068
LOAN(t)借入金/総資産	0.3756	0.3186	0.2901
$\Delta$ LOAN(t+1) (2005-06年変化)	-0.0037	-0.0068	-0.0152
$\Delta$ LOAN(t+2) (2005-07年変化)	-0.0058	-0.0175	-0.0237
$\Delta$ LOAN(t+3) (2005-08年変化)	-0.0017	-0.0185	-0.0213
ROA(t)	0.0192	0.0312	0.0382
$\Delta$ ROA(t+1) (2005-06年変化)	0.0008	-0.0009	-0.0014
$\Delta$ ROA(t+2) (2005-07年変化)	-0.0025	0.0008	-0.0004
$\Delta$ ROA(t+3) (2005-08年変化)	-0.0042	-0.0022	-0.0019
CAP(t)自己資本比率	0.2736	0.2941	0.3018
$\Delta$ CAP(t+1) (2005-06年変化)	0.0025	0.0055	0.0094
$\Delta$ CAP(t+2) (2005-07年変化)	0.0033	0.0099	0.0165
$\Delta$ CAP(t+3) (2005-08年変化)	0.0069	0.0206	0.0233

表 3

## 合併後における資金調達条件と企業パフォーマンスの変化

## 仮説1、仮説2の検証

		Treated=両方と取引関係	Treated=両方と取引関係	Treated=BTM,UFJどちらかと取引関係
		Control=両方とも取引関係なし	Control=BTM,UFJどちらかと取引関係	Control=両方とも取引関係なし
		DID	DID	DID
RATE(支払金利)	t+1 (2005-06年変化)	0.0010	0.0009	-0.0001
	t+2 (2005-07年変化)	0.0020 *	0.0010	0.0015 *
	t+3 (2005-08年変化)	0.0040 ***	0.0025 **	0.0020 **
LOAN(借入金/総資産)	t+1 (2005-06年変化)	-0.0057	-0.0051	-0.0012
	t+2 (2005-07年変化)	-0.0078	-0.0060	-0.0034
	t+3 (2005-08年変化)	-0.0051	-0.0017	-0.0042
ROA	t+1 (2005-06年変化)	0.0000	0.0001	-0.0001
	t+2 (2005-07年変化)	0.0011	0.0005	0.0021
	t+3 (2005-08年変化)	0.0041	0.0002	0.0029
CAP(自己資本比率)	t+1 (2005-06年変化)	0.0056	-0.0024	0.0018
	t+2 (2005-07年変化)	0.0096	0.0011	-0.0002
	t+3 (2005-08年変化)	0.0167 *	0.0002	0.0074

## 合併後における資金調達条件と企業パフォーマンスの変化

## 仮説3の検証

		Treated=UFJと取引関係	Treated=BTMと取引関係	Treated=UFJと取引関係
		Control=両方とも取引関係なし	Control=両方とも取引関係なし	Control=BTMと取引関係
		DID	DID	DID
RATE(支払金利)	t+1 (2005-06年変化)	0.0002	-0.0005	0.0002
	t+2 (2005-07年変化)	0.0018 *	0.0012	0.0003
	t+3 (2005-08年変化)	0.0019 *	0.0022 **	0.0008
LOAN(借入金/総資産)	t+1 (2005-06年変化)	0.0015	-0.0068 *	0.0083
	t+2 (2005-07年変化)	-0.0002	-0.0084	0.0116
	t+3 (2005-08年変化)	0.0026	-0.0117 *	0.0198
ROA	t+1 (2005-06年変化)	-0.0010	0.0002	-0.0031
	t+2 (2005-07年変化)	0.0009	0.0034	-0.0078 *
	t+3 (2005-08年変化)	0.0016	0.0049 *	-0.0100 *
CAP(自己資本比率)	t+1 (2005-06年変化)	-0.0012	0.0065 *	-0.0061
	t+2 (2005-07年変化)	-0.0033	0.0053	-0.0150
	t+3 (2005-08年変化)	0.0059	0.0125 **	-0.0130

表 4

信用リスクが高い企業における金融機関合併後の支払金利変化					
信用評点 (RATING) が中位値未満					
Treated=BTM、UFJのいずれかと取引 Control=いずれとも取引なし			Treated=両方と取引あり Control=いずれとも取引なし		
		DID	std.err.	DID	std.err.
RATE	t+3	0.0007	0.0009	0.0032 *	0.0018
合併前の支払金利がプライムレート以下					
Treated=BTM、UFJのいずれかと取引 Control=いずれとも取引なし			Treated=両方と取引あり Control=いずれとも取引なし		
		DID	std.err.	DID	std.err.
RATE	t+3	0.0016	0.0011	0.0009	0.0016