

メガバンク合併が非上場企業の 資金調達に及ぼす影響¹



植杉 威一郎
(一橋大学経済研究所)
准 教 授

目 次

- | | |
|----------------|------------|
| 1. はじめに | 5. 実証分析の手法 |
| 2. 先行研究と検証する仮説 | 6. 結果 |
| 3. BTMとUFJの合併 | 7. 結論 |
| 4. データ | |

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 (Hosono et al., 2009)。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

¹ 本稿は、独立行政法人経済産業研究所の研究プロジェクトにおいて筆者が内野泰助氏（経済産業研究所研究員）と共同で進めている研究に基づくものであり、研究内容は、“The Effects of a Megabank Merger on Firm-Bank Relationships and Borrowing Costs” という題名で、RIETIディスカッションペーパーとして近刊を予定している。

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三菱東京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。BTMとUFJ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、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、金融機関の合併は、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、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、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検証する。第1に注目するのは、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である。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に注目するのは、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である。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に注目するのは、合併に参加する金融機関のうち、合併される金融機関と取引関係を持っていた企業で

ある。合併後の金融機関では、合併する側の金融機関の貸出手法や貸出姿勢が採用されることが多い。そのため合併される側と取引していた企業では、合併する側と取引していた企業に比べ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、企業属性の違いを考慮した上で、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影響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) や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

したものに变化したか、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、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。

本稿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、地域内の市場集中度を十分に変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、合併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し、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機関と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がどのように異なるかを検証する。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取引関係の取捨選択が起きる可能性である。Degryse et al. (2011) や di Patti and Gobbi (2007) では、ベルギーやイタリア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5%未満にとどまっている。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。²

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。中でも、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) や Harhoff and Korting (1998) は、各企業にとっての取引金融機関数を、代替的な借入先金融機関を見つける困難さを示す変数であるとみなし、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、代替的な借入先金融機

² 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い、分析対象となる企業に偏りが生じる点を考慮する必要がある。

関を見つけることがより困難になる。
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が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。Berger et al. (1998) は、この可能性を検証した先行研究である。規模以外にも、合併により金融機関は様々な面で変化する。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はその影響を被る。従来からやり取りをしていた貸出担当者が支店の統合により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。Peek and Rosengren (1998) が指摘するように、合併後における金融機関の貸出行動は、通常、合併された金融機関ではなく合併した金融機関のものを踏襲すると考えられる。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) を挙げるができる。これに対して、本稿は、銀行以外の資金調達先が限られている非上場企業を分析対象としており、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。また、株価ではなく資金調達条件の変化を調べており、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3つの仮説に基づき、企業レベルのパネルデータセットを用い、合併前における企業と金融機関の関係が企業属性などによって異なる点を考慮に入れた上で、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に係る説明は第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、2002年に三和銀行と東海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への対応が他のメガバンクに比して遅れていると言われていた。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たことなどから、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大きく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を取引先と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。

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。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多くはない。2005年には第二地方銀行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つの第二地方銀行、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測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はなく、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ついて、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用い、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の企業行動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金融機関合併に関係し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社についてのアンバランス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 $\ln RATE$ も用いる。金利だけでなく、資金の Availability 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の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ことを踏まえた上で、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-differences (PSM-DID) 推定量について概説する。5.2節では、PSM-DID推定量をどのように仮説の検証に用いるかを説明する。

5.1 propensity score matching (PSM) 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必要がある。

具体的には、合併の影響を受けていると考えられる企業グループ (treatment group) における合併前から合併後にかけての資金調達条件の変化から、それ以外の企業グループ (non-treatment group) における条件の変化を引く。これは、グループ間における変化の差分を求めているので、difference-in-differences (DID) 推定量と呼ばれる。これにより、企業に固有の効果を取り除き、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効果を調べることができる。

しかしながら、こうした単純なDID推定量では、企業属性によって金融機関との取引関係が異なることに伴う問題を解決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 推計量は合併の効果を正確に計測できない。

こうした問題 (計量経済学では、この問題を

セレクション・バイアスと呼ぶ) をなくすために、propensity score matching (PSM) -DID 推定量を用いる。PSM推定量は、Rosenbaum and Rubin (1983) によって提案されたものであり、金融機関の合併に即して言えば、合併する金融機関と取引していたもしくはこれらの金融機関とは取引していなかったという企業と金融機関の関係に係る選択の決定要因を probit model で推計した上で、その情報を用いて、金融機関合併の効果を正確に計測しようとするものである。

具体的には、まず、取引関係に係る選択についての推計結果を用いて、それぞれの選択肢を選ぶ確率を企業毎に計算し、企業毎に合併金融機関と取引する確率と取引しない確率 (propensity score) を得る。これにより、実際に合併金融機関と取引していた企業であっても取引していなかった企業であっても、理論上の合併金融機関との取引確率を算出することができる。次に、合併金融機関と取引していた企業に対して、propensity score は近いが実際には合併金融機関とは取引していなかった企業を選定する。この選定を通じて、合併金融機関と実際に取引していた企業グループ (treatment group) と、これら企業に属性は似ているが実際には合併金融機関と取引関係にはなかった企業グループ (control group) を作成する。最後に、この treatment group と control group ごとに、合併前から合併後にかけての資金調達条件の変化を計算し、前者から後者を差し引く。これら一連の手順により、金融機関合併に伴う影響を計測するための PSM-DID 推定量を得ることができる。

上記の手順では、合併金融機関との取引の有る無しの2つしか選択肢がない場合のPSM-DID推定量を算出した。しかしながら、本稿では、BTMやUFJ両方と取引がある、BTMもしくはUFJと取引がある、いずれとも取引がないという3つの選択肢を用いた分析を行う。更に、BTMもしくはUFJと取引がある場合を、BTMと取引がある場合とUFJと取引がある場合に分けると、合計4つの選択肢を用いた分析を行う。これらの場合には、多数の選択肢がある中でのPSM-DID推定量を考える必要がある。本稿では、Lechner（2002）で提示された手法を採用し、多項probitモデルを推計した後に、2つずつ選択肢を選んで、treatment groupとcontrol groupを選定した上で、PSM-DID推定量を求めることとする。

5.2 仮説の検証

5.1節で紹介したPSM-DID推定量を用いて、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。これを基本的な推計とする。3つの選択肢は、 $\{M E R G E R 0 = 1, M E R G E R 1 = 1, M E R G E R 2 = 1\}$ 、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、これら3つの選択肢から、treatment groupと

control groupを構成するのに必要な2つの選択肢の組である $\{l, m\}$ を設定する。仮説1を検証するために用いるのが $\{M E R G E R 0 = 1, M E R G E R 2 = 1\}$ と $\{M E R G E R 1 = 1, M E R G E R 2 = 1\}$ 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きる。仮説2を検証するために用いるのが $\{M E R G E R 0 = 1, M E R G E R 1 = 1\}$ 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、選択できる選択肢の数を4つに増やした多項probit modelを推計する必要がある。4つの選択肢は、 $\{M E R G E R 0 = 1, M E R G E R 1_1 = 1, M E R G E R 1_2 = 1, M E R G E R 2 = 1\}$ である。基本的な推計に比して、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選択肢を、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つの選択肢に更に分割する点が異なっている。推計の後にPSM-DID推定量を求めるために使う組は、 $\{M E R G E R 0 = 1, M E R G E R 1_1 = 1\}$ 、 $\{M E R G E R 0 = 1, M E R G E R 1_2 = 1\}$ 、 $\{M E R G E R 1_2 = 1, M E R G E R 1_1 = 1\}$ 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と取引関係があったとした企業のうち、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、取引金融機関数、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

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
Firms' characteristics (企業属性)				
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
Firms' location (企業立地ダミー)				
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	2824	1221
		63.6%	25.4%	11.0%

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推定量に相当する。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 Availability 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%ポイント低下している他、いずれかと取引している企業でもその比率は1.9%ポイント低下している。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%ポイントにとどまっている。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悪化幅が小さ

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
Δ RATE (t+1) (2005-06年変化)	-0.0005	-0.0008	0.0009
Δ RATE (t+2) (2005-07年変化)	0.0006	0.0017	0.0034
Δ 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
Δ LOAN (t+1) (2005-06年変化)	-0.0037	-0.0068	-0.0152
Δ LOAN (t+2) (2005-07年変化)	-0.0058	-0.0175	-0.0237
Δ LOAN (t+3) (2005-08年変化)	-0.0017	-0.0185	-0.0213
ROA (t)	0.0192	0.0312	0.0382
Δ ROA (t+1) (2005-06年変化)	0.0008	-0.0009	-0.0014
Δ ROA (t+2) (2005-07年変化)	-0.0025	0.0008	-0.0004
Δ 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
Δ CAP (t+1) (2005-06年変化)	0.0025	0.0055	0.0094
Δ CAP (t+2) (2005-07年変化)	0.0033	0.0099	0.0165
Δ CAP (t+3) (2005-08年変化)	0.0069	0.0206	0.0233

いもしくは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大きい。

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、セレクション・バイアスが存在する可能性がある。そのため、5節で紹介したPSM-DID推定量を用いて、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推定量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、支払金利に関する推定量が有意になるのは、合併後2年から3年を経た段階であることが分かる。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ず、代替的な金融機関を見つけにくくなるわけではない。しかしながら、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。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、合併後に差別的な取り扱いを受けているか否かを調べる。支払金利や資金のアベイ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）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、より大きな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

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 Control=両方とも取引関係なし	Treated=両方と取引関係 Control=BTM,UFJどちらかと取引関係	Treated=BTM,UFJどちらかと取引関係 Control=両方とも取引関係なし
		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 Control=両方とも取引関係なし	Treated=BTMと取引関係 Control=両方とも取引関係なし	Treated=UFJと取引関係 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

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という点を検証する。

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金利補助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が設定されていると指摘されていた企業である。

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3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3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。以上から、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いうことはできない。

7. 結論

本稿は、東京三菱銀行とUFJ銀行の合併に注目し、金融機関合併が借手手の支払金利や資金のオペラビリティ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とUFJ両方と取引のあった

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=両方とも取引なし	Treated=両方と取引あり Control=両方とも取引なし
		DID	DID
RATE	t+3	0.0007	0.0032 *
		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=両方とも取引なし	Treated=両方と取引あり Control=両方とも取引なし
		DID	DID
RATE	t+3	0.0016	0.0009

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数が外生的に1つ減少する企業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

観察されていた。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。

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。

【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). *Microeconomics 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.
- Hosono, K., K. Sakai, and K. Tsuru (2009). “Consolidation of Banks in Japan: Causes and Consequences,” Takatoshi Ito and Andrew K. Rose (eds.) *Financial Sector Development in the Pacific Rim*, NBER East Asian Seminar on Economics Vol.18, the University of Chicago Press, 265-309.
- 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, 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.