

信用の利用可能性は銀行統合の影響を受けるのか — 取引銀行数に着目した分析 —*

Are Companies' Credit Availabilities Affected by Bank Consolidations?:
An Analysis Focusing on the Number of Banks with which the Company does Business

那 宝 其**
NA Baoqi

This study empirically analyzes how bank consolidation changes the availability of credit of firms, focusing on the number of transacting banks. The results show that bank consolidations lead to an increase in credit availability for firms that maintain a single relationship with one bank. In addition, the impact of bank consolidations on credit availability is greater for firms with a smaller number of banks. Furthermore, the results are the same for two years and five years after bank consolidations.

Keywords: Bank Consolidation, Bank-Firm Relationships, Credit Availability, Switching Costs

* 論文審査受付日：2022年2月28日。採用決定日：2023年1月18日（編集委員会）

Received for publication on February 28, 2022. Revision accepted for publication on January 18, 2023. (*Editorial Committee*)

** 名古屋大学大学院経済学研究科博士後期課程

Graduate Student, Graduate School of Economics, Nagoya University

I. はじめに

日本では、過去20年の間に銀行の統合・合併（以下、誤解のない限り、統合・合併を単に統合と書く。）が多く発生している。重要な問題の一つは、銀行の統合は、借手企業と取引銀行の銀行—企業間関係（以下、リレーションシップという）を通じて、企業の信用の利用可能性（credit availability）にどう影響するのかということである。銀行が統合するとき、企業と銀行の間に構築されたリレーションシップが価値をもたらすのか、あるいは、リレーションシップから生じるスイッチングコストは企業の信用の利用可能性に不利に働くのかという疑問点がある。

銀行の統合に関する実証的な文献では、特に銀行の市場支配力の観点から、銀行の統合が銀行の収益性や効率性に及ぼす影響について幅広く研究されている（Erel, 2011；Focarelli, Panetta, and Salleo, 2002；Sapienza, 2002；Williamson, 1968）。Erel (2011), Di Patti and Gobbi (2007) や Sapienza (2002) のように、統合後の借入金額とローンの価格（貸付利率）に焦点を当てる実証研究もある。統合の影響について企業レベルのデータを用いた研究は日本（Montgomery and Takahashi, 2018）、アメリカ（Scott and Dunkelberg, 2003）、イタリア（Sapienza, 2002）、ノルウェー（Karceski, Ongena, and Smith, 2005）、ベルギー（Degryse, Masschelein, and Mitchell, 2011）等で行われた。

銀行の統合が企業の融資環境に与える影響に関する文献では、銀行の統合は銀行の効率性の向上をもたらす（Demsetz, 1973；Focarelli, Panetta, and Salleo, 2002）だけでなく、市場における銀行の市場支配力の向上にもつながる（Sapienza, 2002；Uchino and Uesugi, 2012；Williamson, 1968）と論じられてきた。筒井・佐竹・内田（2006）、および Uchino and Uesugi（2012）は日本の都市銀行の統合の効果について検証し、都市銀行の統合は貸付市場の市場集中度を高め、高い貸出金利をもたらすという結果を得た。Montgomery and Takahashi (2018) は企業に関するパネルデータを用いて、企業のメインバンクの統合が信用供給に与える影響を検証し、企業のメインバンクが統合を発表すると、統合先の銀行からの貸付の供給が縮小するという結論を得た。

貸出金利を含む融資条件を決定する上で重要な役割を果たすのはリレーションシップである（Sapienza,

2002）。特に、日本においてはリレーションシップ・バンキング¹⁾が重要な貸出技術であると論じられている（Uchida, Udell, and Yamori, 2008）。リレーションシップの構築は銀行と取引企業間の情報の非対称性を減らすことができ（Bhattacharya and Thakor, 1993）、ホールドアップ問題を解決できる（Petersen and Rajan, 1995；Sharpe, 1990）。一方、銀行と企業の間で構築された長期的な関係から生まれた「ソフト情報²⁾」は企業にスイッチングコスト³⁾をもたらす可能性もある（Di Patti and Gobbi, 2007；Rajan, 1992；Sharpe, 1990）。この点から、銀行統合の効果を検討するとき、日本の銀行統合が企業の信用の利用可能性に影響を及ぼすときのリレーションシップと取引銀行数の重要性については未だ明らかにはなっていない。そこで、本研究ではスイッチングコストとして企業の取引銀行数（リレーションシップの数）を利用した先行研究（Harhoff and Körting, 1998；Petersen and Rajan, 1994）に基づき、銀行統合の効果における取引銀行数の違いに着目する。

本研究では、銀行統合の効果とリレーションシップの役割を考察するために、日本の上場企業に関するパネルデータを用いて回帰分析を行い、単一のリレーションシップを持つ企業と複数のリレーションシップを持つ企業を区別して、2000年から2019年までの日本の銀行の統合が企業の信用の利用可能性に及ぼす影響を検証する。

本研究の主な結果は以下の通りである。銀行の統合は単一関係を持つ企業の銀行借入金伸び率を増加する。第二に、企業の取引銀行数が少ない（多い）ほど、銀行の統合が企業の銀行借入金伸び率に与える正の影響は大きく（小さく）なる。さらに、銀行統合後2年間と5年間でも、上記と同様の結果がえられる。最後に、銀行の統合は企業の投資を増加させるが、銀行数の影響はない。

既存文献では、単一関係を持つ・複数関係を持つに関わらず、企業のメインバンクの統合が信用供給に与える負の影響（Montgomery and Takahashi, 2018）が報告されているのに対し、本稿では、単一関係を持つ企業では銀行統合により銀行借入金伸び率の増加が生じるが、メインバンクに限らず、複数の取引銀行を持つ企業の銀行借入金伸び率は減少するという結果をえている。これは既存文献では報告されていない新しい結果であり、本研究の大きな貢献である。すなわち、既存文献では、スイッチング

コストが銀行統合に影響を与えるという結果を報告した論文はないが、本研究は初めてその影響を見出したという点が本研究の重要な貢献であると言える。このことは複数の銀行と関係を維持することが企業にとって、銀行統合の負の影響が大きくなるということを意味している。

本論文の構成は以下の通りである。第Ⅱ節は先行研究のレビューと仮説の構築であり、第Ⅲ節では実証分析の方法を説明し、Ⅳ節では本研究の推計結果を示す。第Ⅴ節は結論と今後の課題をまとめる。

Ⅱ. 先行研究と仮説

銀行の統合が企業の信用の利用可能性に与える影響を調査する文献は多い。本節では、まず、銀行の統合効果に関する理論的又は実証的な文献をレビューし、リレーションシップの役割と企業の取引銀行数に関する文献を紹介する。その後、銀行の統合がリレーションシップ並びに企業の信用の利用可能性に与える影響について仮説を構築する。

1. 銀行統合と取引企業の借入金および取引銀行数

まず、銀行の統合が借手企業の借入に及ぼす影響について、先行研究をレビューする。銀行統合の直接効果として、銀行規模の変化は貸出規模に影響をもたらす(Stein, 2002)。銀行の統合が借手企業の借入金に与える影響に関する先行研究によると、メインバンクが統合した企業は借入金成長率が低下し(Montgomery and Takahashi, 2018)、借入コストの上昇とクレジットラインの残高減少にも直面する(Di Patti and Gobbi, 2007)。一方、Presbitero and Zazzaro (2011, p.392)によると、地域の貸付市場がより競争的である(すなわち、銀行間競争が激しい)場合、借手企業への信用供給が増える。さらに、銀行統合のメリットの一つとして、銀行の効率が上がることで、長期的に企業の借入金額が増えるとされる(Focarelli, Panetta, and Salleo, 2002, p.1062)。

上記の直接的効果に加えて、銀行統合の潜在的な効果には、効率性構造仮説(Efficiency structure hypothesis)と市場構造・行動・成果仮説(The structure-conduct-performance hypothesis)がある。銀行の統合による借入金額の変化はこれらの仮説によって部分的に説明できる。効率性構造仮説では、銀行の統合は銀行の情報収集コストを低下させて経営効率化を促進し、市場全体の効率性を向上さ

せる(Focarelli, Panetta, and Salleo, 2002, p.1064)。銀行の統合は効率性の向上、規模や範囲の効率化に関連して、金利の低下を通じて借手に利益をもたらす(Erel, 2011, p.1098)。その一方で、市場構造・行動・成果仮説によれば、銀行の統合は統合した銀行の市場支配力を増大し、借入コストを引き上げる(Williamson, 1968; Sapienza, 2002, p.364)。

Montgomery and Takahashi (2018) と Di Patti and Gobbi (2007) による銀行統合の借入金に対する負の影響は企業のメインバンクのみの統合からもたらされる結果であるのに対し、本研究はメインバンクだけではなく、日本における上場企業ごとのすべての取引銀行の統合の効果を考察する。その際、統合する銀行と単一の関係を持つか否かや取引銀行数が、統合の効果に影響を与えるか否かを分析する。

次に、スイッチングコストに関する先行研究をレビューする。情報の非対称性は貸付市場の本質的な特徴である(Cenni et al., 2015, p.250)。銀行は借り手を選別または監視する能力を高め、情報の非対称性を減らすことができる(Bhattacharya and Thakor, 1993, p.40)。銀行は顧客との関係を通じて、独自の情報を持っており、貸付市場におけるエージェント(銀行と企業)間の情報の非対称性に伴う問題を緩和することができる(Cenni et al., 2015, p.250)。

Detragiache, Garella, and Guiso (2000, p.1135)によれば、リレーションシップの構築によって、銀行は借手企業に関する情報を蓄積する。内田(2010, p.65)によれば、銀行はリレーションシップを通じて借手に関する価値のある「ソフト情報」を「生産」する。Rajan (1992, p.1390)によると、いくつかの異なる金融機関とのリレーションシップを構築することで、企業は流動性リスクを軽減できる。また、リレーションシップの構築はホールドアップ問題を解決することもできる(Sharpe, 1990, p.1084; Petersen and Rajan, 1995, p.35)。逆に、Padilla and Pagano (1997, p.228)の研究では、複数の銀行が情報を共有することで、貸出量が増え、顧客層が拡大し、融資需要が高まると論じられている。銀行間の競争の激化(銀行数の増加)により、銀行は企業の要求に応えたり、融資を増やしたりしなければならない(Presbitero and Zazzaro, 2011, p.392)。しかしながら、長期的な関係から生まれた「ソフト情報」は他の貸手銀行へ移転するのが困難である場合が多いため、その情報は借手企業にとってのスイッチングコストの源泉になる(Di Patti and Gobbi,

2007, p.670 ; Rajan, 1992, p.1368 ; Sharpe, 1990, p.1069)。

以上の議論を踏まえて、以下の仮説を立てる。

H1：銀行が企業と単一関係を持つ場合は、銀行の統合は借入金伸び率に正の影響をもたらす。

単一の関係を維持する企業の取引銀行はその企業に関する独自のソフト情報を持っているが、複数関係を持つ銀行はソフト情報を持っていないとしよう⁴⁾。前者は他の銀行と合併すると、貸出余力が増えるために、ソフト情報を利用して、貸出量を増加することができる。しかし、後者は貸出余力が増えても、借入企業に関するソフト情報を持っていないために、貸出量を増加しない。仮想的な例として、例えば、企業Xと単一関係を有し、1億円を融資している銀行Aが銀行Bと合併した時、元銀行Bの貸出担当者に銀行Aのソフト情報が共有され、合併後の銀行ABは元銀行Bの貸出余力を利用して、融資額を（例えば）2億円にできると考えるとわかりやすいであろう。ただし、実際には元銀行Bの貸出担当者が企業Xへの融資を行うわけではなく、あくまでも合併後の銀行ABの行内において、元銀行Bの貸出余力を利用して、融資額を増やすことができるという意味である。しかし、複数関係を持ち、1億円を融資している銀行Aが銀行Bと合併しても、元銀行Bの貸出担当者にソフト情報が共有されず（あるいは、合併後の銀行ABの行内において、ソフト情報が共有されず）、合併後の銀行ABは銀行Bの貸出余力を利用して融資額を増やすことができない。

しかし、仮説1で前提とした「単一の関係を維持する企業の取引銀行はソフト情報を持っているが、複数関係を持つ銀行はソフト情報を持っていない」というのは、やや極端な前提かもしれない。そこで、次に仮説1を拡張して、次の仮説を考える。

H2：企業のリレーションシップの数（取引銀行数）が少ない（多い）ほど、銀行の統合が企業の銀行借入金伸び率に与える影響は大きく（小さく）なる。

仮説1では、単一関係を持つ場合のみ借入金の伸び率に与える影響が正であると考えたが、仮説2では、単一関係を持つ場合のみに限らず、リレーションシップの数が借入金伸び率に影響を与えると考える。すなわち、仮説1ではダミー変数（単一関係ダミー）を用い、仮説2ではそれを取引銀行数に置き

換えたものとする。具体的には、取引銀行数が1, 2, 3, 4…と増えていくにつれて、借入金伸び率が小さくなると予想される。取引銀行数が多いほど、その企業がスイッチする確率が高くなるため、銀行はソフト情報を生産しても、そのメリットを享受できる確率が低くなり、ソフト情報を生産するインセンティブが弱く、保有するソフト情報が少なくなる。ソフト情報を多く持つ銀行が他の銀行と合併すると、合併により増大した貸出余力を利用して、貸出量をより多く増加できるが、ソフト情報の少ない銀行が他の銀行と合併しても、貸出量をあまり増やすことができない。

Ⅲ. データと分析方法

1. 銀行統合の動きとリレーションシップ

2000年から2019年までに24の銀行の統合が発生した⁵⁾。表1が示しているのは、取引銀行数が、1行、1～3行、4～7行、及び8行以上である企業の割合である。取引銀行は都市銀行、信託銀行、地方銀行、第二地方銀行のいずれかである。表1によると、取引銀行数を1～3行、4～7行、8行以上に3分類したとき、シェアが最も高いのは取引銀行数が1～3行である企業である（36.81%～51.49%）。最もシェアが小さいのは取引銀行数が8行以上である企業である（16.63%以下）。また、取引銀行数が1行である企業のシェアは10.35%から16.87%に増加してきた。それらの企業が特定の銀行と長期的に親密なリレーションシップを維持し、貸手銀行にロックインされている可能性を示している。

2. 変数と記述統計

次に、実証分析に使用する変数の定義と記述統計を示す。

本研究で用いるデータは、2001年度から2019年度までの日本の上場企業の年次のパネルデータである。2019年末時点で、東証1部・東証2部・名古屋1部・名古屋2部・東京マザーズ・名古屋セントレックス・札幌・札幌アンビシャス・福岡・福岡Q-Board及びJASDAQに上場している合計3,756社の企業の中で、取引銀行数に関する情報、貸借対照表、損益計算書データが利用できる金融機関以外の企業の中から、1,619社を選択する。データの出所は日本経済新聞社NEEDS-Financial QUESTである。パネルデータの総観測値数は13,601である。銀

信用の利用可能性は銀行統合の影響を受けるのか

行からの借入がない企業は分析サンプルから除外している。

回帰分析の被説明変数について説明する。銀行の統合が借手企業の信用の利用可能性に対する影響を調べるために、Montgomery and Takahashi (2018, p.446) に従って、企業の借入金伸び率TBG (=当期の銀行借入金残高と前期の銀行借入金残高の差/前期の銀行借入金残高) を使用する。また、銀行統合の企業の投資に対する影響を調べるには Montgomery and Takahashi (2018, p.446) に従って、有形資産の成長率で計算された企業の投資 *Investment* を使用する。

回帰分析ではDegryse, Masschelein, and Mitchell (2011) の研究を参照し、銀行統合を表すダミー変数 MRG_{it} を用いる。銀行統合ダミー変数によって、統合した銀行を借入先としている企業と、借入先としていない企業を比較することで、統合した銀行の借手企業の借入金にどのような影響があるのかを測定する。変数 MRG_{it} は企業 *i* が *t* 年に統合した銀行から借りる場合に 1 に等しいダミー変数である。すなわち、借入先の銀行が *t* 年に統合したとき、

MRG_{it} は 1 を取る。また、複数の借入先が統合した場合にも MRG_{it} は 1 を取る。

次に、銀行と単一関係を持つ企業と複数関係を持つ企業を区別するために、Petersen and Rajan (1994, p.35) を参照して、企業 *i* が *t* 年に一つだけの取引銀行を持っている場合に 1 をとるダミー変数 $D1_{it}$ を定義する。 $D1_{it}$ は、単一の関係を持つサンプルと複数の関係を持つサンプルを区別するために設定される。

さらに、取引銀行数が銀行統合の借入金への効果に与える影響を調べるため、企業 *i* が *t* 年に持っている取引銀行数 n_{it} の逆数 SC_{it} を用いる。これはスイッチングコストの代理変数という位置づけとなる。Petersen and Rajan (1994, p.35) によれば、銀行が企業との特定なりレーションシップの過程で譲渡不可能なソフト情報を生成した場合、銀行が破綻したり、貸出コミットメントを縮小したりすると、他の銀行が容易に介入できない。すなわち、企業は他の資金調達源へ借換えを行うのが難しい。そのような意味で、スイッチングコスト変数 $SC_{it} = 1/n_{it}$ は銀行統合の借入金への効果に影響を与える

表 1 取引銀行数の割合の推移

年	1行	1～3行	4～7行	8行以上	中央値
2001	10.75%	38.25%	42.38%	16.63%	5
2002	10.35%	40.00%	42.12%	14.00%	5
2003	12.12%	43.70%	40.76%	12.36%	4
2004	13.23%	44.32%	41.07%	11.36%	4
2005	14.00%	48.42%	37.96%	10.09%	4
2006	14.56%	45.08%	41.51%	9.71%	4
2007	13.04%	45.19%	40.38%	10.38%	4
2008	12.16%	43.61%	41.23%	9.40%	4
2009	13.88%	46.17%	41.37%	8.69%	4
2010	14.47%	48.95%	39.34%	8.95%	4
2011	15.45%	49.61%	36.78%	9.55%	4
2012	15.41%	51.49%	35.14%	10.27%	4
2013	11.10%	36.81%	29.36%	8.66%	4
2014	14.03%	40.65%	31.12%	11.51%	4
2015	16.46%	42.48%	34.15%	10.98%	4
2016	16.08%	46.92%	33.70%	11.23%	4
2017	15.96%	45.84%	35.73%	9.44%	4
2018	15.70%	44.17%	32.51%	8.74%	4
2019	16.87%	45.78%	34.46%	9.40%	4

(出所) 日本経済新聞社NEEDS-Financial QUESTより作成

(注) 取引銀行数とは、サンプル企業が各年末時点でリレーションシップがある都市銀行、信託銀行、地方銀行、第二地方銀行の合計数である。

と考えられる。

すべての回帰分析において、企業コントロール変数を含める。企業コントロール変数は企業による資金需要と信用を取得する能力に影響を与える要因をコントロールする。Sizeは企業の規模であり、企業の総資産の自然対数値を用いる。資産規模が大きいことで交渉力の高い借手企業は銀行からの信用へより容易にアクセスできる可能性が高いと予想する。

企業の事業に関する成長率を測るのは売上高伸び率であり、Salesgrowthと表記する。Fixassetsは企業の固定資産が総資産に占める割合であり、担保能

力をコントロールする。銀行は債務再編の過程で、問題のある企業が債務不履行に陥るのを防ぐ（Guiso and Minetti, 2010）。高い固定資産を持つ企業はより高い担保能力を持つ可能性があって、より多く借り入れることができると予想される。

ROAは総資産利益率であり、企業の収益性をコントロールする。Liquidityは企業の現金およびその他の流動資産が前年度の総資産に占める割合である（流動性に対する需要をコントロールする）。流動性が高い企業は銀行からの信用に対する需要が低いと考えられる（Myers, 1977）。

表2 記述統計

パネルA 全企業

変数	観測値数	平均	標準偏差	最小値	最大値
TB（百万円）	13,601	50289.420	169085.300	45.000	3185261.000
TBG	13,601	0.035	0.540	-0.973	22.938
Investment	13,601	0.025	0.162	-0.380	0.962
D1	13,601	0.159	0.366	0.000	1.000
Number of lenders	13,601	4.186	3.015	1.000	38.000
SC	13,601	0.390	0.292	0.026	1.000
Size	13,601	10.900	1.518	5.352	16.070
Salesgrowth	13,601	0.032	0.133	-0.354	0.455
Fixassets	13,601	0.490	0.193	0.004	0.977
ROA	13,601	0.038	0.043	-0.601	0.376
Liquidity	13,601	0.657	0.369	0.038	15.169
WCR	13,601	1.327	0.692	0.065	32.953
Leverage	13,601	0.631	0.159	0.065	1.767

パネルB 単一関係と複数の関係を持つ企業の比較

変数	D1 = 0（複数関係）		D1 = 1（単一関係）		平均の差
	観測値数	平均 1	観測値数	平均 2	
TB（百万円）	11432	51000.000	2169	48000.000	2286.707
TBG	11432	0.018	2169	0.126	-0.108***
Investment	11432	0.022	2169	0.040	-0.018***
Number of lenders	11432	4.791	2169	1.000	3.791***
SC	11432	0.274	2169	1.000	-0.726***
Size	11432	10.968	2169	10.541	0.427***
Salesgrowth	11432	0.029	2169	0.047	-0.017***
Fixassets	11432	0.497	2169	0.450	0.047***
ROA	11432	0.038	2169	0.040	-0.002**
Liquidity	11432	0.636	2169	0.763	-0.126***
WCR	11432	1.287	2169	1.535	-0.248***
Leverage	11432	0.638	2169	0.599	0.038***

（注）一番右列はWelchのt検定（両側検定）を行った結果を示している。***, **, *はそれぞれ、有意水準1%, 5%, 10%を表す。変数の定義は付録Aを参照。

運転資本が少ない企業は短期債務の返済が困難になり、信用制約を受ける可能性があることも考えて、企業の運転資本比率WCRも回帰式に導入する。Leverageは企業の負債比率を表し、高い負債比率の企業は銀行からの資金の利用可能性も高いと考えられる。

また、年ダミーは、景気循環効果をコントロールするために導入される⁶⁾。変数の定義は付録Aにまとめている。

表2のパネルAは全企業サンプルの記述統計をまとめたものである⁷⁾。全企業サンプルの総銀行借入金残高TB (total borrowingsの略)の平均は約502億円であり、借入金伸び率TBGの平均は3.5%である。投資Investmentの平均は2.5%である。単一銀行を持つ企業の割合は15.9%である。借入先銀行数の平均は約4行である。スイッチングコストSCの平均は0.390である。

企業の規模 (Size)、売上高伸び率 (Salesgrowth)、固定資産比率 (Fixassets)、総資産利益率 (ROA)の平均はそれぞれ10.900、0.032、0.490と0.038である。流動性 (Liquidity)、運転資本比率 (WCR) とレバレッジ (Leverage) の平均はそれぞれ0.657、1.327と0.631である。

表2のパネルBは単一の取引銀行を持つ企業と複数の取引銀行を持つ企業のデータを比較している。まず、平均的に、複数関係を持つ企業は、単一関係を持つ企業と比べて銀行借入金伸び率並びに投資 (TBGとInvestment) はより低く、前者の平均借入先数は4.791、スイッチングコストは0.274である。また、複数関係を持つ企業は、固定資産 (Fixassets) を多く保有し、レバレッジ (Leverage) が高い。また、複数関係を持つ企業の方が企業規模 (Size) は大きい、企業の売上高伸び率 (Salesgrowth) と総資産利益率 (ROA) もより低い。単一関係を持つ企業の方が流動性 (Liquidity) は高く、運転資本比率 (WCR) も高い。一番右の列に、平均の差の検定のt統計量を示している。これらはTBを除いてすべて有意な結果となっている。

3. 推計モデル

ここでは実証分析に用いる推計モデルについて説明する。銀行の統合が信用の利用可能性に与える影響を研究するために、パネルデータを用いた回帰式⁸⁾を考える。取引銀行数の多い企業と少ない企業に対する銀行統合の効果の違いを検証するために、モデ

ル(1)とモデル(2)を設定する。

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D1_{it} \times MRG_{it} + \alpha_2 MRG_{it} + \beta (\text{firmcontrols})_{it-1} + v_i + u_t + e_{it} \quad (1)$$

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 SC_{it} \times MRG_{it} + \alpha_2 MRG_{it} + \beta (\text{firmcontrols})_{it-1} + v_i + u_t + e_{it} \quad (2)$$

被説明変数 y_{it} は企業 i の銀行借入金伸び率 (TBG) と投資 (Investment) を表す。firmcontrolsは前述の企業コントロール変数である。 v_i は企業固定効果であり、 u_t は年ダミーである。 e_{it} は誤差項である。内生性の問題を軽減するために、企業コントロール変数 (firmcontrols) は被説明変数と比較して1年前の値を用いる。また、企業固定効果又は時間固定効果を組み込むことによって、個々の企業の借入金が、借入先の銀行の統合決定などに影響を与えるという潜在的な内生性の問題を緩和することができる⁹⁾。

仮説H1において、企業が単一関係を持つ場合、銀行の統合が銀行借入金伸び率に正の影響をもたらすなら、モデル(1)において $\alpha_1 + \alpha_2 > 0$ と予想される。

モデル(2)の $[\alpha_1 (SC_{it} \times MRG_{it}) + \alpha_2 MRG_{it}]$ の項を $(\alpha_1 \times SC_{it} + \alpha_2) \times MRG_{it}$ に変形すれば、 MRG_{it} の回帰係数が SC_{it} の値に依存して変化する形となる。仮説H2において、統合ダミーMRGの係数は企業が直面するスイッチングコストが高い (低い) ほど大きいなら、モデル(2)において α_1 は正と予想される。

IV. 推計結果

本節では実証分析の結果を示す。表3、表4、表5は、被説明変数を企業の銀行借入金伸び率TBGとして銀行統合の信用の利用可能性に与える効果を分析したものである。

1. 銀行統合と企業の借入金

表3では取引銀行数の違いが銀行統合の効果に与える影響を分析するため、モデル1および2の推計結果を示す。列(1)と(2)では取引銀行数ダミー $D1_{it}$ の単独項、前述の銀行統合ダミー MRG_{it} 、及び、 MRG_{it} と $D1_{it}$ の交差項に着目し、まず、列(1)は、ダミー $D1_{it}$ の単独項のみを入れた推計結果である。ダミー $D1_{it}$ の単独項の係数は有意に正であり、複数の銀行から借りる企業と比べて、取引銀行数が1

行しかない企業はそもそも銀行借入金伸び率が高いことが分かる。

前述のモデル1に対応するのが列(2)であり、本稿のメインの結果の一つを示す。ここでは、 MRG_{it} と $D1_{it}$ の交差項の係数は有意に正となった。統合ダミー MRG_{it} の係数は負であるが、有意ではない。

交差項と統合ダミーの係数の合計（モデル(1)の $\alpha_1 + \alpha_2$ ）は0.234（=0.249-0.015）であるため、企業の取引銀行数が単一の場合、銀行統合 MRG_{it} は銀行借入金伸び率TBGを上昇させることが分かる。また、係数は1%水準で有意となり、銀行借入金伸び率について仮説H1が採択される。

表3 回帰結果——銀行統合が企業の信用の利用可能性に与える影響

	TBG			
	Full sample	Full sample	Full sample	Full sample
	(1)	(2)	(3)	(4)
$D1_{it}$	0.084*** (0.015)			
$D1_{it} \times MRG_{it}$		0.249*** (0.043)		
SC_{it}			0.135*** (0.021)	
$SC_{it} \times MRG_{it}$				0.262*** (0.048)
MRG_{it}		-0.015 (0.015)		-0.073*** (0.020)
$Size_{it-1}$	-0.092*** (0.019)	-0.095*** (0.018)	-0.085*** (0.019)	-0.092*** (0.019)
$Salesgrowth_{it-1}$	0.141*** (0.040)	0.139*** (0.040)	0.141*** (0.040)	0.140*** (0.040)
$Fixassets_{it-1}$	0.044 (0.086)	0.038 (0.086)	0.048 (0.086)	0.036 (0.086)
ROA_{it-1}	0.231 (0.157)	0.232 (0.157)	0.229 (0.157)	0.228 (0.157)
$Liquidity_{it-1}$	0.085*** (0.021)	0.085*** (0.021)	0.085*** (0.021)	0.085*** (0.021)
WCR_{it-1}	0.038*** (0.012)	0.041*** (0.012)	0.038*** (0.012)	0.041*** (0.012)
$Leverage_{it-1}$	-0.896*** (0.074)	-0.906*** (0.074)	-0.882*** (0.075)	-0.902*** (0.074)
Constant	1.530*** (0.211)	1.580*** (0.211)	1.418*** (0.213)	1.558*** (0.211)
$\alpha_1 + \alpha_2$		0.234*** (0.043)		
観測値数	13,601	13,601	13,601	13,601
自由度修正済み決定係数	0.043	0.044	0.044	0.043
会社数	1,619	1,619	1,619	1,619

(注) サンプル期間は2001年から2019年までである。被説明変数TBGは企業の借入金伸び率（(当期の銀行借入金残高-前期の銀行借入金) / 前期の銀行借入金残高）である。年ダミーはすべての回帰に含まれている（係数は示されていない）。変数の定義は付録Aを参照。係数について、***, **, *はそれぞれ、有意水準1%, 5%, 10%を表す。係数の下の括弧に標準誤差が示されている。すべてのモデルは固定効果モデルである。

信用の利用可能性は銀行統合の影響を受けるのか

次に、列(3)と列(4)では $D1_{it}$ デミーの代わりに、スイッチングコスト変数 SC_{it} を用い、異なるスイッチングコストに直面する企業の銀行借入金伸び率に対する銀行統合の効果を検証する。列(3)では、スイッチングコスト変数 SC_{it} の単独項のみを入れた推計結果である。 SC_{it} の単独項の係数は有意に正であり、スイッチングコストが1単位増えると、企業はそもそも銀行借入金伸び率を上昇させる。

列(4)では、統合ダミー MRG_{it} と SC_{it} の交差項と銀行統合ダミー MRG_{it} を入れた推計結果を示す。スイッチングコストが1単位増えると、 MRG_{it} のTBGに与える効果は0.262上昇する。すなわち、統

合MRGの係数は企業が直面するスイッチングコストが高いほど大きい。 $SC_{it} \times MRG_{it}$ の係数は1%水準で有意であるから、取引銀行数が少ないほど（スイッチングコストが高いほど）、銀行の統合が企業の銀行借入金伸び率に与える影響は大きいとする仮説H2が採択される。

先にみたように、モデル(2)において、 $[\alpha_1(SC_{it} \times MRG_{it}) + \alpha_2 MRG_{it}] = \text{項}(\alpha_1 \times SC_{it} + \alpha_2)$ であるので、 SC_{it} が全企業の平均（表2より、0.390）であるとき、 MRG_{it} の影響は0.029（ $0.262 \times 0.390 - 0.073 = 0.029$ ）となる。つまり、平均的なスイッチングコストをもつ企業にとって、銀行統合が銀行借入金伸び率に及

表4 回帰結果——統合の有無別：銀行統合が企業の信用の利用可能性に与える影響（借入金伸び率）

	TBG			
	MRG= 0	MRG= 1	MRG= 0	MRG= 1
	(1)	(2)	(3)	(4)
$D1_{it}$	0.062*** (0.017)	0.308*** (0.052)		
SC_{it}			0.104*** (0.024)	0.368*** (0.061)
$Size_{it-1}$	-0.067*** (0.021)	-0.175*** (0.048)	-0.063*** (0.022)	-0.154*** (0.048)
$Salesgrowth_{it-1}$	0.106** (0.045)	-0.116 (0.098)	0.106** (0.045)	-0.117 (0.098)
$Fixassets_{it-1}$	0.068 (0.099)	1.310*** (0.252)	0.072 (0.099)	1.288*** (0.252)
ROA_{it-1}	0.478*** (0.177)	-0.825** (0.404)	0.475*** (0.177)	-0.870** (0.404)
$Liquidity_{it-1}$	0.027 (0.026)	1.407*** (0.091)	0.027 (0.026)	1.405*** (0.091)
WCR_{it-1}	0.041*** (0.013)	-0.050 (0.057)	0.040*** (0.013)	-0.047 (0.057)
$Leverage_{it-1}$	-0.883*** (0.086)	-0.920*** (0.210)	-0.874*** (0.086)	-0.888*** (0.210)
Constant	1.261*** (0.246)	1.158** (0.529)	1.172*** (0.248)	0.832 (0.536)
観測値数	11,309	2,292	11,309	2,292
自由度修正済み決定係数	0.039	0.245	0.039	0.245
会社数	1,595	1,002	1,595	1,002

(注) サンプル期間は2001年から2019年までである。被説明変数TBGは企業の借入金伸び率（当期の銀行借入金残高-前期の銀行借入金）／前期の銀行借入金残高）である。年ダミーはすべての回帰に含まれている（係数は示されていない）。変数の定義は付録Aを参照。係数について、***, **, *はそれぞれ、有意水準1%, 5%, 10%を表す。係数の下の括弧に標準誤差が示されている。すべてのモデルは固定効果モデルである。

ばす影響は正である。取引銀行が1つのみであれば（すなわち、 SC_{it} が $1/1$ に等しいとき）、 MRG_{it} の影響は0.189 ($0.262 - 0.073 = 0.189$) となる。取引銀行数が2行であれば（すなわち、 SC_{it} が $1/2$ に等しいとき）、 MRG_{it} の影響は0.058 ($= 0.262 \times 1/2 - 0.073$) となり、取引銀行数が4行であれば、 MRG_{it} の効果は-0.007になる。以上から、銀行数が

増えると（スイッチングコストが下がると）、銀行統合の借入金伸び率への効果は低下する。

このように、統合の影響は銀行数（スイッチングコスト）に依存する。銀行数が多い場合（4以上）、本稿の結果はMontgomery and Takahashi (2018) とDi Patti and Gobbi (2007) と整合的であるが、逆に、銀行数が少ない場合（3以下）、本稿の結果

表5 回帰結果——2年間・5年間の影響：銀行統合が企業の信用の利用可能性に与える影響

変数	TBG					
	Full sample	MRG=0	MRG=1	Full sample	MRG=0	MRG=1
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$D1_{it} \times MRG2_{it}$	0.139*** (0.034)					
$MRG2_{it}$	-0.027** (0.013)					
$D1_{it} \times MRG5_{it}$				0.090*** (0.023)		
$MRG5_{it}$				-0.028** (0.013)		
$D1_{it}$		0.055*** (0.018)	0.215*** (0.032)		0.046** (0.022)	0.111*** (0.024)
$Size_{it-1}$	-0.094*** (0.019)	-0.088*** (0.026)	-0.121*** (0.032)	-0.093*** (0.019)	-0.126*** (0.033)	-0.064** (0.028)
$Salesgrowth_{it-1}$	0.139*** (0.040)	0.085* (0.050)	0.206*** (0.061)	0.140*** (0.040)	0.085 (0.060)	0.142*** (0.054)
$Fixassets_{it-1}$	0.038 (0.086)	-0.014 (0.111)	0.101 (0.154)	0.038 (0.086)	-0.084 (0.131)	-0.027 (0.137)
ROA_{it-1}	0.230 (0.157)	0.710*** (0.199)	-0.628** (0.270)	0.227 (0.157)	0.770*** (0.236)	-0.247 (0.235)
$Liquidity_{it-1}$	0.086*** (0.021)	0.007 (0.027)	0.162*** (0.030)	0.086*** (0.021)	-0.020 (0.028)	0.146*** (0.032)
WCR_{it-1}	0.040*** (0.012)	0.036*** (0.014)	0.014 (0.036)	0.039*** (0.012)	0.048*** (0.014)	-0.028 (0.030)
$Leverage_{it-1}$	-0.906*** (0.074)	-0.922*** (0.098)	-1.018*** (0.139)	-0.908*** (0.074)	-0.947*** (0.125)	-1.146*** (0.117)
Constant	1.587*** (0.211)	1.519*** (0.291)	1.929*** (0.349)	1.583*** (0.211)	1.985*** (0.369)	1.507*** (0.318)
観測値数	13,601	9,278	4,323	13,601	6,207	7,394
自由度修正済み決定係数	0.042	0.044	0.081	0.042	0.051	0.049
会社数	1,619	1,518	1,120	1,619	1,359	1,120

(注) サンプル期間は2001年から2019年までである。被説明変数TBGは企業の借入金伸び率（(当期の銀行借入金残高-前期の銀行借入金) / 前期の銀行借入金残高）である。年ダミーはすべての回帰に含まれている（係数は示されていない）。変数の定義は付録Aを参照。係数について、***、**、*はそれぞれ、有意水準1%、5%、10%を表す。係数の下の括弧に標準誤差が示されている。すべてのモデルは固定効果モデルである。

信用の利用可能性は銀行統合の影響を受けるのか

はFocarelli, Panetta, and Salleo (2002) の結果と整合的である。つまり、銀行数 (スイッチングコスト) を考慮すると、統合の影響は単調ではない。

なお、Montgomery and Takahashi (2018) と Di Patti and Gobbi (2007) の結果との違いの理由とし

て、彼らが企業のすべての取引銀行の統合ではなく、メインバンクのみの統合が借入金に与える効果を検証しており、本研究ではすべての取引銀行の統合を考えている点も挙げられる。

表3における企業コントロール変数の回帰結果を

表6 回帰結果——銀行統合が企業の投資に与える影響

変数	Investment							
	Full sample	Full sample	Full sample	Full sample	MRG=0	MRG=1	MRG=0	MRG=1
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
DI_{it}	0.000 (0.005)				-0.001 (0.005)	-0.002 (0.022)		
$DI_{it} \times MRG_{it}$		0.005 (0.013)						
SC_{it}			0.006 (0.006)				0.003 (0.007)	0.026 (0.025)
$SC_{it} \times MRG_{it}$				0.008 (0.015)				
MRG_{it}		0.012** (0.005)		0.011* (0.006)				
$Size_{it-1}$	-0.071*** (0.006)	-0.072*** (0.006)	-0.071*** (0.006)	-0.070*** (0.006)	-0.070*** (0.006)	-0.093*** (0.020)	-0.069*** (0.006)	-0.090*** (0.020)
$Salesgrowth_{it-1}$	0.029** (0.012)	0.030** (0.012)	0.029** (0.012)	0.033*** (0.013)	0.023* (0.014)	-0.049 (0.040)	0.023* (0.014)	-0.051 (0.040)
$Fixassets_{it-1}$	-0.529*** (0.026)	-0.528*** (0.026)	-0.529*** (0.026)		-0.485*** (0.030)	-0.669*** (0.104)	-0.485*** (0.030)	-0.668*** (0.104)
ROA_{it-1}	0.545*** (0.048)	0.547*** (0.048)	0.546*** (0.048)	0.640*** (0.049)	0.588*** (0.053)	0.495*** (0.167)	0.588*** (0.053)	0.492*** (0.167)
$Liquidity_{it-1}$	0.037*** (0.006)	0.037*** (0.006)	0.037*** (0.006)	0.081*** (0.006)	0.051*** (0.008)	0.145*** (0.038)	0.051*** (0.008)	0.144*** (0.038)
WCR_{it-1}	-0.009** (0.004)	-0.009** (0.004)	-0.009** (0.004)	0.015*** (0.004)	-0.010** (0.004)	-0.009 (0.023)	-0.010*** (0.004)	-0.007 (0.023)
$Leverage_{it-1}$	-0.127*** (0.023)	-0.128*** (0.023)	-0.126*** (0.023)	-0.065*** (0.023)	-0.130*** (0.026)	0.001 (0.087)	-0.129*** (0.026)	0.019 (0.087)
Constant	1.131*** (0.065)	1.128*** (0.065)	1.123*** (0.066)	0.743*** (0.063)	1.065*** (0.074)	1.292*** (0.219)	1.059*** (0.075)	1.244*** (0.222)
観測値数	13,601	13,601	13,601	13,601	11,309	2,292	11,309	2,292
自由度修正済み 決定係数	0.111	0.112	0.111	0.082	0.112	0.154	0.112	0.155
会社数	1,619	1,619	1,619	1,619	1,595	1,002	1,595	1,002

(注) サンプル期間は2001年から2019年までである。被説明変数TBGは企業の年末の企業の投資 (企業の有形資産の成長率) である。年ダミーはすべての回帰に含まれている (係数は示されていない)。変数の定義は付録Aを参照。係数について、***, **, *はそれぞれ、有意水準1%, 5%, 10%を表す。係数の下の括弧に標準誤差が示されている。すべてのモデルは固定効果モデルである。

まとめる。企業の規模（Size）は企業の銀行借入金伸び率にマイナスの効果を持つ。そして、レバレッジ（Leverage）も負の符号を持つ。流動性（Liquidity）、売上高伸び率（Salesgrowth）と運転資本比率（WCR）の係数は有意に正である。流動性の高い企業は短期的返済能力が高いので銀行からの融資を獲得しやすい可能性がある。資金制約されていない企業（WCRの高い企業）はより多くの融資を受けることができる。

2. 頑健性テスト

本節では、上記の主要な結果の頑健性を調べるため、追加的な実証結果を報告する。表4は、頑健性テストとして、サンプルを統合なし（MRG=0）のサブサンプル、統合あり（MRG=1）のサブサンプルに限定した推計結果である。列(1)と列(2)において、ダミー $D1_{it}$ の単独項の係数は有意に正であり、複数の銀行から借りる企業と比べて、取引銀行数が1行しかない企業はそもそも銀行借入金伸び率が高いことが分かる。次に、列(3)と(4)は、スイッチングコスト変数 SC_{it} の単独項のみを入れ、それぞれサンプルを統合なし（MRG=0）のサブサンプル、統合あり（MRG=1）のサブサンプルに限定した推計結果である。 SC_{it} の単独項の係数は有意に正であり、スイッチングコストが1単位増えると、企業はそもそも銀行借入金伸び率を増やす。

二つ目の頑健性テストとして、銀行統合による企業の銀行借入金伸び率への影響にタイムラグがある可能性を考慮した分析を行う。銀行統合の持続的な影響を調べるために、企業が t 年に統合した場合、統合後2年間に渡り1をとるダミー変数 $MRG2_{it}$ 、及び、銀行統合後5年間に渡り1をとるダミー変数 $MRG5_{it}$ を定義する。

表5は表3の分析を拡張し、銀行統合の企業の信用の利用可能性に対する2年間（列(1)～列(3)）及び5年間（列(4)～列(6)）の効果を分析した結果である。それぞれ、表3と同じようにダミー変数を用いる推計と、統合によるサブサンプルに分けた推計を行った。列(1)では、銀行統合後2年間の効果（ $MRG2_{it}$ の係数）は負、単一関係ダミーと統合ダミーの交差項の係数は正となった。

列(2)と列(3)のサブサンプルに分けた推計結果は表4と整合的である。列(4)～列(6)の5年間の推計結果も2年間の結果と定性的に同じである。

3. 投資への影響：追加的な分析

最後に、統合が借入金の伸び率を通じて、企業の投資に影響を与えるかどうかを分析する。表6は、様々なスペシフィケーションで、被説明変数を投資 Investment として、推計を行った結果である。列(1)では、単一銀行ダミーの係数は有意ではなく、列(2)では統合ダミーの係数が有意に正である。つまり、統合は投資を増加させるが、銀行数の影響はない。列(3)でもスイッチングコストの影響はないが、列(4)では統合ダミーの係数は有意に正である。

列(5)～列(8)のサブサンプルに分けた分析では、単一関係ダミーやスイッチングコストの係数は有意ではなかった。以上のことから、統合は企業の投資に正の影響を与えるものの、取引銀行数は統合の効果に影響を及ぼさないことがわかった。

V. 結論

本論文では、日本の上場企業と統合銀行の情報を用いて、銀行の統合がスイッチングコストの高い企業又は低い企業の信用の利用可能性に与える影響を区別し、検証した。銀行統合の効果を企業が直面するスイッチングコストの視点から分析することで、企業の取引銀行の統合が企業の信用の利用可能性に与える効果は、企業が直面する取引銀行のスイッチングコストによって異なること、また、スイッチングコストの高い企業は銀行統合後銀行借入金伸び率を増加できることを明らかにした。

理由として、リレーションシップから生まれたソフト情報は他の貸手銀行へ移転するのが困難であるが、銀行統合においては、統合された銀行の内部で移転が可能であり、貸出の増加につながる。

しかしながら、本研究にはいくつかの限界がある。第一に、本研究のデータセットには、企業に関するデータのみが含まれており、銀行特性に関する変数は含まれていない。第二に、本研究では、企業の信用の利用可能性を分析する際に、銀行借入金のみを考慮し、貸出金利や融資契約条件は考慮していない。第三に、スイッチングコストの定義として、取引銀行数だけではなく、関係の長さまたは企業と銀行の距離及び企業が監査を受ける程度といった側面もある。様々な代理変数を用いて、銀行統合の効果は企業のスイッチングコストの差異によって違うかどうかを調べることは今後の課題になる。

謝辞

本研究を作成するにあたり、清水克俊先生と名古屋市立大学の奥田真也先生の御指導に心より感謝申し上げます。また、本研究はJST 次世代研究者挑戦的研究プログラムJPMJSP2125の財政支援を受けたものです。この場を借りて「東海国立大学機構融合フロンティア次世代研究事業」に御礼申し上げます。

注

- 1) 金融審議会金融分科会第二部会の2003年3月27日の「リレーションシップ・バンキングの機能強化に向けて」では、リレーションシップ・バンキングを「金融機関が顧客との間で親密な関係を長く維持することにより顧客に関する情報を蓄積し、この情報を基に貸出等の金融サービスの提供を行うことで展開するビジネスモデル」と定義している。地域に着目すれば、同報告は「中小・地域金融機関は、決済機能を果たす中で得られる顧客企業のキャッシュフローに関する情報、さらには地域の産業構造、地域経済の動向等に関する情報をリレーションシップ・バンキングの展開の中で集積し、地域情報のネットワークの中核的役割を担うことが可能である」と述べている。金融庁は「地域密着型金融の機能強化の推進に関するアクションプログラム（平成17～18年度）」の公表から、「リレーション

シップ・バンキング」という表現を「地域密着型金融」に置き換えた。

- 2) 内田 (2010, p.52) は、ソフト情報を「文書化が難しく、他人に伝えることが困難な質的な情報であり、主観的な情報」、「長期的な取引を通じて、また貸出だけでなく預金や他の金融商品の取引を通じて、貸手が蓄積していくものである」と定義している。
- 3) 企業は異なる種類のスイッチングコストに直面している。Degryse, Masschelein, and Mitchell (2011) によると、「情報的な」スイッチングコストとは、銀行を換えようとする企業が他の銀行に企業の質が低いと認識される可能性があり、その結果、それらの企業はより高い貸出金利を支払うことになる。「取引的な」スイッチングコストとは、他行を訪問する際に発生する高いコストのことである。
- 4) これはやや極端な仮定であるが、説明の便宜上、このように考えたほうが分かりやすいため、このように考えて議論する。
- 5) 紙幅の制約から、統合した銀行の統合時点・統合前の組織名称・統合後の商号の表は省略した。請求に応じて著者から入手可能である。
- 6) 変数の相関係数の表は請求に応じて著者から入手可能である。相関係数表によると、固定資産比率 Fixassets と総資産利益率 ROA はいずれも企業の借入金伸び率 TBG に負の関係があり、スイッチングコスト SC、売上高伸び率 Salesgrowth、流動性 Liquidity、運転資本比率 WCR とレバレッジ Leverage は正の関係がある。スイッチングコスト SC、売上高伸び率

付録A：変数の定義

変数	定義
被説明変数	
TBG _{it}	企業の借入金伸び率 = (当期の銀行借入金残高 - 前期の銀行借入金) / 前期の銀行借入金残高
Investment _{it}	企業の投資 (企業の有形資産の成長率)
説明変数	
銀行統合ダミー変数	
MRG _{it}	ダミー変数：企業 i が t 年に統合した銀行から借りる場合 = 1
MRG2 _{it}	銀行統合後 2 年間に渡り、1 をとるダミー変数
MRG5 _{it}	銀行統合後 5 年間に渡り、1 をとるダミー変数
DI _{it}	ダミー変数：企業 i が t 年に一つだけの取引銀行を持っている場合 = 1
SC _{it}	1 / n _{it} (n _{it} = 企業 i が t 年に持つている取引銀行数)
企業コントロール変数 (firmcontrols)	
Size _{it}	企業規模 (= 総資産額の自然対数値)
Salesgrowth _{it}	売上高伸び率
Fixassets _{it}	有形固定資産比率 (= 有形固定資産 / 総資産額)
ROA _{it}	総資産利益率 (= 当期純利益 / 総資産額)
Liquiditt _{it}	流動性 (= 現金およびその他の流動資産 / 前期の総資産額)
WCR _{it}	運転資本比率
Leverage _{it}	レバレッジ (= 負債 / 資産)

Salesgrowth, 総資産利益率ROA, 流動性Liquidityと運転資本比率WCRは企業の投資Investmentに正の相関があり, 企業の規模Size, 固定資産比率FixassetsとレバレッジLeverageは正の関係がある。

- 7) データの外れ値について, 上下1%でWinsorizeしている。
- 8) すべてのモデルに対してハウスマン検定 (Hausman Specification Test) を行った結果, 固定効果が選択された。
- 9) この点は, Montgomery and Takahashi (2017, p.442) の説明に従った。

参考文献

- 内田浩史 (2010) 「金融機能と銀行業の経済分析」, 日本経済新聞出版社。
- 筒井義郎, 佐竹光彦, 内田浩史 (2006) 「効率性仮説と市場構造 = 行動 = 成果仮説 : 再訪」 *RIETI Discussion Paper Series 06-J-001*。
- 金融庁 (2003) 「リレーシヨシップバンキングの機能強化に向けて」金融審議会金融分科会第二部会。
- Bhattacharya, S., and Thakor, A. V. (1993), "Contemporary Banking Theory," *Journal of Financial Intermediation*, Vol.3, No.1, pp.2-50.
- Cenni, S., Monferrà, S., Salotti, V., Sangiorgi, M., and Torluccio, G. (2015), "Credit Rationing and Relationship Lending. Does Firm Size Matter?" *Journal of Banking & Finance*, Vol.53, pp.249-265.
- Degryse, H., Masschelein, N., and Mitchell, J. (2011), "Staying, Dropping, or Switching: The Impacts of Bank Mergers on Small Firms," *The Review of Financial Studies*, Vol.24, No.4, pp.1102-1140.
- Demsetz, H. (1973), "Industry Structure, Market Rivalry, and Public Policy," *The Journal of Law and Economics*, Vol.16, No.1, pp.1-9.
- Detragiache, E., Garella, P. and Guiso, L. (2000), "Multiple versus Single Banking Relationships: Theory and Evidence," *Journal of Finance*, Vol.55, pp.1133-1161.
- Di Patti, E. B., and Gobbi, G. (2007), "Winners or Losers? The Effects of Banking Consolidation on Corporate Borrowers," *Journal of Finance*, Vol.62, No.2, pp.669-695.
- Erel, I. (2011), "The Effect of Bank Mergers on Loan Prices: Evidence from the United States," *The Review of Financial Studies*, Vol.24, No.4, pp.1068-1101.
- Focarelli, D., Panetta, F., and Salleo, C. (2002), "Why Do Banks Merge?" *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.34, No.4, pp.1047-1066.
- Guiso, L., and Minetti, R. (2010), "The Structure of Multiple Credit Relationships: Evidence from U.S. Firms," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.42, No.6, pp.1037-1071.
- Harhoff, D., and Körting, T. (1998), "Lending Relationships in Germany – Empirical Evidence from Survey Data," *Journal of Banking & Finance*, Vol.22, No.10-11, pp.1317-1353.
- Karceski, J., Ongena, S. and Smith, D.C. (2005), "The Impact of Bank Consolidation on Commercial Borrower Welfare," *Journal of Finance*, Vol.60, No.4, pp.2043-2082.
- Montgomery, H., and Takahashi, Y. (2018), "Effect of Bank Mergers on Client Firms: Evidence from the Credit Supply Channel," *The Japanese Economic Review*, Vol.69, No.4, pp.438-449.
- Myers, S. C. (1977), "Determinants of Corporate Borrowing," *Journal of Financial Economics*, Vol.5, No.2, pp.147-175.
- Padilla, A. J., and Pagano, M. (1997), "Endogenous Communication Among Lenders and Entrepreneurial Incentives," *The Review of Financial Studies*, Vol.10, No.1, pp.205-236.
- Petersen, M. A., and Rajan, R. G. (1994), "The Benefits of Lending Relationships: Evidence from Small Business Data," *Journal of Finance*, Vol.49, No.1, pp. 3-37.
- Petersen, M. A., and Rajan, R. G. (1995), "The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.110, No.2, pp.407-443.
- Presbitero, A. F., and Zazzaro, A. (2011), "Competition and Relationship Lending: Friends or Foes?" *Journal of Financial Intermediation*, Vol.20, No.3, pp.387-413.
- Rajan, R. G. (1992), "Insiders and Outsiders: The Choice between Informed and Arm's - Length Debt," *Journal of Finance*, Vol.47, No.4, pp.1367-1400.
- Sapienza, P. (2002), "The Effects of Banking Mergers on Loan Contracts," *Journal of Finance*, Vol.57, No.1, pp.329-367.
- Scott, J., and Dunkelberg, W. (2003), "Bank Mergers and Small Firm Financing," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.35, No.6, pp.999-1017.
- Sharpe, S. A. (1990), "Asymmetric Information, Bank Lending, and Implicit Contracts: A Stylized Model of Customer Relationships," *Journal of Finance*, Vol.45, No.4, pp.1069-1087.
- Stein, J. C. (2002), "Information Production and Capital Allocation: Decentralized versus Hierarchical Firms," *Journal of Finance*, Vol.57, No.5, pp.1891-1921.
- Uchida, H., Udell, G. F., and Yamori, N. (2008), "How Do Japanese Banks Discipline Small- and Medium-sized Borrowers? An Investigation of the Deployment of Lending Technologies," *International Finance Review*, Vol.9, pp.57-80.
- Uchino, T., and Uesugi, I. (2012), "The Effects of a Megabank Merger on Firm-Bank Relationships and Borrowing Costs," *RIETI Discussion Paper Series*

12-E-022.

Williamson, O. (1968), "Economies as an Antitrust Defense: The Welfare Tradeoffs," *The American Economic Review*, Vol.58, No.1, pp.18-36.