

学籍番号：BD191015

銀行 - 企業間関係と企業間取引ネットワークの相互関係

Interactions Between Bank - Firm Relationship  
and Interfirm Transaction Relationship

大学院  
博士後期課程  
氏名：

経営管理 研究科  
経営管理 専攻  
今仁 裕輔

---

## 謝辞

本学位論文の執筆及び大学院生活にあたり、多くの方々からご指導とご支援をいただいた。この場を借りて感謝を申し上げたい。

指導教員の安田行宏先生に感謝を申し上げたい。安田先生には修士課程時から大学院ゼミに参加させていただき、博士後期課程から指導教員を引き受けていただいた。安田ゼミはインプットの機会が必要と感じればテキストの輪読を、研究の相談が必要と感じれば研究報告をするフレキシブルなゼミであり、最もその恩恵に預かったのはおそらく筆者だった。そのおかげか、毎週の大学院ゼミが筆者の楽しみの1つであり、5年間の大学院生活の中心となっていた。筆者の研究報告に際しては、大局的・局所的視点のどちらからも多くのご指摘をいただき、各研究の改善はもちろんのこと、研究全体の方向性についてもご指導いただいた。

副指導教員の植杉威一郎先生にも感謝申し上げたい。植杉ゼミは研究報告を定期的に行っていくスタイルであり、自らの研究進捗を管理する上で大きな助けとなった。ゼミ時に植杉先生からいただくコメントは、筆者の研究の問題点を改善するのみならず、新たな研究テーマへとつながるものも多かった。特に本稿第2章の論文は、植杉先生のコメントから生まれた論文と言っても過言ではなく、植杉先生のご助言無くして本稿を書き上げることはできなかった。

修士課程時の指導教員である花崎正晴先生(埼玉学園大学)にも感謝申し上げたい。花崎先生には学部3年次からお世話になり、金融・統計分析のことなど何も分からない筆者に基礎からご指導いただいた。花崎先生のご指導なくして、大学院進学は叶わなかったことは間違いない。

一橋大学イノベーション研究センターの大山睦先生にも感謝申し上げたい。大山先生には共同研究の機会を通じて、手探りの状態からどのようにして研究を進め、形作っていくか、また共同研究をどのように進めていくべきかを学ばせていただいた。また本稿第3章の分析は大山先生との共同研究から着想を得たものであり、本稿作成の大きな助けとなった。

東京経済大学の藤谷涼佑先生にも感謝申し上げたい。藤谷さんには同室の研究室となった時から、研究活動・その他あらゆる面でお世話になった。面倒を見てくれる優秀な先輩が1人いるだけで、大学院生活はこれほど変わるのかと感じた日々であり、藤谷さんには一生足を向けて寝ることはできない。

講義やティーチング・アシスタントでは、小川英治先生、熊本方雄先生、小西大先生、篠沢義勝先生、篠原克寿先生、田村俊夫先生、中村恒先生、三隅隆司先生、門利剛先生からご指導をいただいた。深く感謝申し上げます。

学会やセミナーでは蟻川靖浩先生(早稲田大学)、奥田真也先生(名古屋市立大学)、小倉義明先生(早稲田大学)、久保克行先生(早稲田大学)、櫻川昌哉先生(慶應義塾大学)、広田真一先生(早稲田大学)、福田慎一先生(東京大学)、松浦寿幸先生(慶應義塾大学)、宮島英

昭先生 (早稲田大学)、柳瀬典由先生 (慶應義塾大学)、山田和郎先生 (立命館大学)、家森信善先生 (神戸大学) から多くのご助言をいただいた。深く感謝申し上げます。

安田ゼミでは伊藤毅氏、岩田聖徳氏、後藤瑞貴氏、扎西永措氏、席宇峰氏、涂琛氏、寧東来氏、林宏美氏、南航太郎氏、李安琪氏、山田佳美氏、植杉ゼミでは趙淳凱氏、本田朋史氏、丸山智也氏、Nguyen Thuy Linh 氏、花崎ゼミでは王楽氏、張嘉宇氏、鄭晶潔氏、羽田徹也氏、羅鵬飛氏、研究室や日々の議論では日下勇歩氏、縄田寛希氏、野口翔右氏、平岩拓也氏から多くのご助言をいただいた。深く感謝申し上げます。

一橋大学経済学研究科 帝国データバンク企業・経済高度実証研究センター (TDB - CAREE) から分析に必要なデータの提供、内部報告会や一橋大学政策フォーラムでの報告機会をいただいた。岡室博之先生、北村慎也氏、古藤真規子氏、後藤健夫氏、高野佳佑氏、原泰史先生、平峰芳樹氏から多くのご助言やサポートをいただいた。深く感謝申し上げます。

本稿は、日本学術振興会から特別研究員奨励費 (課題番号：19J21146) を受けて行われた研究の一部である。またみずほ証券株式会社様からも経済的なご支援をいただいた。深く感謝申し上げます。

最後に家族に感謝したい。朝に犬の散歩をして、研究室に向かい、夜になると帰り、犬の散歩をして、寝るという規則正しい生活を支えてくれたのは、母と2匹の犬 (チャーリー・ピー) であった。おかげで、大学院生活の5年間を大病することなく終えることができた。祖母は折に触れて会うたびに、筆者の体調と体型の心配をしてくれた。深く感謝申し上げます。

2022年1月  
今仁 裕輔

## 目次

第1章 はじめに.....	1
1 本稿の目的 .....	1
2 本稿の構成 .....	8
3 本稿で用いるデータベース.....	9
第2章 金融機関の経営破綻が企業間取引関係の継続性に与える影響.....	11
1 はじめに .....	11
2 先行研究 .....	13
2.1 銀行ショックが企業行動に与える影響.....	13
2.2 銀行ショックと取引ネットワークを通じた波及.....	13
3 リサーチ・デザイン.....	14
3.1 銀行ショックとしての北海道拓殖銀行の経営破綻.....	14
3.2 データ及びサンプル.....	16
3.3 推定モデル .....	16
4 分析結果 .....	23
4.1 主分析 .....	23
4.2 頑健性分析 .....	26
4.3 追加分析：北海道拓殖銀行の経営破綻の波及効果.....	29
4.4 追加分析：北海道拓殖銀行の経営破綻と取引関係の代替効果.....	31
4.5 追加分析：北海道拓殖銀行への政策対応と取引関係の打切り .....	32
5 結論 .....	34
第3章 銀行貸出が企業の取引ネットワーク再構築に与える影響.....	35
1 はじめに .....	35
2 先行研究 .....	37
2.1 取引ネットワークの形成.....	37
2.2 企業の取引ネットワークと資金調達・資本構成に関する実証分析.....	38
2.3 資金調達が企業の取引ネットワーク構成に与える影響に関する理論分析.....	39
2.4 銀行貸出と企業の生産活動、事業継続.....	39
2.5 仮説 .....	40
3 リサーチ・デザイン .....	40
3.1 データ及びサンプル.....	40
3.2 リサーチ・デザイン.....	41
4 分析結果 .....	42
4.1 グラフ分析 .....	42
4.2 主分析 .....	47
4.3 企業の取引打切り数に関する内生性への対処.....	49

4.4 銀行借入の供給要因.....	53
5 追加分析 .....	54
5.1 企業 - 取引産業レベルの分析 .....	54
5.2 新規取引相手の地理的多角化.....	57
6 結論 .....	58
第4章 銀行による取引相手企業への貸出集中が銀行 - 企業間貸出に与える影響.....	65
1 はじめに .....	65
2 先行研究 .....	67
2.1 銀行による取引相手企業への貸出の集中.....	67
2.2 取引相手企業の倒産.....	67
3 リサーチ・デザイン .....	68
3.1 データ .....	68
3.2 リサーチ・デザイン：銀行 <i>j</i> のエクスポージャーと企業 - 銀行間融資額.....	68
3.3 リサーチ・デザイン：取引相手企業の倒産の影響.....	69
4 分析結果 .....	74
4.1 主分析 .....	74
4.2 頑健性分析: 銀行間合併を用いた内生性への対処 .....	77
4.3 頑健性分析: 代替指標 .....	83
5 追加分析 .....	84
5.1 総銀行借入に対する影響.....	84
6 結論 .....	88
第5章 企業間取引ネットワークにおける銀行の貸出集中と連鎖倒産.....	94
1 はじめに .....	94
2 先行研究及び仮説 .....	96
2.1 企業間の連鎖倒産.....	96
2.2 銀行 - 取引相手企業の融資関係と銀行貸出 .....	97
2.3 銀行からの資金供給と倒産.....	98
2.4 仮説 .....	98
3 リサーチ・デザイン .....	98
3.1 データ .....	98
3.2 連鎖倒産の定義.....	99
3.3 推定式 .....	100
4 分析結果 .....	101
4.1 グラフ分析 .....	101
4.2 主分析 .....	101
4.3 頑健性分析：逆因果の関係.....	104
4.4 頑健性分析：銀行貸出チャンネルの異質性分析.....	105

5 追加分析 .....	106
5.1 銀行貸出チャネルの持続性.....	106
5.2 他の経路との比較.....	109
6 結論 .....	110
第6章 おわりに.....	115
1 はじめに .....	115
2 各章の要約 .....	115
3 本稿の結論 .....	116
4 本稿の限界と課題 .....	117
参考文献 .....	119

## 第1章 はじめに

### 1 本稿の目的

本稿の目的は、企業を取り巻く2つの取引関係に着目して、その相互作用を実証的に明らかにすることにある。第1の取引関係は、企業にとって資金調達上重要な位置を占める銀行-企業間の融資関係である。第2の取引関係は、財の生産に必要な中間財の購入や、生産した財の販売に不可欠な企業間取引ネットワークである。本稿では特に、第1の取引関係である銀行-企業間関係の消失や融資の減少が、第2の取引関係である企業間取引ネットワークの構成に与える影響、また第2の取引関係である企業間取引ネットワーク上において生じたショックが、第1の取引関係である銀行-企業間関係に与える影響を明らかにすることを目的とする。

本稿の根底にある問題意識は、企業にとって安定的な企業間取引ネットワークの構築は重要な経営課題であるにも関わらず、どのような要因が企業間取引ネットワークの構築に影響を与えるかについて実証的に示した論文が少ないことにある。企業間取引ネットワークを通じて、企業は財の生産に必要な中間財をサプライヤー企業から購入し、生産した財をカスタマー企業に対して販売することで収益を得る<sup>1</sup>。企業間取引ネットワークの維持は、中間財の安定した調達や継続的な収益源の確保につながり、企業の生産活動及び事業継続に重要な要素となる。

一方で、企業は不安定な企業間取引ネットワークに組み込まれることで、追加的なコストの負担を強いられる可能性がある。例えば既存のサプライヤー企業との取引が突如打ち切られた場合、これまで供給されていたものと同質の財を供給可能な取引相手企業を探すサーチコストが生じることになる。もし代替調達先のサプライヤー企業が見つからなかった場合には、最悪のケースとして操業停止へとつながることも考えられる。例えば2011年の東日本大震災では、トヨタ自動車はサプライヤー企業の被災による部品調達難の影響から、国内の組立工場の操業停止及び減産を余儀なくされた。またこの時被災したサプライヤー企業には自動車用半導体メーカー最大手のルネサスエレクトロニクスも含まれており、同社の被災はトヨタのみならず国内外の自動車メーカーの生産計画に影響を与えた。近年の例では、2019年から続くCOVID-19禍における世界的な半導体供給の減少が、自動車産業各社の工場稼働停止や大幅減産につながっている<sup>2</sup>。

同様に、既存のカスタマー企業との取引打ち切りや生産縮小においても、新たな販路開拓のためのサーチコストが発生し、新たなカスタマー企業が見つからない場合には自社の

---

<sup>1</sup> 本稿では「カスタマー企業」と記した際には、企業間取引ネットワークにおける財の販売先企業を指す。本稿では銀行-企業間の融資関係における企業の呼称を「借入企業」や「融資先企業」としており、「カスタマー企業」と表現しないことに注意されたい。

<sup>2</sup> 『車生産 国内40万台減 トヨタ、部品の代替調達急ぐ』2011年3月26日付 日本経済新聞、『日本車6社、減産100万台超 東南アジアの半導体供給減り』2021年9月11日付 日本経済新聞

売上減少へと直結することとなる。また新たなカスタマー企業が見つかったとしても、サプライヤー企業がこれまで既存のカスタマー企業への財供給のために行っていた関係特殊投資の価値は失われ、新たなカスタマー企業との取引開始にあたっては、追加的な関係特殊投資のコストが生じる可能性がある。以上のように、企業にとって安定的な企業間取引ネットワークの構築は、効率的かつ安定的な経営を行う上で重要な課題であると考えられる。しかし、これまでの先行研究では、安定的な企業間取引ネットワークを築くためにはどういった要因が必要となるのか、どのようなときに企業間取引ネットワークが不安定になるのかといった、取引ネットワーク構成の変化に焦点が当てられてこなかった。

本稿では取引ネットワーク構成の変化の要因として、銀行-企業間の融資関係(以下、銀行-企業間関係)に焦点を当て、その相互作用について分析を行う。銀行-企業間関係に焦点を当てる理由として、日本が直近で経験した2度の金融危機期において、企業の取引ネットワーク構成が大きく変化している点が挙げられる。図1は各年において観察された企業間取引関係の内、何割がその年に開始された取引か(新規取引比率)、何割がその年を最後に打ち切りとなった取引か(取引打ち切り比率)を図示したものとなっている。新規取引比率及び取引打ち切り比率共に高い時期を見ると、(1)1990年代から2000年代初頭にかけての銀行危機(以下、福田他(2006)にならい「日本の金融危機」とする)、(2)2008年の世界金融危機前後(以下、世界金融危機とする)の2つの金融危機期が確認できる。図2でこの時期の金融機関の貸出態度DIを確認すると、2つの金融危機期のいずれにおいても、他年度と比較して金融機関の貸出態度は厳しくなっている。以上の結果は、銀行セクターへのショックが、銀行-企業間関係を通じて企業セクターへと伝播し、企業間取引ネットワーク構成の変化に対して影響を与える可能性を示唆していると考えられる。

当然、こうした集計データのみを用いて銀行-企業間関係と企業間取引ネットワーク構成の変化との関係について言及することは適切でない。重大な懸念の1つとして、金融危機における取引ネットワーク構成の変化が、銀行セクターへのショックに伴う資金供給の減少ではなく、企業セクターの需要減少や生産性低下によって引き起こされている可能性が挙げられる。図3は企業規模別の業況判断DIであり、2000年前後及び2008年前後のいずれの金融危機期においても、業況判断DIは平年よりも悪いものとなっている。このような状況における企業間取引ネットワーク構成の変化は、銀行セクターへのショックだけではなく、企業セクター内における需要減少や生産性の低下によっても惹起されている可能性がある。



図1 企業間取引関係の新規取引/打ち切り比率

(出所：帝国データバンクデータベース C2TRD より筆者作成)

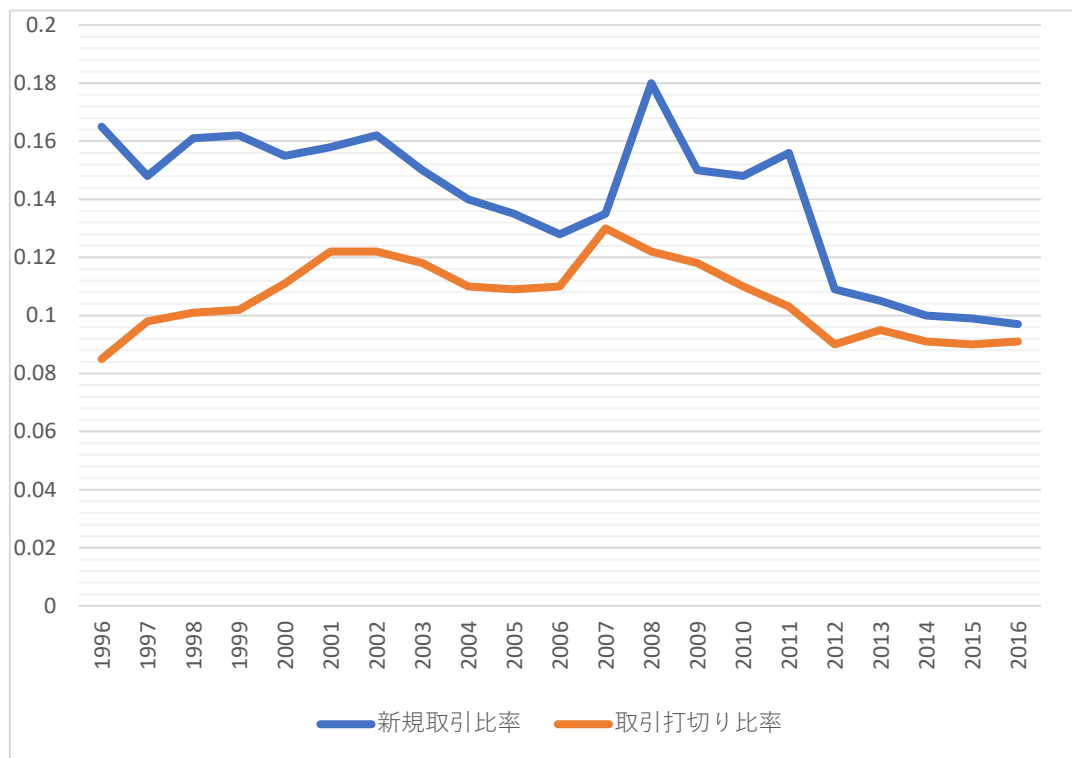
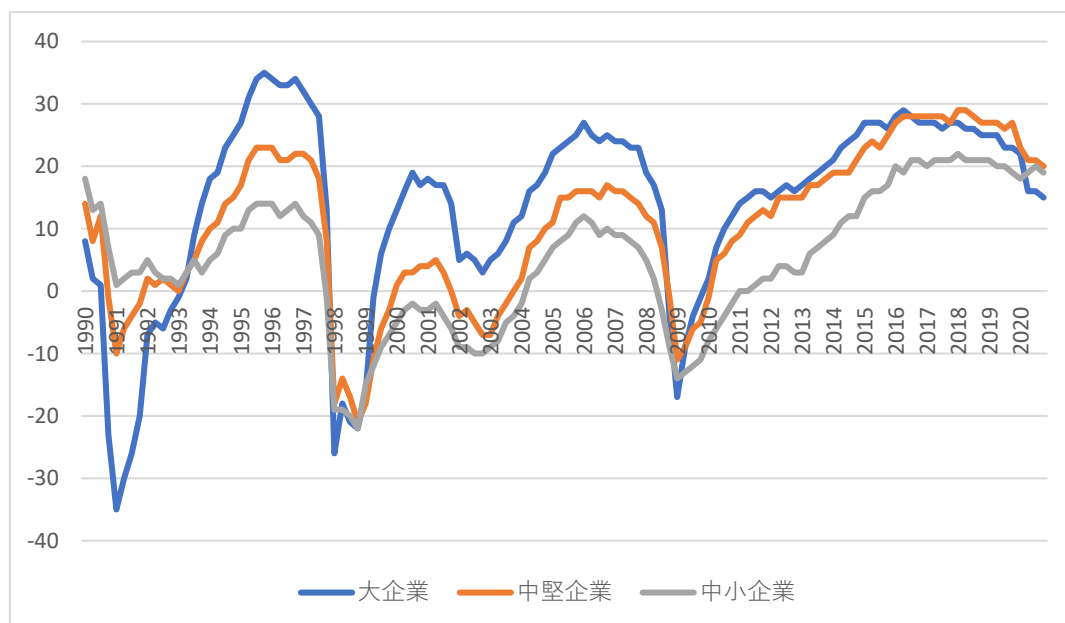


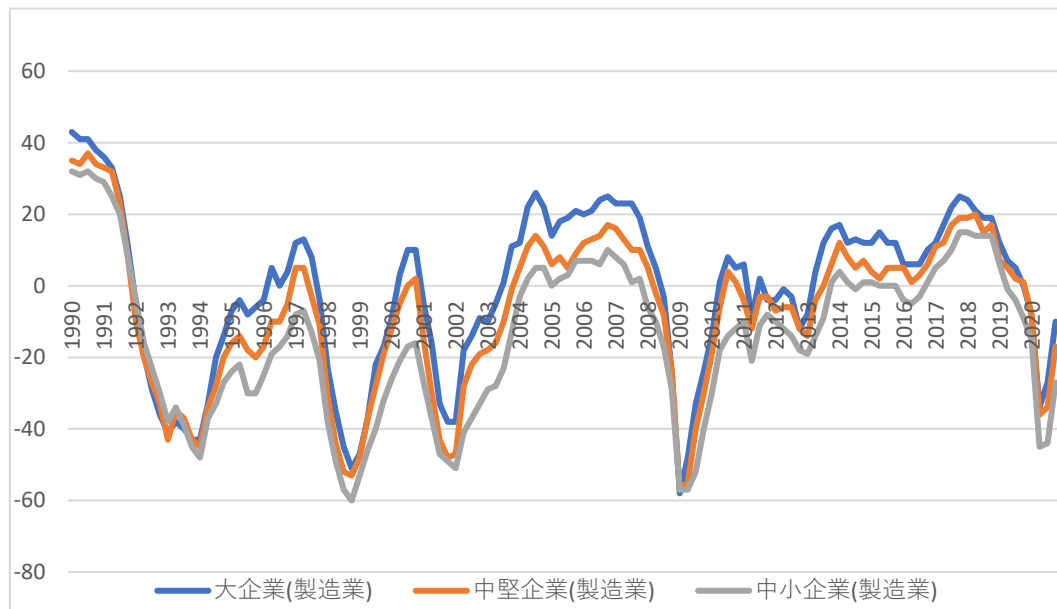
図2 企業規模別の金融機関貸出態度判断 DI

(出所：日本銀行時系列統計データより筆者作成)



### 図3 企業規模別の業況判断 DI

(出所：日本銀行時系列統計データより筆者作成)



この懸念が表出している可能性が特に高いのは、2008年の世界金融危機時である。2000年前後の日本の金融危機時における銀行の健全性の低下や貸出の減少は、企業行動や業績に負の影響を与えることがいくつかの先行研究で示されている<sup>3</sup>。一方で、2008年の世界金融危機時の日本の銀行業は、同時期の欧米や、2000年の日本の金融危機時と比較しても大きな影響を受けておらず(福田 他, 2010; 鯉淵 他, 2014)、結果として銀行から企業への貸出についても大きな減少は起きていない(植杉 他, 2009; 家森 2013)。銀行-企業間関係と企業間取引ネットワーク構成の変化との関係を明らかにするためには、よりミクロなデータを用いて背後の要因や条件を統制した上で分析を行う必要がある。

本稿では、詳細なミクロレベルの企業間取引ネットワーク及び銀行-企業間関係に関するデータを用いて上述の懸念に対処した上で、以下の3つの研究課題に取り組む。第1に、銀行セクターにおいて生じたショックが、銀行-企業間関係を通じて企業間の取引ネットワーク構成の変化に与える影響を明らかにする。上述の通り、集計データ上では銀行セクターにおいて生じたショックと、企業間取引ネットワーク構成の変化は強い相関関係を有しているように見えるが、その因果関係についてはこれまで明らかになっていない。本稿

<sup>3</sup> 2000年前後の日本を対象に、銀行の健全性が融資先企業の倒産確率に負の影響を与えることを確認した研究として、Fukuda et al. (2009) や福田 他 (2006)、金融機関の経営破綻が融資先企業の収益性に負の影響を与えることを確認した研究として堀・高橋 (2003) や Hori (2005) が挙げられる。

では企業間取引関係及び銀行企業間関係に関する豊富なデータと、これまで日本が経験してきた大規模なイベントに基づいて両者の関係を明らかにする。

***RQ1*：銀行セクターにおいて生じたショックが、銀行-企業間の融資関係を通じて、企業間取引ネットワークの構成に影響を与えるか**

第2の研究課題は、企業間取引ネットワーク上で生じたショックが、銀行-企業間融資に与える影響を明らかにすることである。*RQ1*ではショックの発生源を銀行セクターであると想定して、銀行-企業間の融資が企業間取引ネットワークの構成に与える影響に焦点を当てていた。しかし*RQ1*は両取引関係の相互関係を一面的に捉えているに過ぎず、実際には逆方向の関係、すなわち企業間取引ネットワーク上で生じたショックが銀行-企業間の融資へ与える影響も同時に存在すると考えられる。

企業間取引ネットワーク上で生じるショックの代表例としては、取引相手企業の被災や倒産が挙げられる。企業間取引ネットワーク上で生じたショックは、自社の需要の減少や中間財の調達難につながり、自社の生産活動の縮小を通じて他の取引相手企業へとショックを伝播させることがこれまでの先行研究で示されている (Barrot and Sauvagnat, 2016; Calvalho et al., 2021)。広範に渡る企業間のショックの伝播は、融資先企業の収益悪化を通じて、銀行の貸出行動に対して影響を与える可能性がある。本稿では企業間取引ネットワーク上のショックの発生に対応して、銀行が貸出行動をどのように変えるかを検証する。

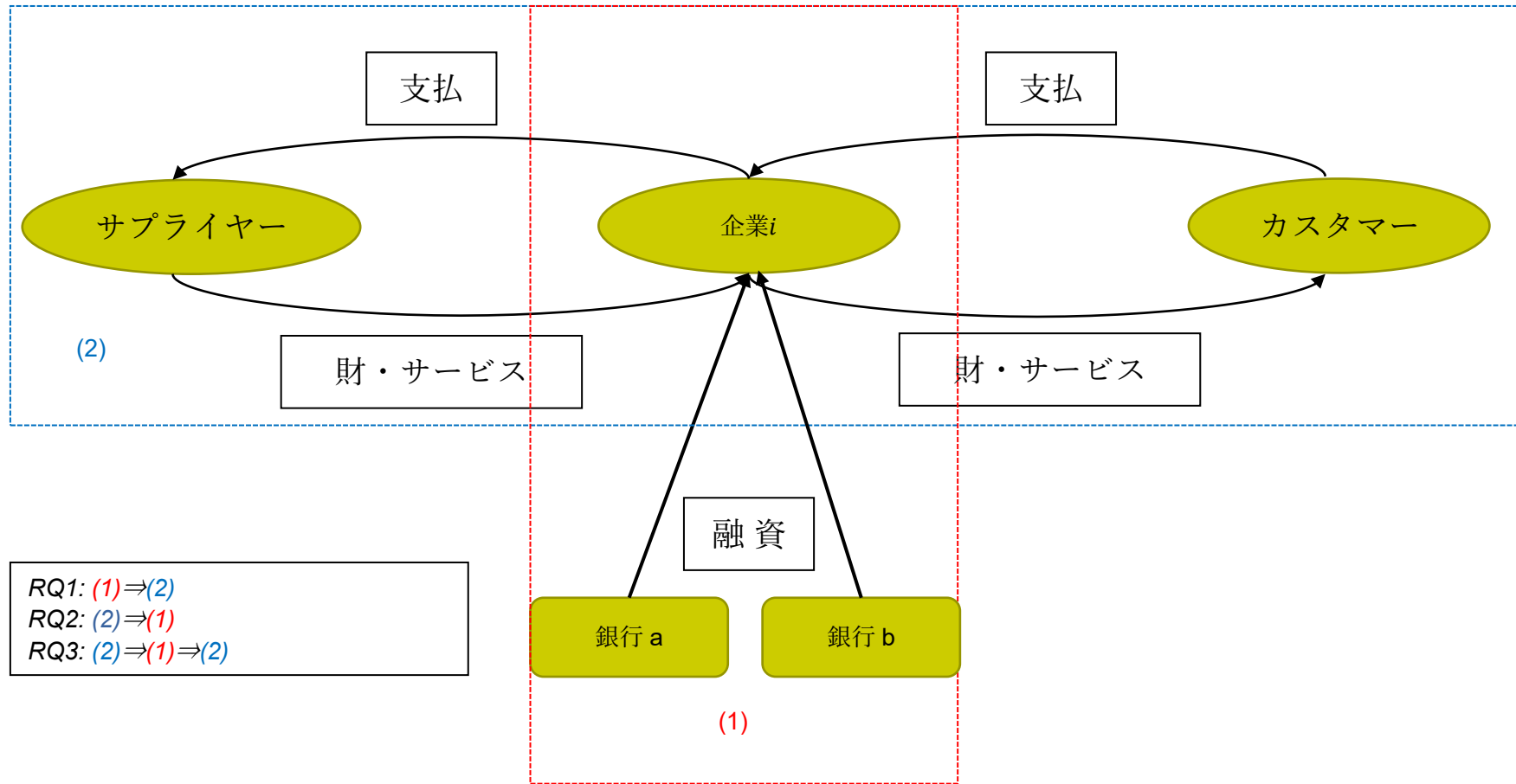
***RQ2*：企業間取引ネットワーク上で生じたショックは、銀行-企業間の貸出に影響を与えるか**

第3の研究課題は、企業間取引ネットワーク上で生じたショックの波及に対して銀行が果たす役割を明らかにすることである。*RQ2*では企業間取引ネットワーク上で生じたショックが銀行の貸出行動に与える影響を分析する。このときの銀行の行動次第では、最初に生じた企業間取引ネットワーク上のショックはより強く他の企業へと伝播する可能性がある。もし企業間取引ネットワーク上のショックの影響を受けた企業に対する貸出を銀行が減少させるのであれば、企業は通常のショックに加えて資金調達上のショックを追加で受けることになる。企業がこれらのショックの影響を吸収できなければ、生産活動の縮小や、資金繰りに行き詰った末の倒産へとつながる可能性がある。一方で、銀行がショックを受けた企業に対する貸出を増やすのであれば、その企業が企業間信用を通じて他の企業の資金繰りを支援する等、ショックの緩衝材として機能する可能性がある (Alfaro et al., 2021; Boissay and Gropp, 2013)。本稿では企業間取引ネットワーク上のショックに対応して銀行が貸出行動を変化させることで、企業間取引ネットワーク上のショックの波及の程度に対してどのような影響を与えるかを検証する。

***RQ3*：企業間取引ネットワーク上で生じたショックの波及に対して、銀行はどのような役割を果たすか**

図4に、銀行-企業間関係と企業間取引ネットワークの相互関係において、本稿の3つの研究課題がどのように対応しているかを示している。*RQ1*は銀行-企業間関係(1)が企業間取引ネットワーク(2)に与える影響を分析している。*RQ2*は企業間取引ネットワーク(2)が銀行-企業間関係(1)に与える影響を分析している。*RQ3*は企業間取引ネットワーク(2)が銀行-企業間関係(1)に影響を与えた結果、その影響が企業間取引ネットワーク(2)に対してどのように反映されるかを分析している。次節では上記の研究課題を明らかにするため、本稿で取り組む実証分析を整理する。

図4 本稿の研究課題の対応図



## 2 本稿の構成

1 節で提示した研究課題に基づいて、本稿では4つの実証分析を行う。第2章では、第1の研究課題(RQ1)を明らかにするため、銀行セクターで生じたショックが既存の企業間取引関係の継続性に与える影響を分析する。具体的には、1997年の北海道拓殖銀行(以下、拓銀)の経営破綻に焦点を当て、拓銀から融資を受けていた企業が、拓銀の経営破綻後にサプライヤー企業及びカスタマー企業との取引を打ち切られる確率が高くなるかを検証する。同分析を通じて、銀行-企業間の融資関係が消失した際に、既存の企業間取引関係にどのような影響を与えるかを明らかにする。

第3章では、引き続き第1の研究課題(RQ1)を基に、銀行-企業間関係が新規の取引相手企業との取引件数に与える影響に着目して分析を行う。具体的には、2011年の東日本大震災に着目し、東日本大震災によって既存の取引相手との取引関係が消失した場合に、銀行からの融資が多いほど新規の取引相手との契約が行われやすいかを分析する。第2章では「既存」の取引相手企業との取引継続性に焦点を当てていたが、第3章では「新規」の取引相手企業との取引開始に着目して分析を行っている。同分析を通じて、第2章の分析からは得られなかった、サプライチェーンの回復に対して金融機関が果たす役割についての示唆を得る。

第4章では、第2の研究課題(RQ2)に基づき、企業の取引相手企業の倒産という企業間取引ネットワーク上のショックが生じた際に、どの銀行が企業への貸出行動を変化させるかを分析する。第4章では(1)融資先企業の取引相手企業群と多く融資関係を有している銀行、(2)倒産した取引相手企業とも融資関係を有していた銀行を、より融資先企業の取引相手企業の倒産ショックによる影響を受けやすい銀行と考え、このような銀行がショック発生後に貸出行動をどのように変化させるかを分析する。

第5章では、第3の研究課題(RQ3)に基づき、企業間取引ネットワークを通じたショックの伝播に対して金融機関がどのような役割を果たすかを検討する。第4章では、融資先企業及び融資先企業の倒産した取引相手企業に対しても貸出を行っている銀行は、取引相手企業の倒産後に融資先企業への貸出を減少させることを確認している。この発見に基づき、第5章では、融資先企業及び融資先企業の倒産した取引相手企業が同じ銀行から借入を行っている場合、企業間取引ネットワーク上でのショックの波及の帰結として、融資先企業の連鎖倒産に発展する可能性が上昇するかを検討する。同分析を通じて、企業間取引ネットワーク上でショックが生じた際の銀行貸出の減少が、企業に対して追加のショックとなり、企業間取引ネットワーク上でのショックの波及を促進することを確認する。

第6章では、4つの実証分析から得られた結論を要約し、本稿の結論と今後の課題について述べる。

### 3 本稿で用いるデータベース

本節では、2節で示した4つの実証分析に用いたデータベースについて説明する。本稿は一橋大学経済学研究科帝国データバンク企業・経済高度実証研究センター (TDB - CAREE) から複数のデータベースの提供を受けて分析を行っている。TDB - CAREE のデータは、日本最大の信用調査会社である株式会社帝国データバンクが調査員を日本全国の企業へと派遣して収集したものであり、企業間取引関係をはじめとしたユニークな企業特性に関するデータを多数含んでいる。以下では本稿の分析に用いた各種データベースの概要について整理する。

#### 3.1 企業間取引ネットワーク：C2TRD

C2TRD は、企業間の取引関係を広範に渡って収録した、本稿の分析の核となるデータベースである。各企業の取引関係については調査員によるインタビューの際に、最大5社までのカスタマー企業及びサプライヤー企業を尋ねている。ただし、これは各企業5社までしか取引相手企業の特定ができないことを意味しない。企業Aのカスタマー企業として企業Bが挙げられていない場合でも、企業Bのサプライヤー企業として企業Aが挙げられているケースでは、企業Aのカスタマー企業として企業Bを特定することができるためである。なお、この上限5社の制約が問題になる企業は割合として比較的少なく、例えば2015年における企業のサプライヤー数及びカスタマー企業数の中央値は共に2となっている。なお、それぞれの最大値は6622、12693となっている。収録年数は1993年からとなっており、経年で収録されていることから、取引関係がいつから始まっているか、また終了したかについて追跡することが可能となっている。

C2TRDの最大の利点は、(1) 中小企業を含む広範囲のサンプルを(2) 経年で収録している点である。ファイナンス分野で最も広く用いられている企業間取引ネットワークのデータソースは、米国のForm 10-Kで公開されている取引相手企業情報である<sup>4</sup>。同データの制約として、上場企業のみが取引相手企業の公開を義務付けられていること、自社の売上の10%以上を占めるカスタマー企業しか公開の義務がないことが挙げられる。前者の制約は、分析対象が上場企業に限られる点、後者の制約は取引年数に関する分析を困難にする点<sup>5</sup>で問題となる。非上場企業の取引ネットワークを経年で収録したデータベースは

---

<sup>4</sup> 同データを用いたファイナンス分野における初期の研究として、Banerjee et al. (2008) や Cohen and Frazzini (2008), Hertz et al. (2008), Kale and Shahrur (2007) が挙げられる。近年では同データを各社のプレスリリースやウェブサイト、その他公開情報で補完した上で用いている研究 (Banerjee et al., 2021; Dai et al., 2020; Gofman et al., 2020; Gofman and Wu, 2022) も存在する。

<sup>5</sup>  $t-1$  年に取引相手企業として名前が挙げられていた企業が、 $t$  年に名前が挙げられていない場合、その企業との取引を打ち切ったのか、それとも売上のシェアが10%未満となったことで取引相手企業としての報告義務がなくなったのか識別が不可能となっているためである。

世界的にも貴重であり、本稿の分析を行う上で日本は適したセッティングであると考えられる。C2TRDの限界として、企業間の取引高については多くが欠損値となっている点が挙げられ、サンプルサイズの確保のため本稿の分析には用いていない<sup>6</sup>。C2TRDは第2章から第5章全ての実証分析において用いられる。

### 3.2 財務データ：C1, C2A

C1及びC2Aは各企業の財務データを収録している。C1は2000年以降の各企業の財務データを有価証券報告書に準じた形式で収録しており、標準的に用いられる企業特性の変数の作成が可能となる。C2Aは企業の本社所在地や業種区分、売上高、従業員数といった基本的な企業特性のみを収録しているかわりに、1976年以降の長期に渡りデータを収録している。C1は第3章と第5章、C2Aは第2章の分析に用いている。

### 3.3 倒産データ：TOSAN

TOSANは1980年以降の各倒産企業の倒産年、倒産理由、倒産時負債額を収録しており、各企業のどの取引相手企業が、いつ倒産したかを特定するために用いる。TOSANにおける「倒産」の定義は、(1)銀行取引停止処分を受ける(2)内整理(代表が倒産を認めるとき)(3)裁判所に会社更生手続開始を申請する(4)裁判所に民事再生手続開始を申請する(5)裁判所に破産手続開始を申請する(6)裁判所に特別清算開始を申請する、のいずれかに該当する場合としている。TOSANの限界として、倒産に分類された企業が最終的に清算・再建のいずれに至ったのかは特定することができない。TOSANは第2章と第4章、第5章の分析に用いている。

### 3.4 銀行データ：C2BANK

C2BANKは1976年以降の各企業が融資を受けている銀行コード及び支店コードを最大10行まで収録しており、各企業がどの銀行と融資関係を有しているかを特定するために用いる。また調査員が企業に融資行を尋ねる際に、各企業がメインバンクと考えている銀行を第1に挙げてもらうことになっている。よって本稿におけるメインバンクの定義は、「企業がメインバンクだと考えている銀行」となっている。C2BANKの限界として、企業がどの銀行からどの程度の額の融資を受けているかについては欠損となっている箇所が多い。なお、本稿第4章の分析では銀行-企業間の融資額に関するデータを用いているが、同データは日経 Needs Financial Questから取得したものをしている。C2BANKは第2章から第5章全ての実証分析に用いている。

---

<sup>6</sup> 前述の米国のForm 10-Kで公開されている取引相手企業情報では、開示企業に限り取引高についても記載が求められており、同データの利点の1つとなっている。特に特定の取引相手企業への依存度を測定することが可能となっており、企業価値や企業のR&D投資、資金調達上のコストとの関係を見た分析等(e.g. Cao et al., 2021; Dhaliwal, 2016; Patatoukas, 2012)、多岐に渡って使われている。



## 第2章 金融機関の経営破綻が企業間取引関係の継続性に与える影響<sup>7</sup>

### 1 はじめに

本章では銀行セクターにおいて生じたショック(以下、銀行ショック)として1997年の北海道拓殖銀行(以下、拓銀)の経営破綻に着目し、取引関係にあった銀行の経営破綻が企業間の取引関係の継続性に与える影響を分析する。より具体的には、企業間の取引において財・サービスを購入する企業(以下、カスタマー企業)が拓銀から融資を受けていた場合、拓銀の経営破綻後に財・サービスを供給する企業(以下、サプライヤー企業)との取引関係を解消される可能性が高くなるかを分析する。本章の分析を通じて、第1章で設定した第1の研究課題である「銀行セクターにおいて生じたショックが、銀行-企業間の融資関係を通じて、企業間取引ネットワークの構成に影響を与えるか」を検討する。

企業間の取引ネットワークは企業の財・サービスの生産及び販売に不可欠なものであると同時に、企業に生じた様々なショックを経済全体へと波及させていることが近年の研究で指摘されている。代表的な例としては、地震や台風といった災害に企業が被災した場合、被災企業の取引相手の売上高や輸出先企業の財の生産量に負の影響を与えるといった生産性ショックの波及が挙げられる(Barrot and Sauvagnat, 2016; Boehm et al., 2019; Calvalho et al., 2021)。これらの研究に続いて、企業への資金供給サイドである銀行ショックが企業間の取引ネットワーク上で繋がっている企業に与える影響についても研究が進められている(Alfaro et al., 2021; Cortes et al., 2019; Huremovic et al., 2020)。これらの研究では、生産性ショック同様に銀行ショックも企業間の取引ネットワークを通じて多くの企業の設備投資や雇用に対して影響を与えることが指摘されている。

ところが、銀行ショックが波及経路となる企業間の取引ネットワークそのものに与える影響に注目した研究はあまり蓄積されていない<sup>8</sup>。取引ネットワークの変化に関する研究を行う上では、個々の企業の取引関係に関するデータベースが必要となるが、こうしたデータを利用できる国が限られているためである。本章では第1章3節にて記載した企業間の取引データを用いて、カスタマー企業・サプライヤー企業のペアレベルの取引関係の継続性を分析する。

企業間の取引において財・サービスを購入するカスタマー企業が銀行ショックに直面することで、財・サービスを供給するサプライヤー企業は複数の経路を通じて影響を受ける。例えばカスタマー企業が銀行ショックによる資金制約を受けることで、サプライヤー企業はカスタマー企業からの購入数量の減少という需要ショックに直面する(Altinoglu (2021))。また財・サービスの販売に際して企業間信用という形でカスタマー企業からの支払いを猶

<sup>7</sup> 本章は今仁(2022)を加筆・修正したものとなっている。

<sup>8</sup> 2011年の東日本大震災の際の企業間の取引関係の継続性に関する研究は、少数ではあるがHosono et al. (2019)などがある。

予していた場合、カスタマー企業が資金制約を受けることでサプライヤー企業は売掛金の回収が困難となり、サプライヤー企業もまた資金制約が厳しくなることが想定される (Alfaro et al. (2021) )。サプライヤー企業とカスタマー企業共に手元流動性に余裕がない状態で資金供給制約を受けた場合、最悪のケースとしてサプライヤー企業の倒産へと繋がる可能性が高くなるのがこれまでの先行研究で指摘されている (Boissay and Gropp, 2013; Jacobson and Shedvin, 2015; Hazama and Uesugi, 2017)。このようなリスクを避けるためにも、サプライヤー企業にとっては安定的な支払い及び財・サービスの取引を行うことができるカスタマー企業が取引相手としては望ましく、自社の利潤最大化という観点から資金調達が困難となったカスタマー企業との取引関係を継続しないインセンティブがサプライヤー企業には存在すると考えられる。

本章では銀行ショックとして 1997 年の拓銀の経営破綻に着目し、拓銀の経営破綻が企業間の取引関係の継続性に与える影響を分析した。分析の結果、カスタマー企業のメインバンクが拓銀となっているカスタマー企業・サプライヤー企業のペアは、拓銀破綻後 1 年以内取引関係が解消される確率が高くなること、拓銀経営破綻後の取引継続年数が短くなることを確認した。この結果は、1998 年の日本長期信用銀行や日本債券信用銀行の経営破綻や、1999 年から 2001 年にかけて発生した北海道内の複数の信用組合の経営破綻といった同時期に生じたショックをコントロールした上でも同様の結果が観察された。

さらに、本章では銀行ショックが直接融資を行っていない企業間の取引関係の継続性に対しても波及することを示している。サプライヤー企業、サプライヤー企業と直接取引をしている第 1 層カスタマー企業、第 1 層カスタマー企業から財・サービスを購入している第 2 層カスタマー企業、第 2 層カスタマー企業から財・サービスを購入している第 3 層カスタマー企業を考える。本章では、サプライヤー企業と直接取引を行っていない第 2 層カスタマー企業、第 3 層カスタマー企業のメインバンクが拓銀の場合にも、第 1 層カスタマー企業とサプライヤー企業の取引関係が拓銀経営破綻 1 年以内に解消される確率が上昇することが分かった。

また本章では、銀行ショックを受けたカスタマー企業が、同産業のショックを受けていないカスタマー企業に代替されるかを分析している。サプライヤー企業と取引をされていて、かつ同じ産業に属しているカスタマー企業 A 及び B を考える。カスタマー企業 A が銀行ショックを受けることで、サプライヤー企業とカスタマー企業 A の取引関係が解消されるのであれば、サプライヤー企業は新たな取引相手を探すないしは既存の取引相手との取引数量を増やす必要がある。その結果、サプライヤー企業にとって、銀行ショックを受けたカスタマー企業と同産業に属していて、銀行ショックを受けていない既存のカスタマー企業 B の重要性がより高くなり、長期的な取引関係を築くようになることが考えられる。分析の結果、同産業に属し、かつ同じサプライヤーを共有しているカスタマー企業が銀行ショックを受けた場合、同産業で銀行ショックを受けていない既存カスタマー企業とサプライヤー企業間の取引年数が長くなることを確認した。

本章の構成は以下の通りである。第2節では先行研究を概観する。第3節では本章のサーチ・デザインを検討する。第4節では実証分析の結果を示し、第5節で結論を述べる。

## 2 先行研究

### 2.1 銀行ショックが企業行動に与える影響

銀行ショックが企業行動に与える影響を分析した研究はこれまで多く行われている。銀行ショックが企業の投資に与える影響を分析した研究としては、Cingano et al. (2016) や Amiti and Weinstein (2018) などが挙げられる。Cingano et al. (2016) はイタリアの企業 - 銀行レベルのデータを用いて、リーマンショック時のインターバンク市場の凍結が企業の投資行動に負の影響を与えることを示している。Amiti and Weinstein (2018) は日本の企業 - 銀行レベルのデータに Abowd and Kramarz (1999) の employer - employee match の手法を用いることで、企業の銀行借入の変化を企業要因と銀行要因に分解し、銀行要因が企業の投資行動に与える影響を分析している。銀行ショックが企業の雇用に与える影響を分析した研究としては、Chodorow-Reich (2014) がリーマンショック期のアメリカに焦点を当てて、リーマンショック期の銀行借入の減少が企業の雇用の減少につながっていることを様々な操作変数を用いて示している。また Greenstone et al. (2020) はリーマンショック期にアメリカでは中小企業向けの貸付が減少し、その結果企業の雇用に微減したことを示している。

これらの先行研究は銀行セクターに生じたショックが企業の業績や行動に与える影響を分析している。本章では、銀行へのショックが企業の取引ネットワークの構成に与える影響を分析する。これは財の取引を行っている相手方の企業と融資契約を結んでいる銀行にショックが生じた場合に、企業が既存の取引先企業との契約を解消するかといった意思決定に関する分析であり、上述の銀行ショックと企業行動の研究に関連しつつ、これまでの当該分野では触れられてこなかった企業の行動に関する研究と考えられる。

### 2.2 銀行ショックと取引ネットワークを通じた波及

銀行ショックが企業の取引ネットワークを通じて他の企業の業績や行動に与える影響に関する実証分析が近年行われ始めている。Alfaro et al. (2021) は 2003 年から 2013 年のスペインの産業レベルの取引データを用いて、銀行ショックが取引ネットワークを通じて取引先企業の設備投資や売上高に影響を与えることを示している。またこの経路として、企業間信用の減少や製品の価格調整がそのチャネルとなることを示している。Alfaro et al. (2021) には企業間の取引関係の有無の変数の作成に産業レベルのデータを用いている点や、直接の取引相手からの波及効果しか見ていないという限界がある。この問題を克服した論文として、Huremovic et al. (2020) が挙げられる。Huremovic et al. (2020) では企業レベルの取引ネットワークを用いてより詳細な波及経路に関する変数を作成し、企業間の取引ネットワークを通じた二次以上の銀行ショックの波及効果の影響も大きいことを実証的に示している。Cortes et al. (2019) はブラジルのリーマンショック期のデータを用いて分析を行っ

ている。リーマンショック期に政府系金融機関が民間の金融機関と比べて貸出を減らさなかったことに着目し、政府系金融機関からの借入が多いほど、銀行ショックの波及効果が企業の生存確率に与える影響は小さいことを確認している。

上記の先行研究では企業間の取引ネットワークの構成は完全に外生的なものとして扱われており、銀行セクターにおいて生じたショックが、ショックを波及させる企業間の取引ネットワークの構成そのものに与える影響は分析されていない。本章では銀行ショックの波及が取引ネットワークの構成に与える影響を分析する。

### 3 リサーチ・デザイン

#### 3.1 銀行ショックとしての北海道拓殖銀行の経営破綻

本章では、銀行ショックが企業間の取引継続性に影響を与える経路として、取引の代金を支払うカスタマー企業の資金調達に銀行ショックにより困難となることで、サプライヤー企業が取引高の減少や代金の支払いの遅れを懸念して既存の取引相手との契約を解消する、ということを想定している。

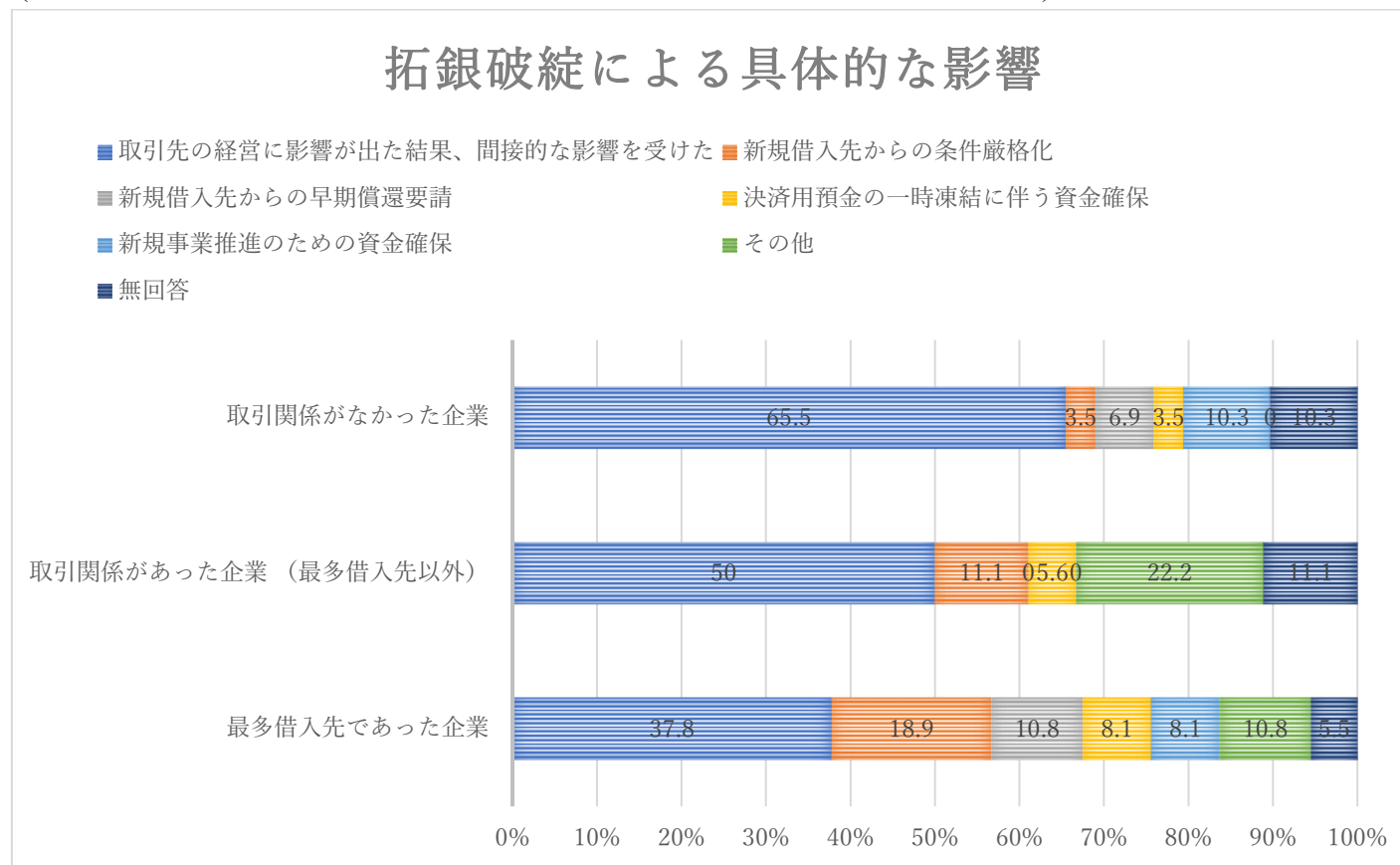
以上のような想定を検証するためには、次の2つの仮定を満たす必要がある。第1の仮定は、銀行ショックが融資先企業の資金調達に負の影響を与えるというものである。この仮定が成り立たなければ、銀行ショックによってカスタマー企業の資金制約が厳しくならず、財・サービス購入の支払いや取引高に変化は生じないと考えられる。第2の仮定は、銀行ショックが、企業間の取引ネットワークを通じて、融資を行っていない企業に対しても、企業間の取引高の減少や代金の支払いの遅れ等を通じて負の影響を与えるというものである。この仮定が成り立たないのであれば、サプライヤー企業は既存の取引相手との取引関係を解消するといったサプライチェーンのマネジメントを銀行ショックに対応して行うインセンティブが存在しないと考えられる。

これらの仮定を満たすセッティングとして、本章では1997年の拓銀の経営破綻に焦点を当てる。拓銀は札幌に本店を置いていた都市銀行であり、1997年3月時点の北海道内の預金残高で27%、貸出金残高で26%のシェアを有する道内最大の金融機関であった(平成12年中小企業白書)。しかしバブル期における不動産融資が多額の不良債権を生んだことで、1997年11月に都市銀行初の経営破綻に陥った。その結果、上場企業においては融資先企業の企業価値に対して(Yamori and Murakami (1999))、非上場企業の一部においては収益性や資金調達に対して(堀・高橋, 2003; Hori, 2005) 負の影響が生じることが指摘されている。

図1は平成12年中小企業白書での北海道内企業を対象とした、拓銀の経営破綻が企業に与えた影響に関するアンケートの結果である。第1に、拓銀の経営破綻が企業の資金調達に負の影響を与えていることが確認できる。拓銀を最多借入先としていた企業のうち18.9%が「新規借入先からの条件厳格化」、10.8%が「新規借入先からの早期償還要請」、他にも「決済用預金の一時凍結に伴う資金確保」や「新規事業推進のための資金確保」と

図1 北海道拓殖銀行の経営破綻による具体的な影響

(出所：平成12年版中小企業白書 第2部第1章第2節第212-25図を元に筆者作成)



いった面で資金調達への影響が生じていることが確認できる。これは第1の仮定が成立していることを示唆している。第2に、拓銀と直接融資契約を結んでいなかった企業に対しても、取引先の経営に影響が出た結果、間接的な影響が出たとしている企業が65.5%存在していたことが確認できる。これは第2の仮定が成立していることを示唆するものと考えられる。以上の理由から、本章では拓銀の経営破綻が銀行ショックと企業の取引関係の継続性の関係を分析する上で適したセッティングと考え、分析を行う。

### 3.2 データ及びサンプル

本章では一橋大学経済学研究科帝国データバンク企業・経済高度実証研究センター (TDB - CAREE) が提供している国内企業に関する3つのデータベースを用いて分析を行う<sup>9</sup>。1つ目は各企業の取引相手に関するデータ (C2TRD) であり、各企業の取引関係を特定するために用いる。2つ目は企業特性に関するデータ (C2A) である。企業レベルおよびカスタマー企業・サプライヤー企業のペアレベルのコントロール変数を作成する際に用いる。3つ目は融資を受けている銀行に関するデータ (C2BNK) である。どの企業が拓銀から融資を受けていたかを特定するために用いる。

分析単位はカスタマー企業・サプライヤー企業のペアレベルのデータとしている。サンプルの条件は、拓銀が経営破綻する前年である1996年4月から1997年3月の間の取引相手に関する情報が収録されていること、同期間のコントロール変数を取得できること、同期間の取引銀行が特定できること、サプライヤー企業が拓銀から融資を受けていないことである<sup>10</sup>。上記のサンプル条件の下、企業数172,979の間の取引関係である1,924,268ペアが分析対象となった<sup>11</sup>。

### 3.3 推定モデル

銀行ショックが企業の取引継続性に与える影響を分析するために、次のようなモデルを推定する。

$$Transaction_{ij} = \beta_1 CusBankShock_j + \sum_{k=2} \beta_k Control_j + \sum_{k=1} \gamma_k Control_{ij} + SupFE + IndFE + PreFE + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

ここで、被説明変数となる企業の取引継続性の変数 ( $Transaction_{ij}$ ) として、本章では2つの変数を用いる。1つ目は1997年の拓銀の経営破綻以降にサプライヤー企業*i*とカスタマ

<sup>9</sup>各データベースの詳細は第1章3節を参照されたい。

<sup>10</sup> サプライヤー企業がカスタマー企業と同様のショックを受けていた場合、異なる経路を通じてサプライヤー企業がショックを受ける可能性があり、バイアスの原因となる (Calvalho et al. (2021))。例えば、本社所在地が北海道のサプライヤー企業が近隣のカスタマー企業と取引を行う傾向が強い場合にバイアスが生じる可能性がある。なお、サプライヤー企業が拓銀から融資を受けているペアをサンプルに含んだ場合でも、同様の分析結果を確認している。

<sup>11</sup> 本社が北海道に所在している企業数は12198社、カスタマー企業の本社が北海道に所在しているペアは45405組、サプライヤー企業の本社が北海道に所在しているペアは31044組となっている。

一企業 $j$ が取引を継続した年数の対数值 ( $TradeYear_{ij}$ ) である。2つ目は、1997年の拓銀の経営破綻以降にサプライヤー企業 $i$ とカスタマー企業 $j$ の取引関係が1年以内に解消された場合に1を取るダミー変数 ( $End_{ij}$ ) である<sup>12</sup>。銀行ショックに関する説明変数として、1996年度時点のカスタマー企業 $j$ のメインバンクが拓銀であった場合に1を取るダミー変数 ( $CusBankShock_j$ ) を用いる。カスタマー企業 $j$ のメインバンクが拓銀であるか否かは、カスタマー企業 $j$ やサプライヤー企業 $i$ の企業特性、カスタマー企業 $j$ とサプライヤー企業 $i$ のペア属性に起因する可能性が高く、これらの要因を可能な限りコントロールする必要がある<sup>13</sup>。カスタマー企業 $j$ の特性をコントロールする変数 ( $Control_j$ ) として売上高 ( $Sales_j$ )、取引サプライヤー企業数 ( $Num\_Sup_j$ )、創業年数 ( $Age_j$ ) を用いる。またサプライヤー企業 $i$ とカスタマー企業 $j$ のペアレベルの特性をコントロールする変数 ( $Control_{ij}$ ) として、売上高、取引相手数、創業年数それぞれのカスタマー企業・サプライヤー企業間の差分の絶対値 ( $Pair\_Sales_{ij}, Pair\_Partner_{ij}, Pair\_Age_{ij}$ )、1996年度以前の取引年数 ( $PastTrade_{ij}$ )、両社が同じ県に本社を置いている場合には1を取るダミー変数 ( $SamePrefecture_{ij}$ ) を用いる。またサプライヤー企業 $i$ の特性をコントロールするために、本分析ではサプライヤー企業固定効果 ( $SupFE$ ) を用いる<sup>14</sup>。またカスタマー企業の産業固定効果<sup>15</sup> ( $IndFE$ )、カスタマー企業の本社所在地の県固定効果 ( $PreFE$ ) を含める<sup>16</sup>。

関心変数  $CusBankShock_j$  の係数  $\beta_1$  は、被説明変数がサプライヤー企業 $i$ とカスタマー企業 $j$ が1997年の拓銀の経営破綻以降に取引を継続した年数 ( $TradeYear_{ij}$ ) である場合にはマイナス、サプライヤー企業 $i$ とカスタマー企業 $j$ の取引関係が1年以内に解消された場合に1を取るダミー変数 ( $End_{ij}$ ) の場合にはプラスとなることが期待される。

表1は基本統計量、表2は変数定義表、表3は相関係数行列<sup>17</sup>である。分析に際して、異常値の影響を緩和するためカスタマー企業レベルのコントロール変数である  $Sales_j$ ,  $Num\_Sup_j$ ,  $Age_j$  は対数化している。またカスタマー企業・サプライヤー企業ペアレベルの

<sup>12</sup> カスタマー企業の資金繰りが即座に困難とはならず、すぐに取引関係が解消されない可能性もある。3年以内に取引関係を解消するか否かに定義を変更した場合でも、同様の結果が得られることを確認している。記述の簡略化のため、本章では1年以内に取引関係を解消するか否かの場合のみ結果を記載している。

<sup>13</sup> 例えばカスタマー企業 $j$ が大企業である場合や、安定的に財の供給を行うことができるサプライチェーンを築いている場合には、拓銀がカスタマー企業 $j$ に貸付を行う傾向にあるかもしれない。またカスタマー企業 $j$ とサプライヤー企業 $i$ の企業規模に大きな差があることでカスタマー企業 $j$ の交渉力に影響が生じる場合、拓銀の貸付に関する意思決定に影響が生じる可能性がある。

<sup>14</sup> カスタマー企業固定効果は関心変数である  $CusBankShock_j$  と完全に相関するためモデルに加えることができない。

<sup>15</sup> 帝国データバンク独自の2桁コードを用いる。日本標準産業分類に準じた91の分類となっている。

<sup>16</sup> 付随パラメータ問題 (Incidental Parameter Problem) を避けるため、被説明変数がダミー変数 ( $End_{ij}$ ) となる場合でも線形確率モデルを用いる。なおサプライヤー固定効果を推計式から除いたロジットモデルの場合でも同様の結果となることを確認している。

<sup>17</sup>  $Sales_j$ ,  $Pair\_Sales_{ij}$  が他のコントロール変数と相関が高く、多重共線性の問題を避けるため、本稿に掲載している回帰分析の結果では除いている。相関が高い他のコントロール変数と入れ替えた場合でも、同様の結果を確認している。

コントロール変数である  $Pair\_Sales_{ij}$ ,  $Pair\_Partner_{ij}$ ,  $Pair\_Age_{ij}$  は上下 1% でウィンソライズしている<sup>18</sup>。表 1 の基本統計量は上記の処理を行う前の各変数の統計量を示している。また表 3 の相関係数行列は、上記の処理を行った後の各変数間の相関を示している。

---

<sup>18</sup> ペアレベルの変数は 0 を取るケースがあるため、対数化ではなくウィンソライズで異常値の処理を行った。



表 1 基本統計量

変数名	サンプルサイズ (ペア)	最小値	中央値	最大値	平均値	標準偏差
<i>TradeYear</i>	1,924,268	1	9	22	10.66	7.52
<i>End</i>	1,924,268	0	0	1	0.07	0.25
<i>End2000</i>	73,367	0	0	1	0.20	0.40
<i>CusBankShock</i>	1,924,268	0	0	1	0.01	0.09
<i>Tier2Shock</i>	1,924,268	0	0	1	0.14	0.34
<i>Tier3Shock</i>	1,924,268	0	0	1	0.33	0.47
<i>SameShock</i>	1,924,268	0	0	1	0.08	0.27
<i>PastTrade</i>	1,924,268	0	4	29	3.12	2.31
<i>CusBankDummy</i>	1,924,268	0	1	1	0.62	0.48
<i>SupBankDummy</i>	1,924,268	0	1	1	0.67	0.47
<i>CusTakeOver</i>	73,367	0	0	1	0.39	0.49
<i>Pair_Sales</i>	1,924,268	0	10026	56946648	323230.05	1588167.46
<i>Pair_Partner</i>	1,924,268	0	35	4408	256.83	598.11
<i>Pair_Age</i>	1,924,268	0	18	124	21.16	16.76
<i>Sales</i>	1,924,268	1	1024	56946664	193523.71	1090261.2
<i>Num_Sup</i>	1,924,268	1	4	3848	133.98	451.46
<i>Age</i>	1,924,268	1	30	125	33.47	19.19
<i>SamePrefecture</i>	1,924,268	0	1	1	0.52	0.50

表 2 変数定義表

変数名	単位	定義
<i>TradeYear</i>	(年)	1997 年度を 1 年目とする、それ以降の取引年数 (対数値)
<i>End</i>	(0/1)	1997 年度が最後の取引確認年月となっていれば 1 を取るダミー変数
<i>End2000</i>	(0/1)	2000 年度が最後の取引確認年月となっていれば 1 を取るダミー変数
<i>CusBankShock</i>	(0/1)	カスタマー企業のメインバンクが 1996 年度時点で北海道拓殖銀行だった場合に 1 を取るダミー変数
<i>Tier2Shock</i>	(0/1)	第 1 層カスタマー企業のメインバンクが北海道拓殖銀行でなく、かつ第 2 層カスタマー企業に 1 社でもメインバンクが北海道拓殖銀行の企業が存在する場合に 1 を取るダミー変数
<i>Tier3Shock</i>	(0/1)	第 1 層カスタマー企業、全第 2 層カスタマー企業のメインバンクが北海道拓殖銀行でなく、かつ第 3 層カスタマー企業に 1 社でもメインバンクが北海道拓殖銀行の企業が存在する場合に 1 を取るダミー変数
<i>SameShock</i>	(0/1)	カスタマー企業 <i>j</i> と同産業に属し、かつサプライヤー企業 <i>i</i> と取引関係を有している企業のうち 1 社でもメインバンクが北海道拓殖銀行である場合に 1 を取るダミー変数
<i>CusTakeOver</i>	(0/1)	1999 年度のカスタマー企業のメインバンクが北洋銀行もしくは中央信託銀行であれば 1 を取るダミー変数
<i>Cus(Sup)BankDummy</i>	(0/1)	カスタマー企業 (サプライヤー企業) の取引銀行数がサンプル平均 (=3.21) 以上であれば 1 を取るダミー変数
<i>PastTrade</i>	(年)	カスタマー企業とサプライヤー企業の 1996 年度以前の取引年数
<i>Pair_Sales</i>	(百万円)	カスタマー企業とサプライヤー企業の売上高の差分の絶対値
<i>Pair_Partner</i>	(社)	カスタマー企業とサプライヤー企業の取引相手数の差分の絶対値
<i>Pair_Age</i>	(年)	カスタマー企業とサプライヤー企業の創業年数の差分の絶対値
<i>Sales</i>	(百万円)	カスタマー企業の売上高
<i>Num_Sup</i>	(社)	カスタマー企業が取引しているサプライヤー企業数
<i>Age</i>	(年)	カスタマー企業の創業年数
<i>SamePrefecture</i>	(0/1)	カスタマー企業とサプライヤー企業の本社所在地県が同じであれば 1 を取るダミー変数

表 3 相関係数表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
(1) <i>CusBankShock</i>	1												
(2) <i>Tier2Shock</i>	-0.03	1											
(3) <i>Tier3Shock</i>	-0.06	-0.28	1										
(4) <i>SameShock</i>	0.30	-0.08	0.13	1									
(5) <i>CusTakeOver</i>	0.33	0.14	0.01	0.11	1								
(6) <i>PastTrade</i>	0.00	0.01	-0.00	0.03	0.00	1							
(7) <i>Pair_Sales</i>	-0.00	0.41	0.22	0.19	0.10	0.04	1						
(8) <i>Pair_Partner</i>	-0.01	0.40	0.10	0.26	0.06	0.08	0.80	1					
(9) <i>Pair_Age</i>	0.00	0.18	0.06	0.04	0.03	-0.00	0.29	0.26	1				
(10) <i>Sales</i>	0.02	0.33	0.20	-0.08	0.13	-0.02	0.35	0.11	0.13	1			
(11) <i>Num_Sup</i>	0.01	0.42	0.20	-0.13	0.14	-0.03	0.33	0.15	0.13	0.70	1		
(12) <i>Age</i>	0.00	0.29	0.04	-0.05	0.09	0.17	0.24	0.18	0.15	0.38	0.39	1	
(13) <i>SamePrefecture</i>	-0.00	-0.10	-0.09	-0.13	-0.02	0.02	-0.03	-0.23	-0.08	-0.01	-0.05	-0.01	1

Note: 連続変数 Sales, Num\_Sup, Age は対数化、PastTrade, Pair\_Sales, Pair\_Partner, Pair\_Age は上下 1%で Winsorize している。  
 また Sales, Num\_Sup, Age は対数化している。

表 4.1 拓銀の経営破綻が企業間の取引継続性に与える影響

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Sample	全サンプル	全サンプル	カスタマー 上場	カスタマー 上場	サプライヤー 上場	サプライヤー 上場	拓銀サプライ ヤー含む	拓銀サプライ ヤー含む
被説明変数	<i>TradeYear</i>	<i>End</i>	<i>TradeYear</i>	<i>End</i>	<i>TradeYear</i>	<i>End</i>	<i>TradeYear</i>	<i>End</i>
<i>CusBankShock</i>	-0.036*** (0.011)	0.007*** (0.003)	-0.101 (0.062)	0.013 (0.015)	-0.023** (0.011)	0.007** (0.003)	-0.017*** (0.011)	0.003* (0.002)
<i>PastTrade</i>	0.025*** (0.001)	-0.004*** (0.0002)	0.088*** (0.003)	-0.015*** (0.001)	0.018*** (0.001)	-0.003*** (0.0002)	0.025*** (0.001)	-0.004*** (0.0002)
<i>Pair_Partner</i>	-0.0003*** (0.0001)	0.0001*** (0.00003)	-0.001*** (0.0001)	0.00001 (0.00002)	-0.001*** (0.0002)	-0.0001*** (0.00002)	0.0003*** (0.0001)	0.0001*** (0.00003)
<i>Pair_Age</i>	0.0003*** (0.0001)	-0.00003* (0.00002)	0.001** (0.0004)	-0.00004 (0.0001)	-0.0002*** (0.0001)	0.00002 (0.00002)	0.0003*** (0.0001)	-0.00003*** (0.00001)
<i>Num_Sup</i>	0.077*** (0.002)	-0.006*** (0.0004)	0.166*** (0.027)	-0.023*** (0.008)	0.076*** (0.002)	-0.006*** (0.0005)	0.077*** (0.002)	-0.006*** (0.0004)
<i>Age</i>	0.086*** (0.002)	-0.005*** (0.0005)	0.062*** (0.021)	0.0003 (0.004)	0.079*** (0.002)	-0.005*** (0.0005)	0.086*** (0.002)	-0.005*** (0.0004)
<i>SamePrefecture</i>	0.067*** (0.003)	-0.010*** (0.001)	0.055*** (0.007)	-0.003** (0.002)	0.084*** (0.003)	-0.012*** (0.001)	0.067*** (0.003)	-0.010*** (0.001)
Obs	1,924,268	1,924,268	290,197	290,197	230,342	230,342	2,087,878	2,087,878
Adj.R2	0.348	0.192	0.428	0.360	0.351	0.189	0.347	0.192

(注) \*\*\*,\*\*, \*はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示している。t統計量の算出にあたっては、サプライヤー企業クラスターとカスタマー企業クラスターで補正を施した標準誤差を用いている (Petersen (2009))。また全ての推定式においてサプライヤー企業固定効果、カスタマー本社所在地県固定効果、カスタマー産業固定効果を入れている。

## 4 分析結果

### 4.1 主分析

表 4.1 は本章の主分析の結果を示している。列 (1) は被説明変数が  $TradeYear_{ij}$  の場合、列 (2) は被説明変数が  $End_{ij}$  の場合の分析結果である。列 (1) では関心変数である  $CusBankShock_j$  の係数が被説明変数  $TradeYear_{ij}$  に対して 1%水準で負に有意であることが確認できる。この結果は、カスタマー企業のメインバンクが拓銀の場合、拓銀の経営破綻以降のカスタマー企業・サプライヤー企業間の取引年数が短くなったことを表す。列 (2) では関心変数である  $CusBankShock_j$  の係数が被説明変数  $End_{ij}$  に対して 1%水準で正に有意であることが確認できる。この結果は、カスタマー企業のメインバンクが拓銀であるペアは、カスタマー企業のメインバンクが拓銀でないペアと比べて、拓銀の経営破綻後即座に企業間の取引関係が解消される傾向にあることを表す<sup>19</sup>。列 (1) - (2) の  $CusBankShock_j$  の係数を比較すると、列 (1) の係数値は -0.036 であり、 $CusBankShock_j$  の係数の値が 0 から 1 に変化した場合に取引年数が平均から 0.9% ( $=\exp(0.036) / TradeYear_{ij}$  の平均) 減少することが分かる。列 (2) の係数値は 0.007 であり、 $CusBankShock_j$  の係数の値が 0 から 1 に変化した場合に取引の打切り確率が 10% ( $=0.007 / End_{ij}$  の平均) 上昇することが分かる。上記の結果は、拓銀の経営破綻が、特に 1 年以内に関係が解消するか否かの意思決定に対して大きな影響を与えていることを示唆している<sup>20</sup>。

上記の推計結果からは、カスタマー企業とサプライヤー企業のどちらが取引関係を解消したかについては明らかでない。本章ではサプライヤー企業が取引を打ち切ることを想定しているが、反対に、銀行ショックによって資金制約に直面したカスタマー企業が、より資金的に余裕があるために支払を猶予することが可能なサプライヤー企業との取引を求めて既存のサプライヤー企業との取引を解消する可能性がある。カスタマー企業とサプライヤー企業どちらから取引関係を解消しているかを検証するため、式 (1) を「カスタマー企業が上場しているペア」からなるサブサンプルと、「サプライヤー企業が上場しているペア」からなるサブサンプルに限定した場合についても分析を行う。もし仮説通りにサプライヤー企業から取引関係を解消している場合、カスタマー企業が銀行ショックの影響を受けにくい企業であれば、カスタマー企業が受ける資金制約の程度は小さくなり (Altinoglu (2021))、取引関係を解消しないと考えられる。一方でサプライヤー企業が上場企業である場合には、カスタマー企業の支払いの遅れによる資金制約の影響は小さいと考えられるが (Boissay and Gropp (2013))、取引数量の減少というかたちでサプライヤー企業の利潤には依然として負の影響が生じる可能性がある。よってサプライヤー企業が上場企業である場合には、フルサンプルでの分析と同様に取引関係を解消する傾向が観察されると予想される。

<sup>19</sup> 上記の結果は、カスタマー企業のメインバンクが拓銀であるかに焦点を当てた分析となっている。サプライヤー企業のメインバンクが拓銀であるかに焦点を当てた場合についても同様の結果を確認している。

<sup>20</sup> この分析では、「サプライヤー企業が拓銀から融資を受けているペア」をサンプルから除外している。除外したペアを含めても同様の結果が得られることを、表 4.1 の列 (7) - (8) で確認している。

表 4.1 の列 (3) - (4) はカスタマー企業が上場企業であるペアにサンプルを限定した場合の結果となっている。*CusBankShock<sub>j</sub>* の係数は列 (3) - (4) いずれも有意となっていない。列 (5) - (6) はサプライヤー企業が上場企業であるペアにサンプルを限定した場合の結果となっている。被説明変数 *TradeYear<sub>ij</sub>* に対して *CusBankShock<sub>j</sub>* の係数は 5%水準で負に有意であり、被説明変数 *End<sub>ij</sub>* に対しては 5%水準で正に有意となっている。上記の結果は、サプライヤー企業から取引関係を解消しているとする仮説と整合的であると考えられる。

表 4.2 では、拓銀の経営破綻という銀行ショックの影響を受けにくい企業として、取引銀行数が多い企業に焦点を当てて分析を行っている。具体的には、カスタマー企業 *j* (サプライヤー企業 *i*) の取引銀行数がサンプル平均より大きい場合には 1 を取るダミー変数である *CusBankDummy<sub>j</sub>* (*SupBankDummy<sub>i</sub>*) を加えて分析を行っている。列 (1) - (2) は、*CusBankDummy<sub>j</sub>* を加えた分析となっている。*CusBankDummy<sub>j</sub>* と *CusBankShock<sub>j</sub>* の交差項は、被説明変数 *TradeYear<sub>ij</sub>* に対しては有意となっていないものの、被説明変数 *End<sub>ij</sub>* に対しては 5%水準で負に有意となっている。列 (3) - (4) では、*SupBankDummy<sub>i</sub>* を加えた分析となっている<sup>21</sup>。いずれにおいても *SupBankDummy<sub>i</sub>* と *CusBankShock<sub>j</sub>* の係数は有意となっていない。上記の結果は、即座に取引が打ち切られるかについては、銀行ショックを受けたカスタマー企業の取引銀行数がより重要であることを示唆しており、カスタマー企業が上場しているか否かが企業間取引の継続において重要であることを確認した表 4.1 の分析と整合的である。

---

<sup>21</sup> サプライヤー企業固定効果を含んでいることから、*SupBankDummy<sub>i</sub>* の単一項は推定式に含まれていない。

表 4.2 拓銀の経営破綻が企業間の取引継続性に与える影響

被説明変数	(1) <i>TradeYear</i>	(2) <i>End</i>	(3) <i>TradeYear</i>	(4) <i>End</i>
<i>CusBankShock</i>	-0.040*** (0.010)	0.015*** (0.005)	-0.014 (0.015)	0.006 (0.005)
<i>CusBankShock</i> <i>*CusBankDummy</i>	0.006 (0.018)	-0.010** (0.005)		
<i>CusBankShock</i> <i>*SupBankDummy</i>			0.034 (0.020)	0.003 (0.005)
<i>CusBankDummy</i>	0.009*** (0.002)	0.002*** (0.001)		
<i>PastTrade</i>	0.025*** (0.001)	-0.004*** (0.0002)	0.025*** (0.001)	-0.004*** (0.0002)
<i>Pair_Partner</i>	0.0003*** (0.0001)	-0.0001*** (0.00001)	0.0003*** (0.0001)	-0.0001*** (0.00001)
<i>Pair_Age</i>	0.0003*** (0.0001)	-0.0003** (0.0002)	0.0003*** (0.0001)	-0.0003* (0.0002)
<i>Num_Sup</i>	0.077*** (0.002)	-0.005*** (0.0005)	0.076*** (0.002)	-0.007*** (0.0005)
<i>Age</i>	0.086*** (0.002)	-0.010*** (0.001)	0.085*** (0.002)	-0.005*** (0.0005)
<i>SamePrefecture</i>	0.067*** (0.003)	-0.010* (0.006)	0.067*** (0.003)	-0.010*** (0.001)
Obs	1,924,268	1,924,268	1,924,268	1,924,268
Adj.R2	0.348	0.192	0.348	0.192

(注) \*\*\*,\*\*,\*はそれぞれ 1%,5%,10%水準で有意であることを示している。t統計量の算出にあたっては、サプライヤー企業クラスターとカスタマー企業クラスターで補正を施した標準誤差を用いている (Petersen (2009))。また全ての推定式においてサプライヤー企業固定効果、カスタマー本社所在地県固定効果、カスタマー産業固定効果を入れている。

## 4.2 頑健性分析

主分析の結果は、銀行ショックが企業間の取引関係の継続性に負の影響を与えていることを示している。しかし、いくつかの検討すべき問題も残っている。

第1に、拓銀の経営破綻によってカスタマー企業が倒産したことで取引関係が解消されたケースが主分析には含まれている。このようなケースは、カスタマー企業が銀行ショックの影響を受けたことによる取引関係の打切りとしては重要である一方で、サプライヤー企業による取引関係の打切りが生じているかを検証する上ではサンプルから除く必要がある。よって、カスタマー企業とサプライヤー企業共に拓銀の経営破綻後数年間存続しているペアに限った分析を行う必要がある。

第2に、交絡要因としてほぼ同時期に生じた銀行セクターにおけるショックが考えられる。拓銀が経営破綻した1997年の直後には、その他複数の金融機関が経営破綻を起こしている。その代表例が1998年の日本長期信用銀行と日本債券信用銀行の経営破綻である。また1999年から2001年にかけて、北央信用組合、専和信用組合、道央信用組合、旭川商工信用組合等北海道内の信用組合が経営破綻を起こしている。もし拓銀をメインバンクとしていたカスタマー企業が、上記の同時期に経営破綻を起こした銀行とも取引を行っている傾向が強く、企業の財務や行動に負の影響が生じている場合<sup>22</sup>、主分析の係数にバイアスが生じる可能性がある。よって、日本長期信用銀行や日本債券信用銀行、北海道内の信用組合と融資契約を結んでいた企業をサンプルから除く必要がある。

第3に、主分析の結果が、企業側の要因によって引き起こされた可能性がある。例えば拓銀の融資企業に収益性の低い企業が集中していた場合、拓銀の経営破綻による取引関係の解消は、拓銀の経営破綻という銀行ショックの影響ではなく、企業の収益性の低さに起因する可能性がある。この問題に対処するために、本章では拓銀が経営破綻する前年度及び前々年度である1995年度と1996年度における取引打切りの傾向を分析することで、プラセボ試験を行う。もし主分析の結果が拓銀の経営破綻という銀行ショックの影響ではなく、拓銀の融資先企業側の要因によって引き起こされているのであれば、拓銀経営破綻より以前の年についても、主分析と同様の結果が観察されるものと予想される。

表5は上記の要因を考慮した分析の結果となっている。列(1)-(2)はサンプルをカスタマー企業とサプライヤー企業共に2000年まで清算していないペアに限ることで、企業の清算による不可避な取引関係の解消というケースを除いた分析となっている。列(1)では、被説明変数 $TradeYear_{ij}$ に対して関心変数 $CusBankShock_j$ の係数が10%水準で負に有意となっている。また列(2)では被説明変数 $End_{ij}$ に対して関心変数 $CusBankShock_j$ の係数が5%水準で正に有意となっている。上記の結果はいずれも、拓銀の経営破綻が取引関係の継続性に負の影響を与えていることを示しており、主分析の結果と一致する。以上から主分析

---

<sup>22</sup> 例えば家森(1997)では兵庫銀行の経営破綻が融資先企業の株価リターンに負の影響を与えたこと、Minamihashi(2011)では日本長期信用銀行と日本債券信用銀行の経営破綻が融資先企業の設備投資に負の影響を与えたことが示されている。



の結果は、拓銀の経営破綻に伴う企業の倒産によって取引関係が解消されたことだけでは説明できないと考えられる。

列 (3) - (4) はサンプルをカスタマー企業とサプライヤー企業共に日本長期信用銀行と日本債券信用銀行、北海道内の信用組合 (北央信用組合、専和信用組合、道央信用組合、旭川商工信用組合) から融資を受けていないペアに限定した分析となっている。列 (3) では、被説明変数  $TradeYear_{ij}$  に対して関心変数  $CusBankShock_j$  の係数が 1% 水準で負に有意となっている。また列 (4) では被説明変数  $End_{ij}$  に対して関心変数  $CusBankShock_j$  の係数が 5% 水準で正に有意となっている。いずれも主分析の結果と一致しており、同時期の異なる銀行セクターに生じたショックをコントロールした上でも同様の結果が確認された。

列 (5) - (6) は 1995 年度、1996 年度における取引打ち切りの傾向を分析することで、主分析の結果が銀行ショックによって引き起こされたものか、企業要因で引き起こされたものかを検討している。列 (5) と列 (6) いずれにおいても、被説明変数  $End_{ij}$  に対して関心変数  $CusBankShock_j$  の係数は有意となっていない。この結果は、主分析の結果が、主に銀行ショックによるものであったことを支持している。

表 5 頑健性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Sample	非清算企業	非清算企業	取引行制限	取引行制限	1995 年度	1996 年度
被説明変数	<i>TradeYear</i>	<i>End</i>	<i>TradeYear</i>	<i>End</i>	<i>End</i>	<i>End</i>
<i>CusBankShock</i>	-0.015* (0.008)	0.006** (0.002)	-0.067** (0.025)	0.012** (0.005)	0.006 (0.004)	0.001 (0.004)
<i>PastTrade</i>	0.029*** (0.001)	-0.005*** (0.0001)	0.021*** (0.001)	-0.003*** (0.0002)	-0.004*** (0.0002)	-0.003*** (0.0003)
<i>Pair_Partner</i>	0.0003*** (0.00003)	-0.0001*** (0.00001)	0.0003** (0.0001)	-0.0001*** (0.00001)	-0.0002*** (0.00001)	-0.0002*** (0.00002)
<i>Pair_Age</i>	0.001*** (0.0001)	-0.0001*** (0.00001)	0.0002** (0.0001)	-0.0003* (0.0002)	-0.0003 (0.00002)	-0.0004** (0.0002)
<i>Num_Sup</i>	-0.037*** (0.002)	0.019*** (0.0003)	0.076*** (0.002)	-0.006*** (0.0005)	0.0002 (0.001)	-0.003*** (0.001)
<i>Age</i>	0.065*** (0.002)	-0.002*** (0.0003)	0.086*** (0.002)	-0.005*** (0.001)	-0.008*** (0.001)	-0.005*** (0.001)
<i>SamePrefecture</i>	0.065*** (0.002)	-0.008*** (0.0005)	0.074*** (0.003)	-0.011*** (0.001)	-0.017*** (0.001)	-0.011*** (0.001)
Obs	1,482,824	1,482,824	1,408,672	1,408,672	1,151,124	1,143,484
Adj.R2	0.295	0.017	0.350	0.275	0.170	0.179

(注) \*\*\*,\*\*,\*はそれぞれ 1%,5%,10%水準で有意であることを示している。t統計量の算出にあたっては、サプライヤー企業クラスターとカスタマー企業クラスターで補正を施した標準誤差を用いている (Petersen (2009))。また全ての推定式においてサプライヤー企業固定効果、カスタマー本社所在地県固定効果、カスタマー産業固定効果を入れている。

### 4.3 追加分析：北海道拓殖銀行の経営破綻の波及効果

Huremovic et al. (2020) では、企業間取引ネットワークを通じた銀行ショックの波及効果について分析を行っている。ここで波及効果とは、サプライヤー企業、サプライヤー企業と直接取引をしている第1層カスタマー企業、第1層カスタマー企業から財・サービスを購入している第2層カスタマー企業、第2層カスタマー企業から財・サービスを購入している第3層カスタマー企業を考えたとき、銀行ショックが第2層カスタマー企業もしくは第3層カスタマー企業に直接影響を与え、企業間取引ネットワークを通じて第1層カスタマー企業を経由してサプライヤー企業へとショックが波及することを指す。Huremovic et al. (2020) の分析では、第2層以降のカスタマー企業が直面している銀行ショックがサプライヤー企業の設備投資や雇用に影響を与えることを示している。このような波及効果が存在するのであれば、波及効果が企業間取引ネットワークの構成そのものに対しても影響を与える可能性がある。本章では、第2層及び第3層のカスタマー企業のメインバンクが拓銀となっている場合に焦点を当てる。第2層カスタマー企業のメインバンクが拓銀の場合、拓銀の経営破綻により第2層カスタマー企業の資金制約が厳しくなり、第1層カスタマー企業への支払いの遅れや取引数量の減少が生じることで、第1層カスタマー企業の資金繰りに対しても悪影響が生じると考えられる。その結果、第1層カスタマー企業とサプライヤー企業の取引関係にも影響を与える可能性がある。本節では、このような銀行ショックの波及効果が企業の取引関係の継続性に与える影響を分析する。推定式は以下の通りである。

$$\begin{aligned} Transaction_{ij} = & \beta_1 CusBankShock_j + \beta_2 Tier2Shock_j + \\ & \beta_3 Tier3Shock_j + \sum_{k=4} \beta_k Control_j + \sum_{k=1} \gamma_k Control_{ij} \\ & + SupFE + IndFE + PreFE + \varepsilon_{ij} \end{aligned} \quad (2)$$

ここで、 $Tier2Shock_j$ とは以下の2つの条件を満たす場合に1を取るダミー変数である。第1に、サプライヤー企業*i*と直接取引をしているカスタマー企業*j*のメインバンクが拓銀でないことである。第2に、カスタマー企業*j*のカスタマー企業(サプライヤー企業*i*の第2層カスタマー企業)のうち、最低1社のメインバンクが拓銀となっている必要がある。 $Tier3Shock_j$ は以下の3つの条件を満たす場合に1を取るダミー変数である。第1に、サプライヤー企業*i*と直接取引をしているカスタマー企業*j*のメインバンクが拓銀でないことである。第2に、カスタマー企業*j*のカスタマー企業(サプライヤー企業*i*の第2層カスタマー企業)全てのメインバンクが拓銀でないことである。第3に、第2層カスタマー企業のカスタマー企業(サプライヤー企業*i*の第3層カスタマー企業)のうち、最低1社のメインバンクが拓銀となっている必要がある。以上の手順で変数を作成することで、各サンプルは3つの変数 $CusBankShock_j$ ,  $Tier2Shock_j$ ,  $Tier3Shock_j$ のうち最大で1つ、1の値を取ることになる。第3層カスタマー企業までに1社も拓銀をメインバンクとするカスタマー企業が存在しない場合、3つの変数全てで0を取ることになる。このとき、係数 $\beta_1$ の解釈は、直接取

表 6 拓銀経営破綻の波及効果

被説明変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>TradeYear</i>	<i>End</i>	<i>TradeYear</i>	<i>End</i>	<i>End</i>
<i>CusBankShock</i>	-0.037*** (0.012)	0.009*** (0.003)	-0.089*** (0.012)	0.017*** (0.003)	0.019*** (0.003)
<i>Tier2Shock</i>	0.001 (0.009)	0.004*** (0.001)			0.004*** (0.001)
<i>Tier3Shock</i>	-0.004 (0.003)	0.002*** (0.001)			0.002*** (0.001)
<i>SameShock</i>			0.091*** (0.007)	-0.017*** (0.001)	-0.017*** (0.001)
<i>PastTrade</i>	0.024*** (0.001)	-0.004*** (0.0002)	0.025*** (0.001)	-0.004*** (0.0002)	-0.004*** (0.0002)
<i>Pair_Partner</i>	0.0003*** (0.0001)	-0.0001*** (0.00001)	0.0003*** (0.0001)	-0.0001*** (0.00001)	-0.0001*** (0.00001)
<i>Pair_Age</i>	0.0003*** (0.0001)	-0.0003** (0.0002)	0.0003*** (0.0001)	-0.0003** (0.0002)	-0.0003** (0.0002)
<i>Num_Sup</i>	0.078*** (0.002)	-0.006*** (0.0004)	0.078*** (0.002)	-0.007*** (0.0005)	-0.007*** (0.0005)
<i>Age</i>	0.086*** (0.002)	-0.010*** (0.001)	0.086*** (0.002)	-0.005*** (0.0005)	-0.005*** (0.0005)
<i>SamePrefecture</i>	0.067*** (0.003)	-0.010*** (0.001)	0.067*** (0.003)	-0.010*** (0.001)	-0.010*** (0.001)
Obs	1,924,268	1,924,268	1,924,268	1,924,268	1,924,268
Adj.R2	0.349	0.193	0.348	0.192	0.193

(注) \*\*\*,\*\*,\*はそれぞれ 1%,5%,10%水準で有意であることを示している。t統計量の算出にあたっては、サプライヤー企業クラスターとカスタマー企業クラスターで補正を施した標準誤差を用いている (Petersen (2009))。また全ての推定式においてサプライヤー企業固定効果、カスタマー本社所在地県固定効果、カスタマー産業固定効果を入れている。

引をしているカスタマー企業のメインバンクが拓銀となっているペアが、第3層カスタマー企業までに1社も拓銀をメインバンクとする企業を持たないペアと比べて、どれだけ取引関係を解消される可能性が高いかを示す係数となる。また係数 $\beta_2$ の解釈は、直接取引をしているカスタマー企業のメインバンクは拓銀でないが、第2層カスタマー企業にメインバンクを拓銀とするカスタマー企業がいるペアが、第3層カスタマー企業までに1社も拓銀をメインバンクとする企業を持たないペアと比べてどれだけ取引関係を解消される可能性が高いかを示す係数となる。係数 $\beta_3$ の解釈は、係数 $\beta_2$ と同様に、第2層カスタマー企業の企業全てのメインバンクが拓銀ではないが、第3層カスタマー企業にメインバンクを拓

銀とする企業がいるペアが、第3層カスタマー企業までに1社も拓銀をメインバンクとする企業を持たないペアと比べてどれだけ取引関係を解消する可能性が高いかを示す係数となる。

表6が銀行セクターでのショックの波及効果が取引関係の継続性に与える影響を分析した結果となっている。列(1)では、被説明変数 $TradeYear_{ij}$ に対して $CusBankShock_j$ の係数が1%水準で負に有意となっているが、 $Tier2Shock_j$ の係数、 $Tier3Shock_j$ の係数共に有意となっていない。一方で、列(2)では被説明変数 $End_{ij}$ に対して $CusBankShock_j$ 、 $Tier2Shock_j$ 、 $Tier3Shock_j$ のいずれも1%水準で正に有意となっている。上記の結果は、第2層カスタマー企業、第3層カスタマー企業が銀行ショックの影響を受けた場合、サプライヤー企業と第1層カスタマー企業の取引関係が即座に打ち切られるかについては負の影響を与えることを示しており、銀行ショックが取引関係の継続性に対しても波及効果を有することが示唆される。

#### 4.4 追加分析：北海道拓殖銀行の経営破綻と取引関係の代替効果

本章の主分析では、銀行ショックの影響を受けたカスタマー企業とサプライヤー企業の取引関係が解消される傾向にあることを示した。本節では追加分析として、銀行ショックによる取引関係の解消が取引相手の代替を引き起こすかを分析する。サプライヤー企業は銀行ショックを受けたカスタマー企業との取引を解消するのであれば、新たな取引相手を探すないしは既存の取引相手との取引数量を増やす必要がある。既存の取引相手との取引数量を増やすアプローチを取った場合、サプライヤー企業にとってこのカスタマー企業は重要な取引相手となり、今後長期的な取引関係を結ぶ傾向が生じると考えられる。推定式は以下の通りである。

$$Transaction_{ij} = \beta_1 CusBankShock_j + \beta_2 SameShock_j + \sum_{k=2} \beta_3 Control_j + \sum_{k=1} \gamma_k Control_{ij} + SupFE + IndFE + PreFE + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

ここで $SameShock_j$ は、カスタマー企業 $j$ と同産業に属し、かつサプライヤー企業 $i$ のカスタマーとなっている企業のうち1社でもメインバンクが拓銀となっていた場合に1を取るダミー変数である。もし上記で検討した取引相手の代替が生じているのであれば、 $SameShock_j$ の係数 $\beta_2$ は被説明変数が $TradeYear_{ij}$ の場合には正、 $End_{ij}$ の場合には負となることが予想される。

表6の列(3)-(4)が推定式(3)の推定結果となっている。列(3)では、被説明変数 $TradeYear_{ij}$ に対して $SameShock_j$ の係数が1%水準で正に有意となっている。また列(4)では被説明変数 $End_{ij}$ に対して $SameShock_j$ の係数が1%水準で負に有意となっている。また欠落変数バイアスを避けるため、列(5)では $Tier2Shock_j$ 、 $Tier3Shock_j$ 、 $SameShock_j$ の全てを同時に入れた上で推定を行っており、同様の結果を確認している。上記の結果は、カスタマー企業 $j$ と同産業でかつ同じサプライヤー企業 $i$ と取引をしている企業が銀行ショックを受けた場合、サプライヤー企業 $i$ とカスタマー企業 $j$ の取引関係が長期的に続くことを示し

ており、銀行ショックの影響を受けた企業から受けていない企業への取引関係の代替が生じていることが示唆される。

#### 4.5 追加分析：北海道拓殖銀行への政策対応と取引関係の打切り

拓銀が経営破綻した際に、拓銀の道内事業は北洋銀行へ、本州事業は中央信託銀行へ引き継がれることとなった。拓銀の事業が他行へ譲渡されることで、企業は短期的には資金調達難に陥ることを回避することができる(福田・鯉淵, 2004; Fukuda and Koibuchi, 2006)。その結果、企業が受ける銀行ショックが緩和され、取引関係が即座に打ち切られるケースが減少する可能性がある。本節では追加分析として、カスタマー企業*j*のメインバンクが拓銀である場合にサンプルを限定し、拓銀経営破綻後にカスタマー企業*j*のメインバンクが北洋銀行もしくは中央信託銀行となったケースと、この2行がカスタマー企業*j*に融資を行っていないケースを比較する<sup>23</sup>。この分析により、拓銀の事業譲渡が、拓銀の経営破綻が取引関係の継続性に与える影響を緩和したかどうかを検証する。推定式は以下の通りである。

$$\begin{aligned} Transaction_{ij} = & \beta_1 CusTakeOver_j + \sum_{k=2} \beta_k Control_j + \sum_{k=1} \gamma_k Control_{ij} \\ & + SupFE + IndFE + PreFE + \varepsilon_{ij} \end{aligned} \quad (4)$$

被説明変数 $Transaction_{ij}$ として2つの変数を用いる。1つ目はこれまで同様に、1997年の拓銀の経営破綻以降にサプライヤー企業*i*とカスタマー企業*j*が取引を継続した年数( $TradeYear_{ij}$ )である。2つ目は、サプライヤー企業*i*とカスタマー企業*j*の取引関係が2000年度までに解消された場合に1を取るダミー変数( $End2000_{ij}$ )である。また説明変数 $CusTakeOver_j$ は、1999年度時点のカスタマー企業*j*のメインバンクが北洋銀行もしくは中央信託銀行である場合に1を取るダミー変数である。上述の通り、この分析ではサンプルをカスタマー企業*j*の1996年度時点でのメインバンクが拓銀であった場合に限定している。よって、もし北洋銀行及び中央信託銀行への事業譲渡が取引打切りの確率を減少させているのであれば、 $CusTakeOver_j$ の係数 $\beta_1$ は被説明変数が $TradeYear_{ij}$ の場合には正、 $End2000_{ij}$ の場合には負となることが予想される。

表7の列(1)-(2)が推定式(4)の推定結果となっている。列(1)では、被説明変数 $TradeYear_{ij}$ に対して $CusTakeOver_j$ の係数は正だが有意になっていない。また列(2)では被説明変数 $End2000_{ij}$ に対して $CusTakeOver_j$ の係数が1%水準で負に有意となっている。上記の結果からは、拓銀経営破綻後にカスタマーのメインバンクが、拓銀から事業譲渡された北洋銀行もしくは中央信託銀行になることが、サプライヤー企業との長期的な取引の継続性に与える影響については明確なことは言えない<sup>24</sup>。一方で、事業譲渡が行われることで、

<sup>23</sup> メインバンクが北洋銀行もしくは中央信託銀行となっているのは28,324組となっている。

<sup>24</sup> 本節の追加分析では、北洋銀行もしくは中央信託銀行への譲渡に際して債務区分が悪化した企業がサンプルに含まれている。これらの企業がサンプルに含まれていることで、事業譲渡されたことによる取引の

カスタマー企業が即座にサプライヤー企業との取引を打ち切られる可能性は減少することを示している。

表7 北洋銀行および中央信託銀行への事業譲渡

(サンプル：1996年度に拓銀をメインバンクとしていた企業)

被説明変数	(1) <i>TradeYear</i>	(2) <i>End2000</i>
<i>CusTakeOver</i>	0.019 (0.016)	-0.018*** (0.006)
<i>PastTrade</i>	0.046*** (0.005)	-0.014*** (0.002)
<i>Pair_Partner</i>	0.0003 (0.0003)	-0.0002* (0.0001)
<i>Pair_Age</i>	0.001** (0.0005)	-0.0003 (0.0002)
<i>Num_Sup</i>	0.082*** (0.015)	-0.014** (0.006)
<i>Age</i>	0.084*** (0.015)	0.026*** (0.007)
<i>SamePrefecture</i>	-0.021 (0.020)	0.010 (0.009)
Obs	73,367	73,367
Adj.R2	0.408	0.398

(注) \*\*\*,\*\*,\*はそれぞれ1%,5%,10%水準で有意であることを示している。t統計量の算出にあたっては、サプライヤー企業クラスターとカスタマー企業クラスターで補正を施した標準誤差を用いている (Petersen (2009))。また全ての推定式においてサプライヤー企業固定効果、カスタマー本社所在地県固定効果、カスタマー産業固定効果を入れている。

継続性への影響が過小評価されている可能性がある。これらの企業の特定はデータベースの性質上不可能であるが、サンプルから取り除くことができれば、より明確な結論を得られる可能性がある。

## 5 結論

本章では1997年の北海道拓殖銀行の経営破綻が、企業間取引関係の継続性に与える影響を分析した。カスタマー企業とサプライヤー企業のペアレベルの分析を行った結果、カスタマー企業のメインバンクが北海道拓殖銀行であったペアは、北海道拓殖銀行の経営破綻後に取引関係が解消される確率が高くなること、取引継続年数が短くなることが確認された。上記の結果は、地理的な近接性や、日本債券信用銀行と日本長期信用銀行の経営破綻といった同時期のショックをコントロールした上でも観察された。追加分析として、銀行ショックが企業間取引の継続性に与える影響の波及効果を分析した。分析の結果、第2層カスタマー企業や第3層カスタマー企業が北海道拓殖銀行をメインバンクとしていた場合、北海道拓殖銀行の経営破綻は第1層カスタマー企業とそのサプライヤー企業との取引関係の継続性にも負の影響を与えることが確認された。また同産業に属し、かつ同じサプライヤーを共有しているカスタマー企業が銀行ショックを受けた場合、同産業で銀行ショックを受けていないカスタマー企業とサプライヤー企業の取引年数が長くなることを確認した。上記の追加分析は、銀行セクターにおいて生じたショックが企業セクターの広範な取引ネットワークの構成を変化させることを示唆するものである。

本章の限界は以下の通りである。第1に非上場企業については企業の銀行借入額に関する網羅的なデータは存在しないため、拓銀の経営破綻がカスタマー企業の銀行借入に与えた影響を直接検証することができない。第2に企業間の取引高、企業間信用に関する網羅的なデータは存在しないため、拓銀の経営破綻が支払の遅れや取引高の減少に繋がる傾向にあるか否かを直接検証できない。第3に本章は北海道拓殖銀行の経営破綻という、融資先企業の資金調達面に負の影響を与える可能性が高く、また企業間取引ネットワークを通じて、融資先でない企業の行動や業績に対しても負の影響を与えている可能性が高いショックに焦点を当てた分析であり、外的妥当性については何も言及できない。こうした点は筆者の今後の課題である。



### 第3章 銀行貸出が企業の取引ネットワーク再構築に与える影響

#### 1 はじめに

本章では、引き続き本稿の第1の研究課題「銀行セクターにおいて生じたショックが、銀行-企業間の融資関係を通じて、企業間取引ネットワークの構成に影響を与えるか」を包括的に理解するために、銀行貸出が企業の取引ネットワーク再構築に与える影響を分析する。具体的には、不測の事態で自社の財・サービス販売先の企業(以下、カスタマー企業)もしくは自社が生産に必要とする財・サービスの仕入れ先企業(以下、サプライヤー企業)との取引を打ち切らざるを得なくなった場合に、企業が新規の取引相手と契約を結ぶ傾向にあるかをまず分析する。その際に、銀行からの資金供給が多い企業とそうでない企業のどちらが新規取引相手との契約件数を容易に増やすことができるかを分析する。

前章では既存の取引相手企業に焦点を当て、銀行からの資金供給が企業間の取引継続性に与える影響を分析した。しかし、企業間取引ネットワーク構成の変化全体を捉えるためには、「既存」取引関係だけではなく、「新規」取引相手企業との取引開始についても焦点を当てる必要がある。本章の「新規」取引相手企業に関する分析を通じて、銀行からの資金供給がサプライチェーン断絶に直面した際のサプライチェーン復旧に対してどのような役割を果たすかを明らかにする。

第1章1節で確認した通り、企業間の取引ネットワークは企業の財・サービスの生産及び販売に不可欠であり、取引ネットワークの断絶は企業にとって重大なリスクとなりうる。取引ネットワークの断絶が企業の生産活動におけるリスクであることはすでに幅広く認識されているが、事前にそのリスクに対して十全の準備を整えることは困難であると考えられる。例えば2011年の東日本大震災が発生した直後に内閣府が行った『企業の事業継続の取組に関する実態調査(平成24年3月)』では、災害発生時の製品・サービスの供給を確保するためにどのような対応策を取っているかについてアンケートを行っている。12の対応策が選択肢として挙げられている中で、最も多い回答は『該当するものはない』となっており、大企業<sup>25</sup>に分類される企業では48.7%、中堅企業に分類される企業では71.3%にも上る。こうしたリスクに対応する用意ができていない企業は、取引ネットワークの断絶が顕在化した後に、迅速に新規の取引相手を探して取引ネットワークを再構築することが自社の生産活動の継続のために重要となる。しかし、どのような企業が取引ネットワークを容易に再構築することができるかといった点については未だ研究の途上であり、十分な研究の蓄積が行われていない。

---

<sup>25</sup> 本アンケートにおける大企業・中堅企業・その他企業の定義はそれぞれ資本金及び常用雇用者の人数に基づいている。またその閾値は卸売業・小売業・サービス業・製造業その他の業種ごとに異なっている。例として、卸売業における大企業は資本金10億円以上かつ常用雇用者101人以上、中堅企業は資本金1億円超以上10億円未満かつ常用雇用者101人以上としている。その他詳細は当該文書の表1-1を参照のこと。

本章では特に非上場企業をはじめ多くの企業にとって重要な資金調達源である銀行貸出に焦点を当て、銀行貸出が融資先企業の取引ネットワークの再構築にどのように寄与するかを検討する。これまでの先行研究において、企業の資金調達環境や資本構成が、企業が生産する財の質・企業の清算確率に影響を与えることが示されている。Maksimovic and Titman (1991) では、企業が生産する財の質を決定する際に、当期において返済予定の負債額が多い場合に財の質を落とす誘因があること、また外部からの資金調達を行うことで、財の質の低下という選択肢を取らないことを理論分析から示している。また Titman (1984) では企業間取引において、既存取引相手企業の清算による、新規取引相手へのスイッチコストの存在を指摘している。上記の研究はいずれも理論分析から得られた示唆として、円滑な資金調達環境を備えていることが取引相手企業の特性として望ましいことを指摘している。銀行貸出が非上場企業にとって重要な資金調達源であることを考えると、銀行からの資金供給を円滑に受けられることができる企業は、長期的な取引を前提とした取引相手企業として望ましいと考えられ、取引ネットワークの再構築を容易に行うことができると考えられる。特に非上場企業は、上場企業と比較して取引ネットワークの断絶に対して特に脆弱であり<sup>26</sup>、取引ネットワークの再構築の重要度は高いと考えられる。

本章の主分析として、まず企業の取引打ち切り件数が企業の新規取引相手数に与える影響及びその影響が銀行貸出によって左右されるかを分析する。分析の結果、企業の取引打ち切り件数が多いほど、企業の新規取引相手数は増える傾向にあることを確認した。そしてこの傾向は、銀行貸出を受けている企業に限定した場合、銀行貸出が多いほど強くなることを確認した<sup>27</sup>。この結果は、銀行からの資金供給が融資先の企業の取引ネットワーク再構築に資することを示唆している。

本章では2つの頑健性分析を行う。第1の頑健性分析として、取引打ち切り件数の変数に対する内生性の問題に対処するため、2011年3月の東日本大震災に焦点を当てた分析を行っている。自社のカスタマー企業もしくはサプライヤー企業が同震災で被災したか否かを企業の取引打ち切り件数に対する操作変数として用いた分析を行った結果、主分析と同様の結果を確認している。

第2の頑健性分析として、銀行側の供給要因に着目した分析を行う。主分析では、銀行貸出額を銀行からの資金供給の変数として用いていた。しかし、銀行貸出額は需要側である企業の要因によっても影響を受けるため、企業要因の影響を取り除く必要がある。本章

---

<sup>26</sup> 内閣府が発行した『平成24年度年次経済財政報告』第2章では、資本金10億円を超えるような大規模企業においては、東日本大震災時時のサプライチェーン寸断による生産・販売への負の影響が顕著に少ないことを指摘している。

<sup>27</sup> なお、銀行貸出を一切受けていない企業と銀行貸出を受けている企業を比較した結果、銀行貸出を一切受けていない企業の方が、新規の取引相手数が多いことを確認している。この結果は、銀行からの資金供給とは別に、企業の財務健全性も新規の取引相手との契約件数に寄与していることを示唆している。本章は銀行からの資金供給に焦点を当てるため、記載がない限り銀行貸出を受けていない企業をサンプルから除いている。なお、上記の銀行貸出を一切受けていない企業と受けている企業の比較の結果は補論Aに記載している。

では Alfaró et al. (2021) と同様の手法を用いて Amiti and Weinstein (2018) の”Idiosyncratic shock” (以下、銀行固有ショック) を作成し、企業側の需要要因を可能な限り排除した銀行からの資金供給の代理変数として用いて分析を行い、主分析と同様の結果を確認した。

本章の構成は以下の通りである。第2節では先行研究を概観する。第3節では本章のサーチ・デザインを検討する。第4節では実証分析の結果、第5節では追加分析の結果を示し、第6節で結論を述べる。

## 2 先行研究

### 2.1 取引ネットワークの形成

これまでの先行研究では、どのような企業特性を持つ企業が新規の取引相手企業との契約を容易に結ぶことができるかについて、実証分析はあまり行われていない<sup>28</sup>。数少ない先行研究としてサーチコスト、地理的近接性、生産する財の質に着目した研究が存在する。

新規取引相手企業探索のサーチコストに着目した研究としては、Bernard et al. (2019a) が挙げられる。Bernard et al. (2019a) は2004年の九州新幹線の開通を自然実験として利用し、開通によって新たに作られた駅の近くの企業は、新たな取引相手企業が増えていることを確認している。

新規取引相手企業との地理的近接性に着目した研究として、Nakajima et al. (2012) は日本の製造業のデータを用いて、90%以上の産業において、統計的に有意に取引関係が地理的に集積していること、またその範囲が40km程度であることを確認している。また Miyauchi (2018) は2007年から2016年の日本のデータを用いて、カスタマー企業の周辺に潜在サプライヤー企業が凝集していることで、既存取引サプライヤーの倒産後に新規のサプライヤーを見つけることが容易になることを明らかにしている。

生産する財の質に着目した研究として、中島・戸堂 (2013) が挙げられる。中島・戸堂 (2013) は東日本大震災後に独立行政法人経済産業研究所 (RIETI) が被災区域の企業を対象に行ったアンケート調査をもとに、震災後新たに開拓された新規取引先企業の評価について分析を行っている。その結果、震災後に開拓された取引先企業の評価は既存の取引先企業よりも平均的には低い、中でも財の品質については既存の取引先と新規の取引先で大きな違いがないことを確認している。この結果は、高品質な財の生産が取引相手企業を選択する上で重要視される要素であることを示唆している。

本章ではこれまで検討されてこなかった、企業の資金調達環境が企業の新規取引相手との円滑な契約開始に資するか否かを検証する。特に銀行に焦点を当て、銀行からの貸付が多い企業が新規取引相手の調達を容易に行うことができるかを検討する。

---

<sup>28</sup> Bernard et al. (2019a) 「社会的・経済的ネットワークとその形成に関する研究は爆発的に増えているが、これまでのところ、企業間取引ネットワークの形成についてはほとんど研究されていない(筆者訳)」。一方で、取引ネットワークの形成に関する理論研究は、Atalay et al. (2011), Acemoglu and Azar (2020), Gualdi and Mandel (2019), Oberfield (2018), Taschereau-Dumouchel (2020) など特に近年に集中して複数存在している。

## 2.2 企業の取引ネットワークと資金調達・資本構成に関する実証分析

企業の取引ネットワークの特性と銀行からの資金調達の関係について分析した先行研究は複数存在しており、そのほとんどが、企業の取引ネットワークの特性が銀行からの資金調達に与える影響を分析している。これらの先行研究は、企業の取引ネットワークの特性として (1) 取引相手への依存度、(2) 取引相手の財務的困窮や倒産、(3) 取引年数のいずれに着目するかで大別できる。

第1の特性である取引相手への依存度 (=Customer concentration) に着目した研究として、Campello and Gao (2017), Itzkowitz (2013) が挙げられる。Campello and Gao (2017) では、主要顧客への販売集中度が高いほど、銀行からの借入金利の上昇や借入の満期が短くなることを示している。Itzkowitz (2013) はアメリカの製造業企業を対象に、主要カスタマーへの売上高集中度が高い場合に、負債比率は一部の業種において減少し、現金保有ほどの業種においても増加することを確認した。上記の研究はいずれも、特定の取引相手企業に依存することが、投資家や銀行から高リスク企業であるとみなされていること、また企業側もそれを認識して資本構成を変化させていることを示唆している。

第2の特性である取引相手企業の財務的困窮や倒産に着目した研究として、Oliveira et al.(2017), Houston et al. (2016) が挙げられる。Oliveira et al. (2017) はアメリカの1980年から2013年に連邦倒産法第11章の適用申請をした企業に着目し、同法の適用申請をした企業のサプライヤー企業は、自社の交渉力を上げるために、適用申請の2年前から自社の負債比率を上昇させる傾向にあること、また適用申請後には負債比率を元の水準に戻すことを明らかにした。Houston et al. (2016) は1990年から2009年のアメリカ企業を対象に、カスタマー企業の倒産後がサプライヤー企業の銀行借入金利が上昇すること、またその効果はカスタマー企業の産業全体が不況である場合や、カスタマー企業が主要顧客である場合など、代替カスタマー企業を探すことが困難であるほど強くなることを確認している。

第3の特性である取引年数に着目した研究として、Cen et al. (2016), Cai and Zhu (2020), Kadapakkam and Oliveira (2021) が挙げられる。Cen et al. (2016) は主要顧客との取引年数が長いほど、銀行からの借入金利の低下や財務制限条項の厳しさがより緩和されることを示している。Cai and Zhu (2020) は同様に主要顧客との取引年数が長いほど、社債金利が低下することを示している。Kadapakkam and Oliveira (2021) は主要顧客との取引年数が長いほど、取引相手への依存度と負債比率の負の相関が減少することを示している。以上の先行研究はいずれも、主要顧客との取引年数が長いことによる保証効果によって、資金調達が容易になることを示している。

本節の先行研究は総じて、企業の取引ネットワークの構成から資金調達・資本構成への影響について分析を行っている<sup>29</sup>。本章は、銀行からの資金供給が企業の取引ネットワークの構成に与える影響の分析を行う。

---

<sup>29</sup> 資金調達が企業の取引ネットワーク構成に与える影響を分析した数少ない例外として、Johnson et al. (2018) は企業の株式発行に焦点を当て、株式発行が企業間取引の継続性に与える影響を分析している。

### 2.3 資金調達企業が企業の取引ネットワーク構成に与える影響に関する理論分析

2.2 節で確認した通り、実証分析では銀行からの資金供給が取引ネットワークの特性に与える影響に関する実証分析はほとんど存在していないが、理論分析では両者の因果関係を示唆する結果が提示されている。例えば Titman (1984) は企業の倒産によって取引相手企業が何らかのコスト<sup>30</sup>を負う必要が生じるケースにおいて、企業は自社が財務困難に陥る確率を低く抑えるインセンティブが存在することを示している。またその結果から得られる示唆として、(潜在的)取引相手企業は財務困難に陥っている企業との取引を行わなくなる可能性を指摘している<sup>31</sup>。Maksimovic and Titman (1991) では、負債比率が高い企業は、負債の支払いのために、製品の質を低下させることで生産コストを減少させること、また十分な外部資金調達が可能であれば、企業は製品の質を低下させることなく負債の支払いを行うことを理論的に示している。以上の結果は、企業の資本構成や資金調達環境は企業間の取引相手の選択や継続において一定の役割を果たす可能性があることを示唆している。

本章の分析は上記の理論研究群から示唆される企業の資金調達と企業の取引ネットワーク構成の関係に関する実証分析の1つと位置付けることができる。上記の理論研究群を基にしたこれまでの先行研究は、企業が取引打切りコストを認識した上で、どのような資本構成を選択するかといったものがほとんどだった (Banerjee et al, 2008; Itzkowitz, 2013)。本章では銀行からの円滑な資金調達環境が、長期的取引関係のコミットメントとして機能し、新規の取引相手企業との円滑な取引開始に役立つかという、銀行からの資金供給が企業の取引ネットワーク構成に与える影響に焦点を当てて分析を行う。

### 2.4 銀行貸出と企業の生産活動、事業継続

第2章 2.1 節で確認したように、銀行からの資金供給が企業の生産活動に与える影響を分析した研究はこれまで多く行われている。銀行からの資金供給が企業の投資に与える影響を分析した研究としては、Cingano et al. (2016) や Amiti and Weinstein (2018)、企業の雇用に与える影響を分析した研究としては、Chodorow-Reich (2014) や Greenstone et al. (2020) などが挙げられる。上記の分析はいずれも、銀行からの資金供給の減少が企業の生産活動の縮小につながることを示唆している。

銀行貸出の減少による企業の生産活動の縮小は、その企業の顧客企業にとってインプットの減少につながり、生産活動に支障が生じることも考えられる (Alfaro et al.2021)。

---

<sup>30</sup> Titman(1984)では例として、サプライヤー企業が倒産した際に生じる、顧客企業が購入した財のメンテナンス費用を挙げている。また取引相手のスイッチングコストやサーチコストについても同様に考えることができる。こうしたコストをサプライヤー企業と顧客企業のいずれが負うのかについては、先行研究ごとに異なる仮定を置いており、統一的な見解はない。上記コストの負担者としては、Bernard et al. (2018) ではサプライヤー企業、Antras et al. (2017) では顧客企業を想定している。

<sup>31</sup> この点については、Maksimovic and Titman (1991) が Titman (1984) について以下のように触れている。

「Titman (1984)は、企業の清算の意思決定と倒産状態の間に関連性があることを示しており、企業が倒産した場合にコストを負担する主体 (将来サービスや予備の部品を必要とする可能性のある顧客等) は、財政難にある企業と取引をしたがらない傾向にあることを指摘している。」(P176, 筆者訳)

また最も極端な例として、銀行貸出の減少によりその企業の資金繰りが困難となり、倒産に陥ることも考えられる (Khwaja and Mian, 2008; Jiménez et al., 2017; Franklin et al., 2020)。企業の生産縮小や倒産のいずれにおいても、この企業を取引相手とするカスタマー企業及びサプライヤー企業は新規の取引相手を探すことになり、取引相手企業のサーチコストの発生や関係特殊的投資による利点の喪失に直面することになる。

上記の先行研究は、取引相手として企業が新規取引先を探す場合、銀行からの資金調達が容易である企業ほど、取引相手として望ましいことを示唆するものと考えられる。しかしこれまでの先行研究では、銀行からの資金調達が企業の取引ネットワーク形成に与える影響を実証的に分析した研究は存在しない。本章では、銀行からの資金供給が、企業が新規の取引相手と契約を結ぶ際に重要となるかを検証することで、これまで明らかにされてきた銀行からの資金供給と企業行動・業績との関連に関する研究群に追加的な貢献を持つと考えられる。

## 2.5 仮説

これまでの先行研究から、企業の資本構成や資金調達環境が企業間の取引の継続において重要となることが理論及び実証の面から示唆されてきた。2.3 節で確認した通り、Titman (1984) は財務的困難に陥ることによって取引相手企業との間に追加のコストが生じること、Maksimovic and Titman (1991) では、十分な外部資金調達が可能であれば、企業は製品の質を維持したまま取引関係を継続することを示している。以上の結果は、銀行からの資金供給が企業間の取引ネットワークの構成に影響を与えることを示唆している。すなわち、もし銀行からの資金供給が企業の倒産確率の減少や (Khwaja and Mian, 2008; Jiménez et al., 2017; Franklin et al., 2020) 財の質の維持を通じて、長期的な取引へのコミットメントとして機能するのであれば、銀行からの資金供給を多く受けている企業は取引相手として望ましい特性を備えていると考えられる。このような企業は、新規の取引相手を探す必要に迫られた場合においても、新たな取引相手企業との契約を容易に結ぶことができると考えられる。以上から本章の仮説は以下の通りとなる。

**H:** 銀行から十分な資金供給を受けている企業ほど、既存取引相手企業との取引打切りに直面した際に、新規の取引相手との契約を容易に結ぶことができる。

## 3 リサーチ・デザイン

### 3.1 データ及びサンプル

本章では一橋大学経済学研究科帝国データバンク企業・経済高度実証研究センター (TDB - CAREE) が提供している3つのデータベースを用いて分析を行う<sup>32</sup>。1つ目は各企業の取引相手に関するデータ (C2TRD) である。各社がどの企業との取引を打ち切ったか、またどの企業と新規の取引を開始したかを特定するために用いる。2つ目は企業特性に関す

---

<sup>32</sup> 各データベースの詳細は第1章3節を参照されたい。

るデータ (C1) である。上場・非上場企業の決算書データおよび各種財務比率を取録しており、企業レベルのコントロール変数作成や、企業の借入金に関するデータを利用するために用いる。3つ目は各企業が融資を受けている銀行に関するデータ (C2BNK) である。企業がどの銀行から融資を受けているか、またどの銀行がメインバンクであるかを特定するために用いる。

サンプルの条件は、2010年度から2012年度にかけて取引相手企業に関する情報が取録されていること、同期間のコントロール変数、短期借入金及び長期借入金を取得できること、また短期借入金及び長期借入金の合計が0より大きいこと<sup>33</sup>、同期間の融資行が特定できることである。なお分析は、2011年の東日本大震災に焦点を当てた分析を含むことから、2011年4月から2012年3月のクロスセクションデータで分析を行い、その前後のデータは各種変数作成に用いる。上記のサンプル条件の下、192,602社が分析対象となった。

### 3.2 リサーチ・デザイン

本章では企業が既存取引相手企業との取引を打ち切った際に、新規の企業と取引を行う傾向にあるか、またその傾向は銀行からの資金供給によって左右されるか否かを分析する。主分析として、以下のモデルを推定する。

$$NewCus(Sup)_i = \beta_1 EndCus(Sup)_i + \beta_2 EndSup(Cus)_i * BankDebt_i + \beta_3 BankDebt_i + \sum_{k=4} \beta_k Control_i + IndFE + \varepsilon_i \quad (1)$$

ここで、被説明変数  $NewCus(Sup)_i$  は2012年度に企業  $i$  が初めて取引を行ったカスタマー(サプライヤー)企業数に1を足した値の対数値である。企業の取引打切り数に関する説明変数として、2011年度が最後の取引となったカスタマー(サプライヤー)企業数に1を足した値の対数値 ( $EndCus(Sup)_i$ ) を用いる。また銀行からの資金供給の変数  $BankDebt_i$  として、主分析では短期借入金と長期借入金の合計を用いる。 $BankDebt_i$  や  $EndCus(Sup)_i$  は企業  $i$  の特性と相関している可能性があり、これらの要因を可能な限りコントロールする必要がある。企業特性をコントロールする変数 ( $Control_i$ ) として、取引カスタマー企業数 ( $NumCus_i$ )、取引サプライヤー企業数 ( $NumSup_i$ )、総資産額 ( $TotalAsset_i$ )、総負債額 ( $TotalDebt_i$ )、創業年数 ( $Age_i$ ) をコントロールする。また企業  $i$  の産業固定効果 ( $IndFE$ ) を含めて推定を行う<sup>34</sup>。

関心変数  $EndSup(Cus)_i * BankDebt_i$  の係数  $\beta_2$  は、銀行からの資金供給が多いほど、既存企業との取引打切りに直面した際に新規取引を増やすことが容易であると予想されることから、正であることが期待される。

<sup>33</sup> 4.1節において、銀行からの資金供給の効果を分析する上で、短期借入金及び長期借入金の合計が0である企業を外すべきかを検討している。その検討の過程では、短期借入金及び長期借入金の合計が0の企業を含んだ分析を行っている。その際のサンプルサイズは209,203社となっている。

<sup>34</sup> 帝国データバンク独自の2桁コードを用いる。日本標準産業分類に準じた91の分類となっている。

表1は基本統計量、表2は変数定義表、表3は相関係数表である<sup>35</sup>。分析に際して異常値の影響を緩和するため、 $EndCus_i, EndSup_i, BankDebt_i, TotalAsset_i, TotalDebt_i, Age_i$ については対数化をしている。

## 4 分析結果

### 4.1 グラフ分析

図1-Aは、銀行貸出額 ( $BankDebt_i$ ) の四分位点を基準にサンプルを分割し、新規契約件数 ( $NewCus(Sup)_i$ ) を取引打切り件数 ( $EndCus(Sup)_i$ ) へサンプル別に単変量回帰したものとなっている。本章の仮説では、銀行からの資金供給が大きいほど、新規契約件数と取引打切り件数の間の正の相関が強くなることを想定している。この仮説は、図1-Aからは部分的に支持されていることが確認できる。銀行貸出額が1番小さいグループ(最小値～第1四分位未満)を除くと、貸出額が1番大きい(第3四分位～最大値)・2番目に大きい(第2四分位～第3四分位未満)・3番目に大きい(第1四分位～第2四分位未満)グループの順に新規契約件数と取引打切り件数の間の正の相関が強くなっている。この結果は、銀行からの資金供給が多い企業ほど、取引打切りに直面した際に、新規の取引相手との契約を容易に結ぶことができることを示唆している。

一方で銀行貸出額が1番小さいグループについては、比較的新規契約件数と取引打切り件数の間の相関が高く、仮説で想定された通りの結果を示していない。その背景には、このグループ内に銀行貸出を一切受けていない企業群が含まれていることが理由として考えられる。図1-Bでは銀行貸出を一切受けていない企業群と多少なりとも受けている企業群で、新規契約件数と取引打切り件数の間の関係を確認している。この図から、銀行貸出を一切受けていない企業群の方が、両変数の関係がより強いことを確認できる。この結果は、銀行貸出を一切受けていない、財務的健全性が高い企業も同様に、新規の取引相手企業との契約を容易に結ぶことができることを示唆している。

上記の結果は、財務健全性及び銀行からの資金供給のいずれも、既存の取引相手企業との取引打切りに際して、新たな取引相手との契約を結ぶ際に重要であることを示唆している。本章の目的は、銀行からの資金供給が取引ネットワークの再構築に与える影響を明らかにすることである。よって、次節のベースライン推定において同様の傾向を確認した後、以降の分析においては特に記載がない限り、銀行からの貸出を受けている企業に絞って分析を行うこととする。なお、銀行貸出を受けていない企業群と受けている企業群での比較分析は補論Aに記載している。

---

<sup>35</sup> 関心変数の中で、 $BankDebt_i$ は他のコントロール変数と相関が高く、多重共線性の問題が懸念される。4.4節以降の頑健性分析において、 $BankDebt_i$ の代理変数として $BankShock_i$ を用いた分析を行っている。 $BankShock_i$ とコントロール変数との相関は最大で0.10であることから多重共線性の問題は生じないと考えられ、この分析をもって多重共線性の問題への対処としている。 $BankShock_i$ の定義については、表2の変数定義表及び4.4節を参照されたい。



表 1 基本統計量

変数名	サンプルサイズ	単位	最小値	中央値	最大値	平均値	標準偏差
<b>被説明変数</b>							
<i>NewCus</i>	192,602	(社)	0	0	559	0.92	4.29
<i>NewSup</i>	192,602	(社)	0	0	397	0.91	4.49
<i>SameCusPref</i>	36,219	(%)	0	50	100	46.73	43.54
<i>SameSupPref</i>	36,219	(%)	0	50	100	46.76	46.76
<i>SameCusBank</i>	36,219	(%)	0	0	100	15.56	15.56
<i>SameSupBank</i>	36,219	(%)	0	0	100	14.70	14.70
<b>説明変数</b>							
<i>EndCus</i>	192,602	(社)	0	0	482	0.84	4.20
<i>EndSup</i>	192,602	(社)	0	0	637	0.83	5.19
<i>BankDebt</i>	192,602	(100万)	0	0.14	4851.51	1.75	35.89
<i>BankDebt (対数変換後)</i>	192,602	Log(1+Value)	0.69	11.82	22.30	11.86	1.77
<i>BankShock</i>	192,602	/	-1.78	-0.45	0.28	0.19	0.19
<i>TotalAsset</i>	192,602	(100万)	0	0.36	14619.77	7.15	129.23
<i>TotalDebt</i>	192,602	(100万)	0	0.26	13788.02	4.67	97.83
<i>Age</i>	192,602	年	1	42	552	44.31	26.56
<i>NumSup</i>	192,602	(社)	1	5	3771	10.41	53.17
<i>NumCus</i>	192,602	(社)	1	5	4533	12.00	55.71
<i>NewCus (企業-取引相手産業)</i>	591,269	(社)	0	0	30	0.13	0.49
<i>NewSup (企業-取引相手産業)</i>	697,944	(社)	0	0	22	0.11	0.43
<i>EndCus (企業-取引相手産業)</i>	591,269	(社)	1	1	113	0.24	0.84
<i>EndSup (企業-取引相手産業)</i>	697,944	(社)	0	0	67	0.20	0.73
<i>NumCus (企業-取引相手産業)</i>	591,269	(社)	0	0	954	3.05	9.42
<i>NumSup (企業-取引相手産業)</i>	697,944	(社)	1	1	1259	2.46	6.39
<i>SupShock1</i>	192,602	(0/1)	0	0	1	0.05	0.22
<i>CusShock1</i>	192,602	(0/1)	0	0	1	0.05	0.21

表 2 変数定義表

変数名	単位	定義
<b>被説明変数</b>		
<i>NewCus(Sup)</i>	(社)	2012年に初めて取引が観察されたカスタマー(サプライヤー)企業(Log(1+社数))
<i>SameCus(Sup)Pref</i>	(%)	2012年に初めて取引が観察されたカスタマー(サプライヤー)企業のうち、自社と本社所在地県が同じカスタマー(サプライヤー)企業が占める比率
<i>SameCus(Sup)Bank</i>	(%)	2012年に初めて取引が観察されたカスタマー(サプライヤー)企業のうち、自社とメインバンクが同じカスタマー(サプライヤー)企業が占める比率
<b>説明変数</b>		
<i>EndCus(Sup)</i>	(社)	2011年に最後の取引が観察されたカスタマー(サプライヤー)企業の数(Log(1+社数))
<i>BankDebt</i>	(100万)	短期借入金と長期借入金の合計値(Log(1+Value))
<i>BankShock</i>	/	Alfaro et al. (2021)の方法で作成した、Amiti and Weinstein (2018)の”Idiosyncratic Bank Shock”(銀行固有ショック)
<b>コントロール変数</b>		
<i>TotalAsset</i>	(100万)	総資産額(対数値)
<i>TotalDebt</i>	(100万)	総負債額(対数値)
<i>Age</i>	年	創業からの経過年数(対数値)
<i>NumSup</i>	(社)	サプライヤー企業数(対数値)
<i>NumCus</i>	(社)	カスタマー企業数(対数値)
<b>操作変数</b>		
<i>SupShock1</i>	(0/1)	自社のサプライヤー企業いずれかが2011年の東日本大震災で被災した場合に1を取るダミー変数
<i>CusShock1</i>	(0/1)	自社のカスタマー企業いずれかが2011年の東日本大震災で被災した場合に1を取るダミー変数
<b>企業-取引相手産業</b>		
<b>レベル変数</b>		
<i>NewCus(Sup)</i>	(社)	2010年度時点の既存取引カスタマー企業が属している各産業における、2012年に初めて取引が観察されたカスタマー(サプライヤー)企業の数(Log(1+社数))

<i>EndCus(Sup)</i>	(社)	2010年度時点の既存取引カスタマー企業が属している各産業における、2011年に最後の取引が観察されたカスタマー(サプライヤー)企業の数(Log(1+社数))
<i>Cus(Sup)Shock1</i>	(0/1)	2011年の東日本大震災で被災した企業が取引相手産業に含まれていた場合に1を取るダミー変数
<i>NumCus(Sup)</i>	(社)	2010年度時点に取引関係がある各産業の、既存カスタマー(サプライヤー)企業の数(対数值)

表3 相関係数表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
(1) <i>EndCus</i>	1										
(2) <i>EndSup</i>	0.42	1									
(3) <i>BankDebt</i>	0.31	0.39	1								
(4) <i>BankShock</i>	0.04	0.05	0.10	1							
(5) <i>TotalAsset</i>	0.38	0.48	0.82	0.09	1						
(6) <i>TotalDebt</i>	0.38	0.48	0.90	0.09	0.96	1					
(7) <i>Age</i>	0.13	0.14	0.27	-0.02	0.33	0.30	1				
(8) <i>NumSup</i>	0.30	0.46	0.26	0.03	0.32	0.33	0.11	1			
(9) <i>NumCus</i>	0.46	0.31	0.23	0.02	0.30	0.30	0.12	0.42	1		
(10) <i>SupShock1</i>	0.28	0.23	0.20	-0.03	0.26	0.26	0.10	0.22	0.28	1	
(11) <i>CusShock1</i>	0.18	0.25	0.17	-0.07	0.22	0.22	0.08	0.25	0.20	0.34	1

注. *EndCus*, *EndSup*, *BankDebt*, *TotalAsset*, *TotalDebt*, *Age* は対数化している。

図 1 - A BankDebt 四分位点毎の取引打切り数 - 新規契約数の関係

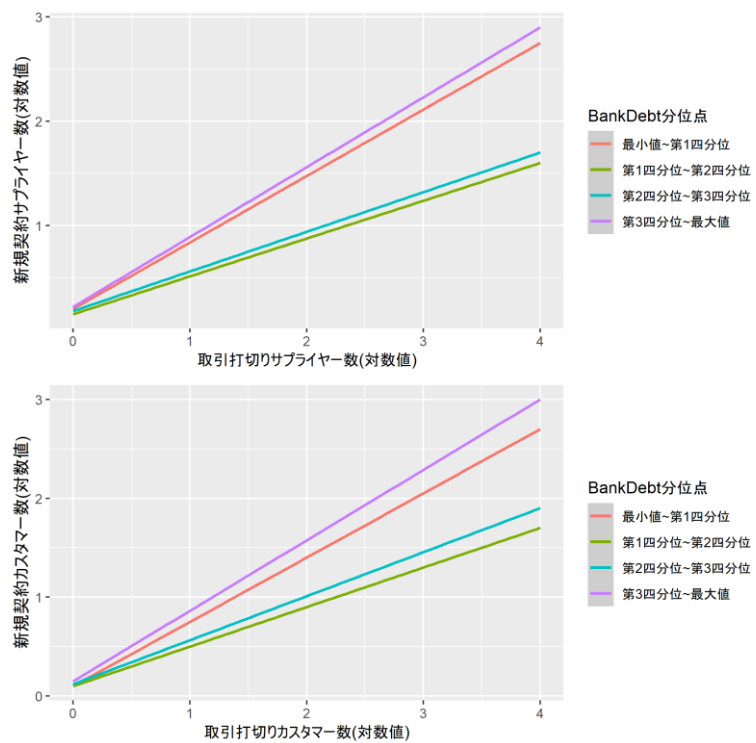
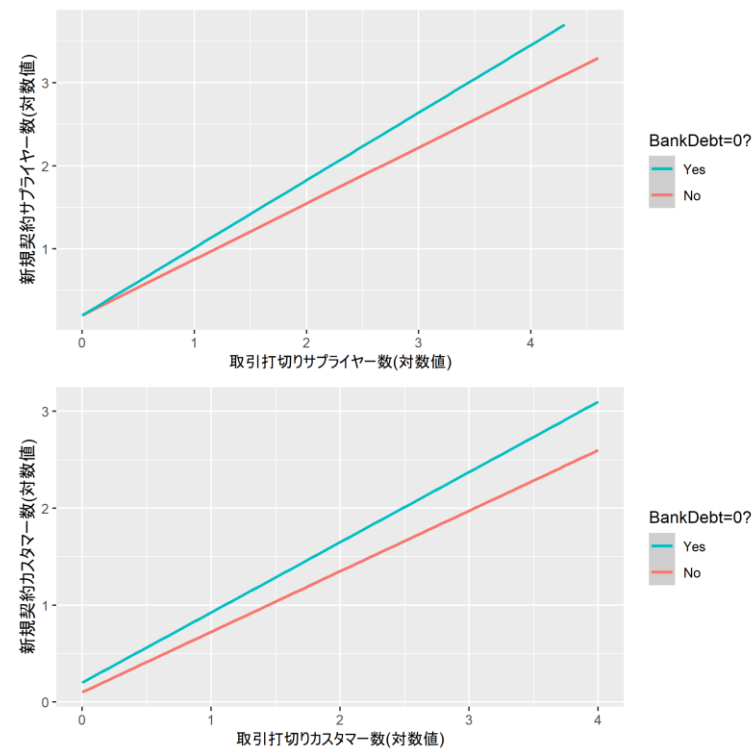


図 1 - B ゼロ借入企業 - 非ゼロ借入企業の比較



## 4.2 主分析

表4は式(1)の推定結果を示している。列(1)-(2)では企業の既存取引打切り数と新規契約件数の関係を確認している。列(1)は被説明変数が $NewCus_i$ である場合、列(2)は被説明変数が $NewSup_i$ である場合の分析結果である。列(1)-(2)それぞれ、 $EndCus_i$ 、 $EndSup_i$ の係数は1%水準で正に有意である。この結果は、企業がカスタマー(サプライヤー)企業との取引打切り件数が多いほど、新規のカスタマー(サプライヤー)企業との契約が増加する傾向にあることを示している。 $EndCus_i$  ( $EndSup_i$ )の係数を見ると、列(1)では約0.39、列(2)では約0.37となっている。これは、両変数が対数値を取っていることを考えると、打切り件数100%の増加に対して、その埋め合わせとして新規の取引相手がそれぞれ39%、37%程度しか増えていないことを意味しており、取引の打切りに対して必ずしも新たな取引相手を見つけることで対応をしていない、もしくは完全に対応できていないことを示唆している。列(3)-(4)では、 $EndCus_i$  ( $EndSup_i$ )と $BankDebt_i$ の交差項を追加している。係数を見ると、列(3)-(4)共に統計的に有意となっていない。その理由として、4.1節で確認した通り、貸出を一切受けていない企業がサンプルに含まれていることが挙げられる。4.1節で述べた通り、本章は銀行からの資金供給が取引ネットワークの再構築に与える影響を明らかにすることを目的としているため、以降の分析においては銀行貸出を受けている企業に焦点を絞って分析を行う。

列(5)-(6)では、銀行貸出( $BankDebt_i$ )が0の企業をサンプルから除いた上で、列(3)-(4)と同様の分析を行っている。関心変数 $EndCus_i$  ( $EndSup_i$ )\* $BankDebt_i$ の係数を見ると、どちらも1%水準で正に有意となっている<sup>36</sup>。列(5)の同変数の係数値は0.023となっており、これは $BankDebt_i$ が1標準偏差(=1.77)増えることで取引打切りに対する新規契約数の弾力性が4%増加する(=0.023\*1.77)ことを示している。また列(6)の同変数の係数値は0.035となっており、これは $BankDebt_i$ が1標準偏差(=1.77)増えることで取引打切りに対する新規契約数の弾力性が6.1%増加する(=0.035\*1.77)ことを示している。上記の結果は、銀行貸出を受けたという条件付けの下では、銀行からの資金供給が多いほど、既存の取引相手との取引打切りの際して、新規の取引相手を探すことが容易であることを示している。

---

<sup>36</sup>  $EndSup_i$ 単一項の係数は負となっている。 $EndSup_i$ の内生性に関する問題は4.3節で検討しており、内生性の対処を行った上で正に有意となることを確認している。また、交差項の係数の大きさを考えると、大方の企業において $EndSup_i$ のトータル効果は正となる。例えば、本サンプルの $BankDebt_i$ の第1四分位点(=10.74)を取る企業について考えると、 $EndSup_i$ のトータル効果は0.28(=-0.090+0.035\*10.74)となる。

表 4 主分析推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
サンプル	フルサンプル	フルサンプル	フルサンプル	フルサンプル	BankDebt>0	BankDebt>0
被説明変数	<i>NewCus</i>	<i>NewSup</i>	<i>NewCus</i>	<i>NewSup</i>	<i>NewCus</i>	<i>NewSup</i>
<i>EndCus</i>	0.392*** (0.007)		0.396*** (0.012)		0.096** (0.044)	
<i>EndSup</i>		0.372*** (0.005)		0.366*** (0.009)		-0.090*** (0.027)
<i>EndCus*BankDebt</i>			-0.0003 (0.001)		0.023*** (0.004)	
<i>EndSup*BankDebt</i>				0.0001 (0.001)		0.035*** (0.002)
<i>BankDebt</i>			-0.003*** (0.001)	-0.010*** (0.001)	-0.035*** (0.003)	-0.059*** (0.002)
<i>Age</i>	-0.026*** (0.003)	-0.051*** (0.002)	-0.024*** (0.003)	-0.047*** (0.002)	-0.024*** (0.003)	-0.043*** (0.002)
<i>TotalAsset</i>	0.032*** (0.002)	0.067*** (0.002)	0.025*** (0.002)	0.044*** (0.002)	0.017*** (0.003)	0.035*** (0.002)
<i>TotalDebt</i>	0.043*** (0.002)	0.049*** (0.002)	0.052*** (0.003)	0.079*** (0.003)	0.083*** (0.004)	0.119*** (0.004)
<i>NumCus</i>	0.002*** (0.0002)	0.0005*** (0.0001)	0.002*** (0.0002)	0.0005*** (0.0001)	0.002*** (0.0002)	0.0005*** (0.0001)
<i>NumSup</i>	0.0002** (0.0001)	0.002*** (0.0002)	0.0002** (0.0001)	0.002*** (0.0002)	-0.0001 (0.0001)	0.001*** (0.0001)
Obs	209,203	209,203	209,203	209,203	192,602	192,602
Adj.R2	0.444	0.454	0.444	0.457	0.428	0.437

(注) \*\*\*,\*\*,\*はそれぞれ 1%,5%,10%水準で有意であることを示している。t統計量の算出にあたっては White の不均一分散に頑健な標準誤差を用いている (White (1980))。全ての推定式において産業固定効果を入れている。

### 4.3 企業の取引打ち切り数に関する内生性への対処

4.2 節の主分析の結果では、取引打ち切り件数 ( $EndCus(Sup)_i$ ) と新規取引件数 ( $NewCus(Sup)_i$ ) が正の相関を持つことを確認した。しかし、新規取引件数が増加した結果、既存の取引相手企業との取引を打ち切るといった逆因果の問題が考えられ、主分析の推定結果にはバイアスが生じている可能性がある。

上記の影響を緩和するため、本章では 2011 年 3 月の東日本大震災に焦点を当て、自社の取引相手企業が被災したか否かを取引打ち切り件数への操作変数とする 2 段階最小二乗法で推定を行う。取引相手企業が被災することで、取引相手企業の操業の停止や生産規模の縮小へとつながり、被災企業との取引を打ち切る傾向が強くなると考えられる。図 2 は被災企業からの取引ネットワーク上の距離と取引打ち切り件数をプロットしたものとなっている<sup>37</sup>。特に直接の取引相手である第 1 層サプライヤー企業及びカスタマー企業が被災した場合に取引打ち切りカスタマー数及びサプライヤー数が多い傾向にあることが確認できる。このような取引相手企業の被災と取引打ち切り件数の関係を用いて、2 段階最小二乗法推定を行う。1 段階目推定は以下の (2) 式、2 段階目は以下の (3) 式を用いる。

$$EndogenousVar_i = \gamma_1 Cus(Sup)Shock1_i + \gamma_2 Cus(Sup)Shock1_i * BankDebt_i + \gamma_3 BankDebt_i + \sum_{k=4} \gamma_k Control_i + IndFE + \varepsilon_i \quad (2)$$

ただし  $EndogenousVar_i = \{EndCus(Sup), EndCus(Sup) * BankDebt_i\}$

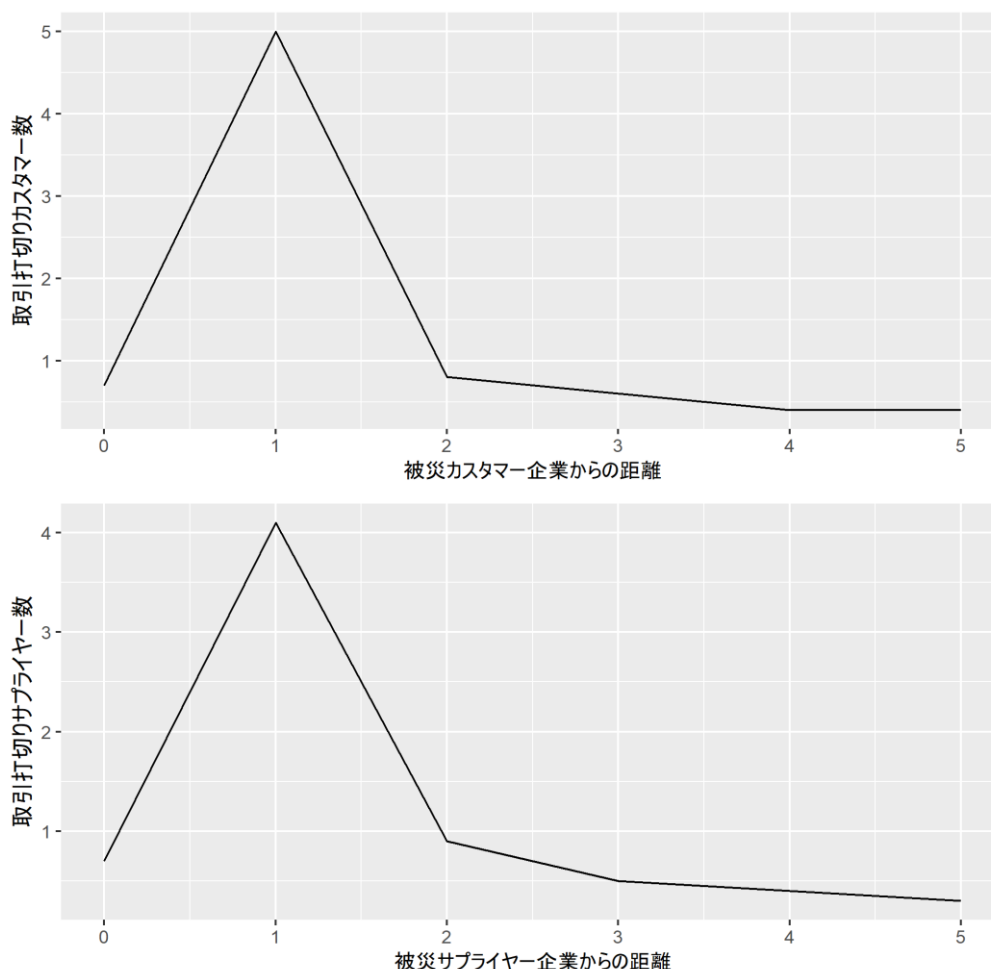
$$NewCus(Sup)_i = \beta_1 \widehat{EndCus(Sup)}_i + \beta_2 \widehat{EndCus(Sup)}_i * BankDebt_i + \beta_3 BankDebt_i + \sum_{k=4} \beta_k Control_i + IndFE + \varepsilon_i \quad (3)$$

ここで、 $Cus(Sup)Shock1_i$  は企業  $i$  のカスタマー (サプライヤー) 企業が被災していた場合に 1 を取るダミー変数である<sup>38</sup>。また内生変数に  $EndCus(Sup)_i$  の交差項を含む

<sup>37</sup> 被災企業を第 0 層企業群として、第 0 層企業のカスタマー (サプライヤー) 企業群を第 1 層企業群、第 1 層企業群のカスタマー (サプライヤー) 企業群を第 2 層企業群と定義する。第 3 層から第 5 層企業群についても同様である。第  $n$  層企業群に属している企業を、「被災企業からの距離が  $n$ 」としている。また 1 つの企業が複数の企業群に属するようなケースについては、Calvalho et al. (2021) にならい最短距離の企業群のみに属することとしている。

<sup>38</sup> 被災企業の定義は、Calvalho et al. (2021) にならい、以下の 3 つの基準いずれかを満たすものとする。第 1 の基準は、2011 年 4 月 28 日に国土交通省から公表された「激甚災害に対処するための特別の財政援助等に関する法律施行令第 41 条第 2 項の規定に基づく告示について」において、財政援助の対象として指定されている 4 県 36 市町村である。第 2、第 3 の基準は、それぞれ 4 月 21 日・22 日に、原子力災害対策特別措置法第 20 条第 3 項の規定に基づいて内閣府から指定された警戒区域及び計画的非難区域、緊急時避難準備区域に該当する 12 市町村である。この 12 市町村の内、7 市町村は国土交通省から公表された告示に含まれているため、結果として、41 市町村が被災地として定義される。この 41 市町村とは八戸市、宮古市、大船渡町、陸前高田市、釜石市、大槌町、山田町、岩泉町、田野畑村、野田村、仙台市、石巻市、気仙沼市、名取市、岩沼市、登米市、東松島市、大崎市、亶理町、山元町、七ヶ浜町、女川町、南三陸町、

図2 被災した取引相手企業との距離と取引打ち切り数



( $EndCus(Sup)_i * BankDebt_i$ ) ため、 $Cus(Sup)Shock1_i * BankDebt_i$ を追加の操作変数として加えて1段階目推定を行い、 $EndCus(Sup)_i$ と $EndCus(Sup) * BankDebt_i$ を推定する<sup>39</sup>。この推定値を式(3)に用いることで、2段階目の推定を行う。

表5は2段階最小二乗法の結果となっている。列(1)-(2)では操作変数 $Cus(Sup)Shock1_i$ の妥当性を確認するため、 $Cus(Sup)Shock1_i$ の単独項のみを操作変数として指定した1段階目推定の結果となっている。操作変数 $Cus(Sup)Shock1_i$ の係数は概ね統計的に正に有意となっている。また操作変数の係数のF値は55.17、44.37と十分に大きく、弱操作変数である可能性は低いと考えられる(Stock and Yogo (2002))。また列(1)では $CusShock1_i$ 、列

福島市、郡山市、いわき市、須賀川市、相馬市、南相馬市、広野町、楡葉町、富岡町、大熊町、双葉町、浪江町、新地町、田村市、川又町、川内村、葛尾村、飯舘村である。

<sup>39</sup> 本章のケースのように、内生変数が交差項に含まれているケースにおいて、1段階目推定を内生変数の単独項についてのみ推定し、その予測値を2段階目の交差項の計算に用いると、”Forbidden Regression”の問題、すなわち、1段階目の単独項予測値を用いた2段階目の交差項変数の係数は、1段階目に交差項を予測した場合の2段階目推定の係数と一致しない問題が生じる(Wooldridge (2010)参照)。よって、内生変数を含む交差項についても1段階目推定で予測値を推定する必要がある。



(2) では  $SupShock1_i$  が一方の操作変数よりも係数が大きいことから、各操作変数はそれぞれ取引相手が被災したことによる取引打切りの効果を十分に捉えていると考えられる<sup>40</sup>。

列 (3) - (6) は 2 段階目推定の結果となっている。列 (3) - (4) は  $EndCus(Sup)_i$  の単一項とコントロール変数のみを含めた結果となっている。 $EndCus(Sup)_i$  単一項の係数はそれぞれ 1% 水準で正に有意となっている。また係数の大きさはそれぞれ 0.904、1.010 と表 4 の推定結果と比べ大きく上昇している。列 (5) - (6) は  $EndCus(Sup)_i BankDebt_i$  を推定式に含めたものとなっている。 $EndCus(Sup)_i BankDebt_i$  はカスタマー企業との新規取引件数 ( $NewCus_i$ ) に対しては統計的に有意となっていないが、正となっている<sup>41</sup>。またサプライヤーとの新規取引件数 ( $NewSup_i$ ) に対しては 1% 水準で正に有意となっている。

上記の結果は、表 4 の主分析の結果と概ね一致しており、主分析の結果が取引打切り数及び新規取引開始数の変数に起因する内生性によって生じたものではないことを支持するものと考えられる。

---

<sup>40</sup> 実際に推定に用いる 1 段階目推定の結果は付表 1 に記載している。

<sup>41</sup> 統計的に有意となっていない原因として、 $BankDebt_i$  の需要要因を反映していることが考えられる。4.4 節では  $BankDebt_i$  の需要要因を取り除いた上で、統計的に正に有意となっていることを確認している。

表 5 取引相手被災に焦点を当てた 2 段階最小二乗法推定

モデル	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被説明変数	1 段階目(単独)	1 段階目(単独)	2 段階目	2 段階目	2 段階目	2 段階目
	<i>EndCus</i>	<i>EndSup</i>	<i>NewCus</i>	<i>NewSup</i>	<i>NewCus</i>	<i>NewSup</i>
<i>EndCus(Instrumented)</i>			0.904*** (0.034)		0.825*** (0.186)	
<i>EndSup(Instrumented)</i>				1.010*** (0.041)		0.463*** (0.084)
<i>EndCus*BankDebt (Instrumented)</i>					0.005 (0.015)	
<i>EndSup*BankDebt (Instrumented)</i>						0.039*** (0.005)
<i>CusShock1 (IV)</i>	0.283*** (0.014)	0.085*** (0.010)				
<i>SupShock1 (IV)</i>	0.028*** (0.010)	0.196*** (0.011)				
<i>BankDebt</i>	-0.020*** (0.002)	-0.035*** (0.002)	-0.014*** (0.002)	-0.019*** (0.003)	-0.034*** (0.007)	-0.071*** (0.003)
Obs	192,602	192,602	192,602	192,602	192,602	192,602
<i>Other Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
F Value	55.17	44.37	/	/	/	/
Adj.R2	0.318	0.364	/	/	/	/

(注) \*\*\*,\*\*,\*はそれぞれ 1%,5%,10%水準で有意であることを示している。t 統計量の算出にあたっては White の標準誤差を用いている。全ての推定式において産業固定効果を入れている。

#### 4.4 銀行借入の供給要因

これまでの分析では、短期借入金と長期借入金の合計を銀行からの資金供給の変数として用いていた。しかし、上記の変数の変動要因として、企業の生産性が高い等の企業側の要因が考えられ、バイアスの原因となる可能性がある (Bernard et al. (2019b))。そのため、企業側の要因を可能な限り排除した資金供給の代理変数を用いて頑健性を確認する必要がある。本章では Amiti and Weinstein (2018) が提案した銀行固有ショックの変数を作成し、代理変数として用いることでこれまでの分析と同様の結果が得られるかを確認する。

銀行固有ショックの作成は Alfaro et al. (2021) を参考に以下の手順で作成する。第1に、1990年から2010年までの東証上場企業の銀行-企業間の借入額データを用いて、以下の式(4)から銀行\*年ダミーの係数の推定を行う。

$$\frac{Loan_{ijt} - Loan_{ijt-1}}{Loan_{ijt-1}} = \delta_{it} + \gamma_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

ここで  $Loan_{ijt}$  は、 $t$ 年における企業 $i$ と銀行 $j$ 間の借入総額、 $\delta_{it}$ は企業\*年ダミー、 $\gamma_{jt}$ は銀行\*年ダミー、 $\varepsilon_{ijt}$ は誤差項である。上記の推定で得られた2010年の銀行\*年ダミーのそれぞれの係数を、本章で銀行固有ショックとして用いる。上記の推定に際して、企業\*年ダミーをコントロールしていることから、 $\gamma_{jt}$ は需要側である企業の時間を通じて変化する要因・変化しない要因共にコントロールした上で、供給側である各銀行が平均的に銀行貸出に与える影響を推定していることになる。企業 $i$ が直面する銀行固有ショックとして、企業 $i$ のメインバンクの銀行固有ショックを用いる。推定は式(1)および式(3)の  $BankDebt_i$  の代理変数として、上記の銀行固有ショック ( $BankShock_i$ ) を用いて行う。

表6は上記の推定式の結果となっている。列(1)-(2)は  $BankShock_i$  を代理変数として用いた最小二乗法推定による推定結果を示している。 $BankShock_i$  と  $EndCus(Sup)_i$  の交差項の係数は統計的に正に有意となっており、これまでの結果と整合的である。列(3)-(4)は、 $BankShock_i$  を用いて4.3節での2段階最小二乗法推定を行った結果を示している。こちらでも  $BankShock_i$  と  $EndCus(Sup)_i$  の係数は統計的に正に有意となっている。上記の結果は、これまでの分析結果が企業側の需要要因だけでなく、銀行側の供給要因によって生じた結果であることを支持するものと考えられる。

表 6 銀行固有ショックを用いた 2 段階推定

	(1)	(2)	(3)	(4)
モデル	OLS	OLS	2SLS	2SLS
被説明変数	<i>NewCus</i>	<i>NewSup</i>	<i>NewCus</i>	<i>NewSup</i>
<i>EndCus</i>	0.401*** (0.013)		0.982*** (0.070)	
<i>EndSup</i>		0.416*** (0.012)		0.734*** (0.050)
<i>EndCus*BankShock</i>	0.040* (0.020)		0.159* (0.088)	
<i>EndSup*BankShock</i>		0.119*** (0.022)		0.400*** (0.055)
<i>BankShock</i>	-0.023*** (0.007)	-0.034*** (0.007)	-0.057*** (0.013)	-0.080*** (0.015)
<i>Age</i>	-0.026*** (0.003)	-0.048*** (0.002)	-0.008*** (0.003)	-0.051*** (0.003)
<i>TotalAsset</i>	0.031*** (0.002)	0.059*** (0.002)	-0.014*** (0.004)	0.067*** (0.003)
<i>TotalDebt</i>	0.044*** (0.003)	0.052*** (0.003)	0.011*** (0.004)	0.041*** (0.003)
<i>NumCus</i>	0.002*** (0.0002)	0.001*** (0.0001)	0.003*** (0.0004)	-0.001*** (0.0002)
<i>NumSup</i>	0.0001* (0.0001)	0.002*** (0.0002)	-0.002*** (0.0002)	0.002*** (0.0003)
Obs	192,602	192,602	192,602	192,602
Adj.R2	0.425	0.430	/	/

(注) \*\*\*, \*\*, \* はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で有意であることを示している。t 統計量の算出にあたっては White の標準誤差を用いている。全ての推定式において産業固定効果を入れている。

## 5 追加分析

### 5.1 企業 - 取引産業レベルの分析

ここまでの分析は、既存取引相手企業との取引を打ち切った際に、どの産業の企業と新規の取引関係を結ぶかについては検討してこなかった。もし既存企業との取引打ち切りを埋め合わせるかたちで新規の取引関係を結ぶのであれば、新規の取引先企業が属する産業は、取引を打ち切った取引先企業と同じである可能性が高い。本節では、分析単位を企業 - 取引産業 (2010 年度時点) に変更することで、企業  $i$  の産業 A における取引打ち切り件数が、企業  $i$  の産業 A における新規取引件数に与える影響に焦点を当てて分析を行う。

推定はこれまで 4.3 節及び 4.4 節で行ってきた、取引打ち切り数の内生性と銀行貸出の供給要因に考慮した分析を踏襲して行う。企業  $i$  が取引をしている産業  $g$  での取引打ち切り数 ( $EndCus(Sup)_{ig}$ ) 及び取引打ち切り数と銀行貸出変数との交差項 ( $EndCus(Sup)_{ig} * BankDebt_i$ ) については、取引をしている産業  $g$  のカスタマー (サプライヤー) 企業が東日本

大震災で被災した場合に 1 を取るダミー変数 ( $Cus(Sup)Shock1_{ig}$ ) と、同ダミー変数と銀行貸出変数との交差項 ( $Cus(Sup)Shock1_{ig} * BankShock_i$ ) を操作変数として分析を行う。また銀行貸出については、4.4 節で導出した銀行固有ショックを代理変数として用いる。また固定効果として 2010 年度時点の既存取引相手産業ダミー ( $PartnerFE$ )、企業固定効果 ( $FirmFE$ ) を含めて推定を行う。1 段階目推定、2 段階目推定はそれぞれ以下の式 (5), (6) の通りとなっている。

$$EndogenousVar_{ig} = \gamma_1 Cus(Sup)Shock1_{ig} + \gamma_2 Cus(Sup)Shock1_{ig} * BankShock_i + \sum_{k=3} \gamma_k Control_i + PartnerFE + FirmFE + \varepsilon_{ig} \quad (5)$$

ただし  $EndogenousVar_i = \{EndCus(Sup)_{ig}, EndCus(Sup)_{ig} * BankShock_i\}$

$$NewCus(Sup)_{ig} = \beta_1 \widehat{EndCus(Sup)}_{ig} + \beta_2 \widehat{EndCus(Sup)}_{ig} * BankShock_{ii} + \sum_{k=4} \beta_k Control_i + PartnerFE + FirmFE + u_{ig} \quad (6)$$

企業 - 取引産業の単位で分析を行うことのメリットは、大きく 2 つ挙げられる。第 1 に、本節冒頭で述べた通り、企業  $i$  の産業 A における取引打切り件数が、企業  $i$  の産業 A における新規取引件数に与える影響に焦点を当てて分析を行うことができる点である。第 2 に、企業 - 取引産業レベルの分析において、企業固定効果を入れることで、企業  $i$  - 産業 A と企業  $i$  - 産業 B に共通する企業要因をコントロールすることができる<sup>42</sup>。よって、主分析においてコントロールしていた企業レベルの変数に加えて、本節以前の分析においてコントロールできていなかった観察不可能な企業要因についても、被説明変数に対して単独で影響を与えるものについては欠落変数バイアスを排除した上で分析を行うことができる。

表 7 は上記の推定式の結果となっている。列 (1) - (2) では操作変数  $Cus(Sup)Shock1_{ig}$  の妥当性を確認するため、 $Cus(Sup)Shock1_{ig}$  の単独項のみを操作変数として指定した 1 段階目推定の結果となっている。 $CusShock1_{ig}, SupShock1_{ig}$  いずれも統計的に正に有意となっている。また F 値は 42.58, 9.74 であり、弱操作変数の懸念は概ねないと考えられる<sup>43</sup>。

企業 - 取引産業レベルの分析におけるベースラインの結果として、列 (3) - (4) では  $EndCus(Sup)_{ig}$  と  $NewCus(Sup)_{ig}$  の関係を最小二乗法で推定した結果を掲載している。4.2 節表 4 の結果と同様、企業 - 取引産業レベルの分析においても、 $EndCus(Sup)_{ig}$  の係数は統計的に正に有意となっている。列 (5) - (6) では 2 段階最小二乗法推定における 2 段階目

<sup>42</sup> これによって  $BankShock_i$  の単一項は推定に含まれない。

<sup>43</sup> 実際に推定に用いる 1 段階目推定の結果は付表 2 に記載している。

表 7 企業 - 取引産業レベルの分析

モデル	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	1 段階目	1 段階目	OLS	OLS	2 段階目	2 段階目	2 段階目	2 段階目
被説明変数	<i>EndCus</i>	<i>EndSup</i>	<i>NewCus</i>	<i>NewSup</i>	<i>NewCus</i>	<i>NewSup</i>	<i>NewCus</i>	<i>NewSup</i>
<i>EndCus</i> (Instrumented)			0.084*** (0.004)		0.666*** (0.066)		0.804*** (0.095)	
<i>EndSup</i> (Instrumented)				0.076*** (0.006)		0.488*** (0.093)		0.687*** (0.129)
<i>EndCus*</i> <i>BankShock</i> (Instrumented)							0.275*** (0.103)	
<i>EndSup*</i> <i>BankShock</i> (Instrumented)								0.433*** (0.123)
<i>CusShock1 (IV)</i>	0.093*** (0.010)							
<i>SupShock1 (IV)</i>		0.072*** (0.016)						
<i>NumCus</i>	0.013*** (0.001)		0.003*** (0.0003)		-0.005*** (0.001)		-0.009*** (0.002)	
<i>NumSup</i>		0.004*** (0.001)		0.003*** (0.001)		-0.004* (0.002)		-0.015*** (0.005)
Obs	591,269	697,944	591,269	697,944	591,269	697,944	591,269	697,944
F Value	42.58	9.74	/	/	/	/	/	/
Adj.R2	0.368	0.368	0.217	0.165	/	/	/	/

(注) \*\*\*,\*\*,\*はそれぞれ 1%,5%,10%水準で有意であることを示している。t 統計量の算出にあたっては White の標準誤差を用いている。全ての推定式において産業固定効果を入れている。

推定の結果を示している。1段階目推定の予測値 $\widehat{EndCus(Sup)}_{ig}$ は統計的に正に有意であり、列(3)-(4)の結果と整合的である。列(7)-(8)は1段階目推定の予測値 $\widehat{EndCus(Sup)}_{ig}$ と銀行固有ショック $BankShock_i$ の交差項を入れた推定であり、いずれも統計的に正に有意となっている。

上記の結果は、主分析において確認された取引ネットワークの再構築が、同一産業内において行われていることを支持する結果である。

## 5.2 新規取引相手の地理的多角化

本節では追加分析として、既存取引相手企業との取引を打ち切った企業がどのような企業と新規の取引関係を結ぶ傾向にあるかを検討する。森川(2012)は、東日本大震災で取引相手企業が被災した企業は、今後取引相手を地理的に分散させる傾向にあることを確認している。本章ではこのような傾向が、銀行からの資金供給によって促進されるかどうかを検討する。これまでの分析から、銀行からの資金供給が多い企業ほど新規の取引相手と契約を結ぶことが容易になることを確認している。もし企業が取引先の地理的分散を愛好するのであれば、銀行からの資金供給が多い企業ほど、遠隔地の新規取引相手と契約を結ぶことが容易となり、取引相手企業の地理的分散が進むと考えられる。推定式は、取引打ち切り数に対する内生性及び企業の資金需要要因について考慮した式(3)を基に、被説明変数を新規取引先に占める同じ県内の企業の比率( $NewSup(Cus)Pref_i$ )として分析を行う。

上記の分析を行う上で生じる追加の問題として、新規取引先に占める同じ県内の企業の比率と、新規取引先に占める同じメインバンクの企業の比率の変数の相関が高いことが予想される点である。例えば中島・戸堂(2013)では、東日本大震災以降、銀行による取引先の紹介が進んだことを指摘しており、メインバンクの紹介により同じ県内に属する企業を紹介される傾向が強い場合、 $NewSup(Cus)Pref_i$ が同じ県内の企業の比率を表しているのか、同じメインバンクの企業の比率を表しているのが不明瞭となる。以上から、本節の追加分析では新規取引先に占める同じメインバンクの企業の比率( $NewSup(Cus)Bank_i$ )をコントロールした推定と、同変数を被説明変数とした推定を追加で行う。分析単位は、4.2節の主分析同様企業レベルの分析とする。

推定結果は表8に記載している。列(1)-(4)はそれぞれ列(5)-(8)に対応する1段階目推定の結果となっている。いずれの列においても、操作変数 $CusShock1_i$ 、 $SupShock_i$ は1%水準で統計的に有意となっており、弱操作変数の懸念はないと考えられる。

列(5)-(6)は被説明変数を新規取引先に占める同じメインバンクの企業の比率( $NewSup(Cus)Bank_i$ )とした2段階最小二乗法の推定結果である。いずれの列においても、 $EndCus(Sup)_i$ と $BankShock_i$ の交差項は有意になっていない。列(7)-(8)は被説明変数を新規取引先に占める、同じ県内に本社を置く企業の比率( $NewSup(Cus)Pref_i$ )とした2段階最小二乗法の推定結果である。いずれの列においても、 $EndCus(Sup)_i$ と $BankShock_i$ の交差項は1%水準で負に有意となっている。この結果は、銀行からの資金供給が多いほど、取

引先の地理的分散が進む傾向にあることを示しており、企業にとってより望ましい相手との取引開始を促進する結果にあることを示唆するものである。

## 6 結論

本章では銀行からの資金供給が企業の取引ネットワーク再構築に与える影響を検証した。より具体的には、既存の取引相手との取引打切り件数と新規の取引相手との契約件数が、銀行からの資金供給によって影響を受けるかを分析した。本章の主要な結果は以下の通りである。第1に、企業が銀行貸出を受けているという条件付けの下、銀行貸出が多いほど、既存の取引相手との取引打切り件数と新規の取引相手との契約件数の正の関係が強くなることを確認した。この結果は、既存の取引相手との取引打切り件数と新規の取引相手との契約件数の間に存在する逆因果の問題や、銀行貸出の変数に存在する企業の需要要因によるバイアスに対処した上でも観察された。この結果は、銀行からの資金供給が多いほど、取引ネットワーク断絶の際の取引ネットワークの回復が早くなることを示唆するものである。第2に、東日本大震災によって取引相手の打切りが生じた際に、企業は新規の取引相手を地理的に分散させるように選択する傾向にあること、またこの傾向は銀行からの資金供給が多いほど促進されることを確認した。この結果は、銀行からの資金供給によって、企業にとってより望ましい取引相手と契約を結ぶことができることを示唆している。

本章の限界は以下の通りである。第1に、既存の取引相手との取引打切り件数に関する内生性の対処として、本章では2011年の東日本大震災に着目している。これにより、ベースラインの分析結果は東日本大震災に依拠していないとはいえ、高い外的妥当性を備えているとは言い難い。第2に、銀行固有ショックの計算の際に東証上場企業のデータを用いて各銀行の固有ショックを計算した上で、各非上場企業のメインバンクが直面している銀行固有ショックとしている。しかし、データの制約を考慮しなければ、本来は非上場企業-銀行間の貸出額のデータを用いて銀行固有ショックを算出することが望ましいと考えられる。上記は筆者の今後の課題としたい。



表 8 追加分析：新規取引相手の地理的分散

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
モデル	1 段階目	1 段階目	1 段階目	1 段階目	2 段階目	2 段階目	2 段階目	2 段階目
被説明変数	<i>EndCus</i>	<i>EndSup</i>	<i>EndCus</i>	<i>EndSup</i>	<i>Same CusBank</i>	<i>Same SupBank</i>	<i>Same CusPref</i>	<i>Same SupPref</i>
<i>EndCus</i> (Instrumented)					-7.124*** (2.327)		-41.183*** (3.172)	
<i>EndSup</i> (Instrumented)						-3.074*** (2.600)		-31.359*** (3.625)
<i>EndCus*BankShock</i> (Instrumented)					2.925 (3.731)		-11.574*** (4.832)	
<i>EndSup* BankShock</i> (Instrumented)						2.924 (4.097)		-18.140*** (4.915)
<i>CusShock1 (IV)</i>	0.385*** (0.021)		0.390*** (0.021)					
<i>SupShock1 (IV)</i>		0.305*** (0.020)		0.310*** (0.020)				
<i>SameCusPref</i>	-0.0004*** (0.0001)				0.204*** (0.006)			
<i>SameSupPref</i>		-0.001*** (0.0001)				0.207*** (0.006)		
<i>SameCusBank</i>			-0.0004*** (0.0001)				0.369*** (0.009)	
<i>SameSupBank</i>				-0.001*** (0.0001)				0.405*** (0.009)
<i>BankShock</i>	0.028 (0.024)	0.087*** (0.023)	0.029 (0.024)	0.083*** (0.023)	-5.867** (2.710)	-7.913*** (2.368)	2.768 (3.242)	13.024*** (2.904)
<i>Age</i>	-0.014*	-0.037***	-0.015*	-0.038***	1.476***	0.293***	3.654***	0.344

	(0.008)	(0.007)	(0.008)	(0.007)	(0.351)	(0.356)	(0.486)	(0.500)
<i>TotalAsset</i>	-0.002	0.084***	-0.0004	0.085***	3.109***	1.893***	-2.174***	1.302*
	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.513)	(0.541)	(0.682)	(0.735)
<i>TotalDebt</i>	0.096***	0.083***	0.096***	0.083***	-1.988***	-1.005*	2.539***	1.585**
	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.558)	(0.550)	(0.740)	(0.751)
<i>NumCus</i>	0.002***	0.0004***	0.002***	0.0004***	0.018***	0.001	0.091***	0.011***
	(0.0003)	(0.0001)	(0.0003)	(0.0001)	(0.004)	(0.001)	(0.006)	(0.002)
<i>NumSup</i>	0.001***	0.002***	0.001***	0.002***	0.003**	0.007*	0.024***	0.040***
	(0.0001)	(0.0002)	(0.0001)	(0.0002)	(0.002)	(0.004)	(0.002)	(0.006)
Obs	36,219	36,219	36,219	36,219	36,219	36,219	36,219	36,219
Adj.R2	0.459	0.509	0.459	0.508	/	/	/	/

(注) \*\*\*,\*\*, \*はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示している。t統計量の算出にあたっては White の標準誤差を用いている。全ての推定式において産業固定効果を入れている。

## 補論 A ゼロレバレッジ企業の比較

本章では銀行からの資金供給に焦点を当てるため、本論の分析では $BankDebt_i = 0$ の企業をサンプルから除いていた。一方で、本章において仮説の根幹をなしていた Maksimovic and Titman (1991) では、企業の資本構成が生産財の質に与える影響についても言及している。すなわち、負債返済予定額が少ないほど、企業は生産財の質を落として生産コストを抑えるインセンティブが低下することから、結果として生産財の質は保たれやすくなるとしている。この結果は、負債の借入を一切行っていないという点も、企業の取引相手として望ましい性質の1つであることを示唆している。以下では、本論の分析においてサンプルから除いた $BankDebt_i = 0$ の企業をサンプルに含めた上で、銀行貸出を受けていない無借金経営企業についても取引ネットワークの再構築が容易に行われるか否かを検証する。

表 A は式 (1) 及び式 (3) における変数 $BankDebt_i$ を、企業 $i$ が $BankDebt_i = 0$ の場合に 1 を取るダミー変数 ( $ZeroLev_i$ ) に置き換えて推定を行った結果を示している。列 (1) - (2) はそれぞれ被説明変数が $NewCus_i, NewSup_i$ となっている式 (1) の推定結果となっている。関心変数 $EndCus(Sup)_i * ZeroLev_i$ の係数はいずれも正に有意となっている。列 (3) - (4) は式 (3) の推定結果となっており、こちらも関心変数 $EndCus(Sup)_i * ZeroLev_i$ の係数は正に有意となっている。以上の結果は、本論内で示した企業の資金調達環境だけでなく、企業の資本構成も取引ネットワークの再構築に影響を与えることを示している。

表 A 無借金経営企業の取引ネットワーク再編

モデル	(1) <i>OLS</i>	(2) <i>OLS</i>	(3) <i>2SLS</i>	(4) <i>2SLS</i>
被説明変数	<i>NewCus</i>	<i>NewSup</i>	<i>NewCus</i>	<i>NewSup</i>
<i>EndCus</i>	0.385*** (0.006)		0.906*** (0.041)	
<i>EndSup</i>		0.357*** (0.005)		0.955*** (0.044)
<i>EndCus*ZeroLev</i>	0.040* (0.020)		0.129** (0.062)	
<i>EndSup* ZeroLev</i>		0.119*** (0.022)		0.260*** (0.048)
<i>ZeroLev</i>	-0.013* (0.007)	0.032*** (0.007)	-0.005 (0.028)	-0.013 (0.023)
<i>Age</i>	-0.025*** (0.003)	-0.049*** (0.002)	-0.022*** (0.003)	-0.032*** (0.003)
<i>TotalAsset</i>	0.030*** (0.002)	0.054*** (0.002)	0.013*** (0.003)	0.002 (0.004)
<i>TotalDebt</i>	0.045*** (0.002)	0.060*** (0.002)	0.016*** (0.003)	0.027*** (0.003)
<i>NumCus</i>	0.002*** (0.0002)	0.0005*** (0.0001)	0.0004 (0.0004)	0.00004 (0.0001)
<i>NumSup</i>	0.0002** (0.0001)	0.002*** (0.0002)	-0.0002** (0.0001)	-0.0003 (0.0003)
Obs	209,203	209,203	209,203	209,203
Adj.R2	0.444	0.456	0.362	0.389

(注) \*\*\*,\*\*,\*はそれぞれ 1%,5%,10%水準で有意であることを示している。t 統計量の算出にあたっては White の標準誤差を用いている。全ての推定式において産業固定効果を入れている。

付表 1.4.3 節の 1 段階目推定

	(1)	(2)	(3)	(4)
モデル	1 段階目	1 段階目	1 段階目	1 段階目
被説明変数	<i>EndCus</i>	<i>EndSup</i>	<i>EndCus</i> <i>*BankDebt</i>	<i>EndSup</i> <i>*BankDebt</i>
<i>SupShock1 (IV)</i>	-0.844*** (0.111)		-21.855*** (1.770)	
<i>CusShock1 (IV)</i>		-0.868*** (0.080)		-20.876*** (1.424)
<i>CusShock1 (IV)*BankDebt</i>	0.085*** (0.009)		1.979*** (0.149)	
<i>SupShock1 (IV)*BankDebt</i>		0.085*** (0.007)		1.871*** (0.120)
<i>BankDebt</i>	-0.027*** (0.002)	-0.048*** (0.002)	0.033 (0.029)	-0.162*** (0.028)
<i>Age</i>	-0.005** (0.003)	-0.017*** (0.002)	-0.039 (0.036)	-0.257*** (0.031)
<i>TotalAsset</i>	0.012*** (0.003)	0.037*** (0.003)	0.173*** (0.033)	0.589*** (0.032)
<i>TotalDebt</i>	0.089*** (0.005)	0.130*** (0.004)	1.016*** (0.058)	1.397*** (0.055)
<i>NumCus</i>	0.003*** (0.0003)	0.001*** (0.0001)	0.047*** (0.005)	0.010*** (0.002)
<i>NumSup</i>	0.0004*** (0.0001)	0.002*** (0.0003)	0.012*** (0.002)	0.047*** (0.005)
Obs	192602	192602	192602	192602
F Value	386.84	301.87	389.14	306.17
Adj.R2	0.321	0.366	0.438	0.489

(注) \*\*\*,\*\*,\*はそれぞれ 1%,5%,10%水準で有意であることを示している。t 統計量の算出にあたっては White の標準誤差を用いている。

付表 2 5.1 節の 1 段階目推定

	(1)	(2)	(3)	(4)
モデル	1 段階目	1 段階目	1 段階目	1 段階目
被説明変数	<i>EndCus</i>	<i>EndSup</i>	<i>EndCus</i> <i>*BankShock</i>	<i>EndSup</i> <i>*BankShock</i>
<i>SupShock1 (IV)</i>	0.157*** (0.020)		-0.035*** (0.013)	
<i>CusShock1 (IV)</i>		0.131*** (0.031)		-0.036*** (0.015)
<i>CusShock1 (IV)*BankShock</i>	0.129*** (0.024)		0.013*** (0.023)	
<i>SupShock1 (IV)*BankShock</i>		0.113*** (0.031)		-0.005 (0.020)
<i>NumCus</i>	0.013*** (0.001)		-0.006*** (0.0003)	
<i>NumSup</i>		0.018*** (0.002)		-0.007*** (0.001)
Obs	591269	697944	591269	697944
F Value	58.83	28.14	17.71	15.70
Adj.R2	0.368	0.323	0.380	0.311

(注) \*\*\*,\*\*,\*はそれぞれ 1%,5%,10%水準で有意であることを示している。t 統計量の算出にあたっては White の標準誤差を用いている。

## 第4章 銀行による取引相手企業への貸出集中が銀行-企業間貸出に与える影響

### 1 はじめに

本章では、第1章で設定した本稿の2つ目の研究課題「企業間取引ネットワーク上で生じたショックは、銀行-企業間の貸出に影響を与えるか」を検討するため、融資先企業の取引相手企業倒産後に、その倒産の影響を強く受ける銀行から融資先企業への貸出がどのように変化するかを分析する。特に、取引相手企業の倒産の影響を強く受ける銀行として、(1) 融資先企業の取引相手企業群と融資関係を多く有している銀行 (2) 倒産した取引相手企業に融資をしていた銀行に焦点を当てて分析を行う。

近年、企業間の取引ネットワークは特定の企業において生じたショックを他の企業へと伝播させ、ショックを直接受けていない企業の設備投資や雇用、収益に対しても影響を与えることが様々な先行研究で指摘されている (Barrot and Sauvagnat, 2016; Calvalho et al., 2021)。これらの研究から派生して、銀行が融資先企業の企業間取引ネットワーク上で生じたショックから受ける影響の程度が、銀行の貸出行動に対して及ぼす影響について分析が行われている。これまでの先行研究では、銀行がある企業(産業)の取引相手企業(産業)に対して集中的に貸出を行っている場合、銀行がある企業(産業)に対して積極的に融資を行う傾向にあることを明らかにしている (Giannetti and Saidi, 2019; Ogura et al. 2021)<sup>44</sup>。そのメカニズムとして、「ある企業(産業)」に負のショックが生じた場合、銀行にとっては自行の融資先企業もショックの波及を通じて大きな影響を受けるため、負のショックの発生を「事前」に防ぐインセンティブが存在するためだとしている。

しかし、上記のような取引相手企業群に対する銀行からの貸出集中は、ひとたびその「ある企業(産業)」にショックが生じてしまった場合、ショックの波及による取引相手企業群の収益低下を通じて銀行により大きな影響を与える可能性がある。その結果、銀行はこれまで同様に、ショックの発生源である企業やその取引相手企業群に対して貸出を行うかについては定かではなく、ショック発生の「事後」の貸出行動の変化はこれまでの先行研究からは明らかにされていない。Giannetti and Saidi (2019) では、銀行の特定企業群に対する貸出集中は、その特定企業群の取引相手企業の銀行借入を容易にすると結論付けている<sup>45</sup>。しかし、負のショック発生後により大きく貸出が減少するのであれば、銀行の特定企業群に対する貸出集中は必ずしもその取引相手企業にとって恩恵を授けるだけでなく、むしろショック発生時のさらなるリスクとなる可能性がある。

---

<sup>44</sup> ショック等に焦点を当てず、より直接的に企業*i*-銀行*j*間の貸出が企業*i*の取引相手企業-銀行*j*間の貸出から受ける影響の分析について、一橋大学大学院経営管理研究科・宮川大介准教授と日本銀行金融研究所・福永健介氏が共同で取り組まれていることを付記しておく(2021年4月22日第1回一橋大学金融研究会にて報告)。

<sup>45</sup> Giannetti and Saidi (2019) では以下の通り述べている。「不況産業への貸出シェアが高い銀行は、サプライチェーン断絶によるコストが大きいと考えられる場合、そのカスタマー産業とサプライヤー産業に対しても貸出を行う。この結果は、貸出集中がなぜ財務安定化に有利に働くかを説明する新しいチャネルを示唆している。」(筆者訳)

本章では企業*i*の取引相手企業と多くの融資関係を有している銀行に焦点を当て、企業*i*にショックが生じた場合に、企業*i*への貸出行動がどのように変化するかを分析する。本章では企業*i*へのショックとして、企業*i*の取引相手企業の倒産をショックと捉え、企業*i*の取引相手企業倒産後の銀行 - 企業*i*間の貸出行動について分析を行う。

本章の主分析の結果は以下の通りである。第1に、企業*i*の取引相手企業 - 銀行*j*間での程度融資関係があるか(以下、企業*i*の取引相手企業に対する銀行*j*のエクスポージャー)と、企業*i* - 銀行*j*間の貸出額の間には、特に条件付けを行わない場合、明確な相関は存在しなかった。第2に、企業*i*のサプライヤー企業もしくはカスタマー企業が倒産した場合、企業*i*のサプライヤー企業に対する銀行*j*のエクスポージャーが高いほど、銀行*j*から企業*i*への貸出が減少する傾向にあることを確認した。この結果は、企業*i*の取引相手企業に対するエクスポージャーが高い銀行は、いざショックが生じた場合には事後的に波及経路である企業への貸出を減少させる傾向にあり、企業の財務安定性に対してはむしろ悪影響を及ぼす可能性を示唆するものと言える。

上記の主分析では、銀行*j*が企業*i*の取引相手とどの程度融資関係を有しているかが、銀行*j*から企業*i*への貸出額に対して与える影響を分析していた。しかし同時に、銀行*j*から企業*i*への貸出額の多寡が、企業*i*の取引相手 - 銀行*j*間の融資関係の有無に影響を与えている可能性があり、同時決定による内生性の問題が懸念される (Manski 1993)。本章では企業*i*の取引相手と融資関係を有している2行の銀行合併による取引相手企業へのエクスポージャーの外生的な上昇を用いて、2段階最小二乗法推定を行った。分析の結果、企業*i*のサプライヤー企業に対してエクスポージャーが高い銀行は、企業*i*のカスタマー企業が倒産した際に、企業*i*に対して貸出額を減少させる傾向にあることを確認した。この結果は、サプライチェーン上で下流に存在する企業からのショックの伝播に強く反応して、上流企業群に対するエクスポージャーが高い銀行は企業に対する貸出を変化させることを示唆している。

また頑健性分析として、銀行が倒産した取引相手企業に対して貸出を行っていた場合も、銀行が受けるショックの程度は大きいと考え、同様の分析を行った結果、主分析と同様の傾向を確認した。

追加分析として、企業*i*の取引相手企業に対する銀行*j*のエクスポージャーが高い銀行からの貸出額が減少することで、企業が総銀行貸出の減少に直面するかを分析する。企業*i*の取引相手企業が倒産することで、エクスポージャーが高い銀行からの貸出が減少した場合においても、代替的な借入先として、これまで融資関係を持っていなかった銀行から借入ができるのであれば、企業*i*の資金調達に対して深刻な影響は生じないと考えられる。

本章では Jiménez et al. (2020) で提案された手法を用いて、融資行のエクスポージャーに起因する貸出の変化が、新規の融資行によってどの程度代替されたかを分析した。分析の結果、企業*i*のサプライヤー企業が倒産した際には、総銀行借入に対する影響は非常に小さいことを確認した。一方で、カスタマー企業が倒産した際には、取引相手企業への融資行のエクスポージャーが高いほど、総銀行貸出が減少していることを確認した。この結果は、



銀行による自社のカスタマー企業への集中的な貸出が、自社の資金調達に対して負の影響を与えていることを示している。

本章の構成は以下の通りとなっている。2節では本章に関連する先行研究を整理する。3節では本章の研究・デザインを整理する。4節では主分析及び頑健性分析の結果を示す。5節では追加分析の結果を示す。6節では本章の結論を示す。

## 2 先行研究

### 2.1 銀行による取引相手企業への貸出の集中

特定の銀行がある企業の取引相手企業群に対してどの程度貸出を行っているかについては、(1)銀行-企業間の融資関係、(2)企業間の取引ネットワークに関するデータが必要なことから、先行研究が非常に限られている。数少ない例外である Gianetti and Saidi (2019)では、銀行 $j$ が特定の産業 $k$ に集中的に貸出を行っているほど、産業 $k$ の収益性が低下したときに貸出を行う傾向にあること、また産業 $k$ の川上・川下産業に集中的に貸出を行っているほど、川上・川下産業の収益性が低下したときに、産業 $k$ に貸出を行う傾向にあることを明らかにしている。また Ogura et al. (2021)では、ゾンビ企業 $i$ のメインバンクが企業 $i$ の取引相手に対して多くの融資関係を有しているほど、企業 $i$ の銀行借入が増加することを確認している。

上記の先行研究は、銀行が企業間取引ネットワーク上でつながっている企業群に対して集中的に貸出を行っていることで、その企業群へのエクスポージャーが高い場合に、ショックの発生に先んじてどのような貸出行動を取るかという、「事前」の時点に焦点を当てた分析であった。しかし、ある企業群へのエクスポージャーが高い銀行が、ショックの発生後にどのような貸出行動を取るかという、「事後」の時点に焦点を当てた分析は行われていない。本章では企業 $i$ の取引相手企業の倒産に焦点を当て、企業 $i$ の取引相手企業群に対するエクスポージャーが高い銀行は、取引相手企業の倒産後に貸出行動をどのように変化させるかに着目して分析を行う。

### 2.2 カスタマー企業の倒産がサプライヤー企業に与える影響

カスタマー企業の倒産は、サプライヤー企業にとって様々なコストを引き起こす。Titman (1984)はカスタマー企業が倒産することで、新たな取引相手企業を探すためのサーチコストや、これまでの取引を通じて培ってきた関係特殊的投資が失われるといったコストがサプライヤー企業に生じることを指摘している。Kolay et al. (2016)は実証的に、カスタマー企業の倒産がサプライヤー企業の販売費及び一般管理費の増加や収益性の低下につながることを確認している。企業の資金調達に与える影響としては、Houston et al. (2016)は1990年から2009年のアメリカ企業を対象に、カスタマー企業の倒産後がサプライヤー企業の銀行借入金利が上昇すること、またその効果はカスタマー企業の産業全体が不況である場合や、カスタマー企業が主要顧客である場合といった、代替カスタマー企業を探すことが困難な状況であるほど強くなることを確認している。本章の分析はHouston et al. (2016)同様、取引相手企業の倒産が企業の銀行借入に与える影響について検証する。本章

では特に銀行と自社の取引相手企業間の融資関係が、自社の資金調達に悪影響を及ぼすかについて分析を行う。

### 3 リサーチ・デザイン

#### 3.1 データ

本章の分析を行うにあたり、各企業がどの銀行からどの程度融資を受けているか、企業がどの企業と取引を行っているか、また取引相手企業はどの銀行と融資関係を有しているか、どの取引相手がいつ倒産したかを把握する必要がある。企業 - 銀行間の貸出レベルのデータについては日経 NEEDS Financial Quest から取得したデータを用いる。また企業の取引相手については、TDB - CAREE が提供している C2TRD のデータベースを用いる。取引相手企業がどの銀行と融資関係を有しているかについては、TDB - CAREE から提供された C2BNK のデータベースを C2TRD とマッチすることで特定する。取引相手企業の倒産については、TDB - CAREE から提供された TOSAN のデータベースを C2TRD とマッチすることで特定する<sup>46</sup>。

サンプルの条件は、日経 NEEDS Financial Quest から企業 - 銀行間の貸出額に関するデータを取得可能な東証上場企業であること、また TDB - CAREE から提供された取引相手に関するデータを取得することができる企業としている。銀行は都市銀行、第1地方銀行、第2地方銀行、信託銀行のいずれかとしている<sup>47</sup>。また分析期間は2004年度から2016年度としている。最終的なサンプルサイズは162,145 企業 - 銀行 - 年となっている。

#### 3.2 リサーチ・デザイン：銀行*j*のエクスポージャーと企業 - 銀行間融資額

本章ではまず企業*i*の取引相手 - 銀行*j*間でどの程度融資関係があるか (=企業*i*の取引相手企業に対する銀行*j*のエクスポージャー) が、銀行*j*から企業*i*への貸出にどのような影響を与えるかを検討する。企業*i*の取引相手企業に対する銀行*j*のエクスポージャー ( $Cus(Sup)BankRatio_{ijt}$ ) については、銀行*j*が企業*i*の顧客 (サプライヤー) 企業のうち何割に対して融資関係を持っているかで定義する。また企業*i* - 銀行*j*間の貸出 ( $\Delta \log(Loan)_{ijt}$ ) については*t*年から*t* + 1年における企業*i* - 銀行*j*間の貸出額の対数値の差分として定義する<sup>48</sup>。

企業*i* - 銀行*j*間の貸出については、資金の需要側である企業*i*の要因及び資金の供給側である銀行*j*の双方の特性によって影響を受けると考えられる。関心変数である、企業*i*の取引相手企業に対する銀行*j*のエクスポージャー ( $Cus(Sup)BankRatio_{ijt}$ ) がこれらの要因と相

<sup>46</sup> TDB - CAREE から提供された各種データベースの詳細については第1章3節を参照されたい。

<sup>47</sup> 信用金庫については、日経 NEEDS Financial Quest から信用金庫ごとの借入額に関するデータが入手できないこと、また政府系金融機関については、本章で想定しているような取引相手へのエクスポージャーに基づく貸出を行っている可能性は低いと考えられるため、サンプルから除外している。

<sup>48</sup> 本章の分析対象はすでに貸出を受けている銀行からの貸出額がどの程度変化するか (=intensive margin) に関する分析となる。

関を持っている場合、企業側の要因及び銀行側の要因で欠落変数が存在することで推定値にバイアスが生じると考えられる。

本章では Khwaja and Mian (2008) の手法を用いて、上記の問題に対処する。すなわち、本章の分析単位が企業 - 銀行 - 年単位であることを利用して、推定式に企業\*年の固定効果 (*Firm \* Year FE*) 及び銀行\*年の固定効果 (*Bank \* Year FE*) を含めた推定を行う。これにより、企業要因・銀行要因が時間可変的・時間不変的であろうと、同要因に基づく内生性の問題を回避した上で推定を行うことができる。また企業 - 銀行間の時間不変的な要因による内生性の問題を回避するために、企業\*銀行ペアの固定効果 (*Firm \* Bank FE*) を含んだ上で推定を行う<sup>49</sup>。また銀行 - 産業間の時間不変的な要因、産業固有の時間可変的な要因をコントロールするために、銀行\*産業の固定効果 (*Bank \* Ind FE*) と産業\*年の固定効果 (*Ind \* Year FE*) を入れて推定を行う。また観察可能な企業 - 銀行間の時間可変的な要因による欠落変数の問題を回避するために、銀行*j*が企業*i*のメインバンクである場合に 1 を取るダミー変数 (*MainDummy<sub>ijt</sub>*)、銀行*j*と企業*i*の相対的な取引年数 (*TradeYear<sub>ijt</sub>*) をコントロールした上で推定を行う<sup>50</sup>。推定式は以下の通りとなる。

$$\begin{aligned} \Delta \log (\text{Loan})_{ijt} = & \beta_1 \text{Cus}(\text{Sup})\text{BankRatio}_{ijt} + \sum_{k=2} \beta_k \text{Control}_{ijt} + \\ & \text{Firm * Year FE} + \text{Bank * Year FE} + \text{Firm * Bank FE} \\ & + \text{Bank * Ind FE} + \text{Ind * Year FE} + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (1)$$

企業*i*の取引相手企業に対する銀行*j*のエクスポージャーが高い場合、企業*i*に対して積極的に貸出を行うことで、銀行*j*の融資先に対しても正の波及効果が期待できること、また負の波及効果を防ぐことが期待されることから、 $\beta_1$ の係数は正であることが予想される。

### 3.3 リサーチ・デザイン：取引相手企業の倒産の影響

つづいて、企業*i*の取引相手倒産の際に、企業*i*の取引相手企業に対するエクスポージャーが高い銀行は、企業*i*への貸出をどのように変化させるかを分析する。企業*i*の取引相手の倒産の変数 (*Cus(Sup)Bankruptcy<sub>it</sub>*) については、企業*i*のカスタマー (サプライヤー) 企業が 1 社以上倒産した場合に 1 を取るダミー変数とする。関心変数は企業*i*の倒産変数 (*Cus(Sup)Bankruptcy<sub>it</sub>*) と企業*i*に対する銀行*j*のエクスポージャー (*Cus(Sup)BankRatio<sub>ijt</sub>*) の交差項となる<sup>51</sup>。推定モデルに含めるコントロール変数、固定効果は推定式 (1) と同様としている。推定式は以下の通りとなっている。

<sup>49</sup> ここまでの方法により時間可変及び時間不変の企業要因・銀行要因、時間不変の企業-銀行ペア要因による内生性の問題は回避することができている。しかし、時間可変的な企業-銀行ペア要因による内生性の問題が残っている。これについては 4.2 節の頑健性分析で検討する。

<sup>50</sup> 銀行*j*と企業*i*の相対的な取引年数 (*TradeYear<sub>ijt</sub>*) は、*t*期における企業*i*-銀行*j*間の取引年数を、*t*期における企業*i*の最長取引年数で基準化したものとしている。よって当該変数は最大で 1 を取る変数となっている。

<sup>51</sup> *Cus(Sup)Bankruptcy<sub>it</sub>* は企業 - 年レベルの変数のため、企業\*年ダミーが含まれているこの推定では単一項として入らない。

$$\begin{aligned} \Delta \log(\text{Loan})_{ijt} = & \beta_1 \text{Cus(Sup)BankRatio}_{ijt} \\ & + \beta_2 \text{Cus(Sup)BankRatio}_{ijt} * \text{Cus(Sup)Bankruptcy}_{it} \\ & + \sum_{k=3} \beta_k \text{Control}_{ijt} + \text{FixedEffects} + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (2)$$

企業*i*に取引相手の倒産というショックが生じたとき、企業*i*の取引相手企業へのエクスポージャーが高い銀行ほど貸出を減少させる傾向にあれば、関心変数  $\text{Cus(Sup)BankRatio}_{ijt} * \text{Cus(Sup)Bankruptcy}_{it}$  の係数 $\beta_2$ は負となることが予想される。反対に、さらなるショックの波及を止めるために企業*i*に対してより貸出を行う傾向にあれば、係数 $\beta_2$ は正になることが予想される。なお、本分析に用いる変数の基本統計量、変数の定義及び相関係数表はそれぞれ表 1,表 2,表 3 に記載している。

表 1 基本統計量

変数名	サンプルサイズ	最小値	中央値	最大値	平均値	標準偏差
<b>被説明変数</b>						
$\Delta \log(\text{Loan})$	162,145	-1.73	0	2.34	-0.01	0.58
<b>説明変数</b>						
<i>CusBankRatio</i>	162,145	0	0.08	1	0.18	0.23
<i>SupBankRatio</i>	162,145	0	0.1	0.75	0.17	0.19
<i>CusBankruptcy</i>	162,145	0	0	1	0.33	0.47
<i>SupBankruptcy</i>	162,145	0	0	1	0.23	0.42
<i>CusCommon</i>	162,145	0	0	1	0.07	0.26
<i>SupCommon</i>	162,145	0	0	1	0.05	0.21
<b>コントロール変数</b>						
<i>RelativeTrade</i>	162,145	0.06	0.71	0.94	0.67	0.25
<i>MainBank</i>	162,145	0	0	1	0.14	0.35
<b>操作変数</b>						
<i>CusMerge</i>	162,145	0	0	1	0.1	0.3
<i>SupMerge</i>	162,145	0	0	1	0.11	0.31

表 2 変数定義表

変数名	定義
<b>被説明変数</b>	
$\Delta \text{Log}(\text{Loan})$	$t$ 年から $t+1$ 年の、企業 - 銀行間貸出額(対数値)の差分
<b>説明変数</b>	
$\text{Cus}(\text{Sup})\text{BankRatio}$	銀行 $j$ が企業 $i$ の顧客(サプライヤー)企業のうち融資関係を有している割合
$\text{Cus}(\text{Sup})\text{Bankruptcy}$	企業 $i$ の顧客(サプライヤー)企業が倒産した場合に1を取るダミー変数
$\text{Cus}(\text{Sup})\text{Common}$	銀行 $j$ が倒産した顧客(サプライヤー)企業に対しても貸出をしていた場合に1を取るダミー変数
<b>コントロール変数</b>	
$\text{RelativeTrade}$	$t$ 年における企業 $i$ -銀行 $j$ 間の過去の取引年数/ $t$ 年における最長の企業 $i$ -銀行 $j$ 間の過去の取引年数
$\text{MainBank}$	$t$ 年において企業 $i$ に対して貸出残高を有している銀行の中で、最高額の残高である場合に1を取るダミー変数
<b>操作変数</b>	
$\text{Cus}(\text{Sup})\text{Merge}$	銀行 $j$ が企業 $i$ の顧客(サプライヤー)企業へ融資している銀行と合併していた場合に1を取るダミー変数

表 3 相関係数表

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
(1)	<i>CusBankRatio</i>	1									
(2)	<i>SupBankRatio</i>	0.66	1								
(3)	<i>CusBankruptcy</i>	-0.1	-0.11	1							
(4)	<i>SupBankruptcy</i>	-0.12	-0.08	0.32	1						
(5)	<i>CusCommon</i>	0.15	0.2	0.39	0.13	1					
(6)	<i>SupCommon</i>	0.11	0.14	0.14	0.41	0.26	1				
(7)	<i>RelativeTrade</i>	-0.05	-0.05	0.1	0.06	0.05	0.03	1			
(8)	<i>MainBank</i>	0.25	0.31	-0.06	-0.03	0.06	0.06	-0.03	1		
(9)	<i>CusMerge</i>	0.32	0.33	0.01	0.04	0.13	0.13	0.1	0.1	1	
(10)	<i>SupMerge</i>	0.31	0.33	0.02	0.03	0.14	0.12	0.1	0.09	0.9	1

表 4 主分析推定結果 (1)

	被説明変数			
	$\Delta \log(\text{Loan})$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>CusBankRatio</i>	0.013 (0.014)		-0.002 (0.019)	
<i>SupBankRatio</i>		0.034 (0.021)		0.019 (0.034)
<i>TradeYear</i>			-0.393*** (0.023)	-0.394*** (0.023)
<i>MainBank</i>			0.264*** (0.012)	0.264*** (0.012)
Firm*Year, Bank*Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry*Year, Bank*Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm*Bank	No	No	Yes	Yes
Observations	162,145	162,145	162,145	162,145
Adjusted R2	0.263	0.263	0.169	0.169

(注) \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示している。括弧内の値は標準誤差を示している。t統計量の算出にあたっては、企業\*年クラスター、銀行\*年クラスターで補正を施した標準誤差を用いている。

## 4 分析結果

### 4.1 主分析

表 4 は推定式 (1) の推定結果を示している。列 (1) は関心変数が企業*i*の顧客企業に対する銀行*j*のエクスポージャー (*CusBankRatio<sub>ijt</sub>*)、列 (2) は関心変数が企業*i*のサプライヤー企業に対する銀行*j*のエクスポージャー (*SupBankRatio<sub>ijt</sub>*) のケースとなっている。またこの 2つの推定では企業 - 銀行間の要因をコントロールしていない。列 (1) - (2) のいずれにおいても、銀行*j*のエクスポージャーの変数は企業*i* - 銀行*j*間の貸出額変化に対して有意となっていない。列 (3) - (4) では企業 - 銀行間の要因をコントロールした上で列 (1) - (2) を再推定した結果となっている。こちらでも銀行*j*のエクスポージャーの変数は企業*i* - 銀行*j*間の貸出額変化に対して有意となっていない。

表 5 は推定式 (2) の推定結果を示している。列 (1) は、企業*i*の顧客企業の倒産 (*CusBankruptcy<sub>it</sub>*) に際して、企業*i*の顧客企業に対する銀行*j*のエクスポージャー (*CusBankRatio<sub>ijt</sub>*) が企業*i*への銀行貸出額変化 ( $\Delta \log(\text{Loan})_{ijt}$ ) に与える影響を示している。列 (2) は、企業*i*の顧客企業の倒産 (*CusBankruptcy<sub>it</sub>*) に際して、企業*i*のサプライヤー企業に対する銀行*j*のエクスポージャー (*SupBankRatio<sub>ijt</sub>*) が企業*i*への銀行貸出額変化



( $\Delta \log(\text{Loan})_{ijt}$ ) に与える影響を示している。列 (3) は、企業  $i$  のサプライヤー企業の倒産 ( $\text{SupBankruptcy}_{it}$ ) に際して、企業  $i$  のカスタマー企業に対する銀行  $j$  のエクスポージャー ( $\text{CusBankRatio}_{ijt}$ ) が企業  $i$  への銀行貸出額変化 ( $\Delta \log(\text{Loan})_{ijt}$ ) に与える影響を示している。列 (4) は、企業  $i$  のサプライヤー企業の倒産 ( $\text{SupBankruptcy}_{it}$ ) に際して、企業  $i$  のサプライヤー企業に対する銀行  $j$  のエクスポージャー ( $\text{SupBankRatio}_{ijt}$ ) が企業  $i$  への銀行貸出額変化 ( $\Delta \log(\text{Loan})_{ijt}$ ) に与える影響を示している。

列 (1) の関心変数  $\text{CusBankRatio}_{ijt} * \text{CusBankruptcy}_{it}$  の係数は -0.012 と負だが有意となっていない。列 (2) の関心変数  $\text{SupBankRatio}_{ijt} * \text{CusBankruptcy}_{it}$  の係数は -0.035 で、10%水準で統計的に負に有意となっている。この結果は、カスタマー企業が倒産した際に、サプライヤー企業へのエクスポージャーが高い銀行ほど企業  $i$  への貸出を減少させることを示している。列 (3) の関心変数  $\text{CusBankRatio}_{ijt} * \text{SupBankruptcy}_{it}$  の係数は -0.026 と有意となっていない。列 (4) の関心変数  $\text{SupBankRatio}_{ijt} * \text{SupBankruptcy}_{it}$  の係数は -0.048 で、10%水準で統計的に負に有意となっている。この結果は、サプライヤー企業が倒産した際に、サプライヤー企業へのエクスポージャーが高い銀行ほど企業  $i$  への貸出を減少させることを示している。列 (2) と列 (4) の結果を合わせて考えると、企業  $i$  のサプライヤー企業に対して高いエクスポージャーを有している銀行は、企業  $i$  の取引相手倒産というショックに反応して、企業  $i$  への貸出を減少させることを示唆している。

欠落変数の問題を回避するために、列 (5) では  $\text{CusBankruptcy}_{it}$  に係る交差項 2 つを同時に含めた推定を、列 (6) では  $\text{SupBankruptcy}_{it}$  に係る交差項 2 つを同時に含めた推定を、列 (7) では  $\text{CusBankRatio}_{ijt}$  に係る交差項 2 つを同時に含めた推定を、列 (8) では  $\text{SupBankRatio}_{ijt}$  に係る交差項 2 つを同時に含めた推定を行っている。いずれも列 (1) - (4) で確認された結果と整合的である。以上の結果は、銀行  $j$  が特定の企業  $i$  の取引相手に対して高いエクスポージャーを有することが、企業  $i$  の財務安定性に寄与するという先行研究 (Giannetti and Saidi (2019)) の示唆とは異なる結果であり、銀行のエクスポージャーの高さが企業間取引ネットワークにおけるショックの波及を悪化させることを示唆するものと考えられる。

表 5 主分析推定結果 (2)

	被説明変数							
	$\Delta \log(\text{Loan})$							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>CusBankRatio</i>	0.001 (0.018)		-0.0004 (0.018)		-0.0006 (0.019)	-0.0004 (0.018)	0.001 (0.018)	
<i>SupBankRatio</i>		0.023 (0.030)		0.023 (0.030)	0.025 (0.031)	0.025 (0.031)		0.026 (0.030)
<i>CusBankRatio*CusBankruptcy</i>	-0.012 (0.018)				0.016 (0.025)		-0.010 (0.018)	
<i>SupBankRatio*CusBankruptcy</i>		-0.035* (0.021)			-0.048* (0.029)			-0.035* (0.021)
<i>CusBankRatio*SupBankruptcy</i>			-0.026 (0.025)			0.021 (0.039)	-0.024 (0.025)	
<i>SupBankRatio*SupBankruptcy</i>				-0.048* (0.025)		-0.069* (0.039)		-0.043* (0.025)
<i>TradeYear</i>	-0.394*** (0.021)	-0.394*** (0.023)	-0.394*** (0.021)	-0.394*** (0.023)	-0.394*** (0.023)	-0.394*** (0.021)	-0.394*** (0.021)	-0.394*** (0.023)
<i>MainBank</i>	0.264*** (0.008)	0.264*** (0.012)	0.264*** (0.008)	0.264*** (0.012)	0.264*** (0.012)	0.264*** (0.008)	0.264*** (0.008)	0.264*** (0.012)
FEs	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	162,145	162,145	162,145	162,145	162,145	162,145	162,145	162,145
Adjusted R2	0.169	0.169	0.169	0.169	0.169	0.169	0.169	0.169

(注) \*\*\*, \*\*, \* はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で有意であることを示している。括弧内の値は標準誤差を示している。t 統計量の算出にあたっては、企業\*年クラスター、銀行\*年クラスターで補正を施した標準誤差を用いている。

#### 4.2 頑健性分析: 銀行間合併を用いた内生性への対処

主分析では、Khwaja and Mian (2008) の推定手法を用いることで、時間可変的な要因も含めて、企業要因及び銀行要因をコントロールした推定を行っていた。また企業\*銀行ダミーを加えることで、時間不変的な企業 - 銀行ペア要因についてもコントロールをしていた。しかし、時間可変的な企業 - 銀行ペアの要因についてはいくつかのコントロール変数を加えたのみで、いまだ内生性の問題が残っている。Manski (1993) が指摘するように、ピア効果 (Peer Effect) やネットワークを通じた波及効果を推定する際には、(1) 同じグループに属している、もしくはネットワークでつながっている主体から自分へと与える影響、(2) 反対に自分からその他の主体へと与える影響という双方向の関係が存在することで、同時決定の問題が生じ、推定値にバイアスが生じる可能性がある。本章の文脈で考えると、企業*i*の取引相手 - 銀行*j*間の融資関係の多寡 ( $Cus(Sup)BankRatio_{ijt}$ ) が、銀行*j* - 企業*i*間の融資額 ( $\Delta \log(Loan)_{ijt}$ ) に影響を与えているのか、それとも銀行*j* - 企業*i*間の融資額が企業*i*の取引相手 - 銀行*j*間の融資関係の多寡に影響を与えているのかという同時決定の問題が生じている可能性がある。

本章では企業*i*の取引相手に対して貸出をしている銀行同士の合併による不可避な銀行*j*のエクスポージャーの上昇を用いることで、企業*i*の取引相手に対する銀行*j*のエクスポージャー ( $Cus(Sup)BankRatio_{ijt}$ ) の内生性への対処を試みる<sup>52</sup>。例として、カスタマー企業 a, b, c を持つ企業*i*と銀行 A, 銀行 B を考える<sup>53</sup>。銀行 A がカスタマー企業 a, b に対して、また銀行 B がカスタマー企業 c に対して貸出を行っている状況とする。このとき、企業*i*のカスタマー企業に対する銀行 A のエクスポージャーは 2/3、銀行 B のエクスポージャーは 1/3 となっている。ここで、銀行 A と銀行 B が合併することで、合併後の存続行 (銀行 A&B) はカスタマー企業 a, b, c の全てに対して貸出を行っていることになり、エクスポージャーは 3/3 となる。

本章で用いる銀行合併の基準は (1) 2004 年度から 2016 年度の間に行われていること (2) 存続行が都市銀行・地方銀行・第 2 地方銀行・信託銀行のいずれかであることとしている<sup>54</sup>。上記の基準を満たす銀行合併をもとに、操作変数  $Cus(Sup)Merge_{ijt}$  を作成する。 $Cus(Sup)Merge_{ijt}$  は銀行*j*が企業*i*のカスタマー企業に貸出をしていた銀行と  $t'$  ( $< t$ ) 年に合併していた場合に 1 を取るダミー変数とする。なお合併前については 0 を取るとしている。

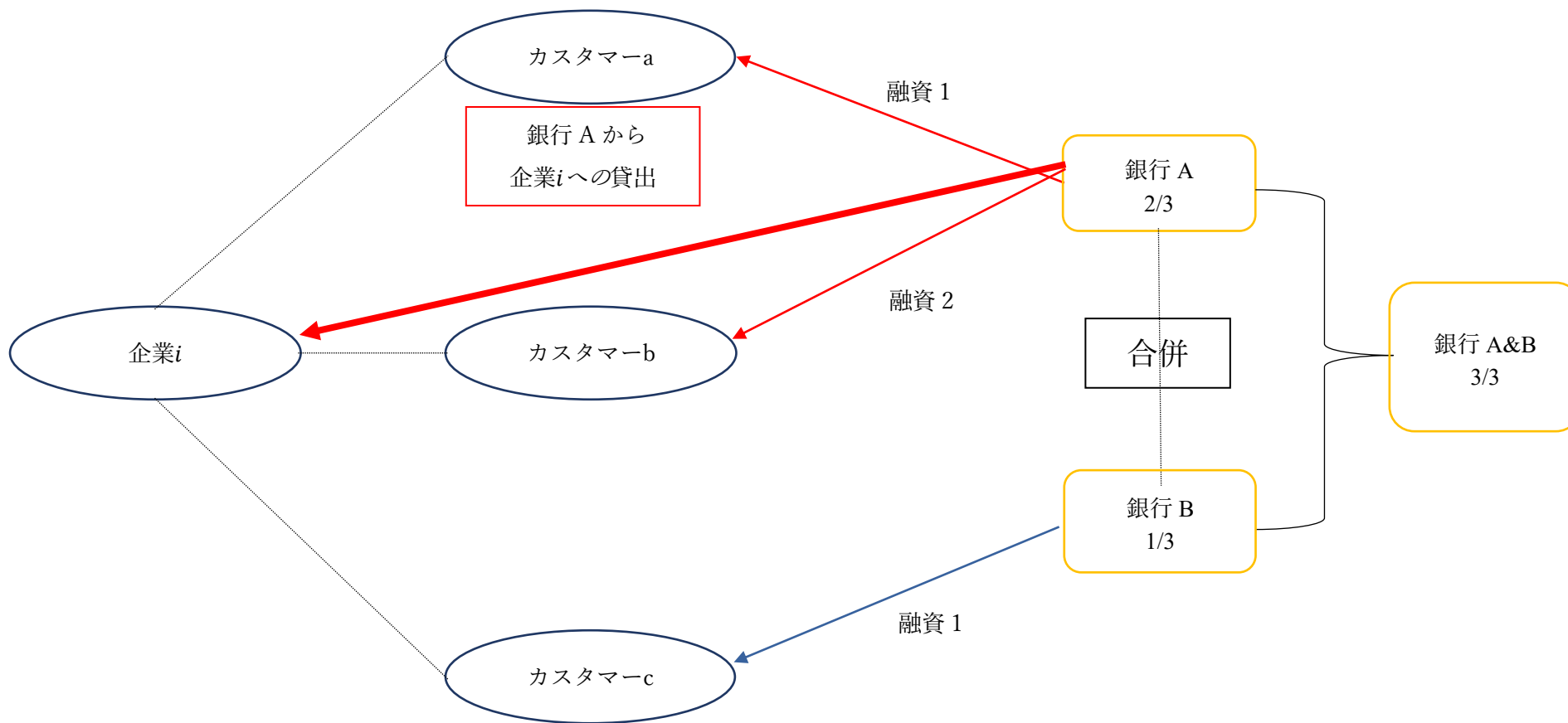
---

<sup>52</sup> 合併を集中度やシェアに対する操作変数として用いた先行研究は Benmelech et al. (2020), Favara and Giannetti (2017), Giannetti and Saidi (2019), Garmaise and Moskowitz (2006), Saidi and Streitz (2021) 等複数存在する。

<sup>53</sup> 本パラグラフの説明に関する図解を図 1 に掲載している。

<sup>54</sup> 付表 A では本分析に用いた銀行合併のリストを掲載している。また経営統合については含まないこととしている。同じ金融持ち株会社の傘下であっても、エクスポージャーの上昇が必ずしも自行が受けるショックの拡大につながらないと考えられるためである。

図1 銀行合併による銀行のエクスポージャーの上昇



この操作変数の重要な点として、銀行*j*が存続行として合併したとしても、被合併行が企業*i*の取引相手に貸出を行っていない場合には0の値を取る点が挙げられる。これにより、銀行合併のトータルでの効果を単に反映した銀行 - 年レベルの変数ではなく、企業 - 銀行 - 年レベルの変数となるため、依然として主分析同様に Khwaja and Mian (2008) の手法を用いることができる。その結果、銀行合併における銀行 - 年レベルの要因はコントロールした上で推定ができるため、銀行 - 年要因を通じた銀行合併の除外制約に対する違反(例：銀行合併による効率性の上昇を通じた貸出額への影響)を回避することが可能となっている。上記の操作変数*Cus(Sup)Merge<sub>ijt</sub>*を用いて、以下の2段階最小二乗法推定を行う。

$$Cus(Sup)BankRatio_{ijt} = \gamma_1 Cus(Sup)Merge_{ijt} + \gamma_2 Cus(Sup)Merge_{ijt} * Cus(Sup)Bankruptcy_{it} + \sum_{k=3} \gamma_k Control_{ijt} + FixedEffects + u_{ijt} \quad (3)$$

$$Cus(Sup)BankRatio_{ijt} * Cus(Sup)Bankruptcy_{it} = \delta_1 Cus(Sup)Merge_{ijt} + \delta_2 Cus(Sup)Merge_{ijt} * Cus(Sup)Bankruptcy_{it} + \sum_{k=3} \delta_k Control_{ijt} + FixedEffects + v_{ijt} \quad (4)$$

$$\Delta \log(Loan)_{ijt} = \beta_1 Cus(Sup)\widehat{BankRatio}_{ijt} + \beta_2 Cus(Sup)BankRatio_{ijt} * \widehat{Cus(Sup)Bankruptcy}_{it} + \sum_{k=3} \beta_k Control_{ijt} + FixedEffects + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

ここで、式(3)-(4)は1段階目推定、式(5)は2段階目推定となっている<sup>55</sup>。また式(5)の変数*Cus(Sup)BankRatio<sub>ijt</sub>*は式(3)で推定した予測値、変数

*Cus(Sup)BankRatio<sub>ijt</sub> \* Cus(Sup)Bankruptcy<sub>it</sub>*は式(4)で推定した予測値となっている。

表6は1段階目推定の結果を示している。列(1)-(2)は*Cus(Sup)Merge<sub>ijt</sub>*単体での操作変数としての妥当性を確認するため、*Cus(Sup)Merge<sub>ijt</sub> \* Cus(Sup)Bankruptcy<sub>it</sub>*を含めない推定結果を示している。列(1)-(2)のいずれにおいても、操作変数*Cus(Sup)Merge<sub>ijt</sub>*は1%水準で有意であり、F値はそれぞれ16.76, 11.37と高く、弱操作変数の懸念は小さいと考えられる。列(3)-(6)は式(4)の推定結果を示している<sup>56</sup>。いずれもF値は十分に大きく、弱操作変数の懸念は小さいと考えられる。

表7は2段階最小二乗法における2段階目の推定結果となっている。列(1)-(2)は*Cus(Sup)BankRatio<sub>ijt</sub>*の単独項のみを推定した結果となっている。いずれにおいても係数は有意でなく、表4の主分析の結果と整合的である。列(3)-(6)は交差項の予測値*Cus(Sup)BankRatio<sub>ijt</sub> \* Cus(Sup)Bankruptcy<sub>it</sub>*を含めた結果となっている。列(3)-(4)は

<sup>55</sup> 1段階目推定の式が2つ存在しているのは、第3章4.3節同様、2段階目推定における内生変数が*Cus(Sup)BankRatio<sub>ijt</sub>*と*Cus(Sup)BankRatio<sub>ijt</sub> \* Cus(Sup)Bankruptcy<sub>it</sub>*の2つ存在しているためであり、“Forbidden Regression”の問題が生じるためである(Wooldridge (2010)参照)。

<sup>56</sup> 式(3)の推定結果については付表Bに掲載している。いずれにおいても、F値は十分に大きく、弱操作変数の懸念は小さいと考えられる。

カスタマー企業の倒産に焦点を当てた分析、列(5)-(6)はサプライヤー企業の倒産に焦点を当てた分析となっている。列(3)-(4)においては、

$Cus(Sup)BankRatio_{ijt} \widehat{CusBankruptcy}_{it}$  がそれぞれ負に有意となっている。列(5)-(6)においては、 $Cus(Sup)BankRatio_{ijt} \widehat{SupBankruptcy}_{it}$  の係数は負であるものの、統計的に有意でない。以上の結果は、企業*i*の下流方面であるカスタマー企業からのショックに反応して、企業*i*の取引相手企業へのエクスポージャーが高い銀行は企業*i*への貸出を減少させることを示唆している。

以上の結果は、4.1節(表5)と整合する結果、不整合な結果いずれも含むものとなっている。例えば列(4)の $SupBankRatio_{ijt} \widehat{CusBankruptcy}_{it}$ の係数については、4.1節(表5)と整合する結果と言える。一方で、列(3)の $CusBankRatio_{ijt} \widehat{CusBankruptcy}_{it}$ については4.1節(表5)で有意となっていない。また列(6)の $SupBankRatio_{ijt} \widehat{SupBankruptcy}_{it}$ については4.1節(表5)でのみ有意となっている。本節の分析はあくまで頑健性分析としての位置づけであることを考慮して、4.1節(表5)及び本節のいずれにおいても有意であった推定結果を結論として採用する。すなわち、企業*i*のカスタマー企業が倒産した場合、企業*i*のサプライヤー企業へのエクスポージャーが高い銀行が、企業*i*への貸出を減少させる傾向にあることを、4.1節及び4.2節における確認事項とする。

表 6 2 段階最小二乗法の 1 段階目推定結果

	被説明変数					
	<i>CusBankRatio</i>	<i>SupBankRatio</i>	<i>CusBankRatio</i> <i>*SupBankruptcy</i>	<i>CusBankRatio</i> <i>*CusBankruptcy</i>	<i>SupBankRatio</i> <i>*SupBankruptcy</i>	<i>SupBankRatio</i> <i>*CusBankruptcy</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>CusMerge (IV)</i>	0.061*** (0.009)		-0.056*** (0.007)	-0.070*** (0.010)		
<i>SupMerge (IV)</i>		0.028*** (0.005)			-0.047*** (0.006)	-0.068*** (0.007)
<i>CusMerge*SupBankruptcy (IV)</i>			0.203*** (0.016)			
<i>CusMerge*CusBankruptcy (IV)</i>				0.226*** (0.014)		
<i>SupMerge*SupBankruptcy (IV)</i>					0.184*** (0.014)	
<i>SupMerge*CusBankruptcy (IV)</i>						0.185*** (0.014)
Firm*Year, Bank*Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry*Year, Bank*Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm*Bank	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Others Controlled?	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
F Value	16.76	11.37	72.03	117.64	65.37	39.81
Observations	162,145	162,145	162,145	162,145	162,145	162,145
Adjusted R2	0.824	0.904	0.632	0.611	0.672	0.658

表 7 2 段階最小二乗法の 2 段階目推定結果

	被説明変数					
	$\Delta \log(\text{Loan})$					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>CusBankRatio</i>	-0.367		-0.354		-0.359	
<i>(Instrumented)</i>	(0.391)		(0.390)		(0.389)	
<i>SupBankRatio</i>		0.010		0.022		0.022
<i>(Instrumented)</i>		(0.891)		(0.908)		(0.907)
<i>CusBankRatio*CusBankruptcy</i>			-0.040*			
<i>(Instrumented)</i>			(0.022)			
<i>SupBankRatio*CusBankruptcy</i>				-0.046**		
<i>(Instrumented)</i>				(0.022)		
<i>CusBankRatio*SupBankruptcy</i>					-0.024	
<i>(Instrumented)</i>					(0.026)	
<i>SupBankRatio*SupBankruptcy</i>						-0.031
<i>(Instrumented)</i>						(0.025)
<i>TradeYear</i>	-0.389***	-0.394***	-0.390***	-0.394***	-0.389***	-0.394***
	(0.023)	(0.024)	(0.023)	(0.024)	(0.023)	(0.024)
<i>MainBank</i>	0.267***	0.264***	0.267***	0.264***	0.267***	0.264***
	(0.013)	(0.013)	(0.013)	(0.013)	(0.013)	(0.013)
Firm*Year, Bank*Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry*Year, Bank*Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm*Bank	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	162,145	162,145	162,145	162,145	162,145	162,145

(注) \*\*\*, \*\*, \* はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で有意であることを示している。括弧内の値は標準誤差を示している。t 統計量の算出にあたっては、企業\*年クラスター、銀行\*年クラスターで補正を施した標準誤差を用いている。



表 8 倒産企業に対する融資関係の有無

	被説明変数		
	$\Delta \log(\text{Loan})$		
	(1)	(2)	(3)
<i>CusCommon*SupBankruptcy</i>	-0.013** (0.006)		-0.012** (0.006)
<i>SupCommon*SupBankruptcy</i>		-0.014* (0.008)	-0.013* (0.007)
<i>TradeYear</i>	-0.394*** (0.021)	-0.393*** (0.021)	-0.393*** (0.023)
<i>MainBank</i>	0.264*** (0.008)	0.264*** (0.008)	0.264*** (0.012)
Firm*Year, Bank*Year	Yes	Yes	Yes
Industry*Year, Bank*Industry	Yes	Yes	Yes
Firm*Bank	Yes	Yes	Yes
Observations	162,145	162,145	162,145
Adjusted R2	0.263	0.263	0.169

(注) \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示している。括弧内の値は標準誤差を示している。t 統計量の算出にあたっては、企業\*年クラスター、銀行\*年クラスターで補正を施した標準誤差を用いている。

#### 4.3 頑健性分析: 代替指標

頑健性分析として、銀行がより直接的にショックの影響を受けたケースに着目して分析を行う。銀行*j*が企業*i*だけでなく、倒産したカスタマー企業やサプライヤー企業に対しても貸出をしていた場合、銀行*j*は取引相手企業倒産によるショックの影響を強く受けるものと考えられる。このようなケースで、銀行*j*は企業*i*への貸出をより大きく減少させる傾向にあるかを検討する。推定式は以下の通りとなっている。

$$\Delta \log(\text{Loan})_{ijt} = \beta_1 \text{Cus}(\text{Sup})\text{Common}_{ijt} * \text{Cus}(\text{Sup})\text{Bankruptcy}_{it} + \sum_{k=2} \beta_k \text{Control}_{ijt} + \text{FixedEffects} + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

ここで、*Cus(Sup)Common<sub>ijt</sub>*は倒産したカスタマー(サプライヤー)企業に銀行*j*が貸出をしていた場合に 1 を取るダミー変数となっている。銀行*j*が倒産したカスタマー(サプライヤー)企業に対して貸出をしているケースにおいては、より銀行*j*が受けるショックの影響は大きいと考えられる。主分析と同様に、銀行が受けるショックの影響が大きいほど、企業*i*への貸出が減少するのであれば、係数 $\beta_1$ は負の値を取ることが予想される。

表8は式(6)の推定結果を示している。列(1)-(2)はそれぞれ倒産したカスタマー企業に対して貸出をしていたか ( $CusCommon_{ijt}$ )、倒産したサプライヤー企業に対して貸出をしていたか ( $SupCommon_{ijt}$ ) を検証している。列(1)-(2)のいずれにおいても、 $Cus(Sup)Common_{ijt} * Cus(Sup)Bankruptcy_{it}$ の係数値は統計的に負に有意である。列(3)は欠落変数によるバイアスを防ぐため、両関心変数を1つの推定式に含めた上で推定をしている。結果は列(1)-(2)と変わらず負に有意となっている。上記の結果は、ショックに対するエクスポージャーが高い銀行ほど企業*i*に対する貸出を減少させるという仮説と整合的であると考えられる。

## 5 追加分析

### 5.1 総銀行借入に対する影響

本節では追加分析として、融資を受けている銀行の平均的なエクスポージャーが高いことで、企業の総銀行借入に対して影響が生じるかを検討する。これまでの分析によって、企業*i*の取引相手企業が倒産したとき、企業*i*の取引相手企業へのエクスポージャーが高い銀行から企業*i*への貸出が減少する傾向にあることを確認した。この結果は、融資を受けている銀行のエクスポージャーが高いことによって、企業*i*は資金調達上負の影響を被る可能性を示唆している。

しかし、企業*i*にとって重要なのは、エクスポージャーが高い銀行からの貸出の減少によって、総銀行借入が減少するか否かであると考えられる。企業*i*の取引相手が倒産することで、エクスポージャーが高い銀行からの貸出が減少したとしても、この減少分を代替するかたちで、これまで融資を受けていなかった銀行から貸出を受けることができれば、企業*i*は資金調達上大きな影響を受けることにはならず、融資行のエクスポージャーの高さはそれほど大きな問題とならない可能性がある。本節で推定したいパラメータ $\bar{\beta}$ は、以下の通りとなっている。

$$\Delta \log(Loan)_{it} = \bar{\beta} * \bar{\delta}_{it} + \sum_{k=2} \bar{\beta}_k Control_{it} + \eta_{it} + \bar{\varepsilon}_{it} \quad (7)$$

ここで、 $\eta_{it}$ は観察不可能な時間可変的企業要因、 $\bar{\delta}_{it}$ は融資を受けている銀行*n*行の融資額で加重平均した企業-銀行要因 ( $= \sum_j \frac{\delta_{ijt}}{n}$ 、ここで $\delta_{ij}$ は企業*i*-銀行*j*の要因である。本章では $Cus(Sup)BankRatio_{ijt} * Cus(Sup)Bankruptcy_{it}$ に相当する。)、 $\bar{\varepsilon}_{it}$ は誤差項である。

ここまでの推定式との最大の相違点は、分析対象が企業の総銀行借入であることから、分析単位が企業-年となっている点である。企業-年レベルの推定の問題点として、観察不可能な企業レベルの交絡要因が存在した場合、通常の最小二乗法を用いて推定をした場合にはバイアスが生じる点である。式(7)の文脈では、最小二乗法で $\bar{\beta}$ を推定した場合、 $\hat{\beta}_{OLS} = \bar{\beta} + \frac{cov(\delta_{ijt}, \eta_{it})}{var(\delta_{it})}$  となり、 $\frac{cov(\delta_{ijt}, \eta_{it})}{var(\delta_{it})}$  がバイアス項として生じることとなる。これまでの推定では分析単位が企業-銀行-年であることを利用して、企業\*年ダミーを含めた推定を行うことで観察不可能な企業要因に基づくバイアスに対処可能であった。しかし企業-

年レベルの分析において企業\*年ダミーを含めた推定を行うことは不可能であるため、別途対応が必要となる。

本節では Jiménez et al. (2020) を参考に、Khwaja and Mian (2008) の手法を拡張して、企業レベルの総銀行借入の変化額 ( $\Delta \log(Loan)_{it}$ ) を、融資を受けている銀行の (加重) 平均的な要因 ( $\bar{\delta}_{it}$ ) に回帰した際のバイアスの修正を行っている。推定の手順は以下の通りとなっている<sup>57</sup>。第 1 に、企業レベルの最小二乗法推定から、バイアス項付きの推定値  $\hat{\beta}_{OLS}$  を得る。第 2 に、企業 - 銀行間レベルの貸出額に関するデータを用いて、企業\*年ダミー及び銀行\*年ダミーを含めた上での推定値  $\hat{\beta}_{FE}$  を得る。第 3 に、同じく企業 - 銀行間レベルの貸出額に関するデータを用いて、銀行\*年ダミーは含むが、企業\*年ダミーは含まない推定式を用いて、 $\hat{\beta}_{OLS}$  を得る。第 4 に、手元のデータから、企業 - 年レベルの推定に用いる関心変数の分散  $Var(\bar{\delta}_{it})$  及び企業 - 銀行 - 年レベルの推定に用いる関心変数の分散  $Var(\delta_{ijt})$  を計算する。以上を用いて、本節で求める  $\hat{\beta}$  は以下の通り表すことができる。

$$\hat{\beta} = \hat{\beta}_{OLS} - (\hat{\beta}_{OLS} - \hat{\beta}_{FE}) * \frac{Var(\delta_j)}{Var(\bar{\delta}_i)} \quad (8)$$

上記で推定された係数  $\hat{\beta}$  の解釈は以下の 3 通りのいずれかとなる。第 1 に、 $\hat{\beta} = 0$  であった場合、企業  $i$  の取引相手企業が倒産した際における融資銀行の平均的なエクスポージャーはトータルでの銀行借入に影響を与えていないことになり、融資銀行以外からの完全代替が生じていることを表している。第 2 に、 $\hat{\beta} = \hat{\beta}_{FE}$  であった場合、企業  $i$  の取引相手企業が倒産した際における融資銀行の平均的なエクスポージャーは既存融資行からの借入にのみ影響を与えていることになり、新規の貸出が一切行われていないことを表している。第 3 に、 $|\hat{\beta}| < |\hat{\beta}_{FE}|$  であった場合、企業  $i$  の取引相手企業が倒産した際における既存融資行からの貸出減少の一部が、新規借入によって相殺されていることになり、部分的に代替が生じていることを示している。

表 9 は企業  $i$  の取引相手企業が倒産した際の融資行の平均的なエクスポージャーが企業の総借入に与える影響を示している。列 (1) から (4) まだがそれぞれ (1) カスタマー企業倒産時における融資行のカスタマー企業への平均的なエクスポージャー (2) サプライヤー企業倒産時における融資行のカスタマー企業への平均的なエクスポージャー (3) カスタマー企業倒産時における融資行のサプライヤー企業への平均的なエクスポージャー (4) サプライヤー企業倒産時における融資行のサプライヤー企業への平均的なエクスポージャーを関心変数 (=Exposure Variable) として企業の総借入額変化 ( $\Delta \log(Loan)_{it}$ ) に与える影響を示している。Bias - Corrected Coefficient の行には式 (8) の  $\hat{\beta}$  の推定結果、Bias - Corrected Coefficient (2SLS) の行には式 (8) の  $\hat{\beta}_{FE}$  を 4.2 節で 2 段階最小二乗法推定から得た推定値に置き換えた推定結果<sup>58</sup>、Firm - Year Level OLS Coefficient の行には式 (8) の  $\hat{\beta}_{OLS}$  の推定結果、Firm -

<sup>57</sup> 本節では推定の手順のみを示す。バイアスが修正される理論的な背景については、補論 A で説明をしている。

<sup>58</sup> 2 段階最小二乗法推定から得た推定値に置き換える理由については、補論 A の注釈を参照されたい。

Bank - Year FE Coefficient の行には式 (8)の $\hat{\beta}_{FE}$ の推定結果、Firm - Bank - Year 2SLS Coefficient の行には 4.2 節において 2 段階最小二乗法推定から得た推定値、Firm - Bank - Year OLS Coefficient の行には式 (8)の $\hat{\beta}_{OLS}$ の推定結果、Variances Ratio の行には式 (8)の $\frac{var(\delta_j)}{var(\delta_i)}$ を示している。

列 (1) - (2) については、Bias - Corrected Coefficient の値は正となっている。この結果は、企業*i*の取引相手企業が倒産した際の融資行の顧客企業への平均的なエクスポージャーが企業の総貸出に対しては負の影響を与えていないことを示唆している。一方で、列 (3) - (4) については、Bias - Corrected Coefficient の係数値は負となっている。またその係数値はそれぞれ -0.038, -0.069 と、Firm - Bank - Year FE Coefficient の値 (-0.035, -0.048) や Firm - Bank - Year 2SLS Coefficient (-0.046, -0.031)と比較的近い値となっている。この結果は、企業*i*の取引相手企業が倒産した際の融資行のサプライヤー企業への平均的なエクスポージャーは企業の総銀行借入にとって負の影響を与えており、かつ取引相手企業が倒産した際の融資行からの貸出の減少は部分的にしか新規貸出によって代替されていないことを示唆している。

表9 融資行の平均エクスポージャーが総銀行借入に与える影響

被説明変数 Exposure Variable	$\Delta \log(\text{Loan})$			
	<i>CusBankRatio</i> <i>*CusBankruptcy</i> (1)	<i>CusBankRatio</i> <i>*SupBankruptcy</i> (2)	<i>SupBankRatio</i> <i>*CusBankruptcy</i> (3)	<i>SupBankRatio</i> <i>*SupBankruptcy</i> (4)
<i>Bias-Corrected Coefficient</i>	0.039	0.0063	-0.038	-0.069
<i>Bias-Corrected Coefficient (2SLS)</i>	-0.0073	0.0092	-0.054	-0.046
<i>Firm-Year Level OLS Coefficient</i>	0.033 (0.046)	-0.007 (0.042)	0.119*** (0.046)	0.106** (0.045)
<i>Firm-Bank-Year FE Coefficient</i>	-0.012	-0.026	-0.035*	-0.048*
<i>Firm-Bank-Year 2SLS Coefficient</i>	-0.040*	-0.024	-0.046*	-0.031
<i>Firm-Bank-Year OLS Coefficient</i>	-0.016	-0.035	0.068	0.079
<i>Variances Ratio</i>	1.681	1.478	1.526	1.384
Observations	24,614	24,614	24,614	24,614
Adjusted R2	0.005	0.006	0.005	0.006

(注) \*\*\*,\*\*,\*はそれぞれ 1%,5%,10%水準で有意であることを示している。括弧内の値は標準誤差を示している。t 統計量の算出にあたっては、Firm - Year Level OLS については企業クラスターと年クラスター、その他については企業\*年クラスター、銀行\*年クラスターで補正を施した標準誤差を用いている。

## 6 結論

本章では東証上場企業の企業 - 銀行間の貸出額に関するデータ、非上場企業を含む企業間の取引ネットワークに関するデータを用いて、企業*i*の取引相手に対して銀行*j*が多くの融資関係を有している場合、企業*i*の取引相手企業が倒産した際の銀行*j*から企業*i*への貸出がどのように変化するかを分析した。

本章の結果は以下の通りである。第1に、銀行*j*が企業*i*のカスタマー企業との融資関係を多く有している場合、企業*i*のサプライヤー企業倒産時には企業*i*に対する貸出が減少する傾向にあることを確認した。この結果は、時間可変的及び時間不変的な企業要因・銀行要因や、時間可変的な企業-銀行ペアの要因による内生性に対処をした上でも同様の結果が観察された。第2に、銀行*j*が倒産した企業*i*のカスタマー企業やサプライヤー企業に貸出を行っているケースにおいて、銀行*j*から企業*i*への貸出がより大きく減少する傾向にあることを確認した。第3に、サプライヤー企業に集中的に貸出をしている銀行からの貸出の減少は、これまで借入をしていなかった銀行からの借入によっては部分的にしか代替されておらず、総銀行借入に対しては依然として負の影響を与えていることを確認した。上記の結果は、銀行が特定の企業の取引相手に対して集中的に貸出を行うことは、企業*i*の財務安定性に対して必ずしも寄与しないことを示すものであり、これまでの先行研究では言及されてこなかった、銀行による取引相手企業への貸出集中の負の側面を明らかにしたものであると考えられる。

本章の課題は以下の通りである。第1に、銀行*j*が取引相手企業に対してどの程度の額を融資しているかについては、非上場企業の企業 - 銀行間貸出額に関するデータが存在しないため、把握することができない。これまで銀行の貸出集中に関する研究では、銀行の競争度に関する議論が中心であった (Petersen and Rajan, 1995; Jayaratne and Strahan, 1996; Cetorelli and Strahan, 2006; Scharfstein and Sunderam, 2016)。そのため、取引ネットワーク上の銀行貸出集中についても、取引ネットワーク上での銀行間競争度をコントロールする必要があるかもしれない。第2に、取引相手企業へのエクスポージャーが高い銀行からの貸出減少が、企業の行動や生存確率に対しても影響を与えるかについては明らかとなっていない。第1の点については今後の課題としたい。また第2の点については、第5章で検討する。特に、本章4.3節で明らかとなった、「銀行*j*が倒産した企業*i*のカスタマー企業やサプライヤー企業に貸出を行っているケースにおいて、銀行*j*から企業*i*への貸出がより大きく減少する」ことを用いて、銀行貸出の減少が企業の生存確率に与える影響を分析する。

## 補論 A: Jiménez et al. (2020) のバイアス修正方法

以下では Jiménez et al. (2020) が提案した推定方法、すなわち企業 - 年レベルの推定において銀行要因が総銀行借入の変化に与える影響を推定する際のバイアス修正方法を記載する。その後、本章 5.1 節で Jiménez et al. (2020) の手法を用いる際に修正した箇所を記載する。

### A.1 Jiménez et al. (2020) のバイアス修正方法

本手法における主体及び記法についてまず整理する。企業  $j$  は  $n_j$  行の銀行  $i$  から借入をしている。ここでは簡単化のため  $n_j$  行それぞれから同額を借入れているとする。また企業レベルの観察不可能な需要ショックを  $\eta_j$ 、銀行レベルの供給ショックを  $\delta_i$  とする。また銀行  $i$  から企業  $j$  の貸出額の対数差分を  $y_{ij}$  とする。このとき、銀行レベルの供給ショック  $\delta_i$  が貸出額変化  $y_{ij}$  に与える影響に関する誘導系の推定式は以下の通り表される。ここで  $\alpha$  は定数項、 $\varepsilon_{ij}$  は誤差項である。

$$y_{ij} = \alpha + \beta * \delta_i + \eta_j + \varepsilon_{ij} \quad (9)$$

上記の  $\beta$  の推定に最小二乗法を用いることで、 $\hat{\beta}_{OLS} = \beta + \frac{Cov(\delta_i, \eta_j)}{Var(\delta_i)}$  が得られる。この推定から、企業レベルの観察不可能な需要ショック  $\eta_j$ 、銀行レベルの供給ショック  $\delta_i$  の間に相関が存在することで、最小二乗法の推定値  $\hat{\beta}_{OLS}$  には  $\frac{Cov(\delta_i, \eta_j)}{Var(\delta_i)}$  のバイアスが生じることが確認できる。Khwaja and Mian (2008) ではこの問題に対して、企業固定効果 (企業 - 銀行 - 年レベルの推定であれば企業\*年固定効果) を含めて同様の推定を行うことで、バイアス項を取り除いた推定値  $\hat{\beta}_{FE}$  を得ていた。

上記の推定の問題点の 1 つは、銀行レベルの供給ショック  $\delta_i$  が既に行われていた貸出の変化 (=intensive margin) に与える影響を推定しているのみで、新規の貸出 (=extensive margin) を含めた銀行の総借入額の変化に対する影響を捉えていないことが挙げられる。そこで、銀行の供給ショックが銀行の総借入額の変化に与える影響を以下の式から推定する。

$$\bar{y}_j = \bar{\alpha} + \bar{\beta} * \bar{\delta}_j + \eta_j + \bar{\varepsilon}_j \quad (10)$$

ここで  $\bar{y}_j$  は全ての銀行からの総借入額の対数差分、 $\bar{\delta}_j$  はこの時点において企業  $j$  に対して貸出をしていた銀行の平均的な銀行レベルの供給ショック要因 ( $\bar{\delta}_j = \sum_{i \in N_j} \frac{\delta_i}{n_j}$ , ここで  $N_j$  は既存融資行の集合) となっている<sup>59</sup>。

上記の式 (10) の推定において問題となるのは、企業レベルの観察不可能な需要ショック  $\eta_j$  の存在である。式 (10) を最小二乗法で推定することで、 $\bar{\beta}$  の推定値  $\hat{\beta}_{OLS} = \bar{\beta} + \frac{Cov(\delta_i, \eta_j)}{Var(\bar{\delta}_j)}$  を

<sup>59</sup> 本節及び Jiménez et al. (2020) の説明上では、企業  $j$  は  $n_j$  行それぞれから同額を借入れているとしていたため、単に平均を取るのみとしている。同額でない場合は、融資比率をウエイトとして加重平均を取ることになる。本章の推定及び Jiménez et al. (2020) の実際の推定においては、同ウエイトで加重平均を取った上で推定を行っている。

得る<sup>60</sup>。企業レベルの推定においては、 $\frac{Cov(\delta_i, \eta_j)}{Var(\bar{\delta}_j)}$ のバイアスが生じるが、上記の企業 - 銀行レベルの推定と異なり、企業ダミーや企業\*年ダミーを含めた Khwaja and Mian (2008) 推定を行うことができないため、別の方法でバイアスに対処する方法がある。

Jiménez et al. (2020) は銀行 - 企業レベルの推定からバイアス項  $\frac{Cov(\delta_i, \eta_j)}{Var(\bar{\delta}_j)}$  を復元する方法を提案している。式 (9) を最小二乗法で推定することで、 $\hat{\beta}_{OLS} = \beta + \frac{Cov(\delta_i, \eta_j)}{Var(\bar{\delta}_i)}$  を得ていた。ここで、 $\beta$  は観察不可能だが、式 (9) を Khwaja and Mian (2008) の手法で推定することで得た推定値はバイアスの影響を取り除いた推定値であるため、 $\beta = \hat{\beta}_{FE}$  である<sup>61</sup>。以上から、 $Cov(\delta_i, \eta_j) = (\hat{\beta}_{OLS} - \hat{\beta}_{FE}) * Var(\bar{\delta}_j)$  となり、バイアス項における観察不可能な要因  $Cov(\delta_i, \eta_j)$  を計算することが可能となる。 $\bar{\beta}$  の推定値  $\hat{\beta}_{OLS} = \bar{\beta} + \frac{Cov(\delta_i, \eta_j)}{Var(\bar{\delta}_j)}$  に代入することで、5.1 節で得た推定式 (8) を得る (再掲)。

$$\hat{\beta} = \hat{\beta}_{OLS} - (\hat{\beta}_{OLS} - \hat{\beta}_{FE}) * \frac{Var(\bar{\delta}_j)}{Var(\bar{\delta}_i)} \quad (8)$$

## A.2 本章への適用

前節が Jiménez et al. (2020) が提案した企業レベルの推定におけるバイアスの修正方法となっている。本章では上記の方法を、企業 - 銀行レベルの要因 ( $Cus(Sup)BankRatio_{ijt} * Cus(Sup)Bankruptcy_{ij}$ ) の推定に対して適用している。具体的には、前節における式 (9) は以下の通りとなっている。

$$y_{ij} = \alpha + \beta * \gamma_{ij} + \delta_i + \eta_j + \varepsilon_{ij} \quad (9')$$

ここで、 $\gamma_{ij}$  が関心変数である企業 - 銀行レベルの要因とする。式 (9') を銀行固定効果を含めた上で最小二乗法推定することで、 $\beta$  の推定値  $\hat{\beta}_{OLS} = \beta + \frac{Cov(\gamma_{ij}, \eta_j)}{Var(\gamma_{ij})}$  を得る。また式 (9') を銀行固定効果及び企業固定効果を含めた上で推定することで、 $\beta$  の推定値  $\hat{\beta}_{FE} = \beta$  を得る<sup>62</sup>。また前節における式 (10) は以下の通りとなっている。

$$\bar{y}_j = \bar{\alpha} + \bar{\beta} * \bar{\gamma}_j + \eta_j + \bar{\varepsilon}_j \quad (10')$$

<sup>60</sup>  $Cov(\bar{\delta}_j, \eta_j) = Cov\left(\sum_{i \in N_j} \frac{\delta_i}{n_j}, \eta_j\right) = Cov(\delta_i, \eta_j)$  となるため。

<sup>61</sup> ただし、観察不可能な銀行固有要因が式 (9) において存在しないことが前提となっており、同要因が存在する場合には必ずしも  $\beta = \hat{\beta}_{FE}$  は成り立たない。本章 5.1 節の分析において同手法を企業 - 銀行 - 年単位の分析に拡張した際にも、観察不可能な企業 - 銀行 - 年要因が存在する場合に同様の問題に直面する。この問題への対処として、本章 5.1 節では  $\beta = \beta_{2SLS}$  を用いた場合についても結果を確認している。ただし  $\beta_{2SLS}$  は 4.2 節で行った 2 段階最小二乗法から得た推定値としている。

<sup>62</sup> 簡単化のため、年のインデックス  $t$  を省略している。実際の推定は企業-銀行-年レベルの推定になっている。よって、銀行固定効果及び企業固定効果は、実際には銀行\*固定効果、企業\*年固定効果を入れている。



ここで  $\bar{y}_j = \sum_{i \in N_j} \frac{y_{ij}}{n_j}$  である。式(10')を最小二乗法で推定することで  $\bar{\beta}$  の推定値  $\hat{\beta}_{OLS} = \bar{\beta} + \frac{Cov(y_{ij}, \eta_j)}{Var(\bar{y}_j)}$  を得る。ここで、式(9')の推定から  $\hat{\beta}_{OLS} = \beta + \frac{Cov(y_{ij}, \eta_j)}{Var(y_{ij})}$ 、 $\hat{\beta}_{FE} = \beta$  を得ていることで、 $Cov(y_{ij}, \eta_j) = (\hat{\beta}_{OLS} - \hat{\beta}_{FE}) * Var(y_{ij})$  が計算可能となっている。 $\hat{\beta}_{OLS} = \bar{\beta} + \frac{Cov(y_{ij}, \eta_j)}{Var(\bar{y}_j)}$  に代入することで以下を得る。

$$\hat{\beta} = \hat{\beta}_{OLS} - (\hat{\beta}_{OLS} - \hat{\beta}_{FE}) * \frac{Var(y_{ij})}{Var(\bar{y}_j)} \quad (11)$$

以上の式(11)から計算した係数  $\hat{\beta}$  を表9の”Bias - Corrected coefficient”の行に記載している。

付表 A 4.2 節で用いた銀行合併

年月	合併後行名	合併行名	合併行銀行コード	被合併行名	被合併行銀行コード
2004年2月	(株)関西アーバン銀行	(株)関西銀行	0554	(株)関西さわやか銀行	0552
2004年5月	(株)もみじ銀行	(株)広島総合銀行	0569	(株)せとうち銀行	0568
2004年10月	(株)西日本シティ銀行	(株)西日本銀行	0190	(株)福岡シティ銀行	0581
2005年10月	三菱UFJ信託銀行(株)	三菱信託銀行(株)	0288	UFJ信託銀行(株)	0290
2006年1月	(株)りそな銀行	(株)りそな銀行	0010	(株)奈良銀行	0557
2006年1月	(株)三菱東京UFJ銀行	(株)東京三菱銀行	0005	(株)UFJ銀行	0008
2006年10月	(株)紀陽銀行	(株)紀陽銀行	0163	(株)和歌山銀行	0558
2007年5月	(株)きらやか銀行	(株)殖産銀行	0508	(株)山形しあわせ銀行	0507
2008年10月	(株)北洋銀行	(株)北洋銀行	0501	(株)札幌銀行	0502
2009年4月	(株)りそな銀行	(株)りそな銀行	0010	(株)りそな信託銀行	0326
2010年3月	(株)関西アーバン銀行	(株)関西アーバン銀行	0554	(株)びわこ銀行	0547
2010年3月	(株)つくば銀行	(株)関東つくば銀行	0131	(株)茨城銀行	0519
2010年5月	(株)池田泉州銀行	(株)池田銀行	0161	(株)泉州銀行	0160
2010年7月	野村信託銀行(株)	野村信託銀行(株)	0304	NCT信託銀行(株)	0306
				中央三井信託銀行(株)	
2012年4月	三井住友信託銀行(株)	住友信託銀行(株)	0294	中央三井アセット信託銀行(株)	0291 0315
2012年9月	(株)十六銀行	(株)十六銀行 (株)みずほコーポレート	0153	(株)岐阜銀行	0541
2013年7月	(株)みずほ銀行	銀行	0001	(株)みずほ銀行	0016

付表 B 内生変数の単一項に対する 1 段階目推定の推定結果

	被説明変数					
	<i>CusBankRatio</i>	<i>SupBankRatio</i>	<i>CusBankRatio</i>	<i>CusBankRatio</i>	<i>SupBankRatio</i>	<i>SupBankRatio</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>CusMerge</i>	0.061*** (0.009)		0.066*** (0.009)	0.065*** (0.009)		
<i>SupMerge</i>		0.028*** (0.005)			0.029*** (0.005)	0.030*** (0.005)
<i>CusMerge*SupBankruptcy</i>			-0.015*** (0.004)			
<i>CusMerge*CusBankruptcy</i>				-0.011*** (0.003)		
<i>SupMerge*SupBankruptcy</i>					-0.005*** (0.001)	
<i>SupMerge*CusBankruptcy</i>						-0.006*** (0.001)
Firm*Year, Bank*Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry*Year, Bank*Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm*Bank	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Other Controlled	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
F Value	16.76	11.37	72.03	27.06	17.32	17.39
Observations	162,145	162,145	162,145	162,145	162,145	162,145
Adjusted R2	0.824	0.904	0.824	0.824	0.904	0.904

## 第5章 企業間取引ネットワークにおける銀行の貸出集中と連鎖倒産

### 1 はじめに

本章では非上場企業に焦点を当て、取引相手企業の倒産による銀行貸出減少を通じたカスタマー企業 - サプライヤー企業間の連鎖倒産 (以下、連鎖倒産) のチャンネルが存在するかを検証する。具体的には、第4章4.3節で確認した「銀行がサプライヤー企業と倒産したカスタマー企業の双方に貸出をしている場合、カスタマー企業の倒産後にその銀行からサプライヤー企業への貸出が減少する」ことに焦点を当て、サプライヤー企業と倒産したカスタマー企業が同じ銀行から貸出を受けていた場合に、カスタマー企業の倒産後にサプライヤー企業が連鎖倒産に陥る確率が上昇するかを検証する。第4章の分析は東証上場企業を対象としていたが、銀行貸出の減少は資金調達を大きく銀行借入に依存している非上場企業においてより深刻な影響を持つと考えられる。本章ではカスタマー企業の倒産による銀行貸出の減少が、非上場のサプライヤー企業の事業継続に対して与える影響を分析することで、第1章で設定した本稿3つ目の研究課題「企業間取引ネットワーク上で生じたショックの波及に対して、銀行はどのような役割を果たすか」を検討する。

これまでの先行研究では、連鎖倒産の発生経路として2つのチャンネルの存在が指摘されている (Boissay and Gropp, 2013; Jacobson and Schedvin, 2015)。第1に、需要減少チャンネル (Demand Loss Channel) である。カスタマー企業の倒産はサプライヤー企業が生産する財の需要の減少、ひいては収益の減少に直結し、企業の倒産リスクを上昇させることにつながる。第2に、企業間信用チャンネル (Trade Credit Loss Channel) である。カスタマー企業が企業間信用のかたちで財・サービスの購入に対する支払いを先延ばしにしていた場合、カスタマー企業が倒産することでサプライヤー企業は販売代金を回収することが困難となる。特に中小企業にとって、企業間信用は資金調達において重要な役割を占めていることから (McGuinness et al. (2018))、カスタマー企業の倒産による売掛債権のデフォルトはサプライヤー企業の連鎖的な倒産につながる可能性がある。

カスタマー企業の倒産は、上記とはまた別の経路である、サプライヤー企業への銀行貸出の減少を通じて、連鎖倒産へと発展する可能性がある。例えば Houston et al. (2016) では、カスタマー企業が倒産することで、サプライヤー企業への銀行貸出条件が厳しくなることを明らかにしている。また本稿第4章4.3節では、企業*i*の取引相手企業が倒産した際に、その倒産企業に対して貸出を行っていた銀行から企業*i*への貸出が減少する傾向にあることを確認している。特に非上場企業にとっては、銀行貸出は最も重要な資金調達源の1つであり、カスタマー企業の倒産によってサプライヤー企業への銀行貸出が減少するのであれば、非上場企業における連鎖倒産のチャンネルとして、銀行貸出減少は重要な経路となる可能性がある。

本章はこれまでの先行研究からは明らかにされていない、銀行貸出減少を通じた連鎖倒産のチャンネル(以下銀行貸出チャンネル)の存在を実証する。本章ではまずカスタマー企業の倒産後にサプライヤー企業の倒産確率が高まるか(=連鎖倒産の発生確率が上昇するか)を検証する。その後、この連鎖倒産の発生確率はサプライヤー企業と倒産したカスタマー企業で同じ銀行から借入を行っていた場合に上昇するかを検証する。第4章4.3節の実証分析において、企業*i*の取引相手企業が倒産した際に、その倒産企業に対して貸出を行っていた銀行から企業*i*への貸出が減少する傾向にあることを確認している。もし銀行貸出チャンネルが存在するのであれば、サプライヤー企業と倒産したカスタマー企業が同じ銀行から借入を行っていた場合、サプライヤー企業への銀行貸出減少へとつながり、サプライヤー企業の倒産確率が上昇すると考えられる。

本章の主分析の結果は以下の通りである。第1に、サプライヤー企業のメインバンクが倒産したカスタマー企業と同じである場合、カスタマー企業倒産後1年以内にサプライヤー企業が連鎖倒産に陥る確率が約3倍高くなることが確認された。第2に、カスタマー企業の倒産後にサプライヤー企業が連鎖倒産に陥る傾向は、両企業のメインバンクが同じである場合により長く続くことを確認した。具体的には、倒産したカスタマー企業とサプライヤー企業が同じメインバンクから借入れをしていない場合には、カスタマー企業の倒産後5年以内にサプライヤー企業も連鎖的に倒産に陥るかについては明確な傾向を確認できなかった。一方で、カスタマー企業がサプライヤー企業と同じメインバンクから借入をしている場合には、カスタマー企業の倒産後5年以内にサプライヤー企業が倒産する傾向にあることを確認した。

主分析の結果は、サプライヤー企業と倒産したカスタマー企業の連鎖倒産チャンネルとして、銀行貸出減少を通じたチャンネルが存在することを示唆している。銀行貸出の減少が連鎖倒産につながったことを確認するために、より銀行貸出の減少の影響が強いと考えられるサプライヤー企業において、銀行貸出チャンネルを通じた連鎖倒産がより発生する傾向にあるかを検討する必要がある。本章では以下の2つの追加分析を行う。第1に、サプライヤー企業が負債性の資金調達を銀行に強く依存しているほど、連鎖倒産の確率が上昇しているか否かを確認する。第2に、中小企業の資金繰り状況が悪化していた2008-2009年の世界金融危機時により銀行貸出チャンネルを通じた連鎖倒産の確率が上昇しているか否かを検証する。分析の結果、いずれの分析においても銀行貸出を通じた連鎖倒産のチャンネルが強くなることが確認された。

最後に、連鎖倒産における銀行貸出チャンネルが、先行研究によって明らかにされている需要減少チャンネルと企業間信用チャンネルの影響を取り除いた上でも観察されるかを検討する。分析の結果、2つのチャンネルをコントロールした上でも、サプライヤー企業と倒産したカスタマー企業が同じメインバンクを有している場合に連鎖倒産の確率が上昇することを確認した。またその係数は他の2つのチャンネルをコントロールした上でも主分析と概ね変わらないことを確認した。

本章の構成は以下の通りである。第2節では先行研究を整理した後、仮説を提示する。第3節ではリサーチ・デザインを提示する。第4節では主分析の結果と頑健性分析の結果を提示する。第5節では追加分析の結果を提示する。第6節では本章の結論を述べる。

## 2 先行研究及び仮説

本節では企業間取引ネットワーク上で借入先の銀行を共有することで、企業間の連鎖倒産にどのような影響を与えるかを検討する。はじめに企業間の連鎖倒産に関連する先行研究を整理する。つづいて企業間の取引ネットワーク上で借入先の銀行を共有することに着目した先行研究を整理する。最後に、企業間の取引ネットワーク上で借入先の銀行を共有することが、企業間の連鎖倒産にどのような影響を与えるかについて仮説を提示する。

### 2.1 企業間の連鎖倒産

連鎖倒産が主に問題となるのは、取引ネットワークの断絶に対する備えが不十分な傾向にある中小企業や非上場企業であるが、こうした企業の取引ネットワークに関するデータを利用できる国が限られていることから、連鎖倒産に関する実証分析はこれまで行われてきていない<sup>63</sup>。数少ない先行研究として、Boissay and Gropp (2013), Jacobson and Schedvin (2015), Hazama and Uesugi (2017) が挙げられる。Boissay and Gropp (2013)はフランスの企業間信用の詳細なデータを用いて、売掛金の回収を期限内に行うことができなかった企業は、自社から取引相手への買掛金の支払いが遅れる傾向にあることを示している。このような取引ネットワークを通じた負の流動性ショックの伝播は、代替的な外部資金調達手段を有するか、十分な現預金を保有している企業に到達するまで伝播していくことを示している。以上の結果は、企業間の連鎖倒産のチャンネルとして企業間信用チャンネルが存在することを明らかにしている。Jacobson and Schedvin (2015)は上記の経路に加えて、カスタマー企業の倒産は自社の製品の販売先の消失となることから、自社の生産財・サービスの需要減少チャンネルを通じて連鎖倒産が発生することを、スウェーデンのデータを用いて明らかにしている。上記の研究はいずれも企業間信用の支払いの遅れやデフォルトが発生した場合のみデータが利用可能であり、分析上考慮することができる企業間取引関係は比較的狭いものとなっていた。Hazama and Uesugi (2017) は日本のより詳細な企業間取引ネットワークのデータを用いて、連鎖倒産における企業間信用チャンネルの存在と、外部資金調達を十分に行うことができる企業が取引ネットワーク上に存在することの重要性を示している。

これまでの先行研究では、カスタマー企業の倒産による銀行借入の減少を通じた連鎖倒産のチャンネルについては検証されていない。Boissay and Gropp (2013) で指摘されているように、連鎖倒産は資金制約がより厳しい非上場企業においてより深刻となる可能性がある。また非上場

---

<sup>63</sup> 付表3において、上場企業においては連鎖倒産が生じないことを確認している。

企業にとって、銀行借入は企業間信用と同等以上の重要な資金調達源と考えられる。カスタマー企業の倒産がサプライヤー企業の銀行借入に対して負の影響を与えるのであれば、銀行貸出減少を通じた企業間の連鎖倒産は重要なチャネルの1つとなる可能性がある。

## 2.2 銀行 - 取引相手企業の融資関係と銀行貸出

これまでの先行研究では、自社の取引相手企業 - 銀行間の融資関係が、自社の銀行借入の際の利点として働くことが示されている。Cen et al. (2016) ではカスタマー企業とサプライヤー企業が同じ銀行から借入を行っている場合、当該銀行からのサプライヤー企業への貸出のスプレッドが低くなる傾向にあることを確認した。彼らはこの結果を、銀行がカスタマー企業と融資関係を持っていることで、カスタマー企業を通じてサプライヤー企業に関する情報を銀行が得やすくなるためだとしている。Hasan et al. (2017) ではサプライヤー企業が新規の借入を行う際に、カスタマー企業がすでに融資関係を持っている銀行から借入を行う傾向にあることを確認している。彼らも Cen et al. (2016) と同様、その経路として、カスタマー企業を通じたサプライヤー企業の情報獲得による情報の非対称性の緩和を指摘している。Fu and Ogura (2017) は公開情報に対する銀行借入の金利の感応度は、貸出先の銀行が企業の取引相手と多く融資関係を有しているほど低くなることを指摘している。上記の分析はいずれも、銀行がカスタマー企業を通じてサプライヤー企業の情報を獲得することで、銀行とサプライヤー企業間の情報の非対称性を緩和し、サプライヤー企業に対する貸出が促進されることを示している<sup>64</sup>。

異なる経路として、銀行が取引ネットワークを通じた正のスピルオーバーを期待して、もしくは負のスピルオーバーを防ぐために、すでに取引相手企業に対して多く融資をしている企業に対して貸出を行うことがこれまでの先行研究で指摘されている。Giannetti and Saidi (2019) では、産業 $k$ の川上・川下産業に集中的に貸出を行っているほど、川上・川下産業の収益性が低下したときに、産業 $k$ に貸出を行う傾向にあることを明らかにしている。また Ogura et al. (2021) では、ゾンビ企業 $i$ のメインバンクが企業 $i$ の取引相手に対して多くの融資関係を有しているほど、企業 $i$ の銀行借入が増加することを確認している。上記の先行研究はいずれも、銀行が集中的に貸出を行っている企業群、つまりショックが生じた際に銀行が大きく不利益を被る可能性が高い企業群において、企業の倒産といったショックが生じないように、当該企業群及び取引相手企業群に対して事前に積極的に貸出を行うことを示唆している。

上記の分析はいずれも、銀行が取引相手企業に対しても貸出を行うことで、企業が資金調達の面で利点を得ることを示している。一方で、自社が融資を受けている銀行が、自社の取引相手企業と融資関係を有することは、企業にとってリスクにもなりうる。本稿第4章では、企業

---

<sup>64</sup> 企業間で共通の取締役や監査人、バンカーといったエージェントを共有することで、企業間や企業 - エージェント間の情報の非対称性が軽減されることを用いた研究はこれまで多く行われている (e.g. Cai and Sevilir, 2012; Dhaliwal et al., 2017; Larcker et al., 2013; Frattaroli and Herpfer, 2019; Renneboog and Zhao, 2014)。

$i$ に取引相手企業の倒産というショックが生じた際、倒産した取引相手企業に対しても貸出をしていた銀行は、企業 $i$ に対して貸出を減少させることを確認している。本章ではサプライヤー企業と倒産したカスタマー企業が同じ銀行から借入をしていた場合、連鎖倒産の発生確率が上昇するかを検証する。

## 2.3 銀行からの資金供給と倒産

銀行からの資金供給と倒産確率の間には負の関係があることがこれまでの先行研究から示されている。Khwaja and Mian (2008) では企業規模が小さいほど銀行貸出減少後の倒産確率が上昇する傾向にあることを示している。Jiménez et al. (2017) はスペインでのカウンターシクリカルバッファの導入により、国内不況時に企業への銀行貸出が増加したこと、またそれにより企業の雇用や事業継続に正の影響を与えたことを確認している。Franklin et al. (2020) では、リーマンショック期のイギリスを対象に、資金供給ショックが企業の労働生産性や賃金の低下、また企業の倒産確率の上昇につながったことを示している。

上記の先行研究はいずれも、銀行からの資金供給が企業の倒産を防ぐ上で重要な役割を果たすことを示している。本章は連鎖倒産の経路として、銀行貸出の減少を通じた企業の連鎖倒産が生じるかを検討する。

## 2.4 仮説

上記の先行研究を踏まえ、取引相手企業と同じ銀行から借入をしていることが連鎖倒産の発生確率に与える影響について検討する。2.2節及び本稿第4章4.3節で確認した通り、銀行 $j$ が企業 $i$ の倒産した取引相手企業に貸出を行っていた場合、取引相手企業の倒産後に企業 $i$ への銀行貸出の減少につながる。2.3節で整理したように、企業への銀行貸出の減少は倒産へと結びつく可能性が高くなることが先行研究から明らかにされている。以上を踏まえて、本章の検証仮説は以下の通りとする。

***H: サプライヤー企業と倒産したカスタマー企業が同じ銀行から借入を行っていることで、カスタマー企業倒産後にサプライヤー企業が連鎖的に倒産する確率が上昇する***

## 3 リサーチ・デザイン

### 3.1 データ

本章の分析を行うにあたり、各企業がどの銀行からどの程度融資を受けているか、企業がどの企業と取引を行っているか、また取引相手企業はどの銀行と融資関係を有しているか、どの取引相手がいつ倒産したかを把握する必要がある。企業がどの企業と取引を行っているかについては、TDB - CAREE から提供された C2TRD のデータベースを用いる。取引相手企業がどの銀行と融資関係を有しているかについては、C2BNK のデータベースを C2TRD とマッチする



ことで特定する。取引相手企業の倒産については、TOSANのデータベースをC2TRDとマッチすることで特定する<sup>65</sup>。

本章の分析に用いるサンプルの条件は次の通りである。第1に、2003年から2017年の非上場企業で、コントロール変数に関するデータが取得可能となっていることである。第2に、同期間の取引関係のデータが利用可能となっていることである。第3に、同期間の銀行-企業間の融資関係のデータが利用可能であることである。上記の条件の下、本章では2,864,799企業-年のサンプルで分析を行う。

### 3.2 連鎖倒産の定義

本章では非上場企業の取引ネットワークデータを用いて、サプライヤー企業が倒産したカスタマー企業と同じ銀行から借入を行っていることで、カスタマー企業倒産後にサプライヤー企業が連鎖的に倒産する確率が上昇するかを分析する。2.4節で提示した仮説を検証するにあたり、まず「取引相手企業と同じ銀行から借入を行っている」「連鎖的に倒産する」を定義する。本章では「取引相手と同じ銀行から借入を行っている」ことの定義を、サプライヤー企業と倒産したカスタマー企業のメインバンクが同じである状態とする。また本章では「連鎖的に倒産する」を、データを観察したt年の直近1年以内にサプライヤー企業がカスタマー企業の倒産を経験して、かつt+1年以内にサプライヤー企業が倒産している状態としている<sup>66</sup>。t年にサプライヤー企業がカスタマー企業の倒産を経験しているかを確認するために、t-1年の各企業のカスタマー企業を確認する。t-1年のカスタマー企業のうち1社でもt年の時点で倒産している場合には、サプライヤー企業はt年にカスタマー企業の倒産を経験したこととする<sup>67</sup>。

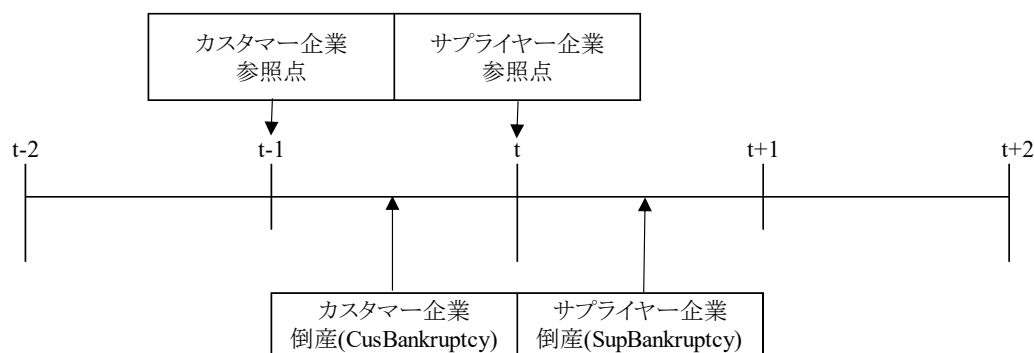


図1 カスタマー企業の倒産のタイミング

<sup>65</sup> 各種データベースの詳細については第1章3節を参照されたい。

<sup>66</sup> 図1において連鎖倒産のタイミングを図示している。また頑健性分析として、2年以内、5年以内、7年以内のサプライヤー企業倒産についても分析を行っている。

<sup>67</sup> 本稿における倒産の定義については第1章3節を参照されたい。

### 3.3 推定式

被説明変数として、t+1年にサプライヤー企業が倒産した場合に1を取るダミー変数 ( $SupBankruptcy_{i,t+1}$ )を用いる。関心変数は2つのダミー変数の交差項 ( $CusBankruptcy_{i,t} * CommonMB_{i,t}$ )である。 $CusBankruptcy_{i,t}$ はt年にカスタマー企業が倒産していた場合に1を取るダミー変数である。また $CommonMB_{i,t}$ は倒産したカスタマー企業とサプライヤー企業のメインバンクが同じであった場合に1を取るダミー変数となっている。カスタマー企業の倒産後にサプライヤー企業の連鎖倒産確率が上昇するのであれば、 $CusBankruptcy_{i,t}$ の係数は正であることが予想される。また倒産したカスタマー企業とサプライヤー企業のメインバンクが同じ場合に、連鎖倒産の確率が上昇するのであれば、 $CusBankruptcy_{i,t} * CommonMB_{i,t}$ の係数は正であることが予想される。

コントロール変数として、企業規模、企業の成長性、財務安定性をコントロールする。本章では企業規模の変数として総資産 ( $TotalAsset_{i,t}$ )、企業の成長性の変数として、t期からt+1期にかけての総資産成長率 ( $AssetGrowth_{i,t}$ )、財務安定性の変数として現金と流動資産の合計を総資産で割った値 ( $Liquid_{i,t}$ )、総負債と総資産の比 ( $DebtRatio_{i,t}$ )を用いる。推定式は以下の通りとなる。

$$\begin{aligned}
 SupBankruptcy_{i,t+1} &= \beta_1 CusBankruptcy_{i,t} + \beta_2 CusBankruptcy_{i,t} * CommonMB_{i,t} \\
 &+ \sum_{k=3} \beta_k Control_{i,t} + fixed\ effects + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \quad (1)$$

上記の分析を行う上で、考慮すべき交絡因子が複数考えられる。第1に、カスタマー企業とサプライヤー企業が同じ産業や地域に属している場合、産業や地域固有のショックの影響を両企業が受けることになり、推定値にバイアスを与えている可能性がある (e.g. Lang and Stulz, 1992; Bernstein et al., 2019)。第2に、サプライヤー企業とカスタマー企業の内生マッチングの可能性である。例えばサプライヤー企業の生産性が低い等サプライヤー企業の質が低い場合、財務状態が悪く倒産の危機に瀕しているカスタマー企業のみとマッチングすることで、連鎖倒産につながりやすくなるという可能性である。第3に、銀行要因による貸出減少の影響をカスタマー企業とサプライヤー企業共に受けることで、連鎖倒産につながる可能性である。カスタマー企業とサプライヤー企業が同じメインバンクから借入をしている状況で、そのメインバンクに何らかのショックが生じることで両企業への貸出減少が生じ、両企業の事業継続に負の影響を与えることが考えられる。第4に、逆因果の関係である。サプライヤー企業が倒産の危機に陥ることで、カスタマー企業が倒産となり、その後実際にサプライヤー企業が倒産に繋がるという経路である。本章では第1の共通ショックについて、両企業の本社同県ダミー、両企業同産業ダミーを推定式に含めてコントロールした上で分析を行う。第2の内生マッチングの間

題について、サプライヤー企業ダミーを含めることで、サプライヤー企業固有の要因で質の低いカスタマー企業と結ばれる傾向にあることをコントロールした上で分析を行う。第3の銀行要因については、銀行\*年ダミーを含めることで対処する。第4の逆因果の関係については4.3節で検討する。

主分析の被説明変数は1もしくは0を取るダミー変数となっているが、線形確率モデルとロジスティック回帰のどちらで推定するかについては検討の余地がある。ロジスティック回帰と比較して、線形確率モデルは付随パラメータ問題を避けた上でより多くの固定効果を含んだ推定が可能となり、固定効果を含めないことに起因する欠落変数バイアスの問題を回避することが可能となる。一方で、線形確率モデルの場合、予測確率が必ずしも0から1の間に収まらないという問題点がある。本節で記載の通り、本分析においては考慮すべき交絡因子が複数存在し、そのコントロールのために固定効果を多数含んだ上で推定を行う必要があることから、主分析としては線形確率モデル(LPM)で推定を行い、頑健性の確認として多期間ロジスティックモデル(MPLogit)で推定を行う。

## 4 分析結果

### 4.1 グラフ分析

図2は各年における、次年度に倒産した企業の比率を示している。実線(1)のグループは本章の分析で使用される全サンプル企業における倒産比率を示している。ダッシュ線(2)のグループは、その年にカスタマー企業の倒産を経験している企業における倒産比率を示している。ドット線(3)のグループは、その年にカスタマー企業の倒産を経験し、かつそのカスタマー企業と同じメインバンクであった企業における倒産比率を示している。2007年から2012年にかけて、(3)カスタマー企業の倒産を経験し、かつそのカスタマー企業と同じメインバンクであった企業における倒産企業の比率が1番高くなっていることを確認できる。この傾向は中小企業の資金繰りが困難となっていた金融危機時において顕著である。この結果は、倒産したカスタマー企業と同じ銀行から借入をしていることで、連鎖倒産が発生する確率が上昇するという仮説を支持するものと考えられる。

### 4.2 主分析

表1では式(1)の推定結果を掲載している。列(1)は企業レベルのコントロール変数を含んでいない推定式となっている。関心変数 $CusBankruptcy_{i,t} * CommonMB_{i,t}$ の係数は0.015と正に有意であり、倒産したカスタマー企業と同じメインバンクから借入を行っている場合には連鎖倒産に陥る確率が上昇することを示している。この値は、 $SupBankruptcy_{i,t+1}$ の平均値が0.01であることを考えると、十分に大きい値であると考えられる。列(2)は企業レベルのコントロール変数を含んだ推定となっている。関心変数 $CusBankruptcy_{i,t} * CommonMB_{i,t}$ の係数は列(1)とほぼ同じであり、企業レベルの欠落変数に起因するバイアスの影響は小さいことが示

唆される。列 (3) は多期間ロジスティックモデルを用いて式 (1) の限界効果を推定した結果となっており、結果は列 (2) とほぼ同様である。

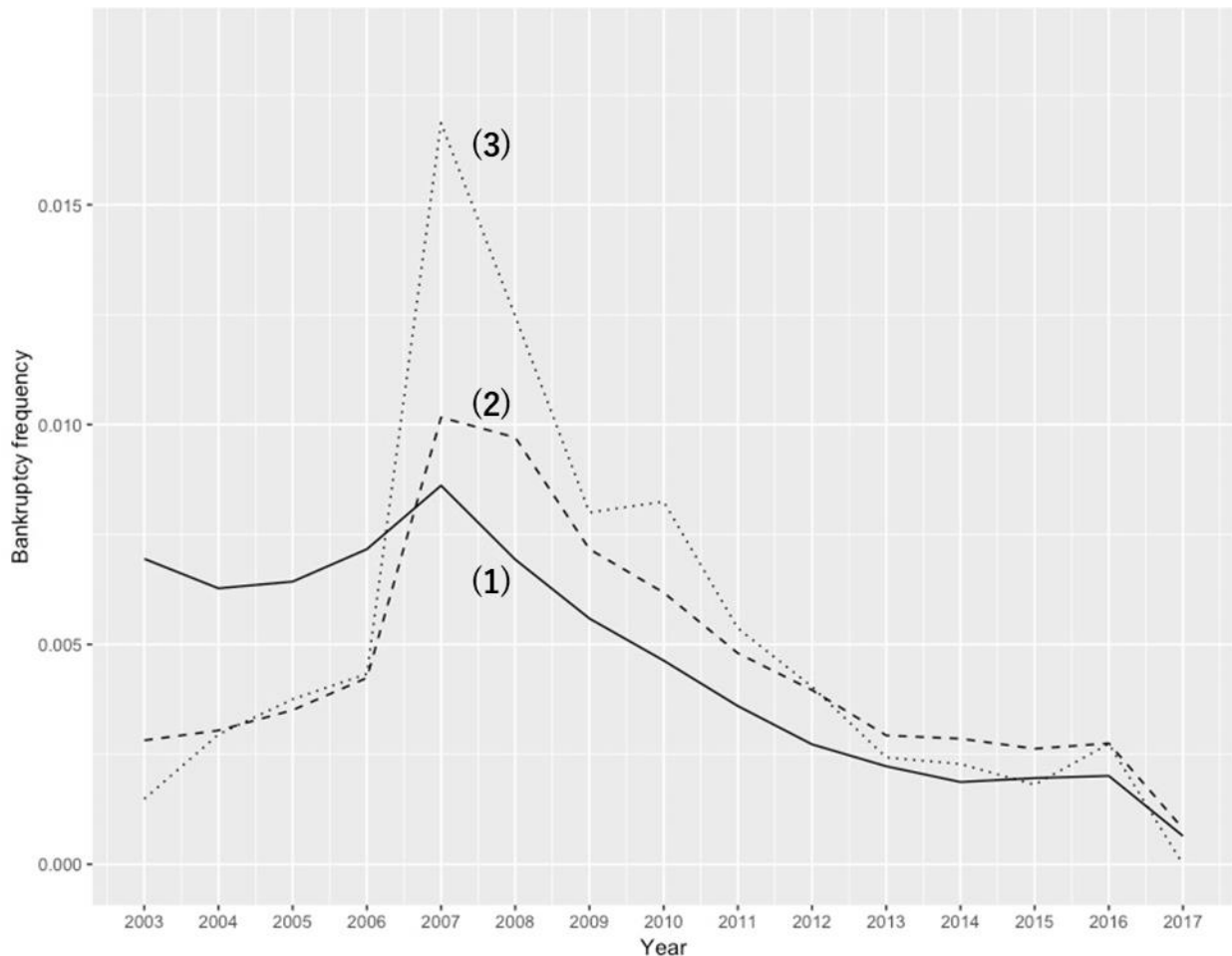


図 2 次年度倒産比率の推移

上記の図は各年における次年度倒産企業の比率を示している。実線 (1) のグループは本章の分析で使用する全サンプル企業における倒産比率を示している。ダッシュ線 (2) のグループは、その年にカスタマー企業の倒産を経験している企業における倒産比率を示している。ドット線 (3) のグループは、その年にカスタマー企業の倒産を経験し、かつそのカスタマー企業と同じメインバンクであった企業における倒産比率を示している。

上記の分析はサプライヤー企業とカスタマー企業が同じ産業の企業である場合に、産業固有のショックの影響を受けることでバイアスが生じる可能性がある。同様に、サプライヤー企業とカスタマー企業の所在地が近隣であった場合も、地域固有のショックの影響を受けてバイアスが生じる可能性がある。産業固有ショックと地域固有ショックをコントロールするために、列 (4) では  $\text{サプライヤー産業} \times \text{年}$ 、サプライヤー企業とカスタマー企業が同じ産業に属してい

る場合に 1 を取るダミー変数、サプライヤー企業とカスタマー企業が同じ県に所在している場合に 1 を取るダミー変数を含んで推定を行っている。推定結果は列 (1), (2) とほぼ同様であり、産業固有ショックおよび地域固有ショックによる影響は必ずしも大きくないことを示唆している。

表 1 主分析の推定結果

	被説明変数				
	<i>SupBankruptcy</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>CusBankruptcy</i> <i>*CommonMB</i>	0.015*** (0.002)	0.016*** (0.002)	0.021*** (0.003)	0.015*** (0.002)	0.011*** (0.002)
<i>CusBankruptcy</i>	0.007*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.007*** (0.003)	-0.00004 (0.001)	0.006** (0.002)
<i>TotalAsset</i>		0.001*** (0.00004)	0.001*** (0.00004)	0.001*** (0.00004)	0.005*** (0.0003)
<i>DebtRatio</i>		0.0001*** (0.00000)	0.0001*** (0.00000)	0.00005*** (0.00000)	0.0001*** (0.00000)
<i>AssetGrowth</i>		-0.002*** (0.0002)	-0.002*** (0.0002)	-0.002*** (0.0002)	-0.004*** (0.0002)
<i>Liquid</i>		-0.003*** (0.0001)	-0.003*** (0.0001)	-0.003*** (0.0001)	-0.006*** (0.0003)
<i>FirmControl</i>	No	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Supplier Bank*Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry*Year FE</i>	No	No	No	Yes	No
<i>Same Prefecture</i>	No	No	No	Yes	Yes
<i>Same industry</i>	No	No	No	Yes	Yes
<i>Supplier FE</i>	No	No	No	No	Yes
<i>Clustered by</i>	Firm	Firm	Firm	Firm	Firm
<i>Model</i>	LPM	LPM	MPLogit	LPM	LPM
<i>Observations</i>	2,864,788	2,864,788	2,864,788	2,864,788	2,864,788
<i>Adjusted R2</i>	0.008	0.01	0.01	0.007	0.274

(注) \*\*\*, \*\*, \* はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で有意であることを示している。括弧内の値は標準誤差を示している。t 統計量の算出にあたっては、サプライヤー企業クラスターで補正を施した標準誤差を用いている。

別の問題として、サプライヤー企業とカスタマー企業の内生マッチングの問題が考えられる。例えば、財務的に困窮しているサプライヤー企業は、同様に財務的に困窮しているカスタマー企業と取引を開始する傾向にあるかもしれない。Jacobson and Schedvin (2015) に従い、列 (5) ではサプライヤー企業固定効果を含んだ上で推定を行い、同様の結果を確認している。上記の結果はいずれも、倒産したカスタマー企業とサプライヤー企業のメインバンクが同じである場

合に、サプライヤー企業はより連鎖倒産に陥る確率が上昇する傾向にあることを示唆する結果であり、またその結果は産業や地域に起因するサプライヤー企業とカスタマー企業共通のショックや、内生マッチングによるものではないことが示唆される。

**表 2 頑健性：カスタマー企業とサプライヤー企業の相対的企業規模**

	被説明変数
	<i>SupBankruptcy</i>
<i>CusBankruptcy</i>	0.008*** (0.002)
<i>CusBankruptcy*CommonMB</i>	0.018*** (0.003)
<i>CusBankruptcy*RelativeSize</i>	-0.005*** (0.001)
<i>CusBankruptcy*CommonMB*RelativeSize</i>	-0.016*** (0.003)
<i>TotalAsset</i>	0.002*** (0.0002)
<i>DebtRatio</i>	0.001 (0.001)
<i>AssetGrowth</i>	0.0001 (0.0001)
<i>Liquid</i>	-0.007 (0.010)
Year FE	Yes
Supplier Bank*Year FE	Yes
Same Prefecture	Yes
Same industry	Yes
Supplier FE	Yes
Clustered by	Firm
Model	LPM
Observations	2,864,788
Adjusted R2	0.272

(注) \*\*\*,\*\*,\*はそれぞれ 1%,5%,10%水準で有意であることを示している。括弧内の値は標準誤差を示している。t統計量の算出にあたっては、サプライヤー企業クラスターで補正を施した標準誤差を用いている。

#### 4.3 頑健性分析：逆因果の関係

本節では逆因果の関係について検討する。本章ではカスタマー企業の倒産後にサプライヤー企業が連鎖倒産に陥ることを想定している。しかし、実際にはサプライヤー企業の倒産後にカスタマー企業が連鎖的に倒産する逆因果の関係が存在することで係数にバイアスが生じ、主分

析のような解釈が可能となっている可能性がある。本章ではカスタマー企業の倒産後にサプライヤー企業が連鎖倒産するという経路が少なくとも存在するというを示すために、カスタマー企業とサプライヤー企業の相対的な企業規模に着目して分析を行う。カスタマー企業の倒産後にサプライヤー企業が連鎖的に倒産する場合、カスタマー企業と比較してサプライヤー企業の方が相対的に大きいほど連鎖倒産が発生する確率が低くなることが予想される。本章では以下の推定を行う。

$$\begin{aligned}
 SupBankruptcy_{i,t+1} &= \beta_1 CusBankruptcy_{i,t} + \beta_2 CusBankruptcy_{i,t} * CommonMB_{i,t} \\
 &+ \beta_3 CusBankruptcy_{i,t} * RelativeSize_{i,t} + \beta_4 CusBankruptcy_{i,t} \\
 &* CommonMB_{i,t} * RelativeSize_{i,t} + \sum_{k=5} \beta_k Control_{i,t} \\
 &+ fixed\ effects + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{2}$$

$RelativeSize_{i,t}$ はサプライヤー企業の総資産とカスタマー企業の総資産の比が中央値以上の値を取れば1を取るダミー変数となっている。関心変数 $CusBankruptcy_{i,t} * CommonMB_{i,t} * RelativeSize_{i,t}$ の係数は負になることが期待される。

表2は推定式(2)の推定結果となっている。関心変数の交差項である $CusBankruptcy_{i,t} * CommonMB_{i,t} * RelativeSize_{i,t}$ の係数は-0.016と負になっており、主分析の結果は、カスタマー企業倒産がサプライヤー企業の倒産確率に与える影響を捉えたものと考えられる。

#### 4.4 頑健性分析：銀行貸出チャネルの異質性分析

4.2節の主分析では連鎖倒産における銀行貸出チャネルの存在が示唆されている。本節では頑健性分析として、銀行貸出チャネルの影響がより強いと考えられるサプライヤー企業において、連鎖倒産がより発生する傾向にあるかを検討する。本節では以下の2つの頑健性分析を行う。第1に、サプライヤー企業が負債性の資金調達を大きく銀行に依存しているほど、銀行貸出チャネルの影響を受けやすくなると考えられる。そこで、主分析で確認したサプライヤー企業と倒産したカスタマー企業が同じメインバンクを有していることによる連鎖倒産の発生確率の上昇が、サプライヤー企業の銀行貸出依存度に応じて変化するかを検証する。第2に、中小企業の資金繰りが特に厳しくなっていた2008-2009年時の世界金融危機時により銀行貸出チャネルを通じた連鎖倒産の確率が上昇しているか否かを検証する。推定は以下の式で行う。

$$\begin{aligned}
 SupBankruptcy_{i,t+1} &= \beta_1 CusBankruptcy_{i,t} + \beta_2 CusBankruptcy_{i,t} * CommonMB_{i,t} \\
 &+ \beta_3 CusBankruptcy_{i,t} * BankDep_{i,t} + \beta_4 CusBankruptcy_{i,t} * CommonMB_{i,t} * BankDep_{i,t} \\
 &+ \sum_{k=5} \beta_k Control_{i,t} + fixed\ effects + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{3}$$

ただし  $BankDep_{i,t} = \{BankDebt_{i,t}, BankTrade_{i,t}, FinCrisis_{i,t}\}$

関心変数は3つの変数の交差項からなる  $Cus\_bankruptcy_{i,t} * CommonMB_{i,t} * BankDep_{i,t}$  となっている。 $BankDep_{i,t}$  は総負債に占める銀行借入額の比率 ( $BankDebt_{i,t}$ )、銀行借入額と買掛金の比率 ( $BankTrade_{i,t}$ )、世界金融危機時である 2008 年もしくは 2009 年であれば 1 を取るダミー変数 ( $FinCrisis_t$ ) のいずれかとなっている。

表 3 では式 (3) の推定結果を提示している。列 (1) - (2) では三重交差項を含まない式となっている。 $CusBankruptcy_{i,t} * BankDep_{i,t}$  の係数はいずれも 1%水準で正に有意となっている。列 (3) では  $CusBankruptcy_{i,t} * FinCrisis_t$  の係数が統計的に有意となっておらず、連鎖倒産自体は金融危機時に限らず生じていることが示唆される。列 (4) - (6) は関心変数である三重交差項  $CusBankruptcy_{i,t} * CommonMB_{i,t} * BankDep_{i,t}$  を含んだ推定の結果となっており、いずれも 1%水準で統計的に正に有意となっている。

以上の結果は、負債性資金調達を銀行に依存しているサプライヤー企業は連鎖倒産に陥る確率が上昇すること、また中小企業の資金繰りが困難となっていた金融危機時においては、カスタマー企業とメインバンクを共有しているサプライヤー企業が連鎖倒産に陥りやすいことを示しており、銀行貸出チャンネルが存在するのであれば、上記のような企業は連鎖倒産に陥りやすくなるとする想定と整合的である。

## 5 追加分析

### 5.1 銀行貸出チャンネルの持続性

これまでの分析では、カスタマー企業倒産 1 年以内にサプライヤー企業が連鎖的に倒産するか否かに焦点を当ててきた。しかし、サプライヤー企業が連鎖倒産に陥るには一定以上の年数がかかるかもしれない。表 4 では推定式 (1) の被説明変数の定義を変更した場合の推定結果を掲載している。列 (2), (3), (4) では、それぞれカスタマー企業の倒産後 2 年、5 年、7 年以内にサプライヤー企業が倒産した場合に 1 を取るダミー変数を被説明変数としている。興味深いことに、 $CusBankruptcy_{i,t}$  の係数は列 (3) 以降で有意となっていない一方で、 $CusBankruptcy_{i,t} * CommonMB_{i,t}$  の係数は依然として有意となっている。この結果は、銀行貸出チャンネルを通じた連鎖倒産はより持続的に企業の倒産に影響を与えることを示唆している。



表3 頑健性分析：銀行貸出チャンネルの異質性分析

	被説明変数					
	<i>SupBankruptcy</i>					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>CusBankruptcy</i>	-0.001 (0.003)	-0.002 (0.003)	0.006*** (0.002)	0.0002 (0.003)	-0.001 (0.003)	0.005** (0.002)
<i>CusBankruptcy</i> <i>*BankDebt</i>	0.019*** (0.002)			0.013*** (0.002)		
<i>CusBankruptcy</i> <i>*BankTrade</i>		0.013*** (0.002)			0.010*** (0.002)	
<i>CusBankruptcy</i> <i>*FinCrisis</i>			0.007 (0.009)			0.004 (0.009)
<i>CusBankruptcy</i> <i>*CommonMB</i>				-0.003 (0.003)	-0.004 (0.003)	0.006*** (0.002)
<i>CusBankruptcy</i> <i>*CommonMB*BankDebt</i>				0.033*** (0.007)		
<i>Cus_Bankruptcy</i> <i>*CommonMB*BankTrade</i>					0.022*** (0.005)	
<i>CusBankruptcy</i> <i>*CommonMB*FinCrisis</i>						0.019*** (0.005)
<i>TotalAsset</i>	0.006*** (0.0003)	0.006*** (0.0003)	0.006*** (0.0003)	0.006*** (0.0003)	0.005*** (0.0003)	0.005*** (0.0003)
<i>DebtRatio</i>	0.0001*** (0.00000)	0.0001*** (0.00000)	0.0001*** (0.00000)	0.0001*** (0.00000)	0.0001*** (0.00000)	0.0001*** (0.00000)
<i>AssetGrowth</i>	-0.004*** (0.0003)	-0.004*** (0.0003)	-0.004*** (0.0003)	-0.004*** (0.0003)	-0.004*** (0.0002)	-0.004*** (0.0002)
<i>Liquid</i>	-0.007*** (0.0004)	-0.007*** (0.0004)	-0.007*** (0.0004)	-0.007*** (0.0004)	-0.006*** (0.0003)	-0.006*** (0.0003)
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Supplier Bank*Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Same Prefecture	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Same industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Supplier FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Model	LPM	LPM	LPM	LPM	LPM	LPM
Observations	2,485,358	2,420,752	2,864,788	2,485,358	2,420,752	2,864,788
Adjusted R2	0.274	0.276	0.274	0.274	0.276	0.274

(注) \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示している。括弧内の値は標準誤差

を示している。t統計量の算出にあたっては、サプライヤー企業クラスターで補正を施した標準誤差を用いている。

表 4 銀行貸出チャンネルの持続性

	被説明変数			
	<i>One year</i>	<i>BankruptcyTwo</i>	<i>BankruptcyFive</i>	<i>BankruptcySeven</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>CusBankruptcy*CommonMB</i>	0.011*** (0.002)	0.011*** (0.002)	0.004*** (0.001)	0.003*** (0.001)
<i>CusBankruptcy</i>	0.006** (0.002)	0.007** (0.003)	0.005 (0.004)	0.003 (0.003)
<i>TotalAsset</i>	0.005*** (0.0003)	0.008*** (0.0004)	0.010*** (0.001)	0.008*** (0.0005)
<i>DebtRatio</i>	0.0001*** (0.00000)	0.0001*** (0.00000)	0.0001*** (0.00001)	0.0001*** (0.00001)
<i>AssetGrowth</i>	-0.004*** (0.0002)	-0.005*** (0.0003)	-0.003*** (0.0003)	-0.002*** (0.0003)
<i>Liquid</i>	-0.006*** (0.0003)	-0.010*** (0.0004)	-0.011*** (0.001)	-0.008*** (0.001)
<i>FirmControl</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Supplier Bank*Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Same Prefecture</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Same industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Supplier FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Clustered by</i>	Firm	Firm	Firm	Firm
<i>Model</i>	LPM	LPM	LPM	LPM
<i>Observations</i>	2,864,788	2,864,788	2,864,788	2,864,788
<i>Adjusted R2</i>	0.274	0.429	0.751	0.857

(注) \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示している。括弧内の値は標準誤差を示している。t統計量の算出にあたっては、サプライヤー企業クラスターで補正を施した標準誤差を用いている。

## 5.2 他の経路との比較

本節では、銀行貸出チャンネルがこれまでの先行研究で指摘されてきた需要減少チャンネルと企業間信用チャンネルをコントロールした上でも観察されるかを検討する。本節でははじめに、これまでの先行研究で指摘されてきた2つのチャンネルが本サンプルでも機能しているかを検討する。推定式は以下の式(4)となる。

$$\begin{aligned} SupBankruptcy_{i,t+1} &= \beta_1 CusBankruptcy_{i,t} + \beta_2 CusBankruptcy_{i,t} \\ &\quad * Continue(Claim)_{i,t} + \sum_{k=3} \beta_k Control_{i,t} + fixed\ effects + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

$Continue_{i,t}$ はカスタマー企業の倒産後にもサプライヤー企業との取引が継続している場合には1を取るダミー変数となっている。本サンプルにおいても需要減少チャンネルが機能しているのであれば、 $CusBankruptcy_{i,t} * Continue_{i,t}$ の係数は負となることが予想される。 $Claim_{i,t}$ はカスタマー企業の倒産時の総負債額が上位10分位に属している場合には1を取るダミー変数となっている。本サンプルにおいても企業間信用チャンネルが機能しているのであれば、 $CusBankruptcy_{i,t} * Claim_{i,t}$ の係数は正となることが予想される。

続いて、既存の2つのチャンネルが存在することが銀行貸出チャンネルの有無に影響を与えるかを検証する。推定式は以下の式(5)の通りとなる。

$$\begin{aligned} SupBankruptcy_{i,t+1} &= \beta_1 CusBankruptcy_{i,t} + \beta_2 CusBankruptcy_{i,t} \\ &\quad * Continue(Claim)_{i,t} + \beta_3 CusBankruptcy_{i,t} * CommonMB_{i,t} \\ &\quad * Continue(Claim)_{i,t} + \sum_{k=4} \beta_k Control_{i,t} + fixed\ effects + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

最後に既存の2つのチャンネルをコントロールした上でも銀行貸出チャンネルが機能するかを検討する。推定式は以下の通り。

$$\begin{aligned} SupBankruptcy_{i,t+1} &= \beta_1 CusBankruptcy_{i,t} + \beta_2 CusBankruptcy_{i,t} * CommonMB_{i,t} \\ &\quad + \beta_3 CusBankruptcy_{i,t} * Continue_{i,t} + \beta_4 CusBankruptcy_{i,t} \\ &\quad * Claim_{i,t} + \sum_{k=5} \beta_k Control_{i,t} + fixed\ effects + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (6)$$

表5は式(4)-(6)の推定結果となっている。列(1)は $CusBankruptcy_{i,t} * Continue_{i,t}$ の推定から、本サンプルにおいても需要減少チャンネルが機能しているかを検証している。係数は5%水準で負に有意となっている。列(2)は $CusBankruptcy_{i,t} * Claim_{i,t}$ の推定から、企業間信用チャンネルが機能しているかを検証している。係数は10%水準で正に有意となっている。以上の列

(1) - (2) の結果から、本サンプルにおいても、既存研究で明らかにされている需要減少チャンネルと企業間信用チャンネルは存在することが確認できる。列 (3) - (4) は式 (5) の推定結果となっている。列 (3) - (4) のいずれにおいても、 $\beta_2 CusBankruptcy_{i,t} * CommonMB_{i,t}$  は 1%水準で正に有意である。また  $CusBankruptcy_{i,t} * CommonMB_{i,t} * Continue(Claim)_{i,t}$  は有意となっておらず、既存のチャンネルの存在が銀行貸出のチャンネルの効果に影響を与える傾向は観察されない。列 (5) は 3 つ全てのチャンネルに関する変数を含めた推定式となっている。 $CusBankruptcy_{i,t} * CommonMB_{i,t}$  の係数は 1%水準で正に有意となっている。以上の結果は、本章の主分析で明らかにした銀行貸出チャンネルの影響は、既存の 2 つのチャンネルの影響をコントロールした上でも観察されることを示している。

## 6 結論

本章では本稿第 4 章の発見事項に基づき、連鎖倒産における銀行貸出チャンネルの存在を検証した。本稿第 4 章では、倒産したカスタマー企業に対して貸出をしていた銀行は、そのサプライヤー企業への貸出を減少させる傾向にあることを確認した。本章では非上場企業を分析対象として、サプライヤー企業のメインバンクが倒産したカスタマー企業のメインバンクである場合に、サプライヤー企業が連鎖的に倒産する確率が上昇するか否かの検証を通じて、銀行貸出の減少を通じた連鎖倒産のチャンネルが存在するかを検証した。

本章の限界は以下の通りである。第 1 に、非上場企業については銀行 - 企業間の融資関係額に関する詳細なデータが存在しない。そのため、サプライヤー企業と倒産したカスタマー企業のメインバンクが同じである場合に、サプライヤー企業への貸出が減少しているかについては直接検証できない。本稿第 4 章ではサプライヤー企業への貸出の減少を確認しているが、分析対象は東証上場企業である。そのため、本章の仮説を立てる上で、東証上場企業で観察された貸出減少の事象が、非上場企業においても同様に観察されると仮定していることになる。第 2 に、企業間の企業間信用額に関する詳細なデータが存在しないため、先行研究で明らかにされている企業間信用チャンネルを完全にコントロールできているかについては疑念が残る。以上は筆者の今後の課題である。

表 53 つのチャネルの比較分析

	被説明変数				
	<i>SupBankruptcy</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>CusBankruptcy</i>	0.007*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.006** (0.002)	0.005** (0.002)	0.005** (0.002)
<i>CusBankruptcy</i> <i>*Continue</i>	-0.006** (0.003)		-0.005** (0.003)		-0.009*** (0.003)
<i>CusBankruptcy</i> <i>*Claim</i>		0.004* (0.002)		0.003* (0.002)	0.005** (0.002)
<i>CusBankruptcy</i> <i>*CommonMB</i>			0.012*** (0.002)	0.011*** (0.002)	0.011*** (0.002)
<i>CusBankruptcy</i> <i>*CommonMB*Continue</i>			-0.007 (0.010)		
<i>CusBankruptcy</i> <i>*CommonMB*Claim</i>				0.006 (0.008)	
<i>TotalAsset</i>	0.005*** (0.0003)	0.005*** (0.0003)	0.005*** (0.0003)	0.005*** (0.0003)	0.005*** (0.0003)
<i>Debratio</i>	0.0001*** (0.00000)	0.0001*** (0.00000)	0.0001*** (0.00000)	0.0001*** (0.00000)	0.0001*** (0.00000)
<i>AssetGrowth</i>	-0.004*** (0.0002)	-0.004*** (0.0002)	-0.004*** (0.0002)	-0.004*** (0.0002)	-0.004*** (0.0002)
<i>Liquid</i>	-0.006*** (0.0003)	-0.006*** (0.0003)	-0.006*** (0.0003)	-0.006*** (0.0003)	-0.006*** (0.0003)
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Supplier Bank*Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Same Prefecture	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Same industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Supplier FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Clustered by	Firm	Firm	Firm	Firm	Firm
Model	LPM	LPM	LPM	LPM	LPM
Observations	2,864,788	2,864,788	2,864,788	2,864,788	2,864,788
Adjusted R2	0.274	0.274	0.274	0.274	0.274

(注) \*\*\*, \*\*, \* はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で有意であることを示している。括弧内の値は標準誤差を示している。t 統計量の算出にあたっては、サプライヤー企業クラスターで補正を施した標準誤差を用いている。

付表 1 基本統計量

変数名	サンプルサイズ	平均	中央値	最小値	最大値	標準偏差
<i>SupBankruptcy</i>	2,864,788	0.01	0	0	1	0.098
<i>BankruptcyTwo</i>	2,864,788	0.015	0	0	1	0.11
<i>BankruptcyFive</i>	2,864,788	0.024	0	0	1	0.15
<i>BankruptcySeven</i>	2,864,788	0.03	0	0	1	0.17
<i>CusBankruptcy</i>	2,864,788	0.019	0	0	1	0.13
<i>CusBankruptcy*CommonMB</i>	2,864,788	0.003	0	0	1	0.054
<i>BankDebt</i>	2,485,358	0.55	0.60	0	2.42	0.27
<i>BankTrade</i>	2,420,752	0.86	1	0	2.72	0.25
<i>FinCrisis</i>	2,864,788	0.13	0	0	1	0.34
<i>RelativeSize</i>	2,864,788	0.01	0	0	1	0.1
<i>CusBankruptcy<sub>i,t</sub>*Continue</i>	2,864,788	0.001	0	0	1	0.04
<i>CusBankruptcy<sub>i,t</sub>*Claim</i>	2,864,788	0.002	0	0	1	0.02
<i>TotalAsset</i>	2,864,788	12.24	12.27	8.34	16.73	1.78
<i>DebtRatio</i>	2,864,788	84.37	80.90	6.3	443.15	60.87
<i>AssetGrowth</i>	2,864,788	-0.006	0.01	-1.43	0.69	0.29
<i>Liquid</i>	2,864,788	0.87	0.84	0.11	1.74	0.36

付表 2 変数定義表

変数名	定義
<b>被説明変数</b>	
<i>SupBankruptcy</i>	t年の次年度にサプライヤー企業が倒産していた場合に1を取るダミー変数
<i>BankruptcyTwo</i>	t年から2年以内にサプライヤー企業が倒産していた場合に1を取るダミー変数
<i>BankruptcyFive</i>	t年から5年以内にサプライヤー企業が倒産していた場合に1を取るダミー変数
<i>BankruptcySeven</i>	t年から7年以内にサプライヤー企業が倒産していた場合に1を取るダミー変数
<b>説明変数</b>	
<i>CusBankruptcy</i>	t年に自社(=サプライヤー企業)の顧客企業が倒産していた場合に1を取るダミー変数
<i>CommonMB</i>	自社のメインバンクが倒産した顧客企業と同じであった場合に1を取るダミー変数
<i>BankDebt</i>	銀行借入総額/総負債
<i>BankTrade</i>	銀行借入総額/買掛金
<i>FinCrisis</i>	2008年もしくは2009年であれば1を取るダミー変数
<i>RelativeSize</i>	サプライヤー企業の総資産/顧客企業の総資産が中央値を超えれば1を取るダミー変数
<i>Continue</i>	倒産した顧客企業とt年以降も取引を継続していた場合に1を取るダミー変数
<i>Claim</i>	倒産した顧客企業の倒産時負債総額が上位10%以上に位置していれば1を取るダミー変数
<b>コントロール変数</b>	
<i>TotalAsset</i>	企業の総資産額(対数値)
<i>DebtRatio</i>	総負債/総資産
<i>Liquid</i>	(現金+流動資産)/総資産
<i>AssetGrowth</i>	t-1期からt期にかけての総資産成長率

付表3 上場企業における連鎖倒産

被説明変数				
<i>SupBankruptcy</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>CusBankruptcy*CommonMB</i>	0.001 (0.002)	0.002 (0.002)	0.002 (0.003)	0.003 (0.004)
<i>CusBankruptcy</i>	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.0004 (0.001)	0.00001 (0.001)
<i>TotalAsset</i>		-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.005 (0.011)
<i>DebtRatio</i>		0.0001 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	0.0004 (0.0005)
<i>AssetGrowth</i>		-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.014 (0.014)
FirmControl	No	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Supplier Bank*Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry*Year FE	No	No	Yes	No
Same Prefecture	No	No	Yes	Yes
Same industry	No	No	Yes	Yes
Supplier FE	No	No	No	Yes
Clustered by	Firm	Firm	Firm	Firm
Model	LPM	LPM	LPM	LPM
Observations	36,113	36,113	36,113	36,113
Adjusted R2	0.388	0.407	0.308	0.696

(注) \*\*\*,\*\*,\*はそれぞれ1%,5%,10%水準で有意であることを示している。括弧内の値は標準誤差を示している。t統計量の算出にあたっては、サプライヤー企業クラスターで補正を施した標準誤差を用いている。



## 第6章 おわりに

### 1 はじめに

本稿の目的は企業を取り巻く2つの取引関係(1)銀行-企業間関係(2)企業間取引ネットワークが、相互にどのような影響を与えるかを明らかにすることであった。企業間取引ネットワークは、2000年前後の日本の金融危機と2008年前後の世界金融危機時において大きな変動を見せていたが、銀行セクターにおいて生じたショックやそれに伴う銀行貸出の変化が企業間取引ネットワークの変化に対してどのような役割を果たしたのかについては先験的には明らかでなかった。本稿では(1)銀行セクターにおいて生じたショックが、銀行-企業間の融資関係を通じて、企業間取引ネットワークの構成に影響を与えるか(2)企業間取引ネットワーク上で生じたショックは、銀行-企業間の貸出に影響を与えるか(3)企業間取引ネットワーク上で生じたショックの波及に対して、銀行はどのような役割を果たすかを明らかにすることで、銀行-企業間関係と企業間取引ネットワーク両者の関係を包括的に理解することを目指した。本章ではその実証分析の結果を整理し、本稿全体の結論を提示する。

本章は以下の構成となっている。第2節では各章の実証分析結果とそれぞれの貢献を整理する。第3節では、各章の分析結果を踏まえて本稿全体の結論を提示する。第4節では本稿の限界と課題を整理する。

### 2 各章の要約

第2章の目的は、銀行ショックが銀行-企業間の融資関係を通じて、既存企業との取引関係の継続性にどのような影響を与えるかを明らかにすることであった。第2章では1997年の北海道拓殖銀行(以下、拓銀)の経営破綻に着目して、メインバンクを拓銀としていた企業が拓銀の経営破綻以降に既存企業との取引関係を打ち切られる傾向にあるかを分析した。分析の結果、カスタマー企業のメインバンクが拓銀となっているカスタマー企業・サプライヤー企業のペアは、拓銀破綻後1年以内に取引関係が解消される確率が高くなること、拓銀経営破綻後の取引継続年数が短くなることを確認した。この結果は、銀行ショックが企業間取引ネットワーク構成を変化させることを示唆するものと考えられる。第2章の結果は、これまで明らかにされていなかった銀行セクターにおけるショックが企業間の取引関係の継続性にどのような影響を与えるかを明らかにしたという点で貢献を有する。

第3章の目的は、銀行からの資金供給が新規の取引相手企業との契約開始にどのような影響を与えるかを明らかにすることであった。第3章では既存取引企業との取引打ちりに直面した際に、銀行からの資金供給が新規の取引相手企業との取引開始を容易にするかを分析した。分析の結果、銀行からの貸出が多い企業ほど、既存企業との取引打ちりに直面した際に、新たな取引相手企業との取引を始める傾向にあることを確認した。この結果は、2011年の東日本大震災による既存取引相手企業の打ちりや、銀行の固有ショックに着目し

た頑健性分析でも同様に確認された。以上の結果は、銀行からの資金供給が企業の取引ネットワークの再構築を容易にすることを示唆するものと考えられる。第3章の貢献は、企業の資金調達が新規の取引相手企業との取引開始にどのような影響を与えるかを明らかにした点にある。

第4章の目的は、企業の取引ネットワーク上で生じたショックが銀行-企業間の貸出にどのような影響を与えるかを明らかにすることであった。第4章では取引相手企業の倒産に焦点を当て、どのような銀行が取引相手企業の倒産というショックを受けた企業に対して貸出行動を変化させるのかを検証した。分析の結果、取引相手企業の倒産というショックを受けた企業への貸出を減らすのは、この倒産した取引相手企業に対して貸出を行っていた銀行、また倒産した取引相手企業に限らず、このショックを受けた企業の取引相手企業との融資関係を多く有している銀行ほど、貸出を減少させる傾向にあった。本章の結果は、銀行が企業の取引相手企業群に集中的に貸出を行っているという状態が形成されている場合には、企業間取引ネットワークにおけるショックが企業の資金調達面に対しても負の影響を与えることを示唆するものと考えられる。第4章の貢献は、これまで銀行が融資先企業の取引相手企業群に対して集中的に貸出を行うことの利点が先行研究では強調されてきたが、企業間取引ネットワークにおいてショックが生じた際には、むしろ銀行からの資金調達上のリスクとなることを示した点にある。

第5章の目的は、銀行が企業間取引ネットワーク上のショック波及に対してどのような影響を与えるかを明らかにすることであった。第4章では、サプライヤー企業と倒産したカスタマー企業の双方に貸出をしている銀行が、サプライヤー企業への貸出を減少させる傾向にあることを確認していた。この結果を踏まえ、第5章ではカスタマー企業-サプライヤー企業の連鎖倒産の発生確率を、両企業が同じ銀行から貸出を受けている場合とそうでない場合で比較した。分析の結果、サプライヤー企業と倒産したカスタマー企業のメインバンクが同じである場合には、同じでない場合と比べて3倍程度連鎖倒産の発生確率が上昇することを確認した。上記の結果は、一定条件の下では銀行が企業間取引ネットワーク上のショックの波及の程度を悪化させることを示唆するものと考えられる。第5章の貢献は、これまで連鎖倒産のチャンネルとして明らかにされていた需要減少チャンネルと企業間信用チャンネルの2つ以外に、銀行貸出の減少を通じたチャンネルが存在することを示した点にある。

### 3 本稿の結論

本稿の第1の研究課題「銀行セクターにおいて生じたショックが、銀行-企業間の融資関係を通じて、企業間取引ネットワークの構成に影響を与えるか」に対する結論を検討する。本研究課題に対しては、本稿第2章及び第3章の分析を通じて検討してきた。第2章では、北海道拓殖銀行の経営破綻に焦点を当て、同銀行をメインバンクとしていた企業は同銀行の経営破綻後、既存の取引相手企業との取引が打ち切れやすくなることを確認し

た。また第3章では、銀行からの資金供給が、既存の取引相手企業との取引打切りに直面した際に、新たな取引相手企業との取引開始に資することを確認した。以上から、銀行セクターにおいて生じたショックは、企業間取引ネットワークの構成に対して、既存の取引相手企業との取引継続及び新規取引相手企業との取引開始の両面で影響を与え得ると言える。この結果は、銀行からの資金供給が企業の安定的な取引ネットワークの構築を通じて、企業の継続的な生産活動に資することを示唆するものと考えられる。

第2に、本稿の研究課題2「企業間取引ネットワーク上で生じたショックは、銀行-企業間の貸出に影響を与えるか」に対する結論を検討する。本研究課題については、第4章の分析を通じて検討した。第4章では、自社の取引相手企業が倒産した際に、自社の取引相手企業群と多くの融資関係を有している銀行から自社への貸出が減少することを明らかにした。以上の結果は、企業間取引ネットワーク上で生じたショックは、特定の銀行-企業間関係の下では貸出を減少させるものと結論付けられる。この結果から、企業間取引ネットワーク上で生じたショックが、企業の生産面に対する影響だけでなく、企業の資金調達面に対しても負の影響を与えることが示唆されている。

第3に、本稿の研究課題3「企業間取引ネットワーク上で生じたショックの波及に対して、銀行はどのような役割を果たすか」に対する結論を検討する。本研究課題については、第5章の分析を通じて検討した。第5章では、カスタマー企業が倒産した際に、サプライヤー企業とカスタマー企業が同じメインバンクから借入をしている場合には、カスタマー企業倒産後にサプライヤー企業が連鎖的に倒産する可能性が高くなることを確認した。以上の結果は、企業間取引ネットワーク上で生じたショックの波及に対して、銀行は自身が受けるショックの影響が強い場合には、企業への貸出減少を通じて、ショックの波及を促進するものと結論付けられる。この結果は、銀行-企業間関係次第では、企業間取引ネットワークにおいて生じたショックが広範に波及することを示唆しており、銀行の貸出先ポートフォリオの構成がショック波及に対して重要な役割を果たす可能性を示唆している。

#### 4 本稿の限界と課題

本稿の限界として以下が挙げられる。第1に、企業間の取引高や企業間信用に関する網羅的なデータが存在しない点である。本稿の分析の大半は、企業間の取引が行われている/行われていないという、取引関係の有無にのみ焦点を当てて分析を行っているが、実際にはその中間に企業間取引高の多寡といった濃淡が存在していると考えられる。企業間取引高の変数が存在することで、より精緻な企業間取引ネットワーク構成の変化に関する意思決定を分析することが可能になると考えられる。

また本稿では企業の資金調達面として銀行貸出に着目して分析をしていたが、企業間取引ネットワークと最も関連する資金調達としては企業間信用が挙げられる。企業間信用に関する詳細なデータが存在することで、銀行貸出と企業間信用の代替性-補完性を考慮に入れた、より詳細なショックの波及に関する分析も行うことが可能になると考えられる。

第2に、非上場企業における銀行-企業間の貸出額に関するデータが存在しないことである。これによって生じる問題の1つは、第4章と第5章の間で分析対象を変更する必要がある点である。第5章では非上場企業における連鎖倒産の銀行貸出チャンネルを分析したが、第4章4.3節での分析結果「企業*i*の取引相手企業が倒産した際に、その倒産企業に対して貸出を行っていた銀行から企業*i*への貸出が減少する傾向にある」がその銀行貸出チャンネルの基礎となっている。しかし第4章4.3節の分析対象は東証上場企業となっている。データの制約が存在しない場合には、非上場企業の銀行-企業間貸出額に関するデータを用いて、第4章4.3節の結果が非上場企業においても成り立つかどうかを検証することが望ましいと考えられる。

第3に、内生的な企業間取引ネットワーク構成の変化を織り込んだ銀行ショック及び取引ネットワーク上で生じたショックの波及に関する分析が行われていない点である。本稿の重要な貢献として、第2章及び第3章において、銀行ショックが企業間取引ネットワーク構成の変化に与える影響を示したことが挙げられる。これまでの先行研究では、企業間取引ネットワークを通じた銀行ショックや生産性ショックの波及を分析する際に、企業間取引ネットワーク構成は所与のものとして扱っていたが、本稿では上記のショックが生じた際に、企業間取引ネットワーク自体も変化することを示したという点で新たな知見を提供している。しかし、上述の企業間取引ネットワークの構成の変化が、各種ショックの波及の程度に対してどのような影響を与えるかについては分析を行っていない。現在、生産性ショックの波及による企業間取引ネットワークの構成変化を内生的に考慮した理論 (Baqae and Farhi, 2019; Baqae and Farhi, 2020) や構造推定の手法開発が進められており (Huneus (2018))、今後発展・応用可能となることで、本節で挙げた課題についても分析を行うことができるようになると期待される。以上は筆者の今後の課題である。

## 参考文献

- 今仁裕輔 (2022) 「金融機関の経営破綻が企業間の商取引の継続性に与える影響」 『金融経済研究』 近刊
- 植杉威一郎・小倉義明・内田浩史・小野有人・胥鵬・鶴田大輔・根本忠宣・平田英明・安田行宏・家森信善・渡部和孝・布袋正樹 (2009) 「金融危機下における中小企業金融の現状」 *RIETI Policy Discussion Paper Series*. 1-92.
- 鯉淵賢・櫻川昌哉・原田喜美枝・星岳雄・細野薫 (2011) 「世界金融危機と日本の金融システム」 『金融経済研究』 36, 1-23.
- 中小企業庁 (2000) 『平成 12 年版中小企業白書』  
(<https://warp.da.ndl.go.jp/info:ndljp/pid/11551249/www.chusho.meti.go.jp/pamflet/hakusyo/H12/index.html>)
- 内閣府 (2012) 『平成 24 年 3 月 企業の事業継続の取り組みに関する実態調査 -過去からの推移と東日本大震災の事業継続への影響-』  
([http://www.bousai.go.jp/kyoiku/kigyuu/topics/pdf/kentoukai12\\_10.pdf](http://www.bousai.go.jp/kyoiku/kigyuu/topics/pdf/kentoukai12_10.pdf))
- 内閣府 (2012) 『平成 24 年度 年次経済財政報告』  
(<https://www5.cao.go.jp/j-j/wp/wp-je12/index.html>)
- 中島賢太郎・戸堂康之 (2013) 「企業間取引関係のパフォーマンス決定要因: 東日本大震災におけるサプライチェーン寸断の例より」 *RIETI Policy Discussion Paper Series*. 13 (24).
- 福田慎一・粕谷宗久・赤司健太郎 (2006) 「デフレ下における非上場企業のデフォルト分析」 『金融経済研究』 23, 31-50.
- 福田慎一・粕谷宗久・赤司健太郎 (2010) 「2 つの金融危機とわが国の企業破綻」 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ
- 福田慎一・鯉淵賢 (2004) 「銀行破綻と借り手のパフォーマンス」 『経済学論集』 69 (4), 35-56.
- 堀雅博・高橋吾行 (2003) 「銀行取引関係の経済的価値--北海道拓殖銀行破綻のケース・スタディ」 『経済分析』 169, 22-50.
- 森川正之 (2012) 「東日本大震災の影響と経済成長政策: 企業アンケート調査から」 *RIETI Policy Discussion Paper Series*, 12 (10), 1-27.
- 家森信善 (1997) 「銀行の経営破綻と取引先企業 メインバンクの破綻を資本市場はいかに評価したか」 『証券アナリストジャーナル』 35 (4).
- 家森信善 (2013) 「金融危機下での中小・地域金融」 『なぜ金融危機は起こるのか—金融経済研究のフロンティア』 所収, 東洋経済新報社.
- Abowd, J. M., and Kramarz, F. (1999). The analysis of labor markets using matched employer-employee data. *Handbook of Labor Economics*, Chapter3, 2629-2710.
- Acemoglu, D., and Azar, P. D. (2020). Endogenous production networks. *Econometrica*, 88(1), 33-

82.

- Alfaro, L., García-Santana, M., and Moral-Benito, E. (2021). On the direct and indirect real effects of credit supply shocks. *Journal of Financial Economics*, 139(3), 895-921.
- Altinoglu, L. (2021). The origins of aggregate fluctuations in a credit network economy. *Journal of Monetary Economics*, 117, 316-334.
- Amiti, M., and Weinstein, D. E. (2018). How much do idiosyncratic bank shocks affect investment? Evidence from matched bank-firm loan data. *Journal of Political Economy*, 126(2), 525-587.
- Antras, P., Fort, T. C., and Tintelnot, F. (2017). The margins of global sourcing: Theory and evidence from us firms. *American Economic Review*, 107(9), 2514-64.
- Atalay, E., Hortacsu, A., Roberts, J., and Syverson, C. (2011). Network structure of production. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 108(13), 5199-5202.
- Baqae, D. R., and Farhi, E. (2019). The macroeconomic impact of microeconomic shocks: beyond Hulten's Theorem. *Econometrica*, 87(4), 1155-1203.
- Baqae, D. R., and Farhi, E. (2020). Productivity and misallocation in general equilibrium. *The Quarterly Journal of Economics*, 135(1), 105-163.
- Banerjee, S., Dasgupta, S., and Kim, Y. (2008). Buyer–supplier relationships and the stakeholder theory of capital structure. *The Journal of Finance*, 63(5), 2507-2552.
- Banerjee, S., Dasgupta, S., and Shi, R. (2021). The Dark Side of Stakeholder Influence: The Surprising Effect of Customer Fraud on Suppliers. *Working Paper*.
- Barrot, J. N., and Sauvagnat, J. (2016). Input specificity and the propagation of idiosyncratic shocks in production networks. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(3), 1543-1592.
- Benmelech, E., Bergman, N. K., and Kim, H. (2020). Strong employers and weak employees: How does employer concentration affect wages?. *Journal of Human Resources*, 0119-10007R1.
- Bentolila, S., Jansen, M., and Jiménez, G. (2018). When credit dries up: Job losses in the great recession. *Journal of the European Economic Association*, 16(3), 650-695.
- Bernard, A. B., Moxnes, A., and Ulltveit-Moe, K. H. (2018). Two-sided heterogeneity and trade. *Review of Economics and Statistics*, 100(3), 424-439.
- Bernard, A. B., Moxnes, A., and Saito, Y. U. (2019a). Production networks, geography, and firm performance. *Journal of Political Economy*, 127(2), 639-688.

- Bernard, A. B., Dhyne, E., Magerman, G., Manova, K., and Moxnes, A. (2019b). The origins of firm heterogeneity: A production network approach (No. w25441). *National Bureau of Economic Research*.
- Bernstein, S., Colonnelli, E., Giroud, X., and Iverson, B. (2019). Bankruptcy spillovers. *Journal of Financial Economics*, 133(3), 608–633
- Boissay, F., and Gropp, R. (2013). Payment defaults and interfirm liquidity provision. *Review of Finance*, 17(6), 1853-1894.
- Boehm, C. E., Flaaen, A., and Pandalai-Nayar, N. (2019). Input linkages and the transmission of shocks: Firm-level evidence from the 2011 Tōhoku earthquake. *Review of Economics and Statistics*, 101(1), 60-75.
- Cai, K., and Zhu, H. (2020). Customer-Supplier relationships and the cost of debt. *Journal of Banking & Finance*, 110, 105686.
- Cai, Y., and Sevilir, M. (2012). Board connections and M&A transactions. *Journal of Financial Economics*, 103(2), 327–349.
- Cao, Y., Dong, Y., Ma, D., and Sun, L. (2021). Customer concentration and corporate risk-taking. *Journal of Financial Stability*, 54, 100890.
- Campello, M., and Gao, J. (2017). Customer concentration and loan contract terms. *Journal of Financial Economics*, 123(1), 108-136.
- Carvalho, V. M., Nirei, M., Saito, Y. U., and Tahbaz-Salehi, A. (2021). Supply chain disruptions: Evidence from the great east japan earthquake. *The Quarterly Journal of Economics*, 136(2), 1255-1321.
- Cen, L., Dasgupta, S., Elkamhi, R., and Pungaliya, R. S. (2016). Reputation and loan contract terms: The role of principal customers. *Review of Finance*, 20(2), 501-533.
- Cetorelli, N., and Strahan, P. E. (2006). Finance as a barrier to entry: Bank competition and industry structure in local US markets. *The Journal of Finance*, 61(1), 437-461.
- Chodorow-Reich, G. (2014). The employment effects of credit market disruptions: Firm-level evidence from the 2008–9 financial crisis. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(1), 1-59.
- Cingano, F., Manaresi, F., and Sette, E. (2016). Does credit crunch investment down? New evidence on the real effects of the bank-lending channel. *The Review of Financial Studies*, 29(10), 2737-2773.

- Cohen, L., and Frazzini, A. (2008). Economic links and predictable returns. *The Journal of Finance*, 63(4), 1977-2011.
- Cortes, G. S., Silva, T. C., and van Doornik, B. F. N. (2019). Credit shock propagation in firm networks: Evidence from government bank credit expansions. *Banco Central do Brasil*.
- Dai, R., Liang, H., and Ng, L. (2021). Socially responsible corporate customers. *Journal of Financial Economics*, 142(2), 598-626.
- Dhaliwal, D., Judd, J. S., Serfling, M., and Shaikh, S. (2016). Customer concentration risk and the cost of equity capital. *Journal of Accounting and Economics*, 61(1), 23-48.
- Dhaliwal, D. S., Shenoy, J., and Williams, R. (2017). Common auditors and relationship-specific investment in supplier-customer relationships. *Available at SSRN 3003435*.
- Degryse, H., De Jonghe, O., Jakovljević, S., Mulier, K., and Schepens, G. (2019). Identifying credit supply shocks with bank-firm data: Methods and applications. *Journal of Financial Intermediation*, 40, 100813.
- Favara, G., and Giannetti, M. (2017). Forced asset sales and the concentration of outstanding debt: evidence from the mortgage market. *The Journal of Finance*, 72(3), 1081-1118.
- Franklin, J., Rostom, M., and Thwaites, G. (2020). The banks that said no: the impact of credit supply on productivity and wages. *Journal of Financial Services Research*, 57(2), 149-179.
- Frattaroli, M., and Herpfer, C. (2019). Information intermediaries: How commercial bankers facilitate strategic alliances. *Swiss Finance Institute Research Paper*, 18-53.
- Fu, J., and Y. Ogura. 2017. Product Network Connectivity and Information for Loan Pricing. *RIETI Discussion Paper Series 17-E-028*.
- Fukuda, S. I., and Koibuchi, S. (2006). The impacts of “shock therapy” under a banking crisis: Experiences from three large bank failures in Japan. *The Japanese Economic Review*, 57(2), 232-256.
- Fukuda, S. I., Kasuya, M., and Akashi, K. (2009). Impaired bank health and default risk. *Pacific-Basin Finance Journal*, 17(2), 145-162.
- Garmaise, M. J., and Moskowitz, T. J. (2006). Bank mergers and crime: The real and social effects of credit market competition. *The Journal of Finance*, 61(2), 495-538.
- Giannetti, M., and Saidi, F. (2019). Shock propagation and banking structure. *The Review of Financial Studies*, 32(7), 2499-2540.



- Gofman, M., Segal, G., and Wu, Y. (2020). Production networks and stock returns: The role of vertical creative destruction. *The Review of Financial Studies*, 33(12), 5856-5905.
- Gofman, M., and Wu, Y. (2022). Trade credit and profitability in production networks. *Journal of Financial Economics*, 143(1), 593-618.
- Greenstone, M., Mas, A., and Nguyen, H. L. (2020). Do credit market shocks affect the real economy? Quasi-experimental evidence from the great recession and "normal" economic times. *American Economic Journal: Economic Policy*, 12(1), 200-225.
- Gropp, R., Mosk, T., Ongena, S., and Wix, C. (2019). Banks response to higher capital requirements: Evidence from a quasi-natural experiment. *The Review of Financial Studies*, 32(1), 266-299.
- Gualdi, S., and Mandel, A. (2019). Endogenous growth in production networks. *Journal of Evolutionary Economics*, 29(1), 91-117.
- Hasan I, Minnick K and Raman K (2017) Supply chain characteristics and bank lending decisions. *Working Paper*.
- Hazama, M., and Uesugi, I. (2017). Measuring the systemic risk in interfirm transaction networks. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 137, 259-280
- Hertzel, M. G., Li, Z., Officer, M. S., and Rodgers, K. J. (2008). Inter-firm linkages and the wealth effects of financial distress along the supply chain. *Journal of Financial Economics*, 87(2), 374– 387.
- Hori, M. (2005). Does bank liquidation affect client firm performance? Evidence from a bank failure in Japan. *Economics Letters*, 88(3), 415-420.
- Hosono, K., Miyakawa, D., Ono, A., Uchida, H., and Uesugi, I. (2019). Damage to the Transportation Infrastructure and Disruption of Inter-firm Transactional Relationships. *RIETI Discussion Paper Series*
- Houston, J. F., Lin, C., and Zhu, Z. (2016). The financial implications of supply chain changes. *Management Science*, 62(9), 2520–2542
- Huneus, F. (2018). Production network dynamics and the propagation of shocks. *Working Paper*.
- Huremovic, K., Gabriel, J., Enrique, M., Peydró, J. L., and Fernando, V. R. (2020). Production and financial networks in interplay: Crisis evidence from supplier-customer and credit registers. *Working Paper, Bank of Spain*.

- Itzkowitz, J. (2013). Customers and cash: How relationships affect suppliers' cash holdings. *Journal of Corporate Finance*, 19, 159-180.
- Itzkowitz, J. (2015). Buyers as stakeholders: How relationships affect suppliers' financial constraints. *Journal of Corporate Finance*, 31, 54-66.
- Jacobson, T., and Von Schedvin, E. (2015). Trade credit and the propagation of corporate failure: An empirical analysis. *Econometrica*, 83(4), 1315-1371.
- Jayarathne, J., and Strahan, P. E. (1996). The finance-growth nexus: Evidence from bank branch deregulation. *The Quarterly Journal of Economics*, 111(3), 639-670.
- Jiménez, G., Mian, A., Peydró, J. L., and Saurina, J. (2020). The real effects of the bank lending channel. *Journal of Monetary Economics*, 115, 162-179.
- Jiménez, G., Ongena, S., Peydró, J. L., and Saurina, J. (2017). Macroprudential policy, countercyclical bank capital buffers, and credit supply: evidence from the Spanish dynamic provisioning experiments. *Journal of Political Economy*, 125(6), 2126-2177.
- Johnson, W. C., Kang, J. K., Masulis, R. W., and Yi, S. (2018). Seasoned equity offerings and customer–supplier relationships. *Journal of Financial Intermediation*, 33, 98-114.
- Kadapakkam, P. R., and Oliveira, M. (2021). Binding Ties in the Supply Chain and Supplier Capital Structure. *Journal of Banking & Finance*, 106183.
- Kale, J. R., and Shahrur, H. (2007). Corporate capital structure and the characteristics of suppliers and customers. *Journal of Financial Economics*, 83(2), 321-365.
- Khwaja, A. I., and Mian, A. (2008). Tracing the impact of bank liquidity shocks: Evidence from an emerging market. *American Economic Review*, 98(4), 1413-42.
- Kolay, M., Lemmon, M., and Tashjian, E. (2016). Spreading the misery? Sources of bankruptcy spillover in the supply chain. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 51(6), 1955-1990.
- Lang, L. H., and Stulz, R. (1992). Contagion and competitive intra-industry effects of bankruptcy announcements: An empirical analysis. *Journal of Financial Economics*, 32(1), 45-60.
- Larcker, D. F., So, E. C., and Wang, C. C. (2013). Boardroom centrality and firm performance. *Journal of Accounting and Economics*, 55(2-3), 225-250.
- Maksimovic, V., and Titman, S. (1991). Financial policy and reputation for product quality. *The Review of Financial Studies*, 4(1), 175-200.

- Manski, C. F. (1993). Identification of endogenous social effects: The reflection problem. *The Review of Economic Studies*, 60(3), 531-542.
- McGuinness, G., Hogan, T., and Powell, R. (2018). European trade credit use and SME survival. *Journal of Corporate Finance*, 49, 81-103.
- Minamihashi, N. (2011). Credit crunch caused by bank failures and self-selection behavior in lending markets. *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(1), 133-161.
- Miyauchi, Y. (2018). Matching and agglomeration: Theory and evidence from Japanese firm-to-firm trade. *Working Paper*.
- Nakajima, K., Saito, Y. U., and Uesugi, I. (2012). Measuring economic localization: Evidence from Japanese firm-level data. *Journal of the Japanese and International Economies*, 26(2), 201-220.
- Ogura, Y., Okui, R., and Saito, Y. U. (2021). Network-Motivated Lending Decisions. *RIETI Discussion Paper Series 15E057*
- Oliveira, M., Kadapakkam, P. R., and Beyhaghi, M. (2017). Effects of customer financial distress on supplier capital structure. *Journal of Corporate Finance*, 42, 131-149.
- Oberfield, E. (2018). A theory of input–output architecture. *Econometrica*, 86(2), 559-589.
- Patatoukas, P. N. (2012). Customer-base concentration: Implications for firm performance and capital markets. *The Accounting Review*, 87(2), 363-392.
- Petersen, M. A. (2009). Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *The Review of Financial Studies*, 22(1), 435-480..
- Petersen, M. A., and Rajan, R. G. (1995). The effect of credit market competition on lending relationships. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(2), 407-443.
- Renneboog, L., and Zhao, Y. (2014). Director networks and takeovers. *Journal of Corporate Finance*, 28, 218-234.
- Saidi, F., and Streitz, D. (2021). Bank concentration and product market competition. *The Review of Financial Studies*, 34(10), 4999-5035.
- Scharfstein, D., and Sunderam, A. (2016). Market power in mortgage lending and the transmission of monetary policy. *Unpublished Working Paper*.
- Stock, J. H., and Yogo, M. (2002). Testing for weak instruments in linear IV regression. *NBER Technical Working Paper No. 284*
- Taschereau-Dumouchel, M. (2020). Cascades and fluctuations in an economy with an

endogenous production network. *Available at SSRN 3115854*.

- Titman, S. (1984). The effect of capital structure on a firm's liquidation decision. *Journal of Financial Economics*, 13(1), 137-151.
- White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 817-838.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press.
- Yamori, N., and Murakami, A. (1999). Does bank relationship have an economic value?: The effect of main bank failure on client firms. *Economics Letters*, 65(1), 115-120.