

# 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\*

今 仁 裕 輔

## 要旨

本稿では1997年の北海道拓殖銀行の経営破綻が、カスタマー企業・サプライヤー企業間の取引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有意に高くなることが確認された。またサプライヤー企業と直接取引をしていない第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にも同様の効果が確認された。

## 1 はじめに

本稿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、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。

企業間の取引ネットワークは企業の財・サービスの生産およ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、企業への資金調達源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を通じてつながってい

\* 本稿の作成にあたり、安田行宏先生（一橋大学）、植杉威一郎先生（一橋大学）、藤谷涼佑先生（東京経済大学）から多くのアドバイスを頂いた。また本稿は2021年日本経営財務研究学会ファイナンスキャンプ、2021年日本金融学会主催若手研究者の金融セミナー、日本金融学会2021年度春季大会で報告された。討論者をお引き受け頂いた奥田真也先生（名古屋市立大学）、小倉義明先生（早稲田大学）、座長をしていただいた福田慎一先生（東京大学）、長田健先生（埼玉大学）には貴重なご助言とご指摘を頂いた。また内田交謹先生（九州大学）、櫻川昌哉先生（慶應義塾大学）、家森信善先生（神戸大学）をはじめ、各学会・セミナーの参加者各位から有益なコメントを頂いた。また、匿名のレフェリー2名から有益なコメントを頂いた。ここに記して御礼申し上げたい。本研究は一橋大学経済学研究科帝国データバンク企業・経済高度実証センター（TDB-CAREE）を通じてデータの提供を受けた。同センターからのご支援に謝意を表す。

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), Huremovic *et al.* (2020), Cortes *et al.* (2019)）。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であ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>1)</sup> 取引ネットワークの変化に関する研究を行う上では、個々の企業がどの企業と取引を行っているかを長年にわたって収録してい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。本稿では一橋大学経済学研究所帝国データバンク企業・経済高度実証研究センター（TDB-CAREE）から提供された企業概要データベース（COSMOS2）に収録されている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よる資金制約に直面することで、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), Jacobson and Schedvin (2015)）。サプライヤー企業とカスタマー企業が共に手元流動性に余裕がない状態で資金制約を受けた場合、最悪のケースとしてサプライヤー企業の倒産へとつな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 Schedvin (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および財・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。

本稿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、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、本稿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。本稿では、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) 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。

1年以内に解消される確率が上昇することがわかった。また本稿では、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していて、かつ同じ産業に属しているカスタマー企業Aおよび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企業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間の取引年数が長くなることを確認した。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では先行研究を概観する。第3節では本稿のリサーチ・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。本稿では、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はじめている。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2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) で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。本稿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

本稿では、銀行ショックが企業間の取引の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が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。

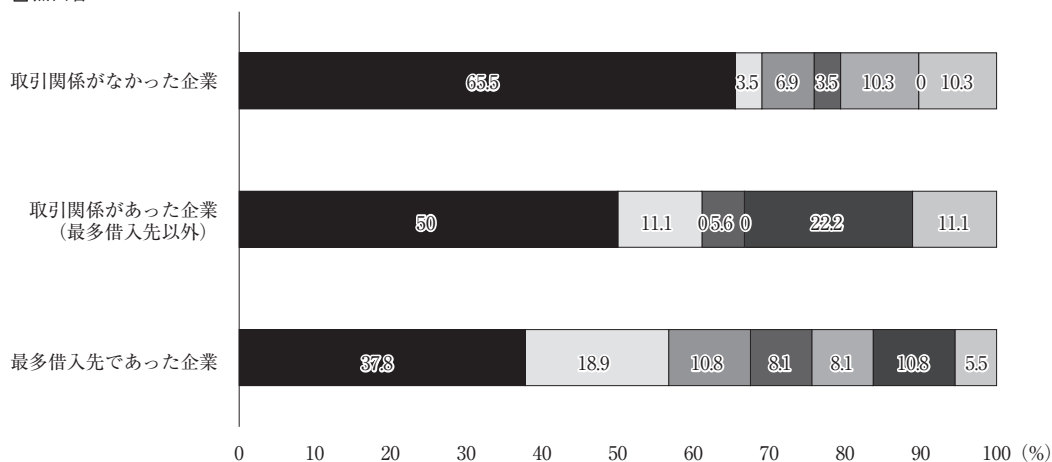
これらの仮定を満たすセッティングとして、本稿では1997年の拓銀の経営破綻に焦点を当てる。拓銀は札幌に本店を置いていた都市銀行であり、1997年3月時点の北海道内の預金残高で27%、貸出金残高で26%のシェアを有する道内最大の金融機関であった（平成12年中小企業白書）。しかしバブル期における不動産融資が多額の不良債権を生んだことで、1997年11月に都市銀行初の経営破綻に陥った。その結果、上場企業においては融資先企業の企業価値に対して（Yamori and Murakami (1999)）、非上場企業の一部においては収益性や資金調達に対して（堀・高橋 (2003), Hori (2005)）負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

図1 北海道拓殖銀行の経営破綻による具体的な影響

## 拓銀破綻による具体的な影響

- 取引先の経営に影響が出た結果、間接的な影響を受けた
- 新規借入先からの早期償還要請
- 新規事業推進のための資金確保
- 無回答
- 新規借入先からの条件厳格化
- 決済用預金の一時凍結に伴う資金確保
- その他



(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図をもとに筆者作成。

るものと考えられる。以上の理由から、本稿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 データおよびサンプル

本稿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データベース COSMOS2に収録されている3つのデータを用いて分析を行う。1つは各企業の取引相手に関するデータ(C2TRD)である。このデータベースでは各企業がどの企業と取引を行っているかを1993年から現在まで収録しており、カスタマー企業・サプライヤー企業のペアレベルでの分析が可能となる。2つ目は企業特性に関するデータ(C2A)である。企業の売上や従業員数、創業年や本社所在地などの基本的な企業特性に関するデータが収録されており、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。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<sup>2)</sup>であるかが収録されており、どの企業が拓銀から融資を受けていたかを特定することができる。

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>3)</sup> 上記のサンプル条件の下、

2) 銀行を列挙する際に、当該企業がメインバンクだと考える銀行を第1に挙げてもらうことになっている。そのため、本稿では「各企業が自社のメインバンクだと考えている銀行」をメインバンクとする。

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>4)</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。

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

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、本稿では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  $i$  とカスタマー企業  $j$  が取引を継続した年数の対数値 ( $TradeYear_{ij}$ ) 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>5)</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>6)</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>7)</sup> またカスタマー企業の産業固定効果<sup>8)</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>9)</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

- 3) 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、これがバイアスの原因となる (Carvalho *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。
- 4) 本社が北海道に所在している企業数は12,198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45,405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31,044組となっている。
- 5) 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、本稿では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。
- 6) 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。
- 7) 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。
- 8) 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。
- 9) 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。なおサプライヤー企業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。

表1 基本統計量

変数名	サンプル数(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	0.38	0.49
<i>Pair_Sales</i>	1,924,268	0	10,026	56,946,648	323,230.05	1,588,167.46
<i>Pair_Partner</i>	1,924,268	0	35	4,408	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	1,024	56,946,664	193,523.71	1,090,261.2
<i>Num_Sup</i>	1,924,268	1	4	3,848	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)	1998年度を1年目とする、それ以降の取引年数
<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
<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

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>10)</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<sub>it</sub>*、*Num\_Sup<sub>it</sub>*、*Age<sub>it</sub>*は

10) *Sales<sub>it</sub>*、*Pair\_Sales<sub>it</sub>*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。

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

(注) 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。

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コントロール変数である *Pair\_Sales<sub>ij</sub>*, *Pair\_Partner<sub>ij</sub>*, *Pair\_Age<sub>ij</sub>* は上下1%でウィンソライズしている。<sup>11)</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。

## 4 分析結果

### 4.1 主分析

表4.1は本稿の主分析の結果を示している。列(1)は被説明変数が *TradeYear<sub>ij</sub>* の場合、列(2)は被説明変数が *End<sub>ij</sub>* の場合の分析結果である。列(1)では関心変数である *CusBankShock<sub>j</sub>* の係数が被説明変数 *TradeYear<sub>ij</sub>* 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<sub>j</sub>* の係数が被説明変数 *End<sub>ij</sub>* 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>12)</sup> 列(1)-(2)の *CusBankShock<sub>j</sub>* の係数を比較すると、列(1)の係数値は-0.036であり、*CusBankShock<sub>j</sub>* 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) 減少することがわかる。列(2)の係数値は0.007であり、*CusBankShock<sub>j</sub>* の係数の値が0から1に変化した場合に取引の打ち切り確率が10% (=  $0.007/End_{ij}$  の平均) 上昇することがわかる。上記の結果は、拓銀の経営破綻が、特に1年以内取引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>13)</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。本稿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

11) 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。

12) 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。

13) 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 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	TradeYear	End	TradeYear	End	TradeYear	End	TradeYear	End
<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)	-0.0003* (0.00002)	0.001* (0.004)	-0.00004 (0.0001)	-0.0002*** (0.0001)	0.00002 (0.00002)	0.0003*** (0.0001)	-0.0003* (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)
<i>Obs</i>	1,924,268	1,924,268	290,197	290,197	1,634,071	1,634,071	2,087,878	2,087,878
<i>Adj.R2</i>	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))。またすべ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。

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形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。

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(サプライヤー企業)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* (*SupBankDummy*) を加えて分析を行っている。列(1)-(2)は、*CusBankDummy* を加えた分析となっている。*CusBankDummy* と *CusBankShock* 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)-

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)	(2)	(3)	(4)
	<i>TradeYear</i>	<i>End</i>	<i>TradeYear</i>	<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)
<i>Obs</i>	1,924,268	1,924,268	1,924,268	1,924,268
<i>Adj.R2</i>	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))。またすべ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)では、*SupBankDummy*を加えた分析となっている。<sup>14)</sup> いずれにおいても *SupBankDummy* と *CusBankShock* の交差項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否かについては、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と考えられる。

#### 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ち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ち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

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

表5 頑健性分析

Sample	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	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)	-0.00003* (0.00002)	-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)
<i>Obs</i>	1,482,824	1,482,824	1,408,672	1,408,672	1,151,124	1,143,484
<i>Adj.R2</i>	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))。またすべ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。

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>15)</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率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ものと考えられる。この問題に対処するために、本稿では拓銀が経営破綻する前年および前々年度である1995年度と1996年度において同様の分析を行う。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

15) 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。

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)はサンプルをそれぞれ1995年、1996年に限定することで、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。

#### 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、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、波及効果が企業の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。本稿では、第2層および第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。推定式は以下のとおりである。

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

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）すべ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

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** (0.00002)	0.0003*** (0.0001)	-0.0003** (0.00002)	-0.0003** (0.00002)
<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)
<i>Obs</i>	1,924,268	1,924,268	1,924,268	1,924,268	1,924,268
<i>Adj.R2</i>	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))。またすべ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。

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の値を取るようになる。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つの変数すべてで0を取るようになる。このとき、係数  $\beta_1$  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すべ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

本稿の主分析では、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さ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とった場合、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。推定式は以下のとおりである。

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

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  $i$  のカスタマー企業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 5% 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  $Tier2Shock_j$ ,  $Tier3Shock_j$ ,  $SameShock_j$  のすべ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商取引の打ち切り

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に困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絞り、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>16)</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。推定式は以下のとおりである。

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

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

16) 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。

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)	(2)
	<i>TradeYear</i>	<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)
<i>Obs</i>	73,367	73,367
<i>Adj.R2</i>	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))。またすべ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。

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。上述のとおり、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絞っている。よって、もし北洋銀行および中央信託銀行への事業譲渡が取引打ち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企業のメインバンクが、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>17)</sup> 一方で、事業譲渡が行われることで、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。

17) 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

本稿では1997年の北海道拓殖銀行の経営破綻が、企業間の取引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を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の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企業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。

本稿の限界は以下のとおりである。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つながる傾向にあるか否かを直接検証できない。第3に本稿は北海道拓殖銀行の経営破綻という、融資していた企業への資金調達面での負の影響および企業間の取引ネットワークを通じた、融資をしていない企業の行動や業績への負の影響が生じ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。

（一橋大学）

投稿受付2021年6月15日、最終稿受理2021年8月31日

### [参考文献]

- 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>).
- 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』第69巻第4号，pp. 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』第169号，pp. 22-50.
- 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』第35巻第4号.
- Abowd, J. M. and F. Kramarz（1999）“The analysis of labor markets using matched employer-employee data,” *Handbook of labor economics*, Chapter3, pp.2629-2710.
- Alfaro, L., M. García-Santana and E. Moral-Benito（2021）“On the direct and indirect real effects of credit supply shocks,” *Journal of Financial Economics*, Vol.139, No.3, pp.895-921.
- Altinoglu, L.（2021）“The origins of aggregate fluctuations in a credit network economy,” *Journal of Monetary Economics*, Vol.117, pp.316-334.
- Amiti, M. and D. E. Weinstein（2018）“How much do idiosyncratic bank shocks affect investment? Evidence from matched bank-firm loan data,” *Journal of Political Economy*, Vol.126, No.2, pp. 525-587.



- Barrot, J.-N. and J. Sauvagnat (2016) "Input specificity and the propagation of idiosyncratic shocks in production networks," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.131, No.3, pp.1543-1592.
- Boehm, C. E., A. Flaaen and N. Pandalai-Nayar (2019) "Input linkages and the transmission of shocks: firm-level evidence from the 2011 Tōhoku earthquake," *Review of Economics and Statistics*, Vol.101, No.1, pp.60-75.
- Boissay, F. and R. Gropp (2013) "Payment defaults and interfirm liquidity provision," *Review of Finance*, Vol. 17, No. 6, pp. 1853-1894.
- Carvalho, V. M., M. Nirei, Y. U. Saito and A. Tahbaz-Salehi (2021) "Supply chain disruptions: Evidence from the great east japan earthquake," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.136, No.2, pp.1255-1321.
- 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*, Vol.129, No.1, pp.1-59.
- Cingano, F., F. Manaresi and E. Sette (2016) "Does credit crunch investment down? New evidence on the real effects of the bank-lending channel," *Review of Financial Studies*, Vol.29, No.10, pp.2737-2773.
- Cortes, G. S., T. C. Silva and B. F. N. van Doornik (2019) "Credit Shock Propagation in Firm Networks: evidence from government bank credit expansions," Working Paper, Banco Central do Brasil.
- Fukuda, S. I. and S. Koibuchi (2006) "The impacts of 'shock therapy' under a banking crisis: Experiences from three large bank failures in Japan," *Japanese Economic Review*, Vol.57, No.2, pp. 232-256.
- Greenstone, M., A. Mas and H. L. Nguyen (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*, Vol.12, No.1, pp.200-225.
- Hazama, M. and I. Uesugi (2017) "Measuring the systemic risk in interfirm transaction Networks," *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol.137, pp.259-281.
- Hori, M. (2005) "Does bank liquidation affect client firm performance? Evidence from a bank failure in Japan," *Economics Letters*, Vol.88, No.3, pp.415-420.
- Hosono, K., D. Miyakawa, A. Ono, H. Uchida and I. Uesugi (2019) "Damage to the Transportation Infrastructure and Disruption of Inter-firm Transactional Relationships," RIETI Discussion Paper Series 19-E-043
- Huremovic, K., J. Gabriel, M. Enrique, J. L. Peydró and V. R. Fernando (2020) "Production and financial networks in interplay: Crisis evidence from supplier-customer and credit registers," Working Paper, Bank of Spain.
- Jacobson, T. and E. Von Schedvin (2015) "Trade credit and the propagation of corporate failure: an empirical analysis," *Econometrica*, Vol.83, No.4, pp.1315-1371.
- Minamihashi, N. (2011) "Credit crunch caused by bank failures and self-selection behavior in lending markets," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.43, No.1, pp.133-161.
- Petersen, M. A. (2009) "Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing Approaches," *Review of Financial Studies*, Vol. 22, No.1, pp.435-480.
- Yamori, N. and A. Murakami (1999) "Does bank relationship have an economic value?: The effect of main bank failure on client firms," *Economics Letters*, Vol. 65, No.1, pp.115-120.

## 《SUMMARY》

THE EFFECT OF THE FAILURE OF A FINANCIAL INSTITUTION  
ON THE CONTINUITY OF BUSINESS TRANSACTIONS*By* YUSUKE IMANI

This paper analyzes the impact of the 1997 bankruptcy of Hokkaido Takushoku Bank on the continuity of business relationships between customer and supplier firms. As a result of the analysis, it was confirmed that the probability of the disruption of the business relationship was significantly higher for pairs whose customer firms' main bank was Hokkaido Takushoku Bank. The same effect was also found for second-tier customer firms and third-tier customer firms that do not directly transact with the supplier firm but use Hokkaido Takushoku Bank as their main bank.

(Hitotsubashi University)