



TDB-CAREE ディスカッション・ペーパー・シリーズ

帝国データバンク企業・経済高度実証研究センター (TDB-CAREE)

一橋大学 経済学研究科

TDB-CAREE ディスカッション・ペーパー・シリーズ、No. J-2021-01
2021年4月

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
(一橋大学、TDB-CAREE研究補助員)

〒186-8601 東京都国立市中 2-1

TEL: 042-580-9129

E-Mail: caree@econ.hit-u.ac.jp

URL: <http://www7.econ.hit-u.ac.jp/tdb-caree/index.html>

TDB-CAREE ディスカッション・ペーパー・シリーズは、研究成果を
学術論文の形で広く公開し、活発な議論を展開することを目的として
います。

このディスカッション・ペーパーにおける見解は著者自身の責任にお
いて表明され、著者が所属する組織や TDB-CAREE の見解を代表する
ものではないことに、ご注意ください。

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

一橋大学大学院経営管理研究科 博士後期課程

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

研究補助員

今仁 裕輔

bd191015@g.hit-u.ac.jp

謝辞

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)、座長をしてくださった福田慎一先生(東京大学)をはじめ、参加者各位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。

要旨

本稿では 1997 年の北海道拓殖銀行の経営破綻が、企業間の商取引の継続性に与える影響を分析している。企業取引に関するデータを用いて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有意に高くなること、取引年数が有意に短くなることが確認された。また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、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、取引関係の継続性に対して取引ネットワークを通じた波及効果が存在することが確認された。

1. イントロダクション

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、取引ネットワークに含まれている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,2020)。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セクターにおいて生じたショック (以下、銀行ショック) が企業間の取引ネットワークを通じて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,2020; 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¹。企業間の取引において財・サービスを購入する企業 (以降、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企業 (以降、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,2020)。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, 2020; Jacobson and Shedvin,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繋がる可能性が高くなること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

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。² 銀行ショックの変数として Amity and Weinstein (2018) の手法で作成した変数を使用している。以下の Huremovic et al.(2020) も同様。

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。企業の取引関係の継続性に関する分析を行うためには、個々の企業がどの企業と取引を行っているかを長年に渡って収録しているデータベースが必要となる。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）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。

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有意に高くなること、また拓銀破綻後の取引継続年数が有意に短くなることが確認された。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。

追加分析として、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3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年以内に解消される確率が有意に上昇すること、また拓銀の経営破綻後の取引年数が有意に短くなることを示した。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検討している。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

を採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有意に長くなることを確認した。

本稿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。Amity 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が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。これは企業が融資契約を結んでいる銀行にショックが生じた場合に、企業が既存の取引を行っている相手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.(2020) 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²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.(2020) 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) 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が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

² 銀行ショックの変数として Amiti and Weinstein (2018) の手法で作成した変数を使用している。以下の Huremovic et al.(2020) も同様。

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打ち切らないし更新しない、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が原因となり、1997年11月に都市銀行初の経営破綻に陥った。

図3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³。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、創業日時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⁴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⁵。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1,711,996ペアが分析対象となった。

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

³ 日本を分析対象とする理由に、他の国と比べて非常に網羅的な中小企業に関する取引ネットワークのデータを利用できる点が挙げられる (Carvalho and Tahbaz-Salehi, 2019)。

⁴ 取引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、本稿におけるメインバンクの定義は「各企業が自社のメインバンクだと考えている銀行」となる。

⁵ 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., 2020)。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。

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 ($TradeYear_{ij}$) 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⁶。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。コントロール変数には、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を用いる ($PastTrade_{ij}$)。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⁷。またカスタマー企業の産業固定効果⁸ ($IndFE$)、カスタマー企業の本社所在地の県固定効果 ($PreFE$) を含める⁹。

⁶ 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。

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。

関心変数*CusBankShock_j*の係数 β_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¹⁰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¹¹。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。

*****表1*****

*****表2*****

*****表3*****

4. 分析結果

4.1 主分析

表4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_{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

¹⁰ *Sales_j*, *Pair_Sales_{ij}*が他のコントロール変数と相関が高いため、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。

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。

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1年以内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。上記の結果はいずれも、拓銀の経営破綻が企業間の取引関係の継続性にネガティブな影響を与えていることを示しており、銀行ショック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。

*****表4*****

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「上場しているカスタマー企業と非上場のサプライヤー企業のペア」からなるサブサンプルと、「非上場のカスタマー企業と上場しているサプライヤー企業のペア」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,2020)、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。

列 (3) - (4) はカスタマー企業が上場企業かつサプライヤー企業が非上場企業となっているペアにサンプルを限定した場合の結果となっている。 $CusBankShock_j$ 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かつカスタマー企業が非上場企業となってい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 $TradeYear_{ij}$ に対しては $CusBankShock_j$ の係数は有意となっ

ていないものの、被説明変数 End_{ij} 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、部分的ではあるが、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を支持するものと考えられる。

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、カスタマー企業とサプライヤー企業の地理的な近接性が交絡要因となる可能性がある。カスタマー企業とサプライヤー企業が地理的に近い場所に本社を構えている場合、カスタマー企業に何らかのショックが生じた場合でも取引関係を解消しない可能性がある。もし拓銀と取引をしているカスタマー企業が地理的に近い企業と取引を行う傾向にあれば、この地理的近接性は交絡要因となるため、可能な限りカスタマー企業とサプライヤー企業の本社距離が統一されたサブサンプルでの分析を行う必要がある。

第3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い場合、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。

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)、列(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カスタマー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同じ県内に本社を置くペアに限ることで、カスタマー企業とサプライヤー企業間の地理的な近接性をコントロールしたサンプルでの分析となっている。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1%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、地理的な近接性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(5)では、被説明変数 $TradeYear_{ij}$ に対して関心変数 $CusBankShock_j$ の係数が5%水準で負に有意となっている。また列(6)では被説明変数 End_{ij} に対して関心変数 $CusBankShock_j$ の係数が1%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。

*****表 5*****

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 (Indirect effect) 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3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。

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

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*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*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 β_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 β_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 β_3 の解釈は、係数 β_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。また $Tier2Shock_j$ の係数、 $Tier3Shock_j$ の係数も同様に1%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 $CusBankShock_j$, $Tier2Shock_j$, $Tier3Shock_j$ 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でも、サプライヤー企業と第1層カスタマー企業の取引関係の継続性に対して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。

*****表6*****

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。

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

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*β₂*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。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、銀行ショックによって取引相手の代替が生じていることが示唆される。

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が解消される確率が有意に高くなること、取引年数が有意に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、日本債権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有意に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。こうした点は本稿における未解決の課題である。

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
- 新規借入先からの条件厳格化
- 新規借入先からの早期償還要請
- 決済用預金の一時凍結に伴う資金確保
- 新規事業推進のための資金確保
- その他
- 無回答

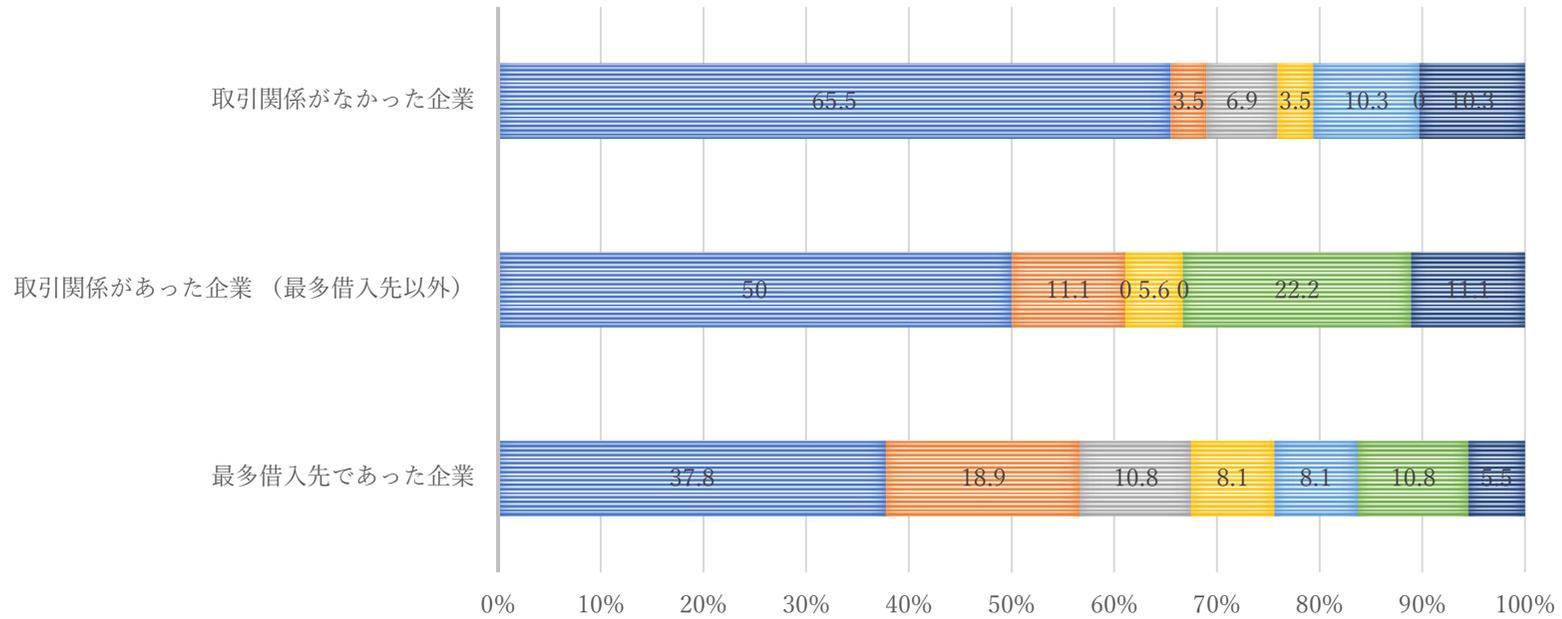


図 1 北海道拓殖銀行の経営破綻による具体的な影響

(出典：平成 12 年中小企業白書)

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
TradeYear	1,711,996	0	8	21	10.03	7.59
End	1,711,996	0	0	1	0.14	0.35
CusBankShock	1,711,996	0	0	1	0.01	0.09
Tier2Shock	1,711,996	0	0	1	0.14	0.35
Tier3Shock	1,711,996	0	0	1	0.34	0.47
SameShock	1,711,996	0	0	1	0.08	0.26
PastTrade	1,711,996	0	4	29	3.09	2.23
Pair_Sales	1,711,996	0	10026	56946648	354167.20	1588167.46
Pair_Partner	1,711,996	0	35	4408	256.83	598.11
Pair_Age	1,711,996	0	18	124	21.16	16.76
Sales	1,711,996	1	1024	56946664	193523.71	1090261.2
Num_Sup	1,711,996	1	4	3848	133.98	451.46
Age	1,711,996	1	30	125	33.47	19.19

表 2 変数定義表

変数名	単位	定義
TradeYear	(年)	1998 年を 1 年目とする、それ以降の取引年数
End	(0/1)	1997 年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
CusBankShock	(0/1)	カスタマー企業のメインバンクが 1996 年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
Tier2Shock	(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
Tier3Shock	(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
SameShock	(0/1)	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 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
PastTrade	(年)	カスタマー企業とサプライヤー企業の 1996 年以前の取引年数
Pair_Sales	(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
Pair_Partner	(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
Pair_Age	(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
Sales	(百万円)	カスタマー企業の売上高
Num_Sup	(社)	カスタマー企業が取引しているサプライヤー企業数
Age	(年)	カスタマー企業の創業年数

表 3 相関係数表

	CusBankShock	Tier2Shock	Tier3Shock	SameShock	PastTrade	Pair_Sales	Pair_Partner	Pair_Age	Sales	Num_Sup	Age
CusBankShock	1										
Tier2Shock	-0.05	1									
Tier3Shock	-0.084	-0.312	1								
SameShock	0.312	-0.084	0.122	1							
PastTrade	0.008	0.02	0.001	0.033	1						
Pair_Sales	-0.014	0.388	0.231	0.199	0.045	1					
Pair_Partner	-0.014	0.375	0.116	0.259	0.085	0.796	1				
Pair_Age	-0.007	0.202	0.076	0.062	-0.024	0.387	0.356	1			
Sales	0.011	0.336	0.17	-0.094	-0.008	0.338	0.132	0.108	1		
Num_Sup	0.014	0.394	0.168	-0.124	-0.012	0.313	0.142	0.131	0.752	1	
Age	0.012	0.327	0.053	0.077	0.16	0.289	0.204	0.04	0.514	0.498	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. 拓銀の経営破綻が企業間の取引継続性に与える影響

	<i>TradeYear</i>	<i>End</i>	<i>TradeYear</i>	<i>End</i>	<i>TradeYear</i>	<i>End</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
CusBankShock	-0.299*** (0.092)	0.022*** (0.006)	-0.860 (0.525)	0.0004 (0.017)	-0.236 (0.154)	0.019** (0.007)
PastTrade	0.272*** (0.005)	-0.006*** (0.0002)	0.722*** (0.031)	-0.018*** (0.001)	0.321*** (0.015)	-0.008*** (0.001)
Pair_Partner	-0.011*** (0.001)	0.0001*** (0.00003)	-0.020*** (0.001)	0.0003*** (0.00003)	-0.014*** (0.005)	0.0005*** (0.0002)
Pair_Age	0.005*** (0.001)	-0.0001** (0.00003)	0.001 (0.005)	-0.0001 (0.0001)	-0.002 (0.004)	0.0002 (0.0001)
Num_Sup	0.304*** (0.023)	-0.007*** (0.001)	0.727*** (0.281)	-0.028** (0.014)	0.761*** (0.061)	-0.015*** (0.002)
Age	0.335*** (0.024)	-0.009*** (0.001)	0.240*** (0.020)	-0.007*** (0.001)	0.495** (0.248)	0.001 (0.006)
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
Supplier FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Customer Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Customer Prefecture FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	1,711,996	1,711,996	274,498	274,498	192,371	192,371
Adj.R2	0.344	0.276	0.409	0.460	0.291	0.056

(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)。

表 5. 頑健性分析

	<i>TradeYear</i>	<i>End</i>	<i>TradeYear</i>	<i>End</i>	<i>TradeYear</i>	<i>End</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
CusBankShock	-0.167*	0.008**	-0.454***	0.023***	-0.419**	0.036***
	(0.091)	(0.003)	(0.122)	(0.007)	(0.191)	(0.013)
PastTrade	0.294***	-0.007***	0.241***	-0.006***	0.243***	-0.006***
	(0.006)	(0.0002)	(0.007)	(0.0003)	(0.006)	(0.0002)
Pair_Partner	-0.012***	0.0002***	-0.009***	0.0001***	-0.012***	0.0001***
	(0.001)	(0.00003)	(0.001)	(0.00004)	(0.002)	(0.00003)
Pair_Age	0.006***	-0.0001**	0.003***	-0.0001	0.003***	-0.0001
	(0.001)	(0.00003)	(0.001)	(0.00004)	(0.001)	(0.00003)
Num_Sup	0.301***	-0.006***	0.291***	-0.006***	0.293***	-0.007***
	(0.023)	(0.001)	(0.022)	(0.001)	(0.022)	(0.001)
Age	0.302***	-0.004***	0.290***	-0.008***	0.292***	-0.008***
	(0.026)	(0.001)	(0.024)	(0.001)	(0.023)	(0.001)
Sample	非清算企業	非清算企業	同都道府県	同都道府県	取引行制限	取引行制限
Supplier FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Customer Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Customer Prefecture FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	1,482,824	1,482,824	924,182	924,182	1,408,672	1,408,672

Age	0.346*** (0.026)	-0.010*** (0.001)	0.332*** (0.022)	-0.008*** (0.001)
Supplier FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Customer Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Customer Prefecture FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	1,711,996	1,711,996	1,711,996	1,711,996
Adj.R2	0.347	0.280	0.345	0.276

(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).

参考文献

中小企業白書平成 12 年版,2000,中小企業庁

Abowd, J. M., & Kramarz, F. (1999). The analysis of labor markets using matched employer-employee data. *Handbook of labor economics*, 3, 2629-2710.

Alfaro, L., García-Santana, M., & Moral-Benito, E. (2020). On the direct and indirect real effects of credit supply shocks. *Journal of Financial Economics*.

Altinoglu, L. (2020). The origins of aggregate fluctuations in a credit network economy. *Journal of Monetary Economics*.

Amiti, M., & 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.

Barrot, J.-N., & Sauvagnat, J. (2016). Input specificity and the propagation of idiosyncratic shocks in production networks. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(3), 1543–1592.

Boehm, C. E., Flaaen, A., & 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.

Boissay, F., & Gropp, R. (2013). Payment defaults and interfirm liquidity provision. *Review of Finance*, 17(6), 1853-1894.

Carvalho, V. M., Nirei, M., Saito, Y., & Tahbaz-Salehi, A. (2020). Supply chain disruptions: Evidence from the great east japan earthquake, accepted at *Quarterly Journal of Economics*

Carvalho, V. M., & Tahbaz-Salehi, A. (2019). Production networks: A primer. *Annual Review of Economics*, 11, 635-663.

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., & 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.

Cortes, G. S., Silva, T., & Van Doornik, B. F. (2019). *Credit Shock Propagation in Firm Networks: evidence from government bank credit expansions* (No. 507).

Costello, A. M. (2020). Credit market disruptions and liquidity spillover effects in the supply

chain. *Journal of Political Economy*, 128(9), 3434-3468.

Greenstone, M., Mas, A., & Nguyen, H. L. (2020). Do Credit Market Shocks Affect the Real Economy? Quasi-experimental Evidence from the Great Recession and "Normal"

Hazama, M., & Uesugi, I. (2017). Measuring the systemic risk in interfirm transaction networks. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 137, 259-281.

Hosono, K., Miyakawa, D., Ono, A., Uchida, H., & Uesugi, I. (2019). *Damage to the Transportation Infrastructure and Disruption of Inter-firm Transactional Relationships*. Research Institute of Economy, Trade and Industry (RIETI).

Huremovic, K., Gabriel, J., Enrique, M., Peydró, J. L., & Fernando, V. R. (2020). *Production and financial networks in interplay: Crisis evidence from supplier-customer and credit registers*. Working Paper, Bank of Spain.

Jacobson, T., & Von Schedvin, E. (2015). Trade credit and the propagation of corporate failure: an empirical analysis. *Econometrica*, 83(4), 1315-1371.

Khwaja, A. I., & Mian, A. (2008). Tracing the impact of bank liquidity shocks: Evidence from an emerging market. *American Economic Review*, 98(4), 1413-42.

Luo, S. (2020). Propagation of financial shocks in an input-output economy with trade and financial linkages of firms. *Review of Economic Dynamics*, 36, 246-269.

Petersen, M. A. (2009). Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *The Review of Financial Studies*, 22(1), 435-480.