



RIETI Discussion Paper Series 11-J-071

# 日本の上場企業における銀行依存度と設備投資の資金制約： 日本の社債市場麻痺に注目した実証分析

内野 泰助  
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所  
<http://www.rieti.go.jp/jp/>

# 日本の上場企業における銀行依存度と設備投資の資金制約：日本の社債市場麻痺に注目した実証分析<sup>1</sup>

内野 泰助<sup>2</sup>  
(経済産業研究所)

## 概要

本稿は、2008年のリーマン・ショック時に日本の社債市場が一時的に麻痺したことを自然実験として利用し、企業の銀行依存度と設備投資の資金制約の間の因果関係を明らかにすることを目的としている。日本においては、社債市場が機能不全に陥る一方、銀行部門は健全性を維持したため、社債市場への依存度を高めた「銀行離れ」をした企業が最も強くショックを受けた。本稿の分析では、同時期に大量の社債償還を迎えた企業の設備投資支出と銀行借入条件の変化を、銀行依存度の高い企業のものと比較することで、「銀行離れ」した企業が資金制約に陥ったかを検証する。本稿の実証結果により、(1)大量の社債満期を迎えた企業は、設備投資支出を削減していなかったこと、(2)一方、それらの企業では高い銀行借入残高の伸びが確認されたこと、(3)社債満期を迎えた企業のうち、メインバンクと資本関係にある企業では金利の上昇を伴わずにより高い銀行借入の伸びが確認されたものの、設備投資支出については有意な差が検出できなかったこと、がわかった。これらの実証結果は、日本の上場企業にとって銀行依存度を低下することの費用は存在するものの、設備投資支出に影響を与えるほど深刻なものではないことを示唆している。

**Key words:** リーマン・ショック、設備投資、銀行・企業間関係。

**JEL Classifications:** E22, E32, G21, G31

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、(独)経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

<sup>1</sup> 本稿の作成にあたり、塩路悦朗先生（一橋大学）と北村行伸先生（一橋大学）よりご指導を頂いた。記して感謝申し上げたい。また細野薫先生（学習院大学）、竹田陽介先生（上智大学）、宮川大介氏（日本政策投資銀行）、平形尚久氏（日本銀行）、長田充弘氏（日本銀行）からは、細部に渡ってアドバイスを頂いた。記して感謝申し上げたい。もちろん本稿に残された誤りは筆者自身に帰すものである。

<sup>2</sup> 独立行政法人経済産業研究所 Email: uchino-taisuke@rieti.go.jp

# 1 はじめに

近年の国際的な金融危機は、各国の経済に深刻な影響を与えた。金融危機の原因と政策対応に関する研究が重要な課題であることは言うまでもない。しかし金融危機は、(通常は識別が困難である)金融ショックと実体経済との因果関係を検証する重要な機会を提供している。本稿の研究はリーマン・ショック以降の金融危機を自然実験として利用し、日本の上場企業における銀行依存度と設備投資の資金制約との関係を検証する。リーマン・ショック以降、日本においては社債・CP市場(以後、資本市場と呼ぶ)が一時的に機能不全に陥ったが、銀行部門は比較的健全性を維持した経緯がある。本稿ではこの日本に特有な状況に注目することで、銀行依存度の低い企業からの借入需要に対して銀行がどのように対応するかを明らかにする<sup>3</sup>。

1980年代以前、日本企業は資金調達において銀行貸出に大きく依存しており、銀行中心の金融システム(メインバンク制)によって、企業と銀行の間の非対称情報問題が緩和されたと考えられてきた。しかしながら、緊密な銀行・企業間関係は、情報独占を通じて **hold-up** 問題が生じさせるという弊害があり、企業には銀行依存度を低下させる動機がある(Sharpe, 1990; Rajan, 1992; Houston and James, 1996; Weinstein and Yafeh, 1998; Pinkowitz and Williamson, 2000)。確かに1980年代以降の金融自由化に伴って日本企業の資金調達行動は大きく変化し、社債発行が急増したことが報告されている(Shirasu and Xu, 2007)。

資金調達において銀行依存度を低下させること、すなわち「銀行離れ」は、**hold-up** 問題の緩和という点では効果が期待される。一方でそれが企業に費用を生じさせることも指摘されている。Hoshi, Kashyap and Scharfstein (1990, HKS と略す)は、1980年代以降に銀行依存度を低下させた企業において、資金制約の程度が(緊密な関係を維持した企業と比較して)きつくなったことを報告している。これによって HKS は、「銀行離れ」により企業と銀行の間の情報の非対称性が深刻になると指摘している。

「銀行離れ」に伴い、企業がどの程度の費用を被るのかについて知ることは政策的にも重要な含意をもつ。間接金融の役割を分析した Holmstrom and Tirole (1998)の議論に従えば、「銀行離れ」すなわち直接金融化の主たる費用は、(債権者が分権化することで)流動性ショックに対し企業が追加融資や返済猶予を受けることで対処することが困難になる点にあるといえる。こうした側面が実際に

---

<sup>3</sup> 本稿を通して「銀行依存度」は企業の有利子負債に占める銀行借入の割合によって定義する。従って銀行依存度が低い企業とは、資金調達において社債への依存度が高い企業である。この定義は Hoshi, Kashyap and Scharfstein (1990), Pinkowitz and Williamson (2000)そして Houston and James (2000)において用いられている。

# 1 はじめに

近年の国際的な金融危機は、各国の経済に深刻な影響を与えた。金融危機の原因と政策対応に関する研究が重要な課題であることは言うまでもない。しかし金融危機は、(通常は識別が困難である)金融ショックと実体経済との因果関係を検証する重要な機会を提供している。本稿の研究はリーマン・ショック以降の金融危機を自然実験として利用し、日本の上場企業における銀行依存度と設備投資の資金制約との関係を検証する。リーマン・ショック以降、日本においては社債・CP市場(以後、資本市場と呼ぶ)が一時的に機能不全に陥ったが、銀行部門は比較的健全性を維持した経緯がある。本稿ではこの日本に特有な状況に注目することで、銀行依存度の低い企業からの借入需要に対して銀行がどのように対応するかを明らかにする<sup>3</sup>。

1980年代以前、日本企業は資金調達において銀行貸出に大きく依存しており、銀行中心の金融システム(メインバンク制)によって、企業と銀行の間の非対称情報問題が緩和されたと考えられてきた。しかしながら、緊密な銀行・企業間関係は、情報独占を通じて hold-up 問題が生じさせるという弊害があり、企業には銀行依存度を低下させる動機がある(Sharpe, 1990; Rajan, 1992; Houston and James, 1996; Weinstein and Yafeh, 1998; Pinkowitz and Williamson, 2000)。確かに1980年代以降の金融自由化に伴って日本企業の資金調達行動は大きく変化し、社債発行が急増したことが報告されている(Shirasu and Xu, 2007)。

資金調達において銀行依存度を低下させること、すなわち「銀行離れ」は、hold-up 問題の緩和という点では効果が期待される。一方でそれが企業に費用を生じさせることも指摘されている。Hoshi, Kashyap and Scharfstein (1990, HKS と略す)は、1980年代以降に銀行依存度を低下させた企業において、資金制約の程度が(緊密な関係を維持した企業と比較して)きつくなったことを報告している。これによって HKS は、「銀行離れ」により企業と銀行の間の情報の非対称性が深刻になると指摘している。

「銀行離れ」に伴い、企業がどの程度の費用を被るのかについて知ることは政策的にも重要な含意をもつ。間接金融の役割を分析した Holmstrom and Tirole (1998)の議論に従えば、「銀行離れ」すなわち直接金融化の主たる費用は、(債権者が分権化することで)流動性ショックに対し企業が追加融資や返済猶予を受けることで対処することが困難になる点にあるといえる。こうした側面が実際に

---

<sup>3</sup> 本稿を通して「銀行依存度」は企業の有利子負債に占める銀行借入の割合によって定義する。従って銀行依存度が低い企業とは、資金調達において社債への依存度が高い企業である。この定義は Hoshi, Kashyap and Scharfstein (1990), Pinkowitz and Williamson (2000)そして Houston and James (2000)において用いられている。

存在するならば、マクロで見た場合に投資機会の逸失につながりかねない。実際日本においても、メインバンク制の一つの利点は、(流動性ショックに直面した際に)企業がメインバンクによる救済を受けられる点にあったといわれている (Osano and Tsutsui, 1985; Sheard, 1989)。

こうした重要性にも関わらず、企業の資金制約の程度を設備投資関数におけるキャッシュ・フローの係数で計測する HKS の実証手法は、Kaplan and Zingales (1997)や Hovakimian and Titman (2006)など、多くの研究によって批判に晒されてきた<sup>4</sup>。実証面からは、企業の設備投資と資金調達の意味決定の同時性により、因果関係の識別が困難であることが指摘されている。特に、キャッシュ・フローがトービンの平均 Q で制御できない投資機会の存在を反映する場合、キャッシュ・フローの係数は必ずしも資金制約の程度を計測できていないことになる。実証分析で定義されるキャッシュ・フローには企業の利益が含まれているため、キャッシュ・フローが多い企業は、同時に良質の投資プロジェクトを持っている可能性が高い。トービンの平均 Q は企業の株式市場における評価に基づいて計算されるので、企業と投資家間の情報の非対称性が高いと先験的に考えられる企業においては、投資機会の存在が株価に反映されず、従って資金制約とは無関係にキャッシュ・フローの係数が大きくなる恐れがある。

こうした批判を回避するために、企業のキャッシュ・フローが投資機会と独立に変化する自然実験を用いた実証研究が蓄積されてきた。例えば、Blanchard, Lopes-de-Silanes, and Shleifer (1994)は、訴訟による和解金受け取り等で多額の現金を得た米国企業の行動を追跡している。また Lamont (1997)は、1986年の逆オイルショック時の、石油会社の非石油製品製造部門と非石油会社の設備投資支出を比較している。これらの研究は、いずれもキャッシュ・フロー・ショックに設備投資支出が反応することを示し、資本市場の完全性を棄却する実証結果を得ている。しかし、これらの研究には重大な問題点が存在する。それはいずれの研究も十分なサンプル・サイズを確保できていないということである<sup>5</sup>。

---

<sup>4</sup> HSK (1990,1991)では、Fazzari, Hubbard and Petersen (1988)によって提案された方法を適用している。彼らは先見的に企業と債権者の間の非対称情報の程度が深刻と考えられる企業とそうでない企業について、トービンの平均の Q とキャッシュ・フローを説明変数に含む設備投資関数を推定し、そのキャッシュ・フローの係数に差が生じるかを検証している。彼らの分析の背後には、非対称情報が深刻になるに従って高いレモン・プレミアムを課されるのであれば、設備投資支出は手許にある現金保有量に制約されるはずである、という論理がある。もし緊密な銀行・企業間関係を持つ企業において、銀行と企業間の非対称情報を緩和されているのであれば(従ってレモン・プレミアムが小さくなるのであれば)、企業の設備投資支出はキャッシュ・フローにより反応しなくなると考えられる。HSK (1990)は、いわゆる系列企業のうち、1980年代以降に銀行依存度を低下させた企業の設備投資支出が、キャッシュ・フローに強く反応することを報告している。

<sup>5</sup> Blanchard, Lopes-de-Silanes, and Shleifer (1994)と Lamont (1997)は、それぞれ 11 と 39 の観察

近年の実証研究では、より大規模の外生的金融ショックが企業に与える影響について注目がなされている。Chava and Purnanandam (2010)は、1998年のロシア金融危機を米国の銀行部門に対するショックとして利用し、同時期に銀行依存度が高かった企業の設備投資支出が、社債市場へのアクセスがあった企業と比較して大きく減少したことを示している。また Almeida et al. (2009)は、近年の国際的金融危機において、資金制約に直面した企業をより明確に特定しようとしている。彼らは企業の負債の満期構成に注目し、金融危機時に大量の長期借入金(長期借入金の20%以上)の満期を迎え、借り換えが困難となった企業が、設備投資支出を有意に減少させていたことを明らかにしている。

これら近年の実証研究の方法に倣い、本稿は2008年の金融危機を自然実験として利用し、「銀行離れ」が企業にとって費用を生じさせるのかを明らかにする。日本においては、金融危機時に社債市場が麻痺した一方、銀行部門は比較的健全性を維持したことが報告されている(日本銀行, 2009a, 2009b)。従って「銀行離れ」した企業が最も深刻に金融ショックを受けたと考えられる。本稿の実証研究の識別戦略は、この時期に大量の社債満期を迎えてしまった「不運」な企業の行動に注目する。そうした企業は、社債発行による借り換えが困難となったため、銀行借入に対する需要が外生的に高まったと考えられる。HSK (1990)が論じているように、「銀行離れ」によって、仮に企業と銀行の情報の非対称性が悪化するのであれば、これらの「不運」な企業は、銀行から高いレモン・プレミアムを要求され資金制約に陥ることとなる(設備投資支出が他の条件を一定として減少する)。

本稿の分析では、Difference-in-differences(DID と略す)の方法を利用して、金融危機時に大量の社債満期を迎えた企業(「銀行離れ」した企業のうち「不運」であった企業)を処置群と定義し、それらの設備投資出や借入条件(銀行借入額、銀行借入金利等)を、事前の経済属性が同一と考えられる銀行依存度の高い企業(対照群)のものと比較し、「不運」な企業が資金制約に陥ったかを検証する<sup>6</sup>。

本稿の実証分析の結果を要約すると、(1) 2008年に大量満期を迎えた企業は、銀行依存度の高い企業と比べて設備投資支出を減らしていないこと、(2)一方、それらの銀行借入残高は大幅に増加していたこと、(3)社債による資金調達を行っている企業(「銀行離れ」した企業)の中でも、メインバンクとの資本関係を維

---

数をもとに分析を行っている。

<sup>6</sup> 本稿の分析の識別戦略は、基本的に Almeida et al. (2009)に従っている。しかし米国と異なると、日本ではリーマン・ショック以降の金融危機に伴って銀行部門の健全性が著しく毀損することがなかった。従って、日本のデータを用いることにより、銀行部門の行動を銀行の健全性問題と切り離して分析することができる。加えて、満期を迎える社債の多寡に応じて複数の処置が存在することを許容した推定を行うことで Almeida et al. (2009)の方法を拡張している。これによって、より定量的な分析が可能となっている。

持していなかった企業では借入金利の上昇が生じており銀行借入の増加率も(維持していた企業と比較して)小さかったことがわかった。しかし設備投資支出に有意な差は見られなかった。これらの結果は、「銀行離れ」することにより、銀行と企業の情報の非対称性の問題が深刻とはならないことを示唆している。つまり、「銀行離れ」の費用は大きくないと解釈できる。

本稿の分析は、外生的ショックに直面した企業行動の変化に注目することで、通常は因果推論が難しい、企業の銀行依存度と設備投資の資金制約との関係を明らかにすることができる。それによって、企業金融の文献に対し一定の貢献が可能となる。もちろん本稿の分析は、日本経済に関する分析としても重要な含意をもつ。日本は金融危機の震源地でなかったにも関わらず、主要先進国において最も被害を受けた。本稿の分析は、こうした2008年度後半の急速な日本経済の経済活動の縮小が、資本市場の機能不全と関連しているかについて、明らかにすることができる。

本稿の構成は次の通りである。次節においては、2008年の金融危機時に日本の資本市場にどのような変化が生じたのかを説明した上で、実証戦略を説明する。3節においては、分析に用いるデータを説明し、4節において実証結果を報告する。5節において頑健性の確認と拡張を行い、6節において結論を述べる。

## 2 実証戦略

本研究は、企業による「銀行離れ」(資金調達における銀行依存度の低下)が、銀行と企業の情報の非対称性の問題を低下させるのかを検証する。仮説の検証にあたって、本研究は、2008年の金融危機時に、日本の資本市場(社債・CP市場)に生じた変化に注目した。日本においては、同時期に資本市場が一時的に麻痺した一方、銀行部門が健全性を維持していたため、銀行依存度が低い企業が最もショックを受けたと考えられる。このイベントを用いた識別戦略について、以下で詳説する。

日本銀行(2009a, 2009b)は、資本市場(社債・CP発行市場)が2008年度後半(2008年第4四半期—2009年第1四半期)に機能不全に陥ったことを報告している。図1においては、同時期の月次社債発行高と対前年同期との発行高の差を報告しているが、同時期に発行高が大幅に減少したことがわかる。日本銀行(2009a, 2009b)によれば、同時期に財務格付けがシングルA格以下の企業は全く起債できなかった。また、政府保証債の発行体や地方公共団体であっても、予定されていた起債を延期する傾向があったことを報告している。同レポートでは、こうした市場の麻痺が、投資家のリスク・アペタイトの低下によるものと報告しており、日本の社債市場に関する近年の実証研究も、この仮説を支持するものとなって

いる(大山・本郷, 2010).

米国など諸外国もリーマン・ブラザーズの経営破綻以降, 同様の資本市場の機能不全に直面したが, 日本においては, 他の先進諸国と異なり銀行部門の健全性は維持された. 従って日本においては, 「銀行離れ」した企業と定義される資金調達において社債依存度が高い企業が, 金融面で最も強くショックを受けたことになる. 日本銀行(2009a, 2009b)では, 日本の銀行が難を逃れた原因は, 証券化商品へのエクスポージャーが限定的であった点にあると指摘している. その意味においては, 日本の銀行の投資銀行業務の拡大が遅れていた点が, 商業銀行としての機能を結果的に守ることとなった.

仮説の検証にあたって, 本稿の分析は, 企業の負債の満期構成に注目する. 2008 年度中に大量の社債満期を迎えた企業は, 新規社債発行によって借り換えを行うことが難しくなったため, 銀行借入に対する需要が外生的に高まったと考えられる. 仮に, こうした「銀行離れ」をした企業において非対称情報が深刻となるのであれば, 銀行借入の需要の高まりに対して銀行は高いレモン・プレミアムを課すこととなる. 結果として十分な貸出の増加は実現せず, 企業は資金制約に陥ることとなる(他の条件を一定として設備投資支出が減少する). 加えて, 満期を迎える社債の額が多ければ多いほど, 返済を行うためにより多くの銀行借入が必要となる. 従って情報の非対称性の問題が深刻となるのであれば, 大量の社債満期を迎える企業ほど設備投資支出が減少し, また借入金利も上昇する. 逆に情報の非対称性の問題が深刻ではないのであれば, 設備投資は減少せず, 社債の償還によって失われたキャッシュ・フローを埋め合わせるように銀行借入の増加が実現すると考えられる(よって満期を迎える社債が多い企業ほど銀行借入の増加幅は大きくなる). 本稿では, 満期を迎える社債の多寡に応じて企業を分類し, 設備投資支出と銀行借入残高の変化の差を比較することで上記の点を明らかにする.

本稿では, 2008 年の金融危機が個々の日本企業に対して外生的であったと仮定し, 社債の満期を迎えた企業と社債を発行していない企業とを比較することで分析を行う. 個々の日本企業の設備投資行動や資金調達行動が危機の原因となったとは到底考えられ得ないため, 本稿の分析では内生性は問題とならない<sup>7</sup>. しかしながら, 社債満期を迎える企業は, 過去に社債を発行した企業に限定される点に留意しなければならない. これは, 企業規模, 投資機会, レバレッジ, 産業といった企業属性が, 社債満期を迎える企業と社債を発行していない企業

---

<sup>7</sup> Peek and Rosengren (1997)が強調しているように, 通常の誘導型モデルによる実証分析では, 需要ショックと供給ショックとを識別することが困難である. 彼らは日本の1990年代の金融危機を米国にある日系銀行に対する負の供給ショックと捉え, それが米国において実物的な影響を与えたことを指摘している. 彼らの実証結果は, 金融ショックの国際的は急に関する証拠としても知られている.

との間で大きく異なる可能性があることを意味している。

この点を考慮するために、本研究では傾向スコアマッチング法を応用して計測を行う (Rosenbaum and Rubin, 1983; Heckman, Ichimura and Todd, 1997). この手法は医学の分野においてよく用いられるものである。例えば喫煙が健康に与える影響を計測する場合を考えよう。この時、喫煙するかしないかを「処置」(treatment)と呼び、喫煙者(処置を受けない人)を「処置群」、非喫煙者(処置を受ける人)を「非処置群」と呼ぶ。しかし処置群の健康状態と非処置群の健康状態を比較しただけでは、喫煙が健康に与える影響を計測することができない。例えば生活習慣が不規則な人や日常的にストレスを感じている人において喫煙率が高ければ、処置群に属する人は喫煙以外にストレスを通して健康が害されている可能性があるからである。いま喫煙者一人一人について、同じ個人属性を持つ非喫煙者(「対照群」と呼ばれる)をマッチし健康の差を比較することを考える。喫煙に影響を与える要因を条件付けたもとでは、喫煙するかしないかはランダムに決まり、例えばストレスを通じた健康への影響は両者とも同じである。従って、この場合に得られた健康状態の差は喫煙の影響を示している(因果効果)。しかし喫煙に影響を与える要因が多い場合、全く同じ属性を持つ非喫煙者を見つけるのは難しい。そこで喫煙者かどうかを示した二価関数に喫煙の決定に影響を与える変数をプロビット回帰し、得られた喫煙確率(「傾向スコア」と呼ばれる)が同じ喫煙確率を持つ個人同士を比較する。同じ喫煙確率を持つということは、同様の共変量を持つためと考えられるからである。このとき処置群・非処置群両方ともに観察でき、処置に影響を与える変数を共変量と呼ぶ。

本稿の分析は、この枠組みを社債満期の有無に応用する。すなわち社債の満期を迎える企業を処置群とし、同様に社債満期を迎えない企業を非処置群として傾向スコアマッチングを行う。これによって処置を受けるかどうかをランダム化し、処置群と非処置群の間の企業属性(共変量)が異なるがゆえに設備投資支出や銀行借入条件に差が生じることを防ぐ。更に、満期を迎える社債の量に応じて処置効果が異なるような推定手法を用いる。次節においては、この手法の推定方法について詳細に説明する。

## 2.1 マッチング推定法

満期を迎える社債の割合の多寡を考慮した処置効果を推定するために、本稿の分析では Lechner (2002)によって開発された多項傾向スコアマッチング法 (multiple propensity score matching estimator)を用いる。Lechner (2002)の方法は、処置が二項選択である Rosenbaum and Rubin (1983)の拡張である。

Rosenbaum and Rubin (1983)の傾向スコアマッチング法では、処置が 0 か 1 か

の二項選択しか許容できず、実際の処置が連続的であったり多項選択であったりするとき用いると、厳しい制約を課していることとなる。先の喫煙の例に従えば、1日に吸う煙草の本数によって健康への影響が異なるときに、喫煙者かどうかで処置を設定すると1日1本吸う人と1箱吸う人とが同じ影響を受けると仮定することになるためである。Lechner (2002)の方法は、この問題を克服することを目的として開発されている。この手法を適用するにあたっては、強く無視できる割当条件(strongly ignorable treatment assignment assumption)が有効となるかどうかを検討しなければならない。いま、共変量、処置の状態、そして結果変数が、それぞれ、 $X$ ,  $D = \{1, 2, \dots, M\}$ ,  $\{Y(1), Y(2), \dots, Y(M)\}$ で表現できるとする。ここでも喫煙の例を考えると、共変量は喫煙に影響を与える(ストレスなどの)個人属性であり、処置は例えば1日に吸う煙草の箱数、そして結果変数は煙草の箱数に対応して実現する健康状態と考えられる。このとき強く無視できる割当条件は次のように表現できる。

$$\{Y(1), Y(2), \dots, Y(M)\} \perp D \mid X \quad (1)$$

これは、処置の状態が属性(共変量)を制御した上では、結果変数と独立となることを意味している。喫煙の例を用いれば、これは煙草を1日何箱吸うかはストレスや生活習慣などの個人属性にのみ依存し、健康への影響が生じそうな人が煙草の箱数を控えたり禁煙したりすることがないことを要求している。マッチング法を用いた多くの応用例においては、処置自体が経済主体によって内生的に選択されるため、この条件が満たされるかどうか疑わしい場合がある。禁煙の例のように、経済主体は現在の行動が将来に及ぼす影響を考慮して現在の行動を決定する可能性があるためである。しかしながら、本稿の分析の枠組みにおいては、企業が金融危機時に満期を迎える社債を保有しているか否かは、ショックを受けた段階では先決であり、事前に予期できない限り、処置の状態を変化させることは困難である<sup>8</sup>。従って本稿の分析においては、企業の社債発行に影響を与える要因を制御できるならば、マッチング法の適用が可能である。処置の状態(D)については、2008年に満期を迎える社債の量に応じて、5つのカテゴリーを作成した。仮説が正しい場合、満期を迎える社債の量が多くなるに従って、設備投資支出に関する処置効果は、減少幅が大きくなると考えられる。

Lechner のマッチング法の具体的な推定手順は次の通りである。ここでは、手

<sup>8</sup> 企業は「処置」を受けることを回避することが可能である。例えば、金融危機に伴う資本市場の機能不全を事前に予期していたならば、市場が混乱していない時期に社債を発行する一方で、満期を迎える社債を買入消却することができる。強く無視できる割当条件を統計的に厳密に検証することはできないが、この予測可能性については後の節で再度議論することとする。

順について本稿の分析と関連して説明することとする。第一段階では、2008年度中に満期を迎える社債の多寡に従って、企業を5つのカテゴリーに分類する(B0, B1, B2, B3, B4)。この定義は後に詳説するが、B0は社債を発行せず負債の調達において銀行借入に100%依存している企業であり、B1は社債を発行しているが2008年度中に満期を迎える社債がない企業である。B2, B3, B4は社債を発行し、かつ満期を迎える社債が存在する企業であり、後者ほどその量が多いとする。第二段階では、企業属性(トービンのQ, キャッシュ・フロー, 企業規模, デフォルト・リスク, 現金保有量, 自己資本比率, 銀行・企業間関係, そして産業ダミー)を制御した上で、企業が各カテゴリーに落ちる確率を多項選択プロビットモデルで推定する。つまり、

$$P^k(x) = \Pr(S = k | X = x), \quad k = B0, B1, B2, B3, B4. \quad (2)$$

ここで共変量(X)の選択は、Almeida et al. (2009)に従っている。しかし、デフォルト・リスクの指標に関しては、財務格付けを用いる代わりに、Altmanの修正Zスコアを利用する(Altman, 2002)。その理由は、スタンダード・プアーズ社やムーディーズ社といった格付け機関から格付けを取得している企業が少ないためである。AltmanのZスコアは、デフォルト・リスク計測の古典的な方法ではあるが、財務諸表から容易に計測できるという利点がある<sup>9</sup>。

第三段階では、企業の処置の状態に応じて、(B1, B0), (B2, B0), (B3, B0), そして(B4, B0)からなる4つのサブサンプルをつくる。ここで例えば、(B1, B0)というのは、B1とB0のカテゴリーに該当する企業のみを取り出したサブサンプルという意味である。その上で、第二段階において得た多項選択プロビットモデルの推定確率をもとに、それぞれのサブサンプル内において、企業がB1, B2, B3, そしてB4に落ちる条件付確率を計算する。ここで例えば、(B1, B0)のサブサンプルの場合、企業に生起する状態がB0かB1のどちらかであるという条件のもとで、企業がB1のカテゴリーに落ちる確率を計算する。任意の2つの異なるカテゴリーを{l, m}と置くと、条件付確率は次のように定義できる。

<sup>9</sup> Altmanの修正Zスコアは、 $T_1 = (\text{当座資産} - \text{当座負債}) / \text{総資産}$ ,  $T_2 = \text{内部留保} / \text{総資産}$ ,  $T_3 = (\text{税引き前利益} + \text{支払い利息}) / \text{総資産}$ ,  $T_4 = \text{簿価純資産} / \text{総負債}$ ,  $T_5 = \text{売上} / \text{総資産}$ , としたときに、 $Z = 0.717T_1 + 0.847T_2 + 3.107T_3 + 0.420T_4 + 0.998T_5$  と計算される。大きい値をとるほど、健全性が高いと認められる。

$$\begin{aligned}
P^{lm}(x) &\equiv \Pr(S=l | S=l, \text{ or } S=m, X=x) \\
&= \frac{P^l(x)}{P^l(x) + P^m(x)} .
\end{aligned} \tag{3}$$

本稿の分析では、金融危機時に社債の満期を迎えた企業行動の特徴を、処置群の平均処置効果(average treatment effect on the treated: ATT と略す)を計測することで明らかにする。ATT とは、処置をうけた主体が、もし処置を受けなかったとしたらどのような状況が実現したのかを仮想的に計算し、実際の実現値との差を求めることで処置効果を推定するものである。具体的には、それぞれのサブサンプルにおいて、社債満期を迎える企業(B1, B2, B3, B4)を処置群、社債を発行していない企業を対照群として、条件付傾向スコアをもとに ATT を推定する。Lechner (2002)の方法のもとでは、 $l$  を処置群、 $m$  を対照群とすれば、ATT は次式のように計算できる。

$$\begin{aligned}
\theta_{ATT}^{m,l} &= E_{P^{lm}(X)|S=l} [E[Y(l) | P^{lm}(X), S=l] - E[Y(m) | P^{lm}(X), S=m]] \\
&= E[Y(l) | S=l] - E_{P^{lm}(X)|S=l} [E[Y(m) | P^{lm}(X), S=m]]
\end{aligned} \tag{4}$$

ここで、(4)式の右辺第 2 項は、処置を受けた企業が仮に処置を受けなかった場合にどのような結果変数が実現するのかを示している。本稿の分析に関連付けると、社債の満期を迎えた企業が、仮に社債を全く発行していなかったとしたら設備投資支出や銀行借入条件がどのように変化していたのかを求めていることになる。このもとでは、処置群の企業は、満期を迎える社債の有無以外の点では同質な企業と比較されるため、ATT は社債満期の到来が企業に与えた影響のみを取り出すことができる。ATT の一致推定量は、次式によって得ることができる。

$$\hat{\theta}_{ATT}^{m,l} = \frac{1}{N_l} \sum_{i \in \{S=l\}} \left[ Y_i(l) - \sum_{j \in \{S=m\}} w(i, j) Y_j(m) \right] \tag{2-5}$$

推定においては、各サブサンプルにおいて、B1, B2, B3, B4 に属する企業を処置群とする。その上で、それぞれの処置群に属するサンプルについて、条件付傾向スコアが最も近い B0 に属する企業を対照群としてマッチする。同じ傾向スコアを持つということは、基本的には同じ共変量を持つと考えられるためである。しかし、実際にはそうならない場合も存在する。その点を確認するのが、バランス条件である。

バランス条件のもとでは、同じ条件付傾向スコアを持つ企業については、処置の状態が共変量と独立となることが求められる。いま、 $1(\cdot)$ をインディケーターとすると、次のように表現できる。

$$1(S=l|S=l,or,S=m) \perp X | P^{lm}(x) \quad (6)$$

つまり、条件付傾向スコアを用いてマッチした処置群と対照群の間では、共変量の分布に差がないことを意味しており、処置の状態がランダム化されたことを意味している。強く無視できる割当条件と異なり、この条件は統計的に検定することができることが知られている。この点は後に詳細に検討する。

マッチング手法について、本稿ではカリパー・マッチング法(caliper matching)と最近隣法(nearest matching)を用いる。前者については、対照群に属する各企業に最も近い条件付傾向スコアを持つ企業 1 社を対照サンプルとしている。後者については、同様に対照群に属する各企業と近い条件付傾向スコアを持つ 10 社を対照サンプルとし、その平均との比較を行う。両方の手法において、対照群は復元抽出により選択している。加えて、条件付傾向スコアの差に最大許容誤差を定めており、その範囲内に対照サンプルが見つからない処置サンプルは ATT の推定に用いていない(半径マッチング)。 (5)式のウェイト $w(i, j)$ は、カリパー・マッチング法においては対照サンプルについてのみ 1 をとり他は 0 となる。同様に、最近隣法においては対照サンプルについて 0.1 をとり他は 0 をとるものとなっている<sup>10</sup>。

企業の結果変数に対して、企業特有でかつ観察不可能な要因が与える影響を制御するために、本稿では一階の階差をとった結果変数をもとに ATT を計測する。これは傾向スコア DID マッチング推定量(PSM-DID と略す)と呼ばれるものであり、この手法のもとでは、企業固有の固定効果とマクロショックを制御することができる。

### 3 データ

本稿の実証分析では、日本の上場企業に関する財務諸表情報と企業情報(時価総額、主要株主構成など)の情報を用いる。前者は『日経 NEEDS CD-ROM』(日経 NEEDS と略す)から抽出し、後者は東洋経済新報社による『会社四季報』から抽出している。金融業および農林水産業に属する企業を除く、3 月を決算期とする企業のうち、東京、名古屋、大阪、福岡の各証券取引所とジャスダック、マザ

<sup>10</sup> 傾向スコアマッチング法の推定方法については、Caliendo and Kopenig (2008)が包括的なサーベイを提供している。

ーズ、ヘラクレスに上場の約 1900 社を対象としている。

処置の状態(B0, B1, B2, B3, B4)は、次のように分類する。まず 2007 年度末(2008 年 3 月)における有利子負債(短期銀行借入, 長期銀行借入, CP, 社債)の残高のうち, 2008 年度中(2008 年 4 月から 2009 年 3 月)に満期を迎える社債の比率に基づいて変数 MATURITY を定義する<sup>11</sup>。B0 は, 銀行依存度が 100%の企業であり, CP および社債による資金調達を全く行っていない企業である。B1 は, 社債・CP による調達を行っているものの「幸運」にも 2008 年度中に満期を迎える社債がない企業である。B2 は満期を迎える社債が存在するものの比較的少ない企業(MATURITY が 5%未満の企業)であり, B3 は中程度の企業(MATURITY が 5%以上 10%未満), B4 は大量満期を迎える企業(MATURITY が 10%以上)である。従って後者になればなるほど, 強くショックを受けた企業であると考えられる。

先に述べたように, PSM-DID の推定にあたり企業属性(トービンの Q, キャッシュ・フロー, 企業規模, デフォルト・リスク, 現金保有量, レバレッジ, メインバンク関係, 産業ダミー)を制御する。これらの変数は, 基本的に Almeida et al. (2009)に従って選択している。まずトービンの Q は, 時価総額と総資産を足したのものから, 純資産と繰り延べ税金資産を引いたものを総資産で割ったもので定義している。キャッシュ・フロー(CF)は, 純利益と減価償却費の合計を前期の有形資産で割ったもので定義している。企業規模は総資産の自然対数値であり, デフォルト・リスク(RATING)は Altman (2002)に従って計算した。現金保有量(CASH)は当座資産の総資産に対する比率であり, レバレッジについては純資産を総資産で割った自己資本比率(CAP)を用いる。この値が小さいほどレバレッジが高いことを意味する。メインバンク関係(MAINBANK)については, 10 位までの主要株主一覧に銀行が 1 つ以上含まれる企業について 1 をとるダミー変数を作成した<sup>12</sup>。産業については, 日本産業標準分類の 2 桁コードに従い 15 個の産業ダミーを作成した。加えて企業が上場する証券取引所についても制御する。MARKET1 から MARKET4 の 4 つのダミー変数を作成し, それぞれ東京証券取引所第一部上場企業, 東京証券取引所第二部上場企業, 地方証券取引所単独上場企業(名古屋, 大阪, 福岡), 新興市場上場企業(ジャスダック, マザーズ, ヘラクレス)について 1 をとる変数となっている。各変数の詳細な定義は, 表 1 と表 2 の通りである。なお, Caliendo and Kopenig (2008)に従って, 用いる共変量はすべて 1 期のラグを取っている。すなわち, 条件付き傾向スコアの計算にあたっては, 2007 年 3 月時点の共変量の値を用いている。

<sup>11</sup> 満期を迎える社債の額を特定するにあたっては, 2007 年度末(2008 年 3 月時点)において報告されている, 「1 年未満に満期を迎える社債」の残高を利用している。

<sup>12</sup> 信託銀行による信託口や投資口が株主に記載されている場合においては, その信託銀行が株主であるとは考えないこととした。

結果変数については、設備投資支出(INVEST)の変化だけではなく、銀行借入額の変化と銀行借入金利の変化を見る。銀行借入額(lnLOAN)については、銀行借入金の自然対数値を用いており、更にその構成も見るために長期借入金(lnLONG)と短期借入金(lnSHORT)の変化についても計測する<sup>13</sup>。銀行借入金利(RATE)は、銀行借入に対して支払われた利息を当期と前期の銀行借入額の平均残高で割ったものとして定義した<sup>14</sup>。INVESTについては、有形固定資産の取得と(会計上減価償却の対象となる)修繕に対する支出である資本的支出(CAPEX)の1期前の有形固定資産に対する比率(投資率)として定義している。

### 3.1 記述統計

記述統計は表3において報告している。これをみると、信頼性のある結果を得るために必要なサンプル・サイズが各カテゴリーに存在していることがわかる。つまり、B1-B4までの各カテゴリー(処置群)において、100以上のサンプルが存在し、また非処置群(B0)には全体の6割程度のサンプルが存在している。従って、それぞれの処置群サンプルに対して十分に属性が似ている対照群サンプルを選択することができ、小標本の問題も深刻とならない。ここで、結果変数については、前期との差について報告している。ここからは、2008年度においては設備投資支出(投資率)が前年度より減少する一方、銀行借入が増加する傾向にあったことがわかる。表4-1と表4-2においては、各カテゴリー別に諸変数のサブサンプル平均を計算している。例えば、満期を迎える社債の量が多い企業(B3, B4に属する企業)はトービンのQが平均的に高く、また非処置群(B0)に属する企業は資産規模が比較的小さいことがわかる。更に予想に反して、平均的なRATINGは非対照群企業において高く、それらのデフォルト・リスクが平均的に低いことわかる。結果変数についても、カテゴリーごとに差が見られる。まず銀行借入の伸び率(lnLOAN)に注目すると、B3とB4に属する企業において、それぞれ14%と23%の増加が観察されているが、B0に属する企業においては4%の増加にとどまっている。INVESTとRATEについては、事前の予想に反しカテゴリー間で大きな差は確認されない。

---

<sup>13</sup> lnSHORTとlnLONGの計算にあたり、いくつかの企業において短期銀行借入もしくは長期銀行借入の残高がゼロである企業が存在することがわかった。それらを除去した場合、かなりの数のサンプルが失われることとなる。この問題を考慮するために、銀行借入合計がゼロでない企業に限って短期銀行借入・長期銀行借入のいずれとも1を足した上で自然対数をとった。

<sup>14</sup> 例えば2008年度中の借入金利は、2008年度中に支払った銀行借入に対して支払った金利を2007年度と2008年度の銀行借入の平均で割った値である。この計算方法は、同期間の銀行借入残高が変化した場合の影響を除去することができる。

本稿では、共変量・結果変数ともに 99.5 パーセント点以上の値もしくは 0.5 パーセント点以下の値をとる企業を外れ値とみなして除去している。しかし表 3 で報告しているように、結果変数の多くは外れ値を除去した上でもばらつきが大きいことがわかる。PSM-DID による ATT の推定値は、基本的に平均値の差を取ることで求められるため、外れ値の存在に対して頑健でないという弱点がある。従って本稿においては、外れ値が結果に影響を与えていないかをみるために、代替的な計量手法を適用した推定を行う。この点は後に再度説明する。

## 4 推定結果

表 5-1, 表 5-2, 表 6 においては、本稿の主たる実証結果が示されている。表 5-1 では条件付き傾向スコアの計算に用いる多項選択プロビットモデルの推定結果を、表 5-2 では多項選択プロビットモデルの限界効果を、そして表 6 においては PSM-DID の推定結果を報告している。まず多項選択プロビットモデルの限界効果(表 5-2)に注目すると、資産規模が大きく、また自己資本比率や現金保有量が低くデフォルト・リスクが高い企業ほど社債を発行している傾向があることがわかる。限界効果からは、処置群と非処置群との間で投資機会(トービンの Q) やキャッシュ・フローの有意な差が確認できない。しかしそれらの推定係数については、カテゴリーごとに異なったものが得られている(表 5-1)。従って原理的には、各々の処置群サンプルについて、トービンの Q やキャッシュ・フローの水準が似ている対照群サンプルを選択することができる。

得られた条件付傾向スコアの分布の形状は、図 2 に示されている。ここでは各サブサンプルについて、実現する状態が 2 つに限定されたもとでの、処置(B1, B2, B3, B4)が生じる条件付確率をそれぞれプロットしている。ここで縦軸はカーネル密度であり、横軸は条件付傾向スコアの値である。いずれにおいても、非処置群(B0)に分類される企業では処置を受ける確率が低く、処置群(B1, B2, B3, B4)に分類される企業では高くなる傾向がある。また、いずれの組み合わせにおいても処置群と非処置群の間で分布の値域は重複していることがわかる。従って、異質な企業同士はマッチされていないと判断できる。

PSM-DID の推定結果は、表 6 において示されている。上段はカリパー・マッチング法による推定結果であり、下段は最近隣法による推定結果である。いずれにおいても 1 列目は設備投資支出(INVEST), 2 列目は銀行借入金利(RATE), 3 列目は銀行借入残高(lnLOAN), 4 列目は長期銀行借入残高(lnLONG), 5 列目は短期銀行借入残高(lnSHORT)を結果変数とした計測結果を示している。一段目はここからは、INVEST の処置効果は小さくないことがわかる。カリパー・マッチング法のもとでは B2 と B3 に属する企業の設備投資率が、B0 に属する企業と比

べてそれぞれ平均的に3.1%ポイントと4.1%ポイントずつ低下したことがわかる。一方 B4 に属する企業のそれは、平均的に 3.8%ポイント増加している。しかしながら、それらは全て有意ではなく最近隣法においても結果は同様であった<sup>15</sup>。同様に、RATE の処置効果も処置群と対照群において有意に異なっていない。銀行借入に関する推定結果(lnLOAN, lnLONG, lnSHORT)については、大きな差が観察された。まず lnLOAN の処置効果は、B3 と B4 に属する企業において銀行借入残高がそれぞれ平均して 11%と 18%ずつ増加したことを示唆している。短期銀行借入残高(lnSHORT)と長期銀行借入残高(lnLONG)については、B3 と B4 において異なった傾向がみられた。まず B3 については、短期銀行借入の高い増加(44%)が確認された一方、B4 については長期銀行借入の高い増加(37%)が観察された。

上記の推定結果は、大量の社債満期を迎えた企業が資金制約に陥ったことを示唆する強い証拠がないことを示している。逆に満期を迎える社債が多い企業ほど高い銀行借入の伸びが実現しており、また借入金利の上昇も伴っていないことがわかる。これらの実証結果により、(1)銀行依存度を低下した企業においても、不意の借入需要に対して銀行借入の増加が実現し、レモン・プレミアムは平均的には観察されないこと、(2)銀行借入の増加は社債満期を迎えた企業が(設備投資の)資金制約に陥ることを防いだこと、(3)近年の日本企業については銀行依存度と非対称性情報の程度の間に関連性が認められないこと、が明らかとなった。

以下の節では、本稿の実証結果を補強するために、いくつかの点について追加的に検証する。具体的には、傾向スコアマッチングにより処置の状態がランダム化されたかどうか、推定結果が 2008 年に特有であったかどうか、そして企業が 2008 年の金融危機を予期していなかったかどうか、を検証する。

## 4.1 バランス条件の検定

上記の推定結果の因果推論に関する正確性は、傾向スコアマッチングによって処置の状態がランダム化されたか否かに依存している。換言すると、(6)式で示されるバランス条件が満たされる必要がある。これを統計的に検証するため、本稿では Caliendo and Kopenig (2008)に従って、標準化バイアステスト(SB テスト)と擬似決定係数テストを行う。前者は処置群と対照群の間で共変量の値に平均的な差がないかを確認するものである。このとき、次式で定義される標準化バイアス(standardized bias: SB と略す)の絶対値の平均とメディアンを利用する。

---

<sup>15</sup> 二つのマッチング法のもとでの推定結果に大きな差はないため、今後はカリパー・マッチング法の結果のみを報告する。

$$SB_{k,l,m} = \frac{\bar{x}_{k,l} - \bar{x}_{k,m}}{\sqrt{0.5 * (\text{var}(x_{k,l}) + \text{var}(x_{k,m}))}} \quad (7)$$

ここで  $l$  と  $m$  はそれぞれ処置群と対照群を示している。  $k$  は  $k$  番目の共変量を示しており、バーは平均値を意味する。 Caliendo and Kopenig (2008) は、マッチング後の SB が平均的に 5% を下回ることがバランス条件が満たされるための基準になると述べている。 後者の擬似決定係数検定は Sianesi (2004) によって提案されたものであり、基本的な考え方は前者と同じである。 ここではマッチング後のサンプルを用いて、ダミー変数  $1(S=l | S=l, \text{ or } S=m)$  を共変量  $(X)$  にプロビット回帰し、その係数が全てゼロとなる帰無仮説を尤度比検定する。 もしバランス条件が成立するのであれば、帰無仮説は棄却されず、また擬似決定係数は十分に小さなものになる。 なぜならば、バランス条件のもとでは、共変量は処置の状態を予測する説明力を持たないためである。

これらの検定の結果は、表 7 にまとめられている。 それぞれの検定においてバランス条件が満たされていることがわかる。 つまり、SB の平均値とメディアンは全ての組み合わせのもとで 5% 未満に収まっており、またプロビット回帰の係数が全てゼロになるという帰無仮説は十分に大きな  $p$  値のもとで棄却されない。 加えて擬似決定係数も、マッチング後には全ての組み合わせで 0.02 を下回り十分に小さいことがわかる。 以上の結果は、共変量の選択は適切であり、傾向スコアマッチングによって処置がランダム化されたことを意味している。

## 4.2 平常時における処置効果

本稿の実証結果は、金融危機時に社債満期を迎えた企業の銀行借入が増加したことを示しているが、これは金融危機時に特有な現象でない可能性がある。 具体的に、社債の満期を迎えた企業は平常時においても銀行借入によって社債償還原資を確保している可能性がある。 もしこの点が正しいとすると、本稿の実証結果の解釈は誤ったものとなり得る。 ここでは、2008 年度に関して行ったものと同じの推定を 2005 年度に適用し、上記の点を検証する。 2005 年度には日本の銀行部門は不良債権問題を解決しており、また日本経済は景気拡大期にあり資本市場も安定していた。 社債満期を迎えた企業が通常時にも銀行借入によって返済原資を調達している場合、2005 年度においても B3 や B4 に属する企業において高い銀行借入の伸びが確認されると考えられる。

推定された PSM-DID の結果は、表 8 において報告している。 これを見ると、得られた推定値は全ての結果変数について 5% 水準で有意ではない。 つまり処置

群と対照群の間で設備投資支出 (INVEST) や借入条件 (lnLOAN, lnLONG, lnSHORT) に差がないことを示している。従って本稿の主たる実証結果は、2008年の金融危機時に特有であったと結論付けられる。

### 4.3 企業は2008年の金融危機を予期できたか

2節において議論したように、企業が2008年の金融危機を予期していた場合、社債満期を迎える企業は「処置」を回避することが可能となる。例えば、資本市場が正常であるうちに満期を迎える社債を買入償還する一方、新規社債を発行することで回避できる。こうした状況が実際に生じていた場合、強く無視できる割当条件に抵触する恐れがある。なぜならば、2008年に社債の満期を迎える企業のうち、被害を受けることが予想される企業が処置群から予め脱落するためである。本節においては、『日経 NEEDS』において報告されている個別企業の負債の満期スケジュールに関する情報を利用し上記の点を検証する。『日経 NEEDS』には、各企業について「1年以上2年未満に満期を迎える社債」と「1年以内に満期を迎える社債」という2つの財務諸表の項目が報告されている。仮に金融危機に伴う資本市場の麻痺が2008年3月時点で予期されていた場合、2008年3月時点の「1年以内に満期を迎える社債」の値は2007年3月時点の「1年以上2年未満に満期を迎える社債」の値より小さくなることが期待される(2007年度中に買入償却を行うため)。ここでは、両者の差をCHANGEと定義し、(処置群に該当する企業について)その記述統計を2008年以前のものと比較することで予測可能性を検証する。

結果は表9に示されている。表9の上段では、変数CHANGEの平均値と各分位点を報告している。ここでは平均値は9億円でありメディアンはゼロであることがわかる。更に2008年以前と比べた場合に、分布の形状に大きな差がないこともわかる。表9の下段においては、CHANGEの値がゼロでない企業に限定したサブサンプルについて記述統計を求めている。ここでも平均値は正であり、CHANGEがゼロでない企業数は、2008年度以前と比べて大差ないことがわかる。これらは、満期を迎える社債の量に変化が生じた企業は、主に満期が1年未満の社債を発行した企業であり、かつ処置群からの大規模の脱落はなかったことを示唆している。従って2008年の資本市場の麻痺の予測可能性を示す強い結果は見られない。

## 5 頑健性の確認と分析の拡張

4節の結果は、(金融危機に伴う資本市場の麻痺が生じた際に)社債満期を迎えた

企業においては、設備投資支出の減少は確認されない一方で銀行借入の大幅な伸びが実現したことを示している。しかしながら、頑健性を考えるためにいくつかの点を考慮する必要がある。以下では、まず、対照群を変更した場合にも同様の推定結果が得られるかどうかを検証する。また結果変数の外れ値について頑健なメディアン処置効果モデルの推定により、上記の推定結果が外れ値の影響を受けていないかを検証する。その上で、処置効果の異質性を分析する。具体的には、社債の満期を迎える企業のうち、比較的強いメインバンク関係を有していた企業とそうでない企業の間処置効果に差があるかを検証する。

## 5.1 対照群の変更

PSM-DID の計測では、社債の満期を迎えた企業と社債を全く発行していない企業とを比較してきた。しかし、両者の間に観察できない属性の差がある場合、得られた推定値にバイアスが生じている可能性がある。例えば、社債を発行しない企業は常に慎重な意思決定をしており、いつか資本市場が麻痺することがあるのではないかと考えて社債発行をしていなかったのかもしれない。そのような企業は、慎重さゆえリーマン・ショック後の金融危機の際に必要な以上に設備投資を削減したのかもしれない。こうした処置の状態と結果変数の両方に影響を与える観察不可能な要因が存在する場合、処置効果が大きな誤差を含んだものとなっている可能性がある。

この点を考慮するために、社債を発行している企業に限定し、満期を迎える量の多寡に基づいて処置効果を再度推定する。社債を発行した企業において、非対称情報の程度が深刻となるのであれば、より満期を迎える社債が多い企業(より強くショックを受けた企業)において設備投資支出が減少することとなる。逆に非対称情報の程度が深刻でないならば、強くショックを受けた企業ほど高い銀行借入の伸びが確認できると考えられる。このとき処置群・対照群ともに社債を発行している企業であり、処置の状態は「運」の良し悪しをより捉えたものとなる。

ここでは、それぞれ B3, B4 に属する企業を処置群, B1, B2 に属する企業を非対称群として推定を行っている。条件付傾向スコアの計測に当たっては、B1 と B2 をひとつのカテゴリーとして、処置の状態が 4 つとなる多項選択プロビットモデルを推定し、その結果を利用した。

推定結果は、表 10 に示されている。これをみると、B3, B4 に属する企業においては対照群サンプルと比べて、やはり設備投資支出の有意な減少は確認されず、また銀行借入の有意な増加が実現していることがわかる。従って、B0 の企業から対照群サンプルを選択したことの影響はほとんどないと結論付けられる。

## 5.2 メディアン処置効果モデルと処置効果の異質性

4.1 節において述べたように、一階の階差をとった結果変数は、外れ値を除去したあとにおいても、ばらつきが大きい。マッチング推定は外れ値の存在に対して結果が頑健でないという性質があるため、推定結果がそれらの影響を受けていないか検証する必要がある。この目的のために、本稿ではメディアン処置効果を推定する。メディアン処置効果は外れ値に対して頑健であり、また処置が共変量を制御した上で外生性を満たすならば、通常のメディアン回帰モデルにより計測が可能である(Abadie, Angrist and Imbens, 2002)。しかしこの手法においては、結果変数と処置の状態および共変量の間関係について、関数型を特定しなければならない。本稿では、それらが線形であると仮定し、MATURITY を連続的な処置変数とする用量反応モデル(dose-response model)を用いる(Koenker, 2005)。ここで限界の処置効果( $\gamma$ )は、次の M-推定量の解である。

$$\begin{pmatrix} \hat{\gamma} \\ \hat{\beta} \end{pmatrix} = \arg \min_{\gamma, \beta} \frac{1}{N} \sum_i |Y_i - \gamma \text{MATURITY}_i - X_i \beta| \quad (8)$$

次に処置効果の異質性である。PSM-DID では主体ごとに処置効果が異なることを許容しているが、推定結果としては平均的な処置効果しか明らかにすることができない。しかし実際には、企業属性に応じて処置効果が異なると考えられる。特に、処置群に該当する企業のなかでも一定の銀行・企業関係を維持していた企業については、影響が異なった可能性がある。例えばメインバンク関係に関する先行研究では、銀行と企業の関係の強度はメインバンクとの資本関係によって計測されてきた(Hoshi, Kashyap and Scharfstein, 1991; 堀・齊藤・安藤, 2009)。社債への依存度を上昇させ「銀行離れ」したと定義される企業においても、メインバンクとの資本関係が強い企業については銀行と企業間の非対称情報がある程度緩和されている可能性がある。メディアン処置効果モデルは PSM-DID よりもパラメトリックなため、こうした異質性を同時に考慮することが可能である<sup>16</sup>。具体的には、上記の計測式に MAINBANK と MATURITY の交差項を導入する。

<sup>16</sup> この点は、同時にパラメトリックなモデルの弱点でもある。Drake (1993)はパラメトリックなモデルが定式化の誤りに対して頑健でないことを指摘している。従ってマッチング推定の結果とパラメトリックなモデルの推定結果は、互いに補完するものといえる。

$$\begin{pmatrix} \hat{\phi} \\ \hat{\eta} \\ \hat{\beta} \end{pmatrix} = \arg \min_{\phi, \eta, \beta} \frac{1}{N} \sum_i |Y_i - \phi MATURITY_i - \eta MATURITY_i * MAINBANK_i - X_i \beta| \quad (9)$$

ここで、 $\phi$ はメインバンクが主要株主でない企業(処置群 B)の限界処置効果であり、メインバンクが主要株主である企業(処置群 A)の限界処置効果は $\phi + \eta$ で計測される。なお後者の仮説検定にあたっては、デルタ法を用いて標準誤差を計算する。

推定結果は表 11 に示されている。結果を視覚的に確認するために、推定結果から得た用量反応関数(dose-response function: DRF と略す) を 95%の信頼区間とともに計算した(図 3)。横軸では満期を迎える社債の量(MATURITY)を示し、縦軸では各結果変数の処置効果を示している。ここでは、菱形付きの線において処置群 A の DRF を示し、丸付きの線において処置群 B の DRF を示している。これらの図からは、処置群における設備投資支出の有意な減少は確認できず、また銀行借入も有意に増加している傾向が確認できる。従って 4 節で報告した PSM-DID の推定値は、深刻な外れ値の影響を受けていないと結論付けられる。処置効果の異質性に関しては、処置群 A と処置群 B の間でいくつかの差がみられることがわかる。設備投資支出(INVEST)については、両者の処置効果に有意な差が見られないが、銀行借入(lnLOAN)と長期銀行借入(lnLONG)については、処置群 A において有意に大きな処置効果が得られている。例えば MATURITY が 0.2 の時の処置群 A の企業は、lnLOAN(lnLONG)が 20%(23%)増加するのに対し、処置群 B の企業では 10%(2%)の増加しか観察できない。銀行借入金利(RATE)の処置効果も興味深い。処置群 A の DRF は有意ではないものの、処置群 B では有意な金利上昇が確認できる。MATURITY が 0.2 であるとき、借入金利の上昇は 18bp に達している。加えて処置群 A と処置群 B の処置効果の差がゼロであるという帰無仮説は、5%水準で棄却されている。

これらの結果は、「銀行離れ」した企業のなかでも、(銀行との資本関係を維持する形で)比較的緊密なメインバンク関係を持っていた企業においては、金利の上昇を伴わずに銀行借入の高い伸びが実現したことを示している。社債満期を迎える企業のうち、銀行との強い資本関係を有していなかった企業では、借入金利は有意に高まっており、長期借入を行うことが困難であったことがわかる。これは両者の間で(銀行・企業間の)非対称性情報の程度が異なることを示唆している。しかし設備投資支出について有意な差が得られていないことから、情報の非対称性の程度は、設備投資支出の資金制約を起こすほど深刻なものではなかったと結論付けられる。

## 6 結論

本稿では、企業の資金調達における銀行依存度と資金制約の間の因果関係を明らかにするために、2008年の金融危機を自然実験として利用して実証分析を行った。PSM-DIDの推定結果からは、2008年に社債の大量満期を迎えた企業において設備投資支出は(銀行依存度の高い企業と比較して)減少していなかったことがわかった。一方銀行借入に関しては、それらの企業において大幅な増加が実現しており、借入金利の上昇も伴っていなかった。処置効果の異質性を考慮した場合には、(社債満期を迎える企業のうち)比較的緊密なメインバンク関係を維持していた企業において、借入金利の上昇を伴わずに高い銀行借入(とりわけ長期銀行借入)の増加が実現していたことがわかった。一方、メインバンク関係を維持していなかった企業では銀行借入の増加は有意に小さく、有意な金利上昇も確認された。

これらの実証結果は、2008年の資本市場麻痺に起因する銀行借入に対する(銀行依存度が低い企業からの)外生的な資金需要に対して、銀行が金利を上げることなく対応していたことを示唆している。また、それに伴う設備投資支出の減少も生じていなかったことも明らかになった。しかし、メインバンクとの資本関係を含めて銀行依存度が低い企業については、銀行借入金利の上昇が確認され、銀行借入残高の増加幅も(資本関係が強い企業と比べて)有意に小さいことがわかった。これは銀行が、関係が希薄な企業からの借入需要に対してレモン・プレミアムを要求していることを示すものであり、銀行・企業間関係の緊密さと非対称情報の程度の間に関係があると理解できる。一方、設備投資支出については有意な差が確認できなかった。これは「銀行離れ」に伴う非対称性情報の悪化の程度は設備投資支出に影響をもたらすほど、深刻ではないと解釈することができる。

先行研究である Chava and Purnanandam (2010)では、銀行部門に対する負のショックは銀行依存度が高い企業のパフォーマンスに負の影響を与えることを報告している。しかしながら本稿の分析結果は、資本市場におけるショックは銀行部門によって相殺され実体経済への波及を阻止したことを示している。すなわち、社債市場にアクセスがある企業は、容易に銀行借入を利用することが可能であることを示している。

今後の研究の課題として次の点が考えられる。第一に今回の金融危機から教訓を得るためにも、資本市場の麻痺が生じた理由と、その国際的波及のメカニズムを解明することが喫緊の課題である。第二に、本稿の分析においてはデータの利用可能性によって分析ができなかった点であるが、コミットメント・ラ

インが金融危機の際に果たした役割を分析する必要がある。金融危機の際に不意の資金需要に直面した企業は、コミットメント・ラインを利用したと考えられるが、コミットメント・ラインがどのような銀行・企業間関係のもとで供与されるかについて実証的に明らかにすることは、重要な研究課題といえる。

## 参考文献

日本銀行 (2009a), 「金融市場レポート」, (2009年3月).

日本銀行 (2009b), 「金融システムレポート」 (2009年9月).

大山慎介・本郷保範 (2010), 「日本の社債発行スプレッドの変動要因」, 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, No.10-J-10.

Almeida, H., M. Campello, B. Laranjeira, and S. Weisbenner, (2009), “Corporate Debt Maturity and the Real Effects of the 2007 Credit Crisis,” NBER Working Paper, No.14990.

Altman, E.I. (2002), “Revisiting Credit Scoring Models in a Basel 2 Environment,” Stern School of Business New York University Working Paper.

Blanchard, O. J., F. Lopez-de-Silanes and A. Shleifer, (1994), “What Do Firms Do with Cash Windfalls?,” *Journal of Financial Economics*, 36, pp.337-360.

Caballero, R.J., T. Hoshi and A. K. Kashyap, (2008), “Zombie Lending and Depressed Restructuring in Japan,” *American Economic Review*, 98, pp. 1943-1977.

Caliendo, M., and S. Kopeinig, (2008), “Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching,” *Journal of Economic Surveys*, 22, pp.31-72

Cameron, C. A. and P. K. Trivedi, (2005), *Microeconometrics: Methods and*

*Applications*, Cambridge University Press.

Chava, S., and A. Purnanandam, (2010), “The Effects of Banking Crisis on Bank-Dependent Borrowers,” forthcoming in *Journal of Financial Economics*.

Drake, C. (1993), “Effect of Misspecification of the Propensity Score on Estimators of Treatment Effect,” *Biometrika*, 49, pp.1231-1236.

Fazzari, S. M., R. G. Hubbard and B.C. Petersen, (1988), “Financing Constraints and Corporate Investment,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp.141-195.

Gertler, M., and S. Gilchrist, (1994). “Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms.” *Quarterly Journal of Economics*, 109, pp. 309-340.

Heckman, J., H. Ichimura and P. Todd, (1997), “Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme,” *Review of Economic Studies*, 64, pp. 605-654.

Holmström, B., and J. Tirole, (1998), “Private and Public Supply of Liquidity,” *Journal of Political Economy*, 106, pp.1-40.

Hoshi, T., A. Kashyap, and D. Scharfstein, (1990), “Bank Monitoring and Investment: Evidence from the Changing Structure of Japanese Corporate banking Relationship, in R.G. Hubbard, ed., *Asymmetric Information, Corporate Finance and Investment*, University of Chicago Press.

Hoshi, T., A. Kashyap, and D. Sharfstein, (1991), “Corporate Structure, Liquidity, Investment, Evidence from Japanese Industrial Groups,” *Quarterly Journal of Economics*, 106, pp. 33-60.

Houston, J., and C.M. James, (1996), “Bank Information Monopolies and the Mix of

Private and Public debt choices,” *Journal of Finance*, 51, pp.1863-1889.

Houston, J., and C.M. James, (2001), “Do Relationships Have Limits? Banking Relationships, Financial Constraints, and Investment,” *Journal of Business*, 74, pp.347-374.

Hovakimian, G. and T. Sheridan, (2006), “Corporate Investment with Financial Constraints: Sensitivity of Investment to Funds from Voluntary Asset Sales,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 38, pp.357-374.

Kaplan, S. N., and L. Zingales, (1997), “Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?,” *Quarterly Journal of Economics*, 112, pp.169-215.

Kashyap A.K., and J. C. Stein, (2000), “What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy?,” *American Economic Review*, 90, pp.407-428.

Koenker, R. (2005), *Quantile Regression*, Cambridge University Press.

Lamont, O. A. (1997), “Cash Flow and Investment: Evidence from Internal Capital Markets,” *Journal of Finance*, 52, pp. 83-109.

Lechner, M. (2002), “Program Heterogeneity and Propensity Score Matching: An Application to the Evaluation of Active Labor Market Policies,” *Review of Economics and Statistics*, 84, pp.205-220.

Osano, H. and Y. Tsutsui, (1985), “Implicit Contracts in the Japanese Bank Loan Market,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20, pp.211-229.

Peek, J., and E. Rosengren, (1997), “The International Transmission of Financial Shocks: The Case of Japan,” *American Economic Review*, 87, pp. 495-505.

Pinkowitz, L., and R. Williamson, (2001), "Bank Power and Cash Holdings: Evidence from Japan," *Review of Financial Studies*, 14, pp.1059-1082.

Rajan, R.G. (1992), "Insiders and Outsiders: The Choice between Informed and Arm's-Length Debt," *Journal of Finance*, 47, pp.1367-1400.

Rosenbaum, P., and D. Rubin, (1983), "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects," *Biometrika*, 70, pp.41-55.

Sharpe, S.A. (1990), "Asymmetric Information, Bank Lending, and Implicit Contracts: A Stylized Model of Customer Relationships," *Journal of Finance*, 45, pp. 1069-87.

Sheard, P. (1989), "The Main Bank System and Corporate Monitoring and Control in Japan," *Journal of Economic Behavior and Organization*, 11, pp.399-422

Shirasu, Y. and P. Xu, (2007), "The Choice of Financing with Public Debt Versus Private Debt: New Evidence from Japan after Critical Binding Regulations were Removed," *Japan and the World Economy*, 19, pp.393-424.

Sianesi, B. (2004), "An Evaluation of the Active Labour Market Programmes in Sweden," *Review of Economics and Statistics*, 86, pp.133-155.

Weinstein, D.E. and Y. Yafeh, (1998), "On the Costs of a Bank-Centered Financial System: Evidence from the Changing Main Bank Relations in Japan," *Journal of Finance*, 53, pp. 635-672.

## 図表

表 1 処置群と非処置群のカテゴリーの定義

Categories	Definitions
B0	The firms whose balances of corporate bonds were 0 in FY2008.
B1	The firms that had issued corporate bonds but none of them matured in FY2008.
B2	The firms that had issued a small amount (less than 5% of liabilities with interest) of corporate bonds that matured in FY2008.
B3	The firms that had issued a medium amount (5-10% of liabilities with interest) of corporate bonds that matured in FY2008.
B4	The firms that had issued a large amount (more than 10% of liabilities with interest) of corporate bonds that matured in FY2008.

表 2 共変量と結果変数の定義

Variables	Definitions
MATURITY	<b>Maturing-bond-balances:</b> the ratio of the amount of outstanding balances of corporate bond that matured in FY2008 to the sum of liabilities with interest (short-term bank loans (Nikkei-NEEDS' FB075), long-term bank loans (FB076+FB101), commercial papers (FB075) and corporate bonds (FB078+FB099)) reported at the end of FY2007.
Q(t-1)	<b>Tobin's q:</b> the ratio of market capitalization plus total assets (FB063) minus net assets (FB166) minus differed taxes (FB056) to total assets.
CF(t-1)	<b>Cash-flows:</b> the sum of net income (FC058) and depreciation (FC046) divided by the lag of fixed tangible assets (FB032).
InASSET(t-1)	<b>Firm-sizes:</b> the natural log of total assets.
CAP(t-1)	<b>Leverages:</b> the ratio of net assets to total assets.
CASH(t-1)	<b>Cash-holdings:</b> the ratio of quick assets (FB02) to total assets.
RATING(t-1)	<b>Default-risks:</b> Altman's (2002) revised Z-scores.
MAINBANK(t-1)	<b>Bank-firm-relationships:</b> the dummy variable that takes 1 if there is more than one bank in the list of major shareholders, otherwise 0.
MARKET1-4	<b>Stock-market-dummies:</b> 1:The firms that are listed on Tokyo stock exchange first section; 2:The firms that are listed on Tokyo stock exchange second section; 3:The firms that are listed on regional stock exchanges (Sapporo, Nagoya, Osaka, and Fukuoka stock exchange); 4:The firms that are listed on stock markets for emerging markets (Jasdaq, mothers and Hercules).
INDUSTRY1-15	<b>Industry-dummies:</b> 1: Mining; 2: Construction; 3: Manufacture of food; 4: Manufacture of textile; 5: Manufacture of chemical (including petrochemical); 6: Manufacture of primary metal and metal products; 7: Manufacture of machinery; 8: Manufacture of electrical appliances; 9: Manufacture of transportation equipment; 10: Other manufacturing; 11: Electricity, gas and heat supply; 12: Telecommunication; 13:Transportation; 14: Wholesale and Retail trade; 15: others.
<u>Outcome variables</u>	
INVEST	<b>Investment-rates:</b> the ratio of capital expenditures (CAPEX, FP01143) to the lag of fixed tangible assets (FB032).
RATE	<b>Bank-loan-interest-rates:</b> the ratio of interest paid on bank loans (FC016-FC017-FC018-FC124-FC125) to two-year averaged total bank loan balances (FB075+FB076+FB101).
InLOAN	<b>Bank-loan-balances:</b> the natural log of total bank loan balances
InLONG	<b>Long-term-bank-loan-balances:</b> the natural log of long-term bank loan balances.
InSHORT	<b>Short-term-bank-loan-balances:</b> the natural log of short-term bank loan balances.

注) 括弧内のコードは日経ニーズの項目を示している。

表 3 記述統計

	N. of Obs.	Mean	Std.dev.	min	max
MATURITY	1880	0.0226	0.0647	0.0000	0.8824
B0	1880	0.6043	0.4891	0.0000	1.0000
B1	1880	0.0798	0.2710	0.0000	1.0000
B2	1880	0.1771	0.3819	0.0000	1.0000
B3	1880	0.0729	0.2600	0.0000	1.0000
B4	1880	0.0660	0.2483	0.0000	1.0000
Q(t-1)	1880	1.1795	0.4915	0.4685	8.1068
CF(t-1)	1880	0.1880	1.0115	-9.8500	18.6022
lnASSET(t-1)	1880	10.8398	1.5964	6.4052	15.7568
CAP(t-1)	1880	0.4405	0.1798	0.0211	0.8960
CASH(t-1)	1880	0.3691	0.1604	0.0078	0.8934
RATING(t-1)	1880	2.0441	0.8362	0.1009	6.4509
MAINBANK(t-1)	1880	0.7590	0.4278	0.0000	1.0000
MARKET1	1880	0.5277	0.4994	0.0000	1.0000
MARKET2	1880	0.1351	0.3419	0.0000	1.0000
MARKET3	1880	0.1085	0.3111	0.0000	1.0000
MARKET4	1880	0.2287	0.4201	0.0000	1.0000
Outcome variables					
INVEST	1880	-0.0282	0.3236	-5.6283	2.0107
RATE	1880	0.0003	0.0195	-0.2844	0.3025
lnLOAN	1880	0.0689	0.4860	-2.0867	2.8463
lnLONG	1880	0.0341	1.1540	-6.3986	7.5501
lnSHORT	1880	0.0810	1.4879	-9.4873	10.1581

表 4-1 共変量に関する記述統計(サブサンプル)

	All	Subsample				
		B0=1	B1=1	B2=1	B3=1	B4=1
MATURITY	0.0226	0.0000	0.0000	0.0202	0.0712	0.2094
Q(t-1)	1.1795	1.1696	1.1951	1.1652	1.2369	1.2255
CF(t-1)	0.1880	0.2449	0.0735	0.1222	0.0540	0.1300
ASSET(t-1)	227.93	100.41	360.98	447.94	560.97	276.53
CAP(t-1)	0.4405	0.4814	0.4398	0.3286	0.3566	0.4588
CASH(t-1)	0.3691	0.3993	0.3230	0.3010	0.3242	0.3809
SCORE(t-1)	2.0441	2.2393	1.8268	1.6398	1.6983	1.9864
MAINBANK(t-1)	0.7590	0.7544	0.8000	0.7508	0.7664	0.7661
MARKET1	0.5277	0.4877	0.6867	0.5976	0.5255	0.5161
MARKET2	0.1351	0.1549	0.0733	0.1111	0.1241	0.1048
MARKET3	0.1085	0.1162	0.1000	0.0871	0.1022	0.1129
MARKET4	0.2287	0.2412	0.1400	0.2042	0.2482	0.2661
N. of Obs.	1880	1136	150	333	137	124

注) ASSET の単位は 10 億円である。

表 4-2 結果変数の関する記述統計(サブサンプル)

	All	Subsample				
		B0=1	B1=1	B2=1	B3=1	B4=1
INVEST	-0.0282	-0.0272	-0.0321	-0.0357	-0.0435	0.0046
RATE	0.0003	0.0002	0.0011	0.0003	-0.0007	0.0012
lnLOAN	0.0689	0.0449	0.1250	0.0373	0.1385	0.2283
lnLONG	0.0341	-0.0092	0.1246	-0.0041	0.1027	0.3487
lnSHORT	0.0810	0.0584	0.2561	-0.0808	0.3163	0.2515
N. of Obs.	1880	1136	150	333	137	124

表 5-1 多項選択プロビットモデルの計測結果(パラメータ推定値)

Multinomial probit model												
Dependent variable: 0,1,2,3,4												
	B1			B2			B3			B4		
	coef.	p> z	std.err.									
Q	0.0959		0.1338	-0.0734		0.1377	0.2013		0.1630	0.0874		0.1592
CF	-0.1297		0.1494	0.0203		0.0918	-0.1038		0.0832	-0.0544		0.0628
lnASSET	0.3305 ***		0.0609	0.3147 ***		0.0483	0.4052 ***		0.0578	0.2591 ***		0.0591
CAP	-0.4032		0.4905	-3.6601 ***		0.4297	-2.4441 ***		0.5182	-0.1349		0.5900
CASH	-0.9180 *		0.5578	-1.8435 ***		0.4056	-0.9797 **		0.4779	0.0415		0.6177
RATING	-0.3760 ***		0.1466	-0.2647 **		0.1096	-0.2689 *		0.1414	-0.3684 ***		0.1305
MAINBANK	0.0222		0.1603	-0.2534 **		0.1256	-0.1113		0.1654	0.0616		0.1768
const.	-4.2253 ***		0.7782	-2.1283 ***		0.6142	-4.2584 ***		0.7678	-4.2103 ***		0.8449
Market_dummies	Yes			Yes			Yes			Yes		
Industry_dummies	Yes			Yes			Yes			Yes		
N. of Obs.	1896											
Wald chi2(96)	511.41											
p-value	(0.000)											
Log-likelihood	-1956.04											

注) \*\*,\*\*\*は、それぞれ有意水準 10%, 5%, 1% を示している。標準誤差は BHHH 法により計算した。

表 5-2 多項選択プロビットモデルの計測結果(限界効果)

Multinomial probit model															
Dependent variable: 0,1,2,3,4															
	B0			B1			B2			B3			B4		
	m.e.	p> z	std.err.	m.e.	p> z	std.err.	m.e.	p> z	std.err.	m.e.	p> z	std.err.	m.e.	p> z	std.err.
Q	-0.0152		0.0271	0.0094		0.0154	-0.0215		0.0237	0.0200		0.0166	0.0073		0.0170
CF	0.0159		0.0183	-0.0138		0.0173	0.0100		0.0165	-0.0088		0.0084	-0.0033		0.0065
lnASSET	-0.0982 ***		0.0121	0.0231 ***		0.0067	0.0351 ***		0.0078	0.0280 ***		0.0056	0.0120 **		0.0058
CAP	0.5984 ***		0.0952	0.0723		0.0550	-0.5973 ***		0.0713	-0.1705 ***		0.0495	0.0972		0.0607
CASH	0.3292 ***		0.0960	-0.0533		0.0634	-0.2913 ***		0.0686	-0.0521		0.0469	0.0674		0.0640
RATING	0.0943 ***		0.0251	-0.0299 *		0.0164	-0.0255		0.0184	-0.0132		0.0139	-0.0258 *		0.0134
MAINBANK	0.0323		0.0309	0.0094		0.0169	-0.0475		0.0229	-0.0071		0.0167	0.0128		0.0167
Market_dummies	Yes			Yes			Yes			Yes			Yes		
Industry_dummies	Yes			Yes			Yes			Yes			Yes		
N. of Obs.	1896														
Wald chi2(96)	511.41														
p-value	(0.000)														
Log-likelihood	-1956.04														

注) \*\*\*,\*\*\* は、それぞれ有意水準 10%, 5%, 1% を示している。限界効果は説明変数の平均値において評価している。標準誤差はデルタ法により計算した。

表 6 PSM-DID の計測結果 (2008 年)

		Method: Caliper Matching											
		Treated=B1 Control=B0			Treated=B2 Control=B0			Treated=B3 Control=B0			Treated=B4 Control=B0		
		DID	p> z	std.err.									
INVEST	t+1	-0.009		0.026	-0.031		0.030	-0.041		0.035	0.038		0.027
RATE	t+1	0.001		0.002	0.000		0.002	-0.001		0.002	0.002		0.002
lnLOAN	t+1	0.027		0.047	-0.014		0.038	0.113 **		0.052	0.180 ***		0.060
lnLONG	t+1	0.096		0.105	0.042		0.089	0.152 *		0.092	0.367 **		0.143
lnSHORT	t+1	0.048		0.128	-0.177		0.109	0.436 ***		0.158	0.164		0.150

		Method: 10 Nearest Neighbor Matching											
		Treated=B1 Control=B0			Treated=B2 Control=B0			Treated=B3 Control=B0			Treated=B4 Control=B0		
		DID	p> z	std.err.	DID	p> z	std.err.	DID	p> z	std.err.	DID	p> z	std.err.
INVEST	t+1	-0.016		0.023	-0.035		0.025	-0.036		0.035	0.031		0.028
RATE	t+1	0.000		0.002	0.000		0.002	-0.001		0.002	0.002		0.002
lnLOAN	t+1	0.024		0.046	-0.011		0.036	0.115 **		0.052	0.194 ***		0.062
lnLONG	t+1	0.085		0.102	0.050		0.083	0.122		0.084	0.395 ***		0.148
lnSHORT	t+1	0.023		0.130	-0.150		0.108	0.471 ***		0.161	0.206		0.155

注) \*, \*\*, \*\*\* は、それぞれ有意水準 10%, 5%, 1% を示している。標準誤差は Lechner (2002)の方法によって計算している。カリパー・マッチング法(one-to-one matching)の結果は上段に、最近隣法(nearest matching)の結果は下段において報告している。

表 7 バランス条件の検定

(a) 標準化バイアス (SB) テスト

	Treated=B1 Control=B0		Treated=B2 Control=B0		Treated=B3 Control=B0		Treated=B4 Control=B0	
	mean	median	mean	median	mean	median	mean	median
Unmatched	18.220	12.560	18.974	9.201	15.806	8.613	10.204	8.533
Matched	4.724	2.810	3.983	3.105	4.920	3.917	2.597	2.100

(b) Sianesi の疑似決定係数テスト

	Treated=B1 Control=B0			Treated=B2 Control=B0			Treated=B3 Control=B0			Treated=B4 Control=B0		
	R_squared	LR chi2	p-value									
Unmatched	0.136	127.99	0.000	0.228	360.41	0.000	0.174	151.80	0.000	0.065	53.19	0.001
Matched	0.019	7.14	1.000	0.007	6.34	1.000	0.014	4.92	1.000	0.004	1.23	1.000

注) 上段においては、標準化バイアス(SB)の平均値とメディアンを報告している。下段においては疑似決定係数  $l(S=l, \text{or}, S=m)$  を  $X$  にプロビット回帰した場合に、全ての係数がゼロとなる帰無仮説を尤度比検定している。

表 8 PSM-DID の推定結果 (2005 年)

Method: Caliper Matching												
	Treated=B1 Control=B0			Treated=B2 Control=B0			Treated=B3 Control=B0			Treated=B4 Control=B0		
	DID	p> z	std.err.	DID	p> z	std.err.	DID	p> z	std.err.	DID	p> z	std.err.
INVEST	t+1	-0.002	0.017	-0.012	0.018	-0.100 *	0.055	-0.022	0.015			
RATE	t+1	-0.001	0.001	-0.001	0.001	-0.001	0.001	0.004	0.005			
lnLOAN	t+1	0.062 *	0.034	0.055 *	0.033	0.071	0.055	0.054	0.054			
lnLONG	t+1	0.049	0.068	0.034	0.065	0.057	0.101	0.018	0.093			
lnSHORT	t+1	-0.058	0.090	-0.070	0.108	-0.139	0.142	0.082	0.110			

Method: 10 Nearest Neighbor Matching												
	Treated=B1 Control=B0			Treated=B2 Control=B0			Treated=B3 Control=B0			Treated=B4 Control=B0		
	DID	p> z	std.err.	DID	p> z	std.err.	DID	p> z	std.err.	DID	p> z	std.err.
INVEST	t+1	-0.002	0.015	-0.019	0.018	-0.097 *	0.054	-0.014	0.018			
RATE	t+1	-0.001	0.001	-0.001	0.001	-0.001	0.001	0.004	0.005			
lnLOAN	t+1	0.049	0.034	0.057 *	0.031	0.062	0.053	0.055	0.055			
lnLONG	t+1	0.045	0.068	0.029	0.063	0.042	0.093	0.033	0.096			
lnSHORT	t+1	-0.073	0.092	-0.078	0.107	-0.143	0.140	0.092	0.115			

注) \*, \*\*, \*\*\* は、それぞれ有意水準 10%, 5%, 1% を示している。標準誤差は Lechner (2002)の方法によって計算している。カリパー・マッチング法(one-to-one matching)の結果は上段に、最近隣法(nearest matching)の結果は下段において報告している。

表 9 社債満期のスケジュールの変化

	CHANGE (Overall)					Std.dev.	N. of Obs.
	Mean	25 percentile	Median	75 percentile			
FY2008	0.927	0.000	0.000	0.000	15.215	688	
FY2007	1.138	0.000	0.000	0.020	20.838	669	
FY2006	1.136	0.000	0.000	0.060	19.326	646	
FY2005	0.846	0.000	0.000	0.054	14.981	595	

	CHANGE (Subsample: CHANGE≠0)					Std.dev.	N. of Obs.
	Mean	25 percentile	Median	75 percentile			
FY2008	3.021	-0.060	0.048	0.200	27.405	211	
FY2007	3.239	0.010	0.068	0.200	35.111	235	
FY2006	2.879	0.020	0.100	0.240	30.715	255	
FY2005	2.064	0.020	0.081	0.206	23.369	244	

注) 単位は 10 億円である。変数(CHANGE)は、2008 年 3 月時点の「1 年以内に満期を迎える社債」から 2007 年 3 月時点の「1 年以上 2 年未満に満期を迎える社債」の差として定義した。

表 10 対照群を変更した場合の PSM-DID 推定結果

		Method: Caliper Matching									
		Treated=B3 Control=B1, B2					Treated=B4 Control=B1, B2				
		Treated	Control	DID	p> z	std.err.	Treated	Control	DID	p> z	std.err.
INVEST	t+1	-0.0435	-0.0365	-0.0070		0.0310	0.0046	-0.0420	0.0466		0.0297
RATE	t+1	-0.0007	0.0006	-0.0013		0.0008	0.0012	0.0009	0.0003		0.0021
lnLOAN	t+1	0.1385	0.0557	0.0828	**	0.0412	0.2283	0.0665	0.1618	***	0.0584
lnLONG	t+1	0.1027	0.0310	0.0716		0.0524	0.3487	0.0579	0.2908	**	0.1325
lnSHORT	t+1	0.3163	0.0596	0.2567	*	0.1552	0.2515	0.0077	0.2438		0.1835

注) \*\*,\*\*\* は、それぞれ有意水準 10%, 5%, 1% を示している。標準誤差は Lechner (2002)の方法によって計算している。

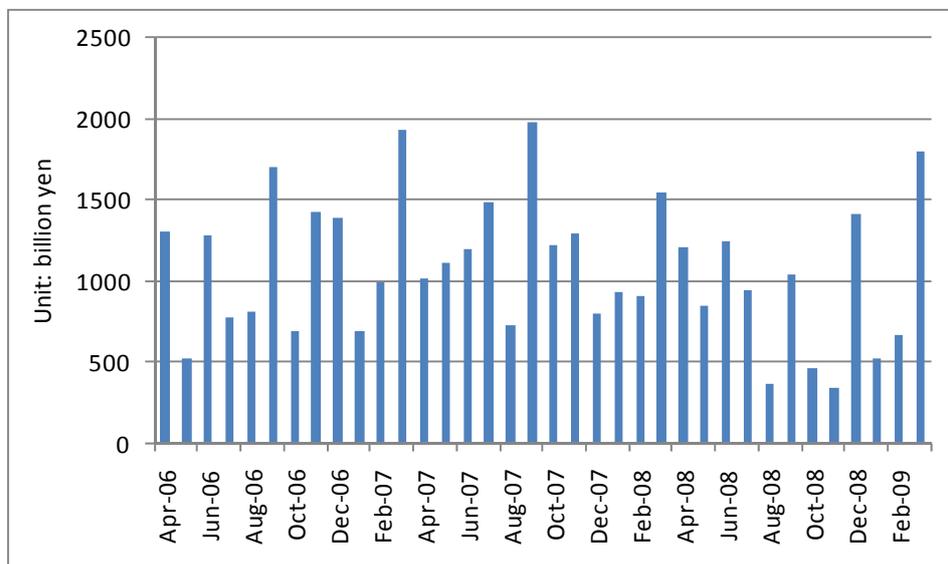
表 11 メディアン処置効果

	INVEST			RATE			lnLOAN			lnLONG			lnSHORT		
	coef.	p> z	std.err.	coef.	p> z	std.err.	coef.	p> z	std.err.	coef.	p> z	std.err.	coef.	p> z	std.err.
MATURITY	-0.0164		0.0368	0.0091 ***		0.0021	0.5125 ***		0.1689	0.1072		0.1532	0.3369 **		0.1552
MATURITY*MAINBANK(t-1)	0.0200		0.0458	-0.0066 **		0.0026	0.5488 ***		0.2089	1.0493 ***		0.1904	0.3633 *		0.1923
Q(t-1)	-0.0131 ***		0.0032	-0.0002		0.0002	0.0291 **		0.0146	0.0183		0.0132	0.0107		0.0124
CF(t-1)	-0.0013		0.0014	-0.0001		0.0001	-0.0147 **		0.0068	0.0016		0.0057	-0.0051		0.0059
lnASSET(t-1)	-0.0003		0.0013	0.0000		0.0001	0.0083		0.0059	0.0149 ***		0.0053	0.0016		0.0054
CAP(t-1)	-0.0400 ***		0.0109	-0.0001		0.0007	-0.0847 *		0.0496	0.0345		0.0449	-0.1642 ***		0.0450
CASH(t-1)	-0.0020		0.0112	-0.0002		0.0007	-0.0663		0.0508	-0.0127		0.0460	-0.0666		0.0464
RATING(t-1)	0.0016		0.0026	-0.0001		0.0002	0.0082		0.0119	0.0005		0.0108	0.0150		0.0108
MAINBANK(t-1)	0.0042		0.0037	0.0005 **		0.0002	0.0189		0.0170	0.0177		0.0153	0.0192 **		0.0153
const.	0.0210		0.0170	-0.0004		0.0011	-0.1163		0.0783	-0.2926 ***		0.0706	0.0602		0.0711
Market_dummies	Yes			Yes			Yes			Yes			Yes		
Industry_dummies	Yes			Yes			Yes			Yes			Yes		
N. of Obs.	1880			1880			1880			1880			1880		
Pseudo R-squared	0.0086			0.0116			0.0411			0.0121			0.0075		
F-Test(1)	F(26,1853)=2.6			F(26,1853)=4.01			F(26,1853)=7.64			F(26,1853)=7.76			F(26,1853)=5.29		
(P-Value)	(0.000)			(0.000)			(0.000)			(0.000)			(0.000)		
F-Test(2)	F(1,1853)=0.02			F(1,1853)=2.32			F(1,1853)=72.47			F(1,1853)=102.06			F(1,1853)=37.07		
(P-Value)	(0.897)			(0.128)			(0.000)			(0.000)			(0.000)		

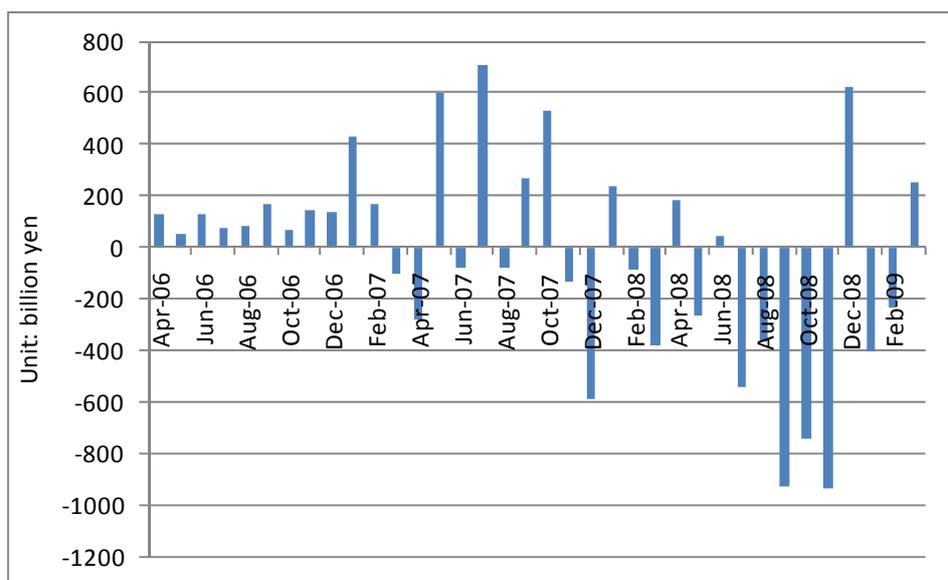
注) \*,\*\*,\*\*\* はそれぞれ、有意水準 10%, 5%, 1%を示している。F-Test(1)は、定数項を除く全ての係数がゼロである帰無仮説を、F-Test(2) は MATURITY と MATURITY\*MAINBANK の係数の和がゼロとなる帰無仮説を検定している。

図1 日本における普通社債発行額の推移

(a) 円建て社債の月次発行高

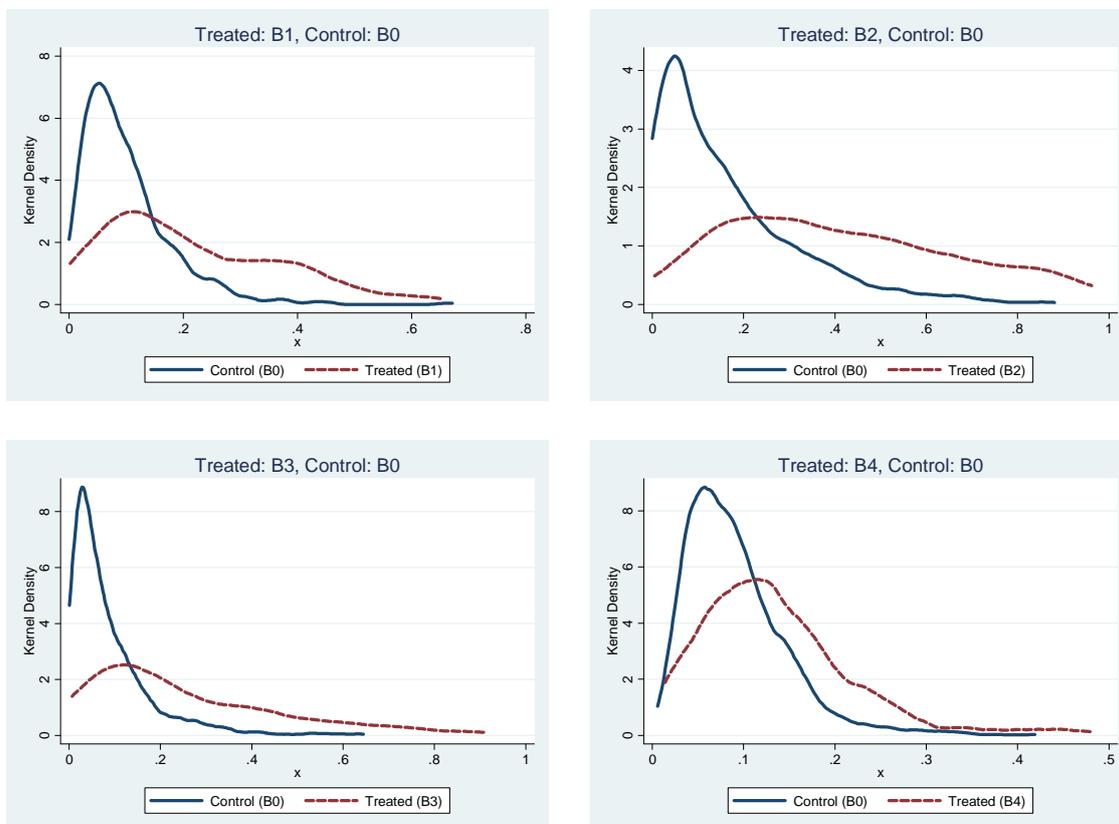


(b) 前年同月との差



注) データ出所は、日本銀行と日本証券業協会である。普通社債について、国内市場発行額に海外市場発行額と私募債発行額を加えたものを発行高として定義している。

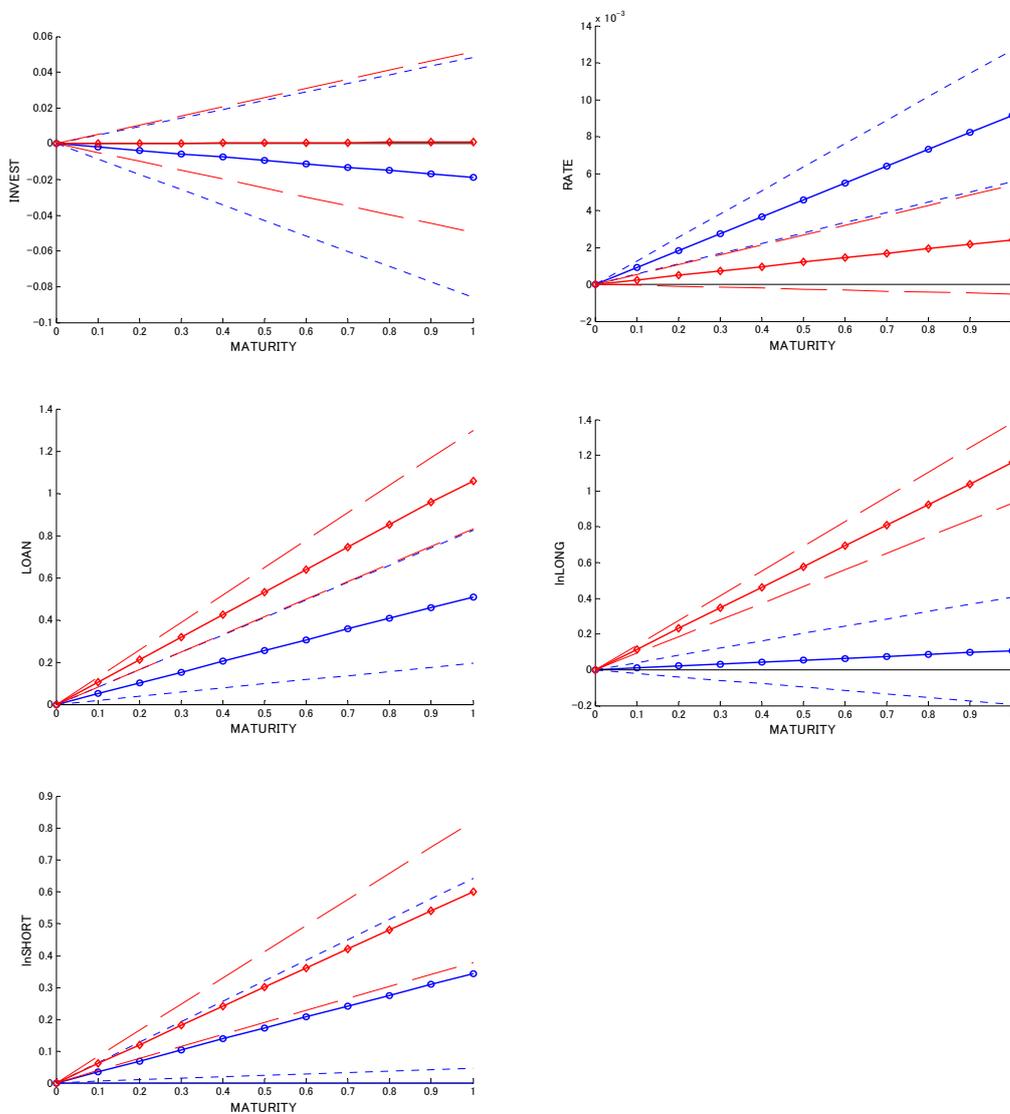
図2 条件付き傾向スコアの分布



注) 点線は処置群サンプル(Treated)の条件付き傾向スコアの分布を、破線は対照群サンプル(Control)の候補(非処置群)の条件付き傾向スコアの分布をそれぞれ示している。横軸は条件付傾向スコアの値を縦軸はカーネル密度を表している。

図 3 用量応答関数 (DRF)

(菱形付きの実線：処置群 A；丸付きの実線：処置群 B)



注) 破線は処置群 A の処置効果に関する 95%信頼区間を、同様に点線は処置群 B の処置効果に関する 95%信頼区間を示している。