



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

デフレ下における非上場企業の デフォルト分析

福田慎一*

sfukuda@e.u-tokyo.ac.jp

粕谷宗久**

munehisa.kasuya@boj.or.jp

赤司健太郎***

No. 04-J-14
2004年9月

日本銀行
〒103-8660 日本橋郵便局私書箱30号

* 東京大学、**調査統計局、***東京大学

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局までご相談ください。転載・複製を行う場合は、出所を明記してください。

デフレ下における非上場企業のデフォルト分析*

福田慎一 粕谷宗久 赤司健太郎
東京大学 日本銀行 東京大学

2004年9月初版（2005年4月修正）

【要旨】

本稿では、デフレ下で発生した中堅・中小企業の倒産の原因およびそのコストを、非上場企業の財務データやその取引先企業の健全性指標から倒産確率を推計することによって定量的に評価した。各非上場企業の倒産確率をプロビット・モデルから推計した場合、実質債務残高、営業利益、実質利払額、特別損失といった財務変数に加えて、メインバンクの健全性や取引先企業の破綻情報が倒産確率に対して有意な影響を及ぼすことが明らかになった。この結果を用いて、非上場企業の期待デフォルトコストに与える影響を分析してみると、一般物価の影響は売上高比では上場企業のそれを大きく上回ったものの、絶対額で見ると依然としてマイルドなものであった。これに対して、メインバンクや取引先企業の体力低下が中堅・中小企業の倒産確率に与える影響は大きく、期待デフレのコストという観点から見た場合、1999年度以降一般物価の下落よりもはるかに大きなインパクトを中堅・中小企業に与えていた。

* 本稿の作成にあたっては、日本銀行調査統計局のスタッフの方々、および第7回統計研究会「金融班」夏期コンファレンス（新潟県六日町）の参加者から有益なコメントをいただいた。特に、早川英男、関根敏隆、岩壺健太郎、櫻川昌哉の各氏からのサジェスションは、本稿の改善に大きく役立った。また、才田友美、佐々木明果、中島上智、吉田住枝の各氏にはデータの提供、図表の作成・整理等で協力していただいた。なお、本稿で述べられた意見、見解は、筆者個人のものであり、日本銀行あるいは調査統計局のものではない。

1. はじめに

景気の低迷が長引いた「失われた10年」の日本経済では、企業のデフォルトが深刻な問題の1つであった。図1からもわかるように、日本企業の倒産件数は90年代を通じてコンスタントに増えつづけ、負債総額は2000年に過去最高の水準をマークした。特に、中小・中堅企業の倒産は深刻で、その倒産件数は2000年以降も高水準で推移した。毎年1万件を超えるここ数年の全国の企業倒産件数も、上場企業の倒産件数では多い年で20件程度に過ぎず、倒産は非上場企業でより重要な問題であったといえる。本稿の目的は、日本における中小・中堅企業の倒産の原因を、非上場企業の財務データやその取引関係から個別企業の倒産確率を推計することによって定量的に評価することにある。

一般に、中堅・中小企業は、潜在的な成長可能性が高い企業が多い反面、財務内容が脆弱な企業も少なくなく、その分、デフォルト・リスクも高い傾向にある。また、大企業と比べて代替的な資金調達手段は非常に限られており、中堅・中小企業にとって銀行との取引関係はきわめて重要である¹。景気の低迷期における資金繰りの悪化は、多くの中堅・中小企業でより深刻となる。図2は、90年以降の日銀短観における資金繰りDIの推移を、大企業と中堅・中小企業にそれぞれに関してグラフに表したものである。図から、大企業の資金繰りDIは、1990年代前半および金融危機が発生した1997年末から1998年にかけて一時的に悪化したものの、下落後の回復は順調で、通期ではほぼ横ばいで推移している。これに対して、中堅・中小企業の資金繰りDIは、回復が遅く、2000年以降も苦しい状況がしばらく続いた。

貸し手にとって、非上場企業の中堅・中小企業の信用リスクやキャッシュフローを個別に事前・事後にわたってモニタリングしておくことは、非常に困難である。したがって、「逆選択」や「モラル・ハザード」といった問題は、中堅・中小企業向け金融においてより深刻であり、その結果、一定の金利で必要な資金を借りられなくなる「信用割当」が発生する可能性も高い。特に、

¹ この点に関する実証分析としては、たとえば、Petersen and Rajan (1994), Berger and Udell (1995) や Hubbard, Kuttner, and Palia (2002)を参照。

過剰債務問題が深刻化する今日の日本経済では、資金繰りの悪化は中堅・中小企業のデフォルト・リスクを高める1つの重要な要因と考えられる。

そこで、本稿の前半ではまず、資本金1億円以上の非上場企業の倒産確率を、個別企業の財務データだけでなくその取引関係に注目することによって、プロビット・モデルから推計する。これまでの研究でも、プロビット・モデルを使った倒産確率の推計は幅広く行われてきた²。しかし、日本の中堅・中小企業を対象とした分析は、データの入手が容易でないため、齋藤・橘木(2004)などを例外として、非常に限られている³。特に、個別企業の財務データだけでなくその取引先の健全性にまで注目した分析は、先行研究ではほとんど存在していない。

プロビット・モデルの説明変数として用いた個別企業の財務データは、実質債務残高、営業利益、実質支払利息、特別損失、といった各種の変数である。以下の分析では、これら財務変数に加えて、メインバンクの自己資本比率・不良債権比率や、取引銀行・主要販売先企業・主要株主それぞれの破綻情報をプロビット・モデルの説明変数として用いた。これまでの研究でも、取引先銀行の健全性が日本企業のパフォーマンスに大きな影響を与えたことは、Gibson (1995), Kang and Stulz (2000), Peek and Rosengren (2000)らによって明らかにされている⁴。本稿は、倒産確率の推計を通じて、これら先行研究の結果が、日本の中堅企業でより顕著に観察されることを明らかにする。

本稿の後半では、推計されたプロビット・モデルの結果をもとに、ブレンダー・トービンのQ理論を応用することによって、企業が破綻した際に生

² Altman (1968)がその初期の研究である。その他の海外の研究例としては、Lennox (1999)、白田(2003)およびその参考文献を参照のこと。また、最近の研究例としては、海外ではShumway (2001)やHillegeist, Keating, Cram, and Lundstedt (2003)などがあり、日本国内では小田・村永 (1996)や大村・楠美・水上・塩見(2002)などがある。

³ 本稿とは異なる視点から日本の非上場企業の個票データを用いた研究例としては、Eshima (2003), Harada and Honjo (2003), Tsuruta (2003), 細野・澤田・渡辺(2003)、松浦・堀(2003)、Ogawa (2003)、堀(2004)、堀江 (2004)、植杉(2004)などがある。

⁴ その他の関連研究については、福田(2003)の第6章および第7章を参照のこと。

じるデフォルトコストの観点からデフレによる弊害を評価・検討する。企業の資産は企業特殊的な要因によって価値が高まっている側面があるため、企業が清算された場合、その資産価値の多くが回収不能となる。本稿では、福田・粕谷・中原(2004)が上場企業を対象に行った手法を非上場企業に適用することによって、このようなデフォルトコストを、有形固定資産の価値の目減りによって発生するコストとそれ以外の部分に分けて計算する⁵。

本稿の分析から、以下のようなことが確認された。まず、倒産確率の推計では、財務変数が予想された符号を有意にとったのに加えて、メインバンクの健全性や、主要販売先企業、持ち株会社などの破綻情報が倒産確率に対して有意な影響を及ぼすことが確認された。次に、推計された倒産確率を用いて、一般物価が下落した場合に個別企業毎に期待デフォルトコストがどの程度増加するかを算出した。その結果、2001年度の実額ベースでみた場合、1.0%の一般物価の下落で約12.7億円の期待デフォルトコストの増加をわれわれが対象とした資本金1億円以上の非上場企業全体にもたらすことが明らかとなった。この値は、売上高比でみた場合には上場企業のそれよりはるかに大きいものの、絶対額としては限定的なものである。これに対して、メインバンクに代表される取引銀行や取引先企業の体力低下が中小・中堅企業の倒産確率に与える影響は大きく、期待デフレのコストという観点から見た場合、一般物価の下落よりもはるかに大きなインパクトを中小・中堅企業に与えていた。

本稿の構成は、以下の通りである。まず、2節で倒産確率を算出するために必要となるプロビット・モデルを定式化したのち、3節ではプロビット・モデルを使って倒産確率を推計し、4節でデフレが倒産確率に及ぼす影響を

⁵ 日本企業には、存続によって生み出される利潤が清算価値よりも小さい非効率なところもある。関根・小林・才田(2003)は、このような観点から、既存の債務が大きい建設・不動産業向けの貸出がいわゆる「追い貸し」という形で増加した可能性を指摘している。しかしながら、日本企業全体としてみると、存続によって生み出される利潤が清算価値を下回る非効率な企業はごく一部に限られると考えられる。

検証する。次に、5 節では期待デフォルトコストとそれを算出するために必要となるデフォルトコストを定義し、6 節では一般物価が下落した場合に実額ベースでどの程度の期待デフォルトコストが発生するかについての推計を行う。最後に7 節では本稿の分析に残された課題について検討する。

2．倒産確率の推計

(1) プロビット・モデル

企業の倒産確率を推計する方法はいくつか提案されているが、本稿ではそのなかでも代表的な手法としてプロビット・モデル (Probit-Model) を用いる。分析では、会社更生法や民事再生法を申請した場合および清算や会社整理が行われた場合に、企業は「デフォルトした」と考える。ただし、同じ法的整理であっても、会社更生法や民事再生法の場合には、企業は再生される可能性があり、そのデフォルトコストは、清算や会社整理の場合に比べて小さいと考えられる。そこで、以下では、(1)存続、(2)会社更生法・民事再生法申請、(3)清算・会社整理の3つのパターンに応じて⁶、被説明変数が0、1、2の値をそれぞれとる Ordered-Probit-Model を標準ケースとして推計する。また、参照ケースとして、会社更生法・民事再生法申請と清算・会社整理を同じ倒産と考え、法的整理が行われたか否かで被説明変数が1と0の値をとる Probit-Model も同時に推計した。

プロビット・モデルの説明変数として用いた個別企業の財務データは、実質債務残高、営業利益、実質支払利息、特別損失、といった各種の財務変数である。以下の分析では、これら財務変数に加えて、メインバンクの自己資本比率・不良債権比率や、取引銀行・主要販売先企業・主要株主それぞれの破綻情報をプロビット・モデルの説明変数として用いた。データは、非バランス・パネル・データであり、企業数に比べて時系列の数が限られているという特徴をもつ。推計は、これらの変数に定数項を加えて行った。

⁶ なお、和議については会社更生・民事再生法申請に、商法整理、任意整理、破産、特別清算、銀行取引停止については清算・会社整理に含んでいる。

(2) 財務変数の選択

プロビット・モデルのスコアを計算する際の財務変数の選択については、福田・粕谷・中原 (2004) で用いた (i) 「債務・売上高比率」、(ii) 「営業利益/総資産」、(iii) 「特別損失/総資産」、(iv) 「支払利息・売上高比率」の4変数を採用した。これらの変数は、福田・粕谷・中原 (2004) が、先行研究の結果を参考にしながら上場企業の財務データを使っていくつかの予備的推計を行った結果、比較的结果が安定していると考えた変数である。以下で示すように、これらの財務変数は、非上場企業の財務データを用いた場合でも、依然として非常に有意な説明力を持っていた。

表1は、全標本企業および倒産1期前の企業それぞれについて、各財務変数(ただし、対数値などで変形する前の原データ)のサンプル属性を示したものである。表からわかるように、各財務変数は企業ごとに大きなばらつきがある。しかし、倒産直前の企業とそれ以外の企業を比較した場合、これら財務変数の平均値には大きな差異があり、これら財務変数の健全性の差異が倒産の原因となった可能性を示唆している。

4つの説明変数のうち、(i)の「債務・売上高比率」は、総借入金残高を売上高と流動資産の合計で除し、対数値をとったものであり、実質債務残高の増加が倒産確率を高める効果を定式化したものである⁷。販売価格の下落によって売上高が低下し、実質債務負担が増加した場合、この項によって倒産確率が増加することになる。(iv)の「支払利息・売上高比率」は、支払利息を売上高と流動資産の合計で除し、対数値をとったものであり、支払利息の増加が倒産確率を高める効果を定式化したものである。(i)と同様に、販売価格の下落によって売上高が低下し、実質利払い負担が増加した場合、この項によって倒産確率が増加することになる。

⁷ キャッシュフローで正規化するという視点に立てば、売上高と流動資産に減価償却費を加えた値で正規化した方が理論上は望ましいかもしれない。

(ii)の「営業利益/総資産」および(iii)の「特別損失/総資産」は、利潤の低下が倒産確率を高める効果を定式化したものであり、いずれも総資産で正規化して対数値をとったものである。2つの利潤低下の影響を分けて考えたのは、同じ損失でも、本業の損失をあらわす営業損失と各年の特殊事情によって発生する特別損失では、その倒産確率に与える効果は異なると考えられるからである。なお、営業利益はマイナスの値をとる企業もあるため、対数値をとるに際しては、もっともマイナス幅が大きい営業利益/総資産の絶対値と1をそれぞれ加えてプラスになるように調整した。

(3) 取引関係の情報

説明変数(i)~(iv)は、いずれも企業側の要因によって発生する倒産の可能性を考慮したものである。しかしながら、非上場企業の倒産は、企業側の要因のみならず、取引先金融機関や主要販売先・主要株主の健全性など外的要因からも影響を受けていると考えられる。そこで、プロビット・モデルの推計では、(v)「メインバンクの自己資本比率」、(vi)「メインバンクの不良債権比率」、(vii)「メインバンクの破綻ダミー」、(viii)「その他取引先銀行の破綻ダミー」という取引先銀行の健全性に関する4つの指標と、(ix)「主要販売先企業の破綻ダミー」および(x)「主要株主の破綻ダミー」というその他取引先企業に関する2つの健全性指標をそれぞれ説明変数として加えた。

取引先銀行の健全性として用いた説明変数のうち、「メインバンクの自己資本比率」は、「メインバンク」のBIS基準における自己資本比率の対数値である。ただし、国際基準と国内基準は異なるため、国際業務を行う銀行については8%との差を、国内業務要因のみを行う銀行については4%との差をそれぞれとる調整した後に対数をとっている⁸。また、自己資本比率が十分大きくなると制約ではなくなると考え、15%を超える値は15%に固定する調整を行っ

⁸対数値をとる前の値が正となるように、差がもっとも大きなマイナス幅となったものの絶対値と1をそれぞれ加えた後でそれぞれ対数をとっている。

た。なお、ごく一部の企業で、メインバンクの自己資本比率が利用できない信用金庫や信用組合であるケースや、取引先銀行が不明であるケースがあった。そこで、推計では、これらの企業には「信金・信組ダミー」と「メインなしダミー」をそれぞれ加えた。

もっとも、BIS 基準による銀行の自己資本比率は、銀行の健全性を必ずしも反映していないことは、深尾他(2000)において指摘されている⁹。そこで、われわれは、都市銀行、長期信用銀行、信託銀行のいずれかをメインバンクとする企業に関しては、BIS 基準による銀行の自己資本比率に加えて、「メインバンクの不良債権比率」を説明変数に加えた¹⁰。さらに、各企業の「メインバンク」とその他取引先銀行それぞれの破綻情報をもとに、「メインバンクの破綻ダミー」および「その他取引先銀行の破綻ダミー」を作成し、説明変数に加えた。予備的な推計の結果、以下では、「メインバンクの破綻ダミー」はメインバンクが破綻した年度で1、それ以外の年度で0をとるダミー変数とした。また、「その他取引先銀行の破綻ダミー」については、ラグの影響を考慮して、破綻した年度およびその過去3年間で1、それ以外の年度で0をとるダミー変数とした。

銀行以外の主要取引先に関しては、主要販売先企業と主要株主の破綻情報を説明変数に加えた。分析では、それぞれの破綻情報を、主要販売先企業に関しては当該企業が破綻した年度および前年度で1、それ以外の年度で0をとるダミー変数として、また主要株主に関しては当該企業が破綻した年度で1、それ以外の年度で0をとるダミー変数としてそれぞれ作成し、「主要販売先企業の破綻ダミー」および「主要株主の破綻ダミー」とした。

3 . データと推計結果

⁹永幡・関根(2002)は、この点を考慮した修正自己資本比率を用いた推計を提案している。そこで、われわれの推計でも同様の修正自己資本比率を作成し、自己資本比率の代わりに説明変数に加えてみたが、むしろ統計的な有意性は低かった。

¹⁰ 正確には、「メインバンクの不良債権比率」に1を加えたものの対数値を説明変数に加えた。

(1) データ

以下の分析で対象とするのは、資本金1億円以上の非上場企業のうち、「東京商工リサーチ」のデータベースから少なくとも5期間のデータが入手可能な企業である。ただし、銀行および保険業、電気・水道、鉄道、教育機関、研究所、については、それぞれサンプルから取り除いている。また、説明変数に用いた財務変数のうち、短期・長期借入残高、売上高、営業利益、特別損失、支払利息、流動資産のいずれか1つでもゼロとなっている期のデータは、サンプルからはずした。

分析では、1997～2003年度の各年度中に倒産が発生する確率を、その前年度（決算期）の財務データと当期および過去の取引先情報を使ってプロビット・モデルで推計する。ただし、通期でデータが利用可能な企業は多くないため、データは非バランス・パネルデータである。各財務データは決算データによるが、データが年2回入手可能な場合には決算月数の多いものを用いた。分析の対象となった企業総数は6325社であり、そのうちの352社が1997～2003年度の期間中に倒産した。

各非上場企業の取引先銀行、主要販売先企業、主要株主など取引先に関する情報は、すべて「東京商工リサーチ」の『CD Eyes』各号から収集した。本稿では、『CD Eyes』各号に掲載された取引先銀行のうち、最初に記載された取引先銀行（ただし、公的金融機関を除く）を各年度における「メインバンク」と定義した。また、分析では、『CD Eyes』各号に記載された販売先企業のうちの上場企業を各年度の「主要販売先企業」、また『CD Eyes』各号に記載された株主である上場企業およびその株主の親会社である上場企業を「主要株主」と定義した¹¹。われわれが対象とした非上場企業のメインバンクおよびその他取引銀行の業態別割合は、表2にまとめられている。また、メインバンクの健全性指標のサンプル属性は表3に、各年度におけるメインバンク、その他取引先銀行、主要販売先企業、主要株主それぞれの破綻情報は表4にまとめられている。

¹¹ 主要販売先企業および主要株主とした上場企業は、いずれも東証1部・2部上場企業に加えて、地方および店頭上場企業を含んでいる。

表2で示されているように、われわれの分析対象とした企業の半数以上の「メインバンク」が都市銀行、長期信用銀行、信託銀行であり、約30%の「メインバンク」が地方銀行であった。この結果は、分析対象とした非上場中堅企業の大半では、メインバンクが規模の大きな銀行ということになる。ただし、対象をその他取引銀行まで広げると、第2地方銀行や信用金庫・信用組合のウエイトも増加する。

メインバンクの自己資本比率および不良債権比率は、全国銀行協会連合会の「全国銀行財務諸表分析」から採用した。ただし、全体サンプルの約6%の企業で、メインバンクが自己資本比率が利用可能でない信用金庫や信用組合であった。また、「東京商工リサーチ」の『CD Eyes』に取引先銀行が記載されていない企業も数社あった¹²。これらの企業には「信金・信組ダミー」と「メインなしダミー」をそれぞれ加えて推計を行った。

(2) 推計結果

モデルの推計結果が、Ordered-Probit-Model が表5-1に、また参照ケースのProbit-Model が表5-2にそれぞれまとめられている。財務変数に関しては、「債務・売上高比率」、「特別損失/総資産」、「支払利息・売上高比率」がいずれもプラスの符号をとる一方、「営業利益/総資産」がマイナスの符号をとっている。これら推定されたパラメーターは、いずれも想定通りの符号条件を満たし、かつ倒産確率に対してすべて1%水準で統計的に有意な影響を与えている。この結果は、上場企業の倒産確率を説明する上でも有益であった財務変数が、非上場企業の倒産確率を説明する上でもやはり有益な情報を提供していることを示している。

これら財務変数に関する結果は、福田・粕谷・中原(2004)が上場企業を対象にして行った結果と基本的に同じである。ただし、「支払利息・売上高比率」の係数は、福田・粕谷・中原(2004)では他の財務変数に比べると有意でなかったのに対して、今回の推計では非常に有意である。このことは、支払利息

¹² 政府系金融機関のみが取引銀行として記載されている場合も、取引銀行なしとした。

が企業の倒産確率に与える影響が、上場企業よりも非上場企業でより大きい可能性があることを示唆している。

一方、取引先企業の健全性に関する各指標も、いずれも想定通りの符号条件を満たし、かつ倒産確率に対して有意な影響を与えている。特に、10%水準でのみ有意な「その他取引先銀行の破綻ダミー」を除けば、他のすべての説明変数は5%以下の水準で統計的に有意な値をとっている。この結果は、財務変数に加えて、取引先銀行の健全性や取引先企業の破綻情報が、非上場企業の倒産確率を説明する上では非常に有用であることを示唆している。

理論的には、非上場企業の倒産が取引先企業の業績を悪化させる逆の因果性も考えられる。しかし、以上の取引銀行やその他取引企業の健全性指標はいずれも大企業のものであるため、われわれが対象とした非上場企業の破綻が説明変数としての健全性を悪化させる逆の因果性が発生する可能性は小さい。したがって、非上場企業の倒産確率を対象としたわれわれの分析では、上場企業を対象とした従来の分析に比べて、取引相手の健全性の影響をより同時性バイアスのない形で把握できる特徴があるといえる。

なお、「信金・信組ダミー」と「メインなしダミー」はいずれもマイナスの符号を取ったが、5%水準では有意ではなかった。ただし、これらダミー変数が1となる企業数は少ないので、取引銀行の調査漏れなどデータの誤差の可能性を考えると、有意でないマイナスの符号からは明確な結論は導けないといえる。

4 . 倒産確率への影響

(1) 一般物価下落の影響

債権債務契約は、その債務残高が名目値で固定されるのが通常である。したがって、予期せぬデフレが発生すると、債務の実質価値が上昇し、債務者から債権者へ意図せざる所得の移転が生じる。以下ではまず、デフレが倒産確率に与える影響を狭い意味での「負債デフレ」の影響に限定し、デフレ(一般物価水準)の下落は実質債務残高や実質支払利息のみを変化させ、他の経済変数の実質値は変化させないものと仮定する。そして、2001年度の倒産確

率の変動の算出に際して、当該年度に-0.5%～-5.0%の範囲で一般物価の下落が発生した場合にどれくらい倒産確率が上昇するかを計算する。また、その他の年度に関しては、当該年度に一般物価が1.0%下落した場合にどれくらい倒産確率が上昇するかを計算する。

一般には、同じ名目売上高の下落による実質債務負担の増加であっても、一般物価の下落が原因の場合とそうでない場合では、その倒産確率に与える効果は異なるかもしれない。しかし、少なくとも短期的には貨幣錯覚によって、2つの場合の効果に大きな差がない可能性が高い。また、仮に実質債務負担の増加が一般物価の下落によることを債権者がわかっている場合でも、債権者が複数存在する限り、過剰債務を抱える企業に対する債権放棄はきわめて困難である。したがって、多くのケースでは、一般物価の下落による実質債務負担の増加であっても、その倒産確率に与える効果は、他の原因による実質債務負担の増加とさほど変わらないと考えられる。

表 6-1 は、プロビット・モデルで一般物価が-0.5%～-5.0%の範囲で下落した際に、当期の名目債務残高や名目利払い額が変化しないと仮定して、2001年度の倒産確率がどれくらい上昇するかを示したものである。いずれも前節で示した Ordered-Probit-Model および Probit-Model それぞれの推計結果のもとに算出されたものである。

いずれの推計結果でも、倒産確率の変化はさほど大きくない。たとえば、Ordered-Probit-Model の推計結果の結果（表 6-1-1）から一般物価が-1.0%だけ下落したことによる倒産確率の上昇を全産業平均でみると、会社更生法・民事再生法申請で約 0.0024%ポイント、清算・会社整理で約 0.0028%ポイント、合計でも約 0.0052%ポイントにとどまっている。しかし、合計した倒産確率の変化は、福田・粕谷・中原（2004）が上場企業に対してほぼ同様の手法で計算した約 0.0023%ポイントの約 2.5 倍になっている。また、その上昇幅は、価格下落幅が大きければ大きいほど大きくなっている。

この結果は、他の年度（1997～2003年度）における一般物価下落の倒産確率への影響をみた場合でも基本的には同じである。たとえば、表 6-2 は、一般物価が 1.0%下落した際に、各期の倒産確率が全産業平均でどれくらい上昇

するかを Ordered-Probit-Model (表 6-2-1) および Probit-Model (表 6-2-2) それぞれについて示したものである。Ordered-Probit-Model では、一般物価が 1.0% だけ下落したことによる倒産確率の上昇は、会社更生法・民事再生法申請で 0.0022 から 0.0025% ポイント、清算・会社整理で 0.0025 から 0.0029% ポイント、合計で約 0.0047 から 0.0054% ポイントになっている。

(2) 取引先の健全性悪化の影響

一般に、中小・中堅企業は、大企業と比べた場合、代替的な資金調達手段は非常に限られており、景気の低迷期における資金繰りの悪化は、多くの中小・中堅企業でより深刻となる。また、財務体質も脆弱なため、主要取引先や親会社の経営悪化は、中小・中堅企業のデフォルト・リスクを高める 1 つの重要な要因と考えられる。そこで以下では、中小・中堅企業の取引先企業の健全性の悪化が、各企業の倒産確率をどれだけ上昇させるかを推計する。

3 節で示したように、メインバンクの自己資本比率・不良債権比率や、取引銀行・主要販売先企業・主要株主それぞれの破綻情報は、プロビット・モデルの推計でそれぞれ統計的に有意であった。これらの結果は、1990 年代末から 2000 年初頭にかけて、もしメインバンクをはじめとする取引先銀行や、主要販売先企業・主要株主が健全であれば、中小・中堅企業の倒産件数ももう少し少なくてすんだ可能性があることを示唆している。

そこで分析では、取引先金融機関や主要販売先・主要株主の健全性のうち、破綻ダミーはすべてゼロ、また「メインバンクの自己資本比率」および「メインバンクの不良債権比率」に関してはすべて健全性の基準を満たす場合に、倒産確率がどれくらい低下するかを算出した。ここで、「メインバンクの自己資本比率」の健全性の基準は、BIS 基準の自己資本比率が国際業務行では 12% 以上、国内業務行では 8% 以上とし、これを満たさない銀行の自己資本比率をそれぞれ 12% と 8% に調整した。また、「メインバンクの不良債権比率」に関しては、2.5% 以下を健全行の基準とし、それを上回る不良債権比率をもつ銀行は、不良債権比率を 2.5% に調整した。

表 7 は、取引銀行・主要販売先・主要株主がすべて破綻せず、かつメインバンクの自己資本比率および不良債権比率がいずれも健全性の基準を満たす

場合、倒産確率がどれくらい変化するか算出結果をそれぞれ示したものである。表から、いずれの場合でも、倒産確率が大きく下落することが読み取れる。たとえば、Ordered-Probit-Model の推計結果の結果をみた場合（表 7-1-1）取引銀行・主要販売先・主要株主がすべて破綻せず、かつメインバンクが健全であった場合、全産業平均の倒産確率は、会社更生法・民事再生法申請で約 0.090 から 0.144%ポイント、清算・会社整理で約 0.106 から 0.172%ポイント、合計で約 0.197 から 0.315%ポイントも下落している。この値は、絶対値でみて、一般物価の下落が倒産確率の与えた影響よりもはるかに大きい。この結果は、マイルドなデフレ下における倒産確率の直接の上昇は限定的なものにとどまるが、メインバンクの自己資本比率および不良債権比率に加えて、主要販売先企業、主要株主、および取引銀行の破綻は倒産確率を大きく増加させる可能性があることを示唆している。

5 . デフレによるデフォルトコスト

(1) 定義

デフォルトコストとは、企業が債務契約の履行をできずに破綻した際に生じる追加的コストを指す。以下では、福田・粕谷・中原（2004）と同様に、ブレーナード・トービンの Q 理論（Brainard-Tobin の Q）にもとづいて、各企業のデフォルトコスト v を「企業が継続していれば資本ストックが生み出したであろう将来利益の割引現在価値から、企業の資本ストックの清算価値を差し引いたもの」と定義する。この定義のもとでは、各期に企業が倒産（デフォルト）の可能性に直面することによってもたらされるコスト（以下では、「期待デフォルトコスト」と呼ぶ）は、各企業の v とデフォルト確率の積として求められる。すなわち、 G を当該企業のデフォルト確率とすると、各企業の期待デフォルトコストは、次のように表現できる。

$$G \times v \quad (1)$$

ここで、「デフォルト確率」 G は、3 節で推計されたプロビット・モデルの倒産確率から計算される。ただし、会社更生法や民事再生法の場合、企業は再生される可能性がある。そこで、過去の事例から会社更生法や民事再生法

を申請した企業がその後再生できなかった事後的確率を「清算確率」とよび、「清算確率」 = 1 - 「再生した企業/民事再生・会社更生申請企業」と定義する。そして、Ordered-Probit-Model については、「デフォルト確率」 = 「清算・整理に至る確率(被説明変数が2となる確率) + 民事再生・会社更生法申請に至る確率(被説明変数が1となる確率) × 清算確率」として計算する(なお、Probit-Model については、会社更生法・民事再生法および清算・会社整理のいずれかで倒産する確率をデフォルト確率としている)。

1998年3月に発表された中小企業庁の「平成9年度倒産法制に関する調査研究報告書」によれば、調査時点の10年前に会社更生法・和議法によって再建を目指した150社のうち10年間で債務完済ができた企業は27社であった。そこで、以下では、清算確率 = $1 - 27/150 = 0.82$ とし、デフォルト確率を計算する際には、この清算確率を用いてデフォルト確率を求めるものとする¹³。

(2) デフォルトコストの推計

以下では、デフォルトコスト v を「存続していれば得られた将来利益の割引現在価値」から「企業の資本ストックの清算価値」を差し引いたものとして計算する。企業が存続したときに生み出される価値は企業特殊的な要因によって高まっているため、将来利益の期待値がきわめて低い企業を除けば、計算されたデフォルトコストはプラスとなると考えられる。デフォルトコストを計算する際に必要な有形固定資産のデータは、1984年度から2002年度の簿価データを Hayashi and Inoue (1991)の方法によって時価評価したデータである。以下の分析では、デフォルトコストを、(i)有形固定資産以外の消滅分と、(ii)有形固定資産の消滅分、の2つに分類してそれぞれ計算し、それらの積み上げることとする。計算方法の詳細は補論に譲るが、その概要は以下の通りである。

¹³ この清算確率は、福田・粕谷・中原 (2004)が用いたものともほぼ一致する。

まず、(i)有形固定資産以外の消滅分については、「存続していれば得られた将来利益の割引現在価値」に負債総額を加えたものから有形固定資産や流動資産等の再取得価格を差し引いたもの（いわゆる平均 Tobin の q ）によって計算する。差し引きによって計算された値には、企業特種的な人的資産の消滅分などが含まれると考えられる。定義から、有形固定資産以外の消滅分は、平均 Tobin の q が 1 を超える企業でプラスとなり、それ以外の企業ではマイナスとなる。なお、各企業の将来利益の割引現在価値は直接計測することはできない。そこでわれわれの推計では、Abel-Blanchard 法 (Abel and Blanchard (1986)、Blanchard, Rhee, and Summers (1990)、鈴木(1998)) に従って各企業の将来の利益（税引き後利益）の流列を推計し、それを使って各企業の将来利益の割引現在価値を近似した（詳しくは、補論 3 を参照）。

次に、(ii)有形固定資産の消滅分については、時価評価した有形固定資産（ただし、土地を除く）が実際に清算される場合、その再取得価格を大幅に割り引いて売却・清算されるという想定のもとで計算した。有形固定資産のなかでも、土地など汎用性が高いものは、清算が行われても減価しない。しかし、大半の有形固定資産は、企業ごとに異なる仕様が用いられているため、他企業の生産に転用が困難であり、また転用可能な企業対象も限定されることが多い。したがって、多くの有形固定資産は、中古市場が存在する場合でも、その売却価格は再取得価格を大幅に下回るのが通例である。

もっとも、清算による価値の下落率は、資本ストックの種類で異なり、車両運搬具のように相対的に汎用性が高いものでは低いが、建物・構築物のように転用が限定されるものでは高くなると考えられる。そこで、以下では、土地を除く 4 つのタイプの有形固定資産（すなわち、工具器具、車両運搬具、機械設備、建物・構築物・船舶）の再取得価格（時価）にそれぞれ一定の「掛け目 (discount-rate)」を掛け合わせ、本来の再取得価格との差をとることで求める。なお、割り引く際の掛け目は、日本では先行研究がないため、アメリカにおける先行研究 (Ramey and Shapiro (2001)) に従って、工具器具 = 0.629、車両運搬 = 0.419、機械設備 = 0.631、建物・構築物 = 0.688 とした。掛け目は常に 1 より小さいので、有形固定資産の消滅分はすべての企業でプラスとなる。ただし、有形固定資産の種類によって掛け目が異なるため、

その構成比に応じて有形固定資産の消滅分（対再取得価格比）は企業ごとに異なっている。

6．期待デフォルトコストへの影響

以下では、デフォルト確率の変化とデフォルトコストを使って、個別企業毎に期待デフォルトコストを算出し、それを足し合わせることによって、資本金1億円以上の非上場企業に対するデフレのコストを推定する。期待デフォルトコストの算出に際しては、まず2001年度について、当該年度に-0.5%～-5.0%の範囲で一般物価の下落が発生した場合にどれくらい期待デフォルトコストが上昇するかを計算する。なお、デフォルト確率の推計における標準誤差を考慮して、期待デフォルトコストは、点推定の結果に加えて、その95%信頼区間を同時に計算した。

シミュレーションでは、一般物価が-0.5%～-5.0%の範囲で下落することにより、(i)有形固定資産以外の消滅分（平均 Tobin の q の応用）および(ii)有形固定資産の消滅分（Ramey-Shapiro の応用）がそれぞれどの程度上昇するかを求めた後、(iii)両者の上昇分を積み上げることによってトータルとしてどれだけの期待デフォルトコストが増加するかをみた。表8-1は、全産業で、一般物価が-0.5%～-5.0%の範囲で下落する場合、期待デフォルトコストが実額ベースおよび対売上高比でそれぞれどれだけ上昇したかをまとめたものである。

いずれの場合も、価格が下落したとき、有形固定資産以外の消滅分および有形固定資産の消滅分それぞれが増加し、それらによって期待デフォルトコストが拡大することが確認できる。この結果は、デフォルト確率の上昇は非常に小さくても、ひとたび倒産したときのデフォルトコストが決して無視できないものであることを反映したものであると考えられる。

有形固定資産以外の消滅分と有形固定資産の消滅分を比較すると、デフレによる期待デフォルトコストは、有形固定資産の減価の方が、人的資本の喪失などその他のロスよりも大きいことがわかる。この結果は、点推定だけでなく、95%信頼区間でも成立する。

たとえば、標準ケースとして、Ordered-Probit-Model の推計結果をもとに、一般物価が下落したケースのシミュレーションを行った場合を表 8-1-1 でみてみよう。この場合、一般物価が 1.0% だけ下落したケースでは、有形固定資産以外の消滅分が実額ベースで約 3.5 億円、有形固定資産の消滅分が約 9.2 億円となり、積み上げのケースでみて約 12.7 億円の期待デフォルトコストが発生することが分かる。また、対象とした非上場企業の対売上高ベースでみた場合、積み上げのケースで 0.0015% ポイントの上昇となる。この売上高比でみた上昇ポイントは、福田・粕谷・中原 (2004) が求めた上場企業の 0.00067% ポイントの約 2.2 倍以上に及ぶ。ただし、たとえば 500 兆円にも及ぶ日本の年間 GDP と比べた場合、その絶対額としては限定的なものである。

これらの結果は、Probit-Model の推計結果を用いたケース (表 8-1-2) でも、ほとんど変わらない。また、その他の年度についても、期待デフォルトコストの結果はほとんど変わらない。たとえば、表 8-2 は、一般物価が 1.0% 下落したとして、その他の年度についてどれくらい期待デフォルトコストが上昇するかを Ordered-Probit-Model の推計結果をもとに計算したものである。期待デフォルトコストは 2001 年度が約 12.7 億円ともっとも大きいものの、その他の年度でも積み上げのケースでみて約 4.1 億円から 8.7 億円の期待デフォルトコストが発生することが分かる。

7. 取引相手先の影響

以下では、取引銀行・主要販売先・主要株主がすべて破綻せず、かつメインバンクが健全であった場合に期待デフォルトコストがどれくらい減少するかをみることによって、中小・中堅企業の取引先企業の健全性の悪化が期待デフォルトコストをどれだけ上昇させるかを推計する。4 節で示したように、取引銀行・主要販売先・主要株主がすべて破綻せず、かつメインバンクが健全であった場合、中小・中堅企業の倒産確率は大幅に減少した。

そこで分析では、取引先金融機関や主要販売先・主要株主の健全性のうち、破綻ダミーはすべてゼロ、また「メインバンクの自己資本比率」および「メインバンクの不良債権比率」に関してはすべて健全行の値に等しい場合に、

期待デフォルトコストがどれくらい低下するかを算出した。なお、「メインバンクの自己資本比率」および「メインバンクの不良債権比率」を健全行の値に修正するに際しては、「メインバンクの自己資本比率」は国際基準行では12%、国内基準行では8%をそれぞれ下限値とし、それを下回る場合には値を下限値に調整した。また、不良債権比率は2.5%を上限値とし、それを上回る場合には値を下限値に調整した。

表9は、かりに取引銀行・主要販売先・主要株主が破綻しなかった場合やメインバンクが健全であった場合に、全産業平均で期待デフォルトコストが実額ベースでどれくらい変化するかを算出結果を示したものである。表から、主要株主が破綻しなかった場合、期待デフォルトコストは逆に上昇する年が多いことが読み取れる。また、1998年では、全取引要因を考慮した場合で、期待デフォルトコストが逆に上昇している。これらの結果は、非効率な企業が存続していることに起因するものであり、かりに取引銀行・主要販売先・主要株主が健全であったとしても、期待デフォルトコストは必ずしも低下しないことを示唆している。

しかしながら、全体としてみると、非効率な企業が存続していることによって、取引銀行・主要販売先・主要株主が健全性の改善が逆に期待デフォルトコストを上昇させるケースは、むしろ例外的である。特に、全取引要因を考慮した場合には、1998年以外の年でいずれも、取引銀行・主要販売先・主要株主が健全である場合、期待デフォルトコストが大きく下落することが読み取れる。年度別でみると、全取引要因を考慮した場合には、2002年度の期待デフォルトコストが最も大きく、それに2001年度と2000年度が続く形になっている。個別の取引要因では、メインバンクの自己資本比率の改善が2001年度と2002年度に、メインバンクを含む取引銀行が破綻しなかった場合が1999年度から2001年度に、不良債権比率の改善が2002年度に、主要販売先が破綻しなかった場合が2001年度に、それぞれ100億円を超える期待デフォルトコストの低下をもたらしている。

この結果は、マイルドなデフレ下における期待デフォルトコストの直接の上昇は限定的なものにとどまるが、1999年度以降は、メインバンクの自己資本比率および不良債権比率に加えて、主要販売先企業、持ち株会社、および

取引銀行の破綻は期待デフォルトコストを大きく増加させる可能性があることを示唆している。

8 . おわりに

本稿では、非上場企業の財務データおよび取引先企業の健全性をもとに、近年続いているデフレーションによる弊害を、倒産確率の上昇やその際に生じるデフォルトコストの観点から分析を行った。まず、倒産確率を推計する段階では、倒産確率に対して、実質債務残高、営業利益、実質利払額、特別損失といった財務変数に加えて、メインバンクの健全性や取引先企業の破綻情報が倒産確率に対して有意な影響を及ぼすことが確認された。さらに、企業ごとに倒産確率およびデフォルトコストを算出し、それらの積を積み上げて非上場企業の期待デフォルトコストに与える影響を分析してみると、一般物価の影響は上場企業よりは大きいものの、依然としてマイルドなものであった。これに対して、メインバンクや取引先企業の体力低下が中堅・中小企業の倒産確率に与える影響は大きく、期待デフレのコストという観点から見た場合、1999年度以降一般物価の下落よりもはるかに大きなインパクトを中堅・中小企業に与えていた。

もちろん、紙面に限りのある本稿において、期待デフォルトコストに関する議論を網羅することには限界があることはいうまでもない。まず指摘できる限界は、今回の分析では、非上場企業が分析の多くが依然として対象外となっていることである。表 10 からわかるように、財務省『法人企業統計調査』の調査対象となった企業数をみても、われわれが分析の対象としなかった資本金 1 億円未満の企業数は、平成 12 年度で約 252 万社。平成 14 年度で約 259 万社にも及ぶ。これは、調査対象企業数（平成 12 年度で約 255 万社。平成 14 年度で約 263 万社）の約 99%である。

上場企業や今回対象とした中堅の非上場企業は、生産規模の面では大きなシェアを日本経済に占める。しかし、表 10 から財務省『法人企業統計調査』の調査対象をみると、売上高でも、資本金 1 億円未満の調査対象企業は、全調査対象企業の約 47%から 48%程度はある。特に、近年の倒産件数の内訳を

みると、大半が規模の小さい非上場企業の倒産であるというのが実状であり、本稿のように中堅企業に分析対象を絞った場合、その説明力に限界があることは否めない。データの制約上、分析を規模の小さい非上場企業まで含めて拡張することは容易ではない。しかし、より規模の小さい非上場企業のデータを用いることができれば、倒産確率をより正確に推計することが可能となり、マイルドなデフレ下における期待デフォルトコストももっと大きくなると考えられる。

参考文献

- 植杉威一郎、(2004)「日本における企業間信用：金融機関借入との関係」RIETI（経済産業研究所）ディスカッションペーパー 04-J-001.
- 大村敬一・楠美将彦・水上慎士・塩見久美子、(2002)、「倒産企業の財務特性と金融機関の貸出行動」内閣府政策統括官、景気判断・政策分析ディスカッション・ペーパー 02-5.
- 小川一夫・北坂真一、(1998)、『資産市場と景気変動』、日本経済新聞社.
- 小田信之・村永淳、(1996)、「信用リスクの定量化手法について - ポートフォリオのリスクを統合的に計量する枠組みの構築に向けて - 」、『金融研究』第 15 巻第 4 号、日本銀行金融研究所、pp.101 ~ 154.
- 関根敏隆・小林慶一郎・才田友美、(2003)「いわゆる「追い貸し」について」、『金融研究』第 22 巻第 1 号、日本銀行金融研究所、pp.129 ~ 156.
- 齋藤隆志・橋木俊詔、(2004)、「中小企業の存続と倒産に関する実証分析」RIETI（経済産業研究所）ディスカッション・ペーパー 04-J-004.
- 白田佳子、(2003)『企業倒産予知モデル』中央経済社.
- 鈴木和志、(2001)『設備投資と金融市場』、東京大学出版会.
- 永幡崇・関根敏隆、(2002)「設備投資、金融政策、資産価格 - 個別企業データを用いた実証分析 - 」、調査統計局ワーキングペーパーシリーズ No.02-3、日本銀行調査統計局.
- 深尾光洋・日本経済研究センター編、(2000)『金融不況の実証分析』、日本経済新聞社.
- 福田慎一編、(2003)『日本の長期金融』、有斐閣.
- 福田慎一・粕谷宗久・中原伸、(2004)「デフォルトコストの観点から見たデフレのコスト分析」、日本銀行金融研究所『金融研究』第 23 巻第 3 号(近刊).
- 細野薫・澤田充・渡辺努、(2003)、「捨てる神あれば拾う神あり - 金融危機下における中小企業の資金調達 - 」未定稿.
- 堀雅博、(2004)「銀行破たん取引企業経営-日本の銀行破綻事例に基づく検証 - 」内閣府 ESRI Discussion Paper No.102.
- 堀江康熙、(2004)「企業の取引銀行数の決定要因」『経済学研究』九州大学経済学会、第 70 巻、pp.287-309 .

松浦克己・堀雅博、(2003)、「特別信用保証と中小企業経営の再構築 - 中小企業とマイクロ・データによる概観と考察 - 」内閣府 ESRI Discussion Paper No.50.

Abel, Andrew B. and Olivier J. Blanchard, (1986), "The Present Value of Profits and Cyclical Movements in Investment," Econometrica, 54(2), pp. 249-272.

Altman, Edward I., (1968), "Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy," Journal of Finance 23, pp. 589-609.

Berger, Allen N., and Gregory F. Udell, (1995), "Relationship Lending and Lines of Credit in Small Firm Finance," Journal of Business 68(3), pp. 351-381.

Blanchard, Olivier J., Changyong Rhee, and Lawrence Summers, (1990), "The Stock Market, Profit, and Investment," Quarterly Journal of Economics, 108(1), pp. 115-136.

Eshima, Y., (2003), "Impacts of Public Policy on Innovative SMEs in Japan," Journal of Small Business Management 41, pp.85-93.

Gibson, Michael, (1995), "Can Bank Health Affect Investment? Evidence from Japan," Journal of Business, 68(3), pp. 281-308.

Harada, N., and Y. Honjo, (2003), "Does the Creative Business Promotion Law Enhance SMEs' Capital Investments? Evidence from a Panel Dataset of Unlisted SMEs in Japan," J CER Discussion Paper No.88.

Hayashi, Fumio, and Tohru Inoue, (1991), "The Relation between Firm Growth and Q with Multiple Capital Goods: Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firms," Econometrica, 59(3), pp. 731-753.

Hillegeist, S.A., E.K. Keating, D.P. Cram, and K.G. Lundstedt, (2003), "Assessing the Probabilities of Bankruptcy Prediction," Working Paper, Northwestern University.

Hoshi, Takeo, and Anil Kashyap, "Evidence on q and Investment for Japanese Firms," Journal of the Japanese and International Economics, 4(4), pp. 371-400.

Hubbard, R.Glen, Kenneth N. Kuttner, and Darius N. Palia, (2002), "Are There Bank Effects in Borrowers' Costs of Funds? Evidence from a Matched Sample of Borrowers and Banks," Journal of Business, 75(4), pp. 559-581.

Kang, Jun-K00, and Rene M. Stulz, (2000), "Do Banking Shocks Affect Firm Performance? An Analysis of the Japanese Experience," Journal of Business, 73(1), pp. 1-23.

Lennox, Clieve, (1999), "Identifying Failing Companies: A Revaluation of the Logit, Probit and DA Approaches," Journal of Economics and Business, 51(4), pp. 347-364.

- Ogawa, Kazuo, (2003), "Financial Distress and Corporate Investment: The Japanese Case in the 90s," Osaka University, ISER Discussion Paper No.584.
- Peek, Joe, and Eric S. Rosengren, (2000), "Collateral Damage: Effects of the Japanese Bank Crisis on Real Activity in the United States," American Economic Review, 90(1), pp. 30-45.
- Petersen, Mitchell, and Raghuram G. Rajan, (1994), "The Benefits of Lending Relationships: Evidence from Small Business Data," Journal of Finance, 49(1), pp. 3-37.
- Ramey, Valerie A., and Shapiro, Matthew D., (2001), "Displaced Capital: A Study of Aerospace Plant Closing." Journal of Political Economy, pp. 958-992.
- Shumway, Tayler, (2001), "Forecasting Bankruptcy More Accurately: A Simple Hazard Model," Journal of Business, 74(1), pp. 101-124.
- Tsuruta, D., (2003), "Bank Information Monopoly and Trade Credit: Does Only Bank Have Information? - Evidence from Small Business Data in Japan -," mimeo.

(補論1) 倒産確率と期待デフォルトコストの推計方法

(1) 倒産確率の定式化と推計方法

倒産確率に関する既存の研究では、プロビット・モデル (Probit-Model もしくは Ordered-Probit-Model) といわれる質的選択モデルを用いるケースが多い。

Ordered-Probit-Model では、第 j 企業、第 t 期の観測値 $y_{jt} = 0, 1, 2$ (0= 存続、1= 会社更生法・民事再生法申請、2= 清算・会社整理) は、以下の条件式から観測されると考える。

$$y_{jt} = 0 \quad \text{if} \quad y_{jt}^{\dagger} \leq 0$$

$$y_{jt} = 1 \quad \text{if} \quad 0 < y_{jt}^{\dagger} \leq \mu$$

$$y_{jt} = 2 \quad \text{if} \quad \mu < y_{jt}^{\dagger}$$

ここで、 μ は未知の閾値パラメーター、 $y_{jt}^{\dagger} = \beta'x_{jt} + \varepsilon_{jt}$ は未知の観測値、 β と x_{jt} はそれぞれ $k \times 1$ の係数ベクトルと説明変数ベクトル、 ε_{jt} は標準正規誤差である。この時状態は、「存続」→「会社更生法・民事再生法」→「清算・会社整理」という順序をもって推移する。上記の条件式から、それぞれの状態確率は、

$$\Pr(y_{jt} = 0 | x_{jt}) = \Phi[-\beta'x_{jt}]$$

$$\Pr(y_{jt} = 1 | x_{jt}) = \Phi[\mu - \beta'x_{jt}] - \Phi[-\beta'x_{jt}]$$

$$\Pr(y_{jt} = 2 | x_{jt}) = 1 - \Phi[\mu - \beta'x_{jt}]$$

($\Phi[\cdot]$ は、標準正規分布の累積分布関数) である。よって、対数尤度関数は

$$\ln L = \sum_{j=1}^N \sum_{t=1}^T \{1\{y_{jt} = 0\} \ln \Pr(y_{jt} = 0 | x_{jt}) + 1\{y_{jt} = 1\} \ln \Pr(y_{jt} = 1 | x_{jt}) + 1\{y_{jt} = 2\} \ln \Pr(y_{jt} = 2 | x_{jt})\}$$

となり ($1\{\cdot\}$ は指示関数)、未知パラメーター $\gamma \equiv (\mu, \beta)'$ は最尤法より推定する。参照ケースの Probit-Model においては、状態は「存続」と「会社更生法・民事再生法申請、または清算・会社整理」の2つの状態とし、 $\mu = 0$ と置くことで定式化する。後者の確率は $1 - \Phi[-\beta'x_{jt}] \equiv \Pr(y_{jt}^{\text{Probit}} = 1 | x_{jt})$ と表す。

なお、本稿で行ったプロビット・モデルの推計および倒産確率の計算は、0x version 3.30 を使い、Ordered-probit-model および Probit-model 推計にあたっては

同 OX の Maximize パッケージの MaxBFGS 関数を使用した。

(2) 説明変数

t 期を倒産年度として、説明変数ベクトル $x'_{jt} = (x_{js1} = 1, x_{js2}, \dots, x_{js13})$ は、定数項、4 つの財務変数と 8 つの取引先要因 (変数、またはダミー) で構成した。財務変数とメインバンクの変数は倒産年度 1 期前¹⁴ ($s = t - 1$) のデータを用い、

財務諸変数

$$(x_{js2}, \dots, x_{js5}) =$$

$$\left(\frac{\text{短期借入金} + \text{長期借入金}}{\text{売上高} + \text{流動負債}}, \frac{\text{特別損失}}{\text{総資産}}, \frac{\text{支払利息}}{\text{売上高} + \text{流動資産}}, \frac{\text{営業利益}}{\text{総資産}} \right)$$

の自然対数値¹⁵。

メインバンク

$$(x_{js6}, x_{js9}) = (\text{メインバンク BIS 比率} - 4(\text{or}8)\%, \text{メインバンク不良債権比率}\%) \quad \text{の}$$

自然対数値。BIS 比率について国内基準は 4% (国際基準は 8%) である。また、不良債権比率の分母は、総資産額である。

取引先破綻ダミー

$$(x_{js7}, x_{js8}, x_{js10}, \dots, x_{js13}) =$$

$$\left(\begin{aligned} &\{s = t - 1 \text{ 期のメインバンクが信用組合または信用金庫}\}, \\ &\{s = t - 1 \text{ 期のメインバンクが不明}\}, \\ &\{s = t \text{ 期、または } t - 1 \text{ 期に主要販売先が破綻}\}, \\ &\{s = t \text{ 期に主要株主が破綻}\}, \\ &\{s = t \text{ 期にメインバンクが破綻}\}, \\ &\{s = t \text{ 期から } t - 3 \text{ 期に取引銀行 (メインバンクを除く) が 1 行でも破綻}\} \end{aligned} \right)$$

が成り立つ時に 1 とし、その他で 0 とした。

(3) 倒産確率・期待デフォルトコストへのデフレ・取引関係の影響

() 「期待デフォルトコスト」

ある企業 j が t 期にデフォルトした際に追加的に発生するコストを c_{jt} (定義は、補論 2 参照) とする。この時 t 年度における「デフォルトコスト」は、

¹⁴ 倒産企業について 1 期前の決算データが欠損している場合は、財務変数は 2 期前のものを用いた。

¹⁵ 対数化にあたり、営業利益、B I S、不良債権比率の項は (最小値の絶対値 + 1) を足し込んだ。以下に続く対数変換についても同様。

$C_t = \sum_{j=1}^N c_{jt} \times 1\{\hat{y}_{jt} = 1\}$ となり、その期待値 $E[C_t | X_t \equiv (x_{1t}, \dots, x_{Nt})]$ は次式で与えられる。

$$E[C_t | X_t] = \sum_{j=1}^N c_{jt} \times 1\{\hat{y}_{jt} = 1\} \times F(\hat{y}_{1t}, \dots, \hat{y}_{Nt} | X_t) = \sum_{j=1}^N c_{jt} \times \Pr(\hat{y}_{jt} = 1 | x_{jt})$$

ここで、 $F(\cdot | X_t)$ は X_t を所与としての \hat{y}_{jt} の同時分布で、 $\Pr(\hat{y}_{jt} = 1 | x_{jt})$ は企業 j の t 期デフォルト確率である。「デフォルト確率 (j , t)」について Ordered-Probit-Model は、 $\Pr(y_{jt} = 1 | x_{jt}) \times \text{清算確率} + \Pr(y_{jt} = 2 | x_{jt})$ であるが、Probit-Model では倒産確率 $\Pr(y^{\text{Probit}}_{jt} = 1 | x_{jt})$ により算出している。

(ii) 倒産確率ベースラインからの乖離幅

(π) : デフレの進行、(BIS または 不良債権) : メインバンクの BIS 比率 (または 不良債権比率) が健全行である、または、(k) : 取引先破綻のないといった状況は、説明変数ベクトル x_{jt}^* を用いて表すと以下のようなになる (すべての企業 j に対して)

$$(\pi) : (x_{js2}^*, x_{js4}^*) = \left(\frac{\text{短期借入金} + \text{長期借入金}}{(1 + \pi)\text{売上高} + \text{流動負債}}, \frac{\text{支払利息}}{(1 + \pi)\text{売上高} + \text{流動資産}} \right)$$

の自然対数値 ($\pi = -0.005, -0.01, -0.015, -0.02, -0.03, -0.05$)。

$$(\text{BIS}) : x_{js6}^* = (\text{メインバンクの BIS 比率の下限を } 8\% (\text{or } 12) - 4 (\text{or } 8)\%)$$

の自然対数値。

$$(\text{不良債権}) : x_{js9}^* = (\text{メインバンクの不良債権比率の上限を } 2.5\%)$$

の自然対数値。

$$(\text{破綻}) : k = 10, \dots, 13 \text{ に対し、} x_{jsk}^* = 0$$

例えば ($\pi = -0.01$)、つまり 1% のデフレであれば $\pi = -0.01$ とし、他の変数は一定の下で説明変数ベクトルは $x_{jt}^* = (x_{js1}^* = 1, x_{js2}^*, x_{js3}^*, x_{js4}^*, x_{js5}^*, \dots, x_{js13}^*)$ とする。

これら、(π)、(BIS または 不良債権)、(k) の各状況に応じてデフォルト確率 (j , t) は変化する。そこで、 t 期におけるその平均変化率を推定したものが、以下の「倒産確率ベースラインからの乖離幅」である。

$$\frac{100}{N} \left[\sum_{j=1}^N \Pr(\hat{y}_{jt} = 1 | x_{jt}^*, \tilde{\gamma}) - \Pr(\hat{y}_{jt} = 1 | x_{jt}, \tilde{\gamma}) \right] \quad (\% \text{ポイント、} \tilde{\gamma} : MLE)$$

(iii) 期待デフォルトコストの変動額

(i) の「期待デフォルトコスト」の定義から、 (β, π) 、 (β, BIS) または不良債権)、 (β, k) の各状況下では上述の「倒産確率ベースラインからの乖離幅」が生じることにより、「期待デフォルトコスト」も変動する。その変動額(単位：億円)の推定値は、

$$\Delta \tilde{E}_t \equiv \sum_{j=1}^N c_{jt} \times [\Pr(\hat{y}_{jt} = 1 | x_{jt}^*, \tilde{\gamma}) - \Pr(\hat{y}_{jt} = 1 | x_{jt}, \tilde{\gamma})]$$

となる。この変動額の 95%信頼区間を求めるため、デルタ法に拠って、

$$\tilde{\sigma}_t^2 = [\partial \Delta \tilde{E} / \partial \tilde{\gamma}]' [Asy.Var[\tilde{\gamma}]] [\partial \Delta \tilde{E} / \partial \tilde{\gamma}]$$

より $\tilde{\sigma}_t$ を標準誤差としている ($Asy.Var[\tilde{\gamma}]$ は γ の漸近共分散の推定値)。これより、 $\Delta \tilde{E}_t$ の 95%信頼区間は、 $[\Delta \tilde{E}_t \pm z_{2.5} \times \tilde{\sigma}_t]$ である ($z_{2.5}$ は、標準正規分布の上側 2.5% 点)。ただし信頼区間については、平均的な企業を想定しスコア $(\frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \hat{\beta}^i x_{jt}^*, \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \hat{\beta}^i x_{jt})$ にて、デフォルト確率 $(\Pr(\hat{y}_{jt} = 1 | x_{jt}^*, \tilde{\gamma}), \Pr(\hat{y}_{jt} = 1 | x_{jt}, \tilde{\gamma}))$ を評価している。

(補論 2) デフォルトコストの算出方法

以下では、デフォルトコスト c_{jt} の算出方法について説明する。本稿では、「存続していれば得られたであろう将来利益の割引現在価値」と「企業資本ストックの清算価値」との差を「デフォルトコスト」と定義する。分析では、(i)有形固定資産以外の消滅分と、(ii)有形固定資産の消滅分、の 2 つに分類してそれぞれ計算し、それらを積み上げることで求められる。

(i) 有形固定資産以外の消滅分

有形固定資産以外の消滅分は、平均 Tobin の q_{jt} の概念 (q_{jt} の導出は、補論 3 を参照。) を応用する。 q_{jt} の分子 = 存続していれば得られたであろう将来利益の割引現在価値、 q_{jt} の分母 = 企業資本ストックの再取得価格、である。よって、有形固定資産以外の消滅分は、

$$c_{jt}^{Tobin} = \text{平均の } q_{jt} \text{ の分子} - \text{平均の } q_{jt} \text{ の分母}$$

で近似される。なお、分母は補論4で説明する土地を含む有形固定資産の再取得価格であり、土地に関しては六大都市・市街地価格指数を土地以外の有形固定資産は各投資財デフレーターを掛けることにより名目値に変換している。また、異常値調整のために、平均の q_{jt} の分子の下限は0、平均の q_{jt} 自体の上限は5としている。

(ii) 有形固定資産の消滅分

有形固定資産の消滅分は、土地以外の有形固定資産が清算される場合にその再取得価格を大幅に割り引いて売却されるという想定のもとで計算している。具体的には、4つのタイプの有形固定資産 ($i=1$: 工具器具、 $i=2$: 車両運搬具、 $i=3$: 機械設備、 $i=4$: 建物・構築物) の再取得価格 (時価) にそれぞれ一定の「掛け目 (discount-rate)」を掛け合わせ、本来の再取得価格との差をとることで求める。なお、割り引く際の掛け目は、日本では先行研究がないため Ramey and Shapiro (2001) が推計したものをを用いた。具体的に用いた掛け目は、工具器具 ($i=1$) が 0.629、車両運搬具 ($i=2$) が 0.419、機械設備 ($i=3$) が 0.631、そして建物・構築物 ($i=4$) が 0.688 である。

よって、第 j 企業、 t 年度の有形固定資産の消滅分は、

$$c_{jt}^{SR} = \sum_{i=1}^4 r_i \times p_{ii} \times k_{jti}$$

となる。ここで、 r_i はタイプ i の掛け目、 p_{ii} は各投資財デフレーター、 k_{jti} は各実質資本ストックである。

以上より、デフォルトコスト c_{jt} ($= c_{jt}^{Tobin} + c_{jt}^{SR}$) が求まるが、前節の各年度 t の期待デフォルトコスト $E[C_t | X_t \equiv (x_{1t}, \dots, x_{Nt})]$ に関しては、デフォルトコスト c_{jt} とデフォルト確率 $\Pr(\hat{y}_{jt} = 1 | x_{jt}, \tilde{\gamma})$ がともに求まった企業数 j のみに対して和をとった。

(補論 3) 平均 Tobin の q の算出

平均 Tobin の q は、将来利益の割引現在価値を資本ストックの再取得価格で除すことによって算出される。以下では、われわれが用いた平均 Tobin の q 算出方法の概要を説明する。

(1) 将来利益の割引現在価値

平均 Tobin の q の分子にあたる「将来利益の割引現在価値」に関しては、通常、その価値を近似的に反映するとされる株価が用いられるが、本稿のような非上場企業に対しては株価が存在せず、このアプローチは適用できない。そこで、Abel and Blanchard (1986)、Blanchard, Rhee, and Summers (1990)、鈴木(2001)に従い、当期の利益を調達コストで割り引いた値を用いる。

具体的には、(税引き後利益 + 減価償却費 + 支払利息) で定義される利益がランダムウォーク過程に従うと仮定して、次のように計算した。

「将来利益の割引現在価値」

$$= (\text{税引き後利益} + \text{減価償却費} + \text{支払利息}) / \text{利子率}$$

ただし、税引き後利益 = 経常利益 - (税引き後当期利益 - 税引き前当期利益)、また、利子率は、各企業ごとの「支払利息 / (短期借入金 + 長期借入金その他の固定負債 + 割引手形)」の平均をとることによって求めた。

(2) 資本ストックの再取得価格

平均 Tobin の q の分母にあたる「資本ストック」に関しては、(補論 4) および (補論 5) で算出される実質資本ストック(除く土地)と土地ストックの前期末分合計を用いた。

(補論 4) 実質資本ストック (再取得価格) の算出

本稿では、東京商工リサーチのデータベースに収録された 1984 年以降の財務データを使って、資産別に資本ストックの再取得価格を計算し、それを集計することによって有形固定資産の再取得価格の総額を作成した。具体的な作成方法は以下の通り¹⁶。

< 資産別設備投資 (除く土地) >

¹⁶ Hayashi and Inoue(1991)、鈴木 (2001)、小川・北坂 (1998) も同様の方法を採用している。

資産別名目設備投資額は、以下の定式化にもとづいて算出される。

$$\text{当期名目設備投資額} = \text{当期末有形固定資産簿価} - \text{前期末有形固定資産簿価} \\ + \text{当期減価償却額}$$

こうして算出した資産別名目設備投資額を、資産別投資財価格でデフレートすることで資産別実質設備投資額を求めている。なお、資産別の投資財デフレーターは、建物・構築物については卸売物価指数の建設材料を、機械装置、車両・運搬具、工具・備品については同指数の資本財を用いている。

本稿の分析に用いた東京商工リサーチのデータベースには、減価償却額が記録されていないので、各期の有形固定資産残高に、業種別・資産別・期別の償却率をかけた値を減価償却額とした。償却率に関しては、日本政策投資銀行の「企業財務データバンク」に収録されている財務データから次のように計算した。資本金1億円以上10億円未満の企業について、資産別有形固定資産残高と減価償却額について業種別・決算年度別に平均をとり、「償却率 = 減価償却費 / 有形固定資産残高」とした後で、算出した償却率に移動平均 MA(3)をかけ、短期的変動を除去したものを用いている。なお、資本金1億円以上10億円未満ではデータが存在しない業種や、算出された償却率が0となる資産・期が4割を超える業種については、同業種で資本金10億円以上の企業を使って計算した値を代わりに用いた。

< 資産別実質資本ストック（除く土地） >

先行研究に倣って、恒久棚卸法(Perpetual-Inventory-Method)に基づき先程の資産別実質設備投資額と、資本ストックの物的償却率を用いて、以下の計算式に従い作成している。なお、資本ストックの物的償却率(δ)については、Hayashi-Inoue が用いた資産別の数値（建物：4.7%、構築物：5.64%、機械装置：9.489%、船舶・車両・運搬設備：14.70%、工具・備品：8.838%）を利用している。

$$K_{jt} = (1 - \delta)K_{jt-1} + I_{jt}$$

K_{jt} : 企業 j の t 期における資産別実質資本ストック

I_{jt} : 企業 j の t 期における資産別実質設備投資額

δ : 資産別物的償却率

(補論5) 時価ベースでの土地ストックの算出

本稿における各企業(jで表示)の土地ストックの系列については、恒久棚卸

法に従って計算している¹⁷。時価のベンチマークについては、1984年度以降財務データで溯れるところまで溯り、はじめて財務データに現れた年の簿価表示の土地ストックに、時価・簿価比率¹⁸を乗じて時価の土地ストック($LANDY$)を求めた。

その後の逐年値については、以下の計算式により作成した。

$$NILAND_{jt} = \begin{cases} ILAND_{jt} & (ILAND_{jt} \geq 0 \text{ のとき}) \\ ILAND_{jt} \frac{p_t^L}{p_{t-1}^L} & (ILAND_{jt} < 0 \text{ のとき}) \end{cases}$$

$$LANDY_{jt} = LANDY_{jt-1} \frac{p_t^L}{p_{t-1}^L} + NILAND_{jt}$$

$NILAND_{jt}$: 企業 j の t 期における土地純増額

$ILAND_{jt}$: 企業 j の (t 期末土地ストック簿価 - ($t-1$) 期末土地ストック簿価)¹⁹

$LANDY_{jt}$: 企業 j の t 期における土地ストック時価

p_t^L : t 期の土地価格

地価(p_t^L)については、六大都市・市街地価格指数(日本不動産研究所)の全用途平均を利用(ただし、原データは半期データであるため、各半期毎の平均値を年度の値として利用)。土地の減少(売却)については、最も最近時点に購入されたものだとする「後入先出法」の仮定に基づいている。

なお、このようにして土地保有残高を求めた場合、時価ベースでの土地保有残高が負の値になるケースがあるので、そのような場合は、その期の時価ベースの土地保有残高を、簿価ベースでの土地保有残高に時価・簿価比率をかけることによって求め、土地の純増加額については、便宜的に $LANDY_{jt} - LANDY_{jt-1} (p_t^L / p_{t-1}^L)$ とした。

¹⁷ 小川・北坂(1998)、鈴木(2001)、Hoshi and Kashyap(1990)も同様の手法を用いている。

¹⁸ 時価・簿価比率については、「国民経済計算年報」の民間非法人企業の土地資産残高(時価ベース)を、「法人企業統計年報」の簿価ベースの土地残高で除した値を利用した。

¹⁹ 利用した非上場企業データの財務項目には、土地増加額、土地減少額の項目がないため、この方法を採用した。

【表1】財務諸変数のサンプル属性

平均	(%)	
	全標本	倒産前期
債務/売上高(平均)	36.55	59.46
(標準偏差)	91.21	86.53
(最大値)	7857.30	1167.70
(最小値)	0.00	5.44
特別損失/総資産(平均)	2.38	7.28
(標準偏差)	8.72	23.08
(最大値)	507.61	242.92
(最小値)	0.00	0.00
支払利息/売上高(平均)	0.88	1.47
(標準偏差)	2.43	1.65
(最大値)	239.20	21.29
(最小値)	0.00	0.00
営業利益/総資産(平均)	2.42	-0.01
(標準偏差)	5.91	6.96
(最大値)	63.54	17.67
(最小値)	-235.01	-82.74

注)上記のサンプル属性は、対数値などに変形する前のデータに基づく。
また、0.005未満の値は0.00とした。

【表2】取引銀行の業態別割合

・メインバンクの業態別割合

	(%)	
	全標本	倒産前期
都銀・長銀・信託	53.67	64.50
第一地銀	30.30	17.92
第二地銀	4.46	7.17
信金・信組	5.84	6.51

・取引銀行の業態別割合

	(%)	
	全標本	倒産前期
都銀・長銀・信託	59.26	
第一地銀	18.02	
第二地銀	8.58	
信金・信組	14.14	

注)メインバンクは含まない。

【表3-1】メインバンクのサンプル属性

・メインバンクBIS・不良債権比率(国際基準)
(BIS国際基準8%が適用される
メインバンクの割合:69.9%)

	(%)	
	全標本	倒産前期
BIS比率(平均)	11.62	12.27
(標準偏差)	5.33	7.00
(最大値)	44.47	44.47
(最小値)	2.99	2.99
不良債権比率(平均)	3.50	4.03
(標準偏差)	1.54	2.38
(最大値)	14.99	14.99
(最小値)	1.43	1.43

・メインバンクBIS・不良債権比率(国内基準)
(BIS国内基準4%が適用される
メインバンクの割合:30.0%)

	(%)	
	全標本	倒産前期
BIS比率(平均)	8.79	8.46
(標準偏差)	2.24	2.44
(最大値)	19.90	16.18
(最小値)	0.27	2.27
不良債権比率(平均)	5.99	6.78
(標準偏差)	3.52	2.37
(最大値)	26.86	12.48
(最小値)	1.88	3.07

注)これらのサンプル属性は、対数値などに変形する前のデータに基づく。

【表3-2-1】メインバンクの推移（全標本における頻度）

t-2期 -> t-1期	(度数)				
	都長銀・信託	第一地銀	第二地銀	信金・信組	不明・無し
都長銀・信託	13872	139	83	75	95
第一地銀	101	6674	20	23	50
第二地銀	41	28	908	9	10
信金・信組	73	26	6	1195	14
不明・無し	267	156	34	66	67

注) 倒産年度をt期としている。

【表3-2-2】メインバンクの推移（全標本における割合）

t-2期 -> t-1期	(%)				
	都長銀・信託	第一地銀	第二地銀	信金・信組	不明・無し
都長銀・信託	97.3	1.0	0.6	0.5	0.7
第一地銀	1.5	97.2	0.3	0.3	0.7
第二地銀	4.1	2.8	91.2	0.9	1.0
信金・信組	5.6	2.0	0.5	90.9	1.1
不明・無し	45.3	26.4	5.8	11.2	11.4

注) 倒産年度をt期としている。

【表4】取引先破綻ダミー作成に用いた破綻数

倒産年度	(社数)					
	1997年度	1998年度	1999年度	2000年度	2001年度	2002年度
販売先が破綻	59	89	88	108	258	267
株主が破綻	8	7	8	17	27	12
メインバンクが破綻	107	60	21	3	3	0
取引銀行が破綻	283	988	247	29	73	0
社数	4352	4551	4754	4818	4782	4481

注1) 倒産年度をt期としている。

注2) 販売先・株主・取引銀行の破綻については、ある被取引企業が複数の取引先に同年度に破綻されても1社として勘定している。また、取引銀行にメインバンクは含めていない。

注3) ある銀行が複数の企業の取引先になっている場合、複数の銀行が破綻したものとしている。

【表5-1】 Ordered-Probit-Modelの推計結果

	Coef.	(Std.Err)	想定符号
閾値パラメーター	0.276	(0.020) ***	+
定数項	0.898	(0.519) *	
債務/売上高	0.110	(0.037) ***	+
特別損失/総資産	0.064	(0.012) ***	+
支払利息/売上高	0.173	(0.035) ***	+
営業利益/総資産	-1.672	(0.454) ***	-
メインバンクの自己資本比率	-0.071	(0.027) ***	-
メインバンクの信組ダミー	-0.044	(0.107)	
メインバンクなしダミー	-0.202	(0.122) *	
メインバンクの不良債権比率	0.078	(0.027) ***	+
主要販売先破綻ダミー	0.266	(0.085) ***	+
主要株主破綻ダミー	0.784	(0.210) ***	+
メインバンク破綻ダミー	0.424	(0.170) **	+
取引銀行破綻ダミー	0.095	(0.049) *	+
対数尤度	-2028.32		
サンプル数	31250		
企業数 (倒産数)	6325 (352)		
平均・推定倒産確率1 (%)	0.569		
(倒産前期・%)	1.195		
平均・推定倒産確率2 (%)	0.554		
(倒産前期・%)	1.213		

注1) 「***」、「**」、「*」はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

注2) 倒産確率1は会社更生法等に至る確率を、倒産確率2は清算等に至る確率を意味している。

【表5-2】 Probit-Modelの推計結果

	Coef.	(Std.Err)	想定符号
定数項	0.957	(0.520) *	
債務/売上高	0.104	(0.037) ***	+
特別損失/総資産	0.066	(0.012) ***	+
支払利息/売上高	0.185	(0.035) ***	+
営業利益/総資産	-1.672	(0.454) ***	-
メインバンクの自己資本比率	-0.074	(0.027) ***	-
メインバンクの信組ダミー	-0.042	(0.107)	
メインバンクなしダミー	-0.208	(0.123) *	
メインバンクの不良債権比率	0.080	(0.027) ***	+
主要販売先破綻ダミー	0.278	(0.085) ***	+
主要株主破綻ダミー	0.837	(0.210) ***	+
メインバンク破綻ダミー	0.412	(0.173) **	+
取引銀行破綻ダミー	0.093	(0.049) *	+
対数尤度	-1779.75		
サンプル数	31250		
企業数 (倒産数)	6325 (352)		
平均・推定倒産確率 (%)	1.128		
(倒産前期・%)	2.450		

注) 「***」、「**」、「*」はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

【表6-1-1】デフレ率変化による倒産確率ベースラインからの乖離幅（2001年度）
---Ordered-Probit-Model---

(%ポイント)

下落率	0.5%	1%	1.5%	2%	3%	5%
会社更生法・民事再生法	0.0012	0.0024	0.0036	0.0049	0.0074	0.0124
清算・会社整理	0.0014	0.0028	0.0042	0.0056	0.0085	0.0143
倒産確率	0.0026	0.0052	0.0079	0.0105	0.0158	0.0267

注1) 倒産確率ベースラインとは、各推定確率のある年度における平均値を意味している。

ここでは、デフレの下での各推定確率の平均値と倒産確率ベースラインとの差分を示している。

注2) 「倒産確率」は、会社更生法等に至る確率と清算等に至るそれとの和で、「デフォルト確率」は「清算確率」を用いて算出したものである。以下の表組みについても同様。

【表6-1-2】デフレ率変化による倒産確率ベースラインからの乖離幅（2001年度）
---Probit-Model---

(%ポイント)

下落率	0.5%	1%	1.5%	2%	3%	5%
倒産確率	0.0027	0.0053	0.0080	0.0107	0.0161	0.0272

【表6-2-1】デフレ1%による各年度の倒産確率ベースラインからの乖離幅
---Ordered-Probit-Model---

(%ポイント)

年度	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
会社更生法・民事再生法	0.0022	0.0024	0.0024	0.0023	0.0024	0.0025	0.0025
清算・会社整理	0.0025	0.0027	0.0027	0.0026	0.0028	0.0029	0.0028
倒産確率	0.0047	0.0051	0.0051	0.0049	0.0052	0.0054	0.0053

【表6-2-2】デフレ1%による各年度の倒産確率ベースラインからの乖離幅
---Probit-Model---

(%ポイント)

年度	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
倒産確率	0.0048	0.0052	0.0052	0.0050	0.0053	0.0055	0.0054

【表7-1】 全取引先要因による各年度の倒産確率ベースラインからの乖離幅

---Ordered-Probit-Model---

(%ポイント)

年度	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
会社更生法・民事再生法	-0.104	-0.143	-0.125	-0.090	-0.115	-0.144	-0.109
清算・会社整理	-0.121	-0.172	-0.150	-0.107	-0.138	-0.166	-0.125
倒産確率	-0.225	-0.315	-0.275	-0.197	-0.253	-0.311	-0.234

注) 全取引先要因とは、次の表にある個別取引要因が同時に発生した場合を想定している。

【表7-1-1】 個別取引先要因による各年度の倒産確率ベースラインからの乖離幅

---Ordered-Probit-Model---

(%ポイント)

年度	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
取引銀行破綻なし	-0.068	-0.127	-0.110	-0.091	-0.087	-0.024	-0.006
主要販売先破綻なし	-0.016	-0.021	-0.032	-0.025	-0.056	-0.063	-0.066
主要株主破綻なし	-0.012	-0.012	-0.012	-0.015	-0.029	-0.014	0.000
BISが健全行	-0.120	-0.131	-0.108	-0.046	-0.081	-0.170	-0.122
不良債権比率が健全行	-0.028	-0.055	-0.038	-0.030	-0.021	-0.066	-0.059

注1) ここでの乖離幅は、「倒産確率」より算出している。

注2) 「取引銀行破綻」とは、メインバンクの破綻も含む。

注3) 健全行 (BIS) とは、国際基準が適用されるメインバンクのBIS下限を12%に、国内基準では下限を8%に想定した場合である。健全行 (不良債権比率) については、上限を2.5%としている。以下の表組みについても同様。

【表7-2】 全取引先要因による各年度の倒産確率ベースラインからの乖離幅

---Probit-Model---

(%ポイント)

年度	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
倒産確率	-0.231	-0.322	-0.282	-0.201	-0.262	-0.324	-0.244

【表7-2-1】 個別取引先要因による各年度の倒産確率ベースラインからの乖離幅

---Probit-Model---

(%ポイント)

年度	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
取引銀行破綻なし	-0.066	-0.125	-0.108	-0.089	-0.086	-0.023	-0.006
主要販売先破綻なし	-0.017	-0.022	-0.034	-0.026	-0.059	-0.067	-0.070
主要株主破綻なし	-0.014	-0.013	-0.014	-0.017	-0.033	-0.015	0.000
BISが健全行	-0.125	-0.137	-0.113	-0.048	-0.084	-0.178	-0.128
不良債権比率が健全行	-0.028	-0.057	-0.039	-0.031	-0.021	-0.069	-0.061

【表8-1-1】 デフレ率変化による期待デフォルトコストの変動額（2001年度）
---Ordered-Probit-Model---

（億円）

下落率	0.5%	1%	1.5%	2%	3%	5%
平均Tobin のq の応用	1.8	3.5	5.3	7.1	10.7	18.2
Ramey-Shapiro の応用	4.5	9.1	13.7	18.3	27.6	46.6
上記2つの積み上げ	6.3	12.7	19.0	25.4	38.4	64.7
95%信頼区間	0.58	1.17	1.76	2.35	3.55	6.00
対売上高比（%ポイント）	0.0007	0.0015	0.0022	0.0030	0.0045	0.0076

- 注1) 期待デフォルトコストは「デフォルト確率」より算出している。
 注2) 期待デフォルトコストの変動（上記2つの積み上げ）の95%信頼区間は、
 [上記2つの積み上げ- 95%信頼区間 , 上記2つの積み上げ+ 95%信頼区間]となる。
 注3) 対売上高比とは、全企業の期待デフォルトコストの和（上記2つの積み上げ）を全企業の
 売上高の和で割ったものである。ここでは、デフレの下での対売上高比と、ベースライン
 から算出したそれとの差分を示している。以下の表組みについても同様。

【表8-1-2】 デフレ率変化による期待デフォルトコストの変動額（2001年度）
---Probit-Model---

（億円）

下落率	0.5%	1%	1.5%	2%	3%	5%
平均Tobin のq の応用	2.0	4.0	6.0	8.0	12.1	20.5
Ramey-Shapiro の応用	5.0	10.1	15.2	20.3	30.6	51.6
上記2つの積み上げ	7.0	14.1	21.2	28.3	42.8	72.1
95%信頼区間	0.63	1.27	1.91	2.55	3.86	6.53
対売上高比（%ポイント）	0.0008	0.0017	0.0025	0.0033	0.0050	0.0084

【表8-2】 デフレ1%による各年度の期待デフォルトコストの変動額
---Ordered-Probit-Model---

（億円）

年度	1997	1998	1999	2000	2001	2002
平均Tobin のq の応用	-2.2	-3.2	-2.5	-0.9	3.5	0.5
Ramey-Shapiro の応用	6.8	7.3	7.6	7.8	9.1	8.2
上記2つの積み上げ	4.6	4.1	5.1	6.9	12.7	8.7
95%信頼区間	0.68	0.65	0.64	0.81	1.17	0.98
対売上高比（%ポイント）	0.0005	0.0005	0.0006	0.0009	0.0015	0.0011

【表9-1】 個別取引先要因による各年度の期待デフォルトコストの変動額
 ---Ordered-Probit-Model---

(億円)

年度	1997	1998	1999	2000	2001	2002
取引銀行破綻なし	-41	21	-123	-128	-279	-11
主要販売先破綻なし	15	-3	14	-46	-105	-72
主要株主破綻なし	14	15	2	-3	3	-37
BISが健全行	-32	1	14	-25	-115	-345
不良債権比率が健全行	-23	-31	-14	-25	-12	-166
全取引先要因	-59	20	-93	-219	-474	-590
9.5%信頼区間	73	93	83	81	130	134

注1) 期待デフォルトコストは「デフォルト確率」と「積み上げコスト」より算出している。

注2) 9.5%信頼区間は全取引先要因に対するものである。

注3) 健全行(BIS)とは、国際基準が適用されるメインバンクのBIS下限を12%に、国内基準では下限を8%に想定した場合である。健全行(不良債権比率)については、上限を2.5%としている。以下の表組みについても同様。

【表9-2】 個別取引先要因による各年度の期待デフォルトコストの変動額
 ---Probit-Model---

(億円)

年度	1997	1998	1999	2000	2001	2002
取引銀行破綻なし	-44	17	-132	-138	-301	-12
主要販売先破綻なし	18	-3	16	-53	-121	-83
主要株主破綻なし	17	18	2	-3	3	-44
BISが健全行	-37	0	14	-28	-131	-392
不良債権比率が健全行	-26	-35	-16	-28	-14	-186
全取引先要因	-64	16	-100	-244	-526	-671
9.5%信頼区間	79	101	89	88	141	145

表10. 法人企業統計調査・調査対象企業

調査対象法人数(社)

資本金区分	1,000万円未満	1,000万円以上 1億円未満	1億円以上 10億円未満	10億円以上	合計
平成12年度	1,360,361 53.38%	1,156,152 45.37%	26,414 1.04%	5,472 0.21%	2,548,399
平成14年度	1,420,220 54.06%	1,173,103 44.66%	27,960 1.06%	5,671 0.22%	2,626,954

売上高(億円)

資本金区分	1,000万円未満	1,000万円以上 1億円未満	1億円以上 10億円未満	10億円以上	合計
平成12年度	987,118 6.88%	5,926,357 41.30%	2,167,131 15.10%	5,269,673 36.72%	14,350,278
平成14年度	998,875 7.53%	5,229,188 39.41%	2,032,211 15.32%	5,007,745 37.74%	13,268,020

注) 下段は構成比。

図1. 企業倒産の推移

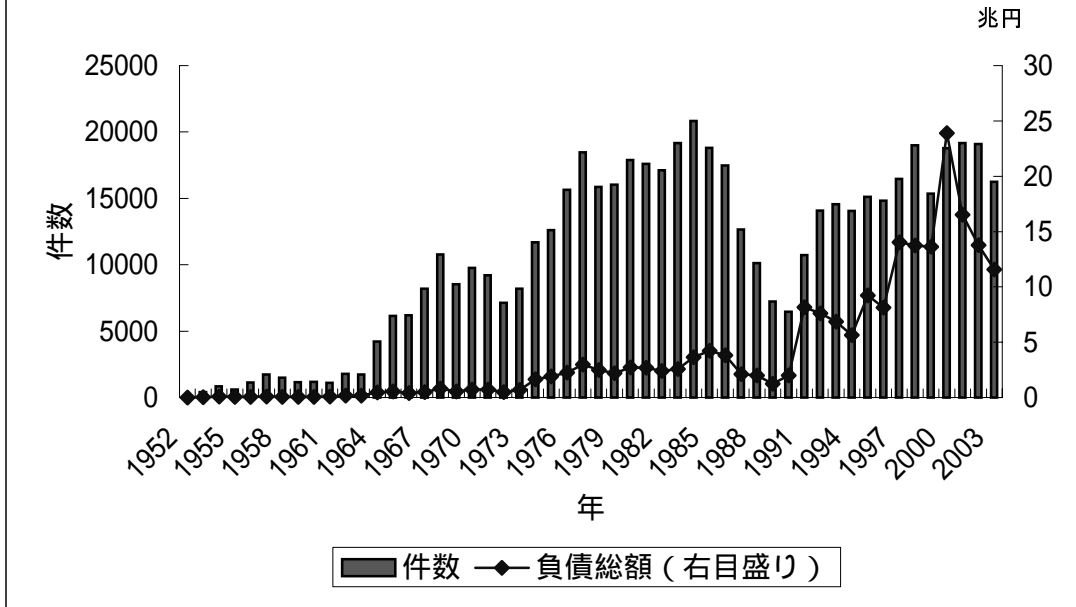


図2. 日銀短観・資金繰りDI

