

デフォルト・コストの観点からみた デフレのコスト分析

ふくだ しんいち かすや むねひさ なかはら しん
福田 慎一 / 粕谷 宗久 / 中原 伸

要 旨

本稿では、近年続いているマイルドなデフレ下で発生する負債デフレ (debt-deflation) の弊害を、上場企業 (含む店頭・地方上場) の財務データをもとに期待デフォルト・コストの観点から検証した。分析では、期待デフォルト・コストは、デフォルト・コストと倒産確率の積として算出される。プロビット・モデルを用いた倒産確率の推計では、実質債務残高や特別損失は倒産確率に対して有意にプラスの影響を、メイン・バンクの自己資本比率は有意にマイナスの影響を及ぼした。この結果から、販売価格下落による収益の圧迫や実質債務負担の高まりや、株価下落による特別損失の増加とメイン・バンクの体力低下などは、企業の倒産確率を有意に上昇させることがわかる。この結果を用いて、価格変動が期待デフォルト・コストに与える影響を分析してみると、一般物価の下落は、地価や株価に比べてその下落率がマイルドな場合でも、実質債務負担の上昇が企業の期待デフォルト・コストを上昇させることが明らかになった。ただし、上場企業のみを対象とした本研究では、マイルドなデフレ下における負債デフレのコストは、金額ベースでは限定的なものにとどまった。

キーワード：デフレ、デフレのコスト、倒産確率、デフォルト・コスト、
プロビット・モデル、順序プロビット・モデル

本稿は、日本銀行ワーキングペーパーNo. 03-J-6を加筆・修正したものである。本稿の作成に当たっては、2名の匿名レフェリー、日本銀行調査統計局のスタッフの方々、および第6回統計研究会「金融班」夏期コンファレンス (函館) 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、宮川努、岩本康志、関根敏隆、鎌田康一郎、亀田制作の各氏のコメントは、本稿を改善するうえで大変役立った。また、赤司健太郎氏、佐々木明果氏、吉田住枝氏には図表の整理等で協力していただいた。ただし、本稿に示されている意見は日本銀行あるいは調査統計局の公式見解を示すものではない。また、ありうべき誤りは筆者たち個人に属する。

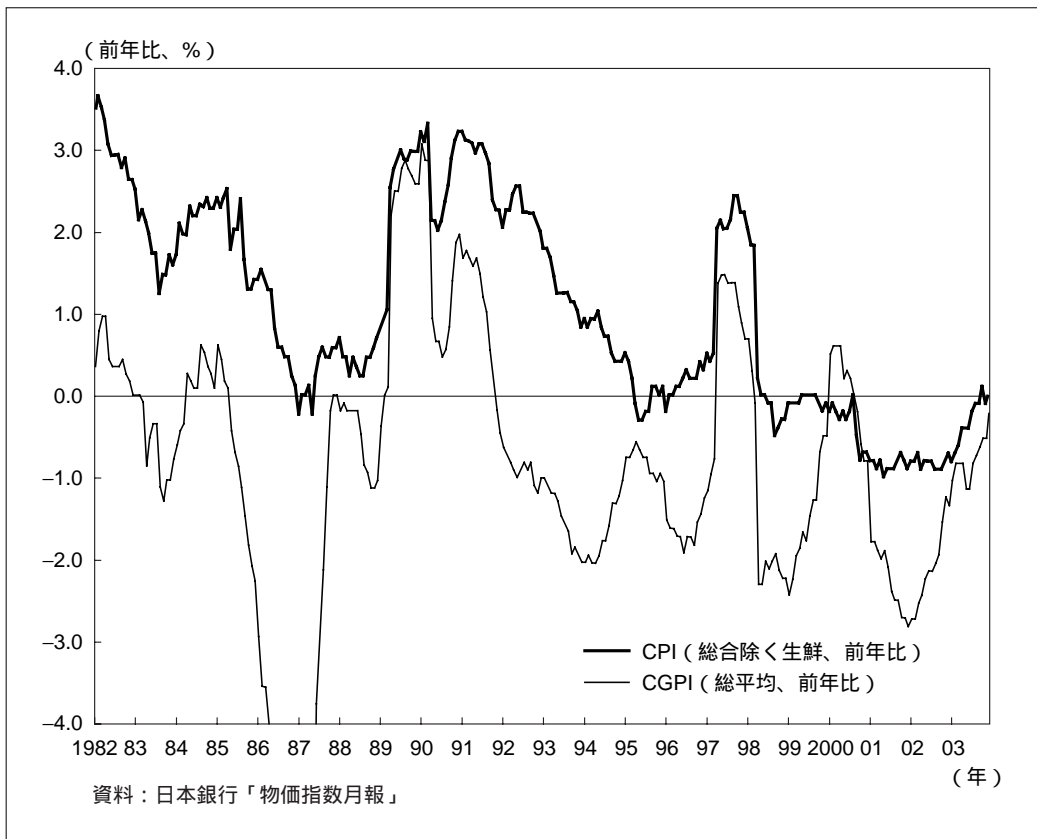
福田 慎一 東京大学大学院経済学研究科教授 (E-mail : sfukuda@e.u-tokyo.ac.jp)
粕谷 宗久 日本銀行調査統計局 (E-mail : munehisa.kasuya@boj.or.jp)
中原 伸 日本銀行調査統計局 (E-mail : shin.nakahara-7830@boj.or.jp)

1. はじめに

本稿の目的は、日本で近年続いているマイルドなデフレーションによって発生する「負債デフレ (debt-deflation)」の弊害を、個別企業の期待デフォルト・コストを集計することによって定量的に評価することにある。ここ数年における価格の動向をみると、CPIやCGPIといった一般物価の下落が顕著になっている。その下落率は地価や株価の下落率に比べるとマイルドなものである。しかし、2000年に入って、その下落幅はこれまでよりもむしろ拡大している様子が窺われる(図1)。

伝統的な経済学では、マイルドなデフレのコストは小さいと考える立場がむしろ主流であった。特に、ミルトン・フリードマンの「最適通貨量の理論 (optimal quantity of money)」では、緩やかなデフレは資源配分上むしろ好ましいことと主張された (Friedman [1969])。しかしながら、近年では、不況下に発生する物価の下落は、所得分配に影響を与えることによって弊害を経済にもたらすことが指摘されている¹。

図1 価格変動の様子



1 こうしたデフレのさまざまな経済的なコストについては、白塚 [2001]、新開 [1995] を参照。

例えば、名目金利が一定期間契約によって固定されている場合、デフレは実質金利を高めることによって債務者から債権者への意図せざる所得移転をもたらす。特に、低金利下でデフレ圧力が加わった場合には、「名目金利の非負制約」の存在から、名目金利を引き下げる方向での調整には限界が存在し、デフレ期待の強まりによって期待実質金利がむしろ上昇する可能性がある（例えば、Goodfriend [2000a, b] や De Long [1999]）。また、「名目賃金の下方硬直性」が存在する場合、極めて低いインフレ率のもとでは実質賃金の調整がスムーズに行われず、雇用者から労働者への意図せざる所得移転がもたらされる（例えば、木村 [1999] や Akerlof, Dickens and Perry [1996]、Bernanke *et al.* [1999]）。

しかしながら、これらのデフレのコストは必ずしも大きくないと考えられる。例えば、吉川 [2000] は1990年代の前半に実質金利が大幅に下落したにもかかわらず景気はむしろ悪化したとし、実質金利が日本経済に与える効果は限定的であると指摘している。また、マクロ・レベルでみた場合、名目賃金の下方硬直性も必ずしも大きくなく、実質賃金はここ数年むしろ下落している（Kimura and Ueda [2001]）。したがって、これらのコストに注目するだけでは、今日の日本経済におけるデフレのコストは十分にとらえることができない。

これに対して、過剰債務問題が深刻化する中、今日の日本経済では、負債デフレがもたらす弊害は少なくない可能性がある。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。このような負債デフレの考え方は、大恐慌の原因がデフレにあるとしたアーピング・フィッシャー（Fisher [1933]）が古典的な研究であり、近年でも De Long [1999]、岩田 [2001] などがデフレの大きな弊害として唱えている。

負債デフレは、債務者から債権者へ意図せざる所得の移転を伴うという点では、先に述べた実質金利の上昇の効果と同じである。このため、フィッシャーが負債デフレを考察した際には、実質金利の上昇の効果を含めて議論している。しかしながら、デフレによる債務者の負担の増加は、実質金利の増加よりも実質債務残高の上昇による効果の方がはるかに大きいと考えられる。そこで、本稿では、負債デフレの弊害をデフレによって発生する実質債務残高の状況がもたらすコストの観点から考察することにする。

負債デフレが、単なる債務者から債権者への所得移転である場合、その影響は所得分配上の問題に過ぎない。しかしながら、今日の日本経済のように多くの債務者が過剰債務を抱えている状況のもとでは、負債デフレは債務者の過剰債務問題をさらに深刻化させ、必要以上に企業の清算をもたらす可能性が高い。すなわち、負債デフレによる実質債務残高の上昇は、企業の倒産確率を上昇させ、企業が倒産した際に失われる企業価値（以下、「デフォルト・コスト」とよぶ）を社会的に増大させると考えられる。

そこで、以下では、ブレーナード＝トービンのq理論（Brainard-Tobinのq）を応用することによって、デフレによる弊害を企業が破綻した際に生じるデフォルト・

コストの観点から評価・検討する。企業の資産は企業特種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、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。Ramey and Shapiro [2001] らによって明らかにされたように、企業が倒産して清算される場合、既存の有形固定資産は、土地などを例外とすれば、その再取得価格を大幅に割り引いて売却・清算される。したがって、既存の有形固定資産の価値の目減りによって発生するコストは、重要なデフォルト・コストの1つと考えられる。しかし、企業が清算された場合に失われる資産は、有形固定資産に限らない。「のれん」のような企業の無形資産は、そのような資産の1つであろう。また、労働者が企業特種的な技能を持っている場合、倒産によって労働者が解雇されれば、それだけ人的資産が社会的に失われることになる。本稿では、そのような資産価値を株価から推計し、デフォルト・コストの1つとしてとらえることとする。

本稿では次に、各企業の倒産確率をプロビット・モデル(二項プロビットおよび順序プロビット・モデル)から推計する²。プロビット・モデルの説明変数として用いたのは、実質債務残高、営業利益、特別損失、メイン・バンクの自己資本比率といった各種の財務変数である。データは、非パネル・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。各企業の期待デフォルト・コストは、計算された倒産確率とデフォルト・コストとの積として算出され、それを全上場企業に関して集計することによって、社会的な期待デフォルト・コストが計算される。分析では、このような社会的な期待デフォルト・コストがデフレによってどれくらい増加するかが推計される。

本稿でわれわれが「デフレ」とよぶ際には、すべての販売価格の同率な低下をもたらす一般物価の下落をさす。したがって、「デフレ」が各企業の販売価格にもたらす効果は同じである。しかし、同じ率の販売価格の低下であっても、企業特性によってその期待デフォルト・コストに与える影響は異なる。以下では、上場企業(含む店頭・地方上場)の財務データをもとに、「デフレ」が販売価格の下落を通じて各企業の倒産確率を上昇させ、期待デフォルト・コストをどれだけ増加させるかを推計する。ただし、コストの比較の観点から、本稿では同時に、一般物価の下落に加えて、地価の下落および株価の下落がデフォルト・コストに与える影響も取り入れた推計も行う。そして、販売価格下落による収益の圧迫、実質債務負担の高まり、地価下落による担保能力の低下、株価下落による有価証券評価損の増加というルートから倒産確率が変化し、結果としてどの程度、期待デフォルト・コストが上昇するかを比較する。

2 プロビット・モデルを使った倒産確率の推計は、これまでも幅広く行われている。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 *et al.* [2003] などがあり、日本国内では小田・村永 [1996] や大村ほか [2002] などがある。

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、実質債務残高や特別損失が有意にプラスの影響を、営業利益率やメイン・バンクの自己資本比率がマイナスの影響を、それぞれ倒産確率に対して与えることが確認された。次に、こうした倒産確率を用いて個別企業ごとに期待デフォルト・コストを算出し、一般物価および地価、株価が下落した場合どの程度増加するかを確認した。その結果、地価や株価に比べてその下落率がマイルドな場合でも、一般物価の下落によって期待デフォルト・コストは有意に上昇し、2000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45.6億円の期待デフォルト・コストの増加を上場企業全体にもたらすことが明らかとなった。ただし、その金額は年間のGDPが500兆円にも及ぶ日本経済全体の規模からすると小さく、倒産確率が低い上場企業を対象とする限り、マイルドなデフレ下における期待デフォルト・コストは限定的なものにとどまることも示唆される。

本稿の構成は、以下のとおりである。まず、2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、3節ではプロビット・モデルを使って倒産確率を推計する。次に、4節では、2節と3節で求めた期待デフォルト・コストを利用して、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5節では本稿の分析に残された課題について検討する。

2．期待デフォルト・コスト

(1) 定義

本稿のはじめにも述べたように、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、トービンの q 理論にもとづいて、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。すなわち、企業が倒産した場合、その差 v だけ、当該企業の価値が社会的に減じると考える。

仮に上で定義した以外の倒産コスト（例えば、取引費用）が無視できるほど小さいとすると、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」とよぶ）は、各企業の v と倒産確率の積として求められる。すなわち、 G を当該企業の倒産確率とすると、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。

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

本稿では、(a)会社更生法や民事再生法を申請した場合、および(b)清算や会社

整理が行われた場合に、デフォルト・コストは発生すると考える。ただし、同じ法的整理であっても、(a)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、会社更生法や民事再生法を申請した場合でも、自力再生が期待されるケースでは、デフォルト・コストは発生しないものとする。以下では、このような前提条件のもとで、まず個別企業の財務データからデフォルト・コストおよび倒産確率をそれぞれ推計し、それにもとづいて個別企業の期待デフォルト・コストを算出する。

(2) デフォルト・コストの推計

イ．株価による近似

はじめに、(1)式において v で表したデフォルト・コストの算出方法について説明する。以下では、デフォルト・コストは、「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される。一般に、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が、株価が企業の価値を正確に反映している限り、その値は近似的には株価に反映されるものである。そこで、以下では各企業の株価総額を使って将来利益の割引現在価値を近似する。

厳密に言えば、株価は存続したときの将来利益ばかりでなく、倒産リスクも反映するので、この近似は誤差を含むものである。しかし、以下の分析において対象とする上場企業の大半では倒産確率が割引率に比べてきわめて小さいので、それによって発生する誤差はさほど大きくないと考えられる。

例えば、各期の期待利益を π^e 、利子率を r 、倒産確率を p 、清算価値を L とそれぞれ表し、簡単化のため、それらの値は時間を通じて一定であるとしよう。このとき、 t 期の株価に反映される t 期の企業価値 V_t は、近似的に、

$$\begin{aligned} V_t &\equiv \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1-p}{1+r} \right)^i [\pi^e + \{p/(1-p)\}L] \\ &= [1/(r+p)][(1-p)\pi^e + pL], \end{aligned} \quad (2)$$

と表すことができる。一方、企業が倒産しないものとして求めた t 期における将来利益の割引現在価値 X_t は、近似的に、

$$\begin{aligned} X_t &\equiv \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^i \pi^e \\ &= \pi^e / r, \end{aligned} \quad (3)$$

と表される。したがって、 t 期における将来利益の割引現在価値 X_t と t 期の企業価値 V_t との差は、

$$X_t - V_t = [p/(r+p)][(1+r)X_t - L_t], \quad (4)$$

となる。この値は、各期の倒産確率 p が利子率 r に比べて十分に小さい場合や $(1+r)X_t - L_t$ の値が小さい場合、大きくない。

以下の分析では、上場企業のみを対象としているため、大半の企業では倒産確率 p はきわめて小さい。また、倒産確率が無視できない企業では、 $(1+r)X_t - L_t$ の値が小さくなっていると考えられる。したがって、上の結果から、以下で計算されるデフォルト・コストは、誤差を含むものであるが、その誤差は小さいと判断できる。

以下では、 t 期の企業価値 V_t は株価に反映されるものとし、 $v_t \equiv V_t - L_t$ として、デフォルト・コスト v を計算する（ここで、 L_t は t 期の資本ストックの清算価値）。理論上正しいデフォルト・コストの定義は $v_t \equiv X_t - L_t$ であるので、このようにして計算されたデフォルト・コストは真のデフォルト・コストの値を過大評価している。しかしながら、上の単純化されたケースで示したように、上場企業のみを対象とした以下の分析では、その誤差は小さいと考えられる。

ロ．2つのデフォルト・コスト

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。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、それらを積み上げることにする。計算方法の詳細は補論2に譲るが、その概要は以下のとおりである。

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」から、実質資本ストック残高の再取得価格を差し引いたもの（いわゆる平均トービンの q ）によって計算する。具体的には、株価総額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くことによって計算される。ここで、有形固定資産だけでなく流動資産等も差し引くのは、流動資産等は倒産によって価値が減価するとは考えにくいからである。差引きによって計算された値には、企業特殊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、平均トービンの 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。

次に、(ii)有形固定資産の消滅分については、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、米国における先行研究（Ramey and Shapiro [2001]）が推計したものをういた（対応表は、補論2を参照）。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。

3．倒産確率

(1) 倒産確率の推計

イ．プロビット・モデル

倒産確率は、プロビット・モデルによって推計される。分析では、(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、被説明変数が0、1、2の値をそれぞれとる順序プロビット・モデルをベンチ・マーク・ケースとして推計する³。(2)と(3)を区別したのは、(2)の場合、企業は再生される可能性があることを考慮したからである。ただし、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の値をとる二項プロビットも同時に推計した。

プロビット・モデルのスコアを計算する際の説明変数の選択については、まず先行研究の結果を参考にしながらいくつかの予備的推計を行った。その結果、比較的结果が安定していると考えられる変数として、(i)「債務・売上高比率」の対数値、(ii)「債務に対する土地保有高の比率」の対数値×「不動産・建設業ダミー」、(iii)「営業利益/総資産」の対数値、(iv)「特別損失/総資産」の対数値、(v)「支払利息・売上高比率」の対数値、(vi)「メイン・バンクの自己資本比率」の6変数を採用した。データは、非パネル・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。最終的な推計は、これら6つの変数に加えて、製造業を1とする業種ダミーを定数項ダミーとして用いて行った（説明変数を設定した定式化、および

3 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、特別清算については清算・会社整理に含んでいる。

説明変数の詳細については補論1(2)を参照)⁴。

ロ．説明変数の意味

6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正規化したものであり、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⁵。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。

(ii)の「債務に対する土地保有高の比率」は、時価ベースでの土地保有高を総借入金で割ったものであり、土地の担保価値が倒産確率を低下させる可能性を定式化したものである。地価下落によって土地の担保能力が低下した場合、この項によって倒産確率が増加することになる。ただし、係数ダミーを加えないで推計した場合、「債務に対する土地保有高の比率」は統計的に有意な結果が得られなかった。このため、「債務に対する土地保有高の比率」に関しては、不動産・建設業ダミーを係数ダミーに加えて推計を行った。

(iii)の「営業利益/総資産」および(iv)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、本業の損失を表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。株価下落によって有価証券評価損が膨らむ場合に特別損失は増加する傾向にあるので、(iv)の項によって、株価の倒産確率に与える影響が部分的にとらえられることになる。

(v)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正規化したものであり、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。

説明変数(i)~(v)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、企業倒産は、企業側の要因のみならず、企業活動の資金を供給する側である金融機関の健全性も影響を与えている可能性が考えられる。(vi)「メイン・バンクの自己資本比率」は、BIS基準でのメイン・バンクの自己資本比率を国際・国内業務要因を調整することによって説明変数として加えたもの

4 われわれのデータは企業数に比べて時系列の数が限られている。したがって、標準的な固定効果モデルにはインシデンタル・パラメータ問題 (incidental parameters problem) が発生している可能性がある (Greene [2003] p.697)。また、われわれの行っている倒産分析では、倒産した後は必ずデータがなくなるため、0と1の間を確率的に推移する2項モデルではなく、ロジット・モデルでもチェンバレンの方法の適用が困難である。したがって、以下の分析では、定数項ダミーは製造業ダミーにとどめた。

5 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。ただ、われわれの推計では、減価償却費を変数に加えても有意ではなかったため、説明変数から取り除いている。

である⁶。本稿では、各年度における金融機関借入金のうちで、最も借入金比率が高い銀行（ただし、公的金融機関を除く）をメイン・バンクと定義した。株価下落によってメイン・バンクの有価証券評価損が膨らむ場合に自己資本比率のTier IIIは減少するので、この項によっても株価の倒産確率に与える影響がとらえられることになる。

倒産確率は、推計されたプロビット・モデルから計算される。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自力再生できなかった事後的確率を清算確率とよび、 $\text{清算確率} = 1 - \text{自力弁済した企業(13社)}/\text{民事再生・会社更生申請企業(77社)}$ とする。そして、以下で順序プロビット・モデルの倒産確率を計算する際には、その確率を掛け合わせて倒産確率を求めるものとする。具体的には、順序プロビット・モデルの倒産確率は、「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、二項プロビットについては、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倒産確率としている）。

（2）データおよび推計結果

以下の分析で対象とするのは、地方上場や店頭上場を含む上場企業全体である。ただし、金融・保険業、公的色彩の強い電力・ガス・水道・鉄道の業種に属する企業、公社から民営化されたNTTとJT、前期および当期の時価ベースでの土地保有残高がゼロとなった企業、1992～2001年の間に吸収・合併をされた企業、金融機関からの借入金が1992～2001年を通してゼロとなっている企業のうち、『会社四季報』、『日経Financial-Quest』、『企業系列総覧』（週刊東洋経済、臨時増刊/data bank）からメイン・バンクが判明しなかった企業については、それぞれサンプルから取り除いている。

分析では、1993～2002年度の各年度中に倒産が発生する確率を、その前年度末（決算期）のデータを使ってプロビット・モデルで推計する。ただし、1992年度以降に上場した企業については、上場以降が分析対象となるため、データは非バランス・パネルデータである。分析の対象となった企業総数は3,905社であり、そのうちの95社が1993～2002年度の期間中に倒産した。各企業の財務データは日本政策投資銀行の企業財務データバンクの決算データから、またそのメイン・バンクの自己資本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。なお、「支払利息・売上高比率」に関しては、他の説明変数に比べて統計的な有意性が少し低かったため、これを説明変数に加えないケースと加えたケースの両方の推計を行った。

6 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[2000]らにおいて指摘されている。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。このような修正自己資本比率を用いて倒産確率を推計することは今後の課題としたい。

それらの推計結果が表1であり、「支払利息・売上高比率」を説明変数に加えないケースが表1(1)に、加えたケースが表1(2)にまとめられている。推定されたパラメータは、いずれも想定どお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、5%水準でのみ有意な「支払利息・売上高比率」を除けば、他のすべての説明変数は1%水準で統計的に有意な値をとっている。これらの結果は、われわれの選択した説明変数が、上場企業の倒産確率を説明するうえで非常に有益な情報を提供していることを示唆している。

表1 プロビット・モデルの推計結果

(1) (推計結果1) 支払利息を含めないケース

	順序プロビット・モデル		二項プロビット		想定符号
	Coef.	(Std.Err.)	Coef.	(Std.Err.)	
債務・売上高比率	0.516	(0.063)**	0.524	(0.065)**	+
メイン・バンクの自己資本比率	-0.367	(0.096)**	-0.380	(0.097)**	-
ダミー×土地保有残/負債	-0.120	(0.046)**	-0.125	(0.046)**	-
営業利益	-0.202	(0.061)**	-0.203	(0.061)**	-
特別損失	0.126	(0.032)**	0.131	(0.032)**	+
業種ダミー	-0.340	(0.109)**	-0.334	(0.110)**	
対数尤度	-341.9		-309.0		
サンプル数	19,344		19,344		
企業数	3,810		3,810		

資料：日本政策投資銀行「企業財務データバンク」、全国銀行協会連合会「全国銀行財務諸表分析」
備考：**、*はそれぞれ1%、5%水準で有意であることを示す。

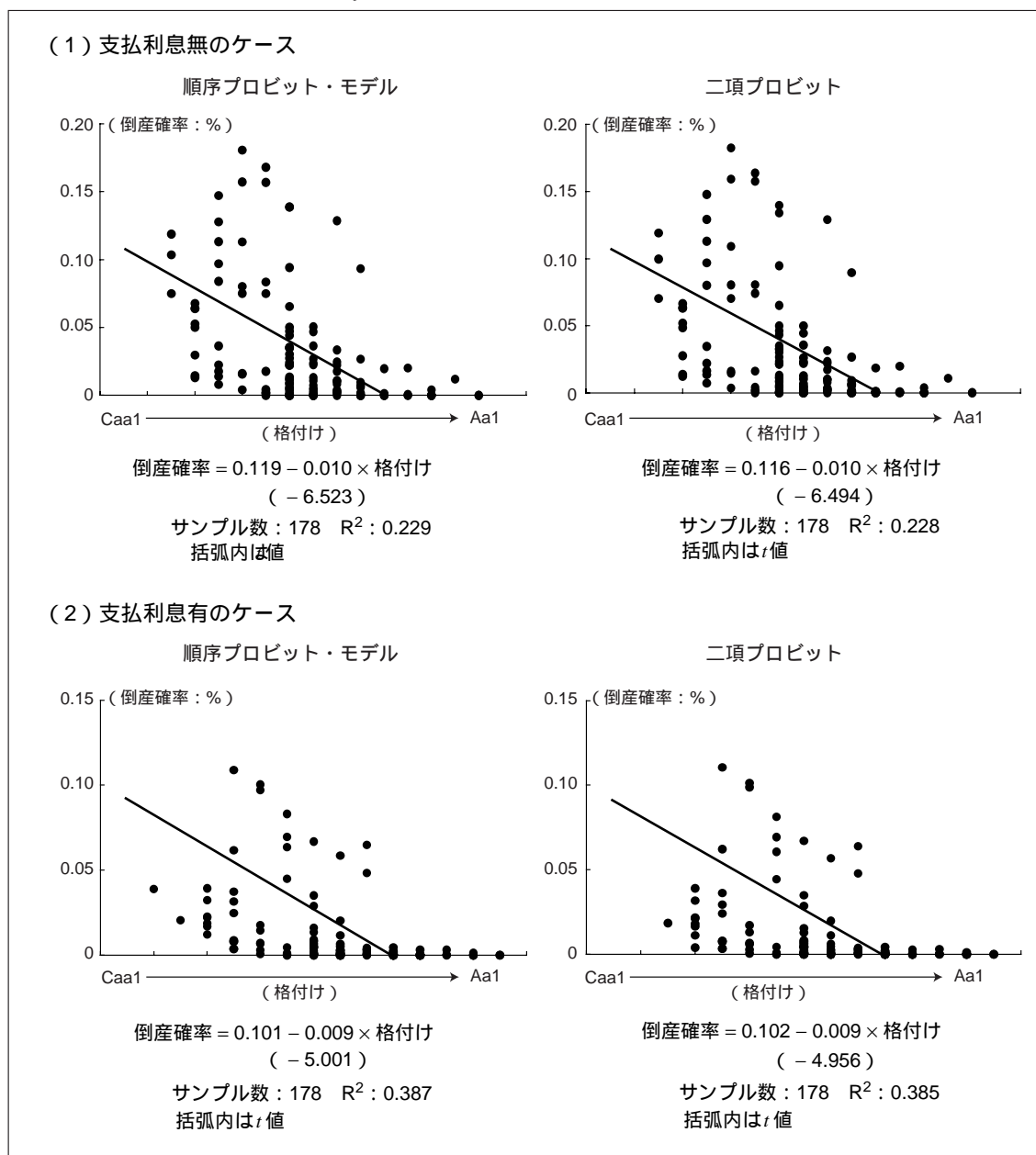
(2) (推計結果2) 支払利息を含めるケース

	順序プロビット・モデル		二項プロビット		想定符号
	Coef.	(Std.Err.)	Coef.	(Std.Err.)	
債務・売上高比率	0.391	(0.078)**	0.395	(0.079)**	+
メイン・バンクの自己資本比率	-0.350	(0.100)**	-0.364	(0.101)**	-
ダミー×土地保有残/負債	-0.142	(0.047)**	-0.148	(0.047)**	-
営業利益	-0.206	(0.061)**	-0.207	(0.062)**	-
特別損失	0.129	(0.032)**	0.134	(0.032)**	+
業種ダミー	-0.331	(0.110)**	-0.324	(0.111)**	
支払利息/売上高	0.186	(0.072)*	0.193	(0.073)**	+
対数尤度	-338.4		-305.3		
サンプル数	19,344		19,344		
企業数	3,810		3,810		

資料：日本政策投資銀行「企業財務データバンク」、全国銀行協会連合会「全国銀行財務諸表分析」
備考：**、*はそれぞれ1%、5%水準で有意であることを示す。

プロビット・モデルの推計結果から導出される倒産確率も、概ね妥当なものである。例えば、2001年度末（決算期）の財務データを用いて、順序プロビット・モデルおよび二項プロビットの推計結果から得られる各企業の倒産確率とムーディーズ（2002年3月時点）の格付けをプロットしてみると、図2に示したように、有意にマイナスの相関がみとれる。この結果は、格付けの高い企業ほどわれわれの推計でも倒産確率が低くなることを示している。また、A以上の格付けをもつ企業の倒産

図2 倒産確率と格付け（Moody's）との相関関係



確率はほぼゼロとなっている。

ただし、計算された倒産確率は、特に低格付けの企業において、ムーディーズの公表するデフォルト率よりもかなり低くなっている。これは、われわれの倒産の定義が、債権放棄を含まないなど、ムーディーズのデフォルトの定義よりもかなり厳しいものであることによる。また、計算された倒産確率は、その期の倒産確率のみを示しており、今後数年間に当該企業が倒産する確率は、当然のことながら計算された倒産確率よりもはるかに大きい。

4. デフレによるデフォルト・コストの変化

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。このような負債デフレが、単なる債務者から債権者への所得移転である場合、その影響は所得分配上の問題に過ぎない。しかしながら、負債デフレによる実質債務残高の上昇は、企業の倒産確率を上昇させ、企業が倒産した際に失われる企業価値を社会的に増大させると考えられる。

以下では、2節および3節で求めた倒産確率およびデフォルト・コストを使って、(1)式より個別企業ごとに期待デフォルト・コストを算出し、それによってデフレのコストを推定する。本稿では負債デフレのコストのみに関心があるため、推定に当たっては、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。倒産確率の変動および期待デフォルト・コストの算出に際しては、2000年度末（決算期）の上場・店頭企業（3,810社）の財務データを利用し、当該年度に $-0.5 \sim -5.0\%$ の範囲で一般物価の下落が発生した場合にそれによって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⁷。なお、倒産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。

(1) 倒産確率への影響

イ. 「デフレ」の意味

同じ物価下落のもとにあっても、販売価格の下落幅は企業によって大きなばらつきがある。これは、各企業の販売価格の下落の多くが、企業特殊的な要因に起因するからである。しかし、本稿でわれわれが「デフレ」とよぶ際には、すべての販売価格の同率な低下をもたらす一般物価の下落をさすものとする。以下では、企業特

⁷ ただし、2001年度と2002年度に倒産した企業は除いている。

殊的な要因に起因する販売価格の下落を所与として、「一般物価の下落」によって倒産確率がどの程度変動するかを考察する。

われわれのモデルでは、一般物価の下落の影響は、「債務・売上高比率」や「支払利息・売上高比率」の項を通じて倒産確率に影響を与える。なぜなら、債務残高や支払利息が契約期間中は名目値で固定されている場合、一般物価の下落は、販売価格の下落を通じて実質債務や実質利払いの負担を増加させ、倒産確率を上昇させるからである。このインパクトは、「負債デフレ」のメカニズムをとらえたものといえる。

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。したがって、以下の算出結果には、「ルーカス批判」が当てはまる。しかし、少なくとも短期的には貨幣錯覚によって、一般物価の下落から発生する名目売上高の下落はそれ以外の原因で発生する名目売上高の下落と同じ効果を倒産確率に与える可能性が高い。また、仮に実質債務負担の増加が一般物価の下落によってもたらされてい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。

ロ．複数年にわたる影響：残存期間考慮版

近年の倒産予測に関する研究では、外生的なショックの今年度の倒産確率への影響だけでなく、複数年にわたる影響を考える方が一般的である（例えば、Shumway [2001] およびその引用文献を参照）。しかし、議論をデフレの影響に限定した場合、デフレが複数年にわたって倒産確率に与える影響は、他のショックに比べて限定的であると考えられる。なぜなら、負債デフレの原因は債権債務契約が名目値で固定されることにあり、名目値が変更される長期ではその影響はなくなってしまうと考えられるからである。ただし、債権債務契約のなかには、その名目値が複数年にわたって固定される長期契約も存在する。そこで、以下では、一般物価の変化が当期の実質債務残高にのみ影響を及ぼすケース（以下、単年度版とよぶ）に加えて、長期の借入金に関しては一般物価下落が複数年にわたって実質債務残高を上昇させるケース（以下、残存期間考慮版とよぶ）も同時に考えることとする。

債権債務の長期契約の影響を考察する場合の1つの問題点は、長期契約の残存期間（maturity）をどのように推計するかである。入手可能な財務データでは、「短期借入金」、「長期借入金」、「残存期間が1年未満の長期借入金」の区別はされているが、1年超の長期借入金の残存期間は一般にはわからない。そこで以下では、福田 [2003] 第2章の方法によって残存期間ごとの債務残高を推計し、長期の借入金に関しては一般物価下落が複数年にわたって実質債務残高を上昇させるケース（残存期間考慮版）を考えることとする。各推計の詳細については補論1(3)を参照してい

ただきたいが、残存期間考慮版では、2000年度のデフォルト・コストが今後も変化しないものと仮定して2000年度から5年間の期待デフォルト・コストを計算し、利付国債（10年）の2000年度平均値（1.659%）を用いてそれらの割引現在価値が計算されている⁸。

八．推計結果

表2は、プロビット・モデルで一般物価が $-0.5 \sim -5.0\%$ の範囲で下落した際に、当期の名目債務残高や名目利払額が変化しないと仮定して、次期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⁹。いずれも前節で示した順序プロビット・モデルおよび二項プロビットそれぞれの推計結果のもとに算出されたものであり、表2(1)~(2)は支払利息を説明変数に含めないケース、表2(3)~(4)は支払利息を説明変数に含めたケースの結果をベースとしている。

全産業・製造業・非製造業のいずれを対象とした場合でも、倒産確率の変化は非常に小さいものである。例えば、順序プロビット・モデルの推計結果（支払利息を説明変数に含めないケース）の結果をみた場合（表2(1)）、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、残存期間考慮版でも、全産業平均で約0.0023%、非製造業平均で約0.0037%にとどまっている。しかし、いずれのケースにおいても、価格下落に伴い、緩やかな倒産確率の上昇が確認できる。また、当然のことながら、その上昇幅は、価格下落幅が大きければ大きいほど、また単年度版よりも残存期間考慮版の方がそれぞれ大きくなっている。

(2) 期待デフォルト・コストへの影響

次に、こうした価格下落に伴う倒産確率の上昇によって、期待デフォルト・コストがどの程度上昇するのかのシミュレーションを行う。シミュレーションでは、一般物価が $-0.5 \sim -5.0\%$ 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（平均トービンの q の応用）および(ii)有形固定資産の消滅分（Ramey and Shapiro [2001]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る。なお、推計における標準誤差を考慮するため、期待デフォルト・コストに関するシミュレーション結果は、点推定に加えて、95%信頼区間の値も計算した。

8 厳密には、一般物価は長期債務の支払利息の実質価値も複数年にわたって上昇させるはずであるが、支払利息の残存期間の推計は困難であるため、以下ではこの影響は無視し、単年度の上昇効果のみを推計する。

9 本稿における倒産確率の推計では、一般物価の変動は当期の名目債務残高を変化させないことを前提にしている。しかし、短期の債務に関しては、一般物価の変動が当期の名目債務残高を変化させるかもしれない。そこで、われわれは当期の短期の名目債務残高が物価変動に応じて変化するケースの推計も行った。結果としては、倒産確率、期待デフォルト・コストの乖離幅が若干小さくなる等の差異はみられるが、以下の分析結果と大幅に乖離するものではなかった。

表2 デフレによる倒産確率の変化

(1) 順序プロビット・モデル：支払利息無

デフレによる倒産確率ベースラインからの乖離幅（業種別、平均値）

一般物価下落の場合（単年度）

(%)

下落率	0.5%	1.0%	1.5%	2.0%	3.0%	5.0%
全産業	0.000757	0.001522	0.002297	0.003080	0.004675	0.007979
製造業	0.000395	0.000795	0.001200	0.001610	0.002445	0.004178
非製造業	0.001178	0.002370	0.003575	0.004795	0.007275	0.012412

一般物価下落の場合（残存期間考慮）

(%)

下落率	0.5%	1.0%	1.5%	2.0%	3.0%	5.0%
全産業	0.001137	0.002287	0.003449	0.004626	0.007019	0.011974
製造業	0.000554	0.001114	0.001681	0.002254	0.003423	0.005845
非製造業	0.001817	0.003654	0.005512	0.007390	0.011212	0.019121

(2) 二項プロビット：支払利息無

デフレによる倒産確率ベースラインからの乖離幅（業種別、平均値）

一般物価下落の場合（単年度）

(%)

下落率	0.5%	1.0%	1.5%	2.0%	3.0%	5.0%
全産業	0.000777	0.001564	0.002359	0.003164	0.004802	0.008198
製造業	0.000409	0.000824	0.001243	0.001668	0.002533	0.004329
非製造業	0.001206	0.002426	0.003660	0.004909	0.007448	0.012709

一般物価下落の場合（残存期間考慮）

(%)

下落率	0.5%	1.0%	1.5%	2.0%	3.0%	5.0%
全産業	0.001164	0.002341	0.003532	0.004736	0.007187	0.012263
製造業	0.000572	0.001150	0.001736	0.002328	0.003535	0.006038
非製造業	0.001855	0.003730	0.005626	0.007544	0.011445	0.019521

(3) 順序プロビット・モデル：支払利息有

デフレによる倒産確率ベースラインからの乖離幅（業種別、平均値）

一般物価下落の場合（単年度）

(%)

下落率	0.5%	1.0%	1.5%	2.0%	3.0%	5.0%
全産業	0.000548	0.001100	0.001659	0.002222	0.003367	0.005726
製造業	0.000269	0.000541	0.000816	0.001094	0.001658	0.002821
非製造業	0.000872	0.001753	0.002643	0.003541	0.005363	0.009118

一般物価下落の場合（残存期間考慮）

(%)

下落率	0.5%	1.0%	1.5%	2.0%	3.0%	5.0%
全産業	0.000859	0.001726	0.002602	0.003487	0.005284	0.008989
製造業	0.000386	0.000775	0.001169	0.001567	0.002374	0.004042
非製造業	0.001411	0.002837	0.004276	0.005730	0.008682	0.014766

(4) 二項プロビット：支払利息有

デフレによる倒産確率ベースラインからの乖離幅（業種別、平均値）

一般物価下落の場合（単年度）

(%)

下落率	0.5%	1.0%	1.5%	2.0%	3.0%	5.0%
全産業	0.000560	0.001126	0.001697	0.002273	0.003444	0.005857
製造業	0.000278	0.000559	0.000843	0.001129	0.001711	0.002912
非製造業	0.000889	0.001787	0.002694	0.003610	0.005468	0.009296

一般物価下落の場合（残存期間考慮）

(%)

下落率	0.5%	1.0%	1.5%	2.0%	3.0%	5.0%
全産業	0.000876	0.001761	0.002655	0.003558	0.005392	0.009172
製造業	0.000397	0.000799	0.001204	0.001614	0.002446	0.004163
非製造業	0.001436	0.002886	0.004350	0.005829	0.008832	0.015021

表3は、全産業・製造業・非製造業それぞれで、一般物価が $-0.5\sim-5.0\%$ の範囲で下落する場合、実額ベースで期待デフォルト・コストがどれだけ上昇したかをまとめたものである。表3(1)~(2)は支払利息を説明変数に含めないケース、表3(3)~(4)は支払利息を説明変数に含めたケースの結果をベースとしている。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。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、有形固定資産以外の消滅分が有形固定資産の消滅分の約2倍であり、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よりも、人的資本の喪失などその他のロスに起因する方が大きいことがわかる。この結果は、点推定だけでなく、95%信頼区間の値でも成立する。

例えば、標準ケースとして、全産業を対象とした順序プロビット・モデルの推計結果（支払利息を説明変数に含めないケース）をもとに、一般物価が -1.0% だけ下落したケースのシミュレーションを行った場合を表3(1)でみてみよう。この場合、

の残存期間考慮版の点推定では、有形固定資産以外の消滅分が約30.4億円、有形固定資産の消滅分が約15.1億円となり、積上げのケースでみて約45.6億円の期待デフォルト・コストが発生することがわかる。これを95%信頼区間でみた場合でも、下限値は、有形固定資産以外の消滅分が約18.1億円、有形固定資産の消滅分が約8.5億円、積上げのケースで約26.7億円となり、依然として無視できない金額の期待デフォルト・コストが発生することがわかる。

これら期待デフォルト・コストの金額は、の単年度版の場合では、多少小さくなる。しかし、単年度版でも、一般物価が -1.0% だけ下落したケースの期待デフォルト・コストは、点推定で約20.8億円程度、95%信頼区間でみた下限値は約12.1億円程度となっている。また、これらの結果は、二項プロビットの推計結果を用いたケース（表3(2)）でも、ほとんど変わらない。以上の結果は、倒産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。

当然のことながら、期待デフォルト・コストは、一般物価の下落が大きければ大きいほど大きい。これを残存期間考慮版の積上げのケースでみてみると、物価の下落率が -0.5% 、 -1.0% 、 -1.5% 、 -2.0% 、 -3.0% 、 -5.0% と変化していくにつれて、期待デフォルト・コストの点推定は、約22.6億円、約45.6億円、約68.7億円、約92.2億円、約139.9億円、約238.8億円へと上昇していく。特に、物価の下落率が倍となると、期待デフォルト・コストは倍率以上に上昇するという非線形的な関係がある。このことは、デフレが一時的にせよ深刻となれば期待デフォルト・コストの上昇が加速的に大きくなる可能性を示唆するものである。

表3 期待デフォルト・コストの変化

(1) 順序プロビット・モデル：支払利息無

期待デフォルト・コスト(実額)の変動 - 物価変動無からの乖離分 -

一般物価下落の場合(単年度)

(億円)

下落率	0.5%	1.0%	1.5%	2.0%	3.0%	5.0%
平均トービンのqの応用	6.7	13.6	20.5	27.5	41.7	71.3
95%信頼区間	12.3	24.8	37.5	50.3	76.4	130.9
	4.0	8.1	12.2	16.3	24.8	42.2
Ramey and Shapiroの応用	3.6	7.3	11.0	14.7	22.3	38.1
95%信頼区間	6.8	13.7	20.7	27.8	42.3	72.3
	2.0	4.0	6.1	8.1	12.3	21.0
上記2つの積上げ	10.4	20.8	31.4	42.2	64.1	109.4
95%信頼区間	19.1	38.5	58.2	78.1	118.7	203.3
	6.0	12.1	18.3	24.5	37.1	63.2

一般物価下落の場合(残存期間考慮)

(億円)

下落率	0.5%	1.0%	1.5%	2.0%	3.0%	5.0%
平均トービンのqの応用	15.1	30.4	45.9	61.5	93.4	159.4
95%信頼区間	26.8	53.9	81.4	109.2	165.9	283.8
	9.0	18.1	27.3	36.6	55.5	94.6
Ramey and Shapiroの応用	7.5	15.1	22.9	30.6	46.5	79.4
95%信頼区間	13.8	27.8	41.9	56.2	85.4	146.0
	4.2	8.5	12.9	17.3	26.2	44.6
上記2つの積上げ	22.6	45.6	68.7	92.2	139.9	238.8
95%信頼区間	40.6	81.7	123.3	165.4	251.3	429.8
	13.3	26.7	40.2	53.9	81.7	139.2

(2) 二項プロビット：支払利息無

期待デフォルト・コスト(実額)の変動 - 物価変動無からの乖離分 -

一般物価下落の場合(単年度)

(億円)

下落率	0.5%	1.0%	1.5%	2.0%	3.0%	5.0%
平均トービンのqの応用	6.9	13.8	20.8	27.9	42.4	72.5
95%信頼区間	12.6	25.4	38.3	51.4	78.2	134.0
	4.1	8.2	12.3	16.5	25.0	42.6
Ramey and Shapiroの応用	3.7	7.4	11.2	15.0	22.8	38.9
95%信頼区間	7.0	14.1	21.3	28.5	43.4	74.2
	2.0	4.1	6.2	8.3	12.5	21.3
上記2つの積上げ	10.5	21.2	32.0	42.9	65.2	111.4
95%信頼区間	19.6	39.4	59.6	79.9	121.5	208.2
	6.1	12.2	18.5	24.8	37.5	63.9

一般物価下落の場合(残存期間考慮)

(億円)

下落率	0.5%	1.0%	1.5%	2.0%	3.0%	5.0%
平均トービンのqの応用	15.3	30.8	46.5	62.3	94.6	161.5
95%信頼区間	27.3	54.9	82.9	111.3	169.1	289.3
	9.1	18.3	27.5	36.9	56.0	95.3
Ramey and Shapiroの応用	7.7	15.4	23.2	31.1	47.3	80.7
95%信頼区間	14.1	28.4	42.9	57.5	87.4	149.4
	4.3	8.6	13.0	17.4	26.4	45.0
上記2つの積上げ	23.0	46.2	69.7	93.5	141.9	242.2
95%信頼区間	41.4	83.4	125.8	168.8	256.5	438.6
	13.4	26.9	40.5	54.3	82.4	140.3

表3（続き）

(3) 順序プロビット・モデル：支払利息有

期待デフォルト・コスト（実額）の変動 - 物価変動無からの乖離分 -

一般物価下落の場合（単年度）

（億円）

下落率	0.5%	1.0%	1.5%	2.0%	3.0%	5.0%
平均トービンのqの応用	5.9	11.8	17.8	23.9	36.2	61.6
95%信頼区間	7.8	16.0	24.4	33.2	51.9	94.2
	1.5	3.0	4.5	6.0	9.0	15.1
Ramey and Shapiroの応用	3.0	6.1	9.1	12.2	18.6	31.6
95%信頼区間	4.5	9.1	14.0	19.0	29.7	53.8
	0.7	1.4	2.0	2.7	4.1	6.8
上記2つの積上げ	8.9	17.9	27.0	36.1	54.8	93.2
95%信頼区間	12.3	25.1	38.4	52.2	81.6	148.0
	2.2	4.4	6.6	8.7	13.1	21.9

一般物価下落の場合（残存期間考慮）

（億円）

下落率	0.5%	1.0%	1.5%	2.0%	3.0%	5.0%
平均トービンのqの応用	14.6	29.3	44.2	59.2	89.7	152.7
95%信頼区間	18.9	38.4	58.7	79.8	124.4	225.0
	3.6	7.1	10.7	14.3	21.4	35.8
Ramey and Shapiroの応用	6.9	13.9	20.9	28.1	42.5	72.4
95%信頼区間	9.8	20.0	30.5	41.5	64.7	116.9
	1.6	3.1	4.7	6.2	9.3	15.6
上記2つの積上げ	21.5	43.2	65.1	87.3	132.3	225.1
95%信頼区間	28.7	58.4	89.2	121.2	189.1	341.9
	5.1	10.2	15.4	20.5	30.7	51.3

(4) 二項プロビット：支払利息有

期待デフォルト・コスト（実額）の変動 - 物価変動無からの乖離分 -

一般物価下落の場合（単年度）

（億円）

下落率	0.5%	1.0%	1.5%	2.0%	3.0%	5.0%
平均トービンのqの応用	6.0	12.0	18.1	24.3	36.8	62.7
95%信頼区間	8.0	16.3	24.9	33.8	52.9	96.0
	1.6	3.2	4.8	6.5	9.8	16.7
Ramey and Shapiroの応用	3.1	6.2	9.3	12.5	18.9	32.1
95%信頼区間	4.6	9.3	14.3	19.4	30.3	55.0
	0.7	1.5	2.2	3.0	4.5	7.7
上記2つの積上げ	9.0	18.2	27.4	36.7	55.7	94.8
95%信頼区間	12.6	25.6	39.1	53.2	83.2	151.0
	2.3	4.7	7.1	9.5	14.4	24.4

一般物価下落の場合（残存期間考慮）

（億円）

下落率	0.5%	1.0%	1.5%	2.0%	3.0%	5.0%
平均トービンのqの応用	14.8	29.8	44.9	60.1	91.1	155.1
95%信頼区間	19.1	39.0	59.6	81.0	126.4	228.7
	3.7	7.4	11.2	14.9	22.6	38.4
Ramey and Shapiroの応用	7.0	14.1	21.3	28.6	43.3	73.6
95%信頼区間	10.0	20.4	31.1	42.3	65.9	119.1
	1.6	3.3	4.9	6.6	10.0	17.0
上記2つの積上げ	21.8	43.9	66.2	88.7	134.4	228.8
95%信頼区間	29.1	59.4	90.7	123.3	192.3	347.8
	5.3	10.7	16.1	21.6	32.7	55.4

(3) 地価や株価の影響との比較

われわれが推計したプロビット・モデルでは、株価の下落は特別損失の増加とメイン・バンクの自己資本比率の低下を通じて倒産確率を増加させる。また、地価の下落も、債務に対する土地保有高の比率やメイン・バンクの自己資本比率を低下させることによって倒産確率を増加させる。したがって、株価や地価の下落はいずれも期待デフォルト・コストを上昇させる要因となる。そこで、以下では、株価や地価の下落がどれだけ期待デフォルト・コストを上昇させるかを計算し、一般物価の下落の影響と比較することにする。

もっとも、図3の地価および株価の推移をみるとわかるように、地価および株価は分散が大きく、一般物価で想定した $-0.5\sim-5.0\%$ の価格下落は、地価や株価については現実的な想定ではない。そこで、地価と株価について、地価および株価が $-5.0\sim-20.0\%$ の下落をした場合の実額ベースでの期待デフォルト・コストを算出する。なお、推定に当たっては、地価および株価の下落は、特別損失、メイン・バンクの自己資本比率、および土地保有高の実質値を変化させるが、他の経済変数の実質値は変化させないものと仮定する。

表4は、全産業・製造業・非製造業それぞれで、地価または株価が $-5.0\sim-20.0\%$ の範囲で下落した場合、実額ベースで期待デフォルト・コストがどれだけ上昇したかをまとめたものである(表4(1)~(2)は支払利息を説明変数に含めないケース、表4(3)~(4)は支払利息を説明変数に含めたケースの結果をベースとしている)。

結果として、順序プロビット・モデルの推計結果を用いた積上げのケースを単年度版でみた場合、

地価が -20.0% の下落をした場合の期待デフォルト・コスト(8.5億円)
≒ 株価が -5.0% の下落をした場合の期待デフォルト・コスト(5.6億円)
< 一般物価が -0.5% の下落をした場合の期待デフォルト・コスト(10.4億円)

となった(二項プロビットの推計結果を用いた場合でもほぼ同様の結果が得られている)。これらの結果は、株価や地価の下落による期待デフォルト・コストの上昇は無視できないものであるものの、その大きさは一般物価の下落がもたらす期待デフォルト・コストの上昇よりも緩やかなものであることを示している。

株価や地価の下落は期待デフォルト・コストを高めるだけでなく、さまざまなマイナスの影響を経済全体に及ぼすので、この結果は株価や地価の下落の経済全体への影響が緩やかであるということの意味するものではない。しかし、少なくとも期待デフォルト・コストという観点からみると、一般物価の下落が、地価の下落や株価の下落との対比でみて、非常に小幅な下落であったとしても、社会的に影響を与え得る可能性があることを示唆している。

図3 物価・資産価格の動向

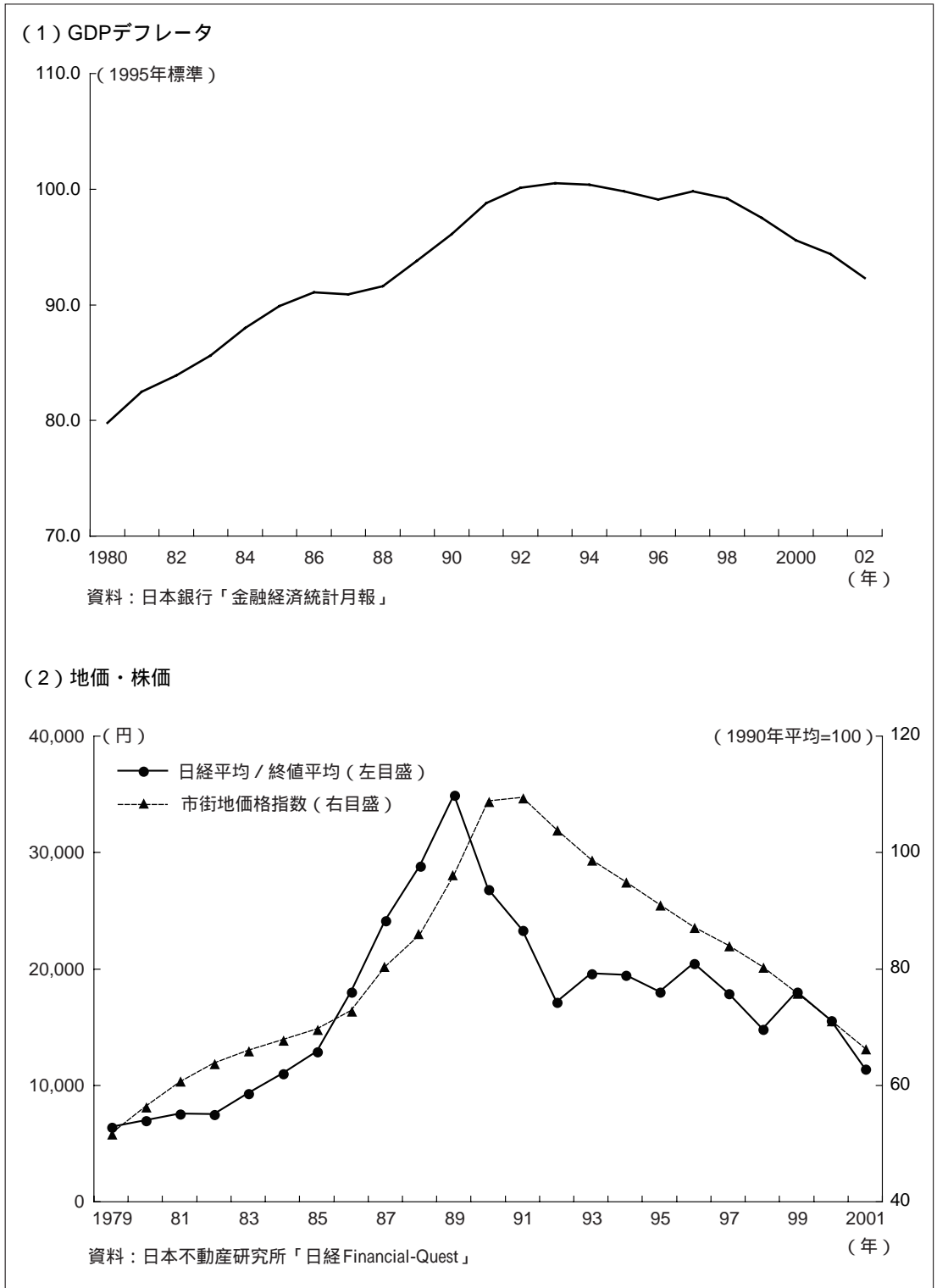


表4 資産デフレの期待デフォルト・コストへの影響

(1) 順序プロビット・モデル：支払利息無

地価・株価下落による期待デフォルト（実額）の変動 - 物価変動無からの乖離分 -

地価下落 (億円)				
下落率	5%	10%	15%	20%
平均トービンのqの応用	1.3	2.7	4.2	5.8
Ramey and Shapiroの応用	0.6	1.2	1.9	2.7
上記2つの積上げ	1.9	3.9	6.1	8.5

株価下落 (億円)				
下落率	5%	10%	15%	20%
平均トービンのqの応用	3.9	7.8	11.7	15.8
Ramey and Shapiroの応用	1.8	3.5	5.3	7.1
上記2つの積上げ	5.6	11.3	17.1	22.9

(2) 二項プロビット：支払利息無

地価・株価下落による期待デフォルト（実額）の変動 - 物価変動無からの乖離分 -

地価下落 (億円)				
下落率	5%	10%	15%	20%
平均トービンのqの応用	1.4	2.9	4.5	6.2
Ramey and Shapiroの応用	0.6	1.3	2.0	2.8
上記2つの積上げ	2.0	4.2	6.5	9.0

株価下落 (億円)				
下落率	5%	10%	15%	20%
平均トービンのqの応用	4.0	8.0	12.1	16.3
Ramey and Shapiroの応用	1.8	3.6	5.5	7.4
上記2つの積上げ	5.8	11.7	17.6	23.6

(3) 順序プロビット・モデル：支払利息有

地価・株価下落による期待デフォルト（実額）の変動 - 物価変動無からの乖離分 -

地価下落 (億円)				
下落率	5%	10%	15%	20%
平均トービンのqの応用	1.4	2.9	4.5	6.2
Ramey and Shapiroの応用	0.7	1.4	2.2	3.0
上記2つの積上げ	2.1	4.3	6.6	9.2

株価下落 (億円)				
下落率	5%	10%	15%	20%
平均トービンのqの応用	4.6	9.2	13.8	18.6
Ramey and Shapiroの応用	2.0	4.1	6.1	8.2
上記2つの積上げ	6.6	13.3	20.0	26.8

(4) 二項プロビット：支払利息有

地価・株価下落による期待デフォルト（実額）の変動 - 物価変動無からの乖離分 -

地価下落 (億円)				
下落率	5%	10%	15%	20%
平均トービンのqの応用	1.5	3.1	4.8	6.6
Ramey and Shapiroの応用	0.7	1.5	2.3	3.2
上記2つの積上げ	2.2	4.5	7.1	9.8

株価下落 (億円)				
下落率	5%	10%	15%	20%
平均トービンのqの応用	4.8	9.6	14.5	19.4
Ramey and Shapiroの応用	2.1	4.3	6.4	8.6
上記2つの積上げ	6.9	13.9	20.9	28.0

(4) マクロ経済的インパクト

本稿では、分析の対象を上場企業に絞っているため、算出された期待デフォルト・コストは日本経済全体の規模からすると小さく、マイルドなデフレ下における負債デフレのコストは限定的なものにとどまった。2000年度の実額ベースでみた場合、-1.0%の一般物価の下落で発生する期待デフォルト・コストは約45.6億円であり、その金額は年間のGDP約500兆円の0.001%弱である。

しかし、マクロ経済全体でみた場合、デフレによる期待デフォルト・コストはこれまでの試算よりもさらに大きくなると考えられる。マクロ経済全体としての期待デフォルト・コストを求めることは、本稿の分析対象の範囲外である。しかし、1つの控えめな試みとして、上場企業のデータから求めた売上高対比での期待デフォルト・コストが、非上場企業などを含めたすべての企業で同じであると仮定し、その値を2000年度の名目GDP(約513兆円)と掛け合わせることによって、マクロ経済全体の期待デフォルト・コストを試算してみた。順序プロビット・モデル(支払利息を説明変数に含めないケース)を利用した推計結果をみると、一般物価が-0.5%の下落をした場合、単年度版で17.1億円、残存期間考慮版で37.4億円、また、一般物価が-1.0%の下落をした場合、単年度版で34.4億円、残存期間考慮版で75.2億円の期待デフォルト・コストが発生することがわかる。したがって、以上の控えめな試算でも、マクロ・ベースでみた場合、一般物価下落による期待デフォルト・コストの上昇は上場企業のその約1.65倍になり得ることが確認された。

ただし、以上の試算結果は、マクロ・ベースでみた期待デフォルト・コストを過小推計している可能性が高い。というのは、対売上比でみた期待デフォルト・コストはわれわれが分析の対象としなかった非上場企業の方がはるかに大きいと考えられるからである。例えば、全国の企業倒産件数は、ここ数年、毎年1万件を超えている。しかし、上場企業の倒産件数は、多い年でも20件程度に過ぎない。このことは、倒産確率は、上場企業よりも非上場企業の方がはるかに高い可能性を示唆している。したがって、非上場企業1件当たりの影響は無視できるほど小さいことを考慮しても、マクロ経済全体の期待デフォルト・コストは上場企業の倒産確率をベースとしたわれわれの推計結果よりもかなり大きい可能性は否定できない。

5 . おわりに

本稿では、上場企業（含む店頭・地方上場）の財務データをもとに、近年続いているマイルドなデフレによる弊害を、物価下落により企業の実質債務負担が上昇し、債務契約の不履行で破綻した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、債務・売上高比率や特別損失はプラスの、メイン・バンクの自己資本比率などはマイナスの影響をそれぞれ及ぼしうることが確認された。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た結果、-1.0%前後のマイルドなデフレが上場企業全体では約45.6億円のデフォルト・コストを生じさせうる可能性が明らかにされた。ただし、その金額は日本経済全体の規模からすると小さく、倒産確率が低い上場企業を対象とする限り、マイルドなデフレ下における期待デフォルト・コストは限定的なものであった。

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対象外となっていることである。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、近年の倒産件数の内訳をみると、大半が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、上場企業（含む店頭・地方上場）にのみ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、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。

また、土地による担保能力の説明力の弱さも今後改善されるべき課題であろう。順序プロビット・モデルおよび二項プロビットの双方において、土地の担保能力の低下については、不動産・建設業種では倒産確率を高めたが、全業種ベースなどでは大きな影響があるとはいえない¹⁰。これは、部分的には「追い貸し」の存在を示唆するものかもしれない¹¹。ただ、現実問題として、地価下落の影響が、これほど軽微であることは考えにくい。こうした結果となってしまった要因としては、いくつかの可能性がある。まず、本稿の分析においては、土地の担保能力を、時価ベースでの土地保有残高/債務残高という説明変数で代理しているが、土地保有残高の大小は各企業の生産構造によって大きく異なる。こうした場合、代理変数は土地による担保能力以外の企業特性を反映してしまっている可能性もある。また、土地を他用途に転用しづらい規制の存在も一因と考えられる。企業によって以前は工

10 全業種ベースで土地による担保能力を説明変数として、順序プロビット・モデルや二項プロビットを推計してみたが、結果は有意なものとはならず、この点については、今後さらなる改善の余地があるものといえる。

11 「追い貸し」については、例えば、櫻川 [2002] の第5章や関根・小林・才田 [2003] を参照。

場用地であった場所が、最近では周辺が住宅地となっており、工場用地としてではなく住宅用地としての価値が高まっている。しかし、工場用地を住宅地とするためには規制の存在が大きく、実際に保有する土地の価値が、周辺の地価と大きく乖離している可能性もある。今後、こうした点が修正され、一層の分析を行う必要があるであろう。

本稿では、各企業の倒産確率をプロビット・モデルから推計した。しかし、近年では、生存確率分析 (survival analysis) のような動学的な観点から倒産確率を推計するアプローチが主流になっている。また、Vassalou and Xing [2003] は株価のデータを使ってオプション価格の理論から倒産確率を推計する方法を提案している。これらの手法の適用も、本稿の残された課題といえる。

補論1．倒産確率と期待デフォルト・コストの推計

(1) 推計方法

倒産確率に関する既存の研究では、プロビット・モデルといわれる質的選択モデルを用いるケースが多い。二項プロビットの発想法は、「企業の財務変数を適当に組み合わせて、健全度指数のようなスコア（中間変数）を作り、存続ならば 点以上、倒産ならば 点以下、.....といった足切り点を設ける」といったものである。簡単に数式で表すと、企業 n の J 個の財務変数 x_{nj} ($j = 1, \dots, J$) をウエイト α_j で組み合わせて、スコア Z_n を、

$$Z_n = \sum_j \alpha_j x_{nj} + u_n,$$

と表し (u_n は誤差項) $\mu_0 < Z_n$ ならば「存続」、 $\mu_1 \leq Z_n < \mu_0$ ならば「会社更生法、民事再生法申請」、 $\mu_2 \leq Z_n < \mu_1$ ならば「清算、会社整理」というように分類する ($\mu_0, \mu_1 \dots$ は閾値)。未知のパラメータである α_j や $\mu_0 \dots$ の値は最尤法によって求める。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、Stata (version 4.0) におけるプロビットのオプションを用いて行った。

(2) 推計式

本稿では、本論で述べた6つの財務変数と業種ダミーを説明変数として、企業 n ごとに下記の式を推計することで倒産確率を計算する。

$$\begin{aligned} Z_n = & \text{定数項} + \alpha_1 \ln \left(\frac{\text{debt}_n}{\text{output}_n} \right) + \alpha_2 \cdot \text{dum} \cdot \ln \left(\frac{\text{land}_n}{\text{debt}_n} \right) \\ & + \alpha_3 \ln(\text{eigy}_n) + \alpha_4 \ln(\text{tokuson}_n) \\ & + \alpha_5 \ln \left(\frac{\text{risoku}_n}{\text{output}_n} \right) + \alpha_6 \ln(\text{BIS}_n - 8(\text{or}4)) \\ & + \alpha_7 \cdot \text{gyosyudum}_n . \end{aligned}$$

説明変数

$\ln \left(\frac{\text{debt}}{\text{output}} \right)$: 「(短期借入金 + 長期借入金) / (売上高 + 流動資産)」の対数値

dum : 不動産・建設業ダミー (不動産・建設業 = 1, その他 = 0)

$\ln\left(\frac{land}{debt}\right)$: 「土地保有残高(時価ベース)/(短期借入金+長期借入金)」の対数値¹²

$\ln(eigyō)$: 「営業利益/総資産」の対数値¹³

$\ln(tokuson)$: 「特別損失/総資産」の対数値

$\ln\left(\frac{risoku}{output}\right)$: 「支払利息/(売上高+流動資産)」の対数値

$\ln(BIS-8(or 4))$: メイン・バンクの自己資本比率(「BIS基準による自己資本比率-国際基準の場合8%(国内基準の場合4%)」)の対数値¹⁴

$gyosyudum$: 業種ダミー(製造業=1, 非製造業=0)

ここで、「メイン・バンク」は、各年度に当該企業に最も多くの融資を行っている銀行と定義し、2000年度までは日本政策投資銀行の企業財務データバンク、2001年度は「日経Financial-Quest」を使って判定した。なお、われわれが判定したメイン・バンクでは、自己資本比率が全国銀行協会連合会の「全国銀行財務諸表分析」から1992年度からすべて入手可能であったため、その値を用いた。

(3) 価格変動による倒産確率の変化

本論の4節における価格変動(一般物価、地価、株価)による倒産確率の変化を考える際に、

- ≡ 債務・売上高比率 ≡ $debt/output$ 、
- ≡ 土地保有残高(時価ベース) ≡ $land$ 、
- ≡ 特別損失 ≡ $tokuson$ 、
- ≡ 支払利息・売上高比率 ≡ $risoku/output$ 、
- ≡ メイン・バンクの自己資本比率 ≡ BIS 比率、

をそれぞれ価格変動後の値であるとする、価格変動後の倒産確率は以下の Z_n から計算できる。

$$Z_n = \alpha_1 \ln(\quad) + \alpha_2 dum \times \ln\left(\frac{\quad}{debt}\right) + \alpha_3 \ln(eigyō) + \alpha_4 \ln(\quad) \\ + \alpha_5 \ln(\quad) + \alpha_6 \ln(\quad - 8(or 4)) + \alpha_7 \cdot gyosyudum.$$

12 ただし、土地保有残高は時価ベース。時価ベースでの土地保有残高の算出については、補論4を参照。

13 対数化に当たり、営業利益が負のものを調整するために、営業利益/総資産に対して、全体で0.8を加え、嵩上げを行っている。

14 なお、対数化に当たり、差数が負のものを生じるのを防ぐために、3%を全体に加えている。したがって、厳密には、「BIS基準による自己資本比率-国際基準の場合5%(国内基準の場合1%)」の対数値である。

< 一般物価が変化する場合 >

単年度の場合

π を販売価格の変化率とすると、一般物価が変化する場合に、名目売上高の変化により $\frac{L}{S}$ の債務・売上高比率および $\frac{I}{S}$ の支払利息・売上高比率が以下のように変化する。ただし、名目借入残高については、物価変動により、短期借入金であっても瞬時に調整されないものとする。

$$= \text{物価変動後の債務売上高比率} = \frac{\text{短期借入金} + \text{長期借入金}}{(1 + \pi) \text{売上高} + \text{流動資産}}$$

$$= \text{物価変動後の支払利息売上高比率} = \frac{\text{短期支払利息} + \text{長期支払利息}}{(1 + \pi) \text{売上高} + \text{流動資産}}$$

これら $\frac{L}{S}$ と $\frac{I}{S}$ から Z_n を計算し、それをもとに物価変動後の倒産確率を求める。それに2000年度末（決算期）の財務データから計算したデフォルト・コスト v （詳細は、補論2を参照）を掛けることによって、期待デフォルト・コストを計算する。

残存期間考慮版

残存期間を考慮する場合については、まず、補論5で示す方法によって、長期借入金を、満期までの残存期間によって「1年以内」、「1～2年」、「2～3年」、「3～4年」、「4～5年」、「5年以上」の6つに区分し、それぞれの残高を計算する（本稿では、最大の満期は5年とし、5年以上の残存期間をもつと推計された借入金の残存期間も5年とみなしている）。次に、この分類を利用して、 $\frac{L}{S}$ や $\frac{I}{S}$ から導かれる各残存期間別の倒産確率を求め、それにデフォルト・コスト v を掛けることによって各残存期間別の期待デフォルト・コストを計算する¹⁵。そして、それぞれの割引現在価値を算出し、それらの合計を残存期間考慮後の期待デフォルト・コストとする。

例えば、 $\frac{L}{S}$ の物価変動後の債務・売上高比率に関しては、

$$\begin{aligned} \cdot &= \frac{\text{短期} + \text{長期借入金}}{(1 + \pi) \text{売上高} + \text{流動資産}} \\ \cdot\cdot &= \frac{(1 + \pi)(\text{短期} + 1\text{年以内の長期}) + (\text{残りの長期借入金})}{(1 + \pi) \text{売上高} + \text{流動資産}} \\ \cdot\cdot\cdot &= \frac{(1 + \pi)(\text{短期} + 1\text{年以内} + 1\sim 2\text{年以内}) + (\text{残りの長期借入金})}{(1 + \pi) \text{売上高} + \text{流動資産}} \\ \cdot\cdot\cdot\cdot &= \frac{(1 + \pi)(\text{短期} + 1\text{年以内} + 1\sim 2\text{年以内} + 2\sim 3\text{年以内}) + (\text{残りの長期借入金})}{(1 + \pi) \text{売上高} + \text{流動資産}} \\ \cdot\cdot\cdot\cdot\cdot &= \frac{(1 + \pi)(\text{短期} + 1\text{年以内} + 1\sim 2\text{年以内} + 2\sim 3\text{年以内} + 3\sim 4\text{年以内}) + (\text{残りの長期借入金})}{(1 + \pi) \text{売上高} + \text{流動資産}} \end{aligned}$$

15 2001年度以降のデフォルト・コスト v に関しては、2000年度の v が今後も変化しないものと仮定して計算されている。

とすると、 λ 、 μ 、 ν 、 ρ 、 σ からそれぞれ Z_n 計算し、それをもとに物価変動後の各残存期間別の倒産確率を求める。2000年度のデフォルト・コスト v が今後も変化しないものと仮定して、これら倒産確率を使って2000年度から5年間の期待デフォルト・コストをそれぞれ計算し、それらを利付国債（10年）の2000年度平均値（1.659%）を用いて割り引いたものを合計することによって、期待デフォルト・コストの割引現在価値を計算する。

< 地価が変化する場合 >

地価が変化する場合には、 λ の土地による担保能力における時価ベースでの土地保有残高、および μ の自己資本比率の低下に影響を及ぼすものと考え、他の説明変数は不変と考える。ただし、地価下落が各銀行の自己資本に与える影響は異なると考えられるため、銀行ごとに地価と動産・不動産処分損との相関係数を求め、それを掛け目として掛ける¹⁶。このとき、 π を地価の変化率とすると、

$$\ln\left(\frac{\text{debt}}{\text{debt}}\right) = \ln\left(\frac{(1+\pi)\times\text{land}}{\text{debt}}\right),$$

$$= \text{地価変動前のBIS比率} + \frac{\pi \times \text{銀行の自己資本と地価との相関係数} \times \text{動産・不動産処分損}}{\text{リスク・アセットの総額}}.$$

ここで、リスク・アセットの総額は、株主資本 + 貸倒引当金 + 0.45 × 有価証券評価損をBIS比率で割ることによって近似して求めている。

これら λ と μ から Z_n を計算し、それをもとに地価変動後の倒産確率を求める。それに2000年度末（決算期）の財務データから計算したデフォルト・コスト v を掛けることによって、期待デフォルト・コストを計算する。

< 株価が変化する場合 >

株価が変化する場合には、 λ の特別損失および μ のメイン・バンクの自己資本比率が変化し、他の説明変数は不変と考える。また、地価同様、株価下落が、各銀行および各企業に与える影響は異なると考えられるため、各銀行および企業ごとの株価との相関係数を求め、それを株価の変化分に対する掛け目として用いている。このとき、 π を株価の変化率とすると、

$$\ln(\quad) = \ln(\text{株価変動前の}tokuson) + \pi \times \text{相関係数} \times \text{有価証券評価損},$$

$$= \text{地価変動前のBIS比率} + \frac{\pi \times \text{相関係数} \times \text{有価証券評価損}}{\text{リスク・アセットの総額}}.$$

16 なお、金融機関の動産・不動産処分損との相関を求める地価については、六大都市・市街地価格指数（全用途平均）の1992～2001年のものを使用している。

これら と から Z_n を計算し、それをもとに地価変動後の倒産確率を求める。
それに2000年度末（決算期）の財務データから計算したデフォルト・コスト v を掛けることによって、期待デフォルト・コストを計算する。

補論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 の推計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「企業の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、デフォルト・コストを、(1)有形固定資産以外の消滅分と、(2)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。なお、(1)と(2)いずれの場合も、各年度における消滅分の計算は期首の概念を用いて評価することにする。

(1) 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、平均トービンの q の概念を応用することによって、イ．「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」とロ．「資本ストックの再取得価格」との差額部分をデフォルトによる損失部分と考える。イ．およびロ．の計算方法は、下記のとおり。定義から、この値は、平均トービンの q が1を超える場合に正、1を下回る場合に負となる。なお、異常値調整のために、平均トービンの q の上限を2として、計算の結果、平均トービンの q が2以上になるものについては2としている。

イ．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

一般に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が、株価が企業の価値を正確に反映している限り、その値は近似的には株価に反映される。そこで、「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」については、株価総額と負債総額の和から、以下のとおり、有形固定資産以外の項目を差し引いて計算する（小川・北坂 [1998] を参考）。

$$\begin{aligned} & \text{存続していれば得られたであろう将来利益の割引現在価値} \\ & \equiv \text{株価総額} + \text{負債総額} - \text{流動資産} - \text{無形固定資産} \\ & \quad - \text{投資その他の資産} - \text{繰延資産} \end{aligned}$$

厳密に言えば、株価は存続したときの将来利益ばかりでなく、倒産リスクも反映する。しかし、分析対象とする上場企業の大半では倒産確率が割引ファクターに比べてきわめて小さく、期待デフォルト・コストに与える影響は二次的なものであるため、以下では考慮しないことにする。

ロ．資本ストックの再取得価格

「資本ストックの再取得価格」は土地を含む有形固定資産の再取得価格とし、土地以外の有形固定資産に関しては補論3のようにHayashi and Inoue [1991] が用い

た恒久棚卸法（perpetual-inventory-method）によって、また土地に関しては補論4のように後入先出法によって計算する。なお、イ.との差額を計算するに際しては、土地以外の有形固定資産は各投資財デフレータを掛けることによって、土地に関しては六大都市・市街地価格指数を掛けることによって名目値に変換している。

（2）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た。具体的には、土地を除く4つのタイプの有形固定資産（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」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、米国における先行研究Ramey and Shapiro [2001] が推計したものをを用いた¹⁷。

具体的な計算式および掛け目の対応表は、以下のとおりである。

有形固定資産の消滅分

$$\begin{aligned}
 &= \text{有形固定資産の再取得価格(名目)} - \text{有形固定資産の清算価値(名目)} \\
 &= \sum \text{各投資財デフレータ} \times \text{各有形固定資産の再取得価格(実質値)} \\
 &= -[(\text{掛け目} : 0.371) \times \text{投資財デフレータ} \times \text{実質資本ストックの再取得価格(工具器具)} \\
 &+ (\text{掛け目} : 0.581) \times \text{投資財デフレータ} \times \text{実質資本ストックの再取得価格(車両運搬具)} \\
 &+ (\text{掛け目} : 0.369) \times \text{投資財デフレータ} \times \text{実質資本ストックの再取得価格(機械設備)} \\
 &+ (\text{掛け目} : 0.312) \times \text{投資財デフレータ} \times \text{実質資本ストックの再取得価格(建物、構築物、船舶)}].
 \end{aligned}$$

表A-1 計算に用いた掛け目とRamey and Shapiro [2001] の結果との対応表

Ramey and Shapiro [2001] の推計結果	割引率	本稿での対応項目
“ machine-tools ”	0.629	工具器具
“ instruments ”	0.631	機械設備
“ forklifts ”	0.419	車両運搬具
“ miscellaneous ”	0.688	建物、構築物、船舶

17 Ramey and Shapiro [2001] の推計は、アメリカの航空機産業を対象としたサーベイをベースとしたものであり、企業が倒産した場合、保有する資本が、どの程度割り引きされて売却されるかを調べている。

補論3．実質資本ストック（再取得価格）の算出

本稿では、日本政策投資銀行の「企業財務データバンク」に収録された1976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とおり¹⁸。

< 資産別設備投資（除く土地）>

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。

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

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、船舶、車両、運搬設備、工具・備品については同指数の資本財を用いている。

< 資産別実質資本ストック（除く土地）>

先行研究に倣って、恒久棚卸法にもとづき先ほど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、以下の計算式にしたがい作成している。なお、資本ストックの物的償却率(δ)については、Hayashi and Inoue [1991] 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。

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

ただし、

- 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 .

18 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。

補論4．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、恒久棚卸法にしたがって計算している¹⁹。時価のベンチ・マークについては、1976年度以降財務データで溯れるところまで溯り、はじめて企業財務データバンクに表れた年の簿価表示の土地ストックに、時価・簿価比率を乗じて時価の土地ストック（ $LANDY$ ）を求めた²⁰。

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。

$$NILAND_{jt} = ILAND_{jt} - DLAND_{jt} \frac{P_t^L}{P_{t-1}^L},$$

$$LANDY_{jt} = LANDY_{jt-1} \frac{P_t^L}{P_{t-1}^L} + NILAND_{jt}.$$

$NILAND_{jt}$ ：企業 j の t 期における土地純増額。

$ILAND_{jt}$ ：企業 j の t 期における土地増加額。

$DLAND_{jt}$ ：企業 j の t 期における土地減少額。

$LANDY_{jt}$ ：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、各半期ごとの平均値を年度の値として利用）。

また、企業 j の t 期における「土地減少額（ $DLAND$ ）」については、 $LB_{jt} = LB_{jt-1} + ILAND_{jt} - DLAND_{jt}$ より逆算して求めている。なお、「土地減少額」、すなわち売却される土地については、最も近い時点に購入されたものだとする「後入先出法」の仮定にもとづいている。

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散見されたが、こうしたケースに対しては、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・簿価比率を掛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。

19 小川・北坂 [1998]、鈴木 [2001]、Hoshi and Kashyap [1990] も同様の手法を用いている。

20 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。

補論5．残存期間の導出法

本稿では、福田 [2003] の第2章で用いた手法を拡張・修正することによって、長期借入金を満期までの残存期間によって「1年以内」、「1～2年」、「2～3年」、「3～4年」、「4～5年」、「5年以上」の6つに区分し、それぞれの残高を計算する。分析手法は、カールソン＝パーキン法の応用であり、「1年以内」の長期借入金残高および「1～2年」の長期借入金残高のデータが得られているときに、その他の残存期間の長期貸出残高の推計値を求める方法である。

まず、各期において貸出期間ごとの貸出額の分布が対数正規分布で近似可能なものと仮定する。このとき、 t 期における任意の貸出期間 z の対数値に対する累積分布関数、

$$F_t(\ln(z)) = \frac{t \text{ 期において貸出期間が } z \text{ よりも短い貸出額の合計}}{t \text{ 期における総貸出額}},$$

は正規分布関数で近似できる。ここで、 $F_t(\ln(z))$ は貸出期間が z よりも小さい貸出額の比率である。また、 t 期における貸出期間を x_t とすると貸出期間の対数値 $\ln(x_t)$ の分布は、平均 μ_t 、分散 σ_t^2 をもつ正規分布に対応している。

したがって、 z より短い貸出期間の貸出額の比率 $F_t(\ln(z))$ は、

$$x_t \leq z \Rightarrow (x_t - \mu_t) / \sigma_t \leq (z - \mu_t) / \sigma_t,$$

であることから、 Φ を標準正規分布関数とすると、次のようになる。

$$F_t(\ln(z)) \approx \Phi[(\ln(z) - \mu_t) / \sigma_t].$$

財務諸表に記載されている長期借入金の分類は、「1年以内」と「それ以外」の2つである。しかし、満期が1年以内の長期借入金残高は1年前には満期が「1～2年」の長期借入金であるので、「1年以内の長期借入金」の1期ラグをとることで返済期間が「1～2年」の長期借入金が近似的に算出できる。また、長期借入金総額から満期が「1年以内」と「1～2年」の長期借入金の合計額を差し引くことによって、返済期間が「2年以上」の長期借入金の残高を算出できる。したがって、推計で入手可能なデータから、返済期間が2年（24ヵ月）を超える借入額の比率 r_{1t} 、1年超から2年の借入額の比率 r_{2t} 、および1年以内の借入額の比率 r_{3t} を求めることができる。

貸出期間が z よりも小さい貸出額の比率 $F_t(\ln(z))$ が上式を満たすことに注意すると、各比率は以下のように近似されることになる。

$$r_{1t} = 1 - \Phi[(\ln(24) - \mu_t) / \sigma_t],$$

$$r_{3t} = \Phi[(\ln(12) - \mu_t) / \sigma_t],$$

$$r_{2t} = 1 - r_{1t} - r_{3t}.$$

この結果、以下のように表すことができる。

$$(\ln(24) - \mu_t) / \sigma_t = \Phi^{-1}[1 - r_{1t}] = a_t,$$

$$(\ln(12) - \mu_t) / \sigma_t = \Phi^{-1}[r_{3t}] = b_t.$$

これらの式から、 μ_t および σ_t の推定値は、 a_t および b_t を使って次式のように表すことができる。

$$\mu_t = [a_t \ln(12) - b_t \ln(24)] / (a_t - b_t),$$

$$\sigma_t = [\ln(24) - \ln(12)] / (a_t - b_t).$$

こうして推計した μ_t および σ_t の推定値を利用して、残存期間が2年以上のもの（具体的には「2～3年」、「3～4年」、「4～5年」、「5年以上」）について以下のように推計した。

$$\text{残存期間が2～3年の比率： } r_{4t} = \Phi[(\ln(36) - \mu_t) / \sigma_t] - \Phi[(\ln(24) - \mu_t) / \sigma_t],$$

$$\text{残存期間が3～4年の比率： } r_{5t} = \Phi[(\ln(48) - \mu_t) / \sigma_t] - \Phi[(\ln(36) - \mu_t) / \sigma_t],$$

$$\text{残存期間が4～5年の比率： } r_{6t} = \Phi[(\ln(60) - \mu_t) / \sigma_t] - \Phi[(\ln(48) - \mu_t) / \sigma_t],$$

$$\text{残存期間が5年以上の比率： } r_{7t} = 1 - (r_{2t} + r_{3t} + r_{4t} + r_{5t} + r_{6t}).$$

さらに、貸出期間の対数値 $\ln(x_t)$ が $N(\mu_t, \sigma_t^2)$ であることに注意すると、貸出期間の平均の推計値は以下のように求めることができる。

$$E(x_t) = \exp[\mu_t + (\sigma_t^2/2)].$$

参考文献

- 岩田規久男、『デフレの経済学』、東洋経済新報社、2001年
- 大村敬一・楠美将彦・水上慎士・塩見久美子、「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、2002年
- 小川一夫・北坂真一、『資産市場と景気変動』、日本経済新聞社、1998年
- 小田信之・村永 淳、「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、1996年、101～154頁
- 木村 武、「名目賃金の下方硬直性に関する再検証 ある程度のインフレは労働市場の潤滑油として必要か？」、『調査統計局ワーキングペーパー No. 99-4、日本銀行調査統計局、1999年
- 櫻川昌哉、『金融危機の経済分析』、東京大学出版会、2002年
- 白塚重典、「望ましい物価上昇率とは何か？：物価の安定のメリットに関する理論的・実証的議論の整理」、『金融研究』第20巻第1号、日本銀行金融研究所、2001年、247～288頁
- 白田佳子、『企業倒産予知モデル』中央経済社、2003年
- 新開陽一、「デフレーションと経済政策」、『金融研究』第14巻第3号、日本銀行金融研究所、1995年、1～20頁
- 鈴木和志、『設備投資と金融市場』、東京大学出版会、2001年
- 関根敏隆・小林慶一郎・才田友美、「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、2003年、129～156頁
- 永幡 崇・関根敏隆、「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 No. 02-3、日本銀行調査統計局、2002年
- 深尾光洋、『金融不況の実証分析』、日本経済新聞社、2000年
- 福田慎一編、『日本の長期金融』、有斐閣、2003年
- 吉川 洋、「1990年代の日本経済と金融政策」、『深尾光洋・吉川 洋(編)、『ゼロ金利と日本経済』、日本経済新聞社、2000年
- Akerlof, G., W. Dickens, and G. Perry, "The Macroeconomics of Low Inflation," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1996, pp. 1-59.
- Bernanke, B., T. Laubach, F. S. Mishkin, and A. S. Posen, *Inflation Targeting: lessons from the International Experience*, Princeton: Princeton University Press, 1999.
- De Long, J.B., "Should We Fear Deflation?," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1999, pp. 225-252.
- Fisher, I., "The Debt-Deflation Theory of Great Depression," *Econometrica*, 1, 1933.
- Friedman, M., The Optimum Quantity of Money, in Milton Friedman, ed. *The Optimum Quantity of Money and Other Essays*, Chicago: Aldine Publishing Company, 1969.
- Goodfriend, M., "Overcoming the Zero Bound on Interest Rate Policy," *Journal of Money, Credit and Banking*, Part2, Nov. 2000a.
- ,"Financial Stability, Deflation, and Monetary Policy," IMES Discussion Paper No. 2000-E-27, *Institute for Monetary and Economic Studies*, Bank of Japan, 2000b.

- Greene, W., *Econometric Analysis 5th Edition*, Prentice Hall, 2003.
- Hayashi, F., and T. Inoue, "The Relation between Firm Growth and Q with Multiple Capital Goods: Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firms," *Econometrica*, 50, 1991, pp. 213-224.
- Hillegeist, S.A., E.K. Keating, D.P. Cram, and K.G. Lundstedt, "Assessing the Probabilities of Bankruptcy Prediction," Working Paper, Northwestern University, 2003.
- Hoshi, T., and A. Kashyap, "Evidence on q and Investment for Japanese Firms," *Journal of the Japanese and International Economies*, 4, 1990, pp. 371-400.
- Kimura, T. and K. Ueda, "Downward Nominal Wage Rigidity in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 15 (1), 2001.
- Lennox, C., "Identifying Failing Companies: A Revaluation of the Logit, Probit and DA Approaches," *Journal of Economics and Business* 51, 1999, pp. 347-364.
- Ramey, V.A., and M.D. Shapiro, "Displaced Capital: A Study of Aerospace Plant Closing," *Journal of Political Economy*, October-2001, pp. 958-992.
- Shumway, T., "Forecasting Bankruptcy More Accurately: A Simple Hazard Model," *Journal of Business*, 74, 2001, pp. 101-124.
- Vassalou, M., and Y. Xing, "Default Risk in Equity Returns," Working Paper, Columbia University, 2003, forthcoming, *Journal of Finance*.