

KIER DISCUSSION PAPER SERIES

KYOTO INSTITUTE OF ECONOMIC RESEARCH

<http://www.kier.kyoto-u.ac.jp/index.html>

Discussion Paper No. 0603

“銀行借入需要の非対称性について
—過剰債務問題の視点から”

石川大輔

2007 年 2 月



KYOTO UNIVERSITY
KYOTO, JAPAN

銀行借入需要の非対称性について

ー過剰債務問題の視点から*

石川大輔

(京都大学経済研究所 先端政策分析研究センター)[†]

2007 年 2 月

概要

本論文は、ポスト・バブル期の 90 年代に日本企業が抱えた過剰債務が、銀行に対する借入需要に対して負の影響を与えていたか否かを、景気の後退等の他要因をコントロールした上で検証したものである。分析の結果、過剰債務は、ポスト・バブル期の 90 年代において、概ね借入需要に対して有意に負の影響を与えていたことを確認した。さらに、過剰債務が多い企業においては、過剰債務は概ね借入需要に対して負の影響を与えていたが、過剰債務が少ない企業においては、過剰債務は概ね借入需要に対して影響を与えないか、又は負の影響を与えていたとしても、それは過剰債務が多い企業よりもかなり小さいということを明らかにした。

*本論文の作成にあたっては、小川一夫氏(大阪大学社会経済研究所)、鈴木和志氏(明治大学経済学部)、筒井義郎氏(大阪大学社会経済研究所)、本多祐三氏(大阪大学大学院経済学研究科)より非常に有益なコメントを頂いた。ここに感謝の意を記したい。なお、本論文の基礎となる改訂前の論文は、2004 年度日本経済学会秋季大会(岡山大学)にて報告された。ただし、本論文中で示された誤りは、言うまでもなく全て筆者個人に帰するものである。

[†]連絡先: E-mail: ishikawa@kier.kyoto-u.ac.jp

1. はじめに

本論文の目的は、90年代に日本企業が抱えた過剰債務が、銀行に対する借入需要に対して負の影響を与えていたか否かを、景気の後退等の他要因をコントロールした上で検証することである。

日本における銀行貸出は、80年代後半のバブル期においては年率10%を超える高い伸び率を記録していたが、1990年に入るとその伸び率は1%から3%の範囲にまで急減し、1997年以降においては同伸び率はマイナスに転じるまでになっている(図1、図2)。

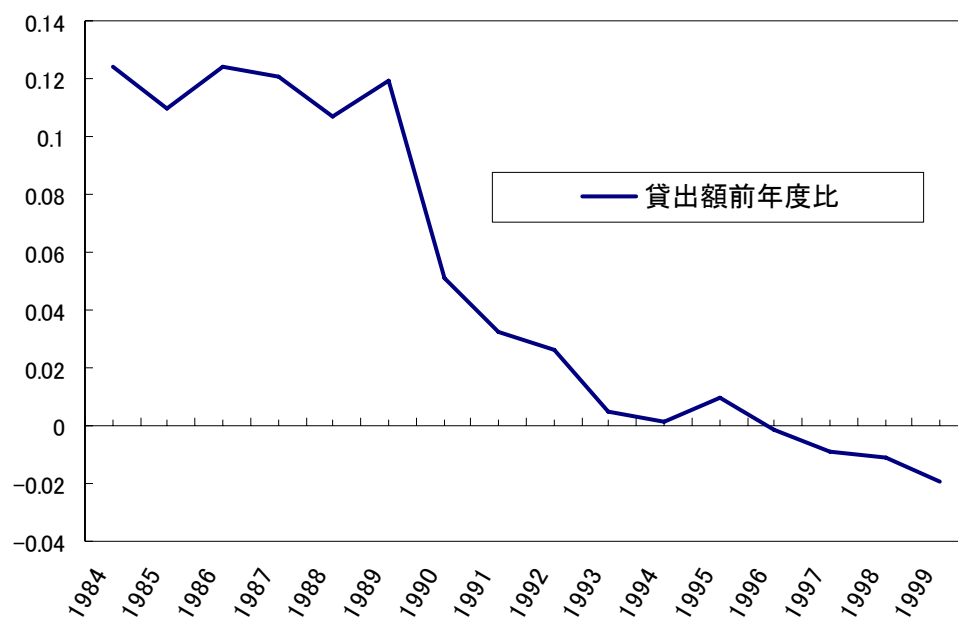
以上のような問題意識に基づき、日本の銀行貸出市場を分析した研究は、数多くなされているが、その多くは銀行側、つまり資金の供給サイドに焦点が当てられてきた。そこでは、このような90年代の貸出供給の低迷を、土地担保価値の下落、不良債権の増加、自己資本比率規制の存在などによって説明しようとしている。代表的な文献としては、Woo(1999)、Ogawa and Kitasaka(2000)、Ito and Sasaki(2002)などの研究がある。

しかしながら、もう一方の企業側(銀行貸出市場における需要サイド)を分析している研究は極めて少ない。Ogawa and Suzuki (2000)は、1981年度から1993年度における企業のパネルデータを用いて、企業の借入が土地担保の評価額によってどれほど制約されていたのかを不均衡分析によって検証している。その結果、バブルが発生した87年以降においては、地価の上昇により借入制約はかなり緩んだことを見出している。そして、この時期の大量の借入が、後における不良債権につながっていくことを指摘している。

大西他(2002)は、法人企業統計季報のデータを用いて、企業の過剰債務がデフレーションとどのような関係にあるのかをVARにより分析している。その結果、デフレーションから過剰債務への因果関係は観察されるが、その逆は確認できないことを明らかにしている。ただし、大西他(2002)の主眼はデフレーションであり、過剰債務が銀行貸出に与える影響については分析されていないことに注意する必要がある。

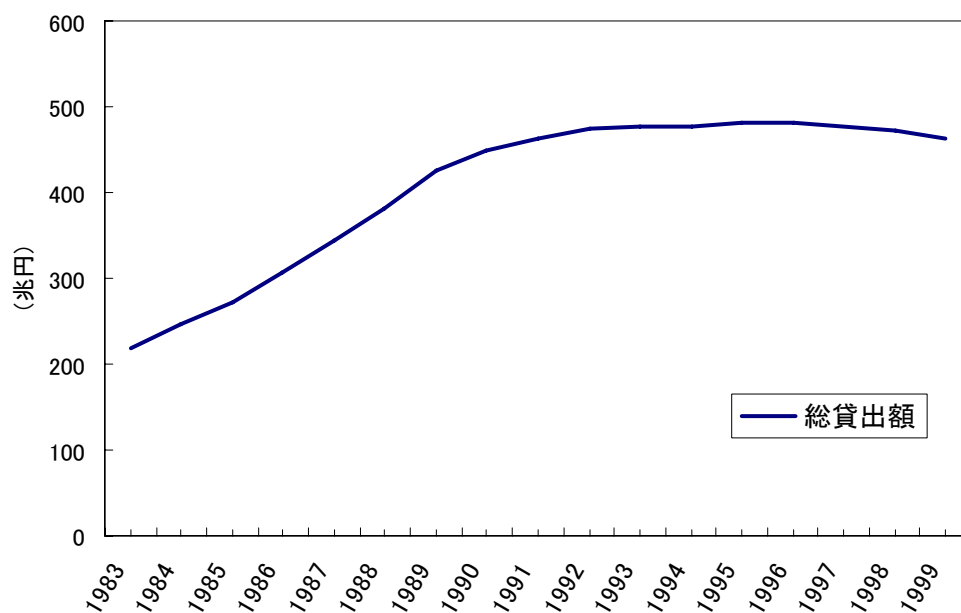
西岡他(2004)は、1993年度から2003年度における企業のパネルデータを用いて、最適負債比率の枠組みを利用することで、現実の負債比率が最適値に調整されていく過程を分析している。その結果、高格付の企業においては最適負債比率への調整がほとんど完了している一方、低格付の企業においてはあまり調整が進んでいないことを報告している。ただし、この研究における負債は、社債などの市場性負債をも含んでいることに注意する必要がある。

図1 貸出額前年度比



(注) 日本銀行「金融経済統計月報」より作成。

図2 総貸出額



(注) 日本銀行「金融経済統計月報」より作成。

筒井(2005)は、マクロの貸出供給サイドと借入需要サイドを同時推定し、説明変数のうち借入金利のみを基準年で固定し、その他の変数に他の年のデータを代入して理論値を求めることで、需要曲線と供給曲線のシフトを計算している。その結果、1998年から2000年にかけてのみ、供給側に起因する「貸し渋り」が存在していたが、その他の時期における貸出の伸び悩みは、主に需要側に起因すると結論づけている。しかし、需要側の何が原因なのかまでは、残念ながらあまり言及していない。

本論文は、今まであまり研究されていなかった銀行貸出市場における資金需要側(企業側)に焦点をあて、90年代における銀行貸出市場の低迷の原因の一つが、企業の「過剰債務」による資金需要の減退であったのではないかという仮説を、景気の後退等の他要因をコントロールした上で検証するものである。

次に、企業が抱える「過剰債務」が借入需要を減少させるメカニズムを説明しよう。そもそも、過剰債務が企業行動に与える影響については、それが企業の投資行動に与える影響という視点から、これまでに様々な研究が行われてきた。理論的な文献においては、過剰債務が企業行動に影響を及ぼすチャンネルとして、以下の三点が指摘されてきた。

第一の経路は、債務が増加すると、利払い負担が増加するため、借入れが抑制され、その結果企業の投資活動にマイナスの影響を与えるというものである。これは、「デット・オーバーハング仮説(Debt Overhang Hypothesis)」として知られているものである(Hart(1995), Lamont(1995))。

第二の経路は、債務が増加すると企業の倒産確率が高まるため、新規の資金調達の際に課せられる「外部資金プレミアム」の上昇を招き、そのことによって借入れが抑制され、企業の投資活動にマイナスの影響を与えるというものである(Gertler and Gilchrist(1993), Bernanke, Gertler and Gilchrist (1999))。

第三の経路は、負債が増加して倒産の確率が高まると、経営者は株主から責任を問われることを招くので、そのことによって借入が抑制され、同時に企業の投資も抑制されるというものである。これは、「負債の規律づけ効果(Disciplinary Role of Debt)」として知られている。いずれの経路においても、負債は企業の投資活動に対してマイナスの影響を与える。

これらの理論仮説の妥当性を検証するため、多くの研究者が実証研究を行ってきた。Ogawa(2003a)は、日本における中小企業や中堅企業を含んだ個別データを用いて、限界 Q と負債水準を含んだ設備投資関数を推計し、負債が有意に負の影響を与えていたことを明らかにしている。Nickell and Nicolitsas(1999)は、負債水準を含んだ動学的な労働需要関数を、イギリスにおけるパネルデータを使って推定し、負債が労働需要に対して負の影響を与えていたことを見出している。Ogawa(2003b)は、Nickell and Nicolitsas(1999)が提案した推定を日

本のデータを用いて行っているが、やはり負債が労働需要に対して負の影響を与えていたことを確認している。Ogawa(2004)は、負債が日本企業の R & D 投資に与えた影響を調べ、負債がマイナスの効果を与えていたことを明らかにしている。

これらの既存研究は、主に企業の投資活動を主眼に展開されてきたが、これは企業の借入需要行動にも適用できよう。つまり、過剰債務は銀行借入需要に対して、上で述べられた三つの経路を通じて負の影響を与えていたのではないかと推察されるのである。本論文は、この仮説を検証するものである。

この論文の特徴は、以下の四点にまとめられる。第一に、過剰債務額を定量的に定義し、個別企業ごとにその額を評価している点である。本論文においては、過剰債務額を「債務額から土地担保(時価評価額)によって返済可能な額を引いたもの」と定義している。従って、多額の債務を抱える企業でも、土地担保(時価評価額)を多く保有していれば、過剰債務額は少ないということになる。

第二に、過剰債務が銀行借入需要に与える影響を、過剰債務が多い企業群(以下「H グループ」)と少ない企業群(「L グループ」)にサンプルを分けた上でも分析している点である。このことは、企業の振る舞いが一様である(homogeneous)という制約が緩くなっていることを意味し、より望ましい分析といえる。この非対称な借入需要を分析する際には、Multivariate Threshold Model という手法を用いた(詳しくは、3.2 節を参照)。

第三に、90 年代初頭以降のポスト・バブル期に加えて、80 年代後半から 90 年代初頭にかけてのバブル期についても分析を行っている点である。これらの対照的な二つの時期を比較することにより、90 年代に過剰債務が借入需要に与えた影響の特徴が、より鮮明に浮かび上がってくることが期待される。

第四に、産業別(製造業、非製造業、建設業)に推定を行っていることである。特に、建設業については、多くの過剰債務を抱えているとの指摘がなされてきた。本論文においては、それらの指摘の妥当性について定量的に評価し、そのことが銀行借入需要にどのような影響を与えてきたのかを考察している。

次節以降、本論文は以下のように構成される。第二節では、過剰債務を定量的に定義し、実際にその額を推定する。第三節では、借入需要関数を定式化する。第四節では、第三節で定式化した需要関数を推定する。第五節では、推定結果を解釈する。第六節では、本論文のまとめと政策提言を行う。

2. 過剰債務の定義と推計

第一節では、過剰債務が銀行借入を抑制するチャンネルについて、「デット・

オーバーハング仮説」、「外部資金プレミアムの上昇」、「負債の規律づけ効果」の三つを述べた。過剰債務の代理変数は、これらのチャンネルと整合的であるように定義される必要がある。

過剰債務を表す代理変数としてまず思い浮かぶのは、借入額そのものである。借入額が増加すると、支払利息が増加する。このことは、「デット・オーバーハング仮説」と整合的である。しかしながら、このことは「外部資金プレミアムの上昇」、「負債の規律づけ効果」によるチャンネルとは整合的でない。何故なら、もし借入額が多かったとしても、その借入により行われるプロジェクトが大きな利益を生み、それを原資として返済が可能となれば、倒産確率は高くないからである。このようなことを考慮すると、過剰債務を表す代理変数は、「(借入額)－(同借入によって実行されるプロジェクトが生み出す期待利得の将来にわたる和の現在割引価値)」と定義することができるだろう。しかし、この変数を計算することは極めて難しい。何故なら、借入によって実行されるプロジェクトが生み出す期待利得を計算することは、ほとんど不可能に近いからである¹。

そこで本論文においては、次善の策ではあるが、保有する資産を売却することで返済が可能であれば倒産確率は高くないことに着目し、過剰債務を表す代理変数を以下のように定義する。

$$(\text{過剰債務の代理変数}) = (\text{借入額}) - (\text{返済に充当できる資産の売却額}) \quad (1)$$

ここで「返済に充当できる資産」であるための条件は、市場で売却できること(marketable)である。そのような資産の代表的なものは土地であろう。土地以外の資本ストック(工場設備など)は、市場で売却することは困難である可能性が高い。何故なら、工場設備などの資本ストックは、その企業のみで通用する知識や経験をもつ従業員が伴ってはじめて価値を持つことが多いからである(Hart and Moor (1994))²。このようなことから、本論文においては、返済に充当できる資産を土地に限定する。

土地を売却する際には取引費用が発生することを考えると、基準化された過剰債務の代理変数は以下のように計算できる。

$$EX_{it} \equiv (B_{it} - \alpha_{it-1} LAND_{it-1}) / K_{it-1} \quad (2)$$

¹ 大西他(2002)においては、長期借入金に係るこの期待利得の和を「(経常利益×0.5 + 減価償却費)×5(年間)」として計算している。

² もし仮に市場で売却することが可能であったとしても、時価額(売却額)を評価するのは難しい。

ただし、 EX_{it} 、 B_{it} 、 α_{it} 、 $LAND_{it}$ 、 K_{it} はそれぞれ企業*i*の*t*期(ストックに関しては*t*期末)における基準化された過剰債務額の代理変数、借入額、取引費用の程度を表す変数、保有する土地の時価評価額、資産額(時価)である。尚、時価評価額は、恒久棚卸法(perpetual inventory method)によって作成している(詳しくは、本論文の付録を参照)。取引費用の程度を表す変数 α_{it} は0から1の間をとり、市場に摩擦がなく、取引費用が全く発生しない場合は $\alpha_{it}=1$ となる。

式(2)を計算する際に発生する問題は、 α_{it} をいかにして求めるかということである。この値を求めるために、以下の二つの仮定を置く。

(仮定 1) $\alpha_{it} = \alpha$ (for $\forall i$ and t)

(仮定 2) $\overline{B_{it}} = \overline{\alpha_{it-1} LAND_{it-1}} = \alpha \overline{LAND_{it-1}}$

ただし、 $\overline{X_{it}}$ は、 X_{it} の*i*及び*t*に関する算術平均を示している。仮定1は、取引費用の程度を表す変数が、全ての企業において常に同一であることを意味している³。仮定2は、算術平均の意味で、取引費用を加味した保有土地の市場価値 $\alpha_{it-1} LAND_{it-1}$ まで借入が行われること表している。これは、借入額が、土地の市場価値 $\alpha_{it-1} LAND_{it-1}$ を中心とした正規分布に従っていると考えれば、現実とそれほどかけ離れたものではないだろう。仮定2により α を求めると、0.721となった。

式(2)により EX_{it} を求め、これらの年ごとの平均を求め、産業別にまとめたものが図3である。図3の特徴は以下の三点にまとめられる。第一に、製造業、非製造業、建設業のいずれにおいても、90年までのバブル期を含む期間において過剰債務額は一貫して低下している点である。89年までにおいては、借入額が10%以上の伸び率示していたことを考えると(図1、図2)、地価の上昇による担保価値の増大がいかにすさまじかったがよく分かる(図4)。第二に、製造業、非製造業、建設業のいずれにおいても、91年以降のポスト・バブル期を含む期間において、過剰債務額は一貫して増加している点である。91年以降においては、借入額の伸び率は-2%から3%であったことを考えると(図1、図2)、地価の下落による担保価値の減少が大きく影響していることがわかる。第三に、87年までは製造業、非製造業、建設業の間にそれほど差は認められないが、それ以降においては、建設業が突出して過剰債務額が増加している点である。又、93年以降においては、非製造業の過剰債務額が、製造業のそれを少しばかり上回っているのが観察できる。

³ α_{it} は、サンプル期間、もしくは産業ごとに異なった値をとるであろう。しかし、これらの差異を許すと、仮定2によって α_{it} を計算する際のサンプル数が少なくなり、安定した α_{it} の値を得ることが難しくなる可能性がある。そこで今回は仮定1を許すことにし、この問題を解決することは将来の課題としたい。

図3 過剰債務の推移

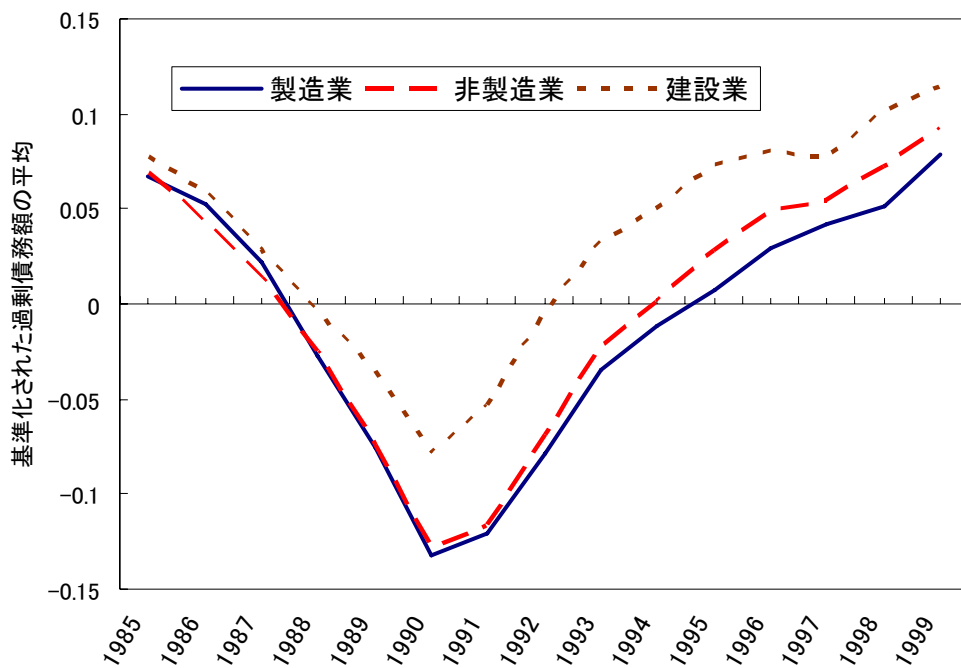
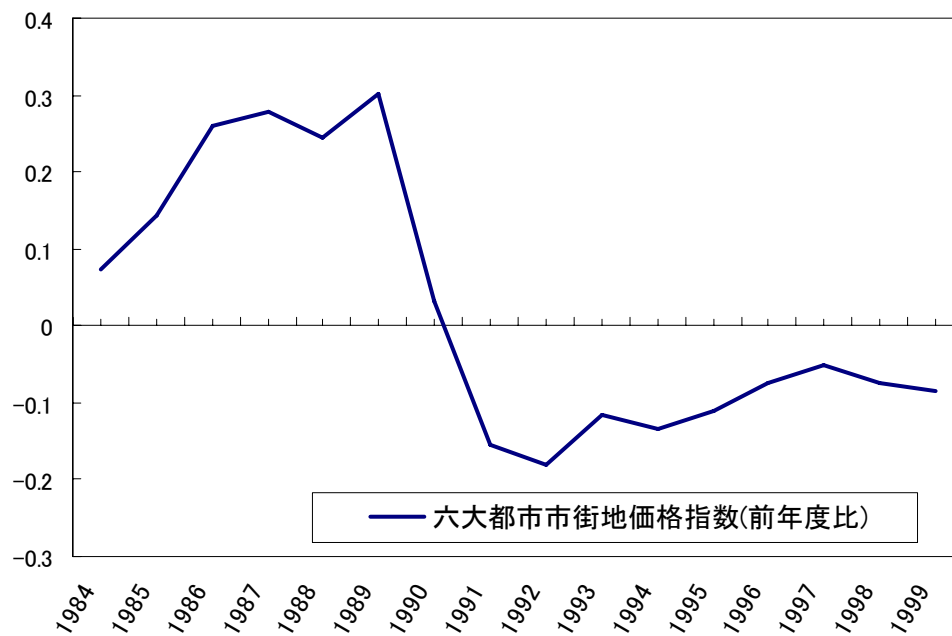


図4 六大都市市街地価格指数(前年度比)



(注) 日本不動産研究所「市街地価格指数」より作成。

3. 借入需要関数の定式化

3.1 対称的な借入需要関数の定式化

企業の資金調達に関して、それを借入でまかなうか、株式を発行してまかなうかが企業価値に全く影響を与えないという命題は、「モジリアーニ・ミラーの定理」としてよく知られている⁴ (Modigliani and Miller(1958))。つまり、通常の新古典派的な異時点間にわたる利潤最大化問題から、借入需要関数を導くことはできない(借入需要関数については、Me'litz and Pardue(1973)、Fase(1995)、Ogawa and Suzuki(2000)に良いサーベイがある)。そこで本論文では、特に Fase(1995)と Ogawa and Suzuki(2000)を参考にして、借入需要関数を以下のように定式化する。

$$\frac{B_{it}}{K_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{SA_{it}}{K_{it-1}} + \alpha_2 \frac{\pi_{it}}{K_{it-1}} + \alpha_3 \frac{INV_{it}}{K_{it-1}} + \alpha_4 DBOND_{it} + \alpha_5 EX_{it-1} + \sum_{j=6}^m \alpha_j R_{jit} + v_i + u_{it} \quad (3)$$

ただし、 SA_{it} 、 π_{it} 、 INV_{it} は、それぞれ、企業 i の t 期(ストックに関しては t 期末)における売上高、利潤、在庫ストック(時価)である。 $DBOND_{it}$ は、債券市場へのアクセスの容易さを表す変数で、 t 期において社債又は CP の発行残高がある場合には 1 を、ない場合には 0 をとるダミー変数である。 R_{jit} ($j=6, \dots, m$)は、企業 i における j 番目の資産についての金利(収益率)であり、銀行借入金利は R_{6it} ($j=6$)で表される。 $j=7$ 以降の資産は銀行信用と代替的な資産であり、例えば預金、国債、株式、金融派生商品などを挙げることができよう。 v_i と u_{it} はそれぞれ企業 i の個別効果と誤差項を表しており、標準的な仮定を満たす。尚、(3)式は、企業間に潜む不均一分散の影響を排除するため、前期末の資産額 K_{it-1} で割られている。

次に、係数の符号条件を考える。第一に、企業の活動が活発化するほど、又、企業の規模が大きくなるほど、借入需要は増加するであろう。ここで、企業の売上高を企業の活動水準及び規模の代理変数とみなせば、 $\alpha_1 > 0$ が期待される。第二に、企業が利用可能な内部資金が増加すれば、代替的な関係にある借入需要は減少するであろう。ここで、企業の利潤水準を内部資金の代理変数とみな

⁴ ただし、モジリアーニ・ミラーの定理は、情報の非対称性や、税の存在などを捨象している。従って、借入需要関数を定式化できることと、モジリアーニ・ミラー定理とは矛盾しない。

せば、 $\alpha_2 < 0$ が期待される。第三に、企業の在庫ストックに関する符号条件を考える。在庫ストックの増加が、景気上昇による在庫投資の活発化を意味していれば、借入需要は増加するであろう。この場合は、 $\alpha_3 > 0$ が期待される。しかし、もし在庫ストックの増加が意図しないものであった場合は(売れ残った場合など)、在庫の調整が行われ、借入れは控えらるであろう。この場合は、 $\alpha_3 < 0$ が期待される。すなわち、 α_3 の符号条件を確定させることは、極めて実証的な問題といえる(Fase(1995))。第四に、代替的な資金調達手段である社債やCPを発行できれば、銀行借入に対する需要は減少するであろう。従って、 $\alpha_4 < 0$ が期待される。第五に、過剰債務が増加すれば、第一節で述べたチャンネルを通じて、銀行借入は減少すると考えられる。従って、 $\alpha_5 < 0$ が期待される。この符号を実証的に確かめることが、本論文におけるメインテーマである。最後に、金利に関する符号条件を考える。銀行借入金利 $R_{6\ it}$ が上昇すれば、銀行借入需要は減少するであろう。従って、 $\alpha_6 < 0$ が期待される。又、代替的な資産の金利(収益率) $R_{j\ it}$ ($7 \leq j \leq m$)が上昇すれば、銀行から借入れを行ってそれらの金融商品に投資をしようとするので、 $\alpha_j > 0$ ($7 \leq j \leq m$)が期待される。

3.2 非対称な借入需要関数の定式化

3.1 で定式化した借入需要関数は、企業の振る舞いが一様である(homogeneous)であるという制約を暗黙のうちに課していた。しかしながら、もし過剰債務の多寡が企業の性質を規定するとすれば、企業は異質な(heterogeneous)主体であると想定する方が自然である。Calomiris *et al.* (1997)は、アメリカにおけるパネルデータを用いて、雇用、在庫投資、設備投資の売上高に対する反応度に、負債比率の多寡が影響を与えることを見出している。

これらのこと考えて、過剰債務が多い企業群(「H グループ」)と少ない企業群(「L グループ」)間では借入需要構造が異なると想定し、以下のように非対称な借入需要関数を定式化する。

$$\begin{aligned}
\frac{B_{it}}{K_{it-1}} = & [\alpha_0 + \alpha_1 \frac{SA_{it}}{K_{it-1}} + \alpha_2 \frac{\pi_{it}}{K_{it-1}} + \alpha_3 \frac{INV_{it}}{K_{it-1}} + \alpha_4 DBOND_{it} \\
& + \alpha_5 EX_{it-1} + \sum_{j=6}^m \alpha_j R_{jit}] I_{it} + [\beta_0 + \beta_1 \frac{SA_{it}}{K_{it-1}} + \beta_2 \frac{\pi_{it}}{K_{it-1}} + \beta_3 \frac{INV_{it}}{K_{it-1}} + \beta_4 DBOND_{it} \\
& + \beta_5 EX_{it-1} + \sum_{j=6}^m \beta_j R_{jit}] (1 - I_{it}) + v_i + u_{it} \quad (4)
\end{aligned}$$

ただし、 I_{it} は以下で定義されるダミー変数である。

$$I_{it}=1 \text{ (if } EX_{it-1} \geq \mu \text{)}, \quad I_{it}=0 \text{ (if } EX_{it-1} < \mu \text{)}$$

μ は、前期末における基準化された過剰債務 EX_{it-1} に関する閾値で、(4)式とともに Multivariate Threshold Model (MT モデル)により同時推定される。符号条件は、3.1 節と同じである。

3.3 Multivariate Threshold Model (MT モデル)

MT モデルとは、ある変数(本論文では前期末の基準化された過剰債務額)が閾値を超えている場合と超えていない場合とで、回帰させる方程式をスイッチングさせて分析する手法である(Chan(1993)、Tsay(1998))。通常、この閾値をどのように設定するかが問題となるが、この手法を用いれば、この閾値も同時に推定することが可能で、恣意性を排除することが出来る。

当初 MT モデルは、自己回帰過程に限定された場合の統計的性質しか明らかにされていなかった⁵(Tsay(1989)、Tong(1990)、Chan(1993))。ところが、最近になって、自己回帰過程に外生的な変数を加えたとしても、結論は変わらないことが Tsay(1998)によって明らかにされた。

Tsay(1998)によって提案された MT モデルの推定方法は、以下の通りである。まず、閾値パラメーター μ をある値に固定し、その下で回帰式を OLS 推定する。この操作を、閾値パラメーター μ の値を変えながら繰り返す。そして、残差平方和が最小となった時の閾値パラメーター μ と、その際の説明変数の推定値を採用する。

Tsay(1998)は、こうして得られた推定量が(i)一貫性を持つこと⁶、そして(ii)漸近的な確率分布が、説明変数の推定量については通常の標準正規分布に分布収束すること、(iii)説明変数と閾値 μ の推定量は互いに独立であること、を示した。従って、説明変数の推定量を用いて仮説検定を行う場合には、通常の t 検定を利用できる。

4. 推定

4.1 使用するデータ

使用するパネルデータは、「NEEDS 日経一般企業財務データ」のデータベースより得た。同データベースには、連結決算と個別決算があるが、

⁵ MTAR モデル(Multivariate Threshold Autoregressive Model)と呼ばれる。

⁶ 説明変数の推定量については $\sqrt{N}$ -consistent、閾値 μ の推定量については N -consistent となる。

表 1-1 サンプル統計量(平均) 1986-1991

(変数)	全産業	製造業	非製造業	建設業
SA_t/K_{t-1}	0.849	0.818	0.915	0.871
π_t/K_{t-1}	0.0483	0.0501	0.0443	0.0429
INV_t/K_{t-1}	0.146	0.145	0.148	0.282
$DBOND_t$	0.544	0.530	0.575	0.575
EX_{t-1}	-0.0157	-0.0153	-0.0166	0.00767
サンプル数	3108	2130	978	42
企業数	518	355	163	252

表 1-2 サンプル統計量(平均) 1992-1999

(変数)	全産業	製造業	非製造業	建設業
SA_t/K_{t-1}	0.818	0.789	0.883	0.846
π_t/K_{t-1}	0.0340	0.0338	0.0344	0.0329
INV_t/K_{t-1}	0.138	0.136	0.140	0.258
$DBOND_t$	0.638	0.627	0.663	0.679
EX_{t-1}	-0.00996	-0.0144	-0.000247	0.0450
サンプル数	4144	2840	1304	336
企業数	518	355	163	42

より詳細な系列が過去に遡ってとれる個別決算のデータを用いた。推定の標本期間は、バブル期を含む 1986 年から 1991 年、及びバブル崩壊後の 1992 年から 1999 年とした。どの時点でバブルが崩壊したのかを判断するのは一般的に難しいが、ここでは地価の上昇率がマイナスに転じた 1991 年 9 月を基準とし、直後の決算期である 1992 年 3 月以降をポスト・バブル期と考える。タイムスパンは、いずれにおいても 1 会計年度である。

サンプルセレクションは、(i)1984 年から 1999 年まで、短期借入残高と長期借入残高がともに 0 でない企業、(ii)金融業(消費者金融を含む)でない企業、(iii)公益性の高い電力・ガス会社でない企業、(iv)1984 年以降における決算月が 3 月、かつ決算月数が 12 ヶ月の企業、(v)1984 年以前において資本ストックに関するデータが採れる企業、という条件の下に行った。

ただし、債務比率(B_{it}/K_{it-1})が 1 を超えてしまう異常値が、製造業で 1 つ、非製造業で 4 つ認められたので、これらのサンプルを除外した。このようにして抽出された 518 社(製造業 355 社、非製造業 163 社、建設業 42 社)を分析の対象とした。主要な変数の作成方法については、付録に記載されている。又、サンプル統計量及び相関係数については、表 1 から表 3 にまとめられている。

表 2-1 サンプル統計量(標準偏差) 1986-1991

(変数)	全産業	製造業	非製造業	建設業
SA_t/K_{t-1}	0.557	0.362	0.832	0.226
π_t/K_{t-1}	0.0298	0.0309	0.0269	0.0179
INV_t/K_{t-1}	0.106	0.0794	0.148	0.118
$DBOND_t$	0.498	0.499	0.495	0.495
EX_{t-1}	0.220	0.201	0.257	0.154
サンプル数	3108	2130	978	252
企業数	518	355	163	42

表 2-2 サンプル統計量(標準偏差) 1992-1999

(変数)	全産業	製造業	非製造業	建設業
SA_t/K_{t-1}	0.475	0.326	0.693	0.230
π_t/K_{t-1}	0.0266	0.0280	0.0233	0.0199
INV_t/K_{t-1}	0.0959	0.0769	0.128	0.108
$DBOND_t$	0.481	0.484	0.473	0.468
EX_{t-1}	0.202	0.192	0.222	0.167
サンプル数	4144	2840	1304	336
企業数	518	355	163	42

4.2 モデルの修正

実際に推定を行う際には、モデルにいくつかの修正を施す必要がある。第一に、推定式における企業の個別効果の扱いである。本論文においては、Anderson and Hsiao(1981)が提唱したように、(3)式と(4)式の1階の階差をとることにより個別企業に固有の効果を除去することにする⁷。また、このことは、変数に潜んでいると考えられるトレンドを除すという意味も含まれている(Dicky and Fuller(1979))。第二に、推定式における金利の取扱いである。データの制約上、銀行借入金利 R_{6it} 以外を求めることは難しい。そこで、金利に関する項では、 $R_{jit}(j \geq 7)$ の影響を無視して、銀行借入金利 R_{6it} のみを式に入れて推計するという方法が考えられよう。しかしながら、他の金利、特に預金金利と借入金利はある程度連動していると考えられ、過小定式化によって推定量の一致性が失われてしまう可能性が非常に高い⁸。

⁷ ただし、ダミー変数 I_{it} における条件変数 EX_{t-1} に関しては、階差をとっていない。

⁸ 金利に関する項を銀行借入金利のみにして実際に推定したところ、符号が有意に正になるケースが多く見られた(予想される符号は負)。

表 3-1 相関係数 1 (レベル、全産業のみ) 1986-1991

	SA_t/K_{t-1}	π_t/K_{t-1}	INV_t/K_{t-1}	$DBOND_t$	EX_{t-1}
SA_t/K_{t-1}	1.00				
π_t/K_{t-1}	0.229	1.00			
INV_t/K_{t-1}	-0.0688	-0.0186	1.00		
$DBOND_t$	-0.0427	0.135	-0.0723	1.00	
EX_{t-1}	0.305	0.194	0.321	-0.0878	1.00

表 3-2 相関係数 1 (レベル、全産業のみ) 1992-1999

	SA_t/K_{t-1}	π_t/K_{t-1}	INV_t/K_{t-1}	$DBOND_t$	EX_{t-1}
SA_t/K_{t-1}	1.00				
π_t/K_{t-1}	0.192	1.00			
INV_t/K_{t-1}	-0.121	-0.101	1.00		
$DBOND_t$	-0.0383	0.193	-0.0479	1.00	
EX_{t-1}	0.262	0.0125	0.262	-0.0755	1.00

表 3-3 相関係数 2 (階差、全産業のみ) 1986-1991

	$\Delta (SA_t/K_{t-1})$	$\Delta (\pi_t/K_{t-1})$	$\Delta (INV_t/K_{t-1})$	$\Delta (DBOND_t)$	$\Delta (EX_{t-1})$
$\Delta (SA_t/K_{t-1})$	1.00				
$\Delta (\pi_t/K_{t-1})$	0.449	1.00			
$\Delta (INV_t/K_{t-1})$	0.228	0.258	1.00		
$\Delta (DBOND_t)$	0.0154	0.0112	0.0107	1.00	
$\Delta (EX_{t-1})$	-0.195	-0.169	-0.280	-0.0113	1.00

表 3-4 相関係数 2 (階差、全産業のみ) 1992-1999

	$\Delta (SA_t/K_{t-1})$	$\Delta (\pi_t/K_{t-1})$	$\Delta (INV_t/K_{t-1})$	$\Delta (DBOND_t)$	$\Delta (EX_{t-1})$
$\Delta (SA_t/K_{t-1})$	1.00				
$\Delta (\pi_t/K_{t-1})$	0.491	1.00			
$\Delta (INV_t/K_{t-1})$	0.253	0.133	1.00		
$\Delta (DBOND_t)$	0.0141	0.00143	0.0225	1.00	
$\Delta (EX_{t-1})$	-0.120	0.0197	-0.136	-0.0258	1.00

Ogawa and Suzuki(2000)は、金融市場は完全であり、同種類の金融商品について、企業は同じ年には同じ金利に直面していると仮定することでこの困難を解決している。パネル推計において、全ての経済主体がある年に同じ金利に直面するとすれば、それは年ダミーを推計することと等価となるのである。そこで、本論文においても、Ogawa and Suzuki(2000)に従い、金利に関する効果を年ダミーで置き換えることにする。

4.3 対称的な借入需要関数の推定

対称的な借入需要関数は、pooled OLS、GMM により推計された。GMM 推計においては、より効率的な推定量を得るため、Arrelano and Bond(1991)で提案された二段階推定を行っている。操作変数は、DBOND 以外の説明変数の 3 期ラグから 8 期ラグまで、DBOND の 3 期ラグとした。Arrelano and Bond は、二段階目の推定で得られる標準誤差はバイアスを持つため、 t 値に関しては一段階目の推定で得られたものを採用することを薦めている。本論文においても、 t 値に関しては一段階目のものを採用することにする。係数推定値に関しては、より効率的な二段階目のものを採用する。尚、誤差項の AR(2)に関する統計量⁹は、Arrelano and Bond によって提案された *robust t statistics* (一段階目の推計値)を使用している。

4.4 非対称な借入需要関数の推定

推定方法については、pooled OLS を採用した。未知の閾値パラメーター μ がとり得る値の範囲については、 EX_{it-1} のデータのうち、最大・最小 15%個に属するデータが除かれた後に残ったデータ(70%)とされた。そのようにして得られた設定範囲を 200 等分し、それぞれの値で閾値 μ を固定して OLS 推定し、それらの中で最も小さな残差平方和を実現する閾値 μ を選択した。年ダミーの推定においては、説明変数の数を節約するために、それらの係数は H グループと L グループで等しいという制約を置いている。

5. 推定結果

5.1 対称的な借入需要関数の推定結果

対称的な借入需要関数の推定結果は、表 4(OLS)と表 5(GMM)にまとめられている。ただし、GMM 推計におけるバブル期の推計期間は、操作変数としてラグ変数を用いている関係上、1989-1991 に短縮されている。

⁹ 帰無仮説は「誤差項の二階の系列相関がない」である。

表 4-1 対称的な借入需要関数 1986-1991 (OLS)

(係数)	製造業	非製造業	建設業
α_1	0.0677*** (4.62)	0.0233** (1.96)	-0.0477 (-1.52)
α_2	-0.267*** (-3.76)	0.926*** (5.91)	-0.256 (-0.890)
α_3	0.529*** (11.6)	0.511*** (11.8)	0.354*** (5.77)
α_4	-0.0195*** (-3.69)	-4.26E-03 (-0.590)	-1.02E-03 (-0.112)
α_5	-0.0328** (-2.23)	-0.0772*** (-4.59)	-0.116*** (-2.73)
サンプル数	2130	978	252
企業数	355	163	42
S. BIC	-2.96E+3	-1.33E+3	-4.17E+2

(注) 有意水準 (** 1%、* 5%、* 10%)。かっこ内 () は t 値を表す。E+n は、 10^n を示している。S. BIC は「Schwarz の BIC」を示している。年ダミーの記載は省略している。

表 4-2 対称的な借入需要関数 1992-1999 (OLS)

(係数)	製造業	非製造業	建設業
α_1	0.137*** (9.88)	0.0680*** (5.41)	0.0233 (0.682)
α_2	-0.606*** (-9.60)	0.0767 (0.658)	-0.548** (-2.31)
α_3	0.334*** (7.62)	0.343*** (7.50)	0.417*** (6.91)
α_4	-0.0248*** (-5.57)	-0.0183*** (-2.90)	-0.0139 (-1.41)
α_5	-0.0751*** (-3.89)	-0.158*** (-6.25)	-0.0944** (-1.97)
サンプル数	2840	1304	336
企業数	355	163	42
S. BIC	-4.20E+3	-2.02E+3	-5.29E+2

(注) 表 4-1 の注を参照。

表 5-1 対称的な借入需要関数 1989-1991 (GMM)

(係数)	製造業	非製造業	建設業
α_1	0.148 (1.36)	3.20E-3 (1.38)	-0.253** (-2.49)
α_2	-0.845** (-2.15)	1.23*** (3.42)	0.591* (1.81)
α_3	1.05*** (2.63)	1.12*** (7.64)	0.432*** (4.22)
α_4	-4.30E-3 (-0.508)	-0.0590 (-1.42)	0.0313 (0.825)
α_5	-0.0992 (-1.38)	-0.264*** (-3.95)	-0.397*** (-5.46)
J 統計量	36.96 [0.0239]	35.76 [0.0322]	25.33 [0.282]
AR(2)	-0.355 [0.723]	0.173 [0.863]	-2.16 [0.0312]
サンプル数	1065	489	126
企業数	355	163	42

(注) 有意水準(*** 1%、** 5%、* 10%)。かっこ内()はt値(一段階目の推計値)を表す。[]はp値を表す。E+nは、 10^n を示している。AR(2)は「誤差項の二階の系列相関」に関して Arrelano and Bond によって提案された *robust t statistics* (一段階目の推計値)であり、帰無仮説は「誤差項の二階の系列相関がない」である。年ダミーの記載は省略している。

GMM 推計においては、J 統計量(帰無仮説は「過剰識別性条件が満たされる」)や誤差項の AR(2)に関する *robust t* 統計量(帰無仮説は「誤差項に二階の系列相関がない」)が棄却域に入っている場合もあるので、推計結果の解釈には注意を要する。年次ダミーの推定結果については、それほど興味深いものが見られなかったため報告していない。建設業の企業数は 42 社しかいないため、以下の全ての推定において、建設業の推定に係る検出力はそれほど高くない可能性があることに注意しよう。

第一に、売上高は、概ね借入需要に対して有意に正の影響を与えており、符号条件と整合的である。第二に、利潤水準は、製造業において、借入需要に対して有意に負の影響を与えている。このことは、企業の内部資金が増加すれば、代替的な資金調達手段である銀行借入が減少するという見解を支持している。

表 5-2 対称的な借入需要関数 1992-1999 (GMM)

(係数)	製造業	非製造業	建設業
α_1	0.156*** (10.3)	0.0465*** (36.0)	0.0702*** (2.61)
α_2	-0.397*** (-6.24)	0.305*** (19.5)	-0.468 (-1.59)
α_3	0.0432* (1.66)	0.448*** (79.5)	0.455*** (8.06)
α_4	-0.0724*** (-9.36)	-0.0214*** (-18.6)	-0.0265 (-1.48)
α_5	-0.155*** (-11.5)	-0.285*** (-111.5)	-0.210*** (-3.07)
J 統計量	177.24 [0.0452]	162.31 [0.183]	168.79 [0.105]
AR(2)	-1.72 [0.0861]	-3.06 [0.00225]	-2.81 [0.00501]
サンプル数	2840	1304	336
企業数	355	163	42

(注) 表 5-1 の注を参照。

しかしながら、非製造業においては、利潤水準は借入需要に対して有意に正の影響を与えてしまっている。これは、利潤水準も売上高と同様に企業の活動水準及び規模の代理変数と見られているからかもしれない。それは、表 3-3 と表 3-4 に示されている売上高と利潤水準の相関係数が、それぞれ 0.449 と 0.491 と高いことから理解できる。売上高と利潤水準の推定値は、多重共線性によっていくらか影響を受けている可能性がある。第三に、在庫ストックは、借入需要に対して有意に正の影響を与えている。このことは、景気上昇による在庫投資の活発化が、借入需要を増加させるという見解を支持している。これは、オランダのデータを用いて同様の推定を行った Fase(1995)の結果と整合的である。

第四に、社債市場へのアクセスを表すダミー変数は、製造業において、概ね借入需要に対して有意に負の影響を与えており、符号条件と整合的である。非製造業においては、バブル期においては借入需要に対して有意な影響を与えていないが、ポスト・バブル期においては借入需要に対して有意に負の影響を与えるようになってきている。これは、ポスト・バブル期において社債市場が整備されるに伴い、非製造業がより銀行借入に依存しない体質に変化していることを示していると考えられ、興味深い。

表 6 EX_{it-1}に関する構造変化の検定 (OLS)

(係数)	製造業	非製造業	建設業
(1) 1986-1991 の α_5	-0.0328** (-2.23)	-0.0772*** (-4.59)	-0.116*** (-2.73)
(2) 1992-1999 の α_5	-0.0751*** (-3.89)	-0.158*** (-6.25)	-0.0944** (-1.97)
(2) - (1)	-0.0423** (2.19)	-0.0811*** (3.21)	0.0219 (0.459)
企業数	355	163	42

(注) 有意水準 (** 1%, ** 5%, * 10%)。カッコ内 () は t 値を表す。

建設業においては、いずれの期間においても、借入需要に対して有意な影響を与えていない。

第五に、過剰債務は、概ね借入需要に対して有意に負の影響を与えており、符号条件と整合的である。これは、第一節で述べたチャンネルを通じて、過剰債務が銀行借入を抑制するという仮説が成立することを示している。

ところで、90 年代初頭以降のポスト・バブル期においては、低迷する日本経済の中で、企業の経営環境も厳しくなったと考えられ、過剰債務が借入需要に与える影響もより大きくなった可能性が高い。この仮説を検証するため、バブル期とポスト・バブル期における過剰債務の係数に関して、それらが等しいか否かの検定を行った(表 6)。その結果、製造業、非製造業においては、係数が等しいという帰無仮説が棄却されたが、建設業においては棄却されなかった。従って、製造業と非製造業においては、ポスト・バブル期の方が、過剰債務が借入需要に与える影響がより大きくなったが、建設業においては、そのようなことはなかった可能性を指摘できる¹⁰。

5.2 非対称な借入需要関数の推定結果

非対称な借入需要関数の推定結果は、表 7 にまとめられている。まず、売上高、利潤水準、在庫ストック、社債市場へのアクセスを表すダミー変数の係数に関する結果は、過剰債務が多い企業群(「H グループ」)と少ない企業群(「L グループ」)のどちらにおいても、概ね 5.1 節で得られたものと同じであった。しかしながら、過剰債務の係数推定値に関する結果は、「H グループ(α_5)」と「L グループ(β_5)」間ではっきりとした差異を確認できた。

表 7-1 非対称的な借入需要関数 1986-1991 (OLS)

(係数)	製造業	非製造業	建設業
α_1	0.111*** (4.55)	0.0430*** (2.65)	-0.0688 (-1.24)
β_1	0.0391** (2.19)	-9.98E-04 (-0.0617)	-0.0528 (-1.59)
α_2	-0.0322 (-0.270)	1.61*** (7.21)	0.688 (1.15)
β_2	-0.358*** (-4.18)	0.325 (1.53)	-0.337 (-1.17)
α_3	0.599*** (8.50)	0.615*** (11.2)	0.931*** (9.03)
β_3	0.460*** (8.31)	0.367*** (5.67)	0.141** (2.20)
α_4	-0.0399** (-2.44)	0.0122 (0.872)	0.0309* (1.92)
β_4	-0.0178*** (-3.23)	-8.00E-3 (-0.981)	-0.0125 (-1.34)
α_5	-0.0198 (-0.859)	-0.0737*** (-3.41)	-0.112** (-2.30)
β_5	0.0252 (1.16)	-0.0191 (-0.613)	-0.0232 (-0.392)
μ	0.160	0.128	0.135
(Hグループ)	16.6%	26.4%	15.5%
(Lグループ)	83.4%	73.6%	84.5%
サンプル数	2130	978	252
企業数	355	163	42
S. BIC	-2.97E+3	-1.34E+3	-4.37E+2

(注) 有意水準 (** 1%、* 5%、* 10%)。かっこ内 () は t 値を表す。E+n は、 10^n を示している。 μ は、推定された EX_{it-1} に関する閾値を示す。「H グループ」は $EX_{it-1} \geq \mu$ となるサンプル数の割合 (%)、「L グループ」は $EX_{it-1} < \mu$ となるサンプル数の割合 (%) を示している。S. BIC は「Schwarz の BIC」を示している。年ダミーの記載は省略している。

¹⁰ この結果は、建設業の企業数(41 社)が少ないことが原因である可能性もある。

表 7-2 非対称的な借入需要関数 1992-1999 (OLS)

(係数)	製造業	非製造業	建設業
α_1	0.303*** (10.9)	0.0560*** (2.66)	-0.148 (-1.64)
β_1	0.0823*** (5.27)	0.0578*** (3.80)	0.0307 (0.861)
α_2	-0.849*** (-7.60)	0.817*** (3.68)	0.424 (0.697)
β_2	-0.493 (-6.67)	-0.224* (-1.71)	-0.596** (-2.45)
α_3	-0.138* (-1.77)	0.627*** (8.05)	0.777*** (7.72)
β_3	0.534*** (10.2)	0.151*** (2.71)	0.186** (2.58)
α_4	-0.0317*** (-3.09)	-0.0589*** (-3.13)	-1.57E-03 (-0.0664)
β_4	-0.0237*** (-4.87)	-0.0133** (-2.05)	-0.0168 (-1.61)
α_5	-0.112*** (-4.27)	-0.229*** (-5.98)	-0.152** (-2.15)
β_5	-0.0351 (-1.27)	-0.102*** (-3.22)	-0.0425 (-0.609)
μ	0.173	0.224	0.193
(Hグループ)	15.4%	15.8%	17.9%
(Lグループ)	84.6%	84.2%	82.1%
サンプル数	2840	1304	336
企業数	355	163	42
S.BIC	-4.22E+3	-2.04E+3	-5.32E+2

(注) 表 7-1 の注を参照。

表 8 「H グループ」と「L グループ」間の差の検定 (OLS)

(係数)	非製造業
(1) 「H グループ」の EX_{it-1} の係数推定値 α_5	-0.229*** (-5.98)
(2) 「L グループ」の EX_{it-1} の係数推定値 β_5	-0.102*** (-3.22)
(1) - (2)	-0.127*** (-2.61)
企業数	163

(注) 有意水準 (** 1%、* 5%、* 10%)。カッコ内 () は t 値を表す。推定期間は、1992 年から 1999 年までである。検定は、非製造業に限って行われている。

バブル期においては、非製造業と建設業の「H グループ」では過剰債務は借入需要に対して有意に負の影響を与えていたが、「L グループ」では有意な影響を与えていなかった。ポスト・バブル期においては、製造業と建設業の「H グループ」では過剰債務は借入需要に対して有意に負の影響を与えていたが、「L グループ」では有意な影響を与えていなかった。

ポスト・バブル期の非製造業においては、「H グループ」と「L グループ」の両者において、過剰債務は借入需要に対して有意に負の影響を与えていた。非製造業におけるそれらの係数推定値は、「H グループ」では -0.229 (t 値は -5.98) であり、「L グループ」では -0.102 (t 値は -3.22) であった。従って、「H グループ」の方がよりその影響は強かったのではないかと推察される。そこで、これら二つの係数推定値の差が有意に異なるかを検定してみた(表 8)。その結果、1%水準で有意に差が異なることが明らかになった。したがって、過剰債務が借入需要に対して与える負の影響は、「H グループ」の方が大きいことを統計的に確認できた。

これらの実証結果をまとめると、「H グループ」においては、過剰債務は概ね借入需要に対して負の影響を与えていたが、「L グループ」においては、過剰債務は概ね借入需要に対して影響を与えていないか、又は負の影響を与えていたとしても、それは「H グループ」よりもかなり小さかったと結論できる。

最後に、非対称な借入需要関数は、対称的な借入需要関数に比べて、企業の振る舞いが一様である(homogeneous)という制約を緩くしている点で望ましいと考えられるが、それをシュバルツの情報基準量(以下では「S.BIC」と記す)によって確認する。まず、バブル期における対称的な借入需要関数の S.BIC は、製造業で -2.96×10^3 、非製造業で -1.33×10^3 、建設業で -4.17×10^2 であった

のが、対称性の制約を緩めた結果、それらの値は、それぞれ -2.97×10^3 、 -1.34×10^3 、 -4.37×10^2 となった。同様にして、ポスト・バブル期における対称的な借入需要関数の S.BIC は、製造業で -4.20×10^3 、非製造業で -2.02×10^3 、建設業で -5.29×10^2 であったのが、対称性の制約を緩めた結果、それらの値は、それぞれ -4.22×10^3 、 -2.04×10^3 、 -5.32×10^2 となった。これらの結果は、非対称な借入需要関数の方が真のモデルに近いことを示しており、上で述べられた推察を統計的に確認できた。

6. 結論

本論文では、日本企業のパネルデータを用いることで、ポスト・バブル期の 90 年代に日本企業が抱えた過剰債務が、銀行に対する借入需要に対して負の影響を与えていたか否かを、景気の後退等の他要因をコントロールした上で検証した。本論文では、過剰債務額を『「借入額」から「返済に充当できる保有土地の時価評価額」を引いたもの』と定義し、それを個別企業ごとに計算することで、上記を検証することを可能とした。本論文の発見は、以下のようにまとめられる。

第一に、過剰債務は、ポスト・バブル期の 90 年代において、概ね借入需要に対して有意に負の影響を与えていたことを確認した。さらに、製造業と非製造業において、過剰債務が借入需要に与える負の影響は、バブル期に比べてより大きくなったという事実も明らかになった。

第二に、過剰債務が多い企業(「H グループ」)においては、過剰債務は概ね借入需要に対して負の影響を与えていたが、過剰債務が少ない企業(「L グループ」)においては、過剰債務は概ね借入需要に対して影響を与えないか、又は負の影響を与えていたとしても、それは「H グループ」よりもかなり小さいということを示した。

これら二つの発見と過剰債務額の推移(図 3)をあわせて考えると、バブル崩壊以降の日本経済が辿った姿が、以下のように明らかになってくる。バブルが崩壊し地価が下落すると、返済に充当できる保有土地の時価額が大幅に下落し、そのことにより企業の過剰債務感が強まり、借入需要が大幅に抑制されたのである。さらに重要なことは、その影響は、過剰債務が多い企業(「H グループ」)においては顕著に見られたが、過剰債務が少ない企業(「L グループ」)においては、ほとんど見られなかった点である。

本論文の実証分析によって、バブル崩壊以降の銀行貸出市場の低迷の原因の一つが、実は過剰債務を多く抱えた企業によって銀行借入が抑制されていたこ

とであったということが裏付けられた。銀行貸出は、企業の資金調達手段であるのと同時に、信用創造によりマネーが経済に供給されるチャンネルでもある。従って、銀行貸出を増加させるには、資金の供給側(銀行側)における要因を解決するのと同時に、過剰債務を多く抱えている企業を減らしていく努力を行うことが極めて肝要であろう。

< 付録 > データの作成方法

本論文で用いた主要な変数は、小川(2003)、小林他(2002)等を参考にして、以下のように作成した。

A.1 借入額(B_{it})

借入額(B_{it})は、「短期借入金」と「長期借入金」の合計として作成された。

A.2 時価評価の資本ストック(在庫、土地、機械、建物等)

時価評価の資本ストック(在庫、土地、機械、建物等)は、恒久棚卸法(perpetual inventory method)に基づいて作成された(詳しい解説は、Hoshi and Kashyap(1990)、Hayashi and Inoue(1991)、Ogawa *et al.*(1994)等を参照のこと)。ベンチマークとなる初期時点は、1970 年以前のデータがとれる場合には 1970 年に、そうでない場合は初めてデータが取得できる時点に設定された。そして、初期時点の資本ストックの簿価を、その時点における時価とした。ただし、土地に関しては時価と簿価の乖離が激しいため、初期時点において時価簿価比率¹¹を乗じることにより、補正を行った。このような条件の下、資本ストック X_{it} は、以下のような再帰式で逐次的に求めることができる。

$$X_{it} = (P_t^X / P_{t-1}^X) X_{it-1} (1 - \delta) + I_{it} \quad (5)$$

ただし、 P_t^X は当該資本ストックの価格、 δ は物理的資本減耗率、 I_{it} は資本ストックの増分(簿価)である。

A.2.1 在庫

「商品・製品」と「半製品・仕掛品」の合計、及び「原材料・貯蔵品」と「その他棚卸資産」の合計に、それぞれ恒久棚卸法を適用した。資本ストックの価格は、前者には当該企業の業種の産出価格指数を、後者には国内需要財・素原材料価格指数(以上、企業物価指数を使用)を用いた。物理的資本減耗率は 0 と仮定された。

A.2.2 土地

「土地」について、恒久棚卸法を適用した。資本ストックの価格は、市街地価格・六大都市市街地価格指数(日本不動産研究所)を用いた。物理的資本減耗率は 0 と仮定された。ただし、 I_{it} が負となる場合は、 $t-1$ 期において購入された土地が t 期に売却されたものと仮定して(last-in-first-out の原則)、 I_{it} に P_t^X / P_{t-1}^X を乗じた。

¹¹ 土地の時価簿価比率は、SNA の「期末貸借対照表勘定(ストック編)における土地評価額(時価)を、法人企業統計の「土地評価額」(簿価)で割って求めた。

A.2.3 有形固定資産(機械、建物等)

「建物・構築物」、「機械装置」、「運搬具」、「その他償却対象有形固定資産」のそれぞれに恒久棚卸法を適用した。資本ストックの価格は、順に中間財・建設用材料価格指数、最終財・資本財価格指数、輸送用機器・産出価格指数、最終財・資本財価格指数(以上、企業物価指数を使用)を用いた。物理的資本減耗率は、Hayashi and Inoue(1991)に従い、順に 0.0517、0.09489、0.147、0 とした。

A.3 時価評価の資産額(K_{it})

時価評価の資産額(K_{it})は、A.2 で説明した時価評価の資本ストック(在庫、土地、機械、建物等)と、その他の資産(簿価)の合計として作成された。

A.4 利潤(π_{it})

利潤(π_{it})は、「営業利益」と「営業外収益合計」の合計として作成された。

参考文献

大西茂樹、中澤正彦、原田泰 (2002)、「デフレーションと過剰債務」、*PRI Discussion Paper Series* No.02A-03、財務省財務総合政策研究所。

小川一夫(2003)、『大不況の経済分析』、日本経済新聞社。

小林慶一郎・才田友美・関根敏隆(2002)、「いわゆる『追い貸し』について」、日本銀行調査統計局 Working Paper 02-2。

筒井義郎 (2005)、「貸し渋りは発生したか (第 11 章)」、筒井義郎著『金融業における競争と効率性 - 歴史的視点による分析』、東洋経済新報社、295-316 ページ。

西岡慎一、馬場直彦 (2004)、「わが国企業の負債圧縮行動について：最適資本構成に関する動学的パネルデータ分析」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、04-J-15。

堀江康熙(2001)、『銀行貸出の経済分析』、東京大学出版会。

Anderson, T.W. and C. Hsiao(1981), "Estimation of Dynamic Models with Error Components," *Review of Economic Studies*, Vol. 58, pp.277-297.

Arrelano, M. and S.R. Bond (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an application to employment equations," *Journal of the American Statistical Association*, Vol.74, pp.427-431.

Bernanke, B.S., M.Gertler, and S.Gilchrist(1999), "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework," in Taylor, J.B. and M.Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics* (Elsevier Science), vol.1, Chap.21, pp. 1341-1393.

Calmomiris, C.W., Orphanides, A., and S.A. Sharpe(1997), "Leverage as a State Variable for Employment, Inventory Accumulation, and Fixed Investment," in Capie, F. and G.E. Wood (eds.), *Asset Prices and the Real*

Economy (St. Martin's Press), New York, pp. 169-193.

Chan, K.S.(1993), " Consistency and Limiting Distribution of the Least Square Estimator of a Threshold Autoregressive Model," *Annals of Statistics*, Vol.21, pp.520-533.

Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, Vol.74, pp.427-431.

Fase, M.M.G.(1995), "The Demand for Commercial Bank Loans and the Lending Rate," *European Economic Review*, Vol.39, pp.99-115.

Gertler, M. and S.Gilchrist (1993), "The Role of Credit Market Imperfections in the Monetary Transmission Mechanism: Arguments and Evidence," *Scandinavian Journal of Economics*, Vol.95, No.1, pp. 43-64.

Hart, O. (1995), "Firms, Contracts and Financial Structure", Oxford Clarendon Press.

Hart, O. and J.Moor (1994), "A Theory of Debt Based on the Inalienability of Human Capital," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.109, No.4, pp.841-879.

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

Hoshi, T., and A. Kashyap (1990), "Evidence on q and Investment for Japanese Firms," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.4, pp.371-400.

Ito,T. and Y.N. Sasaki (2002), " Impacts of the Basle Capital Standard on Japanese Banks' Behavior," *Journal of the Japanese and International Economics*, Vol.16, No.3, pp.372-397.

Lamont, O. (1995), "Corporate Debt Overhang and Macroeconomic Expectations," *American Economic Review*, Vol.85, No.5, pp.1106-1117.

Meitz, J. and M. Pardue (1973), "The Demand and Supply of Commercial Bank Loans," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.5, pp.669-692.

Modigliani, F. and M.H. Miller (1958), "The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment," *American Economic Review*, Vol.48, pp.261-297.

Nickell, S. and D. Nicolitsas (1999), "How Does Financial Pressure Affect Firms?" *European Economic Review*, Vol.43, pp.1435-1456.

Ogawa, K. (2003a), "Financial Distress and Corporate Investment: The Japanese Case in the 90s," Discussion Paper No.584, Institute of Social and Economic Research, Osaka University.

Ogawa, K. (2003b), "Financial Distress and Employment: The Japanese Case in the 90s," NBER Working Paper No.9646.

Ogawa, K. (2004), "Debt, R & D Investment and Technological Progress: A panel Study of Japanese Manufacturing Firms in the 90s," Discussion Paper No.607, Institute of Social and Economic Research, Osaka University.

Ogawa, K. and M. Saito, and I. Tokutsu (1994), "The Flow-of-Funds Equations of Japanese Nonfinancial Firm," *Journal of the Japanese and International Economics*, Vol.8, pp.72-105.

Ogawa, K. and K. Suzuki (2000), "Demand for Bank Loans and Investment under Borrowing Constraints: A Panel Study of Japanese Firm Data," *Journal of the Japanese and International Economics*, Vol.14, pp.1-21.

Ogawa, K. and S. Kitasaka (2000), "Bank Lending in Japan: Its Determinants and Macroeconomic Implications," in Hoshi, T. and H. P. Patrick (eds.), *Crisis and Change in the Japanese Financial System* (Kluwer Academic Publishers), pp.159-199.

Tong, H. (1990), "Non-Linear Time Series: A Dynamical System Approach," Oxford University Press, New York.

Tsay, R.S.(1989), "Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes," *Journal of the American Statistical Association*, p.231-40.

Tsay, R.S. (1998), "Testing and Modeling Multivariate Threshold Models," *Journal of the American Statistical Association*, p.1188-1202.

Woo, D. (1999), "In Search of "Credit Crunch": Supply Factors behind the Credit Slowdown in Japan," *IMF Working Paper*, WP/99/03.