

Working Paper Series

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—

永幡 崇・関根 敏隆

Working Paper 02-3

2002年5月

日本銀行調査統計局

〒100-8630 東京中央郵便局私書箱 203 号

(e-mail: takashi.nagahata@boj.or.jp)

(e-mail: toshitaka.sekine@boj.or.jp)

本論文の内容や意見は執筆者個人のものであり、日本銀行あるいは調査統計局の見解を示すものではありません。

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 —

永幡 崇[†]・関根 敏隆[‡]

2002年5月

概要

本稿は、バブル崩壊後を中心に、個別企業の財務データを用いて設備投資関数を推計し、①金利チャネルを通じた金融緩和効果は働いた一方、②資産価格の下落により、信用チャネルを通じた金融緩和効果は減殺されたことを示す。資産価格の下落は、企業のバランスシートを毀損した一方で、不良債権の発生に伴い銀行のバランスシートも毀損した。本分析では、資金制約が強いとみられる起債実績のない企業においては、企業自身のバランスシートに加えて取引先銀行のバランスシートの状況も、設備投資に影響を及ぼしたことがわかった。

1 はじめに

本稿の目的は、バブル崩壊後を中心に、企業の設備投資行動を計量的にモデル化し、(i) 金融政策がどのように効いていたのか、また、(ii) 資産価格下落に伴うバランスシートの毀損がどのような影響を与えてきたのかを、個別企業の財務データを用いて解明することにある。

既存研究との関連では、本稿の分析は以下のように位置付けることができる。

- 金融政策のトランスミッション・メカニズムとの関連: 最近、欧州中央銀行 (ECB) では、個別企業の設備投資関数を計測し、金融政策のトランスミッション・メカニ

*本稿の作成にあたっては、変数作成のためのプログラム開発で、吉野太喜氏 (東京大学大学院・経済学研究科) の多大な協力を得た。また、銀行健全性指標の計算は、才田友美、種村知樹 (現日本銀行人事局) 両氏に負うところが大きい。ドラフト作成段階では、細野薫先生 (名古屋市立大学)、鶴光太郎氏 (経済産業研究所)、村田啓子氏 (金融研究所)、小林慶一郎氏 (経済産業研究所) のほか、日本銀行のスタッフから有益なコメントを得た。もちろん本稿のありうべき誤りは筆者による。

[†]日本銀行調査統計局経済調査課 (E-mail: takashi.nagahata@boj.or.jp)

[‡]日本銀行調査統計局経済調査課 (E-mail: toshitaka.sekine@boj.or.jp)

ズムを明らかにしようという研究が大々的に行われた¹。米国でも Chirinko, Fazzari, and Meyer (1999) という研究例がある。本稿は、概ね同様の関数形で分析を行っており、これらの研究の日本版と位置付けられる。

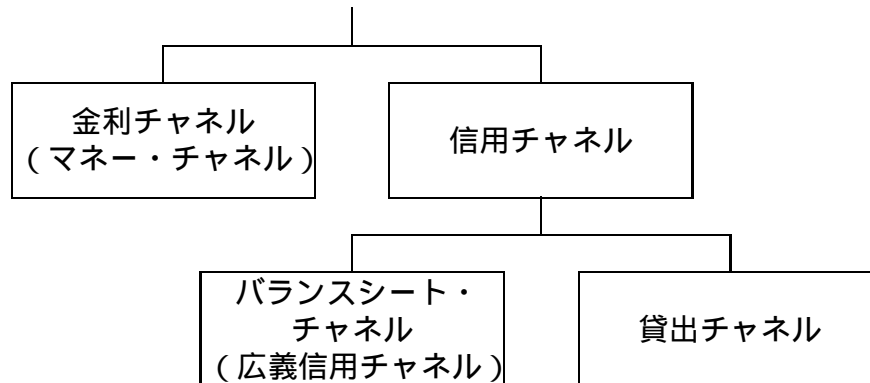
- 設備投資関数の関数形との関連: 上記の先行研究では、加速度原理型のモデルの計測を行うことにより、金融政策の金利チャネルと信用チャネルの影響を分離している。一方、日本では、個別企業の財務データを用いた設備投資関数の多くは、浅子他 (1989)、Hoshi and Kashyap (1990)、Hayashi and Inoue (1991) をはじめとして、Q関数をもとにしている。本稿は、基本的に ECB のアプローチに従い、日本ではまだ例が少ない誤差修正型モデル (ECM)、Auto-Distributed Lag モデル (ADL) を用いて (両者とも加速度原理型モデルから導かれた関数形)、非製造業まで含めた設備投資関数の推計を試みた。
- 不良債権問題との関連: 小川・北坂 (1998) や Gibson (1997) 等、資産価格の下落や、その結果としてのバランスシートの悪化が設備投資行動に与えた影響を調べた先行研究は数多くある。これらの分析の多くは、企業もしくは銀行のバランスシートのどちらか一方を考慮に入れているが、Sekine (1999) では、その両方ともが重要な役割を果たしていることを明らかにした。本稿も、企業、銀行それぞれのバランスシートを同時に加味した形で設備投資関数を推計した。

以上まとめると、本稿のアプローチは、ECB 等で用いられた加速度原理型の設備投資関数に、企業、銀行のバランスシート情報を同時に考慮して推計を行うという形をとる。分析の結果、金利チャネルを通じた金融緩和効果は設備投資の下支えとして寄与した一方、資産価格の下落に伴う企業、銀行のバランスシートの毀損が、資金制約が強いと考えられる起債実績のない企業を中心に、設備投資行動を下押ししたため、信用チャネルが十分に働かなかったことがわかった。

以下、本稿の構成は次の通りである。第2節では、金融政策の金利チャネルと信用チャネルの観点から設備投資行動を整理し、以降の実証分析で用いる計測式を導出する。第3節では、計測に用いられるデータ・セットを説明する。第4節では、実際にデータ・セットを用いて設備投資関数を推計する。第5節は、本稿の分析から得られる政策インプリケーションや今後の課題を論じる。なお、補論では、代替的な定式化やバブル期を含むサンプル期間での推計を試みる。

¹一連の研究を総括した論文としては、Chatelain 他 (2001)、Angeloni 他 (2002) を参照。個別の国では、ドイツ: von Kalckreuth (2001)、フランス: Chatelain and Tiomo (2001)、イタリア: Gaiotti and Generale (2001)、オーストリア: Valderrama (2001)、ベルギー: Butzen, Fuss, and Vermeulen (2001)、ルクセンブルグ: Lünemann and Methä (2001) をカバー。

図 1: 金融政策の波及経路



2 概念整理

本節では、バブル崩壊後の設備投資の状況を金融政策の波及経路（トランスミッション・メカニズム）の観点からやや直感的に整理し、以下の実証分析で用いる計測式を導出したい。

2.1 金利チャンネルと信用チャンネル

金融政策が実体経済に影響を及ぼす波及経路には、いくつかのものが考えられるが、代表的なものとして、金利の変化を通じた経路（金利チャンネル²）と信用量の変化を通じた経路（信用チャンネル）の2つをあげることが多い（図1）³。金利チャンネルを通じた金融政

²伝統的な IS-LM 分析では、中央銀行が供給するマネーの変動によって金利が上下する。このため、論者によっては金利チャンネルのことをマネー・チャンネルと呼ぶこともある（例えば、Hubbard (1996)）。

³ 図1では、用語法の整理のために「金利チャンネル」と「信用チャンネル」を独立の経路のように取り扱っているが、以下に説明するように、信用チャンネルは金利チャンネルに付随して、金利変動効果を増幅するメカニズムといった方が正確である。この点、信用チャンネルの標榜者である Bernanke and Gertler (1995) は、そもそも独立の経路を彷彿させる信用「チャンネル」というネーミング自身誤りだったが、今更呼び方を変える訳にもいかない（ “[T]he term “credit channel” is something of a misnomer;...However, it is probably too late to change the terminology now.” ）とまで述べている。

そもそも金利水準が変化したときに信用量も変化してしまうため、論理的にみて「金利チャンネル」と「信用チャンネル」は同じコインの両面に過ぎないという見方もあろう。これもまた以下の説明にあるように、信用量の変化は、概念的には、①市場金利の変動に関わる部分と②市場金利に上乘せられるリスク・プレミアムの変動に関わる部分に分けられ、前者を金利チャンネル、後者を信用チャンネルという解釈も可能である。ただし、この場合は、「市場金利」チャンネルと「リスク・プレミアム」チャンネルとでもいった方が、より明確かもしれない。

このように、「金利チャンネル」、「信用チャンネル」という呼称はやや誤解を招きかねないところがあるが、本稿では、以下、慣例に従って、金利チャンネルと信用チャンネルという用語法を用いることにする。

策とは、中央銀行による短期金利の操作が、市場金利の変化を通じて、金利感応的といわれる設備投資や住宅投資といった支出活動に影響を与えることを指す。これは、投資額は、その投資を行うことによって得られる収益率とその投資をファイナンスする市場金利の関係で決定されるという伝統的な考え方に基づいている。一方、信用チャネルを通じた金融政策とは、金融政策の変更が何らかのメカニズムを通じて企業への与信額の変動をもたらし、投資水準が変化することを指す。信用チャネルが存在する前提として、資金の貸し手と借り手の間に情報の非対称性があり、企業は必ずしも常に、必要なだけの資金調達ができる訳ではないといった事態が想定されている。また、この場合、個々の企業は市場金利ではなく、各企業の信用力を反映した企業固有の金利で資金調達を行うことになる。

信用チャネルを通じた金融政策の効果波及を設備投資との関係でみると、図2の上段パネルで整理できる。図は縦軸に金利、横軸に資金量をとっており、設備投資等に基づく資金需要は、図中の右下がりの線として描かれる。一方、資金供給については、情報の非対称性を前提にするとA点で屈折するような関係が考えられる。すなわち、Fまでの資金量は、企業の内部資金でまかなわれており、企業にとっての資金調達コストは、ときの市場金利 r （内部資金を運用したならば得られたであろう金利）で表わされる。Fを超えて資金調達を行おうとして銀行借入を行うと、銀行は個々の企業の信用力を反映した貸出金利を求めため、内部資金に比べて割高になると思われる。図中では、より多くの資金を供給するときには、信用リスクの上昇分、より高い金利を求めため⁴、右上がりの線として描かれている。このように資金調達の手段によってそのコストが異なり、例えば内部資金の方が銀行借入よりも割安であるというような順序付けがある状況を、financial hierarchy もしくは pecking order と呼び、企業金融にまつわる経済モデルしばしば導入される仮定である（これと対極にあるのが、企業は資金調達方法を問わないとする Modigliani-Miller の定理）。内部資金が資金需要に比して潤沢にある場合は、資金制約がない状況として、図のU点で、資金量、調達金利が決定される。資金需要が内部資金を超える場合（資金制約がある場合）では、C点で資金量、調達金利が決定されることになる。

ここで中央銀行が金融緩和を行い、市場金利のレベルを r から r' に引き下げたとしよう。この場合、資金供給が下方にシフトすると考えられる。金融緩和により、企業の利払い負担は減るため、内部資金はより潤沢になる。このため内部資金を表わすFはF'に増加する。通常、企業の信用リスクは正味資産の状況により変動すると考えられる。金融緩和は、企業の債務負担の減少を通じて正味資産の改善をもたらすため、A'点を超えた傾きは、A点を超えたときの傾きよりも小さくなることが想定される。従って、金融緩和により、資金制約のない企業の均衡はUからU'に、資金制約のある企業の均衡はCからC'に移動することになる。この場合、金融緩和による資金調達の増加は、資金制約にある企業の方が大きいことがポイントになる。すなわち、資金制約下にある企業は、金融緩和によって内部資金や正味資産の改善が資金調達可能額を引上げる分、金融緩和の恩恵が

⁴通常の状態では、債務/正味資産比率の上昇に伴い貸倒率は高まるものと想定される（Bernanke, Gertler, and Gilchrist (1999)）。

図 2: 資金制約下の金融政策

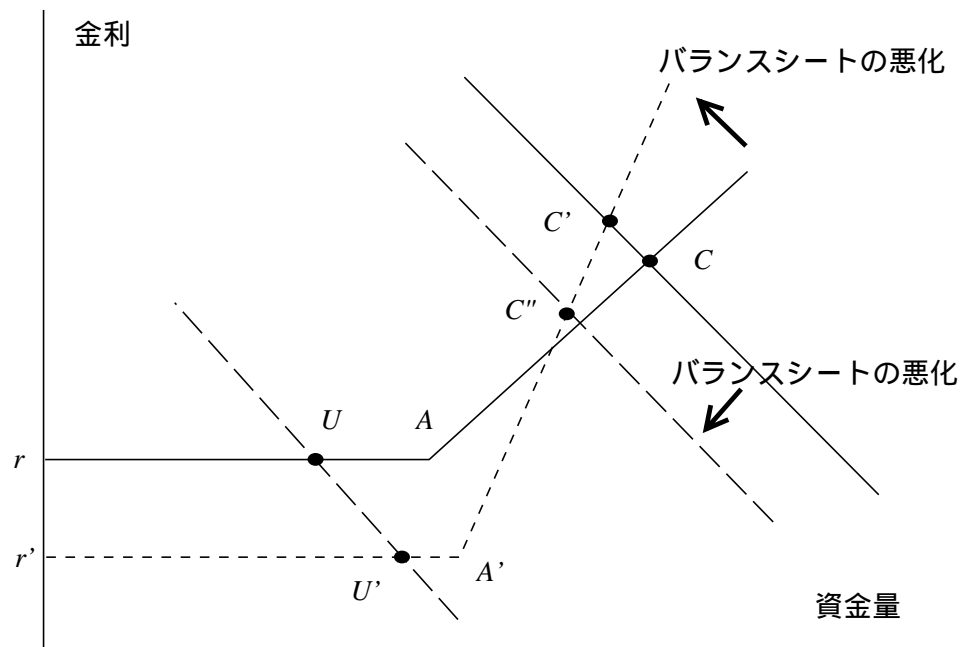
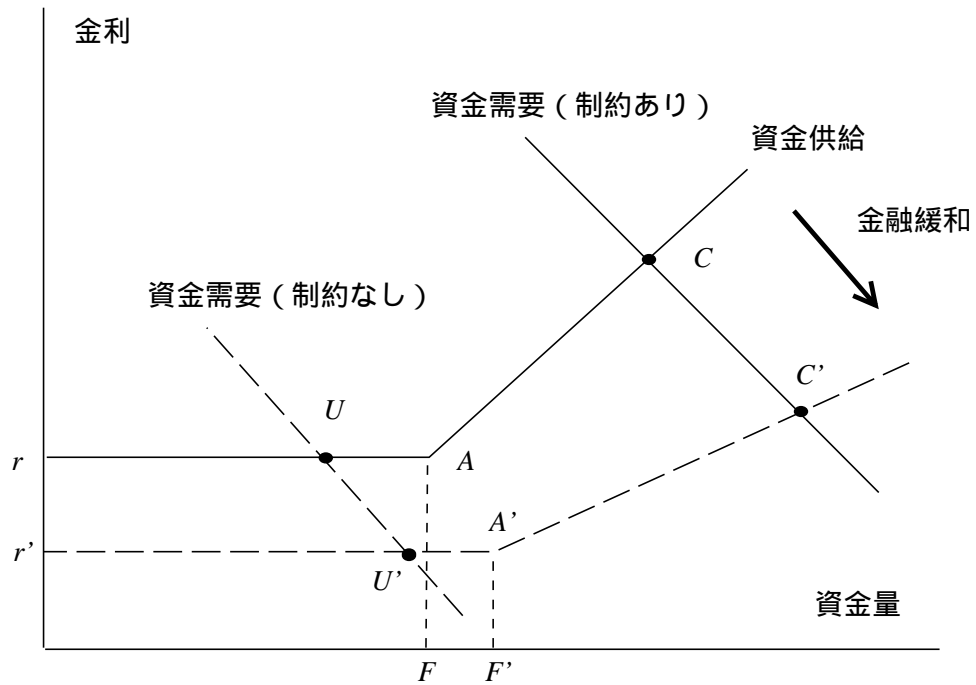
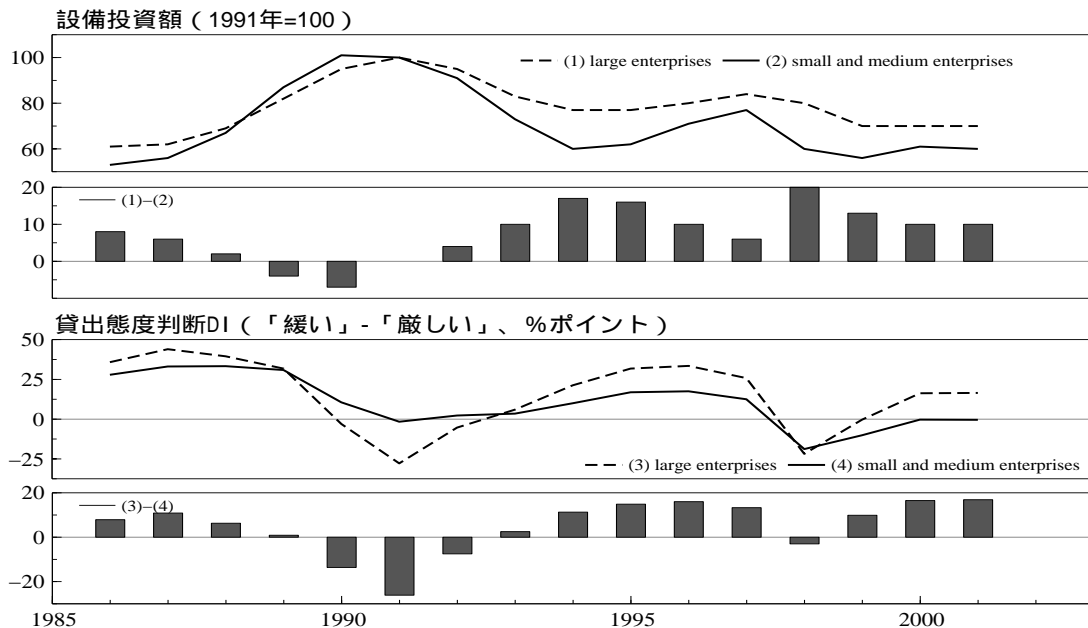


図 3: 設備投資額と貸出態度判断 DI



(注 1) 設備投資額の推移は財務省「法人企業統計季報」による。サンプル替えに伴う断層修正済み。大企業は資本金 10 億円以上、中堅中小企業は資本金 1 千万円以上 10 億円未満。

(注 2) 短観・貸出態度判断 DI の中堅中小企業は、中堅企業と中小企業の DI の単純平均。

大きい。資金制約のない企業には金利チャネルを通じた効果しかないが、資金制約のある企業には金利チャネルに加えて信用チャネルを通じた効果もあり、より大きな緩和効果が働くというのである。信用チャネルの存在により、より大きな弾みがつくということで、これらの効果は financial accelerator と呼ばれている。

上記の議論（資金制約下にある企業が多い方が、金融緩和効果大きい）は、理論的にはともかく、そのままバブル崩壊以降の状況に当てはめるには、やや違和感がある。バブル崩壊後は、大企業に比して中堅中小企業の設備投資は盛り上がり欠ける状態が続いていた（図 3）。これら資金制約がより強いと考えられる中堅中小企業では、短観の貸出態度判断 DI をみると、90年代は「厳しい」と答える企業の割合が増している。Ogawa and Suzuki (2000) の研究でも、バブル崩壊以降、資金制約下にある企業のシェアが増加している。上記のモデルでは、金融緩和により資金制約の程度は減じるはずであった。バブル崩壊後の金融緩和効果はどこにいったのであろうか。

この疑問を解く鍵は、おそらく資産価格の下落に伴うバランスシートの悪化（企業の正味資産や銀行の自己資本の減少）にある。金融緩和は確かに資産価格の上昇に寄与すると考えられるが、バブル崩壊後の資産価格の下落はその効果をはるかに凌駕するものであった。この場合、金融緩和にも関わらず（ r から r' へのシフト）、企業や銀行のバランスシートの悪化に伴い、 A' 点を越えた資金供給線の傾きはむしろ大きくなった（図 2、下

段パネル)⁵。また、企業のバランスシートの悪化が、設備投資意欲を削ぐような効果もあれば、資金需要線が左側にシフトすることも考えられる。この結果、資金制約下にある企業の均衡点は C から C'' に移動することになり、銀行貸出は減少し、設備投資も減少することになる。すなわち、バブル崩壊後のバランスシート悪化のため、本来金融緩和により効くはずだった信用チャネルが働かなかったというのである。

なお、学説的にみた場合、企業と銀行のいずれのバランスシートをより重視するかで、信用チャネルは、さらに2つに分けられる。企業側の財務事情を通じる経路は「バランスシート・チャネル (Balance-sheet Channel)⁶」、銀行側の財務事情を通じる経路は「貸出チャネル (Lending Channel)」と呼ばれている (Bernanke and Gertler (1995))。

2.2 計測式

一連の先行研究では、上記の金利チャネル、信用チャネルを通じた金融政策のトランスミッション・メカニズムをみるために、例えば、以下のような誤差修正型 (Error Correction Model、ECM) の設備投資関数を推計している。

$$\begin{aligned} \left(\frac{I_{it}}{K_{i,t-1}} \right) = & \rho \left(\frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} \right) + \sum_{h=0}^1 \beta_h \Delta y_{i,t-h-1} + \sum_{h=0}^1 \gamma_h \Delta j_{i,t-h-1} \\ & + \lambda_0 (k - y)_{i,t-2} + \lambda_1 y_{i,t-2} + \lambda_2 j_{i,t-2} \\ & + \theta \left(\frac{CF_{it}}{p_{i,t-1}^k K_{i,t-1}} \right) + d_t + \eta_i + \nu_{it}. \end{aligned} \quad (1)$$

ただし、 I_{it} は実質設備投資、 K_{it} は実質資本ストック (小文字の k は自然対数値)、 y_{it} は実質売上高 (自然対数値)、 j_{it} は資本のユーザー・コスト (自然対数値)、 CF_{it} はキャッシュ・フロー、 p_{it}^k は資本財価格、 d_t は時間効果、 η_i は個別効果、 ν_{it} は攪乱項 (idiosyncratic shock) をそれぞれ表わす (Δ は1階の階差オペレーター)。

同式の第一行、第二行は、情報の非対称性がない場合の設備投資行動 (上記の議論では資金制約のない企業の設備投資行動) に対応しており、Jorgenson (1963) 以来の加速度原理のモデルの一つとして解釈が可能である⁷。すなわち、長期の均衡状態のもとで、資

⁵銀行の自己資本の毀損は、かえって起死回生の貸出行動を引き起こし、銀行はリスク愛好的に振舞う (資金供給線の傾き低下) という可能性が、理論的には指摘されている (星 (2000))。しかし、一方で、BISの自己資本規制があるような状況では、自己資本の毀損が貸出減に繋がることも指摘されている (Van den Heuvel (2001))。また、不良な貸出先が増えた場合には、金融機関が流動性選好を高めるために、リスクを伴う貸出を絞る可能性も考えられる (Bernanke (1983))。このように理論的にはいずれの可能性もあるため、自己資本の悪化といった銀行健全性の低下が貸出を下押ししたか否かは、優れて実証上の問題であると考えられる。

⁶やや紛らわしいが、この場合のバランスシートとは、企業のバランスシートのみを指す。論者によっては (例えば、Oliner and Rudebusch (1996)) これを「広義信用チャネル (Broad Credit Channel)」と呼ぶこともあり、さらに紛らわしい。

⁷実際の式の導出過程は、Bond, Elston, Mairesse, and Mulkay (1997) を参照。CES型生産関数のもとでの企業の利益最大化問題の解として求められる。

本ストックの伸び率に対応する $I_{it}/K_{i,t-1}$ や、売上高、ユーザー・コストの変化率である Δy_{it} 、 Δj_{it} が、ある一定の値に収束すれば、第一行、第二行からは（添え字 t は省略）

$$k_i = \frac{\lambda_0 - \lambda_1}{\lambda_0} y_i - \frac{\lambda_2}{\lambda_0} j_i + constant,$$

が求まる。これは長期の均衡状態では、望ましい資本ストックが売上高の関数で表わされるという加速度原理が成立することを意味している。上記の式では売上高に比して資本ストックが過大なとき（ $k - y$ が大きいとき）、設備投資が抑制されるため、 $\lambda_0 < 0$ となることが予想される。同様に、ユーザー・コストが高まれば、設備投資が抑制されるため、 $\lambda_2 < 0$ となると予想される⁸。金融政策によって金利水準が変動すれば、ユーザー・コストが変動する。従って、金利チャネルを通じた金融政策の波及効果は、ユーザー・コストに係る γ_h もしくは λ_2 ではかることとなる。

第三行にあるキャッシュ・フロー（名目資本ストックで基準化）は、通常、資金制約の程度をはかるために加えられている。キャッシュ・フローは内部資金の変動部分に対応すると考えられるため、キャッシュ・フローが有意であるということは、資金制約の存在を表わすというのである（Hubbard (1998)）。すなわち、信用チャネルを通じた金融政策の波及効果は、キャッシュ・フローに係る θ ではかることとなり、資金制約の強いと思われる企業では θ が有意となることが予想される。

しかし、キャッシュ・フローをもって資金制約の代理変数とするのは、とりわけバブル崩壊後の日本においては問題があると思われる。キャッシュ・フローを資金制約の代理変数として用いることに関しては、キャッシュ・フローは期待成長率と相関している可能性や「フリー・キャッシュ・フロー問題」（経営者は余剰資金を無駄な設備投資に振り向けてしまうインセンティブをもつため、キャッシュ・フローの潤沢な企業ほど設備投資を行う可能性、Jensen (1986)）が従来より指摘されていた。加えて、バブル崩壊後の日本のように資産価格が大幅に変動したケースでは、キャッシュ・フローがたとえそこそこの水準にあっても、バランスシートの悪化の結果、資金制約が厳しくなることが考えられる（図2の下段パネルの状況）。この場合、キャッシュ・フローだけをみては、資金制約の状況が適切に把握できない。内部資金の代理変数としては、キャッシュ・フローに加えてバランスシートの状況を表わす変数を見る必要がある。

そこで本稿では、キャッシュ・フローに加えて、バランスシート指標を含めて設備投資関数を推計した。その際、バランスシートとしては、上記の「バランスシート・チャネル」、「貸出チャネル」の議論にも配慮し、企業自身のバランスシートだけではなく、当該企業に融資を行っている銀行のバランスシートの影響も考えた。日本の設備投資関数の推計では、企業側、銀行側、どちらか一方のバランスシートの状況を考慮に入れることの重要性を指摘した研究結果がある（前者の代表例は小川・北坂 (1998)、後者の代表例は Gibson (1997)）。本稿では、両者を同時に考慮し、(1) 式に企業のバランスシート指標（ BS^f ）、

⁸なお、 λ_1 は、想定された生産関数の一次同次性をはかるためのパラメータであり、生産関数が資本ストックにつき一次同次であれば $\lambda_1 = 0$ となる。

銀行のバランスシート指標 (BS^b) を加えた次式をもとに計測を行った。

$$\begin{aligned} \left(\frac{I_{it}}{K_{i,t-1}} \right) &= \rho \left(\frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} \right) + \sum_{h=0}^1 \beta_h \Delta y_{i,t-h-1} + \sum_{h=0}^1 \gamma_h \Delta j_{i,t-h-1} \\ &\quad + \lambda_0 (k - y)_{i,t-2} + \lambda_1 y_{i,t-2} + \lambda_2 j_{i,t-2} \\ &\quad + \theta \left(\frac{CF_{it}}{p_{i,t-1}^k K_{i,t-1}} \right) + \phi BS_{i,t-1}^f + \psi BS_{i,t-1}^b + d_t + \eta_i + \nu_{it}. \end{aligned} \quad (2)$$

バブル崩壊後で上式を推計した場合、仮にバランスシートの悪化により信用チャネルの働きが阻害されるような事態があれば、例えば θ は有意にならない一方で、 ϕ や ψ が有意になるといったように、バランスシート指標がより効いた姿になることが予想される。

同じ加速度原理型のモデルとして、Auto-Distributed Lag Model (ADL) を用いて計測を行う例も多い。この場合、(2) 式の第一行、第二行を以下のように置き換えた形になる。

$$\begin{aligned} \left(\frac{I_{it}}{K_{i,t-1}} \right) &= \sum_{h=1}^2 \rho_h \left(\frac{I_{i,t-h}}{K_{i,t-h-1}} \right) + \sum_{h=0}^2 \beta_h \Delta y_{i,t-h-1} + \sum_{h=0}^2 \gamma_h \Delta j_{i,t-h-1} \\ &\quad + \theta \left(\frac{CF_{it}}{p_{i,t-1}^k K_{i,t-1}} \right) + \phi BS_{i,t-1}^f + \psi BS_{i,t-1}^b + d_t + \eta_i + \nu_{it}. \end{aligned} \quad (3)$$

Bond, Elston, Mairesse, and Mulkey (1997) の示すように、ADL も ECM も企業の収益最大化の条件式を、やや異なる形に展開したに過ぎないが、頑強性の検定のために、本稿では ECM に加えて ADL の推計も行う。この場合、金利チャネルは γ_h で、信用チャネルは θ 、 ϕ 、 ψ の各パラメータで、それぞれ有効性がはかられることになる。

なお、設備投資関数としては、ECM や ADL で示した加速度原理型のモデル以外に Q モデルを使うことも考えられよう。事実、日本の設備投資関数に関する先行研究では、浅子他 (1989)、Hoshi and Kashyap (1990)、Hayashi and Inoue (1991) をはじめとして、Q モデルを用いた計測例が多い (上記の小川・北坂 (1998) や Gibson (1997) も Q 関数をベースにしている)。しかし、Q 関数で金融政策の波及経路をみようとする、資本のコスツのように金利チャネルが直接みられない。理論的には Q が金利の上下によって変化することが金利チャネルに対応するが、株価を用いて計算する Q では、株価の変動が大きい状況では、必ずしも金利の変化が Q の動きに対応しないこともある。特にこれはバブルの生成・崩壊のように、株価がある程度金融政策と独立に変動するケースでは大きな問題である。このため、本稿では加速度原理型モデルを中心に計測を行うこととした。

3 データ

前節でみたような形で設備投資行動をモデル化し、金融政策のトランスミッション・メカニズムの検証を行おうとすると、個別企業の企業財務データといったマイクロ・データを用いることが不可欠になる。例えば、前節の議論からは、信用チャネルの検証にあって

は、資金制約の強弱によってサンプル企業を分割し、信用チャネルにかかる係数の大きさを比較するアプローチが考えられる。このようにサンプル企業を分割するためには、個別企業のデータが必要になる。また、企業と銀行のバランスシートの影響をマクロ・データで検証しようとする、一国全体で見れば、企業のバランスシートは銀行のバランスシートにほぼ対応するため、両者の違いを識別することは難しい。個別企業のデータで見れば、当該企業のバランスシートの悪化はさほどでもなくとも融資銀行のバランスシートは悪化しているケースや、その逆のケースもあるはずであり、識別が可能になる。

こうした点を踏まえ、本稿では、個別企業の企業財務データを用いたパネル分析を行った。使用した企業財務データは、日本政策投資銀行の企業財務データバンクであり、(i) 東京、大阪、名古屋の3証券取引所第1部もしくは第2部に上場している企業と、(ii) 新興市場に上場している会社(いずれも金融・保険を除く)を対象としている。同データバンクには、個別決算と連結決算のデータがあるが、より詳細な系列が過去に遡ってとれる前者(個別決算)を用いた。

3.1 サンプル・セレクション

本稿では、製造業のみならず非製造業も分析対象とすることを試みる。個別企業の企業財務データを用いて設備投資関数を推計した先行研究では、より均質的なデータを得るために、非製造業をサンプルから外して分析することが多い。しかし、トランスマッション・メカニズムを検証するには、できるだけサンプルのカバレッジを広げ、波及効果の検証に漏れがないようにすることが望まれる。加えて、バランスシート悪化の影響を考察するにあたっては、バブル期に過大な投資を行い、その後の地価下落の影響等でバランスシートを著しく悪化させた卸・小売・不動産など非製造業企業をサンプルに含めることは不可欠といえる。このため、本稿では、非製造業もサンプルに加えて分析を行うこととした。ただし、公益企業としての色彩の強い電力会社はサンプルから除外した。

実際の推計にあたっては、推計期間ごとに以下のサンプル・セレクション・ルールを適用した。

1. 推計期間とそれ以前の数年間(モデルのラグ構造によって必要とされる期間)に、7年間以上存続した企業を対象にした。企業財務データバンクに収録された企業は大企業が中心であるため、そもそも信用チャネルに関する効果(キャッシュ・フローやバランスシート指標の影響)が検出されにくいと考えられる。こうしたサンプルに、7年間以上存続した企業というサンプル・セレクションを行うと、情報の非対称性が比較的強いとされる上場したばかりの若い企業がサンプルから除外されるため、信用チャネルに関する効果はさらに見出し難くなると思われる。
2. 異常値による振れを回避するため、1.で抽出されたサンプルより、ユーザー・コスト J_{it} が0を下回ったサンプルを除去したうえで、売上高変化率 Δy_{it} 、設備投資比率

$I_{it}/K_{i,t-1}$ もしくはキャッシュ・フロー比率 $CF_{it}/(p^k K)_{i,t-1}$ が最小 0.5%、最大 0.5%のいずれかにあたるサンプル、負債資産比率 $(D/A)_{it}$ もしくは J_{it} が最大 1%に属するサンプルを除外した。

この結果、以下の推計においては、推計期間やモデルのラグ構造によって対象サンプルが微妙に異なることとなる。例えば、後掲表 2 の ECM と表 5 の ADL で同じ推計期間にもかかわらず対象企業数が異なるのは、モデルのラグ構造の違いから、異なるサンプルが選ばれたためである。これは、推計モデルの違いのみならず、サンプル・セレクションの違いによっても、頑強性をチェックしていることになり、頑強性チェックの確度が高まることが期待される。

次節以降の推計においては、資金制約の強い企業と弱い企業にグループ分けして分析を行った。グループ分けの基準は、Gibson (1997) にならい、起債実績の有無とした。起債実績のない企業は外部資金へのアクセスが難しく、より資金制約がきついと考えられる一方、起債実績のある企業は、金融機関を通さずとも外部資金調達ができるため、資金制約はそれほどきつくないことが想定される。また、以下にみるように、起債実績のある企業は、起債実績のない企業に比べて規模が大きく、情報の非対称性の程度は概して小さいと考えられる⁹。

3.2 主要変数

(2)、(3) 式の設備投資関数で用いられる変数の多くは、設備投資関数の推計に用いられる変数としては概ね標準的なものであり、特に解説を要しない(詳細はデータ補論参照)。しかし、以下の変数については、若干特殊な扱いをした。

- 製造業だけで分析する場合、実質設備投資 I や実質資本ストック K には、除く土地ベースの有形固定資産を用いて分析することが通常であるが、本稿では設備投資に占める土地投資のウェイトが大きい非製造業をサンプルに加えて分析を行うため、土地を含めた計測を行っている。さらに、不動産業については、在庫に販売用不動産が含まれるため、在庫も設備投資、資本ストックの計算の際にカウントすることにした。
- 資本のユーザー・コスト J を計算する際に(算式の詳細はデータ補論参照)、マーケット金利として長期国債の利回りをベースにした。これは、企業が実際に支払った金利をもとに計算すると、資本のユーザー・コストに個別企業のリスク・プレミアムが反映されてしまい、金利チャネルの有効性を正確に捉えられないと考えたから

⁹起債実績のある企業内でも、格付けにより社債流通利回りに格差が生じるなど、資金制約の厳しさに違いがあるとみられる。このように資金制約に関するサンプル分割の行い方は、ある意味、決めの問題という面もあるが、ここでは、①分割後も十分なサンプル数を確保する、②先行研究で有意な差が既に報告されている、といった理由から、起債実績の有無による区分けを行った。

である（脚注3を参照）。本稿では、当該企業のリスク・プレミアムは、キャッシュ・フローもしくは企業のバランスシート指標に依存すると考え、リスク・プレミアム（信用チャネル）の影響は、これらの変数にかかる係数に含まれるとみなす。

- 企業のバランスシート指標 BS^f については、総負債を総資産で除した負債資産比率 D/A を用いることとした。その際、資産価格変動の影響を考慮に入れるため、総資産のうち、在庫、土地、機械、建物については恒久棚卸法（perpetual inventory method）により時価評価を行った。この結果、 D/A はバブル崩壊後のバランスシートの毀損を、ある程度正確に反映していると考えられる。
- 銀行のバランスシート指標 BS^b については、バランスシート指標として何を用いるかということのみならず、いったいどの銀行のバランスシート情報を各企業に紐付けるかという問題が生じる。

まず、銀行のバランスシート指標については、BIS比率（ BIS ）簿価ベースの自己資本に有価証券の評価損益、リスク管理債権、税効果会計の影響を調整した修正自己資本比率（ Cap ）¹⁰、オプション理論をもとに各行別の株価とバランスシートから求めた債務超過確率（ $Default$ ）の3つを考えた（修正自己資本比率、債務超過確率の詳細は小田（1998）や深尾他（2000）を参照）。これら3つの指標の相関を調べると（図4）、以下の点で、BIS比率は他の2指標に比して特異な動きを示していたように見える。

- － 修正自己資本比率と債務超過確率の相関が高い一方で、BIS比率と修正自己資本比率はほぼ無相関、BIS比率と債務超過確率に至っては正に相関している（BIS比率が高まると債務超過確率が高まる）。
- － 各指標の散らばり具合を比較すると、BIS比率のばらつき度合（変動係数（＝標準偏差/平均）、0.14）は、修正自己資本比率（同0.77）、債務超過確率（同1.12）に比べてだいぶ小さく、銀行毎で差があまりない。
- － 各年における銀行平均の推移をみると、修正自己資本比率、債務超過確率（100%から差し引き他の指標と改善・悪化の向きを揃えた）は金融危機が発生した1997年以降急速に悪化した一方、BIS比率は逆に改善する。

以下の分析では、修正自己資本比率を中心に計測を行うが、適宜、債務超過確率やBIS比率の計測結果もおり混ぜて報告する。

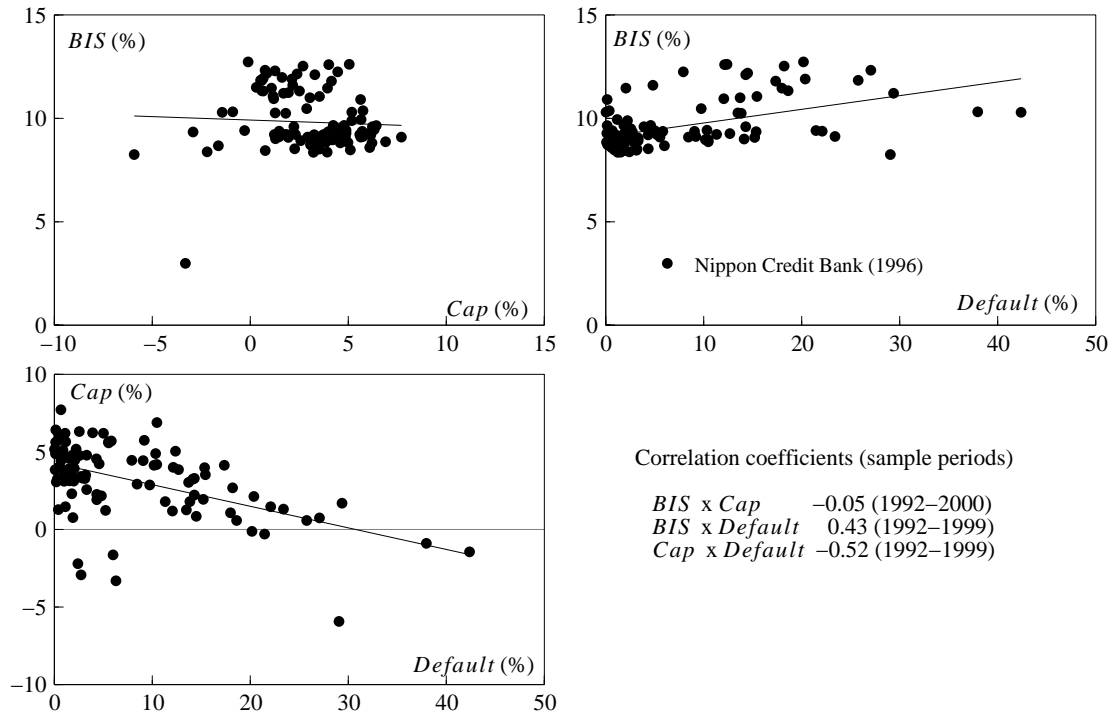
¹⁰修正自己資本比率とは、リスク管理債権がすべて焦げ付いた場合の銀行の解散価値を見積もったもので、保守的にみた銀行の解散価値指標である。

$$Cap = \frac{\text{株主自己資本} + \text{有価証券評価損益} + \text{貸倒引当金} - \text{リスク管理債権} - \text{繰延税金資産}}{\text{総資産}}$$

なお、リスク管理債権の定義は、時の経過により変わっているが、調整は不可能なため、公表されたリスク管理債権の残高をそのまま用いている。

図 4: 各銀行健全性指標

(1) 相関図



(2) 銀行平均の推移

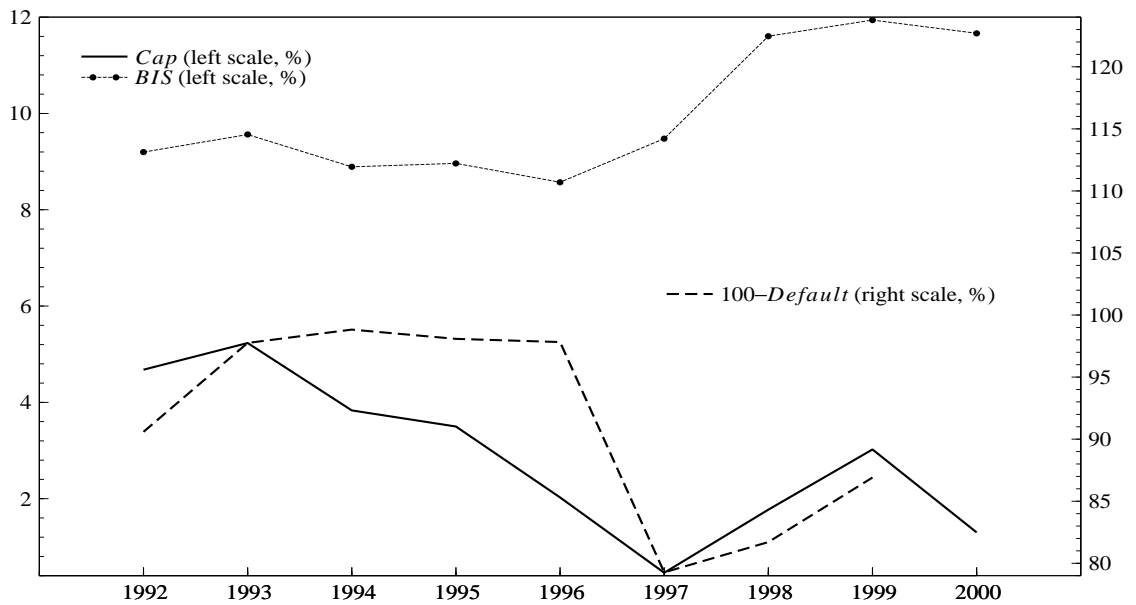
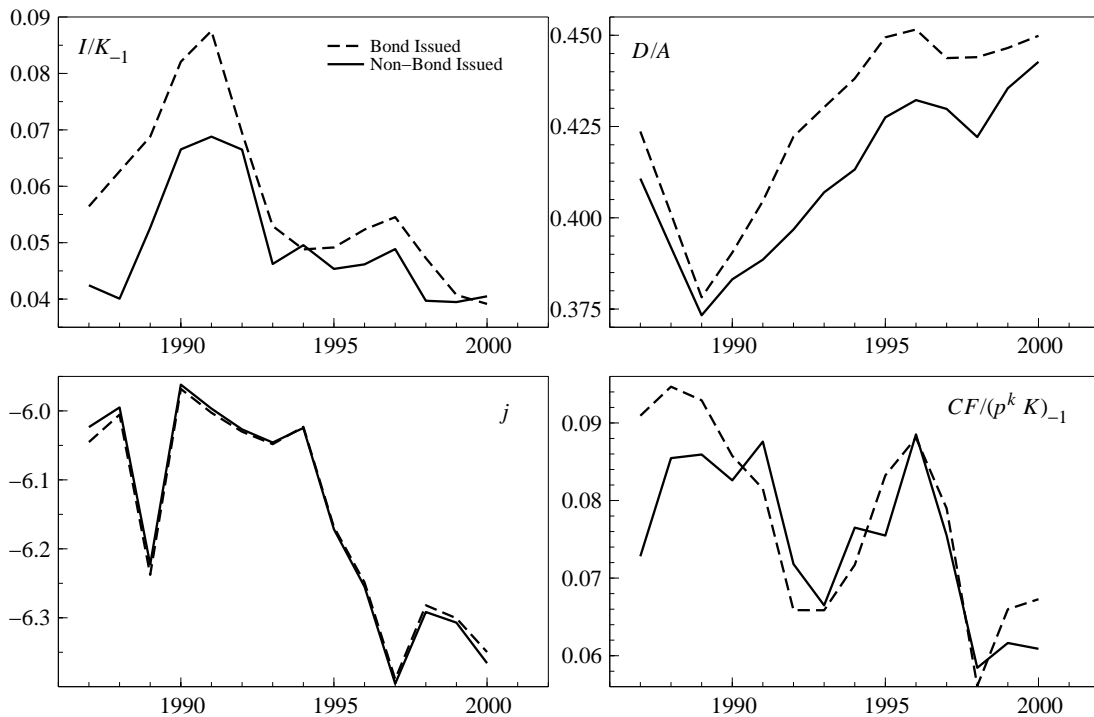


図 5: 主要変数の推移



次に、これら個別行のバランスシート指標の各企業への紐付けについては、当該企業の長期貸出残高を用いて行った¹¹。具体的には、(1) 都市銀行と長期信用銀行について上記のバランスシート指標を計算したうえで、(2) これらの銀行のうち当該企業への長期貸出残高が上位3行のバランスシート指標を選び、(3) 長期貸出残高のウェイトで加重平均することによって BS^b を計算した。都市銀行と長期信用銀行を対象としたのは、本稿での分析対象である上場企業にとっては、これらの業態がメインバンクとして想定されるからである (Aoki and Patrick (1994))。また、上位3行と定義した理由は、特に大企業を中心に、2~3行の並行メインを有するケースが少なくないためである。

3.3 サンプル統計量

図5は、起債実績の有無別に主要変数の推移(サンプル企業の平均値)をみたものである¹²。これをみると、バブル期には、起債実績のある企業が、潤沢なキャッシュ・フロー

¹¹ 政策投資銀行の企業財務データでは、1999年度と2000年度の各行別の長期貸出残高に一部欠損値がみられたため、両年については、日経 Financial Quest から該当のデータを得た。

¹² 同図は、1987年度から2000年度の全てのデータ・レコード(ただし除く電力会社)に対して、上記1.と2.のサンプル・セレクション・ルールを適用して得られたサンプルをもとにグラフ化を行った。

を背景に、積極的な設備投資を行ったことがみとれる。一方、バブル崩壊以降は、両グループ企業間のキャッシュ・フローの格差が急速に縮まる中で、起債実績のある企業がなおもやや高水準の投資を維持している。この間、 D/A の動きをみると両グループとも悪化しているが、外部資金にアクセスが容易な起債実績のある企業の D/A が、起債実績のない企業と比べてより高水準となっている¹³。なお、ユーザー・コストについては、両者に大きな差はない。これはそもそも市場金利をベースにユーザー・コストを計算したためである。

以下、本稿では、起債実績の有無や、上記のルールで銀行バランスシート指標の紐付けが可能かどうか（銀行情報の有無）によってサンプルをグループ分けして分析を行う。これらのサンプル間で各変数にどのような違いがあるかをみたのが、表1(1)である。まず、企業規模を売上高 y でみると、起債実績のある企業の方が起債実績のない企業よりも規模が大きい（(2)列と(3)列、(4)列と(5)列を比較）。銀行情報の有無では、銀行情報のある企業の方が若干大きい傾向がある（(2)列と(4)列、(3)列と(5)列を比較）。ユーザー・コスト J はこれらのグループ間で大きな相違はない（上述のとおり、市場金利をベースにユーザー・コストを計算したため）。キャッシュ・フローは銀行情報のない企業の方が大きめの値をとっており、銀行情報のない企業の方が若く成長力のある企業が多く含まれているのかもしれない。一方、負債資産比率は銀行情報のある企業の方が高めの値となっている。

表1(2)で変数間の相関係数をみると、 I/K_{-1} は売上高の前年比 Δy やキャッシュ・フローとの相関が高い一方、その他の変数との相関係数はむしろ低い。特に銀行のバランスシート指標である修正自己資本比率 Cap との相関係数については、各年毎に分けてみても、極めて低い（表1(3)）¹⁴。しかし、これらクロスセクションでの相関が、適当なラグをとったうえで、時系列方向の変化も考慮に入れたパネル分析ではどう変わるかを、次節以降ではみていくこととする。

4 計測結果

本節では、上記のデータを用いて、(2)式（ECM）、(3)式（ADL）を推計する。どちらの推計でも、ユーザー・コストが有意に入る一方、企業、銀行のバランスシート指標も有意（ただし、銀行のバランスシート指標は起債実績のない企業でより有意）となることが確認したいポイントである。これらの変数が予想された符号条件で有意であれば、90年代には、ユーザー・コストは低下、バランスシート指標は悪化したため、前者は設備投資の押し上げ要因、後者は押し下げ要因となる。本節の最後では、これらの押し上げ、押し下げがどの程度の影響をもつのか試算する。

¹³同比率を製造業、非製造業別にみると、起債実績のある企業では非製造業の D/A が高い。これには不動産業への追い貸しのようなものが寄与していたのかもしれない（小林・才田・関根（2002））。

¹⁴低い相関係数であっても、1994-1997年と2000年では正の相関になっている（修正自己資本比率が高いほど I/K_{-1} が高い）。この関係が1998-1999年では崩れるのは、1997年以降の金融危機後では、財務状況の比較的よい銀行も慌てて信用を収縮し、「貸し剥がし」ともいわれる局面に至った影響が出たからかもしれない。

表 1: サンプル統計量

(1) 基本統計量: 平均 (標準偏差)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	全産業	全産業	全産業	全産業	全産業
起債実績	あり+なし	あり	なし	あり	なし
銀行情報	あり+なし	あり	あり	なし	なし
I/K_{-1}	0.06 (0.08)	0.05 (0.07)	0.04 (0.08)	0.06 (0.08)	0.06 (0.09)
y	13.04 (1.41)	13.60 (1.44)	12.25 (1.12)	13.24 (1.31)	12.13 (1.11)
j	-6.17 (0.29)	-6.17 (0.29)	-6.15 (0.28)	-6.13 (0.28)	-6.15 (0.28)
$CF/(p^k K)_{-1}$	0.07 (0.11)	0.05 (0.08)	0.04 (0.08)	0.12 (0.12)	0.11 (0.16)
D/A	0.43 (0.18)	0.48 (0.16)	0.49 (0.18)	0.34 (0.15)	0.32 (0.18)
Cap		2.76 (2.17)	2.73 (2.15)		
$Default$		6.60 (7.25)	6.74 (7.66)		
BIS		9.69 (1.23)	9.62 (1.23)		
企業数	2,154	856	222	497	217

(2) 相関係数

	I/K_{-1}	Δy	Δj	$CF/(p^k K)_{-1}$	D/A	Cap
I/K_{-1}	1.00					
Δy	0.14	1.00				
Δj	-0.02	-0.11	1.00			
$CF/(p^k K)_{-1}$	0.22	0.27	-0.05	1.00		
D/A	0.01	-0.04	-0.04	-0.21	1.00	
Cap	0.04	0.03	0.06	0.05	-0.10	1.00

(3) I/K_{-1} と Cap の相関係数

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
相関係数	-0.001	0.045	0.004	0.020	0.057	-0.077	-0.001	0.016

(注 1) (1) 基本統計量は表 2 及び表 9 (推計期間: 1993-2000) の全産業に対応するサンプルより算出。 Cap 、 $Default$ 、 BIS は%表示。

(注 2) (2) 相関係数、(3) I/K_{-1} と Cap の相関係数は (1) 基本統計量の (2)-(3) 列に対応するサンプルより計算。

4.1 誤差修正型モデル (ECM)

(2) 式を推計した結果が表 2 である¹⁵。推計にあたっては、銀行のバランスシート指標として修正自己資本比率を用い、上記のサンプル・セレクションで抽出された企業のうち、銀行のバランスシート指標が紐付けできるものだけを対象にしている。なお、推計期間は、小林・才田・関根 (2002) にあわせて、バブル崩壊後、不良債権問題が深刻化したとされる 1993 年度以降とした (補論では、バブル期を含む 1987-1992 年度の推計を行う)。 (1)-(2) 列は全産業ベースで起債実績のある企業とない企業のパフォーマンスを比較し、(3)-(4) 列では、より均質なサンプルが得られるとみられる製造業ベースで同様の比較を行っている。

推計結果をみると、(1)-(4) 列のどのサンプルでも、符号条件は概ね通常予想されるものとなっている¹⁶。例えば、ストック調整項である $k - y$ は、どのサンプルでも有意に負の値をとっており、この期間、バブル期に積上がったストックを調整するというストック調整メカニズムが働いていたことがわかる。

金利チャネルの影響をはかるためユーザー・コストにかかる係数をみると、起債実績なしのケースでは j のレベルは有意とならなかったが、階差である Δ_j もしくは Δ_{j-1} はどのケースでも有意に効いており、金融緩和に伴う金利低下が、何らかの時期の設備投資行動を下支えしていたことがわかる。今期及び前期の金融政策の変更が金利チャネルを通じて、どの程度の影響を与えるかを計算すると (Δ_j と Δ_{j-1} にかかる係数を足しあげる)、-0.11 から -0.18 となるが、これを同じような ECM を比較可能な形で計測したイタリア (-0.18、Gaiotti and Generale (2001)) とフランス (-0.03、Chatelain and Tiomo (2001)) のケースと比較すると、だいたいイタリア並みの効果あったことがわかる (フランスの計測結果には、GMM 推計に若干難がある模様)。

一方、信用チャネルの影響をみると、まず、キャッシュ・フロー比率 $CF/(p^k K)_{-1}$ については、どのサンプルでも有意とならなかった一方、企業のバランスシート指標である負債資産比率 D/A は、どのケースでも有意となり、資産価格の下落に伴うバランスシート悪化の影響が設備投資を大きく下押しした姿がみてとれる。負債資産比率にかかる係数の大きさを比較すると、起債実績のない企業の方が、起債実績のある企業に比べてマイナス幅が若干大きい ((1) 列と (2) 列、(3) 列と (4) 列をそれぞれ比較)。標準誤差が大きいため確たることはいえないが、これは資金制約の厳しいとみられるサンプルが、資産価格下落の影響を大きく受けるという点、図 2 の下段パネルと整合的である¹⁷。

¹⁵以下、本稿での推計は、Blundell and Bond (1998) のダイナミック GMM による (*DPD for Ox*, version 1.2, Doornik, Arellano, and Bond (2001) を使用)。従来、Blundell-Bond のダイナミック GMM 推計では、小標本で推計を行うと、二段階推計で得られた標準誤差に過小バイアスが生じることが知られていた。version 1.2 からは Windmeijer (2000) による小標本バイアス調整が組込まれ、二段階推計で得られた標準誤差を用いて、各変数の有意性を判断できるようになった。

¹⁶(1) 列目の推計のみ操作変数で用いた Δy のラグが短くなっているが、これは他のサンプルと同じ操作変数を用いると Sargan 検定が 5%水準で通らなかったためである。しかし、仮に Sargan 検定の結果を無視して、他のサンプルと同じ操作変数を用いても、定性的な結果に変わりはない。

¹⁷ただし、後にみる ADL モデルの推計では、必ずしもこの結果をサポートしない場合もあり、エビデン

表 2: ECM による推計結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	全産業	全産業	製造業	製造業
被説明変数	I/K_{-1}	I/K_{-1}	I/K_{-1}	I/K_{-1}
起債実績	あり	なし	あり	なし
銀行情報	あり	あり	あり	あり
I_{-1}/K_{-2}	-0.01 (0.04)	0.001 (0.04)	-0.07 (0.04)*	0.01 (0.04)
Δy	0.04 (0.04)	0.03 (0.05)	0.03 (0.04)	0.05 (0.07)
Δy_{-1}	0.09 (0.04)**	0.01 (0.04)	0.11 (0.04)***	0.03 (0.04)
$(k - y)_{-2}$	-0.08 (0.04)**	-0.07 (0.04)*	-0.11 (0.04)***	-0.07 (0.04)**
y_{-2}	-0.002 (0.01)	-0.05 (0.03)	-0.01 (0.02)	-0.04 (0.03)
Δj	-0.06 (0.02)***	-0.10 (0.03)***	-0.05 (0.03)*	-0.13 (0.06)**
Δj_{-1}	-0.07 (0.03)***	-0.08 (0.03)**	-0.08 (0.04)**	0.02 (0.06)
j_{-2}	-0.07 (0.04)*	-0.11 (0.06)	-0.09 (0.06)*	-0.02 (0.09)
$CF/(p^k K)_{-1}$	-0.05 (0.07)	0.11 (0.07)	0.08 (0.06)	0.08 (0.06)
$(D/A)_{-1}$	-0.16 (0.05)***	-0.25 (0.09)***	-0.19 (0.05)***	-0.21 (0.08)***
Cap	0.07 (0.15)	0.56 (0.26)**	0.23 (0.14)*	0.49 (0.28)*
推計期間	1993-2000	1993-2000	1993-2000	1993-2000
サンプル数	6,871	1,617	4,345	1,171
企業数	856	222	538	161
σ	0.086	0.096	0.073	0.082
Sargan	123.9 [0.10]	141.1 [0.28]	139.4 [0.31]	135.3 [0.40]
AR(2)	-0.33 [0.74]	-0.51 [0.61]	-0.72 [0.47]	0.92 [0.36]

(注 1) System GMM による推計 (Unbalanced panel)。定数項と時間ダミーの係数は掲載省略。

(注 2) () 内の数値は標準誤差 (二段階推計、小標本バイアス調整済み)。「***」、「**」、「*」は対応する t 値がそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを表わす。推計された係数は二段階推計の結果。

(注 3) AR(2) は 2 階の系列相関に関する検定 (帰無仮説は系列相関無し)、Sargan は過剰識別制約に関する検定 (帰無仮説は過剰識別が満たされる)、[] 内は p 値。

(注 4) 階差式の操作変数は $(I_{t-2}/K_{t-3}), \dots, (I_{t-9}/K_{t-10})$ 、 $\Delta y_{t-2, \dots, t-9}$ 、 $(D/A)_{t-1}$ 、 $(D/A)_{t-2}$ 、 Δj_t 、 Δj_{t-1} 、 Cap_t 、 Cap_{t-1} 。レベル式の操作変数は $\Delta(I_{t-1}/K_{t-2})$ 。ただし、(1) 列目の推計にあっては、階差式の操作変数のうち Δy については、 $t-3$ 期までのラグとした。

銀行のバランスシート指標である修正自己資本比率 Cap については、起債実績の有無による差がより鮮明になっている。全産業で見ると、起債実績のある企業では Cap が有意にならず ((1) 列)、起債実績のない企業では正で有意 (取引先の銀行の修正自己資本比率が悪化した企業ほど設備投資を絞る傾向がある) となっている ((2) 列)。これを製造業に限ってみると、起債実績のある企業でも有意となっているが ((3) 列)、係数の大きさは起債実績のない企業の半分程度となっている ((4) 列)。これらの結果は、資金制約の強い企業 (起債実績のない企業) にとっては、銀行のバランスシートの悪化に伴い資金供給曲線が上方にシフトしたという仮説をサポートするものである。

以上、ECM の計測結果は、この時期の設備投資動向を説明するうえで、(1) ストック調整メカニズム ($k - y$) が働いていた一方、(2) ユーザー・コスト (少なくとも Δj) も有意に効いていたほか、(3) キャッシュ・フローが有意にならず、企業や銀行のバランスシート指標が重要である (ただし、銀行のバランスシート指標は、起債実績のない企業でより効果大きい) ことを示した。このうち (3) のポイントについて頑強性をチェックするために、以下の実験を行った。結論としては、概ね頑強性を支持する結果が得られた。

- 経常利益ベースのキャッシュ・フロー: 本稿では、一連の設備投資関数の計測例に従い、キャッシュ・フローを税引後当期利益に減価償却費を足したものをを用いた。しかし、当期純利益は、実際の資金の動きとは関係がない会計上の処理 (例えば、退職金給付会計の基準変更に伴う引当金の計上) で変動することもありえるため、キャッシュ・フローを経常利益ベースで計算して ECM を推計した (CF' と表示、表 3)。製造業の起債実績ありのケースでキャッシュ・フローが有意になったが、起債実績のない企業では、全産業でも製造業でも有意にならず、キャッシュ・フローをもって資金制約の代理変数とすることに対しては引続き懐疑的な結果となった。

- 他の銀行のバランスシート指標: 銀行のバランスシート指標を入替えた時に、上でみたような関係に変化はみられるのだろうか。表 4 では、修正自己資本比率を債務超過確率 ($Default$) と BIS 比率 (BIS) に置き換えて、(2) 式を計測し直した。

まず、債務超過確率で見ると、負の値 (取引先銀行の債務超過確率が増した企業ほど設備投資を絞る傾向がある) となったが ((1) 列と (2) 列)、起債実績なしのケースでも有意にはならなかった。しかし、p 値をみると、起債実績ありのケースでは 56.3% であるのに比し、起債実績なしのケースでは 13.9% と有意性は大きく異なる (実際、後者のケースでは、一段階推計の結果をみると 10% 有意水準で有意になっている)。このように債務超過確率でみても、起債実績の有無により、銀行のバランスシート変数の効き方は大きく異なる。

一方、BIS 比率で見ると、どちらのケースでもまったく有意にならない ((3) 列と (4)

スとしては弱い。これは、企業サイドのバランスシートの悪化が、供給曲線よりも需要曲線を大きくシフトさせたためかもしれない。

表 3: キャッシュ・フローを経常利益ベースにしたときの推計結果

	(1) 全産業 あり あり	(2) 全産業 なし あり	(3) 製造業 あり あり	(4) 製造業 なし あり
I_{-1}/K_{-2}	0.01 (0.03)	-0.008 (0.04)	-0.05 (0.04)	-0.01 (0.04)
Δy	0.003 (0.04)	0.04 (0.04)	0.01 (0.04)	0.08 (0.06)
Δy_{-1}	0.06 (0.04)*	0.02 (0.05)	0.09 (0.04)**	0.06 (0.05)
$(k-y)_{-2}$	-0.06 (0.03)*	-0.07 (0.04)*	-0.09 (0.03)***	-0.09 (0.03)***
y_{-2}	-0.005 (0.01)	-0.05 (0.03)*	-0.01 (0.02)	-0.03 (0.03)
Δj	-0.06 (0.02)***	-0.09 (0.03)***	-0.04 (0.03)	-0.13 (0.06)**
Δj_{-1}	-0.07 (0.03)***	-0.07 (0.03)**	-0.07 (0.03)**	0.01 (0.08)
j_{-2}	-0.07 (0.04)	-0.10 (0.06)	-0.09 (0.05)*	-0.04 (0.11)
$CF'/(p^k K)_{-1}$	0.20 (0.13)	0.02 (0.14)	0.16 (0.09)*	-0.05 (0.13)
$(D/A)_{-1}$	-0.16 (0.04)***	-0.19 (0.08)**	-0.17 (0.04)***	-0.17 (0.09)*
Cap	0.09 (0.15)	0.52 (0.28)*	0.31 (0.14)**	0.47 (0.30)
推計期間	1993-2000	1993-2000	1993-2000	1993-2000
サンプル数	6,893	1,618	4,348	1,172
企業数	858	222	538	161
σ	0.078	0.093	0.068	0.082
Sargan	122.5 [0.09]	142.1 [0.19]	135.5 [0.31]	139.2 [0.24]
AR(2)	-0.53 [0.60]	-0.47 [0.64]	-0.70 [0.49]	0.74 [0.46]

(注 1) 表 2 の注を参照。

(注 2) 階差式の操作変数は $(I_{t-2}/K_{t-3}), \dots, (I_{t-8}/K_{t-9})$ 、 $\Delta y_{t-2, \dots, t-8}$ 、 $(D/A)_{t-1}$ 、 $(D/A)_{t-2}$ 、 Δj_t 、 Δj_{t-1} 、 Cap_t 、 Cap_{t-1} 。レベル式の操作変数は $\Delta(I_{t-1}/K_{t-2})$ 。

列)¹⁸。図 4 でみたように、BIS 比率は他の 2 つの銀行健全性指標とやや異なる動きを示していたために、BIS 比率でのみ、他の指標と違う結果が出てきたことは、それほど不思議ではない。BIS 比率には含み益等による決算操作の可能性等が指摘されている(深尾(2001))ことからすると、BIS 比率の結果をみて、銀行のバランスシート毀損の影響はないと結論するのは、やや早計の感がある。

表 4: 他の銀行バランスシート指標

	(1)	(2)	(3)	(4)
	全産業	全産業	全産業	全産業
被説明変数	I/K_{-1}	I/K_{-1}	I/K_{-1}	I/K_{-1}
起債実績	あり	なし	あり	なし
銀行情報	あり	あり	あり	あり
I_{-1}/K_{-2}	-0.01 (0.03)	-0.002 (0.04)	-0.01 (0.03)	-0.002 (0.04)
Δy	0.005 (0.04)	0.05 (0.05)	0.003 (0.04)	0.06 (0.04)
Δy_{-1}	0.07 (0.03)**	0.02 (0.05)	0.07 (0.04)*	0.02 (0.04)
$(k - y)_{-2}$	-0.06 (0.03)**	-0.07 (0.04)	-0.06 (0.03)*	-0.08 (0.04)*
y_{-2}	-0.02 (0.01)	-0.05 (0.03)	-0.02 (0.01)	-0.06 (0.03)
Δj	-0.04 (0.02)**	-0.09 (0.02)***	-0.04 (0.02)**	-0.10 (0.02)***
Δj_{-1}	-0.06 (0.02)**	-0.07 (0.03)**	-0.06 (0.03)**	-0.08 (0.03)***
j_{-2}	-0.09 (0.04)**	-0.09 (0.06)	-0.09 (0.04)**	-0.09 (0.05)
$CF/(p^k K)_{-1}$	0.03 (0.06)	0.09 (0.07)	0.03 (0.06)	0.07 (0.07)
$(D/A)_{-1}$	-0.16 (0.04)***	-0.21 (0.09)**	-0.16 (0.05)***	-0.24 (0.08)***
$Default_{-1}$	-0.11 (0.19)	-0.26 (0.17)		
BIS			0.37 (1.88)	0.09 (0.30)
推計期間	1993-2000	1993-2000	1993-2000	1993-2000
サンプル数	6,871	1,617	6,871	1,617
企業数	856	222	856	222
σ	0.079	0.092	0.079	0.096
Sargan	123.5 [0.22]	117.7 [0.34]	126.7 [0.16]	137.2 [0.27]
AR(2)	-0.50 [0.62]	-0.24 [0.81]	-0.60 [0.55]	-0.21 [0.84]

(注 1) 表 2 の注を参照。

(注 2) 階差式の操作変数は $(I_{t-2}/K_{t-3}), \dots, (I_{t-8}/K_{t-9})$ 、 $\Delta y_{t-2, \dots, t-8}$ 、 $(D/A)_{t-1}$ 、 $(D/A)_{t-2}$ 、 Δj_t 、 Δj_{t-1} 。レベル式の操作変数は $\Delta(I_{t-1}/K_{t-2})$ 。ただし、(4) 列目の推計にあつては、階差式の操作変数に BIS_t 、 BIS_{t-1} を加えた。

表 5: ADL による推計結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	全産業	全産業	製造業	製造業
被説明変数	I/K_{-1}	I/K_{-1}	I/K_{-1}	I/K_{-1}
起債実績	あり	なし	あり	なし
銀行情報	あり	あり	あり	あり
長期均衡解				
Δy	0.08 [0.00]***	0.01 [0.64]	0.07 [0.00]***	0.04 [0.76]
Δj	-0.10 [0.19]	-0.41 [0.00]***	0.09 [0.37]	-0.15 [0.27]
$CF/(p^k K)_{-1}$	0.06 [0.28]	0.11 [0.08]*	0.05 [0.40]	0.15 [0.07]*
$(D/A)_{-1}$	-0.21 [0.00]***	-0.16 [0.08]*	-0.22 [0.00]***	-0.25 [0.01]***
Cap	0.05 [0.73]	0.44 [0.08]*	0.27 [0.08]*	0.58 [0.07]*

個々の係数				
I_{-1}/K_{-2}	0.08 (0.02)***	0.03 (0.05)	0.07 (0.02)***	0.03 (0.06)
I_{-2}/K_{-3}	0.04 (0.02)**	0.01 (0.03)	0.05 (0.02)**	0.03 (0.03)
Δy	-0.002 (0.03)	0.03 (0.05)	-0.01 (0.03)	0.05 (0.05)
Δy_{-1}	0.04 (0.01)***	0.001 (0.02)	0.04 (0.01)***	-0.01 (0.03)
Δy_{-2}	0.03 (0.01)***	-0.02 (0.02)	0.03 (0.01)***	-0.01 (0.03)
Δj	-0.03 (0.02)*	-0.09 (0.03)***	-0.01 (0.03)	-0.12 (0.06)*
Δj_{-1}	-0.04 (0.02)**	-0.11 (0.05)**	0.003 (0.03)	0.004 (0.08)
Δj_{-2}	-0.01 (0.03)	-0.19 (0.13)	0.09 (0.05)*	-0.02 (0.10)
$CF/(p^k K)_{-1}$	0.05 (0.05)	0.11 (0.06)*	0.04 (0.05)	0.14 (0.08)*
$(D/A)_{-1}$	-0.18 (0.04)***	-0.15 (0.09)*	-0.19 (0.04)***	-0.23 (0.09)***
Cap	0.05 (0.14)	0.43 (0.24)*	0.23 (0.13)*	0.54 (0.30)*
推計期間	1993-2000	1993-2000	1993-2000	1993-2000
サンプル数	6,735	1,565	4,285	1,136
企業数	881	226	557	164
σ	0.069	0.077	0.060	0.080
Sargan	149.2 [0.39]	148.6 [0.40]	149.9 [0.37]	145.6 [0.47]
AR(2)	-1.22 [0.22]	0.39 [0.70]	-1.50 [0.13]	0.35 [0.73]

(注 1) 表 2 の注を参照。

(注 2) 上段の長期均衡解で示した係数は二段階推計の結果から求めた長期弾性値（下段の個々の係数から上段の長期弾性値を求める算式は本文脚注 19 を参照）。同係数にかかる [] 内は Wald 検定（帰無仮説は長期弾性値がゼロ）より求めた p 値。

(注 3) 階差式の操作変数は $(I_{t-2}/K_{t-3}), \dots, (I_{t-8}/K_{t-9})$ 、 $\Delta y_{t-2, \dots, t-11}$ 、 $(D/A)_{t-1}$ 、 $(D/A)_{t-2}$ 、 Δj_t 、 Δj_{t-1} 、 Cap_t 、 Cap_{t-1} 。レベル式の操作変数は $\Delta(I_{t-1}/K_{t-2})$ 。

4.2 ADLモデル

上記のECMの結果の頑強性をさらにチェックするために、(3)式のADLモデルによる計測結果をまとめたのが、表5である。同表では、上段で個々の係数を長期弾性値の形でまとめて表記しており、以下、主にこの長期弾性値をみていく（個々の係数の推計結果は下段を参照）¹⁹。

負債資産比率にかかる係数が、全産業の場合、起債実績なしの方が起債実績ありのサンプルよりもマイナス幅が小さい（(1)列と(2)列。ただし、下段の標準誤差をみる限り、大小関係について確たることはいえない）。キャッシュ・フローが起債実績なしのケースでは有意になる（(2)列と(4)列）といった点は、上記のECMの結果と食い違う。しかし、(i)企業のバランスシート指標 D/A は全てのケースで有意に負の値をとっているほか、(ii)銀行のバランスシート指標 Cap は起債実績なしのサンプルで有意となる（製造業では、ECM同様、起債実績ありのサンプルで有意になるが、起債実績なしのサンプルに比して係数がだいぶ小さい）といった重要なポイントは、ADLモデルでも確認された。すなわち、「バブル崩壊後の日本では、資産価格の下落が、企業、銀行両者のバランスシートの毀損を通じて、企業の資金制約をきつくしたため、設備投資が阻害された」という仮説をADLモデルも支持する結果になっている。

なお、ユーザー・コストにかかる係数は、全産業の起債実績なしのサンプルでしか有意に効かない（(2)列）。ただし、下段で個々の係数を仔細にみると、 Δj の当期もしくは前期は、製造業の起債実績ありのケースを除き有意になっており（係数の大きさもECMのケースとだいたい同程度）、少なくとも短期的には、金利チャネルを通じた金融緩和効果が働いたというECMと同じ結果が得られた。

なお、起債実績ありとなしの企業をまとめて推計し、平均ではどの程度の弾性値が得ら

¹⁸(3)列目に、(4)列目と同じく BIS_t 、 BIS_{t-1} を操作変数に加えると、Sargan 検定を通さなくなるが、いずれにしても BIS 比率は有意とならない。

¹⁹ 長期均衡状態で各変数が時間に依存しないような一定値に収束すると（(3)式から時間を表わす添字 t を落として式を整理する）

$$\left(\frac{I}{K}\right)_i = \frac{\sum_h \beta_h}{1 - \sum_h \rho_h} \Delta y_i + \frac{\sum_h \gamma_h}{1 - \sum_h \rho_h} \Delta j_i + \frac{\theta}{1 - \sum_h \rho_h} \left(\frac{CF}{p^k K}\right)_i + \frac{\phi}{1 - \sum_h \rho_h} BS_i^f + \frac{\psi}{1 - \sum_h \rho_h} BS_i^b + \dots$$

と表わせる。長期弾性値とは、この式での各変数にかかる係数をさす。このとき、Wald 検定では、各長期弾性値の分子の値がゼロと等しいかどうか（例えば、 $\sum_h \beta_h = 0$ ）となるかをチェックすることにより、長期弾性値がゼロかどうかの検定を行っている。

れるかを計算すると、ユーザー・コストにかかる長期弾性値は-0.15 で有意となった²⁰。これは、同様の ADL モデルを推計した各国の推計結果と比較すると (Chatelain 他 (2001))、ドイツ (-0.56) とまではいかずとも、フランス (-0.10)、イタリア (-0.09) 並みの弾性値である²¹。

4.3 ユーザー・コスト、バランスシート指標の寄与度

以上、ECM でも ADL でもユーザー・コスト、バランスシート指標が有意となることを確認した。これらの変数がどの程度実際の設備投資動向を説明するのかを把握するため、全産業の起債実績ありのケースと起債実績なしのケースで、それぞれ以下の計算を行った (表 6)。

サンプル平均の I/K_{-1} 比率は、ECM で用いた起債実績ありの企業の場合、1992 年度に 0.064 であったのが、2000 年度には 0.032 と 3.2 パーセント・ポイント下落した一方、起債実績なしの企業の場合、同じ期間に 0.064 から 0.038 と 2.5 パーセント・ポイント下落した (ADL モデルの場合、サンプルが異なるため、若干違う値をとる)。これを、対応する期間のサンプル平均の Δj 、 Δj_{-1} 、 D/A 、 Cap と表 2、5 の係数を用いて寄与度を計算した。

この結果、ECM でみても ADL でみても、この間の設備投資動向にユーザー・コストの下落が下支えに寄与した一方で、企業と銀行のバランスシートの毀損が押し下げに寄与した姿がみてとれた (表中、「(A) 1993-2000」のパネル)。また、資金制約が強いとみられる起債実績のない企業に対しては、起債実績のある企業に比して、企業、銀行のバランスシート毀損がより大きく設備投資を下押したことがわかる²²。

なお、この間の寄与度を、(i) コールレートが 0.5% を割る水準にまで低下した 1995 年度まで (表中、「(B) うち 1993-1995」)、(ii) 金融危機を含む中間期 (同、「(C) うち 1996-1998」)、(iii) 金融危機の後 (同、「(D) うち 1999-2000」) といった三つの期間に分割した。すると、ユーザー・コストが設備投資押し上げに寄与していたのは、だいたい 1995 年度

²⁰推計結果は以下の通り (全産業、銀行情報ありのサンプル)。

Δy	0.05 [0.00]***
Δj	-0.15 [0.04]**
$CF/(p^k K)_{-1}$	-0.00 [0.99]
$(D/A)_{-1}$	-0.16 [0.00]***
Cap	0.22 [0.07]*

推計期間: 1993-2000、サンプル数: 8,315、企業数: 1,082、 σ : 0.069、Sargan: 163.9 [0.13]、AR(2): -1.08 [0.28]。操作変数等の詳細は表 5 を参照。

²¹因みに、米国は定式化が若干異なるが、-0.25 という弾性値になっている (Chirinko, Fazzari, and Meyer (1999))。

²²ただし、ADL でみると、企業のバランスシート指標の下押し寄与は、起債実績の有無により、さほど大きな差はない。

表 6: ユーザー・コスト、バランスシート指標の寄与度

起債実績	I/K_{-1} (変化幅)	$\Delta j + \Delta j_{-1}$ (寄与度)	D/A_{-1} (寄与度)	Cap (寄与度)
(A) 1993-2000				
あり	-3.20	0.56	-1.18	-0.26
あり	(-3.29)	(0.29)	(-1.31)	(-0.20)
なし	-2.51	0.54	-2.27	-2.09
なし	(-2.52)	(0.47)	(-1.37)	(-1.61)
(B) うち 1993-1995				
あり	-2.09	0.63	-0.64	-0.06
あり	(-2.10)	(0.33)	(-0.72)	(-0.05)
なし	-2.98	1.04	-1.25	-0.50
なし	(-2.76)	(0.72)	(-0.72)	(-0.39)
(C) うち 1996-1998				
あり	-0.45	-0.06	-0.30	-0.18
あり	(-0.32)	(-0.04)	(-0.33)	(-0.13)
なし	-0.70	-1.02	-0.53	-1.50
なし	(-0.92)	(-0.12)	(-0.40)	(-1.15)
(D) うち 1999-2000				
あり	-0.65	-0.01	-0.24	-0.02
あり	(-0.86)	(0.00)	(-0.26)	(-0.02)
なし	1.17	0.52	-0.49	-0.09
なし	(1.16)	(-0.13)	(-0.25)	(-0.07)

(注) 寄与度は表 2 (ECM) の (1)-(2) 列の係数をもとに計算。()
内は表 5 (ADL) の (1)-(2) 列の係数をもとに計算。

までであり、その後は設備投資デフレータの下落（ユーザー・コストの上昇要因）等により、むしろ設備投資を下押し気味に推移していたことがわかる²³。一方、企業のバランスシート指標をみると、この間、地価が一貫して下落傾向にあったことを受け、どの期間でも比較的大きな下押し寄与となっている。最後に、銀行のバランスシート指標をみると、起債実績のない企業の設備投資に対する押し下げ寄与は、とりわけ金融危機時で大きいですが、公的資本を注入した1999年度以降でも、なお下押しに寄与していたことがわかる²⁴。

5 おわりに

バブル崩壊以降、金融政策の有効性が低下したといわれるとき、金利チャネル、信用チャネルのどちらも機能性が低下したとされることが多い。まず金利チャネルについては、相次ぐ金融緩和の結果、短期の名目金利がゼロ近傍にまで引き下げられ、これ以上下がることがないレベルまでに低下してしまったことが指摘される。一方、信用チャネルについては、資産価格の下落に伴い不良債権問題が深刻化し、金融機関を通じた信用創造に障害が生じたというのである。

個別企業の財務データを用いて設備投資関数を推計してみると、前者の金利チャネルについては、少なくとも90年代の前半に限ってみれば、設備投資の下支えに寄与していた姿がみてとれた（しかも弾性値は概ねイタリア、フランス並みであり、他国比特に低いという訳でもない）²⁵。一方、信用チャネルについては、金融緩和にも関わらず、資産価格の下落により企業、銀行のバランスシートの毀損が進んだため、90年代を通じて十分に機能しなかったことがわかった。

今後の状況を考えると、名目短期金利のゼロ制約のため、伝統的な金融緩和政策ができないという問題は残るが、信用チャネルの機能回復という観点からは、不良債権処理や産業再編等を通じて、債務残高を引き下げるか時価資産を増価させ、企業、銀行のバランスシートを改善させることが望まれる。

銀行のバランスシート指標の悪化が設備投資の下押しに寄与した点は、個々の銀行の事情により設備投資が阻害されたことを示しており、「貸し渋り」といわれる現象と整合的

²³ラグ項の係数の大きさの関係から、ECMでは1997年の消費税率引き上げの影響が、比較的大きな振幅を生み、ユーザー・コストが「(C) うち1996-1998」では設備下押しに寄与した後、「(D) うち1999-2000」ではその反動から設備投資を押し上げる形になっている。しかし、これらを均してみれば、ユーザー・コストが90年代の後半には設備投資下押しに寄与したという意味で、ADLの結果と相違ない。

²⁴因みに、2001年度の修正自己資本比率は、リスク管理債権の増加から、都長銀平均（除くあおぞら銀行）で-2.2%と、2000年度（同ベースで1.1%）に比してさらに悪化しており、1999年度以降の下押し寄与はさらに拡大すると見込まれる。

²⁵しかし、これは、90年代前半の金利引下げが十分であったことまでも意味しない。現に、少なくとも後知恵でみる限り、1993年～1995年の間に、もっと速いテンポで引下げを行うべきであったという見方もある（翁・白塚（2002））。金利の引下げテンポが十分であったか否かといった問題は、金利と資産価格の関係等を捨象した部分均衡分析のアプローチをとる本稿の守備範囲を越えるものである。

である。ただし、この点については、本稿では貸出そのものを分析していないため、例えば個々の銀行の財務データを用いて、実際の貸出動向も確認する必要がある。実のところ、これに関連した先行研究は既にいくつかあるが、その一つである Woo (1999) の推計では「貸し渋り」があるとすれば、それは 1997 年の金融危機以降という結果になっており、90 年代の前半から、それに類した現象がみられたという本稿の結論とは若干食い違う。こうしたギャップを埋めるためにも、企業、銀行の両面から今後とも実証研究の蓄積が進み、より確かな結論が導かれることが待たれる²⁶。

信用チャネルや financial accelerator の存在を前提とすると、金融政策は資金制約の強いときに行った方がより効果がある（金融政策効果の非対称性）という議論があり、日本でもそれをサポートする実証結果が得られている（細野・渡辺 (2002)）。しかし、これは、バブル崩壊後の日本のように、資産価格の下落により、金融緩和にもかかわらず資金制約が強まったときには、そのまま当てはまる話ではないというのが、本稿から導かれる結論である。

²⁶なお、小林・才田・関根 (2002) では、債務比率の高い先には、不動産・建設といった非製造業を中心に「追い貸し」がみられたとしている。しかし、追い貸しは短期貸出のロール・オーバーという形でなされたため、債務比率の高い先に設備資金が貸し出された訳ではない。このため、企業のバランスシート指標である D/A の高まりが設備投資を下押しするという本稿の結論と矛盾するものではない。

(補論) 銀行バランスシート指標を落とした推計

本論では、銀行のバランスシート指標の重要性をみてきたが、逆に銀行のバランスシート指標を外したときや、さらに加えて企業のバランスシート指標も外して、キャッシュ・フローだけで信用チャネルの影響をみようとする、どうなるのだろうか。また、このような計測を行うと、① *Cap* や *BIS* が利用可能でない、1980年代後半の推計期間との比較が可能になるうえ²⁷、②銀行のバランスシート指標との紐付けができなかったサンプル(定義により銀行健全性指標は利用不可能)との比較が可能になる。これらの比較を通じて、何らか興味深い fact finding はできないだろうか。

まず、銀行のバランスシート指標を外した場合の影響をみるために、表8の(1)-(2)列と、表2の(1)-(2)列を比較すると、基本的には大きな差はなかった。さらに、企業のバランスシート指標も外してしまうと(表8の(3)-(4)列)、キャッシュ・フローは有意となった。しかし、(3)-(4)列ではストック調整項である $k-y$ の有意性がなくなるといった解釈に苦しむ部分が出てくるうえ、今までみてきたように、企業、銀行のバランスシート指標をキャッシュ・フローと同時にいれると前者のみが有意になるため、少なくともこの時期の日本では、キャッシュ・フローをバランスシート指標の代理変数に用いることには無理がある²⁸。

次に、同じ式をバブル期(1987-1992年度)で推計したのが、表8の(5)-(8)列になる。

まず、ストック調整項は、全産業の起債実績なしの場合((6)列)を除いては、全て有意でなくなった。ユーザー・コストについても全てのケースで有意性がなくなった。これらは、バブル期の強気な期待形成の下では、過剰ストックや資本コストといったものはある程度無視されて、設備投資が積み増された可能性を示唆している。

キャッシュ・フローにかかる係数は、資金制約が緩いと考えられる起債実績ありのケースでのみ有意となった((5)列と(7)列)。これはバブル期にあっては、「経営者は余剰資金を無駄な設備投資に振り向けてしまうインセンティブをもつため、内部資金の潤沢な企業ほど設備投資を行う」というフリー・キャッシュ・フロー問題のような事態が生じていた可能性を示しており、中村(2000)の結果と整合的である²⁹。

²⁷ 因みに、*Default* については、1980年代後半も遡って計測ができるため、1987-1992年度のサンプル期間で(2)式を推計した(表7)。銀行のバランスシートの状況が設備投資行動に影響を与えた形跡はみられない。

²⁸ なお、本稿で用いた計測式では、ECMでもADLでも、キャッシュ・フローとの相関が比較的高い当期の売上高の前期比が説明変数に入っているため、キャッシュ・フローが有意に効きにくくなったという面がある。例えば、表2の(2)列に当たる計測式で、 Δy_{it} を説明変数から取り除くと、キャッシュ・フローは有意となる。しかし、この場合、キャッシュ・フローが資金制約要因を表わすのか、期待を含めた需要要因を表わすのか、必ずしも定かではない。

²⁹ 資金制約の緩そうな企業ほどキャッシュ・フローに感応的になるという事象は米国でも報告されている(Cleary(1999))。しかし、これをもってフリー・キャッシュ・フロー問題というには、まず、そもそも、追加的な設備投資が無駄な投資であったことを示す必要がある。また、バブル期のように、負債を増加させた場合、理論的には、経営者はより強く規律づけられ、フリー・キャッシュ・フロー問題を回避できる可能性

負債資産比率は負で有意となっており、しかも起債実績がある企業とない企業では後者の方がマイナス幅が大きいというコントラストはバブル崩壊後に比して一層鮮明である((5) 列と (6) 列)。負債資産比率が土地担保の掛け目の動向を反映しているとするれば、これは、この時期に銀行が土地担保融資を使って比較的規模の小さい新規貸出先を積極的に開拓し、そうした企業の設備投資活動を活発化させたためと考えられる。この背景としては、1980年代に始まった金融自由化の結果、大口貸出先であった優良大企業が資金調達の軸足を銀行借入から社債等による直接調達に移行させたことをうけ、金融機関はこぞってそれまであまり付き合いのなかった不動産業や中小企業など新規貸出先開拓に乗り出したという事情が指摘されている(小川・北坂(1998)等)。

同じ式を、銀行のバランスシート指標が紐付けできなかったサンプルで、バブル崩壊後(1993-2000年度)とバブル期(1987-1992年度)の期間で推計したのが表9である。

バブル崩壊後でみると((1)-(4) 列)、概ね表8の結果と同じだが、起債実績がある企業では負債資産比率が有意とならないとか((1) 列)、企業のバランスシート指標を外した場合でも起債実績のない企業にキャッシュ・フローが有意に効かない((4) 列)といったところは、表8の結果と相違する。通常、メインバンクのない先はより厳しい資金制約に晒されていると考えられるため、キャッシュ・フローについてはより大きな正の値を、負債資産比率についてはより大きな負の値をとることが予想されるが、得られた結果はむしろ逆になっている。これは、バブル崩壊後、メインバンクは個々の企業に対するガバナンス的な役割を失う一方で、企業にとってはメインバンクとの付き合いの有無によって資金制約の状態は変わらなくなったため(メインバンク機能の終焉)ととらえることができるかもしれない。他方、本稿での銀行情報の紐付けは都銀、長信銀の長期貸出金の残高だけで判断しており、そもそもメインバンクの有無をこのような基準だけで決めるのが間違っているという見方もあろう。事実、表1をみる限り、銀行情報のない企業は、ある企業よりも、キャッシュ・フロー比率は高く、負債資産比率は低いため、メインバンクの有無を別とすると、むしろ資金制約の緩い企業のようにみえる(従って、キャッシュ・フローや負債資産比率が有意にならないのは、本稿の分析の基となっている financial accelerator の議論と整合的という見方もできる)。いずれにしろ、この点は本稿の分析範囲を越えており、今後のリサーチ課題としたい。

一方、同式をバブル期で計測すると、ほとんどの変数が有意に入らず、あまり意味のある比較ができない((5)-(8) 列)。ただし、キャッシュ・フローにかかる係数の大きさだけをみると、表8のケースと同じく、起債実績のある企業の方がない企業よりも大きな値をとる傾向があり、フリー・キャッシュ・フロー問題を示唆するものと解釈できなくもない(といっても、脚注29で述べた留保条件はそのまま当てはまる)。

が指摘されている(Jensen(1986))。このように、ここで観察された事実のみで、フリー・キャッシュ・フロー問題といえるか否かには、かなり解釈の余地がある。

表 7: 債務超過確率を使った計測

	(1)	(2)	(3)	(4)
	全産業	全産業	製造業	製造業
被説明変数	I/K_{-1}	I/K_{-1}	I/K_{-1}	I/K_{-1}
起債実績	あり	なし	あり	なし
銀行情報	あり	あり	あり	あり
I_{-1}/K_{-2}	-0.05 (0.06)	-0.12 (0.09)	-0.19 (0.08)**	-0.03 (0.10)
Δy	0.01 (0.07)	0.13 (0.05)**	0.17 (0.09)*	0.08 (0.04)*
Δy_{-1}	-0.03 (0.05)	0.12 (0.05)**	0.09 (0.06)	0.08 (0.05)
$(k - y)_{-2}$	-0.02 (0.03)	-0.15 (0.08)*	-0.15 (0.06)**	-0.09 (0.06)
y_{-2}	-0.01 (0.01)	-0.03 (0.05)	-0.001 (0.01)	-0.004 (0.03)
Δj	-0.07 (0.06)	0.08 (0.14)	0.03 (0.10)	-0.09 (0.11)
Δj_{-1}	-0.01 (0.08)	0.04 (0.12)	0.05 (0.12)	-0.07 (0.10)
j_{-2}	0.10 (0.07)	-0.04 (0.11)	0.12 (0.10)	-0.08 (0.16)
$CF/(p^k K)_{-1}$	0.77 (0.19)***	0.03 (0.11)	0.75 (0.21)***	0.18 (0.15)
$(D/A)_{-1}$	-0.09 (0.05)*	-0.29 (0.10)***	-0.10 (0.05)*	-0.27 (0.12)**
$Default_{-1}$	0.73 (0.50)	0.02 (0.52)	0.31 (0.55)	0.03 (0.72)
推計期間	1987-1992	1987-1992	1987-1992	1987-1992
サンプル数	3,306	1,304	2,159	958
企業数	539	251	356	185
σ	0.060	0.095	0.087	0.068
Sargan	61.2 [0.50]	63.9 [0.41]	59.9 [0.55]	58.7 [0.60]
AR(2)	0.20 [0.84]	-1.55 [0.12]	-0.19 [0.85]	-1.62 [0.11]

(注 1) 表 2 の注を参照。

(注 2) 階差式の操作変数は $(I_{t-2}/K_{t-3}), \dots, (I_{t-8}/K_{t-9})$ 、 $\Delta y_{t-2, \dots, t-8}$ 、 $(D/A)_{t-1}$ 、 $(D/A)_{t-2}$ 。レベル式の操作変数は $\Delta(I_{t-1}/K_{t-2})$ 。

表 8: 銀行バランスシート指標を落とした推計 (1)

	全産業	全産業	全産業	全産業
被説明変数	I/K_{-1}	I/K_{-1}	I/K_{-1}	I/K_{-1}
起債実績	あり	なし	あり	なし
銀行情報	あり	あり	あり	あり

(A) 推計期間: 1993-2000				
	(1)	(2)	(3)	(4)
I_{-1}/K_{-2}	-0.01 (0.03)	-0.002 (0.04)	0.03 (0.03)	0.03 (0.03)
Δy	0.003 (0.04)	0.05 (0.05)	-0.04 (0.04)	0.02 (0.06)
Δy_{-1}	0.07 (0.03)**	0.02 (0.04)	0.02 (0.03)	-0.001 (0.05)
$(k - y)_{-2}$	-0.06 (0.03)**	-0.07 (0.04)*	-0.02 (0.02)	-0.02 (0.03)
y_{-2}	-0.02 (0.01)	-0.05 (0.03)	-0.02 (0.01)*	-0.02 (0.02)
Δj	-0.04 (0.02)**	-0.10 (0.03)***	-0.02 (0.02)	-0.12 (0.05)***
Δj_{-1}	-0.06 (0.03)**	-0.08 (0.03)**	-0.02 (0.03)	-0.07 (0.03)**
j_{-2}	-0.09 (0.04)**	-0.10 (0.07)	-0.02 (0.04)	-0.09 (0.06)
$CF/(p^k K)_{-1}$	0.03 (0.06)	0.11 (0.07)	0.16 (0.06)**	0.18 (0.09)**
$(D/A)_{-1}$	-0.16 (0.04)***	-0.26 (0.08)***		
サンプル数	6,871	1,617	6,871	1,617
企業数	856	222	856	222
σ	0.079	0.095	0.071	0.077
Sargan	127.1 [0.17]	128.6 [0.15]	103.6 [0.33]	113.8 [0.13]
AR(2)	-0.57 [0.57]	-0.39 [0.70]	-0.56 [0.57]	-0.39 [0.70]

(B) 推計期間: 1987-1992				
	(5)	(6)	(7)	(8)
I_{-1}/K_{-2}	-0.05 (0.05)	-0.16 (0.09)*	-0.04 (0.05)	-0.06 (0.09)
Δy	-0.01 (0.07)	0.14 (0.05)***	-0.01 (0.07)	0.10 (0.06)*
Δy_{-1}	-0.01 (0.04)	0.12 (0.05)***	-0.02 (0.03)	0.06 (0.05)
$(k - y)_{-2}$	-0.02 (0.03)	-0.17 (0.09)*	-0.02 (0.02)	-0.07 (0.08)
y_{-2}	-0.01 (0.01)	-0.05 (0.06)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.05)
Δj	-0.03 (0.02)	-0.001 (0.04)	-0.03 (0.02)	0.001 (0.04)
Δj_{-1}	-0.04 (0.03)	-0.01 (0.05)	-0.04 (0.03)	-0.04 (0.04)
j_{-2}	0.001 (0.04)	-0.01 (0.07)	0.003 (0.04)	-0.05 (0.06)
$CF/(p^k K)_{-1}$	0.61 (0.15)***	0.01 (0.11)	0.60 (0.15)***	0.09 (0.15)
$(D/A)_{-1}$	-0.08 (0.04)*	-0.26 (0.09)***		
サンプル数	3,306	1,304	3,306	1,304
企業数	539	251	539	251
σ	0.056	0.110	0.054	0.076
Sargan	88.8 [0.13]	77.9 [0.39]	78.7 [0.10]	63.8 [0.49]
AR(2)	0.31 [0.76]	-1.64 [0.10]	0.37 [0.71]	-1.63 [0.10]

(注 1) 表 2 の注を参照。

(注 2) 階差式の操作変数は $(I_{t-2}/K_{t-3}), \dots, (I_{t-8}/K_{t-9})$ 、 $\Delta y_{t-2, \dots, t-8}$ 、 $(D/A)_{t-1}$ 、 $(D/A)_{t-2}$ 、 Δj_t 、 Δj_{t-1} 。レベル式の操作変数は $\Delta(I_{t-1}/K_{t-2})$ 。ただし、(3)、(4)、(7)、(8) 列目の推計にあつては、階差式の操作変数のうち $(D/A)_{t-1}$ 、 $(D/A)_{t-2}$ を除いた。

表 9: 銀行バランスシート指標を落とした推計 (2)

	全産業	全産業	全産業	全産業
被説明変数	I/K_{-1}	I/K_{-1}	I/K_{-1}	I/K_{-1}
起債実績	あり	なし	あり	なし
銀行情報	なし	なし	なし	なし

(A) 推計期間: 1993-2000				
	(1)	(2)	(3)	(4)
I_{-1}/K_{-2}	0.03 (0.04)	-0.06 (0.05)	0.05 (0.04)	-0.06 (0.05)
Δy	0.13 (0.05)***	0.03 (0.06)	0.06 (0.05)	0.06 (0.06)
Δy_{-1}	0.06 (0.04)*	0.08 (0.04)**	0.04 (0.03)	0.09 (0.03)**
$(k - y)_{-2}$	-0.04 (0.03)	-0.12 (0.05)***	-0.02 (0.03)	-0.11 (0.04)**
y_{-2}	0.01 (0.01)	-0.07 (0.03)*	0.0005 (0.01)	-0.04 (0.03)
Δj	-0.09 (0.04)**	-0.12 (0.07)*	-0.05 (0.04)	-0.12 (0.09)
Δj_{-1}	-0.03 (0.05)	-0.19 (0.07)**	0.01 (0.05)	-0.14 (0.07)**
j_{-2}	-0.04 (0.06)	-0.18 (0.08)**	0.01 (0.05)	-0.17 (0.08)**
$CF/(p^k K)_{-1}$	-0.11 (0.08)	-0.003 (0.07)	0.03 (0.10)	-0.03 (0.07)
$(D/A)_{-1}$	-0.03 (0.05)	-0.25 (0.09)***		
サンプル数	3,647	1,484	3,647	1,484
企業数	497	217	497	217
σ	0.079	0.117	0.071	0.112
Sargan	129.2 [0.14]	116.5 [0.39]	108.6 [0.22]	92.9 [0.63]
AR(2)	1.54 [0.13]	-0.46 [0.65]	1.68 [0.09]	-0.59 [0.56]

(B) 推計期間: 1987-1992				
	(5)	(6)	(7)	(8)
I_{-1}/K_{-2}	-0.11 (0.07)*	-0.12 (0.08)	-0.11 (0.09)	-0.10 (0.08)
Δy	0.09 (0.05)	0.05 (0.04)	0.10 (0.06)*	0.03 (0.05)
Δy_{-1}	0.08 (0.05)	0.05 (0.05)	0.07 (0.05)	0.05 (0.06)
$(k - y)_{-2}$	-0.07 (0.05)	-0.02 (0.02)	-0.06 (0.05)	-0.02 (0.02)
y_{-2}	0.02 (0.02)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)
Δj	-0.05 (0.04)	0.04 (0.04)	-0.04 (0.06)	0.01 (0.04)
Δj_{-1}	-0.02 (0.06)	0.01 (0.06)	-0.01 (0.09)	0.01 (0.07)
j_{-2}	0.04 (0.06)	-0.06 (0.07)	0.05 (0.08)	-0.03 (0.06)
$CF/(p^k K)_{-1}$	0.45 (0.13)***	0.03 (0.16)	0.42 (0.15)***	0.08 (0.15)
$(D/A)_{-1}$	-0.07 (0.06)	0.07 (0.12)		
サンプル数	1,376	543	1,376	543
企業数	228	99	228	99
σ	0.086	0.071	0.083	0.063
Sargan	73.6 [0.53]	78.4 [0.37]	66.6 [0.39]	68.3 [0.34]
AR(2)	0.25 [0.80]	-1.28 [0.20]	0.31 [0.76]	-1.24 [0.22]

(注) 表 8 の注を参照。

データ補論

本稿で用いた変数は以下の定義に基づき求めた（鍵括弧内の項目名は、企業財務データバンクの項目名に対応）。

資本ストック

資本ストック (K_{it}) は在庫、土地、機械、建物等からなり、perpetual inventory method で時価評価した。perpetual inventory method は、Q 理論の検証といった設備投資関数の推計において資産を時価評価するとき用いられることが多く、日本でも数多くの先行研究において採用されている（代表例は Hoshi and Kashyap (1990)、Hayashi and Inoue (1991) 等）。基本的には、以下の式による。

$$(p^k K)_{it} = \frac{p_{it}^k}{p_{i,t-1}^k} (p^k K)_{i,t-1} (1 - \delta_{it}) + (p^k I)_{it}. \quad (4)$$

右辺の第一項は、前期の時価評価した資本ストック $(p^k K)_{i,t-1}$ のうち、減価償却 (δ_{it} は減価償却率) によって目減りした分を控除したうえ、当該ストックの価格 p_{it}^k を用いて今期の価格に再評価を行ったものである。これに今期の投資分 $(p^k I)_{it}$ を加えたものが、今期の時価評価した資本ストックになる。なお、ベンチマークとなる初期値の資本ストックは、1970 年度以前より存在するサンプルは 1970 年度の簿価を、それ以降に加わったサンプルはサンプルが加わった時点の簿価を、それぞれ時価のストックとして用いている³⁰。詳細は Sekine (1999) に譲るが、各ストックごとに、(4) 式をもとに、概略以下のような計算を行っている。

1. 在庫： 「棚卸資産」、「商品」、「販売用不動産」、「製品」、「半製品」、「仕掛品」、「未成工事支出金」、「原材料」、「貯蔵品」、「その他棚卸資産」より簿価の在庫ストックを作成。在庫評価が LIFO 形式のときだけ、perpetual inventory method を適用し、その他の場合は、簿価ストックをそのまま時価に代用した。LIFO 形式の場合は、(4) 式のうち、 $\delta_{it} = 0$ と仮定し、 $(p^k I)_{it}$ は簿価ストックの前期差として求めた。価格 p_{it}^k は卸売物価指数・需要段階別の素原材料と SNA 統計、IOPI 統計より求めた各業種の産出価格指数を各科目ごとに適当にあてはめた。
2. 土地： 簿価ストックは「土地」より求め、 p_{it}^k は全国市街地価格指数の 6 大都市全用途平均を用いた。 $\delta_{it} = 0$ と仮定し、 $(p^k I)_{it}$ は簿価ストックの前期差として算出した。ただし前期差が負になる場合は、最近期に購入した土地から売却すると仮定し、簿価ストックの前期差に (p_{it}^k/p_{it*}^k) をかけた値を $(p^k I)_{it}$ とした (p_{it*}^k は当該企業にとっ

³⁰ただし、時価と簿価の乖離が激しいと思われる土地ストックについては、ベンチマークとなる年の時価簿価比率 (SNA、法人企業統計より算出) で、時価評価を行った。

簿価ストック前期差が最後に正の値をとった年の地価)。なお、「土地の再評価に関する法律」(1998年3月施行)に基づき、「土地」の再評価を実施した企業については、「再評価に係る繰延税金負債」(負債の部)と「再評価差額金」(資本の部)を「土地」から差し引くことで、再評価前の状態に戻し、上記手法を適用している。

3. 有形固定資産(機械・建物等): 簿価ストックは、「建物」、「構築物」、「機械装置」、「その他償却資産」、「船舶」、「車両運搬具」、「工具器具備品」、「賃貸用固定資産」、「その他のその他償却資産」より算出。 p_{it}^k は卸売物価指数・需要段階別の建設材、資本財、輸送機械のうち適当なものをそれぞれの資本ストックにつきあてはめた。減価償却率 δ_{it} については、Hayashi and Inoue (1991) に従い、非住宅建物: 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%と仮定した。 $(p^k I)_{it}$ については、当期償却額が各資産項目で利用可能である1977年度以降は、簿価ストックの前期差に各資産の当期償却額を加えたものとして計算した。それ以前は、各資産の当期償却額を

$$\frac{\text{各資産の償却累計額}}{\text{有形固定資産償却累計額}} \times \text{有形固定資産当期償却額}$$

として求めた。

実質売上高

$$\text{実質売上高 } (y_{it}) = \frac{\text{「総売上高」} + \text{「商品」} + \text{「販売用不動産」} + \text{「製品」の各在庫の前期差}}{\text{デフレーター } (p_{it})}$$

デフレーターは、IOPI や SNA 統計の産業別デフレーターから各業種別に適当に割り当てた。

ユーザー・コスト

ユーザーコスト (J_{it}) は、Hall and Jorgenson (1967) に従い、以下のように定義した。

$$J_{it} = \frac{p_{it}^k (r_t + \delta_{it} - \dot{p}_{it}^k)(1 - \tau_t \mu_{it})}{p_{it} (1 - \tau_{it})}$$

ただし、上記式における p_{it}^k は減価償却可能な有形固定資産の資本財価格で \dot{p}_t^k はその上昇率を表わす(ここではバブルの影響を取り除くため土地価格は考慮していない)。 p_t はデフレーター、 r_t は長期国債(10年物)の流通利回り、 τ_t は法人実効税率、 δ_{it} は減価償却率、 μ_{it} は投資税額控除率(τ_t 、 μ_{it} の計算法は Sekine (1999) を参照)。

キャッシュ・フロー

当期純利益ベースのキャッシュ・フローは以下のように定義した。

$$\text{キャッシュ・フロー } (CF_{it}) = \text{「税引後当期純損益」} + \text{「有形固定資産当期償却額」}$$

ただし、経常利益ベースのキャッシュ・フローの場合は、

$$\text{キャッシュ・フロー } (CF'_{it}) = \text{「経常損益」} - \text{「税引前当期純損益」} + CF_{it}$$

なお、キャッシュ・フロー/資本ストック比率 $CF_{it}/(p^k K)_{i,t-1}$ を求めるにあたっては、上記のキャッシュ・フローを前期末の名目資本ストック $(p^k K)_{i,t-1}$ で除した。

債務資産比率

$$\text{債務資産比率 } (D_{it}/A_{it}) = \frac{\text{「負債」}}{\text{時価資産}}$$

ただし、時価資産は、「資産合計」のうち在庫、土地、機械、建物といった資本ストックを perpetual inventory method によって時価評価したもの（その他の資産は簿価を使用）。

参考文献

- 浅子和美・國則守生・井上徹・村瀬英彰 (1989): 「土地評価とトービンの q /Multiple q の計測」、『現代経営研究』、10-3、日本開発銀行設備投資研究所.
- 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.
- 翁邦雄・白塚重典 (2002): 「資産価格バブル、物価の安定と金融政策: 日本の経験」、『金融研究』、21(1)、71-115.
- 小田信之 (1998): 「オプション価格理論に基づく適性預金保険料率の推定」、『金融研究』、17(5)、127-165.
- 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].
- 中村純一 (2000): 「日本企業の設備投資行動を振り返る—個別企業データにみる 1980 年代以降の特徴と変化」、『調査』、No. 17、日本政策投資銀行.
- 深尾光洋 (2001): 『日本破綻』、講談社現代新書.
- 深尾光洋・日本経済研究センター (2000): 『金融不況の実証分析』、日本経済新聞社.
- 星岳雄 (2000): 「なぜ日本は流動性の畏から逃れられないか」、『ゼロ金利と日本経済』、pp. 233-266. 日本経済新聞社.
- 細野薫・渡辺努 (2002): 「企業バランスシートと金融政策」、『経済研究』、53(2)、117-133、一橋大学経済研究所.
- ANGELONI, I., A. KASHYAP, B. MOJON, AND D. TERLIZZESE (2002): “Monetary Transmission in the Euro Area: Where Do We Stand?,” European Central Bank Working Paper, No. 114.
- AOKI, M., AND H. PATRICK (1994): *The Japanese Main Bank System—Its Relevance for Developing and Transforming Economies*. Oxford University Press, New York.
- BERNANKE, B. S. (1983): “Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression,” *American Economic Journal*, 73(3), 257-276.
- BERNANKE, B. S., AND M. GERTLER (1995): “Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission,” *Journal of Economic Perspectives*, 9, 27-48.
- BERNANKE, B. S., M. GERTLER, AND S. GILCHRIST (1999): “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework,” in *Handbook of Macroeconomics*, ed. by J. B. Taylor, and M. Woodford, vol. 1, chap. 21, pp. 1341-1393. Elsevier Science.

- BLUNDELL, R., AND S. BOND (1998): “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models,” *Journal of Econometrics*, 87, 115–143.
- BOND, S., J. ELSTON, J. MAIRESSE, AND B. MULKAY (1997): “Financial Factors and Investment in Belgium, France, Germany and the UK: A Comparison Using Company Panel Data,” NBER Working Paper, No. 5900.
- BUTZEN, P., C. FUSS, AND P. VERMEULEN (2001): “The Interest Rate and Credit Channels in Belgium: An Investigation with Micro-Level Firm Data,” European Central Bank Working Paper, No. 107.
- CHATELAIN, J. B., A. GENERALE, I. HERNANDO, U. VON KARCKREUTH, AND P. VERMEULEN (2001): “Firm Investment and Monetary Transmission in the Euro Area,” European Central Bank Working Paper No. 112.
- CHATELAIN, J.-B., AND A. TIOMO (2001): “Investment, the Cost of Capital, and Monetary Policy in the Nineties in France: A Panel Data Investigation,” European Central Bank Working Paper, No. 106.
- CHIRINKO, R. S., S. M. FAZZARI, AND A. P. MEYER (1999): “How Responsive Is Business Capital Formation to Its User Cost? An Exploration with Micro Data,” *Journal of Public Economics*, 74, 53–80.
- CLEARY, S. (1999): “The Relationship Between Firm Investment and Financial Status,” *Journal of Finance*, LIV(2), 673–692.
- DOORNIK, J. A., M. ARELLANO, AND S. BOND (2001): “Panel Data Estimation Using DPD for Ox,” available from <http://www.nuff.ox.ac.uk/users/doornik/>.
- GAIOTTI, E., AND A. GENERALE (2001): “Does Monetary Policy Have Asymmetric Effect? A Look at the Investment Decisions of Italian Firms,” European Central Bank Working Paper, No. 110.
- GIBSON, M. S. (1997): “More Evidence on the Link Between Bank Health and Investment in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 11, 296–310.
- HALL, R. E., AND D. W. JORGENSON (1967): “Tax Policy and Investment Behavior,” *American Economic Journal*, 57(3), 391–414.
- 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*, 59, 731–753.

- HOSHI, T., AND A. KASHYAP (1990): "Evidence on q and Investment for Japanese Firms," *Journal of the Japanese and International Economies*, 4, 371–400.
- HUBBARD, R. G. (1996): *Money, the Financial System, and the Economy, Second Edition*. Addison Wesley Longman.
- (1998): "Capital-Market Imperfections and Investment," *Journal of Economic Literature*, XXXVI, 193–225.
- JENSEN, M. C. (1986): "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers," *American Economic Review Papers and Proceedings*, 76(2), 323–329.
- JORGENSON, D. W. (1963): "Capital Theory and Investment Behavior," *American Economic Journal*, 53(2), 247–259.
- LÜNNEMANN, P., AND T. METHÄ (2001): "Monetary Transmission: Empirical Evidence from Luxembourg Firm Level Data," European Central Bank Working Paper, No. 111.
- 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 Economies*, 14, 1–21.
- OLINER, S. D., AND G. D. RUDEBUSCH (1996): "Is There a Broad Credit Channel for Monetary Policy?," *Federal Reserve Bank of San Francisco, Economic Review*, (1), 3–13.
- SEKINE, T. (1999): "Firm Investment and Balance-Sheet Problems in Japan," IMF Working Paper, WP/99/111.
- VALDERRAMA, M. (2001): "Credit Channel and Investment Behavior in Austria: A Micro-Econometric Approach," European Central Bank Working Paper, No. 108.
- VAN DEN HEUVEL, S. J. (2001): "The Bank Capital Channel of Monetary Policy," mimeo.
- VON KALCKREUTH, U. (2001): "Monetary Transmission in Germany: New Perspectives on Financial Constraints and Investment Spending," European Central Bank Working Paper, No. 109.
- WINDMEIJER, F. (2000): "A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Two-Step GMM Estimators," Institute for Fiscal Studies Working Paper, W00/19.
- WOO, D. (1999): "In Search of "Capital Crunch": Supply Factors Behind the Credit Slowdown in Japan," IMF Working Paper, WP/99/3.