

# 企業バランスシートと金融政策

細野 薫・渡辺 努\*

金融政策のバランスシートチャンネル理論によれば、金融引締めは企業の正味資産を減少させるので、引締め期には投資が正味資産の多寡に縛られる度合いが強まる。本稿では、(1)各年における企業の正味資産と投資率の間のクロスセクションの関係を推計する、(2)正味資産と投資率の関係の強さが金融政策の変更によってどのように影響されるかを調べる、という2段階の推計を行うことによりこの理論予測を検証する。本稿のファインディングは次の2点である。第1に、企業の正味資産と投資率の間にはクロスセクションで正の相関があり、この正の相関は金融引締め期に強まる傾向がある。これはバランスシートチャンネル理論と整合的である。この傾向は、企業規模でいえば中堅・中小企業、業種でいえば製造業で特に顕著である。金融引締め期には正味資産が減少し流動性制約に直面する企業の割合が多くなるため、正味資産と投資率の相関が強まると解釈できる。第2に、1990年代に正味資産と投資率の相関が高まったとの証左は見出せない。この時期の投資低迷の理由として正味資産の低さが投資の足を引っ張っているという見方があるが、そうした見方は支持されない。むしろ、1991年以降の長期にわたる金融緩和策によって、正味資産が投資を縛る度合いが弱められたという、バランスシートチャンネル理論に沿った見方が支持される。ただし、業種別にみると、建設・不動産など、正味資産と投資率との相関と金融政策との関連が希薄な一部の業種では1990年代後半に両者の相関が高まっており、これらの業種では正味資産の低下により投資が抑制された可能性を示唆している。

## 1. はじめに

金融政策は企業のバランスシート変動を通じて実物セクターに影響を及ぼす。1980年代後半以降、金融政策の最も強力な伝達経路はこのチャンネルであった。本稿の目的は、このルートの特徴を実証的に検討することである。

情報の非対称性があり資本市場が不完全な状況では、企業の資金調達コストはその企業もつ正味資産の多寡に依存する。正味資産を潤沢にもつ企業は比較的安いコストで調達することができる一方、正味資産を少ししかもたない企業は高い金利を要求されたり、場合によっては必要なだけの資金量を調達できないという流動性制約に直面したりする。金融政策は、資産価格の変動により企業の保有する担保資産の価値を変えたり、企業のキャッシュフローを変化させることなどにより正味資産の水準に影響を与える。企業の正味資産の変化は資金調達コストを変化させ、それが投資行動に影響を及ぼす。金融政策が投資行動に影響を及ぼすこの経路は、企業のバランスシートの変化を経由しているという意味でバランスシートチャンネルとよばれている。

バランスシートチャンネルに関する理論的研究によれば、企業の投資行動が正味資産の多寡に

縛られる度合いは、いつでも一定というわけではなく、各企業の正味資産が全般に小さい局面で強くなる(Gertler and Hubbard (1988), Bernanke and Gertler(1989), Bernanke, Gertler, and Gilchrist(1996)など)。この点を例示するために、同じ投資プロジェクトをもつ2つの企業(企業Aと企業B)を考える。投資プロジェクトの金額を50とし、企業Aと企業Bはそれぞれ正味資産を100と50だけ保有しているとする。この水準は投資プロジェクトの金額と同じかそれ以上なので、両社ともに資金調達には何の問題も生じていないとする。つまり、この状況では正味資産の多寡は投資行動を縛っていない。ここで資産価格が下落し、正味資産がそれぞれ半減し、企業Aは50、企業Bは25へと減少したとする。企業Aにとっては、正味資産が半減したとはいっても投資プロジェクト金額との対比では引き続き十分な水準にある。一方、企業Bでは、正味資産が投資プロジェクト金額を下回っているので資金調達に支障が生じ、投資プロジェクトの縮小や撤退を余儀なくされることになる。つまり、資産価格下落後は、正味資産の多寡が投資行動に強く影響している。このように、投資が正味資産の水準に縛られる度合いは各企業の正味資産が全般に低下してい

る局面で強まる。

このことは、金融政策に関連して次の2つの含意をもつ。第1に、金融引き締めは資産価格の下落やキャッシュフローの悪化などを通じて各企業の正味資産を全般に低下させるので、金融引き締め期には投資行動が正味資産の多寡に縛られる度合いが強まる。第2に、各企業の正味資産が全般に低い局面では金融政策の有効性が高まる。正味資産が全般に低い局面では流動性制約に直面している企業の割合が大きいので金融政策の有効性が高まるのである。

本稿では、この2つのうち第1の理論予測を実証的に検証することにより、バランスシートチャンネルの重要性を確認する<sup>1)</sup>。具体的には、(1)各年における企業の正味資産と投資率の間のクロスセクションの関係を推計する、(2)正味資産と投資率の関係の強さが金融引き締め期に高まるかどうかを調べる、という2段階の推計によりこの理論予測を検証する。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では実証分析の方法論と使用データについて説明する。第3節と第4節では推計結果を報告する。第3節でベースラインの結果を報告した後、第4節では、企業規模別、業種別、資産タイプ別など様々な角度から同様の推計を行い、推計結果の頑健性をチェックする。第5節は本稿の結論である。

## 2. 推計方法

### 2.1 金融政策のバランスシート経路

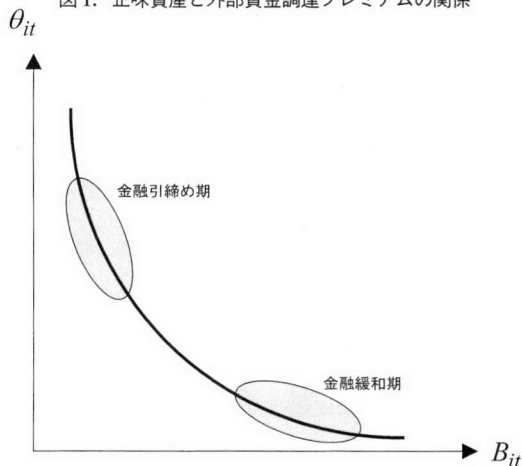
情報の非対称性が存在するために資本市場が不完全になっている経済において、企業が銀行借入れや社債発行など、いわゆる外部資金調達を実行しようとするとき、企業はプロジェクトのリスク見合い以上の金利を支払わなければならない。これが外部資金調達プレミアム(external finance premium)である。企業が支払わなければならない外部資金調達プレミアムはその企業の正味資産に依存する。正味資産が大きければ外部資金調達プレミアムは小さい。十分に大きな正味資産をもつ企業では適用されるプレミアムがゼロになる。例えば、担保資産を大量にもつ企業はほとんどプレミアムを払わずに資金調達できる。逆に、正味資産が小さい企業では大きなプレミアムを払わないと資金を調達で

きない。正味資産が極端に小さい場合にはプレミアムが禁止的に大きくなり、実際には資金調達ができなくなる。つまりこの企業は流動性制約に直面していることになる。

企業*i*の*t*時点における正味資産を $B_{it}$ 、また、その企業が支払う外部資金調達プレミアムを $\theta_{it}$ と表記する。外部資金プレミアムは正味資産の減少関数であるから、 $\partial\theta_{it}/\partial B_{it} < 0$ である。図1はこの2変数の関係を示すものであり、右下がりの形状が負の関係を示している。しかし両者の関係は線形ではない。Bernanke, Gertler, and Gilchrist(1996)らが強調しているように、 $B_{it}$ が大きくなればなるほど曲線の傾き、つまり $\partial\theta_{it}/\partial B_{it}$ は絶対値でみて小さくなる<sup>2)</sup>。 $B_{it}$ が極端に大きい場合には傾きはほぼゼロになる。例えば、担保を非常に多くもっている企業がさらに余分に担保資産を保有しても、プレミアムの限界的な低下幅はほぼゼロである。一方、 $B_{it}$ が非常にゼロに近い場合には、曲線の傾きは非常に大きくなる。正味資産をほとんど持たない企業が正味資産を追加的にもつときのプレミアムの低下幅は大きい。

このような経済において金融政策はどのような影響力をもつだろうか。例として金融引き締めについて考えてみよう。議論を単純にするために、ここでは安全資産金利の引き上げを金融引き締めと定義する。金融が引き締められると、企業の正味資産は減少する。正味資産の減少は外部資金調達プレミアムを増大させる。安全資産金利の上昇と合わせると、企業の資金調達コストは上昇し、その結果、企業の支出活動は抑制

図1. 正味資産と外部資金調達プレミアムの関係



される。

安全資産金利の上昇に伴う効果は金利チャネル、また、正味資産の減少を経由する効果はバランスシートチャネルとよばれている。企業の設備投資率を  $X_{it}$ 、また金融政策を  $M_t$  と表記すると ( $M_t$  が大きくなる時金融緩和と定義する)、金融政策の効果は、

$$\frac{dX_{it}}{dM_t} = \frac{\partial X_{it}}{\partial M_t} + \frac{\partial X_{it}}{\partial \theta_{it}} \frac{\partial \theta_{it}}{\partial B_{it}} \frac{\partial B_{it}}{\partial M_t} \quad (1)$$

と書くことができる。右辺第1項が金利チャネルであり、右辺第2項がバランスシートチャネルを表している。 $\partial X_{it}/\partial \theta_{it} < 0$ 、 $\partial \theta_{it}/\partial B_{it} < 0$ 、 $\partial B_{it}/\partial M_t > 0$  であるから、右辺第2項は正である。

金利の変動が金利チャネルを通じて投資率に及ぼす影響は通常、線形と仮定されている。この仮定の下では右辺第1項  $\partial X_{it}/\partial M_t$  は定数である。同様の理由により、右辺第2項の中の  $\partial X_{it}/\partial \theta_{it}$  と  $\partial B_{it}/\partial M_t$  も定数である。しかし右辺第2項の中の  $\partial \theta_{it}/\partial B_{it}$  については、図1でみたように  $\theta_{it}$  と  $B_{it}$  の関係が非線形なので  $B_{it}$  の水準に依存し、 $B_{it}$  が大きければ大きいほど  $\partial \theta_{it}/\partial B_{it}$  は絶対値で小さくなる。すなわち、(1)式を  $B_{it}$  で微分すると、

$$\frac{\partial}{\partial B_{it}} \left( \frac{dX_{it}}{dM_t} \right) = \frac{\partial X_{it}}{\partial \theta_{it}} \frac{\partial^2 \theta_{it}}{\partial B_{it}^2} \frac{\partial B_{it}}{\partial M_t} < 0 \quad (2)$$

となる。最後の不等号は、 $\partial X_{it}/\partial \theta_{it} < 0$ 、 $\partial B_{it}/\partial M_t > 0$ 、および図1の形状 ( $\partial^2 \theta_{it}/\partial B_{it}^2 > 0$ ) から明らかである。(2)式によれば、金融政策の有効性は  $B_{it}$  が小さければ小さいほど強まることになる。これはバランスシートチャネルの重要な性質である。この性質の強さは  $\theta_{it}$  と  $B_{it}$  の間の非線形性がどの程度強いかによって依存する。例えば、 $\theta_{it}$  と  $B_{it}$  の関係が線形の場合にはこの性質は消えてしまう。

$X_{it}$  を最初に  $B_{it}$  で微分し、次に  $M_t$  で微分すると、

$$\frac{\partial}{\partial M_t} \left( \frac{\partial X_{it}}{\partial B_{it}} \right) = \frac{\partial X_{it}}{\partial \theta_{it}} \frac{\partial^2 \theta_{it}}{\partial B_{it}^2} \frac{\partial B_{it}}{\partial M_t} < 0 \quad (3)$$

となる。(3)式の偏微係数  $\partial X_{it}/\partial B_{it}$  は、企業の資金調達がどれだけ強く正味資産の量に縛られているかを測る指標である。あるいは、企業が流動性制約に直面している度合いとみることもできる。(3)式によれば、投資率が正味資産の多寡に縛られる度合いは金融引締め期に強まる。

これが本稿で検証する仮説である。(2)式と(3)式は同値の性質であるから、(3)式を検証することは同時に(2)式を検証することになる。

## 2.2 2段階アプローチ

(3)式をデータから検証するに当たり、本稿では次の2段階アプローチを採用する。まず第1段階では、各年のクロスセクションデータを用いて投資率の正味資産変動に対する感応度  $\partial X_{it}/\partial B_{it}$  を推計する。具体的には、各年について

$$X_{it} = \alpha_t + \beta_t B_{it} + \gamma_t q_{it} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

を推計し、投資率の正味資産に対する感応度  $\beta_t$  の推計値  $\hat{\beta}_t$  を得る。ここで  $q_{it}$  はトービンの  $q$  であり、投資機会を表す変数である。また、 $\alpha_t$  には金利チャネルや為替レートチャネルなどが含まれている。

次に第2段階では、その  $\hat{\beta}_t$  が金融政策にどのように依存するかを調べるために、

$$\hat{\beta}_t = - \sum_{j=0}^2 \phi_j^m M_{t-j} + \eta_t \quad (5)$$

を時系列データにより推計する。(3)式が成立していれば  $\phi_j^m$  は正になるはずである。

この2段階アプローチには次のような長所がある。 $M_t$  が  $X_{it}$  に影響する経路としては、 $B_{it}$  を経由するバランスシートチャネル以外に、金利チャネル、為替相場チャネルなど様々な経路が存在する。したがって、(4)式を時系列データで推計しようとする時、それらのチャネルも考慮に入れなければならない。そのためには、それらのチャネルがどのようなかたちで右辺に入ってくるかを特定しなければならず、新たな仮定が必要になる。また、それらのチャネルとバランスシートチャネルを識別するという新たな課題も生じる。

本稿で採用する2段階アプローチの利点は、(4)式をクロスセクションで推計することによりこうした難しい問題を回避するところにある。バランスシートチャネル以外の全てのチャネルは、全ての企業に対して一律に影響する、いわゆる集計ショックと考えられるので、それらは全て(4)式の定数項  $\alpha_t$  で表現されていることになり、それ以上の仮定は一切導入する必要がないというのがこの方法の利点である<sup>3)</sup>。

### 3. データ

#### 3.1 サンプル選択

第1段階の推計では、日本政策投資銀行『企業財務データバンク』(CD-ROM版)を用いる。対象は、東京証券取引所および地方証券取引所の1部・2部上場企業であり、1956年から1999年までの年次決算データをもとにしている<sup>4)</sup>。推計のベースになるデータベースの作成に際しては、金融政策の効果をみるという本稿の目的に照らし、サンプルに余計なバイアスをかけることがないように次の点に配慮している<sup>5)</sup>。

第1に、老舗企業のみならず、最近設立された若い企業もサンプルに含めることを原則とする。先行研究の中には、データ加工上の理由から、サンプル期間内を通じて営業している企業だけにサンプルを絞るものもあるが、そうした絞込みを行うと、経営が安定的な伝統企業だけがサンプルを構成することになってしまう。金融政策の効果は老舗企業と新参企業では異なると考えられるので、こうした扱いは望ましくない。

第2に、合併・買収や清算といった事情でサンプル期間内に消滅した企業もサンプルに含めている。金融政策のバランスシートチャネルの影響を強く受けるのはどちらかといえば大企業より中堅以下の規模の企業であり、こうした規模の企業は長い期間の中で消滅する確率も高い。したがって、途中で消滅した企業をサンプルからはずすことは推計にバイアスを生じさせる可能性がある。なお、合併・買収後の存続企業については、合併・買収前と同じ行動パターンの企業とみなすことは不適當であると考え、合併・買収と同時に新会社が設立されるという扱いにしている。

第3に、先行研究ではサンプルを製造業に絞ることが多いが、本稿では非製造業もサンプルに含めている。バブル期の例を挙げるまでもなく金融政策は建設・不動産など非製造業に属する企業の投資姿勢に多大な影響を及ぼしており、これらの企業をサンプルに入れることが望ましい。ただし、製造業と非製造業ではバランスシートの構造が大きく異なっており、同種の企業群とみなすことは適切でない面もある。そこで本稿では、製造業・非製造業すべてをプールしたデータで推計を行った後、同じ推計を業種別

にも行うことによりファイナンスの頑健性をチェックする。

サンプルから除外されるのは、資本ストックの推計値がマイナスとなるなどデータ作成上明らかな問題がある企業や、存続期間が4年未満で推計に支障がある企業などである。これらを除く企業数は1998年で1879社であり、サンプル期間内の多くの年で1000社を上回っている。ただし、1958-1961年は約400社である。

#### 3.2 主要変数

##### 設備投資率

設備投資率  $X_{it}$  の作成方法は、Hayashi and Inoue(1991)に準拠している。ただし、次の2点で変更を加えている。第1に、金融政策に対する投資の反応を正確に計測するという観点からは設備投資をキャッシュフローベースでみるのが適當であるので、当期の建設仮勘定の純増加額を設備投資に含めている。第2に、除却資産については、Hayashi and Inoue(1991)は当期の市場価格で評価しているが、これは多くの企業で過大推計になっていると考えられるので、簿価をそのまま用いることとしている<sup>6)</sup>。

##### 正味資産

バランスシートチャネル理論では、金融政策の変更が資産価格に影響を与え、それが企業のバランスシートの資産サイドを変化させ、最終的に自己資本に影響を与えることを念頭においている。例えば、金融引締めは企業の資産価格を下落させるので、担保差し入れ可能な資産の価額を減少させると同時に、企業の自己資本を毀損させる。担保資産の評価額の低下や自己資本の減少に伴い、企業の外部資金調達コストが上昇する、あるいは借入れ可能金額の上限が低下することになり、これが企業の投資行動を抑制する。こうした理論モデルのストーリーに忠実に考えれば、正味資産  $B_{it}$  の指標としては、自己資本額や担保適格資産額を用いるのが適當である。しかし、理論モデル上は資産が時価で評価されているのに対して、実際に公表されるバランスシート計数の多くは簿価であり、その意味での計測誤差は深刻である。例えば、重要な担保資産である土地については、企業の保有土地の時価評価額を正確に計測することは困難



である<sup>7)</sup>。

計測誤差が比較的小さいと考えられる指標は、キャッシュフローや流動性資産の保有額である。キャッシュフローは自己資本の変化と密接に関係しており、理論モデルとも一応整合的である。ただし、バランスシートチャネル理論で強調される資産価格の変化との直接的な関係はない。一方、流動性資産額は、現預金や売上債権などから構成されており、キャッシュフローと同じく、測定誤差の入り込む余地が少ない。また、流動性資産の多寡はその企業の資金繰りの状況を直接的に反映しており、実務上も、銀行などの外部投資家が融資の判断を行う際の重要な指標となっている。企業の資金繰り状況は、理論モデルでいえば、流動性制約の強さ、あるいはその背後にある外部資金調達プレミアムの水準と解釈することができる。

本稿では、こうした判断に基づき、流動性資産額を  $B_{it}$  の代理変数として用いることにする。具体的には、当座資産から親会社株式と自己株式を控除したものを流動性資産と定義し、それを総資産で除した流動性資産比率を用いる。

### 金融政策の指標

金融政策の指標  $M_t$  としては次の2種類の変数を用いる。第1は公定歩合または翌日物レートの変化幅である。 $R_t$  を公定歩合(1986年以前)または翌日物コールレート(1987年以降)とし、その前年からの変化幅を  $\Delta R_t$  と表記する。(5)式の  $M_t$  に  $\Delta R_t$  を代入すると、第2段階の推計式は

$$\hat{\beta}_t = \sum_{j=0}^2 \phi_j^m \Delta R_{t-j} + \eta_t \quad (6)$$

となる<sup>8)</sup>。理論予測は  $\phi_j^m$  が正になることである。

金融政策の第2の指標は金融政策スタンスを表すダミー変数である。金融引締めダミー  $D_t^{tight}$  は金融引締めに関連する意思決定がなされた年は1をとり、それ以外の年はゼロのダミー変数である。逆に、金融緩和ダミー  $D_t^{easy}$  は金融緩和に関連する意思決定がなされた年は1で、それ以外の年はゼロのダミー変数である。2つのダミー変数は黒木(1999)及び細野他(2001)をもとに作成した。ダミー変数を用いた場合の第2段階の推計式は

$$\hat{\beta}_t = \sum_{j=0}^2 \mu_j^{tight} D_{t-j}^{tight} + \sum_{j=0}^2 \mu_j^{easy} D_{t-j}^{easy} + \eta_t \quad (7)$$

であり、理論予測は  $\mu_j^{tight}$  が正でゼロと有意に異なり、 $\mu_j^{easy}$  はゼロに近い正の値をとることである。

表1は主要変数について記述統計量を示している。これによると、金融緩和期に流動性資産比率が上昇し、引締め期もしくはその翌年にはそれ以前の上昇に歯止めがかかる傾向が見られる。また、トービンの  $q$  の値は、Hayashi and Inoue(1991)など先行研究と概ね同水準となっており、時系列的な推移も大きく異ならないことが確認できる。

## 4. ベースライン推計

### 4.1 第1段階の推計

図2は(4)式を推計した結果として得られた  $\hat{\beta}_t$  の動きを示している。推計は全サンプル企業を対象に1971年から1999年の期間で行っている。図の実線は  $\beta_t$  の点推定値を示している。実線の上にある破線は  $\beta_t$  の推計値プラス標準誤差×2、下の破線は  $\beta_t$  の推計値マイナス標準誤差×2であり、 $\beta_t$  の信頼区間を示している。図2からは次のことが読み取れる。

第1に、 $\beta_t$  の点推定値は約30年間のうち多くの年でゼロ以上となっており、符号条件は理論予測どおりである。

第2に、金融引き締め期には  $\beta_t$  の推計値は跳ね上がる傾向がみられる。71年以降では、74年、80年、90-91年の3回の引き締め局面がある。 $\beta_t$  の推計値はこの3つの局面でジャンプしており、理論予測どおり金融引締め局面で  $\beta_t$  が上昇する傾向が確認できる。

第3に、1990年代についてみると、 $\hat{\beta}_t$  が顕著に上昇している傾向は見てとれない。1990年代の投資低迷の理由のひとつとして「企業の自己資本が毀損するという、いわゆるバランスシート問題がネックになって企業の投資を抑えている」との見方がある。この見方が正しければ、正味資産の小さい企業ほど投資率が低いという傾向が90年代に強まっているはずである。しかし実際にはそうした傾向は確認できない。これは、91年以降の金融緩和の浸透により正味資産の不足が投資を縛る度合いが弱められた結果と解釈できる<sup>9)</sup>。

表 1. 主要変数の推移

年	企業数	設備投資率		流動性資産比率		$q$	
		平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
1971	1106	0.1508	0.1141	0.4180	0.1437	0.8110	0.8920
1972	1145	0.1187	0.1238	0.4201	0.1431	0.8449	0.6355
1973	1165	0.1248	0.1105	0.4303	0.1446	1.1150	1.3047
1974	1199	0.1466	0.1293	0.4430	0.1412	0.9050	0.6183
1975	1226	0.0918	0.0938	0.4281	0.1353	0.6929	0.5245
1976	1214	0.0555	0.0764	0.4133	0.1362	0.7241	0.6177
1977	1263	0.0646	0.1017	0.4355	0.1366	0.8681	0.7325
1978	1276	0.0653	0.0809	0.4405	0.1385	0.9413	0.8805
1979	1295	0.0715	0.0796	0.4466	0.1410	1.1882	1.1988
1980	1310	0.0867	0.0880	0.4570	0.1426	1.1114	1.1073
1981	1331	0.0926	0.1020	0.4542	0.1410	1.1179	1.4769
1982	1355	0.0891	0.0941	0.4461	0.1431	0.9911	1.3462
1983	1372	0.0814	0.0821	0.4477	0.1434	1.0543	1.6721
1984	1374	0.0908	0.1523	0.4483	0.1451	1.6361	3.3152
1985	1401	0.1014	0.1179	0.4609	0.1486	1.8719	3.3784
1986	1419	0.0956	0.0965	0.4656	0.1482	1.9729	2.8810
1987	1443	0.0946	0.1252	0.4584	0.1498	2.5690	5.7384
1988	1441	0.1013	0.1151	0.4649	0.1533	2.9337	3.5359
1989	1464	0.1211	0.1440	0.4788	0.1555	3.2842	3.6025
1990	1523	0.1337	0.1240	0.4772	0.1546	4.0915	10.5618
1991	1645	0.1400	0.1279	0.4800	0.1571	3.2939	8.5641
1992	1693	0.1302	0.1599	0.4606	0.1555	2.3273	6.7784
1993	1712	0.0958	0.1510	0.4330	0.1562	1.2970	1.7498
1994	1759	0.0753	0.1538	0.4201	0.1569	1.6560	3.0173
1995	1819	0.0678	0.0874	0.4220	0.1598	1.7183	3.9472
1996	1860	0.0768	0.1430	0.4235	0.1614	1.5851	4.0640
1997	1898	0.0861	0.1318	0.4252	0.1629	1.7480	6.6275
1998	1879	0.0824	0.1025	0.4182	0.1641	1.0728	2.4498
1999	1625	0.0708	0.1302	0.4060	0.1639	0.9502	7.3863

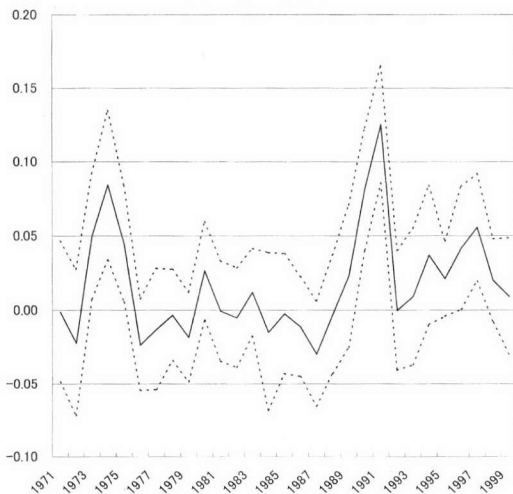
図 2.  $\beta$  の推計値

図3は(4)式を推計した結果として得られた $\hat{\gamma}_t$ の動きを示している。 $\hat{\gamma}_t$ は理論予測どおり正であり、なおかつ多くの年で有意にゼロと異なることが確認できる。また、多くの年において、 $q$ の変動1単位に対して投資率は0.02から0.05程度反応しているが、これはHayashi and Inoue(1991)など先行研究の結果とほぼ同じオーダーである<sup>10)</sup>。

#### 4.2 第2段階の推計

表2.1は図2で得られた $\hat{\beta}_t$ を用いて第2段階の推計を行った結果を示している。ここでは次の8ケースの定式化を試している。定式化[1]は、金融政策指標としてコールレート変化幅を用いたものであり(6)式と同じである。定式化[2]は、 $\hat{\beta}_t$ が確定的トレンドをもつ可能性を考慮し、定式化[1]に時間トレンド項(係数は $\delta$ )を付け加えている。定式化[3]では、金融政策の指標として引締め・緩和ダミーを用いており((7)式)、定式化[4]はそれに時間トレンド項を追加したものである。定式化[5]-[8]は基本的に定式化[1]-[4]と

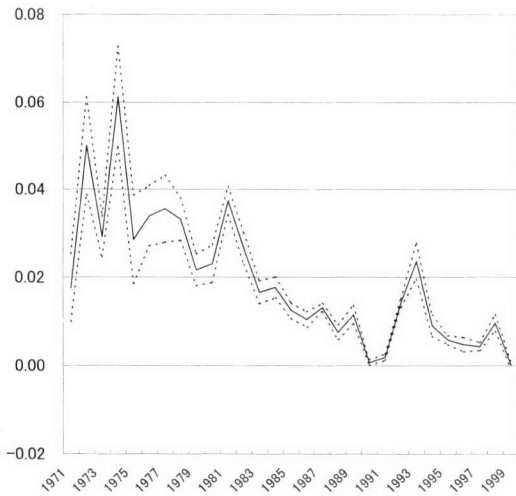
同じであるが、 $\hat{\beta}_t$ が景気変動の影響を受ける可能性を考慮するために実質GDP成長率を説明変数に加えている。例えば、定式化[5]は(6)式の説明変数に実質GDP成長率 $\Delta y_t$ を加えた

$$\hat{\beta}_t = \sum_{j=0}^2 \phi_j^m \Delta R_{t-j} + \sum_{j=0}^2 \phi_j^y \Delta y_{t-j} + \eta_t \quad (8)$$

を推計している。金融政策を所与とすれば、実質GDP成長率が高いときには投資のための資金需要も強く、正味資産に対する需要が高まると考えられるので、 $\phi_j^y$ は正の符号になると予想される。ただし、実質GDP成長率の高い時期には企業収益も改善し、キャッシュフロー面で正味資産が増加するので、その分は正味資産需要の増加が減殺される可能性がある。

まず表2.1の[1]と[2]をみると、 $\phi_j^m$ の符号は、当期、前期ともに正である。前々期の係数は[1]では負になっているが、[1]と[2]のいずれでも、3期の合計値は正になっている。金融

図3.  $\gamma$  推計値



引締め期には  $\beta$  が高いという、理論予測と整合的な傾向が確認できる。

次に[3]と[4]をみると、 $\mu_j^{tight}$  は、前々期を除き、理論予測どおり正の値となっている。3

期の合計値も標準誤差との対比で有意に大きな正の値となっている。一方、 $\mu_j^{easy}$  については、符合は正で、絶対値はゼロに近づいているはずである。 $\mu_j^{easy}$  の当期は確かに符合が正になっているが、前期、前々期については僅かながらマイナスになっており、理論予測と整合的でない。ただし、3つの係数の和は標準誤差との比較ではゼロに近く、その点では理論予測と整合的である。

この傾向は[5]-[8]の定式化でも変わらず、 $\mu_j^{easy}$  が僅かにマイナスになっているのを除くと、符合条件は満たされている。なお、 $\phi_j^y$  については、定式化によって符合が区々で、明確な傾向は認められないが、4ケース全てについて推計値(の絶対値)が標準誤差に比べて小さく、実質 GDP の変動が  $\beta$  に及ぼす影響が非常に小さいことを示している。

表 2.2 は、表 2.1 の推計結果を用いて、 $\sum_{j=0}^2 \phi_j^m = 0$ 、 $\sum_{j=0}^2 \mu_j^{tight} = 0$ 、 $\sum_{j=0}^2 \mu_j^{easy} = 0$ 、 $\sum_{j=0}^2 \phi_j^y = 0$  の4つの仮説を検定している。それぞれの検

表 2.1 第2段階の推計結果

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
$\phi_0^m$	1.0049 (0.3193)	1.1330 (0.3152)			0.9619 (0.4070)	1.0247 (0.3755)		
$\phi_1^m$	0.4222 (0.3053)	0.5082 (0.2971)			0.3625 (0.3807)	0.4421 (0.3521)		
$\phi_2^m$	-0.1419 (0.3186)	-0.0300 (0.3125)			-0.1511 (0.3409)	0.0022 (0.3215)		
$\mu_{t0}^{tight}$			0.0370 (0.0189)	0.0594 (0.0135)			0.0452 (0.0223)	0.0649 (0.0142)
$\mu_{t1}^{tight}$			0.0507 (0.0185)	0.0651 (0.0128)			0.0549 (0.0219)	0.0757 (0.0140)
$\mu_{t2}^{tight}$			-0.0078 (0.0182)	0.0158 (0.0132)			-0.0087 (0.0194)	0.0189 (0.0129)
$\mu_{t0}^{easy}$			0.0141 (0.0130)	0.0226 (0.0090)			0.0185 (0.0149)	0.0222 (0.0091)
$\mu_{t1}^{easy}$			-0.0027 (0.0137)	-0.0032 (0.0092)			-0.0001 (0.0152)	-0.0056 (0.0094)
$\mu_{t2}^{easy}$			-0.0074 (0.0137)	-0.0103 (0.0093)			-0.0060 (0.0147)	-0.0096 (0.0090)
$\phi_0^y$					0.1021 (0.2517)	0.2982 (0.2488)	-0.0435 (0.2492)	0.2894 (0.1645)
$\phi_1^y$					-0.0232 (0.2658)	0.0853 (0.2496)	-0.1793 (0.2737)	-0.0485 (0.1693)
$\phi_2^y$					0.1246 (0.3318)	0.2704 (0.3126)	-0.1833 (0.3357)	-0.0956 (0.2061)
$\delta$		0.0013 (0.0008)		0.0029 (0.0006)		0.0019 (0.0009)		0.0034 (0.0006)
$\bar{R}^2$	0.2863	0.3431	0.3607	0.7079	0.1891	0.3138	0.2787	0.7296

注) 推計式は本文(5)式、推計期間は1973年-1999年、括弧内は標準誤差を表す。

表 2.2 検定結果

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
Wald test: $\sum_{j=0}^2 \phi_j^m = 0$								
Chi-square	4.1495	6.4591			2.2236	3.9762		
p-value	0.0416	0.0110			0.1359	0.0461		
Wald test: $\sum_{j=0}^2 \mu_j^{tight} = 0$								
Chi-square			5.0415	27.1200			4.9608	32.2497
p-value			0.0247	0.0000			0.0259	0.0000
Wald test: $\sum_{j=0}^2 \mu_j^{easy} = 0$								
Chi-square			0.0212	0.2425			0.1603	0.1347
p-value			0.8842	0.6224			0.6889	0.7137
Wald test: $\sum_{j=0}^2 \phi_j^y = 0$								
Chi-square					0.1836	1.8232	0.5694	0.1777
p-value					0.6683	0.1769	0.4505	0.6734

定について上段には  $\chi^2$  値を、また下段にはそれに対応する  $p$  値を示している。定式化[1]と[2]をみると、 $\sum \phi_j^m = 0$  という仮説は有意水準 5% 未満で棄却されており、理論予測を支持している。また、[3]と[4]の定式化では、 $\sum \mu_j^{tight} = 0$  がやはり 5% 未満の有意水準で棄却されており、理論予測を支持している。一方、 $\sum \mu_j^{easy} = 0$  は棄却できず、これも理論予測と整合的である。同様に、[5]-[8]の定式化でも、 $\sum \phi_j^m = 0$  あるいは  $\sum \mu_j^{tight} = 0$  が棄却される一方、 $\sum \mu_j^{easy} = 0$  は棄却されないことが確認できる。なお、 $\sum \phi_j^y = 0$  については[5]-[8]の全てのケースで棄却できないとの結果になっている。

### 5. 頑健性のチェック

本節では、ベースライン推計の結果がどの程度頑健かをチェックするために、推計方法や推計サンプルを変更しながら前節と同じ 2 段階推計を行う。5.1 節で推計方法に関する修整を試みた後、5.2-5.4 節では企業規模別、産業別、資産タイプ別のサブサンプル推計を行う。

#### 5.1 推計バイアス

図 2 に示した第 1 段階での推計値  $\hat{\beta}_i$  には次の意味でバイアスが存在する可能性がある。一

般に、(4)式の誤差項  $\epsilon_{it}$  と正味資産  $B_{it}$  が独立でない場合には  $\hat{\beta}_i$  に推計バイアスが生じる。例えば、新しい技術の発見により投資率が高まっている企業では流動性資産を圧縮してでも投資資金を確保しようとするかもしれない。この場合には新しい技術の発見により誤差項  $\epsilon_{it}$  に正のショックが加わり、その結果として  $B_{it}$  が小さくなっているため、 $\hat{\beta}_i$  には下方の推計バイアスがかかることになる。

しかし、このように  $\hat{\beta}_i$  の水準にバイアスがかかること自体は本稿の分析目的からすればそれほど深刻ではない。本稿の分析目的は、 $\beta_i$  と  $M_i$  の相関を調べることであるから、各年の  $\beta_i$  の水準に対して同じだけのバイアスがかかるのであれば問題はない。事態が深刻なのは、 $\beta_i$  と  $M_i$  の相関の計測に歪みが生じる場合である。一般にどのような歪みが生じるかは予想できないが、ここでの計測事例では次の 2 つのシナリオが重要と考えられる。

第 1 は、流動性需要に関する企業行動である。金融引き締め期には、保守的な企業は取引相手企業が支払い不能(デフォルト)に陥るのを恐れて手元流動性を厚めに持とうとし、そのために投資を手控える行動に出る。その結果、保守的でない企業との比較では、流動性比率が高い一

方、投資率は低くなる。これは引き締め期における  $\beta_i$  の推計値をゼロに近づける方向でバイアスを生む。

第 2 の可能性は、景気循環に伴う投資の振幅の大きさが産業間で大きく異なる場合である。例えば、素材

表 3. 産業ダミーを用いた場合

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
$\sum \phi_j^m = 0$	0.0950	0.0509			0.1534	0.0687		
$\sum \mu_j^{tight} = 0$			0.0271	0.0000			0.0079	0.0000
$\sum \mu_j^{easy} = 0$			0.6044	0.2293			0.4722	0.2127
$\sum \phi_j^y = 0$					0.9945	0.0288	0.0859	0.1689

注) 表示されている計数は第 2 段階の推計におけるワルト検定の結果を  $p$  値で示したものである。被説明変数  $\hat{\beta}_i$  は  $q$  の代わりに産業ダミーを用いて推計したものである。産業ダミーは政策投資銀行の産業分類に準拠し、全 25 産業である。

表 4. GMM による推計

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
$\sum \phi_j^m = 0$	0.0252	0.0038			0.2323	0.0949		
$\sum \mu_j^{tight} = 0$			0.2097	0.0117			0.5508	0.0919
$\sum \mu_j^{easy} = 0$			0.5488	0.2970			0.4474	0.4210
$\sum \phi_j^y = 0$					0.7889	0.3668	0.8082	0.6970

注) 表示されている計数は第2段階の推計におけるワルト検定の結果を  $p$  値で示したものである。被説明変数  $\hat{\beta}_i$  は GMM で推計したものをを用いている。

表 5. 階差による推計

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
<b>q を用いた場合</b>								
$\sum \phi_j^m = 0$	0.3999	0.1257			0.4717	0.2702		
$\sum \mu_j^{tight} = 0$			0.3387	0.0476			0.5995	0.1408
$\sum \mu_j^{easy} = 0$			0.7017	0.8788			0.8402	0.7673
$\sum \phi_j^y = 0$					0.5792	0.9985	0.9043	0.6476
<b>産業ダミーを用いた場合</b>								
$\sum \phi_j^m = 0$	0.7001	0.8891			0.5246	0.5494		
$\sum \mu_j^{tight} = 0$			0.0001	0.0032			0.1052	0.0378
$\sum \mu_j^{easy} = 0$			0.0127	0.0159			0.0114	0.0075
$\sum \phi_j^y = 0$					0.0001	0.0143	0.0097	0.0031

注) 表示されている計数は第2段階の推計におけるワルト検定の結果を  $p$  値で示したものである。被説明変数  $\hat{\beta}_i$  は本文(9)式の階差による定式化を用いて推計している。

系産業のように更新投資の占める割合の高い産業に属する企業では景気変動に伴う投資の振幅は比較的小さいと考えられる。仮に何らかの理由でその産業で流動性資産比率が相対的に高いとすると、金融引締め期に多くの産業で投資が低下している中においてその産業に属する企業だけは投資が底固いので、金融引締め期には流動性比率の高い企業群で投資水準が相対的に高いという傾向が観察されるはずである。この場合には引締め期における  $\beta_i$  の推計値を大きくする方向でバイアスが生じる。

同種のバイアスは企業レベルでも生じ得る。経営姿勢が非常に保守的な企業があるとする、この企業は不測の事態に備えて手元流動性を厚めにもっておこうとするであろう。また、この企業は設備投資案件を決める際にも景気の波の影響を受けにくい分野を選択するであろう。そのため、金融引締め期でもこの企業の投資の落ち込みは相対的に小さい。したがって、ここでも引締め期において  $\beta_i$  が高く出てしまう。

本稿で検証する仮説は金融引き締め期に  $\beta_i$  が上昇するということであるから、第1のシナリオは仮説を棄却する方向でのバイアスである。逆に第2のシナリオは仮説を強める方向でのバイアス、つまり見せかけの相関を生むバイアスである。仮説を慎重に検証するという立場から

すると第2のシナリオの方が問題である。

そこで、第2のシナリオによるバイアスを修整するために、以下では第1段階の推計について3種類の異なる方法を試みることにする。まず第1に、(4)式の推計の際に  $q_t$  の代わりに産業ダミーを入れて推計する。産業間の投資の振幅の違いは産業ダミーが吸収しているので第2の理由で見せかけの相関が出てくる可能性は排除されているはずである。表3はこのようにして得られた  $\hat{\beta}_i$  を用いて第2段階の推計を行った結果であり<sup>11)</sup>、第2段階の推計におけるワルト検定から得られた  $p$  値を表示してある。表3と表2.2と比べると、 $\sum \phi_j^m = 0$  に関連する  $p$  値が若干大きくなっているものの、結果は基本的に表2.2と同じであることが確認できる。

次に、(4)式と同じ推計式を GMM で推計する。操作変数は、 $B_{it-1}, \dots, B_{it-3}; q_{it-1}, \dots, q_{it-3}$  である。このようにして得られた  $\beta$  を用いて第2段階の推計を行った結果をみると(表4)、定式化[5]で  $\sum \phi_j^m = 0$  が棄却できないほか、定式化[3]と[7]では  $\sum \mu_j^{tight} = 0$  が棄却できないなど表2.2と若干異なる結果となっているものの、検定結果の多くは引き続き理論予測と整合的である。

最後に、企業レベルでの経営の保守性の違いがもたらす影響を除去するために、

$$\Delta X_{it} = \Delta \alpha_t + \beta_t \Delta B_{it} + \gamma_t \Delta q_{it} + \Delta \epsilon_{it} \quad (9)$$

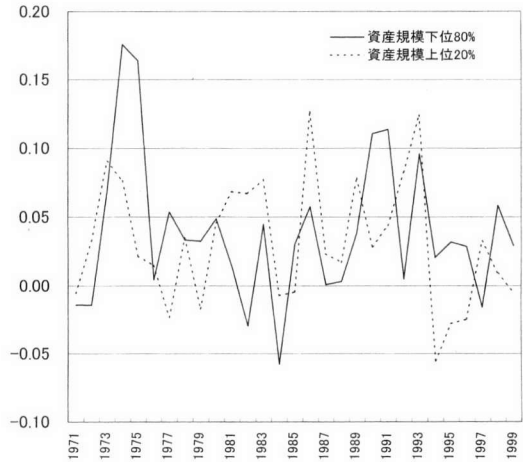
を推計する。(9)式は(4)式に対して時間軸方向に階差をとった上で、 $\Delta \beta_t = 0$ と仮定することにより得られる。階差をとることによりクロスセクション方向の固定効果は除去されている。表5はこの方法により得られた $\beta$ を用いて第2段階の推計を行った結果を示している。表5の上半分(「 $q$ を用いた場合」)は(9)式そのものを推計した結果であり、下半分(「産業ダミーを用いた場合」)は $q$ の代わりに産業ダミーを用いた結果を報告している。まず上半分をみると、 $\sum \phi_j^m = 0$ と $\sum \mu_j^{tight} = 0$ が8ケース全てについて棄却できなくなっている。ただし、 $\phi_j$ と $\mu_j^{tight}$ の符合条件は全てのケースで満たされている(符合条件は表に掲載されていない)。これは、各変数に階差をとった結果、推計精度が低下し、そのために帰無仮説を棄却できなくなっているものと解釈できる。一方、下半分の産業ダミーを用いた結果をみると、 $\sum \phi_j^m = 0$ については同じく棄却できないものの、 $\sum \mu_j^{tight} = 0$ については4ケース中3ケースについて $p$ 値が低く、帰無仮説は棄却される。産業ダミーを用いた場合については理論予測との整合性が確認できる。

### 5.2 規模別推計

バランスシートチャネルは、情報が非対称で、資本市場が不完全な状況を想定している。非対称情報の問題は大型企业よりも中堅・中小企業で深刻と指摘されることが多い。本稿のサンプル企業は上場企業であるから、その多くは大型企业であり、中小企業に分類されるような企業は含まれていない。しかしそれにしても、本稿のサンプル内でも企業規模の違いによってバランスシートチャネルの強さに有意な差があるかもしれない<sup>12)</sup>。

図4は、こうした観点から企業規模に応じてサンプルを2分割し、それぞれのサブサンプルで前節と同様の第1段階の推計を行った結果を示している。企業規模で分割するという場合に企業規模の基準として何をを用いるかという点が重要で

図4. 製造業規模別の $\beta$



あるが、ここでは企業規模の指標として企業の総資産を用いている。また、総資産でサンプルを分割すると、総資産が大きい特定の業種に属する企業だけが大型企业として抽出されてしまう可能性がある。これを避けるために、ここでは予めサンプルを製造業に絞り込み、その上で総資産が上位20%の企業と下位80%の企業とに選別するという方法をとっている。上位20%、下位80%の企業リストは毎年更新されている。図4をみると、上位企業が下位企業に比べて流動性資産比率の係数 $\beta$ が必ずしも常に小さいわけではないことが確認できる<sup>13)</sup>。また、 $\hat{\beta}$ の推移をみると、金融引締め期、特に1974年、1990年に下位企業の $\hat{\beta}$ が高い値となっている。

表6は第2段階の推計結果を示している。表6の上半分(「資産規模上位20%の企業」)をみると、 $\sum \phi_j^m = 0$ と $\sum \mu_j^{tight} = 0$ が8ケース全て

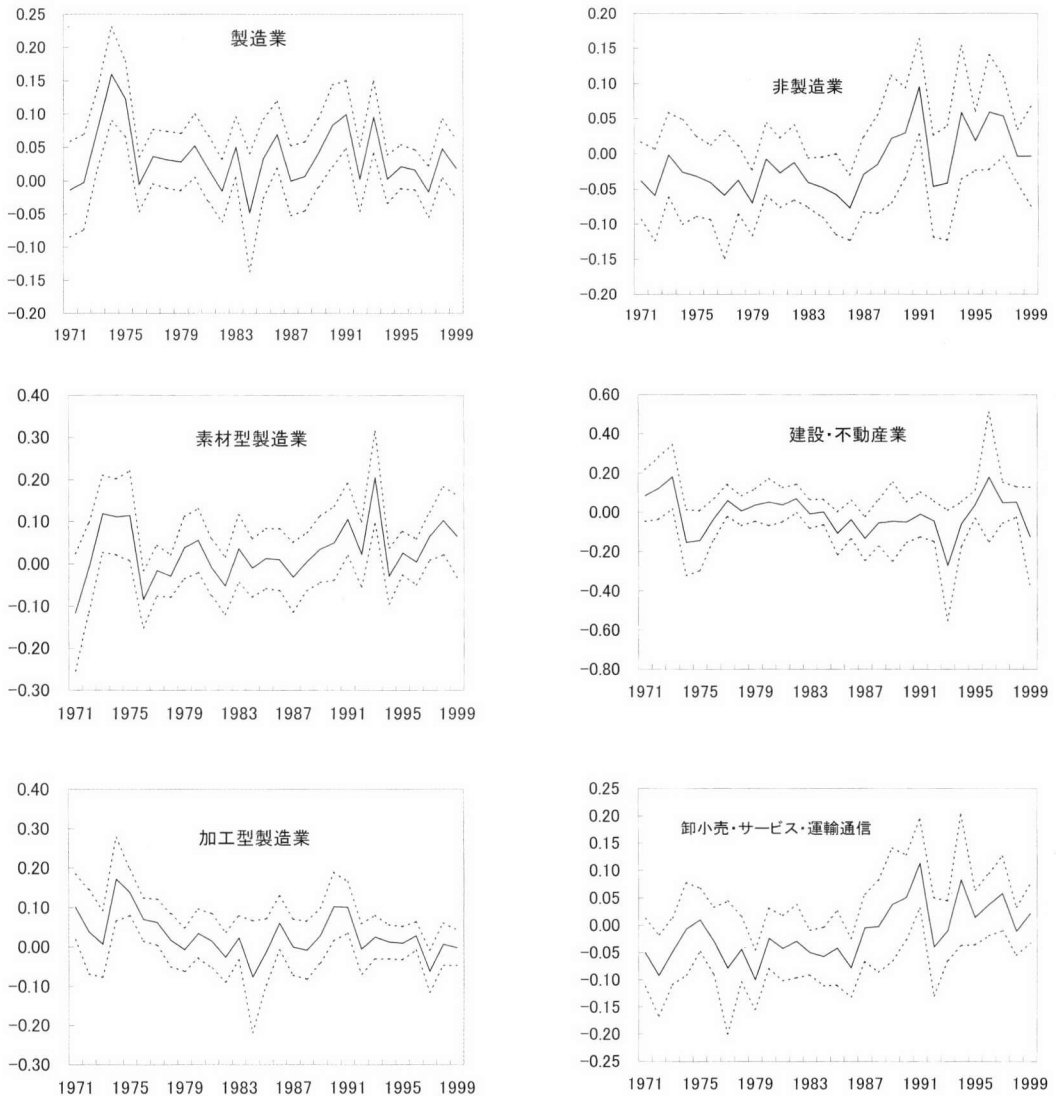
表6. 資産規模別推計

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
資産規模上位20%の企業								
$\sum \phi_j^m = 0$	0.1482	0.2462			0.8999	0.8572		
$\sum \mu_j^{tight} = 0$			0.1766	0.3134			0.7073	0.6865
$\sum \mu_j^{asy} = 0$			0.5801	0.5743			0.0850	0.0931
$\sum \phi_j^y = 0$					0.071	0.0121	0.0026	0.0045
資産規模下位80%の企業								
$\sum \phi_j^m = 0$	0.0250	0.0564			0.4610	0.5588		
$\sum \mu_j^{tight} = 0$			0.0144	0.0119			0.0487	0.0792
$\sum \mu_j^{asy} = 0$			0.3578	0.3407			0.2900	0.3077
$\sum \phi_j^y = 0$					0.1060	0.2555	0.9084	0.9386

注) 表示されている計数は第2段階の推計におけるワルト検定の結果を $p$ 値で示したものである。対象サンプルは製造業である。資産規模上位20%、下位80%の企業リストは各年で異なる。



図5. 産業別  $\beta$



について棄却できず、表 2.2 とは大きく異なる結果になっている。ただし、符合条件は 8 ケース全てについて満たされている(表には符合条件は掲載されていない)。大企業は市場の評価が確立しているため情報の問題は深刻でないとの指摘を裏付ける結果となっている。

これに対して、表 6 の下半分(「資産規模下位 80% の企業」)をみると、定式化[5]と[6]で  $\sum \phi_j^m = 0$  が棄却できないものの、それ以外の 6 ケースでは  $\sum \phi_j^m = 0$  あるいは  $\sum \mu_j^{tight} = 0$  を棄却しており、理論予測と整合的である。下位 80%

の企業で得られた結果は表 2.2 と整合的であり、ベースライン推計がこれらの企業の特徴を反映したものであることを示している。

表 6 から読み取れるもうひとつの興味深い点は、上位 20% の企業で  $\sum \phi_j^m = 0$  が棄却されるということである。これは下位 80% の企業で  $\sum \phi_j^m = 0$  が棄却できないのと対照的である。景気拡大局面では正味資産に対する需要が拡大し、正味資産に対する需給が逼迫すると考えられるが、こうした局面では大企業といえども投資行動が正味資産の多寡に縛られるということを示

表7. 産業別推計

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
<b>製造業</b>								
$\sum \phi_j^m = 0$	0.0280	0.0727			0.5939	0.7124		
$\sum \mu_j^{tight} = 0$			0.0116	0.0192			0.0749	0.1432
$\sum \mu_j^{easy} = 0$			0.5046	0.5039			0.6090	0.6130
$\sum \phi_j^y = 0$					0.0280	0.1065	0.5420	0.6090
<b>素材産業</b>								
$\sum \phi_j^m = 0$	0.4025	0.2580			0.5386	0.7421		
$\sum \mu_j^{tight} = 0$			0.6579	0.1799			0.7755	0.6161
$\sum \mu_j^{easy} = 0$			0.4309	0.3375			0.5265	0.5639
$\sum \phi_j^y = 0$					0.1149	0.0302	0.5232	0.2493
<b>加工産業</b>								
$\sum \phi_j^m = 0$	0.0025	0.0110			0.0466	0.0822		
$\sum \mu_j^{tight} = 0$			0.0032	0.0112			0.0065	0.0330
$\sum \mu_j^{easy} = 0$			0.6341	0.6456			0.4538	0.4461
$\sum \phi_j^y = 0$					0.6284	0.8640	0.3901	0.3343
<b>非製造業</b>								
$\sum \phi_j^m = 0$	0.9903	0.3177			0.5075	0.1268		
$\sum \mu_j^{tight} = 0$			0.6216	0.0105			0.3184	0.0000
$\sum \mu_j^{easy} = 0$			0.5512	0.5645			0.8496	0.5141
$\sum \phi_j^y = 0$					0.4254	0.4935	0.3157	0.9210
<b>建設・不動産</b>								
$\sum \phi_j^m = 0$	0.2732	0.2082			0.7504	0.7639		
$\sum \mu_j^{tight} = 0$			0.9059	0.7692			0.5303	0.4820
$\sum \mu_j^{easy} = 0$			0.8776	0.8989			0.8332	0.8522
$\sum \phi_j^y = 0$					0.6017	0.6392	0.7578	0.8543
<b>卸小売・サービス・運輸通信</b>								
$\sum \phi_j^m = 0$	0.5770	0.0548			0.3207	0.0474		
$\sum \mu_j^{tight} = 0$			0.5448	0.0013			0.3673	0.0001
$\sum \mu_j^{easy} = 0$			0.5479	0.5327			0.8732	0.5602
$\sum \phi_j^y = 0$					0.2361	0.7866	0.3061	0.9635

注) 表示されている計数は第2段階の推計におけるワルト検定の結果を  $p$  値で示したものである。

唆している。大企業は金融引締めなど正味資産の供給サイドの変化に伴う需給逼迫に対しては幅広い資金調達ルートを活用して克服できる一方、需要増大に伴う正味資産の需給逼迫の場合は正味資産が全般に不足するため、大企業でも対処が難しいと解釈できる。

### 5.3 産業別推計

図5は産業別に第1段階の推計を行った結果を示している。まず「製造業」と「非製造業」を比較すると、どちらも金融引締め期に  $\hat{\beta}_t$  が上昇する傾向が確認できる。これは全産業の推計結果(図2)と整合的である。製造業と非製造業で大きく異なるのは1990年代の動きである。製造業では90年代に横這いしないし若干の低下傾向が認められるのに対して、非製造業では90年代初めに一度下落した後、90年代半ば以降、

再び上昇に転じている。つまり、非製造業では、90年代に投資行動が正味資産の多寡に縛られる度合いが高まっており、いわゆるバランスシート問題が企業の投資行動に抑制的な影響を及ぼしている可能性を示唆している。非製造業を「建設・不動産」と「卸小売・サービス・運輸通信」に分けると、建設・不動産でこの傾向が特に顕著で、90年代半ばの  $\hat{\beta}_t$  の水準は1990年の金融引締め期をも上回っている。建設・不動産業では、バブル崩壊後の不良債権を大量に抱えた企業が多く、これらの企業では正味資産の多寡により投資が強く影響されている可能性を示唆している<sup>14)</sup>。

表7は図5で得られた  $\hat{\beta}_t$  を用いて第2段階の推計を行った結果を示している。まず製造業をみると、 $\sum \phi_j^m = 0$  または  $\sum \mu_j^{tight} = 0$  が多くのケースで棄却さ

れており、全サンプルで得られた結果と整合的である。しかし製造業を素材産業と加工産業にわけると、加工産業では  $\sum \phi_j^m = 0$  と  $\sum \mu_j^{tight} = 0$  が8ケース全てで強く棄却されるのに対して素材産業では全ケースで棄却できず、対照的となっている。一方、非製造業をみると、 $\sum \phi_j^m = 0$  または  $\sum \mu_j^{tight} = 0$  が棄却されているのは8ケース中2ケースに止まっている。非製造業をさらに建設・不動産業と卸小売・サービス・運輸通信に分けると、卸小売・サービス・運輸通信では8ケース中4ケースで  $\sum \phi_j^m = 0$  または  $\sum \mu_j^{tight} = 0$  が棄却されているのに対して、建設・不動産では8ケース全てで棄却できない。

表7の結果から、バランスシートチャネルは様々な産業に属する全ての企業に対して一律に効いていてのではないことが確認できる。全サンプルを用いて得られた前節の結果は、製造業、

表 8. 資産タイプ別推計

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
<b>建物・構築物</b>								
$\sum \phi_j^m = 0$	0.0258	0.0376			0.0323	0.0342		
$\sum \mu_j^{tight} = 0$			0.0109	0.0017			0.0011	0.0000
$\sum \mu_j^{easy} = 0$			0.6289	0.5502			0.3873	0.4004
$\sum \phi_j^y = 0$					0.9426	0.8365	0.1733	0.4308
<b>土地</b>								
$\sum \phi_j^m = 0$	0.9649	0.8925			0.9582	0.8708		
$\sum \mu_j^{tight} = 0$			0.2140	0.1431			0.1799	0.0919
$\sum \mu_j^{easy} = 0$			0.1618	0.1803			0.2324	0.2096
$\sum \phi_j^y = 0$					0.6934	0.5423	0.9081	0.8365
<b>機械・工具</b>								
$\sum \phi_j^m = 0$	0.3960	0.0553			0.8742	0.4228		
$\sum \mu_j^{tight} = 0$			0.7422	0.0037			0.9396	0.0226
$\sum \mu_j^{easy} = 0$			0.3855	0.0993			0.2831	0.1677
$\sum \phi_j^y = 0$					0.9367	0.1323	0.6183	0.4791

注) 表示されている計数は第2段階の推計におけるワルト検定の結果を  $p$  値で示したものである。

特に、社数ベースで全産業の約3割を占める加工型製造業の特性を強く反映したものと見える。

### 5.4 資産タイプ別推計

本稿では有形固定資産を建物など7資産に分類し、各資産ごとに資本ストックを推計した後、全ての資産を積み上げることでトータルの資本ストックを計算している。表8では、7資産を(1)建物・構築物、(2)土地、(3)機械・工具など、の3つに再分類した上で、各資産タイプごとに  $\beta$  を推計し、第2段階の推計を行っている。まず建物・構築物を見ると、8ケース全てについて  $\sum \phi_j^m = 0$  または  $\sum \mu_j^{tight} = 0$  が棄却されており、資本ストック計についての結果と整合的である。次に土地についてみると、定式化[8]で  $\sum \mu_j^{tight} = 0$  の  $p$  値が0.0919となっている以外は棄却できないとの結果になっている。土地投資については金融政策のバランスシート経路は働かず、支配的な決定要因は別なところにあることを示唆している。これは表7でみた建設・不動産業の結果とも整合的である。最後に機械・工具をみると、定式化[2], [4], [8]の3ケースでは  $\sum \phi_j^m = 0$  または  $\sum \mu_j^{tight} = 0$  が棄却されているものの、それ以外の5ケースでは棄却できないとの結果になっている。[2], [4], [8]はいずれも時間トレンド項を説明変数に含む定式化であり、確定的トレンドを除去するか否かが結果を左右している。

### 6. おわりに

金融政策のバランスシートチャンネル理論によれば、情報が非対称で資本市場が不完全な状況では、投資行動が正味資産に縛られることとなり、また、その度合いは正味資産の水準が低いほど強くなる。ここから、(1) 金融政策の効果は正味資産が小さいほど強くなる、(2) 投資率が正味資産に縛られる度合いは、金融引締め期ほど強くなる、という二つの同値の命題が得られ

る。本稿では日本のデータを用いて(2)を実証的に検討した。

本稿の実証方法は、(1)各年における企業の正味資産と投資率の間のクロスセクションの関係を推計する、(2)正味資産と投資率の関係の強さが金融政策の変更によってどのように影響されているかを調べる、という2段階の推計に特徴がある。こうした方法をとることにより、金融政策の様々な伝達経路のうちバランスシート経路だけを識別することが可能になる。

本稿のファイナニングは次の2点である。第1に、企業の正味資産と投資率の間にはクロスセクションで正の相関があり、この正の相関は金融引締め期に強まる傾向がある。これはバランスシートチャンネル理論と整合的である。この傾向は、企業規模でいえば中堅・中小企業、業種でいえば製造業で特に顕著である。金融引締め期には正味資産が減少し流動性制約に直面する企業の割合が多くなるため、正味資産と投資率の相関が強まると解釈できる。第2に、1990年代に正味資産と投資率の相関が高まったとの証左は見出せない。この時期の投資低迷の理由として正味資産の低さが投資の足を引っ張っているという見方があるが、そうした見方は支持されない。これは、91年以降の金融緩和の浸透により、正味資産の不足が投資を縛る度合いが弱められた結果と解釈できる。ただし、業種別にみると、建設・不動産など一部の業種では1990年代後半に両者の相関が高まってい

る。これらの業種では正味資産と投資率との相関と金融政策との関連が希薄であるため、90年代後半における正味資産の低下により投資が抑制された可能性を示唆している。

(名古屋市立大学経済学部・  
一橋大学経済研究所)

## 注

\* 本稿の作成に際しては一橋大学および名古屋市立大学でのセミナー参加者から貴重なコメントを頂戴した。また、データ整備、推計作業では横手麻理子氏から助力を得た。細野は科学研究費補助金(課題番号12630107)を受けた。記して感謝したい。

1) 第2の含意については、Gertler and Gilchrist (1994)は、米国の在庫投資データを用いて検証している。彼らは、フェデラルファンドレートの変更が在庫投資に及ぼす影響が景気後退局面で強まることを確認している。一方、第1の含意については、Oliner and Rudebusch (1996)が米国の設備投資データを用いて検証している。時系列データを用いた設備投資関数を推計し、説明変数のひとつであるキャッシュフローに係るパラメーターが金融引締め期に有意に上昇することを確認している。

2) つまり、図1に示したように、 $\theta_{it}$ は $B_{it}$ の凸関数である。この点について理論モデルによる説明は、例えばRomer(1996)の第8章を参照。また、Bernanke, Gertler, and Gilchrist(1996)は、銀行貸出の付帯条項が非線形性を生じさせると指摘している。

3) 集計ショックを時間軸方向の固定効果 $\alpha_i$ で表現できるのは、 $X_{it}$ の $B_{it}$ に対する感応度がクロスセクション方向と時間軸方向で等しいと仮定しているからである。特に、 $M_t$ の変動に起因する $B_{it}$ の時間軸方向の変動が $X_{it}$ を変化させる程度と、クロスセクション方向での $B_{it}$ の変動が $X_{it}$ を変化させる程度が等しいとの仮定が重要である。

4) ただし、推計にあたっては、トービンの $q$ の作成に必要な株価データが入手できる1971年以降のデータを主に用いる。

5) 詳細については補論A「企業サンプルの選択」を参照。

6) この点については鈴木(2001)も同様の扱いをしている。

7) 保有土地を評価するには各企業の保有土地の所在地・面積とその単価を知る必要がある。この線に沿った研究としては浅子他(1989, 1997)がある。浅子他(1989, 1997)は、各企業の保有土地を用途別・所在県別に分類した上で時価評価額を算出している。ただし、この方法でも、同一都道府県内の同一用途の土地はすべて同一価格であると仮定するなどの問題点が残っている。

8) ここでは $M_t$ と $\Delta R_t$ の符号が反対であるため右辺第1項の先頭のマイナスが消えている。

9) 投資が正味資産に縛られるひとつの理由は資本市場が未整備で代替的な資金調達手段が存在しないた

めとの解釈がなされることが多い。そうした見方に立てば資本市場が整備されるに従って正味資産が投資を縛る度合い、つまり $\beta_t$ は低下するはずである。しかし図2ではそうした負のトレンドは確認できない。

10)  $\hat{y}_t$ の動きを詳しくみると、80年代後半から90年代初めにかけて顕著に低下していることが確認できる。バブル期に $q$ の影響力が弱まったという事実は小川・北坂(1998)などでも指摘されている。

11) トービンの $q$ の代わりに産業ダミーを用いた推計では、第一段階の推計は1958年以降のデータを用いている。階差をとった推計の場合(表5下段)も同様。

12) 米国の研究ではバランスシートチャンネルが小規模企業で強く働くことがデータから確認されている(Gertler and Gilchrist(1994), Oliner and Rudebusch(1996)など)。日本については、金融政策のバランスシートチャンネルを実証的に検討する研究はないが、流動性に対する投資の感応度(つまり $\partial X_{it}/\partial B_{it}$ )を企業規模別に調べる研究は数多く行われており、中小企業ほど感応度が高いことが確認されている。例えば、宮川(1993)、三井・河内(1995)などを参照。

13) この結果は先行研究と異なっている。この違いは本稿のサンプルが上場企業に限定されているためと考えられる。

14) ただし、建設・不動産業の流動性資産比率のクロスセクション平均値を製造業と比べると、製造業で0.4941(1990年)→0.4343(1998年)と顕著に減少しているのに対して、建設・不動産業では0.4479(1990年)→0.4369(1998年)と微減に止まっている。したがって、バブル崩壊後、建設・不動産業で正味資産が大きく減少し、その結果として $\beta$ が上昇しているというストレートな解釈は成立しない。90年代後半における流動性資産の増加と $\beta$ の上昇という2つの現象を整合的に説明する仮説としては、銀行をはじめとする投資家の融資姿勢が厳しくなったために自己防衛の手段として建設・不動産企業が流動性資産を厚めに積んでいることが考えられる。どの企業もこうした思惑から流動性資産を厚めにしているため平均値は上昇しているが、企業間の水準格差は依然として残っており、それが投資行動を縛っていると考えられる。あるいは、建設・不動産業に対する銀行の追い貸しなど、貸出サイドの要因も影響しているかもしれない。

## 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」『経済経営研究』Vol. 10, No. 3, pp. 1-60, 日本開発銀行設備投資研究所。
- 浅子和美・國則守生・井上徹・村瀬英彰(1997)「設備投資と土地投資: 1977-1994」浅子和美・大瀧雅之編『現代マクロ経済動学』東京大学出版会。
- 細野薫・杉原茂・三平剛(2001)『金融政策の有効性と限界』東洋経済新報社。
- 黒木祥弘(1999)『金融政策の有効性』東洋経済新報社。
- 三井清・河内繁(1995)「中小企業の設備投資と資金調達—資金制約と政策金融の機能」『郵政研究レビュー

- ー』Vol. 6, pp. 183-204.
- 宮川努 (1993) 「貸し渋り」と審査機能」JCER Discussion Paper, No. 31.
- 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.
- 鈴木篤志 (2001) 『設備投資の理論と実証』東京大学出版会.
- Bernanke, B. and Gertler, M. (1989) "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations," *American Economic Review*, Vol. 79, No. 1, pp. 14-31.
- Bernanke, B., Gertler, M. and Gilchrist, S. (1996) "The Financial Accelerator and the Flight to Quality," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, No. 1, pp. 1-15.
- Gertler, M. and Gilchrist, S. (1994) "Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 2, pp. 309-340.
- Gertler, M. and Hubbard, R. G. (1988) "Financial Factors in Business Fluctuations," in *Financial Market Volatility*, pp. 33-71, Federal Reserve Bank of Kansas City, Kansas City.
- Hayashi, F. and Inoue, T. (1991) "The Relation between Firm Growth and Q with Multiple Capital Goods: Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firms," *Econometrica*, Vol. 59, No. 3, pp. 731-753.
- Kashyap, A. and Stein, J. C. (2000) "What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy?" *American Economic Review*, Vol. 90, No. 3, pp. 407-428.

## 補論 A 企業サンプルの選択

### A.1 サンプルの選択基準

政策投資銀行「企業財務データバンク 2000 CD-ROM(上場企業)」は、上場企業(東京証券取引所及び地方証券取引所の各1部, 2部上場企業)の1956年4月から1999年までの決算データを収録しており、このうち以下のサンプルを除くすべての企業・年を利用する。

- (1) 決算(中間決算を除く)が1年間に2度以上ある企業・年。
- (2) 資本ストックの推計値がマイナスとなる企業。
- (3) 有形固定資産の種類別累積減価償却額の前年差が4年以上連続してマイナスとなる企業。
- (4) 建物あるいは構築物の取得額の前年差が4年以上連続してマイナスとなる企業。
- (5) 連続する決算データが4回未満の企業
- (6) 決算期変更により、12ヶ月決算でない年

上記のうち(3)と(4)は、投資及び資本ストックのデータ作成が困難なことによる。また、(5)は推計の際に十分なラグがとれないことによる。なお、投資データは、1958年度から1999年度まで利用可能となる。

### A.2 企業・年の識別

単独決算ベースで企業を識別する。合併があった場

合には、合併後の新企業は合併前の企業とは別企業として識別する。合併の有無は東京証券取引所年報及び公正取引委員会年報による。決算期は、3月末を中心として、前年10月末から当年9月末までを当年データとして用いる。

## 補論 B 資本ストック・設備投資データの作成方法

### B.1 名目投資額(NOMI)

#### 基本的な考え方

Hayashi and Inoue (1991)をベースにしつつ、以下の点で修正を加える。

- 建設投資を完成工事ベースではなく、できるだけキャッシュフロー・ベースでとらえられるよう、当期の建設仮勘定の増加額を設備投資に含め、当期の建設仮勘定の減少額を設備投資から除く。
- 除却資産について、Hayashi and Inoue(1991)は当期の市場価格で評価しているが、これは過大推計であると考えられるため、簿価で評価する(すなわち、除却資産に関する特別の調整は施さない。)この点は、鈴木(2001)と同様である。
- 在庫は投資、資本ストックいずれもからも除く。

#### 具体的な推計方法

財務諸表上の有形固定資産を、建物、構築物、機械、輸送機械(船舶と車両運搬具の合計)、工具器具備品、賃貸用固定資産、その他のその他償却資産、土地の7資産タイプ別に分けて、それぞれについて、 $t$ 年度の名目投資額を、 $t-1$ 年3月末から $t$ 年3月末までの期間におけるフローと定義し、 $t$ 年3月末及び $t-1$ 年3月末貸借対照表等から次式により推計する。決算月が3月以外の場合も同様である。なお、「その他有形固定資産(山林・造林・植林除く、その他の非償却資産)」は除いた。以下では土地以外の名目投資額の推計方法について述べる。土地投資額については、後述の土地の資本ストックの推計方法を参照。

名目投資額( $t$ )

=有形固定資産[貸借対照表]( $t$ )

-有形固定資産[貸借対照表]( $t-1$ )

+有形固定資産当期償却額( $t$ )<sup>(注1)</sup>

+建設仮勘定[有形固定資産当期増加額]( $t$ )

×「建設仮勘定配分比率( $t$ )」<sup>(注2)(注3)</sup>

-建設仮勘定当期減少額[有形固定資産当期減少額]( $t$ )

×「建設仮勘定配分比率( $t$ )」<sup>(注2)</sup>

(注1)「有形固定資産当期償却額」については、データの入手可能性から、次の3期に分けて推計を行う。なお、下記の期間区分は典型的な場合であり、企業によっては時期がずれている。

1977年4月期以降(典型的には1978年3月期以降):資産タイプ別に有形固定資産当期償却額のデータが存在するのでそれを用いる。

1970年10月から1977年3月期まで:資産タイプ別の有形固定資産当期償却額のデータは存在しないが、

資産タイプ別累積減価償却額と当期減価償却額の総額が存在するのでは、次式で資産タイプ別減価償却率を求め、これに資産タイプ別有形固定資産(貸借対照表)を乗じたものをウェイトに、当期減価償却額の総額( $t$ )を資産タイプ別に割り振る。

資産タイプ別減価償却率( $t$ )=(資産タイプ別累積減価償却額( $t+1$ )-資産タイプ別累積減価償却額( $t$ ))÷資産タイプ別有形固定資産[貸借対照表]( $t$ )

ただし、資産タイプ別累積減価償却額( $t+1$ )-資産タイプ別累積減価償却額( $t$ )がマイナスの資産タイプがある場合は、その $t+2$ 期と $t+1$ 期の階差(それもマイナスの資産タイプがある場合は $t+3$ 期と $t+2$ 期の階差、さらにマイナスの資産タイプがある場合は、 $t+4$ 期と $t+3$ 期の階差)をもとにウェイトを算出し、当期減価償却額の総額( $t$ )を資産タイプ別に割り振る。資産タイプ別累積減価償却額の階差が4期以上連続してマイナスの場合は、当該企業はサンプルから除外する。

**1956年3月期から1970年9月期:**有形固定資産当期償却額、累積減価償却額のいずれも資産タイプ別に公表されていないため、次式で資産タイプ別減価償却率を求め、これに資産タイプ別有形固定資産(貸借対照表)を乗じたものをウェイトに、当期減価償却額の総額( $t$ )を資産タイプ別に割り振る。

資産タイプ別減価償却率( $t$ )=(資産タイプ別累積減価償却額( $T+1$ )-資産タイプ別累積減価償却額( $T$ ))÷資産タイプ別有形固定資産[貸借対照表]( $T$ )

ここで、 $T$ は、資産タイプ別累積減価償却額及び資産タイプ別有形固定資産が公表された最初の決算期(1969年10月期以降、したがって、典型的には、1971年3月期の資産タイプ別累積減価償却額と1970年3月期の資産タイプ別累積減価償却額の差額をウェイトに用いる)、 $T+1$ は、その翌年度の決算期。ただし、1970年10月から1977年3月までと同様に、資産タイプ別累積減価償却額( $T+1$ )-資産タイプ別累積減価償却額( $T$ )がマイナスの資産タイプがある場合は、その翌期(さらにマイナスの場合は、最大 $T+4$ 期まで適用する。)の階差をウェイトに用いる。 $T+4$ 期まで遡ってもマイナスの場合は、当該企業はサンプルから除外する。

(注2)「建設仮勘定配分比率( $t$ )」は、建設仮勘定を建物と構築物に割り振るための比率であり、各有形固定資産の増加額の比率を採用する。具体的な算出方法は、データの入手可能性から、次の2期に分けて推計を行う。なお、下記の期間区分は典型的な場合であり、企業によっては、時期がずれている。

**1977年4月以降(典型的には1978年3月以降):**

建物の場合:建物[有形固定資産当期増加額]( $t$ )÷(建物[有形固定資産当期増加額]( $t$ )+構築物[有形固定資産当期増加額]( $t$ ))

構築物の場合:構築物[有形固定資産当期増加額]( $t$ )÷(建物[有形固定資産当期増加額]( $t$ )+構築物[有形固定資産当期増加額]( $t$ ))

その他の資産タイプ:ゼロ

ここでは、建設仮勘定は、次年度に建物、あるいは、構築物として完成すること、また、その比率は、建物

と構築物の当該年の増加額の比率に等しいことを暗黙に仮定している。

**1956年4月から1977年3月まで:**

1977年3月以前は、資産タイプ別の「有形固定資産当期増加額」が公表されていないので、以下の算式によって建設仮勘定を割り振る。

建物の場合:(建物[取得価格]( $t$ )-建物[取得価格]( $t-1$ ))÷(建物[取得価格]( $t$ )-建物[取得価格]( $t-1$ )+構築物[取得価格]( $t$ )-構築物[取得価格]( $t-1$ ))

構築物の場合:(構築物[取得価格]( $t$ )-構築物[取得価格]( $t-1$ ))÷(建物[取得価格]( $t$ )-建物[取得価格]( $t-1$ )+構築物[取得価格]( $t$ )-構築物[取得価格]( $t-1$ ))

その他の資産タイプ:ゼロ

ただし、(建物[取得価格]( $t$ )-建物[取得価格]( $t-1$ ))あるいは(構築物[取得価格]( $t$ )-構築物[取得価格]( $t-1$ ))のいずれかがマイナスの場合は、その翌年の階差( $t+1$ 期と $t$ 期の階差)によって建設仮勘定配分比率を求める。翌年の階差がマイナスの場合は翌年( $t+2$ 期と $t+1$ 期)の階差を用いる。 $t+3$ 期と $t+2$ 期の階差まで求めていずれもマイナスの場合は、サンプルから除外する。

(注3)「建設仮勘定当期増加額」については、1956年4月から1977年3月までの間データが存在しないので、貸借対照表上の「建設仮勘定」と「建設仮勘定当期減少額」を用いて以下のとおり求めた。

建設仮勘定当期増加額( $t$ )=建設仮勘定[貸借対照表]( $t$ )-建設仮勘定[貸借対照表]( $t-1$ )+建設仮勘定当期減少額( $t$ )

なお、この恒等式によって建設仮勘定当期増加額を算出できるのは、1957年4月から(典型的には、58年3月期から)である。したがって、投資フローのデータは、1958年度から作成することとなる。

## B.2 実質投資額( $I_t$ )

B.1で作成した各資産タイプ別名目投資額を各資産タイプ別デフレータで除して、各資産別実質投資額を求める。

資産タイプ別実質設備投資額=資産タイプ別名目設備投資額/資産タイプ別投資財価格

ここで用いる資産タイプ別投資財価格は以下のとおり。

建物:国土交通省・建設工事費デフレータ・「非住宅建築」(注4)

構築物:国土交通省・建設工事費デフレータ・「その他の土木建築」(注4)

機械・輸送機械(船舶・車両運搬具)・工具器具備品:卸売物価指数(国内需要財)資本財

貸借用固定資産・その他のその他償却資産:総固定資本形成・民間デフレータ。

実質総投資額は、各資産タイプ別投資額の単純合計値である(土地を含む)。

(注4)出典は国土交通省ホームページ、昭和35年度以降データあり。昭和30年度から34年度については、国民経済計算年報「経済活動別国内総生産・建設



業(産出デフレータ)」を年度換算し、この昭和35年度のデフレータと建設工事デフレータとの比率で週及する。

### B.3 実質純固定資産ストック( $K_t$ ) 土地以外

財務諸表データは1956年4月から存在するので、恒久棚卸法を、1957年3月期(もしくは、その前後の決算月)から始める。1957年3月時点では、簿価と時価が等しいものと仮定する。名目投資額( $t$ )期を $NOMI_t$ 、有形固定資産[貸借対照表]( $t$ 年3月(もしくは他月)期)を $KNB_t$ 、 $t$ 年度のデフレータを $PK_t$ 、固定資本減耗率を $\delta$ とすると、実質純固定資本ストック $K_t$ は、以下のとおり、

$$K_{1957} = KNB_{1957} / PK_{1956} \quad (\text{注5})$$

$$K_t = (1 - \delta) K_{t-1} + NOMI_t / PK_{t-1}$$

ここで、 $t$ 年度の名目投資額は $t-1$ 年3月末と $t$ 年3月末との間のフローとして定義しているため、 $t-1$ 年度のデフレータで除して実質化している。なお、実質純固定資本ストックがマイナスになった場合は、当該企業をサンプルから除外する。また、1955年以降に登場した企業は、登場した時点で簿価と時価が等しいものと仮定し、その時点から恒久棚卸法を適用する。

(注5)「建物」及び「構築物」の初期時点(典型的には1957年3月期)の $KNB_t$ には、それぞれ、以下の式によって「建設仮勘定」を加算する。

建物[貸借対照表](1957) + 建設仮勘定[貸借対照表] \* 建設仮勘定配分比率(建物)

構築物[貸借対照表](1957) + 建設仮勘定[貸借対照表] \* 建設仮勘定配分比率(構築物)

ここで、建設仮勘定配分比率(建物)及び建設仮勘定配分比率(構築物)は、1957年3月期(あるいは、その他の初期時点)の建設仮勘定当期増加額を建物及び構築物に割り振った係数をそれぞれ用いる。

固定資本減耗率は、Hayashi and Inoue(1991)に沿って、以下の値を採用する。ただし、賃貸用固定資産については、Hayashi and Inoue(1991)の固定資産に含まれていないため、小川・北坂(1998)の推計値(全産業・全固定資本ストック)を適用する。

建物：4.7%

構築物：5.64%

機械：9.489%

輸送機械(船舶・車両運搬具)：14.7%

工具器具備品：8.838%

賃貸用固定資産、その他の他償却資産：7.72%

#### 土地

有形固定資産のうち、土地については、初期時点(典型的には1957年3月期)で簿価と時価が一致していると仮定することは非現実的であるため、以下の恒久棚卸法で計算する。なお、不動産業の土地ストックには、

在庫用土地を含める。

まず、ベンチマークは1970年とし、1970年3月期(もしくは他月期)の時価簿価比率は、小川・北坂(1998)の全産業の時価簿価比率5.37を用いる。なお、1970年以降登場した企業については、登場した年をベンチマークとし、当該年における全産業の時価簿価比率を適用する。土地投資のデフレータとしては、全国・市街地価格指数(商業地)(日本不動産研究所)を年度換算して用いる。

$KB_t$ を土地[貸借対照表]( $t$ 年3月(もしくは他月)期)、 $K_t$ を実質土地ストック( $t$ 年3月(もしくは他月)期)、 $PK_t$ を $t$ 年度の土地デフレータとすると、

$$K_{1971} = 5.37 * KB_{1971} / PK_{1970}$$

$$K_t = K_{t-1} + (KB_t - KB_{t-1}) / PK_{t-1}$$

ここで、 $PK_{t-1}$ は、 $KB_t - KB_{t-1}$ がプラスの場合は $PK_{t-1}$ 、マイナスの場合は、 $KB$ が増加した直近時点の $PK$ と定義される。これは、 $t$ 期に売却された土地は、土地保有を増やした直近時点で購入されたものであるとの想定による。この想定は、Hayashi and Inoue(1991)やHoshi and Kashyap(1990)と同様である。ここで、 $t$ 年度の名目土地投資額は $KB_t - KB_{t-1}$ 、実質土地投資額は、 $(KB_t - KB_{t-1}) / PK_{t-1}$ である。

### B.4 トービンの $q$

Hayashi and Inoue(1991)、小川・北坂(1998)を参考に、以下のとおり $q$ を定義する。

(株価×発行済み株式数+負債総額-流動資産-無形固定資産-投資その他の資産-繰延資産)÷{(1-経済的償却率)×名目固定資本ストック}

経済的償却率は、簡単化のため、小川・北坂(1998)p.213で「全産業平均」として使われている0.0772を用いた。固定資本ストック(時価)は、各資産タイプ別実質資本ストックに各タイプ別デフレータを乗じたものの合計値である。株価は、期中最高価格と期中最低価格の単純平均値を用いた。

Hayashi and Inoue(1991)は建設仮勘定を金融資産の一部として分子から控除しており、小川・北坂(1998)は、建設仮勘定及び土地ストックを分子から控除している。しかし、我々は分母の固定資本ストックにこれらを含めていることから、いずれも分子から控除していない。また、Hayashi and Inoue(1991)、小川・北坂(1998)いずれも、投資に伴う法人税の節約効果等を考慮しているが、簡単化のために、我々は考慮していない。さらに、Hayashi and Inoue(1991)は、金融資産のうち関係会社株式について、関係会社株式配当と配当/株価比率(東証平均)を用いて時価評価しているが、配当の内訳(関係会社とそれ以外)が入手できないこと、東証平均の配当/株価比率では関係会社間の違いが適切に反映できないことから、簿価を用いることとした。