

1990年代の設備投資低迷の背景について*

— 財務データを用いたパネル分析 —

堀 敬一 †

(立命館大学経済学部)

齊藤 誠 ‡

(一橋大学大学院経済学研究科)

安藤 浩一 §

(日本政策投資銀行設備投資研究所)

* 福田慎一氏（東京大学）、小川一夫氏（大阪大学）からは、貴重なコメントやアドバイスを頂いた。また、CIRJE-TCER マクロコンファレンス（2003年）、日本経済学会秋季大会（2003年）、日本政策投資銀行、一橋大学、立命館大学でのセミナー参加者から有益なコメントを頂いた。本研究は、文部科学省科学研究費の助成を受けている。ここに謝辞を申し上げたい。

† E-mail: khori@ec.ritsumei.ac.jp

‡ E-mail: makoto@econ.hit-u.ac.jp

§ E-mail: koando@dbj.go.jp

On the Cause of Fixed Investment Stagnation During the 1990s in Japan
— Evidence from Panel Data of the Financial Statements —

Economics Today, Vol. 25, No. 4, December, 2004

Keiichi HORI

Faculty of Economics
Ritsumeikan University

and

Makoto SAITO

Graduate School of Economics
Hitotsubashi University

and

Koichi ANDO

Research Institute of Capital Formation
Development Bank of Japan

要 旨

1990年代の上場企業の金融行動には、(1)1990年代後半から貯蓄超過主体に転じた、(2)キャッシュフローの用途が設備投資、有利子負債返済、流動性資産保有と多様化した、(3)銀行と企業の関係が弱まった、という特徴がある。本稿は、こうした企業の金融行動の特徴ないし、金融環境の変化を考慮しながら、次の3つの観点から1990年代に上場企業の設備投資が低迷した背景を分析している。

第1に、設備投資が手許流動性であるキャッシュフローに左右されるという意味で、企業が流動性制約に直面していたのかを検証している。実証結果によると、1990年代前半は標準的な流動性制約仮説と整合的であった。しかし、1990年代後半には、設備投資とキャッシュフローの関係が全般的に弱まるとともに、流動性制約仮説から制約が相対的に弱いと予測される企業グループ(低トービンの q 、低負債比率、高メインバンク依存度)の方で設備投資比率とキャッシュフロー比率の関係がむしろ強まるという否定的な結果が得られた。これらの実証結果は、1990年代後半になると、設備投資関数のキャッシュフロー感応度を流動性制約の証左として解釈することが困難であり、キャッシュフロー不足が設備投資低迷の直接的な契機でなかったことを示している。

第2に、設備投資とトービンの q の関係を再考している。実証結果によると、1990年代を通じて設備投資とトービンの q の間に統計的に有意な関係が認められ、設備投資低迷の基本的な背景にはトービンの q の低下に反映されている投資機会自体の枯渇があった。ただし、1990年代後半になると、設備投資とトービンの q の関係が弱まり、設備投資は1990年代末のトービンの q の急速な回復を反映しなかった。後者については、不確実性の全般的な高まりが非可逆的な設備投資に抑制的に働いた可能性がある。

第3に、流動性資産保有の役割を明らかにしている。実証結果によると、流動性資産保有は必ずしも機会コストでなく、1990年代後半には流動性資産比率が相対的に高い企業グループにおいて設備投資がキャッシュフローに左右される度合いが低下した。これらの実証結果は、事前に保有された流動性資産が流動性ショックに対して緩衝機能を担ったことを示唆している。

キーワード：設備投資、パネルデータ、流動性資産、資本市場の不完全性、不確実性

JEL classification: E22

目次

1	はじめに	1
2	推計式とデータ作成	7
2.1	推計式	7
2.2	データ	8
2.2.1	標本の選択	8
2.2.2	説明変数と被説明変数の作成	8
2.2.3	企業の属性変数	10
2.3	ベンチマークの推計結果	11
3	設備投資関数のキャッシュフロー感応度	13
3.1	3つのグルーピング	13
3.2	グループデータからの推計結果	14
3.2.1	製造業の推計結果	14
3.2.2	非製造業の推計結果	16
3.3	キャッシュフロー感応度の解釈	18
4	トービンの q と設備投資	19
5	流動性資産の役割について	20
5.1	流動性資産への投資	20
5.2	流動性資産と設備投資	25
6	おわりに	28
付録 A	追加的な推計結果	29
A.1	クロスセクションの推計結果	29
A.2	トービンの q の内生性を考慮した推計結果	32
付録 B	有利子負債と自己資本に関する推計結果	35
B.1	有利子負債	35
B.2	自己資本	40
B.3	クロスセクションの推計結果	43
B.4	トービンの q の内生性を考慮した推計結果	46
付録 C	企業の投資に関する先行研究について	49

C.1	日本企業を対象とした設備投資関数の実証研究	49
C.2	設備投資と流動性制約	51
C.3	流動性資産の保有	54
C.4	メインバンクの役割	55
付録 D	使用データについて	58
D.1	データの出所	58
D.2	決算期の変更と企業の合併	58
D.3	標本の選択	58
D.4	設備投資	59
D.5	資本ストック	62
D.6	トービンの q	62
D.7	メインバンク依存度のデータ	64
D.8	その他の説明変数の定義	66
参考文献		68

目次

1	キャッシュフローと設備投資（全産業・全規模）	1
2	キャッシュフローと設備投資（製造業・資本金 10 億円以上）	2
3	キャッシュフローと設備投資（非製造業・資本金 10 億円以上）	2
4	キャッシュフローと流動性資産（全産業・資本金 10 億円以上）	3
5	借入金／総資産比率の推移（資本金 10 億円以上）	3
6	トービンの q の平均値	5
7	トービンの q の標準偏差	5
8	株式収益率の標準偏差	6

表目次

1	記述統計量	9
2	設備投資関数の推計結果	11
3	グループ別の設備投資関数の推計結果（製造業）	15
4	グループ別の設備投資関数の推計結果（非製造業）	17
5	流動性資産投資関数の推計結果	21
6	グループ別の流動性資産投資関数の推計結果（製造業）	23
7	グループ別の流動性資産投資関数の推計結果（非製造業）	24
8	流動性資産と設備投資	26
9	クロスセクションの推定結果：設備投資と流動性資産（製造業）	30
10	クロスセクションの推定結果：設備投資と流動性資産（非製造業）	31
11	q の内生性を考慮した推定結果（設備投資と流動性資産）	33
12	q のラグ変数を用いた推定結果（設備投資と流動性資産）	34
13	有利子負債に関する推計結果	36
14	グループ別の有利子負債に関する推計結果（製造業）	38
15	グループ別の有利子負債に関する推計結果（非製造業）	39
16	自己資本に関する推計結果	40
17	グループ別の自己資本に関する推計結果（製造業）	41
18	グループ別の自己資本に関する推計結果（非製造業）	42
19	クロスセクションの推定結果：有利子負債と自己資本（製造業）	44
20	クロスセクションの推定結果：有利子負債と自己資本（非製造業）	45
21	q の内生性を考慮した推定結果（有利子負債と自己資本）	47
22	q のラグ変数を用いた推定結果（有利子負債と自己資本）	48

23	平均 q の比較	65
24	平均 q の相関関係	65

1 はじめに

1990年代に日本経済が停滞した背後には設備投資の低迷があった。1980年代後半には非居住固定資産形成の実質成長率が年率で2桁を記録したのに対して、1992年度に前年度比8.9%減、1993年度に10.5%減、1994年度に5.2%減と減少した。その後、こうした減少傾向には歯止めがかかったが、増加基調に転じることはなかった。¹

1990年代には、日本の企業金融をめぐる経済環境も大きく変化した。第1に、これまで恒常的に資金不足主体であった企業部門は、1990年代後半になると資金余剰主体に転じた。同時に、企業内の手許流動性であるキャッシュフローと設備投資の関係にも大きな変化が生じた。図1から図3は、『法人企業統計』に基づいてキャッシュフローと設備投資の推移をプロットしたものである。²全産業・全規模（図1）でみると、1993年度までは設備投資がキャッシュフローを上回っていたが、1994年度以降、キャッシュフローと設備投資の水準は逆転している。特に1998年度以降、設備投資がキャッシュフローを大きく下回るようになった。

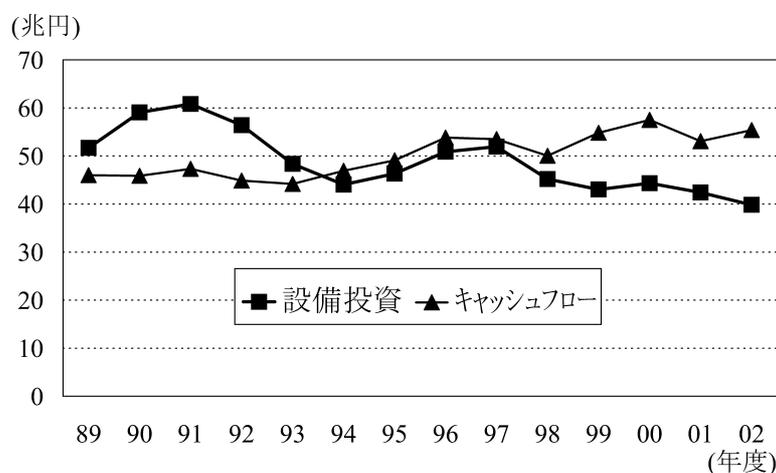


図1 キャッシュフローと設備投資（全産業・全規模）

¹ 日本銀行調査統計局(2003)は、最近の設備投資動向を分析している。

² キャッシュフロー＝経常利益／2＋減価償却費として計算している。

資本金 10 億円以上の製造業（図 2）でみると，1993 年度から設備投資がキャッシュフローを下回ってきた。資本金 10 億円以上の非製造業（図 3）では，1998 年度まで設備投資がキャッシュフローを上回っていたが，両者が密接な関係にあったとはいえない。

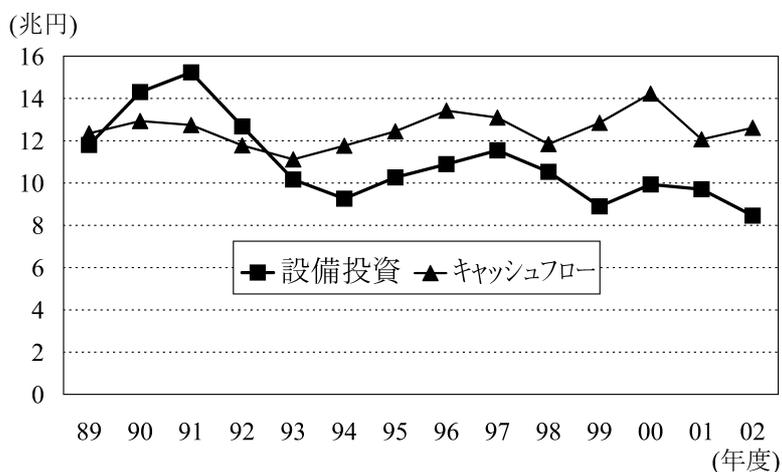


図 2 キャッシュフローと設備投資（製造業・資本金 10 億円以上）

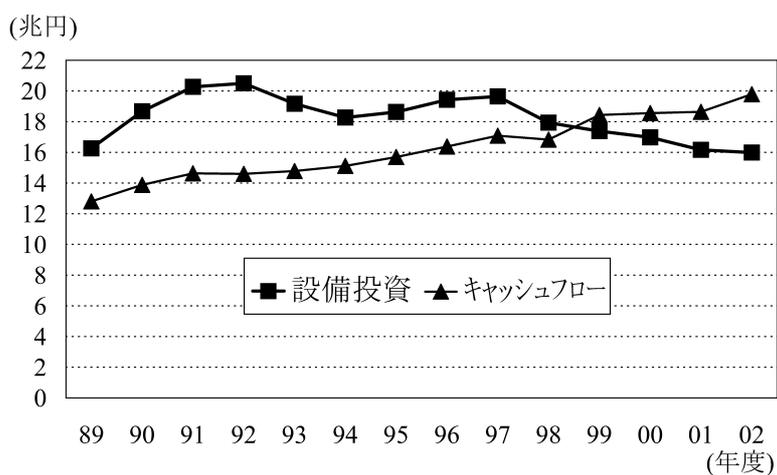


図 3 キャッシュフローと設備投資（非製造業・資本金 10 億円以上）

第2に、企業のキャッシュフローが、設備投資ばかりでなく、有利子負債返済や流動性資産積み増しに充当され、手許流動性の用途が多様化している。『法人企業統計』から作成した図4は大規模企業（資本金10億円以上）について総資産に対する流動性資産の変化分を見たものであるが、1990年代を通じて大規模な流動性資産の取り崩しは起きておらず、企業の流動性資産保有動機が依然根強かったことを示している。

図5の負債比率の推移が示しているように、非製造業・大規模企業においては、1990年代を通じてキャッシュフローが銀行借入金返済に積極的に充当されてきた。製造業・大規模企業では、1980年代後半から銀行借入金への依存度を低めてきている。銀行借入金への依存度の低下は、企業と銀行の関係が弱まってきたことを反映している。

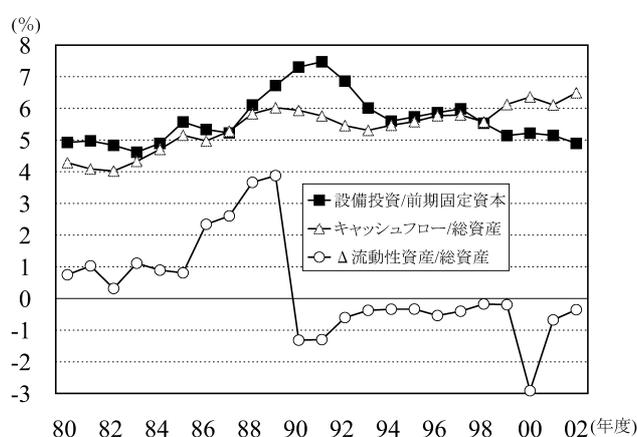


図4 キャッシュフローと流動性資産（全産業・資本金10億円以上）

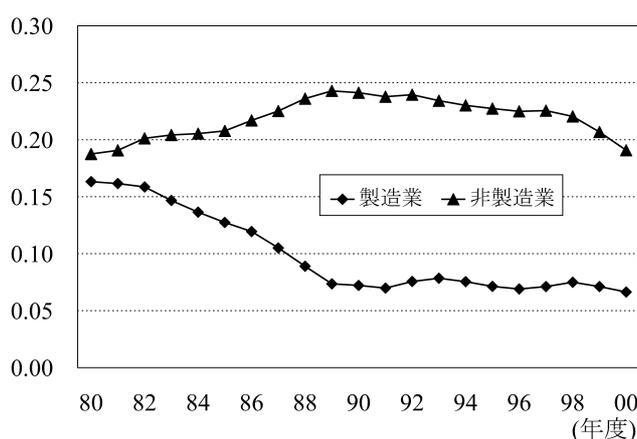


図5 借入金/総資産比率の推移（資本金10億円以上）

本稿では、上述のような企業金融環境の変化を考慮しながら、次の3つの観点から1990年代における設備投資低迷の背景を分析していく。

第1に、手許流動性であるキャッシュフローに設備投資が左右されるという意味で、企業が流動性制約に直面していたのかを検証している。先述のように、1990年代には、企業のキャッシュフローが設備投資を上回るようになり、両者が密接に推移することはなくなった。特に、製造業の大規模企業ではその傾向が強かった。非製造業の大規模企業においても、銀行借入金を圧縮する傾向が加速した。これらの事実は、1990年代の設備投資低迷が、手許資金の枯渇に起因した資金調達難、特に銀行からの資金調達難の帰結とは必ずしも判断できないことを示している。たとえ企業が何らかの財務的制約に直面していたとしても、「キャッシュフローが設備投資を直接的に左右する」という単純なメカニズムではなかったことを示唆している。

最近の設備投資行動に関する理論研究でも、「設備投資のキャッシュフロー感応度」と「流動性制約の存在」が一対一に対応していないことが指摘されてきた。たとえば、Kaplan and Zingales (1997)では、設備投資とキャッシュフローの関係が外部資金調達の追加的費用関数の形状に大きく影響され、必ずしも正のキャッシュフロー感応度が流動性制約の証左とはならないことを議論している。Gomes (2001)は、財務的な制約の存否とキャッシュフロー感応度には必然的な関係がないことを示している。彼は、流動性制約がなくても正の感応度が生じるケースや、正の感応度が単にトービンの q の測定誤差に起因する理論的なケースを提示している。

本稿では、1990年代に観察された設備投資とキャッシュフローの関係が標準的な流動性制約仮説と整合的に解釈できるのかを検証していく。特に、流動性制約仮説から制約が相対的に強いと予測される企業グループ（高トービンの q 、高負債比率、低メインバンク依存度）の方で設備投資比率とキャッシュフロー比率の関係が確かに強いのかどうかを検定して、設備投資関数のキャッシュフロー感応度の高さが流動性制約の存在を実際に特定できるのかを再検討する。

第2に、これまで日本の設備投資行動の決定要因として必ずしも強調されてこなかったトービンの q との関係を分析していく。先に示した企業のキャッシュフローの全般的な動向とは対照的に、トービンの q をはじめとして株式市場に関連する経済変数の動向は、マクロレベルの設備投資の低迷とおおむね符合している。図6は、本稿の分析で用いた上場企業のトービンの q の平均の推移をプロットしたものである。製造業も、非製造業も、トービンの q は1998年度まで単調に低下してきた事実は、収益性の高い投資機会自体が枯渇して

いたことが設備投資低迷の要因であったことを示唆している。

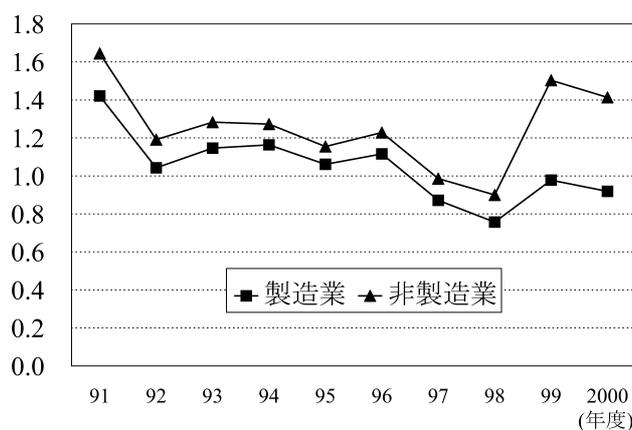


図6 トービンのqの平均値

1990年代末におけるトービンのqの急速な上昇が設備投資の全般的な増大に結びつかなかった点に関しても、株価に関連する指標の動向は示唆的である。トービンのqの標準偏差をプロットした図7が示すように、トービンのqが企業間で大きくばらついていた。また、図8は、東京証券取引所に上場されている株式収益率の標準偏差に業種別単純平均をプロットしているが、製造業においても、非製造業においても、1990年代半ばより株価収益率のボラティリティーが傾向的に高まってきた。特に、1990年代末には標準偏差の水準が高位にある。こうした事実は、90年代後半に不確実性が全般的に高まったことを示しており、これにより非可逆的な設備投資が抑制的となった可能性がある。

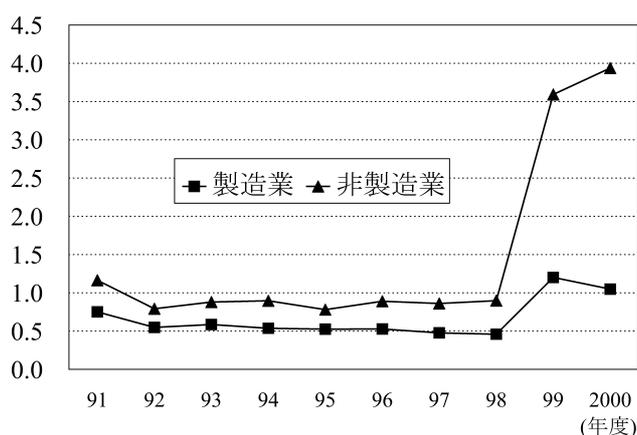


図7 トービンのqの標準偏差

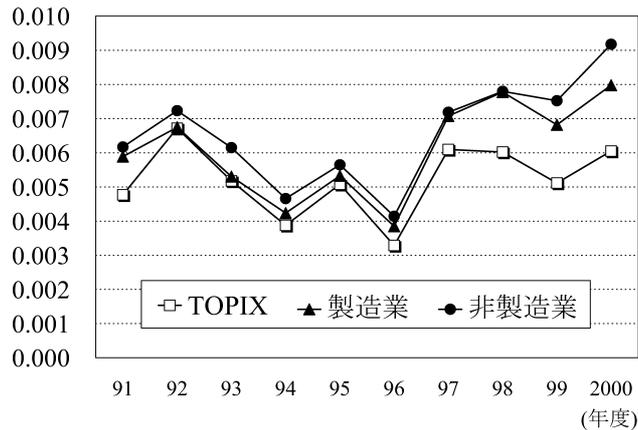


図 8 株式収益率の標準偏差

第 3 に、企業による流動性資産保有の役割を明らかにしていく。流動性資産とは、現預金に類する決済性の高い資産であるが、これまで設備投資機会を放棄して保有される流動性資産には機会コストがあり、企業価値にもネガティブな影響があると考えられてきた。しかし、先に見てきたように、1990 年代を通じて大規模企業において流動性資産保有を圧縮しようとする傾向がさほど認められなかったことは、逆に流動性資産保有の積極的な理由があったことを示唆している。

本稿では、Holmström and Tirole (1998, 2000) などが理論的に示しているように、事前に保有された流動性資産が企業の潜在的に直面している流動性ショックに対して緩衝機能を担ってきた可能性を検討していく。同時に、そうした可能性が妥当するとすれば、企業が直面している財務的制約は、「手許キャッシュフローの多寡が現在の設備投資を左右する」というスタティックなものではなく、「将来の流動性制約を緩和させるように現在の投資行動を決定する」というダイナミックなものであることになるであろう。

以上のような実証作業を通じて、1990 年代の設備投資低迷の背景を明らかにしていきたい。本稿は以下のように構成されている。第 2 節では、推計式およびデータの作成方法を説明する。第 3 節では、設備投資のキャッシュフロー感応度の推計結果から設備投資が手許流動性の影響を受けていたか否かを検証するとともに、キャッシュフロー感応度と流動性制約の対応関係を再検討している。第 4 節では、トービンの q が設備投資に与えた影響を分析している。第 5 節では企業があらかじめ保有していた流動性資産の果たした役割を検討し、第 6 節で結論を述べる。付録では、付録 A で設備投資関数と流動性資産投資関数の追加的な推計結果、付録 B で有利子負債と自己資本金に関する推計結果、付録 C で企業投資行動の先行研究の展望、付録 D で使用データの作成方法の詳細について論じている。

2 推計式とデータ作成

2.1 推計式

本稿では、パネルデータに対して、以下のように標準的な投資関数を推計していく。

$$\frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}} = c + \beta_1 q_{i,t} + \beta_2 \frac{F_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \mu_i + e_{it} \quad (1)$$

ここで $I_{i,t}$ は企業 i の t 期における粗投資の実質値、 $K_{i,t-1}$ は $t-1$ 期末実質資本ストック、 c は定数項、 $q_{i,t}$ はトービンの q 、 $F_{i,t}$ はキャッシュフロー名目額、 $A_{i,t-1}$ は前期末総資産名目額、 μ_i は個体効果、 e_{it} は誤差項をそれぞれ表している。

仮に標準的な調整費用付きの新古典派投資理論（トービンの q 理論）が成立するならば、トービンの q の係数である β_1 が有意に正に、キャッシュフロー比率の係数（キャッシュフロー感応度）である β_2 がゼロになる。多くの既存の実証研究では、こうしたトービンの q 理論のインプリケーションを帰無仮説とし、「手許流動性であるキャッシュフローが設備投資を制約する」という意味での流動性制約がバインドしている下で「トービンの q の係数の説明力が失われ、キャッシュフロー比率の係数が有意に正になる」ことを対立仮説としてきた。ただし、第1節で述べてきたように、理論的にみても、計量経済学的にみても、こうした仮説検定の方法についてはさまざまな問題点が指摘されてきた。次節でも、キャッシュフロー感応度と流動性制約との関係を再検討していく。

本稿では基本的な推計方法として固定効果モデルと変量効果モデルを推計し、ハウスマン検定で「個体効果と説明変数が相関関係を持たない」という帰無仮説が棄却された場合（有意水準 10%）に固定効果モデルの推計結果を採用する。一方、帰無仮説が棄却されなかった場合には、固定効果モデルよりも効率的な推定量を与える変量効果モデルの推計結果を報告する。

なお、補論では、基本的な推計方法に基づく結果以外にも、(a) クロスセクションのデータを用いて各年度ごとに (1) 式を推計したもの、(b) トービンの q の同時決定性を考慮して今期の q ではなく前期の q ($q_{i,t-1}$) に置き換えて推計したもの、(c) さらに同時点におけるキャッシュフローと 1 期ラグをとったすべての説明変数を操作変数として、操作変数法で推計したものについても、その推計結果を報告している。

³ 有形固定資産については簿価をそのまま使用せず、トービンの q の算出と同様の再調達価格ベースの再評価を行った。付録 D.8 を参照。

2.2 データ

本小節では、(1) 式の推計に用いるデータの作成方法について概略を説明し、その詳細は補論に委ねる。データの作成作業は、(a) 標本の選択、(b) 説明変数と被説明変数の作成、(c) 企業の属性を表す変数の作成から成っている。特に、(b) ではトービンの q の計算が主な作業となり、(c) では日本企業に特徴的な属性として企業とメインバンクとの関係を表す指標も作成している。

2.2.1 標本の選択

本稿では、日本政策投資銀行の「企業財務データバンク」に収録されている、東京・大阪・名古屋の3証券取引所の第1部・2部上場企業のうち金融・保険業を除く全ての企業を推計の対象としている。推計対象となる期間は91年度から2000年度までとする。

91年度から2000年度までを通じた非バランスパネルデータの場合、標本数は製造業で13,125、非製造業では8,356である。また、推計期間が90年代前半(91年度から95年度)の場合、標本数は製造業で6,387、非製造業で3,788であるのに対し、90年代後半(96年度から2000年度)の場合、標本数は製造業で6,738、非製造業で4,568である。

3章では、企業属性を表す変数に基づき標本がグループ分けされて推計が行われている。90年代前半の場合は90年度の指標に基づいて、また90年代後半の場合は95年度の指標に基づいて、それぞれグループ分けが行われている。企業をグループ分けした場合には、分類に使った年度を含むデータを用いる必要があるため、バランスパネルデータで推計が行われている。90年代前半は90年度から95年度までのバランスパネルデータ、90年代後半は95年度から2000年度までのバランスパネルデータを用いている。バランスパネルデータの標本数は、90年代前半で製造業6,150(1,230社)、非製造業3,450(690社)である。また、90年代後半で製造業6,320(1,264社)、非製造業4,035(807社)である。

2.2.2 説明変数と被説明変数の作成

説明変数と非説明変数の中で、キャッシュフローや流動性資産などは貸借対照表と損益計算書から簡単に計算することができる。しかし、トービンの q の算出には、企業の市場価値額や有形固定資産の時価評価額(再調達価費用)が必要となってくる。

本稿で用いたトービンの q は平均 q である。トービンの q の分子を企業の市場価値とし、分母については広義の資本ストックである、資産全体の再調達費用としている。ここで概念上、分母、分子ともに、有形固定資産ばかりでなく、流動資産や在庫品も含めているのは、

表1 記述統計量

	製造業				非製造業			
	平均値	標準偏差	最大値	最小値	平均値	標準偏差	最大値	最小値
q	1.0431	0.7326	17.7400	0.0100	1.2515	1.9650	81.2200	0.0200
F	0.0303	0.0508	1.1000	-1.2300	0.0283	0.0759	3.2600	-0.8000
I	0.1281	0.2189	9.6200	0.0000	0.1658	0.4012	13.0800	0.0000
L	-0.0046	0.0596	1.0900	-0.5300	-0.0004	0.0738	1.8100	-0.5100
D	0.0029	0.0721	2.0700	-1.1900	0.0103	0.1205	7.3900	-0.8500
E	0.0107	0.0735	3.2600	-1.2500	0.0164	0.0850	2.3800	-0.8300

・ q , F , I , L , D , E はそれぞれ、変数がトービンの q , キャッシュフロー, 設備投資, 流動性資産, 借入金, 自己資本であることを示している。

第1節で述べているように、企業の投資行動について固定資本形成ばかりでなく、流動性資産への投資等も含めた広義の投資行動が念頭に置かれているからである。

企業の市場価値は自己資本と有利子負債の市場評価額の合計として定義される。自己資本は株価と発行株式枚数の積で時価評価されているが、データの制約により、有利子負債には簿価評価が用いられている。一方、広義の資本ストックである資産全体の再調達費用を計算するためには、各種の資本ストックを定義し、その実質値を求めなければならない。本稿では、先述のように、有形固定資産、流動資産、在庫品など、貸借対照表の資産側に計上されている項目を全て資本ストックの構成要素と定義している。データ利用可能性の制約から、土地などを除く有形固定資産に関してのみ実質値を計算して時価評価を行ったが、それ以外の資産項目に関しては簿価をそのまま用いている。

有形固定資産の実質値は、有形固定資産の種別ごとに設備投資額の実質額を求め、ベンチマークとなる資本ストック額をベースに恒久棚卸法によって作成した。資産の種別は、(1) 建物、(2) 構築物、(3) 機械装置、(4) 船舶、(5) 車両運搬具、(6) 工具器具備品とした。資本ストック額のベンチマークは、データが入手可能な最も古い年度末のデータに基づいており、この年度について簿価と時価が等しいと想定して計算されている。各企業の資本ストック（有形固定資産）の実質値は、種別ごとの実質資本ストック額を集計した額に等しい。

表1は、以上のような手続きで計算された被説明変数と説明変数の記述統計量を報告している。

2.2.3 企業の属性変数

日本企業の設備投資関数の既存実証分析で企業とメインバンクの関係が設備投資に与える影響が重視されてきたことから、本稿でも、(1)式の推計に際してメインバンクへの依存度に応じて企業グループごとの推計も行っている。以下では、企業のメインバンクに対する依存度として、メインバンクによる当該企業の持ち株比率が高いほど、その企業はメインバンクへの依存度が高いと解釈している。メインバンクの定義としては、東洋経済新報社の「会社四季報」で各企業の取引先銀行欄の筆頭に挙げられている銀行をメインバンクとしている。⁴メインバンクの持ち株比率は、有価証券報告書に記載されている「大株主の持ち株比率」から、メインバンクに該当する銀行の持ち株比率を利用している。

⁴ 広田・堀内（2001）はアンケート調査を行った結果、企業が「自社のメインバンクである」と回答した銀行と、会社四季報で取引先銀行欄の筆頭に記載されている銀行が高い確率で一致していることを報告している。

2.3 ベンチマークの推計結果

表 2 は、91 年度から 2000 年度までの全標本を用いた推計結果と、標本を 90 年代前半と 90 年代後半に分割した場合の推計結果を報告している。全標本を用いた推計結果によれば、製造業、非製造業ともに、トービンの q の係数 ($\widehat{\beta}_1$) は有意水準 1% で正であるが、キャッシュフローの係数 ($\widehat{\beta}_2$) は製造業だけが有意水準 1% で有意に正である。製造業のキャッシュフロー感応度が高い点は既存研究と同様である。一方、トービンの q と設備投資との関係は、既存研究の推計結果と比較すると安定的に有意かつ正である。⁵

表 2 設備投資関数の推計結果

業種	Year	Model	$\widehat{\beta}_1$		$\widehat{\beta}_2$		R^2
製造業	91-2000	Fixed	0.0708	***	0.2366	***	0.1638
			(0.0070)		(0.0401)		
	91-95	Fixed	0.1254	***	0.3331	***	0.2650
			(0.0143)		(0.1127)		
	96-2000	Fixed	0.0366	***	0.1053	**	0.2652
			(0.0091)		(0.0499)		
非製造業	91-2000	Fixed	0.0524	***	0.2651		0.1540
			(0.0110)		(0.2341)		
	91-95	Fixed	0.2240	***	-0.5716		0.2672
			(0.0458)		(0.7415)		
	96-2000	Random	0.0183	***	0.1429	**	
			(0.0029)		(0.0693)		

・ $\widehat{\beta}_1$ はトービンの q の係数の推定値を、 $\widehat{\beta}_2$ はキャッシュフローの係数の推定値を、 R^2 は決定係数を表している。また括弧の中の数字は推定値の標準誤差を表している。

・「Year」列の「91-2000」、「91-95」、「96-2000」はそれぞれ、推計期間が 91 年度－2000 年度、91 年度－95 年度、96 年度－2000 年度であることを示している。

・「Model」列の「Fixed」、「Random」は、ハウスマン検定の結果、それぞれ固定効果モデル、変量効果モデルが採択されたことを示している。

・***, **, *はそれぞれ帰無仮説が有意水準 1%, 5%, 10% で棄却されることを表している。

⁵ 例えば、Hoshi, Kashyap and Scharfstein (1991) ではメインバンクとの関係が強い系列系企業の平均 q の係数は有意ではない。この他、日本を対象とした先行研究の詳細は付録 C を参照せよ。

90年代の前半と後半で標本を分割した場合の推計結果では、製造業の場合、90年代前半、キャッシュフローが有意に正の影響を与えている。しかし、90年代後半には、キャッシュフロー感応度が有意であるが、その値が大きく低下している。一方、非製造業の場合、90年代後半に限ってキャッシュフロー感応度が有意に正であり、上述の製造業の推計結果と対照的である。

ここでのキャッシュフロー感応度に関する推計結果は、90年代後半の設備投資行動が、特に製造業において、必ずしも手許流動性に左右されてきたわけではないことを示唆している。次節では、設備投資関数のキャッシュフロー感応度について掘り下げて分析を行っていく。

3 設備投資関数のキャッシュフロー感応度

3.1 3つのグループピング

本節では、設備投資関数のキャッシュフロー感応度が、「現在の設備投資が手許流動性に左右される」という意味での流動性制約の証左となるのかを吟味していきたい。具体的には、流動性制約仮説が成立している場合に、一方のグループが他方のグループよりも流動性制約が強まるようにサンプルを二分し、そうした標準的な予測が実際のデータによって支持されるのかどうかを検証する。そうすることによって、90年代の上場企業の設備投資動向が流動性制約に服していたのかどうかを検討していく。

以下では、3つのグループピングを採用する。第1に、トービンの q が相対的に高い企業グループと低い企業グループに分ける。よりトービンの q が高い企業の方が将来の収益機会を実現するために積極的に借入をするインセンティブが強い結果、そうした企業は流動性制約に服しやすいであろう。したがって、仮にキャッシュフロー感応度が流動性制約の証左となる場合、トービンの q が高い企業グループでより強い感応度が観察されるはずである。

第2に、負債比率が相対的に高い企業グループと低い企業グループに分ける。いくつもの既存研究が想定しているように、負債比率はその企業のクレジットヒストリーを集約していると考えられる。したがって、負債比率の高い企業で流動性制約が強く、キャッシュフロー感応度も高いと予想できる。なお、ここで負債比率は、短期借入金、社債、長期借入金、1年以内償還社債、1年以内返済長期借入金の総計である有利子負債総額が総資産に占める比率を用いている。

第3に、メインバンクへの依存度が相対的に低い企業グループと高い企業グループに分ける。Hoshi, Kashyap and Scharfstein (1991)などが議論しているように、メインバンク関係は、貸し手と借り手の情報の非対称性を緩和することから、企業が直面する流動性制約を緩和する可能性がある。そうした恩恵を受けることができない低依存企業グループの方が流動性制約がきつく、キャッシュフロー感応度も高いことが期待できる。先に述べたように、以下では、メインバンクの持ち株比率の高低でメインバンク依存度を計測している。

3.2 グループデータからの推計結果

3.2.1 製造業の推計結果

表 3 は、上述の 3 つの基準で製造業サンプルをグルーピングした推計結果を報告している。それぞれのグルーピングについては、トービンの q 、負債比率、メインバンク依存度に基づいて、91 年度から 95 年度の推計期間については 90 年度の比率で、96 年度から 2000 年度については 95 年度の比率で 2 つのグループのサンプル数が等しくなるように分けている。

表 3 の 1 番目のパネルによると、90 年代前半では、トービンの q が高いグループの方が低いグループよりも、キャッシュフロー感応度が高く、標準的な流動性制約仮説と整合的である。しかし、90 年代後半では、トービンの q が相対的に低いグループの方でキャッシュフロー感応度が高く推計され、流動性制約仮説と必ずしも整合的でない。

表 3 の 2 番目のパネルが示すように、負債比率によるグルーピングについても、90 年代前半ではキャッシュフロー感応度の推計値が標準的な流動性制約仮説と整合的であるが、90 年代後半にはまったく相反する結果が生じている。すなわち、90 年代前半では高負債比率の企業グループでキャッシュフロー感応度が高かったのに対して、90 年代後半では低負債比率の企業グループでキャッシュフロー感応度が高くなっている。

表 3 の 3 番目のパネルによると、90 年代前半はメインバンク依存度によってキャッシュフロー感応度が異なることはない。しかし、90 年代後半には、標準的な流動性制約仮説の予測とは逆に、メインバンク依存度が高いグループで大きいキャッシュフロー感応度が観察されている。

表3 グループ別の設備投資関数の推計結果 (製造業)

91-95		96-00						
Group	Model	$\widehat{\beta}_1$	$\widehat{\beta}_2$	Group	Model	$\widehat{\beta}_1$	$\widehat{\beta}_2$	R^2
High q グループと Low q グループの比較								
High q	Random	0.0714 (0.0066)	0.4716 (0.0888)	High q	Fixed	0.0419 (0.0114)	0.0683 (0.0669)	0.2253
Low q	Fixed	0.2484 (0.0289)	0.1012 (0.1914)	Low q	Fixed	0.0634 (0.0204)	0.2706 (0.1032)	0.2255
負債比率による比較								
High D	Random	0.0647 (0.0077)	0.3965 (0.0889)	High D	Fixed	0.0546 (0.0098)	0.1156 (0.0666)	0.2274
Low D	Fixed	0.1351 (0.0195)	0.1858 (0.2288)	Low D	Random	0.0296 (0.0044)	0.3062 (0.0732)	***
メインバンク依存度による比較								
Close	Random	0.0555 (0.0133)	0.3921 (0.1633)	Close	Fixed	0.0593 (0.0150)	0.3121 (0.0990)	0.2298
Not	Fixed	0.1469 (0.0183)	0.3845 (0.1512)	Not	Random	0.0332 (0.0095)	0.1561 (0.0879)	0.2133

$\widehat{\beta}_1$ はトービンの q の係数の推定値を、 $\widehat{\beta}_2$ はキャッシュフローの係数の推定値を、 R^2 は決定係数を表している。また括弧の中の数字は推定値の標準誤差を表している。
 ・「Year」列の「91-95」、「96-2000」はそれぞれ、推計期間が 91 年度 - 95 年度、96 年度 - 2000 年度であることを示している。
 ・「Model」列の「Fixed」、「Random」は、ハウスマン検定の結果、それぞれ固定効果モデル、変量効果モデルが採択されたことを示している。
 ・***, **, * はそれぞれ帰無仮説が有意水準 1%, 5%, 10% で棄却されることを表している。

3.2.2 非製造業の推計結果

表 4 は、非製造業について表 3 と同様のグルーピングによる推計結果を報告している。表 4 の 1 番目のパネルが示すように、90 年代前半には、トービンの q が高い企業グループでキャッシュフロー感応度が有意に負になっているのに対して、トービンの q が低い企業グループではキャッシュフロー感応度が有意に正となっている。こうした結果は、標準的な流動性制約仮説と矛盾している。一方、90 年代の後半には、いずれの企業グループにおいても、有意に正のキャッシュフロー感応度が観察されていない。

表 4 の 2 番目のパネルによると、90 年代前半には、負債比率の高低に関係なく、いずれのグループでも若干負のキャッシュフロー感応度が推計されている。一方、90 年代後半には、製造業と同様に、負債比率が低い企業グループでむしろ大きなキャッシュフロー感応度が観察され、標準的な流動性制約仮説の予測と相反している。

表 4 の 3 番目のパネルでは、90 年代前半には、メインバンク依存度に関係なく有意なキャッシュフロー感応度は推計されていない。しかし、90 年代後半は、メインバンク依存度が低い企業グループでキャッシュフロー感応度が高く、標準的な流動性制約仮説と整合的である。

表 4 グループ別の設備投資関数の推計結果 (非製造業)

91-95		96-00						
Group	Model	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	Group	Model	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	R^2
High q グループと Low q グループの比較								
High q	Random	0.1717 (0.0148)	*** -0.4257 (0.2128)	**	High q	Random	0.0226 (0.0075)	*** 0.2629 (0.1705)
Low q	Random	0.0149 (0.0049)	*** 0.3939 (0.1197)	***	Low q	Random	0.1141 (0.0317)	*** 0.1192 (0.1862)
負債比率による比較								
High D	Random	0.1642 (0.0181)	*** -0.3020 (0.1610)	*	High D	Random	0.0161 (0.0079)	** 0.2738 (0.1332)
Low D	Random	0.0790 (0.0126)	*** -0.0760 (0.3439)		Low D	Random	0.0199 (0.0059)	*** 0.6243 (0.1895)
メインバンク依存度による比較								
Close	Fixed	0.1182 (0.0442)	*** -0.0713 (0.5689)		Close	Random	0.0329 (0.0152)	** 0.0786 (0.2240)
Not	Fixed	0.1709 (0.0421)	*** -0.9694 (1.1892)		Not	Random	0.0204 (0.0053)	*** 0.3587 (0.1022)

$\hat{\beta}_1$ はトービンの q の係数の推定値を、 $\hat{\beta}_2$ はキャッシュフローの係数の推定値を、 R^2 は決定係数を表している。また括弧の中の数字は推定値の標準誤差を表している。
 ・「Year」列の「91-95」、「96-2000」はそれぞれ、推計期間が 91 年度 - 95 年度、96 年度 - 2000 年度であることを示している。
 ・「Model」列の「Fixed」、「Random」は、ハウスマン検定の結果、それぞれ固定効果モデル、変量効果モデルが採択されたことを示している。
 ・***, **, * はそれぞれ帰無仮説が有意水準 1%, 5%, 10% で棄却されることを表している。

3.3 キャッシュフロー感応度の解釈

上述のグルーピングに基づく推計結果は、設備投資関数のキャッシュフロー感応度の解釈についてきわめて示唆的である。製造業に関しては、90年代前半は、トービンの q に基づくグルーピングでも、負債比率に基づくグルーピングでも、キャッシュフロー感応度の推計は標準的な流動性制約仮説と整合的である。したがって、有意に正のキャッシュフロー感応度をもって流動性制約の証左と考えることができるし、そうした制約の存在によって設備投資が手許流動性に左右されていたと判断できるであろう。

しかし、90年代後半には、3つのグルーピングのいずれについても、標準的な流動性制約仮説の含意と相反している。このことは、設備投資関数の推計においてたとえ有意に正のキャッシュフロー感応度が観察されたとしても、流動性制約の証左とは解釈できないことを意味している。その結果、当該期間の正のキャッシュフロー感応度をもって、設備投資が手許流動性に左右されていると判断することは困難となるであろう。

非製造業については、トービンの q によるグルーピングでも、負債比率によるグルーピングでも、90年代後半ばかりではなく、90年代前半においても、標準的な流動性制約仮説の予測とは整合的でない。90年代後半のメインバンク依存度によるグルーピングを除けば、すべての推計結果が流動性制約仮説と整合的でない。

まとめてみると、90年代前半の製造業の設備投資行動を除くと、有意に正のキャッシュフロー感応度は流動性制約の証左と解釈しがたい。こうした推計結果からのインプリケーションは、キャッシュフロー感応度と流動性制約の存在が一对一の対応関係になってはいないという最近の理論研究に照らして解釈することもできるであろう。

表2の推計結果が示すように、製造業全体のサンプルのキャッシュフロー感応度は90年代前半よりも90年代後半の方が小さいものの、いぜんとして有意に正である。しかし、上述の推計結果を考慮すると、そうした正のキャッシュフロー感応度は流動性制約の証左とは解釈しがたく、90年代後半の設備投資の低迷が設備投資が手許流動性に制約されるという意味での流動性制約の帰結ではなかったことになる。

4 トービンの q と設備投資

表 2 に報告されている推計結果から明らかなように、製造業、非製造業を問わず、90 年代を通じてトービンの q と設備投資比率の間には、統計的に有意に正の関係が存在している。こうした推計結果は、設備投資停滞の主要な要因が、トービンの q に反映される収益的な投資機会そのものの枯渇に起因していたことを示唆している。

本節では、トービンの q と設備投資比率の関係についていっそう詳細に検討していこう。すでに議論してきたように、表 3（製造業）と表 4（非製造業）は、トービンの q 、負債比率、メインバンク依存度によってグルーピングした推計結果を報告している。メインバンク依存度の高い製造業とトービンの q が低い非製造業を除くと、いずれの企業グループでも、トービンの q の係数 ($\widehat{\beta}_1$) が 90 年代後半になって大きく低下している。すなわち、90 年代前半の設備投資の減少は、基本的にトービンの q の低下によるものであった一方、90 年代後半の設備投資の停滞は設備投資がトービンの q にそれほど反応しなかった結果ということになる。特に、90 年代末にかけてトービンの q は、企業間でばらつきを伴いつつも急速な回復傾向にあったが、設備投資はそうしたトービンの q の上昇に大きく反応しなかった。

90 年代後半の動向は、トービンの q が高い企業グループと低いグループについてトービンの q の係数 ($\widehat{\beta}_1$) を比較するといっそう明らかである（表 3 と表 4 の 1 番目のパネル）。製造業、非製造業ともに、トービンの q が高いグループの $\widehat{\beta}_1$ が、低いグループの $\widehat{\beta}_1$ よりも小さい。すなわち、99 年度以降にトービンの q が著しく上昇した企業は必ずしも設備投資を積極的に行っていなかった可能性がある。一方、トービンの q が急落した企業は、設備投資を著しく抑制したと考えられる。

特に、99 年度以降、トービンの q が企業間で大きくばらついたことを考え合わせると、非製造業でトービンの q が低い企業グループの $\widehat{\beta}_1$ が 90 年代前半と比べて後半にかえて大きく変わったことで、トービンの q が低水準になった企業は設備投資に対してきわめて抑制的であった可能性がある。以上の事情が、90 年代後半の設備投資が伸び悩んだ現象の基本的な背景にあったと考えられる。⁶

⁶ 成長可能性が高い企業が設備投資に消極的であったのは、Dixit and Pindyck (1994) らが指摘するように、設備投資の不可逆性に加えて、収益の不確実性が増大したことが理由であったかもしれない。

5 流動性資産の役割について

5.1 流動性資産への投資

第3節で設備投資関数のキャッシュフロー感応度は、「現時点の設備投資が手許流動性の制約を受ける」という意味での流動性制約の証左と必ずしも解釈できないことを見てきた。特に、90年代後半の製造業の設備投資行動においては、キャッシュフロー感応度が流動性制約仮説のインプリケーションと大きく矛盾していた。それでは、有意に正に観察されるキャッシュフロー感応度は、何を意味しているのであろうか。

本節では、流動性資産の役割に着目しながら、キャッシュフロー感応度について代替的な仮説を検討していきたい。第1節で指摘したように、流動性資産への需要は90年代を通じて底堅かった。ここでは、(1)式の被説明変数に設備投資比率ではなく、総資産に対する流動性資産投資（現預金と有価証券への投資総額と定義）の比率⁷を用いることで流動性資産投資関数を推定していく。第2節で述べたように、本稿ではトービンの q を、有形固定資産ばかりでなく、流動性資産や在庫も含めた形で定義していることから、ここでの流動性資産投資関数も、広義の投資関数と考えることができるであろう。

表5に報告されている90年代を通じた流動性資産投資関数の推計結果をみると、流動性資産投資関数の $\widehat{\beta}_2$ （キャッシュフロー感応度）が有意水準1%で正であることから、手許流動性が設備投資だけではなく流動性資産投資にも向かっていることを示している。このことは、設備投資関数における有意なキャッシュフロー感応度が、必ずしも「手許流動性が設備投資を制約している」という意味での単純な形態の流動性制約がバインドしていたわけではないことを示唆している。また、有意に正の $\widehat{\beta}_1$ （トービンの q の係数）は、流動性資産の増額が、投資機会費用ではなく、むしろ企業価値の増加を反映していることになる。

表5が示すように、90年代前半においても、90年代後半においても、製造業、非製造業ともに上述の傾向が認められる。ただし、製造業で90年代後半にキャッシュフロー感応度 $(\widehat{\beta}_2)$ が正であるものの、有意でなくなっている。95年以降、大規模な金融緩和政策が実施されたことにより、企業が市場から短期資金をいつでも調達することが可能になったことから、流動性資産を事前に保有する必要性が薄れたことを反映しているのかもしれない。

⁷ 具体的には、流動性資産残高の前期からの変化額 $(\Delta L_{i,t})$ を前期末総資産 $(A_{i,t-1})$ で基準化したものを(1)式の被説明変数としている。

表 5 流動性資産投資関数の推計結果

業種	Year	Model	$\widehat{\beta}_1$		$\widehat{\beta}_2$		R^2
製造業	91-2000	Fixed	0.0218 (0.0020)	***	0.0766 (0.0158)	***	0.1237
	91-95	Fixed	0.0350 (0.0047)	***	0.1600 (0.0367)	***	0.2260
	96-2000	Fixed	0.0202 (0.0035)	***	0.0262 (0.0181)		0.1894
非製造業	91-2000	Fixed	0.0224 (0.0036)	***	0.2437 (0.0304)	***	0.2776
	91-95	Fixed	0.0379 (0.0048)	***	0.4069 (0.0624)	***	0.3166
	96-2000	Fixed	0.0213 (0.0048)	***	0.1821 (0.0347)	***	0.3641

・ $\widehat{\beta}_1$ はトービンの q の係数の推定値を、 $\widehat{\beta}_2$ はキャッシュフローの係数の推定値を、 R^2 は決定係数を表している。また括弧の中の数字は推定値の標準誤差を表している。

・「Year」列の「91-2000」、「91-95」、「96-2000」はそれぞれ、推計期間が 91 年度－2000 年度、91 年度－95 年度、96 年度－2000 年度であることを示している。

・「Model」列の「Fixed」、「Random」は、ハウスマン検定の結果、それぞれ固定効果モデル、変量効果モデルが採択されたことを示している。

・***, **, *はそれぞれ帰無仮説が有意水準 1%, 5%, 10% で棄却されることを表している。

流動性資産に対する投資行動をより詳しく見るために、表 6（製造業）と表 7（非製造業）にしたがって、トービンの q 、負債比率、メインバンク依存度でサンプルをグループ分けして推計結果を検討していこう。

第 1 に、トービンの q で分類した推計結果で特徴的な点は、製造業、非製造業ともに 90 年代を通じてキャッシュフロー感応度 ($\widehat{\beta}_2$) は、トービンの q が高いグループの方が大きいことである。特に、トービンの q が低いグループのキャッシュフロー感応度は有意でない。これらの推計結果は、トービンの q が相対的に高いグループに属する企業が、キャッシュフローに応じて流動性資産に積極的に投資していたことを示している。

第 2 に、負債比率で企業を分類した場合、流動性資産投資需要は 90 年代前半と後半で大きく変わっている。製造業では、90 年代前半は債務比率の低いグループのキャッシュフロー感応度 ($\widehat{\beta}_2$) の方が大きいのに対して、90 年代後半は債務比率が高いグループのキャッシュフロー感応度の方が大きい。逆に非製造業では、90 年代前半は債務比率の高いグループのキャッシュフロー感応度の方が大きいのに対して、90 年代後半は債務比率の低いグループのキャッシュフロー感応度の方が大きい。

第 3 に、メインバンク依存度で企業を分類した推計結果を検討してみると、製造業の場合、90 年代を通じて、トービンの q の係数 ($\widehat{\beta}_1$) は、依存度の高いグループの方が大きい。非製造業では 90 年代後半になると、製造業とは対照的に依存度の低いグループの $\widehat{\beta}_1$ の方が大きい。一方、キャッシュフロー感応度の推計値を見ると、製造業、非製造業ともに、両グループの間で有意な差が認められない。メインバンクの影響が流動性資産投資のキャッシュフロー感応度に表れなかった推計結果は、メインバンクが流動性供給に果たす役割が 90 年代に機能していなかった可能性を示唆している。

最後に、流動性資産保有比率で企業を分類した場合の推計結果を見てみよう。推計結果の中でも特徴的となのは、90 年代前半の非製造業を除くと、キャッシュフロー感応度 ($\widehat{\beta}_2$) は保有比率の低いグループの方が大きい点である。この推計結果は、流動性資産をすでに十分に保有している企業はさらに流動性資産の積み増しを行う一方で、流動性資産の乏しい企業は流動性資産を蓄積することができないであることを示している。

以上の推計結果を再びまとめてみると、流動性資産投資関数のキャッシュフロー感応度が示すように、企業のキャッシュフローのかなりの部分が流動性資産投資に向かっていた。同時に、トービンの q の係数が有意に正であることが示しているように、そうした流動性資産の増額は、設備投資を犠牲とした機会費用というよりも、企業価値の増分の反映を反映していた。

表 6 グループ別の流動性資産投資関数の推計結果 (製造業)

91-95			96-00				
Group	Model	$\widehat{\beta}_1$	R^2	Group	Model	$\widehat{\beta}_2$	R^2
High Q グループと Low Q グループの比較							
High Q	Random	*** 0.0270 (0.0020)	*** 0.1924 (0.0273)	High Q	Random	*** 0.0161 (0.0015)	*** 0.0438 (0.0197)
Low Q	Fixed	*** 0.0787 (0.0067)	*** 0.1312 (0.0450)	Low Q	Fixed	*** 0.0298 (0.0051)	0.1492 0.0387 (0.0273)
負債比率による比較							
High D	Fixed	*** 0.0549 (0.0077)	* 0.0895 (0.0441)	High D	Random	*** 0.0257 (0.0020)	*** 0.0469 (0.0172)
Low D	Random	*** 0.0169 (0.0021)	*** 0.2970 (0.0308)	Low D	Fixed	*** 0.0160 (0.0032)	0.1636 0.0453 (0.0305)
メインバンク依存度による比較							
Close	Random	*** 0.0458 (0.0025)	*** 0.1948 (0.0318)	Close	Fixed	*** 0.0196 (0.0035)	*** 0.0858 (0.0235)
Not	Fixed	*** 0.0332 (0.0052)	*** 0.1626 (0.0544)	Not	Random	*** 0.0123 (0.0017)	** 0.0541 (0.0210)
流動性資産保有比率による比較							
High L	Fixed	*** 0.0185 (0.0049)	*** 0.1973 (0.0499)	High L	Random	*** 0.0152 (0.0017)	*** 0.1235 (0.0283)
Low L	Fixed	*** 0.0621 (0.0086)	* 0.0958 (0.0512)	Low L	Fixed	*** 0.0260 (0.0045)	0.1415 -0.0130 (0.0161)

$\widehat{\beta}_1$ はトービンの Q の係数の推定値を、 $\widehat{\beta}_2$ はキャッシュフローの係数の推定値を、 R^2 は決定係数を表している。また括弧の中の数字は推定値の標準誤差を表している。
 ・「Year」列の「91-95」、「96-2000」はそれぞれ、推計期間が 91 年度 - 95 年度、96 年度 - 2000 年度であることを示している。
 ・「Model」列の「Fixed」、「Random」は、ハウスマン検定の結果、それぞれ固定効果モデル、変量効果モデルが採択されたことを示している。
 ・***, **, * はそれぞれ帰無仮説が有意水準 1%, 5%, 10% で棄却されることを表している。

表 7 グループ別の流動性資産投資関数の推計結果（非製造業）

91-95			96-00				
Group	Model	$\widehat{\beta}_1$	R^2	Group	Model	$\widehat{\beta}_2$	R^2
High Q グループと Low Q グループの比較							
High Q	Fixed	*** 0.0370 (0.0060)	*** 0.3098	High Q	Random	*** 0.0083 (0.0011)	*** 0.2697 (0.0311)
Low Q	Random	*** 0.0234 (0.0035)	*** 0.1765 (0.0476)	Low Q	Fixed	*** 0.0310 (0.0088)	0.0306 (0.0260)
負債比率による比較							
High D	Fixed	*** 0.0272 (0.0068)	*** 0.3248	High D	Random	*** 0.0055 (0.0010)	*** 0.1166 (0.0185)
Low D	Fixed	*** 0.0418 (0.0065)	** 0.2572	Low D	Random	*** 0.0100 (0.0014)	*** 0.3399 (0.0445)
メインバンク依存度による比較							
Close	Fixed	*** 0.0441 (0.0102)	*** 0.2438	Close	Random	*** 0.0069 (0.0018)	*** 0.1146 (0.0264)
Not	Fixed	*** 0.0485 (0.0068)	*** 0.3608	Not	Fixed	*** 0.0295 (0.0064)	*** 0.1833 (0.0621)
流動性資産保有比率による比較							
High L	Fixed	*** 0.0428 (0.0070)	*** 0.2799	High L	Random	*** 0.0125 (0.0015)	*** 0.2918 (0.0392)
Low L	Fixed	*** 0.0234 (0.0046)	*** 0.3027	Low L	Random	*** 0.0041 (0.0009)	*** 0.1043 (0.0182)

- $\widehat{\beta}_1$ はトービンの Q の係数の推定値を、 $\widehat{\beta}_2$ はキャッシュフローの係数の推定値を、 R^2 は決定係数を表している。また括弧の中の数字は推定値の標準誤差を表している。
- 「Year」列の「91-95」、「96-2000」はそれぞれ、推計期間が 91 年度 - 95 年度、96 年度 - 2000 年度であることを示している。
- 「Model」列の「Fixed」、「Random」は、ハウスマン検定の結果、それぞれ固定効果モデル、変量効果モデルが採択されたことを示している。
- ***, **, * はそれぞれ帰無仮説が有意水準 1%, 5%, 10% で棄却されることを表している。

5.2 流動性資産と設備投資

前小節で明らかにした流動性資産への投資に関する理論的な解釈として、事前に保有された流動性資産が流動性ショックに対するバッファの役割を果たしていた可能性が考えられる。言い換えると、流動性資産保有は、将来直面するかもしれない流動性制約を緩和する役割を担っているのかもしれない。Holmström and Tirole (1998, 2000)などは、こうした流動性資産保有の役割に注目して流動性需要を理論的に導出している。

こうした可能性を考慮して、企業が保有する流動性資産の比率に応じてサンプルをグループ分けして設備投資関数を推計していく。もし流動性資産保有が流動性ショックに対するバッファの役割を果たしているとすれば、十分に流動性資産を保有している企業では、設備投資が手元流動性に制約される可能性が低く、キャッシュフローの感応度も小さいか有意にゼロと異なることが予想される。言い換えると、設備投資関数のキャッシュフロー感応度は、現在の流動性制約の証左ではなく、将来の流動性制約に対する準備が不十分であったことを示していると考えられることができる。

表8は、90年代の前半と後半について、流動性資産比率に応じて企業グループを2つに分けた推計結果を報告している。91年度から95年度までのバランスパネルデータについては、90年度の流動性資産比率で企業が2グループに分類されている場合の推計結果が報告されている。具体的には、90年度の比率で相対的に流動性資産比率が大きい企業グループと小さい企業グループが企業数でほぼ同数になるように分類されている。同様に、96年度から2000年度までのバランスパネルデータについても、95年度の流動性資産比率で企業が2グループに分類されている場合の推計結果が報告されている。

推計結果で特徴的なのは、90年代前半の非製造業を除くと、流動性資産比率が高い企業グループのキャッシュフロー感応度は有意ではないが、流動性資産比率が低い企業グループの感応度は有意に正である。すなわち、手元流動性が豊富な企業はキャッシュフローに制約されることなく設備投資を行っている判断される。この推計結果は、Holmström and Tirole (1998, 2000)などが指摘するように、企業があらかじめ流動性資産を保有することによって、直面する可能性があった流動性制約を回避し、結果的に潜在的な投資機会を有効に活用できたと解釈することができる。

表 8 流動性資産と設備投資

製造業								
Group	Model	$\widehat{\beta}_1$	$\widehat{\beta}_2$	R^2	Model	$\widehat{\beta}_1$	$\widehat{\beta}_2$	R^2
High L	Fixed	0.1222 (0.0165)	*** 0.2253 (0.1674)	0.2145	Fixed	0.0388 (0.0131)	*** 0.0804 (0.1174)	0.2182
Low L	Fixed	0.1010 (0.0232)	*** 0.3985 (0.1440)	*** 0.2484	Fixed	0.0634 (0.0148)	*** 0.1656 (0.0639)	*** 0.2373
非製造業								
Group	Model	$\widehat{\beta}_1$	$\widehat{\beta}_2$	R^2	Model	$\widehat{\beta}_1$	$\widehat{\beta}_2$	R^2
High L	Fixed	0.2642 (0.0654)	*** 0.0254 (0.3741)	0.2713	Random	0.0226 (0.0075)	*** 0.2629 (0.1705)	
Low L	Fixed	0.1358 (0.0346)	*** -0.8530 (1.0747)	0.2037	Random	0.0157 (0.0075)	** 0.3127 (0.1505)	**

- $\widehat{\beta}_1$ はトービンの Q の係数の推定値を、 $\widehat{\beta}_2$ はキャッシュフローの係数の推定値を、 R^2 は決定係数を表している。また括弧の中の数字は推定値の標準誤差を表している。
- 「91-95」は 1990 年代前半 (1991 年度から 1995 年度) までのデータを用いた推定結果であり、「96-00」は 1990 年代後半 (1996 年度から 2000 年度) までのデータを用いた推定結果であることを示している。
- 「Model」列の「Fixed」、「Random」は、ハウスマン検定の結果、それぞれ固定効果モデル、変量効果モデルが採択されたことを示している。
- ***, **, * はそれぞれ帰無仮説が有意水準 1%, 5%, 10% で棄却されることを表している。

前小節の流動性資産投資関数の推計結果と合わせて考えると、流動性資産比率が低いグループの企業が流動性資産を蓄積できないのは、キャッシュフローに企業の投資行動が制約されていた可能性が高い。その一方、流動性資産比率が高いグループの企業は十分な流動性資産を保有することで、現在だけでなく将来の潜在的な流動性制約を回避していたと考えられる。

6 おわりに

本稿では、90年代の企業金融環境の大きな変化を考慮しながら、上場企業の設備投資が低迷してきた背景を分析してきた。実証結果をまとめると、第1に、90年代前半は流動性制約仮説に整合的であったが、90年代後半には設備投資とキャッシュフローの関係が全般的に弱まるとともに、流動性制約仮説から制約が相対的に弱いと予測される企業グループ（低トービンの q 、低負債比率、メインバンク依存企業）の方で設備投資比率とキャッシュフロー比率の関係がむしろ強まるという否定的な結果が得られた。これらの実証結果は、90年代後半には、設備投資関数のキャッシュフロー感応度を流動性制約の証左として解釈することが困難であり、手許流動性の多寡が設備投資動向の直接的な契機でなかったことを示している。

第2に、90年代を通じて設備投資とトービンの q の間に統計的に有意な関係が認められる。すなわち、設備投資低迷の基本的な背景には、トービンの q の低下に反映された投資機会自体の枯渇があった。ただし、1990年代後半になると、設備投資とトービンの q の関係が弱まり、90年代末の設備投資はトービンの q の急速な回復を反映しなかった。後者については、不確実性の全般的な高まりが非可逆的な設備投資に抑制的に働いた可能性がある。

第3に、企業の総資産で定義したトービンの q と流動性資産投資率の間には有意に正の関係が認められ、企業による流動性資産保有は必ずしも機会コストでなかった。また、90年代を通じて流動性資産比率が相対的に高い企業グループの方で設備投資が手許流動性に左右される度合いが低かった。これらの実証結果は、事前に保有された流動性資産が、企業が潜在的に直面している流動性ショックに対して緩衝機能を担っていたことを示唆している。

本稿の実証結果は、1990年代における設備投資低迷の基本的な背景を明らかにすることに有益であるとともに、本文で繰り返し指摘してきたように、最近の設備投資理論のインプリケーションについても示唆的である。特に、ここでの実証結果は、流動性制約の有無とキャッシュフロー感応度の対応関係、不確実性と非可逆的な設備投資の関係、流動性ショックの緩衝機能としての流動性資産保有需要に関する理論的なインプリケーションと整合的な結果を得ている。1990年代の上場企業の設備投資行動は、これらの設備投資理論を検証するためにも有効に活用できるであろう。

付録 A 追加的な推計結果

A.1 クロスセクションの推計結果

本小節では設備投資と流動性資産を対象として、各年度のクロスセクションデータを用いた推計結果を報告する。その推計結果からトービンの q の係数や、キャッシュフロー感応度の時系列的变化について検討したい。

推計式は (1) 式と同様のものであるが、説明変数には今期のトービンの q やキャッシュフロー比率に加えて、1 期前のトービンの q 、売上高の対数値、1 期前の負債比率、参入・退出ダミー変数、産業ダミー変数が加えられている。その推計結果は、表 9 と表 10 で報告されているが、本稿の関心はトービンの q の係数とキャッシュフロー感応度にあるために、それ以外の説明変数の係数の推計結果については省略した。

表 9 で報告されている製造業の設備投資関数の推計結果であるが、パネルデータに基づく推計結果に比べると、トービンの q の係数とキャッシュフロー感応度の推定値が、年度によって有意であったり有意でなかったりと頑健であるとは言えない。それでもキャッシュフロー感応度を見ると 2000 年に近づくにつれて徐々に低下していることがわかる。この推計結果は表 3 の、90 年代前半と後半を比較した推計結果と整合的である。ただし 97 年度のキャッシュフロー感応度が非常に高いのは、この時期が金融危機の直前であり、他の年度と比べると資金調達上の制約を避けることが困難であったことが理由であったと思われる。

流動性資産に関する推計結果は、設備投資と比べれば各年度ともパネルデータに基づく推計結果と整合的である。90 年代後半になると流動性資産投資に対するキャッシュフロー感応度が有意でなくなる表 6 の推計結果は、表 9 の推計結果の傾向ともやはり一致している。

非製造業のクロスセクションデータを用いた推計結果は表 10 で報告されている。設備投資に関してはほとんどの係数が有意ではなく、パネルデータに基づく推計結果と比べると、製造業のように係数の推定値の時系列的变化を確認することはできない。流動性資産に関しても、トービンの q の係数の推定値が有意である年度は存在するが、キャッシュフロー感応度の推定値が有意の年度は少なく、パネルデータを用いた推計結果との整合性も乏しい。したがって非製造業に関しては本稿とは異なる推計式の特定化を試みる必要があるのかもしれない。

表9 クロスセクションの推定結果：設備投資と流動性資産（製造業）

DEP	I				L			
Year	$\widehat{\beta}_1$		$\widehat{\beta}_2$		$\widehat{\beta}_1$		$\widehat{\beta}_2$	
91	0.0593 (0.0359)	*	0.1757 (0.4045)		0.0328 (0.0077)	***	0.2832 (0.1155)	**
92	0.0545 (0.0439)		0.3433 (0.3494)		0.0449 (0.0080)	***	0.2124 (0.0460)	***
93	0.1138 (0.0433)	***	0.4032 (0.2340)	*	0.0703 (0.0133)	***	0.2815 (0.0938)	***
94	0.0386 (0.0404)		0.4379 (0.1303)	***	0.0604 (0.0150)	***	0.2162 (0.0623)	***
95	0.0280 (0.0142)	**	0.2789 (0.0817)	***	0.0906 (0.0581)	***	0.2367 (0.0177)	***
96	-0.0096 (0.0106)		0.3048 (0.1135)	***	0.0506 (0.0121)	***	0.1199 (0.0633)	*
97	0.1331 (0.0452)	***	0.6004 (0.1890)	***	0.0365 (0.0059)	***	0.1205 (0.0357)	***
98	0.0628 (0.0345)	*	0.2031 (0.1049)	*	0.0261 (0.0081)	***	0.0860 (0.0281)	***
99	0.0257 (0.0178)		-0.0291 (0.1162)		0.0248 (0.0109)	**	0.0736 (0.0493)	
00	0.0193 (0.0145)		0.2772 (0.1164)	**	0.0197 (0.0080)	**	0.0346 (0.0411)	

・説明変数は、今期のトービンの q 、1 期前のトービンの q 、キャッシュフロー、売上高の対数値、1 期前の負債比率、参入・退出ダミー変数、産業ダミー変数である。

・ $\widehat{\beta}_1$ は今期のトービンの q の係数の推定値を、 $\widehat{\beta}_2$ はキャッシュフローの係数の推定値を、 R^2 は決定係数を表している。また括弧の中の数字は推定値の標準誤差を表している。

・DEP の行の I 、 L はそれぞれ、被説明変数が設備投資、流動性資産であることを示している。

・***, **, *はそれぞれ帰無仮説が有意水準 1%, 5%, 10% で棄却されることを表している。

表 10 クロスセクションの推定結果：設備投資と流動性資産（非製造業）

DEP	<i>I</i>		<i>L</i>	
Year	$\widehat{\beta}_1$	$\widehat{\beta}_2$	$\widehat{\beta}_1$	$\widehat{\beta}_2$
91	0.2334 (0.1607)	0.0613 (0.1813)	0.0477 (0.0166) ***	0.4745 (0.1308) ***
92	0.0307 (0.0328)	-0.1250 (0.2350)	0.0055 (0.0062)	0.1684 (0.1258)
93	0.0605 (0.0439)	0.1235 (0.2663)	0.0655 (0.0191) ***	0.1309 (0.0541) **
94	0.0594 (0.0690)	-1.1009 (0.8599)	0.0371 (0.0067) ***	0.2736 (0.0683) ****
95	0.0455 (0.0356)	-0.0114 (0.1732)	0.0423 (0.0117) ***	0.0630 (0.0461)
96	0.0391 (0.0287)	0.2544 (0.1858)	0.0316 (0.0114) ***	0.0342 (0.0391)
97	0.0643 (0.0570)	0.4338 (0.1837) **	0.0527 (0.0137) ***	0.0517 (0.0347)
98	0.0088 (0.0139)	0.1168 (0.1374)	0.0097 (0.0073)	0.0141 (0.0322)
99	0.0132 (0.0142)	0.1613 (0.1109)	0.0136 (0.0092)	0.0690 (0.0712)
00	0.0095 (0.0040) **	0.1003 (0.1228)	0.0055 (0.0016)	0.0801 (0.0581)

・説明変数は、今期のトービンの q 、1 期前のトービンの q 、キャッシュフロー、売上高の対数値、1 期前の負債比率、参入・退出ダミー変数、産業ダミー変数である。

・ $\widehat{\beta}_1$ は今期のトービンの q の係数の推定値を、 $\widehat{\beta}_2$ はキャッシュフローの係数の推定値を、 R^2 は決定係数を表している。また括弧の中の数字は推定値の標準誤差を表している。

・DEP の行の *I*、*L* はそれぞれ、被説明変数が設備投資、流動性資産であることを示している。

・***, **, *はそれぞれ帰無仮説が有意水準 1%, 5%, 10% で棄却されることを表している。

A.2 トービンの q の内生性を考慮した推計結果

これまでの推計では個体効果、 μ_i が説明変数と相関していたとしても、固定効果モデルを用いることにより係数の一致推定量は得られる。ただしこの場合でも、説明変数と確率的誤差項、 e_{it} は無相関であることが仮定されていたが、もしこの仮定が満たされない場合は、仮に固定効果モデルを用いたとしても一致推定量を得ることはできない。説明変数の中でトービンの q は、株価を用いてデータが作成されているためにその内生性が無視できない可能性がある。もしトービンの q が内生変数だとすると、 q_{it} は e_{it} と相関している可能性が高い。

このような問題を回避するために本小節では 2 種類の方法により推計を行った。その 1 つは、トービンの q に関して当期の値を用いるのではなく、1 期前の値を用いる方法である。⁸もう 1 つの方法は操作変数法を用いた推計である。本節では操作変数として 1 期前のトービンの q 、今期と 1 期前のキャッシュフロー、産業ダミー変数が用いられている。

本小節では 91 年度から 2000 年度までの全標本を用いた推計結果を表 11 で報告する。はじめに設備投資に関する推計結果を検討しよう。製造業に関しては、トービンの q もキャッシュフローもその係数の推定値は有意に正である。この推計結果は表 2 で報告されている推計結果と整合的である。一方、非製造業の場合、操作変数法で推計するとキャッシュフロー感応度が有意に正となるが、この結果は表 2 で報告されている推計結果と異なっている。

しかしそれ以上に表 2 の推計結果と異なるのは、業種や推計方法を問わず流動性資産に関しては、トービンの q の係数の推定値が有意に負となっている点である。トービンの q に関するこの推計結果は、これまでの結果と比べると推定値の符合がまったく逆になっている。このような推計結果が得られた理由は、今期の q と 1 期前の q が、流動性資産に対してまったく反対の影響を与えている可能性がある。そこで本稿では (1) 式の説明変数に 1 期前のトービンの q を加えた推計も試みた。

⁸ ただしこの方法により、内生性の問題は回避されるが、当期のトービンの q が当期の設備投資を決定するという理論上の含意とは乖離してしまう。

表 11 q の内生性を考慮した推定結果（設備投資と流動性資産）

DEP	製造業			非製造業				
	Model	$\widehat{\beta}_1$	$\widehat{\beta}_2$	R^2	Model	$\widehat{\beta}_1$	$\widehat{\beta}_2$	R^2
I	q(-1) Fixed	0.0567 (0.0053)	0.2412 (0.0537)	*** 0.1635	Random	0.0275 (0.0029)	0.2245 (0.0666)	***
	I.V.	0.1358 (0.0078)	0.0885 (0.0500)	* 0.1962	I.V.	0.0369 (0.0102)	0.1962 (0.0845)	***
L	q(-1) Fixed	-0.0054 (0.0015)	0.1414 (0.0167)	*** 0.0978	Fixed	-0.0070 (0.0022)	0.3638 (0.0332)	***
	I.V.	-0.0130 (0.0022)	0.1560 (0.0143)	***	I.V.	-0.0699 (0.0118)	0.6572 (0.0592)	***

- $\widehat{\beta}_1$ はトービンの q の係数の推定値を、 $\widehat{\beta}_2$ はキャッシュフローの係数の推定値を、 R^2 は決定係数を表している。また括弧の中の数字は推定値の標準誤差を表している。
- q(-1) の列では今期の q の代わりに 1 期前の q を説明変数として用いた推定結果が、また I.V. の列では操作変数法を用いた推定結果が報告されている。操作変数は 1 期前の q、今期のキャッシュフロー、産業ダミーが用いられている。
- 「Model」の列の「Fixed」、「Random」は、ハウスマン検定の結果、それぞれ固定効果モデル、変量効果モデルが採択されたことを示している。
- DEP の列の I, L はそれぞれ、被説明変数が設備投資、流動性資産であることを示している。
- ***, **, * はそれぞれ帰無仮説が有意水準 1%, 5%, 10% で棄却されることを表している。

表 12 q のラグ変数を用いた推定結果（設備投資と流動性資産）

	DEP	Model	$\widehat{\beta}_1$		$\widehat{\beta}_2$		$\widehat{\beta}_3$		R^2
製造業	I	Fixed	0.0470 *** (0.0087)		0.1884 *** (0.0517)		0.0371 *** (0.0065)		0.1707
	L	Random	0.0308 *** (0.0011)		0.1206 *** (0.0107)		-0.0187 *** (0.0009)		
非製造業	I	Fixed	0.0490 *** (0.0108)		0.2153 *** (0.2352)		0.0231 *** (0.0068)		0.1569
	L	Fixed	0.0238 *** (0.0039)		0.2638 *** (0.0301)		-0.0093 *** (0.0032)		0.2918

- ・ $\widehat{\beta}_1$ は今期のトービンの q の係数の推定値を、 $\widehat{\beta}_2$ はキャッシュフローの係数の推定値を、 $\widehat{\beta}_3$ は 1 期前のトービンの q の係数の推定値を、 R^2 は決定係数を表している。また括弧の中の数字は推定値の標準誤差を表している。
- ・ 「Model」の列の「Fixed」、「Random」は、ハウスマン検定の結果、それぞれ固定効果モデル、変量効果モデルが採択されたことを示している。
- ・ DEP の列の I 、 L はそれぞれ、被説明変数が設備投資、流動性資産であることを示している。
- ・ ***, **, * はそれぞれ帰無仮説が有意水準 1%、5%、10% で棄却されることを表している。

その推計結果は表 12 で報告されている。表 12 によると予想されたように、業種や推計方法に関わらず流動性資産の場合は、今期のトービンの q の係数の推定値は有意に正であるのに対し、1 期前の q の係数の推定値は有意に負である。したがって表 11 のような推計結果が得られた理由は、今期の q と 1 期前の q が、流動性資産に対して正反対の影響を与えているからであると思われる。それ以外の点については、表 2 の推計結果と整合的である。

非製造業の設備投資関数で、操作変数法とそれ以外の推計方法ではその結果が異なっていた。しかしながらそれ以外の推計結果は推計方法に依存せず整合的である。多くの先行研究で内生性の問題を回避するために 1 期前のトービンの q が用いられているが、本小節で報告されている推計結果はこのような方法が誤った結論をもたらす可能性が存在することを示唆している。今期のトービンの q を説明変数として用いることは、推計結果にバイアスを与えているかもしれないが、他の方法が必ずしも優れているとは断定できない。したがって本稿では今期のトービンの q を用いることの問題点は認識しつつも、本論では今期の q を用いた推計結果を中心に報告することにした。

付録 B 有利子負債と自己資本に関する推計結果

本稿では、設備投資 ($I_{i,t}/K_{i,t-1}$) や流動性資産残高の前期からの変化額 ($\Delta L_{i,t}$) 以外にも、有利子負債残高の変化額 ($\Delta D_{i,t}$)、自己資本の変化額 ($\Delta E_{i,t}$) を前期末総資産 ($A_{i,t-1}$) で基準化したものを被説明変数として用いている。以上の 2 変数を被説明変数とすることより、設備投資や流動性資産以外のキャッシュフローの用途について考察することが可能になる。

B.1 有利子負債

有利子負債に関する推計結果は、表 13 から表 15 までで報告されている。表 13 の 90 年代を通じた推計結果をみると、製造業と非製造業で推計結果が異なっている。 $\widehat{\beta}_1$ は両者とも有意に正である。しかし $\widehat{\beta}_2$ は、非製造業では有意にゼロから異なっていないが、製造業では有意に負である。製造業ではキャッシュフローが潤沢な企業ほど有利子負債を減らしているのに対して、非製造業ではキャッシュフローが有利子負債返済に充当されていない。

90 年代の後半と前半を比較した推計結果も、90 年代を通じた推計結果と大きく変わらない。すなわち製造業においては、90 年代を通じてキャッシュフローを有利子負債返済に充当する傾向が顕著である。ただし 90 年代前半の非製造業では 90 年代全体の推計結果と異なり、キャッシュフローを有利子負債削減に充当する傾向が見られた。しかしキャッシュフロー感応度の推定値を見る限り、その程度は製造業と比べると大きなものではない。

表 13 有利子負債に関する推計結果

業種	Year	Model	$\widehat{\beta}_1$		$\widehat{\beta}_2$		R^2
製造業	91-2000	Fixed	0.0284	***	-0.3089	***	0.1539
			(0.0023)		(0.0346)		
	91-95	Fixed	0.0556	***	-0.5461	***	0.2758
			(0.0055)		(0.0673)		
	96-2000	Fixed	0.0184	***	-0.2520	***	0.2381
			(0.0039)		(0.0554)		
非製造業	91-2000	Fixed	0.0258	***	0.0029		0.1801
			(0.0058)		(0.0476)		
	91-95	Fixed	0.1503	***	-0.2201	***	0.4020
			(0.0349)		(0.0679)		
	96-2000	Random	0.0061	***	0.0246		
			(0.0008)		(0.0181)		

・ $\widehat{\beta}_1$ はトービンの q の係数の推定値を、 $\widehat{\beta}_2$ はキャッシュフローの係数の推定値を、 R^2 は決定係数を表している。また括弧の中の数字は推定値の標準誤差を表している。

・「Year」列の「91-2000」、「91-95」、「96-2000」はそれぞれ、推計期間が 91 年度－2000 年度、91 年度－95 年度、96 年度－2000 年度であることを示している。

・「Model」列の「Fixed」、「Random」は、ハウスマン検定の結果、それぞれ固定効果モデル、変量効果モデルが採択されたことを示している。

・***, **, *はそれぞれ帰無仮説が有意水準 1%, 5%, 10% で棄却されることを表している。

企業をグループ分けした場合の推計結果は、製造業は表 14 で、非製造業は表 15 で報告されている。トービンの q で企業を分類した場合の推計結果は以下の通りである。90 年代前半の製造業では、High q グループ、Low q グループともに $\widehat{\beta}_2$ が負で有意である。また、90 年代後半に入っても、High q グループではキャッシュフローを有利子負債返済に充当する傾向は続いている。90 年代の前半と後半を比較すると、Low q グループのキャッシュフロー感応度は負からゼロに変化したのに対して、High q グループのキャッシュフロー感応度はあまり変化していない。このことは High q グループ企業が有利子負債削減に対して依然として積極的であったことを示唆している。非製造業の場合、90 年代前半の High q グループを除くと、 $\widehat{\beta}_2$ は有意ではない。したがって非製造業では製造業とは対照的に、キャッシュフローが有利子負債の返済に充当されない傾向が観測されている。

負債比率で企業を分類した場合の推計結果も表 13 の推計結果と大きく異ならない。製造業では High D グループも Low D グループもともに $\widehat{\beta}_2$ が負で有意である。非製造業では 90 年代前半の High D グループの $\widehat{\beta}_2$ が負で有意である。しかしこの場合を除けば、キャッシュフロー感応度は有意ではない。

次にメインバンク依存度で企業を分類した場合の推計結果を見てみよう。製造業に関しては、 $\widehat{\beta}_1$ 、 $\widehat{\beta}_2$ ともに 2 つのグループの間で差が確認できるとは必ずしも言えない。これに対して非製造業では、90 年代前半は $\widehat{\beta}_1$ に、後半は $\widehat{\beta}_1$ 、 $\widehat{\beta}_2$ ともに 2 つのグループの間で差が観測される。したがって製造業では借入金に関してメインバンクが影響を与えていないのに対して、非製造業ではメインバンク依存度が高い企業がキャッシュフローを有利子負債削減に充当していることがわかる。

最後に流動性資産保有比率で企業を分類した場合の推計結果であるが、High L グループ、Low L グループともに製造業では 90 年代前半、後半ともに $\widehat{\beta}_1$ は有意に正、 $\widehat{\beta}_2$ は有意に負である。また非製造業では、90 年代前半は $\widehat{\beta}_1$ は有意に正、 $\widehat{\beta}_2$ は有意に負であるが、後半は $\widehat{\beta}_2$ は有意ではなくなっている。

表 14 グループ別の有利子負債に関する推計結果（製造業）

91-95		96-00						
Group	Model	$\widehat{\beta}_1$	$\widehat{\beta}_2$	Group	Model	$\widehat{\beta}_1$	$\widehat{\beta}_2$	R^2
High q グループと Low q グループの比較								
High q	Fixed	0.0449 (0.0063)	*** -0.5336 (0.0884)	*** 0.2607	Fixed	0.0179 (0.0031)	*** -0.4484 (0.0708)	*** 0.2823
Low q	Fixed	0.1490 (0.0106)	*** -0.6552 (0.0908)	*** 0.3309	Random	0.0506 (0.0037)	*** -0.0412 (0.0279)	
負債比率による比較								
High D	Fixed	0.0675 (0.0114)	*** -0.7169 (0.0952)	*** 0.2808	Fixed	0.0504 (0.0113)	*** -0.3783 (0.0758)	*** 0.2790
Low D	Fixed	0.0444 (0.0060)	*** -0.3186 (0.0735)	*** 0.2570	Random	0.0092 (0.0013)	*** -0.1589 (0.0215)	***
メインバンク依存度による比較								
Close	Fixed	0.0623 (0.0109)	*** -0.4379 (0.0910)	*** 0.2563	Random	0.0165 (0.0025)	*** -0.3226 (0.0278)	***
Not	Fixed	0.0754 (0.0066)	*** -0.3237 (0.0703)	*** 0.2807	Fixed	0.0196 (0.0037)	*** -0.2184 (0.0589)	*** 0.2282
流動性資産保有比率による比較								
High L	Fixed	0.0547 (0.0071)	*** -0.5404 (0.1007)	*** 0.2403	Fixed	0.0176 (0.0029)	*** -0.4481 (0.0731)	*** 0.2844
Low L	Fixed	0.0606 (0.0108)	*** -0.5868 (0.0948)	*** 0.2924	Random	0.0264 (0.0031)	*** -0.1797 (0.0244)	***

$\widehat{\beta}_1$ はトービンの q の係数の推定値を、 $\widehat{\beta}_2$ はキャッシュフローの係数の推定値を、 R^2 は決定係数を表している。また括弧の中の数字は推定値の標準誤差を表している。
 ・「Year」列の「91-95」、「96-2000」はそれぞれ、推計期間が 91 年度 - 95 年度、96 年度 - 2000 年度であることを示している。
 ・「Model」列の「Fixed」、「Random」は、ハウスマン検定の結果、それぞれ固定効果モデル、変量効果モデルが採択されたことを示している。
 ・***, **, * はそれぞれ帰無仮説が有意水準 1%, 5%, 10% で棄却されることを表している。

表 15 グループ別の有利子負債に関する推計結果（非製造業）

91-95		96-00						
Group	Model	$\widehat{\beta}_1$	$\widehat{\beta}_2$	Group	Model	$\widehat{\beta}_1$	$\widehat{\beta}_2$	R^2
		High q グループと Low q グループの比較						
High q	Fixed	0.1811 (0.0076)	-0.3420 (0.0933)	High q	Random	0.0043 (0.0018)	0.0464 (0.0454)	**
Low q	Random	0.0378 (0.0049)	0.1954 (0.0638)	Low q	Fixed	0.0937 (0.0111)	-0.2275 (0.0656)	*** 0.3008
負債比率による比較								
High D	Fixed	0.1158 (0.0084)	-0.2170 (0.0738)	High D	Random	0.0116 (0.0024)	0.0320 (0.0419)	***
Low D	Fixed	0.1751 (0.0490)	-0.2358 (0.2014)	Low D	Random	0.0042 (0.0011)	-0.0429 (0.0351)	***
メインバンク依存度による比較								
Close	Fixed	0.1187 (0.0112)	-0.2661 (0.0871)	Close	Fixed	0.0307 (0.0078)	-0.1052 (0.0571)	*** *
Not	Fixed	0.0808 (0.0074)	-0.1770 (0.1019)	Not	Random	0.0112 (0.0027)	0.0093 (0.0549)	***
流動性資産保有比率による比較								
High L	Fixed	0.2045 (0.0083)	-0.4548 (0.1623)	High L	Random	0.0041 (0.0015)	0.0463 (0.0317)	***
Low L	Fixed	0.0635 (0.0084)	-0.1809 (0.0961)	Low L	Random	0.0103 (0.0022)	-0.0001 (0.0463)	***

$\widehat{\beta}_1$ はトービンの q の係数の推定値を、 $\widehat{\beta}_2$ はキャッシュフローの係数の推定値を、 R^2 は決定係数を表している。また括弧の中の数字は推定値の標準誤差を表している。
 ・「Year」列の「91-95」、「96-2000」はそれぞれ、推計期間が 91 年度 - 95 年度、96 年度 - 2000 年度であることを示している。
 ・「Model」列の「Fixed」、「Random」は、ハウスマン検定の結果、それぞれ固定効果モデル、変量効果モデルが採択されたことを示している。
 ・***, **, * はそれぞれ帰無仮説が有意水準 1%, 5%, 10% で棄却されることを表している。

B.2 自己資本

自己資本に関する推計結果は、表 16 から表 18 までで報告されている。表 16 の 90 年代を通じた推計結果によると、製造業と非製造業ともに、トービンの q とキャッシュフローが有意に正の影響を与えている。こうした推計結果は、キャッシュフローが内部留保という形で自己資本の増加につながっていることを示している。90 年代の前半と後半を比較した結果も 90 年代全体の推計結果と同じで、90 年代の前半も後半も $\widehat{\beta}_1$ 、 $\widehat{\beta}_2$ ともに有意に正である。表 17 と表 18 から明らかなように、このような推計結果は、企業をグループ分けして推計を行っても変わることはない。したがって自己資本の推計結果に関しては、90 年代を通じて一定の傾向が存在すると言える。

表 16 自己資本に関する推計結果

業種	Year	Model	$\widehat{\beta}_1$		$\widehat{\beta}_2$		R^2
製造業	91-2000	Fixed	0.0267 (0.0023)	***	0.8867 (0.0303)	***	0.4769
	91-95	Fixed	0.0419 (0.0069)	***	1.0411 (0.0458)	***	0.6518
	96-2000	Fixed	0.0286 (0.0036)	***	0.8626 (0.0486)	***	0.5043
非製造業	91-2000	Fixed	0.0211 (0.0039)	***	0.8747 (0.0354)	***	0.6277
	91-95	Fixed	0.0233 (0.0043)	***	0.9001 (0.0273)	***	0.6740
	96-2000	Fixed	0.0229 (0.0053)	***	0.8994 (0.0749)	***	0.6531

・ $\widehat{\beta}_1$ はトービンの q の係数の推定値を、 $\widehat{\beta}_2$ はキャッシュフローの係数の推定値を、 R^2 は決定係数を表している。また括弧の中の数字は推定値の標準誤差を表している。

・「Year」列の「91-2000」、「91-95」、「96-2000」はそれぞれ、推計期間が 91 年度－2000 年度、91 年度－95 年度、96 年度－2000 年度であることを示している。

・「Model」列の「Fixed」、「Random」は、ハウスマン検定の結果、それぞれ固定効果モデル、変量効果モデルが採択されたことを示している。

・***, **, *はそれぞれ帰無仮説が有意水準 1%, 5%, 10% で棄却されることを表している。

表 17 グループ別の自己資本に関する推計結果（製造業）

91-95			96-00					
Group	Model	$\widehat{\beta}_1$	R^2	Group	Model	$\widehat{\beta}_1$	$\widehat{\beta}_2$	R^2
High q グループと Low q グループの比較								
High q	Fixed	0.0442 (0.0083)	*** 0.6287	High q	Fixed	0.0214 (0.0045)	0.9540 (0.0446)	*** 0.5802
Low q	Fixed	0.0461 (0.0082)	*** 0.6907	Low q	Random	0.0481 (0.0033)	0.6927 (0.0259)	***
負債比率による比較								
High D	Fixed	0.0584 (0.0128)	*** 0.6249	High D	Fixed	0.0473 (0.0090)	0.8785 (0.0430)	*** 0.5545
Low D	Fixed	0.0322 (0.0071)	*** 0.6721	Low D	Fixed	0.0231 (0.0039)	0.7547 (0.1431)	*** 0.3525
メインバンク依存度による比較								
Close	Fixed	0.0613 (0.0171)	*** 0.5867	Close	Random	0.0190 (0.0021)	0.8688 (0.0226)	***
Not	Fixed	0.0198 (0.0043)	*** 0.6832	Not	Fixed	0.0301 (0.0055)	0.6867 (0.1043)	*** 0.3518
流動性資産保有比率による比較								
High L	Fixed	0.0222 (0.0041)	*** 0.6872	High L	Fixed	0.0214 (0.0045)	0.9540 (0.0446)	*** 0.5802
Low L	Random	0.0737 (0.0021)	*** 0.9470	Low L	Random	0.0481 (0.0033)	0.6927 (0.0259)	***

$\widehat{\beta}_1$ はトービンの q の係数の推定値を、 $\widehat{\beta}_2$ はキャッシュフローの係数の推定値を、 R^2 は決定係数を表している。また括弧の中の数字は推定値の標準誤差を表している。
 ・「Year」列の「91-95」、「96-2000」はそれぞれ、推計期間が 91 年度 - 95 年度、96 年度 - 2000 年度であることを示している。
 ・「Model」列の「Fixed」、「Random」は、ハウスマン検定の結果、それぞれ固定効果モデル、変量効果モデルが採択されたことを示している。
 ・***, **, * はそれぞれ帰無仮説が有意水準 1%, 5%, 10% で棄却されることを表している。

表 18 グループ別の自己資本に関する推計結果（非製造業）

91-95			96-00					
Group	Model	$\widehat{\beta}_1$	R^2	Group	Model	$\widehat{\beta}_1$	$\widehat{\beta}_2$	R^2
High q グループと Low q グループの比較								
High q	Fixed	0.0216 (0.0053)	*** 0.9316 (0.0252)	*** 0.6745	Fixed	0.0098 (0.0034)	1.1522 (0.0525)	*** 0.5604
Low q	Random	0.0252 (0.0021)	*** 0.7596 (0.0285)	***	Fixed	0.0169 (0.0037)	0.9442 (0.0196)	*** 0.7950
負債比率による比較								
High D	Fixed	0.0123 (0.0042)	*** 0.9587 (0.0209)	*** 0.7428	Fixed	0.0075 (0.0040)	1.0654 (0.0412)	*** 0.6863
Low D	Random	0.0241 (0.0015)	*** 0.6553 (0.0365)	***	Fixed	0.0143 (0.0049)	1.0406 (0.0683)	*** 0.5354
メインバンク依存度による比較								
Close	Fixed	0.0200 (0.0055)	*** 0.9505 (0.0331)	*** 0.6175	Fixed	0.0075 (0.0083)	0.9457 (0.0349)	*** 0.6698
Not	Fixed	0.0164 (0.0040)	*** 0.8930 (0.0340)	*** 0.8055	Fixed	0.0184 (0.0049)	0.9290 (0.0588)	*** 0.6108
流動性資産保有比率による比較								
High L	Fixed	0.0226 (0.0063)	*** 0.9151 (0.0592)	*** 0.5959	Fixed	0.0166 (0.0048)	0.9175 (0.0546)	*** 0.5440
Low L	Fixed	0.0223 (0.0051)	*** 0.9124 (0.0303)	*** 0.7346	Random	0.0070 (0.0011)	1.0429 (0.0225)	*** 0.5354

$\widehat{\beta}_1$ はトービンの q の係数の推定値を、 $\widehat{\beta}_2$ はキャッシュフローの係数の推定値を、 R^2 は決定係数を表している。また括弧の中の数字は推定値の標準誤差を表している。
 ・「Year」列の「91-95」、「96-2000」はそれぞれ、推計期間が 91 年度-95 年度、96 年度-2000 年度であることを示している。
 ・「Model」列の「Fixed」、「Random」は、ハウスマン検定の結果、それぞれ固定効果モデル、変量効果モデルが採択されたことを示している。
 ・***, **, * はそれぞれ帰無仮説が有意水準 1%, 5%, 10% で棄却されることを表している。

B.3 クロスセクションの推計結果

本小節では有利子負債と自己資本を対象として、各年度のクロスセクションデータを用いた推計結果を報告する。その推計結果から設備投資や流動性資産と同様に、トービンの q の係数や、キャッシュフロー感応度の時系列的变化について検討したい。

製造業の場合、表 19 で報告されている有利子負債と自己資本に関する推計結果は、設備投資と比べれば各年度ともパネルデータに基づく推計結果と整合的である。90年代後半になると有利子負債のキャッシュフロー感応度が大きく（絶対値で小さく）なる表 13 の推計結果は、表 19 の推計結果の傾向ともやはり一致している。

非製造業のクロスセクションデータを用いた推計結果は表 20 で報告されている。有利子負債に関しては、トービンの q の係数の推定値が有意である年度は存在するが、キャッシュフロー感応度の推定値はまったく有意ではなく、パネルデータを用いた推計結果との整合性も乏しい。その一方で、自己資本に関しては、パネルデータを用いた推計結果とクロスセクションデータを用いた推計結果とは大きく異なる。

表 19 クロスセクションの推定結果：有利子負債と自己資本（製造業）

DEP	D				E			
Year	$\widehat{\beta}_1$		$\widehat{\beta}_2$		$\widehat{\beta}_1$		$\widehat{\beta}_2$	
91	0.0329 (0.0120)	***	-0.1676 (0.0756)	**	0.0306 (0.0091)	***	0.8200 (0.0599)	***
92	0.0347 (0.0202)	*	-0.2557 (0.1037)	**	0.0454 (0.0263)	*	0.8461 (0.0431)	***
93	0.0462 (0.0142)	***	-0.2416 (0.0899)	***	0.0714 (0.0236)	***	1.0579 (0.1644)	***
94	0.0640 (0.0136)	***	-0.4560 (0.1916)	**	0.0267 (0.0128)	**	0.9176 (0.0874)	***
95	0.0312 (0.0286)		-0.5530 (0.1538)	***	0.1118 (0.0523)	**	0.9326 (0.0734)	***
96	0.0298 (0.0082)	***	-0.1120 (0.0897)		0.0317 (0.0128)	**	0.3092 (0.2854)	
97	0.0574 (0.0152)	***	-0.4726 (0.1839)	**	0.0335 (0.0104)	***	0.9276 (0.0789)	***
98	0.0470 (0.0117)	***	-0.1741 (0.0618)	***	0.0398 (0.0170)	**	0.8020 (0.0860)	***
99	-0.0001 (0.0054)		-0.2015 (0.1408)		0.0341 (0.0104)	***	0.9232 (0.0670)	***
00	0.0229 (0.0198)		-0.2315 (0.1705)		0.0436 (0.0165)	***	0.0165 (0.1461)	***

・説明変数は、今期のトービンの q 、1 期前のトービンの q 、キャッシュフロー、売上高の対数値、1 期前の負債比率、参入・退出ダミー変数、産業ダミー変数である。

・ $\widehat{\beta}_1$ は今期のトービンの q の係数の推定値を、 $\widehat{\beta}_2$ はキャッシュフローの係数の推定値を、 R^2 は決定係数を表している。また括弧の中の数字は推定値の標準誤差を表している。

・DEP の行の D 、 E はそれぞれ、被説明変数が有利子負債、自己資本であることを示している。

・***, **, *はそれぞれ帰無仮説が有意水準 1%, 5%, 10% で棄却されることを表している。

表 20 クロスセクションの推定結果：有利子負債と自己資本（非製造業）

DEP	D		E		
Year	$\widehat{\beta}_1$	$\widehat{\beta}_2$	$\widehat{\beta}_1$	$\widehat{\beta}_2$	
91	0.2249 (0.1407)	-0.1832 (0.1229)	0.0238 (0.0145)	0.7967 (0.1323)	***
92	0.0309 *** (0.0094)	-0.0660 (0.0704)	0.0045 (0.0053)	0.5396 (0.1213)	
93	0.0765 *** (0.0204)	-0.0143 (0.0663)	0.0384 *** (0.0121)	0.5167 (0.1038)	***
94	0.0217 ** (0.0084)	-0.0467 (0.0960)	0.0294 *** (0.0099)	0.5781 (0.1154)	***
95	0.0429 *** (0.0149)	0.0191 (0.0724)	0.0499 ** (0.0198)	0.3591 (0.1419)	**
96	0.0044 (0.0096)	0.0701 (0.0815)	0.0479 * (0.0290)	0.2627 (0.1573)	*
97	0.0224 ** (0.0102)	0.0184 (0.0758)	0.0354 * (0.0198)	0.3800 (0.1397)	***
98	0.0006 (0.0067)	-0.0320 (0.0582)	0.0199 *** (0.0076)	0.4559 (0.0917)	***
99	0.0027 (0.0036)	-0.0505 (0.0415)	0.0190 (0.0132)	0.2470 (0.1791)	
00	0.0033 (0.0021)	0.0365 (0.0436)	0.0067 *** (0.0022)	0.3043 (0.2242)	

・説明変数は、今期のトービンの q 、1 期前のトービンの q 、キャッシュフロー、売上高の対数値、1 期前の負債比率、参入・退出ダミー変数、産業ダミー変数である。

・ $\widehat{\beta}_1$ は今期のトービンの q の係数の推定値を、 $\widehat{\beta}_2$ はキャッシュフローの係数の推定値を、 R^2 は決定係数を表している。また括弧の中の数字は推定値の標準誤差を表している。

・DEP の行の D 、 E はそれぞれ、被説明変数が有利子負債、自己資本であることを示している。

・***, **, * はそれぞれ帰無仮説が有意水準 1%, 5%, 10% で棄却されることを表している。

B.4 トービンの q の内生性を考慮した推計結果

設備投資や流動性資産と同様に、有利子負債と自己資本に関してもトービンの q の内生性を考慮して、本小節では 2 種類の方法により推計を行った。その 1 つは、トービンの q に関して当期の値を用いるのではなく、1 期前の値を用いる方法である。もう 1 つの方法は操作変数法を用いた推計である。本節では操作変数として 1 期前のトービンの q 、今期と 1 期前のキャッシュフロー、産業ダミー変数が用いられている。

91 年度から 2000 年度までの全標本を用いた推計結果は表 21 で報告されている。表 2 の推計結果と異なるのは、業種や推計方法を問わず自己資本に関しては、トービンの q の係数の推定値が有意に負となっている点である。トービンの q に関するこの推計結果は、これまでの結果と比べると推定値の符合がまったく逆になっている。このような推計結果が得られた理由は、今期の q と 1 期前の q が、流動性資産と同様に、自己資本に対してまったく反対の影響を与えている可能性がある。そこで本稿では (1) 式の説明変数に 1 期前のトービンの q を加えた推計も試みた。

その推計結果は表 22 で報告されている。表 22 によると、やはり業種や推計方法に関わらず自己資本の場合は、今期のトービンの q の係数の推定値は有意に正であるのに対し、1 期前の q の係数の推定値は有意に負である。したがって表 21 のような推計結果が得られた理由は、今期の q と 1 期前の q が、自己資本に対して正反対の影響を与えているからであると思われる。

表 21 q の内生性を考慮した推定結果（有利子負債と自己資本）

DEP	製造業			非製造業				
	Model	$\widehat{\beta}_1$	$\widehat{\beta}_2$	R^2	Model	$\widehat{\beta}_1$	$\widehat{\beta}_2$	R^2
D	q(-1)	0.0164 (0.0015)	*** -0.2893 (0.0351)	*** 0.1376	q(-1)	0.0077 (0.0009)	*** 0.0555 (0.0205)	***
	I.V.	0.0391 (0.0026)	*** -0.3333 (0.0164)	***	Random I.V.	0.0065 (0.0026)	** 0.0321 (0.0235)	**
E	q(-1)	-0.0023 (0.0016)	*** 0.9538 (0.0309)	*** 0.4490	q(-1)	-0.0061 (0.0025)	* 0.9866 (0.0376)	*** 0.5950
	I.V.	-0.0055 (0.0021)	** 0.9599 (0.0136)	***	Fixed I.V.	-0.0614 (0.0102)	*** 1.2444 (0.0512)	***

- $\widehat{\beta}_1$ はトービンの q の係数の推定値を、 $\widehat{\beta}_2$ はキャッシュフローの係数の推定値を、 R^2 は決定係数を表している。また括弧の中の数字は推定値の標準誤差を表している。
- q(-1) の列では今期の q の代わりに 1 期前の q を説明変数として用いた推定結果が、また I.V. の列では操作変数法を用いた推定結果が報告されている。操作変数は 1 期前の q、今期のキャッシュフロー、産業ダミーが用いられている。
- 「Model」の列の「Fixed」、「Random」は、ハウスマン検定の結果、それぞれ固定効果モデル、変量効果モデルが採択されたことを示している。
- DEP の列の D、E はそれぞれ、被説明変数が有利子負債、自己資本であることを示している。
- ***, **, * はそれぞれ帰無仮説が有意水準 1%、5%、10% で棄却されることを表している。

表 22 q のラグ変数を用いた推定結果 (有利子負債と自己資本)

	DEP	Model	$\widehat{\beta}_1$		$\widehat{\beta}_2$		$\widehat{\beta}_3$		R^2
製造業	D	Fixed	0.0245 *** (0.0029)		-0.3169 *** (0.0347)		0.0061 *** (0.0022)		0.1556
	E	Random	0.0384 *** (0.0031)		0.9105 *** (0.0298)		-0.0183 *** (0.0022)		0.4918
非製造業	D	Fixed	0.0251 *** (0.0058)		-0.0076 (0.0483)		0.0049 (0.0039)		0.1815
	E	Fixed	0.0224 *** (0.0044)		0.8927 *** (0.0351)		-0.0084 *** (0.0036)		0.6363

・ $\widehat{\beta}_1$ は今期のトービンの q の係数の推定値を, $\widehat{\beta}_2$ はキャッシュフローの係数の推定値を, $\widehat{\beta}_3$ は 1 期前のトービンの q の係数の推定値を, R^2 は決定係数を表している。また括弧の中の数字は推定値の標準誤差を表している。

・「Model」の列の「Fixed」, 「Random」は, ハウスマン検定の結果, それぞれ固定効果モデル, 変量効果モデルが採択されたことを示している。

・DEP の列の D , E はそれぞれ, 被説明変数が有利子負債, 自己資本であることを示している。

・***, **, * はそれぞれ帰無仮説が有意水準 1%, 5%, 10% で棄却されることを表している。

付録 C 企業の投資に関する先行研究について

C.1 日本企業を対象とした設備投資関数の実証研究

設備投資に関する実証研究を行なう場合、推定モデルは、ジョルゲンソン型や加速度原理に基づくものと、企業価値最大化問題に基づくトービンの q 理論や調整費用モデル等に大別される。後者のモデルの方が前者のモデルと比べると明確な理論的根拠を有しているが、実証上のパフォーマンスは劣ることが問題とされてきた。⁹

このような問題を解決するために、企業価値最大化問題に基づく設備投資関数は、モデルや推計方法に関して様々な形の拡張が行なわれてきたが、推計方法としては構造型を推計するものと誘導型を推計するものに分けられる。構造型の場合は、企業価値最大化問題から導出されるオイラー方程式が直接、GMM などの手法によって推計される。¹⁰一方、誘導型の場合は、被説明変数としての設備投資額（あるいは資本ストックで基準化された設備投資額）を、トービンの q や利潤率などの説明変数に回帰させるものである。本小節では、誘導型に基づいて日本企業を対象とした設備投資関数の実証研究を展望する。

誘導型の場合、主な説明変数はトービンの q である。トービンの q にはいわゆる平均 q と限界 q が存在するが、生産技術の一次同次性や完全競争市場などの仮定の下で両者が一致することを Hayashi (1982) は示している。したがって実証研究を行なう立場から見れば、平均 q と限界 q の選択は問題にならない。しかしながら、現実的に Hayashi (1982) が想定した仮定が成立しているかどうかは必ずしも明らかではないし、また平均 q 、限界 q のいずれにせよ、データ利用可能性の点から厳密なトービンの q を計算することは困難である。その結果として、研究者によって計算方法の異なるトービンの q を用いた様々な実証研究が存在している。

平均 q を用いた代表的な研究は Hayashi and Inoue (1991), Hoshi and Kashyap (1990), Hoshi, Kashyap and Scharfstein (1991) である。いずれの研究も平均 q の分母に当たる有形固定資産の再取得価格が計算され、税制も考慮されている。Hayashi and Inoue (1991) は業種や年度によってトービンの q の説明力が異なっていることを報告している。Hoshi and Kashyap (1990) はトービンの q の説明力が安定的でなく、また Hoshi, Kashyap and Scharfstein (1991) は、独立系企業の q の係数の推計値がほとんどの場合に有意ではないこ

⁹ 近年の研究成果を踏まえた設備投資に関する研究の包括的な展望は、宮川 (1997), 鈴木 (2001) で行なわれている。

¹⁰ 代表的な研究は Ogawa et al. (1996), Ogawa and Suzuki (1998) である。

とを報告している。

資本財の異質性を考慮して平均 q を計算し、76-94 年の製造業を対象に設備投資関数を推定した研究が浅子・國則・井上・村瀬 (1989, 1997) である。Hayashi and Inoue (1991) は有形固定資産の種別ごとに実質資本ストックを計算しているが、調整費用は実質資本ストックの集計量に対してかかることを仮定している。浅子・國則・井上・村瀬 (1989, 1997) は、各種資本財の調整費用関数の分離可能性を前提とすることによりこの仮定を緩め、資本ストックの種別ごとにトービンの q を計算し、これを multiple q と呼んでいる。浅子・國則・井上・村瀬 (1989, 1997) は、有形固定資本を土地とそれ以外のものに区別し、それぞれ q を計算しているが、そのことによりトービンの q の説明力が高まったとは必ずしも言えない。¹¹

Multiple q とは反対に、平均 q を最も簡便な形で計算したものは時価簿価比率であるが、時価簿価比率で設備投資関数を推計することによりトービンの q の説明力は低下するだろうか。時価簿価比率を用いて設備投資関数を推計した例はほとんど存在しないが、例外的な研究は宮島・蟻川・齊藤 (2001) である。宮島・蟻川・齊藤 (2001) は、67-92 年の製造業を対象に、有形固定資産を時価評価した場合と簿価のまま、すなわち時価簿価比率の場合との比較を行なっている。¹² その結果、(1) 両者の相関係数は極めて高い、(2) どちらを使ってもトービンの q の係数の推計値は有意に正で、設備投資関数の推計結果に大きな影響を与えないこと、を報告している。¹³

次に平均 q ではなく限界 q を用いた実証研究の結果を展望しよう。小川・北坂 (1998) は、平均 q と限界 q を計算した上で、(1) 平均 q は限界 q と比べるとファンダメンタルズでは説明できない要素を含んでいる、(2) 平均 q の場合、トービンの q の係数の推計値が有意でなかったり負になるのに対し、限界 q の場合はほとんどの業種で有意に正になる、ことを示している。¹⁴ やはりパネルデータで限界 q を計算し、設備投資関数を推計したのが鈴木 (2001) である。鈴木 (2001) が分析の対象としたのは 70-93 年度の製造業であるが、トー

¹¹ 浅子・國則・井上・村瀬 (1989, 1997) はクロスセクションの推計を各年度ごとに行い、トービンの q の係数の推計値が安定的に正で有意でないことを根拠に、トービンの q の説明力は限定的であると結論づけている。ただし、建物・機械装置などのトービンの q の説明力は、浅子・國則・井上・村瀬 (1989) と比べると浅子・國則・井上・村瀬 (1997) の方が改善されている。

¹² ただし宮島・蟻川・齊藤 (2001) は、Hayashi and Inoue (1991) のように有形固定資産の種別ごとに実質資本ストックを計算しているか、Hoshi and Kashyap (1990) のように区別せずに計算しているのかは明らかではない。

¹³ 決定係数は、有形固定資産を時価評価した平均 q の場合の方が、時価簿価比率の場合よりも大きいため、宮島・蟻川・齊藤 (2001) は前者を使う方が望ましいと主張している。

¹⁴ ただし小川・北坂 (1998) は、これまで紹介した研究と異なり、業種別の時系列データを用いた結果であることに留意する必要がある。

ビンの q の係数の推計値は安定的に有意に正であることを報告している。

これまでの展望から明らかになったことは、それぞれの研究で推計期間、推計方法、対象となる企業が異なっているものの、トービンの q の説明力がトービンの q の計算方法に依存していることである。平均 q を用いた場合は特にその傾向が顕著であるが、multiple q のような計算の精緻化がトービンの q の説明力を向上させたとも必ずしも言えないし、また時価簿価比率のような単純な指標が説明力の点で劣っているわけでもない。平均 q と比べると、限界 q の説明力は安定的である。しかし平均 q は観測可能なデータから計算が可能であるのに対し、限界 q は将来の利潤率や割引率を推計した上で計算する必要がある。この点に関して恣意性が存在することと、特にクロスセクションデータや標本期間の短いマイクロデータに適用することが困難であることに留意する必要がある。

C.2 設備投資と流動性制約

経営者と投資家との間で情報の非対称性が存在するような状況では MM 定理が成立しないので、内部留保や流動性資産の保有量が企業の設備投資に影響を与えることが予想される。このような問題に対して理論的考察を行ったのが、Townsend (1979)、Williamson (1987) などである。またこの分野の実証研究では、投資家と経営者との間の情報の非対称性に基づくエージェンシー費用の存在とそこから派生する資本市場の不完全性が設備投資に与える影響の有無が様々な観点から検討されている。¹⁵資本市場の完全性と企業価値最大化を目的とする新古典派的な企業行動のモデルを前提とすれば、トービンの q が企業の投資機会を表す十分統計量になっている。したがって設備投資額を資本ストックで割った投資・資本比率を q で回帰させた場合、その係数は正で有意になることが期待される一方、それ以外の変数を加えて推計したとしてもそれらの追加的な変数の係数の推定値は有意ではないはずである。しかしながら実際の投資関数の推計では追加的な変数、特に内部資金の指標であるキャッシュフローの説明力が無視できないことを多くの先行研究が報告している。

アメリカ企業を対象とした設備投資とキャッシュフローに関する代表的な研究は Fazzari, Hubbard and Petersen (1988) であるが、Fazzari, Hubbard and Petersen (1988) はエージェンシー費用の大小に関する分類を配当額に依存して決定している。その理由は投資機会に恵まれた企業で、外部資金費用が自己資金費用よりも高い場合、その企業は配当で支払わずに設備投資に支出するはずだからである。したがって配当が低額の企業は資金制約に

¹⁵ 本節で紹介した以外の資本市場の不完全性と設備投資に関する実証研究については Hubbard(1998) に詳しい。

直面している可能性が高く、自己資金の変化に対して感応的であると考えられる。

エージェンシー費用の存在という観点から日本企業の設備投資を分析したのは Hoshi, Kashyap and Scharfstein (1991) である。¹⁶Hoshi, Kashyap and Scharfstein (1991) は外部資金と内部資金の費用差、すなわちエージェンシー費用が小さい企業をメインバンクを有する企業（系列系企業）と考え、それ以外の企業（独立系企業）を費用差が大きい企業と見なしている。その理由は、メインバンクなど金融機関を含む系列企業同士で株式を持ち合うことによりその企業の経営状態を銀行は容易に把握することができ、したがってエージェンシー費用が低いと考えられるからである。実際に Hoshi, Kashyap and Scharfstein (1991) の推計結果によれば、系列系企業のほうが独立系企業に比べてキャッシュフローの変化に対する投資の感応度が小さいことから、外部資金と内部資金の代替性が大きく、メインバンクはエージェンシー費用の引き下げに役立っていると結論づけている。これに対し Hayashi and Inoue (1991) は、Hoshi, Kashyap and Scharfstein (1991) と同様にキャッシュフローが設備投資に影響を与える結果を得ているが、キャッシュフローは企業の不完全競争から派生するレントの指標であるとの見解を示している。

最近の設備投資に関する研究では、設備投資のキャッシュフロー感応度を流動性制約の指標として解釈することに疑問が呈されている。設備投資関数におけるキャッシュフロー感応度への従来の理解に対する第1の批判は、外部資金調達費用に関するものである。Kaplan and Zingales (1997) は、設備投資とキャッシュフローの関係が外部資金調達の追加的費用関数の形状に大きく依存し、必ずしも正のキャッシュフロー感応度が流動性制約の証左とはならないことを議論している。また彼らは実際に企業をグループ分けして設備投資関数を推計し、資金制約に直面していないと思われる企業のキャッシュフロー感応度が、資金制約に直面していると思われる企業のキャッシュフロー感応度よりも高い例が存在することを示している。¹⁷

Boyle and Guthrie (2003) は、流動性制約に加えて投資の不可逆性と不確実性が存在する場合、設備投資関数を推計すると、流動性資産を豊富に保有する企業のキャッシュフロー感応度が流動性資産を持たない企業のキャッシュフロー感応度よりも大きくなる可能性が

¹⁶ この他に、エージェンシー費用を引き下げる要因として土地の担保機能に焦点を当てて設備投資関数を推計した研究は鈴木・小川 (1997)、小川・北坂 (1998)、Ogawa and Suzuki (1998) である。一連の研究は土地の保有がエージェンシー費用の引き下げに有意に影響していることを示している。

¹⁷ この点に関する論争は Fazzari, Hubbard and Petersen (2000) と Kaplan and Zingales (2000) で引き続き行われている。また Moyen (2004) は流動性制約に直面する企業の分類方法やモデルを変えることによって、同一のデータから Fazzari, Hubbard and Petersen (1988) と Kaplan and Zingales (1997) の推定結果が再現できることを示している。

あることを示している。Dixit and Pindyck (1994) などで議論されているように、投資の不可逆性と不確実性が存在する場合、企業には投資を延期することの価値が生じる。Dixit and Pindyck (1994) では設備投資を将来に実行する場合には資金制約に直面しないことを仮定しているが、もし資金制約に直面する可能性が存在するのであれば、投資を延期することは将来の有益な投資機会を活用することができなくなるリスクを伴う。このような状況で現時点のキャッシュフローが増加すると、流動性資産へ投資すれば、将来、資金制約に直面する可能性は低くなる。その結果、投資を延期することの価値が上昇し、企業は現在、投資せずに将来へ投資を延期することになる。しかし既に流動性資産を十分に保有している企業は将来、資金制約に直面する可能性が低いために、現時点でのキャッシュフローの増加は投資を延期することの価値をあまり上昇させない。その結果、流動性資産が豊富な企業は、投資を延期することなく現時点で積極的に実行することになり、キャッシュフローと設備投資の間に強い相関関係が生じるというのが Boyle and Guthrie (2003) の主張である。

第2の批判は、トービンの q の測定誤差が正のキャッシュフロー感応度の原因であるという主張である。この点に関する代表的な研究は Gomes (2001), Alti (2003) である。Gomes (2001) はフィナンシャルな制約の存否とキャッシュフロー感応度には必然的な関係がないことを示している。彼は、制約がなくても、正の感応度が生じるケースや、正の感応度が単にトービンの q の測定誤差に起因するケースを提示している。

Alti (2003) は流動性制約の有無がキャッシュフロー感応度の大きさに影響を与えないことと、成長可能性が高く配当性向が低い企業のキャッシュフロー感応度が大きくなる傾向があることを示している。さらに正のキャッシュフロー感応度の原因がトービンの q の測定誤差であることを指摘している。Alti (2003) は、設備投資とキャッシュフローの相関に関して、キャッシュフローがトービンの q では捉えることができなかった企業の成長可能性を反映しているためと解釈している。

第3の批判は計量経済学的な観点からもたらされた。Hayashi and Inoue (1991) は、トービンの q とキャッシュフローに共通する確率的ショックが設備投資に対するキャッシュ感応度の「見せかけ」の関係を生じさせることを指摘している。特に、期間収益に対するショックが永続的である場合、トービンの q とキャッシュフローの相関が大きくなる。そうしたケースでは、適切な操作変数で制御しない限り、推計結果に「見せかけ」の関係が反映する可能性がきわめて高い。

Erickson and Whited (2000) はトービンの q に測定誤差が存在する場合の計量経済学的な問題を議論している。Erickson and Whited (2000) は測定誤差を考慮した GMM を提案

し、その推計結果から正のキャッシュフロー感応度は測定誤差から生じている可能性を指摘している。また流動性制約に直面していると思われる企業に関しても、キャッシュフローではなくトービンの q の説明力が高いことを報告している。

C.3 流動性資産の保有

固定資産への投資である設備投資と比べると、流動性資産に関する議論は必ずしも多くはない。むしろこれまでは負債や自己資本など資金調達に関わる問題と関係づけながら議論されることが多かった。

例えば Jensen (1986) らのフリー・キャッシュフローに関する議論にしたがえば、株主が経営者の行動を規律付けることが困難である場合、キャッシュフローに限らず、将来に非効率的な投資に転化され得る流動性資産を必要以上に保有することは株主にとって望ましくない。このような場合、意図的に負債比率を高めて余分な流動性資産を保有させないようにするだろう。

またペッキング・オーダー理論では内部留保として保有している資金は、同時にバランスシート上では固定資産か流動資産に投資されていなければならない。投資機会に恵まれた企業であれば、経営者は内部留保を用いて設備投資を行うだろうから、比較的投資機会に乏しい企業では流動性資産の形で資金を保有していると考えられる。

以上で説明した研究とは異なり、企業の流動性リスク管理に関して理論的な考察を行った代表的な研究が Holmström and Tirole (1998, 2000) である。Holmström and Tirole (1998, 2000) は、投資プロジェクトを実行している途中で外生的なショックにより損害が発生し、企業がプロジェクトを継続するためには追加的な資金が必要な状況を想定している。このようなショックを Holmström and Tirole (1998, 2000) は「流動性ショック」と呼んでいるが、企業は流動性ショックに備えて事前に一定の流動性を確保することが望ましい場合が存在する。なぜなら流動性ショックが発生してプロジェクトが継続されなければ、プロジェクトの期待収益率が正であるにも関わらず、収益を得る機会を失う可能性があるからである。ただし流動性ショックが生じるすべての状況に対して経営者が流動性を確保する必要はない。なぜならあまりにも流動性ショックの程度が大きかった場合、外部の投資家が追加的に流動性を供給したとしても期待収益率が負になる可能性があるからである。すなわち大きな流動性ショックが発生した場合、投資家には流動性を供給する誘因が存在しない。したがって流動性ショックが生じる前に経営者と投資家の間で、事前に確保すべき流動性の最適水準が存在することになる。

Holmström and Tirole (1998, 2000) と同様の目的意識に基づき、流動性資産投資関数のキャッシュフロー感応度が流動性制約の指標になることを示し、アメリカのデータを用いて実証研究を行ったのは Almeida, Campello and Weisbach (2004) である。Almeida, Campello and Weisbach (2004) は現在だけでなく将来、流動性制約に直面する可能性がある場合、キャッシュフローが流動性資産へ投資されるのに対し、将来、自由に資金調達できるような企業にはキャッシュフローと流動性資産投資との間に一意的な関係がないことを理論モデルで示している。さらにその含意を実証分析したところ、流動性制約に直面する可能性が高い企業のキャッシュフロー感応度が有意に正であることを報告している。

アメリカなどの諸外国の企業と比べると、日本企業の流動性資産の保有比率が極めて高いことを指摘したのは Rajan and Zingales (1995) である。Rajan and Zingales (1995) の指摘を踏まえて、日本企業の流動性資産保有の決定要因を分析したのが Pinkowitz and Williamson (2001) である。Pinkowitz and Williamson (2001) は、日本の銀行が資本市場における独占力を行使した結果、融資先企業に拘束性預金を強いることができたために流動性資産の保有比率が高まったと結論づけている。また 90 年代に入って日本企業の流動性資産保有比率が低下したことは、銀行の資本市場における影響力が低下したことによって説明できると Pinkowitz and Williamson (2001) は主張している。

C.4 メインバンクの役割

日本の資本市場を特徴づける代表的な要因として挙げられるのはメインバンク制度である。メインバンクの定義自体、必ずしも共通の理解が存在するわけではないが、株式持合いや融資などの資本関係、あるいは役員派遣など企業にとって最も密接な関係にある銀行がメインバンクであり、メインバンクは資本市場で独自の役割を果たしてきたと考えられている。メインバンクと企業との密接な関係により、特にメインバンクによる企業のモニタリングの効率化とエージェンシー費用の引き下げを可能にしたという点で、メインバンクの役割を評価する研究は多く存在する。

メインバンクがエージェンシー費用に引き下げに寄与していることを設備投資の観点から示したのは、既に説明した Hoshi, Kashyap and Scharfstein (1991) の研究である。また資本構成の観点からメインバンクが負債のエージェンシー費用を引き下げていることを示したのは Fukuda and Hirota (1996) の研究である。Fukuda and Hirota (1996) は 1980 年代後半の財務データを用いて、メインバンク融資比率と負債比率を被説明変数とする連立方程式を 2 段階最小二乗法で推計している。その結果、メインバンク融資比率と負債比率

との間に正の相関があることが観測され、Fukuda and Hirota (1996) はメインバンクとの関係が強い企業ほど負債のエージェンシー費用が低いと主張している。¹⁸

また 1991-92 年のデータを用いて、メインバンクの経営状態と設備投資との関係を考察したのは Gibson (1995) である。Gibson (1995) によればメインバンクの社債格付けが低い企業では、メインバンクの社債格付けが高い企業と比べると設備投資が約 30% 減少していることを示し、メインバンクの健全性が融資先企業の設備投資に有意に影響を与えていることを報告している。したがって以上のような実証研究によれば、メインバンクは取引先の企業に対して設備投資や資本構成の観点から望ましい影響を与えていたことになる。

しかしこのような見解とは全く反対に、メインバンクの役割に関して否定的な見解を示す研究も存在する。Hayashi and Inoue (1991) のデータに基づいて Hoshi, Kashyap and Scharfstein (1991) を再検証した Hayashi (2000) は、Hoshi, Kashyap and Scharfstein (1991) の結果が資本ストックの不適切な計算方法に起因したものであり、メインバンクは資本市場の不完全性を補完するものでないと主張している。¹⁹宮島・蟻川・齊藤 (2001) は、メインバンクは融資先企業の流動性制約を緩和していた可能性が存在するものの、メインバンクと密接な関係にあった企業はむしろ過剰投資を行っていたと主張している。

Weinstein and Yafeh (1998) は 1976-86 年までのデータを用いて、メインバンクを持つ企業と持たない企業との間で、企業財務に関する指標がどのように異なっているのかを検討している。Weinstein and Yafeh (1998) によると、メインバンクを持つ企業の方が利払い額が大きく、利益率も成長率も低いという結果が得られている。この実証結果は、メインバンクが融資先となる企業からの所得移転を行っていると同時に、融資先企業のパフォーマンスに負の影響を与えていることを示唆していることになる。またこのことは結果的に、融資先企業に拘束性預金を強いることになり、日本企業の高い流動性資産保有比率をもたらしたと Pinkowitz and Williamson (2001) は述べている。²⁰

¹⁸ Hirota (1999) は、1977 年から 92 年までの間にデータを拡張し、またメインバンクと融資先企業との関係について複数の変数を用いて、メインバンク関係が負債比率に与える影響を考察している。その結果、Fukuda and Hirota (1996) と同様に、メインバンクとの関係が強い企業ほど負債比率が高いことが観測されることを報告している。

¹⁹ Hayashi and Inoue (1991) は資本財を種別分類し、各項目ごとに資本財の再取得価格を計算しているのに対し、Hoshi, Kashyap and Scharfstein (1991) は項目ごとの計算を行っていない。この計算方法の違いが推計結果にバイアスをもたらしている可能性を Hayashi (2000) は指摘している。なお Hoshi (2000) は Hayashi (2000) に対する再反論を行なっている。

²⁰ ただし Pinkowitz and Williamson (2001) はメインバンクの存在が高い流動性資産の保有比率をもたらしていることを検証しているわけではない。しかしながらメインバンクがエージェンシー費用を引き下げているのであれば、企業は余分な流動性資産を持つ必要はないはずだが、実際にはアメリカの企業と比べると流動性資産の保有比率は日本企業のほうが高い。また日本と同じ銀行中心の金融システムが存在するドイツと比べてもやはり流動性資産の保有比率が高いという事実から、Pinkowitz and Williamson (2001) は日

これまでに紹介したメインバンクに関する議論は 1970 年代から 90 年代初頭のデータを用いたものであり、金融の自由化が一層進行し、また「バブル経済」崩壊後の不況が深刻化した、90 年代中期以降のデータを用いてメインバンクの役割を議論した実証研究は必ずしも多くない。Gibson (1997) は 1994-95 年のデータを用いて Gibson (1995) と同様の分析を行っている。その推計結果によれば、Gibson (1995) の推計結果と異なり、(1) 上場企業全体としてはメインバンクの健全性が融資先企業の設備投資に影響を与えていない、(2) しかし過去、社債を発行していないような銀行依存度が高い企業に関しては、メインバンクの社債格付けが低い場合に設備投資に対してマイナスの影響を与えていることを示している。Gibson (1997) はこのような推計結果の違いを経済環境の変化が原因であると結論づけている。

本企業の流動性資産の保有に関してメインバンクの影響が無視できないことを主張している。

付録 D 使用データについて

D.1 データの出所

各データの出所は以下の通りである。有価証券報告書の記載項目を中心とした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」である。財務データは個別決算データである。²¹メインバンクの特定化には東洋経済新報社の「会社四季報」を用いている。デフレータとして利用した総合卸売物価指数は日経 NEEDS のマクロ経済データより採録している。株価は Bloomberg 社のデータを用いている。

D.2 決算期の変更と企業の合併

企業が決算期の変更を行った場合、ある特定の年度に関して複数の決算期の財務データが存在することになる。このような問題を回避するために、「企業財務データバンク」では正規化措置が行われている。正規化措置とは、同一会計年度に複数の決算期の財務データが存在する場合に、当該会計年度に属する決算月数の最も大きい決算期データ（決算月数が同じ場合は新しい方のデータ）を当該年度の代表データとみなし、これを 12 ヶ月換算することである。

企業が合併した場合、存続企業には引き続き合併後の財務データが記録されている。一方、非存続企業には合併以前までの財務データが記録されている。したがって存続企業の財務データは、合併前と合併後でその値が大きく変化している可能性がある。しかし本稿では、企業の買収や買収を投資行動の一つと見なし、このようなデータの非連続性を理由として合併後の存続企業を標本から除外しない。

D.3 標本の選択

本稿では、「企業財務データバンク」に収録されている、東京・大阪・名古屋の 3 証券取引所第 1 部・2 部上場企業のうち金融・保険業を除く全ての企業を推計の対象としている。推計の対象となる期間は 91 年度から 2000 年度までであるが、推計の対象となった企業は、データの作成上、89 年 4 月以降に存続した企業に限定されている。最終的に推計の対象とした標本の選択方法は以下の通りである。

²¹ 財務データについては、明らかな入力違いと思われるいくつかのデータを修正した。修正したのは、決算年月日の重複等（15 ヶ所）・株式数等（5 ヶ所）である。

各企業の財務データは、決算期が1989年4月期から2001年3月期までの期間のデータが抽出されている。決算期は企業によって異なっているが、本稿では、 $t-1$ 年4月1日から t 年3月31日までの決算期を、 t 年度の決算期間と定義している。²²このようにして、1989年度から2000年度までのデータが作成された。データが89年度から抽出されているのは、6.4.4節と6.4.5節で説明するように、実質資本ストックや設備投資の1年分のラグ変数を90年度から作成するために抽出期間を遡及したためである。推計期間は91年度から2000年度であるが、この段階での標本数は製造業と非製造業を合わせて21,705である。

2.2.4節で説明したように、本稿ではメインバンクの持ち株比率を推計の一部で用いている。そのためにメインバンクを特定化する必要があるが、6.4.6節で説明するような作業の過程で、いくつかの企業についてはメインバンクを特定化することができなかった。メインバンクを特定化できなかった企業を標本から除外した結果、標本数は21,481となった。以上の手続きに基づいてパネルデータが作成されるが、非バランスパネルデータの場合、標本数は製造業で13,125、非製造業では8,356である。この中で91年度から2000年度まで継続して存続した企業数は、製造業で1,160社、非製造業で641社である。

2.4節以降では、企業の属性を表す変数に基づき標本がグループ分けされて推計が行われている。この場合、90年代前半の場合は90年度の指標に基づいて、また90年代後半の場合は95年度の指標に基づいて、グループ分けが行われている。²³企業をグループ分けした場合は、バランスパネルデータで推計が行われている。したがって90年代前半は90年度から95年度までのバランスパネルデータ、90年代後半は95年度から2000年度までのバランスパネルデータを用いている。90年代前半の標本数は、製造業では6,150（1,230社）、非製造業では3,450（690社）である。また90年代後半の標本数は、製造業では6,320（1,264社）、非製造業では4,035（807社）である。

D.4 設備投資

本稿では設備投資と資本ストックを、それぞれ資産種別ごとにデータを作製し、最終的に集計する方法で計算している。資産の種別は、(1) 建物、(2) 構築物、(3) 機械装置、(4) 船舶、(5) 車両運搬具、(6) 工具器具備品である。

²² したがって本稿では、例えば1991年12月や1992年1月が決算期の企業の財務データは、1991年度の財務データと考えているのに対して、1992年4月や1992年8月が決算期の企業のデータは、1992年度の財務データと考えていることになる。

²³ 例えば、90年代前半のHigh qグループとLow qグループは、90年度のトービンのqで企業がどちらかのグループに分類される。

設備投資額の計算では、粗投資の概念から種別ごとの有形固定資産の増加額を求め、これを名目設備投資額とし、さらに実質化することにより実質設備投資額を算出している。実質化に用いたデフレーターは、総合卸売価格指数の建設用材料（素原料材＋中間財を採用）と機械器具、輸送用機器（基本分類別指数による）として、(1)建物および(2)構築物には建設用材料の指数を、(3)機械装置および(6)工具器具備品には機械器具の指数を、(4)船舶および(5)車両運搬具には輸送用機器の指数を用いて実質化した。価格指数はそれぞれ、実質資本ストックを推計する際にベンチマーク年とした年度の指数を1として計算している。

次に名目設備投資額の計算方法について説明しよう。本稿では名目設備投資額として付属明細表に記載されている「有形固定資産増加額」を採用している。²⁴その理由は以下の通りである。

当期の名目設備投資額は、粗投資の概念に沿ったものとして、正しくは

$$\begin{aligned} & \text{当期名目設備投資額} \\ & = \text{当期末有形固定資産残高} - \text{前期末有形固定資産残高} \quad (2) \\ & + \text{当期減価償却額} + \text{当期有形固定資産除却額} \end{aligned}$$

のように定義される。²⁵なお、除却とは、定率法・定額法ともに、償却を行った場合に最終的に償却期末に残っていた簿価額を、廃棄時に費用として落とすものであり、したがって除却額は有形固定資産の減少項目である。

会計上の定義から「当期末有形固定資産残高＝当期末有形固定資産取得原価－当期末有形

²⁴ 日本政策投資銀行「企業財務データバンク」でのコードでは、(1)K6270, (2)K6280, (3)K6290, (4)K6300, (5)K6310, (6)K6320の各項目に相当する。

²⁵ 多くの先行研究では、「減価償却」という経済学で使われる用語との対応関係から、単に「当期名目設備投資額＝当期末有形固定資産残高－前期末有形固定資産残高＋当期減価償却額」と計算されることが多い。しかしながら粗投資の概念と会計上の項目を一致させるのであれば、当期名目設備投資額は、当期名目純投資額（＝当期末有形固定資産残高－前期末有形固定資産残高）に当期減価償却額と当期有形固定資産除却額の合計で定義する方がより正確である。このように正しく定義すれば、会計制度の相違（例えば除却率の変更）により名目設備投資額の値が影響を受けることはない。実体面が同じ場合に投資額の値が不変となり、合理的である。なお、粗投資の概念とのより正確な対応関係を付けるためには、名目純投資額（＝当期購入額－当期売却分簿価－当期の減失分の簿価）を当期価格で再評価した値を用いる必要がある。これは、経済学上、売却分や減失分は、当期購入額と比較する際には当期価格で評価しなければならないからである。

固定資産償却累計額」である。²⁶したがって (2) 式は以下のように書き換えられる。

$$\begin{aligned} & \text{当期名目設備投資額} \\ & = \text{当期末有形固定資産取得原価} - \text{前期末有形固定資産取得原価} \\ & - (\text{当期末有形固定資産償却累計額} - \text{前期末有形固定資産償却累計額}) \quad (3) \\ & + \text{当期減価償却額} + \text{当期有形固定資産除却額} \end{aligned}$$

さらに (3) 式は、「前期末減価償却累計額 + 当期減価償却額 - 当期末減価償却累計額 = 当期除却資産等の当期末償却累計額」であることから、

$$\begin{aligned} & \text{当期名目設備投資額} \\ & = \text{当期末有形固定資産取得原価} - \text{前期末有形固定資産取得原価} \\ & + \text{当期除却資産等の当期末償却累計額} + \text{当期有形固定資産除却額} \end{aligned}$$

のように表すことができる。²⁷

したがって、脚注 26 の当期末有形固定資産取得原価の定義式より、「当期末有形固定資産取得原価 - 前期末有形固定資産取得原価 = 当期有形固定資産増加額 - 当期末除却資産等取得原価」であることから、当期名目設備投資額は以下のように表される。

$$\begin{aligned} & \text{当期名目設備投資額} \\ & = \text{当期有形固定資産増加額} \\ & - (\text{当期末除却資産等取得原価} - \text{当期除却資産等の当期末償却累計額}) \quad (4) \\ & + \text{当期有形固定資産除却額} \\ & = \text{当期有形固定資産増加額} - (\text{当期末売却資産残高} + \text{当期末滅失残高}) \end{aligned}$$

(4) 式によれば、(2) 式で定義された当期名目設備投資額と本稿で採用した当期名目設備投資額（すなわち有形固定資産増加額）の差は、売却資産残高と滅失資産残高の和に等しい。本稿ではこの 2 項目を捨象していることになるが、その理由はこの 2 項目を正確に計算することはデータの利用可能性の制約により不可能であることに加え、(2) 式の投資額全体に占める割合が、比較的小さいと考えているためである。²⁸

²⁶ 会計上の定義は以下の通り。当期末有形固定資産取得原価 = 前期末有形固定資産取得原価 + 当期有形固定資産増加額 - 当期売却資産取得原価 - 当期滅失資産取得原価 - 当期除却資産取得原価。当期有形固定資産償却累計額 = 前期有形固定資産償却累計額 + 当期減価償却額 - 当期売却資産残高に対応する当期累積償却額 - 当期滅失資産残高に対応する当期累積償却額 - 当期除却資産残高に対応する当期累積償却額。

²⁷ ここで「当期除却資産等」は、当期売却資産、当期滅失資産、当期除却資産を合わせたものである。

²⁸ Hayashi and Inoue (1991) では、売却資産残高と滅失毀損資産残高、および当期有形固定資産除却額を合算したものの簿価が計算できることに着目し、これらをまとめて時価評価することを試みている。しかし鈴木 (2001) は必ずしもこの時価評価が適切ではない可能性を示唆している。その結果として鈴木 (2001) は時価評価せずに簿価をそのまま用いている。ただしこの値は計算可能ではあるが、「当期有形固定資産増加額 - (当期末有形固定資産残高 - 前期末有形固定資産残高) - 当期減価償却額」という形でインプリシットに計算されるものに過ぎず、時価評価しない場合は脚注 25 の計算と同じになる点に留意する必要がある。

なお設備投資関数推定の際に被説明変数として用いられる設備投資は、前期実質資本ストックにより基準化されている。したがって実質設備投資額ではなく、設備投資率 (I_t/K_{t-1}) である。

D.5 資本ストック

実質資本ストックの推計に当たっては、資産の種別ごとに設備投資額の実質額を求め、ベンチマークとなる資本ストック額をベースに、資産種別ごとに恒久棚卸法によって作成した。²⁹計算式は、 $K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + I_t$ (K_t : t 年度末の実質資本ストック額, I_t : t 年度の設備投資額, δ : 償却率) である。恒久棚卸法に用いた償却率は、(1) 建物: 0.047, (2) 構築物: 0.0564, (3) 機械装置: 0.09489, (4) 船舶: 0.1470, (5) 車両運搬具: 0.1470, (6) 工具器具備品: 0.08838 である。

資本ストックのベンチマークは、データが入手可能な最も古い年度末のデータに基づいており、この年度については簿価と時価が等しいと想定して計算されている。³⁰具体的には、1977年度以前から上場している企業については77年度の簿価を時価と等しいと仮定し、また77年度以降に上場した企業の場合は、上場した年度の簿価がベンチマークになっている。1977年度がベンチマークの基準年度になっている理由は、1976年度以前は、現在のデータベースと同様の形で各データ項目が入手できないからである。³¹

D.6 トービンの q

(1) 平均 q の計算方法

トービンの q については、種々の計算上の難しさがある。とりわけ、個別の土地価格の入手が困難であることや、保有する金融資産の時価評価額の推計が困難である。本研究ではこれらの点について深く追究することはせず、分析目的のために十分と考えられる簡便な方法によって分析を行う。両者とも、例えばマクロの株価データ・地価データを代理変数と考えて計算に使用するという方法も考えられるが、それに伴って個別の事情の違いを無視し、共通の動きを持ち込むことになるので、バイアスが出ることも考えられる。さらに本稿では税制の影響も無視している。

²⁹ したがって、実質値（実質額）の基準となる価格は、D.4で述べたように、ベースイヤーの価格である。

³⁰ 日本政策投資銀行、「企業財務データベース」でのコードでは、(1) K1300, (2) K1310, (3) K1320, (4) K1340, (5) K1350, (6) K1360, のデータを用いている。

³¹ 例えば1976年度以前は、減価償却費が項目ごとに入手できない。そのため、「当期の除却等」や「当期の除却等の償却累計額」についても、計算は出来ない。したがって、注25の既存研究で行われているように、これらの価格修正を考えるならば、何らかの方法によって項目別に割り振る等の便法を用いざるを得ない。

本稿で用いるトービンの q は平均 q である。平均 q の定義は「企業の市場価値／広義の資本ストック（企業の保有資産全体）の再調達費用」であるが、本稿では平均 q を以下のよう
に計算している。

$$q \equiv \frac{\left(\frac{\text{期中最高株価} + \text{期中最低株価}}{2} \right) * \text{発行済株式総数} + \text{有利子負債}}{\text{前期末資産合計} - \text{前期末有形固定資産} + \text{前期末実質資本ストック再評価額}} \quad (5)$$

企業の市場価値は株価総額と有利子負債の合計で定義されている。有利子負債は簿価のままだが、株価総額は時価評価されている。株価総額は株価と発行済株式総数の積で計算されるが、株価は短期間の変動の影響を排除するために期中最高株価と期中最低株価の平均値を用いている。³² 広義の資本ストックの再調達費用は、土地等を除く有形固定資産については実質値を求めた上でベースイヤーの価格を 1 とする価格指数で時価評価されているが、それ以外の項目はすべて簿価のままである。

本稿で用いる資本ストックの概念は有価証券や在庫品なども含む比較的広義の概念である。その一方で、土地や賃貸用固定資産等は除外されている。特に土地が除外されている理由は、80年代後半以降に計上された土地の簿価は90年代には時価と大きくかけ離れていることが予想され、適切な時価評価が行なわれない限り、平均 q の計算にバイアスをもたらす恐れがあるからである。³³

(2) 先行研究との比較

(5) 式で定義された平均 q と先行研究で用いられた平均 q とを比較すると以下のように要約することができる。税制の影響が捨象されていることや分母から土地が除外されている点は、Hayashi and Inoue (1991) や Hoshi and Kashyap (1990) など、多くの先行研究と異なっている。実質資本ストックを計算する際に、有形固定資産の種別ごとに時価評価している点は Hayashi and Inoue (1991) や浅子・國則・井上・村瀬 (1989, 1997) と共通しているが、種別ごとの計算を行っていない Hoshi and Kashyap (1990) とは異なっている。その一方で時価簿価比率と比べると、一部の有形固定資産が時価評価されている点と建設仮勘定や土地、賃貸用固定資産の簿価が、分母である総資産の簿価から除外されている点が異なっている。

このようにいくつかの点で (5) 式の平均 q は先行研究の平均 q と異なっている。(5) 式の平均 q を先行研究の平均 q と厳密に比較することは困難であるが、(5) 式の計算方法を変化させることにより平均 q の値にどのような影響が表れるか、以下で簡単に考察したい。

³² 日本政策投資銀行、「企業財務データバンク」でのコードでは、発行済株式総数は K5440、期中最高株価は K0370、期中最低株価は K0380、資産合計は K1880、有形固定資産は K1430 の各項目に相当する。

³³ 後述する q_1 は、土地等の簿価も含めて計算された q であるが、推定に使用した q との相関は高い。

まず (5) 式の分母に土地や賃貸用固定資産等を加えたものを q_1 とする。次に資本ストックの概念を D.5 で計算した実質資本ストックに限定して計算した平均 q ,

$$q_2 \equiv \frac{\text{株価総額} + \text{有利子負債}}{\text{前期末実質資本ストックの再評価額}}$$

を q_2 とする。 q_2 は資本ストックの概念を比較的狭く捉えていることになる。さらに

$$q_3 \equiv \frac{\text{株価総額} + \text{有利子負債} - \text{総資産その他項目}}{\text{前期末実質資本ストックの再評価額}}$$

も比較のために計算を試みた。「総資産その他項目」は、D.5 で定義した有形固定資産以外の項目の簿価に等しい。したがって企業の市場価値から現預金、有価証券や在庫品、土地などの価値が差し引かれていることになる。

時価簿価比率は以下のように計算される。

$$q_4 \equiv \frac{\text{株価総額} + \text{有利子負債}}{\text{前期末資産合計}}$$

また、分子は同じで、分母を前期末資産合計－前期末土地とした、土地を除いた時価簿価比率 (q_5) も比較のために計算している。

以上で説明した q から q_5 までの記述統計量を比較した結果が表 23 で報告されている。表 23 から明らかなように、製造業も非製造業も q , q_1 , q_4 , q_5 の統計的性質が非常に近いことがわかる。すなわち平均 q の分母に土地等を含めるかどうかは平均 q の値に大きな影響を及ぼさない。また (5) 式で計算された平均 q と時価簿価比率 (q_4 , q_5) も非常に近いこともわかる。この結果は、Perfect and Wiles (1994) や宮島・蟻川・齊藤 (2001) の主張を支持するものである。したがって設備投資関数の推計で q を使っても、あるいは時価簿価比率を使っても、推計結果には大きな影響を与えないことが予想される。さらに q_2 は非常に大きな値になる傾向が存在するが、その理由は平均 q の分母が前期末の実質資本ストックに限定されているからである。 q_3 もまた大きな値で計算される傾向があるが、分子から「総資産その他項目」を差し引いているために、平均 q が負になるケースも多く観測される。表 24 では各平均 q の相関係数が報告されているが、記述統計量の結果を裏づけるように、 q , q_1 , q_4 , q_5 の相関関係は極めて高い。

D.7 メインバンク依存度のデータ

(1) メインバンクの定義について

メインバンクのデータは、対象企業のグルーピングに用いられているが、この定義は東洋経済新報社「会社四季報」の各年度の夏号（これにより前年度データを把握する）の取引先

表 23 平均 q の比較

		平均	標準偏差	最大値	最小値
製造業	q	1.0431	0.7326	17.74	0.01
	q_1	0.9700	0.6715	17.71	0.01
	q_2	5.0741	50.0757	5612.97	0.04
	q_3	2.8472	47.4541	5347.19	-15.38
	q_4	1.0980	0.7171	17.72	0.01
	q_5	1.1895	0.7890	17.75	0.01
非製造業	q	1.2515	1.9650	81.22	0.02
	q_1	1.0969	1.8589	81.22	0.02
	q_2	22.9269	458.7007	36816.8	0.12
	q_3	14.4514	440.9228	35628.7	-31.15
	q_4	1.1612	1.8967	81.5	0.02
	q_5	1.3204	1.9886	81.5	0.02

表 24 平均 q の相関関係

(a) 製造業						
	q	q_1	q_2	q_3	q_4	q_5
q	1					
q_1	0.9911	1				
q_2	0.2940	0.3141	1			
q_3	0.2854	0.3056	0.9985	1		
q_4	0.9766	0.9881	0.2915	0.2858	1	
q_5	0.9841	0.9749	0.2702	0.2646	0.9862	1
(b) 非製造業						
	q	q_1	q_2	q_3	q_4	q_5
q	1					
q_1	0.9890	1				
q_2	0.3537	0.3729	1			
q_3	0.3553	0.3755	0.9982	1		
q_4	0.9872	0.9973	0.3651	0.3681	1	
q_5	0.9918	0.9869	0.3467	0.3503	0.9912	1

銀行欄の筆頭にあげられている銀行をメインバンクとした。筆頭にあげられている金融機関が銀行でない場合や、公的金融機関である場合は2番目にあげられている銀行とした。1番目、2番目ともにメインバンクと出来る金融機関でない場合には、メインバンクが存在しないものとした。

メインバンクの定義の仕方については議論があるが、例えば取引金額の多寡によるといった定義を取った場合には、それ自体が一つのバイアスを持つことにもなる。なぜなら企業とメインバンクとの関係は、資金の貸し出しに限らず、株式の持合や証券子会社を通じた社債発行の引き受け、あるいは取締役の派遣など多岐にわたるからである。例えば借入金が0の企業の場合、借入金を資金調達手段に用いないことに意味があるのか、あるいはメインバンクとの関係を持たないのか、判別することができない。その一方で、借入金が0の企業でも、銀行と株式の持合を行っている場合があり、メインバンク関係が存在しないとは直ちに断定できない。実際に広田・堀内（2001）はアンケート調査を行った結果、企業が「自社のメインバンクである」と回答した銀行と、会社四季報で取引先銀行欄の筆頭に記載されている銀行が高い確率で一致していることを報告している。またこの特定化が、融資比率第1位の銀行をメインバンクと見なすよりも、企業の回答とより一致していることも示している。本稿で用いたメインバンクのデータは簡便法とも言えるが、会社自身やその利害関係者が総合的にメインバンクであると認識している銀行であるという意味がある。

(2) メインバンクの持ち株比率について

10大株主に記載されている法人、個人の中で、本稿で定義されたメインバンクが持つ株式の比率を、メインバンクの持ち株比率と定義している。³⁴この比率が高い会社ほど、メインバンク依存度の高い会社であると考えて企業の分類を行った。

D.8 その他の説明変数の定義

その他の各変数は以下のように定義される。

(1) 主な変数

設備投資以外に被説明変数として用いられているのは、流動性資産、借入金、自己資本である。また説明変数にはトービンの q 以外にキャッシュフローが用いられている。以上の各変数は(5)式の分母と同じ

総資産 \equiv 前期末資産合計 - 前期末有形固定資産 + 前期末実質資本ストック再評価額

³⁴ 大株主のデータは、日本政策投資銀行、「企業財務データバンク」のコード番号、K0230からK0350までに記載されている。

で定義される総資産によって基準化されている。

キャッシュフローは、税引後当期純損益 (K3950) と減価償却費 (K6610)³⁵の合計から配当金 (K4430) と役員賞与金 (K4450) を差し引いた額で計算されている。なお括弧の中の番号は、日本政策投資銀行、「企業財務データバンク」のコードである (以下、同様)。

流動性資産は現預金 (K0880) と有価証券等 (K0950) の和で定義されている。また、流動性資産の増減 (ΔL) = 当期末流動性資産 - 前期末流動性資産, である。

有利子負債は短期借入金計 (K1950), 社債計 (K2300), 長期借入金計 (K2340), 1年以内償還社債 (K1990), 1年以内返済長期借入金 (K2000), コマーシャルペーパー (K2250) の和に等しい。有利子負債増減 (ΔD) = 当期末有利子負債 - 前期末有利子負債, である。

自己資本は資本の部の値 (K2790) がそのまま使われている。自己資本の増減 (ΔE) = 当期末資本の部 - 前期末資本の部, として計算されている。

(2) その他の変数

流動性資産比率は総資産に占める流動性資産の比率であり、 $\text{流動性資産比率} = \text{当期末流動性資産} / (\text{当期末資産合計} - \text{当期末有形固定資産} + \text{当期末実質資本ストック再評価額})$, のように計算されている。

負債比率は総資産に占める有利子負債の比率であり、以下のように定義されている。 $\text{負債比率} = \text{当期末有利子負債} / (\text{当期末資産合計} - \text{当期末有形固定資産} + \text{当期末実質資本ストック再評価額})$ 。

本稿では産業ダミー変数と参入・退出ダミー変数の、2種類のダミー変数が用いられている。産業ダミー変数は、製造業 17 分類, 非製造業は 8 分類とし、これに対応した 24 のダミーが使用されている。参入・退出ダミー変数は以下の 4 種類のダミー変数が存在する。(a) 1991 年度以降に上場, その後存続, (b) 1991 年度以降に上場廃止, (c) 1991 年度以降に上場し, 1999 年度以前に上場廃止, (d) 1990 年~2000 年を通して存在。

³⁵ すなわち、減価償却費として、有形固定資産当期償却額を採用している

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. 10-3，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，pp.323-349。
- 小川一夫・北坂真一（1998），『資産市場と景気変動—現代日本経済の実証分析』，日本経済新聞社。
- 鈴木和志（2001），『設備投資と金融市場』，東京大学出版会。
- 鈴木和志・小川一夫（1997），「土地価格の変動と設備投資—日本の製造業に関するパネルデータによる分析」，『経済研究』，第 48 卷第 3 号，pp. 218-226。
- 日本銀行調査統計局（2003），「近年の設備投資動向と本格回復への課題：投資行動を生み出す企業活力の復活に向けて」，日本銀行調査月報，2003 年 7 月号。
- 広田真一・堀内俊洋（2001），「近年のメインバンクの実態と変化」，『金融経済研究』，第 17 号，pp. 90-98。
- 宮川努（1997），「設備投資理論の進展と実証分析の多様化」，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，pp.283-322。
- 宮島英昭・蟻川靖浩・齊藤直（2001），「日本型企业統治と「過剰投資」—石油ショック前後とバブル経済期の比較分析—」，*フィナンシャル・レビュー*，第 60 号，pp.139-168。
- Almeida, H., M. Campello, and M. S. Weisbach (2004), "The Cash Flow Sensitivity of Cash" *Journal of Finance*, forthcoming.
- Alti, A. (2003), "How Sensitive Is Investment to Cash Flow When Financing Is Frictionless?" *Journal of Finance*, 58, 707-722.
- Boyle, G. W., and G. A. Guthrie (2003), "Investment, Uncertainty, and Liquidity" *Journal of Finance*, 58, 2143-2166.
- Dixit, A. K., and R. S. Pindyck (1994), *Investment under Uncertainty*, Princeton University Press, Princeton, NJ.
- Erickson, T., and T. M. Whited (2000), "Measurement Error and the Relationship between Investment and q ," *Journal of Political Economy*, 108, 1027-1057.
- Fazzari, S., G. Hubbard, and B. Petersen (1988), "Financing Constraints and Corporate Investment," *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, 141-195.

- Fazzari, S., G. Hubbard, and B. Petersen (2000), "Investment-Cash Flow Sensitivities Are Useful: A Comment on Kaplan and Zingales," *Quarterly Journal of Economics*, 695-705.
- Fukuda, A., and S. Hirota (1996), "Main Bank Relationships and Capital Structure in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 10, 250-261.
- Gibson, M. S. (1995), "Can Bank Health Affect Investment? Evidence from Japan," *Journal of Business*, 68, 281-308.
- Gibson, M. S. (1997), "More Evidence on the Link between Bank Health Investment in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 11, 296-310.
- Gomes, J. F. (2001), "Financing Investment," *American Economic Review*, 91, 1263-1285.
- Hayashi, F. (1982), "Tobin's Marginal q and Average q: A Neoclassical Interpretation," *Econometrica*, 50, 213-224.
- Hayashi, F. (2000), "The Main Bank System and Corporate Investment: An Empirical Reassessment," in *Finance, Governance, and Competitiveness in Japan*, ed. by M. Aoki, and G. Saxonhouse, pp. 81-98. Oxford University Press, Oxford.
- 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.
- Hirota, S. (1999), "Are Corporate Financing Decisions Different in Japan? An Empirical Study on Capital Structure," *Journal of the Japanese and International Economies*, 13, 201-229.
- Holmström, B., and J. Tirole (1998), "Private and Public Supply of Liquidity," *Journal of Political Economy*, 106, 1-40.
- Holmström, B., and J. Tirole (2000), "Liquidity and Risk Management," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 32, 295-319.
- Hoshi, T. (2000), "The Main Bank System and Corporate Investment: Further Robustness Tests," in *Finance, Governance, and Competitiveness in Japan*, ed. by M. Aoki, and G. Saxonhouse, pp. 99-105. Oxford University Press, Oxford.
- Hoshi, T., and A. K. Kashyap (1990), "Evidence on q and Investment for Japanese Firms," *Journal of the Japanese and International Economies*, 4, 371-400.

- Hoshi, T., A. K. Kashyap, and D. Scharfstein (1991), "Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Panel Data," *Quarterly Journal of Economics*, 106, 33-60.
- Hubbard, R. G. (1998), "Capital-market Imperfections and Investment," *Journal of Economic Literature*, 36, 193-225.
- Jensen, M. (1986), "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance and Takeovers," *American Economic Review*, 76, 323-329.
- Kaplan, S. N., and L. Zingales (1997), "Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints," *Quarterly Journal of Economics*, 112, 169-215.
- Kaplan, S. N., and L. Zingales (2000), "Investment-Cash Flow Sensitivities Are Not Valid Measures of Financing Constraints," *Quarterly Journal of Economics*, 707-712.
- Ogawa K., S. Kitasaka, H. Yamaoka, and Y. Iwata (1996), "Borrowing Constraints and the Role of Land Asset in Japanese Corporate Investment Decision," *Journal of the Japanese and International Economies*, 10, 122-149.
- Ogawa K., and K. Suzuki (1998), "Land Value and Corporate Investment: Evidence from Japanese Panel Data," *Journal of the Japanese and International Economies*, 12, 232-249.
- Perfect, S. B., and K. W. Wiles (1994), "Alternative constructions of Tobin's q: An Empirical Comparison," *Journal of Empirical Finance*, 1, 313-341.
- Pinkowitz, L., and R. Williamson (2001), "Bank Power and Cash Holdings: Evidence from Japan," *Review of Financial Studies*, 14, 1059-1082.
- Rajan, R., and L. Zingales (1995), "What Do We Know about Capital Structure? Some Evidence from International Data," *Journal of Finance*, 50, 1421-1460.
- Townsend, R. (1979), "Optimal Contracts and Competitive Markets with Costly State Verification," *Journal of Economic Theory*, 21, 265-293.
- Weinstein, D. E., and Y. Yafeh (1998), "On the Cost of a Bank-Centered Financial System: Evidence from the Changing Main Bank Relations in Japan," *Journal of Finance*, 53, 635-672.
- Williamson, S. D. (1987), "Costly Monitoring, Loan Contracts, and Equilibrium Credit Rationing," *Quarterly Journal of Economics*, 102, 135-145.

経済経営研究目録

(1980年7月より2004年12月まで)

	Vol. No.	発行年月
◇経済一般理論・実証◇		
経済の情報化とITの経済効果	22 (1)	2001. 11
日米経済と国際競争	20 (4)	2000. 3
現金収支分析の新技法	16 (3)	1995. 11
日米独製造業の国際競争力比較	12 (1)	1991. 6
- 実質実効為替レートを利用した要因分析 -		
レーガノミックスの乗数分析	10 (1)	1989. 5
為替レートのミスアラインメントと日米製造業の国際競争力	9 (1)	1988. 7
貯蓄のライフ・サイクル仮説とその検証	2 (3)	1982. 1
今後のエネルギー価格と成長径路の選択	1 (1)	1980. 7
- 期待されるエネルギーから資本への代替 -		
◇設備投資◇		
1990年代の設備投資低迷の背景について	25 (4)	2004. 12
- 財務データを用いたパネル分析 -		
設備投資と不確実性	25 (2)	2004. 9
- 不可逆性・市場競争・資金制約下の投資行動 -		
大都市私鉄の運賃改定とその過程の研究	16 (6)	1996. 1
- 1985～1995年 -		
大都市私鉄の運賃改定とその過程の研究	16 (2)	1995. 11
- 1966～1984年 -		
大都市私鉄の運賃改定とその過程の研究	15 (1)	1994. 12
- 1945～1965年 -		
大都市私鉄の投資と公的助成	14 (1)	1993. 4
- 地方鉄道補助法とその評価 -		
鉄道運賃・収支と設備投資	13 (2)	1992. 7
大都市圏私鉄の設備投資について	12 (3)	1991. 8

設備投資と資金調達 - 連立方程式モデルによる推計 -	11 (4)	1991. 2
土地評価とトービンの q / Multiple q の計測	10 (3)	1989. 10
我が国の設備機器リース - その特性と成長要因 -	9 (5)	1989. 3
設備の償却率について - わが国建設機械の計測例 -	9 (3)	1988. 9
設備投資の決定要因 - 各理論の実証比較と VAR モデルの適用 -	6 (5)	1986. 3
設備投資研究 '85 - 主要国の設備投資とわが国における R&D 投資の構造的特色 -	6 (4)	1985. 9
設備投資研究 '84 - 変貌する研究開発投資と設備投資 -	5 (1)	1984. 7
設備投資研究 '82 - 調整過程における新たな企業行動 -	4 (2)	1983. 7
投資促進施策の諸類型とその効果分析	4 (1)	1983. 7
設備投資研究 '81 - 研究開発投資の経済的効果 -	3 (4)	1982. 7
税制と設備投資 - 調整費用、合理的期待形成を含む投資関数による推定 -	3 (3)	1982. 7
時系列モデルの更新投資への適用	3 (2)	1982. 7
設備投資研究 '80 - 投資行動分析の新しい視角 -	2 (2)	1981. 7
◇金融・財政◇		
日本企業のガバナンス構造 - 所有構造、メインバンク、市場競争 -	24 (1)	2004. 1
非対称情報下の投資と資金調達 - 負債満期の選択 - - 投資非効率と企業の規模 -	23 (3)	2003. 2

メインバンク関係は企業経営の効率化に貢献したか - 製造業に関する実証研究 -	21 (1)	2000. 8
ドル・ペッグ下における金融危機と通貨危機	20 (3)	1999. 8
アメリカ連邦政府の行政改革 - GPRA を中心にして -	20 (1)	1999. 6
なぜ日本は深刻な金融危機を迎えたのか - ガバナンス構造の展望 -	19 (1)	1998. 9
国際機関投資家の新潮流	16 (4)	1995. 9
アメリカの金融制度改革における銀行隔離論	13 (1)	1992. 6
メインバンクの実証分析	12 (4)	1992. 3
Asset Bubble のミクロ的基礎	11 (3)	1990. 12
資産価格変動とマクロ経済構造	11 (2)	1990. 7
貯蓄・投資と金利機能	11 (1)	1990. 6
金融構造の変化について	10 (2)	1989. 8
公的部門の金融活動 - 米国での動きとわが国との対比 -	9 (4)	1988. 10
クラウドディング・アウトについての研究 - 国債発行の国内貯蓄および金融仲介への影響 -	8 (1)	1987. 11
アメリカの金融システムの特徴と規制緩和	7 (1)	1986. 10
アメリカの金融自由化と預金保険制度	6 (3)	1985. 6
西ドイツの金融自由化と銀行収益および金融制度の安定	6 (2)	1985. 7
西ドイツの公的金融 - その規模と特徴 -		
アメリカの公的金融 - フェデラル・ファイナンス・バンクと住宅金融 -	6 (1)	1985. 7
金融市場の理論的考察	5 (2)	1984. 7
債券格付に関する研究	2 (1)	1981. 7
資本市場に於ける企業の資金調達 - 発行制度と資金コスト -	1 (2)	1980. 10

資源・環境

カーボンファイナンスの評価と今後の可能性	25 (5)	2004. 12
- モンテカルロ法によるシミュレーション分析 -		
地域経済と二酸化炭素排出負荷	24 (4)	2004. 3
エネルギー問題に関する理論および実証のサーベイ	1 (3)	1981. 2

会計・企業・財務

コーポレート・ガバナンスの世界的動向	25 (3)	2004. 9
- 欧米、中国・韓国における法制度を中心とする最近の展開 ならびに「会社法制の現代化に関する要綱試案」の動向 -		
コーポレート・ガバナンス改革の現状と課題	24 (5)	2004. 3
- 経営機構改革の具体例の検討、内部統制システム等 に関する考察を中心として -		
利益の質による企業評価	24 (3)	2004. 3
- 利質分析の理論と基本的枠組み -		
企業の再生と挫折	24 (2)	2004. 3
- UAL におけるターンアラウンド戦略の評価 -		
商法改正後の新しいコーポレート・ガバナンスと企業経営	23 (6)	2003. 3
- 社外取締役、監査役会など米国型機構、従来型機構の検討を中心として -		
日本の製造業	23 (5)	2003. 3
- 長期データに基づく収益力の再検証 -		
利益操作の研究	23 (4)	2003. 2
- 不当な財務報告に関する考察 -		
バブル崩壊後の企業財務の推移と課題	18 (3)	1998. 3
連結決算 20 年のデータで見る日本企業の資本収益性低下	18 (2)	1998. 3
日米医療 NPO (非営利組織) の経済分析	17 (2)	1997. 3
企業のリストラクチャリングについて	16 (1)	1995. 5
日本主要企業の資本構成	12 (2)	1991. 7
企業における情報行動の分析	7 (2)	1987. 3
- 職場における情報行動に関する調査報告 -		
ビジネス・リスクと資本構成	3 (1)	1982. 4

産業構造・労働

技術進歩と人的資本	25 (1)	2004. 5
- スキル偏向的技術進歩の実証分析 -		
我が国の半導体産業とイノベーション	23 (7)	2003. 3
- イノベーション経営研究会報告書 -		
我が国製造業の打開策を探る	23 (2)	2002. 11
- プロダクション・ニューパラダイム研究会報告書 -		
貿易と雇用	23 (1)	2002. 11
- グローバル化の産業と地域への影響 -		
グローバル化と労働市場	21 (2)	2000. 11
- 日本の製造業のケ - ス -		
偏向的技術進歩と日本製造業の雇用・賃金	20 (2)	1999. 6
- コンピュータ投資にみる技術進歩の影響 -		
戦間期日本における農工間賃金格差	19 (3)	1998. 12
日本の労働市場と失業	9 (2)	1988. 8
- ミスマッチと女子労働供給の実証分析 -		
産業調整問題に関する理論および実証	3 (5)	1982. 8

地域政策

地域・目的別社会資本ストックの経済効果	19 (2)	1998. 11
- 公共投資の最適配分に関する実証的分析 -		
地域間所得移転と経済成長	18 (1)	1998. 3
アジアにおける地域の国際ネットワーク化試論	17 (1)	1997. 3
- ネットワークの理論的考察とその応用としてのアジア重層ネットワーク構想 -		
新しい町づくりの試みサステイナブル・コミュニティ	16 (5)	1995. 10
- 真のベター・クオリティ・オブ・ライフを求めて -		
首都圏を中心としたハイテクゾーンの現状と将来	6 (6)	1986. 3