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――

鈴木和志 • 小川一夫

はじめに

日本経済は、1980年代後半の地価・株価とい った資産価格の大幅かつ長期にわたる上昇と. 1990年以降のこれら資産価格の急激な下落を 経験した。このような資産価格の大幅かつ長期 にわたる変動が、1986年第4四半期以降、1991 年第2四半期に至る長期にわたる好況と、その 後の景気後退局面の長期化と密接に結び付いて いるという見方が、宮崎(1992)により提示され る一方で、資産価格の変動が実物経済に及ぼす 影響は限られているという見解もある。以上の ような実態面での相異なる評価に加えて、理論 面からも景気循環については幾つかの異なった 考え方が存在する。その代表として、Kydland and Prescott (1982), King and Plosser (1984) 等のリアル・ビジネス・サイクルの理論がある。 この理論によれば、マクロ経済の循環は専ら新 技術の導入や、原油価格の変動といった生産技 術に関する外生的ショックにより引き起こされ る(大滝(1994))。このリアル・ビジネス・サイ クル理論に批判的なものとしては、過去にも Minsky (1975) ♦ Eckstein and Sinai (1986) Ø, 金融仲介機関の景気変動増幅効果を強調する研 究もあった.

しかし最近になって、Bernanke and Gertler (1989)、Kiyotaki and Moore (1997)、Bernanke、Gertler and Gilchrist (1996)、大滝 (1994)により、精緻化された形で景気循環における金融仲介機関の役割に注目する本格的な研究がなされるに至っている。この中では Kiyotaki and Moore が、不完全情報の問題を前面に出してはいないが、企業の保有する土地資産が、担保

機能を有している点に注目している。彼らの研究は、土地価格の変動が、企業の保有する土地資産の担保価値の増減を通じて企業の借入条件に影響を与えることにより当初の生産性ショックを増幅する効果を強調しているという点で、日本の1980年代後半から1990年代前半にかけての、景気拡大局面と後退局面における資産価格の変動と景気変動との関連を分析する上で貴重なモデルを提供してくれている。本論文は、Kiyotaki and Moore モデルにより着目された土地資産の担保機能を通じての、金融仲介機関の景気変動増幅効果を実証的に明らかにしようとする試みである。

1. 問題の背景

標準的な新古典派設備投資モデルでは, 周知 の Modigliani-Miller 定理が前提とされている. 即ち資本コストは、その資金調達方法には依存 せず、企業の設備投資量決定の問題を資金調達 手段の問題と切り離して考えることができると いうのである。しかし、最近の企業金融に関す る研究では、資金の借り手と貸し手との間にお ける情報の非対称性に注目し、借り手としての 企業の方が, 投資プロジェクトや企業の業績内 容についてより豊富な情報を有しているので, 資金の貸し手は投資プロジェクトの内容を審査 し、かつ借り手のモラルハザード的な行動を監 視する必要が有り、そのための費用を織り込ん だ形で貸出金利が設定されると、必然的に借り 手にとって,外部調達の方が内部調達より費用 がかかる点が強調されるようになってきた(例 えば、Bernanke and Gertler (1989)).

また実証研究の分野でも, Fazzari, Hubbard

and Petersen (1988) を嚆矢として数多くの研究 が蓄積されつつある1,本論文での問題意識は、 土地の担保機能としての役割に焦点を当てて, 土地価格の変動が企業の保有する土地資産の担 保価値を増減させ、それが金融市場における企 業の資金調達条件に影響を与えることにより, 実物経済の変動を増幅させる効果を持つことを 明らかにしようとする点にある20.この問題に 対する代表的な研究の一つである Bernanke, Gertler and Gilchrist (1996) によれば、借入に 伴うエイジェンシー・コストの存在と、純資産 の担保価値の増加がエイジェンシー・コストを 引き下げる効果を持つという二つの事実により, 金融仲介機能が、実物経済全体の変動を増幅さ せる可能性があることが指摘されている(ファ イナンシアル・アクセルレータ効果).

以下、本論文では負債関数と設備投資関数を 具体的に定式化して、そこに陽表的に企業の保 有する担保としての土地資産価値を導入し、そ れが企業の資金調達条件に影響を与えることを 通じて、借入ないしは設備投資を変動させる効 果を持つことを実証的に検討してみたい。この 問題については、マクロ的観点から経済白書 (1994)などでも取り上げられているが、日本に おける最初の本格的研究は Ogawa et al(1994) である.彼らは法人企業統計季報の四半期デー タを利用して、資産価格の変動が設備投資に及 ぼす影響を、誘導形としての設備投資関数の推 定と構造形としてのオイラー方程式の推定とい う二面から実証的に検討している。 但し彼らの 研究は、産業別の合計データに依存するといっ た制約が有り、より情報量が多いとみられる各 個別企業に関するパネルデータを利用した場合, 更に興味深い結果が得られる可能性がある。 そ こで本論文では、日本の製造業 424 社の 24 年 間(1970-93年度)にわたる豊富なパネルデータ を利用して、Ogawa et al. では試みられなかっ た企業規模別推定も含めて、より多角的観点か ら研究を進めることにした.

具体的には業種を機械系産業(一般機械,電気機械,輸送用機械)237社と,素材系産業(繊維,木材,紙パルプ,化学,石油精製,窯業・土石

他)187 社に分割し、また1970 年度時点での資本金が10億円以上の企業を大企業、10億円未満の企業を中堅企業として分類し、企業規模ないしは知名度によって資金調達が影響を受けるか否かを検討することにした。機械系産業では大企業127社、中堅企業110社、素材系産業では大企業126社、中堅企業61社という企業分布となっている。なお企業を機械系と素材系の2産業に分類したのは、両産業間で生産技術や市場構造に差異が認められると考えたからである。

2. 負債関数と設備投資関数の定式化と推定方法

本論文では、まず最初に果たして土地資産価値の上昇が担保機能として働き、負債のエイジェンシー・コストを引き下げることにより負債の増加を導いたかを企業の負債関数の推定を通じて検証する。次いで、こうした土地資産価値上昇を通じたエイジェンシー・コスト低下による資金調達条件の緩和が、設備投資の拡大をもたらした可能性を設備投資関数の推定を通じて明らかにする。ここで設備投資関数の推定にあたっては、負債の変動の全体は他の要因によっても左右されるため、負債と設備投資との関係をみるのではなく、設備投資関数の中に直接、企業の保有する土地資産の担保評価額を導入し、担保価値の変動が企業の設備投資に影響を与えたかを検証する。

企業の資本構成と負債のエイジェンシー・コストとの関係に関する実証分析については,既に花枝・小山・松井・上田(1989)や池尾・広田(1992)が存在し,後者はメインバンク関係が負債のエイジェンシー・コストを低下させる機能があることを実証的に確認している。本稿では,むしろメインバンクを持たない企業であっても,土地資産価値の上昇が担保価値を引き上げることを通じて,エイジェンシー・コストを低下させる可能性があることを明らかにする。一方,エイジェンシー・コストと設備投資に関する研究では,Fazzari,Hubbard and Petersen(1988)以来,トービンのQ型投資関数を基本に,それを拡張する形で資金制約を表現する変数としてキャッシュフローが導入されている。

しかし設備投資関数の中に, 説明変数としてト ービンの Q とキャッシュフローを同時に含む ことについては、キャッシュフロー自体も収益 性の指標であることから、キャッシュフローが 有意だからといってそれが果たして内部資金制 約を意味しているのか、あるいは収益性の変数 として有意なのか判定できないという批判がな されてきた、投資需要関数を中心に考える限り, この問題に対する完全な対応策は、筆者の知る 限り存在しない(資金供給側を考慮したものと しては, 浅子・国則他(1991)を参照)。しかし 資金制約に影響を及ぼす要因は幾つか存在する と考えられ、キャッシュフローはその中のフロ -変数の一つにしか過ぎない。一方,ストック 変数の一つとしての土地資産保有残高の価値が 増加することにより担保価値が増加し、それが 負債のエイジェンシー・コストを低下させ負債 の実効金利を低下させることを通じて借入の増 加ないしは設備投資の増加を導く効果が十分考 えられる。特に日本においては、従来から借入 に際して土地の担保機能としての役割の重要性 が指摘されている。従ってここでは土地資産の 担保評価額をエイジェンシー・コストに影響を 与える主要な変数として注目し、キャッシュフ ロー変数については、将来の収益性を示す場合 もあれば資金のアベイラビリィティを示す場合 もあり一概に判断できないという立場をとるこ とにする.

設備投資関数の定式化についてより具体的に 説明すると、従来からの設備投資関数の実証研 究の経験に基づき、生産活動と設備投資との関 係に注目した加速度的要因が非常に重要である 点を考慮して、将来の需要動向、投資機会を表 す変数として加速度的要因を、収益性あるいは 資金のアベイラビリィティを表す変数としてキャッシュフローを導入し、それにエイジェンシー・コストに影響を与え金融市場における企業が 保有する土地資産の時価評価額を導入する。こ とで土地資産価値の増加は、負債のエイジェセシー・コストを下げ負債の実効金利を低下させ ることを通じて、借入の増加ないしは設備投資 の増加を導く効果を表現している。即ちここでは担保価値の増加分がそっくりそのまま設備投資の増加につながると考えるのではなく、設備投資関数における土地資産時価評価額の係数は、土地資産時価評価額の上昇が情報の非対称性が存在しない場合の名目金利に上乗せされたエイジェンシー・コスト(金利プレミアム分)を低下させる効果と、設備投資の利子弾力性効果の二つの効果の積を表現していると考えている。

負債関数の定式化も設備投資関数の定式化での説明がそのまま当てはまり、同様の説明変数が導入されている。但しキャッシュフローについては、収益の増加が借入需要に対してマイナスに働くのか(代替効果)、あるいは浅子・国則他(1991)で検討されたように、当該企業の評価を高めることを通じて借入需要を促進するのか先験的に決めることはできない。この問題に対する結論は実証結果に委ねられている。なお、負債関数、設備投資関数の定式化にあたってはOgawa et al.を参考にしている。従って本稿での負債関数及び設備投資関数は、以下の(1)及び(2)式のようになる。

$$D_{it}/PI_{it-1}K_{it-1} = \beta_1 S_{it}/K_{it-1} + \beta_2 CF_{it-1}/PI_{it-1}K_{it-1} + \beta_3 PL_{t-1}L_{it-1}/PI_{it-1}K_{it-1} + \mu_{1t} + \mu_{1t} + u_{1it}$$
(1)
$$I_{it}/K_{it-1} = \beta_4 S_{it}/K_{it-1} + \beta_5 CF_{it-1}/PI_{it-1}K_{it-1} + \beta_6 PL_{t-1}L_{it-1}/PI_{it-1}K_{it-1} + \mu_{2i} + \mu_{2t} + u_{2it}$$
(2)

ここで、 D_{ii} : 企業 i の t 期末における負債 残高(長短借入金残高+社債残高)、 I_{ii} : 企業 i の t 期中における建物・機械等への実質設備投資額(除く土地)、 K_{ii} : 企業 i の t 期末における実質資本ストック(除く土地)、 S_{ii} : 企業 i の t 期中における実質売上高、 CF_{ii} : 企業 i の t 期中における実質売上高、 CF_{ii} : 企業 i の t 期中における実質土地ストック、 PI_{ii} : 企業 i の t 期末における実質土地ストック、 PI_{ii} : 企業 i の t 期における投資財価格、 PL_{t} : t 期における土地価格、定式化(1)、(2)において、全ての変数は前期末の実質資本ストックまたは資本ストック時価で基準化されている。 μ_{ji} , μ_{ji} , μ_{jii} (j=1, 2) は、各々、企業固有の定数項、年

ダミー、誤差項である。以下、 $S_{it}/K_{it-1}=SK$ 、 $CF_{it-1}/PI_{it-1}K_{it-1}=CFK$, $PL_{t-1}L_{it-1}/PI_{it-1}K_{it-1}=CLK$ と略称で呼ぶ。

推定方法としては、OLSと操作変数法の2 種類の方法を用いる。即ち、モデル(1)、(2)を OLS で推定した場合には、誤差項と説明変数 である当期の売上高との間に相関が生じ,一致 推定量が得られないという同時性バイアスの問 題が生じる可能性がでてくる。 そこで、操作変 数法の導入によりこの問題を回避することにし た. 操作変数のリストに, SK の 2 期前, 3 期 前のラグ値, CFK の差分, CLK の差分, 年ダ ミーの差分に加えて、土地資産価格の大幅な増 減により CLK の差分が大きく変動している 1974, 75, 86, 87, 93 年度について, CLK の差分 とこの年度に関する各年ダミー自身の差分との クロス項を含めている(但し、機械系産業につ いては、1986、87、93年度についてのみこの処 置を施した)3)。なお次節では、説明変数が外生 的であるとした帰無仮説を、Wu-Hausman 検 定によりチェックして操作変数法の導入の必要 性を確認している.

また本論文ではパネルデータを利用している。 ため、企業固有の性質の取り扱いが重要となっ てくるが、これについてはモデル(1), (2)から も明らかなように、fixed firm effect の導入で 対処している。ここで操作変数法で推定を実行 するとき、我々の場合内生変数である SK のラ グ値が操作変数として入ってくるため、fixed firm effect の消去について、レベル段階におけ る within-firm estimation の手法では操作変数 と誤差項との相関が残存するため, (1), (2)を 階差モデルの形式にして, fixed firm effect を 消去して推定を行っている. 従って操作変数法 を用いる場合、(1)、(2)の右辺の変数を操作変 数として利用できるのは、その2期以上前のラ グ値となる。ここでは、3期前迄のラグ値を利 用する関係で、推定期間を1974年以降に限定 しているが、OLS での推定についても操作変 数法による推定結果と比較するために推定期間 を1974年度以降とした。なおモデルを階差型 で推定するもう一つの大きな理由は、これまで

表 1. 業種別フルサンプルでの推定(1974-93)

負債関数の推定 SK		CFK	CLK	\bar{R}^2
機械系産業				
(N = 4740)	0.0493	-0.0710	0.5002	0.13
	(1.95)	(0.47)	(4.20)	
	0.1473	-0.1540	0.3399	
	(1.77)	(0.83)	(2.31)	
素材系産業				
(N = 3740)	0.1472	0.4687	0.2605	0.23
	(8.73)	(1.03)	(3.09)	
	0.1472	0.4687	0.2606	
	(11.11)	(1.04)	(2.85)	
設備投資関数 の推定	SK	CFK	CLK	\bar{R}^2
機械系産業				
(N = 4740)	0.0529	0.0214	0.2533	0.37
	(3.51)	(0.51)	(3.89)	
	0.0811	-0.0025	0.2072	
	(2.06)	(0.04)	(2.97)	
素材系産業				
(N = 3740)	0.0283	0.1502	0.0544	0.19
	(3.97)	(1.92)	(3.13)	
	0.0175	0.1597	0.0731	
	(6.07)	(2.03)	(3.17)	

各ゲループの推定値の内,上段はOLS,下段はI.V.法による.操作変数のリストは、SK(-2),SK(-3),CFKの差分,CLKの差分,年ダミーの差分,1974,75,86,87,93年の年ダミーの差分とCLKの差分とのクロス項(但し、機械系産業は、1986,87,93年についてのみ)。()内は、heteroscedastic-consistent standard errors による t 値。

の設備投資関数の実証分析の経験に照らし合わせると、投資比率(I/K)の形で設備投資関数を推定すると誤差項の系列相関の問題が深刻となる点が指摘されておりそれを回避するためである⁴⁾

3. 推定結果の分析

最初に表1により、機械系産業及び素材系産業のそれぞれの業種について、フルサンプルを利用した負債関数と設備投資関数の推定結果についてみてみよう。先ず負債関数についてOLSでの推定結果からみると、機械系産業、素材系産業のいずれについても、当該企業の将来の需要動向や投資機会の代理変数である SK、及びエイジェンシー・コストに影響を与えるとみられる土地資産の担保機能を表す CLK は負債と有意な正の相関を持っていることが分かる。一方、キャッシュフロー・レートである CFK は有意ではなく、負債に対する代替効果、ある

いは企業評価を高めることを通じて借入を促進する効果も明確には認められなかった。以上については、同時性バイアスの問題を考慮した操作変数法によっても同様の結果が得られておりその頑健性が保証される格好となっている。ここでは、特に CLK が負債と正の相関を持っていることが重要である。即ち、企業の土地資産価値上昇に伴う信用力の増大→負債のエイジェンシー・コストの低下→金融市場における資金調達条件の緩和→負債の増加といった経路を統計的に確認できるからである。

次に設備投資関数について OLS での推定結 果からみると,機械系産業,素材系産業のいず れについても、SK、及びCLKは、設備投資と 有意な正の相関を有している。また CFK につ いては、機械系産業では有意ではないが、素材 系産業では設備投資と有意な正の相関が認めら れる. 更に、操作変数法によっても以上の結果 は変わらずその頑健性が認められるものとなっ ている. 以上の負債関数と設備投資関数の推定 結果から、土地資産価値の上昇を通じた負債の エイジェンシー・コスト低下による資金調達条 件の緩和が、設備投資の拡大をもたらした可能 性が強く示唆される。なお以上の負債関数、設 備投資関数の推定結果を, OLS と操作変数法 とで比較してみると,機械系産業の負債関数等 では、両者の係数推定値にかなりの乖離がみら れる。その理由として、ここではOLSにおけ る SK の外生性の仮定が疑わしく, そのために OLS での推定結果にバイアスが生じたことが 予想される。そこで、SK が外生的であるとし た帰無仮説を Wu-Hausman 検定によりチェッ クしてみると、帰無仮説は、5%の有意水準で、 機械系産業の負債関数,設備投資関数と,素材 系産業の設備投資関数の三つの場合に棄却され ることが確認できた5.これはここでの操作変 数法の採用を支持する結果といえよう.

次のステップとして,企業を相対的に規模が 大きく知名度の高い企業と,規模が小さく知名 度の低い企業とに分類し,知名度により資金調 達が影響を受けるか否かを検討してみよう.分 類の基準としては,推定期間内の内生値に関す

表 2. 負債関数の推定(1974-93)

	SK	CFK	CLK	\bar{R}^2
機械系産業				
大企業				
(N = 2540)	0.0278	-0.2360	0.8169	0.22
	(0.96)	(0.99)	(5.38)	
	0.1220	-0.2740	0.6688	
	(1.72)	(1.09)	(4.26)	
中堅企業				
(N=2200)	0.0543	-0.0407	0.4371	0.11
	(1.83)	(0.22)	(3.30)	
	0.1128	-0.0994	0.3407	
	(1.10)	(0.42)	(1.93)	
素材系産業				
大企業				
(N=2520)	0.1466	0.3827	0.1758	0.23
	(1.94)	(0.69)	(3.34)	
	0.1981	0.3844	0.1430	
	(1.17)	(0.71)	(1.52)	
中堅企業				
(N=1220)	0.1082	0.4984	0.7632	0.24
	(4.48)	(0.78)	(2.04)	
	0.1059	0.4999	0.7758	
	(3.52)	(0.77)	(1.90)	

脚注は、表1に同じ。

る情報を利用することによるサンプル・セレクション・バイアスを避けるために、推定期間 (1974-93 年度)外の情報を利用した。即ち、推定期間開始以前の 1970 年度時点で資本金が 10 億円以上の企業を大企業、一方、資本金が 10 億円未満の企業を中堅企業として分類した。

表2に、負債関数について、業種別・企業規 模別に推定した結果がまとめられている。先ず 機械系産業について OLS での結果を中心にみ ていくと、大企業については SK の有意性が十 分ではないが、CLK は負債と有意な正の相関 を有していることが認められる。これに対し、 中堅企業についてはSK とCLK ともに、負債 と有意な正の相関を有しているという結果とな った。なおキャッシュフロー・レートである CFK については、いずれの企業規模について も有意性は認められなかった。更に以上の結果 は、操作変数法によっても再確認することがで きる. ここで果たして, 土地資産価値上昇を通 じた負債のエイジェンシー・コスト低下による 資金調達条件の緩和効果について企業規模別に 格差があるか否かを検討するために、負債残高 の CLK に関する弾力性をサンプルの平均値で

評価してみた。OLSでの評価では、大企業に おける当該値が 0.64 に対し中堅企業のそれは 0.39 であり、操作変数法での評価では、大企業 の 0.53 に対し中堅企業は 0.31 である。即ち、 機械系産業においては、土地の担保機能として の役割が情報の非対称性の解消に貢献して借入 の増加を導く効果そのものについては大企業の 方が大きいという結果となった、大企業の場合、 借入増のかなりの部分は設備投資ではなく金融 資産の購入に向かったものと考えられる。但し, 大企業では1974年からの数年間において第一 次石油危機の後遺症が残り、それが SK の説明 力を弱める結果となり CLK の係数値が過大推 定となっている可能性がある6. 従って,ここ での結論には、若干の留保条件が付くものと考 えられる.

次に素材系産業についてみると、OLSの推定結果では大企業、中堅企業のいずれも、SKと CLK は負債と有意な正の相関を有しているが、CFK の有意性は認められない。また以上の結果は操作変数法によってもほぼ同様であるが、大企業のSK、CLKについて若干有意性の低下が認められる。負債残高のCLKに関する弾力性を計算してみると、OLSでの評価では大企業の0.19に対し、中堅企業では0.73であり、操作変数法での評価でも、大企業の0.16に対し、中堅企業では0.74である。即ち、いずれの推定方法でも、中堅企業においての方が、土地の担保機能としての役割が情報の非対称性の解消に貢献して負債のエイジェンシー・コスト低下の効果が大きいことが分かる。

表3では、設備投資関数について、業種別・企業規模別に推定した結果がまとめられている。 先ず、機械系産業についてOLSでの推定結果を中心にみると、大企業、中堅企業とも、当該企業の将来の需要動向や投資機会の代理変数である SK とエイジェンシー・コストに影響を与えるとみられる土地資産の担保機能を表すCLK は、設備投資と有意な正の相関を持っていることが分かる。一方、キャッシュフロー・レートである CFK の有意性は充分ではないという結果となった。また以上の結果は、操作変

表 3. 設備投資関数の推定 (1974-93)

	SK	CFK	CLK	\bar{R}^2
機械系産業				
大企業				
(N = 2540)	0.0739	0.0506	0.0579	0.23
	(7.62)	(1.26)	(2.24)	
	0.0500	0.0602	0.0954	
	(3.12)	(1.44)	(3.34)	
中堅企業				
(N=2200)	0.0497	0.0183	0.2875	0.41
	(3.15)	(0.35)	(3.81)	
	0.1011	-0.0332	0.2027	
	(1.93)	(0.39)	(2.39)	
素材系産業				
大企業				
(N=2520)	0.0450	0.0126	0.0328	0.16
	(2.94)	(0.10)	(2.79)	
	0.0001	0.0111	0.0614	
	(0.003)	(0.08)	(2.58)	
中堅企業				
(N=1220)	0.0159	0.2690	0.1573	0.27
	(2.93)	(3.14)	(3.42)	
	0.0103	0.2727	0.1875	
	(2.66)	(3.15)	(3.83)	

脚注は,表1に同じ.

数法によっても再確認することができる。なおキャッシュフロー・レート (CFK)の係数が有意でない理由としては、以下のことが考えられる。 CFK は、将来の収益性を反映している場合もあれば、資金のアベイラビリィティの代理変数となる場合もあることは既に指摘した通りであるが、前者の場合にはその効果が説明変数である SK によっても考慮されており、後者の場合にも CLK がその効果を吸収していると考えられる。従って、CFK の有意性が観察されないのものと考えられる 7 .

ここで土地資産価値上昇を通じた負債のエイジェンシー・コスト低下による資金調達条件の緩和がもたらす設備投資促進効果について、企業規模別に格差があるか否かを検討するために、設備投資(I/K)の CLK に関する弾力性をサンプルの平均値で評価してみた。OLS での評価は大企業における当該値が 0.36 に対し中堅企業のそれは 2.33 であり、操作変数法での評価は大企業の 0.60 に対し中堅企業は 1.65 である。即ちいずれの推定方法に基づいても、中堅企業の方が設備投資の CLK に関する弾力性が極めて高いことが分かる。なお、大企業と中堅企業

表 4. 業種別フルサンプルで企業規模別ダミー変数を導入した推定(1974-93)

設備投資関数 の推定	SK	CFK	CLK	ZF	ZL	\bar{R}^2
機械系産業						
(N = 4740)	0.0528	0.0643	0.1226	-0.0543	0.1539	0.38
	(3.56)	(1.53)	(4.47)	(0.84)	(2.04)	
	0.0838	0.0549	0.0728	-0.0766	0.1528	
	(2.10)	(1.27)	(1.22)	(0.99)	(2.11)	
素材系産業						
(3.12	0.0248	0.0181	0.0472	0.2482	0.0569	0.20
	(3.12)	(0.14)	(2.93)	(1.65)	(1.29)	
	0.0103	0.0210	0.0579	0.2541	0.1202	
	(2.30)	(0.16)	(2.94)	(1.61)	(2.52)	

各グループの推定値の内,上段は OLS,下段は I. V. 法による。操作変数のリストは,SK (-2),SK(-3),CFK の差分,CLK の差分,年ダミーの差分, 1974, 75, 86, 87, 93 年の年ダミーの差分と CLK の差分とのクロス項(但し,機械系産業は,1986, 87, 93 年についてのみ)に加えて,CFK の差分と企業規模別ダミーとのクロス項,CLK の差分と企業規模別ダミーとのクロス項,CLK の差分と企業規模別ダミーとのクロス項,CLK の差分と企業規模別グミーとのクロス項,CLK の差分と企業規模別グミーとの

との間の CLK の係数差の t 統計量は,OLS 推定の場合には 2.88 であり通常の水準で両者の間に統計的に有意な差が認められるが,操作変数法推定の場合には 1.20 にとどまりそれは CLK の係数差の有意性を通常の水準で支持できる程には大きくない。この点については,後で代替的な検定法を試みて総合的な判断を加えることにしたい。

次に、素材系産業についてみると、OLSでの 推定結果では大企業,中堅企業とも, SK, CLK は設備投資と有意な正の相関を有してい るが、CFK については中堅企業についてのみ、 設備投資と有意な正の相関関係が認められる. また以上の結果は、操作変数法によってもほぼ 再確認することができる。設備投資の CLK に 関する弾力性を計算してみると、OLSでの評 価では大企業の 0.30 に対し、中堅企業では 1.43 であり、操作変数法での評価では大企業の 0.56 に対し,中堅企業では1.70であり,いずれの推定 法に基づいても機械系産業と同様に,中堅企業 の方が設備投資の CLK に関する弾力性が極め て高いことが分かる。なお、大企業と中堅企業と の間の CLK の係数差の t 統計量は、OLS 推 定の場合には 2.62 であり、操作変数法推定の場 合には2.31であり、いずれの場合にも通常の水 準で両者の間に統計的に有意な差が認められる. 以上を総括すると、両業種とも相対的に規模の 小さい企業程、土地担保価値上昇による負債の エイジェンシー・コスト低下効果を通じた設備

投資の拡大効果が大きいことが明らかとなった. 以上の設備投資関数の推定を通じて, 我々の サンプルでは操作変数法推定の場合に、SK を コントロールすることが難しく SK の係数値 が過大推定や過小推定となり、それが CLK の 係数値に影響を与え CLK の企業規模別格差の 検定の信頼性を弱めている可能性も残る。そこ で、サンプルを大企業、中堅企業に分割するこ となく、企業規模別ダミー変数(大企業=0,中 堅企業 =1) を導入することにより、CFK、 CLK の企業規模別格差の検定を行った結果に ついてみてみよう. 即ち, SK のサンプルを増 加させサンプル内の散らばりを大きくすること により SK についてより安定的な係数推定値 を得ることを目的として、SK の係数について は企業規模別に格差はないという制約を置き, CFK と CLK については企業規模別格差の可 能性を許すことにして、CFK, CLK のそれぞ れと企業規模別ダミー変数とのクロス項, ZF, ZL を導入した。従って、ここで ZF、ZL の係 数推定値が有意に正であれば,中堅企業の方が 大企業と比較して, CFK, CLK の係数値が有 意に大きいといえる。表4によれば、機械系産 業、素材系産業のいずれについても、ZLにつ いては、操作変数法による推定でそれが有意に 正であることを確認することができる. 即ち, 中堅企業の方が CLK の値が有意に大きいとい う結果が得られた。一方, ZF については、素 材系産業においてのみ有意性はやや弱いが正と

なっており、中堅企業の方が、*CFK* の値が大きいという結果となった。特に前者については、前述の企業規模別サンプルによる検定を支持しかつ補足するものといえよう。

4. 結論

日本の製造業424社の24年間(1970-93年 度)にわたる豊富なデータを利用することによ り, 日本における 1980 年代後半から 1990 年代 にかけての土地価格の大幅な変動が、企業の保 有する土地資産の担保価値の増減をもたらし、 それが負債のエイジェンシー・コストに影響を 与えることを通じて,企業の借入や設備投資を 変動させる効果を持ったことが実証的に明らか にされた。この関係については、既に、Ogawa et al. が産業別合計データを利用して明らかに しているが、本論文では豊富なパネルデータを 利用することにより,企業規模別に,より詳細 にこの事実を確認することができた。即ち、相 対的に規模が小さく知名度の低い企業程,情報 の非対称性の問題に直面し、土地担保のエイジ ェンシー・コストに与える影響が大きいことが、 特に設備投資関数の推定を通じて確認できた。 この結果は、Bernanke, Gertler and Gilchrist 達が、ファイナンシアル・アクセルレータ効果 と呼んでいる金融市場の景気増幅効果の存在を 示唆する形となっており、わが国の1980年代 以降の景気変動のメカニズムを解明する上で重 要な視点を提供するものと考えられる.

(論文受付日 1995 年 4 月 27 日 • 採用決定日 1996 年 6 月 12 日, 明治大学商学部 • 大阪大学社会経済研究所)

注

本論文の内容を改善するにあたって、先ず二人の匿名のレフェリーから頂いた有益なコメントが大いに役立ったことに対し深く感謝する。さらに、英公子氏(日本開発銀行)によるデータ作成面に関する支援と、石原英彦氏(東京大学)、一橋大学経済研究所及び日本開発銀行の研究会での出席者の方々からの有益なコメントに対し深く感謝する。勿論、残りうる誤りについては筆者達の責任である。

1) わが国の企業を対象とした実証研究として,

Hoshi, Kashyap and Scharfstein(1991), 岡崎・堀内(1992), 浅子・国則他(1991), 原(1994), 三井・河内(1995), 宮川(1993)がある。

- 2) 浅子・国則他(1989)は土地を生産要素の一つとして捉え、土地と資本ストックに関する multiple q 理論の枠組みの中で土地の役割を考察するという立場をとっている。また清水(1995)は、土地担保の徴求と銀行の情報生産コスト節約との関連を分析している。
- 3) 1974, 75, 86, 87, 93年については,負債関数,設備投資関数の説明変数の動きが大きな変動を示している. OLS では,これらの変数自体の動きがそのまま被説明変数の動きに反映されこの時期の負債,設備投資行動を説明することができるのに対して,操作変数法においては,操作変数としてのラグ変数と説明変数との間の相関が低いことが予想される.この点を緩和するためにダミー変数と CLK 変数のクロス項を導入し,少しでも相関を高める工夫を施した.
- 4) パネルデータに立脚して推定を行っているため、残差の時系列的な性質を調べることは困難である。ただ過去の設備投資関数の実証分析において誤差項の高い系列相関が問題になっているので、ここでは階差をとった形で推定を行っている。ただし、レベルの段階で誤差項がホワイトノイズの場合には、ここでの推定値は一致性を保つものの係数推定値の標準誤差はバイアスを持つことになる。この点についてはレフェリーの指摘による。
- 5) Wu-Hausman 検定による F-統計量は,負債関数について機械系産業で F(1,4716)=6.4259,素材系産業で F(1,3716)=0.00003,設備投資関数について機械系産業で F(1,4716)=5.9487,素 材 系 産業で F(1,3716)=74.1803 となった。 Wu-Hausman 検定については,本多佑三『計量経済学における大標本検定』 132-136 を参考にした。 Hausman 流の Specification Test の実施については,レフェリーの示唆による。
- 6) 大企業について 1974-76 年の期間を除いて推定期間を 1977-93 年へ短縮すると, *CLK* の係数値は OLS では 0.4495 へ, 操作変数法では 0.2152 へ大きく低下する.
- 7) 当期と前期(差分をとっているので、前期も含めた)の CFK が、正のサンプルのみに限定して推定を実行すると CFK の説明力が高まり、機械系の大企業を除いて全ての場合について CFK は正で有意となる。但し、サンプル数は、機械系中堅企業では 2200 から 1830 へと、素材系大企業では 2520 から 2284 へと、素材系中堅企業では 1220 から 1005 へと減少する。この場合において、SK の係数は変化するが、CLK の係数はほとんど影響を受けていない。しかし、CFKが正のサンプルに限定して推定を実行することは、欠落するサンプルがかなりあることからサンプル・セレクション・バイアスの可能性をもたらすためここでは採用しなかった。

付録

- 1. 投資財価格: 非住宅建物, 構築物は, 卸売物価指数 の建設用材料を, 機械装置等は, 同指数の資本財を用 いて, 各企業毎に, 両者の投資量による加重平均を計 算して利用.
- 2. 土地価格:六大都市•市街地価格指数(日本不動産

研究所)を利用。

以下の項目は、日本開発銀行の財務データを利用して作成。但し、サンプル企業として、1970年度(1971/3月)以降、決算期変更の無い企業のみを選び、大規模な合併・買収をした企業を除いた。

- 3. 設備投資及び資本ストック:作成方法は、Hayashi and Inoue(1991)に従っている。詳細は、同論文の付録を参照のこと。資本ストックについては資産別に計算し、ベンチマーク年(1970年度)の資本ストックは、各資産毎に1970年度の有形固定資産簿価(除く、土地)を利用した。最終的に、資産別資本ストックを合算した。
- 4. 土地ストック時価:ベンチマーク年(1970 年度)の 土地ストック時価として,1970 年度の各企業の土地資 産簿価に転換倍率を乗じたものを利用。転換倍率は, Ogawa et al.(1994)の時価・簿価比率 5.27 倍(国民経 済計算年報の非金融法人企業の期末貸借対照表掲載の 土地資産時価と,法人企業統計年報掲載の対応する土 地資産簿価との比率)を利用。その後の逐年の値につ いては,恒久棚卸法により作成。即ち,以下の関係式 により計算(iは企業を示す)。

 $NOL_{it} = NL_{it} - DL_{it} \cdot (PL_t/PL_{t-j})$

 $LC_{it} = LC_{it-1} \cdot (PL_t/PL_{t-1}) + NOL_{it}$

但し, NL_{it} :当期土地増加額, DL_{it} :当期土地減少額 ($LB_{it}=LB_{it-1}+NL_{it}-DL_{it}$ より逆算,LB は土地資産簿価), NOL_{it} :当期土地純増額, LC_{it} :土地ストック時価。 DL_{it} は,貸借対照表においては簿価ベースであるので,今期に売却された土地の時価評価への転換については,棚卸資産の後入先出法に基づいてj=1 とした。

5. キャッシュフロー:経常損益+減価償却費-法人税-配当-役員賞与. ここでのキャッシュフローは Hoshi, et al.(1991)と同様に配当控除後のものである(詳細は同論文, 脚注13を参照).

参考文献

- 1. Bernanke, B. and Gertler, M.(1989) "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations," *American Economic Review*, Vol. 79, No. 1, pp. 14-31.
- 2. Bernanke, B., Gertler, M. and Gilchrist, S. (1996) "The Financial Accelerator and the Flight to Quality," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, No. 1, pp. 1–15.
- 3. Eckstein, O. and Sinai, A.(1986) "The Mechanism of the Business Cycle in the Postwar Era," in R. J. Gordon, *The American Business Cycle: Continuity and Change*, University of Chicago.
- 4. Fazzari, S. M., Hubbard, R. G., and Petersen, B. C.(1988) "Financing Constraints and Corporate Investment," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1 pp. 141-195.
- 5. 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.

- 6. Hoshi, F., Kashyap, A. and Scharfstein, D. (1991) "Corporate Structure, Liquidity and Investment: Evidence from Japanese Panel Data," *Quartely Journal of Economics*, Vol. 106, No. 1, pp. 33-60.
- 7. King, R. and Plosser, C.(1984) "Money, Credit and Prices in a Real Business Cycle," *American Economic Review*, Vol. 74, No. 3, pp. 363-80.
- 8. Kiyotaki, N. and Moore, J.(1997), "Credit Cycles," *Journal of Political Economy*, Vol. 105, No. 1, pp. 221–248.
- 9. Kydland, F. and Prescott, E.(1982) "Time to Build and Aggregate Fluctuations," *Econometrica*, Vol. 50, No. 6, pp. 1345-1370.
- 10. Minsky, H. P.(1975) John Maynard Keynes, Columbia Unversity Press. 堀内昭義訳『ケインズ 理論とは何か一市場経済の金融的不安定性一』岩波 書店 1988.
- 11. Ogawa, K., Kitasaka, S., Watanabe, T., Maruyama, H. and Iwata, Y. (1994) "Asset Markets and Business Fluctuations in Japan," *The Keizai Bunseki* No. 136, Economic Planning Agency.
- 12. 浅子和美・国則守生・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』第10巻第3号, pp. 10-3, 日本開発銀行設備投資研究所.
- 13. 浅子和美・国則守生・井上徹・村瀬英彰(1991) 「設備投資と資金調達:連立方程式モデルによる推 計」『経済経営研究』第 11 巻第 4 号, pp. 11-4, 日本 開発銀行設備投資研究所.
- 14. 花枝英樹・小山明宏・松井美樹・上田泰(1989) 「わが国企業における資本構成の決定要因について」 日本経営財務研究学会編『経営財務と情報』pp. 37-57, 中央経済社.
- 15. 原正彦(1994)『ケインズ経済学の再構築』東洋経 済新報社。
- 16. 本多佑三(1989)『計量経済学における大標本検定』有斐閣.
- 17. 池尾和人・広田真一(1992)「企業の資本構成とメインバンク」堀内昭義・吉野直行編『現代日本の金融分析』pp. 39-71,東京大学出版会。
- 18. 三井清・河内繁(1995)「中小企業の設備投資と政策金融一資金制約と政策金融の機能一」『郵政研究レヴュー』第6号, pp. 183-204, 郵政省郵政研究所。
- 19. 宮川努(1993)「貸し渋りと審査機能:非製造業中 小企業の設備投資を中心として」JDB Discussion Paper Series 9305.
- 20. 宮崎義一(1992)『複合不況』中央公論社.
- 21. 岡崎竜子・堀内昭義(1992)「企業の設備投資とメインバンク関係」堀内昭義・吉野直行編『現代日本の金融分析』pp. 97-122, 東京大学出版会,
- 22. 大瀧雅之(1994) 『景気循環の理論:現代日本経済 の構造』東京大学出版会。
- 23. 清水啓典(1995)「銀行の情報生産と土地担保付き貸出」『ビジネスレビュー』Vol. 43, No. 3, pp. 52-66.