

Working Paper Series

1990年代以降の企業部門の土地投資について

橘 永久・関根 敏隆

Working Paper 03-06

2003年7月

日本銀行調査統計局

〒100-8630 東京中央郵便局私書箱 203 号

e-mail: towa.tachibana@boj.or.jp

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

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

1990年代以降の企業部門の土地投資について*

橘 永久[†]・関根 敏隆[‡]

2003年7月

概要

本稿では、個別企業の財務データをもとに、1990年代の土地投資動向がどのような要因の影響を受けていたのか、企業が保有する土地の潜在価値と実際の地価水準はどの程度乖離していたのかを、土地投資関数と土地の q の推計により、検証した。土地投資関数の分析からは、1990年代に法人部門が土地売却超に転じたのは、(i) 主に建設・不動産・総合商社の売上の落ち込みや財務状況の悪化を反映したものであること、(ii) 製造業の海外現地生産の進展も一部影響していること、がわかった。また、土地の q の計測からは、(iii) 製造業や3業種（建設・不動産・総合商社）を除く非製造業の保有する土地の市場価格は、バブル崩壊後、1990年代の半ばには一旦、株価等から求めた潜在価値とほぼ整合的なレベルにあったが、最近ではむしろ地価の割高感が強まっていること、(iv) 3業種の保有する土地の市場価格は、株価等から求めた潜在価値との対比でみて、ほぼ常に割高であったこと、がわかった。

1 はじめに

本稿の目的は2つある。第一の目的は、1990年代以降を中心に企業の土地投資動向を規定した要因を探ることにある。第二の目的は、こうした投資を行った企業が保有する土地の潜在価値との対比で、実際の地価水準を評価することにある。

SNA 統計ベースで見ると、1980年代から1990年代にかけては、法人部門が大幅な買い越し超から売り越し超に転じたことが目立つ（図1）。この間の地価の大きな振幅をもたらした要因の一つとして、こうした法人部門の動きがあげられよう。

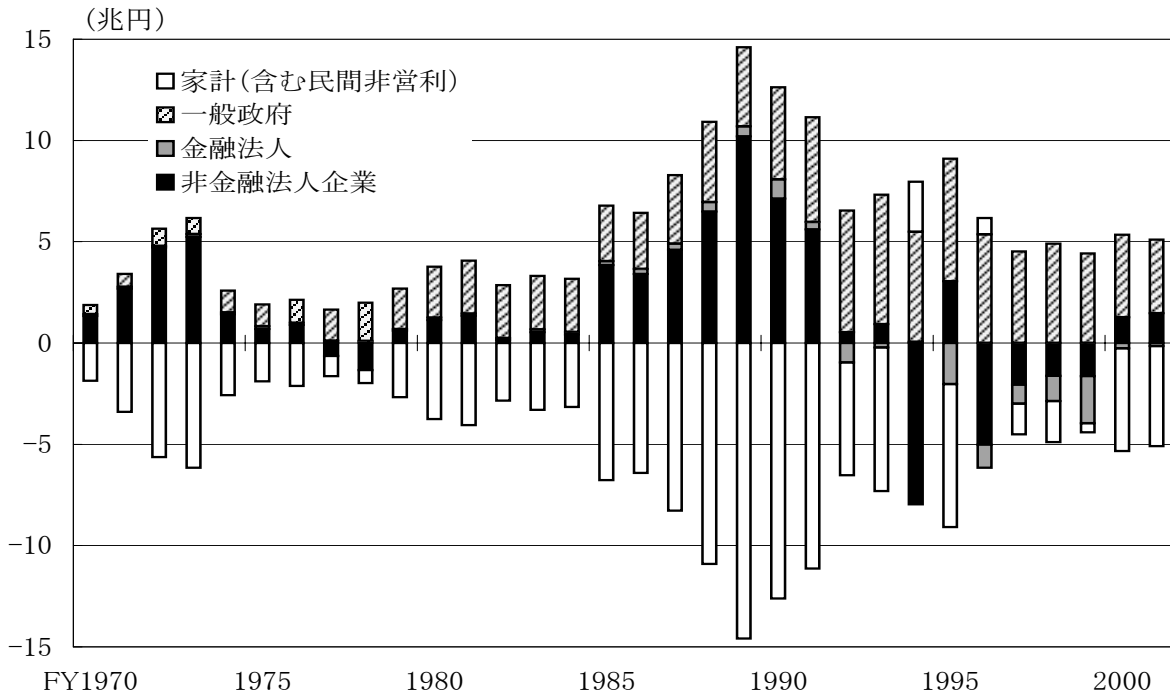
しかし、「このような法人部門の土地投資行動がいかなる要因によるのか」、「実際の地価水準は、企業が保有する土地の潜在価値とどの程度乖離しているのか」を分析した例

*本稿の作成にあたっては、中島上智氏（東京大学経済学部）の多大な協力を得た。また、ドラフト作成段階では、福田慎一教授（東京大学）、日本銀行調査統計局、金融研究所のスタッフから有益なコメントを得た。

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

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

図 1: 部門別土地投資額



(注) 1990 年度までは 68SNA ベース、以降は 93SNA ベース。

(資料) 内閣府、『国民経済計算年報』

は、驚くべきほど少ない。バブル崩壊後の設備投資に関する分析はかなりの数にのぼるのに対して、土地投資に焦点をあてた分析となるとほとんどみられないのが実情である。また、地価形成に関する研究でも、浅子他 (1989, 1997) の先駆的な研究を除いて、企業部門との関連で行われた分析は、やはりほとんど見当たらない。本稿は、個別企業の財務データを活用して、1990 年代の土地投資がどのような要因によって規定されてきたのか、実際の地価水準は、こうした投資を行った企業が保有する土地の潜在価値とどの程度乖離しているのかについて、検討を加えようというものである。

本稿の構成は以下の通りである。第 2 節では、国土交通省のアンケート調査等を用いて、どのような企業が、どのような物件を、どうして売ったのかについての推測を行う。第 3 節では、個別企業の財務データをもとに、バブル期とバブル崩壊後の土地投資関数を推計し、第 2 節での推測がどの程度データによって支持されるのかをみる。第 4 節では、こうした土地投資動向と整合的な地価水準はどのようなものであったのかを、土地の q という形で推計を行う。最後に、第 5 節では、本稿の分析結果をまとめ、そこから得られるインプリケーションを考察する。

表 1: 土地売買面積

年度	合計	業種別内訳			資本金規模別内訳		
		製造業	建設・不動産 ・総合商社	非製造業 (除く3業種)	大企業	中堅企業	中小企業
1991	6,946	3,345	2,031	1,570	5,781	-450	1,613
1992	6,759	4,250	272	2,237	4,297	273	2,189
1993	3,748	1,107	1,508	1,133	1,681	-124	2,191
1994	1,190	1,698	-492	-16	1,309	373	-492
1995	3,684	-253	2,165	1,772	965	2,025	696
1996	13,518	1,724	9,706	2,088	10,795	2,495	224
1997	122	1,025	-843	-60	327	-5	-197
1998	-222	219	-812	371	-86	446	-586
1999	-1,700	-1,998	-308	606	-2,301	-749	1,354
2000	-2,353	-102	-553	-1,698	-722	-651	-980
1997-2000	-4,153	-856	-2,516	-781	-2,782	-959	-409

(注 1) 単位: ha

(注 2) 大企業は資本金 100 億円以上、中堅企業は 10 億円以上-100 億円未満、中小企業は 10 億円未満。

(資料) 国土交通省、『企業の土地取得状況等に関する調査』

2 誰が、何を、どうして売ったのか

本節では、国土交通省の実施している各種アンケート調査等で、どのような企業が、どのような土地を、何故売ったのかを概観して、次節以降の分析の手掛かりを得たい。

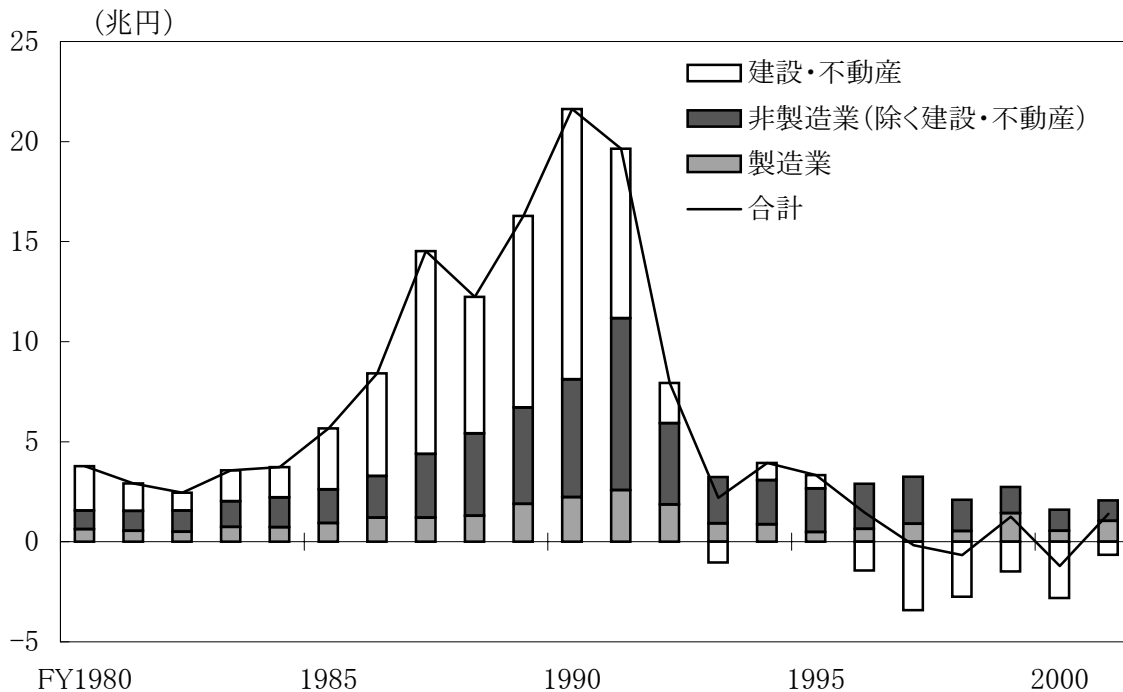
まず、どのような企業が土地を売っているのかをみると、建設・不動産・総合商社といった業種による売却が目立つ。土地売買面積の推移をみると(表 1)、これら 3 業種は、1994 年度から売り越し超に転じ、その後、一旦買い越し超に戻るものの¹、1997 年度以降一貫して売り越ししている。1997 年度から 2000 年度の企業セクター全体での売り越し超幅(4,153ha)のうち、約 6 割はこれら 3 業種によるものである。図 2 は、確認のために、ごく粗い仮定を置いて法人年報ベースで土地投資額を計算したものである。このベースでも、建設・不動産は、バブル期に大きく買い越した後、1990 年代半ばから売り越しに転じており、その動きが目立つ²。

次に、どのような物件が売られたのかをみると(表 2)、「賃貸不動産」(これにはオフィス・ビル等の不動産証券化の進展も影響している)や「開発用不動産」(ゴルフ場といっ

¹1996 年度には総合商社が 10,000ha 以上も買い越しに転じたことが、3 業種の買い越し額を大きく押し上げている。ただし、この年度の総合商社の買い越しは、何らかの異常値である可能性が高い(因みに、10,000ha とは、東京の都心 5 区 <千代田区、中央区、港区、新宿区、文京区>を合わせた総面積 <7,167ha>を上回る広さ)。

²法人年報ベースの土地投資額合計は、前掲の SNA 統計ベースの土地投資額に比べて、バブル期の買い越し超幅が大きく、バブル崩壊後の売り越し超幅が小さく出ているように見受けられる。これは、時価ベースの土地投資額を計算する際の仮定が、ごく粗いものであるためと考えられる。次節以降では、詳細にわたる個別企業の会計データを用いて、より精度の高い形で、土地投資額を求める。

図 2: 業種別土地投資額



(注) 計算にあたっては、特別利益の15%が土地処分にかかる利益と仮定。また、建設は棚卸資産の50%、不動産は90%がそれぞれ販売用不動産と仮定。

(資料) 財務省、『法人企業統計年報』

たリゾート案件も含まれるとみられる)といった物件が、近年、その割合を高めている。一方、「福利厚生施設」(企業リストラを反映)や「工場」は、一貫して高い割合となっている。1996年度には高い割合を占めていた「駐車場・遊休不動産」や「支店・営業店施設」については、近年割合が低下する傾向がみられる。

また、土地の売却理由をみると(表3)、「事業債務返済のため」、「事業資金調達、決算対策のため」、「土地保有コスト軽減のため」といった財務上の理由をあげる企業の割合が高い。特に、「事業債務返済のため」は一頃に比べて低下してきているとはいえ、一貫して最も高い割合を占めている。債務負担の重さから、企業が土地を売っている姿がみてとれる。

国土交通省のアンケート調査からは、バブル崩壊後、「建設・不動産・総合商社」といった業種が、「賃貸不動産」や「開発用不動産」といった物件を、債務負担の重さに耐え切れず売りに出しているということが推測される。バブル期には、これらの業種は、「ゴルフ・キャンプ・スキー場」といったリゾート案件をはじめとして旺盛な土地取得を行ったとされている(吉川, 2002)。1990年代以降、土地売却が目立つのは、バブル期の旺盛な土

表 2: 従前用途の構成比

年度	1996	1997	1998	1999	2000	2001
賃貸不動産	3	8	20	20	19	23
工場(跡地含む)	23	18	19	17	21	18
福利厚生施設	13	16	15	22	17	16
開発用不動産	4	4	5	6	9	13
駐車場・遊休不動産	19	21	13	11	9	11
支店・営業店施設	24	23	16	14	12	8
倉庫・物流施設、資材置場	8	6	6	4	7	5
本社ビル等	6	4	6	5	7	5
計	100	100	100	100	100	100

(注) 件数ベース、単位: %

(資料) 国土交通省、『土地白書』、平成 14 年版、p.28

表 3: 土地の売却や検討の目的(複数回答可)

年度	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
事業債務返済のため	44.8	44.1	43.5	37.6	32.4	32.3	35.7
事業資金調達、決算対策のため	22.3	21.7	24.9	24.5	21.9	23.0	24.1
土地保有コスト軽減のため	18.5	17.3	13.7	14.6	14.2	16.8	16.9
販売用建物用地のため	19.9	16.1	18.9	16.4	13.7	14.3	14.4
土地資産価値の下落のおそれ	11.0	15.6	13.2	11.3	10.0	8.9	12.8
事業縮小・撤退のため	15.7	13.8	19.2	17.5	14.2	14.1	9.5

(注) 単位: %

(資料) 国土交通省、『土地所有・利用状況に関する企業行動調査』

地投資が仇となり、その反動がでたためと考えられる³。また、これら3業種に比べれば、総売却面積は小さいものの、製造業の土地売却では、「工場」が売却される割合が高いことからすると、何らかの海外現地生産比率の高まりといったことが影響しているように思われる。

次節以降では、個別企業のデータを駆使しながら、こうした推測の検定を行う。これらの各種調査は、カバレッジが高いものばかりではないうえ、調査によっては対象とする企業が異なるため、これらの調査結果を集めても、必ずしも正確な姿がみえてこないかもしれない。そこで、次節では、個別企業の財務データを用いて、どのような要因が企業の土地投資行動に影響を与えているのかを統計的に検証する。

3 マイクロ・データを用いた土地投資関数の推計

本節では、個別企業の財務データ（マイクロ・データ）を用いて、企業の土地投資関数を推計する。

個別企業の財務データを用いるメリットとしては、詳細な企業会計データが利用可能なために、時価ベースの土地投資額や土地保有残高をより正確に把握できることにある。本分析で試みた土地投資額の計算は、データ補論にあるように、売却損益や評価損益について細かな調整を行った。このためには、詳細な企業会計データを用いる必要があった。

また、マイクロ・データを用いるメリットとして、クロス・セクション方向の情報を加味することにより、マクロ時系列データに比べて推計の自由度を増すことができることもあげられる。本節では、バブル期とバブル崩壊後で、企業の土地投資行動がどのように変化したかといった分析を行う。このように短いサンプル期間では、時系列データだけでは自由度が不足し、確度の高い推計が困難となる。財務諸表から作成したパネル・データを用いることにより、推計の精度を上げることが可能になる。

ただし、分析対象が、詳細な企業会計データが得られる上場企業に限られるなど、マイクロ・データを用いることのデメリットもある。吉川（2002）は、国土交通省の調査に基づいて、中小企業が土地売買に参入したことがバブルを引き起こしたとしている。我々のデータでは、新興市場に上場している企業を含むとはいえ、こうした仮説を直接検証できない。

³1998年時点で建設・不動産・卸（含む総合商社）が保有する土地のうち、バブル期に相当する1986年～1992年に取得した土地の割合（面積ベース）は22.6%と、製造業（同14.2%）、3業種を除く非製造業（17.3%）に比べても高かった（国土交通省、『法人土地基本調査（確報）』）。

3.1 土地投資関数

実際に個別企業のデータを扱う前に、本節での分析の枠組みについてまとめたい。

本稿で用いる土地投資関数は、建物・機械設備といった資本ストックの設備投資関数の分析フレームワークを踏襲している。土地ストックも資本ストックの一つであるため、設備投資関数の理論や推計手法が当てはめられるというのが、ここでの基本的な発想法である⁴。

具体的には、Jorgenson (1963) 以来の加速度原理型の設備投資関数を援用し、次式のような土地投資関数を考える。

$$\left(\frac{I_{it}^L}{L_{i,t-1}} \right) = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta y_{it} + \alpha_2 \Delta y_{i,t-1} + \alpha_3 (l - y)_{i,t-1} + \alpha_4 y_{i,t-1} + \alpha_5 J_{it} + u_{it}. \quad (1)$$

ただし、 I_{it}^L は i 企業の t 期における実質土地投資額、 L_{it} は実質土地ストック残高（小文字の l は L の自然対数值）、 y_{it} は実質生産高もしくは実質売上高（自然対数值、 Δ は 1 階の階差オペレーター）、 J_{it} は土地のユーザー・コストをそれぞれ表わす⁵。

建物・機械設備の投資関数と若干異なる点は、自己ラグ項を含まないことにある。建物・機械設備の場合、資本減耗部分に対する更新投資は過去の設備投資の動向を反映するため、自己ラグ項が重要な情報を有している。しかし、土地ストックには減耗がないため、過去の土地投資がラグを置いて今期の土地投資に影響を与えるというメカニズムは考えがたい。

実際に計測する推計式は、(1) 式に企業の財務状況を表わす変数や海外現地生産の進捗状況を示す変数を加えた次式をベースにした。なお、土地のユーザー・コストについては、タイム・ダミー d_t に含まれるとし、誤差項 u_{it} は個別効果 η_i と真のショック（idiosyncratic shock） ν_{it} に分解できると考えた。

$$\begin{aligned} \left(\frac{I_{it}^L}{L_{i,t-1}} \right) = & \alpha'_0 + \alpha'_1 \Delta y_{it} + \alpha'_2 \Delta y_{i,t-1} + \alpha'_3 (l - y)_{i,t-1} + \alpha'_4 y_{i,t-1} \\ & + \alpha'_5 ICR_{it} + \alpha'_6 \left(\frac{D}{A} \right)_{i,t-1} + \alpha'_7 OPr_{it} + d_t + \eta_i + \nu_{it}. \end{aligned} \quad (2)$$

前節でみたアンケート調査では、財務状況の悪化を理由に土地の売却がなされるケースが多かった。そこで、企業の財務状況を表わす変数としてインタレスト・カバレッジ・レシオ ICR_{it} と負債資産比率 $(D/A)_{it}$ を加えた。前者はキャッシュ・フローと利払い費用

⁴ 土地を建物・機械設備から独立に扱うことができるのかといった問題はあろう。この点、永幡・関根 (2002) では、両者をあわせた形で投資関数を計測している。また、次節では、設備投資と土地投資を同時に考慮に入れて、 q の計算を行う。

⁵ 上記の誤差修正型 (Error Correction Model, ECM) の土地投資関数は、Chatelain 他 (2002) や Bond 他 (2003) が示した ECM 型の設備投資関数と同様の方法で導出できる。すなわち、土地ストックを生産要素の一つにする CES 型生産関数 $F(L_{it}, \dots)$ のもとで、企業収益の最大化問題の 1 階の条件、 $\partial F / \partial L_{it} = J_{it}$ 、から上記の土地投資関数が導かれる。

とを対比するフロー・ベースでみた資金制約の強さを、後者は負債残高と資産とを対比するストック・ベースでみた資金制約の強さを、それぞれ捉えている。現に、これらの財務指標は、銀行の信用格付けでも用いられている（日本銀行検査局, 2001）。なお、負債資産比率の計算にあたっては、バブル崩壊後の資産価格の下落を反映させるため、資産を恒久棚卸法（perpetual inventory method）により時価評価している（詳細はデータ補論を参照）。

製造業においては、海外現地生産の影響をコントロールするために、業種別の海外現地生産比率 OPr_{it} を加えた。海外生産が容易な業種であれば、国内の工場用地取得に抑制効果が働く、または国内工場の集約（工場用地の放出）に弾みがつく、という仮説の検証である。意外なことに、海外現地生産をはじめとする対外直接投資が国内経済に与える影響に関しては、実証研究の蓄積がほとんどない⁶。国内の設備投資に与える影響に関しては、宮川・徳井（1994、第5章）が、自動車産業の対米国直接投資の事例研究を通じて、国内投資を抑制する可能性を論じている。少なくとも土地投資に関しては、本稿が対外直接投資の影響に関する初めての計量分析となる。

3.2 データ

以下の分析で使用する個別企業の財務データは、主に日本政策投資銀行の企業財務データベースによった。データ補論にあるように、適宜、各社の有価証券報告書の情報を補完している。同データベースでは、(i) 東京、大阪、名古屋の3証券取引所第1部もしくは第2部に上場している企業と、(ii) 新興市場に上場している企業（いずれも金融・保険を除く）を対象としている。個別決算と連結決算のデータのうち、より詳細な系列が過去に遡ってとれる前者（個別決算）を用いた。

なお、海外現地生産比率については、『海外事業活動調査報告』（経済産業省）の業種別海外現地生産比率を用いた。

3.2.1 サンプル・セレクション

本節の分析では、企業財務データベースに以下のサンプル・セレクション・ルールを適用して、計測に用いるサンプル企業を抽出した。

1. 公的企業の色合いの強い電力・ガス・水道の業種に属する企業を除いた。また、NTT、JR3社（JR東日本、JR西日本、JR東海）も除いた。これは、これらの企業の土地投資には、過去の民営化に伴う取引の影響があるかもしれないと判断したためである。

⁶数少ない例外である深尾・天野（1998）は、1995年までの段階では、対外直接投資が日本の実質成長率に正の影響を与えたと結論付けている。資源開発を目的とした「垂直型」対外投資がもたらす正の効果が、海外の安価な労働等により国内生産を代替する負の効果を上回ったためである。

る。加えて、決算期変更等の会計処理上の理由から、キャビン工業、国際航業の2社も除外した

2. (i) 前期及び当期の土地ストック、(ii) 前期の建物・機械設備ストック、(iii) 当期の実質生産のうちのいずれかがゼロとなった企業は取り除いた。
3. こうして抽出された企業のうち、異常値による振れを回避するため、被説明変数である土地投資比率 $I_{it}^L/L_{i,t-1}$ が最大、最小 2.5%、説明変数である実質生産の伸び率 Δy_{it} 、ストック調整項 $(l-y)_{it}$ 、インタレスト・カバレッジ・レシオ ICR_{it} がそれぞれ最大、最小 0.5%、負債資産比率 $(D/A)_{it}$ が最大 1%に属する企業を除外した。
4. 残った企業のうち、サンプル前期（1985-1991年度）、サンプル後期（1992-2001年度）で3期以上存続した企業のみを対象にした。

3.2.2 主要変数

まず、図3で、個別企業の財務データから計算した土地投資額が、どのような推移を示したかを確認する⁷。全産業で見ると、バブル期に大幅な買い越しになり、その後1990年代の半ばごろから売り越しに転じるという点で、図1でみた非金融法人企業の土地投資動向の特徴を捉えている。ただし、仔細にみると、SNA統計では2000年度から買い越し超になっているのに対し、大企業を中心にした当サンプル企業では売り越し超のみであるといった違いはある。

業種別にみると、バブル期に大幅買い越し、その後売り越しに転じるという特徴は、どの業種で見ても同じではあるが、その特徴がもっとも端的にあらわれているのは、「建設・不動産・総合商社」の3業種である。「製造業」、「非製造業（除く3業種）」では、バブル崩壊後の落ち込みがそれほど顕著ではない（特に、「非製造業（除く3業種）」）。また、縦軸のオーダーをみると、「建設・不動産・総合商社」のバブル期の買い越し額がピークで2.5兆円近傍まで達し、売り越し額は1兆円を越えたのに対し、「製造業」、「非製造業（除く3業種）」では、バブル期の買い越し額はピークでも0.6兆円程度、バブル崩壊後の売り越し額は0.2兆円程度と、「建設・不動産・総合商社」の方が買い越し額、売り越し額とも圧倒的に大きい。前節で推測したように、バブル期以降の土地投資が主に「建設・不動産・総合商社」の動きによることが確認できる。

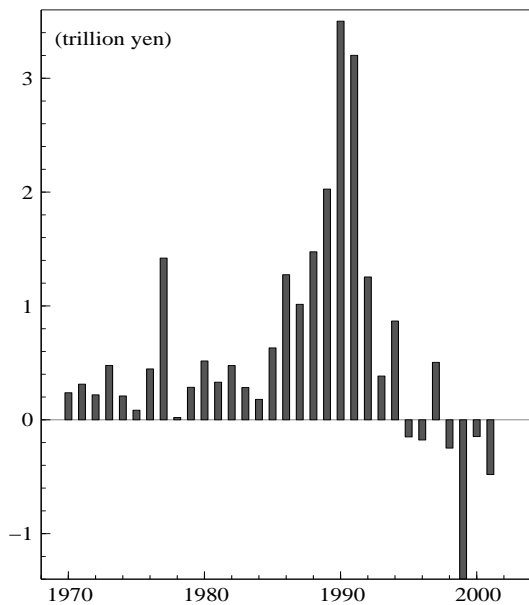
表4と図4は、土地投資関数の推計で用いる土地投資比率 I^L/L_{-1} と説明変数について、そのサンプル統計量と1社当たり単純平均の推移を示している。いくつか特徴的な点をあげると、以下の通りである。

- 土地投資比率で見ても、「建設・不動産・総合商社」の3業種の振幅の大きさが目に

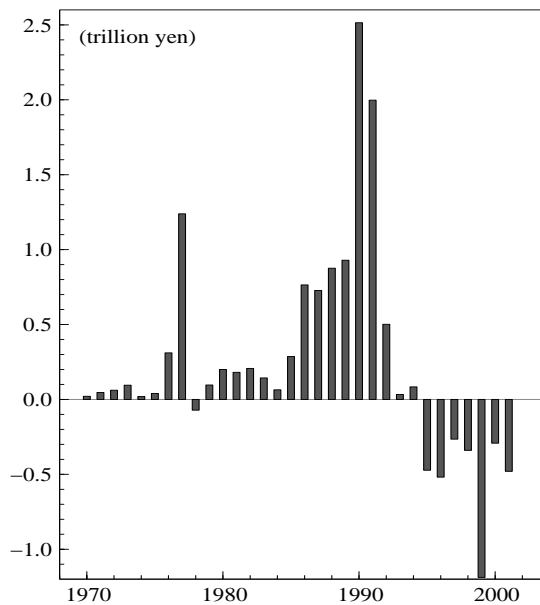
⁷同図では、できるだけカバレッジを広くして土地投資額を確認するという観点から、サンプル・セクション・ルールのうち、1番目（除く公益企業等）のみを適用したデータで業種合計を計算している。

図 3: 業種別土地投資額

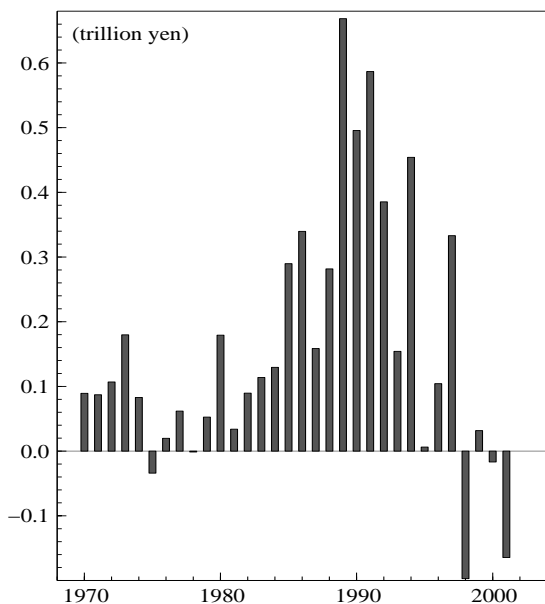
(1) 全産業



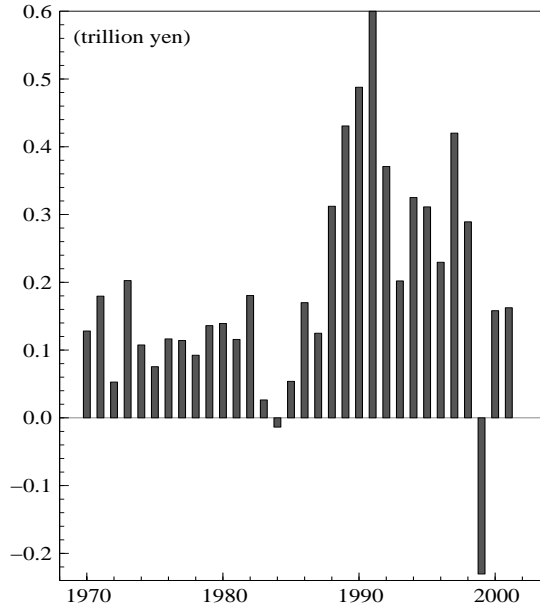
(2) 建設・不動産・総合商社



(3) 製造業



(4) 非製造業（除く3業種）



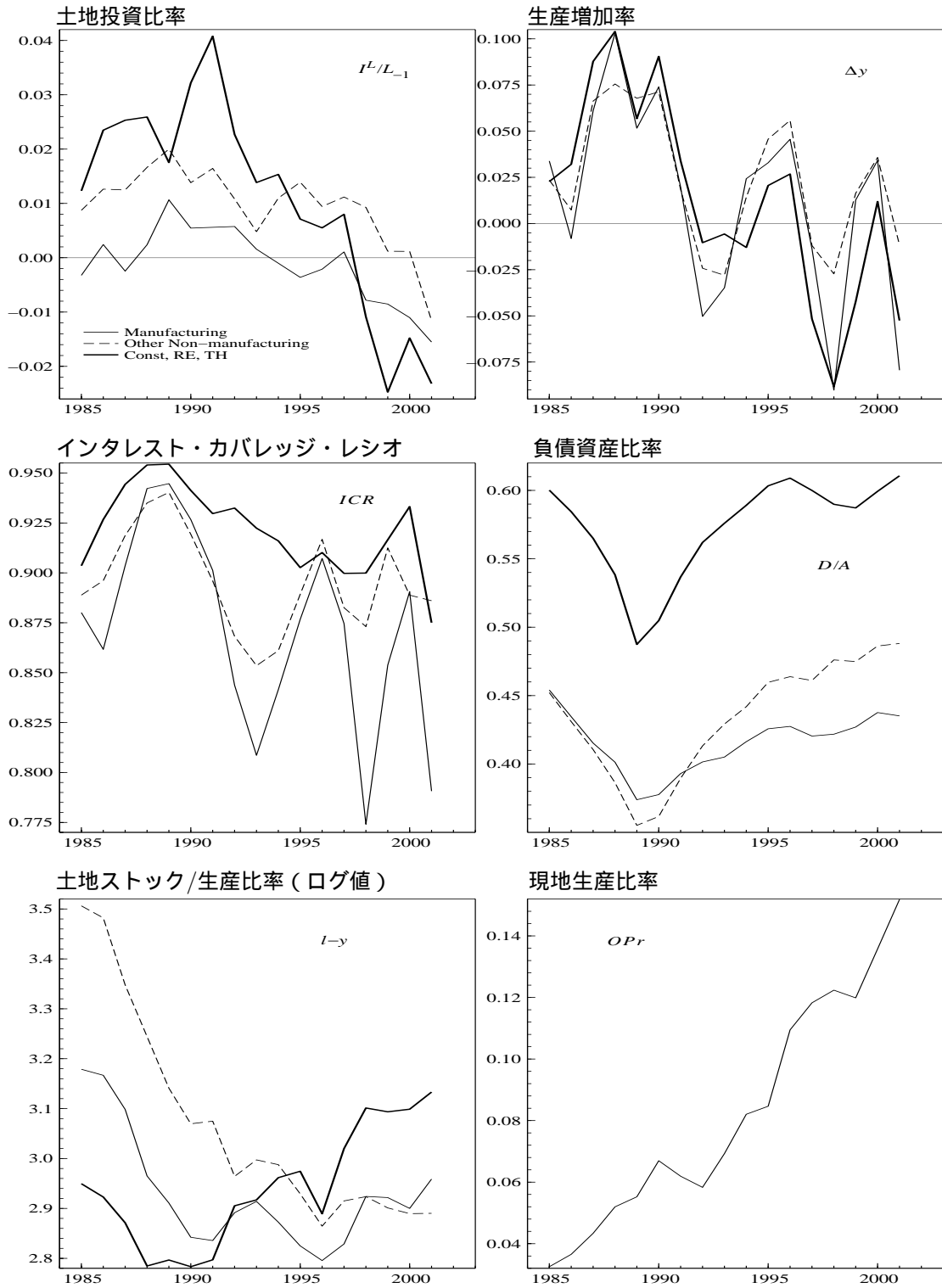
(注) 『企業財務データバンク』より、各業種に属する個別企業の土地投資額（時価ベース）を合計。個別企業の土地投資額の算出方法については、データ補論を参照。

表 4: サンプル統計量

	全産業	製造業	建設・不動産 ・総合商社	非製造業 (除く3業種)
(A) サンプル後期 (1992-2001)				
I^L/L_{-1}	0.000 (0.071)	-0.004 (0.073)	0.001 (0.080)	0.006 (0.064)
y	12.83 (1.401)	12.74 (1.390)	13.53 (1.581)	12.78 (1.298)
Δy	-0.006 (0.127)	-0.011 (0.126)	-0.019 (0.139)	0.009 (0.122)
ICR	0.868 (0.273)	0.849 (0.295)	0.913 (0.196)	0.889 (0.246)
D/A	0.442 (0.179)	0.414 (0.165)	0.583 (0.179)	0.450 (0.182)
OPr		0.105 (0.082)		
(B) サンプル前期 (1985-1991)				
I^L/L_{-1}	0.009 (0.064)	0.004 (0.067)	0.027 (0.060)	0.015 (0.047)
y	13.06 (1.424)	12.90 (1.368)	13.90 (1.681)	13.17 (1.332)
Δy	0.050 (0.106)	0.049 (0.105)	0.063 (0.118)	0.049 (0.098)
ICR	0.915 (0.150)	0.912 (0.159)	0.939 (0.085)	0.915 (0.141)
D/A	0.409 (0.166)	0.398 (0.147)	0.531 (0.194)	0.390 (0.180)
OPr		0.051 (0.037)		

(注) 1社あたり単純平均値。()内は標準偏差。

図 4: 土地投資比率 I^L/L_{-1} と説明変数



(注) 細実線：製造業、太実線：建設・不動産・総合商社、破線：非製造業（除く3業種）

つく（図4、上段左パネル）。「製造業」はバブル期の買い越しはそれほどではないが、売り越しに転じたのは早い。この間、「非製造業（除く3業種）」は1%近傍の土地投資比率で推移しており、落ち込みがみられたのは1998年以降である。

- 生産伸び率でも、「建設・不動産・総合商社」は振幅が大きい。バブル期に対応するサンプル前期では平均6.3%の伸び率であったのが、バブル崩壊後のサンプル後期では-1.9%にまで落ち込んだ（表4）。この結果、ストック調整項である $(l-y)$ （土地ストック/生産比率の自然対数値に相当）でみると、「建設・不動産・総合商社」は、バブル崩壊以降むしろ上昇する傾向がみられ、他の業種と対照的である（図4、下段左パネル）。
- 「建設・不動産・総合商社」の負債資産比率は高く、バブル崩壊後の上昇幅は10%ポイントにも及んでいる（図4、中段右パネル）。「建設・不動産・総合商社」のインタレスト・カバレッジ・レシオは、収益の落ち込みにもかかわらず、比較的高い水準を維持している（図4、中段左パネル）。これは建設業を中心に、支払金利が低水準であったためである。
- 海外現地生産比率は、一貫して上昇している（図4、下段右パネル）。

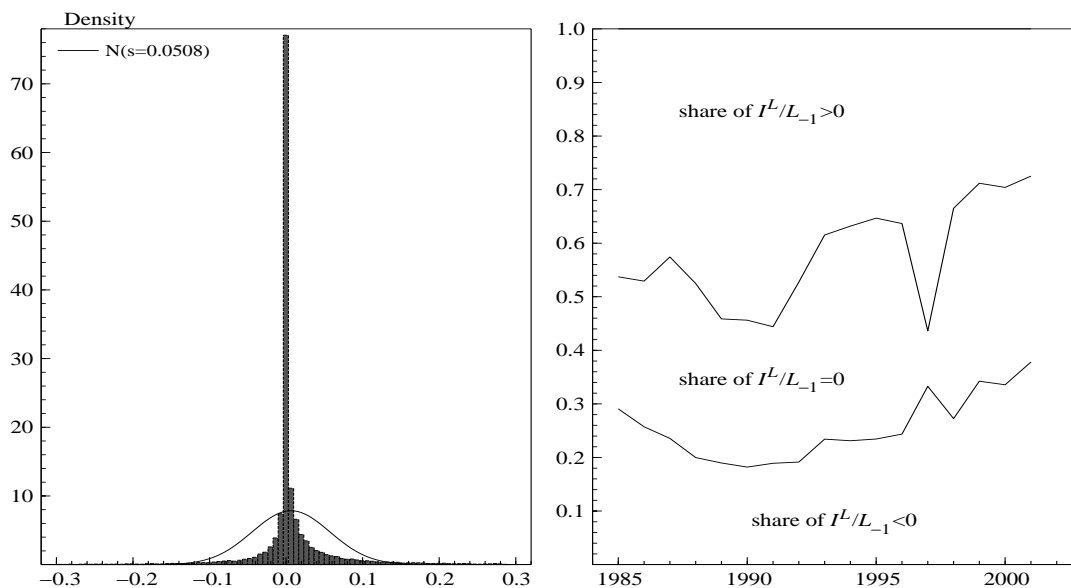
被説明変数である土地投資比率の重要な特徴点として、ゼロというサンプルが多いことがあげられる。土地投資比率の度数分布をみると、土地投資がゼロというところで、明らかなスパイクがある（図5、左パネル）。また、土地投資比率がゼロというサンプル企業の割合を計算すると、どの年でも2割から3割の企業は、土地投資比率がゼロとなっている。

このように土地投資比率がゼロというサンプルが多いのは、資本減耗のない土地投資には、半ば恒常的に行われる更新投資にあたるものがないためである。新規投資を行うにあたっては、投資にまつわる不確実性や非可逆性を考慮に入れると、ある程度潜在的なニーズが高まるまで、投資を先送りして様子を見るインセンティブが働く（Dixit and Pindyck, 1993）。この結果、新規投資しかない土地投資の場合は、不動産売買を主な業としている不動産業（そして一部の建設・総合商社も）を除けば、実際に投資が行われるまで、かなりの期間、土地投資がなされない期間が続くものと考えられる。

3.3 推計手法

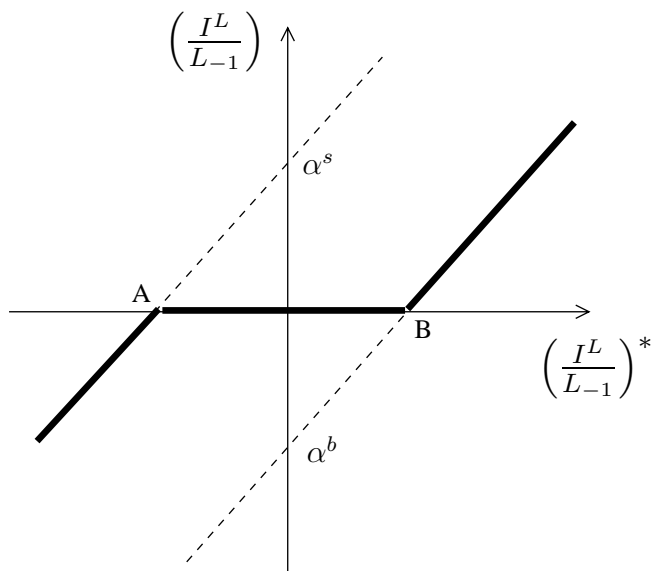
本稿では、土地投資比率がゼロのサンプルが多いというデータ特性を考慮にいれて、Friction Model と呼ばれる非線形モデルによる推計を試みる。Friction Model とは、Rosett (1959) が開発した非線形モデルであり、以下にみるように、非線形モデルとして応用例の多いTobit Model を一般化した性格をもつ（Maddala (1983)、pp.162-165）。最近では、黒田・山本 (2003) のように、名目賃金の下方硬直性の検証等で使用されている。

図 5: 土地投資がゼロのサンプル割合



- (注 1) 左図は土地投資比率の度数分布。実線は正規分布。なお、図をみやすくするために土地投資比率が-0.30以下のサンプルを除去してグラフ化した。
- (注 2) 右図は土地投資比率が正、ゼロ、負の企業の割合を時系列に沿ってプロットした。縦軸は1/100%。

図 6: Friction Model



Friction Model では、土地売却や購入に対する潜在的なニーズがある程度にまで高まらないと、売却にしる購入にしる土地投資がなされないと考える。例えば、(2) 式の右辺で決まる潜在的な土地投資比率を $(I_{it}^L/L_{i,t-1})^*$ としよう。このとき、Friction Model では、実際に実現する土地投資比率 $(I_{it}^L/L_{i,t-1})$ を、以下のように定式化する。

まず、潜在的な土地の売却と購入は、それぞれ

$$\left(\frac{I_{it}^L}{L_{i,t-1}}\right)^{s*} = \left(\frac{I_{it}^L}{L_{i,t-1}}\right)^* - \alpha'_0 + \alpha^s, \quad (3)$$

$$\left(\frac{I_{it}^L}{L_{i,t-1}}\right)^{b*} = \left(\frac{I_{it}^L}{L_{i,t-1}}\right)^* - \alpha'_0 + \alpha^b, \quad (4)$$

で表わされるとする。これは、(2) 式の定数項を、売却と購入の場合ごとに α^s 、 α^b (ただし、 $\alpha^s > \alpha^b$) で置き換えたものである。このとき、

$$\left(\frac{I_{it}^L}{L_{i,t-1}}\right) = \begin{cases} \left(\frac{I_{it}^L}{L_{i,t-1}}\right)^{s*}, & \text{if } \left(\frac{I_{it}^L}{L_{i,t-1}}\right)^{s*} < 0 \\ 0, & \text{if } \left(\frac{I_{it}^L}{L_{i,t-1}}\right)^{s*} > 0 \text{ and } \left(\frac{I_{it}^L}{L_{i,t-1}}\right)^{b*} < 0 \\ \left(\frac{I_{it}^L}{L_{i,t-1}}\right)^{b*}, & \text{if } \left(\frac{I_{it}^L}{L_{i,t-1}}\right)^{b*} > 0 \end{cases} \quad (5)$$

とする。この場合、図 6 で明らかなように、潜在的な土地投資比率が AB 点の間であれば、土地投資はなされない。

先述したように Friction Model は、非線形モデルとして馴染みの深い Tobit Model を二つあわせたような構造をもつ。例えば、(5) 式は、

$$\left(\frac{I_{it}^L}{L_{i,t-1}}\right) = \begin{cases} \left(\frac{I_{it}^L}{L_{i,t-1}}\right)^{s*}, & \text{if } \left(\frac{I_{it}^L}{L_{i,t-1}}\right)^{s*} < 0 \\ 0, & \text{if } \left(\frac{I_{it}^L}{L_{i,t-1}}\right)^{s*} > 0 \end{cases}$$

$$\left(\frac{I_{it}^L}{L_{i,t-1}}\right) = \begin{cases} \left(\frac{I_{it}^L}{L_{i,t-1}}\right)^{b*}, & \text{if } \left(\frac{I_{it}^L}{L_{i,t-1}}\right)^{b*} > 0 \\ 0, & \text{if } \left(\frac{I_{it}^L}{L_{i,t-1}}\right)^{b*} < 0 \end{cases}$$

という、二つの Tobit Model を組合わせた形になっている。すなわち、Tobit Model では閾値が一つのみであり、その閾値を上回るか下回るかしたときのみ、観察値が得られるとモデル化するのに対し、Friction Model では閾値を二つもち、閾値を上か下かに越えたときのみ観察値が得られるとモデル化している。

本稿では、(3)-(5) 式の $(I_{it}^L/L_{i,t-1})^*$ に、(2) 式の右辺を代入した形で推計を行う。推計にあたっては、(2) 式の個別効果 η_i と idiosyncratic shock ν_{it} は、それぞれ $\eta_i \sim N(0, \sigma_\eta^2)$ 、 $\nu_{it} \sim N(0, \sigma_\nu^2)$ に従うと仮定した (変動効果モデル、Random Effect Model)⁸。推計方法

⁸Tobit Model や Friction Model のような非線形モデルを Fixed Effect Model (固定効果モデル) として取り扱うためには、時系列方向でのデータの蓄積が必要とされており、本稿のような時系列の短いパネル (ショート・パネル) には適さない (Greene (2003)、p.697)。

は、個別効果をシミュレーションによって発生させる疑似最尤法 (simulated maximum likelihood) によった (詳細は補論 1 を参照)⁹。

3.4 推定結果

推定結果をまとめたのが、表 5 である。

推定されたパラメータは、概ね通常の解釈が可能である。推定されたパラメータの符号条件をみると、以下に述べる点を除けば、どの業種でも、また、サンプル前後期いずれでも、予測された符号条件を満たしている。また、パラメータの大きさをみると、 α^s と α^b の大小関係は理論的に想定される通りである¹⁰。永幡・関根 (2002) で推定された設備投資関数のパラメータと比較すると、ストック調整項をはじめとして多くのパラメータの大きさが小さい。これは、土地投資が、ある閾値を越えるまで行われぬという非線形性をもつことを捉えた結果と考えられる。個別効果については、「建設・不動産・総合商社」のサンプル後期を除いて、統計的に有意になっている (個別効果の標準偏差 σ_η の有意性で判断)。

土地投資で最も大きなシェアを占める「建設・不動産・総合商社」の 3 業種では、バブル期にあたるサンプル前期では、ストック調整項である $(l-y)_{-1}$ の符号条件が逆になっているうえ、インタレスト・カバレッジ・レシオ ICR 、負債資産比率 $(D/A)_{-1}$ とも有意ではない。サンプル後期では、 $(l-y)_{-1}$ の符号条件は負と、通常予測されるものになり、 ICR 、 $(D/A)_{-1}$ とも有意になっている。これは、バブル期においては、時の強気な期待とあいまって、土地ストックや財務の状況を気にせず、旺盛な土地投資を行ったことを示唆している。一方、バブル崩壊後は、ストックの積み上がりや財務状況の悪化から土地売却に踏み切らざるを得なかったことを窺わせる。財務状況の悪化が影響をもつというのは、前節のアンケート調査に基づく推測と整合的である。

これに対して、「製造業」では、海外生産比率 OPr がサンプル後期で有意になった点に特徴がある。製造業についてみると、サンプル前期でも財務変数は有意に効いており、当時の土地投資が財務面からみて抑制を欠いていたものとは言い難い。製造業については、バブルの反動もさることながら、1990 年代に入ってから東アジアを中心とした海外生産比率の高まりが、土地売却に寄与したことがみてとれる。

バブル崩壊後、建設・不動産・総合商社と同様に負債資産比率の大幅上昇を経験した「非製造業 (除く 3 業種)」についても、同比率がバブル崩壊後のみ有意となっている。ただし、ストック調整項 $(l-y)_{-1}$ がサンプル前後期どちらでも有意にならないといった、解釈にやや苦しむところもある。

⁹以下、本稿でのデータ加工や計測は、 Ox (Doornik, 1997) による。一部、 DPD for Ox (Doornik, Arellano, and Bond, 2001) パッケージを用いた。

¹⁰ α^s 、 α^b の正負は、どの年をタイム・ダミーの基準年とするのかといった変数の基準化に依存するため、本質的な意味をもたない。ここで重要なことは、 $\alpha^s > \alpha^b$ という大小関係があることである。

表 5: 土地投資関数の推計結果

被説明変数	製造業	建設・不動産 ・総合商社	非製造業 (除く3業種)
	I^L/L_{-1}	I^L/L_{-1}	I^L/L_{-1}
(A) サンプル後期 (1992-2001)			
α^s	0.080 (0.012)***	0.096 (0.023)***	0.049 (0.015)***
α^b	-0.029 (0.012)**	0.055 (0.023)**	-0.040 (0.015)**
Δy	0.029 (0.007)***	0.123 (0.015)***	0.080 (0.010)***
Δy_{-1}	0.043 (0.008)***	0.078 (0.016)***	0.052 (0.010)***
$(l-y)_{-1}$	-0.003 (0.001)***	-0.005 (0.001)***	-0.001 (0.001)
y_{-1}	0.001 (0.000)	-0.003 (0.001)**	0.001 (0.001)
ICR	0.040 (0.003)***	0.042 (0.010)***	0.026 (0.005)***
$(D/A)_{-1}$	-0.095 (0.007)***	-0.049 (0.014)***	-0.046 (0.008)***
OPr	-0.026 (0.013)**		
σ_η	0.026 (0.001)***	0.004 (0.008)	0.025 (0.001)***
σ_ν	0.092 (0.009)***	0.087 (0.018)***	0.080 (0.012)***
対数尤度	1,648.4	1,203.5	1,573.3
サンプル数	12,624	2,060	6,009
企業数	1,589	281	904
(B) サンプル前期 (1986-1991)			
α^s	-0.069 (0.017)***	-0.140 (0.058)**	-0.040 (0.023)*
α^b	-0.156 (0.017)***	-0.171 (0.058)***	-0.086 (0.023)***
Δy	0.039 (0.012)***	0.063 (0.021)***	0.090 (0.014)***
Δy_{-1}	0.042 (0.011)***	0.067 (0.020)***	0.014 (0.014)
$(l-y)_{-1}$	-0.004 (0.001)***	0.010 (0.003)***	-0.001 (0.001)
y_{-1}	0.004 (0.000)***	0.007 (0.002)***	0.003 (0.001)**
ICR	0.129 (0.008)***	0.052 (0.036)	0.062 (0.011)***
$(D/A)_{-1}$	-0.042 (0.011)***	0.006 (0.024)	-0.006 (0.011)
OPr	0.002 (0.034)		
σ_η	0.017 (0.002)***	0.019 (0.004)***	0.019 (0.002)***
σ_ν	0.082 (0.013)***	0.064 (0.030)***	0.052 (0.021)***
対数尤度	1,822.8	705.7	1,469.2
サンプル数	5,485	803	1,849
企業数	1,122	170	401

(注 1) 疑似最尤法による推計。時間ダミーの係数は掲載略。

(注 2) () 内の数値は標準誤差。「***」、「**」、「*」はそれぞれ 1%、5%、10% 水準で有意であることを示す。

表 6: 1992 年度から 2001 年度にかけての累積寄与度

	製造業	建設・不動産 ・総合商社	非製造業 (除く 3 業種)
生産(売上)要因	-0.05	-1.19	-0.02
ストック調整要因	0.00	-0.03	0.01
利払い負担要因	-0.28	-0.30	-0.06
バランス・シート要因	-0.36	-0.45	-0.34
海外現地生産要因	-0.16		

(注 1) 単位: %ポイント。

(注 2) 生産(売上)要因 = $\alpha'_1 \Delta y + \alpha'_2 \Delta y_{-1}$ 、ストック調整要因 = $\alpha'_3 (l - y)_{-1} + \alpha'_4 y_{-1}$ 、利払い負担要因 = $\alpha'_5 ICR$ 、バランス・シート要因 = $\alpha'_6 (D/A)_{-1}$ 、海外現地生産要因 = $\alpha'_7 OPr$ として、各要因の限界効果より計算。

各変数はどの程度、土地投資比率の落ち込みに寄与したのだろうか。表 6 では、サンプル後期における各変数の寄与度を以下のように計算した。

まず、Greene (2003) 等のテキスト・ブックを参考にすると、Friction Model を含む非線形モデルでの限界効果 (marginal effects) は、説明変数を x_{it} 、それにかかるパラメータを α とすると、

$$\frac{\partial E[(I_{it}^L/L_{i,t-1})]}{\partial x_{it}} = \Pr \left[\left(\frac{I_{it}^L}{L_{i,t-1}} \right) < 0 \right] \alpha + \Pr \left[\left(\frac{I_{it}^L}{L_{i,t-1}} \right) > 0 \right] \alpha,$$

となることが導かれる。ただし、 $E[\cdot]$ は期待演算子である。表 6 では、個社別に求めた限界効果に、各変数の差分 Δx_{it} をかけあわせてうえ、各年毎のサンプル平均をとり、サンプル後期に対応する寄与度を累積した。

こうして計算された寄与度をみると、1990 年代の土地投資の落ち込みには、(i) 建設・不動産・総合商社を中心にした売上減少に加えて、(ii) バランス・シート要因や利払い負担要因といった財務要因が寄与したことがわかる。また、(iii) 製造業では、海外現地生産要因もかなりの下押し寄与となっている。

このうち、財務要因に着目すると、どの業種でみても、バランス・シート要因が土地投資を大きく押し下げている。これは、一度地価が大幅に下落すると、時価資産の目減りから負債資産比率が高まり、それがまた土地売却を通じて地価の下落を呼び起こすという意味で、「資産価格回りのデット・デフレーション」(植田和男、2003 年 3 月 17 日、日経新聞) とでもいうべきメカニズムが効いていたことを示唆している。因みに、企業の負債資産比率が大きな下押し寄与をもつことは、設備投資と土地投資をあわせた形で計測を行った永幡・関根 (2002) の結果と整合的である。

4 土地の q

前節までで、1990年代の土地投資には、建設・不動産・総合商社を中心に、バブル崩壊後の売上の落ち込みや財務状況の悪化が大きな影響を及ぼしていたことをみた。また、こうした要因に比べれば寄与は小さいものの、製造業の土地投資には海外生産比率の高まりも影響していることを確認した。

本節では、実際の地価水準は、こうした土地投資を行った企業が保有する土地の潜在価値とどの程度乖離しているのかを、土地の q という形で計測を試みる。

ベースとなる考え方は、資本財が複数からなる場合の q (Multiple q) モデルによる。すなわち、

1. 実際に観察される平均 q (もしくは Total q 。株価等から求められる企業の市場価値を当該企業の再取得価格で除したもの) は、建物・機械設備の q と土地の q の加重平均となる、
2. 建物・機械設備の q は設備投資比率と、土地の q は土地投資比率とそれぞれ相関している、

という情報を用いて、平均 q 、設備投資比率、土地投資比率から、各資本ストックの q を逆算しようというものである。

本稿では、Multiple q のフレームワークに、土地の担保価値をエージェンシー・コストとの関係で明示的に取り込む。前節の分析で、土地の担保掛目等を反映する負債資産比率が重要な役割を担っていたことをみた。ここでの分析は、こうした負債資産比率に、理論モデル上の一つの解釈を与えようというものである。

ただし、こうしたアプローチには大きな限界があるのも事実である。とりわけ、平均 q の計算に株価を用いているため、株価にバブルが生じた場合¹¹、逆算して求めた q はいったい何を表わしているのか定かではない。また、前提として用いられている各資本ストックの q と投資比率の相関関係は、既存の q モデルの実証分析をみる限り、理論で考えられるほど強いものではないことがわかっている。本節は、こうした限界を承知しつつも、株価に反映されている先行き期待との対比でみて、地価の水準に割高感があるのか否かを、土地の q という形で評価してみようというものである。

4.1 モデル

土地の担保価値を明示的に考慮した土地の q を導出する。浅子他 (1989, 1997)、Hayashi and Inoue (1991)、Wildasin (1984) で議論された、資本財が複数からなる場合の q (Multiple

¹¹小川・北坂 (1998) や Chirinko and Schaller (2001) では、1980年代後半からの株価の上昇が、ファンダメンタルズ価値では説明しがたく、バブルのようなものが生じていたという実証結果を得ている。

q) モデルをベースに、以下のようなモデルを考える。

代表的企業 i の第 t 期の産出量が、生産関数 $F(K_{it}, L_{it}, N_{it})$ で表されるとする。ただし、 K_{it} は企業 i が t 期に持つ建物・機械設備、 L_{it} は土地、 N_{it} は労働投入量を表す。以下では表記の簡単化のため、誤解のおそれが生じ得ない限り、企業インデックス i を捨象する。

この企業の t 期のキャッシュフロー Π_t が、

$$\begin{aligned} \Pi_t = & p_t F(K_t, L_t, N_t) + \left\{ 1 - \phi \left(\frac{p_t^L L_t}{B_t} \right) \right\} NB_t - w_t N_t - i_t B_t \\ & - p_t^K \left\{ I_t^K + G(I_t^K, K_t) \right\} - p_t^L \left\{ I_t^L + C(I_t^L, L_t) \right\}, \end{aligned} \quad (6)$$

で表されるとする。ただし、 p_t は生産物価格、 p_t^K は建物・機械設備の価格、 p_t^L は土地価格、 w_t は賃金、 i_t は利子率、 NB_t は新規借入額、 B_t は借入残高、 I_t^K は資本財に対する設備投資額、 I_t^L は土地投資額、また $G(\cdot)$ 、 $C(\cdot)$ は設備投資、土地投資にまつわる調整費用を表わす¹²。調整費用関数は、既存の研究で通常想定されているように各要素に関して一次同次性を満たし、投資額に対し逓増的に増加すると仮定する。

モデルにおける本質的な仮定は、新規の外部資金 NB_t の借りに、エージェンシー・コスト $\phi(\cdot)$ がかかるとしている点である¹³。土地の担保価値は、借入残高に対して保有する土地の価値が高ければ、それだけエージェンシー・コストが節約できるという形で導入されている。従って、 $\phi(\cdot)$ は、土地担保掛目の逆数 $p_t^L L_t / B_t$ の減少関数と考える。

なお、建物・機械設備ストック K_t 、土地保有残高 L_t 、借入残高 B_t はそれぞれ、以下の遷移過程に従うとする。

$$\dot{K}_t = I_t^K - \delta K_t, \quad (7)$$

$$\dot{L}_t = I_t^L, \quad (8)$$

$$\dot{B}_t = NB_t. \quad (9)$$

ただし、 δ は資本減耗率である。

(6) 式を用いると、企業価値 V_t は以下のように表される。

$$V_t = \int_{s=t}^{\infty} \Pi_s \exp \left(- \int_{k=t}^s r(k) dk \right) ds,$$

ただし、 r は割引率を示す。

各企業は、(7)-(9) 式の制約の下で、 V_t を最大化していると考えられる。この最大化問題の 1 階の条件から、以下のような各資本財の q と企業価値の間に成立する関係を導くことができる (計算過程は補論 2 参照)。

$$p_t^K q_t^K K_t + p_t^L q_t^L L_t + q_t^B B_t = V_t.$$

¹² 土地投資に関する調整費用の代表的なものには、仲介手数料、周辺住民や地方公共団体との交渉・調整に必要な要員コスト等があげられる。浅子他 (1989, 1997) を参照。

¹³ なお、こうした形でエージェンシー・コストを導入するのは、Bond and Meghir (1994) や Jaramillo, Schiantarelli, and Weiss (1996) でもみられる。

ここで、 q_t^K 、 q_t^L 、 q_t^B が、建物・機械設備、土地、負債に関する q をそれぞれ表す。負債に関する q は、 $q_{it}^B = -(1 - \phi(\cdot))$ を満たしており、仮にエージェンシー・コストなかりせば、 -1 となる。

同式の辺々を企業資産の市場価値 $p_t^K K_t + p_t^L L_t$ で割って整理すると、

$$q_t^K s_t^K + q_t^L s_t^L + \phi \left(\frac{p_t^L L_t}{B_t} \right) s_t^B = q_t, \quad (10)$$

となる。ここで、 $q_t = (V_t + B_t)/(p_t^K K_t + p_t^L L_t)$ が平均 q (Total q) を表している。また、 $s_t^K = p_t^K K_t/(p_t^K K_t + p_t^L L_t)$ は設備ストックのシェア、 $s_t^L = 1 - s_t^K$ は土地ストックのシェアを表す。 $s_t^B = B_t/(p_t^K K_t + p_t^L L_t)$ は、負債残高の資産価値に対する比となる。

仮に、エージェンシー・コストがない場合は、(10) 式は、

$$q_t^K s_t^K + q_t^L s_t^L = q_t,$$

となり、浅子他 (1989, 1997) が求めた Multiple q の式と等しくなる。

4.2 推定式

浅子他 (1989, 1997) に従い、各資本ストックの限界調整費用関数の仮定から、各資本ストックの q は、対応する資本ストックの投資比率の線形関数となり、各企業 i に関して、

$$q_{it}^K = a_t^K \left(\frac{I_{it}^K}{K_{i,t-1}} \right) + b_t^K, \quad (11)$$

$$q_{it}^L = a_t^L \left(\frac{I_{it}^L}{L_{i,t-1}} \right) + b_t^L, \quad (12)$$

と表わされることとする。また、土地担保掛目の逆数 $p_t^L L_{it}/B_{it} (= x_{it})$ の減少関数であるエージェンシー・コストを

$$AC_{it} = \frac{1}{1 + e^{x_{it}}},$$

と定式化した。これは、負債 (B_{it}) がゼロの企業では x_{it} が無限大になるなど、振れが極端に大きい x_{it} の動きを均すためである。

(10) 式に対応する計測式は、

$$q_{it} = a_t^K \left(\frac{I_{it}^K}{K_{i,t-1}} \right) s_{it}^K + a_t^L \left(\frac{I_{it}^L}{L_{i,t-1}} \right) s_{it}^L + c_t^B AC_{it} s_{it}^B + b_t^K s_{it}^K + b_t^L s_{it}^L + u_{it}, \quad (13)$$

となる。浅子他 (1989, 1997) では、 $c_t^B = 0$ としたうえで、同式をクロス・セクションで回帰することにより、 a_t^K 、 a_t^L 、 b_t^K 、 b_t^L を求め、得られたパラメータを (11) 式、(12) 式に代入することによって、建物・機械設備の q (q_{it}^K) と土地の q (q_{it}^L) を算出している。

ここではパネル・データの特性を生かし、鍵となるパラメータが時間を通じて一定との制約を付したうえで、個別効果を考慮に入れた計測を行う。浅子他 (1989, 1997) の計測結果をみると、 a_t^K 、 a_t^L に相当するパラメータが負になったり、有意性が損なわれたりする年がまあり、計測結果に安定性を欠く面がみられた。これは、 q という計測誤差の大きな変数を回帰する際に、 a_t^K 、 a_t^L が時間を通じて一定という制約をおこなった結果、各期毎で計測誤差の影響を強く受けたためである可能性が高い¹⁴。また、計測誤差以外にも、各企業に特有の個別効果の影響を受けた可能性も考えられる。そこで、本稿では、 a_t^K 、 a_t^L は時間を通じて一定との制約をおいたうえで、クロス・セクション分析ではコントロールできない個別効果を考慮にいれた計測を試みる。

具体的には、 a_t^K 、 a_t^L は (そして c_t^B も) 時間に関して一定とする一方、 b_t^K 、 b_t^L は可変 ($b_t^K = b^K + \tilde{b}_t^K \cdot d_t$ 、 $b_t^L = b^L + \tilde{b}_t^L \cdot d_t$ 、ただし d_t は 1985 年度や 1992 年度を基準とするタイム・ダミー) とした、

$$q_{it} = a^K \left(\frac{I_{it}^K}{K_{i,t-1}} \right) s_{it}^K + a^L \left(\frac{I_{it}^L}{L_{i,t-1}} \right) s_{it}^L + c^B AC_{it} s_{it}^B + (b^K - b^L) s_{it}^K + b^L + (\tilde{b}_t^K - \tilde{b}_t^L) s_{it}^K d_t + \tilde{b}_t^L d_t + u_{it}, \quad (14)$$

を計測する¹⁵。その際、個別効果を考慮に入れるために、誤差項 u_{it} は個別効果 η_i と idiosyncratic shock ν_{it} に分解できると考え、

$$u_{it} = \eta_i + \nu_{it},$$

とした。ここで、 $\eta_i \sim N(0, \sigma_\eta^2)$ 、 $\nu_{it} \sim N(0, \sigma_\nu^2)$ に従うと仮定し、(14) 式を Random Effect Model として feasible GLS により推計した¹⁶。

以下、(14) 式をサンプル前期 (1986-1991) とサンプル後期 (1992-2001) に分けて推計した。前節で計測した土地投資関数では、バブル期とバブル崩壊後で、パラメータに変化がみられた。そのため、鍵となるパラメータは一定という仮定をおく q の計測にあたっては、バブル期とバブル崩壊後にサンプルを区切るのが適当と判断した。

4.3 計測結果

以下の推定では、3.2.1 節で行ったサンプル・セレクションに加えて、(1) $p_t^K K_{it} + p_t^L L_{it} = 0$ のサンプル、(2) q_{it} 、 $I_{it}^K / K_{i,t-1}$ が最大、最小 0.5%、 AC_{it} が最大 1% に属するサンプルをそれぞれ除外した。

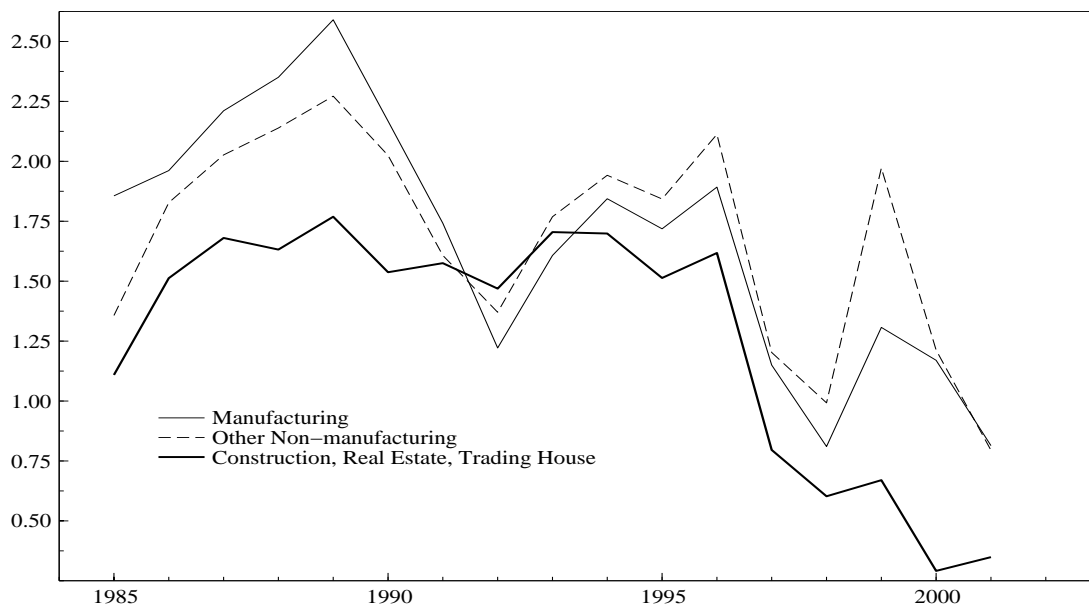
¹⁴ a_t^K 、 a_t^L を計算する際に、クロス・セクション方向でだけ平均化しただけでは誤差が完全に除去できず、タイム・シリーズ方向でも平均化する必要があるということ。

¹⁵ $s_{it}^L = 1 - s_{it}^K$ を用いて定数項とタイム・ダミーのパラメータを整理している。なお、 s_{it}^K と定数項から得られる b^K 、 b^L は、タイムダミーの基準年 (以下の推計では 1985 年) の b_t^K 、 b_t^L に対応する。

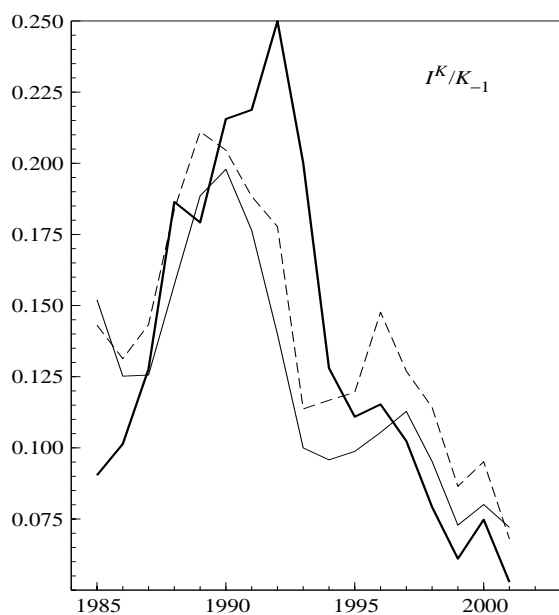
¹⁶ 企業パネルの推計では、Fixed Effect Model を用いるケースがまみられるが、このモデルでは定数項

図 7: Total q と各資本ストックの投資比率

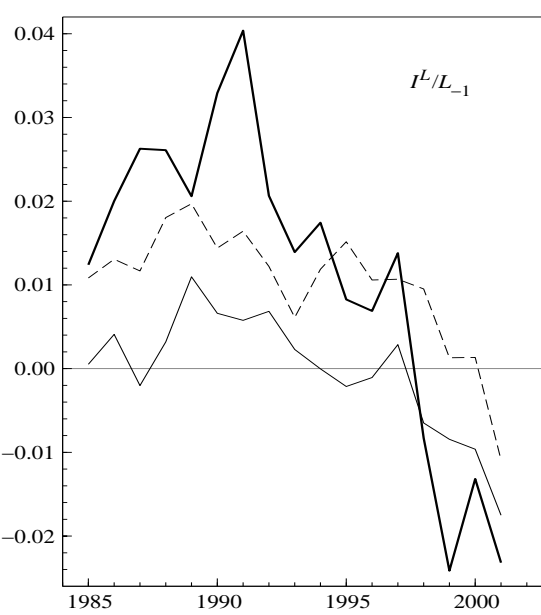
(1) Total q (平均 q)



(2) 設備投資比率



(3) 土地投資比率



(注) 細実線：製造業、太実線：建設・不動産・総合商社、破線：非製造業（除く3業種）

こうして抽出された企業の1社あたり平均でみた Total q 、設備投資比率、土地投資比率をプロットしたのが、図7である。土地投資比率については、若干対象サンプルが違うが、基本的には図4の左上段パネルのものと同じものである。

「製造業」、「非製造業(除く3業種)」の Total q は株価の動向を反映して、1980年代末にかけて上昇した後に下落した。1990年代では、景気循環と呼応して、1990年代の半ばと末にかけて2回ほど上昇した局面があったが、1997年の金融危機や2000年初のITバブルの崩壊などで、徐々に水準を落としている。この間、建設・不動産・総合商社の3業種の Total q は、他の業種に比べて、循環的な動きはそれほど明確ではなく、水準が低い。とりわけ、1997年以降の落ち込みは顕著である。

設備投資比率と土地投資比率の推移を比較すると、(i) 更新投資がある前者は常に0を上回っている、(ii) 前者の方がバブル期のピークからその後の落ち込みにかけての振幅が大きく出ている、といった特徴点がみとれる。

表7では、(14)式をサンプル前期(1986-1991)で推定した結果をまとめている。

製造業のエージェンシー・コスト(AC)を含むケースをみると、各変数とも予測された符号条件を満たし、しかも有意である。エージェンシー・コストを外すと、 a^K にあたるパラメータが有意にならない。これは、エージェンシー・コストをコントロールすることの重要性を示していると考えられる。

一方、建設・不動産・総合商社では、 a^L にあたるパラメータが負になり、また、3業種を除く非製造業では、 a^K にあたるパラメータが負になるなど、それぞれ理論的な予測と非整合をおこしている。前節の設備投資関数の推定では、建設・不動産・総合商社や3業種を除く非製造業については、サンプル前期では、ストック調整メカニズムが効かないなど、その当時の企業行動が必ずしも本稿で想定されている理論と整合的でないことをみた。こうした企業行動の結果、 a^L や a^K のパラメータも理論と整合的ではない結果が得られたのかもしれない。

表8では、同式をサンプル後期(1992-2001)で推定した。設備投資やエージェンシー・コストにかかるパラメータは、どの業種でも符号条件を満たしかつ有意である。しかし、土地投資にかかるパラメータがどの業種でも有意にならない点は、納得のいく結果とは言い難い。

これには、ITバブルにまつわる株価(ひいては Total q)の振れが、何がしかの影響を及ぼしているのかもしれない。そこで、サンプル後期のうち、2000年度以降を除外して、同式を1992-1999年度のサンプル期間で再推計した(表9)。すると、製造業と3業種を除く非製造業については、エージェンシー・コストを含むケースでは、理論と整合的な符号条件でかつ有意となった。建設・不動産・総合商社については、なお土地投資にかかるパ

から b^L を推計する必要があるため、定数項が推計できない Fixed Effect Model を用いる訳にはいかないという事情がある。なお、説明変数の同時性を考慮に入れると、操作変数法によって推計すべきとの議論がある。この点は、今後の課題としたい。

ラメータが有意ではなかったため、より同質的なサンプルが得られる1部上場企業のサンプルに限定したところ、理論整合的なパラメータが得られた。ただし、1985-1991年度のサンプル前期では、土地投資にかかるパラメータが負であることにはなかつた¹⁷。

これらのパラメータをもとに、建物・機械設備の q と土地の q を1社毎に計算し、各年度で平均したのが、図8である。

q^K と q^L の動きを比較して、まず目につくのは、 q^K の振幅に比べ、 q^L の振幅が小さいことである。これは、上でみたように土地投資比率の振幅が設備投資比率の振幅に比べて小さいことを反映している。言葉を換えると、設備投資比率がより大幅な落ち込みをみせたのは、建物・機械設備の q がより大きく落ち込んだからでなければならないと、モデルが判定したことになる。また、建設・不動産・総合商社を除き、 q^K が1を下回ることはない。これは、この間、更新投資を含んだ設備投資比率は常に正であったことに対応しているとみられる。

次に、土地の q をより仔細にみると、製造業、3業種を除く非製造業ともに、1990年代の半ばごろには1の近傍であったのが、その後、1を下回ったことがわかる。この計算からすると、1990年代半ば頃には、地価水準は概ね株価等から計算された企業価値に見合ったものであったことになる。しかし、最近では、株価の落ち込みに対して、地価の下落は比較的小幅にとどまったため、割高感がでてきたと考えられる¹⁸。

これに対して、建設・不動産・総合商社の3業種では、土地の q は、バブル期を含めてほぼ一貫して1を下回っている。とりわけ、土地投資比率にかかるパラメータが有意に正であった1992-1999年度の1部上場企業の土地の q は極めて低いレベルで推移している。株価に反映された先行き期待を所与とすると、これらの企業が保有する土地の潜在価値は、依然として現実の地価水準を大幅に下回っていることになる。

なお、図9の細線では、以上の計測結果が、エージェンシー・コストの有無によってどの程度変わるかをみるために、 AC_{it} を含まない形で計測した結果を示した。 AC_{it} 含まないケースでは、含むケースに比べて q^K 、 q^L とも上方シフトした形になっている。これは、本来はエージェンシー・コストとして勘案すべきものが、設備投資、土地投資の調整コストとして按分された結果、その分、それらの資本ストックの帰属価格が高く計算されたためと考えられる。

¹⁷これは、1部上場に達していない建設・不動産・総合商社では、土地を仕入れても、開発を行い自社物件として運用している訳ではなく、単なる仲介に終始しているためかもしれない。この場合、土地は、投資対象というよりも、中間投入物の一つと位置づけられる。

なお、この他に、サンプルを新興市場の企業に限るとか、土地売却の後にリース支払い額が著増した企業を除く（土地を売却した後に、そのままその土地のリース・バックを受けているとしたら、生産要素としての土地投入量に変化はない）などのサンプル調整を施してみたが、結果はあまり変わらなかった。

¹⁸事実、株価はITバブル崩壊後大きく下落したのに対し、東京の公示地価や首都圏の競売地価は徐々に下げ幅を縮小する傾向がみられた（才田，2003）。

表 7: Multiple q の推計結果 (サンプル期間: 1986-1991)

被説明変数	製造業		建設・不動産・総合商社		非製造業 (除く 3 業種)	
	I^L/L_{-1}		I^L/L_{-1}		I^L/L_{-1}	
AC	有	無	有	無	有	無
$s^K \cdot I^K/K_{-1}$	0.53 (0.23)**	0.36 (0.23)	2.66 (0.85)***	2.14 (0.86)**	-1.00 (0.36)***	-1.00 (0.36)***
$s^L \cdot I^L/L_{-1}$	1.18 (0.59)**	1.06 (0.59)*	-0.80 (0.48)*	-1.02 (0.48)**	2.21 (0.75)***	1.94 (0.75)**
$s^B \cdot AC$	1.27 (0.10)***		0.26 (0.04)***		0.46 (0.04)***	
s^K	2.05 (0.30)***	2.83 (0.30)***	1.17 (0.54)**	1.24 (0.56)**	1.29 (0.50)**	0.84 (0.52)
$s^K T1986$	-0.13 (0.26)	-0.11 (0.26)	1.05 (0.63)	1.18 (0.63)*	2.15 (0.48)***	2.24 (0.48)***
$s^K T1987$	0.38 (0.25)	0.46 (0.25)*	2.00 (0.66)***	2.30 (0.65)***	2.47 (0.48)***	2.62 (0.48)***
$s^K T1988$	0.89 (0.25)***	0.98 (0.25)***	1.59 (0.64)**	1.93 (0.64)***	3.05 (0.47)***	3.14 (0.47)***
$s^K T1989$	1.31 (0.25)***	1.38 (0.25)***	2.40 (0.66)***	2.68 (0.66)***	3.47 (0.49)***	3.54 (0.49)***
$s^K T1990$	0.08 (0.25)	0.13 (0.25)	2.75 (0.66)***	2.99 (0.66)***	1.23 (0.49)**	1.34 (0.49)***
$s^K T1991$	-1.02 (0.25)***	-1.08 (0.25)***	2.54 (0.63)***	2.75 (0.63)***	0.01 (0.47)	0.08 (0.47)
Constant	0.43 (0.16)**	0.60 (0.17)***	0.38 (0.17)**	0.69 (0.16)***	0.95 (0.20)***	1.42 (0.20)***
T1986	0.30 (0.14)**	0.26 (0.14)*	0.29 (0.17)	0.21 (0.17)	-0.19 (0.18)	-0.27 (0.17)
T1987	0.35 (0.14)**	0.27 (0.14)*	0.38 (0.17)**	0.26 (0.17)	-0.04 (0.17)	-0.18 (0.17)
T1988	0.26 (0.13)*	0.18 (0.13)	0.52 (0.16)***	0.37 (0.16)**	-0.08 (0.16)	-0.23 (0.16)
T1989	0.41 (0.13)***	0.29 (0.13)**	0.64 (0.16)***	0.48 (0.15)***	0.06 (0.16)	-0.13 (0.16)
T1990	0.45 (0.14)***	0.35 (0.13)**	0.35 (0.16)**	0.20 (0.16)	0.35 (0.17)**	0.15 (0.16)
T1991	0.41 (0.14)***	0.35 (0.14)**	0.27 (0.16)	0.15 (0.16)	0.20 (0.17)	0.06 (0.17)
R^2	0.13	0.10	0.20	0.16	0.15	0.11
σ	1.09	1.09	0.67	0.66	1.01	1.01
σ_ν^2	1.15	1.16	0.42	0.42	0.94	0.96
σ_η^2	2.85	3.23	0.53	0.67	2.53	3.17
サンプル数	7,044	7,044	1,037	1,037	2,363	2,363
企業数	1,150	1,150	174	174	394	394

(注 1) Feasible GLS 推計。

(注 2) () 内の数値は標準誤差。「***」、「**」、「*」はそれぞれ 1%、5%、10% 水準で有意であることを示す。

被説明変数 <i>AC</i>	製造業 I^L/L_{-1}		建設・不動産・総合商社 I^L/L_{-1}		非製造業(除く3業種) I^L/L_{-1}	
	有	無	有	無	有	無
$s^K \cdot I^K/K_{-1}$	1.97 (0.18)***	1.85 (0.18)***	0.97 (0.39)**	0.80 (0.39)**	0.93 (0.30)***	0.90 (0.30)***
$s^L \cdot I^L/L_{-1}$	0.34 (0.56)	-0.13 (0.56)	0.36 (0.51)	-0.03 (0.51)	0.66 (0.73)	0.33 (0.72)
$s^B \cdot AC$	0.98 (0.06)***		0.37 (0.05)***		0.19 (0.05)***	
s^K	0.08 (0.26)	0.60 (0.26)**	3.51 (0.71)***	4.12 (0.72)***	2.51 (0.56)***	2.55 (0.56)***
$s^K T1993$	0.63 (0.26)**	0.60 (0.26)**	0.39 (0.74)	0.39 (0.74)	0.53 (0.57)	0.53 (0.57)
$s^K T1994$	0.62 (0.26)**	0.58 (0.26)**	-0.30 (0.70)	-0.41 (0.70)	0.03 (0.55)	-0.01 (0.55)
$s^K T1995$	0.22 (0.25)	0.16 (0.26)	-1.25 (0.68)*	-1.35 (0.68)*	-0.47 (0.54)	-0.52 (0.54)
$s^K T1996$	0.60 (0.25)**	0.52 (0.26)**	-1.84 (0.68)***	-1.97 (0.68)***	-0.10 (0.54)	-0.17 (0.54)
$s^K T1997$	0.47 (0.26)*	0.38 (0.26)	-3.06 (0.68)***	-3.26 (0.68)***	-1.60 (0.54)***	-1.67 (0.53)***
$s^K T1998$	-0.12 (0.26)	-0.23 (0.26)	-3.35 (0.68)***	-3.56 (0.68)***	-1.56 (0.53)***	-1.63 (0.53)***
$s^K T1999$	0.12 (0.26)	-0.02 (0.26)	-4.04 (0.69)***	-4.28 (0.69)***	0.22 (0.54)	0.11 (0.54)
$s^K T2000$	0.08 (0.27)	-0.03 (0.27)	-4.53 (0.70)***	-4.63 (0.70)***	-1.55 (0.55)***	-1.69 (0.55)***
$s^K T2001$	0.05 (0.28)	-0.11 (0.28)	-4.60 (0.70)***	-4.76 (0.70)***	-2.35 (0.57)***	-2.48 (0.56)***
Constant	0.82 (0.13)***	0.93 (0.14)***	0.43 (0.19)**	0.64 (0.19)***	0.88 (0.21)***	0.97 (0.21)***
T1993	0.04 (0.14)	0.06 (0.14)	0.02 (0.20)	0.02 (0.20)	0.13 (0.22)	0.14 (0.22)
T1994	0.21 (0.15)	0.26 (0.15)*	0.09 (0.20)	0.14 (0.20)	0.34 (0.22)	0.37 (0.22)*
T1995	0.23 (0.15)	0.32 (0.15)**	0.00 (0.20)	0.10 (0.20)	0.22 (0.21)	0.28 (0.21)
T1996	0.13 (0.15)	0.24 (0.15)	0.22 (0.21)	0.32 (0.20)	0.21 (0.22)	0.28 (0.22)
T1997	-0.57 (0.15)***	-0.46 (0.15)***	-0.17 (0.21)	-0.06 (0.21)	-0.13 (0.22)	-0.07 (0.22)
T1998	-0.53 (0.15)***	-0.42 (0.15)***	-0.30 (0.21)	-0.20 (0.21)	-0.44 (0.22)*	-0.38 (0.22)*
T1999	-0.16 (0.16)	-0.01 (0.16)	0.03 (0.22)	0.17 (0.22)	-0.22 (0.23)	-0.14 (0.23)
T2000	-0.33 (0.17)*	-0.15 (0.17)	-0.13 (0.23)	0.01 (0.23)	-0.20 (0.24)	-0.08 (0.24)
T2001	-0.61 (0.18)***	-0.41 (0.18)**	-0.01 (0.24)	0.14 (0.24)	-0.18 (0.25)	-0.07 (0.25)
R ²	0.10	0.09	0.23	0.21	0.09	0.09
σ	1.33	1.33	1.14	1.15	1.75	1.75
σ_ν^2	1.75	1.77	1.21	1.22	3.02	3.02
σ_η^2	2.72	2.88	2.26	2.49	6.61	6.74
サンプル数	13,859	13,859	2,343	2,343	7,008	7,008
企業数	1,604	1,604	290	290	888	888

(注) 表7の注参照。

表8: Multiple q の推計結果 (サンプル期間: 1992-2001)

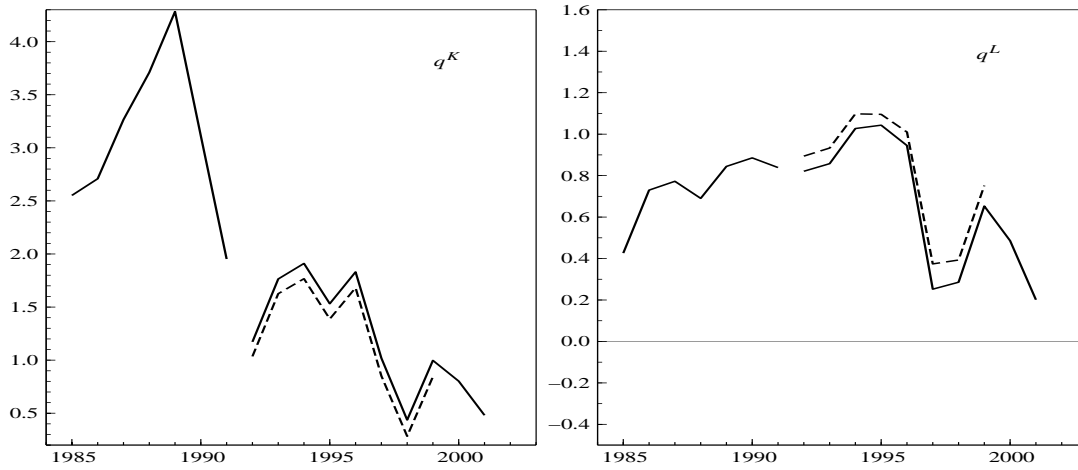
被説明変数 <i>AC</i>	製造業		建設・不動産・総合商社 (東証一部上場企業のみ)		非製造業(除く3業種)	
	I^L/L_{-1}		I^L/L_{-1}		I^L/L_{-1}	
	有	無	有	無	有	無
$s^K \cdot I^K/K_{-1}$	1.86 (0.18)***	1.70 (0.19)***	2.71 (0.81)***	2.21 (0.80)***	0.79 (0.30)**	0.73 (0.30)**
$s^L \cdot I^L/L_{-1}$	1.15 (0.59)*	0.67 (0.59)	2.33 (0.85)***	1.87 (0.84)**	1.55 (0.80)*	0.98 (0.8)
$s^B \cdot AC$	1.10 (0.07)***		0.43 (0.07)***		0.33 (0.05)***	
s^K	-0.11 (0.25)	0.48 (0.25)*	3.59 (1.01)***	4.12 (1.03)***	2.48 (0.56)***	2.56 (0.56)***
$s^K T1993$	0.62 (0.24)**	0.58 (0.24)**	0.76 (1.04)	0.80 (1.03)	0.54 (0.53)	0.54 (0.53)
$s^K T1994$	0.60 (0.24)**	0.56 (0.24)**	-0.41 (0.98)	-0.44 (0.97)	0.09 (0.51)	0.03 (0.51)
$s^K T1995$	0.22 (0.24)	0.15 (0.24)	-0.92 (0.97)	-1.02 (0.96)	-0.39 (0.50)	-0.49 (0.50)
$s^K T1996$	0.59 (0.24)**	0.49 (0.24)**	-0.53 (0.96)	-0.69 (0.95)	-0.03 (0.50)	-0.15 (0.50)
$s^K T1997$	0.38 (0.24)	0.27 (0.24)	-1.62 (0.97)*	-1.86 (0.96)*	-1.61 (0.50)***	-1.73 (0.50)***
$s^K T1998$	-0.18 (0.24)	-0.33 (0.24)	-2.08 (0.97)**	-2.30 (0.96)**	-1.64 (0.50)***	-1.76 (0.50)***
$s^K T1999$	0.06 (0.24)	-0.11 (0.25)	-2.95 (1.00)***	-3.12 (0.99)***	0.15 (0.51)	-0.04 (0.50)
Constant	0.89 (0.13)***	1.01 (0.13)***	0.12 (0.27)	0.46 (0.27)*	0.85 (0.20)***	1.01 (0.20)***
T1993	0.04 (0.13)	0.07 (0.13)	-0.06 (0.29)	-0.07 (0.28)	0.12 (0.20)	0.14 (0.20)
T1994	0.21 (0.13)	0.27 (0.14)*	0.11 (0.28)	0.15 (0.28)	0.30 (0.20)	0.35 (0.20)*
T1995	0.21 (0.14)	0.31 (0.14)**	-0.02 (0.28)	0.10 (0.28)	0.15 (0.20)	0.25 (0.20)
T1996	0.13 (0.14)	0.26 (0.14)*	-0.03 (0.29)	0.11 (0.29)	0.13 (0.20)	0.26 (0.20)
T1997	-0.52 (0.14)***	-0.39 (0.14)***	-0.38 (0.29)	-0.23 (0.29)	-0.18 (0.20)	-0.06 (0.20)
T1998	-0.49 (0.14)***	-0.36 (0.14)**	-0.48 (0.30)	-0.35 (0.30)	-0.48 (0.21)**	-0.36 (0.21)*
T1999	-0.12 (0.15)	0.05 (0.15)	-0.14 (0.32)	0.01 (0.32)	-0.28 (0.22)	-0.12 (0.21)
R^2	0.12	0.10	0.18	0.16	0.10	0.09
σ	1.23	1.24	1.18	1.17	1.62	1.62
σ_ν^2	1.50	1.52	1.06	1.11	2.56	2.56
σ_η^2	2.47	2.67	1.39	1.71	7.18	7.47
サンプル数	11,312	11,312	1,079	1,079	5,601	5,601
企業数	1,602	1,602	149	149	885	885

(注) 表7の注参照。

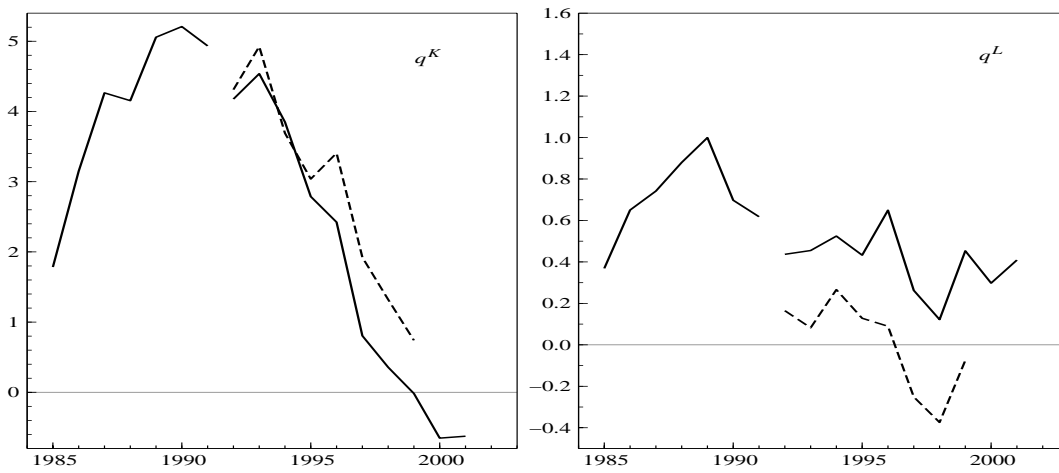
表9: Multiple q の推計結果 (サンプル期間: 1992-1999)

図 8: 建物・機械設備の q (q^K) と土地の q (q^L): Agency Cost を勘案したケース

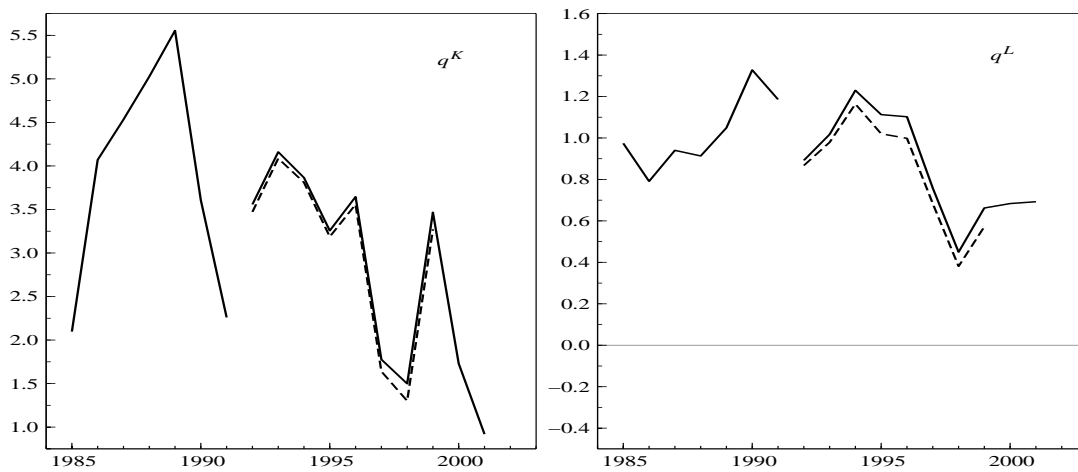
(1) 製造業



(2) 建設・不動産・総合商社



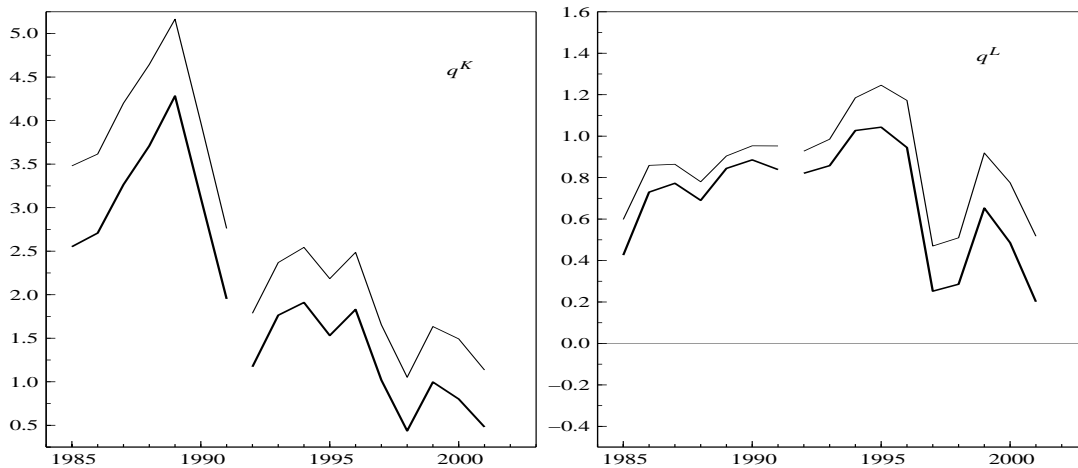
(3) 非製造業 (除く 3 業種)



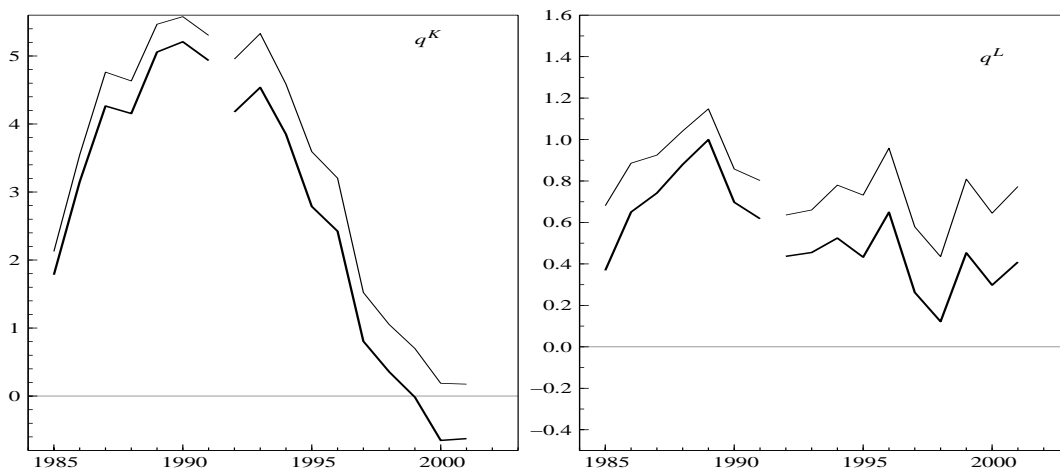
(注) 太実線は表 7、8 のパラメータより計算。破線は表 9 のパラメータより計算。それぞれ Agency Cost ありのケース。

図 9: 建物・機械設備の q (q^K) と土地の q (q^L): Agency Cost 無しの場合との比較

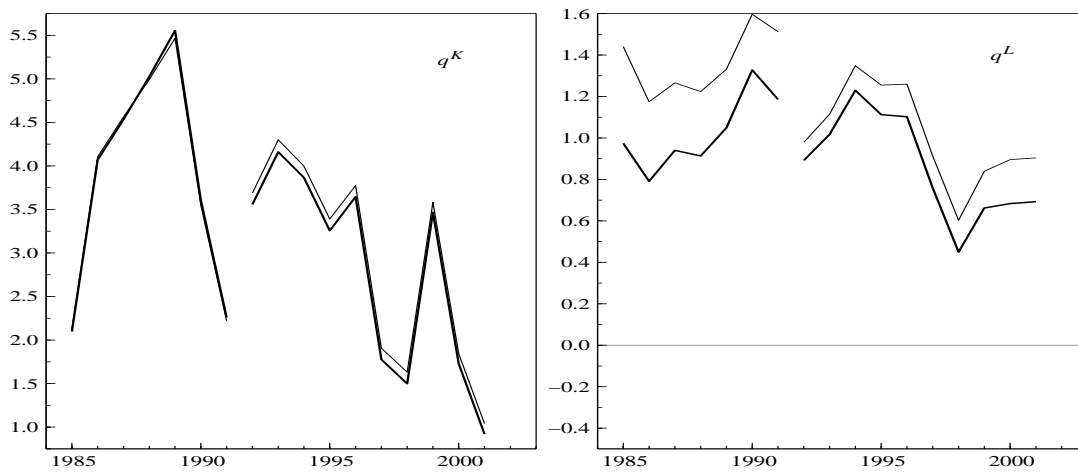
(1) 製造業



(2) 建設・不動産・総合商社



(3) 非製造業 (除く 3 業種)



(注) 太実線: Agency Cost を勘案した q 、細実線: Agency Cost を勘案しない q 。表 7、8 のパラメータより計算。

5 おわりに

本稿では、個別企業の財務データをもとに、「1990年代の土地投資動向がどのような要因の影響を受けていたのか」、「企業が保有する土地の潜在価値と実際の地価水準はどの程度乖離していたのか」を、土地投資関数の推定や土地の q の計測により、検証した。

分析の結果、以下の点が明らかになった。

- 1990年代に法人部門が土地売却超に転じたのは、主に建設・不動産・総合商社の動きを反映したものである。これらの企業が土地の売却に踏み切ったのは、バブル崩壊後の売上の落ち込みや財務状況の悪化によるものである。
- これらの3業種に比べれば売却額は圧倒的に少ないものの、製造業も土地売却超に転じた。これには財務状況の悪化に加えて、海外現地生産の進展が影響している。
- 製造業や3業種を除く非製造業の保有する土地の市場価格は、バブル崩壊後、1990年代の半ばには一旦、株価等が求めた潜在価値とほぼ整合的なレベルにあった。しかし最近では、むしろ地価の割高感が強まっている。この間、建設・不動産・総合商社の保有する土地の市場価格は、ほぼ一貫して割高であった。

本稿の分析からすると、建設・不動産・総合商社を中心とする過剰債務問題が解決するまでは、法人部門の土地売却を通じた地価下落圧力がかかり続けることになる。また、製造業での海外現地生産の進展も、当面、地価下落方向に寄与すると考えられる。加えて、どの業種でみても、最近の株価動向を前提にすると、地価の割高感が強まっていることも、今後、地価下落圧力として働くかもしれない。ただし、最後の点については、株価自身が様々なショックに反応して大きく変動する性格のものであるため、あまり確たることはいえない。

建設・不動産・総合商社の過剰債務問題は、不良債権問題と裏表の関係にある。現に、リスク管理債権に占める建設・不動産のシェアは44.8%（2002年度上期決算、大手行ベース）と高い¹⁹。本稿で示された結果からすると、結局、不良債権問題の深刻化が地価の下落に少なからぬインパクトを与えたと考えられる。一方、地価の下落は不良債権問題の一層の深刻化を意味しているので、バブル崩壊後の日本では、資産価格のデフレ・スパイラルとでもいふべきメカニズムが働いていたといえよう。

しかし、本来であれば、このような資産価格の調節は、もっと速やかになされるはずではなかったのかとの疑問がわく。バブル崩壊後、法人部門の土地投資額は激減したが、売り越しに転じたのは1990年代の後半に至ってからである。これは、そもそも不動産市場というものは情報の非対称性の程度が大きく、価格調整という市場メカニズムが働きにくかったからとみられる。加えて、建設・不動産を中心に「追い貸し」が行われたことも、本来なされるはずであった調節のスピードを減じたと思われる（関根・小林・才田, 2003）。

¹⁹不動産融資と不良債権の関係は Ueda (2000) を参照。

(補論1) 疑似最尤法による Friction Model の推計

表記の簡単化のために、本文の表記法と異なるが、被説明変数を y_{it} 、定数項以外の説明変数のベクトルを \mathbf{x}_{it} とする。すると、Friction Model は、以下のように定式化される。

まず、Latent Variables である y_{1it}^* と y_{2it}^* は、次式で表わされるとする。

$$\begin{aligned} y_{1it}^* &= a_1 + \mathbf{x}_{it}\mathbf{b} + \eta_i + \nu_{it}, \\ y_{2it}^* &= a_2 + \mathbf{x}_{it}\mathbf{b} + \eta_i + \nu_{it}. \end{aligned}$$

ただし、対応する定数項には $a_2 < a_1$ の大小関係を想定する。個別効果 η_i と idiosyncratic shock ν_{it} は、 $\eta_i \sim \text{IIN}(0, \sigma_\eta^2)$ 、 $\nu_{it} \sim \text{IIN}(0, \sigma_\nu^2)$ の確率過程に従うとする。

Friction Model では、観察値 y_{it} と、 y_{1it}^* 、 y_{2it}^* の間には、次のような関係があると考える。

$$y_{it} = \begin{cases} y_{1it}^*, & \text{if } y_{1it}^* < 0 \\ 0, & \text{if } y_{1it}^* > 0 \text{ and } y_{2it}^* < 0 \\ y_{2it}^*, & \text{if } y_{2it}^* > 0 \end{cases}$$

こうした定式化の下で、 i 企業に関する尤度関数 L_i は、

$$L_i(a_1, a_2, \mathbf{b}, \sigma_\eta, \sigma_\nu | y_{it}, \mathbf{x}_{it}) = \int L_i(a_1, a_2, \mathbf{b}, \sigma_\nu | y_{it}, \mathbf{x}_{it}, \eta_i) \phi(\eta_i) d\eta_i, \quad (\text{A.1})$$

というように、個別効果を所与とした尤度関数 $L_i(a_1, a_2, \mathbf{b}, \sigma_\nu | y_{it}, \mathbf{x}_{it}, \eta_i)$ の期待値 ($\phi(\cdot)$ は標準正規分布の確率密度関数) として与えられる。

一方、個別効果を所与とした尤度関数は、

$$\begin{aligned} L_i(a_1, a_2, \mathbf{b}, \sigma_\nu | y_{it}, \mathbf{x}_{it}, \eta_i) &= \\ &\prod_{it \in J_0} \left\{ \frac{1}{s} \phi \left(\frac{y_{it} - a_1 - \mathbf{x}_{it}\mathbf{b} - \eta_i}{s} \right) \right\} \\ &\times \prod_{it \in J_1} \left[\Phi \left(\frac{-a_2 - \mathbf{x}_{it}\mathbf{b} - \eta_i}{s} \right) - \Phi \left(\frac{-a_1 - \mathbf{x}_{it}\mathbf{b} - \eta_i}{s} \right) \right] \\ &\times \prod_{it \in J_2} \left\{ \frac{1}{s} \phi \left(\frac{y_{it} - a_2 - \mathbf{x}_{it}\mathbf{b} - \eta_i}{s} \right) \right\}. \end{aligned} \quad (\text{A.2})$$

ただし、 $s = \sigma_\nu$ 、 $\Phi(\cdot)$ は標準正規分布の累積密度関数である。 J_0 、 J_1 、 J_2 はそれぞれ $y_{it} < 0$ 、 $y_{it} = 0$ 、 $y_{it} > 0$ の観察値の集合を表わす。

本稿では、黒田・山本 (2003)、Train (2003)、Gouriéroux and Monfort (1996) に従い、以下のような手順で疑似最尤法 (simulated maximum likelihood) を行う。

1. まず、標準正規分布の random number generator から、乱数をひく。

2. 1. で得られた値を σ_η 倍し (σ_η は後に推定するパラメータ) これを η_i^1 として、 i 企業の個別効果とする。
3. 個別効果を所与とした尤度である $L_i(a_1, a_2, \mathbf{b}, \sigma_\nu | y_{it}, \mathbf{x}_{it}, \eta_i)$ を (A.2) 式に従って計算する。
4. 1-3 のステップを R 回繰り返して、平均値をとる。

$$L_i(a_1, a_2, \mathbf{b}, \sigma_\eta, \sigma_\nu | y_{it}, \mathbf{x}_{it}) \approx \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R L_i(a_1, a_2, \mathbf{b}, \sigma_\nu | y_{it}, \mathbf{x}_{it}, \eta_i^r).$$

これが (A.1) 式に対応する。

5. 4. で求めた i 企業の尤度を対数変換したうえで、全企業分足しあわせる。

$$\log(L) = \sum_{i=1}^n \log(L_i).$$

未知パラメータである $(a_1, a_2, \mathbf{b}, \sigma_\eta, \sigma_\nu)$ は、こうして求めた対数尤度 $\log(L)$ を最大化する値として求められる。

実際の推計にあたっては、 $R = 30$ としてシミュレーションを行った。ただし、試験的に、一部のケースで $R = 100$ または $R = 500$ というシミュレーションも行ったが、得られた結果に大差はなかった。

なお、比較のために、(i) 個別効果を仮定せず Friction Model を最尤法 (この場合、個別効果をシミュレーションする必要はないので単なる最尤法で足りる) で推定したケース (表 10) と、(ii) 非線形性を仮定せず Within-Group 推定を行ったケース (表 11) も、推定結果をまとめた。(i) のケースでは、個別効果を仮定した表 5 とほぼ変わらないパラメータが得られた。しかし、非線形性を仮定しない (ii) のケースでは、ストック調整項にかかるパラメータをはじめとして、多くのパラメータの値がかなり異なる値となった (ただし、変数の有意性は表 5、10 の結果とそれほど変わらない)。これは、被説明変数がゼロとなることが多い censored data の推定においては、非線形性を考慮に入れなければ、かなりのバイアスが生じえることを示している。

表 10: 土地投資関数の推計結果 (Friction Model : 除く個別効果)

被説明変数	製造業	建設・不動産 ・総合商社	非製造業 (除く3業種)
	I^L/L_{-1}	I^L/L_{-1}	I^L/L_{-1}
(A) サンプル後期 (1992-2001)			
a_1	0.071 (0.010)***	0.095 (0.023)***	0.040 (0.013)***
a_2	-0.037 (0.010)***	0.054 (0.023)**	-0.048 (0.013)***
Δy	0.031 (0.007)***	0.124 (0.015)***	0.085 (0.010)***
Δy_{-1}	0.049 (0.008)***	0.078 (0.016)***	0.063 (0.010)***
$(l-y)_{-1}$	-0.002 (0.000)**	-0.005 (0.001)***	0.000 (0.000)
y_{-1}	0.000 (0.000)	-0.003 (0.001)**	0.001 (0.000)
ICR	0.045 (0.003)***	0.042 (0.010)***	0.028 (0.004)***
$(D/A)_{-1}$	-0.081 (0.006)***	-0.049 (0.014)***	-0.043 (0.006)***
OPr	-0.029 (0.011)***		
σ	0.095 (0.008)***	0.087 (0.017)***	0.083 (0.012)***
サンプル数	12,624	2,060	6,009
企業数	1,589	281	904
(B) サンプル前期 (1986-1991)			
a_1	-0.074 (0.016)***	-0.148 (0.053)***	-0.045 (0.020)**
a_2	-0.160 (0.016)***	-0.179 (0.053)***	-0.091 (0.020)***
Δy	0.041 (0.012)***	0.066 (0.022)***	0.094 (0.014)***
Δy_{-1}	0.046 (0.011)***	0.070 (0.021)***	0.021 (0.014)
$(l-y)_{-1}$	-0.004 (0.001)***	0.011 (0.003)***	-0.001 (0.001)
y_{-1}	0.003 (0.000)***	0.007 (0.001)***	0.003 (0.001)***
ICR	0.130 (0.008)***	0.052 (0.033)	0.059 (0.010)***
$(D/A)_{-1}$	-0.037 (0.010)***	0.011 (0.021)	-0.004 (0.010)
OPr	0.001 (0.032)		
σ	0.083 (0.012)***	0.067 (0.028)***	0.055 (0.020)***
サンプル数	5,485	803	1,849
企業数	1,122	170	401

(注) 表5の注を参照。

表 11: 土地投資関数の推計結果 (線形モデル: Within-Group 推定)

	製造業	建設・不動産 ・総合商社	非製造業 (除く 3 業種)
被説明変数	I^L/L_{-1}	I^L/L_{-1}	I^L/L_{-1}
(A) サンプル後期 (1992-2001)			
Δy	0.035 (0.009)***	0.118 (0.021)***	0.038 (0.011)***
Δy_{-1}	0.000 (0.008)	0.028 (0.018)	-0.005 (0.011)
$(l - y)_{-1}$	-0.067 (0.012)***	-0.103 (0.036)***	-0.070 (0.031)**
y_{-1}	-0.026 (0.013)**	-0.032 (0.031)	-0.049 (0.027)*
ICR	0.010 (0.004)**	0.038 (0.016)**	0.007 (0.004)
$(D/A)_{-1}$	-0.144 (0.022)***	-0.170 (0.051)***	-0.065 (0.017)***
OPr	-0.070 (0.030)**		
σ	0.068	0.075	0.059
R^2	0.058	0.140	0.056
サンプル数	12,831	2,089	6,098
企業数	1,584	278	897
(B) サンプル前期 (1986-1991)			
Δy	0.055 (0.019)***	0.069 (0.026)***	0.073 (0.022)***
Δy_{-1}	-0.032 (0.013)**	-0.006 (0.025)	-0.035 (0.014)***
$(l - y)_{-1}$	-0.307 (0.067)***	-0.502 (0.059)***	-0.444 (0.048)***
y_{-1}	-0.208 (0.080)**	-0.378 (0.061)***	-0.377 (0.049)***
ICR	0.025 (0.012)**	-0.048 (0.064)	0.045 (0.016)***
$(D/A)_{-1}$	-0.122 (0.036)***	-0.070 (0.090)	0.004 (0.038)
OPr	-0.083 (0.062)		
σ	0.054	0.051	0.038
R^2	0.231	0.242	0.206
サンプル数	5,550	793	1,856
企業数	1,093	159	377

(注) 表 5 の注を参照。

(補論2) Agency Cost を考慮に入れた Multiple q の導出

第0期での代表的企業の最大化問題を考察する。また、表記の簡略化のため、企業インデックス i は捨象する。

$$V_0 = \max \int_0^\infty \Pi_t \exp\left(\int_0^t -r(s)ds\right) dt$$

subject to 本文 (7), (8), (9) 式.

この最大化問題の Current Value Hamiltonian は、

$$\begin{aligned} \mathcal{H} = & p_t F(K_t, L_t, N_t) + \left\{1 - \phi\left(\frac{p_t^L L_t}{B_t}\right)\right\} NB_t - w_t N_t - i_t B_t \\ & - p_t^K \{I_t^K + G(I_t^K, K_t)\} - p_t^L \{I_t^L + C(I_t^L, L_t)\} \\ & + \lambda_t^K \{I_t^K - \delta K_t\} + \lambda_t^L \{I_t^L\} + \lambda_t^B \{NB_t\}, \end{aligned}$$

となる。ここで、 λ_t^K , λ_t^L , λ_t^B は、各ストック変数の t 期での潜在価格を示すラグランジュ乗数である。

最大化の一階条件は、以下の10式にまとめることができる。

$$\dot{K}_t = I_t^K - \delta K_t, \quad (\text{B.1})$$

$$\dot{L}_t = I_t^L, \quad (\text{B.2})$$

$$\dot{B}_t = NB_t, \quad (\text{B.3})$$

$$w_t = p_t F(\cdot)_{N_t}, \quad (\text{B.4})$$

$$\lambda_t^K = p_t^K \{1 + G_{I_t^K}\}, \quad (\text{B.5})$$

$$\lambda_t^L = p_t^L \{1 + C_{I_t^L}\}, \quad (\text{B.6})$$

$$\lambda_t^B = - \left\{1 - \phi\left(\frac{p_t^L L_t}{B_t}\right)\right\}, \quad (\text{B.7})$$

$$\dot{\lambda}_t^K = (r + \delta)\lambda_t^K + p_t^K G_{K_t} - p_t F_{K_t}, \quad (\text{B.8})$$

$$\dot{\lambda}_t^L = r\lambda_t^L + p_t^L C_{L_t} + \phi'(\cdot) \frac{p_t^L}{B_t} NB_t - p_t F_{L_t}, \quad (\text{B.9})$$

$$\dot{\lambda}_t^B = r\lambda_t^B + i_t - \phi'(\cdot) \frac{p_t^L L_t}{B_t^2} NB_t. \quad (\text{B.10})$$

最適経路は、さらに以下の横断性条件を満たすものである。

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \lambda_t^K K_t \exp\left(-\int_0^t r(s)ds\right) = 0,$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \lambda_t^L L_t \exp\left(-\int_0^t r(s)ds\right) = 0,$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \lambda_t^B B_t \exp\left(-\int_0^t r(s)ds\right) = 0.$$

Hayashi (1982) に従い、

$$\begin{aligned} -\lambda_0^K K_0 &= \int_0^\infty \frac{d}{dt} \left[\lambda_t^K K_t \exp \left(- \int_0^t r(s) ds \right) \right] dt, \\ -\lambda_0^L L_0 &= \int_0^\infty \frac{d}{dt} \left[\lambda_t^L L_t \exp \left(- \int_0^t r(s) ds \right) \right] dt, \\ -\lambda_0^B B_0 &= \int_0^\infty \frac{d}{dt} \left[\lambda_t^B B_t \exp \left(- \int_0^t r(s) ds \right) \right] dt. \end{aligned}$$

という関係と一階条件を組み合わせると、

$$\lambda_0^K K_0 + \lambda_0^L L_0 + \lambda_0^B B_0 = V_0,$$

が得られる。さらに (B.7) 式を代入すると

$$\lambda_0^K K_0 + \lambda_0^L L_0 + \phi(\cdot) B_0 = V_0 + B_0,$$

となる。

この両辺を $p_0^K K_0 + p_0^L L_0$ で割り、 $q^K = \lambda^K / p^K$ 、 $q^L = \lambda^L / p^L$ と置くと、本文の (10) 式が得られる。ここでの q は、各ストック変数のシャドー・プライス（帰属価格）と現実の市場価格の比として定義されている。

データ補論

データ補論では、本稿の分析の鍵となる個別企業の土地投資額と土地保有残高をどのように求めたかを中心に解説を加える（以下、鍵括弧内の K ではじまる数字は、日本政策投資銀行の企業財務データバンクのコード番号に対応）。

土地

土地投資額及び土地保有残高ともに、企業会計上の簿価ベースから時価ベースに評価し直す必要がある。本稿では、既存の研究と異なり、売却損益の情報をもとに土地投資額を計算した。また、最近の土地再評価について、やや注意深い取扱いを行った。

(1) 土地投資額

まず、投資額については、鈴木 (2001) に従えば、

$$NOL_{it} = NL_{it} - DL_{it} \cdot (p_t^L / p_{t-k}^L). \quad (C.1)$$

ただし、 p_t^L は t 期の土地価格、 NL_{it} は企業 i の t 期における土地増加額、 DL_{it} は土地減少額（簿価ベース）、 NOL_{it} は土地の投資額にあたる。これは k 期前に購入した土地を販売したケースである。

企業財務データでは、当期の土地増加額 NL_{it} は掲載されているが、土地減少額 DL_{it} は該当項目がない。そこで、以下の恒等式を用いて求めることになる。

$$LB_{it} = LB_{i,t-1} + NL_{it} - DL_{it}. \quad (C.2)$$

ただし、 LB_{it} は土地資産簿価（「土地 (K1390)」と「販売用不動産 (K1050)」の合計。ただし、不動産業については、開発用土地や仕掛販売用不動産を含む「未成工事支出金 (K1090)」、「原材料 (K1100)」をさらに加えた）。

(2) 土地売却損益

恒久棚卸法の計算においては、今期に売却した土地の購入価格 p_{t-k}^L は、簡便的に後入先出法の仮定において、最後に ΔLB_{it} が正の値をとったときの土地価格を用いるか (Hoshi and Kashyap, 1990)、さらに大胆に簡便化して 1 期前の価格 p_{t-1}^L を用いるか (鈴木, 2001)、によって求められるケースが多かった。しかし、最近購入した土地から売却していくという想定は、現実の企業行動によって支持されるかは必ずしも明らかではない。

後入先出法の仮定をおかずに土地の投資額を求める方法として、以下のように土地売却損益を用いる計算が考えられる。(C.1)式と(C.2)式より、 NL_{it} をキャンセル・アウトすると、

$$NOL_{it} = \Delta LB_{it} - DL_{it} \cdot (p_t^L / p_{t-k}^L - 1), \quad (C.3)$$

となる。ここで最終項が、土地売却に伴うキャピタル・ゲイン(ロス)であることに注意すると、 p_{t-k}^L について適当な仮定をおくよりも、損益計算書の「固定資産売却損益」の項目を用いて、 $DL_{it} \cdot (p_t^L / p_{t-k}^L - 1)$ を求めた方が、正確性が増す。因みに、SNA統計でも概略同様のアプローチをとっている(正確には、『法人企業統計年報』の「特別利益」から土地処分益を推計するとある。ただし、推計法の詳細は不明。経済企画庁(2000))。

問題は、固定資産売却損益から土地処分にまつわる損益分だけを抽出することにある。政策投資銀行の企業財務データベースには固定資産の売却損益の項目はあるが、このうちどれだけが土地の売却にかかわるものかはわからない。

そこで、1996年度から2001年度までの有価証券報告書にあたって(土地保有残高の大きい建設、不動産、総合商社、運輸・通信については全数調査、残りの業種についてはサンプリング調査)、個社別に、特記事項や注記として記載されている「土地の売却損益」を拾い上げた。こうして収集した「土地の売却損益」が、「固定資産の売却損益(特別損益)」に占める割合を出し、業種毎に平均した(計算結果は表12参照)。また、建設、不動産、総合商社、鉄道では、1998年度前後からは「販売用不動産の売却損」(これも政策投資銀行のデータベースにはない項目)を計上するケースがみられたので、あわせてこれらの計数も有価証券報告書から収集した。

こうして求めた h 業種の「土地の売却益/有形固定資産の売却益」を ϕ_h 、「土地の売却損/有形固定資産の売却損」を ψ_h とすると、土地の売却損益は、

$$DL_{it} \cdot (p_t^L / p_{t-k}^L - 1) = \phi_h \times \text{「固定資産処分益 (K3400)」} \\ - \psi_h \times (\text{「固定資産処分損 (K3550)」} + \text{「販売用不動産売却損 (有報)」}),$$

として計算した²⁰。「販売用不動産の売却損」にも ψ_h をかけるのは、販売用不動産には土地のみならず建物の売却損も含まれるためである。

なお、(C.3)式の計算にあたっては、簿価に変動がみられない($\Delta LB_{it} = 0$)場合には、投資額もゼロ($NOL_{it} = 0$)となるようにした。 DL_{it} を有形固定資産の売却損益に掛目をかけて求めたことにより、土地の売却がなされていないにもかかわらず、他の有形固定資産が売却されたときには、 $DL_{it} \neq 0$ となる可能性がある。このケースを排除するために、 $\Delta LB_{it} = 0$ であれば、 $DL_{it} = 0$ (従って、 $NOL_{it} = 0$)として計算した。

²⁰ただし、トヨタ自動車については、土地の売却損益を特別損益ではなく営業外損益として計上する年がみられたので、固定資産処分益を「営業外・固定資産処分益(K3110) + 特別・固定資産処分益(K3400)」、固定資産処分損を「営業外・固定資産処分損(K3340) + 特別・固定資産処分損(K3550)」として計算した。

表 12: 有形固定資産売却損益に占める土地のシェア

	業種コード	売却益 ϕ_h	売却損 ψ_h
製造業	000111-009199	59.41%	2.38%
建設	030111-039199	55.32%	9.15%
総合商社	040111	65.16%	6.63%
その他卸売	040121-040199	46.32%	4.06%
小売	040311-040399	50.81%	4.35%
不動産	060111-060199	53.63%	12.70%
鉄道	070111	91.59%	19.53%
その他運輸・通信	070311-071511	43.24%	2.21%
サービス	090111-099199	43.43%	4.34%

(注) 各社の有価証券報告書(1996年度-2001年度)より計算。業種コードは政策投資銀行、『企業財務データバンク』による。

(3) 土地再評価の影響

さらに面倒なことに、1990年代後半から導入された土地再評価の問題がある。仮に、土地の再評価が行われて、土地の売買が行われていないにもかかわらず、簿価が減少したとしよう($\Delta LB_{it} < 0$)。この場合、本来 $NOL_{it} = 0$ のはずが、(C.3)式に従えば、 $NOL_{it} < 0$ となり、あたかも土地の売却がなされたようになってしまう(なお、土地の売却に伴うキャピタル・ゲイン(ロス)は、売却損益が計上されないので、 $DL_{it} \cdot (p_t^L/p_{t-k}^L - 1) = 0$ となるはず)。

この問題を回避するためには、「再評価に伴うキャピタル・ゲイン(ロス)」を、「土地売却に伴うキャピタル・ゲイン(ロス)」と同じように、調整すればよい。再評価に伴うキャピタル・ゲイン(ロス)を REV_{it} とすると(正の場合は「益」、負の場合は「損」)、(C.3)式を、

$$NOL_{it} = \Delta LB_{it} - DL_{it} \cdot (p_t^L/p_{t-k}^L - 1) - REV_{it}, \quad (C.4)$$

とすれば、上記のような問題はおこらない。評価損が発生して負の ΔLB_{it} となっても、 REV_{it} (評価損の場合は負値)によってキャンセル・アウトされ、 $NOL_{it} = 0$ となる。

近年、以下の2つの制度的変更に伴い、土地再評価が行われるケースが増えている。

- 一つは1998年3月に施行された「土地の再評価に関する法律」である。同法により、2001年3月末までに、事業用土地(販売を目的として所有するもの以外の土地)の再評価益をもって、自己株式の買入消却ができるようになった。企業による対応は区々で、この間、再評価を行わない企業も、実際に再評価を行って自己株式の買入消却を行った企業もいた。さらに、企業によっては、自己株式の買入消却はせずと

も単に再評価だけを行った企業もいた。そういった企業の中には、将来の減損会計の導入を見越して早めに土地の再評価を行い、評価損を計上した企業もいた。

再評価を行ったときに、企業は、貸借対照表で、(i) 再評価損益のうち将来の課税処理に係る部分を「土地の再評価に係る繰延税金負債(資産)」に、(ii) 再評価損益の残りを「再評価差額金」にそれぞれ計上する必要がある(自己株式の買入消却を行うと、再評価差額金から取り崩される)。すなわち、再評価後の簿価を LB'_{it} 、実効法人税率を τ_t とすると、評価益が発生し、土地の再評価に関する繰延税金負債 DTD_{it} が計上される場合は、

$$DTD_{it} = \tau_t(LB'_{it} - LB_{it})$$

となり、評価損が発生して、土地の再評価に関する繰延税金資産 DTA_{it} が計上される場合は、

$$DTA_{it} = -\tau_t(LB'_{it} - LB_{it})$$

となる。

以上の会計上の処理を念頭に、ここでは以下のようにして、 REV_{it} を求めた。

$$REV_{it} = \max\left(\frac{\Delta DTD_{it}}{\tau_t}, 0\right) - \max\left(\frac{\Delta DTA_{it}}{\tau_t}, 0\right).$$

ただし、 DTD_{it} は「土地の再評価に係る繰延税金負債 (K2504)」、 DTA_{it} は「土地の再評価に係る繰延税金資産 (K1724)」で求めた²¹。

- 二つめは、「販売用不動産の再評価」の問題である。公認会計士協会の自主ルール(「販売用不動産等の強制評価減の要否に関する監査上の取り扱い」、2000年7月、監査委員名報告第69号)により、2001年3月期から販売用不動産の強制評価減の徹底化がはかれるようになった。実際に、建設、不動産、総合商社、運輸・通信の有価証券報告書を見ると、一部前倒しを行ったためか、1999年度決算より、「販売用不動産の評価損」が計上されることが多くなった。

そこで、これらの業種については、上記の「自己株式の買入消却に伴う再評価」に加えて、

$$REV'_{it} = \psi_h \times \text{「販売用不動産評価損(有報)」}$$

という販売用不動産の評価損も考慮に入れた。「販売用不動産の評価損」に ψ_h をかけるのは、上記の販売用不動産の売却損のケースと同じく、販売用不動産には土地のみならず建物の評価損も含まれるためである。

²¹実効法人税率 τ_t については、Hayashi and Inoue (1991) に従って、

$$\tau_t = \frac{(u_t + v_t)(1 + i_t)}{(1 + i_t + v_t)},$$

で求めた。ただし、 u_t は法人税率(正確には、道府県民税と市町村税の上乗せ分を考慮し、法人税率に1.173をかけた)、 v_t は事業税の税率、 i_t は長期国債(10年物)の流通利回り。

(4) 土地保有残高

上記の方法で求めた土地投資額 NOL_{it} を用いて、perpetual inventory method に従い、以下の算式によって時価ベースの土地保有残高を求める。

$$LC_{it} = LC_{i,t-1} \cdot (p_t^L / p_{t-1}^L) + NOL_{it}.$$

ただし、 LC_{it} は企業 i の t 期における土地ストック時価。土地価格 p_t^L は、市街地価格指数（不動産研究所）の六大都市・全用途平均の3月末値を用いた。

恒久棚卸法の初期値については、それぞれの企業について、1956年度以降財務データで遡れるところまで遡り、はじめて企業財務データ・バンクに現われた年の簿価ストックに、その年の時価・簿価比率を乗じることによって求めた。時価・簿価比率については、『国民経済計算年報』の民間非法人企業の土地資産残高（時価ベース）を、『法人企業統計年報』の簿価ベースの土地残高で除した値を利用した。ただし、『国民経済計算年報』は暦年末値、『法人企業統計年報』は年度末値であるため、両者の時点の違いを、『法人企業統計季報』の12月末値と3月末値の比率を用いて補正した。

このようにして土地保有残高を求めていくと、ここまでの様々な仮定の問題により、(i) 簿価ベースでの土地保有残高がゼロにもかかわらず時価ベースの土地保有残高が正の値をとるケースや、(ii) 時価ベースの土地保有残高が負の値になるケースなど、明らかな不整合をおこす場合が散見された。これらの場合では、便宜的に以下のように対処することとした。

- 簿価ベースの土地保有残高がゼロの場合には、その期の時価ベースの土地保有残高もゼロとして、土地の投資額は、 $-LC_{i,t-1} \cdot (p_t^L / p_{t-1}^L)$ とする。
- 時価ベースの土地保有残高が負になる場合には、その期の時価ベースの土地保有残高を簿価ベースの土地保有残高に時価・簿価比率をかけることによって求め（恒久棚卸法の初期値と同じ扱い）、土地の投資額は、 $LC_{it} - LC_{i,t-1} \cdot (p_t^L / p_{t-1}^L)$ とする。

なお、実質の土地保有残高 (L_{it}) は、 LC_{it} を p_t^L でデフレートして求めた。

その他の変数

平均 q (Total q)

$$\text{平均 } q (q_{it}) = \frac{V_{it} + D_{it} - S_{it} - OA_{it} - A_{it}}{(1 - \tau_i \mu_{it}) K_{it} + LC_{it}},$$

ただし、 V_{it} は市場評価の企業価値で、「発行済株式総数 (5440)」と株価をかけて求めた（株価については、「期中最高株価 (K0370)」と「期中最低株価 (K0380)」の平均を使用）。

D_{it} は「負債 (K2630)」、 S_{it} 、 K_{it} は時価評価した在庫、機械・建物 (時価評価については、永幡・関根 (2002) を参照)。 LC_{it} は上記の土地保有残高。 OA_{it} は、「資産合計 (K1880)」から在庫、機械・建物、土地の簿価残高を差し引いたもの。 τ_t は前述の法人実効税率。 μ_{it} は減価償却の割引現在価値、 A_{it} は過去行った投資から将来の減価償却として節約できる法人税額の割引現在価値 (これらの割引現在価値の求め方は、Hoshi and Kashyap (1990)、Sekine (1999) を参照)。

実質生産額

$$\text{実質生産額 } (y_{it}) = \frac{\text{名目生産額}}{\text{デフレーター } (p_{it})}.$$

ただし、名目生産額は「総売上高 (K2820)」に「商品 (K1040)」、「販売用不動産 (K1050)」、「製品 (K1060)」の各在庫の前期差を加えて求めた。デフレーターは、投入産出物価指数 (IOPI) や SNA 統計の産業別デフレーターから各業種別に適当に割り当てた。

インタレスト・カバレッジ・レシオ

インタレスト・カバレッジ・レシオは、経常損益ベースのキャッシュ・フローを元に求めた。

$$c_{it} = \frac{\text{「経常損益 (K3370)」} + \text{「支払利息・割引料 (K3160)」}}{\text{「支払利息・割引料 (K3160)」}}.$$

ただし、 c_{it} は、支払利息がゼロに近い企業では、経常損益の動きにあわせて無限小から無限大に大きな振れを示すケースがあり、安定的な推計結果が得られないときがある。そこで、次式によって、0 から 1 の間に基準化した。

$$\text{インタレスト・カバレッジ・レシオ } (ICR_{it}) = \frac{1}{1 + e^{-c_{it}}}.$$

負債資産比率

$$\text{負債資産比率 } (D_{it}/A_{it}) = \frac{\text{「負債 (K2630)」}}{\text{時価資産}},$$

ただし、時価資産は、「資産合計 (K1880)」のうち在庫、土地、機械、建物といった資本ストックを perpetual inventory method によって時価評価したもの (その他の資産は簿価を使用)。このうち土地については、上記の土地保有残高による。在庫、機械、建物の時価評価については、永幡・関根 (2002) を参照。

参考文献

- 浅子和美・國則守生・井上徹・村瀬英彰 (1989): 「土地評価とトービンの q /Multiple q の計測」、『現代経営研究』、10-3, 日本開発銀行設備投資研究所.
- (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』、pp. 323-349. 東京大学出版会.
- 小川一夫・北坂真一 (1998): 『資産市場と景気変動』、日本経済新聞社.
- 黒田祥子・山本勲 (2003): 「わが国の名目賃金は下方硬直的吗? (Part II)」、『金融研究』、22(2), 71-114.
- 経済企画庁 (2000): 「93SNA 推計手法解説 (暫定版)」、経済研究所.
- 才田友美 (2003): 「競売不動産からみた首都圏地価の動向」、日本銀行調査統計局 Working Paper 03-3.
- 鈴木和志 (2001): 『設備投資と金融市場』、東京大学出版会.
- 関根敏隆・小林慶一郎・才田友美 (2003): 「いわゆる『追い貸し』について」、『金融研究』、22(1), 129-156.
- 永幡崇・関根敏隆 (2002): 「設備投資、金融政策、資産価格—個別企業データを用いた実証分析」、日本銀行調査統計局 Working Paper 02-3.
- 日本銀行考査局 (2001): 「信用格付を活用した信用リスク管理体制の整備」、『日本銀行調査月報』、pp. 57-84, 10月号.
- 深尾京司・天野倫文 (2000): 「対外直接投資と製造業の『空洞化』」、『経済研究』、49, 259-276.
- 宮川努・徳井丞次 (1994): 『円高の経済学』、東洋経済新報社.
- 吉川洋 (2002): 「土地バブル—原因と時代背景」、村松岐夫・奥野正寛 (編) 『平成バブルの研究 (上)』、pp. 411-430. 東洋経済新報社.
- BOND, S., J. A. ELSTON, J. MAIRESSE, AND B. MULKAY (2003): “Financial Factors and Investment in Belgium, France, Germany, and the United Kingdom: A Comparison Using Company Panel Data,” *Review of Economics and Statistics*, 85(1), 153-165.
- BOND, S., AND C. MEGHIR (1994): “Dynamic Investment Models and the Firm’s Financial Policy,” *Review of Economic Studies*, 61, 197-222.

- CHATELAIN, J. B., A. GENERALE, I. HERNANDO, U. VON KARCKREUTH, AND P. VERMEULEN (2001): “Firm Investment and Monetary Transmission in the Euro Area,” European Central Bank Working Paper No. 112.
- CHIRINKO, R. S., AND H. SCHALLER (2001): “Business Fixed Investment and ‘Bubbles’: The Japanese Case,” *American Economic Review*, 91(3), 663–680.
- DIXIT, A. K., AND R. S. PINDYCK (1993): *Investment Under Uncertainty*. Princeton University Press, Princeton.
- DOORNIK, J. A. (1997): *Object-Oriented Matrix Programming Using Ox*. Timberlake Consultants Press, London.
- DOORNIK, J. A., M. ARELLANO, AND S. BOND (2001): “Panel Data Estimation Using DPD for Ox,” available from <http://www.nuff.ox.ac.uk/users/doorNIK/>.
- GOURIÉROUX, C., AND A. MONFORT (1996): *Simulation-Based Econometric Methods*. Oxford University Press, Oxford.
- GREENE, W. H. (2003): *Econometric Analysis*. Prentice Hall, New Jersey, fifth edn.
- HAYASHI, F. (1982): “Tobin’s Marginal q and Average q : A Neoclassical Interpretation,” *Econometrica*, 50(1), 213–224.
- HAYASHI, F., AND T. INOUE (1991): “The Relation Between Firm Growth and Q with Multiple Capital Goods: Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firms,” *Econometrica*, 59, 731–753.
- HOSHI, T., AND A. KASHYAP (1990): “Evidence on q and Investment for Japanese Firms,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 4, 371–400.
- JARAMILLO, F., F. SCHIANTARELLI, AND A. WEISS (1996): “Capital Market Imperfections Before and After Financial Liberalization: An Euler Equation Approach to Panel Data for Equadorian Firms,” *Journal of Development Economics*, 51, 367–386.
- JORGENSON, D. W. (1963): “Capital Theory and Investment Behavior,” *American Economic Journal*, 53(2), 247–259.
- MADDALA, G. S. (1983): *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press, Cambridge.
- ROSETT, R. N. (1959): “A Statistical Model of Friction in Economics,” *Econometrica*, 27(2), 263–267.

- SEKINE, T. (1999): “Firm Investment and Balance-Sheet Problems in Japan,” IMF Working Paper, WP/99/111.
- TRAIN, K. E. (2003): *Discrete Choice Methods with Simulation*. Cambridge University Press, Cambridge.
- UEDA, K. (2000): “Causes of Japan’s Banking Problems in the 1990s,” in *Crisis and Change in the Japanese Financial System*, ed. by T. Hoshi, and H. Patrick, pp. 59–81. Kluwer Academic Publishers, Norwell.
- WILDASIN, D. E. (1984): “The q Theory of Investment with Many Capital Goods,” *American Economic Review*, 74(1), 203–210.