

Center for Economic Institutions
Working Paper Series

CEI Working Paper Series, No. 2006-13

***"Foreign Ownership and Firm Value:
Identification through Heteroskedasticity
(in Japanese) "***

Kentaro Iwatsubo
Konomi Tonogi



Institute of Economic Research
Hitotsubashi University
2-1 Naka, Kunitachi, Tokyo, 186-8603 JAPAN
Tel: +81-42-580-8405
Fax: +81-42-580-8333
e-mail: cei-info@ier.hit-u.ac.jp

外国人投資家の株式所有と企業価値の因果 関係

分散不均一性による同時方程式の識別

岩壺健太郎* 外木好美†

2006年10月31日

概要

1990年代以降、金融機関や事業法人が上場企業の株式保有を減少させる一方で、外国人投資家の株式保有は堅調に増加している。外国人投資家は議決権の行使（Voice）と株式の売却（Exit）の両面で経営に対する影響力が強く、外国人の株式所有比率が高い企業ほど企業価値が高いという研究結果が多いが、これは海外の機関投資家が高パフォーマンス企業の株式を多く保有している結果だと逆の因果関係を強調する見方もある。本稿はRigobon(2003)の分散不均一性を用いた同時方程式の識別を利用して、外資比率と企業価値の因果関係の解明を試みる。この推計方法の特徴は外資比率とトービンのQの分布が右に歪んでいることから生じる分散不均一性を推計に利用できることと、説明変数に除外制約を課す必要がないことである。推計の結果、外国人投資家は企業価値が低くなると所有株式を増やす一方で、外資比率の上昇は企業価値の上昇をもたらすことが分かった。外国人投資家の企業価値向上効果は内生性を考慮しない場合よりもはるかに高く、外資比率と企業価値の関係を分析するには両者の内生性を考慮することの重要性が確認された。

1 はじめに

1990年代以降、日本の上場企業の株式所有構造は大きく変化した。1960年代から1970年代にかけて形成された金融機関と企業間の株式持ち合い、および事業会社同士の持ち合いが1990年代に入って解消されるに伴い、金融機関と事業会社の持株比率は低下傾向にある。それに代わって日本企業の株式保有を増やしたのが外国人投資家である¹（図1）。

*一橋大学経済研究所 iwatsubo@ier.hit-u.ac.jp

†一橋大学大学院経済学研究科

¹東京証券取引所によって外国人投資家と定義されるのは、外国為替および外国貿易法第6条第1項第6号に規定される非居住者と外国証券会社が国内に設ける支店である。外国人投資家とはいえ、外資系金融機関に勤める日本人が運用していることも少なくないが、彼らの運用哲学や運用方法は外資流であることが多いため、外国人投資家の範疇に含めて議論することに大きな問題は生じない。

1989年度末に4.2%であった外国人投資家による持株比率（金額ベース）は、2005年度末に26.7%にまで上昇しており、外国人投資家は事業法人の21.1%、個人投資家の19.1%を超えて、金融機関の31.6%に次ぐ第二の投資部門となっている。外国人投資家の保有株式が比較的大型株に偏っているため、持株数ベースの持株比率は金額ベースよりも低い22.2%（ライブドアを含まない統計では24.1%）であるが、これも長期的にみて増加している。

1990年以前にも外国人投資家による日本株投資ブームは少なくとも5回あった（安田、1995）。第一次ブームは1960年代初めにソニーやホンダがADR（American Depositary Receipts = 米国預託証券）をニューヨーク株式市場で発行したことに始まる。第二次ブームは1967年に対外資本規制の本格的自由化がきっかけだった。第三次ブームは1971年の円切り上げで始まり、1972年の「外人投資純増禁止措置」で終わりを告げる。1970年代末から1980年代初めにかけては原油価格上昇でオイルマネーによる第四次ブームが起きた。1982年～1983年には世界的なディスインフレーションや株高を背景とした第五次ブームがあった。

1990年以降の外国人投資家による株式保有の堅調な上昇は、一時的なブームというよりはむしろ持続的な傾向といえよう。外国人投資による日本株投資はこれまで、ハイテクや自動車などの世界的に事業を展開し、知名度の高い企業が主体であったが、日本経済が回復基調をたどるにつれて、国内に主な事業基盤をもつ内需型企業にも及んでいる。

一般的に外資による日本企業の株式所有は、経営権の取得や経営への参加を目的とした「直接投資」と資産運用を目的とする「間接投資（ポートフォリオ投資）」に大別される。本稿で分析対象とする間接投資は投資先企業の経営に直接、参画しないものの、投資収益を高めるために経営者に対して議決権の行使（Voice）と株式の売却（Exit）の両面で経営を規律付けることができる。国内投資家に比べて株主意識の高い外国人株主が増加するに伴い、経営に対する監視の目が一層厳しくなり、経営者は外国人株主を意識した経営を迫られているとの指摘は多い（日経新聞、2006年5月9日号）。

たとえば、外国人投資家のうちのほとんどを占める海外の機関投資家は、投資先企業の株主価値の向上に積極的であり、資本の効率改善や利益配分に関する要求が株主総会などを通じてなされることが多くなった。「株主総会白書」によると、2002年の株主総会で議案に対して「否」の意思表示をした外国人投資家がいた企業の比率は29.7%であったが、2004年には54.9%と大幅に増加し、2005年には55.7%にまで増えている²（表1）。近年、日本人、外国人を問わず議案に対する反対は増加傾向にあり、「モノ言う株主」が外国人投資家に特有の特徴とはいえなくなってきてはいるものの、外国人投資家の増加が経営者に緊張感をもたらしていることは確かであろう。外資比率の

²反対した件数が多かったのは定款変更と監査役の選任である。なかでも、株主の利益を損ないかねない買収防衛策に批判が強く、防衛を意識した株式発行可能枠の拡大に関して多くの反対が集まった。

高い大企業の中では、外国人株主との接触を増やすために欧米機関投資家を訪問する海外 IR（投資家向け広報）活動を活発化させている企業も多い。

また、株式流通市場においては、外国人投資家の売買代金比率が 1990 年代に急拡大しており、外国人投資家は個人投資家や金融機関、事業法人を差し置いてメインプレーヤーになりつつある（図 2）³。また、外国人投資家の売買回転率は個人投資家や国内の投資信託よりもはるかに高く、外国人投資家は活発に売買している（図 3）⁴。売買回転率が 1 より高いことは、年初に保有していた株式が（平均的にみて）年末にはすべて売却されていることを意味する。売買回転率の高い外国人投資家の行動は株価への影響が大きいため、企業経営者は株価を高く維持するために外国人投資家からの評価を気にするようになった。

本稿の目的は、このような外国人投資家による株式所有の拡大が日本企業の企業価値にどのような影響を与えているかを実証分析することである。近年、国際分散投資の活発化に伴って、エマージング市場における外国人投資家の持株比率が上昇している。世界中で外国人の持株比率が高い国はハンガリー（72.6%）、フィンランド（55.7%）、メキシコ（46.4%）、韓国（40.1%）であり（いずれも 2003 年末時点、韓国は 2004 年末時点）、日本における外国人投資家の持株比率がとりわけ高いわけではない。しかし、外国人投資家と国内投資家の投資行動や経営監視行動の違いがこれほど明確である国はめずらしく、これまで株式の持ち合いにより株主からの規律付けを免れてきた日本の経営者が外国人投資家の持株比率の上昇によって株主価値の向上を強く意識するようになったのかは実証的に興味深い問題である。

既存研究によると、外資比率の上昇は日本企業のパフォーマンスに貢献するという結果が多く報告されている。しかし、その一方で、外国人投資家の株式所有を外生とするこれらの実証結果は、外国人投資家に高パフォーマンス企業の株式を保有する傾向があることを示しているに過ぎないという逆の因果関係を強調する見方もある。したがって、株式所有と企業のパフォーマンスの因果関係を明らかにするためには両者の内生性を考慮する必要がある。内生性を考慮することの重要性はたびたび指摘されてきたものの、これまでのコーポレート・ガバナンスの研究ではその困難さにより十分に説得的な推計方法が採られていなかった。たとえば、内生性を考慮する方法として操作変数法を利用した同時方程式の推定（二段階推定法など）が頻繁に利用されるが、適切な操作変数を見つけるのは概して難しい。企業のパフォーマンスはいかなる変数にも影響を受ける可能性があるからである。また、仮に見つかったとしても、weak instruments（弱い操作変数）などの問題に直面することが少なくない。

³ 売買代金比率とは、各投資部門による 1 年間の株式の購入と売却の和が全体の購入と売却の和に占める割合を指す。

⁴ 各投資部門の 1 年間の株式の購入と売却の平均をその投資部門の前年度末の株式保有代金と今年度末の株式保有代金の平均で割ったものを投資部門別売買回転率と定義している。

そこで、本稿では、このような内生性の問題を克服するために、Rigobon (2003) の分散不均一性による同時方程式の識別法を利用し、外資比率と企業価値の因果関係の解明を試みる。分散不均一性による識別法は操作変数による識別法と似たように考えることができる。操作変数法による識別の場合、たとえば、需要関数を変化させるが供給関数には影響を与えない操作変数の変化は需要関数だけを平行移動させるのでそれによって供給関数の傾きが計測可能となる。一方、分散不均一性による識別については、たとえば、需要関数の誤差項の分散が大きいサンプルと小さいサンプルに分かれる場合、仮に、供給関数の誤差項の分散は2つのサンプルで変化がないならば、需要ショックの分散の変化が供給関数の傾きを推定可能にしてくれる。図4が示すように、需要ショックの分散が増加すると実現値は供給関数に沿って大きく変動するからである。

推計の結果、外国人投資家は企業価値が低くなると所有株式を増やす一方で、外資比率の上昇は企業価値の上昇をもたらすことが分かった。また、外国人投資家の企業価値向上効果は内生性を考慮しない場合よりも高く、外資比率と企業価値の関係を分析する際には両者の内生性を考慮することの重要性が確認された。

本稿の構成は以下の通りである。2節ではコーポレート・ガバナンスとホーム・バイアスの文献を簡単に紹介し、いずれの研究においても内生性の問題が十分に解決されていないことを示す。3節では、Rigobon (2003) の分散不均一性による同時方程式の識別法を解説する。4節では、サンプルの特徴や推計式を詳述し、分析結果を示す。5節では結論と本稿で考察されていない問題について述べる。

2 関連する先行研究の展望

本稿に関連する研究分野として、コーポレート・ガバナンス研究とホーム・バイアス研究が挙げられる。株式所有構造が企業の市場評価や成長性に対してどのような影響を与えるかはコーポレート・ガバナンスの主要な研究テーマであり、これまでも多くの理論・実証研究の蓄積がある。特に、欧米の研究者が注目していたのは、経営者や大株主による株式所有問題であり、株主の分布状況が分散型がいいのか、それとも集中型がいいのかという問題や、経営者が株式を所有するときのインセンティブ問題に多くの関心が寄せられた。このような実証研究の中で最も頻繁に引用されている Morck, Shleifer and Vishny (1988) の研究では、内部経営者の所有する株式保有割合が5%になるまでは、内部経営者が所有する株式保有割合が大きくなるにつれてトービンのQで表された企業価値も上昇するが、内部経営者が所有する株式保有割合が5%から25%の間では、所有する株式保有割合が大きくなると企業価値はかえって低下するという結果が示されている。さらに、彼らは内部経営者

が所有する株式保有割合が 25 %以上になると、企業価値は再び若干上昇する傾向があることを見出している。

日本の企業データを用いた研究では、Lichtenberg and Puchner (1994) が株式所有構造と全要素生産性 (TFP)、資産収益率 (ROA) の関係を分析し、金融機関の株式保有割合が有意に正の影響、株式持ち合いが有意に負の影響を与えることを示した。米澤・宮崎 (1996) は日本企業を統治する主体が株主なのか、それとも労働者なのかを検討するなかで、株式所有構造が全要素生産性に対して与える影響を分析し、金融機関、外国法人、役員株式保有比率、及び上位 10 大株主保有比率がいずれも正で有意であるとの結果を得ている。また、堀内・花崎 (2000) は、メインバンク制の有効性を検討する文脈で株主所有構造と全要素生産性の変化率の関係を分析し、機関投資家が規律付け効果を持つ可能性を示している。本稿と同じように、株式所有構造と企業価値 (トービンの Q) の関係を分析した佐々木・米澤 (2000) や西崎・倉澤 (2003) では、株主価値に対して外国人保有比率が正の、個人投資家の保有比率は負の、大株主の保有比率は正の影響を与えているとの結果が示されている。既存研究を見渡す限り、外国人による日本企業の株式保有は全要素生産性 (TFP)、資産収益率 (ROA)、企業価値 (トービンの Q) のいずれに対しても正の影響を与えるとの推計結果が支配的である。

しかし、これらの研究はいずれも株式所有構造を所与とした推計結果であり、株式所有構造と企業のパフォーマンス因果関係はそれほど明白ではない。すなわち、海外の投資家がモニタリング活動等を通じて経営者の規律付けに役立っているのか、それとも彼らが企業価値や生産性の高い企業の株式を保有する傾向にあるからなのかは、株式所有構造を所与とした推計では解決できないのである。

一方、外国人投資家がどのような企業の株式を保有するのかについては、ホーム・バイアスの研究を中心に行われてきた。ホーム・バイアスとは理論的に導出される株式ポートフォリオの海外投資比率に比べて、実際の比率がはるかに低い現象を指し、それを指摘した French and Potarba (1991) 以来、株式投資の国内バイアスの原因について多くの研究者が関心を示してきた。Kang and Stulz (1997) は、それまでのマクロ・データに偏っていたこの分野の研究において、マイクロ・データを使用することの重要性を知らしめた。彼らは日本の企業データを使って、外国人投資家は製造業、規模の大きな企業、負債比率の低い企業、そして会計上の業績の良い企業の株式を保有する傾向があると報告している。その後、スウェーデン、韓国、台湾の企業データを使用した研究でも同様の結果が得られているとの報告がある (Dahlquist and Robertsson, 2001; Ko, Kim and Cho, 2006; Lin and Shiu, 2003)。

しかし、これらの研究は投資先企業の特徴を外生として外国人投資家の投資選好を推計しているため、両者の因果関係については明らかではない。本稿では、問題の多い操作変数法以外の推計方法で、外国人投資家の株式保有

と企業価値の因果関係を検討しており、新たな知見がもたらされるであろう。

3 推計方法

以下のような標準的な同時方程式の推定方法を考察する。

$$q_t = \alpha p_t + \mu_t \quad (1)$$

$$p_t = \beta q_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

ここで、(1) 式は供給関数、(2) 式は需要関数を表しており、 p_t と q_t は観測されたある財の価格とその量である。また、 μ_t と ε_t は独立同一分布 (*i.i.d.*) に従う攪乱項であり、平均は 0、分散は $\sigma_\mu^2, \sigma_\varepsilon^2$ と仮定する。また、 μ_t と ε_t の相関 $\sigma_{\mu\varepsilon}$ は 0 と仮定する。 q_t, p_t をそれぞれ解くと

$$q_t = \frac{1}{1 - \alpha\beta} (\mu_t + \alpha\varepsilon_t) \quad (3)$$

$$p_t = \frac{1}{1 - \alpha\beta} (\beta\mu_t + \varepsilon_t) \quad (4)$$

となる。 p_t と μ_t が相関を持つことから、(1) 式の α の OLS 推定量

$$\hat{\alpha}_{OLS} = (p_t' p_t)^{-1} p_t' q_t = \alpha + \beta(1 - \alpha\beta) \frac{\sigma_\mu^2}{\sigma_\varepsilon^2 + \beta^2 \sigma_\mu^2}$$

にはバイアスがある。本稿では、Rigobon (2003) で示された攪乱項の不均一分散を利用して同時方程式を識別する方法を利用する。

攪乱項の分散が均一な場合、 q_t, p_t に関する誘導型の分散共分散行列は

$$\hat{\Omega} = \frac{1}{(1 - \alpha\beta)^2} \begin{bmatrix} \alpha^2 \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2 & \alpha \sigma_\varepsilon^2 + \beta \sigma_\mu^2 \\ \cdot & \sigma_\varepsilon^2 + \beta^2 \sigma_\mu^2 \end{bmatrix} \quad (5)$$

と推定できる。左辺はデータから推定されるもので、右辺は理論的に導出されるモーメントである。同時方程式が識別不可能な原因は、未知のパラメータが $\alpha, \beta, \sigma_\varepsilon^2, \sigma_\mu^2$ の 4 つであるにもかかわらず、(5) 式からは 3 つのモーメントしか得ることができないことにある。そこで、誤差項の分散が不均一でデータが 2 つのサブ・サンプルに分けられるようなケースを考えてみよう。サブ・サンプルごとの分散共分散行列は

$$\hat{\Omega}_1 = \frac{1}{(1 - \alpha\beta)^2} \begin{bmatrix} \alpha^2 \sigma_{\varepsilon,1}^2 + \sigma_{\mu,1}^2 & \alpha \sigma_{\varepsilon,1}^2 + \beta \sigma_{\mu,1}^2 \\ \cdot & \sigma_{\varepsilon,1}^2 + \beta^2 \sigma_{\mu,1}^2 \end{bmatrix} \quad (6)$$

$$\hat{\Omega}_2 = \frac{1}{(1 - \alpha\beta)^2} \begin{bmatrix} \alpha^2 \sigma_{\varepsilon,2}^2 + \sigma_{\mu,2}^2 & \alpha \sigma_{\varepsilon,2}^2 + \beta \sigma_{\mu,2}^2 \\ \cdot & \sigma_{\varepsilon,2}^2 + \beta^2 \sigma_{\mu,2}^2 \end{bmatrix} \quad (7)$$

と推定される。未知のパラメータは $\alpha, \beta, \sigma_{\varepsilon,1}^2, \sigma_{\mu,1}^2, \sigma_{\varepsilon,2}^2, \sigma_{\mu,2}^2$ の 6 つとなり、モーメント条件が 6 つあることから、各パラメータの推定が可能となる。これは同時方程式の識別のための次数条件 (order condition) である。

Rigobon(2003) で示されているように、識別のための階数条件 (rank condition) は 6 つのモーメント条件を表す方程式が以下のように線形独立になっていることである。

$$\frac{\sigma_{\varepsilon,1}}{\sigma_{\mu,1}} \neq \frac{\sigma_{\varepsilon,2}}{\sigma_{\mu,2}} \quad (8)$$

仮に、サブ・サンプルを 4 つに増加させると、未知のパラメータは 10 個となり、モーメント条件は 12 個となる。このように、サブ・サンプルを増加させていくと過剰識別になり、過剰識別制約検定をすることによって推計モデルの妥当性を検討することができる。本稿では、外資比率の分散が大きいかわ小さいか、そしてトービンの Q の分散が大きいかわ小さいかにより 4 つのサブ・サンプルに分け、サブ・サンプルごとに分散共分散行列を計算してモーメント条件を作成し、GMM でパラメータを推定している。

需要関数と供給関数を識別する方法として、符号制約 (sign restriction) を用いる。Leontief (1929) や Leamer (1981) の方法を適用すると、OLS 推定によって α, β の値の許容範囲を絞ることができる。

たとえば、真のモデルは (1) 式と (2) 式の同時方程式であるにもかかわらず、

$$q_t = \alpha p_t + \mu_t \quad (9)$$

のように p_t を外生変数とみなして推計したとしよう。この場合、 α は

$$\hat{\alpha}_{OLS} = \alpha + \beta(1 - \alpha\beta) \frac{\sigma_{\mu}^2}{\sigma_{\varepsilon}^2 + \beta^2 \sigma_{\mu}^2}$$

とバイアスをもって推定されてしまう。もしも α, β が異なる符号ならば、(9) 式の OLS 推定値は、絶対値の意味で真の値よりも小さくなるはずである ($|\hat{\alpha}_{OLS}| < |\alpha|$)。

次に、(9) 式を p_t について解くと、

$$p_t = \frac{1}{\alpha} q_t + \tilde{\mu}_t \quad (10)$$

$$= b q_t + \tilde{\mu}_t \quad (11)$$

とかける。(11) 式について OLS 推定すると

$$\begin{aligned} \hat{b}_{OLS} &= (q_t' q_t)^{-1} q_t' p_t \\ &= \beta + \alpha(1 - \alpha\beta) \frac{\sigma_{\varepsilon}^2}{\alpha^2 \sigma_{\varepsilon}^2 + \sigma_{\mu}^2} \\ &= \frac{1}{\alpha} - \frac{1}{\alpha} (1 - \alpha\beta) \frac{\sigma_{\varepsilon}^2}{\alpha^2 \sigma_{\varepsilon}^2 + \sigma_{\mu}^2} \end{aligned}$$

となる。 α, β が異なる符号の場合、(11) 式の OLS 推定値も 0 の方にバイアスを持つものになる ($|\hat{b}_{OLS}| < \left| \frac{1}{\alpha} \right|$)。したがって、

$$|\hat{\alpha}_{OLS}| < |\alpha| < \left| \frac{1}{\hat{b}_{OLS}} \right|$$

と、真の値 α の許容範囲を絞ることができる。次に、 α, β が同じ符号の場合を考えてみよう。 α, β の両者が正の符号なら、OLS 推定値は真のものより大きくなるだろう。 α, β の両者が負の符号なら、OLS 推定値は真のものより小さくなるだろう。よって α, β が同じ符号の場合は、

$$|\alpha| < \min \left(|\hat{\alpha}_{OLS}|, \left| \frac{1}{\hat{b}_{OLS}} \right| \right)$$

と、真の値 α の許容範囲を絞ることができる。 β についても同様に、OLS 推定によって許容範囲を絞ることができる。本稿では、GMM によって同時方程式の内生変数のパラメータを推計し、この方法にしたがって α, β を識別している。

以上では、供給関数や需要関数の説明変数として外生変数がなく、また固定効果やランダム効果を扱わないケースを見てきた。以下では、外生変数がある場合やパネルデータを分析する場合に合わせて推計モデルを拡張する。複数ある財 (i) について t 時点の価格とその量を p_{it}, q_{it} と表すとしよう。また、需要関数と供給関数の左辺に外生変数 x_{it} が加わったとする。すると (1) 式や (2) 式で表される同時方程式は、

$$\begin{pmatrix} 1 & -\alpha \\ -\beta & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} q_{it} \\ p_{it} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} u_i \\ v_i \end{pmatrix} + \mathbf{B}x_{it} + \begin{pmatrix} \mu_{it} \\ \varepsilon_{it} \end{pmatrix}$$

とあらされる。ただし、 u_i, v_i は財ごとの固定効果・ランダム効果を表す項であり、特に $u_i = \bar{u}, v_i = \bar{v}$ と一定の場合は Pool 推定の定数項となる。

$\mathbf{A} = \begin{pmatrix} 1 & -\alpha \\ -\beta & 1 \end{pmatrix}$ と定義すると、誘導型は、

$$\begin{pmatrix} q_{it} \\ p_{it} \end{pmatrix} = \mathbf{A}^{-1} \begin{pmatrix} u_i \\ v_i \end{pmatrix} + \mathbf{A}^{-1} \mathbf{B}x_{it} + \mathbf{A}^{-1} \begin{pmatrix} \mu_{it} \\ \varepsilon_{it} \end{pmatrix}$$

と表される。誘導型による推計の重要な点は、Pool 推定や、固定効果・ランダム効果推定を行ったとき $\mathbf{A}^{-1}\mathbf{B}$ の一致推定量が得られることである。仮に、 \mathbf{A} の値をあらかじめ知っているのなら、誘導型によるパラメータの推計値から構造型のパラメータの推計値を得ることは簡単である。では、 \mathbf{A} の推定はどうすればいいのだろうか。実は、 \mathbf{A} の推定は外生変数がなく、固定効果やランダム効果を考慮しない場合と同じ方法を適用することができる。なぜなら、誘導型の誤差項 $\mathbf{A}^{-1} \begin{pmatrix} \mu_{it} \\ \varepsilon_{it} \end{pmatrix}$ の分散共分散行列は、(6) 式や (7) 式と同じサブ・サンプルで分けられているなら、(6) 式や (7) 式と同じ構造だからである。したがって、外生変数や固定効果・ランダム効果がある場合でも、誘導型の推計を行って誘導型の誤差項を求め、作成された分散共分散行列から内生変数のパラメータ \mathbf{A} を推計すればよい。

本稿では、まず誘導型によるプーリング推定 (OLS)、固定効果推定、ランダム効果推定を行い、それぞれで誤差項を求め、サブ・サンプルごとの分

散共分散行列を作成する。そして、サブ・サンプルごとの分散共分散行列からモーメント条件を作成し、GMM の 2 段階 (two-step) 推計によって内生変数のパラメータを推計している。ここでは、4 つのサブ・サンプルに分けて過剰識別とした上で、過剰識別制約検定を行って推計モデルの妥当性を検討する。最後に、GMM によって得られた内生変数のパラメータとサブ・サンプルごとの構造型の分散共分散行列をもとに、GLS により外生変数のパラメータを推計する。

4 実証分析

4.1 推計式とデータ

本稿では、東京証券取引所 (1 部・2 部) に上場している製造業企業を対象に、外資比率とトービンの Q で表される企業価値との間の因果関係を分析する⁵。直接投資は投資先企業の経営に直接関与し、自らの持つ経営資源 (技術知識ストック、販売ノウハウ、優れた経営能力など) と投資先の経営資源から最大の利益を得ようとするものであるため、経営を間接的にしかコントロールできない間接投資とは企業価値に与える影響の度合いが異なると考えられる (深尾・天野、2004)。そこで、本稿が分析対象とする間接投資にサンプルを絞るため、外資比率が 33.4 % 超のものを直接投資と仮定してサンプルから除外した⁶。また、過去に M&A を行った企業を松尾・山本 (2006) を参考にサンプルから取り除いた。トービンの Q は極端に大きな値 (100 以上) をとるサンプルを除外するために上位下位 0.5% を外れ値とした (トービンの Q の作成方法については補論参照)。標本期間は 1990 年度 ~ 2004 年度である。

両者の因果関係を調べるために、被説明変数を外資比率とトービンの Q とする同時方程式を推計する。外生変数は除外制約を課す必要がないという推計方法の特徴を生かし、外資比率とトービンの Q のどちらか一方の説明変数になりえるものはいずれの推計式においても説明変数とする。具体的には、企業規模 (株式時価総額の対数値)、流動比率 (流動資産/流動負債)、負債比率、輸出ダミー、輸出比率、有形固定資産・売上高比率、R&D ダミー、R&D 比率を両方程式の説明変数とした。これらはいずれもトービンの Q を被説明変数にしたコーポレート・ガバナンスの研究で見られる推計式や外国人投資比率を被説明変数にしたホーム・バイアスの研究で見られる推計式でよく使われる説明変数である。

表 2 にデータの基本統計量をまとめた。まず、注目すべきは外資比率の平均が 4.6% であることだ。図 1 でみたように市場全体では外国人の持株比率

⁵ 企業のパフォーマンスを表す変数として、トービンの Q の他に会計上のパフォーマンスを表す ROA や ROE、全要素生産性 (TFP) などがある。株主は株主価値、つまり企業価値を最大化することに關心があるので、その代理変数であるトービンの Q を本稿の分析対象とする。

⁶ 外国人・企業の出資比率が 3 分の 1 を超える場合を直接投資とみなす理由は、総会特別決議に対して拒否権を行使できるからである。

(金額ベース)が26.7%にまで増加しているものの、外国人が投資する企業には偏りがあり、一企業平均の外資比率はとても小さい。図5に示されているように、外資比率は平均が中央値を大きく上回っており、分布が右に歪んでいる。このことはトービンのQについても当てはまる。図6と図7では、これらの分布の時系列的な歪みの変化を示した。外資比率は年を追うごとに右への歪みが増しており、トービンのQは2000年度や2004年度といった景気のいい年に右への歪みが大きくなっている。

これらの分布の歪みは、Rigobon(2003)の識別法において重要な仮定である不均一分散と関連している。平均的に上昇傾向が見られる外資比率には、その上昇スピードとレベルには企業間でばらつきがあり、これが分布の歪みを作り出していると同時に、分散不均一を生んでいる。図8は外資比率とトービンのQの誘導型推計の誤差項の分散を時系列的にみたものである。分布の歪みと同様に、外資比率は2000年以降、年を経るほどに分散のばらつきが上昇しており、トービンのQは1990年代前半と2000年以降の比較的景気がいいときに分散のばらつきが上昇している。

前節で説明した分散不均一を利用した識別を行うためには分散が不均一になるようにサンプルを分類する必要がある。この分類の仕方はいく通りも考えられるが、この分類の仕方はいく通りも考えられるが、たとえ分類の仕方に多少の特定化の誤りがあるとしても、階数条件が満たされているならば、構造パラメーターの一致性が確保されることが証明されている(Rigobon, 2003; p.783)。以下では、過剰識別制約検定によってモデルの妥当性を検討し、識別に妥当な分類であるか否かを判断する。

サンプルを分類するにあたって二つの方法を採用。一つは外資比率とQの企業ごとの(時間を通じた)分散を計算して、企業に関して平均を境に大小に分類した場合と、中央値を境に大小で分類する方法である。もう一つの分類方法は、時間ごとの(企業をまたいだ)分散を計算して、年に関して平均を境に大小に分類した場合と、中央値を境に大小で分類する方法である。企業に関する固定効果・ランダム効果推定を行う際には、誘導型の誤差項には企業固有の効果を取り除かれているので、時間ごとの(企業をまたいだ)分散をもとにした分類を用いる。一方、時間に関する固定効果・ランダム効果推定を行う際には、誘導型の誤差項には時間固有の効果を取り除かれているので、企業ごとの(時間を通じた)分散をもとにした分類を用いる。

4.2 実証結果

まず、内生性を考慮しない場合の推計結果を表3に示した。ここでは、外資比率とトービンのQを被説明変数とする推計式を同時ではなく各推計式ごとに推定されており、説明変数はすべて外生とみなしている。プーリング推定(OLS)の推計結果をみると、外資比率の推計式におけるQの係数と、

Q の推計式における外資比率の係数はマイナスでともに有意ではない。一方、企業に関する固定効果・ランダム効果の推計結果によると、外資比率の推計式における Q の係数はマイナスで有意、Q の推計式における外資比率の係数はマイナスで有意となっている。Hausman 検定をしたところ、固定効果とランダム効果の推定値には統計的に有意な差がみられるため、固定効果推定がモデルとして選ばれた。プーリング推定 (OLS) と固定効果推定の結果の違いは、固定効果推定が時間に関して不変の観察されない変数を考慮した結果と解釈されるが、いずれの推定値も内生性を考慮していないことによる同時方程式バイアスが影響している可能性がある。

次に、内生性を考慮した推計結果をみていく。表 4 では、平均基準で分類したものと中央値基準で分類したもののプーリング推定値 (GMM) をそれぞれ示した。外資比率の推計式における Q の係数は $-0.0119 \sim -0.0178$ で有意となり、Q の推計式における外資比率の係数は $1.35 \sim 2.86$ で有意となった。Q と外資比率の分布は共に右に歪んでおり、平均値が中央値よりも大きくなっていることを考慮すると、平均値でサンプルを分類する方が不均一分散をより適切に捉えているといえる。したがって、Q に与える外資比率の影響は中央値基準で分類した推計結果よりも平均基準で分類した推計結果が適切である可能性が高い。ただし、平均基準と中央値基準のいずれも分類でも過剰識別制約検定で帰無仮説は棄却されておらず、定式化の誤りは見られない。

表 5 は企業に関する固定効果推定、表 6 では企業に関するランダム効果推定の結果が示されている。表 5 と表 6 を比べてみると、固定効果推定・ランダム効果推定の外資比率と Q の推定値が安定しており、結果の違いはむしろサンプルの分類の仕方であることが分かる。平均基準の分類では外資比率の推計式における Q の係数はおよそ -0.03 、Q の推計式における外資比率の係数は $6 \sim 7$ で有意となる一方、中央値基準の分類では外資比率の推計式における Q の係数はおよそ -0.015 、Q の推計式における外資比率の係数はおよそ 4 で有意となった。ここでも、中央値基準で分類した推計結果よりも平均基準で分類した推計結果が大きな値をとっている。これら固定効果推定・ランダム効果推定の結果と表 4 で示したプーリング推定の結果を比べてみると、Q に与える外資比率の影響は企業の異質性を考慮した固定効果推定・ランダム効果推定の方が大きくなっている。

企業に関する固定効果推定およびランダム効果推定では、誘導型の誤差項には企業固有の効果が取り除かれているので、サンプルの分類については時間ごとの (企業をまたいだ) 分散をもとに分類を行った。次に、企業ごとの (時間を通じた) 分散をもとにサンプルを分類して、時間に関する固定効果・ランダム効果推定を行った。しかし、識別に欠かせない分類ごとの分散の中で有意に推定されないものがあり、GMM 推定の際の収束が不安定であった。また、過剰識別検定も棄却された。その原因としては、企業間の不均一分散の程度が低いことが考えられる。別の見方をすると、データの時間を通じた変

動 (time-series variation) が企業をまたいだ変動 (cross-sectional variation) よりもデータの変動に大きな役割を果たしていることが推察される。

以上の推計結果がどのように解釈されるのか考えよう。まず、外資比率を被説明変数とする推計式は、(国内投資家に比べて)どのような企業に投資するかという外国人投資家の相対的な選好を表している。一方、 Q を被説明変数とする推計式は、どのような特性を持った企業(および経営者)の市場評価が高いかを示している。外資比率の推計式において Q の係数は負、 Q の推計式において外資比率の係数が正という結果は、(他の条件を一定として)企業価値が低くなると外資比率が上昇する一方で、外資比率が高くなるとその企業は企業価値が高まるということを表している。これは外国人投資家の投資能力の高さを示す証左であると同時に、外国人投資家によって株式を多くの保有された企業の企業価値が上昇するという経営向上効果を表している。外資比率が1%上昇すると、トービンの Q はおよそ0.06~0.07上昇することになる。さらに、外資比率の上昇が企業価値に与える影響は、内生性を考慮しない場合よりもはるかに高く、外資比率と企業価値の関係を分析する際には両者の内生性を考慮することの重要性が確認された。

他の外生変数の係数は、概して予想された符号をとっている。たとえば、外国人投資家は企業規模の大きい企業、輸出比率の高い企業、R&Dが盛んな企業に積極的に投資をする傾向がみられた。これは、Kang and Stulz (1997) の推計結果と一致している。また、トービンの Q を被説明変数とする推計式では、流動比率や負債比率の高い企業、積極的に R&D を行っている企業が高い企業価値を持っていることが確認された。

5 結語

本稿では、外国人投資家の株式所有が企業価値にどのような影響を与えているのかを両者の内生性を考慮しながら分析した。内生性の問題を克服するために、Rigobon (2003) の分散不均一性による同時方程式の識別法を利用している。この識別法の特徴は外資比率とトービンの Q の分布が右への歪みをもっていることから生じる分散不均一性を推計に利用できることと、説明変数に除外制約を課す必要がないためにいずれの推計式にも同じ説明変数を入れることができることである。推計の結果、外国人投資家は企業価値が低くなると株式保有を増やし、その一方で外資比率が高まると企業価値が高まることが明らかになった。しかも、外資の企業価値向上効果は内生性を考慮しないときよりもはるかに大きい。近年の外国人投資家による日本企業の株式所有の上昇傾向は、日本企業の経営者が株主価値の向上を強く意識するような経営に変化していることを示しており、注目に値する。

本稿に残された課題として、外国人投資家による株式所有がどのように企業価値の上昇に貢献するのかについて検討することが挙げられよう。間接投

資を行う外国人投資家は議決権の行使（Voice）と株式の売却（Exit）の両面で経営を規律付けることができる可能性があるものの、どちらがどのように機能しているのかは不明のままである。これを解明することは興味深い課題である。

補論 トービンの Q の作成方法

データベース 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」（個別決算データ）を使用している。株価は日経 NEEDS-Financial Quest の月次株価データを使用している。生産物価格は企業が属する産業に対応する企業物価指数（月次）を使用している。投資財価格は各投資財に対応する企業価格指数（月次）を使用している。これらは日本銀行のデータを使用している。土地の価格は日本不動産研究所が発表している六大都市・市場地価格指数（半期）を使用している。利子率は日本銀行の発表しているコールレート（月次）を使用している。

決算期の扱い 会計年度内に決算が1つある場合、その年度の代表データとみなす。たとえば、1990年4月から1991年3月の間に決算を行った企業のデータを1990年度のデータとして扱っている。企業が決算期の変更を行った場合など、複数の決算期財務データが同じ年度にある場合には財務データを12ヶ月換算することで修正している。

2つのトービンの Q 通常、投資関数の推定に用いられるトービンの Q は、

$$Q_1 = \frac{\text{有形固定資産による将来収益の割引現在価値}}{\text{有形固定資産の再評価額}}$$

としている（例えば Hayashi and Inoue, 1991）。有形固定資産が直接生産活動に用いられることから、有形固定資産のみを実物資産として考えたためである。このとき、有形固定資産による将来収益の割引現在価値とは、企業の市場価値から実物資産以外の資産の市場価値（無形固定資産や流動性資産など）を引いたものとなる。本稿ではトービンの Q を

$$Q_2 = \frac{\text{企業の市場価値}}{\text{総資産の再評価額}}$$

と定義する（例えば若杉・紺谷、1980）。有形固定資産以外の資産も（例えば、関連会社の株を持つことによって、売上の促進や費用の節約を図るなど）将来収益の増加に寄与していると考えられるため、有形固定資産を含めた総資産を実物資産としている。本稿のように証券投資を議論する場合、有形固定資産による将来の収益性より総資産による将来の収益性を重視すると考え、 Q_2 を採用した。

企業価値 企業価値は、「株式価値+負債総額」によって計算する。株式価値は、「(期首株価*期首発行済み株式数)(1+利子率)」によって計算する。配当が期末に支払われることを考慮すると、期末の株式価値は配当落ちした後の値である。そこで、期首の株式価値に(1+利子率)を掛けることで期末の配当落ち前の株式価値とする。このとき使用する利子率は各企業の会計期間の期首の利子率である。負債総額は時価と簿価に差がないと仮定し、簿価を用いている。

設備投資、資本ストック 有形固定資産のうち [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、[7] 土地の7つは、資産種別ごとに各期の投資系列、実質資本系列を恒久棚卸法によって作成した。その他の資産は、簿価と時価が一致していると仮定している。以上を集計することによって、各企業の実質資本系列を求めている。

棚卸法を実施する各資産について名目投資額のデータを作成し、企業物価指数で割ることによって実質化している。各資産の名目投資額は、

当期名目設備投資額

= 当期有形固定資産増加額 - (『当期末売却資産残高 + 当期末滅失残高』の推計値)

と計算している。当期売却資産残高や当期滅失残高の値には、Hayashi and Inoue (1991) に従い、資本財の減価償却が物理的な減価償却率として仮定されている幾何的減価と同じであると仮定して、時価推計した値を用いている。

実質化する場合、各企業の会計期間の期首の企業物価指数を採用している。土地を除く各資産の価格指数として、日本銀行の企業物価指数を用いている。建物と構築物に対して建設用材料の価格指数を用いた。機械装置は幾つかの項目に分けられ、1975年の固定資本マトリックスを固定ウエイトに用い価格指数を計算した。同様の手続きを工具器具備品にも行った。1975年度の固定資本マトリックスは、JIP データベースで公表されているものを、さらに棚卸法を行う資産項目を産業ごとに集計し使用している。船舶と車両運搬具には輸送用機器の価格指数を用いている。土地の価格指数には六大都市・市場地価格指数(日本不動産研究所)を用いているが、半期データのため、月次データになるよう補完している。

減価償却率の値には、Hulten and Wykoff (1979, 1981) に基づいて Hayashi and Inoue (1991) において推計された [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、[7] 土地:0 を用いている。

これらのデータを基に、 t 期の実質投資額、実質資本ストックをそれぞれ I_t 、 K_t 、減価償却率を δ とおくと、土地を除いた各資産に関して恒久棚卸法によって

$$K_t = I_t + (1 - \delta)K_{t-1}$$

と計算される。ただし、ベンチマーク・イヤーの名目資本は簿価とする。土地に関しては先入先出法 (LIFO) にしたがって

$$\begin{aligned} P_t K_t &= I_t(P_t/P_{t+1}) + P_t K_{t-1} & \text{if } I_t < 0 \\ P_t K_t &= P_t I_t + P_t K_{t-1} & \text{if } I_t \geq 0 \end{aligned}$$

と計算される。ただし、ベンチマーク・イヤーの名目資本は簿価とする。ベンチマーク・イヤーは各資産項目の記載が始まった 1977 年度とする。ただし、1977 年以降に財務データが収録されている企業は初めてデータが存在する年をベンチマーク・イヤーとした。

注 本稿の作成にあたって、Roberto Rigobon 氏 (MIT Sloan School of Management) より頂いた Gauss の Code を参考にして推計を行った。また、浅羽茂氏、阿部修人氏、祝迫得夫氏、小倉義明氏、黒崎卓氏、都留康氏、三井清氏、宮川努氏、渡部敏明氏および一橋大学経済研究所定例研究会と学習院大学 GEM セミナーの出席者各位から有益なコメントを得た。なお、岩壺は文部科学省科学研究費補助金 (課題番号: 16730164) を受けた。記して感謝したい。

参考文献

- [1] 小佐野広 (2001) 『コーポレート・ガバナンスの経済学』日本経済新聞社。
- [2] 佐々木隆文・米澤康博 (2000) 「コーポレート・ガバナンスと株主価値」『証券アナリストジャーナル』9月号、28-46。
- [3] 西崎健司・倉澤資成 (2003) 「株式保有構成と企業価値 - コーポレート・ガバナンスに関する一考察 - 」日本銀行『金融研究』6月号、161-199。
- [4] 深尾京司・天野倫文 (2004) 『対日直接投資と日本経済』日本経済新聞社。
- [5] 堀内昭義・花崎正晴 (2000) 「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分析 - 」『経済経営研究』Vol.21 No.1、日本政策投資銀行設備投資研究所。
- [6] 松尾浩之・山本健 (2006) 「日本の M&A - イベント・スタディによる実証研究 - 」『経済経営研究』Vol.26 No.6、日本政策投資銀行設備投資研究所。
- [7] 安田圭司 (1995) 『外国人投資家』日本経済新聞社。
- [8] 米澤康博・宮崎政治 (1996) 「日本企業のコーポレート・ガバナンスと生産性」橋木俊詔・筒井義郎編『日本の資本市場』日本評論社、222-246 頁。

- [9] 若杉敬明・紺谷典子 (1980) 「資本収益率とトービンの“q”」『テクニカル・ペーパー』 Vol.52、日本証券経済研究所
- [10] Cho, M.-H. (1998) “Ownership structure, investment, and the corporate value: an empirical analysis,” *Journal of Financial Economics* 47, 103-121.
- [11] Dahlquist, M., Rovertsson, G. (2001) “Direct foreign ownership, institutional investors, and firm characteristics,” *Journal of Financial Economics* 59, 413-440.
- [12] Demsetz, H., Villalonga, B. (2001) “Ownership structure and corporate performance,” *Journal of Corporate Finance* 7, 209-233.
- [13] French, K., Potarba, J. (1991) “Investor diversification and international equity markets,” *American Economic Review, Papers and Proceedings* 222-226.
- [14] Himmerlberg, C. P., Hubbard, G., Palia, D. (1999) “Understanding the determinants of managerial ownership and the link between ownership and performance,” *Journal of Financial Economics* 53, 353-384.
- [15] Kang, J. K., Stulz, R. (1997) “Why is there a home bias? an analysis of foreign portfolio equity ownership in Japan,” *Journal of Financial Economics* 46, 3-28.
- [16] Khanna, T., Palepu, K. (1999) “Emerging market business groups, foreign investors and corporate governance,” *NBER Working Paper*, No. 6955.
- [17] Ko, K., Kim, K., Cho, S. (2006) “Characteristics and performance of institutional and foreign investors in Japanese and Korean stock markets,” *Journal of Japanese and International Economies* forthcoming.
- [18] Leamer, E. (1981) “Is it a demand curve, or is it a supply curve? Partial identification through inequality constraints,” *Review of Economics and Statistics*, 63, 3, 319-327.
- [19] Lee, H. Y., Ricci, L. A., Rigobon, R. (2004) “Once again, is openness good for growth?,” *Journal of Development Economics* 75, 451-472.
- [20] Leontief, W. (1929) “Ein versuch zur statistischen analyse von angebot und nachfrage,” *Weltwirtschaftliches Archiv*, 30 (Heft 1), 1-53.
- [21] Lichtenberg, F., Puchner, G. (1994) “Ownership structure and corporate performance in Japan,” *Japan and the World Economy*, 6, 239-261.

- [22] Lin, C. H., Shiu, C. Y. (2003) "Foreign ownership in the Taiwan stock market- an empirical analysis," *Journal of Multinational Financial Management* 13, pp.19-41.
- [23] Hayashi, F., Inoue, T. (1991) "The relation between firm growth and Q with multiple capital goods: theory and evidence from panel data on Japanese firms," *Econometrica* 59, 3, 731-753.
- [24] Hulten, C., Wykoff, F. (1977) *Economic depreciation of the US capital stock*, Report submitted to US Department of Treasury, Office of Tax Analysis, Washington D.C.
- [25] Hulten, C., Wykoff, F. (1981) "The measurement of economic depreciation," [In] Hulten, C., (ed.) *Depreciation, Inflation and the Taxation of Income from Capital*, Urban Institute.
- [26] Morck, R., Shleifer, A., Vishny, R. (1988) "Management ownership and market valuation: An empirical analysis," *Journal of Financial Economics* 20, 293-315.
- [27] Rigobon, R. (2003) "Identification through heteroskedasticity," *Review of Economics and Statistics* 85, 4, 777-792.

表1. 株式総会の議案に対して「否」等の意思表示をした外国人投資家がいた企業の比率

	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
全体	11.5%	17.5%	19.2%	21.2%	22.9%	29.7%	43.7%	54.9%	55.7%
企業の資産別									
300-500億円	22.7%	39.6%	44.0%	46.9%	48.7%	49.2%	73.3%	84.1%	89.0%
500-1000億円	26.7%	52.3%	61.7%	61.3%	73.8%	77.2%	86.0%	93.1%	84.1%
1000億円超	55.3%	66.7%	73.2%	79.1%	73.8%	77.2%	82.9%	82.2%	89.4%

(出所)『旬刊 商事法務』

表2. 基本統計量

	平均	標準偏差	最小値	25%	中央値	75%	最大値
外資比率	0.046	0.062	0.000	0.005	0.019	0.064	0.332
Q	1.282	0.934	0.336	0.886	1.099	1.420	59.852
企業規模	16.960	1.446	8.027	15.976	16.877	17.890	24.095
流動比率	0.698	0.373	0.043	0.449	0.654	0.875	8.864
負債比率	1.952	3.798	0.029	0.645	1.136	2.081	91.094
輸出ダミー	0.326	0.469	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
輸出比率	0.063	0.135	0.000	0.000	0.000	0.066	1.000
K/S	0.512	0.607	0.000	0.266	0.399	0.608	28.622
R&Dダミー	0.379	0.485	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
R&D/K	0.044	0.127	0.000	0.000	0.000	0.038	3.933

(注) 1990年度～2004年度までの東証上場 製造業 1,062社、観測値は13,903。

Sは売上高、Kは有形固定資産を示す。

企業規模は株式時価総額(千円)の対数値、流動比率は流動資産/流動負債、

輸出比率は輸出額/売上高を示す。

表3. 内生性を考慮しない推計

被説明変数 説明変数	OLS		固定効果推定		ランダム効果推定	
	外資比率	Q	外資比率	Q	外資比率	Q
Q	-0.0003 (0.0005)		-0.0027 *** (0.0005)		-0.0029 *** (0.0004)	
外資比率		-0.0917 (0.1492)		-1.0002 *** (0.1694)		-1.1145 *** (0.1663)
企業規模	0.0234 *** (0.0003)	0.1821 *** (0.0066)	0.0168 *** (0.0007)	0.6688 *** (0.0116)	0.0195 *** (0.0006)	0.5592 *** (0.0106)
流動比率	-0.0141 *** (0.0013)	-0.0275 (0.0235)	-0.0015 (0.0015)	0.2117 *** (0.0297)	-0.0032 ** (0.0015)	0.1625 *** (0.0288)
負債比率	-0.0002 (0.0001)	0.0081 *** (0.0022)	-0.0001 (0.0001)	0.0031 (0.0021)	-0.0001 (0.0001)	0.0034 (0.0021)
輸出ダミー	-0.0118 *** (0.0014)	-0.0572 ** (0.0241)	-0.0078 *** (0.0014)	-0.0498 * (0.0264)	-0.0085 *** (0.0013)	-0.0422 (0.0262)
輸出比率	0.0476 *** (0.0043)	-0.1143 (0.0765)	0.0050 (0.0046)	-0.0068 (0.0884)	0.0125 *** (0.0044)	-0.0957 (0.0867)
K/S	0.0041 *** (0.0007)	0.0223 * (0.0126)	0.0001 (0.0007)	-0.0377 *** (0.0130)	0.0007 (0.0006)	-0.0413 *** (0.0127)
R&Dダミー	0.0215 *** (0.0011)	-0.3151 *** (0.0199)	0.0156 *** (0.0010)	0.0728 *** (0.0193)	0.0180 *** (0.0010)	-0.0114 (0.0190)
R&D/K	0.0267 *** (0.0039)	0.4893 *** (0.0683)	0.0376 *** (0.0037)	-0.2697 *** (0.0710)	0.0344 *** (0.0034)	-0.1290 * (0.0681)
定数項	-0.3515 *** (0.0078)	-1.8489 *** (0.1456)	-0.2388 *** (0.0114)	-10.1477 *** (0.2044)	-0.3032 *** (0.0294)	-8.3037 *** (0.6599)
産業ダミー	Yes	Yes	-	-	Yes	Yes
Hausman検定					317.61 ***	584.86 ***
adj. R ²	0.3475	0.1239	0.0998	0.2625	0.0987	0.2607
n. of obs.	13903	13903	13903	13903	13903	13903

(注) ()内は標準誤差。*、**、***は10%、5%、1%有意水準で棄却されることを示す。

Sは売上高、Kは有形固定資産を示す。Hausman検定で帰無仮説の棄却は固定効果推定が好ましいことを示す。

表4. プールされたデータでのGMM推定

被説明変数	平均を基準として分類		中央値を基準として分類	
	外資比率	Q	外資比率	Q
説明変数				
Q	-0.0178 *** (0.0026)		-0.0119 (0.0038) ***	
外資比率		2.8649 *** (0.5053)		1.3503 *** (0.4244)
企業規模	0.0257 *** (0.0003)	0.1028 *** (0.0035)	0.0239 *** (0.0003)	0.1192 *** (0.0041)
流動比率	-0.0156 *** (0.0014)	0.0266 * (0.0143)	-0.0155 *** (0.0015)	0.0265 (0.0171)
負債比率	0.0000 (0.0001)	0.0084 *** (0.0014)	-0.0001 (0.0001)	0.0078 *** (0.0015)
輸出ダミー	-0.0118 *** (0.0013)	-0.0076 (0.0168)	-0.0112 *** (0.0013)	-0.0536 *** (0.0163)
輸出比率	0.0460 *** (0.0041)	-0.1394 *** (0.0537)	0.0477 *** (0.0042)	-0.1697 *** (0.0503)
K/S	0.0048 *** (0.0008)	0.0110 (0.0070)	0.0047 *** (0.0008)	0.0280 *** (0.0101)
R&Dダミー	0.0163 *** (0.0012)	-0.3031 *** (0.0120)	0.0188 *** (0.0013)	-0.3289 *** (0.0153)
R&D/K	0.0371 *** (0.0044)	0.4955 *** (0.0374)	0.0359 *** (0.0049)	0.3626 *** (0.0585)
定数項	-0.3653 *** (0.0061)	-0.5314 *** (0.0652)	-0.3436 *** (0.0064)	-0.7739 *** (0.0767)
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
過剰識別制約検定		3.0316 [0.2196]		0.2111 [0.8998]
n. of obs.		13903		13903

(注) ()内は標準誤差。*、**、***は10%、5%、1%有意水準で棄却されることを示す。
[]内はJ統計量のP値を表している。
Sは売上高、Kは有形固定資産を示す。

表5. GMM推定(固定効果)

被説明変数	平均を基準として分類		中央値を基準として分類	
	外資比率	Q	外資比率	Q
説明変数				
Q	-0.0314 *** (0.0081)		-0.0172 ** (0.0076)	
外資比率		7.2600 *** (2.4756)		3.6625 ** (1.6378)
企業規模	0.0275 *** (0.0002)	-0.0101 *** (0.0033)	0.0254 *** (0.0002)	0.0720 *** (0.0028)
流動比率	-0.0184 *** (0.0010)	0.0451 *** (0.0135)	-0.0166 *** (0.0009)	0.0295 *** (0.0110)
負債比率	0.0002 ** (0.0001)	0.0086 *** (0.0013)	0.0001 (0.0001)	0.0086 *** (0.0011)
輸出ダミー	-0.0112 *** (0.0009)	0.0384 *** (0.0137)	-0.0112 *** (0.0009)	0.0170 (0.0121)
輸出比率	0.0551 *** (0.0029)	-0.3507 *** (0.0434)	0.0548 *** (0.0028)	-0.1300 *** (0.0382)
K/S	0.0054 *** (0.0006)	-0.0020 (0.0077)	0.0048 *** (0.0005)	-0.0014 (0.0061)
R&Dダミー	0.0117 *** (0.0009)	-0.4180 *** (0.0118)	0.0159 *** (0.0008)	-0.3026 *** (0.0096)
R&D/K	0.0493 *** (0.0033)	0.3821 *** (0.0425)	0.0409 *** (0.0029)	0.5463 *** (0.0329)
過剰識別制約検定		2.6762 [0.2623]		3.3715 [0.1853]
n. of obs.		13903		13903

(注) ()内は標準誤差。*、**、***は10%、5%、1%有意水準で棄却されることを示す。

[]内はJ統計量のP値を表している。

Sは売上高、Kは有形固定資産を示す。

表6. GMM推定(ランダム効果)

被説明変数	平均を基準として分類		中央値を基準として分類	
	外資比率	Q	外資比率	Q
説明変数				
Q	-0.0258 *** (0.0053)		-0.0135 ** (0.0054)	
外資比率		5.9578 *** (1.6526)		2.8038 ** (1.1145)
企業規模	0.0272 *** (0.0002)	0.0195 *** (0.0032)	0.0207 *** (0.0002)	0.0951 *** (0.0024)
流動比率	-0.0166 *** (0.0010)	0.0813 *** (0.0131)	-0.0152 *** (0.0009)	0.0719 *** (0.0099)
負債比率	0.0001 (0.0001)	0.0081 *** (0.0012)	-0.0002 *** (0.0001)	0.0080 *** (0.0010)
輸出ダミー	-0.0129 *** (0.0009)	0.0090 (0.0136)	-0.0108 *** (0.0009)	0.0054 (0.0118)
輸出比率	0.0489 *** (0.0029)	-0.3971 *** (0.0428)	0.0538 *** (0.0028)	-0.1710 *** (0.0374)
K/S	0.0058 *** (0.0006)	0.0066 (0.0073)	0.0046 *** (0.0005)	0.0042 (0.0052)
R&Dダミー	0.0129 *** (0.0009)	-0.3998 *** (0.0112)	0.0251 *** (0.0008)	-0.2724 *** (0.0085)
R&D/K	0.0411 *** (0.0033)	0.3282 *** (0.0402)	0.0223 *** (0.0030)	0.4877 *** (0.0277)
定数項	-0.3818 *** (0.0055)	0.7336 *** (0.0811)	-0.3285 *** (0.0052)	-0.5034 *** (0.0693)
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
過剰識別制約検定		2.2556 [0.3237]		3.4937 [0.1743]
n. of obs.		13903		13903

(注) ()内は標準誤差。*、**、***は10%、5%、1%有意水準で棄却されることを示す。

[]内はJ統計量のP値を表している。

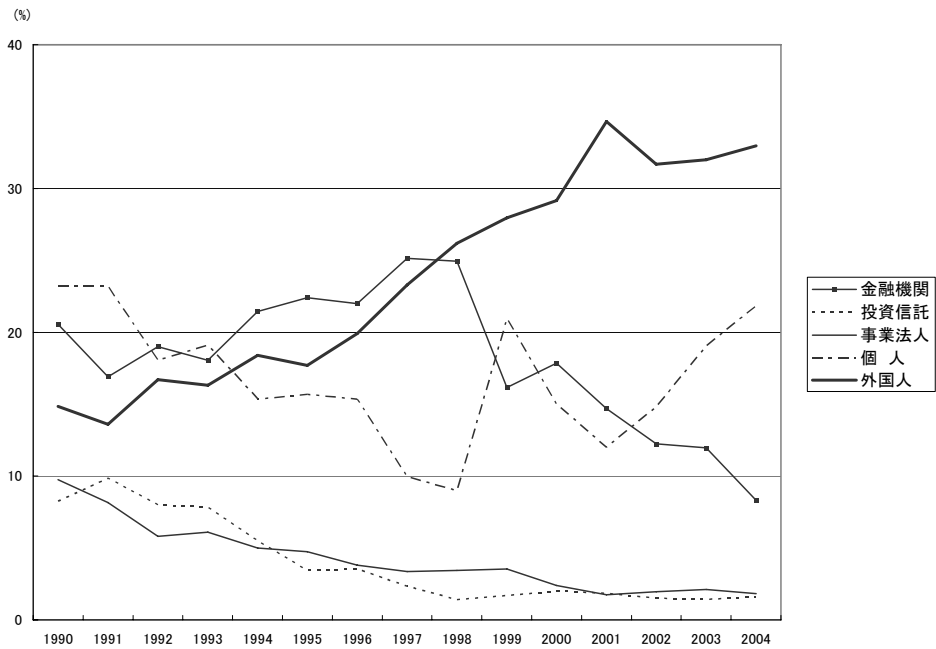
Sは売上高、Kは有形固定資産を示す。

図1 投資部門別持株比率（金額ベース）



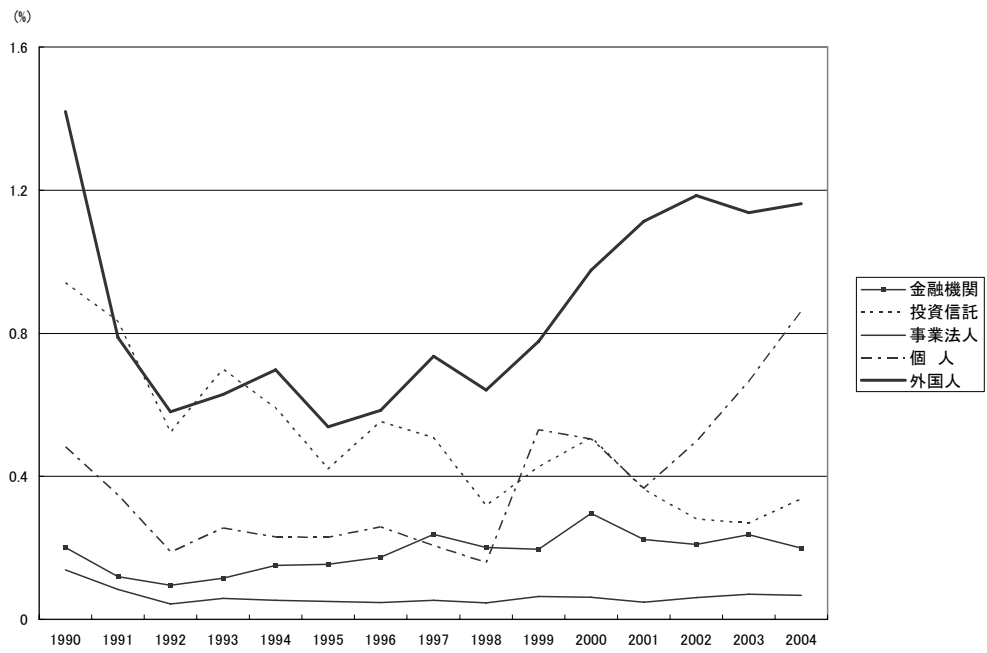
出所) 全国証券取引所『株式分布状況調査』

図2 投資部門別売買代金比率



出所) 全国証券取引所『投資部門別株式売買状況』

図3 投資部門別売買回転率



出所) 全国証券取引所『投資部門別株式売買状況』、『株式分布状況調査』

図4 分散不均一性による識別法

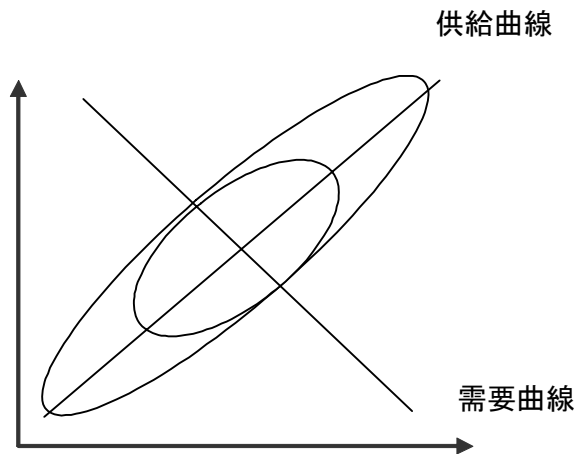
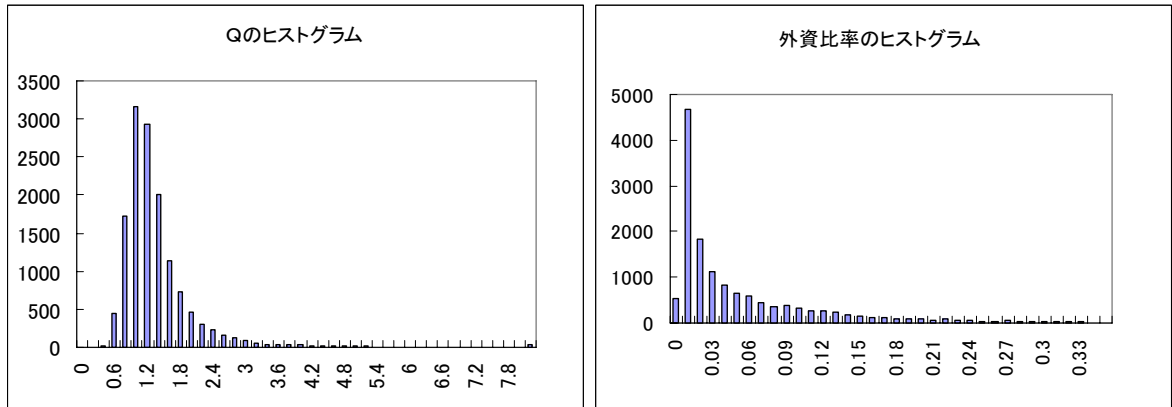
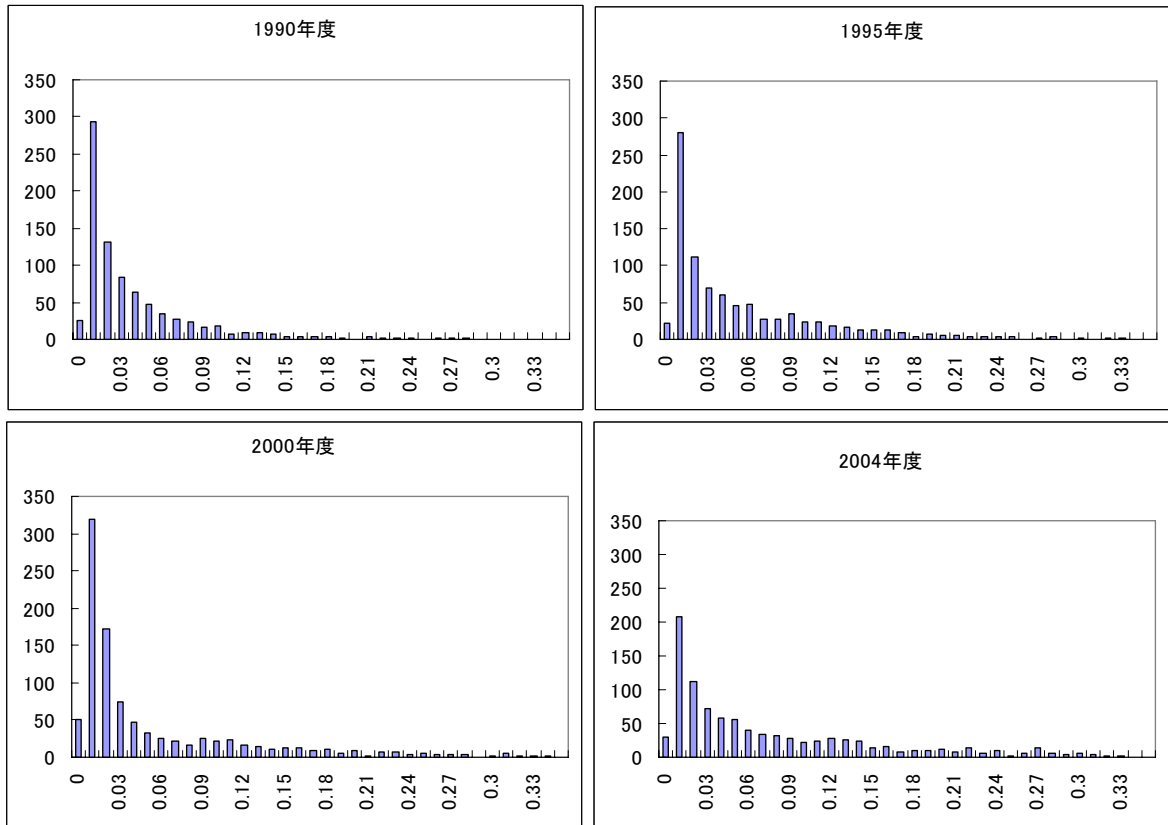


図5 外資比率とQのヒストグラム



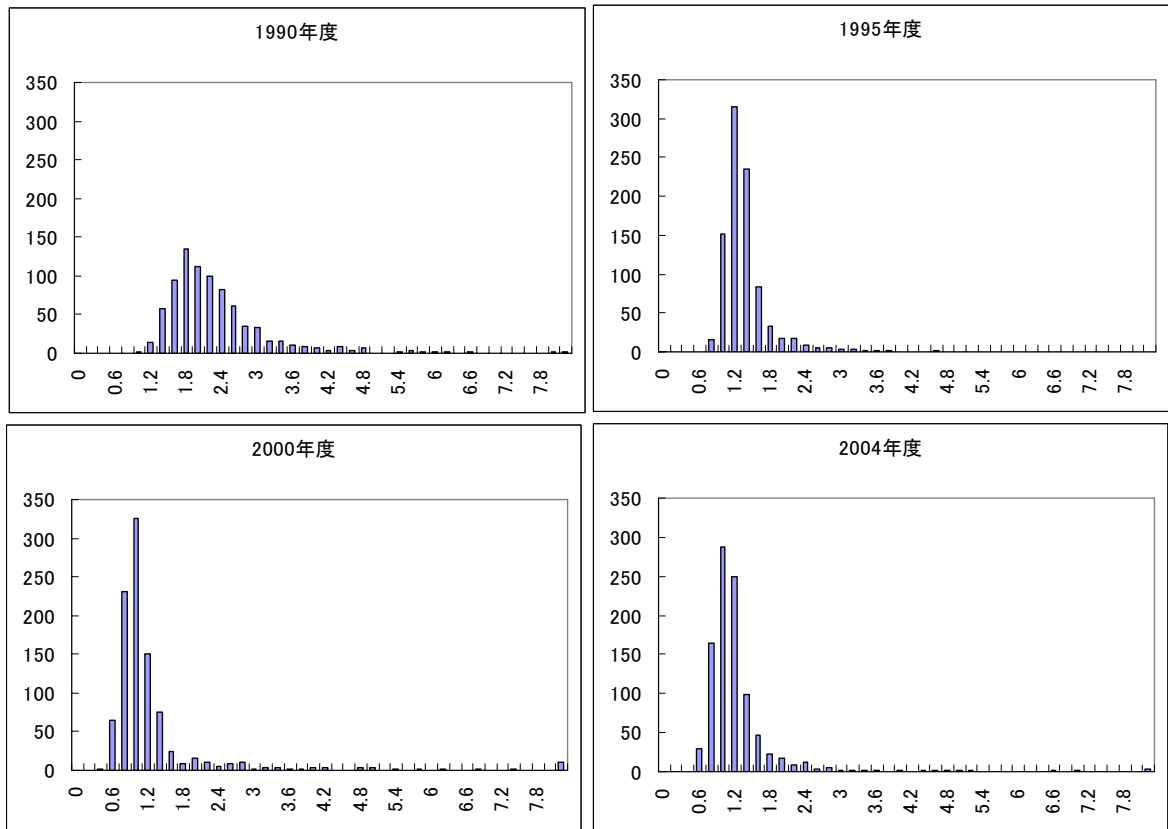
出所) 日経 Financial Quest より筆者推計。

図6 外資比率の分布の変化



出所) 日経 Financial Quest より筆者推計。

図7 Qの分布の変化



出所) 日経 Financial Quest より筆者推計。

図8 外資比率とQの散らばり

