

企業統治が投資・配当戦略に与える影響

——日本製造企業の投資関数のパネルデータ分析——

中尾 武雄

(同志社大学経済学部教授)

1. はじめに

本稿では、企業統治環境の差異が企業の投資・配当戦略に与える影響をパネルデータを用いて実証的に分析する。分析期間は2001年決算から2005年決算、分析対象は製造業企業で必要なデータが収集できる529社で、企業統治環境の差異は株主タイプごとの持株比率の差異で表す。株主タイプとしては、大株主、個人株主、外国法人など株主の3タイプを考え、これらの株主の持株比率が企業の投資行動に与える影響を分析する。企業のキャッシュフロー配分問題を単純化すれば、企業はキャッシュフローを配当として株主に分配するか、内部留保として投資するかを選択することになる。ところが、株主には配当を重視するタイプと投資による成長を重視するタイプが存在しているため、株主タイプの構成が異なれば企業の配当・投資間の配分が影響を受ける可能性がある。本稿の目的は、個々の企業の設備投資額を被説明変数、企業統治環境を表す株主構成を説明変数としてパネルデータ分析を行うことで、企業統治環境が企業の配当・投資行動に影響を与えているかどうかを明らかにすることである。

投資関数に関する研究は昔から多くある。最も基本的な新古典派理論や加速度原理に基づくモデルはJorgenson (1963)を始めとして最近の日本では永幡・関根 (2002)がある。新しい実証分析の多くはトービンの q を使ったもので、これにはFazzari, Hubbard, and Petersen (1988), Hayashi and Inoue (1991), Kato, Loewenstein and Tsay (2002), 福田・粕谷・中島 (2005), 堀・斉藤・安藤 (2004)などがある¹。その他にも、オイラー方程式を応用した研究としてBond and Meghir (1994), Goergen and Renneboog (2001), Ogawa and Suzuki (1998), 企業がさまざまな変数を同時的に決定することを考慮した連立方程式モデルの研究としてGugler (2003), 永富 (2004)などがある。しかし、本稿で分析目的となっている企業統治と配当・投資行動の関係を解明するために投資関数を実証的に分析している研究は多くはない。例えば、外国企業を対象とした研究としてはCho (1998), Gugler (2003), Hadlock (1998), Kathuria and Mueller (1995)などがある²、日本のケースではメインバンクの影響を分析した宮島・蟻川・斉藤 (2001)やHoshi, Kashyap and Scharfstein (1991)がある程度である。本稿では、投資資金が利潤に制約されるという仮定のもとでの企業価値最大化行動を理論的に分析

することで簡単であるが新しいアプローチの投資関数を導出し、これに経営者の効用最大化行動モデルを組み込むことで、株主構成が投資に与える影響を分析する。

本稿の第2章では理論モデルを構築し、第3章では推定モデルとデータについて説明し、第4章で推定結果を示して、その分析を行う。第5章では、研究を要約し結論を述べる。

2. 理論モデル

2.1. 株主価値最大化モデル

企業の市場価値を株式の時価総額と定義し、 t 期初期の企業の市場価値を V_t 、 t 期末の配当額を D_t 、割引率を δ とすれば、

$$V_t = (1-\delta)D_t + (1-\delta)^2 D_{t+1} + (1-\delta)^3 D_{t+2} + \dots \quad (1)$$

と表される。右辺第1項に割引因子 $(1-\delta)$ を乗じているのは、企業の市場価値が t 期初期であるのに対して、配当は t 期末に実施されると想定しているからである。配当が一定率 g で増加すると想定すると (1) 式は

$$V_t = (1-\delta)(1+g)D_t / (\delta-g)$$

となる。キャッシュフローを π 、設備投資額を I とすれば、不完全な資本市場のもとでは以下のような流動性制約が成立する³。

$$D_t + I_t = \pi_{t-1} \quad (2)$$

この式では負債や増資を無視しているが、これは資本市場が不完全であるかぎり、これらを考慮しても流動性制約が存在するためである。これらの変数は分析を不必要に複雑にするだけのため、(2) 式のモデルでは取り入れられていない⁴。また、企業成長の手段としては設備投資だけでなく、研究開発投資も考えられる。したがって (2) 式の左辺に研究開発投資を加えることも考えられるが、本稿では設備投資に限定している。これは研究開発が企業成長にもたらす効果のあり方が企業によって非常にばらつきがあるため、流動性制約との関係も複雑と思われるからである。例えば、薬品産業では研究開発支出の対売上高比率が 8.6% であるのに対して繊維や印刷では 1% 程度である (データは 2006 年で、出所は総務省統計局『日本統計年鑑』2007 年)。設備投資にも企業間でばらつきはあるが、これは例えば売上高の予想成長率によって基本的には説明できる。これに対して研究開発支出の企業間のばらつきのほとんどは産業の特性によるもので特定の変数によって説明できるものではない。また、設備投資は工場が完成すれば稼働できるが、研究開発の場合には具体的な結果が出るまでの期間も成果の大きさも不確定でさまざまな可能性がある。巨額の研究開発費用をかけた技術的に優れた新製品が売れずに企業に長期の赤字をもたらすこともあれば、10 年以上の研究開発期間が必要な薬品産業のようなケースもある。研究開発投資と流動性制約との関係も画一的でなく、例えば研究開発が完成するまでに 10 年もかかるケースでは短期的な流動性不足が長期的な研究開発投資を

制約しているとは考えにくい。このように流動性制約や成果と複雑な関係にある研究開発投資を設備投資と同じ枠組みのモデルに組み込むことには理論的に無理があると思われる⁵。

設備投資は将来利潤を増加して配当の成長率 g を増加させると想定すれば

$$g = g(I_t; \alpha), \quad g'(I_t; \alpha) > 0 \quad (3)$$

と表される。ただし、 α は設備投資の効率性に影響を与えるすべての外生的要因を表す。以下ではこの関数は成長率関数と呼ぶ。企業の配当現在価値の最大化問題は

$$\begin{aligned} \max V_t &= (1 - \delta)(1 + g)D_t / (\delta - g) \\ &= (1 - \delta)(1 + g(I_t, \alpha))(\pi_{t-1} - I_t) / (\delta - g(I_t, \alpha)) \end{aligned} \quad (4)$$

と表されるから、 I_t について解けば1階の条件として

$$(1 - \delta)(1 + g) / (\delta - g) = V_t g' / (\delta - g) + (1 - \delta)(\pi_{t-1} - I_t) g' / (\delta - g) \quad (5)$$

を得る。この左辺は dV_t/dD_t を、右辺は $dV_t/dg \cdot g'$ を意味するから、配当と投資が企業の市場価値に与える限界効果は均等化することが分かる。(5) 式を設備投資について解けば以下のような投資関数が得られる。

$$I_t = f(V_t, \delta, \alpha) \quad (6)$$

以下では、設備投資に与える影響は企業の市場価値はプラス、割引率はマイナスと想定する。

2.2. 企業統治効果と株主タイプの影響

前節では、企業は株主の立場から配当の現在価値を最大化すると想定して分析したが、この前提は二つの点で現実と乖離している。現代の巨大な企業では所有と経営が分離しているため経営者に自由裁量の余地があることと、いろいろな立場や考え方の株主がいるため企業に要求する内容も株主によって異なることである。企業統治に緩みがあって株主の監視が不十分になれば、経営者は株主の利益だけのために行動することはなく、自分の効用を最大化ようになる。経営者の効用を U 、効用関数を $U(\cdot)$ 、経営者の努力度を e 、株主の効用関数を $u(\cdot)$ で表せば、経営者の効用最大化問題は

$$\max U = U(e, u(V)) \quad (7)$$

と表され、企業の市場価値は経営者の努力度の関数で

$$V = V(e), \quad V'(e) > 0 \quad (8)$$

と表される⁶。ただし、 $\partial U/\partial e < 0$ 、 $\partial U/\partial u > 0$ である。この二番目の条件は、経営者がより積極的になったりより行動的になったりすれば企業の市場価値が増加して、結局は経営者の効用が増加するという条件を示している。これは例えば、①努力の結果として企業パフォーマンスが向上して企業の市場価値が増加すれば、経営者の能力の評価が高くなり、経営者としての在職期間が長くなる、②努力して利潤が増加すれば役員報酬やストックオプションで自身の収入が増加するというような理由による。このうち①が企業統治と関連しており、有効に作用するためには株主による経営の監視と情報収集が必要であるのは明らかである。経営者は効用が最

大になるように (7) 式の努力度を決定する。具体的には $-\partial U/\partial e = (\partial U/\partial u)(du/dV)(dV/de)$, すなわち左辺の努力の限界負効用と右辺の「努力で増加する企業の市場価値増加がもたらす株主効用の増加から得られる限界効用」を等しくする。

既述のように現実にはいろいろなタイプの株主がいるため (7) 式を修正する必要がある。株主には A タイプと B タイプが存在していると想定し、それぞれの効用関数を $u^A(V^A)$ と $u^B(V^B)$ で表すと、経営者の効用関数は

$$U = U(e, u^A(V^A), u^B(V^B)) \quad (9)$$

となる。それぞれのタイプの企業の市場価値に A と B の添え字が付いているのは、株主のタイプが異なれば割引率も異なり、同一の将来配当であっても企業の市場価値が異なると考えられるからである。この場合には、経営者の最大化問題の 1 階の条件は

$$-\partial U/\partial e = (\partial U/\partial u^A)(du^A/dV^A)(dV^A/de) + (\partial U/\partial u^B)(du^B/dV^B)(dV^B/de)$$

となる。経営者の努力は、いろいろなタイプの株主の企業の市場価値を高めて、株主の効用を高める。これらの株主の効用増加がもたらす経営者の効用増加の合計と努力の限界負効用を均等化する。もし A タイプの株主が情報収集力があり、経営者の監視にも熱心であれば、A タイプが多いほど企業統治の効果で経営者は努力度を高めてより積極的により行動的になる。経営者が用いる割引率も、A タイプと B タイプの株主の人数をウエイトとして割引率を算出するであろうから、企業の投資と配当の決定は株主タイプの相対的な人数の影響を受けることが明らかである。

以上の株主タイプの影響を前節のモデルに組み込むために A タイプ株主の B タイプ株主に対する比率を κ とすれば、 κ は経営者の努力度を通じて最適投資水準に影響を与える。情報収集力があって経営者の監視にも熱心なタイプが主要な株主であれば、企業統治の効果で経営者は株主利益最大化に努力する。より積極的に、より行動的になり、例えばリスクが有るが成長が期待される投資機会も見逃さなくなる⁷し、リストラなどの費用削減努力によってすべての投資機会の収益率を高める。これらは企業の最適投資水準を高める効果があるから、株主構成を示す変数 κ が成長率関数 (3) にある外生的要因 α の一つとなることが分かる。既述のように κ は経営者が採用する割引率にも影響を与えるから、投資関数 (6) にある δ も κ の関数となる。

3. 推定モデルとデータ

3.1. 基本的推定モデル

(6) 式から推定モデルを構築するときには、割引率 δ と成長率関数に影響を与える要因 α をどんな説明変数によって表すかが問題となる。割引率は無危険利子率 r_s と危険を引き受けることに対する報酬を表すリスクプレミアムの合計と考えられる。無危険利子率は企業間で差

はないから、企業の割引因子に差異をもたらすのはリスクプレミアムである。ところが、資本資産価格形成モデル（Capital Asset Pricing Model）を応用すれば割引率は以下のように表される。

$$\delta = r_s + \beta (r_e - r_s) \quad (10)$$

ただし、 r_e は株式市場全体としての期待収益率で、括弧内の値は株式市場全体としてのリスクプレミアム、 β は株式市場全体の株価と企業の株価の関連性を示す変数で β 値と呼ばれるものである。 β 値は推定可能であるから本稿でも割引率 δ は β 値の関数と考え β 値を説明変数として採用する。

成長率関数の外生的パラメータ α は、設備投資が企業成長に与える効果の大きさを決定するすべての変数を表している。したがって、説明変数としては、最適な設備投資水準に影響を与える重要な要因を考えればよい。その最も重要なものの一つとして企業の潜在的成長性がある。製品ライフサイクル仮説を考えても明らかのように、製品が発展期にあるか成熟期にあるかによって成長率は異なり、比較的新しく技術革新が盛んな製品を多く生産している企業の成長率は必然的に高くなる。例えば、最近であれば、インターネット関連企業の成長率が高いのはインターネット関連の製品が発展期で成長性があるからである。

最適設備投資水準に影響を与える第2の要因として輸出競争力を考える。グローバリゼーションが進行する現在の市場環境では、輸出競争力がない企業に成長は望めない。少子高齢化の影響もあって日本国内では企業は成長が期待できないが、海外では BRICS 諸国のように現在も今後も高い経済成長率が期待できる市場が存在している⁸。したがって、輸出競争力がなく国内市場に頼っている企業は将来も成長する可能性が低く、設備投資をしても成長は期待できないが、輸出競争力がある企業は世界市場でシェアを拡大する可能性があり、設備投資は将来目覚ましい成長をもたらすことが期待される。

最適設備投資水準に影響を与える第3の要因として、製造部門での労務費の重要性を考える。日本は高度成長期以来、製造部門の生産性上昇によって経済成長を実現してきた。実際、本稿で分析に利用するサンプル企業 529 社、分析対象期間の 2001 年から 2005 年の 5 年間のデータを用いて、製造部門労務費の販売・管理部門人件費に対する倍率（以下では製造・販管賃金比）を被説明変数として最小自乗法でトレンドを推定すると、20% 水準で統計的に有意になるのが 330 社で、平均値は年率で約 -2.0% となる。したがって、この 5 年間で約 10% 減少している。ところが、同じデータを対象に製造・販管賃金比の大きさを調べると約 27% の企業が 1 倍以下であるのに対して約 25% の企業は 3 倍以上もある。したがって、製造業の企業であっても技術の性質によって、設備投資による生産性上昇効果には相当な差が存在する可能性がある。既述の 330 社についてトレンドの分布を調べると、減少率が 5% 以上の企業は 53 社、5% 未満の企業は 163 社である¹⁰。このような分析からも、製造・販管賃金比は設備投資が生産性を引き上げて企業成長をもたらす効果に重要な影響を与える可能性があることがわか

る。

企業統治と株主タイプの影響を推定モデルに組み込むためには、いろいろなタイプの株主の持株比率を説明変数とする方法が考えられる。株主タイプとしては法人株主、個人株主、外国法人などの株主（以下では外国株主とする）が考えられる。既述のように株主構成は最適投資水準と割引率に影響を与える。法人株主は企業の経営に関する情報を収集する能力に優れているため、経営者の能力や行動を的確に判断できる可能性がある。したがって、主要な法人株主が経営者に対して敵対的であれば、経営者は強い影響を受けてより積極的に行動的になると思われる。ところが、主要な法人株主が関連企業であったり、グループ企業であったり、提携企業であったりすれば、経営者と特殊な関係があるため、経営者の能力や行動に対して株主の立場から厳しい判断をするような行動はとらない可能性が高い。敵対的な法人株主と友好的な法人株主のどちらが一般的であるかについては実証的分析の結果から判断するしかない¹¹。

個人株主は情報収集でも経営者の監視でも、法人株主に比較すれば能力的に劣っている。したがって、経営者の能力や行動を的確に判断することが困難であり、それだけ経営者には自由裁量の余地が生じて努力水準が低下したり、リスクを伴うような投資を差し控えたりするようになると思われる。外国株主は国内法人ほどの情報収集力はないが個人株主に比較すれば情報収集力があると思われる。また、国内法人のケースのように経営者と友好的な関係が存在する可能性が低く、経営者能力の判断は客観的かつ合理的で冷徹になる。したがって、外国持株比率が高いケースでは経営者は株主利益のためにより積極的に行動するようになると思われる。

以上の3タイプの株主の持株比率をすべて説明変数としたいが、法人株主、個人株主、外国株主の持株比率を合計すればほぼ1となるため¹²、これらの3変数のうち2変数しか説明変数にはできない。そこで、法人株主の代理変数として大株主の持株比率を用いる¹³。大株主も法人株主と同様に情報収集力があって法人株主に対して行った分析がそのまま当てはまるが、法人株主のケースと違って経営者やその親族などの持株も含まれるケースがあり、経営者に対して友好的である可能性が高くなる。

前章でも分析したように、経営者の努力度の増加はより積極的な行動に繋がって最適投資水準を高めるから、個人持株比率が低く外国持株比率が高いほど投資は増加するが、大株主持株比率については、経営者に敵対的であるか友好的であるかによって推定結果が異なると予想される。ところが、株主タイプが異なれば、割引率も異なる可能性があるため、株主構成と投資の関係はもっと複雑になる。これら3タイプの株主の割引率の大きさを正確に知ることはできないが、日本国内の株主に比較して外国の株主は視野が短期的であれば、外国株主の割引率の方が大きいと思われる。したがって、外国持株比率が高い場合、割引率を通じた投資への影響はマイナスで、企業統治の効果によるプラス効果と相殺することになる。どちらの効果が優勢であるかは実証的分析の結果で判断する。

以上の分析より、投資関数の推定モデルの説明変数は、企業の市場価値、 β 値 (β)、成長トレンド (TR)、輸出競争力 (EX)、製造・販管賃金比 (MFG)、大株主持株比率 (BIG)、個人持株比率 (IND)、外国持株比率 (FOR) の 8 個となるから推定式は以下のように表される。¹⁴

$$I_{it} = b_0 + b_1 V_{it} + b_2 \beta_{it} + b_3 TR_{it} + b_4 EX_{it} + b_5 MFG_{it} + b_6 BIG_{it} + b_7 IND_{it} + b_8 FOR_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

ただし、 u と ε は攪乱項、添え字の i は i 企業、 t は t 期の変数であることを示す。また、 β 値と成長トレンドが t 期の変数となっているが、これは t 期に推定されるデータという意味である。設備投資との関係がプラスと予想されるのは企業の市場価値、成長トレンド、輸出競争力、製造・販管賃金比で、マイナスと予想されるのは β 値と個人持株比率である。大株主持株比率と外国持株比率については推定係数の符号は理論的には確定できない。

3. 2. 分析に利用するデータについて

3. 2. 1 サンプル企業

分析対象となるのは 1998 年から 2005 年の期間に必要なデータがすべて収集できる日本の製造業企業である。パネルデータで分析する期間は 2001 年から 2005 年の 5 年間であるが、成長トレンドのような説明変数を算出するためにデータは 3 年間さかのぼって収集する。データの収集には、財務データは日本経済新聞社『NEEDS-CD ROM 日経財務データ』の収集ソフトなしの 2006 年 8 月収録バージョン、株価は東洋経済『株価 CD-ROM』の 2006 年版を利用する。分析対象期間は 2001 年から 2005 年の 5 年間であるが、上場企業の 80% 以上の企業が 3 月決算であるため¹⁵、実質的な分析対象期間は 2000 年度から 2004 年度となる。分析対象となる企業はデータ収集期間のどの年度でも 1000 社以上存在しているが¹⁶、データ収集の制約などから多くの企業を除外する。財務データには単独決算データと連結決算データがあるが、連結決算では必要なデータが収集できないため単独決算データを利用する。¹⁷ 最終的なサンプル企業数は 529 社となるが、これらの企業の選択には以下のような条件を用いる。

① 12 ヶ月決算の財務データが収集できる。

データ収集期間のすべての年度で決算月の変更がなく 12 ヶ月決算のデータが収集できる企業を選択する。この条件を満たす企業を選出すると企業数は 1101 社となる。

② 3 月決算以外の企業は排除する。データの説明で述べるが企業価値は各年の年初株価に期末総株式数を乗じて得ているため、株価データと総株式数データで時間的なずれが存在する。このため 1 月から 3 月の間に株式分割のような資本移動があったケースでは企業価値に誤差が生じる。この問題の影響を小さくするためにサンプル企業を 3 月決算の企業に限定する。ほとんどの企業がこの条件をクリアするため、サンプル数は 960 社となる。

③ 設備投資のデータを公表していない企業はサンプルから除去する。この結果サンプル企業数は 561 社となる。

④ 製造業企業と分類されているにもかかわらず従業員数、償却対象有形固定資産、製造原価中

の労務費のデータを公表していない企業が若干ある。これらの企業はサンプルから除外する。

⑤サンプルでデータ収集期間中に資本が負になった債務超過企業が若干存在する。これらの企業もサンプルから除外する。

⑥大株主の持株比率に関連するデータを公表していない企業が若干ある。これらの企業もサンプルから除外する。

⑥1月から3月の間に資本移動があったケースでは、企業価値に誤差が生じるが、『株価 CD-ROM』を参照すれば資本移動のあった月が判定できる。そこで、1月から3月の間に資本移動があった企業も除外する。以上のような手続きの結果、サンプル企業は529社となる。これが最終的なサンプル数である。

3.2.2 被説明変数と説明変数のデータ

被説明変数は、上記529社の2001年決算から2005年決算の設備投資額で、説明変数は企業の市場価値、 β 値、企業の成長トレンド、輸出競争力、製造・販管賃金比、大株主持株比率、個人持株比率、外国持株比率の8個である。以下ではこれらの説明変数となるデータの具体的な内容について説明する。

企業の市場価値と β 値

各年の企業の市場価値は、年初株価に3月決算の期末総株式数を乗じた値を用いる。 β 値は、サンプル企業の529社について2001年から2005年のそれぞれの年について直近過去36ヶ月のデータを用いて β 値を算出する。例えば、2001年であれば、個々の企業の株価月次データと日経平均株価225種月末値データを1998年から2000年の36ヶ月分収集し、前者の対数値を被説明変数、後者の対数値を説明変数として定数項付きで最小自乗法で回帰分析を行い¹⁸、その推定係数を β 値とする。サンプル企業の市場価値の平均値は1,886億円、最小値は4.6億円、最大値は15.0兆円である。 β 値は平均が0.61、最小値は0.42、最大値は1.04である。

企業の成長トレンド

産業や製品のライフサイクル段階を反映する企業の潜在的成長力の大きさを示す変数を考える必要があり、本稿では株価の長期トレンドを採用する。産業発展段階の導入期や発展期にある企業は次々と新製品を導入することが可能で株価はそのような変化をもたらす成果を先取りして明確に反映することが期待される。トレンドの推定には直近過去のデータを利用するため、将来の予想される変化を反映する株価は、企業の潜在的成長力を表す説明変数として望ましいと思われる。株価の成長トレンドの算出にはサンプル企業の月次株価データを用いる。具体的には、サンプル企業の529社について2001年から2005年のそれぞれの年で直近過去36ヶ月のデータを用いて株価対数値を被説明変数、時間を説明変数として、定数項付きで最小自乗法で回帰分析を行い、 p 値が0.5以上の場合にはその推定係数を用いる。 p 値が0.5未満の

場合にはトレンドが存在しないと判断してトレンド値はゼロとする。トレンドは年率で平均値が-0.52%，最小値は-67.0%，最大値は123.3%である。

輸出競争力と製造・販管賃金比

企業の輸出競争力の強さを示す変数としては輸出売上高・営業収益を売上高・営業収益で割った値を輸出比率と定義して用いる。製造・販管賃金比は定義通りに製造原価の労務費を販売・管理費の人件費で割った値とする。輸出比率は平均値は15.1%，最小値は0%，最大値は86.4%である。

大株主持株比率、個人持株比率と外国持株比率

大株主持株比率は、少数特定者持株数を総株式数で割った値を使う。『NEEDS-CD ROM 日経財務データ』添付の説明書によれば、少数特定者持株数の定義は「上位10大株主が所有する株式と役員持株数の合計。明らかに固定的所有でないと認められる株式を除く。固定的所有でないと認められる株主がある場合には、11位以下の株主が所有する株式を繰り上げる」となっている。外国持株比率は外国法人等所有株数を総株式数で割った値、個人持株比率は個人・その他所有株数を総株式数で割った値を使う。大株主持株比率は平均値49.8%，最小値5.2%，最大値84.4%，外国持株比率は平均値4.9%，最小値0%，最大値51.8%，個人持株比率は平均値33.2%，最小値4.4%，最大値79.2%である。

なお輸出額は5年平均で約149社、外国法人など持株数については25社がデータを公表していない。これらのケースでは輸出額あるいは外国法人など持株数が無視しえる規模と考えて、輸出比率あるいは外国持株比率をゼロと置いている。

4. 推定結果とその分析

サンプル企業の2001年から2005年のデータを用いて、通常の方法で固定効果モデルやランダム効果モデルを推定し、ハウスマン検定を行うと固定効果を採用するという結果になる。ところが、この通常の方法で推定した固定効果モデルではダービンワトソン値が1.22、ラグランジュ乗数検定が21.34となり、 p 値はともに0%で、自己相関と不均一分散の存在が否定できないことが明らかになった。そこで、これらの問題に対処できるGLSによるパネルデータ推定法¹⁹を用いる。その推定結果が第1表に示されている。

すべての説明変数が10%水準で統計的に有意で、推定係数の符号も予想と反するケースはない。したがって、設備投資は企業の市場価値すなわち企業規模が大きく、成長トレンドが高く、輸出競争力があって、製造部門の賃金のウエイトが大きい企業で大きくなるという結果である。この分析結果で特に強調されるべきは輸出競争力の重要性である。少子高齢化で国内市場が縮小し、グローバル化で国際競争が激化する状況では、企業の輸出競争力は設備投資規模に重要な影響を与えることが明らかになった。株価変動が激しい企業では設備投資規

第1表 投資関数の推定結果

説明変数	推定係数	z 値	p 値
市場価値	0.021	37.78	0.00
β 値	-0.295	-7.63	0.00
成長トレンド	0.011	1.77	0.08
輸出比率	0.085	4.43	0.00
製造・販管賃金比	0.050	19.19	0.00
大株主持株比率	-0.442	-17.89	0.00
個人持株比率	-0.480	-17.87	0.00
外国持株比率	0.393	6.22	0.00

模が小さくなることもわかった。これは株価変動が大きいケースでは、投資家の割引率が高くなって、長期的な企業成長よりも短期的な配当所得を評価するようになるためと思われる。

企業統治の関連では個人持株比率の推定係数はマイナスとなったが、これは個人投資家の情報収集力や経営者監視力に限界があることを反映していると思われる。法人株主の代理変数である大株主持株比率も推定係数がマイナスとなった。この結果は、日本では大株主である法人が関連企業であったり、グループ企業であったり、提携企業であったりするケースが多いため、大株主の法人も経営者に対して株主の立場を優先するような厳しい行動はとらないことを示唆していると思われる。外国持株比率の推定係数の符号はプラスとなった。仮説で述べたように、外国投資家は経営者の能力の判断などでは客観的で厳しいため企業統治効果では投資を増加させるが、視野が短期的であるため割引率が高く投資より配当を重視する傾向がある。これらの効果は相殺するが、推定結果によれば、割引率による投資減少効果よりも企業統治による投資増加効果の方が大きかったことになる。

これらの三つの持株比率の説明変数について推定係数の大きさを比較するとほとんど同じ水準である。例えば個人持株比率の1%の増加と大株主持株比率の1%の増加が投資規模に与える効果の大きさがほとんど同じであることを意味している。したがって、経営者の立場から見れば個人株主でも法人の大株主でもほとんど同程度に自由裁量の余地が生じるらしいことが推測できる。外国人株主の場合も符号は反対であるが推定係数は最大でも1.2倍程度の差があるだけでほとんど同じ大きさである。この結果から株主構成の変化が経営者の行動に与える影響の大きさは法人株主でも個人株主でも外国株主でもほぼ同じ程度であると判断できる。

5. 結 語

本稿では、2001年から2005年の製造業企業529社のパネルデータを用いて企業統治環境が企業の投資・配当行動に与える影響を実証的に分析した。企業統治環境の差異は大株主持株比率、個人持株比率、外国持株比率によって表し、これらの持株比率を説明変数、設備投資額を被説明変数としてGLS推定を行った。その推定結果より以下のような結論が得られた。

- (1) 個人持株比率が高くなると設備投資が減少する。これは個人投資家は情報収集や経営者を監視する能力が不十分であるため、経営者の積極性や努力度が低くなるためと思われる。
- (2) 法人株主の代理変数である大株主持株比率も設備投資に対してマイナスの影響がある。これは、日本では法人大株主が関連企業、グループ企業、提携企業のケースが多く、法人大株主も経営者に対して厳しい行動をとらないことを反映していると推測される。
- (3) 外国持株比率の増加は設備投資を増加させる。外国投資家は経営者能力の判断が客観的で厳しいため企業統治効果が発揮されるためと思われる。
- (4) 外国投資家は視野が短期的で割引率が高いため配当を重視する傾向があるが、この投資減少効果よりも企業統治による投資増加効果の方がより大きいこともわかった。
- (5) 株価変動が激しい企業では設備投資額は小さくなる。これは株価変動が大きいケースでは、投資家の割引率が高くなって、長期的な企業成長よりも短期的な配当所得を評価するようになるためと思われる。
- (6) 企業統治以外の分析結果で強調されるべきは輸出競争力の重要性である。国内的には少子高齢化で市場が縮小する一方でグローバル化の進行で国際競争が激しくなっている現在の状況では、企業の輸出競争力は投資に重要な影響を与えることも明らかになった。

謝辞

本研究は文部科学省の学術フロンティア推進事業（平成 16 年～平成 20 年）の助成を得て行われた。

注

- 1 トービンの q の推定モデルの導出や推定結果の簡単な紹介は Hubbard (1998) で行われている。
- 2 Cho (1998) は投資・企業価値・役員持株、Gugler (2003) は投資・R&D・配当の同時方程式体系を推定している。Hadlock (1998) は投資とキャッシュフローの関係が役員持株に依存することを明らかにしている。Kathuria and Mueller (1995) は、利潤率が高い企業では情報非対称性、低い企業では経営者の効用最大化動機が投資に影響を与えるという仮説を検討している。
- 3 流動性制約が投資に影響を与えるかどうかについては多くの研究がある。例えば Almeida, Campello, and Weisbach (2004), Alti (2003), Fazzari, Hubbard, and Petersen (1988), (2000), Kaplan and Zingales (1997), Ogawa and Suzuki (1998)。
- 4 (2) 式では負債や増資を無視しているが、本稿で分析対象となる企業で営業利潤が正となる企業について営業利潤と減価償却の合計に占める配当と設備投資の比率を算出すると 2005 年決算で 12.5% と 46.8%, 2001 年決算で 10.0% と 49.8% となる。これらを合計すると 60% 程度であるが、同じ要領で法人税・住民税および事業税の合計が占める比率を算出すると 2005 年決算が 23.9%, 2001 年決算が 21.5% となる。これらを合計するとどちらの年のデータでも 80% を超えている。したがって、企業のキャッシュフローはほとんどが配当、設備投資、税金に配分されることが確認できる。また、DeAngelo and DeAngelo (2006) では内部留保の重要性が示されているが、本稿では単純化のために考慮しない。
- 5 例えば予想売上が生産能力を大幅に超えていて生産能力を増強する必要があるときに流動性制約で投資資金が不足する状況であれば、経営者は配当を抑えて設備投資に資金を回す行動を取るが、長期的な戦略に基づいて計画されている研究開発を削減するような行動は取らないとするのが本稿での理論モデルの考え方である。
- 6 Jensen (1986) では、経営者行動が配当・投資に影響を与える理由として、経営者が自分の権威が及ぶ範囲を増大する目的で過剰投資するためとされている。本稿の経営者行動のモデルは、このよ

うな考え方を一般化したものである。

- 7 一般的には投資家は複数の企業に投資しているためリスクを分散しているが、経営者は自分の企業に集中しているため、経営者は株主が望むよりもリスクを避けられる。
- 8 本稿のサンプル企業で分析対象期間に輸出をしていた企業は358社ある。これらの企業のデータを用いて、国内売上高の対数値を時間の関数として最小自乗法でトレンドを推定すると、 p 値が20%で統計的に有意になったケースは159社でその年率変化率の平均は約-2.3%である。これに対して輸出額トレンドを推定すると p 値が20%で185社が統計的に有意で、この185社の輸出増加率を平均すると年率で約8.6%となる。これらの分析からも日本企業では国内売上高には下方トレンドが、輸出には上昇トレンドが存在することがわかる。
- 9 サンプル企業の抽出方法については、次章で説明している。
- 10 残りの114社は製造・販管賃金比が上昇している。
- 11 日本の場合には法人株主も友好的であるケースが多いような印象はある。
- 12 政府が重要な株主となっている企業もあるが例外的である。例えば、2005年決算の製造業企業で必要なデータが収集できる1697社について分析すると、政府持株比率が0.1%より大きい企業は16社でしかない。必要なデータの収集は日本経済新聞社『NEEDS-CD ROM 日経財務データ』を用いた。
- 13 本稿でのサンプル企業と分析期間のデータを用いて大株主持株比率と法人株主、個人株主、外国法人の持株比率の相関係数を調べると、個人株主と外国法人はマイナスとなるが、法人株主は0.36から0.52とプラスになる。
- 14 投資と同時に決定される内生変数の配当が推定モデルに入っていないが、これは配当が投資に直接的には影響を与えないからである。例えば、消費者の効用最大化問題を解くと、ある財の需要量はすべての財の価格と所得の関数となるが、同時に決定される他の財の購入量は需要関数に入っていないと同じである。
- 15 『NEEDS-CD ROM 日経財務データ』によれば、例えば2001年決算の場合に上場している製造業1285社中1076社、2005年決算の場合には1312社中1099社が3月決算である。
- 16 『NEEDS-CD ROM 日経財務データ』によれば、上場している製造業企業は2001年決算では1285社、2005年決算では1312社である。
- 17 連結決算には労務費データが含まれていない。
- 18 日経平均株価データは『NEEDS-CD ROM 日経マクロ経済データ』を使って収集する。 β 値の推定で p 値が0.5未満となったケースでは β 値をゼロとする予定であったが、すべてのケースで p 値は0.5を超えた。
- 19 具体的には、STATAにあるXTGLSコマンドでpanels(hetero)とcorr(pсар1)のオプションを付けて推定する。二番目のオプションは、1階の自己相関係数が企業によって異なるという条件を意味している。

参考文献

- 福田慎一・粕谷宗久・中島上智(2005),「非上場企業の設備投資の決定要因:金融機関の健全性および過剰債務問題の影響」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, No. 05-J-2.
- 永富隆司(2004),「設備投資と政策融資の情報効果—連立方程式モデルによる接近」『国士舘大学政経論叢』Vol. 2004, No. 4(通号130), 85-124.
- 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—」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ02-3.
- 堀敬一・斉藤誠・安藤浩一(2004),「1990年代の設備投資低迷の背景について—財務データを用いたパネル分析—」『経済経営研究(日本政策投資銀行)』VOL. 25-4.
- 宮島英昭・蟻川靖浩・齊藤直(2001),「日本型企業統治と「過剰」投資—石油ショック前後とバブル経済期の比較分析—」『フィナンシャル・レビュー』第60号, 139-168.
- Almeida, H., M. Campello, and M. S. Weisbach (2004), "The Cash Flow Sensitivity of Cash," *Journal of Finance*, 59, 1777-1804.
- Altı, A. (2003), "How Sensitive is Investment to Cash Flow When Financing is Frictionless?" *Journal of Finance*, 58, 707-722.

- Bond, S., and C. Meghir (1994), "Dynamic Investment Models and the Firm's Financial Policy," *Review of Economic Studies*, 61, 197–222.
- Cho, M. (1998), "Ownership Structure, Investment, and the Corporate Value: An Empirical Analysis," *Journal of Financial Economics*, 47, 103–121.
- DeAngelo, H., and L. DeAngelo (2006), "The Irrelevance of the MM Dividend Irrelevance Theorem," *Journal of Financial Economics*, 79, 293–315.
- Fazzari, S., R. G. Hubbard, B. Petersen (1988), "Financing Constraints and Corporate Investment," *Brookings Papers on Economic Activity*, 141–195.
- Fazzari, S., R. G. Hubbard, and B. Petersen (2000), "Investment-Cash Flow Sensitivities are Useful: A Comment on Kaplan and Zingales," *Quarterly Journal of Economics*, 695–705.
- Goergen, M., and L. Renneboog (2001), "Investment Policy, Internal Financing and Ownership Concentration in the UK," *Journal of Corporate Finance*, 7, 257–284.
- Gugler, K. (2003), "Corporate Governance, Dividend Payout Policy, and the Interrelation between Dividends, R&D, and Capital Investment," *Journal of Banking and Finance*, 27, 1297–1321.
- Hadlock, C. J. (1998), "Ownership, Liquidity, and Investment," *RAND Journal of Economics*, 29, 487–508.
- 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., A. K. Kashyap, and D. Scharfstein (1991), "Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups," *Quarterly Journal of Economics*, 106, 33–60.
- Hubbard, R. G. (1998), "Capital-Market Imperfections and Investment," *Journal of Economic Literature*, 36, 193–225.
- Jensen, M. (1986), "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance and Takeovers," *American Economic Review*, 76, 323–329.
- Jorgenson, D. W. (1963), "Capital Theory and Investment Behavior," *American Economic Review*, 53, 247–259.
- Kaplan, S. N., and L. Zingales (1997), "Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints," *Quarterly Journal of Economics*, 112, 169–215.
- Kathuria, R., and D. C. Mueller (1995), "Investment and Cash Flow: Asymmetric Information or Managerial Discretion," *Empirica*, 211–234.
- Kato, H. K., U. Loewenstein, and W. Tsay (2002), "Dividend Policy, Cash Flow, and Investment in Japan," *Pacific-Basin Finance Journal*, 10, 443–473.
- Ogawa K., and K. Suzuki (1998), "Land Value and Corporate Investment: Evidence from Japanese Panel Data," *Journal of the Japanese and International Economies*, 12, 232–249.