

Waseda University
Institute of Finance



Working Paper Series

WIF-02-002

経営交代の効果とガバナンスの影響：

経営者のエンタレチメント・コストからの接近

宮島 英昭, 青木 英孝, 新田 敬祐

早稲田大学
ファイナンス総合研究所

<http://www.waseda.jp/wnfs/nif/index.html>

経営者交代の効果とガバナンスの影響： 経営者のエンブレチメント・コストからの接近

早稲田大学商学部/財務省財務総合政策研究所 宮島英昭

千葉商科大学商経学部 青木英孝

ニッセイ基礎研究所 新田敬祐

2002年9月17日

はじめに：ガバナンスにおける経営者交代の意味

有効な企業統治の作用を示すのは、企業パフォーマンスが低下した場合に、企業の経営者を交代させ、より適切な経営者によってとって代わられるメカニズムが備わっていることである。つまり、経営者の交代は、企業経営者を規律づけるメカニズムが具体的な形をとって表れる典型的な現象であり、有効なガバナンスが機能しているのか否かを判断する一つの重要な指標とみてよい。このため、これまで内外の企業統治構造に関する分析でも、取締役会の構造などの経営者に対するモニタリングの有無、あるいは、報酬・ストックオプションなどのインセンティブの強弱と並んで、経営者の交代のメカニズム、すなわち、経営資源の有効活用における経営者の能力を判断し、必要とあれば経営者を効果的に交代させる仕組みの有無が注目されてきた。

たとえば、日本企業に関していえば、Kaplan and Minton [1994]、Kang and Shivdasani [1995] は、「強制された経営者交代」にこそ経営者の規律づけメカニズムが反映されるとして、退任社長が会長に就任しないようなケース (nonstandard turnover) や、退任社長が取締役メンバーに残留しないようなケース (non-routine turnover) に注目し、1980年代のサンプルの分析を通じて、こうした交代がパフォーマンスに有意に負に感応しているとの結果を提示した。また、宮島[1998]は、交代後の後任の経営者が、内部昇進者なのか外部者なのかで交代を区分し、同一のサンプル企業について、1950-1990年代の長期にわたって、交代のパターン別の経営者交代とパフォーマンスの関係を追跡した。その結果、高度成長期から1980年代にいたるまで、内部者による交代がパフォーマンスに感応しないのに対して、外部者による交代は、ほぼ一貫してパフォーマンスに負に感応していることを発見した。

以上の実証研究は、株式相互持合によって乗っ取りを含む株式市場の圧力から相対的に解放されている日本企業では、業績が良好な場合、内部者によって経営者が自律的に選任され、業績が悪化した場合に限って、メインバンクを中心とする債権者のイニシアチブによって、能力ないし努力水準の低い経営者の更迭がシステムティックに発生していることを示している。こうした事実発見に基づいて、Kaplan and Minton [1994] や、日本企業の企業統治を状態依存ガバナンスと特徴付けた Aoki [1994]、青木 [1995] は、1980年代までの日本企業では、メインバンクによる経営の規律が、アングロ・アメリカ型の企業統治における市場、株主を通じた規律に代替しているという見方を強調した。

ところで、1990年以降、優良大企業の資金調達手段が間接金融から直接金融にシフトした結果、従来の日本企業のガバナンスを担っていたとされるメインバンクの影響力が後退

し、代わって資本市場の役割が相対的に大きくなった。また企業の所有構造面でも、これまで経営者を資本市場の圧力から遮断していた株式の相互持合が徐々に解消され、外国株主を中心とする機関投資家の影響力が増大してきた。宮島・青木〔2002〕は、1990年代のメインバンクの後退にともなう企業統治の空白の可能性に接近した。こうした関心から、経営者の交代のうち、これまで注目されていた外部者による交代ではなく、内部者の交代に焦点を合わせ、1990年代になって、内部者による交代がパフォーマンスに有意に負に感応するようになったこと、他方、内部者による交代は、前任者の任期に強く感応するという意味で、年功ルールによる交代の側面も強めていること、企業が大きな外部環境(事業リスクが大きい・事業再編成の必要度が高い)に直面している企業ほど の関係が明確で、 の関係が弱いことを解明した¹。その主張のエッセンスは、1990年代に入って日本企業は、自律的ガバナンスの作用が確認できるという点にあった。もっとも、以上の分析では、日本企業にはパフォーマンスが低下したとき経営者の交代を促すメカニズムが内在していることを明らかにされたが、この作用に対して企業の所有構造・負債構造の差が有意な影響を与えているかはいまだ十分に明らかとなっていない²。

また、経営者の交代からコーポレート・ガバナンスの問題にアプローチした先行研究では、パフォーマンスの低下がシステムティックに経営者の交代を引き起こすか否か、あるいはその経営者交代の条件の検討に主眼があり、主に経営者の交代があった場合に着目して分析が行われてきた。しかし近年、パフォーマンスが悪化したにもかかわらず、経営者が責任を取らずにその地位に居座ることが問題とされている³。企業業績が悪化した際に、経営者の交代が行われた場合に比べ、トップがその地位に固執すること、および適切な交代を促す仕組みが機能していないことのほうが企業のガバナンス上はるかに問題が大きい。

そこで本稿では、以上の分析の延長線上に立って、主に1990年代の日本企業が有効な企業統治を維持しているかどうかを、新しい視点からさらに立ち入って分析する。詳細は後述するが、その際のポイントは、経営者の任期長期化に伴うエンタレチメント・コストにある。経営者が自らの地位に固執し、適正な交代が行われないとすれば、当該企業にはコストが発生するだろう。このコストをエンタレチメント・コストと呼ぶことにするが、このようなコストは実際に存在するのだろうか、また、存在するならその大きさはどの程度であろうか。本稿の第一の課題は、エンタレチメント・コストの存在を明らかにし、その影響の程度を計量することにある。そして、第二の課題は、経営者交代におけるエンタレチメント行動を放置する要因に接近することにある。近年日本企業のガバナンスにおいて影響力を増してきたとされる外国人投資家を中心とする機関投資家は、経営者のエンタレチメント・コストを削減させるようなモニタリング機能を果たしているのか。あるいは安定株主やメインバンク関係などの従来型のガバナンス構造は、近年そのコスト面が強調されているが、適正な経営者交代を阻害する要因となっているのか。このような視点から、企業に特有なガバナンス要因が、交代メカニズムの適正化に影響を与えている

¹ なお宮島・青木〔2002〕は、外部者による交代が有意にパフォーマンスに負に感応しているという結果も確認している。

² Kang and Shivdasani〔1995〕、宮島・青木〔2002〕は、パフォーマンス変数と所有構造・企業銀行関係の強弱との交差項を通じて、この影響の解明を試みたが明確な結果を得ていない。

³ 橋本〔199 〕など参照。

のかを検証する。

以下、本稿は次のように構成される。第 1 節では、本稿で採用する分析手法やデータを説明する。第 2 節では、経営者の在職期間と、交代確率およびパフォーマンスとの関係を概観し、第 3 節では経営者の交代要因を計量モデルによって分析する。第 4 節では、経営者交代における潜在的な問題を再考し、経営者の任期長期化に伴うエンタレチメント・コストの定式化を試みる。第 5 節ではこのエンタレチメント・コストの存在可能性を検証し、経営者交代の効果を考察する。第 6 節では、企業のガバナンス構造が効率的な経営者交代に寄与するか否かをテストする。最終節は本稿の分析結果が示すインプリケーションと残された課題についてのまとめである。

・ 分析手法とデータの概要

本稿における基本的なアプローチは、経営者交代の発生メカニズムをモデル化し、モデルに基づき要因分析を行うことである。具体的には、経営者の交代に対するパフォーマンス要因や就任期間要因の影響、およびガバナンス構造の影響を分析する。したがって、推計モデルの定式化は各節に譲るが、基本的には経営者の交代を被説明変数とし、パフォーマンスやガバナンス構造を説明変数とする分析モデルを利用する。先行研究では主に、経営者交代の有無という質的データを被説明変数とするロジット・モデルを用いた分析が行われ、企業パフォーマンスに感応して経営者の交代確率が上昇するか否かが、望ましいガバナンスが機能していることの一つの証拠としてテストされた（宮島 [1998]、宮島・青木 [2002] など）。本稿の計量分析でも、先行研究の分析手法を踏襲しロジット・モデルを利用するが⁴、企業の個別効果を考慮したパネル・データによるロジット分析を行っている点が本研究の特徴のひとつである。なお、本研究では経営者のエンタレチメント・コストを分析上の鍵概念として利用することが、先行研究と異なるアプローチ上の大きな特徴であるが、その際にはケース・スタディを用いた分析も行った。

このように本稿では、経営者の交代を通じて企業統治の問題にアプローチするが、あらかじめデータの概要を示しておく。本稿の分析対象は、銀行・証券・保険を除く東証一部上場企業全般であり、企業数は年度により異なるがおよそ 1160 社（平均 1159 社、標準偏差 89.4 社、最大 1350 社、最小 1062 社）である。上述のように、経営者の交代タイプにガバナンスの作用が反映されていると仮定したこれまでの方法では、交代タイプの精緻化のためにサンプルが限定されることが避けられなかった。例えば Kaplan [1994]、宮島 [1998] のサンプルは製造業の大企業 100 社前後であり⁵、Kang and Shivdasani [1995] は非金融 270 社、宮島・青木 [2002] のサンプルも製造業 330 社にとどまる。それに対して本稿の特徴は、経営者交代のタイプを識別することを回避することによって、東証一部上場企業全般という大サンプルにおける経営者の交代問題を分析の対象としていることである。なお、分析対象期間は 1986 年から 2000 年であるが、時系列的な変化を確認する場合、便宜上 1986-1993 年の前半と、1994-2000 年の後半にサンプルを分割して分析を

⁴ 分析手法は、Weisbach [1988]、Kaplan [1994]、Kang and Shivdasani [1995]、宮島 [1998]、Morck and Nakamura [1999]、宮島・近藤・山本 [2001]、宮島・青木 [2002] で採用された手法を踏襲している。

行っている。

経営者の交代を説明する変数としては、企業パフォーマンスとガバナンス構造が中心となる。パフォーマンス変数としては、会計上のパフォーマンスである ROA と株価リターンを採用した⁶。なお、ROA に関しては、各企業の数値と業種メディアンとの差分をとった業種調整 ROA を利用し、株価リターンに関しては各企業の数値と東証業種別株価指数（33 業種）のリターンとの差分をとった対業種超過リターンを用いている。ガバナンス構造としては、企業の所有構造や資本構成、経営者自身の株式保有や取締役会の構造などの影響を検討している。各変数の基本統計量は表 1a・表 b に示されている。なお、ロジット分析の際には、メディアンから 3 標準偏差以上乖離しているデータを異常値として削除した。

・ 経営者交代の現状

上述したように先行研究では、経営者の交代は在職年数とパフォーマンスの影響を受けることが示されている。そこで本節では、経営者の就任期間別にパフォーマンスおよび交代確率の現状を表 2 により確認しておく。1986 年から 2000 年までの平均で見ると、経営者任期が 2 年未満および 2 年から 4 年未満の企業では業種調整 ROA がマイナスであり、4 年を超えた企業ではプラスに転じている。つまり、この表 2 が示す第一の特徴として、社長就任期間の長い企業程、パフォーマンスが良好（勝ち組み企業）であることが確認できる。この傾向は、分析期間の前半（1986－1993 年）と後半（1994－2000 年）に分けても同様である。しかしこのことは、単純に長期間社長を続ければ、パフォーマンスが良くなることを意味しないと思われる。パフォーマンスによって毎期社長がセクションされているならば、長期間社長に就任している経営者には企業間競争に勝ち残った有能な経営者が多くなり、このような傾向は自然に発生するであろう。むしろ、パフォーマンスが良好でないと、任期の長期化は許されないと解釈すべきである。

第二の特徴は、パフォーマンスは相対的に劣るものの、任期 4 年まではあまり経営者交代が発生しないことである。経営者任期が 2 年未満での交代確率が 2.9%、2 年から 4 年未満での交代確率が 7.0%であるのに対して、4 年から 6 年未満では 18.6%、さらに 6 年から 8 年未満では 24.9%に上昇する。なお、この傾向もサンプル期間を分割しても、任期が短い段階での交代確率が 1990 年代後半には若干上昇するものの、基本的には変わらない。この事実は、就任後のおよそ 4 年間で経営成果の評価期間あるいは学習期間であり、その間は経営責任があまり追及されない可能性を示唆する。しかし、社長の適性を評価するために、4 年間も結果を留保するのは長すぎはしないだろうか。これだけの期間、業績低迷が続けば、企業の倒産リスクは大幅に上昇すると考えられる。景気変動の周期から見ても 4 年は長過ぎるであろう。あまりにも短期間に経営者の交代が続発するような事態は混乱

⁵ Kaplan [1994] は 119 社、宮島 [1998] は 1 社である。

⁶ パフォーマンス変数の選択に関しては、Weisbach [1988] や Kang and Shivdasani [1995] に従い、短期的な収益性を表し、税と資本構成の影響を受けにくい会計ベースのパフォーマンスと、会計上の手続きの影響を受けず、短期的な会計上の尺度には反映されない企業行動の長期的な影響を捉える市場ベースのパフォーマンスを採用している。なお、Kang and Shivdasani [1995] では営業利益がマイナスの場合に 1 をとるダミー変数も採用されている。

が大きく望ましくはないであろうが、就任後 2 年程度が評価期間として適切なのではないだろうか。

経営者の就任期間別にパフォーマンスと交代確率を検討した結果、任期の長期化はセクションに勝ち残った有能な経営者のシグナルである可能性が高いこと、および就任後の一定期間は交代確率が低く、経営者能力の評価期間・学習期間である可能性があることが示唆された。そこで次節では、基本的な分析として、経営者交代がパフォーマンス要因で発生しているのか、それとも就任期間要因で発生しているのかを計量分析によって確認する。

・経営者交代のメカニズム：パフォーマンス要因と就任期間要因（計量分析）

本節の関心は、経営者交代がパフォーマンスに感応的であるか否か、あるいは就任期間要因によって定期的な交代が行われているのかを確認することである。そこで、経営者交代の決定要因を以下のようにモデル化し、ロジット分析を行う。

$$Pi(TURN_{it}) = f(MPERF_{i,t-1}, DTENU_{i,t-1}, MPERF_{i,t-1} * DTENU_{i,t-1}, DSUB_{i,t-1}, YD)$$

ここで、 $Pi(TURN)$ は経営者の交代、 $MPERF$ は企業の業種調整パフォーマンス、 $DTENU$ は経営者在任期間ダミー、 $DSUB$ は子会社ダミー、 YD は年度ダミーであり、添え字 i は企業、添え字 t は時間を表す。被説明変数である経営者の交代は、交代が確認された場合に 1、交代が確認されなかった場合に 0 をとる離散量である⁷。パフォーマンス変数には、業種調整 ROA と株価超過リターンを採用したが、この操作によって、パフォーマンス指標から産業固有のショックを除去することが可能となる。経営者在職年数ダミーは、経営者在職年数が 4 年を超えた場合、および 6 年を超えた場合について作成した⁸。子会社ダミーは、持株比率が 15% を超える法人が存在する場合に 1 をとる。したがって、上記の推計式は、子会社関係とマクロショック（年度）の影響をコントロールした上で、経営者の交代確率に対する、前期の企業パフォーマンス（業種調整 ROA と株価超過リターン）と在職期間の影響を検討するモデルと要約できる。なお、 t 期の経営者交代に対して、各説明変数の時期を $t-1$ として期ずらししたのは、内生問題を回避するためである。

ところで、本稿で扱うデータはパネル・データである。これに通常のロジット・モデルを適用した場合、攪乱項に企業毎の不均質性が存在すると、その無条件最尤推定量は一致性を持たないことになる。これに対し、Chamberlain は、この不均質性を説明する固定効果ロジット・モデルを提案した⁹。そのエッセンスは、観察値を固体毎にグループ化した尤度関数を最大化することで、条件付最尤推定量を得るというものである。均質性の帰無仮

⁷ 経営者の交代は、東洋経済新報社の役員四季報データから確認した。ここで、 t 年(例えば 99 年度)の交代とは、 $t-1$ 年(98 年度・サンプルのほぼ 70% が 3 月末決算)終了の数ヵ月後(通常 6 月末)に開催される t 年(99 年)の株主総会で承認された社長を $t-1$ 年の社長と比較することで特定される。

⁸ 宮島 [1998]、宮島・青木 [2002] などの先行研究では、在職年数をそのまま説明変数に用いているが、表 2 で確認したように、在職年数と交代確率は非線形の関係にある。このため、本稿ではダミー変数により期間要因を扱う。

⁹ ロジット分析の手法、及びこれに関する記述は、グリーン [2000] に従う。

説の下では、通常のロジット・モデルで求めた無条件最尤推定量も、Chamberlain の条件付最尤推定量も一致性を持つが、後者は効率的でない。一方、対立仮説の下では、上述したように、無条件推定量は一致性を持たないが、Chamberlain の条件付最尤推定量は、一致性があり効率的でもある。したがって、帰無仮説が採択されれば無条件最尤推定量が、棄却されれば Chamberlain の条件付最尤推定量が選択されることになる。両者のモデル選択は Hausman の特定化検定に従って行うが、その際の有意水準は 10%とした。

パフォーマンス指標として業種調整 ROA を用いた場合の推計結果は表 3a に要約されている。業種調整 ROA は経営者の交代に対して 1%水準で有意な負の相関を示した (basic)。したがって、この推計結果からは第一に、会計パフォーマンスの悪化が経営者の交代確率を有意に上昇させるという意味で、有効なガバナンスが機能していることが確認できる。なお、表掲していないが、この関係はサンプル期間を二分しても安定的である。

第二に、前節では、経営者の就任後 4 年間は評価・学習期間であり、その間の経営責任は厳しく追及されないが、その後は責任を問われるという形で、就任期間が 4 年を超えると会計パフォーマンスへの感応度が上昇する可能性が示唆された。しかし、ロジット分析はこの可能性を支持しない。これは、経営者の在職年数が 4 年を超えるダミーと業種調整 ROA の交差項が統計的に有意ではないことから確認できる (model1)。この結果は、経営者の就任期間を 6 年超としても変わらない (model2)。なお、報告していないが、この結果もサンプル期間を二分しても同様であった。在職年数 4 年超ダミーと 6 年超ダミーがいずれも 1%水準で有意な正の相関を示すことから (model3・4)、就任期間が 4 年、ないし 6 年を超える経営者の交代はむしろ就任期間要因によって決定されている可能性が高く、前節で示された在職期間 4 年超における交代率の増加は、この影響をより強く受けている可能性が高い。

したがって、1986 年以降の経営者交代は、パフォーマンスの低下に感応的である、そして在職期間の効果が顕著である、という特徴を持つことが示された。この推計結果は、上述の宮島・青木 [2002] の製造業 330 社 (推計期間は 1990-98 年) をサンプルとした結果が、推計期間の若干のずれはあるものの、本稿の拡大されたサンプル、つまり銀行・証券・保険を除く一部上場企業全般でも基本的には支持されることを意味する。

第三に、この推計結果の最も重要かつ注目すべき点は、就任期間 4 年超ダミー、及び 6 年超ダミーの独立項を説明変数に加えると、就任期間ダミーと業種調整 ROA との交差項が、統計的に有意な正の相関を示すことである (model3・4)。この結果は、経営者の在職年数が 4 年ないし 6 年を超えた企業では、経営者交代のパフォーマンス感応度が有意に緩和されていることを意味する。なお、この傾向もサンプル期間を分割してもほとんど変わらないが、主な差異は、前半 (1986-1993 年) で Model3 および Model4 の業種調整 ROA の係数が有意でなくなること、及び後半 (1994-2000 年) で、在任期間ダミーとパフォーマンスとの交差項が有意でなくなることである。このことは、1980 年代後半から 90 年代前半にかけての経営者交代では、相対的にパフォーマンス要因が弱く、もっぱら就任期間要因の影響が強かった可能性、および 1990 年代の後半には経営者交代のパフォーマンス感応度が強まりつつある可能性を示唆する。この時系列的な比較をテストした結果は、1980 年代までの経営者交代は、外部者による交代のみがパフォーマンスに感応するものの、全体のおよそ 85% を占める内部者による交代がパフォーマンスに感応せずもっぱら年功

ルールによって決定されていたこと、および 1990 年代における経営者交代が、外部者による交代とともに内部者による交代もパフォーマンスと有意な負の相関を示すようになったという宮島・青木 [2000] の推計結果と整合的である。さらに、上述した傾向は、パフォーマンス指標として株価超過リターンを用いた場合もほぼ同様である (表 3b)。

本節における定量分析の結果は、経営者の交代確率が、パフォーマンスの低下 (パフォーマンス要因) や、就任期間の長期化 (就任期間要因) によって高まり、長期政権ではむしろパフォーマンスへの感応度が低下することを示唆している。は経営者交代がパフォーマンスの悪化に感応的であるという意味で、一定の効率性を備えた交代メカニズムが機能していることを示し、は社長への過度な権力集中の回避や後任育成、後継候補者の昇進インセンティブ維持のために必要な可能性も高い。しかし、は社長への過度な権力集中などの結果、ガバナンス機能が低下していることを示している可能性がある。

ただし、の推計結果を、ガバナンス機能の低下と見なさない次のような解釈も可能である。第一に、長期政権を実現した経営者は、一定期間のセレクションに勝ち残り、自らの能力を証明している。したがって、短期的なパフォーマンスの悪化を理由に、能力が未知の新しい経営者に交代させるのはリスクが大きいため、パフォーマンスへの感応度が低下する (Barro and Barro[1990])。第二に、企業パフォーマンスによるセレクションを経て長期政権を獲得したのであれば、これは勝ち組み企業の証しである。長期政権企業が勝ち組みであることは表 2 にも示されている。したがって、在任期間 4 年超ダミーや 6 年超ダミーを勝ち組企業の代理変数とみなせば、交差項は、負け組み企業と比較した場合の、勝ち組企業 (長期政権企業) だけの経営者交代のパフォーマンス感応度を示していると考えられる。この場合、パフォーマンス感応度が低下しても不思議ではない。第三に、モデルのベースとなっている就任期間 2-4 年は、社長の評価期間・学習期間であると考えられる。したがって、ここでは経営者交代が就任期間要因で発生することはなく、極めて能力の劣る経営者のみが交代させられると考えられる。すなわち、健康問題などの特殊要因はあるものの、この時期に発生した経営者交代は極端なパフォーマンス悪化などが引き金になっている可能性が高く、当然パフォーマンスへの感応度は、就任期間 2-4 年の方が高い。

以上のような解釈も可能ではあるものの、長期政権企業において経営者交代のパフォーマンス感応度が低下してしまうことには、問題があるように思われる。つまりこれは、経営者への過度の権力集中によってもたらされたエントレンチメント行動の結果なのか否かが、以下の中心的な論点となる。次節ではこの問題を掘り下げて検討し、経営者のエントレンチメント・コストに関する見方を整理する。

．経営者交代の再考－経営者エントレンチメント・コストの定式化－

－1：パフォーマンスと経営者の交代

前節の計量分析の結果から得られた新しい事実発見は、経営者の任期が 4 年ないし 6 年を超えた企業群では、交代のパフォーマンス感応度が低下していることである。このことは、ガバナンス上何らかのコストが存在する可能性を示唆する。そこで本節では、経営者の任期長期化に伴うエントレンチメント・コストの定式化を試みる。

はじめに 経営者の交代と企業パフォーマンスとの関係からガバナンス問題を考察する。

表 4a は、経営者の交代メカニズムを、パフォーマンスの高低と交代の有無から整理したものである。このうち、パフォーマンスが良好で経営者の交代が発生しない場合（ケース 2）と、パフォーマンスが低く経営者が交代する場合（ケース 3）は、いずれも企業統治面で問題はない。それに対して、パフォーマンスが良好であるにもかかわらず、年功ルールを維持するために経営者が短期間で交代する場合（ケース 1）と、パフォーマンスが悪化しているにもかかわらず、経営者の交代が発生しない場合（ケース 4）は、企業統治面で問題を含むケースである。そこで、このケース 1 とケース 4 のコストとベネフィットを整理・検討したのが表 4b である。

過度に年功ルールに依存した定期的な経営者の交代（ケース 1）は、経営者としての任期が短期化するため、有能な経営者でも一線を退かなければならない、あるいは後継社長の能力が不足している可能性があることや、近視眼的経営に陥ったり、リーダーシップを発揮しにくくなる可能性があるなどのコストが存在する。しかしその反面、定期的な交代は、経営者への過度な権力集を回避できることや、経営スタイルを刷新する契機になること、経営者人材であるコア従業員の昇進インセンティブ強化に資するなどのメリットもある¹⁰。

他方、ケース 4 は、仮に現職者の能力が優れていたとすれば、優秀な経営者がリーダーシップを発揮し、円滑な企業経営が実現できるという利点が存在するものの、経営者への権力集中が過度に進めば、経営者の暴走を止めることが困難となる他、企業業績が長期低迷しても交代が行われないなどのコストが発生する可能性がある。さらに、いわゆる老害や組織としての柔軟性が損なわれる、あるいは意思決定が硬直化するなどのコストが発生することも考えられる。なによりも有効なガバナンスが機能しているか否かという観点からは、経営責任が明確でないことの問題は大きい。

そこで本稿では、経営者の任期が過度に長期化したことによってもたらされるコスト、つまりケース 4 で例示したコストをエントレンチメント・コストと定義し、このコストに焦点をあてて分析を進める¹¹。つまり、経営者に対する規律づけメカニズムが正常に機能しているか否かという観点からは、優秀な経営者が定期的な交代によって交代させられてしまうコスト、つまり年功ルール・コストよりも、企業のパフォーマンスが低下したにもかかわらず経営者がその地位に留まり続けるような場合のコスト、つまりエントレンチメント・コストのほうが大きいと判断する¹²。これが、ケース 4 にもっばら焦点を合わせる

¹⁰ この点については、宮島・青木[2002]参照。

¹¹ 先行研究においては、経営者エントレンチメントの原因を経営者が企業内部で持つ権力の大きさに求めており、その権力の源泉の一つが経営者による株式保有にあると想定されている（Demsetz [1983], Wiesbach [1988] など）。本研究においても、エントレンチメントの原因が経営者の権力にあると想定する点は先行研究と同様であるが、その権力の源泉に関しては、具体的には社長による役員の人事権の掌握にあり、この権力が経営者の在職期間の長期化に伴って増加すると想定している。なお、経営者持株比率に関しては、本稿では経営者交代に対するガバナンス要因の影響として扱っている。

¹² このエントレンチメントの影響としては、経営者に対する規律づけ機能が低下することに伴って、経営者が私的便益への支出を増加させるインセンティブを持つようになることが企業価値の低下に帰結すると想定されている。（Demsetz [1983], Shleifer and Vishny [1989]）。さ

理由である。

－2：経営者エンタレチメント・コストのモデル化：仮説

ところで、この経営者の在職期間の長期化に伴うコストを上でエンタレチメント・コストと定義したが、これは企業のパフォーマンスに対してどのような影響を与えるであろうか。つまり、企業のパフォーマンスは経営者の就任以降、時間的な経過とともにどのような動きを示すと考えられるであろうか。図1は、経営者能力の蓄積とエンタレチメント・コストの観点から想定される、経営者の在職期間と企業のパフォーマンスの関係を示したものである。

経営者はその地位に就任した後、経営者としての経験を積むことによって自身の経営能力が開発されていく。この経験による経営能力の上昇は、就任直後はその伸び率が最も高いが、その伸び率は徐々に低下していくものと想定される。なぜならば、就任直後はその地位に付随する新たな経験が多く、ルーチン化されていないタイプの意思決定を行わなければならない機会が相対的に多いと思われるからである。当然追加的な経験によってその後も経営能力は高まると考えられるが、初期ほどの経験値を稼ぐことはできなくなるであろう。したがって、経営者能力は、学習効果によって逡増すること ($\frac{\partial a(t)}{\partial t} > 0$)、しかし、その増分は低減的である ($\frac{\partial^2 a(t)}{\partial t^2} < 0$) と考えられる。

一方、本稿の焦点である経営者のエンタレチメント・コストは、経営者能力とは対照的な動き、つまり、このコストは就任直後にはほとんど発生しないが、経営者としての在職期間が長期化するにつれて増加するものと考えられる。新経営者は、就任直後は周囲を納得させるためにも高いパフォーマンスを達成する必要があり、高い努力水準を保つインセンティブを持つであろう。これはいわば、経営者としての地位の正当性を獲得するために必要不可欠な要素である。したがって、就任直後は努力水準が高いうえに、その地位の安定性も堅固でないため、周囲からの牽制もある程度効きやすいと思われ、経営者自身のエンタレチメント・コストはほとんど存在しないと見てよいであろう。ところが、一定水準のパフォーマンスを維持しつつ、つまり極端な業績悪化などを経験せずに一定期間が経過すると、経営者は、さらに権力基盤を固めるべく保身のための活動を拡大したり、バーンアウトなどに伴い努力水準を低下させたり、あるいはこれまでの成功体験に固執し意思決定が硬直化するなどの弊害が発生する可能性が高くなる。これらは経営者個人の特性に基づく要因であるが、重要なポイントは、任期の長期化に伴って経営者（社長）に過度に権力が集中するために、周囲からの牽制が効き難くなり、万が一経営者が暴走するようなことがあった場合に、歯止めが効かない可能性が高くなることである。加えて、在任期

らに森川 [1993] も、20年以上トップに君臨する経営者を「権力者型経営者」と呼び、自身のポスト維持のためには経営力強化に専念することを許さない権力行動が必要であったこと、さらに長期政権に伴うモラルの低下、周囲に年齢のかけ離れたイエス・マンばかりを揃えることからくる情報の不疎通、老化、驕りの結果生じる失敗などを問題点として指摘している。

間の長期化は後継候補者のインセンティブ低下など、組織としての弊害も大きくする可能性がある。したがって、経営者のエンブレチメント・コストは、就任直後は無視できる水準にとどまるが、時間の経過とともに逡増する ($\frac{\partial c(t)}{\partial t} > 0$) と考えられる。

このように、経営者能力とエンブレチメント・コストに関する単純な仮定のもとでは、経営者の潜在的なパフォーマンスにはピークがあること、そしてピークアウトのタイミングは経営者のエンブレチメント・コストが逡増することから比較的早いことが図 1 より確認される。経営者の在職期間と潜在的なパフォーマンスとの関係が、上に示したような関係にあるとすれば、適切な経営者交代のモデルが存在することとなる。それはつまり、比較的短期の学習期間、あるいはパフォーマンスの評価期間の後には、経営者の責任がより厳しく問われるべきである、ということである。長期政権には、意思決定の硬直化や社長の暴走、あるいは後継者インセンティブの点で、コストがかかることを考慮すれば、経営者交代のパフォーマンス感応度は、このエンブレチメント・コストの増加に応じて高まるべきである。言い換えるならば、長期政権の資格を得るためには、より高い経営パフォーマンスというハードルが設けられるべきだということになる。

．エンブレチメント・コスト存在の可能性と経営者交代の効果：モデルの実証

－1：エンブレチメント・コストの存在

図 1 に単純な仮定の下での就任期間とパフォーマンスの関係を示したが、このモデルはどの程度、現実に当てはまるであろうか。また、エンブレチメント・コストはどの程度の規模であろうか。本節の課題は、簡単なイベント・スタディにより、この問題に接近することである。そのためには、経営者の在職期間がある一定年数以上のケースを抽出する必要がある。ここでは、就任期間とパフォーマンスに関する図 1 のモデルを実証するため、経営者の交代が確認でき、その後 6 年間に在職しているケースのみを抽出した。このようなサンプルは、1988－2000 年度までに 517 存在していた。このサンプルを利用して、就任期間に対する会計パフォーマンスの推移を示したのが図 2a である。

業種調整 ROA の推移は平均的にほぼ想定通り、図 1 に示した我々のモデルに近い形状を示しており、エンブレチメント・コストが就任期間に対して逡増するとの仮説を支持する結果となった。パフォーマンスは就任後 3 年でピークアウトし、6 年目には急速に低下する。しかも、会計パフォーマンスの急速な低下は、エンブレチメント・コストが単調に（線形に）上昇するのではなく、就任期間の長期化に伴い、急激に拡大する可能性を示唆している。一方、株式超過リターンの推移は図 2b に描かれている。パフォーマンスの低下は会計パフォーマンスのものよりも早く、就任後 2 年目から低下し、5 年目以降には急速に低下している。

－2：高パフォーマンス・低パフォーマンス時の経営者交代

ところで、前節では表 4a を用いて、パフォーマンスと経営者交代を 4 つのケースに分割して考察した。そのエッセンスは、高パフォーマンス時には、経営者交代のコストがベネフィットを上回る可能性が高く、低パフォーマンス時には経営者交代のベネフィットが

コストを上回る可能性が高いということである。上記のサンプル 517 社には、高パフォーマンスと低パフォーマンスの両者のケースが混在しているため、次に、パフォーマンスの高低によってサンプル分割したイベント・スタディにより両者の差異を明確化する。その際、経営者交代前の 3 期平均業種調整 ROA が正の企業を高パフォーマンス企業（248 サンプル）、交代前の 3 期平均業種調整 ROA が負の企業を低パフォーマンス企業（269 サンプル）と分類した。

図 3a-a・図 3a-b は、経営者交代後のパフォーマンスの推移が両グループ間で対照的であることを鮮やかに描いている。高パフォーマンス企業における経営者交代ケースは、図 2 のものと異なり、交代後のパフォーマンスが一貫して低下を続ける結果となった（図 3a-a）。新任経営者就任後の 3 年間で ROA はおよそ 1%程度低下し、しかも、学習効果によるパフォーマンス向上はほとんど確認できない。これは、パフォーマンスが高い場合には、交代のコストがベネフィットを上回ることを示している。つまり、表 4a のケース 1 に例示した年功ルール・コストが存在する可能性が示唆され、また逆に、高パフォーマンスのケースでは、交代が起きないほうが望ましいというケース 2 が妥当である可能性も同時に示唆する。

ただし、図 3a-a では、パフォーマンスの低下は 1 年目が大きく、その後 5 年目までは低下幅が逡減している。このような傾向は、経営者の学習効果が就任直後に大きく、これとは対照的にエンタレチメント・コストが逡増するという我々のモデルでは説明が困難で、他に決定要因があるものと思われる。例えば、経営者交代による経営の断続に伴うショックが高パフォーマンスの下では大きい可能性や、あるいは高パフォーマンスを維持していたことが経営者の優れた能力によるものであるとすれば、その後に平凡な経営者や場合によっては能力の劣る経営者が就任した場合、パフォーマンスの低下は当然ありうべき結果であろう。この結果は、高パフォーマンスを維持しているときには過度の年功ルールに基づく経営者交代が相当のコストを発生させることを意味するが、このコストに関する詳細な検討は今後の課題である。

一方、低パフォーマンス企業における経営者交代のケースでは、パフォーマンスの推移が図 1 のものとほぼ一致する（図 3a-b）。これは、エンタレチメント・コストが時間の経過とともに上昇するためだと考えられ、先に検討した仮説を支持する。新任経営者就任後の 3 年間で、ROA はおよそ 1.2%程度改善しており、この事実は、低パフォーマンス時の経営者交代においては、交代のベネフィットがコストを上回ることを示している。前任者の能力不足が低パフォーマンスの原因であるなら、交代によって平均的な、あるいは能力の優れた経営者が選任されれば、その後のパフォーマンス改善は当然かも知れない。しかし、このパフォーマンス改善効果も 3 年でピークアウトし、以降はパフォーマンスの急速な悪化が認められる。この傾向は、より能力の高い経営者の選任や学習効果だけでは説明できない。したがって、先の仮説で検討したように、経営者の任期長期化に伴うエンタレチメント・コストが顕在化したものと考えられる。

また、パフォーマンス指標として株価超過リターンを用いた場合でも上記の傾向は変わらない。会計パフォーマンスとの差異は、株価のほうが経営者交代に伴うパフォーマンス改善を早期に織り込む事である（図 3b-a・図 3b-b）。

－3：経営者交代の効果

以上、経営者の任期が6年を超えるサンプルを用いて社長就任後のパフォーマンスの推移を分析した結果、前節で検討したエンブレチメント・コストの存在が示唆された。特に、ある一定期間以上パフォーマンスの低迷が続いているにもかかわらず長期政権となっているような企業では、社長のエンブレチメントに伴うコストをかなり負担している可能性が高い。そしてこのエンブレチメント・コストは、パフォーマンスがピークアウトする経営者の在職3年目頃から発生し、6年を超えると顕著に増加することがわかった。エンブレチメント・コストは、その性格上、経営者交代が発生すれば消滅するはずである。そこで、以下では、このエンブレチメント・コストの大きさはどの程度のものか、また、これを抑制することで、どの程度のベネフィットを獲得できるのかを検証していく。

この点を確認するために、在職期間が6年を超える長期政権であった経営者が交代した企業のうち、過去3年間の会計パフォーマンスが業種メディアン以下の企業を問題企業として抽出し、経営者交代というイベント前後の会計パフォーマンスの推移を確認した。このようなサンプルは、1988-1997までに414存在していた。サンプル企業についてイベント・スタディを行うことにより、パフォーマンスが低いにもかかわらず経営者の交代が行われなかったような企業において、交代が発生した場合の効果・影響を定量的に推計する。

このような問題企業で経営者の交代が発生すると、その後の会計パフォーマンスは急速に改善することを図4aは示している。この経営者交代によるエンブレチメント・コスト削減効果¹³のインパクトを推計すると、ROAは交代前と比較して、1年目で0.196%、2年目で0.518%、3年目で0.834%も改善する(表5a)。表1aより、分析期間のROAが3.5%前後(平均3.7%、中央値3.4%、標準偏差4.4%)、さらに問題企業のROAはそれより1.8%程度低いことを考えれば、このインパクトは極めて大きいと言える。なお、パフォーマンス指標を株価リターンに替えても、同様の傾向が確認できる(表5b・図4b)。主な差異は、株価にはその後3年間のパフォーマンス改善が早期に織り込まれることである。問題企業の株価リターンは業種平均と比較しておよそ9%程度低いですが、経営者交代の翌年には平均並みに回復する。

ところで、このように大きな経営者のエンブレチメント・コストは、なぜ放置されるのであろうか。企業のガバナンス構造は、この要因のひとつではないだろうか。こうした問題意識の下で、以下ガバナンス構造の影響を分析する。

．経営者交代に対するガバナンス要因の影響

－1：ガバナンス要因の影響に関する仮説

前節までの分析の結果、経営者交代後のパフォーマンスがおよそ3年でピークアウトすること、したがって経営者のエンブレチメント・コストは、就任期間が4年を超えるような企業群で特に問題が大きいことが確認された。そこで本節では、社長の就任期間が4年を超える企業をサンプルとして、ガバナンス構造は経営者交代に影響を与えるか(交

¹³ ただし、より能力の高い経営者が後任となることに伴うパフォーマンス改善効果や、強制された交代という規律付け行動の顕在化に伴う経営者選任の効率化や努力水準の向上などを含む可能性があり、純粋にエンブレチメント・コストの削減効果だけが抽出されているわけでは

代を阻害する要因は何か), ガバナンス構造は経営者交代のパフォーマンスへの感応度に影響を与えるか(パフォーマンスへの感応度を弱める要因は何か)との問題に, ロジット分析で接近する。なお, 推計式は次式の通りである。

$$Pi(TURN_{i,t}) = f(MPERF_{i,t-1}, GOV_{i,t-1}, GOV_{i,t-1} * MPERF_{i,t-1}, DSUB_{i,t-1}, YD)$$

ここで, GOV は企業のカバナンス構造を表す変数である。したがってこの推計モデルでは, 経営者の交代確率が前期の企業パフォーマンス(業種調整 ROA と株価超過リターン)に有意に負に感応するか否かを確認するとともに, 企業の各ガバナンス要因が交代確率にどのような影響を与えるのか(ガバナンス変数の独立項),そしてこのガバナンス要因が交代のパフォーマンス感応度を増幅するのか否か(ガバナンス変数とパフォーマンス変数の交差項)が重要な論点となる。

企業活動と利害関係を持つ主体,いわゆるステークホルダーは,企業経営者の交代に対して何らかの影響を与えるであろう。本稿では,企業経営に対する直接的なインパクトやコミットメントの深さといった観点から,おもに株主・債権者・経営者自身・そして取締役会構造の影響を検討する。以下,経営に対する規律づけのインセンティブやその行動様式といった視点から,経営者の交代に与え得る影響・可能性を整理しておく。

株主の影響 株主による経営者交代への影響は,その株主の特性によって異なるであろう。理論的には,経営に対するモニタリング・インセンティブの強度,あるいはその行動様式として取締役会・株主総会を通じた人事権の行使 Voice を用いるか,株式の売却 Exit を用いるかによって経営者交代に対する規律づけの効果が異なると想定される。

日本型企業統治の特性である安定株主は,株式保有目的の重点が単純な投資収益の最大化というよりはむしろ取引関係に基づいた経営の安定化にあり,モニタリングのインセンティブがほとんどないと考えられている。また行動様式も,経営に対する Voice オプションを行使せず,かつ Exit もしないという暗黙のルールに従っている。このような特性を持つ安定株主の存在はこれまで,経営者を資本市場の圧力から緩和し長期的な視野に立った経営を可能にしたという長所が強調されてきたが,近年では監視機能や規律づけ機能が脆弱であることが問題視されている。したがって本稿の文脈においては,株式の持合は経営権を脅かす株主の台頭を防ぐことによって,経営者の裁量の範囲を拡大させることから,安定株主の所有比率が高いような企業群では,経営者のエンタレチメントが放置され,交代のパフォーマンス感応度が弱まる可能性がある。変数としては,2社間で相互に株式を保有している持合,および,生保保有と銀行・損保の片持ちの合計で定義される弱い安定保有を採用した。

他方,現在,日本企業で影響力が増大していると思われるのは,外国人を中心とする機関投資家である。特に外国株主の持株比率は90年の4.38%から95年には7.80%,2000年にはさらに8.13%まで上昇している(表1b)。しかもその標準偏差も上昇しており,投資対象を選別している可能性が窺える。投資収益率の最大化を目指す外国株主や投資信託などの機関投資家は,経営のモニター・インセンティブを持ち,実際の行動様式としても低パフォーマンス企業の株式の売却,あるいは議決権行使や経営者の説明を要求するな

ないかもしれない。

どの圧力を強めつつある。こうした行動が、経営の規律づけとして作用しているとすれば、機関投資家の保有比率の高い企業の経営者の交代においては、エントレンチメント・コストが抑制され、交代のパフォーマンス感応度が高まることが期待される。変数としては、外国人（除く外国企業大株主）・投資信託・年金信託・生保特別勘定の合計で定義される機関投資家を採用した。

他方、1990年代に入って持合の解消とともに、個人株主や浮動株の比率が上昇している。個人株主は1990年の24.44%から2000年には29.18%に、浮動株比率は1990年の21.14%から2000年には25.35%に上昇している（表1b）。浮動株主はその持分が小さいために、経営をモニターするインセンティブよりもフリーライドするインセンティブのほうが強い。そのため、経営者に対してVoiceを行使することは稀であり、仮にExitしたとしても株価下落への圧力もさほど大きくはないと考えられる。つまり、浮動株主は相対的に小口の株主であり、情報劣位で運用能力も劣るために、VoiceやExitの影響力が極めて小さいのである。したがって、浮動株比率の増加は、株主分散化に伴うモニタリング効率低下の可能性が大きく、特に規律づけの役割を担うとは考えられない。

この小株主のフリーライド問題を解決するのが大株主の存在である（Shleifer and Vishny [1986]）。親会社による株式保有あるいは上位株主の集中度が高いような所有構造は、経営者に対するモニタリング・インセンティブの強度および相対的な影響力の大きさという観点から規律づけの役割を果たす可能性がある。実証研究においても、Denis, Denis and Sarin [1997]は、ブロックホルダーの存在が交代のパフォーマンス感応度を増加させることを示している。よく知られているように、親会社は、メインバンクとともにこれまで日本企業の企業統治において中心的な役割を果たしてきたとされるが（シェアード [1997]）、現在でもこの効果は維持されているか否かが焦点となる。変数としては、1単位以上50単位未満の株式を所有する少数株主の集合で定義される浮動株、そして、役員・従業員持株会・持合・信託銀行・外資系金融機関の保有を除く3大株主集中度で定義される大株主を採用した。

債権者の影響 債権者が直接に経営をコントロールするわけではないが、デフォルト・リスクを通じて経営者の努力水準を一定以上に保つインセンティブ効果、いわゆる負債の規律がある（Jensen [1986]）。経営者が努力を怠り企業パフォーマンスが低下するならば、負債比率の高い企業のほうがより財務危機・倒産を引き起こす可能性が高くなる。デフォルトが発生した場合、企業の経営権は債権者に移転し、経営者は自身の地位を失う可能性に直面するため、健全な経営を維持する規律となる。特に、日本のように経営者市場が未発達であり再就職が困難な場合、状況はより深刻であろう。したがって、負債の規律が有効であるならば、パフォーマンス感応的な経営者交代が促進される可能性もある。また、これまでわが国企業のガバナンスにおいて中心的な役割を果たしてきたとされるメインバンクは、主要な株主であると同時に通常は最大の債権者でもある。実際、近年までの企業の資金調達における銀行（メインバンク）借入のウェイトは大きかった。青木 [1995]によって定式化された状態依存ガバナンスが有効に機能しているとすれば、経営者に適切な規律を与え、望ましい経営者交代が実現するであろう。

しかし、その反面、債権者が利払い不能になる点まで、顧客企業に介入しないとすれば、収益の中程度の悪化では、経営者の交代にまでは至らない可能性もあるため、必ずしも適

切なタイミングでの経営者交代が行われるとは限らない。高度成長期から石油ショック後に典型的にワークしたと見られる状態依存ガバナンスにおいても、最終的に経営権が内部者から外部者に移転するのは財務危機の時点であり、それ以前には経営者の交代は起こらない。また橋本 [199] も、経営者の進退を問えなくなった原因の一つに、経営不振企業に対するメインバンクの規律低下を挙げている。変数としては、負債比率の影響を検討する。

経営者株式保有の影響 経営者の交代に関する経営者自身の株式保有の影響は、エージェンシー・コスト削減効果とエントレンチメント効果の相対的な大小関係が重要である。経営者持株は、プリンシパルである株主とエージェンシーである経営者の利害相反を緩和し、経営者に企業価値最大化のインセンティブを付与する効果があり (Jensen and Meckling [1976]), また近年取締役会の制度改革として注目を集めるようになったストック・オプション制度も、このエージェンシー問題を緩和する一つの仕組みである。

その反面、経営者持株は、株式保有によって経営者自身の影響力が増大するため、外部からの牽制が効きにくくなるというエントレンチメントを強化する可能性も高い (Stulz [1988], Morck, Shleifer and Vishny [1988], Shleifer and Vishny [1989])¹⁴。Denis, Denis and Sarin [1997] は、経営者の株式保有が 5% から 25% の範囲で、経営者交代のパフォーマンス感度が低下することから、経営者の株式保有が外部圧力を低下させる効果を持つ可能性を示唆し、さらに経営者の持株に関する実証研究でも、McConnell and Servaes [1990], Morck, Shleifer and Vishny [1988], あるいは日本企業を対象とした分析では手島 [2000] が、経営者持株比率がある閾値を越えると企業価値の低下現象をもたらすことから、エントレンチメントの問題に接近している。つまり、先行研究では、エントレンチメントの結果として企業価値が低下すること、およびそのエントレンチメントの原因として経営者の持株比率の上昇が想定されている。したがって、経営者の株式保有は、エージェンシー問題の緩和とともに、パフォーマンスの悪化にもかかわらず経営者の交代が遅れ、その他の株主や債権者に不利益が発生するという重大な問題を生み出す可能性もある。オーナー企業と呼ばれる企業で 90 年代、企業統治面の問題が指摘されるが、経営者による株式保有は、いずれの反応を示すのかが焦点となる。

取締役会構造の影響 取締役会の構造に関しては、取締役会の規模と社外取締役比率の影響を検討する。取締役会の規模が大きいことが、後継候補者の人材プールが豊富であることを意味すれば、経営者の交代確率が上昇することが予想される。また、役員の数が多いことがトップに対する取締役会の相対的な交渉力を増加させ、社長のエントレンチメント・コストを抑制する可能性もあるが、事実上人事権を社長が持っているとしたらこのことは容易ではないであろう。むしろ、役員の上昇インセンティブ維持のために、社長職の回転率を上げるために交代確率が上昇する可能性のほうがより現実的であろう。その場合、

¹⁴ 特に経営者 (社長) の交代を分析するにあたっては、より厳密には社長の持株と社長以外の持株によって効果が異なる可能性もある。パフォーマンスが悪化した場合でも、社長の持株が大きければ迅速な交代は行われにくくなる可能性が高いが、社長以外の役員の持株が大きければ、持株の価値保全のために他の役員からの交代圧力が高まるかもしれない。ただし一般的には、取締役会でもランクが高いほど持株も大きくなるため、全体的な方向性としてはエントレンチメントの可能性が大きいと思われる。

経営者の交代はパフォーマンス要因よりも在任期間要因の影響を強く受ける可能性が高い。

また、近年の取締役改革のメニューの一つとして社外取締役の導入が進められているが、これは取締役会の独立性を高め、説明責任遂行などの経営者に対する規律メカニズムを強化することが狙いである。Kaplan and Minton [1994] や Kaplan [1997] は、1980年代の日本企業 119 社を対象としているが、パフォーマンスの低下が金融機関や事業法人などからの役員派遣の可能性を上昇させ、その後の経営者交代の確率を上昇させることを示した。

また、Weisbach [1988] も外部役員が優勢を占める取締役会構造を持つ企業では、経営者交代とパフォーマンスの感応度が高いことを報告している。このように先行研究では、経営者の交代における外部取締役のモニタリング機能が確認されている。したがって、外部取締役比率が高ければ、経営者のエントレンチメント・コストは抑制され、効率的な交代の達成が期待される。ただし、この社外取締役の独立性を疑問視する見方もあり¹⁵、経営者交代にどのような影響を与えているのかを確認しておくことが重要になる。

ー2：ガバナンス構造の差異が経営者交代に与える影響（計量分析）

各ガバナンス要因が経営者の交代に与える影響に関する推計結果は表 6a に要約されている。はじめに確認すべきは、経営者の交代確率がパフォーマンスと 5%水準で有意な負の相関を示していることである（basic）。この事実は、経営者の在職年数が 4 年を超える企業群、したがって経営者のエントレンチメント・コストが問題となるような企業群においても、パフォーマンス感応的な経営者交代が行われているという意味で、一定の効率的な交代メカニズムが機能していることを示唆する。

それでは、本節の関心である各ガバナンス要因は経営者の交代にどのような影響を持ったであろうか。第一に、株主の影響に関しては、機関投資家と大株主によるモニタリングは、10%水準と有意性は低いものの、経営者交代を促進するという関係が確認できる（model1）。ただし、交代のパフォーマンス感応度を高めるという意味では、交代メカニズムを効率化していない（model2）。また、持合、弱い安定保有、浮動株と経営者交代には統計的に有意な関係が確認できなかった（model1）。

第二に、経営者の株式保有は、経営者の交代確率を有意に引き下げるという関係が確認できる一方（model1）、交代のパフォーマンスへの感応度には影響を与えない（model3）。Denis, Denis and Sarin[1997]と比較すると、前者の結果は整合的であるが、後者は異なる。Denis 他は、経営者による株式保有が高いと、交代のパフォーマンスへの感応度が低下することから、これを内部コントロールの機能を阻害する要因であると結論づけた。しかし一方で、経営者による株式保有には、経営者と株主の利害を一致させるアラインメント効果もある。アラインメント効果とエントレンチメント効果はトレードオフの関係にあるが、経営者交代の効率性も両者の強弱関係によって決定されると考えられる。我々の結果が Denis 他と異なるのは、両者の効果が相殺したためであろう。

第三に、負債比率は、10%水準と有意性は弱いものの、経営者の交代確率を引き上げる効果を持つ（model1）。ただし、負債比率とパフォーマンスとの交差項では統計的に有意

¹⁵ 胥 [199?] は社外取締役のインセンティブ問題を指摘している。

な関係が確認されなかった。したがって、この推計結果は、債権者がガバナンス機能を果たしているというよりはむしろ、負債比率の高さが業績不振と関係しており、このような企業で経営者交代の発生確率が高いことを示していると考えられる。

第四に、取締役会規模は経営者の交代確率と 5%水準で有意な正の相関を示した (model1)。したがって、取締役会の規模が大きいと経営者の交代確率は高まる関係にある。取締役会規模が大きいことは、社長後継者の人材プールが大きいことを示しており、個々人の努力水準 (昇進インセンティブ) を維持するために、社長の回転率を高めていると思われる。また、パフォーマンスとガバナンス変数との交差項が唯一統計的に有意であったのは、取締役会規模であり、経営者交代のパフォーマンス感応度を低下させる効果を持つ。この結果は取締役会の規模が大きいほど交代確率が高くなるという上記の結果と整合的である。つまり、社長の回転率を高めるとの見方が正しいとすれば、経営者の交代は就任期間要因によって決定されることになり、パフォーマンスへの感応度が弱まると考えられる。

一方、取締役会の構造を表すもう一つの変数である社外取締役比率は、経営者の交代と 1%水準で統計的に有意な正の相関を示した。したがって、取締役会に占める社外取締役の比率が高いほど、経営者の交代確率は増加する関係にある。表掲していないが、これは、主に親会社から派遣された取締役の効果である。親会社からの取締役派遣の場合、親会社主導の再組織化、親会社からの社長派遣などによって、交代確率が高まっているものと思われる。また、近年の連結決算の導入によって、親会社が子会社のガバナンスに対して積極的に関与している可能性もある。

なお、以上の推計結果の傾向は、パフォーマンス指標を株価リターンに代えても、変わらない (表 6b)。主な差異は、機関投資家と大株主の定数項が有意でなくなること、および機関投資家が経営者交代の株価パフォーマンスへの感応度を高めることである。の結果は、10%水準と有意性は低いものの、機関投資家のモニタリングが経営者交代の株価パフォーマンスへの感応度を高めるという形で、交代メカニズムの効率化に寄与している可能性を示唆している。

以上から、ガバナンス構造は経営者の交代に直接的な影響を与えていることが明らかになった。つまり、機関投資家、大株主、負債比率、取締役会規模、社外取締役比率が高いような企業群では経営者の交代確率が上昇し、逆に経営者の持株比率が高いような企業群では交代確率が低下する。この関係は先に検討した仮説とほぼ整合的である。しかし、パフォーマンスへの感応度を高めるという意味で、ガバナンス要因が交代メカニズムの効率化に寄与することを示す明確な証拠が得られなかったため、本稿で注目したエントレンチメント・コストが放置される原因は、主に、ここで取り上げたガバナンス構造にあると結論づけることはできない。わずかに言えるのは、取締役会規模が大きいと会計パフォーマンスへの感応度が低下すること、および機関投資家保有比率が高いと株価パフォーマンスへの感応度が上昇する可能性があることである。前者の関係は、昇進インセンティブ維持のため、年功ルールに基づいた交代圧力が社長就任 4 年目以降の企業群で強いことを示唆するが、このような交代は特にパフォーマンスが良好な場合にコストを伴う。他方、後者の関係は、機関投資家が企業の会計パフォーマンスよりも株価リターンに強い関心を持ってモニタリング機能を果たしていることを示唆し、彼らの行動が望ましい企業統治を促進

する可能性を示唆する。

・ おわりに：インプリケーション

本稿では、経営者の交代メカニズムの問題を通して、企業統治問題にアプローチした。その際、経営者の任期が長期化することに伴ってエントレンチメント・コストが逡増する可能性を提示し、企業のガバナンス構造がこの問題にどのような影響を与えているのかを考察した。本稿の分析結果から得られるインプリケーションは、次の通りである。

第一に、エントレンチメント・コストの解消や抑制は、パフォーマンスの向上に直結するため、適正な経営者交代を促すことのベネフィットは非常に大きく、ガバナンス上の重要なテーマのひとつであることが示唆された。他方、定期的な交代というわが国の経営者交代慣行は、特に良好なパフォーマンスを維持している場合にはコストが大きいため、是正されるべきものであると考えられる。

第二に、経営者交代は就任期間や経営パフォーマンスを考慮し、社長自身の決断、または取締役会の総意で決まるものと考えられるが、機関投資家や大株主によるモニタリングといった間接的なガバナンスの影響も受けている可能性がある。しかし、機関投資家の株式保有が経営者交代の株価パフォーマンス感応度を増加させることを除いて、ガバナンス構造が経営者交代のパフォーマンス感応度を高めるという形で、交代メカニズムの効率化に資する明確な証拠は確認できなかった。このことは、モニタリングなどの間接的ガバナンスで交代メカニズムの効率化を促進することには限界がある可能性を示している。この効率化のためには、経営者の業績を適切に評価し、適正な交代を促す能力を持った社外の人材を取締役会に取り込むなどの措置が必要と思われる。このことから、委員会制の導入などの新しい取り組みが有効に機能することが期待される。

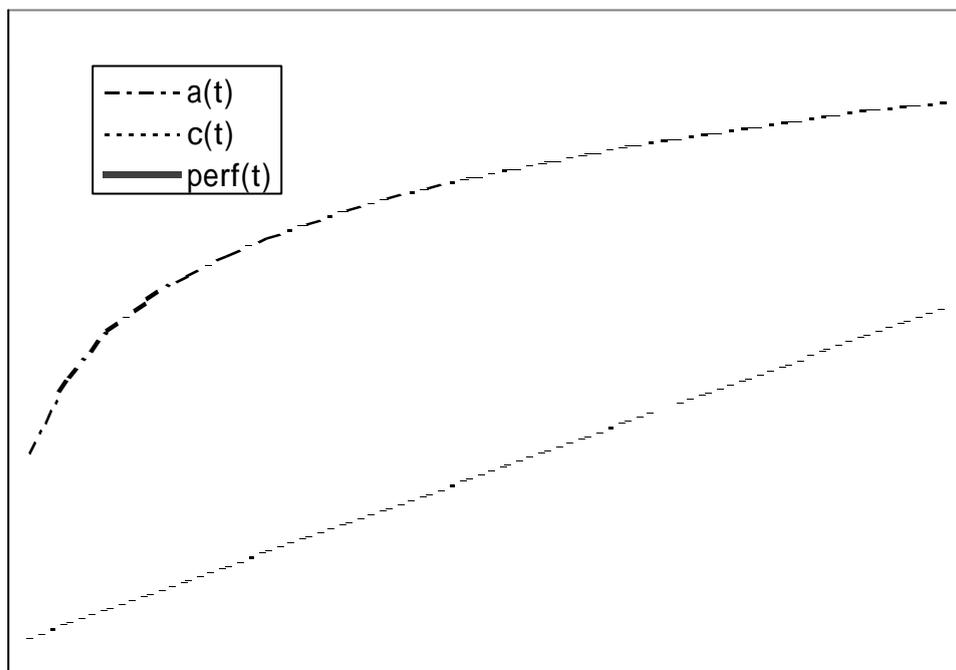
最後に、本稿で残された課題について触れておく。第一に、社長就任後の4年間は交代の確率が低く、この期間が経営者としての学習・評価期間である可能性が示されたが、社長の経営能力を評価するために、4年を要することの妥当性・必要性は詳しく吟味される必要がある。第二に、本稿では経営者の任期長期化に伴って発生するであろうコストをエントレンチメント・コストと定義し、ここに分析の焦点を当てたが、過度の年功ルールに基づく交代に関するコストに関しても今後検討を要する。第三に、企業のガバナンス構造が経営者交代のパフォーマンスへの感応度を高めるという意味で、交代メカニズムの効率性に影響を与えていることを示す明確な証拠は得られなかったが、これが統計的な検出力の問題であるのか、分析手法の問題であるのか、あるいは説明変数の作成方法の問題であるのかなど、さらに検討して行くことが必要である。

【参考文献】

- 青木昌彦 [1995], 『経済システムの進化と多元性』, 東洋経済新報社。
シェアード, P. [1997], 『メインバンク資本主義の危機』, 東洋経済新報社。
宮島英昭 [1998], 「戦後日本企業における状態依存ガバナンスの進化と変容—Logit モデルによる経営者交代分析からのアプローチ—」, 『経済研究』, 第49巻第2号, pp.97-112。
宮島英昭・青木英孝 [2002], 「日本企業における自律的ガバナンスの可能性」, 伊藤秀

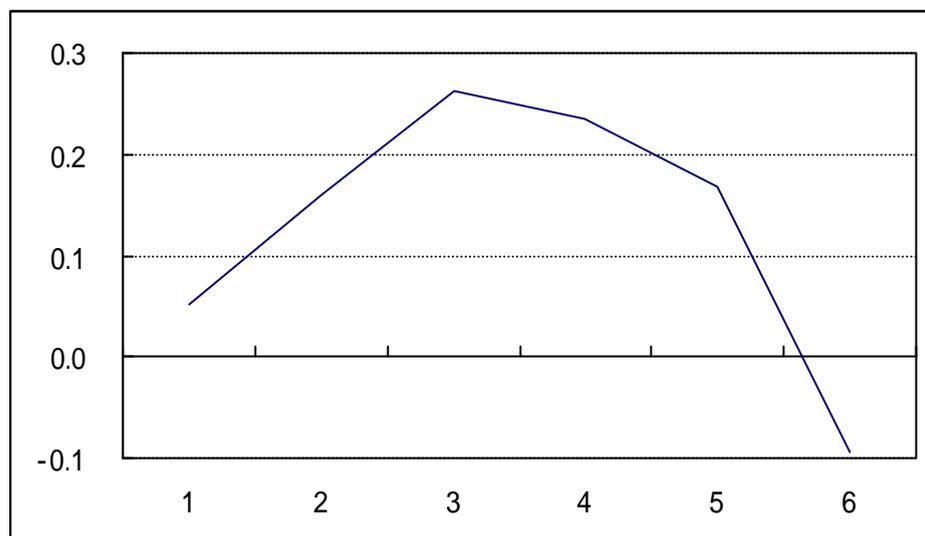
- 史編, 『日本企業・変革期の選択ーガバナンス・戦略・イノベーションー』, 東洋経済新報社.
- 宮島英昭・近藤康之・山本克也 [2001], 「企業統治・外部役員・企業パフォーマンス」, 『日本経済研究』, No.43.
- 森川英正 [1993], 「日本のトップ・マネジメント」, 伊丹敬之他編, 『日本の企業システム 第3巻 人的資源』, 有斐閣.
- Aoki, Masahiko [1994], "Monitoring Characteristics of the Main Bank System: an analytical and developmental View," in Aoki and Patrick eds. *The Japanese Main Bank System: Its Relevancy for Developing and Transforming Economies*, Oxford, Oxford University Press (白鳥正喜監訳『日本のメインバンク・システム』東洋経済新報社).
- Barro, J. R. and R. J. Barro [1990], "Pay, Performance and Turnover of Bank CEOs," *Journal of Labor Economics* 8, pp448-481.
- Demsetz, H. [1983], "The Structure of Ownership and the Theory of the Firm", *Journal of Law and Economics*, 26, pp.375-393.
- Denis, D., and D. K. Denis and A. Sarin [1997], "Ownership Structure and Top Executive Turnover", *Journal of Financial Economics* 45: 193-221.
- Jensen, M. C. [1986], "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers", *American Economic Review*, 76, pp.323-329.
- Jensen, and W. H. Meckling [1976], "The Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure", *Journal of Financial Economics*, 3(4): 305-60.
- Kang, J. and A. Shivdasani [1995], "Firm Performance, Corporate Governance, and Top Executive Turnover in Japan", *Journal of Financial Economics*, 38, pp.29-58.
- Kaplan, S. N. [1994], "Top Executive Rewards and Firm Performance: A Comparison of Japan and the United States", *Journal of Political Economy*, 102, pp.510-546.
- Kaplan, S. N. and B. A. Minton [1994], "Appointments of Outsiders to Japanese Boards: Determinants and Implications for Managers", *Journal of Financial Economics*, 36, pp.225-258.
- Shleifer, Andrei and Robert Vishny [1986], "Large Shareholders and Corporate Control", *Journal of Political Economy*, 94(3): 461-488.
- Shleifer, A. and R. W. Vishny [1989], "Management Entrenchment: The Case of Manager-Specific Investments", *Journal of Financial Economics*, 25.
- Stulz, R. M. [1988], "Managerial Control of Voting Rights: Financing Policies and the Market for Corporate Control", *Journal of Financial Economics*, 20.
- Weisbach, M. S. [1988], "Outside Directors and CEO Turnover," *Journal of Financial Economics*, 20, pp.431-460.

図 1 経営者の就任期間とパフォーマンス (仮説)



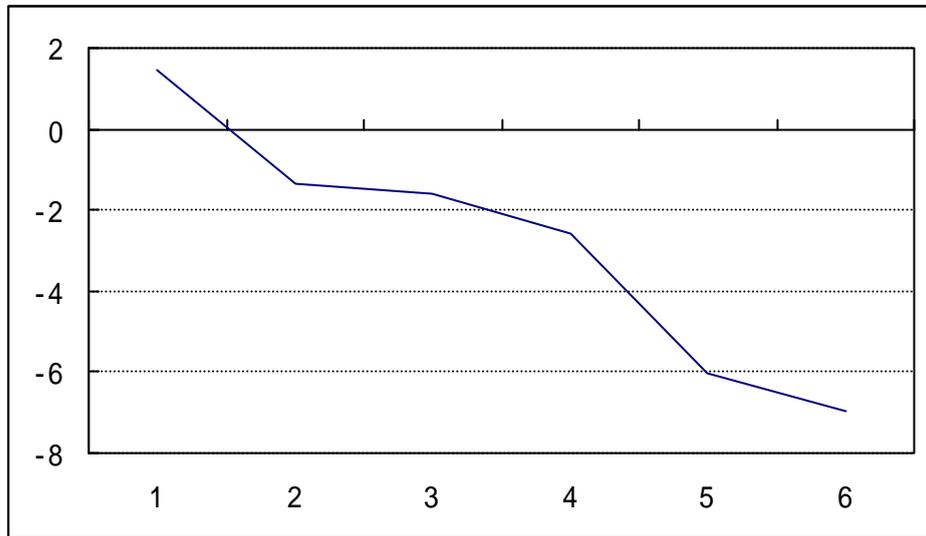
t : 経営者 (社長) の就任期間
 $a(t)$: 経営者 (社長) の潜在能力
 $c(t)$: 経営者 (社長) のエンタレチメントに伴うコスト
 $perf(t)$: 経営者 (社長) の潜在パフォーマンス ($a(t)-c(t)$)

図 2a 経営者の就任期間とパフォーマンス (ROA)



(注) サンプル数 517

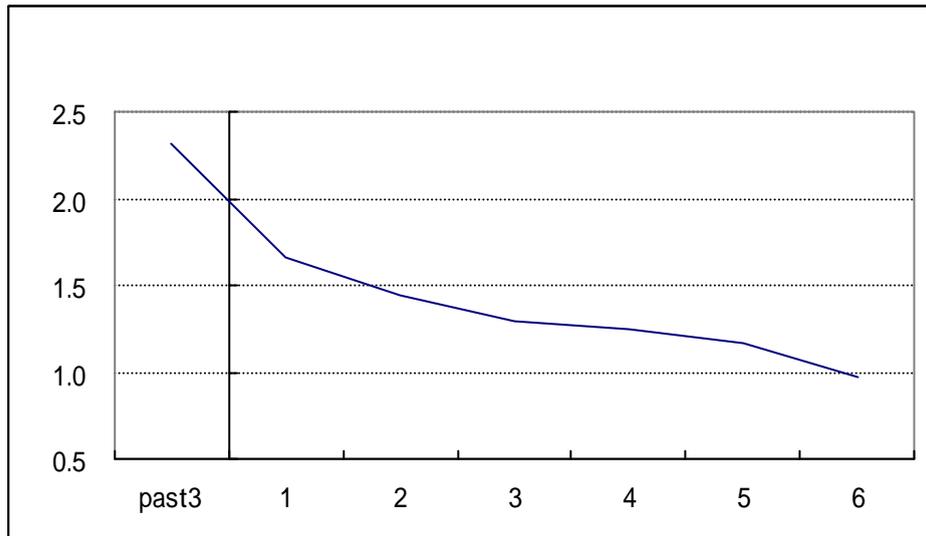
図 2b 経営者の就任期間とパフォーマンス (株価)



(注) サンプル数 517

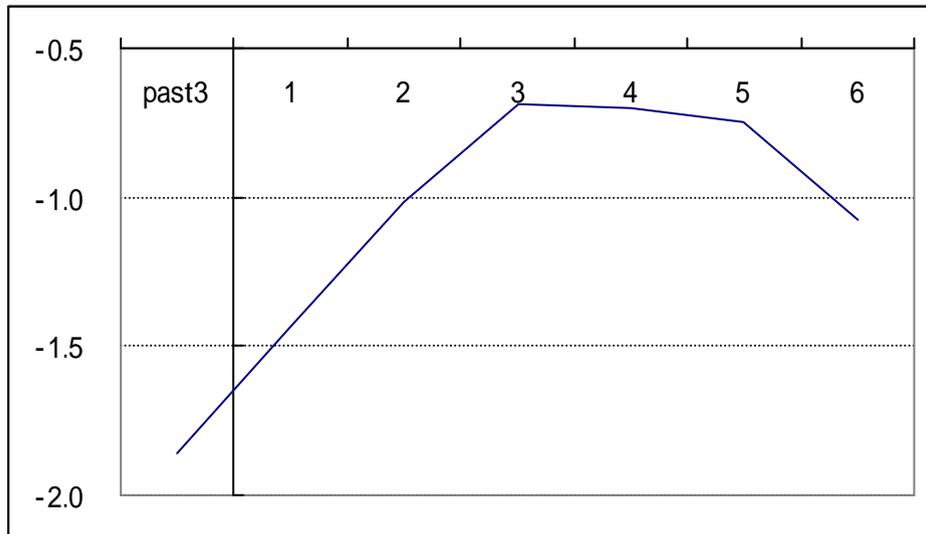
図 3a 経営者交代のコスト・ベネフィット(ROA)

a) 高パフォーマンス企業の経営者交代



(注) サンプル数 248

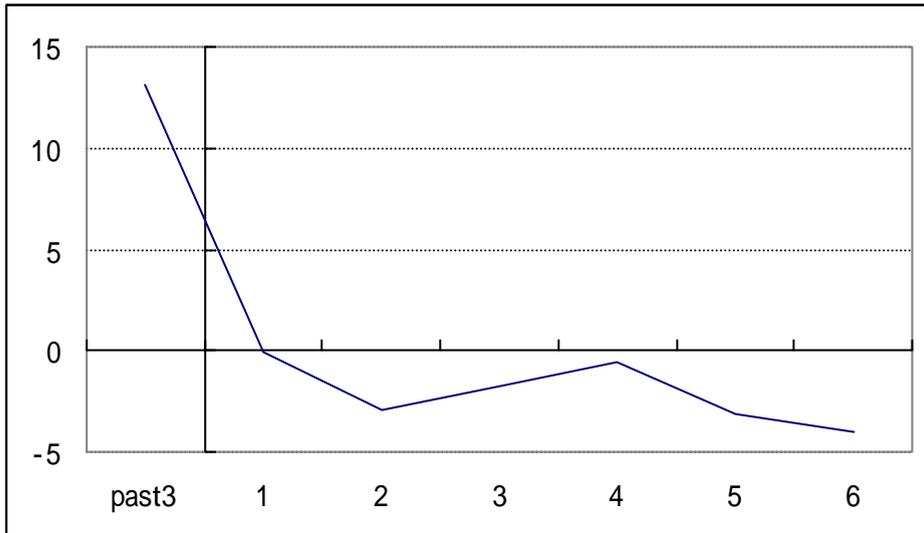
b) 低パフォーマンス企業の経営者交代



(注) サンプル数 269

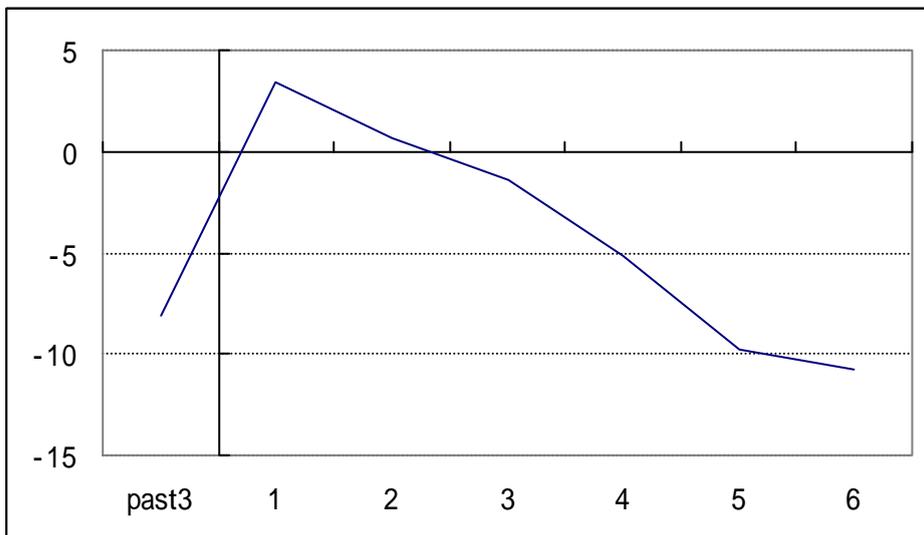
図 3b 経営者交代のコスト・ベネフィット(株価)

a) 高パフォーマンス企業の経営者交代



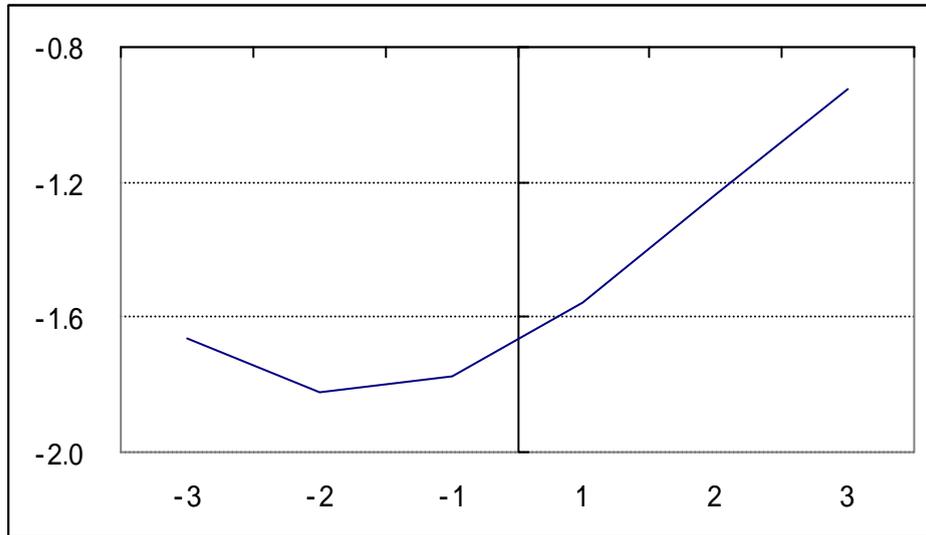
(注) サンプル数 288

b) 低パフォーマンス企業の経営者交代



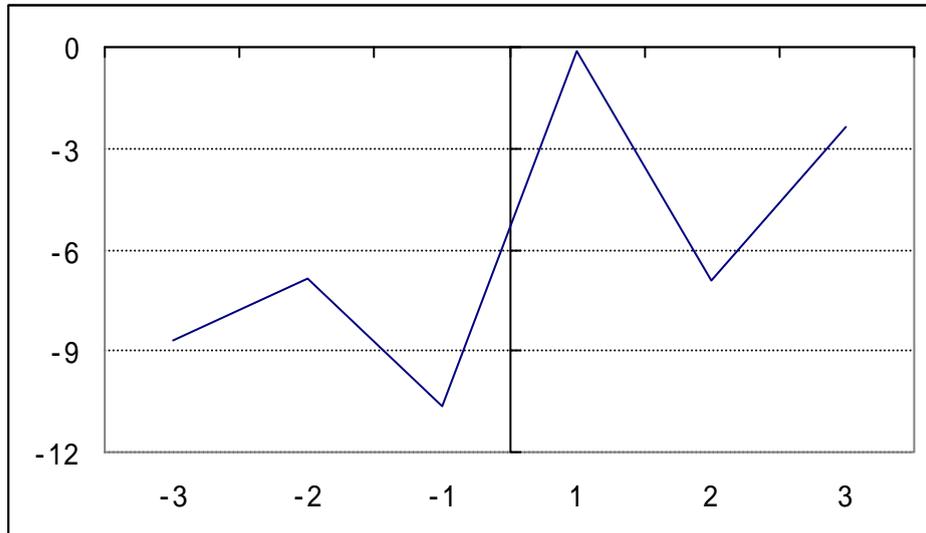
(注) サンプル数 229

図 4a エントレンチメント・コスト (ROA)



(注) サンプル数 414

図 4b エントレンチメント・コスト(株価)



(注) サンプル数 385

表1a 記述統計量 (全期間)

	平均	標準偏差	最小値	最大値	メディアン
交代ダミ-	0.141	0.348	0.000	1.000	0.000
子会社ダミ-	0.308	0.461	0.000	1.000	0.000
ROA	3.674	4.434	-190.110	63.836	3.381
修正ROA	0.231	4.146	-193.713	59.561	0.000
リターン	3.235	43.528	-98.800	865.000	-5.060
超過リターン	0.770	38.065	-181.723	826.347	-2.701
機関投資家 持合	10.425	8.674	0.004	65.027	8.117
弱い安定保有	13.686	8.680	0.000	70.293	12.914
浮動株	9.919	7.115	0.000	47.789	8.636
大株主	22.984	10.198	0.480	80.093	21.746
役員保有	20.669	15.198	0.000	93.160	14.421
負債比率	2.444	5.157	0.001	60.939	0.454
取締役会規模	0.511	0.202	0.006	6.508	0.496
log(取締役会規模)	17.014	7.575	3.000	58.000	15.000
社外取締役比率	2.743	0.429	1.099	4.060	2.708
	24.330	21.643	0.000	100.000	19.355

修正ROA : 業種調整ROA (ROA-業種メディアン)

超過リターン : 対業種超過リターン

表1b 記述統計量（時系列）

機関投資家	Mean	Std Dev	Median	経営者交代ダミ - Mean	Std Dev	Median			
1986	970	6.79	7.17	4.19	0.15	0.36	0.00		
1990	1,062	9.28	6.87	7.45	0.11	0.31	0.00		
1995	1,123	11.79	8.52	10.33	0.15	0.36	0.00		
2000	1,350	12.89	11.76	8.62	0.11	0.31	0.00		
外国人	Mean	Std Dev	Median	経営者交代ダミ - Mean	Std Dev	Median			
1986	970	5.28	7.92	2.70	0.13	0.33	0.00		
1990	1,062	4.38	6.79	2.38	0.14	0.34	0.00		
1995	1,123	7.80	8.51	5.65	0.17	0.37	0.00		
2000	1,350	8.13	10.13	4.04	0.12	0.33	0.00		
持合	Mean	Std Dev	Median	経営者交代ダミ - Mean	Std Dev	Median			
1986	970	14.27	9.29	13.29	0.15	0.36	0.00		
1990	1,062	14.62	8.52	13.81	0.15	0.36	0.00		
1995	1,123	14.07	8.41	13.23	0.13	0.34	0.00		
2000	1,350	10.99	8.55	10.08	0.13	0.34	0.00		
弱い安定保有	Mean	Std Dev	Median	株価リターン	Mean	Std Dev	Median		
1986	970	11.92	7.98	10.84	1986	969	19.90	47.46	9.59
1990	1,062	10.72	7.32	9.61	1987	991	52.71	58.18	42.50
1995	1,123	9.64	6.81	8.33	1988	1,013	29.33	45.34	19.60
2000	1,350	7.72	6.37	6.44	1989	1,038	15.60	40.59	8.84
浮動株	Mean	Std Dev	Median	1990	1,062	-12.43	21.48	-14.75	
1986	970	23.96	9.47	22.78	1991	1,090	-28.25	17.31	-29.15
1990	1,062	21.14	7.88	20.34	1992	1,092	-2.94	19.45	-5.13
1995	1,123	22.28	9.72	21.19	1993	1,098	10.47	22.36	6.78
2000	1,350	25.17	13.08	24.16	1994	1,098	-17.58	12.91	-17.60
大株主	Mean	Std Dev	Median	1995	1,123	29.30	32.98	25.00	
1986	970	20.44	15.00	14.22	1996	1,155	-22.68	20.65	-24.60
1990	1,062	20.64	14.65	14.64	1997	1,191	-21.43	24.78	-25.60
1995	1,123	20.41	14.87	14.30	1998	1,205	-2.60	35.93	-9.51
2000	1,350	21.76	16.62	14.92	1999	1,271	11.26	73.55	-9.01
役員	Mean	Std Dev	Median	2000	1,344	-0.48	35.62	-3.01	
1986	970	2.95	5.42	0.64					
1990	1,062	2.16	3.98	0.47					
1995	1,123	2.00	4.50	0.38					
2000	1,350	3.43	7.59	0.47					
取締役会規模	Mean	Std Dev	Median						
1986	970	17.27	7.05	16.00					
1990	1,062	18.72	7.84	17.00					
1995	1,123	17.73	7.66	16.00					
2000	1,347	12.88	6.18	12.00					
社外取締役	Mean	Std Dev	Median						
1986	970	3.87	3.56	3.00					
1990	1,062	3.69	3.56	3.00					
1995	1,123	3.93	3.65	3.00					
2000	1,347	3.36	3.39	2.00					

表2 就任期間別の交代確率とパフォーマンス

		1986-2000年平均			
任期		企業数	交代確率	修正ROA	超過リターン
0	2	2362	2.9%	-0.35	0.30
2	4	4268	7.0%	-0.09	0.81
4	6	3388	18.6%	0.18	1.02
6	8	2079	24.9%	0.11	-0.59
8	12	1930	21.7%	0.41	0.64
12	20	1385	15.8%	0.99	1.25
20	-	1340	14.2%	1.48	4.92

		1986-1993年平均			
任期		企業数	交代確率	修正ROA	超過リターン
0	2	1121	2.3%	-0.42	2.69
2	4	2026	6.8%	-0.08	4.89
4	6	1678	16.4%	0.07	4.58
6	8	1070	21.6%	0.08	4.57
8	12	1027	22.1%	0.29	5.63
12	20	724	14.7%	1.03	2.70
20	-	709	15.7%	0.97	8.73

		1994-2000年平均			
任期		企業数	交代確率	修正ROA	超過リターン
0	2	1241	3.6%	-0.28	-2.43
2	4	2242	7.2%	-0.09	-3.86
4	6	1710	21.1%	0.29	-3.05
6	8	1009	28.7%	0.14	-6.49
8	12	903	21.3%	0.54	-5.06
12	20	661	16.9%	0.94	-0.41
20	-	631	12.4%	2.07	0.57

任期abは社長の任期がa年以上b年未満の企業

修正ROA：業種調整ROA (ROA-業種メディアン)

超過リターン：対業種超過リターン

表3a 経営者交代の要因 (ROA)

		1986-2000																	
分析期間		Basic			Model1			Model2			Model3			Model4					
モデル		効果なし			効果なし			効果なし			固定効果			固定効果					
ロジットモデル		係数			t値			係数			t値			係数			t値		
パラメータ		-1.695	-19.836	***	-1.695	-19.830	***	-1.696	-19.843	***	-0.105	-4.151	***	-0.067	-3.969	***			
定数項		-0.049	-6.208	***	-0.047	-3.144	***	-0.053	-4.763	***	2.066	26.401	***						
修正ROA																			
4年超タミ-																			
6年超タミ-																			
修正ROA*4年超タミ-		-0.003	-0.158		-0.003	-0.158					0.071	2.717	***	1.971	29.927	***			
修正ROA*6年超タミ-																			
子会社タミ-																			
YEAR1986		0.388	7.941	***	0.388	7.943	***	0.009	0.545		0.244	1.448		0.048	2.344	**			
YEAR1987		-0.061	-0.488		-0.062	-0.492		-0.060	-0.483		-0.596	-4.418	***	0.319	1.837	*			
YEAR1988		-0.398	-2.947	***	-0.398	-2.948	***	-0.398	-2.946	***	-0.809	-5.617	***	-0.648	-4.740	***			
YEAR1989		-0.008	-0.063		-0.008	-0.064		-0.007	-0.055		-0.358	-2.738	***	-0.929	-6.345	***			
YEAR1990		-0.346	-2.614	***	-0.346	-2.615	***	-0.345	-2.608	***	-0.622	-4.420	***	-0.457	-3.435	***			
YEAR1991		-0.265	-2.091	**	-0.266	-2.093	**	-0.265	-2.087	**	-0.578	-4.280	***	-0.726	-5.117	***			
YEAR1992		-0.156	-1.262		-0.156	-1.262		-0.156	-1.258		-0.471	-3.544	***	-0.660	-4.842	***			
YEAR1993		0.137	1.157		0.137	1.158		0.137	1.158		-0.196	-1.546		-0.457	-3.451	***			
YEAR1994		-0.252	-1.968	**	-0.252	-1.968	**	-0.252	-1.969	**	-0.196	-1.546		-0.176	-1.386				
YEAR1995		-0.053	-0.436		-0.053	-0.437		-0.053	-0.434		-0.541	-3.957	***	-0.500	-3.646	***			
YEAR1996		-0.142	-1.146		-0.142	-1.148		-0.141	-1.145		-0.289	-2.231	**	-0.335	-2.565	**			
YEAR1997		-0.161	-1.317		-0.162	-1.319		-0.160	-1.308		-0.344	-2.612	***	-0.329	-2.470	**			
YEAR1998		-0.200	-1.628	**	-0.200	-1.630	**	-0.199	-1.622	**	-0.428	-3.273	***	-0.302	-2.307	**			
YEAR1999		0.235	2.052	**	0.235	2.052	**	0.235	2.051	**	-0.436	-3.291	***	-0.339	-2.582	***			
YEAR1999		-0.050	-0.416		-0.050	-0.414		-0.050	-0.418		0.033	0.266		0.105	0.864				
サンプル数		14,052			14,052			14,052			14,052			14,052					
対数尤度		-6,048			-6,048			-6,048			-3,712			-3,685					
ハウスマン検定		0.00	1.000	(16)	0.00	1.000	(17)	0.00	1.000	(17)	1,366.70	0.000	(18)	1,486.17	0.000	(18)			

有意水準 : ***1%, **5%, *10%

業種調整ROA (ROA-業種メディアン)

就任期間4年超なら1

就任期間6年超なら1

子会社タミ- (持株比率15%超の法人が存在)

年度タミ-

YEAR???

ハウスマン検定 : カイ二乗統計量, P値, (自由度)

表3b 経営者交代の要因 (株価)

分析期間		1986-2000											
モデル		Basic		Model1		Model2		Model3		Model4			
ロジットモデル	固定効果	固定効果		固定効果		固定効果		固定効果		固定効果			
パラメータ	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	
定数項	-0.003	-3.342	-0.001	-0.861	-0.002	-1.431	-0.007	-2.835	-0.004	-2.740	-0.004	-2.740	
超過ターン													
4年超タミ-													
6年超タミ-													
超過ターン*4年超タミ-													
超過ターン*6年超タミ-													
子会社タミ-													
YEAR1986	0.292	1.867	0.285	1.821	0.284	1.813	0.314	1.878	0.001	0.741	0.376	2.190	
YEAR1987	-0.281	-2.195	-0.282	-2.197	-0.284	-2.212	-0.655	-4.806	-0.715	-5.163	-0.715	-5.163	
YEAR1988	-0.529	-3.805	-0.522	-3.754	-0.525	-3.772	-0.857	-5.843	-0.982	-6.579	-0.982	-6.579	
YEAR1989	-0.177	-1.421	-0.175	-1.407	-0.177	-1.425	-0.429	-3.261	-0.534	-3.991	-0.534	-3.991	
YEAR1990	-0.442	-3.299	-0.436	-3.247	-0.434	-3.236	-0.656	-4.630	-0.746	-5.229	-0.746	-5.229	
YEAR1991	-0.423	-3.303	-0.416	-3.245	-0.419	-3.267	-0.633	-4.678	-0.712	-5.221	-0.712	-5.221	
YEAR1992	-0.299	-2.392	-0.292	-2.333	-0.295	-2.354	-0.516	-3.886	-0.510	-3.841	-0.510	-3.841	
YEAR1993	-0.019	-0.161	-0.013	-0.105	-0.014	-0.119	-0.244	-1.924	-0.233	-1.826	-0.233	-1.826	
YEAR1994	-0.344	-2.679	-0.338	-2.633	-0.339	-2.645	-0.545	-4.014	-0.511	-3.754	-0.511	-3.754	
YEAR1995	-0.195	-1.596	-0.190	-1.554	-0.191	-1.568	-0.326	-2.513	-0.369	-2.822	-0.369	-2.822	
YEAR1996	-0.293	-2.335	-0.286	-2.284	-0.288	-2.298	-0.417	-3.141	-0.404	-3.012	-0.404	-3.012	
YEAR1997	-0.330	-2.666	-0.322	-2.601	-0.322	-2.600	-0.510	-3.877	-0.391	-2.960	-0.391	-2.960	
YEAR1998	-0.354	-2.843	-0.347	-2.782	-0.349	-2.794	-0.520	-3.884	-0.424	-3.183	-0.424	-3.183	
YEAR1999	0.104	0.893	0.110	0.943	0.109	0.937	-0.032	-0.257	0.033	0.265	0.033	0.265	
YEAR1999	-0.164	-1.286	-0.160	-1.249	-0.157	-1.232	-0.257	-1.914	-0.202	-1.499	-0.202	-1.499	
サンプル数	13,970	13,970	13,970	13,970	13,970	13,970	13,970	13,970	13,970	13,970	13,970	13,970	
対数尤度	-4,197	-4,197	-4,196	-4,196	-4,195	-4,195	-3,693	-3,693	-3,663	-3,663	-3,663	-3,663	
ハウスマン検定	409.86	0.000 (16)	1,027.30	0.000 (17)	681.04	0.000 (17)	704.27	0.000 (18)	1,587.57	0.000 (18)	1,587.57	0.000 (18)	

有意水準 : ***1%, **5%, *10%

対業種超過ターン

就任期間4年超なら1

就任期間6年超なら1

子会社タミ- (持株比率15%超の法人が存在)

YEAR???

ハウスマン検定

: カイ二乗統計量, P値, (自由度)

表 4a パフォーマンスと経営者交代メカニズム

	短期就任	長期就任
高パフォーマンス	ケ-ス 1: 過度の年功ルールへの依存	ケ-ス 2: 適切な交代メカニズム
低パフォーマンス	ケ-ス 3: 適切な交代メカニズム	ケ-ス 4: 過度の任期の長期化

表 4b 経営者交代のコストとベネフィット

	ケース 1：年功ルール依存	ケース 4：任期の長期化
コスト	<ul style="list-style-type: none"> ・ 有能な経営者を喪失する可能性 ・ 近視眼的経営の可能性 ・ 後継者の学習コストや能力評価コストが定期的に発生 ・ 経営者のリーダーシップ弱体化 	<ul style="list-style-type: none"> ・ 経営者（社長）への過度な権力集中、及び暴走 ・ 保身のためのコスト拡大 ・ バーンアウトなどに伴う経営者の努力水準の低下 ・ 経営責任の不明確 ・ 経営組織・経営スタイルの硬直化 ・ 自身の過去を否定しにくいいため、経営戦略の見直しが遅れる可能性 ・ 無能な経営者による長期経営の可能性 ・ 後継者不足に伴う経営リスクの増大 ・ 経営者人材の昇進インセンティブ低下
ベネフィット	<ul style="list-style-type: none"> ・ 経営者（社長）への過度な権力集中の回避 ・ 経営組織の活性化 ・ 常態的な後継者育成による人材プールの拡大 ・ 誤った意思決定など過去のしがらみからの開放 ・ 交代を意識することに伴う意思決定の正常化 ・ 経営スタイル刷新への契機 ・ 経営者人材の昇進インセンティブ強化 	<ul style="list-style-type: none"> ・ 経営者のリーダーシップ強化 ・ 有能な経営者による長期的な能力発揮 ・ 長期的視野での経営の可能性 ・ 経営者選任コストの低下

表5a エントレンチメントコストの測定 (ROA)

表5a エントレンチメント・コストの推定 (ROA)

パネル分析 パラメータ	変量効果	
	回帰係数	t値
1年経過ダミー	0.196	1.896 *
2年経過ダミー	0.518	5.002 ***
3年経過ダミー	0.834	8.054 ***
定数項	-1.762	-18.633 ***
サンプル数	2,688	
R2	0.016	
Adj-R2	0.015	
ハウスマン検定	0.00	1.000 (3)

有意水準 : ***1%, **5%, *10%

1年経過ダミー : 就任後1年経過なら 1

2年経過ダミー : 就任後2年経過なら 1

3年経過ダミー : 就任後3年経過なら 1

ハウスマン検定 : カイ二乗統計量, P値, (自由度)

表5b エントレンチメント・コストの推定（株価）

パネル分析 パラメータ	変量効果	
	回帰係数	t値
1年経過ダミー	8.596	6.242 ***
2年経過ダミー	1.795	1.304
3年経過ダミー	6.367	4.624 ***
定数項	-8.739	-10.376 ***
サンプル数	2,310	
R2	0.018	
Adj-R2	0.017	
ハウスマン検定	0.00	1.000 (3)

有意水準 : ***1%, **5%, *10%

1年経過ダミー : 就任後1年経過なら 1

2年経過ダミー : 就任後2年経過なら 1

3年経過ダミー : 就任後3年経過なら 1

ハウスマン検定 : カイ二乗統計量, P値, (自由度)

表6a エントレンチメントとガバナンス構造 (ROA)

分析期間 モデル ロジットモデル パラメータ	1986-2000					
	Basic		Model1		Model2	
	固定効果		効果なし		効果なし	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
定数項			-2.284	-6.026 ***	-2.336	-6.121 ***
機関投資家			0.009	1.740 *	0.008	1.659 *
持合			0.001	0.148	0.001	0.210
弱い安定保有			-0.005	-1.076	-0.006	-1.087
浮動株			0.006	1.511	0.006	1.559
大株主			0.008	1.796 *	0.009	1.821 *
役員保有			-0.125	-9.644 ***	-0.125	-9.555 ***
負債比率			0.288	1.706 *	0.279	1.638
取締役会規模			0.194	2.353 **	0.209	2.503 **
社外取締役比率			0.005	2.840 ***	0.005	2.765 ***
機関投資家*修正ROA					0.001	0.428
持合*修正ROA					0.001	0.664
弱安定*修正ROA					0.000	0.269
浮動株*修正ROA					0.001	0.882
大株主*修正ROA					0.000	0.292
役員*修正ROA					0.002	0.572
負債比率*修正ROA					-0.072	-1.212
取締役会規模*修正ROA					0.048	1.693 *
社外比率*修正ROA					0.001	0.984
修正ROA	-0.031	-2.018 **	-0.042	-3.937 ***	-0.217	-1.712 *
子会社ダミ-	0.269	1.281	0.128	1.137	0.125	1.106
YEAR1986	-0.556	-3.357 ***	0.048	0.300	0.044	0.279
YEAR1987	-0.797	-4.495 ***	-0.383	-2.235 **	-0.383	-2.234 **
YEAR1988	-0.431	-2.631 ***	-0.054	-0.341	-0.053	-0.335
YEAR1989	-0.737	-4.156 ***	-0.443	-2.610 ***	-0.440	-2.592 ***
YEAR1990	-0.649	-3.857 ***	-0.319	-1.984 **	-0.317	-1.968 **
YEAR1991	-0.427	-2.608 ***	-0.139	-0.884	-0.131	-0.835
YEAR1992	-0.196	-1.240	0.098	0.646	0.105	0.696
YEAR1993	-0.498	-2.946 ***	-0.239	-1.486	-0.234	-1.450
YEAR1994	-0.207	-1.290	0.082	0.533	0.081	0.526
YEAR1995	-0.221	-1.356	-0.011	-0.068	-0.009	-0.059
YEAR1996	-0.355	-2.186 **	-0.130	-0.843	-0.126	-0.817
YEAR1997	-0.499	-2.912 ***	-0.285	-1.793 *	-0.281	-1.768 *
YEAR1998	0.070	0.444	0.306	2.094 **	0.307	2.095 **
YEAR1999	-0.023	-0.141	0.028	0.180	0.031	0.202
サンプル数	8,556		8,556		8,556	
対数尤度	-2,431		-4,044		-4,041	
ハウスマン検定	308.24	0.000 (16)	0.00	1.000 (25)	0.00	1.000 (34)

有意水準 : ***1%, **5%, *10%

修正ROA : 業種調整ROA (ROA-業種メディアン)

子会社ダミ- : 子会社ダミー (持株比率15%超の法人が存在)

YEAR???? : 年度ダミー

ハウスマン検定 : カイ二乗統計量, P値, (自由度)

表6b エントレンチメントとガバナンス構造 (株価)

分析期間 モデル ロジットモデル パラメータ	1986-2000					
	Basic		Model1		Model2	
	固定効果		効果なし		効果なし	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
定数項			-2.188	-5.768 ***	-2.135	-5.617 ***
機関投資家			0.006	1.278	0.006	1.205
持合			-0.000	-0.080	-0.001	-0.240
弱い安定保有			-0.006	-1.118	-0.005	-0.980
浮動株			0.007	1.640	0.006	1.506
大株主			0.007	1.537	0.007	1.457
役員保有			-0.130	-9.962 ***	-0.129	-9.888 ***
負債比率			0.394	2.356 **	0.368	2.184 **
取締役会規模			0.171	2.069 **	0.165	1.988 **
社外取締役比率			0.004	2.530 **	0.005	2.594 ***
機関投資家*超過リターン					-3.1E-04	-1.788 *
持合*超過リターン					-0.000	-1.322
弱安定*超過リターン					0.000	1.442
浮動株*超過リターン					-0.000	-1.255
大株主*超過リターン					-0.000	-1.370
役員*超過リターン					0.000	0.762
負債比率*超過リターン					-0.008	-1.226
取締役会規模*超過リターン					-0.003	-1.044
社外比率*超過リターン					0.000	0.441
超過リターン	-0.002	-1.462	-0.002	-2.011 **	0.020	1.591
子会社ダミー	0.307	1.443	0.128	1.135	0.121	1.075
YEAR1986	-0.561	-3.343 ***	0.013	0.080	0.025	0.155
YEAR1987	-0.826	-4.568 ***	-0.411	-2.350 **	-0.418	-2.375 **
YEAR1988	-0.472	-2.863 ***	-0.097	-0.605	-0.096	-0.596
YEAR1989	-0.761	-4.253 ***	-0.455	-2.645 ***	-0.468	-2.710 ***
YEAR1990	-0.673	-3.986 ***	-0.329	-2.036 **	-0.327	-2.016 **
YEAR1991	-0.437	-2.658 ***	-0.145	-0.920	-0.138	-0.873
YEAR1992	-0.203	-1.279	0.080	0.528	0.084	0.549
YEAR1993	-0.485	-2.865 ***	-0.230	-1.430	-0.227	-1.402
YEAR1994	-0.210	-1.299	0.074	0.479	0.074	0.480
YEAR1995	-0.258	-1.576	-0.052	-0.334	-0.053	-0.338
YEAR1996	-0.385	-2.346 **	-0.163	-1.042	-0.169	-1.075
YEAR1997	-0.524	-3.025 ***	-0.313	-1.942 *	-0.320	-1.976 **
YEAR1998	0.052	0.327	0.271	1.829 *	0.271	1.817 *
YEAR1999	-0.056	-0.337	-0.029	-0.184	-0.026	-0.159
サンプル数	8,512		8,512		8,512	
対数尤度	-2,417		-4,029		-4,024	
ハウスマン検定	39.78	0.001 (16)	0.00	1.000 (25)	0.00	1.000 (34)

有意水準 : ***1%, **5%, *10%

超過リターン : リターン-業種メディアン

子会社ダミー : 子会社ダミー (持株比率15%超の法人が存在)

YEAR???? : 年度ダミー

ハウスマン検定 : カイ二乗統計量, P値, (自由度)