

Discussion Paper Series A No.490

取締役会構成とその内生性
- - ロシア株式会社の実証分析 - -

岩 崎 一 郎

2007年1月(初稿)
2007年8月(改訂稿)

The Institute of Economic Research
Hitotsubashi University
Kunitachi, Tokyo, 186-8603 Japan

IER Discussion Paper Series (A)

First Draft: January 2007

This Version: August 2007

取締役会構成とその内生性*

–ロシア株式会社の実証分析–

Endogenous board formation and its determinants

in a transition economy: evidence from Russia

岩崎一郎

一橋大学経済研究所

〒186-8603 東京都国立市中 2-1

TEL: +81-42-580-8366 / FAX: +81-42-580-8333

E-mail: iiwasaki@ier.hit-u.ac.jp

【要旨】

ロシア株式会社の典型的な取締役会は、執行役員と社外取締役の比率が均衡した適度に開放的な経営監督機関として特徴付けられる。しかし実際には、この統計的平均像に近い取締役会を組織する企業はむしろ少数派であり、社外取締役比率が極端に高いか、逆に経営陣が殆ど全ての役員ポストを占めるような取締役会を編成する企業が圧倒的に多数派である。取締役会構成のこうした分極化現象の背景には、経営陣と彼らに対峙する株主や社外取締役との熾烈な覇権争いがある。異なる企業統治機構の調和的な自己組織化によって会社経営の効果的な規律化を実現しうる先進諸国と較べて、深い相互不信の人間関係に依って立つロシアの企業システムは、明らかに会社当事者の時間とエネルギーを過剰に費消させる。この意味で、ロシアにおけるバーゲニング・モデルの際立った適合性は、体制転換の途上にある社会経済システムの未成熟さを反映するものである。

JEL classification numbers: D21, D23, G34, K22, L22, P31

Keywords: Russia, board formation, endogeneity, agency theory, bargaining hypothesis

* 本稿は、一橋大学経済研究所と国立大学高等経済院産業・市場研究所の日露共同研究プロジェクト「ロシア経済の企業統治と統合プロセス」の研究成果の一部である。本研究の実施に当たり、筆者は、平成18～19年度科学研究費補助金基盤研究(A) (課題番号17203019)及び基盤研究(C) (2) (課題番号16530149)からの資金的支援を得た。記して謝意を表したい。

1. はじめに

株主総会は、会社経営の最高意思決定機関であるという厳然たる事実にも拘らず、取締役会が企業内部統制システムの最も枢要な地位を占めているという Jensen (1993)の主張に異論を差し挟む者は殆どいない。所有と経営の分離を前提とした近代企業システムの下で、取締役会は、「企業を経営する小さいけれど強力なグループと、企業の優良な経営を単に望むだけの巨大だが結束力がなく、比較的力の弱いグループを取り結ぶ場」(Monks and Minow, 1996, p. 167)である。従って、取締役に課せられる第一義的な使命は、株主に代わり善管注意義務と忠実義務を尽くして経営を監視することである。言い換えれば、業務遂行に係る裁量的意思決定が上級経営者の任務であるならば、取締役会の責任はそのコントロールにある。会社内部のこのような権限配分を以って初めて、経営陣が自らのパフォーマンスの唯一の評価者となることを防止することが可能となり、ひいては、投下された株主資本のセーフガードが確保されることになる(Baysinger and Hoskisson, 1990)。

Broadman (2000)や Sugiura (2007)が述べるように、資本市場や企業コントロール市場が未発達で、なおかつ多くの産業において製品市場の企業間競争すら十分とはいえないロシアでは、会社経営の効果的な規律化のために、先進諸国に優るとも劣らない機能と強度を具えた内部統制システムが期待されることになる。移行経済に特徴的である極めて高度な所有集中と西側企業の基準を遥かに上回る経営者所有の存在故に、同国では取締役会の役割を軽視する向きもある。Williamson (1983)が示唆するように、異なる企業統治機構は、所有者と経営者の関係に生じるエージェンシー費用を削減する上で確かに代替的である。しかし同時に、各々は、エージェンシー問題の特定の側面や段階に対して特に有効に作用するという意味で相互に補完的でもある。現在、ロシアの企業統治上、最も深刻な問題の一つである少数派株主の権利保護を含めて、取締役会にもそのような特性が具わっている。従って、取締役会とその構成員による経営監督の重要性は、ロシアにおいても強調してし過ぎることはないのである。

一方、取締役会の役割は、最高経営責任者の選任と交代、財務成績の評価及び経営報酬の決定を含む広義の意味でも、経営者の監視に限定されるものではない。自社の意思決定を高レベルの企業戦略へ導くための専門的知識の源泉となることや、経営活動への助言・勧告を超えた様々な知見の提供も、経営陣の上に立つ会社機関ならではの重大な機能である(Baysinger and Butler, 1985)。また、Hermalin and Weisbach (1988)の研究が示唆するように、取締役会は、CEO 後継者のトーナメントや育成の場としての働きも果たしている。以上の理由から、取締役に経営監督を専らとする人々で占められる必要は必ずしもない。その上 Bathala and Rao (1995)が指摘するように、企業は、所有者・経営者間の利害衝突を緩和する他の統治機構の利用程度にも依拠しつつ、取締役会の機能を最適化するような構成を選択しようとする行動から、社外取締役に役員多数派を形成することすらも必然的ではない。事実、取締役会の編成は、地域、国家、経済体制、産業、市場、企業組織及び事業活

動の形態に応じて実に多彩を極めているのである。

この組織多様性の論理を解明すべく、取締役会の経済研究は、エージェンシー理論(Jensen and Meckling, 1976; Fama, 1980; Fama and Jensen, 1983)に軸足を置いて、しかし所有権理論(Demzets, 1967; Alchian and Demzets, 1972)及び資源依存理論(Pfeffer and Salancik, 1978; Pfeffer, 1981)やスチュワートシップ理論(Barney, 1990; Muth and Donaldson, 1998)¹⁾等の経営論からも重大なヒントを得ながら理論的基礎を固め、同時に欧米企業を中心とした実証研究とのインタラクティブを繰り返す過程の中で、その分析ツールを研ぎ澄ませてきた。それはいまや旧社会主義諸国にも十分応用可能なほどの一般性を持つに至っている。しかしながら、筆者が確認した限り、体制移行が開始して約15年が経過した現在においても、ロシア企業について、その取締役会構成の決定要因を入念に分析した実証研究は皆無に等しい²⁾。残念ながら、他の移行国研究も大同小異の状況にある。

移行経済研究のこうした空白を埋める第一歩として、本稿は、先進国企業の実証研究に関する先行研究がもたらした理論的・実証的成果の包括的な再検証を通じて、ロシア企業の実証研究に経済的にも統計的にも有意な影響を及ぼす諸要因の特定を試みる。これが、本研究の筆頭課題である。この研究分野において、Hermalin and Weisbach (1998)は、取締役会の構造と機能は、CEOと他の取締役との間で展開される交渉プロセスの中で決定されるというバーゲニング仮説を主張し、取締役会の予定調和的な自己組織性を陰伏的に前提する伝統的エージェンシー理論とは一線を画す理論モデルを提案した。後に詳しく述べるが、このバーゲニング仮説とエージェンシー理論では、会社関係者の交渉力が取締役会構成に及ぼすインパクトの考え方に大きな差が存在する。この点を精査し、何れの接近法が現代ロシア企業の分析により適合的であるかを判定することは、市場経済移行期の経済主体の行動様式を理解する上で極めて重要である。これが、本稿第2の研究課題である。

上記2つの研究課題は、企業活動の如何なる側面が、現代ロシア企業の実証分析にとって特に重要であるのかを問うている。そこで、本稿では、取締役会構成に影響する潜在力を秘めた諸変数を、企業内部組織の状態を捉える「ガバナンス変数群」と事業活動や経営環

¹⁾ スチュワートシップ理論は、エージェンシー理論や資源依存理論よりも比較的新しい経営理論である。エージェンシー理論が、人間の機会主義や利己主義を強く意識した行動モデルに基礎を置く理論体系だとすれば、スチュワートシップ理論は、成長、達成、自己実現という高位の欲求の充足を求めて、社会や所属組織の目標達成を迫及する性善説的な経営者モデルに立脚した経営理論である(柏木, 2005)。このため、両者の間には、会社経営や企業統治の処方箋をめぐる学問的な緊張関係が生じており、この分野の研究者を大いに刺激している。

²⁾ 事実、筆者のサーベイ研究(Iwasaki, 2007a)によれば、Долгопятова (1995), Blasi and Shleifer (1996), Афанасьев, Кузнецов, Фоминых (1997), Filatotchev, Wright and Bleaney (1999)らの先駆的業績をはじめ、ロシアの内外で、旧国有企業や新規設立企業の実証研究に光を当てた論文が少なからず発表されたが、それらの殆どは、所有構造と取締役会構成の緊密な相関関係を示唆するに止まっている。

境のあり方を反映した「事業活動変数」に区分し、その上、ガバナンス変数群については、上記第2の研究課題に対応するため、経営者及び経営者と対峙する会社関係者の交渉力を代理する「バーゲニング変数群」と「その他のガバナンス変数群」という下位カテゴリーを更に設け、これら3つの変数グループの影響度を実証的に比較する。

以上2つの課題に加えて本稿は、ロシアの会社法及び移行経済として特質と取締役構成との相関関係に関する理論仮説の提起とその実証的検証を行うことを、第3の研究課題とする。ロシアの会社法は、総じてアングロ・サクソン型の会社モデルを用いているが、(a)取締役会構成人数の下制限、(b)最高経営責任者による取締役会会長兼任の禁止、(c)その他執行役員の実質取締役兼任制限など、株式会社の統治機構に関して同国独特の法的規制を採用しており、これら一連の法的規制の取締役会構成への実際的影響の検証が求められている(Black and Kraakman, 1996; Iwasaki, 2007b)。また、ロシア法は、株式会社の法組織形態として、第三者への株式譲渡の自由度が大きく異なる開放会社と閉鎖会社のいずれかの選択を強制しているが、この規定の存在も、取締役会の有り方に一定の影響を及ぼす可能性がある(Iwasaki, 2007c)。また、社会主義時代に「労働者階級の共通財産」と見なされていた国家資産の継承が、ソ連崩壊後に設立された新規民間企業との比較において、これら私有化企業の内部組織に如何なる影響を及ぼすのかが、移行経済研究者の重大な関心事となっている(Djankov and Murrell, 2002)。更に、1990年代にロシア全土に勃興した企業グループへの参画が、グループ企業の企業統治に与える効果も見逃すことはできない。これらロシアに特有な諸要因の取締役会構成へのインパクトに関する実証的検証は、移行経済論のみならず、金融経済論や組織経済学にも有益な事実発見と理論的見地を提供するであろう。

以上に掲げた3つの研究課題に取り組むに当たり、筆者は、取締役会の主要構成要素である(1)人員規模、(2)社外取締役比率、(3)取締役会会長外部登用度の内生性に配慮した実証分析を行う。これら3つの構成要素は、互いに他に影響を及ぼしながら、同時に決定されると考えられる。本稿ではこの過程を、「内生的取締役会編成プロセス」(endogenous board formation)と呼ぶ。近年、研究者の間では、取締役会のこの構造的側面に高い関心が払われており、筆者もその問題意識を共有している(Lehn, Patro and Zhao, 2005; Raheja, 2005; Adams and Ferreira, 2007; Boone et al. 2007; Coles, Daniel and Naveen, 2007; Harris and Raviv, 2007; Linck, Netter and Yang, 2007)。但し、企業統治モデルの実証分析は、計量モデルの構造を事前に特定することが非常に困難だという難点があり、この点は、内生変数を含む計量モデルの推計にとってとりわけ深刻な問題を孕んでいる。そこで本稿では、モデル定式化の次善策として、まず初めに、取締役会各構成要素を従属変数とする単一方程式推計を行い、次に、この段階で比較的頑健に推計された独立変数を基礎に、取締役会構成要素を内生化する同時方程式モデルを編成し、これを、二段階最小二乗法(2SLS)によって改めて推計し直す、という仕方を実証分析を進める。この手続きは、最新の研究成果であるBoone et al. (2007), Coles, Daniel and Naveen (2007)及びLinck, Netter and Yang (2007)らの実

証戦略を踏襲するものである。

本稿では、実証分析の基礎データとして、一橋大学経済研究所と国立大学高等経済院産業・市場研究所のスタッフから成る日露共同研究チームが、2005年にロシア全土で実施した企業アンケート調査の諸結果を利用する。本調査は、同年2月から6月に至る5ヶ月をかけて、連邦構成主体64地域に所在する工業・通信業企業全822社の経営幹部³⁾を対象に実施されたロシアではかつてなく大規模な訪問調査である。調査対象は全て株式会社であり、調査に参加した企業1社当たりの平均従業員数は1,884名(標準偏差:5,570名,中央値:465名)に達する。その総計は1,549,008名に上るが、公式統計(Rosstat, 2005)によれば、それは、2004年を通じて工業及び通信業に就業していた平均労働者総数の10.3%に相等する。更に、地域及び部門別構成等の点からも、被調査企業は、ロシアの中・大規模企業を代表するに足る標本集団を構成している。調査結果は、これらサンプル企業各社について、その取締役会の構成人数、役員的基本的属性、取締役会会長の登用方法等に関する情報を含んでおり、それは、取締役会会長741名及び取締役4,818名に関する詳細な調査を可能としている⁴⁾。これに加えて本稿では、ロシア有数の企業情報提供会社であるSKRIN社及びSPARK社のデータベースが公開している調査参加企業の財務成績及び経営者や取締役の自社株所有比率に関するデータも活用し、先進国上場企業研究に比肩するような接近法での実証分析も試みる。

本稿の構成は次の通りである。次節では、ロシア株式会社の取締役会構成に関する法制度的枠組を解説する。第3節では、共同企業調査の諸結果に基づいて取締役会構成の全体的特徴を把握する。続く第4節では、検証すべき理論仮説を提示する。第5節では、理論仮説の検証結果と推計結果の頑健性を報告する。そして結語で、分析結果の要約と筆者の結論を述べる。

2. ロシア株式会社の取締役会：法制度的枠組

ロシアにおける株式会社の法制度的基礎は、民法典と株式会社法によって与えられ、政令であるコーポレート・ガバナンス法典がこれを補完している⁵⁾。取締役会の役割や執行機関との権限関係を含めた株式会社の全般的法制構造は、Iwasaki (2007b)で詳しく検討したから、本節では、取締役会の形成と密接に係る部分に焦点を絞って議論する⁶⁾。

³⁾ 社長(ないしCEOや総支配人)及び副社長が主体で、全体の94.8%を占める。残る回答者は、取締役会会長(1.6%)及び企業統治問題担当部長(3.6%)で構成されている。

⁴⁾ 調査方法及び標本集団の詳細は、Dolgopyatova and Iwasaki (2006)を参照のこと。

⁵⁾ 1994年11月30日付民法典第I部(1995年1月1日施行)4章(96~104条)、1995年12月26日付「株式会社に関する連邦法」(1996年1月1日施行)及び2002年4月4日付「コーポレート・ガバナンス法典の採用勧告に関する」連邦有価証券市場委員会決定を指す。なお、本節の記述は、実証分析が基礎とする共同企業調査の実施時期に有効な法令の内容を反映している。

⁶⁾ なお、ロシアには、株式会社の特殊形態として「労働者株式会社」(人民企業)という大変ユニ

さて、ロシアで設立される全ての株式会社が取締役会の設置を義務付けられているわけではない。即ち、株式会社法[株]64条1項は、議決権付き株式の保有者が50名未満の場合、株主総会は取締役会の権能を兼ねることができると定めている。この措置は、比較的規模の小さい会社の株主が直接経営を監督し得る状況下で、不要な会社機関の設置を回避し、経営管理コストを節約するための法的工夫だと解釈されている(Цепов, 2006, C.158)。

取締役会の構成人数と取締役の選任は、株主総会の排他的権限であり、普通決議事項である(株48条1項4段)。但し、役員員の最低選任数は厳格に定められており、議決権付き株式保有者数が10,000名以上の会社は9名、同様に1,000名以上10,000名未満の場合は7名、更に1,000名未満の会社も最低5名の取締役を指名しなければならない(株66条3項)⁷⁾。一方、役員数に上限はない。取締役の任期は、1年(より正確には、選任日から次回年次株主総会開催日までの期間)であり、会計年度終了後2ヶ月以上6ヶ月以内に開催される定期株主総会の場合で必ず改選されねばならない(株47条1項)。つまりロシアでは、米国や仏国で広く普及している期差任期取締役制⁸⁾は認められていない。また、取締役の選出方法は、少数派株主の権利保護を目的とした累積投票制度に拠ることが義務付けられている(株66条4項)⁹⁾。役員候補者提案権は、持株1/50要件(議決権付き株式2%以上の保有)を満たす全ての株主に付与されている(株53条1項)。また、持株1/10要件を満たす株主は、臨時株主総会を招集し、任期途中で取締役の交代動議を提起することもできる(株55条1項)。

取締役会会長は、株主総会で承認された取締役の中から、役員総数の単純過半数を以って選出される。なお、役員らは、定款に別途の規定がない限り、過半数の決議を以って何時でも取締役会会長を交代することができる(株67条1項)。

ロシア株式会社の経営監督機構最大の特徴は、経営陣による取締役会ポストの比較的厳格な兼任制限にある。即ち、株式会社法は、最高経営責任者(単独執行機関)の取締役会会長の兼任及び他の経営幹部で構成される合議執行機関(経営管理部)構成員による取締役職4分の1以上の獲得を堅く禁じているのである(66条2項)¹⁰⁾。更に、株主総会の下部機関

ークな会社形態が存在し、その経営監督機関の構成も経済学的に大変興味深い研究対象であるが、本稿では考察の対象外とする。これに合わせて、我々のアンケート調査に参加した都合4社の労働者株式会社も、実証分析の対象から全て除外した。

⁷⁾ 議決権付き株式保有者1,000名未満の株式会社を対象とした取締役会の人員数規定は、2004年2月の法改正に盛り込まれた比較的新しいルールである。それ以前、この範疇に属する企業を対象とした役員数の規制は一切存在しなかった。Телюкина (2005, C. 421-422)は、最低役員数を定める強行法規は、少数株主保護策の一環として導入されたものであり、2004年2月の法改正は、その更なる強化を狙ったものだと解釈している。

⁸⁾ 取締役を数グループに分け、それぞれの任期満了時期をずらすことで、役員の一斉交替を回避する制度的工夫。敵対的買収に対する防衛策として機能する。

⁹⁾ 2004年2月の法改正以前は、議決権保有株主1,000名以上の会社に対してのみ累積投票制度での役員選出が義務化されていた。この法改正も少数派株主保護の強化策である。

¹⁰⁾ 合議執行機関は、単独執行機関と共に「株主総会及び取締役会の権限を除く日常的会社経営

として財務・経営活動の検査を担う監査委員会メンバーも取締役就任することができない(株 85 条 6 項)。主要先進国企業の経営監督機構は、大別して業務執行機関と監督機関を分離する「二層構造」と、それらを一機関が担う「単層構造」の二つに区分できる。ロシアのそれは、独国のような完全分離型ではないが、英米の株式会社よりも独立性の高い監督機関を採用している点で、「一種のハイブリッド」(Полковников, 2002, С. 141)だと評されているが、その所以は、執行役員を対象とした以上の独特な兼任制限の適用にある。

但し、株式会社法の定めは、取締役会会長が、社内取締役から選出されることを妨げるものではない。また、合議執行機関の設置は会社の任意であり(株 69 条 1 項)、その採用を拒否することで、経営者の取締役兼任制限を容易に回避できることは、株式会社法施行直後から既に指摘されている。別稿(Iwasaki, 2007b)で述べた通り、合議執行機関の採用は、定款の変更を要する株主総会の特別決議事項(発行済議決権付株式の過半数を持つ株主が出席して、その議決権の 4 分の 3 以上の多数決で成立する決議)であるから、経営陣が関連会社や従業員と結託して、会社経営の監視強化を求める外部投資家の要求を阻止する可能性は決して低くない。また、しばしば大株主でもある最高経営責任者が、自らの息の掛かった人物を、自社の取締役会会長に据える場合も十分に起こり得るといえよう。

コーポレート・ガバナンス法典は、2002 年 4 月に連邦有価証券市場委員会が公布した政府勧告文書である。OECD の『コーポレート・ガバナンス原則』に依拠して政府官僚と有識者が編纂した同法典は、企業統治の基本原則(1 章)から企業内紛争の解決(10 章)に至る会社経営の規範を網羅し、ロシア国内で活動する全ての株式会社にその準拠を求めている。会社機関の中心的存在である取締役会に関しては特に多くの記述がなされ、その構成と役員選任方法について詳細なルールを盛り込んでいる(3 章 2 節)。一方、取締役会構成に関する具体的数値目標は乏しく、唯一、「独立取締役」¹¹⁾に関して、その総数が全役員のおよそ 4 分の 1 を占め、なおかつ、定款で最低 3 名の独立取締役の選任をルール化することが明示的に勧告されている点が目を惹く(2. 2. 3 節)¹²⁾。コーポレート・ガバナンス法典は、法的拘束力を持たず、また比較的新しい文書でもあるため、その実効性は決して高くない。だが、連邦有価証券市場委員会の行政指導に従い、証券取引所の一部では、同法典へのコンプライアンスを、株式上場や社債発行を申請する国内企業の審査基準として大変重視し

の指導」(株 69 条 2 項)を担う執行役員会議であり、その設置は、経営責任の明確化や経営サイドからの取締役会の独立性を高める効果があると考えられている(Iwasaki, 2007b)。

¹¹⁾ 同法典は、2. 2. 2 節で(1)選任日から過去 3 年の間に就任する会社又は当該企業の親会社の経営者ないし従業員として勤務した経験が無い、(2)いわゆる「関連当事者」ではない、(3)政府代表役員ではない等、7 項目の独立性基準を満たす役員を「独立取締役」と定義している。

¹²⁾ なお、同法典は、取締役会下部委員会の設置も強く求めているが、連邦有価証券市場委員会と資本市場・経営研究所が、2001 年に大手企業 56 社を対象に実施したアンケート調査の結果、56 社中僅か 1 社のみが委員会設置会社であることが確認されたことにも示されているように、ロシアでは有力企業の間ですらも委員会制度は殆ど普及していない(Федеральная комиссия по рынку ценных бумаг, Институт фондового рынка и управления, 2002)。

ているのもまた事実である¹³⁾。従って、少なくとも資本市場からの資金調達を行うロシア企業に対して、同法典は一定の影響力を発揮している可能性がある。

以上、本節の議論は、実地調査結果の検討に当たり、(1)取締役会構成人数の下限規制、(2)最高経営責任者による取締役会会長兼任の禁止、(3)その他執行役員の実任制制限、(4)累積投票制度の義務化を含む様々な少数派株主保護策の採用及び(5)独立取締役選任に関する政府勧告の5点に特別な分析的配慮を払う必要性を、我々に強く喚起している。

3. 取締役会の構造的特徴：統計的概観

前節の検討内容を踏まえつつ、まずは、共同企業調査の諸結果に基づいて、取締役会編成をめぐるロシア企業の組織的振る舞いを鳥瞰し、その全体的特徴を確認しよう。

先述の通り、ロシアでは、議決権付き株式保有者が50名未満の株式会社にとって、取締役会の設置は任意である。そこで、調査直前の株主総数¹⁴⁾が明らかな被調査企業298社に注目すると、株主数50名未満の企業は46社(15.4%)を数え、そこには、取締役会未設置企業3社(1.0%)が含まれていた。当該3企業の平均株主数(中央値)は、僅か1.3名(1名)であり、残る43社の18.1名(14名)と比して格段に少なく、その差は統計的にも有意である(片側 $t=-1.665, p=0.051$; Wilcoxon $Z=-2.356, p=0.019$)。即ち、立法府の配慮にも拘らず、取締役会を採用しない会社は、株主数が極端に少ない例外的存在であることが分かる。

被調査企業全822社中、取締役会の人員数や役員の基本属性に関する我々の問いに答えてくれたのは730社(88.8%)の経営幹部である。その回答結果(表1)によると、2005年上半年期現在、ロシアの株式会社は、平均6.6名(標準偏差:2.4名, 中央値:7名)の取締役を抱えている。二桁台の役員を擁する会社は、全体の10.4%(76社)に過ぎない。Blasi and Shleifer (1996), Dolgopyatova (2003), Ясин (2004)ら過去の調査結果によると、この規模は移行期を通じて安定的である。世界19カ国約18,600社を対象とした先行研究22点との比較は、ロシア取締役会の平均的規模は、総じて米国を含む大国の大手上市企業よりは小さいが、しかし新規上市企業や比較的小規模な国々の上市企業と同等の水準にあることを示している(表2)。我々の被調査企業の大半が株式未公開企業であることを考慮すると、ロシア企業は、大国の標準的経路に沿ってその内部組織を拡張している可能性がある。

図1の度数分布図から、前述の株主数に応じた取締役最低選任数に関する法的規制の影

¹³⁾ 2003年8月に、筆者が阿部修人氏と行ったロシア通商システム(Russian Trading System: RTS)証券取引所での聞き取り調査による(岩崎, 2003)。

¹⁴⁾ 2004年第4四半期ないし2005年第1四半期時点の株主総数に関するSKRIN社公開データ。本データは、調査時の議決権付き株式保有者数を正確に捉えるものではないが、株主総会参加権者リストは、総会開催日に先立つ45~65日前に確定されなければならないこと(株51条1項)、我々の調査は正に株主総会開催期に実施されたこと、そして議決権制限株式はロシアでは余り普及していないことから、SKRIN社公開データの代用は、本稿のデータ分析に深刻なバイアスをもたらすものではないと判断される。

響を見て取れる。実際、役員総数が5名、7名及び9名の株式会社は、被調査企業730社中520社と実に全体の71.2%を占めている。ここで、再び株主総数が明らかなサンプルに目を向けると、その273社中196社(71.8%)が上記と同じ範疇に属していることが確認された。そこで、これら196社を更に役員総数5名、7名、9名の3サブグループに分割し、それぞれの平均株主数を算定したところ、結果は、各々605.4名(標準偏差:1,356.0名,中央値200名),3,212.2名(16,856.6名/854名)及び3,988.6名(5,052.3名/2,073.5名)であった。即ち、株主数が10,000名に遠く満たない会社でも、9名の取締役を抱えるケースは決して少なくない。事実、ノンパラメトリックな多群比較法であるKruskal Wallis検定は、これら3サブグループの中央値に統計的に有意な差を見出しているが($\chi^2=34.250, p=0.000$), Scheffeの多重比較では、役員数が7名と9名のサブグループの間に有意な差は認められない($\chi^2=3.484, p=0.175$)¹⁵。更に、株式会社法66条3項の定め反して、5名未満の役員で取締役会を構成している企業及び株主数と取締役最低選任数の対応関係が同条の規定と合致していないその他の企業数は、273社中25社(9.16%)にも達する。図1の通り、有効回答企業全730社も、殆ど同率の67社(9.18%)が、5名未満の役員で取締役会を編成している。これらの事実関係は、取締役人員規模の実際は、法律改正に対する市民や企業の対応行動の鈍さや遵法度の低さという移行期ロシアならではの社会性及び法制度的枠組以外の諸要因に基づいた各社の経営判断によって大きく左右されていることを示唆している。

経営者代表役員等6種類の属性で区分した取締役730社4,818名の内訳と属性別記述統計量は、図2及び表1の通りである。以下では、経営者、一般従業員又は労働組合の利害代表者として社員の中から選出された取締役を「社内取締役」、その他の属性を持つ役員を「社外取締役」と定義する¹⁶。

我々の調査結果によれば、典型的株式会社の取締役会は、3.2名の社内取締役と3.4名の社外取締役で構成されている。一般通念に反して、少なくとも表面上、取締役会の平均像は「インサイダー支配的」ではない。社内取締役の圧倒的多数(90.0%)は、経営幹部の中から選ばれ、取締役全体でも43.9%を占めている。彼らは、730社中640社(87.7%)の被調査企業で役員ポストを獲得している。但し、その23.8%に当たる152社では、経営者1名(恐らく最高経営責任者)だけが取締役会の一角を占めている。これも予想外だが、労働者や組合の代表者が役員ポストを得ているケースは、全体の16.0%(117社)に止まっている。

一方、社外取締役の75.6%は、民間外部株主の利害代表者として選出された人々である。図表には示さなかったが、ここには、その12.9%に当たる計240名の少数派株主代表役員が

¹⁵ 標準的な分散分析(ANOVA)によれば、3サブグループ間の平均値の差すら統計的に有意ではないが($F=1.110, p=0.332$), Bartlett検定により等分散性に関する帰無仮説が強く棄却されたため($\chi^2=249.202, p=0.000$), ここではノンパラメトリック法の結果のみに依拠した。

¹⁶ 先進国企業を対象とした数多くの先行研究と同様に、本稿においても、データの制約上、社外取締役は、独立取締役を除いていわゆる「関連当事者」と「非関連当事者」に区別されていない点には留意が必要である。

含まれている。取締役累積投票制度義務化の効果と見てよい。民間外部株主は、730社中481社(65.9%)の会社に対して、平均3.9名(標準偏差:2.3名,中央値:4名)の代表を送り込んでいる。注目の独立取締役¹⁷⁾は、取締役全体の6.5%及び社外取締役の12.7%を占めている。但し、彼らを採用した企業は、730社中138社(18.9%)と全体の5分の1に満たず、先述した連邦有価証券市場委員会の積極的な働きかけにも拘らず、その普及度は依然低い。政府の利害代表者も、独立取締役と同様に、取締役全体の6.0%及び社外取締役の11.7%を構成するに過ぎない。紙幅の都合上、統計的根拠は割愛するが、政府代表役員は、国家規制が厳しい産業で活動している大規模旧国有企業へ集中的に派遣されている。

以上に登場した様々な利害関係者のせめぎ合いの結果が、社外取締役比率に集約される。有効回答企業730社の平均は、48.9%(中央値:55.6%)である。再び表2によれば、この水準は、英米、中国及び大洋州諸国の上場企業に近く、大陸欧州諸国を大幅に下回り、日本上場企業を大きく上回っている。繰り返すが、被調査企業の大半が非上場企業であることを考えると、平均的ロシア企業は、インサイダー支配という先行イメージとは裏腹に、先進諸国に優るとも劣らないほど「外に開かれて」いる。但し、図3の度数分布図に表れているように、統計的に「典型的」な取締役会は、標本集団全体の中で実は少数派であり、むしろ社外に対して大いに開かれた取締役会と非常に閉鎖的な取締役会こそが多数派を成している。Barnhart, Marr and Rosenstein (1994), Peasnell, Pope and Young (2005), Roosenboom (2005)らの報告によれば、先進国企業の社外取締役比率は、上場の是非を問わず、平均値を中心に釣鐘状に分布している。また、表2の通り、標本集団の社外取締役比率の標準偏差(35.3%)は、他国に関する諸研究と比して格段に高い。従って、取締役会構成の分極化現象は、ロシアの際立った特徴的事実であると推察される。

前節で述べた通り、ロシアでは、最高経営責任者による取締役会会長の兼任を法が固く禁じている。しかし、社内役員が会長職に就任できない訳ではない。また、同国では、株式所有を通じた持株会社や企業グループへの参加や他の垂直的・水平的事業提携が連邦全土に涉ってダイナミックに進行中であり、この動きに与する会社の経営陣は、これら所属企業集団や提携先から取締役会トップを迎え入れることもできる。これら企業集団や事業パートナーが、純粋な外部モニターとして取締役会会長を送り込む可能性は十分にある。しかし同時に、そうした役割が役員への派遣で達成される場合、株式の相互持合や共同出資等を通じて大変友好的な関係が生まれている会社へ、その経営陣の意思に逆らう形で自社の人材を会長ポストに据えるような行動を控えるケースも少なくはない。そこで本稿では、所属企業集団や事業提携先の人材から選ばれた取締役会会長を「準外部登用者」と定義し、いわゆる社内昇任組と外部登用者との間に、中間カテゴリーとして位置付ける¹⁸⁾。

¹⁷⁾ 我々の調査結果における「独立取締役」も、第2節で言及したコーポレート・ガバナンス法典の定義に準ずるものである。

¹⁸⁾ なお、この範疇に属する取締役会会長を仮にあえて内部登用者と見なした場合でも、次節以降で言及する実証的証拠の内容及び本稿の結論が大きく左右されるものではないことは、補

以下では、登用経路の外部性という観点から見たこれら3カテゴリ間の相互関係を、「取締役会会長外部登用度」と呼ぶ。いうまでもなく、より高い外部登用度は、取締役会のより高い独立性を意味する。

取締役会会長の登用経路に関する我々の照会に応じた被調査企業は741社であり、その結果は図4に要約されている。同図によれば、会長ポストの45.9%は、社内昇任者340名が占めており、それに、外部登用者229名(30.9%)、準外部登用者172名(23.2%)と続く。取締役会の要石たる会長職の登用経路別構成が平均的株式会社における経営者代表役員と社外取締役の勢力バランスと見事に合致している様は、Hermalin and Weisbach (1998)のバーゲニング・モデルを彷彿とさせる事実である¹⁹⁾。

冒頭で論じたように、本稿は、以上に見た取締役会人員規模、社外取締役比率及び取締役会会長登用経路の内生性を仮定している。これら3つの要素の間にそうした結びつきが実際に存在する可能性が、表3の相関行列に示されている。即ち、それらは互いに正に相関し、更に取締役会の構成人数と社外取締役比率及び社外取締役比率と取締役会会長外部登用度の間の結びつきは、1%水準で統計的に有意である。

取締役会の構造は、その構成要素間の同時決定性という性質と共に、企業組織や経営環境を含む他の様々な諸要因にも影響され得るが、サンプルの産業間比較によって、ロシアにおけるその程度を窺い知ることができる。事実、被調査企業は、工業8部門及び通信業のいずれかに属するが、工業企業と通信業の取締役構成3要素の平均値ベクトルは、Hotellingの T^2 検定により1%水準で有意に差がある($T^2 = 25.185, F=8.371, p=0.000$)。表4では、この点が更に詳しく分析されている。即ち、同表によれば、取締役構成各要素の平均値には、産業部門間に極端ではないが確かな違いが看取される。また、工業と通信業の比較分析及び産業9部門間の分散分析は、3つの構成要素全てについて統計的に有意な差を見出している。Boone et al. (2007)が指摘するように、この統計的事実は、取締役会構成が、産業間の差として顕在化する諸要因²⁰⁾の影響を被り易いことを示唆している。実証分析に際して、産業固定効果の影響を配慮しなければならない所以である。

4. 取締役会編成の経済論理

これまでの検討により、ロシアにおける取締役会構成の法制度的枠組と構造的特徴が明らかになった。本稿後半では、いよいよ取締役会編成プロセスに影響を及ぼす諸要因を、

足的な分析作業によって確認済である。

¹⁹⁾ なお、外部登用者の79.9%(183名)は、他社の経営幹部かそこから抜擢された人々だが、政府官僚や議員経験者も20.1%(46%)と少なくない。国家との繋がりが大変緊密なロシア財界の特徴が、ここにもよく表れている(Yakovlev, 2006)。

²⁰⁾ 例えば、生産技術、国家規制や産業保護策の程度、市場集中度、マスメディアや市民の業界関心度等が、ここに含まれる。

理論的・実証的に解析する。その前提として、本節では、取締役会構成を決定付ける伝統的諸要因のロシア的文脈に照らした解釈及びロシアの会社法や市場経済移行国としての特殊性への言及を交えながら、我々の調査結果に基づいた実証的検証が可能な理論仮説を提示する。

本稿の冒頭で述べた通り、取締役会構成に重大な影響を及ぼす諸要因は、狭義の意味での「ガバナンス変数群」と「事業活動変数群」に二分することができる。前者は、所有構造や会社規模といった企業組織に関する諸変数を包括する。一方、後者には、事業形態、競争環境、資本調達活動、財務パフォーマンス等の諸変数が含まれる²¹⁾。前者のガバナンス変数群には、経営者及び経営者と対峙する会社関係者の交渉力を特に反映した諸変数が含まれており、一般にそれらは、その他のガバナンス変数と区別するために「バーゲニング変数群」と呼ばれる(Arthur, 2001)。本稿も、バーゲニング仮説と伝統的エージェンシー理論のロシア企業への適合性を比較するという研究目的のために、ガバナンス変数群を、バーゲニング変数とその他に区分して検討を進める。

以上から、取締役会編成プロセスの決定式は、従属変数である人員規模(*BOASIZ*)、社外取締役比率(*BOACOM*)及び取締役会会長外部登用度(*BOALEA*)の内生的關係を仮定した上で、以下3つの関数として表すことができる。

$$\begin{aligned} BOASIZ &= f(BOACOM, BOALEA, BARVARs, GOVVARs, BUSVARs), \\ BOACOM &= g(BOASIZ, BOALEA, BARVARs, GOVVARs, BUSVARs), \\ BOALEA &= h(BOASIZ, BOACOM, BARVARs, GOVVARs, BUSVARs). \end{aligned}$$

ここで、*BARVARs*、*GOVVARs*、*BUSVARs*は、バーゲニング変数群、バーゲニング変数群を除くガバナンス変数群及び事業活動変数群をそれぞれ指している。以上に述べた3つの変数群それぞれに含まれる具体的な要因と、それが、経済理論上、取締役構成要素各々にいかなるインパクトを及ぼし得るのかを次に述べる。

4.1 バーゲニング変数群

Hermalin and Weisbach (1998)が想定するバーゲニング変数の典型は、CEOや取締役の投票権(株式所有比率)及びCEOの在職期間(テニユア)である。しかし、英米企業との比較におけるロシア会社経営の集団指導的性格の強さ、並びにロシア企業はしばしば一握りの株主の多大な影響下にあるという現実を配慮すると、経営者集団や外部大株主の発言力もバーゲニング変数として取り扱うのが適当であろう。即ち、「CEO 対社外取締役」というHermalin and Weisbachモデルの対立図式を、「最高経営責任者(CEO, 会社社長, 総支配人)を筆頭とする経営者集団 対社外取締役プラス外部大株主」へと拡張することが、ロシア企業の実態把握にはより妥当だと考えられるのである。

エージェンシー理論の代替仮説は、外部大株主は、経営活動を積極的に監視し、必要に

²¹⁾ この通り、競争環境や資本構成等、事業活動変数には、広義のガバナンス変数が含まれる。

応じて発言権を行使する十分なインセンティブと能力を兼ね備えているか、さもなければ第三者による企業乗っ取りの脅威を高めることで経営者を効果的に規律できるから、彼らの存在は、監督者としての社外取締役の必要性を減じると予測する(Rediker and Seth, 1995)。事実、外部株主への所有集中と取締役会の独立性の間に負の相関を見出す研究は少なくない(Li, 1994; Mayers, Shivdasani and Smith, 1997; Prevost, Rao and Hossain, 2002; Erickson et al., 2005)。しかし、企業コントロール市場が未発達な国々やなんらかの理由で持株売却の退出コストが大変大きいケースでは、株主は、会社経営に関する情報収集能力や企業価値の向上を怠る経営者の解任権限を強化するために、取締役会の監視機能を高める方向へその強力な交渉力を行使する可能性もある(Whidbee, 1997)。実際、この仮説を支持する実証的証拠が、企業統治メカニズムとしての資本市場の役割が英米と比して相対的に弱い日本や未上場企業及び新興市場を取り上げた研究業績から多数提出されているのは偶然ではなからう(Kaplan and Minton, 1994; Mak and Li, 2001; Roosenboom, 2005)。ロシア経済の現状は、明らかに後者の国々に近い。更にロシアでは、経営者に対する社会的不信感がとりわけ高いから、大株主達は、利用可能なあらゆるチャンネルで、投資先における自らのプレセンスを最大化しようと試みるだろう。この結果、外部大株主の所有比率は、取締役会の規模や独立性と正に相関すると予想される。但し、外部株主による追加的な株式取得が彼らの発言権増大にもたらす限界的効果は逡減するかもしれない。また、経営者や取締役がそうであるように、株主にもエントレンチメント効果が生じ得る。従って、大株主の株式所有が取締役会構成へもたらすインパクトには、非線形の可能性がある。

最高経営責任者の株式保有が取締役会構成に及ぼす影響は、多数の研究者が詳細な議論を展開している²²⁾。伝統的エージェンシー理論は、CEOの自社株取得は、外部株主との利害関係一致効果(コンバージェンス効果)を介して取締役会による経営監視の必要性を減じると論じる。一方のバーゲニング仮説は、CEOの交渉力増強が社外取締役の選任を抑制すると主張する。つまり両者は、CEOの株式保有は、取締役会の規模や独立性を押し下げると予想する点で一致している。また、双方の理論的立場は共に、CEOの株式所有が極めて高水準にある場合、コンバージェンス効果を上回るエントレンチメント効果に強力な投票権が相俟って、CEOは、社外取締役の採用及び最高執行役員と会長職の分離を積極的かつ効果的に阻止すると考えるから、やはりCEOの株式保有と取締役会の独立性は、負に相関すると予見する。但し、バーゲニング仮説は、CEOの所有比率が、当人をして取締役選任プロセスを完全にはコントロールし得ない水準にある場合、社外取締役や外部株主は、自身の交渉力を最大限に発揮してCEOのエントレンチメント行動に対抗するため、CEOの株式所有比率と取締役の規模や独立性には、経済的にも有意味な非線形性が表れると予測する点で、エージェンシー仮説とは一線を画している。従って、もしロシアにおいてバー

²²⁾ 一例として、Bathala and Rao (1995), Denis and Sarin (1999), Hanson and Song (2000), Arthur (2001), Filatotchev and Bishop (2002), Roosenboom (2005), Fich (2005), Boone et al. (2007)を参照。

ゲニング仮説が優れて適合的であるとすれば、最高経営責任者の所有比率と取締役の規模や独立性の間には、一次関数的には負の、二次関数的には正に有意な相関が認められるであろう。この考え方は、経営者集団の株式保有にも当てはまる。他方、社外取締役の所有比率は、取締役会構成に対して外部大株主と同様の効果をもたらすと仮定する。以上の諸点は、本稿の第2の研究目的に係わる実証分析上の最重要仮説である。

なお、前節でも触れたが、ロシアでは、商業銀行や大手企業を中核とする「金融・産業グループ」やオリガルヒ率いる新興財閥といった連邦規模の企業集団のみならず、地域レベルでも企業同士の事業統合が旺盛である。実際、被調査企業822社中323社(39.3%)が、株式所有を通じて特定の企業集団に属している。これらグループ企業にとって最も重要かつ恐らく最大の外部株主は、持株会社やグループ中核企業であり、その企業統治面の役割がロシア経済研究者の注目を集めている(Iwasaki, 2007a)。企業集団を統括する組織や人々にとって、傘下企業は監視対象であると共に運命共同体でもある。言い換えれば、持株会社やグループ中核企業は、傘下企業に対する効果的な外部モニターとして機能し得る反面、相互に馴れ合い・共謀することで、会社全体としての株主資本を毀損する恐れも孕んでいる。そのいずれの効果が一方を凌駕するのかを理論的に特定するのは難しい。しかし、Кузнецов, Муравьев (2000), Perotti and Gelfer (2001), Guriev and Rachinsky (2005)ら多数の実証研究が、一致して企業集団参加の経営規律効果やリストラ促進効果を見出していることから、研究者の間では、企業グループ内では、独立系企業と比して相対的に健全な企業統治が確保されていると見るのが通説である²³⁾。そこで筆者も、基本的に企業集団への参加は、グループ加盟企業における取締役会の経営監督機能を強化する方向に働くと予想する。

バーゲニング変数群に加わるいまひとつの要素は、最高経営責任者の在職期間である。永年に亘る会社経営の実績とそこで培われた人脈や企業特殊的技能は、現職の経営トップに強い交渉力を保障する。このような古参の経営者は、自らに都合のよい役員を取締役会へ迎え入れるためにその力を大いに揮うであろう。即ち、経営トップの在職期間は、取締役会の経営監督機能を抑制する方向に働くと予想される。一転、新任者は、取締役選任プロセスに対する発言力の弱さ故か、または、新たな指導体制の下で会社経営が軌道に乗るまでの間、彼(彼女)が必要とする経営アドバイスやカウンセリングを社外の逸材へ求める結果として、一時的に取締役会の規模や社外取締役比率を高める可能性がある(Weisbach, 1988)。ロシアでは、社会主義時代から長年企業を牛耳ってきたいわゆる「赤い経営者」の退職後に登場した「新世代組」の動向に社会的関心が集まっている。そこで本稿は、最高経営責任者の新任が、取締役会の独立性を高める可能性に注目する。

4.2 その他のガバナンス変数群

ガバナンス変数群を構成するその他の要因として、本稿では、(1)最高経営責任者の定年

²³⁾ 我々の調査結果を用いて企業集団化の問題を検討した Avdasheva (2007)も、Perotti and Gelfer (2001)らの先行研究とほぼ同様の結論を導き出している。

年齢への接近、(2)株式会社の法組織形態、(3)定款による持株比率や投票権の上限規制、(4)合議執行機関の採用、(5)企業設立の政治的経緯及び(6)会社規模に注目を払う。

第1に、ソ連解体後十数年が経過した現在、ロシアでは大量の社会主義世代経営者が定年年齢に差し掛かっており、近い将来の経営移譲を見据えた彼らの行動が、取締役選任プロセスに無視し得ない影響を及ぼす可能性がある。Hermalin and Weisbach (1988)や Baker and Gompers (2003)の研究によれば、米国では、CEOが定年年齢に近づくと、後継者候補が取締役会に加わる結果、社内取締役の全役員に占める比率が有意に上昇する。但し、後継者候補の参加が、役員数に及ぼす影響は軽微だとも考えられている。また、他の実証的証拠によれば、恐らく自らが推挙する後継者への地位引継ぎを円滑化するために、定年間際のCEOは、取締役会会長職の兼任を強く求めるようになる(Mak and Li, 2001; Booth, Cornett and Tehranian, 2002)。ロシア企業についても、最高経営責任者の定年年齢接近と取締役会の独立性との間の負の相関に関する仮説が実証的に支持されるのか、我々のデータセットを用いて検証する価値があろう。

第2の考察対象は、株式会社の法組織形態である。Mayers, Shivdasani and Smith (1997)は、米国保険業界の株式会社と相互会社の比較分析の結果から、株式会社と較べて株式譲渡性が制限される相互会社では、取締役会を代替する他の企業統治機構が相対的に脆弱であるため、適切な経営規律水準を確保するために、株式会社よりも取締役会の監視強度が有意に高まることを確認している。ロシアにおいては、民法典97条及び株式会社法7条の定めにより、株式会社を設立する者は、その法組織形態として株式譲渡の自由を保障する開放会社か、原則として発起人及びその他特定の出資者の間でのみ株式の配分・譲渡が認められる閉鎖会社のいずれかを選択しなければならない²⁴⁾。企業形態間のこうした相違性は、株式会社と相互会社の関係に近い効果を取締役会構成にもたらす可能性がある。そこで本稿では、開放会社の選択は、取締役会の規模や独立性と負に相関すると仮定する。

第3は、株主の持株比率や投票権に関する定款規則の効果である。ロシアの会社法は、法組織形態の如何を問わず、株式会社は定款規則として一株主に帰属する株式数や額面総額及び議決権の上限を任意に設定できることを認めている(株11条3項)。この法的措置に呼応して、株主の持株数や投票権に厳しい制限を課す企業は少なくない。事実、我々の企業調査によれば、有効回答企業723社中104社(14.4%)が、一株主の所有比率に最大枠を設定し、同様に726社中125社(17.2%)が、議決権に上限を課している。定款のこうした規定は、経営者の裁量的意思決定への他者介入を阻止するために導入された公算が大きく、それ故に株主の発言力を著しく抑制する可能性が高い。従って、株主に課される以上の制約は、経営者側に利する方向で取締役会構成に影響を及ぼすと予測する。

ロシア株式会社の法制構造の特徴として注目すべき第4点は、合議執行機関である。第

²⁴⁾ この点についての詳細は Iwasaki (2007b)を、更に、本稿と同じマイクロ・データを用いたロシア株式会社による法組織形態選択行動の実証研究は、岩崎(2006)を参照されたい。

2 節で述べた通り、合議執行機関の構成員は、取締役ポストを 25%以上占めることが株式会社法で禁じられている。仮に経営者側が同法の趣旨に忠実ならば、合議執行機関の採用は、社内取締役の選任を抑制するはずである。但し、既に指摘したように、この兼任制限には重大な制度的欠陥がある。そこで筆者は、合議執行機関の設置は、取締役会の規模とは負に、独立性とは正に相関するが、両者共にその統計的有意性は低いと予想する。

第 5 点は、ロシアの移行経済としての現状と深く係っている。周知の通り、同国の中堅・大手企業の圧倒的多数は、旧国有私有化企業である。その多くには、依然として国家保有株式が残存している²⁵⁾。また、ソ連時代に「労働者階級の共有財産」と謳われたこれら旧国有企業に向けられる公衆の関心は、民間企業の比ではない。従って、国家と市民に対する正当性と説明責任を果たすために、また様々な政府支援の享受を意図して、国家資産を継承する企業は、移行期に 100%民間資本で設立された企業と較べて、取締役会により多くの社外取締役を迎え入れる可能性がある(Li, 2004; Beiner et al., 2004)。従って、他の条件が等しければ、旧国有企業及び国有企業又は私有化企業の資産を用いて設立された新設分割企業は、純粋民間企業よりも規模が大きく独立性の高い取締役会を編成すると予想する。

第 6 の会社規模は、ガバナンス変数の代表格である。会社規模の膨張は、企業組織の複雑化や国家・社会との関係拡大を伴う。それは、多種多様な経営スキルに対する上級経営者のニーズを高める結果、取締役の拡充を導く(Mayers, Shivdasani and Smith, 1997; Denis and Sarin, 1999; Baker and Gompers, 2003; Boone et al., 2007)。一方、追加された役員ポストが、社内と社外、いずれの人材で補充されるかは研究者の評価も分かれており、明らかでない(Eisenberg, Sundgren and Wells, 1998; Shivdasani and Yermack, 1999; Agrawal and Kneober, 2001; Peng, 2004)。ましてや、CEO と取締役会会長の兼任確率に対する効果は一層不明である(Brickley, Coles and Jarrell, 1997; Arthur, 2001; Booth, Cornett and Tehranian, 2002)。本稿では、会社規模は、取締役会人員規模と社外取締役比率に対して共に正のインパクトを及ぼすが、統計的有意性という点では、人員規模への影響が社外取締役へのそれを上回ると仮定する。一方、取締役会会長の選出は、経営陣と対抗集団のバーゲニング・プロセスに決定的に依存すると考えられるので、会社規模が、取締役会会長の外部登用に及ぼす影響は特定不能であり、かつその統計的有意性も低いと予測する。

4.3 事業活動変数群

事業活動変数群に属する要素として、本稿では、経営多角化、外部資金調達、市場競争、R&D/イノベーション戦略、財務パフォーマンス、負債、並びに事業国際化に着目する。これら 7 つの要因が取締役会構成にもたらす効果は、以下のように要約できる。

経営多角化は、新規参入市場のエキスパートを取締役会に追加する。但し、その担当役

²⁵⁾ 無作為に抽出された我々の調査対象も 822 社中 570 社(69.3%)が旧国有私有化企業、79 社(9.6%)が国有企業又は私有化企業からの新設分割会社である。また、これら国家資産継承企業の 563 社中 105 社(18.7%)の株式は、程度の違いはあれ依然として政府の管理下にある。

員が、どのような人材から選び出されるかは定かでない。即ち、経営多角化度は、取締役の選任数とは有意に正に相関するが、社外取締役比率への効果は不明瞭だと予測する²⁶⁾。

資本市場からの資金調達、経営者をして投資家の利益に沿った意思決定を促進し、エージェント問題を緩和する。資金調達を目的とする情報公開活動も、経営者の機会主義を抑止する効果を持つ。更に、会社経営と資本市場の連結は、敵対的買収の潜在的リスクを増すことによっても、経営を規律化できる。以上から外部資金調達は、取締役会の経営監督機能と代替的な関係にある。しかしながら逆に、株式や社債の市場発行は、資金調達担当役員ポストの新設や金融工学技術に精通した専門家の外部登用を促す可能性も否定できない(Borokhovich et al., 2004)。特にロシアでは、第2節で述べた通り、公開市場を通じた直接金融を望む国内企業に対して、金融当局や証券取引所が、コーポレート・ガバナンス法典に準拠した内部統制システムの充実を強く要請している。従って、いずれの仮説がロシアの現実をより良く説明できるかは、実証分析の結果から帰納法的に判断する必要がある。

製品市場での企業間競争は、経営規律化の有効な手段であり、取締役会の経営監督機能を代替する。逆に、活動分野での独占的地位は、経営者の怠慢や機会主義的行動の抑制及び企業戦略のチェック機能を果たすために、社外取締役の選任を促進すると予想される。

R&D/イノベーション戦略の実行は、その技術的不確実性や高リスク性故に、経営者のパフォーマンスを財務成績ではなく意思決定の質で評価する必要性を高める(Hill and Snell, 1988)。そのような業績評価を担い得るのは社内取締役に他ならない。一方、社外取締役は、相対的に高い情報非対称性コストがより高いモニタリング・コストに結果するため、企業特長的知識の重要性や潜在成長力が高い研究開発型企業の監督者としては、不適切な存在となる(Lehn, Patro and Zhao, 2005; Linck, Netter and Yang, 2007)。従って、製品開発やイノベーション活動が活発な企業では、社外取締役の絶対数と比率が有意に低下すると予想する。

ライバル企業や同業他社との比較における不成績な財務パフォーマンスが、しばしば社内取締役の解任とその後任者の外部登用に結果することは、時代や国を超えて多くの研究者が繰り返し確認している(Harmalin and Weisbach, 1988; Kaplan and Minton, 1994; Peng, 2004; Yeh and Woidtke, 2005)。その引き鉄が、貧弱な経営成績の責任を負うCEOとその他上級経営者の交渉力低下にあるのは明白である。近年のロシアでは、高い経済成長と加熱する証券投資ブームを背景に、企業収益や投資効率に対する投資家の関心が大いに強まっていることから、これら先行研究に近い実証結果が、我々の企業調査からも得られることが期待される。ただし、Yermack (1996), Eisenberg, Sundgren and Wells (1998), Perry and Shvadasani (2005)らは、取締役会の人員規模は、過去のパフォーマンスに殆ど影響を受けな

²⁶⁾ 事実、先行研究の実証結果は明確に二分している(Harmalin and Weisbach, 1988; Li, 1994; Mayers, Shivdasani and Smith, 1997; Andreson et al., 2000; Prevost, Rao and Hossain, 2002; Coles, Daniel and Naveen, 2007)。

いと報告しており、ロシアについても同様の傾向が看取される可能性はある。そこで筆者は、過去の劣悪な財務成績は、総じて取締役会の独立性を高める効果を発揮するが、人員規模との有意な相関が得られる可能性は低いと予測する。

負債比率が、取締役会の経営監督強度と正に相関することも、Kaplan and Minton (1994) や Linck, Netter and Yang (2007)他、多くの先行研究が認める事実である。その背後では、貸付や信用を確実に回収したい債権者や経営破綻を恐れる外部株主からの監視圧力の増大が、取締役会構成に強い影響を及ぼしていると考えられている。買掛金や銀行融資の不良債権化は、移行不況(Kornai, 1994)を脱した現在もロシアの深刻な経済問題である²⁷⁾。信用関係の不確実性が極めて高い同国では、取引先や金融機関が、あらゆる可能性を駆使して債務者の経営活動を監視しようと努めることは十分にあり得る(Borokhovich et al., 2004)。以上から筆者は、ロシアでは、銀行融資や他の債務の存在は、高い統計的有意性を持って役員数と社外取締役比率の双方に正のインパクトを及ぼすと仮定する。

事業活動変数群に加わる最後の要素は、企業活動の国際化である。海外進出や貿易活動の拡大は、諸外国の市場や取引慣行に関する情報やノウハウ及び業務展開に有益な人的コンタクトを得るために、担当役員や外国人社外取締役の増員を招く可能性がある。これに加えてロシアでは、主要輸出品目の多くが政府の規制対象であり、更に通常の貿易・関税業務をめぐっても高級官僚や役人との巧妙な駆け引きを必要とするから、この分野に明るい人材の国内登用をも促すかもしれない。但し、先進10カ国を対象としたLi (1994)の分析によれば、総売上高に占める海外販売額の比重は、社外取締役比率に非線形的な影響を及ぼす。そこで本稿でも、事業国際化は、取締役会の人員規模と独立性を共に高める方向へ作用するが、その効果は、国際化の程度が高水準の場合に発現すると予想する。

なお、事業活動変数群全てに対して、先述の会社規模と取締役会会長登用経路の関係に関する議論と同様のロジックを適用する。即ち、ロシアでは、取締役会会長選任プロセスに対する事業活動形態の影響は中立的か、あってもその統計的有意性は低いと予想する。

4.4 取締役会構成要素の内生的相互作用

独立変数の効果に関する説明は以上であるが、無論、内生変数である人員規模、社外取締役比率及び取締役会会長外部登用度も、相互に一定の影響を与えあう可能性がある。この点について、先行研究²⁸⁾は次のような示唆を与えている。即ち、より大きな取締役会は、より多くの社外取締役を会社へ迎え入れる潜在的可能性を高める。企業統治体制の充実や会社経営の透明化を求める政府や投資家からの社外取締役選任圧力は、取締役会そのものを膨張させるかもしれず、また無論、取締役会会長を社外役員の中から選出する必然性を

²⁷⁾ 実際、我々の調査結果によれば、2005年上半期の時点でも、被調査企業813社中333社(41.0%)が、支払期限が過ぎた買掛金を問題債務として抱えていた。

²⁸⁾ Li (1994), Rediker and Seth (1995), Yermack (1996), Whidbee (1997), Shivdasani and Yermack (1999), Arthur (2001), Mak and Li (2001), Prevost, Rao and Hossain (2002), Lehn, Patro and Zhao (2005), Boone et al. (2007), Linck et al. (2007)を参照。

増す。逆に、外部登用された取締役会会長は、戦略的意思決定に対する指導力を確保するために、ないしは、経営陣に対する総合的交渉力を強化するために、社外取締役の一層の勢力拡大を働きかけるかもしれない。もしそれが、経営者サイドの抵抗等から社内取締役との交代によって実現されない場合は、社外役員の増員という形で取締役会の規模を拡大することになる。これら一連の仮説の検証は、ロシア企業統治研究にとっても大変意義が高い。独立変数の影響をコントロールした上でも、取締役会の各構成要素が相互に統計的に有意な効果を発揮し合うのか否かを大いに注目してみたい。

表5には、以上の考察結果が総括されている。次に、これら理論仮説の検証を行う。

5. 実証分析

前節で論じた取締役会編成に関する理論仮説のロシア企業への現実適合性を検討するために、本節では、共同企業調査の諸結果及び商用公開データベースを基礎に構築した以下の変数セットを用いる。

まず、取締役会構成要素である人員規模(*BOASIZ*)は、取締役の総数を、社外取締役比率(*BOACOM*)は、全取締役に占める社外役員の割合を値とする連続変数であり、残る取締役会会長外部登用度(*BOALEA*)は、準外部取締役採用企業を1、外部取締役採用企業を2で捉える順序変数である。但し、回帰分析に際しては、*BOASIZ*は、その自然対数を用いる。

バーゲニング変数群の中核を成す外部株主と会社役員の株式所有については、法人株主と外国人投資家の合計所有比率(*OWNOUT*)²⁹、特定の経営者ないし経営者集団が自社の大株主である場合を1とする経営者大株主ダミー(*MANSHA*)、ならびに最高経営責任者、経営者集団、取締役集団及び取締役会会長の保有株式数の全発行株式に占める各々の比率(*OWNCEO*, *OWNMAN*, *OWNDIR*, *OWNCHA*)を採用した。データの制約上、取締役の株式所有を経営者役員と社外取締役のそれに分離することができないが、経営者株式所有の効果と比較するため、取締役集団の株式保有も実証分析の対象とした。そこで今回は、代替的分析視角として、外部登用された取締役会会長の株式所有効果も検証する。なお、大株主としての企業グループの存在は、特定の持株会社及び他の事業集団に株式所有を介して参画している企業を指すグループ企業ダミー(*GROFIR*)で表現するが、メンバー企業の集团的属性の差異に起因した事業統合効果の非対称性の可能性に配慮して、グループ中核企業ダミー(*GROCOR*)及び傘下企業ダミー(*GROAFF*)も利用する。また、最高経営責任者の新任は、現職の経営トップが2001年以降に就任した企業を1とするダミー変数(*NEWCEO*)で表す。

その他ガバナンス変数の効果は、最高経営責任者が定年年齢期(61歳以上)に達している

²⁹ 即ち、*OWNOUT*は、国内個人株主を一切排除している。これは、形式的には外部株主の範疇に属する経営者や従業員の家族、親戚、知人による株式所有の効果を除くと共に、通常一企業に数えるほども存在しない法人株主や外国人投資家への所有集中の程度をよりの確に捉えるための措置である。

企業を特定する *CEOAGE* の他、分析対象が、開放株式会社であるか否か(*OPECOM*)、定款の規定により一株主の持株数に上限を課しているか否か(*LIMOWN*)³⁰、合議執行機関設置会社であるか否か(*COLEXE*)、旧国有(公有)私有化企業(*PRICOM*)または国有企業ないし私有化企業の新設分割企業であるか否か(*SPIOFF*)を示す各種ダミー変数で分析する。また、会社規模(*COMSIZ*)は、年平均従業員総数で代理し、回帰分析ではその自然対数を用いる。

事業活動変数群の筆頭に掲げた経営多角化度は、ロシア全連邦国民経済産業部門二桁分類を基準とした参入事業数(*BUSLIN*)で測る³¹。資本市場からの資金調達活動は、海外や国内の証券取引所で株式または社債を発行した企業を 1 とするダミー変数(*MARFIN*)で、製品市場の競争環境は、国内企業、外資系企業及び様々な国や地域の外国企業のいずれとも「競合状態にない」と回答した被調査企業を指す無競争企業ダミー(*NONCOM*)で各々を表す。

R&D/イノベーション戦略の活発さが取締役会構成に与える影響は、画期的な製品開発やイノベーション事業の成功経験を持つ企業を特定する新製品/サービス開発実績ダミー(*NEWPRO*)によって、一方、財務パフォーマンスの効果は、自己資本利益率(*ROAIVE*)、売上高粗利益率(*PROAIVE*)及び配当支払回数(*DIVPAY*)という 3 つの指標で、それぞれ検証する。*NEWPRO* 以下これら 4 種類の変数は、企業調査実施前数年間の経営状態を反映する先決変数であり、取締役会構成との同時性を回避している。なお、*ROAIVE* 及び *PROAIVE* は、Eisenberg, Sundgren and Wells (1998)が提案した方法に基づいて筆者が算定した産業調整値であり、自社実績の所属産業中央値からの乖離度を表す。その計算式は、次の通りである。

$$Performance_{adj} = sign(\Delta Performance) \times \sqrt{|\Delta Performance|}$$

ここで $\Delta Performance$ は、自社実績から産業中央値を減じた値である。

続く債務の存在が取締役会編成プロセスに与える効果は、被調査企業の銀行信用借入実績とその平均融資期間を示す *BANCRE* 及び買掛金全体に占める期限超過債務の比率を表す *ARREAR* という 2 つの変数によって検討する。残る事業国際化については、総売上高に占める輸出総額の比率(*EXPSHA*)を代理変数として、そのインパクトを吟味する。

上記変数セットの意味内容、定義、記述統計量及び出所は、表 6 の通りである。この他、回帰分析に際しては、所属産業の固定効果にダミー変数で対処する。回帰モデルへの産業ダミー変数の導入には、取締役構成要素間の内生性をコントロールする効果が期待できる(Boone et al., 2007)。

5.1 取締役会人員規模

Yermack (1996)は、一企業の価値は、取締役会の監視機能と意思決定の質に依存するが、

³⁰ 定款で一株主の所有比率と投票権を制限する被調査企業の重複率は、63.5%と大変高い。そのため以下では、有効回答数が多い持株比率の制限効果に焦点を当てて分析を進めるが、*LIMOWN* を、投票権に制限を課す企業を 1 とするダミー変数や、持株比率と投票権のいずれか一方を制限する企業を特定する変数に代えても、分析結果に大きな差はなかった。

³¹ 二桁分類は、無関連多角化戦略(コングロマリット戦略)の程度を表す最適な指標である。

取締役会の人的規模は、そのパフォーマンスの決定付ける重大な要因であると主張している。本稿の実証分析も、取締役会のこの側面から取り掛かろう。

表6(a)には、取締役人員規模と独立変数の相関係数が示されている。バーゲニング変数の代表格である所有変数のそれは、全て理論的予想と一致する符合を取り、統計的にも有意である。*GROAFF*とは対照的に*GROCOR*は、係数値が相対的に小さく有意性も低い。このことは、ロシアの企業グループ内では、経営監督のために中核企業から傘下企業へ積極的に役員が派遣されている一方、中核企業の戦略的意思決定の場に傘下企業の代表者が参加するという意味での人事交流は殆どなされていない可能性を暗示している。次の最高経営責任者新任ダミーは、役員数と正に相関するが、有意性は所有変数に劣る。

その他ガバナンス変数の多くも、先述の理論仮説と合致した結果を示している。但し、合議執行機関の設置は、予想に反して役員数と有意に正に相関する。また、国有・私有化企業の新設分割企業も仮説とは逆の符号を取っている。とはいえ統計的有意性は低い。

事業活動変数に目を転じると、参入事業数、売上総利益率、配当回数、銀行信用及び買掛金期限超過債務比率と役員数の相関係数が、理論仮説を支持している。*MARFIN*のそれも正に有意である。即ち、ロシアにおける株式上場や社債公募は、資本市場による経営規律効果を上回る程に、企業統治機構の拡充を促す可能性がある。

以上の関係が、その他の要因をコントロールした上でも見出しうるのか否かを確認するために、*BOASIZ*を被説明変数、 x を説明変数のベクトル、 β を定数項を含むパラメータのベクトルとする回帰モデル $BOASIZ = f(x\beta)$ の最小二乗法(OLS)推計を行う。また、ここでは、最も基本的なモデルのOLS推計の頑健性を点検するために、被説明変数を役員数そのもの(*NUMDIR*)に置き換えたモデルのPoisson回帰も行う。役員数のような非負のカウント・データを従属変数とする回帰モデルのOLS推定量は、不偏性と一致性を損なう。この問題を解決するために、Poisson回帰モデルは以下を仮定する。

$$\Pr[NUMDIR_i = n_i] = \frac{e^{-\lambda_i} \lambda_i^{n_i}}{n_i!}, n_i = 0, 1, 2, \dots$$

ここでは $\log \lambda_i = x_i \beta$ が仮定されている。このモデルの対数尤度関数は、

$$\log L = \sum_{i=1}^N [-\lambda_i + n_i x_i \beta - \log n_i!]$$

となり、同式を β について最大化すると、一致性と有効性を持つ最尤推定量が得られる³²⁾。

推計は、取締役会人員規模に対するガバナンス変数群のインパクトを吟味する8種類のモデルと、ガバナンス変数群を基本モデルのそれに固定した上で、事業活動変数群の影響を検討する8種類のモデルを対象とした。また、OLS推計についてはBreush-Pagan検定により分散均一の帰無仮説が5%水準で棄却された場合に、一方のPoisson回帰モデルについては無条件に、Whiteの修正法による分散不均一の下でも一致性のある標準誤差を各種仮

³²⁾ より詳細な解説は、Greene (2003, pp. 740-744)及びWooldridge (2002, pp. 646-656)を参照。

説検定に用いた。主な推計結果は、表7に示されている³³⁾。

同表(a)によれば、取締役会の人員規模に対して理論仮説が想定するインパクトを、10%水準を超えて統計的に有意かつ頑健にもたらすガバナンス変数は、外部株主の所有比率、国有企業私有化を契機とした会社設立経緯及び総従業員数で代理された会社規模に限られることが分かる。旧国有私有化企業とは対照的に、国有企業ないし私有化企業からスピノフして生まれた企業は、移行期に新規設立された民間企業との比較において、取締役会の平均的規模に統計的に有意な差が生じていない。また、推計結果は割愛するが、*OWNOUT*の二乗値は非有意であり、その非線形的効果は確認されなかった。一方、執行役員の所有比率に関する推計値は、理論仮説に反して正の符号を取り、その二乗値は負である。しかも *OWNMAN* は、双方ともに統計的に有意である。この推計結果の解釈は、社外取締役比率に関する実証結果を交えて改めて検討する。経営者集団との比較のために参考値として推計した *OWNDIR* も、*OWNMAN* と同様の推計結果を示した。他方、取締役会会長については、*BOALEA* に代わり、取締役外部登用企業を1とするダミー変数 *OUTCHA* を新たに導入し、更に、同変数と取締役会会長所有比率の交差項を回帰モデルに追加することによって、外部から登用された取締役会会長の株式保有効果を検証することが可能となる。その結果がモデル(H)であるが、同モデルによれば、*OWNCHA* 及び *OUTCHA* との交差項の推計値は、10%の有意水準には届かないものの、インパクトの方向性それ自身は、筆者の予測を支持するものであった。

企業グループ参加ダミーである *GROFIR* は、外部株主の所有比率をコントロールしないモデル(D)から(H)にかけて5%水準で有意に推計された。しかしこのことは、事業統合効果の証左というよりも、むしろ企業グループの大株主としての効果を反映するものかもしれない。結果解釈は困難である。最高経営者の新任や定年年齢への到達、定款による持株比率上限規制及び法組織形態の相違は、役員数に殆ど影響しない。驚くべきことに、合議執行機関設置会社は、非設置企業との比較において役員数が平均的に大きい可能性が示唆されている。但し、*COLEXE* の推計結果は、統計的に頑健とはいえない。

表7(b)は、事業活動変数群の効果に関する検証結果を表している。この通り、経営多角化戦略と共に、株式上場や社債公募による外部資金調達活動も、取締役会の人的規模を有意に拡大する。つまりロシアでは、会社経営と資本市場の連結は、その代替的経営規律効果が存在したとしてもなお、取締役会の機能を広げる方向に作用するのである。銀行借入の有無や融資期間の長さ及び不良債権化した買掛金の相対的大きさも、債務者に取締役の増員を促す。事業活動の国際化は、Li (1994)の先進国研究と同じく、ロシア企業に非線形的な影響を及ぼす。即ち、商品販売の海外依存率が50%以下の範囲に止まっている場合、

³³⁾ なお、各モデルの説明変数間の相関係数は、多重共線性の存在を疑うべき閾値0.70を大幅に下回っている(Lind, Marchal and Wathen, 2004, p. 487)。また *BOASIZ* に対する各説明変数の分散拡大係数(VIF)も、所有変数の二乗値を除けば、閾値10.0よりも遥かに小さい。

海外市場への進出は、むしろ取締役の人数を抑制するが、50%を超えると一転して役員の拡充に働くのである。一方、競争環境や R&D/イノベーション活動の活発さは、取締役会の人員規模に対して中立的である。また、過去の財務成績も、Yermack (1996)らの先行研究と同様に、役員数になんら有意な影響を發揮しない。なお、モデル(P)の推計結果から、事業活動変数群の効果は、Lubotsky and Wittenberg (2007)が指摘するように、代理変数の複数採用は、回帰分析の推計結果に減衰バイアス(attenuation bias)をもたらす恐れがあるにも拘らず、相関係数が極端に高い変数のいずれか一方を除く複数の変数を同時一斉的に回帰モデルへ組み込んだ場合でも頑健であることが確認される。

内生変数である *BOACOM* 及び *BOALEA* の推計値は、理論仮説の予想に合致して、両者共に正である。しかし有意性は 10%水準に達していない。内生性バイアスの可能性に対処してもなお同様の結果になるか否かが問題となる。この点は、第 5.4 節で改めて検証する。

5.2 社外取締役の選任

次に、取締役会の機能や経営監督強度が定まる上で最も重要な社外取締役比率の決定要因を分析する。表 6 (b)には、その各種独立変数との相関係数が一覧されている。同表によると、バーゲニング変数群は、*GROCOR* を唯一の例外として、全て理論仮説の予測と合致する方向で社外取締役比率と有意に結びついている。残るガバナンス変数の中では、定款による持株上限率の制限が、筆者の仮説を支持する効果を表している。また、ここには、会社組織の人的規模の拡大に伴って社外取締役の勢力範囲も漸次伸張する可能性が示唆されている。

事業活動変数群に含まれる要因の多くも、社外取締役比率と有意に相関している。理論的にはそのインパクトの方向性を確定できない経営多角化及び資本市場からの資金調達行動は、記述統計分析の結果によると、ロシア企業に対して相対的により多くの社外取締役の選任を促す可能性がある。一方、配当支払や R&D/イノベーション活動の積極性に関する変数の相関係数は、理論的予想と整合的な関係を示してはいるものの、統計的有意性は低い。その他の変数は、有意かつ理論仮説を支持する形で社外取締役比率と相関している。

取締役会における社外役員の相対的地位については、Arthur (2001)や Prevost, Rao and Hossain (2002)をはじめとする多数の研究者が、外部投資家や会社役員による自社株保有との間の非線形的な関係に注目した。表 8 は、ロシアにおけるこの可能性を、社外取締役比率の各段階に応じた *OWNOUT* 他 6 種類の所有変数の値とその分散分析によって検証したものである。一見して明らかという程ではないが、社外取締役の比重と執行役員や取締役の持株比率の間には、確かに単調な比例関係とはいえない相関性を見て取れる。しかし、社外取締役比率で 10 分割された標本集団の *Scheffe* 法による多重比較の結果は、これらサブグループの殆どの組み合わせについて、その差は統計的に有意ではないと告げている。恐らく他の諸要因に影響されてサブグループ内の分散が相当程度大きいのであろう。従って、社外取締役選任プロセスに対する所有変数のインパクトにとりわけ注意を払いつつ、

以上の諸点が、多変量解析においても再現されるのか否かを点検する必要がある。

回帰分析は、全取締役に占める社外役員割合を被説明変数とするモデル $BOACOM = g(x\beta)$ の推計を主とするが、その推計結果の頑健性を比較考量するために、社外取締役の絶対数($NUMOUT$)や社外取締役多数派企業を 1 とする質的変数($OUTDOM$)を説明変数に回帰させるモデルの推計も試みる。図 3 の通り、 $BOACOM$ の分布は、正規分布にほど遠く (Shapiro-Wilk $W=0.974$, $z=6.111$, $p=0.000$), しかも下限 0.0 や上限 1.0 の閾値を持つサンプルが、730 社中 245 社 (33.6%) と少なくない。このような性質の連続変数を被説明変数とするモデルの OLS 推定量は不偏性に問題が生じ得るから、ここでは、代替的推計手法として Tobit 回帰モデルを採用する。一方、 $NUMOUT$ 及び $OUTDOM$ を被説明変数とするモデルは、前出の Poisson モデル、ならびに Logit モデルで各々を推計する。今回のケースのように、閾値に上限と下限を持つ Tobit モデルの対数尤度関数は、次のようになる。

$$\begin{aligned} \log L = & \sum_{BOACOM_i > 1} \log \left[\Phi \left(\frac{-(1 - \chi_i \beta)}{\delta} \right) \right] + \sum_{BOACOM_i < 0} \log \left[\Phi \left(\frac{-\chi_i \beta}{\delta} \right) \right] \\ & + \sum_{0 \leq BOACOM_i \leq 1} \log \left[\frac{1}{\delta} * \phi \left(\frac{BOACOM_i - \chi_i \beta}{\delta} \right) \right] \end{aligned}$$

ここで Φ は、標準正規分布関数である。一方、 $\Pr[OUTDOM = 1] = e^{x\beta} / (1 + e^{x\beta}) = \Lambda(x\beta)$ を仮定する Logit モデルの対数尤度関数は、

$$\log L = \sum OUTDOM_i * \log[\Lambda(x_i \beta)] + \sum (1 - OUTDOM_i) * \log[1 - \Lambda(x_i \beta)]$$

である。 Λ は、ロジスティック累積分布関数である。

分析結果は、表 9 の通りである。バーゲニング変数群は、一つの例外もなく先述したバーゲニング仮説と整合的な符号関係を取り、かつ殆ど全てが高い有意性を示している。 $OWNOUT^2$ 等所有変数の二乗値は、全てその一次変数と符号が逆転している。即ち、外部投資家や会社員の株式保有は、社外取締役の選任数と非線形的に相関する可能性が強い。この推計結果も、バーゲニング仮説を支持するものである。

図 5 は、Tobit 回帰モデルの分析結果から得られる所有変数のマージナル効果 ($\partial E(BOACOM|x) / \partial x$) の推計値に基づいて、自社株保有が社外取締役比率に及ぼすインパクトの形状と程度を所有主体別にシミュレートしたものである。この通り、所有比率に代理された外部株主と外部から登用された取締役会会長の交渉力は、基本的に社外役員勢力拡大を促す。但し、後者のエンタレンチメント効果は大変強く、その持株比率が 45% を超過すると社外取締役比率を押し上げる効果が減退し始め、90% を過ぎるとエンタレンチメント効果がコンバージェンス効果を圧倒する³⁴⁾。外部株主の株式所有効果も逆 U 字型であ

³⁴⁾ 興味深いことに、所属する企業集団や緊密な事業提携関係を有する企業の人材から選出された取締役会会長をあえて外部登用者にカテゴライズした場合でも、ほぼ同じシミュレーション

るが、こちらは如何なる水準であっても社外取締役の選任に否定的に作用することはない。

一方の執行役員は、常に社外からの役員派遣を抑制する方向に自身の交渉力を用いる。換言すると、追加的な株式取得と共に逡増する限界的コンバージェンス効果が、逡減する限界的エントレンチメント効果に優る結果、彼らの株式所有の否定的インパクトが縮小し始めるためには、経営者集団は57%、最高経営責任者に至っては85%の所有比率が達成されなければならない。しかも、どのような水準の株式所有を以ってしても、社外役員受け入れに対する彼らの消極性は決して解消されないのである。即ち、図5には、経営者の部外者に対する強い警戒心が如実に現れている。ここで、第5.1節で報告した取締役会人員規模の決定要因に関する分析結果に立ち返ると、執行役員の株式保有は、我々の予想に反して一次関数的には役員数と正に相関することが確認された³⁵⁾。この点と彼らの所有比率が社外取締役の選任に及ぼすネガティブな効果とを考え合わせると、ロシアの典型的な経営者は、取締役会から社外役員を極力排除することよりも、むしろ部外勢力と拮抗するに十分な数の役員を社内から選出しようとすることで、投資家達の経営監督圧力に対抗していると推察される。

ところで、グループ加盟企業の属性を反映する *GROCOR* と *GROAFF* の統計的有意性の著しい差は、グループ中核企業と傘下企業の組織論理の違いをまざまざと表している。繰り返しになるが、ロシア企業グループ内の役員交流は、中核企業から傘下企業への一方的な取締役派遣が主体であり、グループ全体に関する意思決定プロセスへの傘下企業経営者の参画はあまり重視されていない可能性が高い。この仮説は、より厳密な実証的検証を必要とするのは強調するまでもないが、企業集団化というロシア経済に生じたダイナミックな潮流の本質を理解する上で、一つの重要な手掛かりにはなる。また、*NEWCEO* が正に有意であることは、所有変数の強い説明力や高い統計的有意性と共に、ロシアにおけるバーゲニング・モデルの有効性を示唆している。

バーゲニング変数群と同様の水準で、社外取締役比率に有意かつ頑健な影響を及ぼす要因を、その他のガバナンス変数の中には一つも見出すことができない。即ち、*CEOAGE* も *COMSIZ* は、会社役員の株式所有をコントロールした途端にその効果が消失する。*COLEXE* は、理論仮説に反して負であるが、やはり有意性は低い。会社設立の政治的経緯も、社外取締役の選任に対して中立的である。

事業活動変数群の中では、R&D/イノベーション活動の活発さに加えて、過去の財務パフォーマンス及び債務状態を反映した一連の変数が、理論仮説を支持し、なおかつ頑健に有意な推計値を示した。これら *ROAIVE* 以下3種類の財務パフォーマンス指標と *BANCRE* 及び *ARREAR* は全て、経営者サイドと対抗集団との間の交渉力バランスに大きく係る変数

ン結果が得られた。但し、この操作は、所有効果の逆U字性を更に強める。

³⁵⁾ 表7(a)のモデル(D)における *OWNCEO* の推計値も、最高経営責任者の株式保有が役員数と正に相関すると仮定すれば、その効果は、10%水準で有意(片側 $t=1.305, p=0.098$)である。

である。このことも、ロシアの企業統治問題を理解する上で、バーゲニング仮説が有効な分析概念であることを物語っている。回帰モデルにおいて *BUSLIN* 及び *MARFIN* は共に正だが非有意である。このことは、経営多角化や資本市場からの資本調達のために増員される役員が、社内と社外のいずれの人材によって補填されるかは、統計的にはほとんどランダムな事象であることを意味している。

内生変数の *BOASIZ* は、モデル(B)の Possion 回帰モデルでは大変有意に推計されたが、その他のモデルでは10%水準に達していない。一方、*BOALEA* の推計値は、全て1%水準で正に有意であり、図5のシミュレーション結果と大変整合的な結果を示した。

5.3 取締役会会長の登用経路

最後に、取締役会編成に係る第3の要素である会長職の登用経路を取り上げる。表7(c)に示された *BOALEA* と各変数の相関係数によれば、*GROCOR* を除く全てのバーゲニング変数とその他ガバナンス変数群の中では *CEOAGE*、*LIMOWN* 及び *COLEXE* が、理論仮説を支持する形で統計的に有意に検出されている。一方、事業活動変数群は、会長職登用経路との結びつきが有意だと検定された変数を一つも持たない。この結果も、先述した理論仮説と整合的である。

取締役会会長の外部登用度を被説明変数とする回帰モデル $BOALEA = h(x\beta)$ の Ordered logit 推計も、記述統計分析の諸結果をほぼ裏付けている(表10)。即ち、社外取締役のプレセンスは、取締役会会長が自分達の中から選出されることを大いに促す。逆に、定年退職を目前とした最高経営責任者は、その老獪さ故か、ないしは肝煎りの後継者に経営権に移譲するために、会長職が社外役員に奪われることに強く抵抗する。回帰モデルでは *MANSHA* の有意性こそ失われたが、執行役員の所有比率である *OWNCEO* 及び *OWNMAN* は、会長の外部登用度と有意に負に相関することが確認された。なお、一部推計結果を省略したが、所有変数の中で非線形的効果が認められたのは唯一 *OWNCEO* であった。

モデル(A)~(C)において *OWNOUT* は、筆者の仮説に反して非有意である。この推計結果は、同変数に大株主である企業集団の株式所有が混入していることに起因する可能性が高い。それは、一連の企業グループ変数が負に有意であることにも暗示されている。そこで、*GROFIR* に代えて独立系企業を1で捉えるダミー変数 *INDFIR* を新たに導入し、更に *INDFIR* と *OWNOUT* の交差項をも加えたモデルの推計を行ってみたところ、やはり外部株主の所有比率は、グループ企業と独立系企業とで正反対の効果をもたらすことが確認された(モデル(D))。つまり、企業グループは、取締役会会長が傘下企業の経営者ないしグループ内の人材以外から選出されることには難色を示すのである。この事実が、グループ加盟企業との機会主義的結託によるものなのか、それとも企業グループによる効果的な経営監視を確保するためなのかは、残念ながら確証できない。企業グループと傘下企業のアンビヴァレントな組織間関係は、今後一層研究される必要がある。

以上の分析結果は、取締役会の要職たる会長職の選考は、経営陣と対抗集団の勢力バラ

ンスに決定的に依存するものであり、取締役会人員規模や社外取締役比率の決定要因に関する実証分析との比較において、Hermalin and Weisbach (1998)が提起したバーゲニング仮説の有効性がとりわけ高い領域であることの説得的な証左となっている。

5.4 取締役会編成プロセスの内生性

本稿は、取締役会人員規模、社外取締役比率及び取締役会会長登用経路の内生性を仮定しているが、これまでに行った一連の回帰分析では、こうした関係に潜む同時性バイアスの可能性に特別の処置を講じなかった。同時性バイアスは、推計結果を歪め、ひいては我々を誤った結論に導きかねない。従って、この問題の影響度を検証する必要がある。

同時性バイアスに対応する手段として、操作変数法(IV法)と連立方程式モデルの同時推計という2つの選択肢があるが、IV法は、分析者による操作変数の選択という恣意性を払拭しにくいという難点を持つ。この点は、国家・社会体制や法制度体系の違いを超えて世界各国であまねく通用するほど十分に定式化された理論モデルに立脚することが事実上不可能な企業統治モデルの実証分析は、操作変数の選択にその推計結果が大きく左右されるから尚更深刻である(Whidbee, 1997; Hossain, Prevost and Rao, 2001)。その上、本稿のケースのように、ラグつき内生変数を利用する可能性が無く、なおかつ複数の変数が複数の回帰モデルに内生変数として交互に登場するような場合、IV法では、全体として相当数の操作変数を選び出さねばならなくなる。これは、理論上はともかくとしても、実際上は大変な困難を伴う。

これに対して、連立方程式モデルの同時推計は、以上の問題からより自由である。従って今回は同手法で同時性バイアスに対処する。但し、この方法は、モデル定式化の些細な誤りがシステム全体に波及して予想もできない推計結果を招く恐れを孕んでいる。即ち、真の構造が不明瞭な企業統治モデルにとって、独立変数のやみくもな採用は危険でしかない(Barnhart and Rosenstein, 1998)。そこで筆者は、モデル定式化の次善策として、*BOASIZ*以下3つの内生変数と共に、単一方程式モデルの推計結果において10%水準を超えて有意な独立変数の中から比較的頑健に推計された17種類の変数と産業ダミー変数(*INDDUMs*)とでモデルを構成してみた。いわゆる探査的モデル特定化法である。その結果は、以下の通りである。

$$BOASIZ = f(BOACOM, BOALEA, OWNOUT, PRICOM, COMSIZ, BUSLIN, MARFIN, BANCRE, EXPSHA, EXPSHA^2, INDDUMs),$$

$$BOACOM = g(BOASIZ, BOALEA, OWNOUT, OWNOUT^2, MANSHA, GROFIR, NEWCEO, CEOAGE, COMSIZ, NEWPRO, ROAAVE, BANCRE, INDDUMs),$$

$$BOALEA = h(BOASIZ, BOACOM, OWNOUT, INDFIR, OWNOUT \times INDFIR, CEOAGE, PRICOM, COMSIZ, INDDUMs).$$

この同時方程式モデルを2SLSで推計する。なお推計は、前節と同様に、独立変数をガバナンス変数に限定した場合と事業活動変数も加えた場合の2ケースに分けて行う。また、順序変数である *BOALEA* は、正規分布に近づけるため、値に1を加えて対数変換した。

表 11 に、その結果が示されている。同表から、取締役会構成要素の内生性に連立方程式モデルで対応した場合でも、単一方程式推計から得られた主要な分析結果を翻してしまうほど各説明変数の符号関係と有意性が著しい影響を被ることはないことが分かる。但し、会社設立の政治的経緯や組織的規模を表す *COMSIZ* 及び *PRICOM* は、*BOACOM* または *BOALEA* を被説明変数とする回帰モデルでその有意性を大幅に失った。また、最高経営責任者の特性を反映する *NEWCEO* も、事業活動変数をコントロールした場合に有意水準が著しく低下した。なお、システム特定化に関する Hausman 検定によれば、2SLS と三段階最小二乗法(3SLS)の間には、統計的に有意な優劣関係が存在しない。実際、双方の推計結果に大きな差は認められなかった。

以上から、社外取締役比率と取締役会会長外部登用度の間には、互いに他を強めあう意味での内生的関係が存在し、かつ、単一方程式推計の段階で頑健に推計された外生変数の殆ど全ては、取締役会構成要素間の内生性に対処した上でも、理論的予想に合致する方向で、取締役会編成プロセスに経済的にも統計的にも有意なインパクトを及ぼすことが確認された。

5.5 推計結果の頑健性

最後に、推計結果全体の統計的頑健性を報告する。この点を検証するために、筆者は、本節の回帰モデルに様々なサンプル制約を課した補足的推計作業を行い、それらが本稿の分析結果に重大な影響をもたらさないことを確認した。即ち、(1)分析対象を工業企業に限定した場合、(2)会社組織や事業活動に関してやや特異な国家規制が導入されている燃料・エネルギー産業、冶金産業及び通信産業を標本集団から排除した場合、(3)分析対象の会社規模を全標本の平均従業員数±1 標準偏差に限定することでいわゆる超大規模企業を除去した場合、(4)分析対象を有価証券未発行企業に限った場合、(5)同じく非グループ企業に限った場合の 5 ケースである。また、ROA 及び売上高粗利益率の産業調整値である *ROAAVE* 及び *PROAVE* を、各標本の実現値と所属産業中央値との単純な差、即ち、 $\Delta Performance$ に置き換えた場合も、数個のモデルで有意水準が若干低下する点を除けば、推計値に特記すべき変化は看取されなかった。更に、一般化最小二乗法(GLS)、Probit モデル、順序 Logit/Probit モデル、切断分布モデル及び Heckman の二段階推計法³⁶⁾を含む代替的な分析手法で該当モデルの再推計も試みたが、本節の推計結果との重大な相違性は認められなかった。従って、推計分析の諸結果は、以上の意味で統計的に頑健であると判断される。

6. 結語

³⁶⁾ Heckman の二段階推計法は、社外取締役受入の有無と社外取締役比率に係る説明変数の係数が異なる場合に Tobit モデルに生じ得る推計バイアスの可能性に対応したものである。

本稿は、2005年上半期にロシア全土で実施した企業アンケート調査の諸結果に基づいて、取締役会構成の決定要因に関する包括的実証分析を行った。その結果は、長年に及ぶ先進国研究の積み重ねによって彫琢された組織経済学と企業金融論は、ソ連崩壊後十数年が経過した現在も依然として市場経済への移行過程にあるロシアの産業経済と企業組織の分析に対しても大変有効であることを立証した。即ち、その理論体系と実証手法は取締役会の構成要素である人員規模、社外取締役比率及び取締役会会長外部登用度の決定要因を高い精度で特定することができる。裏返せば、現代ロシアの経営者や投資家は、成熟した資本主義諸国で機能する経済と組織の論理に従って、自社の経営監督体制を組織化しているともいえる。困難を極めた市場経済化の果実が、今ここに顕在化している。

しかし、第4節で提起された理論仮説があまねく実証的な支持を得たかといえば、決してそうではない。前節の実証結果は、バーゲニング変数群の、その他ガバナンス変数群や事業活動変数群との比較における、取締役会構成の決定要因としての説明力と統計的有意性の相対的な高さを証明している。更に、バーゲニング変数の推計結果は、先進国上場企業の取締役会構成が、企業統治機構の予定調和性を陰伏的に仮定する伝統的なエージェンシー理論に基づいて的確に分析することが可能だとするならば、ロシア企業のそれは、Hermalin and Weisbach (1998)のバーゲニング仮説によって、より適切に説明され得ることを強く示唆している。つまり、ロシアにおいては、最高経営者を筆頭とする経営陣及び彼らに対峙する外部株主や社外取締役の株式保有比率や最高経営責任者の在職期間に代表されるバーゲニング変数が、取締役会編成プロセスを決定付ける要因として抜群の説明力を発揮しているのである。この事実は、ロシアの経営者や出資者、ならびに彼らの利害代表者にとって、取締役会は会社経営をめぐる自身の権力と利得を最大化する熾烈な覇権争いの場として機能している可能性を、我々に強く指し示している。

「覇権争いの場」というイメージは、現代ロシア経済に関する我々の理解と直感的に合致している。ヴラジミール・プーチンが、法の支配の確立をスローガンに政治の檜舞台に登場して数年が経過した今日も、ロシアの「低信頼性国家」というイメージは依然払拭されていない。契約関係や所有権の重要性に関する市民の意識も、また経営者の職業倫理も、改善の兆しこそあれ今以て低い水準に止まっている。こうした社会環境に置かれた一投資家は、他の株主や債権者頼みの他力本願的な経営規律効果には大きな期待を寄せず、むしろありとあらゆるチャネルを利用して経営者を直接監視し、自身の利得を極力追求しようとするであろう。いきおい経営者側もかかる敵対的投資家に心を許さず、常に機会主義を窺うことになる。エージェンシー理論が示唆する通り、こうした深い相互不信の人間関係も、営利組織を機能せしめる一つのメカニズムではある。しかし、取締役会を舞台とするあまりにも激しい覇権争いは、異なる企業統治機構の調和的な自己組織化によって会社経営の効果的な規律化を達成しうる社会と較べて、会社当事者の時間とエネルギーを過剰に費消させる。この意味で、ロシアにおけるバーゲニング・モデルの際立った適合性は、体制転換

の途上にある社会経済システムの未成熟さを投影しているのかもしれない。

本稿はまた、ロシアの法制度体系や市場経済移行国としての特殊性が、取締役会構成の決定要因として相当の重要性を有していることも明らかにした。1990年代に行われた企業私有化政策の副産物として、ロシア全土に巻き起こった企業グループへの事業統合は、グループ内企業の統治機構に極めて重大なインパクトをもたらしている。また、会社設立の政治的経緯及び会社法やコーポレート・ガバナンス法典に盛り込まれた一連の法的規制も、取締役会編成プロセスにおけるロシア企業の意思決定に、経済的にも統計的にも有意な影響を及ぼしている。他方、独立取締役の普及を図ろうとする連邦政府の行政指導や経営者の取締役兼任制限に関する株式会社法の規定は、その不徹底さや制度的欠陥故に望まれた政策成果を十分には生み出していない。ロシア市民の相互信頼性が一定の水準に達するまでの間、取締役会を含めた会社法定機関の構成や機能に関する強行法規性の拡充は、こうした問題を軽減する一つの有効な措置となり得る。この点を含めて、株式会社制度のより一層の洗練化が望まれる。

参考文献

- Афанасьев, М., П. Кузнецов, А. Фоминых (1997) Корпоративное управление глазами директората: по материалам обследований 1994-1996 гг. // Вопросы Экономики, №. 5, С. 84-101.
- Долгопятова, Т. (1995) Реструктуризация собственности и контроля в промышленности// Предпринимательство в России, №. 3-4, С. 18-25.
- Кузнецов, П., А. Муравьев (2000) Государственные холдинги как механизм управления предприятиями государственного сектора// Вопросы Экономики, №. 9, С. 34-47.
- Полковников, Г. (2002) Проблемы корпоративного управления в России (на примере Федерального закона об акционерных обществах, 1995 г.)// Е. Ясин (ред.), Модернизация Российской Экономики, Книга 2, МАКС Пресс: М., С. 138-142.
- Телюкина, М. В. (2005) Комментарий к Федеральному закону «об акционерных обществах», Волтерс Клувер: М.
- Федеральная комиссия по рынку ценных бумаг, Институт фондового рынка и управления (2002) Отчет по корпоративному управлению: структура и организация деятельности советов директоров российских открытых акционерных обществ, М.
- Федеральная служба государственной статистики (Rosstat) (2005) Россия в цифрах 2005: краткий статистический сборник, М.
- Цепов, Г. В. (2006) Акционерные общества: теория и практика, Проспект: М.
- Ясин, Е. (ред.) (2004) Структурные изменения в Российской промышленности. Издательский дом ГУ ВШЭ: М.
- Adams, Renée B. and Daniel Ferreira (2007), A theory of friendly boards, *Journal of Finance*, 62:1, pp. 217-250.
- Agrawal, Anup and Charles R. Knoeber (2001), Do some outside directors play a political role?, *Journal of Law and Economics*, 44:1, pp. 179-198.
- Alchian, Armen A. and Harold Demsetz (1972), Production, information costs, and economic organization, *American Economic Review*, 62:5, pp. 777-795.
- Anderson, Ronald C., Thomas W. Bates, John M. Bizjak and Michael L. Lemmon (2000), Corporate governance and firm diversification, *Financial Management*, 29:1, pp. 5-22.
- Arthur, N. (2001), Board composition as the outcome of an internal bargaining process: empirical evidence, *Journal of Corporate Finance*, 7:3, pp. 307-340.
- Avdasheva, Svetlana (2006), Business groups and corporate governance in Russia, paper presented at the European Association for Comparative Economics Studies 9th bi-annual conference: development strategies - a comparative view, University of Brighton: Brighton.

- Baker, Malcolm and Paul A. Gompers (2003), The determinants of board structure at the initial public offering, *Journal of Law and Economics*, 46:2, pp. 569-598.
- Barney, Jay B. (1990), The debate between traditional management theory and organizational economics: substantive differences or intergroup conflict?, *Academy of Management Review*, 15:3, pp. 382-393.
- Barnhart, Scott W., M. Wayne Marr and Stuart Rosenstein (1994), Firm performance and board composition: some new evidence, *Managerial and Decision Economics*, 15:4, pp. 329-340.
- Barnhart, Scott W. and Stuart Rosenstein (1998), Board composition, managerial ownership, and firm performance, an empirical analysis, *Financial Review*, 33:4, pp. 1-16.
- Bathala, Chenchuramaiah T. and Ramesh P. Rao (1995), The determinants of board composition: an agency theory perspective, *Managerial and Decision Economics*, 16:1, pp. 59-69.
- Baysinger, D. Barry and Henley N. Butler (1985), Corporate governance and the board of directors: performance effects of changes in board composition, *Journal of Law and Economics*, 1:1, pp. 101-124.
- Baysinger, Barry and Robert E. Hoskisson (1990), The composition of boards of directors and strategic control: effects on corporate strategy, *Academy of Management Review*, 15:1, pp. 72-87.
- Beiner, Stefan, Wolfgang Drobetz, Frank Schmid and Heinz Zimmermann (2004) Is board size an independent corporate governance mechanism?, *Kyklos*, 57:3, pp.327-356.
- Blasi, Joseph and Andrei Shleifer (1996), Corporate governance in Russia: an initial look, In: Frydman, Roman, Cheryl W. Gray and Andrzej Rapaczynski (eds.), *Corporate governance in Central Europe and Russia Volume 2: insiders and the state*, Central European University Press: Budapest, pp. 78-108.
- Black, Bernard and Reinier Kraakman (1996), A self-enforcing model of corporate law, *Harvard Law Review*, 109:8, pp. 1911-1982.
- Boone, Audra L., Laura Casares Field, Jonathan M. Karpoff, and Charu G. Raheja (2007), The determinants of corporate board size and composition: an empirical analysis, *Journal of Financial Economics*, 85: 1, pp. 66-101.
- Booth, James R., Marcia Millon Cornett and Hassan Tehranian (2002), Boards of directors, ownership, and regulation, *Journal of Banking and Finance*, 26:10, pp. 1973-1996.
- Borokhovich, Kenneth A., Kelly R. Brunarski, Claire E. Crutchley and Betty J. Simkins (2004), Board composition and corporate use of interest rate derivatives, *Journal of Financial Research*, 27:2, pp. 199-216.
- Bozec, Richard (2005), Board of directors, market discipline and firm performance, *Journal of Business Finance and Accounting*. 32:9-10, pp. 1921-1960.
- Brickley, James A., Jeffrey L. Coles and Gregg Jarrell (1997), Leadership structure: separating the CEO and chairman of the board, *Journal of Corporate Finance*, 3:3, pp. 189-220.
- Broadman, Harry G. (2000), Reducing structural dominance and entry barriers in Russian industry, *Review of Industrial Organization*, 17:2, pp. 155-176.
- Coles, Jeffrey L., Naveen D. Daniel and Lalitha Naveen (2007), Boards: dose one size fit all? *Journal of Financial Economics*. (forthcoming)
- de Andres, Pablo, Valentin Azofra and Felix Lopez (2005) Corporate boards in OECD countries: size, composition, functioning and effectiveness, *Corporate Governance*, 13:2, pp. 197-210.
- Demzets, Harold (1967), Toward a theory of property rights, *American Economic Review*, 57:2, pp. 347-359.
- Denis, David J. and Atulya Sarin (1999), Ownership and board structures in publicly traded corporations, *Journal of Financial Economics*, 52:2, pp. 187-223.
- Djankov, Simeon and Peter Murrell (2002), Enterprise restructuring in transition: a quantitative survey, *Journal of Economic Literature*, 40:3, pp. 739-792.
- Dolgopyatova, T. (2003), Ownership and corporate control structures as viewed by statistics and surveys, *Russian Economic Barometer*, 12:3, pp. 12-20.
- Dolgopyatova, Tatiana G. and Ichiro Iwasaki (2006), Exploring Russian corporations: interim report on the Japan-Russia joint research project on corporate governance and integration processes in the Russian economy (IER discussion paper series No. B35), Institute of Economic Research of Hitotsubashi University: Tokyo.
- Eisenberg, Theodore, Stefan Sundgren and Martin T. Wells (1998), Larger board size and decreasing firm value in small firms, *Journal of Financial Economics*, 48:1, pp. 35-54.
- Erikson, John, Yun W. Park, Joe Reising and Hyun-Han Shin (2005), Board composition and firm value under concentrated ownership: the Canadian evidence, *Pacific-Basin Financial Journal*, 13:4, pp.

387-410.

- Fama, Eugene F. (1980), Agency problems and the theory of the firm, *Journal of Political Economy*, 88:2, pp. 288-307.
- Fama, Eugene F. and Michael C. Jensen (1983), Agency problems and residual claims, *Journal of Law and Economics*, 26:2, pp. 327-349.
- Fich, Elirzer M. (2005), Are some outside directors better than others? evidence from director appointments by Fortune 1000 firms, *Journal of Business*, 78:5, pp. 1943-1971.
- Fich Eliezer M. and Anli Shivdasani (2006), Are busy boards effective monitors?, *Journal of Finance*, 61:2, pp. 689-724.
- Filatotchev, Igor and Kate Bishop (2002), Board composition, share ownership, and 'underpricing' of U.K. IPO firms, *Strategic Management Journal*, 23:10, pp. 941-955.
- Filatotchev, Igor, Mike Wright and Michael Bleaney (1999), Privatization, insider control and managerial entrenchment in Russia, *Economics of Transition*, 7:2, pp. 481-504.
- Guriey, Sergei and Andrei Rachinsky (2005), The role of oligarchs in Russian capitalism, *Journal of Economic Perspectives*, 19:1, pp. 131-150.
- Greene, William, H. (2003), *Econometric analysis* (fifth edition), Prentice-Hall: Upper Saddle River.
- Hanson, Robert C. and Moon H. Song (2000), Managerial ownership, board structure, and the division of gains in divestitures, *Journal of Corporate Finance*, 6:1, pp. 55-60.
- Hermalin, Benjamin E. and Michael S. Weisbach (1988), The determinants of board composition, *RAND Journal of Economics*, 19:4, pp. 589-606.
- Hermalin, Benjamin E. and Michael S. Weisbach (1998), Endogenously chosen board of directors and their monitoring of the CEO, *American Economic Review*, 88:1, pp. 96-118.
- Harris, Milton and Artur Raviv (2007), A theory of board control and size, *Review of Financial Studies*. (forthcoming)
- Hill, Charles W. L. and Scott A. Snell (1988), External control, corporate strategy, and firm performance in research-intensive industries, *Strategic Management Journal*, 9:6, pp. 577-590.
- Hossain, Mahmud, Andrew K. Prevost and Ramesh P. Rao (2001), Corporate governance in New Zealand: the effect of the 1993 Companies Act on the relation between board composition and firm performance, *Pacific-Basin Financial Journal*, 9:2, pp. 119-145.
- Iwasaki, Ichiro (2007a), Enterprise reform and corporate governance in Russia: a quantitative survey, *Journal of Economic Surveys*, 21:4. (forthcoming)
- Iwasaki, Ichiro (2007b), Corporate law and governance mechanism in Russia, In: Bruno Dallago and Ichiro Iwasaki (eds.), *Corporate restructuring and governance in transition economies*, Palgrave Macmillan: Basingstoke, pp. 213-249.
- Jensen, Michael C. (1993), The modern industrial revolution, exit, and the failure of internal control systems, *Journal of Finance*, 48:3, pp. 831-880.
- Jensen, Michael C. and William H. Meckling (1976), Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure, *Journal of Financial Economics*, 3:4, pp. 305-360.
- Kaplan, Steven N. and Bernadette A. Minton (1994), Appointments of outsiders to Japanese boards: determinants and implications for managers, *Journal of Financial Economics*, 36:2, pp. 225-258.
- Kornai, János (1994), Transformational recession: the main causes, *Journal of Comparative Economics*, 19:1, pp. 39-63.
- Kim, Yangmin (2005), Board network characteristics and firm performance in Korea, *Corporate Governance*, 13:6, pp. 800-808.
- Lehn, Kenneth, Sukesh Patro and Mengxin Zhao (2005), Determinants of the size and structure of corporate boards: 1935-2000, unpublished working paper, University of Pittsburgh.
- Li, Jiatao (1994), Ownership structure and board composition: a multi-country test of agency theory predictions, *Managerial and Decision Economics*, 15:4, pp. 359-368.
- Linck, James S., Jeffrey M. Netter and Tina Yang (2007), A large sample study on board changes and determinants of board structure, *Journal of Financial Economics*. (forthcoming)
- Lind, Douglas, A., William G. Marchal and Samuel A. Wathen (2004), *Statistical techniques in business and economics* (twelfth edition), McGraw-Hill: Irwin.
- Lubotsky, Darren and Martin Wittenberg (2007), Interpretation of regressions with multiple proxies, *Review of Economics and Statistics*, 88:3, pp. 549-562.
- Mayers, David, Anli Shivdasani and Clifford W. Smith (1997), Board composition and corporate control: evidence from the insurance industry, *Journal of Business*, 70:1, pp. 33-62.
- Mak, Y. T. and Yuan Li (2001), Determinants of corporate ownership and board structure: evidence from Singapore, *Journal of Corporate Finance*, 7:3, pp. 235-256.

- Monks, Robert A. G. and Nell Minow (1996), *Watching the watchers: corporate governance for the 21st century*, Blackwell: Cambridge and Oxford.
- Muth, Melinda and Lex Donaldson (1998), Stewardship theory and board structure: a contingency approach, *Corporate Governance*, 6:1, pp. 5-28.
- Peasnell, K. V., P. F. Pope and S. Young (2005), Board monitoring and earnings management: do outside directors influence abnormal accruals?, *Journal of Business Finance and Accounting*, 32:7-8, pp. 1311-1346..
- Peng, Mike W. (2004) Outside directors and firm performance during institutional transitions, *Strategic Management Journal*, 25:5, pp. 453-471.
- Perotti, Enrico C. and Stanislav Gelfer (2001), Red barons or robber barons? governance and investment in Russian financial-industrial groups, *European Economic Review*, 45:9, pp. 1601-1617.
- Perry, Tod and Anli Shivdasani (2005), Do boards affect performance? evidence from corporate restructuring, *Journal of Business*, 78:4, pp. 1403-1431.
- Pfeffer, Jeffrey (1981), *Power in organizations*, Ballinger: Cambridge.
- Pfeffer, Jeffrey and Salancik, Gerald R. (1978), *The external control of organizations: a resource dependence perspective*, Harper & Row: New York.
- Prevost, Andrew K., Ramesh P. Rao and Mahmud Hossain (2002), Determinants of board composition in New Zealand: a simultaneous equations approach, *Journal of Empirical Finance*, 9:4, pp. 373-397.
- Raheja, Charu G (2005), Determinants of board size and composition: a theory of corporate boards, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40:2, pp.283-306.
- Randøy, Trond and Jan Inge Jenssen (2004), Board independence and product market competition in Swedish firms, *Corporate Governance*, 12:3, pp. 281-289.
- Rediker, Kenneth J. and Anju Seth (1995), Boards of directors and substitution effects of alternative governance mechanisms, *Strategic Management Journal*, 16:2, pp. 85-99.
- Roosenboom, Peter (2005) Bargaining on board structure at the initial public offering, *Journal of Management and Governance*, 9:2, pp. 171-198.
- Shivdasani, Anli and David Yermack (1999), CEO involvement in the selection of new board members: an empirical analysis, *Journal of Finance*, 54:5, pp. 1829-1853.
- Sugiura, Fumikazu (2007) Economic transformation and corporate finance in the post-communist world, In: Bruno Dallago and Ichiro Iwasaki (eds.), *Corporate restructuring and governance in transition economies*, Palgrave Macmillan: Basingstoke, pp. 40-62.
- Tian, Jenny J. and Chung-Ming Lau (2001), Board composition, leadership structure and performance in Chinese shareholding companies, *Asia Pacific Journal of Management*, 18:2, pp. 245-263.
- van Ees, Hans, Theo J. B. M. Postma and Elmer Sterken (2003) Board characteristics and corporate performance in the Netherlands, *Eastern Economic Journal*, 29:1, pp. 41-58.
- Vefas, Nikos and Elena Theodorou (1998), The relationship between board structure and firm performance in the UK, *British Accounting Review*, 30:4, pp. 383-407.
- Weisbach, Michael S. (1988), Outside directors and CEO turnover, *Journal of Financial Economics*, 20, pp. 431-460.
- Whidbee, David A. (1997), Board composition and control of shareholder voting rights in the banking sector, *Financial Management*, 26:4, pp. 27-41.
- Williamson, Oliver E. (1983), Organizational form, residual claimants, and corporate control, *Journal of Law and Economics*, 26:1, pp. 351-366.
- Wooldridge, Jeffrey M. (2002), *Economic analysis of cross section and panel data*, MIT Press: Cambridge and Massachusetts.
- Yakovlev, Andrei (2006), The evolution of business – state interaction in Russia: from state capture to business capture?, *Europe-Asia Studies*, 58:7, pp. 1033-1056.
- Yeh, Yin-Hua and Tracie Woidtke (2005), Commitment or entrenchment?: controlling shareholders and board composition, *Journal of Banking and Finance*, 29:7, pp. 1857-1885.
- Yermack, David (1996), Higher market valuation of companies with a small board of directors, *Journal of Financial Economics*, 40:2, pp. 185-211.
- 阿部修人(2003)『取締役 turnover と経営者インセンティブメカニズム』(IER Discussion Paper No. A435), 一橋大学経済研究所.
- 岩崎一郎(2003)『ロシア企業の取締役会：法的枠組と実態』(IER Discussion Paper No. A443), 一橋大学経済研究所.
- 岩崎一郎(2006)『企業形態と組織行動：ロシア株式会社制度の実証分析』(IER Discussion Paper No. A482), 一橋大学経済研究所.

柏木仁(2005)「スチュワーシップ理論：性善説に基づく経営理論」『経営行動科学』第18巻第3号，235-244頁.

〈法令リスト〉

Гражданской кодекс РФ: часть первая от 30 ноября 1994 г. № 52-ФЗ. (с изменениями на 1 января 2005 г.)

Кодекс корпоративного поведения прилагается к Распоряжению ФКЦБ России от 4 апреля 2002 г. № 421/р.

Федеральный закон «Об акционерных обществах» от 26 декабря 1995 г. № 208-ФЗ. (с изменениями на 29 декабря 2004 г.)

表1 取締役会人員規模及び属性別取締役選任数に関する基本統計量

	(名)						
	平均	標準偏差	中央値	最小値	最大値	25パーセント イル順位	75パーセント イル順位
取締役会人員規模	6.64	2.40	7	3	23	5	7
社内取締役	3.22	2.43	3	0	21	1	5
経営者代表役員	2.90	2.21	3	0	15	1	5
一般従業員・労働組合代表役員	0.32	1.15	0	0	21	0	0
社外取締役	3.42	2.94	3	0	17	1	5
民間株主代表役員	2.55	2.59	2	0	17	0	4
独立取締役	0.43	1.13	0	0	10	0	0
連邦政府代表役員	0.18	0.77	0	0	8	0	0
地方政府代表役員	0.21	0.75	0	0	6	0	0

(出所)筆者作成。

表2 取締役会人員規模及び社外取締役比率の国際比較

	対象年	標本数 (社)	取締役会人員規模(名)			社外取締役比率(%)		
			平均	標準偏差	中央値	平均	標準偏差	中央値
北米								
米国新規上場企業 ^a	1978-87	1,116	6.07	1.87	6			
米国新規上場企業 ^b	1988-92	1,019	6.21			62		
米国上場企業 ^c	1989-95	508	11.88	2.95	12	55.3	17.1	56.2
米国大手工業企業 ^d	1999	100	11.79	2.94	12	71.8	12.1	73.0
米国大手商業銀行 ^d	1999	100	16.37	5.01	16	81.3	6.9	83.1
米国大手公共企業 ^d	1999	100	11.46	2.74	11	80.5	11.7	83.3
米国上場企業 ^{e 1)}	1990-2003	9,436	8		7	65.2		70.0
カナダ上場企業 ^f	1996	79	12.34		12	74		79
カナダ公共企業 ^g	2000	38	10.81	3.07	11	89.4	10.6	90.0
欧州								
英国上場企業 ^h	1993-96	1,271	8.01	2.64	8	42.7	14.4	42.9
英国上場企業 ⁱ	1994	250	8.07	2.84	8	39		
英国上場企業 ^f	1996	66	12.03		12	48		50
仏国新規上場企業 ^j	1993-99	299	5.30	2.32	5	53.1		
仏国上場企業 ^f	1996	42	12.93		13	81		82
独国内上場企業 ^f	1996	33	15.06		16	60		58
伊国内上場企業 ^f	1996	56	9.23		9	74		81
スペイン上場企業 ^f	1996	28	12.29		11	75		80
スイス上場企業 ^f	1996	17	9.12		9	90		90
スイス上場企業 ^{k 2)}	2001	165	6.59	2.33	6	87	15	89
オランダ上場企業 ^f	1996	37	6.84		7			
オランダ上場企業 ^l	1996	94	4.95	1.83	5	84.3	19.9	100
ベルギー上場企業 ^f	1996	12	13.17		11.5	76		81
スウェーデン上場企業 ^m	1996-98	98	8.18	2.01		84	13	
フィンランド中小企業 ⁿ	1992-94	879	3.71	1.52	3			
ロシア株式会社 ^o	2005	730	6.64	2.40	7	48.9	35.3	55.6
アジア大洋州								
日本上場企業 ^p	1990-2001	1,280	13.97	6.55	13	20.0	19.7	14.3
中国新規上場企業 ^{q 3)}	1996	113	10.13	3.18		30	24	
中国上場企業 ^r	1996	530	9.8			41		
台湾上場企業 ^s	1998	251	8.19	4.18	7			
韓国上場企業 ^t	1990-99	199	10.51	8.36				
オーストラリア上場企業 ^{u 3)}	1989	135	5.56	2.03	5	62	27	67
シンガポール上場企業 ^v	1995	147	8.04	2.08	8	57	21	57
ニュージーランド上場企業 ^w	1991-95	63-105	6.60	2.15	6	55.7	25.7	60.0

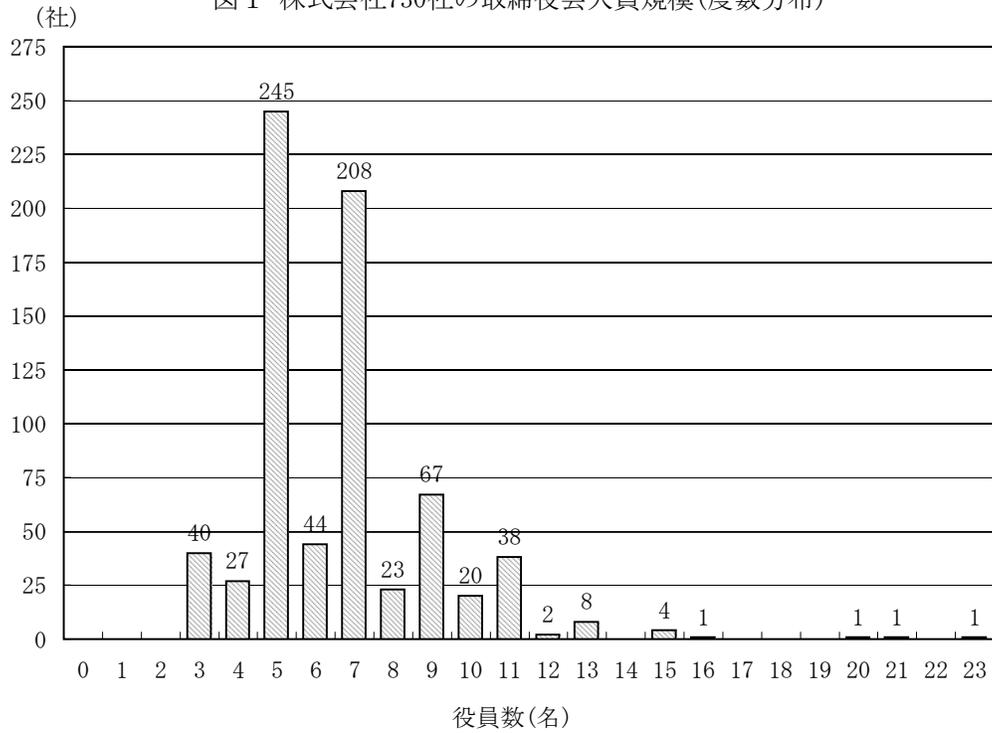
(注1)社外取締役比率は、全取締役に占める執行役員比率から筆者が逆算した。

(注2)監査役会。

(注3)社外取締役比率は、独立取締役のみを対象。

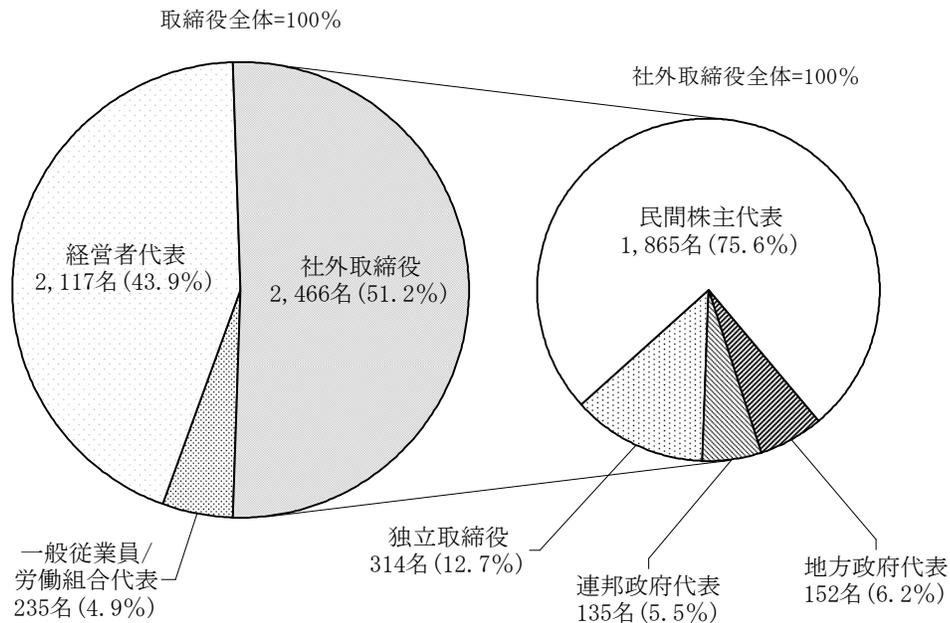
(出所) a: Baker and Gompers (2003); b: Boone et al. (2007); c: Fich and Shivdasani (2006); d: Booth, Cornett and Tehranian (2002); e: Yang, Linck and Netter (2007); f: de Andres, Azofa and Lopez (2005); g: Bozec (2005); h: Peasnell, Pope and Young (2005); i: Vafeas and Theodorov (1998); j: Roosenboom (2005); k: Beiner et al. (2004); l: van Ees, Postma and Sterken (2003); m: Randøy and Jensen (2004); n: Eisenberg, Sundgren and Wells (1998); o: 本稿共同企業調査; p: 阿部 (2003); q: Tian and Lau (2001); r: Peng (2004); s: Yeh and Woitke (2005); t: Kim (2005); u: Arthur (2001); v: Mak and Li (2001); w: Prevost, Rao and Hossain (2002).

図1 株式会社730社の取締役会人員規模(度数分布)



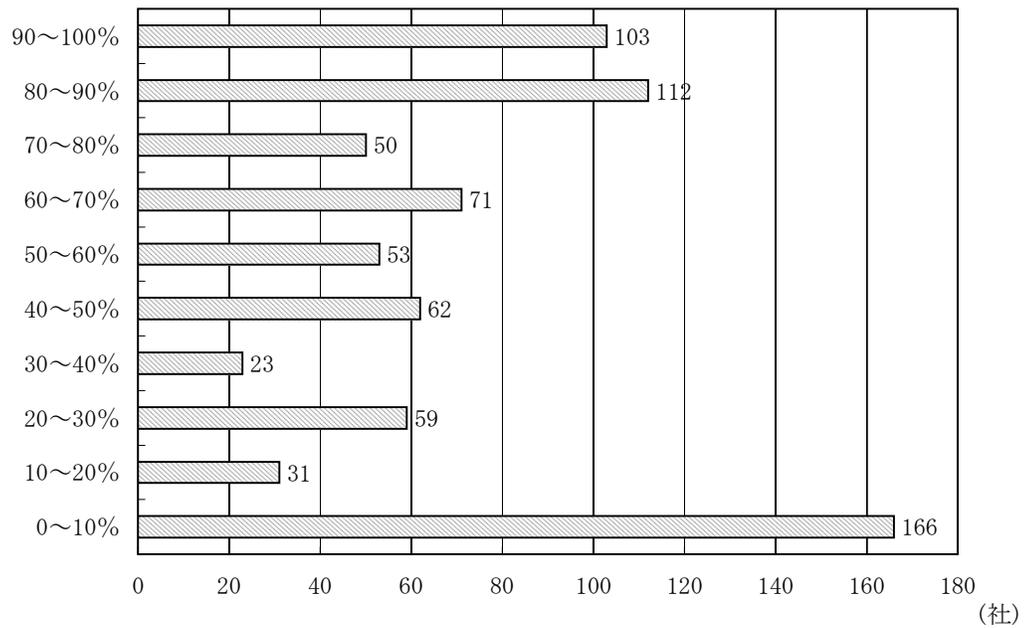
(出所)筆者作成。

図2 取締役4,818名の内訳



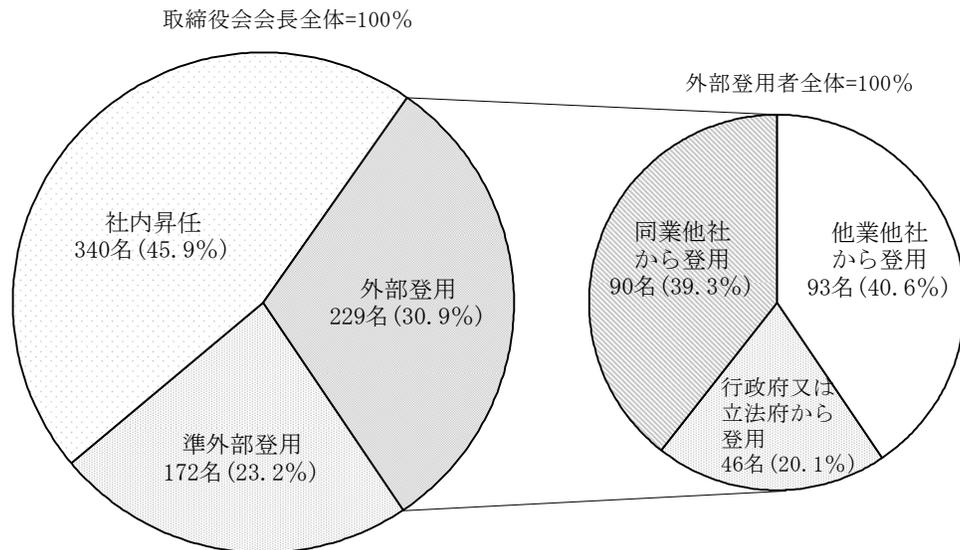
(出所)筆者作成。

図3 株式会社730社の社外取締役比率(度数分布)



(出所)筆者作成。

図4 取締役会会長741名の登用経路



(出所)筆者作成。

表3 取締役会構成要素の相関行列

	取締役会 人員規模	社外取締役 比率	取締役会会長 外部登用度
取締役会人員規模(名)	1.0000		
社外取締役比率 ¹⁾	0.2058 *** (0.000)	1.0000	
取締役会会長外部登用度 ²⁾	0.0161 (0.674)	0.3386 *** (0.000)	1.0000

(注1) $0.00 \leq x \leq 1.00$ の値を取る連続変数。

(注2) 取締役会会長が準外部登用者である企業を1, 外部登用者である企業を2とする順序変数。

(注3) 括弧内は p 値。***:1%水準で有意。

(出所)筆者作成。

表4 取締役会構成の産業間比較

	取締役会 人員規模	社外取締役 比率	取締役会会長 外部登用度
工業	6.59	0.47	0.82
燃料・エネルギー	7.62	0.70	1.03
冶金(鉄鋼・非鉄金属)	7.12	0.53	0.65
機械製造・金属加工	6.93	0.49	0.83
化学・石油化学	6.61	0.58	1.10
木材・製紙・木材加工	6.25	0.47	0.75
軽工業	6.71	0.36	0.74
食品工業	5.64	0.45	0.89
建設資材	6.50	0.28	0.56
通信	7.43	0.66	1.14
工業と通信業の比較分析			
平均値の差のt検定 ¹⁾	-2.633 ***	-4.125 ***	-2.830 ***
Wilcoxonの順位和検定	-2.292 **	-4.372 ***	-3.066 ***
産業9部門間の分散分析			
ANOVA (F)	6.230 ***	9.740 ***	3.070 ***
Bartlett検定 (χ^2)	108.112 ***	5.479	8.531
Kruskal Wallis検定 (χ^2)	52.385 ***	72.814 ***	23.652 ***

(注1) 等分散性に関する F 検定により母分散が等しいという帰無仮説が棄却された場合は、Welch検定の結果を示した。

(注2) ***: 1%水準で有意, **: 5%水準で有意。

(出所)筆者作成。

表5 取締役会構成への企業組織や事業活動のインパクトに関する理論的予測

	取締役会 人員規模	社外取締役 比率	取締役会会 長外部登用
バーゲニング変数群			
外部大株主所有比率/二乗値	+/-	+/-	+/-
最高経営責任者所有比率/二乗値	-/+	-/+	-/+
経営者集団所有比率/二乗値	-/+	-/+	-/+
社外取締役所有比率/二乗値	+/-	+/-	+/-
企業集団への参加	+	+	?
最高経営責任者の新任	+	+	+
その他ガバナンス変数群			
最高経営責任者の定年年齢接近	(-)	-	-
開放会社の選択	-	-	-
定款による株主の持株比率や投票権の制限	-	-	-
合議執行機関の設置	(-)	(+)	(+)
国家資産の継承	+	+	+
会社規模	+	?	?
事業活動変数群			
経営多角化	+	?	?
資本市場からの資金調達	?	?	?
製品市場での企業間競争	-	-	(-)
R&D/イノベーション戦略	-	-	(-)
不成績な財務パフォーマンス	(+)	+	(+)
債務の存在	+	+	(+)
事業国際化度/二乗値	-/+	-/+	(-)/(+)
内生変数			
取締役会人員規模		+	(+)
社外取締役比率	+		+
取締役会会長外部登用	(+)	+	

(注) +：正に相関する，-：負に相関する，(+)：正に相関するが，統計的有意性は低い，(-)：負に相関するが，統計的有意性は低い，?：効果不定。

(出所)筆者作成。

表6 実証分析に用いる各変数の記述統計量及び取締役会構成要素との相関係数

変数の意味内容・定義(変数名)	記述統計量					取締役会構成要素との相関係数		
	平均	標準偏差	中央値	最小値	最大値	取締役会 人員規模 (a) ¹⁾	社外取締役 比率 (b) ²⁾	取締役会 会長外部 登用度 (c) ²⁾
バーゲニング変数群(BARVARs)								
外部株主所有比率(OWNOUT) ^{3) 4)}	1.87	2.14	0	0	5	0.238 ***	0.412 ***	0.164 ***
経営者大株主ダミー(MANSHA)	0.48	0.50	0	0	1	-0.136 ***	-0.521 ***	-0.204 ***
最高経営責任者所有比率(OWNCEO)(%)	6.41	13.41	0.04	0.00	97.12	-0.141 ***	-0.296 ***	-0.195 ***
経営者集団所有比率(OWNMAN)(%)	15.93	21.94	4.22	0.00	100.00	-0.193 ***	-0.338 ***	-0.188 ***
取締役集団所有比率(OWNDIR)(%)	14.72	21.02	3.42	0.00	100.00	-0.203 ***	-0.332 ***	-0.182 ***
取締役会会長所有比率(OWNCHA)(%)	3.34	9.64	0.00	0.00	90.10	-0.167 ***	-0.102 **	-0.037
企業グループ参加ダミー(GROFIR)	0.39	0.49	0	0	1	0.162 ***	0.344 ***	0.101 ***
グループ中核企業ダミー(GROCOR)	0.05	0.23	0	0	1	0.038	0.013	0.049
グループ傘下企業ダミー(GROAFF)	0.34	0.47	0	0	1	0.150 ***	0.354 ***	0.083 **
新任最高経営責任者ダミー(NEWCEO) ⁵⁾	0.39	0.49	0	0	1	0.068 *	0.216 ***	0.067 *
その他ガバナンス変数群(GOVVARs)								
最高経営責任者定年年齢到達ダミー(CEOAGE) ⁶⁾	0.10	0.30	0	0	1	0.038	0.016	-0.114 ***
開放会社ダミー(OPECOM)	0.68	0.47	1	0	1	-0.063 *	0.021	0.084 **
持株上限率制限企業ダミー(LIMOWN)	0.14	0.35	0	0	1	-0.083 **	-0.126 ***	-0.115 ***
合議執行機関設置企業ダミー(COLEXE)	0.34	0.47	0	0	1	0.203 ***	0.079 **	0.066 *
旧国有・公有私有化企業ダミー(PRICOM)	0.69	0.46	1	0	1	0.117 ***	-0.045	-0.103 ***
国有・私有化企業新設分割企業ダミー(SPIOFF)	0.10	0.29	0	0	1	-0.037	-0.001	-0.024
平均従業員数(COMSIZ) ¹⁾	1884.44	5570.00	465	106	74000	0.322 ***	0.207 ***	0.013
事業活動変数群(BUSVARs)								
参入事業数(BUSLIN) ⁷⁾	2.15	2.05	1	1	12	0.210 ***	0.165 ***	0.015
株式・社債発行企業ダミー(MARFIN)	0.13	0.34	0	0	1	0.351 ***	0.281 ***	0.044
無競争企業ダミー(NONCOM) ⁸⁾	0.08	0.27	0	0	1	0.017	0.101 ***	0.012
新製品/サービス開発実績ダミー(NEWPRO)(2001~04年)	0.62	0.48	1	0	1	0.021	-0.038	-0.019
ROA年平均値(ROAAVE)(2001~04年) ⁹⁾	0.12	0.90	0.00	-8.08	4.26	-0.029	-0.114 ***	-0.050
売上高粗利益率年平均値(PROAVE)(2001~04年) ⁹⁾	4.86	19.43	0.00	-25.28	197.91	0.271 ***	0.135 ***	0.046
配当回数(DIVPAY)(2001~03年)	0.93	1.31	0	0	3	0.161 ***	0.017	-0.052
銀行信用借入実績及び平均融資期間(BANCRE) ¹⁰⁾	2.53	1.45	3	0	5	0.166 ***	0.093 **	0.015
買掛金期限超過債務比率(ARREAR) ¹¹⁾	0.92	1.44	0	0	5	0.083 **	0.103 ***	0.019
総売上高に占める輸出の比率(EXPSHA) ¹²⁾	0.88	1.20	0	0	5	0.053	0.072 *	-0.046

(注1)単位は、名。但し、回帰分析では、その自然対数値を用いる。

(注2)定義は表3に同じ。

(注3)次の6段階で評価された持株比率の範囲を意味する。0: 0%, 1: 10.0%以下, 2: 10.1~25.0%, 3: 25.1~50.0%, 4: 50.1~75.0%, 5: 75.1%~100.0%。

(注4)国内個人株主を除く。

(注5)新任とは、2001~04年の間に就任した者を意味する。

(注6)調査時の年齢が61歳を越している者を指す。

(注7)ロシア全連邦国民経済産業部門二桁分類(OKONKh two-digit classification)を基準とする。

(注8)純国内企業、国内外資系企業、CIS企業、先進国企業、その他外国企業のいずれとも「競合状態にない」と回答した企業を指す。

(注9)産業調整値。

(注10)次の6段階で評価された借入実績及び銀行信用の融資期間を意味する。0: 2001~04年に借入実績無し, 1: 借入実績があり、その最長融資期間は3ヶ月以内, 2: 同3ヶ月以上6ヶ月以内, 3: 同6ヶ月以上1年以内, 4: 同1年以上3年以内, 5: 同3年以上。

(注11)次の6段階で評価された期限超過債務比率を意味する。0: 0%, 1: 5%未満, 2: 5.1~10.0%, 3: 10.1~20.0%, 4: 20.1~20.0%, 5: 30%以上

(注12)次の6段階で評価された輸出比率を意味する。0: 0%, 1: 10%未満, 2: 10.1~25.0%, 3: 25.1~50.0%, 4: 50.1~75.0%, 5: 75%以上。

(注13)***: 1%水準で有意, **: 5%水準で有意, *: 10%水準で有意。

(出所)経営者及び取締役の所有比率(OWNCEO, OWNMAN, OWNDIR, OWNCHA)及び参入事業数(BUSLIN)は、SKRIN社公開データベース、ROA及び売上総利益率年平均値(ROAAVE, PROAVE)は、SPARK社公開データベースに基づいており、それ以外の変数は、全て日露共同企業調査の諸結果に依拠している。

表7 取締役会人員規模の決定要因に関する回帰分析

(a) ガバナンス変数群の効果

モデル	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	(G)	(H)
推計方法	OLS	Poisson	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
被説明変数	BOASIZ	NUMDIR	BOASIZ	BOASIZ	BOASIZ	BOASIZ	BOASIZ	BOASIZ
Const.	1.0915 *** (0.107)	1.1671 *** (0.119)	1.0848 *** (0.107)	1.1915 *** (0.114)	1.1811 *** (0.121)	1.1985 *** (0.119)	1.2363 *** (0.111)	1.2428 *** (0.112)
BOACOM	0.0483 (0.053)	0.0375 (0.060)	0.0513 (0.054)	0.0421 (0.050)	0.0495 (0.049)	0.0493 (0.049)	0.0455 (0.049)	0.0454 (0.047)
BOALEA	0.0040 (0.016)	0.0017 (0.016)	0.0040 (0.016)	0.0207 (0.017)	0.0196 (0.017)	0.0197 (0.017)	0.0186 (0.017)	
OUTCHA								0.0360 (0.033)
OWNOUT	0.0229 *** (0.007)	0.0188 ** (0.008)	0.0228 *** (0.007)					
MANSHA	0.0024 (0.032)	-0.0104 (0.036)	0.0016 (0.032)					
OWNCEO				0.00298 (0.0023)				
OWNCEO ²				-0.00007 * (0.0000)				
OWNMAN					0.00305 * (0.0019)			
OWNMAN ²					-0.00005 ** (0.0000)			
OWNDIR						0.00407 ** (0.0018)		
OWNDIR ²						-0.00007 *** (0.0000)		
OWNCHA							-0.00228 (0.0027)	-0.00319 (0.0032)
OWNCHA ²							-0.00001 (0.0000)	0.00000 (0.0000)
OWNCHA×OUTCHA								0.00287 (0.0054)
OWNCHA ² ×OUTCHA								-0.00003 (0.0001)
GROFIR	0.0289 (0.029)	0.0267 (0.032)		0.0617 ** (0.030)	0.0709 ** (0.031)	0.0673 ** (0.031)	0.0606 ** (0.030)	0.0677 ** (0.031)
GROCOR			0.0801 (0.067)					
GROAFF			0.0196 (0.031)					
NEWCEO	0.0080 (0.025)	0.0020 (0.025)	0.0097 (0.025)	-0.0309 (0.026)	-0.0302 (0.026)	-0.0312 (0.026)	-0.0227 (0.026)	-0.0220 (0.026)
CEOAGE	0.0442 (0.042)	0.0569 (0.050)	0.0453 (0.042)	-0.0221 (0.047)	-0.0198 (0.047)	-0.0217 (0.047)	-0.0104 (0.048)	-0.0102 (0.049)
OPECOM	-0.0429 * (0.026)	-0.0331 (0.026)	-0.0416 (0.026)	-0.0283 (0.027)	-0.0341 (0.027)	-0.0365 (0.027)	-0.0323 (0.027)	-0.0339 (0.028)
LIMOWN	-0.0286 (0.039)	-0.0256 (0.039)	-0.0263 (0.039)	-0.0217 (0.036)	-0.0294 (0.037)	-0.0323 (0.037)	-0.0245 (0.036)	-0.0262 (0.036)
COLEXE	0.0468 * (0.028)	0.0464 (0.028)	0.0472 * (0.028)	0.0315 (0.029)	0.0346 (0.029)	0.0316 (0.029)	0.0292 (0.029)	0.0308 (0.030)
PRICOM	0.1534 *** (0.035)	0.1425 *** (0.035)	0.1539 *** (0.035)	0.0943 ** (0.041)	0.0897 ** (0.041)	0.0934 ** (0.041)	0.0924 ** (0.041)	0.0908 ** (0.041)
SPIOFF	0.0491 (0.049)	0.0377 (0.049)	0.0526 (0.049)	0.0402 (0.055)	0.0410 (0.055)	0.0446 (0.055)	0.0358 (0.055)	0.0355 (0.056)
COMSIZ	0.0920 *** (0.012)	0.0920 *** (0.012)	0.0930 *** (0.012)	0.1014 *** (0.012)	0.1012 *** (0.012)	0.0999 *** (0.012)	0.0966 *** (0.012)	0.0964 *** (0.012)
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	536	536	536	397	398	396	397	397
Adj. R ² /Pseudo R ²	0.30	0.05	0.30	0.35	0.36	0.36	0.36	0.36
対数尤度	-	-1139.73	-	-	-	-	-	-
F検定 / Wald検定 (χ ²)	14.30 ***	319.21 ***	13.85 ***	14.07 ***	14.85 ***	15.03 ***	17.22 ***	15.75 ***
Breush-Pagan検定(χ ²)	100.80 ***	-	102.49 ***	42.57 ***	39.86 **	39.74 **	40.22 **	41.65 **

(続く)

(b) 事業活動変数群の効果

モデル	(I)	(J)	(K)	(L)	(M)	(N)	(O)	(P)
推計方法	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
被説明変数	BOASIZ	BOASIZ	BOASIZ	BOASIZ	BOASIZ	BOASIZ	BOASIZ	BOASIZ
BUSLIN	0.0117 ** (0.006)	0.0110 * (0.006)	0.0105 (0.006)	0.0115 * (0.006)	0.0111 * (0.006)	0.0115 ** (0.006)	0.0118 ** (0.006)	0.0120 * (0.007)
MARFIN	0.1044 ** (0.050)	0.1053 * (0.056)	0.0977 * (0.057)	0.1043 ** (0.050)	0.1035 ** (0.051)	0.1072 ** (0.049)	0.1023 ** (0.049)	0.1113 * (0.057)
NONCOM	-0.0234 (0.050)	-0.0441 (0.065)	-0.0448 (0.063)	-0.0363 (0.054)	-0.0287 (0.054)	-0.0376 (0.053)	-0.0531 (0.052)	-0.0313 (0.059)
NEWPRO	-0.0277 (0.028)							0.0048 (0.030)
ROAAVE		-0.0043 (0.018)						0.0003 (0.018)
PROAVE			0.0004 (0.001)					
DIVPAY				-0.0005 (0.011)				
BANCRE					0.0214 ** (0.010)			0.0230 ** (0.011)
ARREAR						0.0229 *** (0.009)		
EXPSHA							-0.0844 *** (0.032)	-0.0692 * (0.036)
EXPSHA ²							0.0214 *** (0.007)	0.0180 ** (0.008)
ガバナンス変数群 ¹⁾	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	488	410	412	485	484	490	491	401
Adj. R ²	0.37	0.35	0.35	0.35	0.36	0.37	0.37	0.36
F検定	15.07 ***	11.23 ***	11.47 ***	13.81 ***	13.98 ***	15.62 ***	14.66 ***	9.09 ***
Breusch-Pagan検定(χ^2)	59.61 ***	49.60 ***	50.95 ***	55.88 ***	55.38 ***	57.93 ***	56.42 ***	53.90 ***

(注1) モデル(A)が採用した全ての説明変数を含む。

(注2) 括弧内は、Whiteの修正法による分散不均一性の下でも一貫性のある標準誤差。***: 1%水準で有意, **: 5%水準で有意, *: 10%水準で有意。

(出所) 筆者推計。

表8 社外取締役比率と外部株主，経営者及び取締役株式所有の相関関係

社外取締役比率(グループ番号)	所有変数 ¹⁾					
	外部株主 (OWNOUT)	経営者 大株主 (MANSHA)	最高経営 責任者 (OWNCEO)	経営者 集団 (OWNMAN)	取締役 集団 (OWNDIR)	取締役 会会長 (OWNCHA)
0～10% (G1)	0.55	0.77	13.40	27.47	25.96	5.01
10～20% (G2)	1.10	0.83	9.82	22.47	21.24	2.99
20～30% (G3)	1.55	0.79	6.49	21.19	18.06	4.97
30～40% (G4)	2.32	0.57	15.97	28.25	27.50	4.10
40～50% (G5)	1.73	0.61	10.54	22.04	21.06	4.93
50～60% (G6)	2.09	0.54	7.81	19.23	16.73	2.27
60～70% (G7)	2.33	0.41	5.03	12.12	10.16	1.85
70～80% (G8)	2.51	0.35	3.32	13.71	13.01	3.11
80～90% (G9)	3.01	0.19	2.63	7.11	6.95	2.05
90～100% (G10)	2.74	0.07	1.35	8.04	7.14	3.05
分散分析						
ANOVA (F)	14.600 ***	31.100 ***	5.770 ***	6.710 ***	6.570 ***	0.810
Bartlett検定(χ^2)	43.304 ***	57.059 ***	176.348 ***	40.028 ***	35.516 ***	80.793 ***
Kruskal Wallis検定(χ^2)	109.462 ***	202.107 ***	66.602 ***	83.852 ***	89.405 ***	61.079 ***
Scheffeの多重比較(χ^2)						
G1/G10	62.927 ***	119.842 ***	28.286 ***	40.939 ***	40.885 ***	19.615 **
G1/G5	11.072	4.247	0.386	1.392	1.151	1.682
G6/G10	3.780	30.737 ***	12.488	7.792	8.996	0.450
G1/G6	16.988 **	8.202	0.840	6.689	5.393	9.438
G5/G10	8.733	44.088 ***	15.219 *	18.216 **	19.095 **	6.160
G5/G6	0.629	0.568	0.073	1.592	1.282	2.526
G4/G7	0.066	1.766	3.101	4.665	5.397	10.743
G3/G8	3.793	20.133 **	0.937	1.613	1.302	2.355
G2/G9	15.295 *	37.793 ***	22.187 ***	22.974 ***	26.066 ***	16.088 *

(注1) 各変数の意味内容・定義及び記述統計量は，表6を参照。

(注2) ***: 1%水準で有意, **: 5%水準で有意, *: 10%水準で有意。
(出所)筆者推計。

表9 社外取締役選任の決定要因に関する回帰分析

(a) ガバナンス変数群の効果

モデル	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	(G)	(H)
推計方法	Tobit	Poisson	Logit	Tobit	Tobit	Tobit	Tobit	Tobit
被説明変数	BOACOM	NUMOUT	OUTDOM	BOACOM	BOACOM	BOACOM	BOACOM	BOACOM
Const.	0.0509 (0.147)	-1.5531 *** (0.232)	-2.6343 ** (1.039)	0.0020 (0.127)	0.1957 (0.175)	0.2491 (0.176)	0.2225 (0.177)	0.1833 (0.182)
BOASIZ	0.0608 (0.060)	1.0500 *** (0.122)	0.3549 (0.401)	0.0773 (0.053)	0.0517 (0.071)	0.0646 (0.071)	0.0638 (0.072)	0.0656 (0.074)
BOALEA	0.1332 *** (0.020)	0.2180 *** (0.034)	0.5986 *** (0.132)	0.1206 *** (0.018)	0.1239 *** (0.022)	0.1250 *** (0.021)	0.1256 *** (0.022)	
OUTCHA								0.1463 *** (0.046)
OWNOUT	0.1455 *** (0.038)	0.2401 *** (0.056)	0.5195 ** (0.258)	0.1284 *** (0.033)				
OWNOUT ²	-0.0219 *** (0.008)	-0.0358 *** (0.010)	-0.0674 (0.054)	-0.0190 *** (0.007)				
MANSHA	-0.3371 *** (0.037)	-0.5426 *** (0.071)	-1.8421 *** (0.236)	-0.2966 *** (0.032)				
OWNCEO					-0.0072 ** (0.003)			
OWNCEO ²					0.0000 (0.000)			
OWNMAN						-0.0072 *** (0.003)		
OWNMAN ²						0.0001 * (0.000)		
OWNDIR							-0.0072 *** (0.003)	
OWNDIR ²							0.0001 * (0.000)	
OWNCHA								-0.0062 (0.006)
OWNCHA ²								0.0001 (0.000)
OWNCHA×OUTCHA								0.0220 ** (0.010)
OWNCHA2×OUTCHA								-0.0002 * (0.000)
GROFIR	0.1716 *** (0.039)	0.2970 *** (0.055)	0.8822 *** (0.261)		0.1567 *** (0.043)	0.1394 *** (0.043)	0.1461 *** (0.043)	0.2032 *** (0.045)
GROCOR				0.0894 (0.071)				
GROAFF				0.1726 *** (0.036)				
NEWCEO	0.0827 ** (0.036)	0.1037 ** (0.052)	0.4048 (0.254)	0.0649 ** (0.031)	0.0481 (0.038)	0.0676 * (0.037)	0.0713 * (0.038)	0.0812 ** (0.039)
CEOAGE	0.1419 ** (0.056)	0.2111 *** (0.079)	0.6319 * (0.344)	0.1244 ** (0.049)	0.0592 (0.057)	0.0780 (0.056)	0.0784 (0.056)	0.0460 (0.059)
OPECOM	0.0201 (0.037)	0.0016 (0.053)	-0.0273 (0.249)	0.0151 (0.032)	0.0164 (0.039)	0.0228 (0.039)	0.0261 (0.039)	0.0074 (0.041)
LIMOWN	-0.0775 (0.053)	-0.0960 (0.104)	-0.5520 * (0.330)	-0.0711 (0.047)	-0.0882 * (0.053)	-0.0796 (0.053)	-0.0776 (0.054)	-0.0894 * (0.055)
COLEXE	-0.0452 (0.037)	-0.0991 * (0.054)	-0.2928 (0.252)	-0.0372 (0.033)	-0.0404 (0.041)	-0.0409 (0.040)	-0.0434 (0.041)	-0.0207 (0.043)
PRICOM	0.0179 (0.048)	0.0516 (0.069)	0.1980 (0.319)	0.0247 (0.042)	-0.0067 (0.058)	-0.0176 (0.057)	-0.0181 (0.058)	-0.0458 (0.060)
SPIOFF	-0.0040 (0.071)	0.0753 (0.100)	0.2741 (0.433)	-0.0001 (0.062)	-0.0803 (0.077)	-0.0874 (0.076)	-0.0867 (0.077)	-0.1031 (0.080)
COMSIZ	0.0295 * (0.017)	0.0567 *** (0.021)	0.3036 ** (0.129)	0.0274 * (0.015)	0.0249 (0.018)	0.0167 (0.018)	0.0185 (0.018)	0.0269 (0.018)
産業グミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	536	536	536	536	397	398	396	397
Pseudo R ²	0.35	0.30	0.33	0.43	0.28	0.28	0.28	0.23
対数尤度	-296.98	-1022.85	-247.96	-222.96	-201.12	-200.52	-201.14	-214.76
尤度比検定/Wald検定(χ^2)	322.83 ***	898.36 ***	172.03 ***	340.62 ***	157.09 ***	158.90 ***	156.92 ***	129.82 ***

(続く)

(b) 事業活動変数群の効果

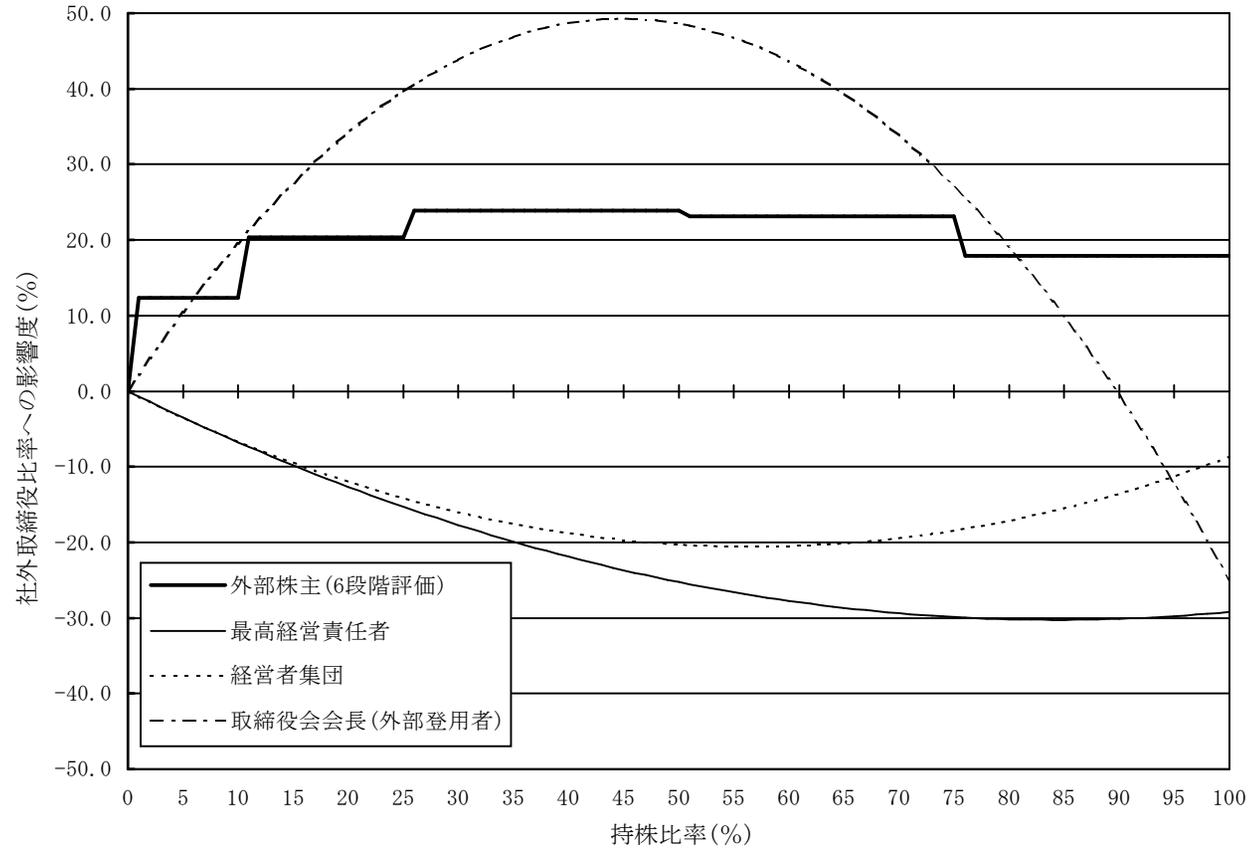
モデル	(I)	(J)	(K)	(L)	(M)	(N)	(O)	(P)
推計方法	Tobit	Tobit	Tobit	Tobit	Tobit	Tobit	Tobit	Tobit
被説明変数	BOACOM	BOACOM	BOACOM	BOACOM	BOACOM	BOACOM	BOACOM	BOACOM
BUSLIN	0.0059 (0.008)	0.0080 (0.008)	0.0087 (0.009)	0.0091 (0.008)	0.0087 (0.008)	0.0076 (0.008)	0.0080 (0.008)	0.0089 (0.008)
MARFIN	0.0455 (0.072)	0.0601 (0.075)	0.1027 (0.078)	0.0710 (0.072)	0.0429 (0.071)	0.0650 (0.071)	0.0575 (0.072)	0.0255 (0.075)
NONCOM	-0.0752 (0.076)	-0.0816 (0.078)	-0.0402 (0.079)	-0.0414 (0.075)	-0.0486 (0.075)	-0.0469 (0.074)	-0.0611 (0.075)	-0.1427 * (0.080)
NEWPRO	-0.0991 *** (0.038)							-0.0829 ** (0.038)
ROAAVE		-0.0598 *** (0.019)						-0.0545 *** (0.019)
PROAVE			-0.0028 *** (0.001)					
DIVPAY				-0.0281 ** (0.014)				
BANCRE					0.0206 * (0.012)			0.0255 * (0.014)
ARREAR						0.0208 * (0.012)		
EXPSHA							-0.0805 * (0.042)	-0.0696 (0.044)
EXPSHA ²							0.0196 * (0.010)	0.0185 * (0.010)
ガバナンス変数群 ¹⁾	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	488	410	412	485	484	490	491	401
Pseudo R ²	0.37	0.41	0.40	0.36	0.37	0.37	0.37	0.43
対数尤度	-262.05	-200.20	-204.83	-262.77	-259.06	-263.66	-263.96	-188.18
尤度比検定(χ^2)	306.79 ***	276.79 ***	274.03 ***	299.09 ***	301.85 ***	303.66 ***	306.22	283.97

(注1) モデル(A)が採用した全ての説明変数を含む。

(注2) 括弧内は、標準誤差(Logit及びPoisson回帰分析の場合は、Whiteの修正法による分散不均一性の下でも一致性のある標準誤差)。***: 1%水準で有意, **: 5%水準で有意, *: 10%水準で有意。

(出所)筆者推計。

図5 所有主体別株式所有の社外取締役選任への効果



(注)表10のTobit回帰モデル(A), (E), (F), (G)及び(H)から再推計された所有変数のマージナル効果に基づいて作画したもの。
(出所)筆者作成。

表10 取締役会会長外部登用の決定要因に関する回帰分析

(a) ガバナンス変数群の効果

モデル	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	(G)	(H)
推計方法	Ordered logit	Ordered logit	Ordered logit	Ordered logit	Ordered logit	Ordered logit	Ordered logit	Ordered logit
被説明変数	BOALEA	BOALEA	BOALEA	BOALEA	BOALEA	BOALEA	BOALEA	BOALEA
BOASIZ	0.1594 (0.341)	0.1596 (0.341)	0.1474 (0.346)	0.1210 (0.337)	0.4964 (0.444)	0.5781 (0.450)	0.5071 (0.447)	0.4768 (0.449)
BOACOM	2.2911 *** (0.375)	2.2934 *** (0.375)	2.3123 *** (0.380)	2.1974 *** (0.369)	2.2913 *** (0.430)	2.2144 *** (0.428)	2.3214 *** (0.429)	2.3260 *** (0.430)
OWNOUT	0.0034 (0.047)	-0.0116 (0.207)	0.0032 (0.047)	-0.1188 ** (0.052)				
OWNOUT ²		0.0031 (0.040)						
MANSHA	-0.0351 (0.228)	-0.0335 (0.228)	-0.0379 (0.228)	-0.0545 (0.225)				
OWNCEO					-0.0292 ** (0.013)	-0.0825 *** (0.025)		
OWNCEO ²						0.0010 *** (0.000)		
OWNMAN							-0.0146 ** (0.006)	
OWNDIR								-0.0140 ** (0.006)
GROFIR	-0.3573 * (0.207)	-0.3599 * (0.206)			-0.5023 ** (0.245)	-0.5220 ** (0.249)	-0.5265 ** (0.249)	-0.5175 ** (0.248)
GROCOR			-0.1595 (0.428)					
GROAFF			-0.3910 * (0.212)					
INDFIR				-0.2012 (0.274)				
OWNOUT×INDFIR				0.2595 *** (0.082)				
NEWCEO	-0.1668 (0.189)	-0.1660 (0.189)	-0.1608 (0.189)	-0.1459 (0.190)	-0.1874 (0.217)	-0.2235 (0.220)	-0.1066 (0.214)	-0.0778 (0.215)
CEOAGE	-0.7063 ** (0.311)	-0.7041 ** (0.312)	-0.7035 ** (0.311)	-0.6734 ** (0.316)	-0.7595 ** (0.326)	-0.7113 ** (0.332)	-0.7153 ** (0.336)	-0.7066 ** (0.337)
OPECOM	0.1935 (0.193)	0.1958 (0.196)	0.2004 (0.194)	0.2202 (0.194)	0.1275 (0.235)	0.1126 (0.238)	0.1575 (0.236)	0.1574 (0.235)
LIMOWN	-0.3582 (0.340)	-0.3535 (0.344)	-0.3469 (0.341)	-0.3936 (0.344)	-0.6816 * (0.365)	-0.7451 ** (0.374)	-0.6936 * (0.363)	-0.6304 * (0.367)
COLEXE	0.3320 * (0.206)	0.3317 * (0.206)	0.3355 (0.206)	0.3009 (0.207)	0.2316 (0.239)	0.2330 (0.240)	0.2646 (0.241)	0.2357 (0.241)
PRICOM	-0.7241 *** (0.233)	-0.7242 *** (0.233)	-0.7208 *** (0.232)	-0.7336 *** (0.233)	-0.5425 * (0.317)	-0.5608 * (0.321)	-0.6465 ** (0.310)	-0.5928 * (0.314)
SPIOFF	-0.5642 * (0.343)	-0.5655 * (0.344)	-0.5484 (0.344)	-0.6402 * (0.345)	-0.3715 (0.412)	-0.4428 (0.404)	-0.3627 (0.414)	-0.3411 (0.416)
COMSIZ	-0.1733 ** (0.077)	-0.1733 ** (0.078)	-0.1703 ** (0.077)	-0.1495 ** (0.076)	-0.1832 ** (0.090)	-0.2176 ** (0.091)	-0.1949 ** (0.091)	-0.1932 ** (0.090)
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	536	536	536	536	397	397	398	396
Pseudo R ²	0.10	0.10	0.10	0.11	0.10	0.11	0.10	0.10
対数尤度	-509.78	-509.78	-509.63	-505.02	-378.67	-375.01	-380.47	-380.01
Wald検定(χ ²)	96.80 ***	97.41 ***	96.89 ***	92.81 ***	65.10 ***	69.84 ***	71.14 ***	69.64 ***

(続く)

(b) 事業活動変数群の効果

モデル	(I)	(J)	(K)	(L)	(M)	(N)	(O)	(P)
推計方法	Ordered logit	Ordered logit	Ordered logit	Ordered logit	Ordered logit	Ordered logit	Ordered logit	Ordered logit
被説明変数	BOALEA	BOALEA	BOALEA	BOALEA	BOALEA	BOALEA	BOALEA	BOALEA
BUSLIN	0.0007 (0.044)	0.0272 (0.053)	0.0266 (0.052)	-0.0038 (0.047)	-0.0046 (0.044)	-0.0046 (0.044)	-0.0090 (0.044)	0.0326 (0.052)
MARFIN	0.2723 (0.349)	0.4616 (0.399)	0.3710 (0.395)	0.2955 (0.345)	0.2471 (0.349)	0.2506 (0.347)	0.1852 (0.348)	0.3979 (0.408)
NONCOM	0.0095 (0.385)	0.2013 (0.398)	0.1193 (0.396)	-0.0675 (0.376)	-0.0944 (0.375)	-0.0313 (0.371)	-0.0115 (0.369)	0.1944 (0.402)
NEWPRO	-0.1089 (0.212)							-0.2077 (0.234)
ROAAVE		0.0845 (0.128)						0.0836 (0.129)
PROAVE			0.0074 (0.005)					
DIVPAY				-0.1019 (0.078)				
BANCRE					-0.0034 (0.073)			0.0381 (0.083)
ARREAR						-0.0049 (0.058)		
EXPSHA							0.1370 (0.229)	0.1191 (0.257)
EXPSHA ²							-0.0635 (0.053)	-0.0597 (0.058)
ガバナンス変数群 ¹⁾	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	488	410	412	485	484	490	491	401
Pseudo R ²	0.11	0.12	0.12	0.11	0.11	0.11	0.11	0.12
対数尤度	-455.74	-381.35	-382.67	-452.74	-453.32	-459.06	-458.06	-371.12
Wald検定(χ^2)	91.26 ***	83.31 ***	79.94 ***	91.78 ***	91.58 ***	91.57 ***	92.75 ***	82.97 ***

(注1) モデル(D)が採用した全ての説明変数を含む。

(注2) 括弧内は、Whiteの修正法による分散不均一性の下でも一貫性のある標準誤差。***: 1%水準で有意, **: 5%水準で有意, *: 10%水準で有意。

(出所) 筆者推計。

表11 取締役会編成プロセスの内生性を仮定した連立方程式モデルの二段階最小二乗法推計

モデル	(A) ¹⁾			(B) ²⁾		
推計方法	2SLS			2SLS		
被説明変数	<i>BOASIZ</i>	<i>BOACOM</i>	<i>BOALEA</i>	<i>BOASIZ</i>	<i>BOACOM</i>	<i>BOALEA</i>
Const.	1.0468 *** (0.142)	-0.0791 (0.385)	-0.1432 (1.413)	0.9345 *** (0.150)	0.0095 (0.248)	0.4864 (0.421)
内生変数						
<i>BOASIZ</i>		0.1871 (0.246)	0.7009 (1.365)		0.1957 (0.184)	0.1033 (0.411)
<i>BOACOM</i>	0.0930 (0.133)		0.5229 *** (0.142)	0.0181 (0.150)		0.6685 *** (0.143)
<i>BOALEA</i>	0.0819 (0.205)	0.3848 * (0.208)		0.0511 (0.194)	0.2504 * (0.150)	
外生変数						
<i>OWNOUT</i>	0.0225 *** (0.008)	0.0671 ** (0.028)	-0.0275 (0.035)	0.0231 *** (0.008)	0.0597 ** (0.031)	-0.0342 * (0.020)
<i>OWNOUT</i> ²		-0.0107 * (0.006)			-0.0072 (0.006)	
<i>MANSHA</i>		-0.2276 *** (0.046)			-0.2448 *** (0.044)	
<i>GROFIR</i>		0.1030 *** (0.031)			0.1115 *** (0.032)	
<i>INDFIR</i>			-0.0436 (0.076)			-0.0718 (0.075)
<i>OWNOUT</i> × <i>INDFIR</i>			0.0399 ** (0.020)			0.0554 ** (0.023)
<i>NEWCEO</i>		0.0613 ** (0.026)			0.0366 (0.028)	
<i>CEOAGE</i>		0.0984 ** (0.044)	-0.1293 (0.087)		0.0794 * (0.046)	-0.0668 (0.076)
<i>PRICOM</i>	0.1344 *** (0.035)		-0.1947 (0.199)	0.1097 *** (0.036)		-0.0882 (0.072)
<i>COMSIZ</i>	0.1057 *** (0.013)	0.0077 (0.028)	-0.1034 (0.148)	0.0896 *** (0.017)	0.0001 (0.024)	-0.0415 (0.048)
<i>BUSLIN</i>				0.0131 ** (0.007)		
<i>MARFIN</i>				0.1085 * (0.058)		
<i>NEWPRO</i>					-0.0604 ** (0.029)	
<i>ROAAVE</i>					-0.0305 ** (0.014)	
<i>BANCRE</i>				0.0203 * (0.011)	0.0173 * (0.010)	
<i>EXPSHA</i>				-0.0636 * (0.033)		
<i>EXPSHA</i> ²				0.0170 ** (0.008)		
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	536	536	536	403	403	403
Adj. R ²	0.30	0.40	0.04	0.34	0.52	0.21
F検定	18.98 ***	24.11 ***	4.66 ***	11.37 ***	19.14 ***	4.70 ***

(注1) 3SLSとの間のシステム選択に関するHausman検定： $\chi^2=1.98, p=1.000$

(注2) 3SLSとの間のシステム選択に関するHausman検定： $\chi^2=2.77, p=1.000$

(注3) 括弧内は、標準誤差。***: 1%水準で有意, **: 5%水準で有意, *: 10%水準で有意。

(出所)筆者推計。