

【調 査】

ロシア企業の取締役会構成*

— 株式会社のミクロ実証分析 —

岩 崎 一 郎

本稿の目的は、ロシア全土で実施した大規模インタビュー調査の結果に基づいて、取締役会構成の決定要因を実証的に分析することである。平均的なロシア株式会社の取締役会は、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、この統計像に近い取締役会を組織する企業はむしろ稀であり、社外役員比率が極端に高いか、逆に経営陣が会長職を含む殆ど全ての役員ポストを占める取締役会を編成する企業が圧倒的に多数派である。本稿の実証分析は、取締役会構成のかかる分極化現象の背景要因として、経営者とその対抗集団の交渉力が、取締役会の人員規模や社外役員比率及び取締役会会長の登用経路に対して、統計的に頑健な影響を及ぼしていることを明らかにした。

JEL Classification Codes: D21, D23, G34, K22, L22, P31

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、企業統治機構の中で最も重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会社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執行役員の任務であるならば、取締役の責任はそのコントロールにある。

このことは、資本主義市場経済を標榜する体制移行国のロシアにも無論当てはまる。そればかりか、ソ連崩壊後 20 年近くの年月が経過しようとしている現在も依然として生産活動の中核を担っている旧社会主義企業の脆弱なガバナンスと、それに伴う株主と経営者間の深刻なエージェンシー問題が大いに懸念されている同国にとって、機能する取締役会の実現は、先進諸国に優るとも劣らないほど重大な政策的意義を有している。一般世論のみならず、学術界においても、ロシア企業への関心は、世界最大級のエネルギー企業であるガスプロム社やニッケルの生産と販売で世界トップシェアを誇るノリリス・ニッケル社に代表される所謂「ビッグ・ビジネス」に注目が集まりがちである。しかし、コーポレート・ガバナンスの健全化は、これら超巨大企業の問題に止まるものではなく、大多数のロシア市民が仕事の場としているごく普通の国内企業にとっても極めて重大な経営課題である。恐らく、ロシア企業にとってのその相対的重要性は、家族経営を主体とする非公開企業が産業界の基層を形成し、それを発達した間接金融システムが下支えしている日本や他の国々よりも遥かに高いと云えよう。

Broadman (2000) や Sugiura (2007) が述べている通り、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、先進国企業に比肩する機能と強度を具えた企業統治システムが求められる。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。しかし、異なる統治機構は、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、相互に制度補完的な存在である。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 (Lazareva *et al.*, 2007)。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。また、年々着実に進行する株式所有の分散化を背景に、いわゆる「インサイダー支配」は、多数のロシア企業にとって、企業組織の一般的特徴とは言えなくなってきた (Chernykh, 2008)。企業統治の更なる健全化が必要とされるロシアで、雇用された職業経営者に対する取締役会の監督機能を重要視する世論傾向が日増しに強まっているのは、この意味で蓋し当然である。

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、経営者の監督に限定されるものではない。自社の企業戦略を適切な方向へ導く専門知識の源泉となることや、経営活動への助言や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) 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でもある。これらの理由から、取締役が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、企業当事者は、所有者・経営者間の利害衝突を緩和する他の統治機構の

利用強度も勘案しつつ、取締役会の機能を最適化する構成を選択しようと行動するから、社外取締役が役員の大数派を形成することすらも必然的ではない(Bathala and Rao, 1995)。事実、取締役会構成は、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、Jensen and Meckling(1976)をはじめとする一連の先行研究は、先進国企業の丹念な実証分析を積み上げる過程の中で、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もうすぐ5分の1世紀が過ぎようとしている現在においても、ロシア企業の取締役会構成を入念に分析した研究は、非常に限られている(Iwasaki, 2007a)。他の移行国研究も大同小異の状況にある。

そこで本稿は、移行経済研究のこうした空白を埋める第一歩として、先進国企業の取締役会構成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、ロシア企業の取締役会構成に、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。この研究課題を追求するために、本稿では、取締役会構成の潜在的影響因子を、企業内部組織の状態を捉える狭義の「ガバナンス変数」と事業活動や経営環境のあり方を反映した「事業活動変数」に区分し、この上更に、前者のガバナンス変数については、経営者及び彼ら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」と「その他のガバナンス変数」という下位カテゴリーを追加し、これら都合3種類の変数グループの影響度を実証的に比較する。

以上に加えて、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会構成との因果関係に関する理論仮説の提起とその実証的検証を、第2の研究課題に掲げる。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に依拠しているが、後述の通り、取締役会選任数の下限設定、最高経営責任者による取締役会会長兼任の禁止、その他執行役員取締役兼任制限等、株式会社の統治機構に関して、非常に独特なルールを採用しており、これら一連の法的規制が、取締役会構成に及ぼす実際の効果の検証が求められている(Black and Kraakman, 1996; Iwasaki, 2007b)。また、ロシアの会社法は、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いずれかの選択を義務化しているが、同規定の存在も、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)。これらの論点に加えて、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、旧社会主義私有化企業の内部組織に如何なる影響を及ぼすのか、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、ロシア全土に勃興した企業集団が、グループ傘下企業の経営規律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2つの研究課題に取り組むに当たって、筆者は、取締役会の主要構成要素である人員規模、社外役員比率及び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つの要素は、互いに影響を及ぼし合いながら、同時に決定されると考えられる。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 *et al.*, 2005; Boone *et al.*, 2007; Coles *et al.*, 2008; Linck *et al.*, 2008)。但し、企業統治の実証分析は、モデル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、それは、内生変数を含む計量モデルの推定にとって、とりわけ深刻な問題を孕んでいる。そこで、本稿の実証分析では、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モデルの推定を行い、次に、この段階で比較的頑健に推定された独立変数を基礎に、取締役会構成要素を全て内生化した連立方程式モデルを編成し、同構造方程式の誘導型を最小二乗法で改めて推定し直す、という手順で分析を進める¹⁾。

本稿は、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²⁾を対象に実施した、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、これら被調査企業各社について、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経路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³⁾。同調査結果に加え、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被調査企業の財務成績及び経営者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実証分析を試みる。

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。第4節で、取締役会構成の決定要因に関する仮説を提示し、続く第5節で、その実証的検証を行う。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⁴⁾。

取締役会の人員規模と構成員の決定は、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、取締役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、1,000名未満の会社も最低5名の取締役を選任しなければならない(株66条3項)。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、米国や仏国で普及している期差任期取締役制⁵⁾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)。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、株主総会が承認した取締役の中から、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、定款に別途の定めがない限り、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、取締役職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)⁶⁾。更に、株主総会の下部機関として内部(自主的)監査を担う監査役会構成員も取締役役に就任できない(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経営監督機構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、株式会社法に盛り込まれた以上の独特な取締役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、執行役員の実任制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」⁷⁾に関して、その総数が全役員の少なくとも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を明示的に勧告している点が目を惹く(2.2.3節)。コーポレート・ガバナンス法典は、法的拘束力を持たないため、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ているのもまた事実である。従って、少なくとも資本市場から資金調達を行うロシア企業の取締役構成に関する意思決定に対して、同法典は、一定の影響力を発揮する可能性がある。

以上、本節の議論は、実地調査結果の分析に当たり、(1)取締役会人員規模の下限規制、(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兼任制限、(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示唆している。

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、本節では、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、その全体的特徴を把握する。

被調査企業全822社中、取締役会の人員規模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

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 タイル順位	75パーセント タイル順位
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. 取締役会の人員規模及び社外役員比率の国際比較

対象年	標本数 (社)	取締役会人員規模(名)			社外役員比率(%)		
		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	
米手上場企業 ^c	1989-95	508	11.88	2.95	12	55.3	17.1
米国大手工業企業 ^d	1999	100	11.79	2.94	12	71.8	12.1
米国大手商業銀行 ^d	1999	100	16.37	5.01	16	81.3	6.9
米国大手公共企業 ^d	1999	100	11.46	2.74	11	80.5	11.7
米手上場企業 ^{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
欧州							
英国上場企業 ^h	1993-96	1,271	8.01	2.64	8	42.7	14.4
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
独手上場企業 ^f	1996	33	15.06		16	60	58
伊手上場企業 ^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
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
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
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
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
シンガポール上場企業 ^v	1995	147	8.04	2.08	8	57	21
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

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。

2) 監査役会。

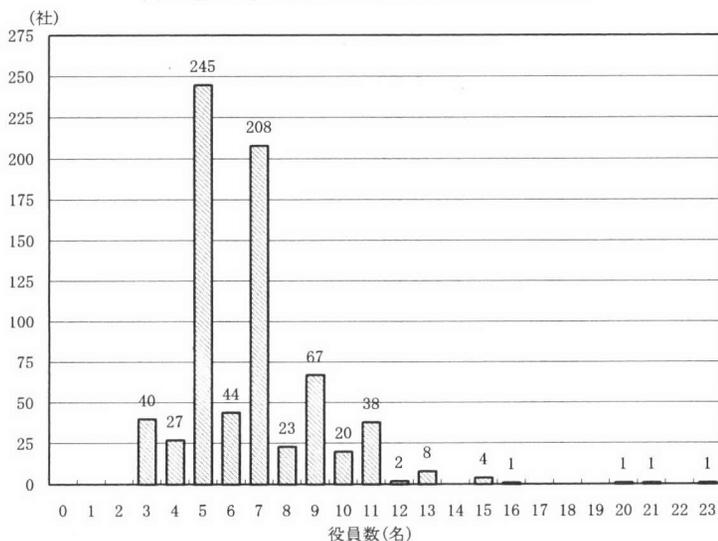
3) 社外取締役比率は、独立取締役のみを対象。

出所) a : Baker and Gompers(2003); b : Boone *et al.*(2007); c : Fich and Shivdasani(2006); d : Booth *et al.*(2002); e : Linck *et al.*(2008); f : de Andres *et al.*(2005); g : Bozec(2005); h : Peasnell *et al.*(2005); i : Vefeeas and Theodorov(1998); j : Roosenboom(2005); k : Beiner *et al.*(2004); l : van Ees *et al.*(2003); m : Randoy and Janssen(2004); n : Eisenberg *et al.*(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 *et al.*(2002).

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:

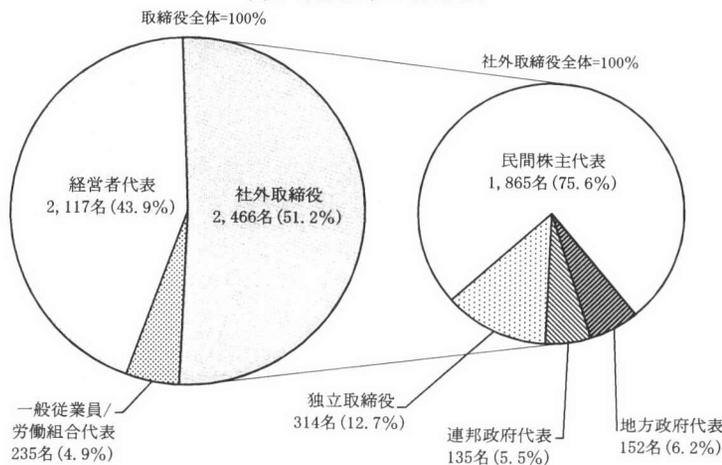
7名)の取締役を抱えている。二桁台の役員を擁する会社は、全体の10.4%(76社)に過ぎない。Blasi and Shleifer(1996)、Dolgopyatova(2003)、Ясин

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.

(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、ロシアにおける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場企業よりは小さいが、新規上場企業や比較的小規模な国々の上場企業とは同等の水準にあることを示している(表2)。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、その統治機構を拡張している可能性がある。

図1から、株主総数に応じた取締役最低選任数に関する法的規制の強い影響が見て取れる。実際、取締役選任数が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。

経営者代表役員等6種類の属性で区分した取締役

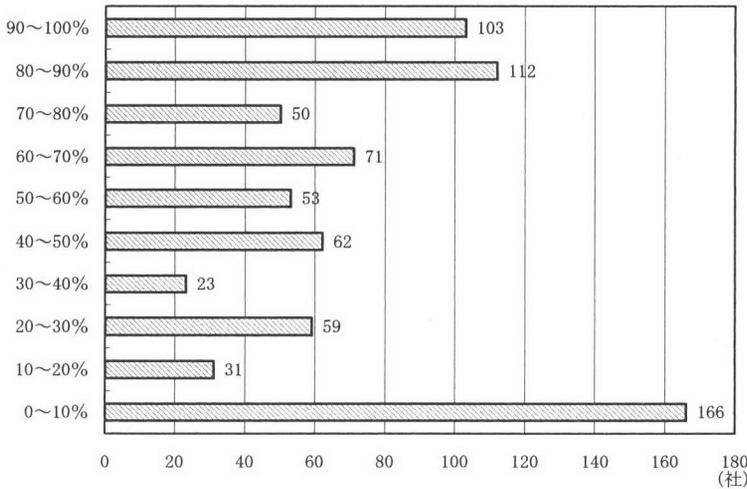
730社4,818名の内訳と属性別記述統計量は、図2及び表1の通りである。以下では、経営者、一般従業員又は労働組合の利害代表者として管理職や従業員の中から選出された取締役を「社内取締役」、その他の属性を持つ役員を「社外取締役」と定義する⁸⁾。

我々の調査結果によれば、ロシア株式会社の取締役会は、平均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職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⁹⁾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にも満たず、先述した連邦有価証券市場委員会の積極的な行政指導にも拘らず、その普及度は予想以上に低い。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。

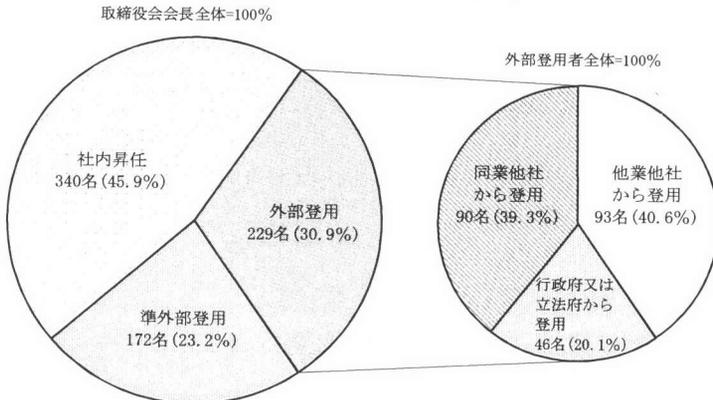
以上に登場した様々な利害関係者のせめぎ合いの結果が、全取締役に占める社外役員の比率(取締役会社外役員比率又は社外取締役比率)に集約される。有効回答企業730社の平均は、48.9%(中央値:55.6%)である。再び表2によれば、この水準は、英米、中国及び大洋州諸国の上場企業に近く、大陸欧州諸国を大幅に下回り、日本上場企業を大きく上回っている。繰り返すが、被調査企業の大半が非上

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.

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、先進諸国に劣らないほど「外に開かれて」いる。但し、図3がはっきり示している通り、統計的に「典型的」な取締役会は、実は少数派であって、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 *et al.* (1994), Peasnell *et al.* (2005) 及び Roosenboom (2005) らの報告によれば、先進国企業の取締役会社外役員比率は、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、標本集団の標準偏差(35.3%)は、他国研究と較べて格段に高い。即ち、社外取締役比率で見た取締役会構成の分極化現象は、ロシア企業統治機構の際立った構造的特徴なのである。

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

企業集団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。無論、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職に人材を送り込む可能性はある。しかし同時に、そうした役割が他の手段で十分達成される場合、株式の相互持合や共同出資等を通じて友好的な関係が醸成されている会社へ、当該企業の経営陣の意思に逆らう形で自社関係者を会長職に据えるような行動を控えるケースも少なくはあるまい。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出さ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」の間に、中間カテゴリーとして位置付ける。そこで以下では、取締役会会長の登用経路の外部性という観点から見たこれら3カテゴリー間の相互関係を、「取締役会会長外部登用度」と定義する。いうまでもなく、会長職のより高い外部登用度は、取締役会のより高い独立性を含意する。

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。この通り、会長職の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%)と準外部登用者172名(23.2%)が続いている。

冒頭で論じたように、本稿は、以上に定義した取締役会人員規模、同社外役員比率及び取締役会会長外部登用度から成る取締役会構成間の内生的関係を仮定する。ロシア企業の内部で、そのような関係が実際に成立している可能性が、表3に示唆されている。即ち、これら3つの変数は互いに正に相関し、なおかつ、取締役会の人員規模と社外役員比率及び社外役員比率と会長外部登用度との結びつきは、1%水準で統計的に有意なのである。

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、調査結果を用いた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。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、事実、工業企業

表 3. 取締役会構成の相関行列

	取締役会 人員規模	取締役会 社外役員比率	取締役会会長 外部登用度
取締役会人員規模(名)	1.0000		
取締役会社外役員比率 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) 全取締役に占める社外役員の比率であり、 $0.00 \leq x \leq 1.00$ の値を取る連続変数。

2) 取締役会会長が内部登用者である企業を 0、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。

3) 括弧内は p 値。***: 1% 水準で有意。

出所) 筆者推計。

表 4. 取締役会構成の産業間比較

	取締役会構成 ¹⁾		
	取締役会 人員規模	取締役会 社外役員比率	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 ²⁾	-2.633***	-4.125***	-2.830***
Wilcoxon の順位と検定	-2.292**	-4.372***	-3.066***
産業 9 部門間の多群比較			
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) 各変数の定義は、表 3 に同じ。

2) 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。

3) ***: 1% 水準で有意, **: 5% 水準で有意。

出所) 筆者推計。

と通信企業の取締役会 3 構成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、取締役会各構成要素の平均値には、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 部門間の多群比較は、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。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¹⁰⁾に感受的であることを教示しているといえよう。

4. 取締役会編成の経済論理：理論的考察と仮説

これまでの検討結果から、ロシアにおける取締役会の法制度的枠組みと構造的特徴が明らかになった。続く本節では、先行研究が報告する実証結果のロシア的文脈に照らした再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に関する考察を交えながら、同国における取締役会構成の決定要因に関す

る理論的仮説を提示する。

本稿冒頭で述べた通り、取締役会構成の潜在的影響因子は、「ガバナンス変数」と「事業活動変数」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。後者には、事業形態、資金調達行動及び財務成績等の諸変数が含まれる。ガバナンス変数には、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、他のガバナンス変数と区別して、「バーゲニング変数」と呼ばれる(Arthur, 2001)。そこで、4.1 節から 4.3 節では、バーゲニング変数、その他ガバナンス変数、事業活動変数各々のカテゴリーに含まれる具体的要因と、それが、取締役構成にいかなる影響を及ぼし得るのかを順次論じる。また、続く 4.4 節では、取締役会構成要素間の内生的相互作用に言及する。

4.1 バーゲニング変数

Hermalin and Weisbach(1998)は、CEO と社外取締役の交渉ゲームを通じて、取締役会構成が内生的に決定される理論モデルを提案した。このいわゆる「バーゲニング・モデル」によれば、CEO は、自らの交渉力を以って、空席の取締役ポストに非独立役員を擁立することで、取締役会の独立性を制限しよう試みる。Boone *et al.*(2007)は、この議論を更に拡張し、社外取締役の選任や追加は、CEO の交渉力と負に相関する一方、CEO の影響力を制限する諸要因とは正に相関すると論じている。筆者は、英米企業との比較におけるロシア企業の集団指導的性格の強さ(Abe and Iwasaki, 2010)、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に鑑みて、ロシアにおける取締役会構成の決定要因を考察する場合は、経営者集団や外部大株主の発言力に特別な注意を払うことが肝要であると主張する。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その対抗集団」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るのである。

本稿では、最高経営責任者や経営者集団の交渉力を近似する変数として、最高経営責任者の在職期間(テニューア)及び経営陣の自社株式所有比率を採用する。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与える。こうした古参の経営者は、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

影響力を大いに揮うであろう。即ち、経営トップの在職期間は、取締役会の規模や経営監督機能を抑制する方向に作用すると予想される(Linck *et al.*, 2008)。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、同人が必要とする経営アドバイスやコンサルティングを社外の逸材に求める結果として、一時的に取締役会の人員規模や社外役員比率を高める可能性があるとして指摘されている(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、当該企業の実績に及ぼす影響を検証する。他方、経営陣の自社株式保有比率も、最高経営責任者の在職期間と同様の効果を取締役会構成にもたらすと考えられる。即ち、株式所有に裏打ちされた経営者の交渉力は、社外取締役の削減や空席ポストへの自社の管理職及び他従業員の擁立を介して、取締役会の規模や独立性を抑制すると予想される。

経営陣に対峙する会社関係者の交渉力が、取締役会構成に及ぼす影響を吟味するため、本稿では、外部大株主の所有比率及び企業集団参画の効果に注目する。伝統的エージェンシー理論は、外部大株主は、経営活動を積極的に監視し、必要に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 *et al.*, 1997; Prevtost *et al.*, 2002; Erikson *et al.*, 2005)。しかし、企業コントロール市場が未発達な国々や何らかの理由で持株売却の退出コストが非常に大きいケースでは、大株主は、会社経営に関する情報収集能力や企業価値の増進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交渉力を行使する可能性がある(Whidbee, 1997)。実際、後者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)。ロシアの現状は、明らかに後者の国々に近い。更に同国では、経営者に対する社会的不信感が非常に強いから、大株主は、利用可能なあらゆるチャンネルを介して、投資先企業における自らのプレゼンスを最大化しようと試みるだろう。従って、ロシアにおける外部大株主の所有比率は、社外取締役の増員や社内役員との交代を進める結果として、取締役会の規模や独立性と正に相関すると予想する。

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(政商)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間の事業統合が旺盛に進んでいる。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。企業集団を統括する人々や組織にとって、傘下企業は監視対象であると共に運命共同体でもある。即ち、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、または共謀することで、会社経営を弛緩させる恐れも孕んでいる。そのいずれの効果も一方を凌駕するのかわ、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、一致して企業集団化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、ロシア研究者の間では、企業集団内においては、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となっている。また、我々の調査結果からも、その可能性を強く示唆する実証結果が得られている(Avdasheva, 2007; Dolgopyatova *et al.*, 2009)。そこで筆者も、企業集団への参画は、グループ全体の利害を代表する外部取締役のプレゼンス拡大を通じて、グループ傘下企業における取締役会の人員規模と独立性を高める方向に作用すると予想する。

4.2 その他のガバナンス変数

ガバナンス変数を構成するその他の要因として、本稿では、最高経営責任者の定年年齢への接近、株式会社の法組織形態、定款による持株比率や投票権の上限規制、合議執行機関の採用、企業設立の政治的経緯及び会社規模を取り上げる。

ソ連解体後十数年が経過した調査実施時の 2005 年上半期において、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、取締役構成に無視し得ない影響を及ぼす可能性がある。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、役員総数に及ぼす影響は軽微だとも考えられている(Hermalin and Weisbach, 1988; Baker and Gompers, 2003)。また、他の実証研究によれば、恐らく自らが推挙する後継者への地位引継ぎを円滑に進めるために、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 *et al.*, 2002)。ロシア企業についても、同様の論理から、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に、負の相関が見出される可能性がある。

Mayers *et al.*(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しか株式の配分・譲渡が認められない閉鎖会社のいずれかを必ず選択しなければならない¹¹⁾。企業形態間のこのような差異は、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、筆者は、他の条件が等しければ、法組織形態としての開放株式会社の選択は、取締役会の人員規模や独立性と負に相関すると予測する。

法組織形態の如何を問わず、ロシアの株式会社は、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することができる(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、被調査企業 723 社中 104 社(14.4%)が、一株主の所有比率に最大株を設定し、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、定款による持株比率や投票権の上限規制は、取締役会の規模や経営監督機能を制限する方向に作用すると予測される。

ロシア株式会社の機関設計の大きな特徴の一つは、合議執行機関の法定である。第 2 節で述べた通り、株式会社法は、合議執行機関の構成員が、取締役職の 4 分の 1 以上を占めることを禁じている。仮に経営者側が同法の趣旨に忠実であるならば、合議執行機関の採用は、社内取締役の選任を抑制するであろう。但し、先述の通り、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、取締役会の人員規模とは負に、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。

周知の通り、ロシア中堅・大手企業の圧倒的多数は、旧国有(公有)私有化企業である。その多くには、依然として政府保有株式が残存している¹²⁾。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(公有)企業に向けられる公衆やマスコミの関心は、民間企業の比ではない。従って、国家と一般市民に対する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、社会主義時代の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役員を迎え入れる可能性がある(Li, 1994; Beiner *et al.*, 2004)。従って、旧国有(公有)私有化企業及び国有(公有)・私有化企業の新設分割会社は、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傾向があると予想する。

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として、また、深刻化するエージェンシー問題に対処するために、取締役会の増員を招く。また、追加された役員ポストは、往々にして社外の人材で補填される(Denis and Sarin, 1999; Lehn *et al.*, 2005; Boone *et al.*, 2007; Linck *et al.*, 2008)。他方、CEO と取締役会会長の兼任確率に対する会社規模の効果は、実証的評価が定まっていない(Brickley *et al.*, 1997; Arthur, 2001; Booth *et al.*, 2002)。そこで、筆者は、会社規模は、取締役会の人員規模と社外役員比率に対して共に正のインパクトを及ぼすと仮定する一方、会社規模が、取締役会会長の外部登用度に及ぼす効果の方向性は特定不能であり、かつその統計的有意性も低いと予想する。

4.3 事業活動変数

事業活動変数には、経営多角化、R&D/イノベーション戦略、財務成績、資本市場からの資金調達、銀行融資の借入及び事業国際化が含まれる。これら 6 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、新規参入市場に精通したエキスパートの取締役会への追加を促す。Mayers *et al.* (1997)、Anderson *et al.* (2000) 及び Prevost *et al.* (2002) は、新規参入事業の担当取締役は、社外の人材から選ばれる確率が高いことを揃って実証している。即ち、経営多角化は、取締役会の人員規模と独立性の双方に正に相関する。

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うのは社内取締役に他ならない。一方の社外役員は、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、企業特殊の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 *et al.*, 2005; Linck *et al.*, 2008)。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や全役員に占める比率が有意に低下すると予想される。

ライバル企業や同業他社との比較における不十分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 Woitdke, 2005)。その背景には、貧弱な経営実績の責任を負う CEO とその他執行役員の交渉力低下が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、企業収益や配当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分析結果が、ロシア企業の実証研究から得られる可能性がある。ただし、Yermack (1996)、Eisenberg *et al.* (1998)、Perry and Shivdasani

表5. 取締役会構成の決定要因に関する理論的予測

	取締役会構成 ¹⁾²⁾		
	取締役会 人員規模	取締役会 社外役員比率	取締役会会長 外部登用度
バーゲニング変数			
最高経営責任者の新任	+	+	+
経営者集団所有比率	-	-	-
最高経営責任者所有比率	-	-	-
外部大株主所有比率	+	+	+
企業集団への参画	+	+	+
その他ガバナンス変数			
最高経営責任者の定年年齢接近	(-)	-	-
開放株式会社の選択	-	-	-
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			
経営多角化	+	+	?
R&D/イノベーション戦略	-	-	-
不成績な財務パフォーマンス	(+)	+	+
資本市場からの資金調達	?	?	?
銀行融資の借入	+	+	+
事業国際化度/二乗値	-/+	-/+	-/+
取締役会構成(内生変数)			
取締役会人員規模		+	+
取締役会社外役員比率	+		+
取締役会会長外部登用度	+	+	

注1) +: 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.

2) 各変数の定義は, 表3に同じ.
出所) 筆者作成.

(2005)らは, 取締役会の人員規模は, 過去の財務成績に殆ど影響を受けないと報告している. そこで筆者は, 過去の劣悪な財務パフォーマンスは, 総じて取締役会の独立性を高める効果を発揮するが, 人員規模と有意に相関する可能性は低いと予測する.

資本市場からの資金調達は, 投資家の利益に沿った執行役員の経営判断を促し, その結果としてエージェンシー問題を緩和する. 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する. これらの論拠によれば, 資本市場からの資金調達は, 取締役会による経営監督の必要性を減じる. しかしながら逆に, 株式や社債の市場発行は, 資本市場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あると指摘されている(Borokhovich *et al.*, 2004). 更に, 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企業統治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し得るかは, 実証分析の結果から帰納法的に判断する必要がある.

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は, 多くの先行研究が認める事実である. 貸付やその他の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すからだと考えられている. 銀行融資の不良債権化は, 破壊的な移行不況(Kornai, 1994)を脱した調査実施時の2005年上半期においても, ロシアの深刻な経済問題であった¹³⁾. 信用関係の不確実性が極めて高い同国では, 金融機関が, あらゆる手段を駆使して, 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. 以上から筆者は, 銀行融資の借入は, 取締役会の人員規模と独立性の双方に, 有意に正のインパクトを及ぼすと予想する.

事業活動変数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, 担当取締役や外国人社外役員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)の実証分析によれば, 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. そこで筆者も, 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強く発現すると予想する.

4.4 取締役会構成要素の内的相互作用

取締役会構成要素それ自身も, 相互に他に影響し合う可能性がある. この点に関して, 先行研究は, 次のような示唆を与えている¹⁴⁾. 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ない. また無論, 取締役会会長を社外役員の中から選出する確率を増す. 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, 経営陣に対する自身の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張することになる。これらの論拠から、取締役会構成要素は、互いに正に相関すると予測される。

表5には、以上の検討結果が要約されている。次節で、これら理論仮説の検証を行う。

5. 実証分析

本節では、回帰モデルの推定によって、前節に提起された理論仮説のロシアにおける現実適合性を検証する。初めに実証分析に用いる変数を選択し、次に推定結果を報告する。そして最後に、推定結果全般の統計的頑健性を点検する。

5.1 変数の選択

回帰モデルの左辺、即ち、従属変数となる取締役会の人員規模は、取締役総数の自然対数(*BOASIZ*)によって、取締役会社外役員比率は、表3と同様に、全取締役に占める社外役員の割合(*BOACOM*)を用いて、取締役会会長外部登用度は、やはり表3に合わせて、取締役会会長が内部登用者である企業を0、同様に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で指定する順序変数(*BOALEA*)で、それぞれを表す。以下では、これら3つの変数を、「取締役会構成変数」と総称する。

一方、回帰モデルの右辺に導入されるバーゲニング変数の筆頭に掲げた最高経営責任者の新任が、当該企業の取締役会構成に与える効果は、現職の経営トップが、2001年以降に就任した企業を1で捕えるダミー変数(*NEWCEO*)で検証する。経営陣の所有比率は、特定の経営者ないし経営者集団が大株主である企業を1で特定する経営者大株主ダミー(*MANSHA*)、並びに最高経営責任者及び経営者集団各々が保有する自社株式の全発行株式に占める比率(*OWNCEO*, *OWNMAN*)で表す。

外部大株主の交渉力が、投資先企業の取締役会構成にもたらす効果は、法人株主と外国投資家の合計所有比率(*OWNOUT*)¹⁵⁾で、その影響度を推定する。また、*OWNOUT*から、外国投資家の所有比率を分離した変数(*OWNFOR*)の効果も合わせて検証する。ロシアの企業統治において、外国投資家に独特な行動様式が看取し得るのか否かを調査するためである。一方、企業集団参画の経営規律効果を検証するためには、特定の持株会社グループ及び他の事業集団に株式所有を介して所属する企業に1を与えるグループ企業ダミー(*GROFIR*)を用いるが、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、*GROFIR*と共に、グループ中核企業ダミー(*GROCOR*)及び傘下企業ダミー(*GROAFF*)も分析に用いる。

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*)¹⁶⁾、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(公有)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。会社規模(*COMSIZ*)は、年平均従業員数で代理し、回帰分析ではその自然対数を用いる。

事業活動変数である経営多角化の程度は、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*)で測定する¹⁷⁾。R&D/イノベーション戦略の活発さが、取締役会構成に及ぼす効果は、直近に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1で特定する新製品/サービス開発実績ダミー(*NEWPRO*)で検証する。財務成績は、売上高粗利益率(*PROAVE*)を、その代理変数とする。*PROAVE*は、企業調査実施年過去4年間の平均実績を反映した先決変数であり、取締役会構成との同時性を回避している。また、同変数は、Eisenberg *et al.*(1998)が提案した方法に基づいて算定され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。

$$PROAVE = \text{sign}(\Delta profit) \times \sqrt{|\Delta profit|}$$

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

資本市場からの資金調達活動及び銀行融資の借入が、取締役会構成に及ぼす効果は、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*)及び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順序変数(*BANCRE*)によって、それぞれを推定する。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*)及びその二乗値を用いて、その非線形効果の可能性を検証する。

表6には、実証分析に用いる独立変数の詳細な意味内容・定義、記述統計量及び各変数と取締役会構成変数との相関係数が一覧されている。回帰モデルの推定に際しては、これら独立変数と共に、被調査企業所属産業の固定効果を制御するダミー変数を、推定式の右辺に追加する。Boone *et al.*(2007)によれば、産業固定効果ダミー変数の導入には、取締役会構成要素間の内生性をコントロールする効果も期待することができる。

5.2 推定結果

以下では、(1)取締役会人員規模、(2)同社外役員比率及び(3)取締役会会長外部登用度の決定要因に関する分析結果を順次報告した後、(4)取締役会構成要素の内生性を明示的に仮定した連立方程式モデルの推定結果を披露する。

5.2.1 取締役会人員規模

表6の通り、*BOASIZ*とバーゲニング変数の相関係数は、全て理論的予想と一致する符合を取り、

表 6. 実証分析に用いる各変数の意味内容・定義、記述統計量及び取締役会構成変数との相関係数

変数の意味内容・定義(変数名)	記述統計量					取締役会構成変数との相関係数 ¹⁾		
	平均	標準偏差	中央値	最小値	最大値	取締役会 人員規模 (BOASIZ)	取締役会社 外役員比率 (BOACOM)	取締役会会長 外部登用度 (BOALEA)
バーゲニング変数								
新任最高経営責任者ダミー (NEWCEO) ²⁾	0.39	0.49	0	0	1	0.078**	0.216**	0.067*
経営者大株主ダミー (MANSHA)	0.48	0.50	0	0	1	-0.118***	-0.204***	-0.521***
最高経営責任者所有比率 (OWNCEO)	6.41	13.41	0.04	0.00	97.12	-0.149***	-0.296***	-0.195***
経営者集団所有比率 (OWNMAN)	15.93	21.94	4.22	0.00	100.00	-0.202***	-0.338***	-0.188***
外部大株主所有比率 (OWNOUT) ³⁾⁴⁾	1.87	2.14	0	0	5	0.271**	0.412**	0.164**
外国投資家所有比率 (OWNFOR) ³⁾	0.35	1.03	0	0	5	0.151***	0.216***	0.062
企業グループ参加ダミー (GROFIR)	0.39	0.49	0	0	1	0.165**	0.344**	0.101***
グループ中核企業ダミー (GROCOR)	0.05	0.23	0	0	1	0.022	0.013	0.049
グループ傘下企業ダミー (GROAFF)	0.34	0.47	0	0	1	0.160**	0.354**	0.083**
その他ガバナンス変数								
最高経営責任者定年年齢到達ダミー (CEOAGE) ⁵⁾	0.10	0.30	0	0	1	0.032	0.016	-0.114***
開放会社ダミー (OPECOM)	0.68	0.47	1	0	1	-0.080**	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	0.202**	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	0.150**	-0.045	-0.103***
国有(公有)・私有化企業新設分制企業ダミー (SPIOFF)	0.10	0.29	0	0	1	-0.045	-0.001	-0.024
平均従業員数 (COMSIZ) ⁶⁾	1884.44	5570.00	465	106	74000	0.309**	0.207**	0.013
事業活動変数								
参入事業数 (BUSLIN) ⁷⁾	2.15	2.05	1	1	12	0.210**	0.165**	0.015
新製品/サービス開発実績ダミー (2001~04年) (NEWPRO)	0.62	0.48	1	0	1	0.036	-0.038	-0.019
売上高粗利益率年平均値 (2001~04年) (PROAVE) ⁸⁾	4.86	19.43	0.00	-25.28	197.91	0.265**	0.135**	0.046
株式・社債発行企業ダミー (MARFIN)	0.13	0.34	0	0	1	0.347***	0.281**	0.044
銀行信用借入実績及び平均融資期間 (BANCRE) ⁹⁾	2.53	1.45	3	0	5	0.186**	0.093**	0.015
総売上高に占める輸出の比率 (EXPSHA) ¹⁰⁾	0.88	1.20	0	0	5	0.071*	0.072*	-0.046

注 1) BOASIZ は、取締役総数の自然対数、BOACOM 及び BOALEA の定義は、表 3 に同じ。

2) 新任とは、2001~04 年の間に就任した者を意味する。

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: 100% 以下, 2: 10.1~25.0%, 3: 25.1~50.0%, 4: 50.1~75.0%, 5: 75.1~100.0%。

4) 国内個人投資家を除く。

5) 調査時の年齢が 61 歳を越している者を指す。

6) 単位は、名、但し、回帰分析では、その自然対数値を用いる。

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。

8) 産業調整値。

9) 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。

10) 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。

11) **: 1% 水準で有意, *: 5% 水準で有意, **: 10% 水準で有意。

出所) 筆者作成。経営者の所有比率 (OWNCEO, OWNMAN) 及び参入事業数 (BUSLIN) は、SKRIN 社公開データベース、売上総利益率年平均値 (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結果を原典とする。

なおかつその殆どが 10% 水準以下で統計的に有意である。但し、GROCOR は、GROAFF とは対照的に、係数値が相対的に小さく、統計的有意性も 10% 水準に達していない。このことは、ロシアの企業集団内では、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幹部交流は、殆ど行われていない可能性を暗示している。その他ガバナンス変数の殆

ども、10% 水準以下で有意に推計され、なおかつ表 5 に合致した正負関係を示しているが、唯一 COLEXE は、予想に反して、BOASIZ と有意に正に相関している。他方、事業活動変数に目を転じると、BUSLIN 及び BANCRE が、仮説を支持する形で有意に正である。また、理論仮説が不定な MARFIN も、BOASIZ と有意に正に相関している。即ち、ロシアにおける株式上場や社債公募は、当該企業の取締役会にその担当役員を追加を促す可能性

が高いといえる。残る *PROAVE* は、筆者の予測とは異なり、*BOASIZ* と有意に正の相関関係を示している。

以上の関係が、他の潜在的影響因子を同時に制御した上でも成立し得るのか否かを確認するために、回帰モデル $BOASIZ = f(x\beta)$ ¹⁸⁾ の最小二乗法 (OLS) 推定を行う。また、各独立変数の統計的頑健性を点検するために、最も基本的なモデルを対象に、従属変数を取締役会役員数そのもの (*NUMDIR*) に置き換えたモデルのボワソン推定も行う。標準誤差の推定には、分散不均一の下でも一貫性のある White の頑健標準誤差推定法を適用する。

推定結果は、表 7 の通りである¹⁹⁾。同表によれば、有意かつ比較的頑健に推定されたガバナンス変数は、*OWNCEO*、*OWNOUT*、*PRICOM* 及び *COMSIZ* であり、これら 4 つの変数は、全て仮説と合致する符号関係で *BOASIZ* と相関している。また、*OWNFOR* も 10% 水準で有意に正に推定された。ここから、最高経営責任者は、自身の所有権に裏打ちされた交渉力を以って、自社企業の取締役総数そのものを抑制する一方、外国投資家を含む外部大株主の株式保有、会社規模の拡大、並びに企業私有化を通じた国家資産の継承は、ロシア企業に対して、より多くの取締役の選任を促すことが分かる。

他方、事業活動変数の中では、*BUSLIN*、*MARFIN*、*BANCRE*、*EXPSHA* 及びその二乗値が、多くのモデルで繰り返し有意に推定された。即ち、経営多角化戦略と共に、株式上場や社債公募による資金調達行動も、取締役会の人的規模を有意に拡張する。つまりロシアでは、会社経営と資本市場の連結は、先述の代替的経営規律効果が存在してもなお、取締役会組織を拡大する方向に作用するのである。また、銀行からの融資借入も、債務企業による取締役の増員を促す。事業活動の国際化は、Li(1994)による先進国研究と同様、ロシア企業に非線形的な効果をもたらす。事実、モデル[1]の推定結果によれば、製品売上上の海外依存率が 50% 以下の範囲に止まっている場合、海外市場への進出は、むしろ取締役の実員数を抑制するが、50% を超えると一転して役員の拡充に働くのである。

5.2.2 取締役会社外役員比率

次に、社外取締役比率の決定要因を分析する。表 6 によれば、バーゲニング変数は、*GROCOR* を唯一の例外として、筆者の予測に合致した正負関係を以て、*BOACOM* と 1% 水準で有意に相関している。その他ガバナンス変数の中では、*LIMOWN*、*COLEXE* 及び *COMSIZ* の 3 変数が有意に推計され、なおかつ理論仮説を支持している。事業活動変数の多くも *BOACOM* と有意な相関関係を示した。即ち、経営多角化、資本市場及び銀行機関からの資金調達及び海外への事業展開は、社外取締役の選任確率を高める可能性がある。*PROAVE* は、予測に反して、*BOASIZ* と同様、*BOACOM* とも有意に正に結びついている。

ここでの回帰分析は、 $BOACOM = g(x\beta)$ の推定

を主な目的とするが、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。このような分布形状の連続変数を左辺とする推定式の OLS 回帰は、不偏性に問題が生じ得るので、本稿では、その代替的推定手法としてトービット推定量を利用する。また、ここでは、頑健性点検のため、社外取締役が全役員の過半を占める企業を 1 で特定する質的変数 (*OUTDOM*) を従属変数とするモデルのロジット推定も試みる。

推定結果は、表 8 に報告されている。同表の通り、経営者と株主の所有変数は、一つの例外もなく第 4 節の議論と整合的な符号関係を示し、かつ 1% 水準以下で有意に推定されており、ロシアにおけるバーゲニング・モデルの高い適合性を示唆している。また、*OWNFOR* の推定結果から、外国投資家は、彼ら自身だけでも、社外取締役の選任に強力な促進効果を及ぼすことが確認できる。更に、*NEWCEO* が、モデル[1]において有意に正である推定結果も、バーゲニング・モデルの有効性を支持している。

所有変数と同様に、*GROFIR* も全てのモデルで有意に正であり、企業集団参画の経営規律仮説を強く裏付けている。なお、*GROCOR* と *GROAFF* の統計的有意性が、後者に優位な形で著しく異なる推定結果は、企業集団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、ロシアにおける企業集団内の人事交流は、中核企業から傘下企業への一方的な役員派遣が主体であり、グループ全体の戦略的意思決定過程における傘下企業経営者の役割は、あまり重視されていない可能性が高い。この仮説が、より厳密な実証的検証を必要としているのは強調するまでもないが、株式所有を通じた大規模な事業統合というロシア移行経済に生じたダイナミックな組織再編プロセスの本質を理解する上で、表 8 の推定結果は、一つの重要な手掛かりを提供している。

その他ガバナンス変数では、*CEOAGE*、*LIMOWN* 及び *COMSIZ* が、理論仮説に合致する形で有意に推定された。一方、*OPECOM*、*PRICOM* 及び *SPIOFF* についても有意な推定例が得られたが、これら 3 変数の正負関係は、筆者の予測に反している。

事業活動変数の中では、経営多角化や R&D/イノベーション戦略の積極性に加えて、資本市場及び銀行機関からの資金調達活動の実績を反映した一連の変数が、有意な推定結果を以って、理論仮説を支持している。過去の財務成績を代理する *PROAVE* も、回帰分析において繰り返し有意に負に推定された。このことは、表 6 における記述統計分析の結果が、いわゆる見せかけの相関を表していた可能性を示している。なお、第 4 節で論じた通り、過去の財務成績は、経営陣と対抗集団の交渉力バランスを大きく左右する要因であるから、*PROAVE* が比較的頑健に負に推定された事実は、バーゲニング変数の

表 7. 取締役会人員規模に関する回帰分析

モデル	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
推定量	OLS	Poisson	OLS	OLS	OLS	OLS
従属変数	BOASIZ	NUMDIR	BOASIZ	BOASIZ	BOASIZ	BOASIZ
バーゲニング変数						
NEWCEO	0.0012 (0.027)	-0.0083 (0.028)	0.0014 (0.027)	0.0039 (0.027)	-0.0510* (0.030)	-0.0377 (0.030)
MANSHA	-0.0219 (0.030)	-0.0274 (0.033)	-0.0402 (0.028)	-0.0219 (0.030)		
OWNCEO					-0.0024*** (0.001)	
OWNMAN						-0.0010 (0.001)
OWNOUT	0.0253*** (0.007)	0.0231*** (0.007)		0.0256*** (0.007)		
OWNFOR			0.0294* (0.016)			
GROFIR	0.0114 (0.029)	-0.0023 (0.029)	0.0292 (0.028)		0.0202 (0.031)	0.0207 (0.032)
GROCOR				0.0841 (0.075)		
GROAFF				0.0017 (0.029)		
その他ガバナンス変数						
CEOAGE	0.0214 (0.047)	0.0347 (0.062)	0.0442 (0.046)	0.0240 (0.047)	-0.0271 (0.052)	-0.0188 (0.052)
OPECOM	-0.0442 (0.030)	-0.0423 (0.029)	-0.0430 (0.030)	-0.0415 (0.029)	-0.0257 (0.030)	-0.0271 (0.030)
LIMOWN	0.0070 (0.047)	0.0160 (0.045)	0.0166 (0.046)	0.0083 (0.047)	-0.0253 (0.040)	-0.0222 (0.041)
COLEXE	0.0378 (0.031)	0.0364 (0.032)	0.0510* (0.031)	0.0370 (0.031)	0.0229 (0.033)	0.0233 (0.033)
PRICOM	0.1266*** (0.043)	0.0966** (0.044)	0.1177*** (0.043)	0.1281*** (0.043)	0.0424 (0.049)	0.0353 (0.049)
SPIOFF	0.0418 (0.061)	0.0200 (0.061)	0.0430 (0.059)	0.0463 (0.061)	-0.0080 (0.065)	-0.0113 (0.066)
COMSIZ	0.0749*** (0.019)	0.0766*** (0.022)	0.0754*** (0.020)	0.0783*** (0.018)	0.0697*** (0.022)	0.0696*** (0.022)
事業活動変数						
BUSLIN	0.0126* (0.007)	0.0142** (0.007)	0.0117* (0.007)	0.0117* (0.007)	0.0137** (0.006)	0.0135** (0.006)
NEWPRO	0.0098 (0.028)	0.0033 (0.030)	0.0003 (0.028)	0.0086 (0.028)	0.0377 (0.029)	0.0414 (0.030)
PROAVE	0.0004 (0.001)	0.0006 (0.001)	0.0002 (0.001)	0.0003 (0.001)	0.0004 (0.001)	0.0004 (0.001)
MARFIN	0.1076* (0.059)	0.1029 (0.063)	0.1135** (0.056)	0.1009* (0.058)	0.1225** (0.054)	0.1250** (0.055)
BANCRE	0.0230** (0.011)	0.0249** (0.013)	0.0244** (0.011)	0.0223** (0.010)	0.0268** (0.011)	0.0249** (0.011)
EXPSHA	-0.0709** (0.034)	-0.0722** (0.035)	-0.0534 (0.033)	-0.0715** (0.034)	-0.0094 (0.034)	-0.0147 (0.034)
EXPSHA ²	0.0187** (0.007)	0.0178** (0.008)	0.0150** (0.007)	0.0185** (0.008)	0.0045 (0.007)	0.0058 (0.007)
Const.	1.0512*** (0.129)	1.0892*** (0.142)	1.1216*** (0.131)	1.0366*** (0.127)	1.2611*** (0.157)	1.2611*** (0.164)
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	405	405	418	405	319	319
Adj. R ² /Pseudo R ²	0.36	0.06	0.35	0.36	0.39	0.38
平均二乗誤差/対数尤度	0.26	-842.47	0.26	0.26	0.24	0.25
F 検定/Wald 検定 (χ^2) ¹⁾	10.28***	284.29***	11.03***	10.14***	10.83***	10.67***

注 1) 帰無仮説：全ての係数がゼロ。

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) 筆者推定。各変数の意味内容・定義及び記述統計量は、表 6 を参照。

表 8. 取締役会社外役員比率に関する回帰分析

モデル	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
推定量	Tobit	Logit	Tobit	Tobit	Tobit	Tobit
従属変数	BOACOM	OUTDOM	BOACOM	BOACOM	BOACOM	BOACOM
バーゲニング変数						
NEWCEO	0.0655* (0.038)	0.4371 (0.318)	0.0641 (0.039)	0.0586 (0.040)	0.0363 (0.041)	0.0675 (0.042)
MANSHA	-0.3747*** (0.042)	-2.3283*** (0.297)	-0.4052*** (0.039)	-0.3743*** (0.042)		
OWNCEO					-0.0070*** (0.002)	
OWNMAN						-0.0046*** (0.001)
OWNOUT	0.0525*** (0.010)	0.2477*** (0.078)		0.0518*** (0.010)		
OWNFOR			0.0508*** (0.018)			
GROFIR	0.1426*** (0.040)	0.6951** (0.346)	0.1593*** (0.041)		0.1345*** (0.044)	0.1199*** (0.043)
GROCOR				0.0260 (0.097)		
GROAFF				0.1645*** (0.040)		
その他ガバナンス変数						
CEOAGE	0.1281** (0.056)	0.8121* (0.451)	0.1607*** (0.055)	0.1213** (0.056)	-0.0075 (0.067)	0.0251 (0.068)
OPECOM	0.0852** (0.039)	0.2365 (0.291)	0.0976** (0.038)	0.0783** (0.039)	0.0667 (0.043)	0.0669 (0.043)
LIMOWN	-0.1193* (0.061)	-1.0904*** (0.425)	-0.0788 (0.061)	-0.1222** (0.061)	-0.1553*** (0.059)	-0.1599*** (0.056)
COLEXE	-0.0077 (0.039)	-0.2712 (0.319)	0.0001 (0.039)	-0.0061 (0.039)	-0.0153 (0.040)	-0.0119 (0.040)
PRICOM	-0.0918 (0.063)	-0.5046 (0.406)	-0.1134* (0.061)	-0.0945 (0.063)	-0.1341** (0.064)	-0.1571** (0.064)
SPIOFF	-0.1393* (0.084)	-0.7084 (0.551)	-0.1373* (0.079)	-0.1491* (0.084)	-0.2290*** (0.084)	-0.2330*** (0.086)
COMSIZ	0.0388* (0.021)	0.2023 (0.185)	0.0455** (0.021)	0.0307 (0.021)	0.0138 (0.020)	0.0067 (0.021)
事業活動変数						
BUSLIN	0.0132* (0.008)	0.0779 (0.070)	0.0119 (0.008)	0.0152** (0.007)	0.0134* (0.008)	0.0125* (0.007)
NEWPRO	-0.0989** (0.040)	-0.6229** (0.304)	-0.1085*** (0.040)	-0.0963** (0.040)	-0.0787* (0.043)	-0.0677 (0.043)
PROAVE	-0.0027*** (0.001)	-0.0240*** (0.006)	-0.0029*** (0.001)	-0.0025** (0.001)	-0.0016 (0.001)	-0.0017* (0.001)
MARFIN	0.0919 (0.070)	1.9258*** (0.691)	0.0829 (0.067)	0.1069 (0.071)	0.1106* (0.067)	0.1174* (0.067)
BANCRE	0.0358*** (0.014)	0.3775*** (0.105)	0.0359*** (0.014)	0.0375*** (0.014)	0.0441*** (0.016)	0.0380** (0.015)
EXPSHA	-0.0665 (0.045)	0.0212 (0.347)	-0.0512 (0.044)	-0.0655 (0.045)	-0.0457 (0.047)	-0.0573 (0.046)
EXPSHA ²	0.0161* (0.010)	0.0252 (0.079)	0.0126 (0.010)	0.0167* (0.010)	0.0163 (0.011)	0.0199* (0.010)
Const.	0.1213 (0.161)	-0.8446 (1.134)	0.2281 (0.160)	0.1585 (0.161)	0.4361*** (0.156)	0.5150*** (0.162)
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	405	405	418	405	319	319
Pseudo R ²	0.37	0.38	0.34	0.38	0.29	0.29
対数尤度	-210.57	-174.68	-223.75	-208.61	-153.67	-153.18
F検定/Wald検定 (χ^2) ¹⁾	14.56***	145.46***	13.91***	14.41***	7.62***	7.91***

注 1) 帰無仮説：全ての係数がゼロ。

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) 筆者推定。各変数の意味内容・定義及び記述統計量は、表6を参照。

表9. 取締役会会長外部登用に関する回帰分析

モデル	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
推定量	Ordered logit	Ordered logit	Ordered logit	Ordered logit	Ordered logit	Ordered logit
従属変数	BOALEA	BOALEA	BOALEA	BOALEA	BOALEA	BOALEA
バーゲニング変数						
NEWCEO	0.0361 (0.217)	0.0479 (0.210)	0.0181 (0.217)	-0.0039 (0.233)	0.1267 (0.230)	0.0427 (0.221)
MANSHA	-0.9368*** (0.254)	-1.0038*** (0.245)	-0.9402*** (0.255)			-0.9323*** (0.254)
OWNCEO				-0.0353** (0.014)		
OWNMAN					-0.0178*** (0.007)	
OWNOUT	0.0767 (0.054)		0.0726 (0.054)			-0.0997* (0.059)
OWNFOR		0.0652 (0.119)				
GROFIR	-0.0401 (0.230)	-0.0484 (0.222)		-0.3281 (0.253)	-0.3701 (0.258)	
GROCOR			-0.5979 (0.525)			
GROAFF			0.0244 (0.231)			
INDFIR						-0.6906** (0.312)
OWNOUT×INDFIR						0.3466*** (0.097)
その他ガバナンス変数						
CEOAGE	0.0184 (0.349)	-0.0880 (0.326)	-0.0117 (0.352)	-0.5421 (0.389)	-0.4566 (0.399)	0.0752 (0.357)
OPECOM	0.2940 (0.221)	0.3178 (0.221)	0.2702 (0.222)	0.2108 (0.252)	0.1998 (0.255)	0.3251 (0.224)
LIMOWN	-0.0888 (0.415)	-0.0679 (0.410)	-0.0924 (0.412)	-0.7407* (0.429)	-0.7083* (0.415)	-0.1003 (0.408)
COLEXE	0.1632 (0.239)	0.2400 (0.231)	0.1617 (0.238)	0.1311 (0.270)	0.1707 (0.275)	0.0871 (0.239)
PRICOM	-0.6545** (0.321)	-0.6300** (0.312)	-0.6831** (0.326)	-0.7079* (0.377)	-0.7981** (0.369)	-0.7021** (0.316)
SPIOFF	-0.5680 (0.447)	-0.6247 (0.439)	-0.6170 (0.453)	-0.6978 (0.474)	-0.7006 (0.479)	-0.6419 (0.452)
COMSIZ	-0.1656 (0.109)	-0.1547 (0.109)	-0.1871* (0.108)	-0.1786 (0.118)	-0.1846 (0.119)	-0.1690 (0.106)
事業活動変数						
BUSLIN	0.0548 (0.049)	0.0486 (0.048)	0.0623 (0.049)	0.0857* (0.045)	0.0834* (0.045)	0.0495 (0.050)
NEWPRO	-0.3304 (0.223)	-0.3336 (0.217)	-0.3122 (0.226)	-0.6359** (0.255)	-0.5771** (0.252)	-0.3382 (0.223)
PROAVE	0.0017 (0.004)	0.0004 (0.004)	0.0022 (0.004)	0.0025 (0.004)	0.0018 (0.004)	0.0030 (0.004)
MARFIN	0.2674 (0.412)	0.2429 (0.415)	0.3295 (0.411)	0.0959 (0.412)	0.1382 (0.405)	0.4783 (0.403)
BANCRE	0.1189 (0.074)	0.1210* (0.072)	0.1261* (0.075)	0.1612* (0.083)	0.1296 (0.082)	0.1093 (0.074)
EXPSHA	-0.0543 (0.255)	-0.0024 (0.245)	-0.0597 (0.256)	0.1743 (0.264)	0.1072 (0.261)	-0.0276 (0.254)
EXPSHA ²	-0.0142 (0.056)	-0.0220 (0.053)	-0.0118 (0.056)	-0.0382 (0.057)	-0.0208 (0.055)	-0.0218 (0.055)
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	405	418	405	319	319	405
Pseudo R ²	0.07	0.06	0.07	0.06	0.06	0.08
対数尤度	-398.04	-412.67	-397.30	-319.42	-321.49	-391.82
Wald 検定 (χ^2) ¹⁾	59.61***	58.59***	60.11***	37.22*	36.69*	63.22***

注1) 帰無仮説：全ての係数がゼロ。

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) 筆者推定。各変数の意味内容・定義及び記述統計量は、表6を参照。

推定結果と共に、ロシアの企業統治メカニズムを理解する上でバーゲニング・モデルが有効な分析用具であることの証左となっている。

5.2.3 取締役会会長外部登用度

再び表6によれば、OWNFOR及びGROCORを除く全てのバーゲニング変数及びその他ガバナンス変数の中ではCEOAGE及びLIMOWNが、筆者

の理論的予想を支持する形で、BOALEAと有意に相関している。他方、CEOAGE、OPECOM及びCOLEXEの3変数も有意に推計されたが、その符号関係は理論仮説に合致していない。残る事業活動変数は、一つとして有意な係数値を示していない。

以上の記述統計分析と同様に、回帰モデル $BOALEA = h(x\beta)$ の順序ロジット推定(表9)も、

取締役会会長の登用経路に有意な影響を及ぼす要因は、大変限られていることを明らかにしている。その結果解釈も複雑である。即ち、モデル[1]及び[3]において、*MANSHA*は、1%水準で有意に負に推定されている一方、*OWNOUT*は、予想に反して悉く非有意である。この推定結果は、同変数に所属企業集団の株式所有が混入していることに起因している可能性が高い。それは、*GROFIR*が非有意であることにも暗示されている。そこで、同変数に代えて、いずれの企業集団にも属さない独立系企業を1で捉えるダミー変数 *INDFIR* を新たに導入し、更に *INDFIR* と *OWNOUT* の交差項も右辺に加えた回帰モデルの推定を行ってみたところ、モデル[6]の交差項 *OWNOUT* × *INDFIR* の推定結果が示す通り、外部大株主の株式所有は、グループ企業と独立系企業とでは、正反対の効果を発揮することが判明した。恐らく、ロシアの企業集団は、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対して否定的なのである。この事実が、グループ企業間の機会主義的結託によるものなのか、それとも企業集団としての効果的なコントロールを確保するためのものは、残念ながら確認できない。企業集団とその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。

その他ガバナンス変数の中では、*LIMOWN*が、理論仮説に一致して、他方、*PRICOM*と *COMSIZ*は、筆者の予想に反して、それぞれ有意に負に推定された。他方、事業活動変数の中では、*NEWPRO*及び *BANCRE*が、仮説を支持する形で有意な推定例を示した。また、*BUSLIN*は、モデル[4]及び[5]において10%水準で有意に正であり、ロシア企業の経営多角化は、平の取締役のみならず、彼らの代表をも外部から招く確率を高めることが、ここに示唆された。

以上の分析結果は、全体として、取締役会会長職の登用経路は、他の影響因子との比較において、経営陣と対抗集団の交渉力バランスに強く依存することを指し示しており、取締役会社外役員比率に関する実証結果と共に、バーゲニング・モデルのロシアにおける妥当性を積極的に支持している。

5.2.4 取締役会構成要素の内生性

本研究は、取締役会構成要素の内生的関係を仮定しているが、しかし、これまでに行った一連の回帰分析では、この関係が引き起こす同時性バイアスの可能性に特別な処置を講じなかった。同時性バイアスは、推定結果を歪め、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しておく必要がある。

同時性バイアスに対処する手段として、操作変数法と連立方程式モデルの同時推定という2つの選択肢があるが、本稿では後者を試みる。但し、Barnhart and Rosenstein(1998)をはじめとするミクロ応用経済学の専門家が再三指摘している通り、連立方程式モデルの同時推定は、モデル定式化の些細な

誤りがシステム全体に波及して、予想もできない推定結果に至る恐れがある。即ち、真の構造が不明瞭な企業統治モデルの推定にとって、独立変数のやみくもな採用は、大きな危険を孕んでいるのである。そこで筆者は、モデル定式化の次善策として、内生化した取締役会構成変数と共に、単一方程式モデルの推定結果において10%水準を超えて有意に推定された19種類の独立変数及び産業固定効果ダミー変数(*INDDUMs*)とで、取締役会構成決定モデルを再構築した。その結果は、次の通りである。

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

$$BOACOM = g(NEWCEO, MANSHA, OWNOUT, GROFIR, CEOAGE, OPECOM, LIMOWN, SPIOFF, COMSIZ, BUSLIN, NEWPRO, PROAVE, BANCRE, BOASIZ, BOALEA, INDDUMs);$$

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

このモデルを、二段階最小二乗法(2SLS)又は三段階最小二乗法(3SLS)で推定するが、従属変数を最小二乗法推定により良く適合させるため、*BOACOM*には、Klein(2002)の手法でロジスティック変換を施し、*BOALEA*には、1を加算して対数変換を行った。

表10が、その推定結果である。2SLSとのシステム選択に関するHausman検定は、両者の間に統計的に有意な優劣関係を認めない($\chi^2=1.85, p=1.000$)。実際、双方の推定結果に特筆すべき差は殆ど見られない。したがって同表には、3SLS推定の結果のみを報告した。

この推定結果から、取締役会構成要素の内生性を明示的に仮定した場合でも、単一方程式推定から得られた主要な分析結果が翻されてしまうほど、各独立変数の符号関係と統計的有意性は、著しい影響を被らないことが確認できる。但し、*BOASIZ*を従属変数とするモデルの *BANCRE*, *BOACOM* を左辺に置くモデルの *NEWCEO*, *CEOAGE*, *OPECOM*, *SPIOFF*, *COMSIZ*, *BUSLIN* 及び *PROAVE*, 更に *BOALEA* を回帰するモデルにおいては、単一方程式推定において取締役会会長の外部登用に及ぼす否定的効果を描えた *MANSHA*, *OWNOUT* の一次項及び *INDFIR* の統計的有意性が、*PRICOM* と共に、10%水準に達しなかった。残る全ての独立変数は、表5に示した理論仮説を支持する正負関係を以って、10%水準以下で有意に推定された。

内生化した取締役会構成変数からも、有意に正の相関関係が検出された。特に *BOACOM* と *BOALEA* の間には、互いに他を高め合う強力な相互補完的關係が見て取れる。この推定結果も Hermalin and Weisbach(1998)が提唱したバーゲニン

表 10. 取締役会構成の内生性に関する回帰分析

推定量	3SLS ¹⁾		
従属変数	BOASIZ	BOACOM	BOALEA
バーゲニング変数			
NEWCEO		0.0510 (0.047)	
MANSHA		-0.3787*** (0.087)	0.0400 (0.085)
OWNOUT	0.0274*** (0.008)	0.0275** (0.012)	-0.0132 (0.021)
GROFIR		0.2040*** (0.069)	
INDFIR			-0.0222 (0.076)
OWNOUT×INDFIR			0.0364** (0.014)
その他ガバナンス変数			
CEOAGE		0.1021 (0.074)	
OPECOM		0.0386 (0.048)	
LIMOWN		-0.1699** (0.070)	
PRICOM	0.0938*** (0.034)		-0.0684 (0.061)
SPIOFF		-0.0552 (0.086)	
COMSIZ	0.0784*** (0.016)	0.0385 (0.042)	
事業活動変数			
BUSLIN	0.0152** (0.007)	0.0012 (0.013)	
NEWPRO		-0.0951* (0.051)	
MARFIN	0.1119* (0.058)		
PROAVE		-0.0020 (0.001)	
BANCRE	0.0159 (0.010)	0.0415* (0.022)	
EXPSHA	-0.0682** (0.032)		
EXPSHA ²⁾	0.0181** (0.008)		
取締役会構成変数 (内生変数)			
BOASIZ		0.7450* (0.421)	0.4449* (0.230)
BOACOM	0.0753 (0.065)		0.4275*** (0.128)
BOALEA	0.1013 (0.161)	0.8465*** (0.307)	
Const.	1.0264*** (0.144)	-1.0535* (0.635)	0.9785*** (0.338)
産業ダミー	Yes	Yes	Yes
N	373	373	373
Adj. R ²	0.36	0.45	0.13
平均二乗誤差	0.25	0.56	0.45
Wald 検定 (χ^2) ²⁾	208.41***	436.79***	62.89***

注 1) 2SLS とのシステム選択に関する Hausman 検定: $\chi^2=1.85, p=1.000$

2) 帰無仮説: 全ての係数がゼロ。

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) 筆者推定。各変数の意味内容・定義及び記述統計量は、表 6 を参照。

ダ・モデルの考え方と大変整合的である。

5.3 推定結果の頑健性

最後に、推定結果の全般的頑健性を点検する。この目的のために、筆者は、表 7 から表 10 に及ぶ全

ての回帰モデルに様々なサンプル制約を課した補足的推定作業を行い、そのような操作が、各モデルの推定結果に重大な影響を及ぼ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、標本集団から全て排除した場合、(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、所謂超大規模企業を一切除いた場合、(4)分析対象を有価証券未発行企業に限定した場合、(5)その逆に、有価証券発行企業のみを分析対象とした場合、(6)同じく企業集団未加入企業のみに限った場合の 6 ケースである。

また、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、 $\Delta profit$ に置き換えた場合も、幾つかのモデルにおいて有意水準が若干低下する点を除けば、推定結果に特記すべき変化は見られなかった。更に、PROAVE を、代替的財務パフォーマンス指標である自己資本利益率や配当実績に置換した推定も行ったが、それらの符号関係や有意水準も、PROAVE と大差ないものであることが確認された。

以上の措置に加えて、一般化最小二乗法、プロビット・モデル、順序プロビット・モデル、セミパラメトリック分位点回帰分析モデル、切断分布モデル及び Heckman の二段階推定法²⁰⁾という一連の代替的推定法で、該当モデルの再推定も試みたが、本稿に報告した推定結果との重大な相違性は認められなかった。

従って、本研究の実証成果は、以上の意味で統計的に頑健であると判断される。

6. 結語

本稿において、筆者は、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な実証分析を行った。その結果、永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、資本主義市場経済への体制転換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が立証された。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、社外役員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通用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、本稿の実証結果に顕在化しているといえるだろう。

しかし、第4節で提起した理論仮説が、あまねく実証的な裏付けを得たかといえ、決してそうではない。第5節の分析結果は、他の潜在的説明要因との比較における、バーゲニング変数のより高い説明力と統計的有意性及び頑健性を明確に示した。即ち、本研究の実証結果は、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、我々にまざまざと物語っているのである。

この「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も合致している。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、連邦大統領として政治の檜舞台に登場して以後約10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、依然十分には払拭されていない。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ンネルを利用して、経営者を直接監視し、自身の利得を極力追求しようと試みるであろう。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、様々な企業統治メカニズム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の対比において、会社当事者の時間やエネルギーを過剰に費消させるであろう。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、むしろ体制移行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、一定程度の重要性を有していることも明らかにした。1990年代に果敢に実施さ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大規模な企業集団化は、グループ内企業の統治機構の有様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や、会社法及びコーポレート・ガバナンス法典に盛り込まれた一連の法的規制も、取締役会構成に関するロシア企業の意味決定に、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及び規制当局の行政指導や、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、株式会社制度の一層の洗練化が望まれる。
(一橋大学経済研究所)

注

* 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。本研究に当たって、筆者は、科学研究費補助金基盤研究(B)「移行経済諸国における多国籍企業とホスト国産業資源のリンケージに関する実証分析」(課題番号:19402023)、同基盤研究(B)「所有者-経営者-従業員関係からみたロシア企業:企業統治の変化と労務管理」(課題番号:21402025)、京都大学経済研究所共同利用・共同研究拠点平成22年度プロジェクト研究、財団法人稲盛財団及び財団法人全国銀行学術研究振興財団からの資金的支援を得た。また、2010年6月16日に行われた一橋大学経済研究所定例研究会の場では、討論者である久保克行氏(早稲田大学)の他、同僚の阿部修人氏、植杉威一郎氏及び黒崎卓氏より貴重な示唆やコメントを頂いた。記して謝意を表したい。無論、残された過ちは、全て筆者の責に帰するものである。なお、本稿は、Iwasaki(2008)の拡張版であり、Iwasaki(2009)の全面改訂・完全版である。

1) 実証手法に関する阿部修人氏及び黒崎卓氏からの示唆に感謝する。

2) 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。

3) 調査方法及び標本集団の更なる詳細は、Dolgopyatova and Iwasaki(2006)を参照のこと。

4) 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。

5) 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。

6) 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)。

7) 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。

8) 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。

9) 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。

10) 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。

11) ロシア株式会社の法組織形態に関する更なる詳細は、Iwasaki(2007b; 2007c)を参照のこと。

12) 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(公有)私有化企業、79社(9.6%)が、国有(公有)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、程度の違いはあるが、依然として政府の管理下にある。

13) 実際、我々の調査結果によれば、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る。

14) Li(1994), Rediker and Seth(1995), Yermack(1996), Whidbee(1997), Shivdasani and Yermack(1999), Arthur(2001), Mak and Li(2001), Prevost *et al.*(2002), Lehn *et al.*(2005), Boone *et al.*(2007)及びLinck *et al.*(2008)を参照。

15) 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去すると共に、通常一企業に数えるほどの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的確に捉えるための措置である。

16) 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両方ないし何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。

17) 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。

18) ここで、 α は独立変数のベクトルであり、 β はパラメータのベクトルである。

19) なお、本稿に報告する各回帰モデルの独立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。また、従属変数に対する各独立変数の分散拡大係数(VIF)も、閾値10.0より遙かに小さいことが確認されている。

20) 社外取締役受入の有無と取締役会社外役員比率に係る独立変数の係数が異なる場合に、トーマット・モデルに生じ得る推定バイアスの可能性を検証したものの。

参考文献

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 series No. A435)一橋大学経済研究所。
 Abe, N. and I. Iwasaki (2010) "Organizational Culture and Corporate Governance in Russia: A Study of Managerial Turnover," *Post-Communist Economies*, Vol. 22, No. 4. (forthcoming)

Anderson, R. C., T. W. Bates, J. M. Bizjak and M. L. Lemmon (2000) "Corporate Governance and Firm Diversification," *Financial Management*, Vol. 29, No. 1, pp. 5-22.
 Arthur, N. (2001) "Board Composition as the Outcome of an Internal Bargaining Process: Empirical Evidence," *Journal of Corporate Finance*, Vol. 7, No. 3, pp. 307-340.
 Avdasheva, S. (2007) "Russian Holding Groups: New Empirical Evidence," *Problems of Economic Transition*, Vol. 50, No. 5, pp. 4-43.
 Baker, M. and P. A. Gompers (2003) "The Determinants of Board Structure at the Initial Public Offering," *Journal of Law and Economics*, Vol. 46, No. 2, pp. 569-598.
 Barnhart, S. W., M. W. Marr and S. Rosenstein (1994) "Firm Performance and Board Composition: Some New Evidence," *Managerial and Decision Economics*, Vol. 15, No. 4, pp. 329-340.
 Barnhart, S. W. and S. Rosenstein (1998) "Board Composition, Managerial Ownership, and Firm Performance: An Empirical Analysis," *Financial Review*, Vol. 33, No. 4, pp. 1-16.
 Bathala, C. T. and R. P. Rao (1995) "The Determinants of Board Composition: An Agency Theory Perspective," *Managerial and Decision Economics*, Vol. 16, No. 1, pp. 59-69.
 Baysinger, D. B. and H. N. Butler (1985) "Corporate Governance and the Board of Directors: Performance Effects of Changes in Board Composition," *Journal of Law and Economics*, Vol. 1, No. 1, pp. 101-124.
 Beiner, S., W. Drobetz, F. Schmid and H. Zimmermann (2004) "Is Board Size an Independent Corporate Governance Mechanism?" *Kyklos*, Vol. 57, No. 3, pp. 327-356.
 Blasi, J. and A. Shleifer (1996) "Corporate Governance in Russia: An Initial Look," In: Frydman, R., C. W. Gray and A. Rapaczynski(eds.), *Corporate Governance in Central Europe and Russia: Insiders and the State*, Volume 2, Central European University Press: Budapest, pp. 78-108.
 Black, B. and R. Kraakman (1996) "A Self-Enforcing Model of Corporate Law," *Harvard Law Review*, Vol. 109, No. 8, pp. 1911-1982.
 Boone, A. L., L. C. Field, J. M. Karpoff and C. G. Raheja (2007) "The Determinants of Corporate Board Size and Composition: An Empirical Analysis," *Journal of Financial Economics*, Vol. 85, No. 1, pp. 66-101.
 Booth, J. R., M. M. Cornett and H. Tehranian (2002) "Boards of Directors, Ownership, and Regulation," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 26, No. 10, pp. 1973-1996.
 Borokhovich, K. A., K. R. Brunarski, C. E. Crutchley and B. J. Simkins (2004) "Board Composition and Corporate Use of Interest Rate Derivatives," *Journal of Financial Research*, Vol. 27, No. 2, pp. 199-216.
 Bozec, R. (2005) "Board of Directors, Market Discipline and Firm Performance," *Journal of Business*

- Finance and Accounting*, Vol. 32, No. 9-10, pp. 1921-1960.
- Brickley, J. A., J. L. Coles and G. Jarrell (1997) "Leadership Structure: Separating the CEO and Chairman of the Board," *Journal of Corporate Finance*, Vol. 3, No. 3, pp. 189-220.
- Broadman, H. G. (2000) "Reducing Structural Dominance and Entry Barriers in Russian Industry," *Review of Industrial Organization*, Vol. 17, No. 2, pp. 155-176.
- Chernykh, L. (2008) "Ultimate Ownership and Control in Russia," *Journal of Financial Economics*, Vol. 88, No. 1, pp. 169-192.
- Coles, J. L., N. D. Daniel and L. Naveen (2008) "Boards: Dose One Size Fit All?" *Journal of Financial Economics*, Vol. 87, No. 2, pp. 329-356.
- de Andres, P., V. Azofra and F. Lopez (2005) "Corporate Boards in OECD Countries: Size, Composition, Functioning and Effectiveness," *Corporate Governance*, Vol. 13, No. 2, pp. 197-210.
- Denis, D. J. and A. Sarin (1999) "Ownership and Board Structures in Publicly Traded Corporations," *Journal of Financial Economics*, Vol. 52, No. 2, pp. 187-223.
- Djankov, S. and P. Murrell (2002) "Enterprise Restructuring in Transition: A Quantitative Survey," *Journal of Economic Literature*, Vol. 40, No. 3, pp. 739-792.
- Dolgopyatova, T. (2003) "Ownership and Corporate Control Structures as Viewed by Statistics and Surveys," *Russian Economic Barometer*, Vol. 12, No. 3, pp. 12-20.
- Dolgopyatova, T. G. and I. 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.
- Dolgopyatova, T., I. Iwasaki and A. A. Yakovlev (eds.) (2009) *Organization and Development of Russian Business: A Firm-Level Analysis*, Palgrave Macmillan: Basingstoke.
- Eisenberg, T., S. Sundgren and M. T. Wells (1998) "Larger Board Size and Decreasing Firm Value in Small Firms," *Journal of Financial Economics*, Vol. 48, No. 1, pp. 35-54.
- Erikson, J., Y. W. Park, J. Reising and H-H. Shin (2005) "Board Composition and Firm Value under Concentrated Ownership: The Canadian Evidence," *Pacific-Basin Financial Journal*, Vol. 13, No. 4, pp. 387-410.
- Fich E. M. and A. Shivdasani (2006) "Are Busy Boards Effective Monitors?" *Journal of Finance*, Vol. 61, No. 2, pp. 689-724.
- Guriev, S. and A. Rachinsky (2005) "The Role of Oligarchs in Russian Capitalism," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 19, No. 1, pp. 31-150.
- Hermalin, B. E. and M. S. Weisbach (1988) "The Determinants of Board Composition," *RAND Journal of Economics*, Vol. 19, No. 4, pp. 589-606.
- Hermalin, B. E. and M. S. Weisbach (1998) "Endogenously Chosen Board of Directors and Their Monitoring of the CEO," *American Economic Review*, Vol. 88, No. 1, pp. 96-118.
- Hill, C. W. L. and S. A. Snell (1988) "External Control, Corporate Strategy, and Firm Performance in Research-Intensive Industries," *Strategic Management Journal*, Vol. 9, No. 6, pp. 577-590.
- Iwasaki, I. (2007a) "Enterprise Reform and Corporate Governance in Russia: A Quantitative Survey," *Journal of Economic Surveys*, Vol. 21, No. 5, pp. 849-902.
- Iwasaki, I. (2007b) "Corporate Law and Governance Mechanism in Russia," In: Dallago, B. and I. Iwasaki (eds.), *Corporate Restructuring and Governance in Transition Economies*, Palgrave Macmillan: Basingstoke, pp. 213-249.
- Iwasaki, I. (2007c) "Legal Forms of Joint Stock Companies and Corporate Behavior in Russia," *Problems of Economic Transition*, Vol. 50, No. 5, pp. 73-86.
- Iwasaki, I. (2008) "The Determinants of Board Composition in a Transforming Economy: Evidence from Russia," *Journal of Corporate Finance*, Vol. 14, No. 5, pp. 532-549.
- Iwasaki, I. (2009) "The Structure of Corporate Boards," In: Dolgopyatova, T., I. Iwasaki and A. A. Yakovlev (eds.), *Organization and Development of Russian Business: A Firm-Level Analysis*, Palgrave Macmillan: Basingstoke, pp. 89-121.
- Jensen, M. C. (1993) "The Modern Industrial Revolution, Exit, and the Failure of Internal Control Systems," *Journal of Finance*, Vol. 48, No. 3, pp. 831-880.
- Jensen, M. C. and W. H. Meckling (1976) "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure," *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, No. 4, pp. 305-360.
- Kaplan, S. N. and B. A. Minton (1994) "Appointments of Outsiders to Japanese Boards: Determinants and Implications for Managers," *Journal of Financial Economics*, Vol. 36, No. 2, pp. 225-258.
- Klein, A. (2002) "Audit Committee, Board of Director Characteristics, and Earnings Management," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 33, No. 3, pp. 375-400.
- Kim, Y. (2005) "Board Network Characteristics and Firm Performance in Korea," *Corporate Governance*, Vol. 13, No. 6, pp. 800-808.
- Kornai, J. (1994) "Transformational Recession: The Main Causes," *Journal of Comparative Economics*, Vol. 19, No. 1, pp. 39-63.
- Lazareva, O., A. Rachinsky and S. A. Stepanov (2007) A Survey of Corporate Governance in Russia, (Working Paper No. 103), Centre for Economic and Financial Research, New Economic School: Moscow.
- Lehn, K., S. Patro and M. Zhao (2005) Determinants of the Size and Structure of Corporate Boards:

- 1935-2000, unpublished working paper, University of Pittsburgh.
- Li, J. (1994) "Ownership Structure and Board Composition: A Multi-Country Test of Agency Theory Predictions," *Managerial and Decision Economics*, Vol. 15, No. 4, pp. 359-368.
- Linck, J. S., J. M. Netter and T. Yang (2008) "The Determinants of Board Structure," *Journal of Financial Economics*, Vol. 87, No. 2, pp. 308-328.
- Mak, Y. T. and Y. Li (2001) "Determinants of Corporate Ownership and Board Structure: Evidence from Singapore," *Journal of Corporate Finance*, Vol. 7, No. 3, pp. 235-256.
- Mayers, D., A. Shivdasani and C. W. Smith (1997) "Board Composition and Corporate Control: Evidence from the Insurance Industry," *Journal of Business*, Vol. 70, No. 1, pp. 33-62.
- 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*, Vol. 32, No. 7-8, pp. 1311-1346.
- Peng, M. W. (2004) "Outside Directors and Firm Performance during Institutional Transitions," *Strategic Management Journal*, Vol. 25, No. 5, pp. 453-471.
- Perotti, E. C. and S. Gelfer (2001) "Red Barons or Robber Barons? Governance and Investment in Russian Financial-Industrial Groups," *European Economic Review*, Vol. 45, No. 9, pp. 1601-1617.
- Perry, T. and A. Shivdasani (2005) "Do Boards Affect Performance? Evidence from Corporate Restructuring," *Journal of Business*, Vol. 78, No. 4, pp. 1403-1431.
- Prevost, A. K., R. P. Rao and M. Hossain (2002) "Determinants of Board Composition in New Zealand: A Simultaneous Equations Approach," *Journal of Empirical Finance*, Vol. 9, No. 4, pp. 373-397.
- Randoy, T. and J. I. Jenssen (2004) "Board Independence and Product Market Competition in Swedish Firms," *Corporate Governance*, Vol. 12, No. 3, pp. 281-289.
- Rediker, K. J. and A. Seth (1995) "Boards of Directors and Substitution Effects of Alternative Governance Mechanisms," *Strategic Management Journal*, Vol. 16, No. 2, pp. 85-99.
- Roosenboom, P. (2005) "Bargaining on Board Structure at the Initial Public Offering," *Journal of Management and Governance*, Vol. 9, No. 2, pp. 171-198.
- Shivdasani, A. and D. Yermack (1999) "CEO Involvement in the Selection of New Board Members: An Empirical Analysis," *Journal of Finance*, Vol. 54, No. 5, pp. 1829-1853.
- Sugiura, F. (2007) "Economic Transformation and Corporate Finance in the Post-Communist World," In: Dallago, B. and I. Iwasaki (eds.), *Corporate Restructuring and Governance in Transition Economies*, Palgrave Macmillan: Basingstoke, pp. 40-62.
- Tian, J. J. and C-M. Lau (2001) "Board Composition, Leadership Structure and Performance in Chinese Shareholding Companies," *Asia Pacific Journal of Management*, Vol. 18, No. 2, pp. 245-263.
- van Ees, H., T. J. B. M. Postma and E. Sterken (2003) "Board Characteristics and Corporate Performance in the Netherlands," *Eastern Economic Journal*, Vol. 29, No. 1, pp. 41-58.
- Vefees, N. and E. Theodorou (1998) "The Relationship between Board Structure and Firm Performance in the UK," *British Accounting Review*, Vol. 30, No. 4, pp. 383-407.
- Weisbach, M. S. (1988) "Outside Directors and CEO Turnover," *Journal of Financial Economics*, Vol. 20, pp. 431-460.
- Whidbee, D. A. (1997) "Board Composition and Control of Shareholder Voting Rights in the Banking Sector," *Financial Management*, Vol. 26, No. 4, pp. 27-41.
- Yeh, Y-H. and T. Woidtke (2005) "Commitment or Entrenchment? Controlling Shareholders and Board Composition," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 29, No. 7, pp. 1857-1885.
- Yermack, D. (1996) "Higher Market Valuation of Companies with a Small Board of Directors," *Journal of Financial Economics*, Vol. 40, No. 2, pp. 185-211.
- Кузнецов, П., А. Муравьев (2000) Государственные холдинги как механизм управления предприятиями государственного сектора// Вопросы Экономии, №. 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 Экономии. Книга 2, МАКС Пресс: Москва, С. 138-142.
- Федеральная служба государственной статистики (Rosstat) (2005), Россия в цифрах 2005: краткий статистический сборник. Москва.
- Цепов, Г. В. (2006) Акционерные общества: теория и практика. Проспект: Москва.
- Ясин, Е. (ред.) (2004) Структурные изменения в Российской промышленности. Издательский дом ГУ ВШЭ: Москва.
- 〈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.)