

KIER DISCUSSION PAPER SERIES

KYOTO INSTITUTE OF ECONOMIC RESEARCH

Discussion Paper No. 1004

“ロシアの企業監査体制
－株式会社のミクロ実証分析－”

岩崎一郎

2010年5月



KYOTO UNIVERSITY
KYOTO, JAPAN

KIER DISCUSSION PAPER SERIES

May 2010

ロシアの企業監査体制* -株式会社のミクロ実証分析-

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】

本稿は、株式会社を対象とする大規模インタビュー調査の結果に基づいて、ロシアにおける企業監査体制の実像を明らかにすると共に、その決定要因を実証的に分析した。国際基準に照らして、ロシア企業は、監査役会と会計監査人の独立性及び専門性という観点から、極めて問題含みな監査体制を編成している。その背景理由として、本稿の実証分析は、取締役会構成、企業集団への参画及び外国投資家の出資参加が、同国の監査体制の有り方を決定付ける最も重要な要因であることを確認した。しかし、これら3つの要素の影響範囲は、相互に著しく相違することも明らかになった。また、政府所有、会社規模、資金調達行動及び海外での事業展開という一連の要因も、ロシア企業の監査体制に統計的に有意な影響を及ぼしている。

JEL classification numbers: G34, K22, L22, M42, P31, P34

Keywords: audit structure, board composition, business integration, foreign investment, Russia

* 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。本研究に際して、筆者は、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、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)、財団法人稲盛財団、財団法人全国銀行学術研究振興財団及び社団法人日本内部監査協会からの資金的支援を得た。一橋大学の雲和広准教授からは、貴重な研究資料を御提供頂いた。また、2010年5月8日に開催されたロシア企業法制・労務管理研究会(於：富山国際会議場)での研究報告も大変有益であった。記して謝意を表したい。

1. はじめに

健全な会社経営を実現する上で、監査体制の役割は、強調してもし過ぎることはない。事実、高い独立性と専門性を兼ね備えた内部監査機関や会計監査人の採用が、経営規律の強化や企業価値の増進に多大な寄与をもたらすことは、ここに列挙し得ないほど数多の先攻研究が、繰り返し実証している¹⁾。更に、適切な監査体制の確立は、事業内容や財務成績等に関する公開情報の信頼性を向上することによって、当該企業の株主のみならず、他の潜在的投資家にも恩恵を及ぼし、ひいては株式・金融市場全体の発展にも裨益する。つまり、企業監査体制の意義は、国民経済的な価値をも包含しているのである。

資本市場が高度に発展した米国や一部の欧州諸国において、適正な企業監査が重要であるとするなら、証券市場が未発達でなおかつ所有権の集中が著しい国々では、会社経営の透明性や少数株主の権利を保障する観点から、その意味はなおさら高まるに違いない(Méndez and García, 2007)。無論、ロシアや中東欧という旧社会主義諸国もその例外ではない。であるにも拘らず、移行経済分野における企業監査研究は、先進国研究とは到底比較にならないほど未発達であり、ましてや、ミクロ経済学的実証研究は、近年、中国研究の中に数例が認められるだけという状況にある。その一つである Lin and Liu (2009)が正しく指摘しているように、先進諸国とは政治・経済環境が著しく異なる新興市場諸国は、企業経営における監査体制の意義や役割を別角度から改めて問い直す絶好の研究材料を提供している。また、欧米諸国と較べて、企業統治に関する政府規制が比較的穏やかで、従って、監査体制に関する企業の幅広い自主裁量権が容認されているロシアや他の移行諸国を対象とした研究は、企業レベルにおける監査体制の決定要因を探る上でも非常に好都合である。

そこで、本稿は、ロシア企業監査体制の実像を明らかにすると共に、その決定要因を実証的に分析することにより、中東欧移行経済研究の立場から、この分野に一定の貢献を行う。後述の通り、ロシアにおける企業監査を取り上げた研究は既に幾つか存在するが、筆者が確認した限り、そのミクロ計量経済学的実証分析は、本研究が初の試みである。

この研究目的を達成するために、本稿では、一橋大学経済研究所とロシア連邦高等経済院産業・市場研究所が共同実施した企業アンケート調査の諸結果を、実証分析の基礎データとして利用する。両校のスタッフを中心とする日露共同調査チームは、2005年2月から6月に至る5ヶ月をかけて、「ユーリ・レヴァダ名称分析センター」(旧ソ連労働省付属全ソ世論調査センター)及び同センター地方支部より、連邦構成主体64地域に所在する工業及び通信業企業全859社に対して専門インタビュアーを派遣し、その結果、822社の経営幹部から有効回答を得た²⁾。調査対象企業のサンプリングは、総従業員数100名以上の株式会社を対象に、層別抽出法に基づいて行った。この操作は、会社組織や企業統治という問

¹⁾ 同研究分野の全体像は、Fields et al. (2001)やTurley and Zaman (2004)のサーベイ論文を参照。

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。

題が、企業経営上二義的な意味しか持たない零細及び小企業を、調査対象から予め排除するための工夫である。被調査企業1社当たりの平均従業員数は、1,884名(中央値:465名)であり、822社の合計は1,549,008名に上るが、公式統計(Rosstat, 2005)によれば、その数は、2004年を通じて工業・通信業両部門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の観点からも、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、監査役会³⁾の構成人数及び役員的基本的属性に関する情報を含んでおり、それは、監査役2,438名に関する詳細な調査を可能としている。これに加えて、我々の調査結果は、被調査企業771社が、自社の独立外部監査を実施するために契約した監査法人に関する情報も含んでいる⁴⁾。この通り、本調査を基礎とする株式会社のマイクロデータは、本稿の目的達成にとって最適な研究条件を提供するものである。

我々の調査結果は、国際基準に照らして、ロシア企業は、監査役会と会計監査人の独立性及び専門性という観点から、極めて問題含みな監査体制を編成していることを強く示唆した。その背景理由として、本稿の実証分析は、取締役会構成、企業集団への参画及び外国投資家の出資参加が、監査体制の独立性と専門性を決定付ける最も重要な要因であることを確認した。しかし同時に、これら3つの要素の影響範囲は、相互に大きく相違することも明らかになった。また、政府所有、会社規模、資金調達行動及び事業国際化という一連の要因も、ロシア企業の監査体制に統計的に有意な影響をもたらしている。

本節の構成は、次の通りである。次節では、ロシア企業監査の法制度的枠組みと市場環境を検討する。第3節では、株式会社における監査体制の構造的特徴を把握する。第4節では、監査体制の決定要因に関する理論仮説を提示し、続く第5節で、その実証的検証を行う。そして最後に、分析結果の要約と筆者の結論を述べる。

2. ロシア企業監査の法制度的枠組みと市場環境

ロシアでは、民法典と株式会社法及びコーポレート・ガバナンス法典が、株式会社を対象とした企業監査の法制度的枠組みを基礎付けている⁵⁾。民法典と株式会社法は、米国や多くの欧州諸国が導入した委員会設置会社を経営監督機関の軌範とはせず、後述の通り、

³⁾ この語に該当するロシア語は、“ревизионная комиссия”であり、岩崎(2003a)では、この現地語表現を尊重して「監査委員会」という訳語を採用したが、第2節で述べる通り、同機関は、委員会設置会社における監査委員会よりも、むしろ監査役会設置会社における監査役会に近い位置付けがなされているため、読者の無用な誤解を回避するために、本稿では敢えて「監査役会」という訳語を当てることとした。

⁴⁾ 調査方法及び調査結果の更なる詳細は、Dolgopyatova and Iwasaki (2006)を参照のこと。

⁵⁾ 1994年11月30日付民法典第I部4章(96~104条)、1995年12月26日付「株式会社に関する」連邦法及び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。

取締役会から機能的・人事的に独立した監査役会を、株主総会の下に設置する機関設計を採用している(民法典[民]103条及び株式会社法[株]85条)⁶⁾。この意味で、ロシア法は、日本やイタリアで広く普及している監査役会設置会社により近い内部(自主的)監査体制を定めている。他方、連邦有価証券市場委員会が公布したコーポレート・ガバナンス法典は、取締役会の下に、戦略計画委員会、人事委員会、報酬委員会及び会社紛争処理委員会と並んで、監査委員会の設置を勧告しているが(3章4.7.1節)、法的拘束力を持たない同法典に準拠して取締役会の下にこれら附属委員会を置くケースは極めて稀であり(岩崎, 2003b)、実際、我々の被調査企業には、一例も委員会設置会社を見出すことができない。

多くの国々において、内部監査機関の設置は、株主の意思によって決定される、いわゆる定款自治の問題であるが、ロシアでは、設立形態、会社規模及び株式公開の是非を問わず、全ての株式会社に監査役会の設置が義務化されている。その構成人数に規制はない。監査役の選任は、取締役会や執行機関に委譲し得ない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9段)。監査役の任期は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、定期株主総会の場合、毎年必ず改選されなければならない(株47条1項)。社外監査役に関する特別の定めはないが、監査役による取締役会及び他の会社機関の職務兼任を禁止することによって、会社組織における人事構成面での内部監査機関の独立性が確保されている(株85条6項前段)。更に、世界的に極めて異例であるが、ロシア株式会社法は、同条項後段で、監査役選出に際する取締役及び他会社役員保有株式の議決権行使をも同時に禁じることで、前段の規定を制度的に補強している。

持株1/50要件(議決権付き株式2%以上の保有)を満たす株主は、監査役候補者を株主総会に提案する権利を有する(株53条1項)。但し、株式会社法は、その53条7項で、監査役候補者に関する株主提案の欠如ないし総会決議に必要な数の候補者が確保できない場合は、取締役会に対して、自己の裁量に基づいて選抜した監査役候補者を、株主総会に提案する権利を認めている。同条項は、2001年8月に行われた大幅な法改正時に、株主総会の運用に係る実務面の不備を補うものとして、新たに盛り込まれたものであるが、それは同時に、取締役会が、監査役の選任行為に対して直接的な影響力を行使できることを、法が明示的に認めたことをも意味すると解釈されている(Шапкина, 2002, С. 76)。

先進諸国に倣い、ロシアにおいても、会計監査人の外部監査は、監査役会による内部監査と共に、企業監査の両輪と位置付けられている。それどころか、同国では、監査役の人材不足や実務経験の乏しさ故に、職業専門家たる公認会計士やその集団である監査法人の会計・業務監査に、株主や投資家からのより大きな期待がかけられている(Булгакова, 2005; Iwasaki, 2007a)。民法典及び監査活動法⁷⁾の定めにより、第三者への株式譲渡が自由で、株

⁶⁾ ロシア株式会社の機関設計の全体像は、Iwasaki (2007a)及び藤原(2009)を参照のこと。

⁷⁾ 2001年8月7日付「監査活動に関する」連邦法。

式発行の公開募集が可能な開放株式会社⁸⁾及び年間売上高が公定最低賃金の50万倍以上又は貸借対照表上の期末資産残高が20万倍以上の企業に、監査法人による法定外部監査が義務付けられている(民103条5項及び監査活動法7条)。一般に、中堅・大手の工業・通信業企業の大多数はこの範疇に該当し、我々の被調査企業も例外ではない。

会計監査人は、株主総会が「承認」(選任ではない)し、その任務に対する報酬額は、取締役会が決定する(株86条2項)。株式会社法は、株主総会への会計監査人選任提案提出権の帰属先を明示していないが、同法86条2項の規定から、取締役会が、候補となる公認会計士ないし監査法人との事前交渉権を会社から委任されているのは明らかであり、従って、取締役会がその権限を有すると推定されている。事実、筆者が確認した殆ど全ての事例において、株主総会は、取締役会提案に基づいて会計監査人を承認しているのである。なお、コーポレート・ガバナンス法典は、外部監査の公平性を保障するために、執行役員、取締役及び株主からの会計監査人の独立性の確保を強く勧告している(8章4.1.1節)。

以上が、株式会社の監査体制に係る法制度的枠組みの主要内容であるが、会計監査人の選任は、供給サイドである監査業界の発展度や産業組織にも大きく左右される。職業監査人の外部監査を規制する体系的な法律として監査活動法が制定されたのは、新生ロシア成立後10年近く、株式会社法施行後5年半以上が経過した2001年8月のことであり、それ以前は、大統領令の付属文書として公布された「監査活動に関する暫定的規定」という、内容も法的拘束力も乏しい文書が、会計士と監査法人の公認資格や業務活動に関して、ロシア全土で通用する唯一の公的規制枠組みであった⁹⁾。この結果、国際監査基準(ISA)に準拠する連邦監査活動基準や監査人倫理法典といった監査活動法を補完する公文書が曲がりなりにも整備され、民間非営利団体である職業監査人連合組織が、監査士資格試験や公認会計士・監査法人登録業務を担い始めたのは、我々が共同企業調査を実施した2005年に相前後する有様であった(Чикункова, 2003; Samsonova, 2007)。

外部監査を支える法制度や組織の整備が大幅に遅滞した事実は、職業会計士や監査法人の歴史的歩みと表裏一体の関係にある。1987年、ソ連閣僚会議の決定に基づいて設立された Interaudit 社は、近代ロシア史初の監査法人であり、外資系合弁企業の義務監査に専従するいわば国策会社であった(McGee and Preobragenskaya, 2005)¹⁰⁾。その後、社会主義体制の

⁸⁾ 民法典及び株式会社法により、ロシア領土内において株式会社を設立する者は、その法組織形態として、開放株式会社か、譲渡株式に対する他の株主及び会社の優先的取得権が認められている閉鎖株式会社のいずれか一方を選択しなければならない(民97条, 株7条)。両者の間には、最低資本金、株主数、並びに情報公開義務の点でも一定の差が設けられている。詳しくは、Iwasaki (2007a; 2007b)を参照のこと。

⁹⁾ 1993年12月22日付「ロシア連邦における監査活動に関する」大統領令を指す。同大統領令が發布される更にそれ以前は、株式会社、銀行業、保険業及び国有企業の私有化等に関する法律や大統領令が、個々の規制対象分野について、場当たりに会計監査を規則付けていた(Булгакова, 2005, С. 37-46)。

¹⁰⁾ ソ連政府が、経済再建策の一つとして、外国直接投資の大幅な解禁に踏み切る以前、同国で

終焉を契機とする抜本的な市場経済化と企業活動の脱国家化が進展する中で、外部監査のニーズも劇的に拡大し、その結果、2005年に公認会計士は約3万人、監査法人は約3千社を数えるに至った。この間、1989年のErnst & Young社進出を皮切りに、国際監査法人の参入も相次ぎ、2005年までに、25社前後の外資系監査法人が、ロシア国内に支社を開設するか又は子会社を設立した(Булгакова, 2005; Смирнов, 2005; Samsonova, 2009)。この通り、ロシアの監査業界は、欧米諸国に較べて驚くほど短期間に生み出されたのであり、これに対する連邦政府及び規制官庁の対応が後手に回ったのは、致し方ないことではある。

ロシア監査市場における外資系企業の存在感は嶄然としており、PricewaterhouseCoopers社を筆頭に、その殆どが、年間売上高上位監査法人に名を連ねている(Iwasaki, 2007a)。これら外資系企業は、業界内で啓蒙的・教育的役割を果たしていると云われるほど、その業務内容の質と顧客企業からの独立性の高さに定評がある。また、とりわけ最有力国際監査法人を会計監査人に採用する企業戦略上のメリットは、投資家や経営者の間で広く認知されている。一方、国際監査法人の主な顧客が、先進国多国籍企業の子会社やロシアの巨大企業に限定されているのもまた事実である(Sucher and Bychkova, 2001; Samsonova, 2009)。

国内監査法人の中にも、首都モスクワ市やサンクトペテルブルグ市に本社を構える大手企業が十数社存在し、これらが相互に、または地元中小監査法人との間で、激しい顧客獲得競争を繰り広げている。但し、国内監査法人に対する市場の評価は、組織の規模に拠ることなく、おしなべて低い。このため、少なくとも調査実施時の2005年上半期において、ロシアで、これら国内大手監査法人が、業務の質と顧客企業からの独立性という点で、地域密着型中小法人よりも明らかに優位であるという評判が確立していたとは言い難い(McGee and Preobragenskaya, 2005; Гутцайт, 2007)。このような監査法人の市場淘汰と差別化の不十分性は、同国における外部監査の歴史の浅さを如実に反映している。

3. 企業監査体制の実際：統計的概観

前節で述べた通り、企業監査をめぐるロシアの法制度的枠組みと市場環境は、先進諸国のそれとは大変異なっている。本節では、この点を念頭に置きつつ、共同企業調査の諸結果を用いて、ロシア株式会社の監査体制の実際を鳥瞰し、その全体的特徴を把握する。

被調査企業の経営幹部822名の中で、監査役会の人員規模及び役員の基本属性に関する我々の問いに詳細な回答を寄せてくれたのは690名(83.9%)である。表1には、その集計値が一覧されているが、同表の通り、ロシア株式会社の監査役会は、平均3.5名(標準偏差: 2.1名, 中央値: 3名)の役員で構成されている。役員数が5名を上回る企業は、690社中

行われた会計審査は、管轄国家上級機関による点検、即ち「官庁内財務統制」であって、それは、西側諸国の外部監査とは、意義も内容も非常に異なるものであった(森, 2003)。国家は全ての経済関係を支配し、全ての生産手段を所有したから、企業経営に関する報告に、独立監査人が信頼性を付け加える必要など無く、上級機関が任命した会計責任者は、専ら国有資産の帳簿管理に腐心する存在だったのである(Sweetman et al., 1999)。

36社(全体の5.2%)ならずで、圧倒的多数の561社(81.3%)は、3名から5名の役員に自社の自主的監査を委ねている。世界25カ国5,052社の内部監査機関構成に関する先行研究22点の調査結果(表2)によれば、これらの企業は、委員会設置会社と監査役会設置会社の別を問わず、平均3名から4名の役員で内部監査機関を組織している。つまり、ロシアの株式会社は、監査役選任数に関する法的な規制が存在しない条件の下、自己の判断に基づいて、国際標準に合致した規模の監査役会を編成しているのである。

上記690社は、総勢2,438名の監査役を選任している。本稿では、一般従業員、労働組合員及び監査役兼任を禁じられた会社役員を除く管理職の中から選出された監査役を「社内監査役」、それ以外の人材から選出された監査役を「社外監査役」と定義する。図1及び表1には、社内/社外役員の違い、並びに一般従業員・労働組合代表役員をはじめとする6種類の属性で区分された監査役2,438名の内訳と属性別基本統計量が報告されている。図1の通り、社内役員は監査役の多数派(56.0%)であり、なおかつその大部分は、一般従業員や労働組合の利害を代表する人々から選ばれている。他方、社外監査役の最有力集団は、民間株主代表役員であり、社外役員全体の43.9%を占めているが、法律家、会計士及び他の専門職から登用される専門家役員が、6.4%の差で第二勢力を形成している。政府から派遣された役員は、監査役全体の5.1%、社外役員全体の11.8%を占めるに過ぎない。換言すると、ロシアにおける平均的株式会社の監査役会は、表1の通り、2.0名の社内役員と1.6名の社外役員で構成され、なおかつ2社に1社は、当該企業と特定の関係を持たない非関連当事者の専門家を、自主監査の責任者として、外部から招いているのである。

以上の結果、内部監査機関の独立性と専門性を測る代表的指標である監査役会社外役員比率及び同専門家役員比率の被調査企業平均値(中央値)は、それぞれ42.8%(33.0%)及び16.7%(0.0%)となる。再び表2に示されている社外役員比率の国際比較によれば、欧米企業はおろか、アジア太平洋諸国企業との対比においても、ロシアの監査役会は、前節で言及した取締役及び他会社役員による監査役兼任や監査役選任に際する保有株式の議決権行使に関する株式会社法の禁止規定にも拘わらず、その独立性が著しく劣っている。しかし論点は、この事実には止まらない。否、むしろロシア株式会社の監査役会に看取される構造的な特徴の最たるは、図2が明確に表している通り、社外監査役比率で見た人事構成の分極化現象にこそある。即ち、監査役職の殆ど全てを社外の人材に委ねる企業が690社中193社(28.0%)を占める一方、社外役員がほぼ完全に排除された監査役会を組織する企業も275社(39.9%)に達するのである。無論、その分布は、正規分布とは非常に異なる(Shapiro-Wilk $W=0.992$, $z=3.127$, $p=0.001$)。取締役会構成にも観察されるこの分極化現象(Iwasaki, 2008)は、他の移行諸国にも見られないロシア企業統治機構の際立った特徴である。

共同企業調査では、各社に対して、自社の会計監査人に指名した監査法人の属性も照会している。ところで、前節で論じた通り、ロシアで活動する3,000社近い監査法人の中で、国際監査法人が、監査業務の質と顧客企業からの独立性という点で、最も高い評判を誇っ

ているのは疑問の余地が無い。一方、国内監査法人に目を転じると、先進国研究とは異なり、大手企業の選択が、より良い外部監査を求める顧客側の意思を明確に反映しているという見解は、調査実施当時も現在も、必ずしも実務家や学識経験者の首肯を得るものではない。多くのロシア企業が監査法人に求めるものは、会計帳簿や計算書類の厳密な点検ではなく、経営者や大株主に利する税務当局対策に他ならない(McGee and Preobragenskaya, 2005; Samsonova, 2007)。そのような意図を強く抱く企業は、地元の監査法人と結託する傾向が強く、この点では、国内大手法人も決して例外ではないのである。

そこで、我々研究チームは、内部監査の質と厳格性に対する被調査企業のニーズを客観的に測定する次善の策として、被調査企業の契約監査法人が、(1)国際監査法人であるのか、(2)企業所在地外に本拠を構える国内監査法人であるのか、それとも(3)地元の国内監査法人であるのかを質すことにした。我々及び他の専門家の意見では、国際監査法人や地元以外の国内監査法人を敢えて自社の会計監査人に指名する行為は、多くの場合、顧客企業より良い外部監査を求める経営姿勢の発露だと見なすことができる¹¹⁾。調査結果は、図3の通りであり、被調査企業771社の内、全体の8.3%を占める64社が、国際監査法人を自社の会計監査人に指名し、23.2%に相当する179社が、地元外の国内監査法人と外部監査契約を結んでいる。このように、我々の予想に違わず、被調査企業の大多数は、独立外部監査の主体として様々な問題を抱えているといわれる地元企業を選んでいる。

以上の議論に立脚して、本稿の実証分析では、先出の監査役会社外役員比率(*AUDCOM*)及び同専門家役員比率(*AUDEXP*)と共に、地元国内監査法人に自社の外部監査を委託する企業に0、所在地外の国内監査法人を会計監査人に選出した企業に1、そして国際監査法人と外部監査契約を締結する企業に2の値を与える順序変数を、契約監査法人属性変数(*AUDFIR*)として採用し、これら3種類の変数を、以下「監査体制変数」と総称する。

Hotelling の T^2 検定によれば、工業企業と通信企業の監査体制変数の平均値ベクトルには1%水準で統計的に有意な差が存在する($T^2=82.199$, $F=27.316$, $p=0.000$)。表3は、同変数を用いたより詳細な産業間比較の結果である。それによれば、工業企業と通信業企業の間には、監査役会社外役員比率及び契約監査法人属性の望ましさという点で、通信業企業は、有意水準1%で工業企業を凌駕している。一方、専門家役員比率については、両産業間に統計的な差は確認できない。工業8部門及び通信業を対象とする多群比較は、再び*AUDCOM*と*AUDFIR*の2変数について、これら9部門の平均値は等しいと云う帰無仮説を、有意水準1%で棄却している。また、同表から、工業企業の中では、燃料・エネルギー

¹¹ 無論、この見解は、地方企業にはよく当てはまるとしても、大手監査法人が集中する首都やサンクトペテルブルグ市で活動する企業に対しては、決して妥当しない。従って、契約監査法人が国内法人である場合、それが、被調査企業所在地外の企業であるか地元企業であるかを問う調査は、外部監査の質と独立性に対する大都市企業の経営姿勢を過小評価する恐れを孕んでいる。しかし、このことは、本稿の実証分析にとって不利な材料ではあっても、その結果の説得性を減じたり、分析含意を著しく歪めたりするものではないと考えられる。

一部門及び冶金部門に属する企業が、他部門の企業よりも平均して社外監査役をより積極的に選任し、独立性と専門性に優れた監査法人をより高い頻度で自社の会計監査人に指名していることが分かる。その一方、軽工業企業や建設資材企業は、公平で厳格な会計・業務監査を確保する観点から、総じて最も問題含みの監査体制を編成している。これらの事実関係は、監査体制の決定要因に関する実証的検証に際して、かかる産業間較差の存在に分析的な配慮を払う必要性を、我々に強く教示している。

以上の考察結果から、ロシア企業監査体制の注目すべき特徴として、次の4点が明らかになった。第1に、ロシア企業は、国際的実践に準じた人員規模の内部監査機関を組織している。しかしながら、第2に、社外役員比率で測られる監査役会の独立性は、諸外国企業の平均を大きく下回り、なおかつ、ロシア企業の間にも、この観点から顕著な分極化現象が生じている。また第3に、会計監査人としての国際監査法人の採用は、ロシアにおいて非常に限定的であり、大多数の企業は、地元企業との監査契約に傾斜している。そして第4に、監査体制の独立性や専門性の強度は、工業・通信産業間及びその下位部門間で、統計的に有意かつ顕著な格差が存在している。次節及び第5節では、いかなる要因が、ロシア株式会社をして、このような構造的特徴を有する監査体制を編成せしめるのかという点に関する理論仮説の提示とその実証的検証を行う。

4. 監査体制の決定要因：理論的考察と仮説

ロシア企業の監査体制に決定的に重大な影響を及ぼし得る要因として、筆者は、以下に述べる論拠に基づいて、当該企業の(1)取締役会構成、(2)企業集団への参画、並びに(3)外国投資家の出資参加がもたらす効果に特別の注目を払う。

第2節で検討した通り、ロシアにおいては、法解釈論的にも実践的にも、取締役会は、会計監査人承認に関する総会議案の排他的提出権を有している。また、条件付きながら、取締役会は、自己裁量で選出した人材を監査役に推挙することも可能である。つまり、取締役会は、自社監査体制の編成過程において、極めて能動的な役割を果たす権能が与えられている。取締役会のこの機能は、監査役選出に際する会社役員保有株式の投票権を封じる株式会社法の規定により、益々研ぎ澄まされる。何故なら、株主総会での議決権行使を禁じられた経営最高責任者や他の執行役員は、取締役会での意見集約の場に自らの意向を最大限反映させようと試みるはずだからである。無論、他の取締役も、これら執行役員と同様の振る舞いを行うに違いない。別稿(Iwasaki, 2008)によれば、社外取締役の圧倒的多数は、民間株主や政府の利害代表者であるから、取締役会は、自社監査体制の有り方をめぐる経営陣と出資者による交渉ゲームの主戦場となる(Ruiz-Barbadillo et al., 2007)。従って、取締役会構成は、取締役と株主との間に激しい利害衝突が生じているような特殊な状況を除いて、監査体制を決定付ける最も重要な内部組織的要因となる。

社内取締役との比較において、社外役員が、より強度なモニタリング機能を発揮する監査体制を希求する説得的な論理がある。第1に、効果的な経営監督を実現するために、社

外取締役は、執行役員との情報の非対称性を可能な限り縮減する必要がある。そのためには、会社経営に関する情報収集能力を最大限高めなければならない。高度な独立性と専門性を具えた監査体制の実現は、取締役会との機能的な相乗効果を通じて、この目的を達成する有効な手段となり得る(Adams, 1997; Beasley and Petroni, 2001)。第2に、経営戦略の評価と承認を重要な職責とする取締役会は、専門知識を具え、社内情報にも精通した一定数の従業員を役員として迎え入れざるを得ない。つまり、取締役会の独立性と専門性には、一種のトレード・オフ関係が存在するのである。このため、社外取締役は、より純粋に経営監督を追求する監査役会や会計監査人の実質的機能を高めることで、取締役会としての経営監督の必要性和戦略的意思決定のための専門知識や情報に対するニーズとの間にバランスを取ることが出来る(Klein, 2002a)。第3に、社外取締役は、自身のキャリア形成のために、株主の代理人としての評判の維持と向上に努める強い動機を持つ。有価証券報告書やその他企業開示情報の虚偽発覚や財務諸表の過年度遡及・修正再表示等の失態は、彼らの信用失墜を招くばかりか、最悪の場合には、任務懈怠の責任を問われて株主代表訴訟に晒される恐れすらある。この危険を回避するために、社外取締役は、求め得る限り厳格な会計・業務監査を保障する監査体制を指向するのである(Cotter and Silvester, 2003; Ruiz-Barbadillo et al., 2007)。これらの論拠から、取締役会構成と監査体制の独立性や専門性の間には、以下のような因果関係の成立を予想することが出来る。即ち、

H_1 : 取締役会における社外役員の交渉力が強力な企業であればある程、より高い独立性と専門性を具えた監査体制が構築される。

ロシア移行経済の顕著な特徴の一つは、国内企業間の旺盛な事業統合である。同国では、商業銀行や大手企業による株式取得や企業間の株式持ち合い、ないしはオリガルヒ(政商)と呼ばれる大資本家率いる新興財閥のしばしば敵対的な買収行動を通じて、連邦・地方レベルを問わず、数多くの企業集団が形成された(溝端, 2004; Avdasheva, 2005)。事実、共同企業調査の結果によれば、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所属している。企業集団化が、傘下企業の経営規律や企業統治に及ぼす影響を理論的に予測することには、困難な問題が伴う。しかし、ロシアに議論を限定すれば、一連の先行研究は、異口同音に、いずれの企業集団にも属さない独立系企業との比較における、グループ企業の相対的に良好な経営実績やより積極的な経営再建活動を繰り返し実証している(Кузнецов, Муравьев, 2000; Perotti and Gelfer, 2001; Guriev and Rachinsky, 2005)。研究者の間には、このような事実関係の背景説明として、ロシア企業集団の内部には、独立系企業よりも相対的により健全な企業統治が実現されているという共通理解があり、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)。また、グループ中核企業は、連結対象会社の会計処理を効率化するために、グループ企業間に、統一的かつ技術的に高度な監査ネットワークを構築する強いインセンティブを有している。従って、株式所有を通じた企業集団への参画とそ

れを行った企業の監査体制の関係について、次の仮説が提起される。即ち、

H₂: 企業集団への参画は、当該企業の監査体制の独立性と専門性を向上する。

ロシア移行経済の文脈で注目すべきいま一つの要因は、外国投資家の企業統治に果たす役割である。新世紀を迎えたロシアは、新興市場大国の一角として経済的活況を呈し、投資対象として海外からの熱い視線を浴びる存在になった。とはいえ、共産主義圏が崩壊した1989年から2005年までの国民一人当たりの外国直接投資累積額は、僅か459米ドルに過ぎず、この間欧州連合加盟を果たした中東欧諸国には遠く引き離されている(Iwasaki and Sukanuma, 2009)。ロシア産業界でのプレゼンスが希薄な外国投資家にとって、国内企業は非常に閉鎖的であり、現地人経営者との意思疎通も容易ではない。この結果、海外出資者の多くは、国内投資家にも況して深刻な経営陣との情報非対称性を認識し、彼らの機会主義的行動による企業価値の棄損を激しく危ぶんでいる。いきおい外国株主は、投資先企業に対して、国内株主が求める水準以上に強度な経営監督を望む。国際会計基準に準拠した財務諸表の作成とその厳格な監査への強い希求は、その端的な現れであり、外国投資家は、有力国際監査法人による外部監査を企業に強要する傾向が見られるという Sucher and Bychkova (2001)の指摘は、いまもなお妥当である。ここから、ロシア企業の監査体制に対して、外国投資家の出資参加がもたらす効果について、次の仮説が導かれる。即ち、

H₃: 外国投資家の出資参加は、投資先企業の監査体制の独立性と専門性を高める。

先行研究は、とりわけ外国所有と国際監査法人採用確率との間に、繰り返し正の相関関係を確認している(Citron and Manalis, 2001; Guedhami et al., 2009)。ロシア企業を対象とした本稿の実証研究からも、同様の分析結果が得られる可能性がある。

以上に取り上げた3つの要因に加えて、本稿では、監査体制の潜在的影響因子として、支配株主の存在、政府所有、法組織形態としての開放株式会社の選択、国家資産の継承、会社規模、経営多角化、資本市場からの資金調達、銀行融資の借入、過去の財務パフォーマンス及び事業国際化の効果にも注意を払う。紙幅の制約から詳しい解説は割愛するが、これらの要因と会社機関の経営監督強度との関係に関する筆者の別稿(Iwasaki, 2007b, 2008)及び監査体制の決定要因に関する先出及び他の先行研究(Abbott and Parker, 2000; Beasley and Salterio, 2001; Deli and Gillan, 2001; Fan and Wong, 2005; Hope et al., 2008)の議論に基づいて、開放株式会社としての設立と組織運営は、閉鎖会社との比較における株式譲渡性の高さが、法定会社機関による統治機能を代替すると考えられるため、監査体制の独立性や専門性に対する必要性を減じると予測する。その一方、会社経営の複雑性やエージェンシー問題の増大を引き起こす会社規模の拡大及び経営多角化や事業国際化の進展、並びに一般市民、株主及び外部資金提供者からの経営監視圧力の強化を招く国家資産の継承、資本市場からの資金調達、銀行融資の借入及び過去の不成績な財務パフォーマンスという7つの要因は、全て監査体制の独立性や専門性と正に相関すると予想する。

エージェンシー理論によれば、支配株主と経営監督機関は、企業統治メカニズムとして相互に代替的な関係にある(Rediker and Seth, 1995)。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向上を怠る経営者の解任権限を強化するために、会社機関の監視機能を高める方向へ交渉力を行使する可能性がある(Whidbee, 1997)。経営者に対する社会的不信感が特に強いロシアでは、後者のバーゲニング仮説(Hermalin and Weisbach, 1998)が妥当する可能性は一層強まると考えられる。そこで、筆者は、ロシアにおける支配株主の存在は、出資先企業の監査体制を強化する方向に働くと予想する。

Wang et al. (2008)は、中国における政府所有と地元小規模監査法人採用確率との間に緊密な結び付きを見出し、Guedhami et al. (2009)は、世界 32 カ国の私有化企業 176 社を対象とした実証分析から、政府所有と 4 大国際監査法人採用確率との間に、有意に負の相関関係を確認している。一方、政府代表取締役の企業統治における役割を検証した筆者の実証研究によれば、取締役の派遣母体が連邦政府であるか地方政府であるかによって、その行動様式は大きく異なり、前者の場合、取締役会における政府代表役員の存在は、派遣先企業の企業統治水準を有意に改善する。即ち、ロシア連邦政府は、国有企業のコーポレート・ガバナンス法典に沿った法定会社機関の組織化を、積極的に促進しているのである(岩崎・鈴木, 2010)。これらの実証成果に基づいて、筆者は、地方政府の株式所有は、当該企業の監査体制を弛緩させる方向に作用するが、連邦政府のそれは、監査体制の独立性や専門性をむしろ強化すると予想する。

更に、本稿の実証分析では、上述の諸要因と共に、監査役会構成の影響因子として、その人員規模の、監査法人選択に特に作用する要因として、顧客企業のコンサルティング・サービスへの需要及び首都圏と企業所在地間の物理的距離がもたらす効果も合わせて検証する。監査役会の定員に余裕があればあるほど、社外の人材や専門家が登用される可能性が高まると考えられれば、人員規模は、監査役会の独立性や専門性と正に相関するであろう。また、顧客企業のコンサルティング・サービスへの需要は、業務能力に優れた監査法人との契約を促すかもしれない。他方、第 2 節で述べた通り、国際監査法人や大手国内監査法人は、その殆どが首都圏に集中しており、そのため、広大な領土を誇り、地域間時差が最大 10 時間にもなるロシアでは、多くの地方企業にとって、2005 年前半において、国内支店網が必ずしも十分ではなかったこれら有力監査法人に、自社の外部監査を委託することは、費用的にも時間的にも大変負担が大きい。従って、顧客企業の所在地が首都圏から遠ざかれば遠ざかるほど、非地元監査法人を採用する可能性は低下すると予想される。

以上の検討結果は、表 4 に要約されている。次に、その実証的検証を行う。

5. 実証分析

本節では、監査体制変数を従属変数とする回帰モデルの推定によって、理論仮説の妥当性を検証する。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。

5.1 変数の選択

実証分析の焦点は、取締役会構成、企業集団への参画及び外国投資家の出資参加が、監査体制に及ぼす効果である。筆頭取締役会構成は、前節の議論に対応して、社外取締役の交渉力、即ち全取締役に占める社外役員の比率(*BOACOM*)を用いて、その影響度を推定する。後者2つの要因は、特定の企業集団に株式所有を通じて所属する企業及び外資所有企業を、それぞれ1で指定するダミー変数(*GROFIR*, *FORFIR*)で、その効果を検証する。

支配株主の存在、連邦及び地方政府の株式所有及び法組織形態としての開放株式会社の採用が、監査体制に及ぼすインパクトは、それぞれの条件に該当する企業を1で捕えるダミー変数(*DOMSTO*, *FEDGOV*, *REGGOV*, *OPECOM*)で分析する。国家資産継承の影響は、分析対象が旧国有(公有)私有化企業(*PRICOM*)または国有(公有)・私有化企業の新設分割会社(*SPIOFF*)であるか否かを示すダミー変数で捕捉する。会社規模(*COMSIZ*)は、年平均従業員総数で測定し、回帰分析ではその自然対数を用いる。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当該企業の参入事業数(*BUSLIN*)で代理する。監査体制に対する資本市場からの資金調達及び銀行からの融資借入の影響は、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で特定するダミー変数(*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表現する順序変数(*BANCRE*)を用いて、それぞれを推定する。過去の財務パフォーマンスは、調査実施年過去4年間の自己資本利益率年平均値の産業調整値(*ROAAVE*)¹²によって、事業国際化の度合いは、総売上高に占める輸出総額の比率(*EXPSHA*)で、それぞれのインパクトを検証する。

監査役会構成の潜在的影響因子として筆者が注目する同機関の人員規模は、監査役総数の自然対数(*AUDSIZ*)で、その効果を吟味する。一方、監査法人の選択に特有な影響因子と考えられるコンサルティング・サービスへの需要及び首都と企業所在地間の物理的距離は、会計監査人に指名した監査法人とコンサルティング契約をも締結している企業を1で捕えるダミー変数(*CONSUL*)及びモスクワ市から被調査企業が所在する連邦構成主体(自治共和国や州)首都までの直線距離(*DISCAP*)の自然対数で、各々の影響度を推定する。

なお、首都やサクトペテルブルグ市に所在する企業が、非地元監査法人に外部監査を委託する可能性は、第3節に述べた理由から、他地域で活動する企業と比べて必然的に低い。これら大都市に本拠地を構える企業群が、契約監査法人属性変数(*AUDFIR*)を従属変数とする回帰モデルの推定結果に及ぼす下方バイアスの可能性に対処するため、首都及びサクトペテルブルグ市所在企業を1で指定するダミー変数(*CAPITAL*)も、*DISCAP*と共に回帰式の右辺に加える。また、第3節で報告した通り、監査体制の有り方には、産業部門間に顕著な差が存在する。かかる相違性の大部分が、以上の諸変数によって説明され得ると

¹² *ROAAVE* は、自社実績の所属産業中央値からの乖離度を表すものであり、次式で算出する。

$$ROAAVE = \text{sign}(\Delta roa) \times \sqrt{|\Delta roa|}$$

ここで、 Δroa は自社実績から産業中央値を減じた値である(Eisenberg et al., 1998)。

しても、分析者には観察不能な要因の影響は残り得る。この個々の産業に特有の固定効果は、通信業をデフォルト・カテゴリーとした8種類のダミー変数で制御する¹³⁾。

表5には、以上に選択した各変数の詳細な意味内容・定義、記述統計量及び監査体制変数との相関係数が一覧されている。同表の通り、実証分析上、最も注目される *BOACOM*, *GROFIR* 及び *FORFIR* は、監査体制変数の3要素全てと1%水準で有意に正に相関しており、前節に述べた理論仮説を強く支持している。また、*FEDGOV*, *COMSIZ*, *BUSLIN* 及び *MARFIN* と監査体制変数の相関係数からも同様の結果を見てとれる。*DOMSTO*, *BANCRE*, *ROAAVE* 及び *EXPSHA* は、監査体制変数のいずれかと、筆者の予測に合致する方向で有意に相関している。*REGGOV*, *OPECOM* 及び *PRICOM* も、監査体制変数と部分的に有意に相関しているが、その符号関係は、理論仮説に反している。残る *SPIOFF* は、監査役会構成ないし契約監査法人属性の特殊影響因子として選択した *AUDSIZ*, *CONSUL*, *DISCAP* 及び *CAPITAL* と共に、監査体制変数を構成するいずれの要素とも有意に相関していない。このような監査体制とその潜在的決定要因との相関関係が、後者を同時に制御した上でも再現されるのか否かを確認することが、重回帰分析の目的となる。

5.2 推定結果

実証分析は、(1)監査役会の独立性、(2)その専門性及び(3)監査法人の選択各々の決定要因の析出、(4)監査体制の総合的選択を決定付ける諸要因の分析、並びに(5)監査役会構成と監査法人選択の内生的関係の検証という5つの段階を踏んで進める。

5.2.1 監査役会の独立性

表6は、監査役会の独立性に関する分析結果である。同表には、先述の *AUDCOM* を従属変数とするトービット推定¹⁴⁾と共に、各独立変数の統計的頑健性を検証するために、全監査役に占める社外役員比率が過半を越す企業を1で特定するダミー変数(*INDAUD*)及び全監査役職が社外の人材で占められている企業に1を与えるダミー変数(*PERIND*)を従属変数とするロジット推定の結果も合わせて報告されている。標準誤差の推定には、分散不均一の下でも一致性のある White の頑健標準誤差推定法を適用した。

BOACOM は、これら3つのモデルの何れにあっても、1%以下の有意水準で正に推定されており、取締役会における社外役員の交渉力が、監査役会の独立性を促進する決定的に重要な要因であることを実証している。この推定結果は、取締役会と監査役会の社外役員比率が揃って顕著な分極化傾向を示すという第3節の事実発見と見事に符合する。他方、*GROFIR* は、モデル[1]において10%水準で有意に正であり、*FORFIR* は、回帰係数こそ正であるが、有意水準は10%に達していない。

¹³⁾ これら独立変数の相関係数は、絶対値の平均値(標準偏差)が0.084(0.103)、最大値は0.542であり、全ての組み合わせが、多重共線性の存在を疑うべき閾値0.700を下回っている。

¹⁴⁾ 表6及び表7に報告するトービット・モデルは、従属変数の閾値に下限(0)と上限(1)が設定された対数尤度関数の推定結果である。

MARFIN 及び BANCRE の推定結果から、資本市場や銀行機関からの資金調達も、監査役会の独立性に大きく影響する可能性が示された。予測に反して、PRICOM は、モデル[1]において 5%水準で有意に負である。即ち、平均的な旧国有(公有)私有化企業は、社会主義時代に「労働者階級の共通財産」と謳われた国家資産の継承者でありながら、政府や一般市民に対する社会的説明責任を、内部監査の公平性という形で十分に果たしていない可能性が、この推定結果に示唆されている。

5.2.2 監査役会の専門性

外部専門家の監査役採用に影響を及ぼす諸要因の分析結果は、表7の通りである。ここでは、AUDEXP を従属変数とするトービット・モデルの推定¹⁵⁾に加えて、専門家役員の選任数(NUMEXP)及び専門家役員を1名以上採用した企業を1で捕えるダミー変数(EXPAPP)を推定式の左辺に置くポワソン・モデル及びロジット・モデルも推定した。同表の通り、取締役会構成は、監査役会の独立性のみならず、その専門性に対しても、大変強力な正のインパクトをもたらしているが、GROFIR も、BOACOM に劣らない有意水準で正に推定されており、この結果から、企業集団内では、傘下企業の厳格な自主監査を実行するために、独立系企業よりも、より積極的に専門家を採用している様子が読み取れる。FORFIR は、モデル[2]において有意に正に推定されており、海外出資者の存在からも、専門家の監査役登用に対して、ある程度の肯定的効果が認められる。

REGGOV とは対照的に、FEDGOV が全てのモデルで有意に正である推定結果は、地方政府との比較における、連邦政府の企業統治面での積極的役割を示すものとして、大変興味深い。一方、全てのモデルで有意に負という PRICOM の推定結果は、表6の分析結果と相俟って、内部監査機関の社内的位置付けに対する旧社会主義企業の消極的な態度を暴露している。国有(公有)ないし私有化企業の新設分割会社にも、同様の傾向が見て取れる。

COMSIZ の有意に負という推定結果は、ロシアでは、通念的理解に反して、組織規模の大きい会社であればある程、監査役としての専門家の採用に否定的な姿勢が強まることを示唆している。一方、EXPSHA は、理論的予想に違わず、モデル[1]及び[2]で有意に正に推定されており、海外での事業展開は、財務会計の国際標準化に対処しなければならない内部監査機関の専門性向上を、ロシア企業に強く迫る要因であることが分かる。

5.2.3 監査法人の選択

表8は、監査法人選択の決定要因に関する分析結果である。同表には、AUDFIR を従属変数とする順序ロジット推定と共に、地元国内監査法人を自社の会計監査人に採用しない企業を1で指定するダミー変数(NONLOC)及びこれら非地元国内監査法人採用企業を対象に、国際監査法人と監査契約を結ぶ企業を1で捕えるダミー変数(INTAUD)を従属変数とするロジット推定の結果が合わせて報告されている¹⁶⁾。

¹⁵⁾ AUDCOM と同様に、AUDEXP も正規分布に程遠い(Shapiro-Wilk $W=0.935$, $z=8.241$, $p=0.000$)。

¹⁶⁾ なお、NONLOC を推定第一段階の従属変数とする二段階推定モデル(Heckman two-step

外部監査を担う監査法人の指名に際しても、社外取締役の交渉力は、十二分の効果を発揮している。即ち、BOACOMの推定結果は、全取締役に占める社外役員の比率の増大に伴って、会計監査人としてより望ましい属性を具えた監査法人が採用される可能性も有意に向上することを立証している。企業集団への参画も、取締役会構成と同様の効果を発揮しているが、国際監査法人の採用確率とは、10%水準以下で有意に相関していない。逆に、FORFIRは、モデル[3]において、有意水準1%で正に推定された。この結果は、ロシアに進出した外国投資家は、有力国際監査法人による出資先企業の外部監査を強く求める傾向が強いというSucher and Bychkova (2001)による先述の指摘を実証的に支持している。

COMSIZ及びMARFINの推定結果によれば、事業規模が大きく、株式ないし社債の発行を通じて資本市場から資金を調達する企業は、自社の外部監査を非地元国内監査法人に委託する確率が高い。また、モデル[1]および[2]において、DISCAPが有意に負であることは、首都からの物理的距離に代理される費用的・時間的負担が、非地元国内監査法人の採用を阻害する重大な要因の一つであることを物語っている。

5.2.4 監査体制の総合的選択

監査役会と会計監査人は、互いに他を補完する存在である以上、その選任権者は、監査役構成員や監査法人の個々の属性や能力に優るとも劣らないほど、両機関の組み合わせ、即ち、監査体制の全体的有り方に深い問題関心を抱いている。

図4には、社外監査役比率50%及び契約監査法人が地元国内企業であるか否かを基準に、被調査企業660社の監査体制を、4つの異なる形態別に区分した結果が示されている。同図の通り、監査役会の独立性と契約監査法人の属性という両面において最も望ましいA型の監査体制を構築した企業は、全体の僅か17.8%(116社)を占めるに過ぎない。一方、監査役ポストの過半を従業員に与え、かつ外部監査を地元監査法人に依存するD型の監査体制を選択した企業は300社と大変多く、その比率は45.5%にも達する。また、監査体制の質という点で、A型とD型の間位置する企業は、全体の37.0%(244社)を占めている。

以上の如き状況を現出した背景要因を突き止めるために、多項選択モデルのロジット推定を行う。同モデルは、図4におけるD型の監査体制を選択した企業をベース(第0)カテゴリ($j=0$)とし、同様に、A型、B型及びC型に属する企業を、それぞれ第1、第2及び第3カテゴリ($j=1, 2, 3$)に指定する変数を、推定式の左辺に導入するものである。このような多項選択ロジット・モデルは、次の式で表現される。

$$P[Y_i = j] = \frac{e^{\beta_j x_i}}{\sum_{k=0}^3 e^{\beta_k x_i}}, j = 0, 1, 2, 3.$$

ここで、 x 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。

その推定結果は、表9に報告されている。同表によれば、取締役会における社外役員の

selection model)も、同表モデル[3]と大差ない推定結果を示した。

交渉力は、監査体制 4 形態中最も劣悪な D 型の選択を回避する方向に企業を導くが、残る選択肢の中でも、監査役会の独立性を強調する A 型及び B 型の選択をとりわけ強く促すことが分かる。また、企業集団への参画も、グループ企業の監査体制を望ましい方向へと向かわせるが、取締役会構成のそれとは異なり、監査法人の独立性と専門性を重視した監査体制の選択を強力に推進する効果を発揮している。

表 9 の推定結果からは、以上に加えて、会社組織や事業規模の増大は、総合的に最も望ましい監査体制の構築を促進し、逆に事業の多角化は、かかる経営行動をむしろ抑制すること、また、資本市場や銀行機関からの資金調達、取締役会構成と同様に、社外監査役の優位性が確保された監査体制の選択確率を高める方向に作用することも確認できる。

5.2.5 監査役会構成と監査法人選択の内生性

実証分析の最後段階として、監査役会構成と監査法人選択の内生的関係の可能性を検証する。先進国企業を対象とする幾つかの先行研究は、内部監査機関¹⁷⁾が、監査法人選定に関する社内の意思決定プロセスに一定の発言力を持ち、他方、監査法人の側も、顧客企業の自主監査体制に関して、ある程度の指導力を発揮していると論じ、かかる議論の妥当性を支持する実証的証拠を提出している(Menon and Williams, 1994; Abbott and Parker, 2000; Lee et al., 2004; Chen et al., 2005)。

ロシアにおいても、監査役会と契約監査法人の間に、同様の相互依存関係が成り立つ可能性は排除できない。周知の通り、その等閑視は、推定結果に重大なバイアスをもたらし得る。このいわゆる内生性バイアスの可能性を検証するために、表 6 モデル[1]の右辺に *AUDFIR* を、表 8 モデル[1]の右辺に *AUDCOM* を各々追加した 2 本の推定式で連立方程式モデルを組み、同モデルを二段階(2SLS)及び三段階最小二乗法(3SLS)で推定した。但し、従属変数を最小二乗法推定により良く適合させるため、*AUDCOM* には、Klein (2002a) の手法でロジスティック変換を施し、一方の *AUDFIR* には、1 を加算して対数変換を行った。

その結果(省略)によれば、内生変数である *AUDCOM* 及び *AUDFIR* の係数値は、共に非有意であり、互いに他に影響を与えるという仮説は採択されなかった。なお、実証分析の焦点である *BOACOM* は、監査役会の独立性と契約監査法人属性を明示的に内生化した上でも、*AUDCOM* 及び *AUDFIR* の両変数と有意に正に相関する推定結果を示した。また、*GROFIR* も、*AUDCOM* に対して 10%水準で有意に正のインパクトを及ぼすことが確認された。一方、*FORFIR* の推定値は、非有意であった¹⁸⁾。

以上の通り、本稿の実証分析は、ロシアにおける監査役会構成と監査法人選択の内生的関係の存在を支持していない。恐らく、両者の緊密な相互関係は、数十年に及ぶ長期契約関係に基礎付けられた繰り返しゲーム的状况の中で創発するものであり、株式会社法施行

¹⁷⁾ その殆どの場合、取締役会付属の監査委員会を指す。

¹⁸⁾ なお、2SLS と 3SLS のシステム選択に関する Hausman 検定は、両者間に統計的に有意な優劣関係を認めない($\chi^2=0.20, p=1.000$)。実際、双方の推定結果に差は殆どなかった。

後 10 年、監査活動法制定後 5 年も経たない状況下で、先進国企業に比肩する程の相互依存的な監査体制が、ロシア企業の内部には成立していなかった可能性は高いと考えられる。

5.3 推定結果の頑健性

筆者は、表 6 から表 9 に渡って報告した実証結果の全般的頑健性を点検するために、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、このような操作が、各々の推定結果に重大な変化を引き起こ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一切排除した場合、(3)いわゆる超大規模企業を分析対象から排除するために、標本集団の会社規模を、全標本の平均従業員数±1 標準偏差に限定した場合、(4)監査役会の人員規模が全標本の平均役員数±1 標準偏差の範囲内にある企業に標本集団を限定した場合、(5)分析対象を有価証券未発行企業に限った場合、(6)同じく企業集団未加入企業(独立系企業)に限った場合の 6 ケースである。また、所有変数を、ダミー変数に代えて、外国投資家、連邦政府及び地方政府の株式所有比率を用いたモデルの推定からも、その効果について基本的に大差ない分析結果を得た。最後に、過去の財務成績の代理変数として、配当実績や売上高粗利益率の産業調整値を用いた推計作業を行ったが、これら 2 種類の代替的パフォーマンス指標も、*ROAIVE* と同様の正負関係と統計的有意性を示した。

従って、本節に報告した実証結果は、以上の意味で統計的に頑健であると判断される。

6. 結語

本稿は、2005 年上半期にロシア全土で実施したインタビュー調査の結果に基づいて、同国における企業監査体制の実像を明らかにすると共に、その決定要因を実証的に分析した。

調査結果は、欧米やアジア太平洋諸国との比較において、ロシアの株式会社は、公正かつ厳格な業務・会計監査を確保する上で、極めて問題の多い監査体制を組織していることを露呈した。即ち、全監査役に占める社外役員の比率で測られる内部監査機関の独立性は、これら諸外国企業の平均的水準を大幅に下回り、なおかつ、会計監査人としての国際監査法人の採用も極めて限定的であり、大多数のロシア企業は、地元国内監査法人との外部監査契約に強く傾斜している。また、ロシア企業は、監査役としての外部専門家の採用にも総じて否定的である。加えて、我々の調査結果は、監査役会の独立性という観点から、ロシア企業の間には、他の諸外国には見られないほど顕著な分極化現象が生起している事実も明らかにした。

本稿の実証分析は、監査役会と会計監査人の実質的選任権を掌握する取締役会において社外役員が強力な指導力を発揮しており、株式所有を通じて特定の企業集団と事業統合を行い、なおかつ外国投資家からの出資を受け入れているロシア企業は、他企業との比較において、より望ましい監査体制を構築する確率が高いことを立証した。この事実発見を裏

返せば、ロシアの企業監査体制が、上述の意味で脆弱であるその背景には、経営陣に対する取締役会の拮抗力の弱さ、資本関係という点で孤立した島の如き存在である独立系企業の低い経営規律、並びに低調な外国直接投資があるといえるのである。

以上の通り、取締役会構成、企業集団への参画及び外国投資家の出資参加は、いずれもロシア企業の監査体制を決定付ける最も重要な要因であるが、これら3つの要素の影響範囲は、相互に大きく相違する。即ち、取締役会における社外役員の交渉力は、企業監査の独立性と専門性に関わるあらゆる側面に対して、優れて肯定的な影響を及ぼすが、その力点は、何れかといえば、監査法人の選択よりも、監査役会の組織編成に向けられる傾向がある。一方、企業集団との事業統合は、傘下企業による監査役としての外部専門家の登用と非地元企業からの監査法人選出に顕著な効果を発揮する。残る外国投資家の出資参加は、とりわけ国際監査法人の採用に強力な促進作用をもたらすのである。

更に、本稿の実証結果から、連邦政府の株式保有、会社規模、資本市場や銀行機関からの資金調達及び海外での事業展開も、監査体制の有り方に統計的に有意な影響を及ぼすことが明らかになった。また、旧国有(公有)私有化企業や国有(公有)・私有化企業を母体として生まれた新設分割企業は、恐らく社会主義時代に培われた自己完結的・排他的組織文化を背景に、他の条件が一定ならば、外に開かれた監査体制の構築に対して、相対的に消極的な経営姿勢を保持していることも合わせて確認された。

市場経済をマイクロ・レベルで支える会社経営の健全化は、調査実施時イマ現在も、ロシアが最も真剣に取り組まなければならない経済問題の一つである。本稿冒頭でも述べた通り、この課題の克服にとって、厳格・公正な監査体制の確立は、大変有効な措置であるに違いない。しかし、本稿の実証結果は、同国において、それが容易ならざる課題であることを如実に物語っている。政府と市民の弛まぬ努力に期待したい。

参考文献

- 岩崎一郎(2003a)「ロシア企業の法制構造」『経済研究』第54巻第3号、223-236頁。
- 岩崎一郎(2003b)「ロシア企業の取締役会：法的枠組と実態」, IER discussion paper series No. A443, 一橋大学経済研究所。
- 岩崎一郎・鈴木拓(2010)『比較経済分析：市場経済化と国家の役割』ミネルヴァ書房。
- 藤島祐三(2010)「日本企業のコーポレートガバナンス：第8回JCGIndex調査のデータ分析」『経営戦略研究』第24巻、36-47頁。
- 藤原克美(2009)「ロシアにおける株式会社：移行経済と株式会社」細川孝・桜井徹編著『転換期の株式会社：拡大する影響力と改革課題』ミネルヴァ書房、193-216頁。
- 溝端佐登史(2004)「国有企業の民営化と企業統治」大津定美・吉井昌彦編著『ロシア・東欧経済論』ミネルヴァ書房、61-83頁。
- 森章(2003)「ロシア連邦の監査法について」『明大商学論叢』第85巻第3号、1-12頁。
- Булгакова, Л. И. (2005), Аудит в России: механизм правового регулирования. Волтерс Клувер: Москва.
- Гутцайт, Е. М. (2007), Новые аудиторские стандарты и старые аудиторские проблемы//Аудитор, №. 1, 21-30.

- Кузнецов, П., А. Муравьев (2000), Государственные холдинги как механизм управления предприятиями государственного сектора// Вопросы Экономики, №. 9, 34-47.
- Смирнов, Е. Е. (2005), Какой аудит нужен России? // Аудитор, №. 6, 10-20.
- Федеральная служба государственной статистики (Rosstat) (2005), Российский статистический ежегодник 2004. Rosstat: Москва.
- Чикункова, Е. П. (2003), Закон «Об аудиторской деятельности» в действии// Аудитор, №. 8, 13-25.
- Шапкина, Г. С. (2002), Новое в Российском акционерном законодательстве: изменения и дополнения федерального закона об акционерных обществах. Экономика и Жизнь: Москва.
- Abbott, Lawrence J. and Susan Parker (2000), Auditor selection and audit committee characteristics, *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 19:2, 47-66.
- Adams, Mike (1997), Determinants of audit committee formation in the life insurance industry: New Zealand evidence, *Journal of Business Research*, 38:2, 123-129.
- Adelopo, Ismail and Kumba Jallow (2008), Board structures, audit committee characteristics and external auditors' fee behaviour, Paper presented at the 2nd European Risk Conference, University of Bocconi, Milan, September 2008.
- Avdasheva, Svetlana (2005), Business groups in Russian industries, In: Oleinik, Anton N. (ed.), *The institutional economics of Russia's transformation*, Ashgate: Aldershot, 290-308.
- Avdasheva, S. (2007), Russian holding groups: new empirical evidence, *Problems of Economic Transition*, 50:5, 4-43.
- Beasley, Mark S. and Kathy R. Petroni (2001), Board independence and audit-firm type, *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 20:1, 97-114.
- Beasley, Mark S. and Steven E. Salterio (2001), The relationship between board characteristics and voluntary improvements in audit committee composition and experience, *Contemporary Accounting Research*, 18:4, 539-570.
- Bradbury, M. E., Y. T. Mak and S. M. Tan (2004), Board characteristics, audit committee characteristics and abnormal accruals, Unpublished Manuscript.
- Canepa, Ancillo and Winfried Ruigrok (eds.) (2005), *The audit committee impact on Swiss companies*. Ernst & Young Ltd.
- Chan, Kam C. and Joanne Li (2008), Audit committee and firm value: evidence on outside top executives as expert-independent directors, *Corporate Governance: An International Review*, 16:1, 16-31.
- Charitou, Andreas, Christodoulos Louca and Stelios Panayides (2007), Cross-listing, bonding hypothesis and corporate governance, *Journal of Business Finance and Accounting*, 34:7-8, 1281-1306.
- Chen, Yi Meng, Robyn Moroney and Keith Houghton (2005), Audit committee composition and the use of an industry specialist audit firm, *Accounting and Finance*, 45:2, 217-239
- Citron, David B. and Gikas Manalis (2001), The international firms as new entrants to the statutory audit market: an empirical analysis of auditor selection in Greece, 1993 to 1997, *European Accounting Review*, 10:3, 439-459.
- Cotter, Julie and Mark Silvester (2003), Board and monitoring committee independence, *Abacus*, 39:2, 211-232.
- Deli, Daniel N. and Stuart L. Gillan (2000), On the demand for independent and active audit committees, *Journal of Corporate Finance*, 6:4, 427-445
- 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, Hitotsubashi University, Tokyo.
- Dolgopyatova, Tatiana, Ichiro Iwasaki and Andrei A. Yakovlev (eds.) (2009), *Organization and development of Russian business: a firm-level analysis*. Palgrave Macmillan: Basingstoke.
- 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, 35-54.
- Erickson, John, Yun W. Park, Joe Reising and Hyun-Han Shin (2005), Board composition and firm value under concentrated ownership: the Canadian evidence, *Pacific-Basin Finance Journal*, 13:4, 387-410.
- Fan, Joseph P. H. and T. J. Wong (2005), Do external auditors perform a corporate governance role in emerging markets? evidence from East Asia, *Journal of Accounting Research*, 43:1, 35-72.
- Fields, Thomas D., Thomas Z. Lys and Linda Vincent (2001), Empirical research on accounting choice,

- Journal of Accounting and Economics, 31:1-3, 255-307.
- Goodwin, Jenny (2003), The relationship between the audit committee and the internal audit function: evidence from Australia and New Zealand, *International Journal of Auditing*, 7:3, 263-278.
- Guedhami Omrane, Jeffrey A. Pittman and Walid Saffar (2009), Auditor choice in privatized firms: empirical evidence on the role of state and foreign owners, *Journal of Accounting and Economics*, 48:2-3, 151-171.
- Guriev, Sergei and Andrei Rachinsky (2005), The role of oligarchs in Russian capitalism, *Journal of Economic Perspectives*, 19:1, 131-150.
- Hermalin, Benjamin E. and Michael S. Weisbach (1998), Endogenously chosen board of directors and their monitoring of the CEO, *American Economic Review*, 88:1, 96-118.
- Hope, Ole-Kristian, Tony Kang, Wayne Thomas and Yong Keun Yoo (2008), Culture and auditor choice: a test of the secrecy hypothesis, *Journal of Accounting and Public Policy*, 37:5, 357-373.
- Iwasaki, Ichiro (2007a), Corporate law and governance mechanism in Russia, In: Dallago, Bruno and Ichiro Iwasaki (eds.), *Corporate restructuring and governance in transition economies*. Palgrave Macmillan: Basingstoke, 213-249.
- Iwasaki, Ichiro (2007b), Legal forms of joint stock companies and corporate behavior in Russia, *Problems of Economic Transition*, 50:5, 73-86.
- Iwasaki, Ichiro (2008), The determinants of board composition in a transforming economy: evidence from Russia, *Journal of Corporate Finance*, 14:5, 532-549.
- Iwasaki, Ichiro and Keiko Suganuma (2009), EU enlargement and foreign direct investment into transition economies revisited, *Transnational Corporations*, 18:3, 27-57.
- Klein, April (2002a), Economic determinants of audit committee independence, *Accounting Review*, 77:2, 435-452.
- Klein, April (2002b), Audit committee, board of director characteristics, and earnings management, *Journal of Accounting and Economics*, 33:3, 375-400.
- Lee, Ho Young, Vivek Mande and Richard Ortman (2004), The effect of audit committee and board of director independence on auditor resignation, *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 23:2, 131-146.
- Lin, Philip, Marion Hutchinson and Majella Percy (2009), The role of the audit committee and institutional investors in constraining earnings management: evidence from Chinese firms listed in Hong Kong, Unpublished Manuscript.
- Lin, Z. Jun and Ming Liu (2009), The impact of corporate governance on auditor choice: evidence from China, *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 18:1, 44-59.
- Mangena, Musa and Venancio Taurigana (2007), Corporate compliance with non-mandatory statements of best practice: the case of the ASB statement on interim reports, *European Accounting Review*, 16:2, 399-427.
- McGee, Robert W. and Galina G. Preobragenskaya (2005), *Accounting and financial system reform in a transition economy*. Springer: New York.
- Menon, Krishnagopal and Joanne Deahl Williams (1994), The use of audit committees for monitoring, *Journal of Accounting and Public Policy*, 13:2, 121-139.
- Méndez, Carlos Fernández and Ruben Arrondo García (2007), The effects of ownership structure and board composition on the audit committee meeting frequency: Spanish evidence, *Corporate Governance: An International Review*, 15:5, 909-922.
- 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, 1601-1617.
- Rediker, Kenneth J. and Anju Seth (1995), Boards of directors and substitution effects of alternative governance mechanisms, *Strategic Management Journal*, 16:2, 85-99.
- RiskMetrics Group (2009), Study on monitoring and enforcement practices in corporate governance in the member states, survey report submitted to the European Commission based on the contract No. ETD/2008/IM/F2/126.
- Ruiz-Barbadillo, Emiliano, Estíbaliz Biedma-López and Nieves Gómez-Aguilar (2007), Managerial dominance and audit committee independence in Spanish corporate governance, *Journal of Management and Governance*, 11:4, 311-352.
- Samsonova, Anna (2007), Regulation and trust in auditing in Russia, In: Quick, Reiner, Stuart Turley and

- Marleen Willekens (eds.) *Auditing, trust and governance: developing regulation in Europe*. Routledge: London, 223-242.
- Samsonova, Anna (2009), Local sites of globalization: a look at the development of a legislative framework for auditing in Russia, *Critical Perspectives on Accounting*, 20:4, 528-552.
- Sharma, Vineeta, Vic Naiker and Barry Lee (2009), Determinants of audit committee meeting frequency: evidence from a voluntary governance system, *Accounting Horizons*, 23:3, 245-263.
- Sucher, Pat and Svetlana Bychkova (2001), Auditor independence in economies in transition: a study of Russia, *European Accounting Review*, 10:4, 817-841.
- Sweetman, Anthony, Terry Robinson and Galina Shilnikova (1999), The evolution of audit regulation in a Russian market economy, *Journal of East-West Business*, 5:3, 95-113.
- Turley, Stuart and Mahub Zaman (2004), The corporate governance effects of audit committees, *Journal of Management and Governance*, 8:3, 305-332
- Velte, Patrick (2010), The link between supervisory board reporting and firm performance in Germany and Austria, *European Journal of Law and Economics*, 29:3, 295-331.
- Wang, Qian, T. J. Wong and Lijun Xia (2008), State ownership, the institutional environment, and auditor choice: evidence from China, *Journal of Accounting and Economics*, 46:1, 112-134.
- Whidbee, David A. (1997), Board composition and control of shareholder voting rights in the banking sector, *Financial Management*, 26:4, 27-41.
- Willekens, Marleen, Heidi Vander Bauwhede and Ann Gaeremynck (2004), Voluntary audit committee formation and practices among Belgian listed companies, *International Journal of Auditing*, 8:3, 207-222.
- Xie, Biao, Wallace N. Davidson III and Peter J. DaDalt (2003), Earnings management and corporate governance: the role of the board and the audit committee, *Journal of Corporate Finance*, 9:3, 295-316.
- Zhou, Jian and Ken Y. Chen (2004), Audit committee, board characteristics and earnings management by commercial banks, Unpublished Manuscript.

<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 прилагаемый 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.)
- Федеральный закон “Об аудиторской деятельности” от 7 августа 2001 г. № 119-ФЗ. (с изменениями на 30 декабря 2004 г.)
- Указ Президента РФ “Об аудиторской деятельности в Российской Федерации” от 22 декабря 1993 г. № 2263.

表 1 株式会社690社の監査役会人員規模及び属性別監査役員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 タイル順位	75パーセン タイル順位
監査役会人員規模	3.53	2.14	3	1	40	3	4
社内監査役	1.98	1.97	2	0	30	1	3
一般従業員・労働組合代表役員	1.76	1.97	2	0	30	0	3
その他社内役員	0.22	0.78	0	0	5	0	0
社外監査役	1.55	1.77	1	0	12	0	3
民間株主代表役員	0.68	1.28	0	0	9	0	1
専門家役員	0.58	1.18	0	0	10	0	1
政府代表役員	0.18	0.58	0	0	5	0	0
その他社外役員	0.11	0.56	0	0	7	0	0

(出所)筆者作成。

表2 内部監査機関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)	内部監査機関人員規模(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								
米国上場企業 ^a	1992-93	692				79.6		
米国大手企業 ^b	1992-96	282	4.53			85		
米国上場企業 ^c	2000	167	4.48		4			
米国商業銀行 ^d	2000-01	989	4.31	1.47	4	88.0	16.8	100.0
カナダ非金融企業 ^e	1993-97	66				86.6	16.2	100.0
カナダ大手企業 ^f	1994	627	3.5	0.98	3	82.3	15.7	75.0
カナダ上場企業 ^{g 1)}	1997-2003	72	3.56		3	91.1		100.0
欧州								
EU15カ国大手・中堅企業 ^h	2008	270				73		
英国非金融上場企業 ^{i 1)}	2001-02	259	3.12	0.05	3	34.7	34.1	33.0
英国大手企業 ^j	2006	71	4.11	2.75				
独国上場企業 ^k	2007	150	4.0					
オーストリア上場企業 ^k	2007	56	4.13					
ベルギー上場企業 ^{1 2)}	2001-02	29	3.69			83		
スペイン非金融上場企業 ^m	1998-2001	75	3.47	0.99	3	90	18	100
スペイン上場企業 ^{n 2) 3)}	2003	69				91		100
スイス上場企業 ^{o 1)}	2004	167	3.3			67		
ロシア株式会社 ^p	2005	690	3.53	2.14	3	42.8	40.7	33.0
アジア大洋州								
日本上場企業 ^q	2009	215	4.2			72.7		
中国新規上場企業 ^r	2001-04	184	4.41	2.08	3			
中国香港上場企業 ^{s 1)}	2007	46	3.63	1.00	3	83.2	17.1	81.7
シンガポール・マレーシア上場企業 ^{t 1)}	2000	252				69.7	10.4	66.7
オーストラリア上場企業 ^{u 1)}	1997	109	3.6	0.99	3	65.9	27.4	66.7
オーストラリア企業 ^{v 1)}	2001	81	4.58	2.14		57.2	40.8	
ニュージーランド企業 ^{v 1)}	2001	28	4.61	1.50		62.7	39.0	
ニュージーランド上場企業 ^{w 2)}	2004-05	96	3.46	0.94	3	94.1	13.6	100

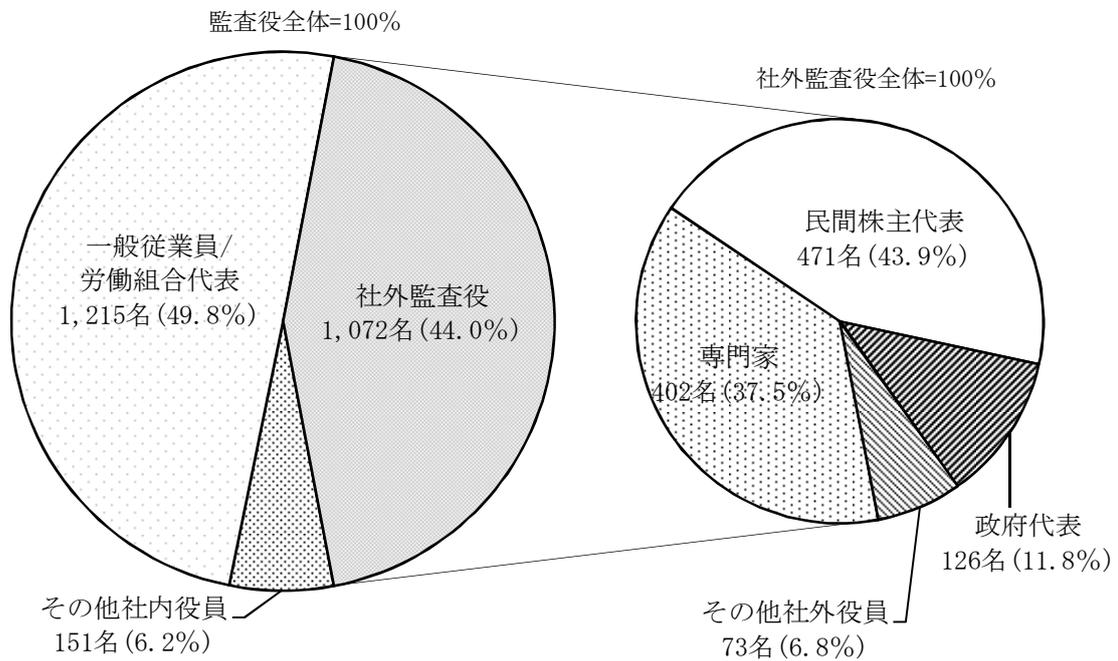
(注1) 独立監査役員比率。

(注2) 非執行役員比率。

(注3) 執行役員比率に基づいて筆者計算。

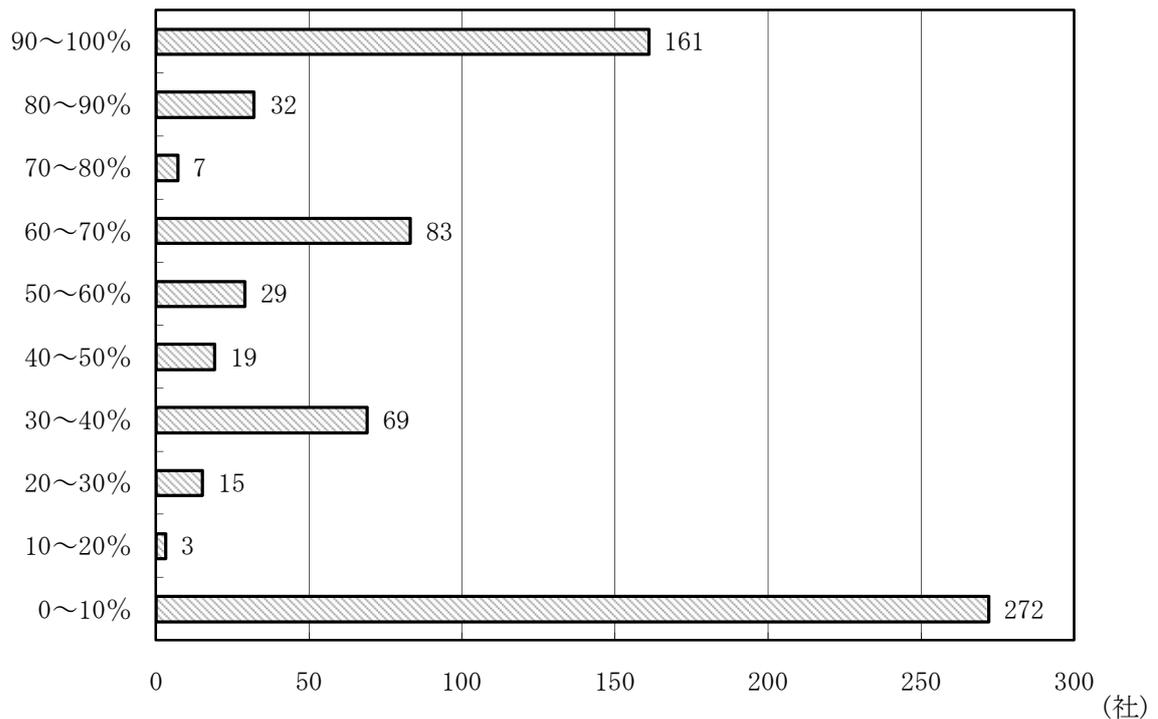
(出所) a: Klein (2002b); b: Xie et al. (2003); c: Chan and Li (2008); d: Zhou and Chen (2004); e: Erickson et al. (2005); f: Beasley and Salterio (2001); g: Charitou et al. (2007); h: RiskMetrics Group (2009); i: Mangena and Tautingana (2007); j: Adelopo and Jallow (2008); k: Velte (2010); l: Willekens et al. (2004); m: Ruiz-Barbadillo et al. (2003); n: Méndez and García (2007); o: Canepa and Ruigrok (2005); p: 本稿共同企業調査; q: 藤島 (2010); r: Lin and Liu (2009); s: Lin et al. (2009); t: Bradbury et al. (2004); u: Cotter and Silvester (2003); v: Goodwin (2003); w: Sharma et al. (2009).

図1 監査役690社2,438名の属性別内訳



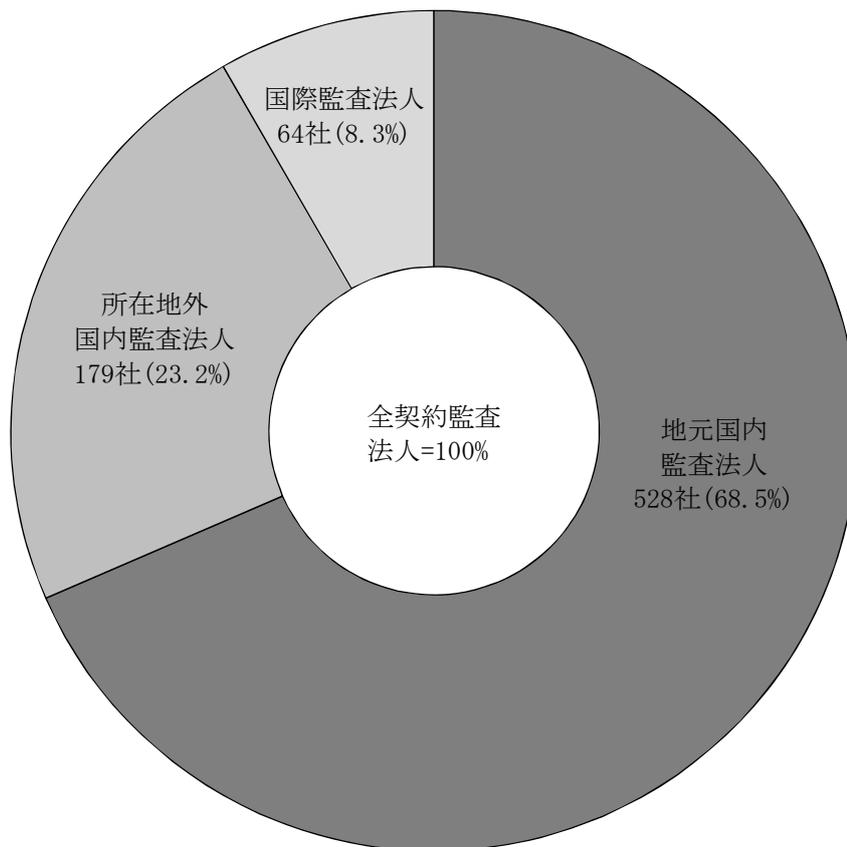
(出所)筆者作成。

図2 株式会社690社の監査役会社外役員比率(度数分布)



(出所)筆者作成。

図3 株式会社771社契約監査法人の属性別内訳



(出所)筆者作成。

表3 監査体制の産業間比較

	監査体制変数		
	監査役会 社外役員比率 (AUDCOM) ¹⁾	監査役会 専門家役員比率 (AUDEXP) ¹⁾	契約監査 法人属性 (AUDFIR) ²⁾
工業	0.404	0.162	0.337
燃料・エネルギー	0.707	0.264	0.710
冶金(鉄鋼・非鉄金属)	0.569	0.223	0.735
機械製造・金属加工	0.427	0.166	0.280
化学・石油化学	0.441	0.258	0.290
木材・製紙・木材加工	0.419	0.222	0.356
軽工業	0.211	0.081	0.273
食品工業	0.325	0.119	0.296
建設資材	0.277	0.095	0.153
通信	0.726	0.230	1.078
N	690	690	771
工業と通信業の比較分析			
平均値の差のt検定 ³⁾	-5.554 ***	-1.456	-9.406 ***
Wilcoxonの順位和検定	-5.385 ***	-0.798	-7.436 ***
産業9部門間の多群比較			
ANOVA (F)	12.480 ***	2.770 ***	18.140 ***
Bartlett検定 (χ^2)	3.831	38.626 ***	62.954 ***
Kruskal Wallis検定 (χ^2)	79.795 ***	12.259	67.303 ***

(注1) 全監査役に占める該当役員の比率であり、 $0.00 \leq x \leq 1.00$ の値を取る連続変数。

(注2) 自社の会計監査人として地元国内監査法人を採用した企業を0、非地元国内監査法人を採用した企業を1、国際監査法人を採用した企業を2とする順序変数。

(注3) 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4) ***: 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4 監査体制の決定要因に関する理論的予測

	監査体制の 独立性・専門性 ¹⁾
取締役会における社外役員の交渉力	+
企業集団への参画	+
外国投資家の出資参加	+
支配株主の存在	+
連邦政府の株式所有	+
地域政府の株式所有	—
開放株式会社の選択	—
国家資産の継承	+
会社規模	+
経営多角化	+
資本市場からの資金調達	+
銀行融資の借入	+
不成績な財務パフォーマンス	+
事業国際化	+
監査役会人員規模	+ ²⁾
コンサルティング・サービスへの需要	+ ³⁾
首都圏と企業所在地間の物理的距離	— ³⁾

(注1) +：監査体制の独立性や専門性と正に相関する，—：負に相関する。

(注2) 監査役会の独立性と専門性に関する特殊要因。

(注3) 会計監査人の独立性と専門性に関する特殊要因。

(出所) 筆者作成。

表5 実証分析に用いる各変数の意味内容・定義，記述統計量及び監査体制変数との相関係数

変数の意味内容・定義(変数名)	記述統計量					監査体制変数との相関係数 ¹⁾		
	平均	標準偏差	中央値	最小値	最大値	監査役会 社外役員比率 (AUDCOM)	監査役会専門 家役員比率 (AUDEXP)	契約監査 法人属性 (AUDFIR)
社外取締役比率(<i>BOACOM</i>)	0.49	0.35	0.56	0.00	1.00	0.493 ***	0.176 ***	0.305 ***
企業集団参加ダミー(<i>GROFIR</i>)	0.39	0.49	0	0	1	0.310 ***	0.183 ***	0.367 ***
外国投資家出資企業ダミー(<i>FORFIR</i>)	0.14	0.35	0	0	1	0.203 ***	0.118 ***	0.398 ***
支配株主ダミー(<i>DOMSTO</i>)	0.87	0.33	1	0	1	0.025	0.037	0.062 *
連邦政府出資企業ダミー(<i>FEDGOV</i>)	0.13	0.34	0	1	0	0.094 **	0.075 *	0.175 ***
地方政府出資企業ダミー(<i>REGGOV</i>)	0.09	0.28	0	1	0	0.093 **	0.022	0.063 *
開放株式会社ダミー(<i>OPECOM</i>)	0.68	0.47	1	0	1	0.061	0.068 *	0.034
旧国有(公有)私有化企業ダミー(<i>PRICOM</i>)	0.69	0.46	1	0	1	-0.118 ***	-0.056	-0.037
国有(公有)・私有化企業新設分割企業ダミー(<i>SPIOFF</i>)	0.10	0.29	0	0	1	0.037	-0.010	-0.043
平均従業員数(<i>COMSIZ</i>) ²⁾	1884.44	5570.00	465	106	74000	0.187 ***	0.076 **	0.346 ***
参入事業数(<i>BUSLIN</i>) ³⁾	2.15	2.05	1	1	12	0.111 ***	0.080 **	0.101 ***
株式・社債発行企業ダミー(<i>MARFIN</i>)	0.13	0.34	0	0	1	0.258 ***	0.088 **	0.461 ***
銀行信用借入実績及び平均融資期間(<i>BANCRE</i>) ⁴⁾	2.53	1.45	3	0	5	0.037	0.033	0.121 ***
ROA年平均値(2001~04年)(<i>ROAAVE</i>) ⁵⁾	0.12	0.90	0.00	-8.08	4.26	-0.087 **	-0.007	0.033
総売上高に占める輸出の比率(<i>EXPSHA</i>) ⁶⁾	0.88	1.20	0	0	5	0.010	0.049	0.083 **
監査委員会人員規模(<i>AUDSIZ</i>) ²⁾	3.53	2.14	3	1	40	0.046	-0.020	-
コンサルタント契約企業ダミー(<i>CONSUL</i>)	0.73	0.44	1	0	1	-	-	-0.042
モスクワ市から所在連邦構成主体首都までの直線距離(<i>DISCAP</i>) ⁷⁾	1091.17	1242.34	702.86	6773.13	0.00	-	-	0.005
モスクワ市及びサンクトペテルブルグ市所在企業ダミー(<i>CAPITAL</i>)	0.08	0.28	0	0	1	-	-	0.046

(注1) 各変数の定義は，表3に同じ。

(注2) 単位は，名。回帰分析では，その自然対数値を用いる。

(注3) 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4) 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5) 産業調整値。

(注6) 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7) 単位は，キロメートル。但し，回帰分析では，その自然対数値を用いる。

(注8) ***: 1%水準で有意，**: 5%水準で有意，*: 10%水準で有意。

(出所) 筆者作成。参入事業数(*BUSLIN*)は，*SKRIN*社公開データベース，*ROA(ROAAVE)*は，*SPARK*社公開データベース，モスクワ市から所在連邦構成主体首都までの直線距離(*DISCAP*)は，雲和広氏提供資料に基づいており，それ以外の変数は，全て日露共同企業調査の諸結果を原典とする。

表6 監査役会の独立性に関する回帰分析

モデル	[1]	[2]	[3]
推定量	Tobit	Logit	Logit
従属変数	AUDCOM	INDAUD	PERIND
<i>BOACOM</i> (予測符号関係 : +)	1. 1636 *** (0. 151)	3. 4454 *** (0. 464)	3. 3427 *** (0. 588)
<i>GROFIR</i> (+)	0. 1909 * (0. 099)	0. 4369 (0. 296)	0. 4491 (0. 355)
<i>FORFIR</i> (+)	0. 0116 (0. 140)	0. 1056 (0. 437)	0. 1293 (0. 456)
<i>DOMSTO</i> (+)	0. 0573 (0. 117)	-0. 1171 (0. 394)	0. 1641 (0. 417)
<i>FEDGOV</i> (+)	-0. 0214 (0. 108)	-0. 3184 (0. 407)	-0. 4911 (0. 473)
<i>REGGOV</i> (-)	0. 0552 (0. 113)	0. 3916 (0. 487)	-0. 9053 (0. 605)
<i>OPECOM</i> (-)	0. 0361 (0. 083)	0. 1360 (0. 274)	0. 1823 (0. 332)
<i>PRICOM</i> (+)	-0. 3362 ** (0. 135)	-0. 6449 (0. 415)	-0. 5045 (0. 442)
<i>SPIOFF</i> (+)	-0. 1837 (0. 168)	-0. 3031 (0. 528)	-0. 2996 (0. 577)
<i>COMSIZ</i> (+)	-0. 0198 (0. 044)	-0. 0446 (0. 160)	0. 0597 (0. 176)
<i>BUSLIN</i> (+)	0. 0158 (0. 018)	-0. 0649 (0. 063)	0. 0432 (0. 075)
<i>MARFIN</i> (+)	0. 3735 ** (0. 151)	2. 1393 *** (0. 614)	0. 2709 (0. 589)
<i>BANCRE</i> (+)	0. 0201 (0. 032)	0. 2387 ** (0. 107)	0. 0399 (0. 128)
<i>ROAAVE</i> (-)	-0. 0335 (0. 049)	-0. 0328 (0. 137)	-0. 2195 (0. 180)
<i>EXPSHA</i> (+)	0. 0437 (0. 041)	0. 0242 (0. 120)	0. 1478 (0. 150)
<i>AUDSIZ</i> (+)	-0. 2398 (0. 156)	-0. 5035 (0. 501)	-2. 6752 *** (0. 686)
<i>Const.</i>	0. 3144 (0. 400)	0. 4544 (1. 303)	0. 4099 (1. 470)
産業ダミー	Yes	Yes	Yes
N	424	424	424
Pseudo R ²	0. 20	0. 31	0. 27
対数尤度	-354. 12	-194. 32	-153. 03
F検定/Wald検定(χ^2) ¹⁾	6. 27 ***	125. 09 ***	85. 04 ***

(注1) 帰無仮説：全ての係数がゼロ。

(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) 筆者推定。各変数の定義及び記述統計量は、表5を参照。

表7 監査役会の専門性に関する回帰分析

モデル	[1]	[2]	[3]
推定量	Tobit	Poisson	Logit
従属変数	AUDEXP	NUMEXP	EXPAPP
<i>BOACOM</i> (予測符号関係 : +)	0.6948 ** (0.313)	1.0600 *** (0.364)	0.8150 * (0.423)
<i>GROFIR</i> (+)	0.4683 ** (0.212)	0.5023 ** (0.241)	0.7221 ** (0.295)
<i>FORFIR</i> (+)	0.4490 (0.290)	0.4423 * (0.269)	0.4954 (0.369)
<i>DOMSTO</i> (+)	0.4361 (0.285)	0.5079 (0.371)	0.5963 (0.439)
<i>FEDGOV</i> (+)	0.4546 * (0.251)	0.4616 * (0.249)	0.7271 * (0.384)
<i>REGGOV</i> (-)	-0.3372 (0.303)	-0.4997 (0.376)	-0.3829 (0.499)
<i>OPECOM</i> (-)	0.0477 (0.188)	0.1582 (0.219)	-0.0517 (0.278)
<i>PRICOM</i> (+)	-0.4806 * (0.257)	-0.5571 ** (0.249)	-0.6946 * (0.363)
<i>SPIOFF</i> (+)	-0.5719 (0.355)	-0.9411 ** (0.412)	-0.7014 (0.523)
<i>COMSIZ</i> (+)	-0.2123 ** (0.102)	-0.1708 * (0.104)	-0.2896 * (0.152)
<i>BUSLIN</i> (+)	0.0328 (0.043)	0.0536 (0.046)	0.0404 (0.063)
<i>MARFIN</i> (+)	0.1505 (0.357)	-0.0146 (0.352)	0.2600 (0.523)
<i>BANCRE</i> (+)	0.0511 (0.067)	0.0452 (0.080)	0.0122 (0.100)
<i>ROAAVE</i> (-)	-0.0809 (0.085)	-0.0670 (0.107)	-0.1486 (0.138)
<i>EXPSHA</i> (+)	0.1663 * (0.091)	0.2062 ** (0.089)	0.1639 (0.134)
<i>AUDSIZ</i> (+)	-0.1570 (0.329)	1.3182 *** (0.243)	0.3157 (0.478)
<i>Const.</i>	-0.9331 (0.950)	-3.5816 *** (1.059)	-2.0715 (1.393)
産業ダミー	Yes	Yes	Yes
N	424	424	424
Pseudo R ²	0.09	0.18	0.10
対数尤度	-260.00	-372.35	-203.60
F検定/Wald検定(χ^2) ¹⁾	1.64 **	129.49 ***	43.93 ***

(注1) 帰無仮説：全ての係数がゼロ。

(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) 筆者推定。各変数の定義及び記述統計量は、表5を参照。

表8 監査法人の選択に関する回帰分析

モデル	[1]	[2]	[3]
推定量	Ordered Logit	Logit	Logit
従属変数	AUDFIR	NONLOC	INTAUD
<i>BOACOM</i> (予測符号関係 : +)	1.0034 *** (0.369)	1.1828 *** (0.392)	1.8355 * (1.022)
<i>GROFIR</i> (+)	0.7265 *** (0.272)	0.7911 *** (0.265)	0.8250 (0.877)
<i>FORFIR</i> (+)	0.6939 * (0.371)	0.3347 (0.392)	1.9108 *** (0.711)
<i>DOMSTO</i> (+)	0.4956 (0.403)	0.4121 (0.419)	0.4774 (1.067)
<i>FEDGOV</i> (+)	-0.0625 (0.374)	0.0620 (0.408)	0.1417 (0.765)
<i>REGGOV</i> (-)	-0.1621 (0.390)	0.0595 (0.450)	-1.4360 ** (0.669)
<i>OPECOM</i> (-)	-0.0632 (0.262)	-0.0452 (0.276)	0.5409 (0.615)
<i>PRICOM</i> (+)	-0.3134 (0.335)	-0.3734 (0.353)	-0.3651 (0.670)
<i>SPIOFF</i> (+)	0.5506 (0.427)	0.7427 (0.467)	-1.4480 (0.939)
<i>COMSIZ</i> (+)	0.4849 *** (0.138)	0.5529 *** (0.153)	0.2754 (0.219)
<i>BUSLIN</i> (+)	-0.0795 (0.069)	-0.1021 (0.071)	0.1785 (0.191)
<i>MARFIN</i> (+)	1.1819 ** (0.541)	0.9423 ** (0.450)	2.0053 ** (0.960)
<i>BANCRE</i> (+)	0.0487 (0.103)	0.0122 (0.101)	0.0090 (0.370)
<i>ROAAVE</i> (-)	0.1760 (0.162)	0.1463 (0.153)	0.0438 (0.338)
<i>EXPSHA</i> (+)	0.0962 (0.121)	0.0651 (0.131)	0.1571 (0.349)
<i>CONSUL</i> (+)	-0.1597 (0.272)	-0.2085 (0.283)	-0.2929 (0.564)
<i>DISCAP</i> (-)	-0.2147 ** (0.104)	-0.2067 ** (0.104)	-0.3793 (0.272)
<i>CAPITAL</i> (-)	-0.5485 (0.697)	-1.0687 * (0.635)	2.8051 * (1.462)
<i>Const.</i>	-2.3762 *** (0.916)	-2.9934 ** (1.297)	-1.9280 (2.544)
産業ダミー	Yes	Yes	Yes
N	438	438	132
Pseudo R ²	0.25	0.26	0.43
対数尤度	-260.73	-198.98	-44.47
Wald検定(χ^2) ¹⁾	136.05 ***	89.12 ***	42.35 **

(注1) 帰無仮説：全ての係数がゼロ。

(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) 筆者推定。各変数の定義及び記述統計量は、表5を参照。

図4 株式会社660社の監査体制形態別内訳

		監査役会構成	
		社外監査役員比率 50%以上	社外監査役員比率 50%未満
契約監査法人属性	非国際 地元監 元監査 国内法 人又は 法人	A型 116社(17.6%)	B型 88社(13.3%)
	地元 国内 監査 法人	C型 156社(23.6%)	D型 300社(45.5%)

(出所)筆者作成。

表9 監査体制の総合的選択に関する回帰分析

推定量	Multinomial Logit		
	A型	B型	C型
従属変数(監査体制形態) ¹⁾			
<i>BOACOM</i> (予測符号関係 : +)	4.6195 *** (0.881)	0.9827 * (0.539)	3.5585 *** (0.570)
<i>GROFIR</i> (+)	1.1888 *** (0.462)	0.7861 ** (0.366)	0.4832 (0.364)
<i>FORFIR</i> (+)	0.6447 (0.640)	0.8148 (0.662)	0.1538 (0.547)
<i>DOMSTO</i> (+)	-0.2446 (0.629)	0.8182 (0.582)	0.0450 (0.434)
<i>FEDGOV</i> (+)	-0.6869 (0.557)	0.1306 (0.568)	-0.2304 (0.578)
<i>REGGOV</i> (-)	0.4823 (0.782)	-0.0162 (0.573)	0.3513 (0.630)
<i>OPECOM</i> (-)	0.6235 (0.477)	-0.3558 (0.355)	-0.0337 (0.318)
<i>PRICOM</i> (+)	-0.9781 (0.670)	-0.1366 (0.572)	-0.4396 (0.478)
<i>SPIOFF</i> (+)	0.0144 (0.872)	1.3311 * (0.685)	0.0895 (0.611)
<i>COMSIZ</i> (+)	0.6859 ** (0.273)	0.2503 (0.217)	-0.2907 (0.210)
<i>BUSLIN</i> (+)	-0.2142 * (0.112)	-0.0492 (0.091)	-0.0856 (0.089)
<i>MARFIN</i> (+)	1.8919 ** (0.744)	-1.0654 (1.546)	1.4976 * (0.772)
<i>BANCRE</i> (+)	0.3348 * (0.194)	0.0558 (0.128)	0.2617 ** (0.119)
<i>ROAAVE</i> (-)	-0.0929 (0.258)	0.2837 (0.189)	-0.0871 (0.151)
<i>EXPSHA</i> (+)	0.1323 (0.230)	-0.0368 (0.223)	-0.0250 (0.161)
<i>AUDSIZ</i> (+)	0.4635 (0.630)	0.0359 (0.613)	-0.9720 (0.606)
<i>CONSUL</i> (+)	-0.6504 (0.479)	-0.2745 (0.401)	-0.3059 (0.354)
<i>DISCAP</i> (-)	-0.2240 (0.159)	-0.4017 ** (0.192)	-0.0584 (0.115)
<i>CAPITAL</i> (-)	0.2036 (0.949)	-35.9321 *** (1.190)	0.2443 (0.643)
<i>Const.</i>	-4.6520 * (2.573)	-0.8165 (2.111)	2.3286 (1.789)
産業ダミー	Yes	Yes	Yes
N		406	
Pseudo R ²		0.31	
対数尤度		-347.06	
Wald検定(χ^2) ²⁾		17810.95 ***	

(注1) 社外監査役員比率と契約監査法人属性に基づいて図4に4分類された監査体制形態に照応している。デフォルト・カテゴリーはD型。

(注2) 帰無仮説：全ての係数がゼロ。

(注3) 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。各変数の定義及び記述統計量は、表5を参照。