

Discussion Paper Series A No.624

世界金融危機下ロシアの企業所有構造と経営監督体制  
――工業企業のパネルデータ分析――

岩 崎 一 郎

2015年4月

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

IER Discussion Paper Series No. A624

April 2015 [Revised July 2015]

# 世界金融危機下ロシアの 企業所有構造と経営監督体制\*

## － 工業企業のパネルデータ分析 －

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](mailto:iiwasaki@ier.hit-u.ac.jp)

### 【要旨】

本稿は、ロシア連邦全域で実施した独自聞き取り調査に基礎付けられた工業企業のパネルデータを用いて、世界金融危機を挟む 2005～09 年の期間における企業統治システムの構造変化とその影響因子の実証分析を試みた。その結果、ロシアでは、当該期間を通じて、経営監督体制の質的な改善が進んだことが確認された。更に本稿の実証結果は、外部株主所有比率と取締役会構成との間の相関関係及び取締役会社外役員比率の監査体制への影響に関する仮説を強く支持した。その一方、世界金融危機は、取締役会の独立性を向上する一方、監査体制のそれを劣化させたという意味で、非対称的な構造変動をもたらした可能性が高く、世界金融危機の企業統治規律効果に関する理論的な予測を一部否定する実証結果も同時に提示された。

JEL classification numbers: D22, G01, G34, M42, P34

Keywords: global financial crisis, ownership change, corporate governance evolution, board composition, internal audit system, Russia

---

\* 本研究に当たっては、科学研究費補助金基盤研究(A) (課題番号 26245034)、科学研究費補助金基盤研究(B) (課題番号 21402025)、全国銀行学術研究振興財団及び平成 26～27 年度京都大学経済研究所共同利用・共同研究拠点事業プロジェクト研究からの資金的支援を得た。ジョナサン・オールドフィールド准教授(バーミンガム大学)及び吉井昌彦教授(神戸大学)からは、本研究の内容に関して貴重な示唆や助言を頂いた。また、文献調査及び収集に際しては、一橋大学経済研究所ロシア研究センターの志田仁完研究員から多大な助力を得た。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。

## 1. はじめに

2008年秋に発生した世界金融危機は、その震源地である米国や西欧諸国をも凌ぐ経済的打撃を、旧社会主義新興市場諸国にもたらした。事実、図1の通り、翌2009年の米国及び欧州連合(EU)加盟15カ国の実質成長率が、それぞれ-2.8%及び-4.5%であったのに対して、中東欧諸国及びロシアは、同じ年に各々-6.1%及び-7.8%ものマイナス成長率を記録し、米欧諸国の景気変動に最も強い影響を受ける国の一つと見なされている日本のそれをも上回った。この事実は、先進諸国が経済的に沈滞しても、新興市場諸国が大きな影響を受けることは無く、従って、世界経済は、これら新興市場が牽引する形で安定的成長を享受するであろうと論じた所謂「デカップリング説」を一蹴すると共に、研究者の目を、新興市場経済の未成熟性や脆弱性に改めて振り向かせる機会となった(岩崎, 2014)。

この結果、ロシアに限っても、世界金融危機の衝撃が国内経済に伝播する経路やその程度に関する論考が、内外の研究者から相次いで発表され、この歴史的悲劇が同国に与えた経済的ダメージの全貌が次第に明らかとなりつつある<sup>1)</sup>。筆者の前稿である Iwasaki (2014a) も、この系譜に連なる研究成果の一つである。同論文では、世界金融危機を挟む2005~09年の期間における工業企業を対象とした市場退出率の測定及びその影響因子を特定するための生存時間分析を行い、その結果、退出企業の圧倒的多数が2008~09年の2年間に集中していることを確認すると共に、観察期間初年度の企業統治システムのクオリティは、その後の生存確率と統計的に頑健かつ正に相関することを実証した。そこで本稿は、Iwasaki (2014a)の研究内容と表裏一体の関係を成す問題、即ち、世界金融危機という嵐の中で、数多くのロシア企業が市場による淘汰を余儀なくされる中、この苦境を生き抜いた企業の内部組織に如何なる構造変化が生じたのか、またこの変化を強く促した要因とは何であったのかという問題に対して、一定の回答を提示することを目標とする。

以上の研究課題の達成を通じて、本稿は、企業金融論及び組織経済学の分野に、大きく分けて2つの学術的貢献をもたらす。その第1は、ロシア企業を題材に、経営監督体制の異時点間変化を克明に描写すると共に、この組織的進化プロセスと企業所有構造やその他諸要因の相関関係を、実証的に検証することである。企業統治システムの進化を論題に掲げた研究は、これまでも幾つか発表されているが、その多くは、企業統治の基本原則や国家規制の歴史的変遷を取り上げたものであり<sup>2)</sup>、企業レベルデータを用いて、会社機関の通時的な構造変化を報告した文献は、仏国研究の Ezzine and Olivero (2013)やブラジル研究の Black et al. (2014)等、驚くほど限られている。その上、これら数少ない先行研究のい

<sup>1</sup> Tabata (2009), Gaddy and Ickes (2010), Nefedova et al. (2010), Yakovlev et al. (2010), Kuznetsov et al. (2011), Osipian (2012), Klapper et al. (2013)は、その代表的研究例である。このテーマを取り上げたロシア語文献は少なくないが、政策・政経事情紹介に止まらない内容を具えた論文には、Глисин-Безруков (2009), Долгопятова (2009), Яковлев (2009), Винслав-Козенкова (2010), Корель-Комбаров (2010), Николаев-Точилкина (2011), Кислицын (2013)等がある。

<sup>2</sup> 一例として、Barca and Trento (1997), Redmond (2010), Martynova and Renneboog (2011)を参照。

ずれもが、かかる企業の内部組織的進化を突き動かした諸要因の特定を試みていない。本稿は、2005年及び2009年にロシア全土で実施した独自の聞き取り調査を基礎に構築した工業企業のパネルデータを用いた実証分析を行うことにより、これら未開発の研究領域に一定の前進をもたらす。

本稿が企図する第2の学術的貢献は、世界金融危機という未曾有のマクロ経済ショックに対する企業レベルの反応行動を、経営監督機関へのインパクトという観点から捕捉することである。管見の限り、Chen (2014)は、これまでの所、この問題に真正面から取り組んだ唯一無二の先行研究である<sup>3)</sup>。同論文は、台湾上場企業の企業統治システムを、2008年世界金融危機以前の3年間(2005~07年)と以後3年間(2009~11年)の2期間で相互比較し、その事後的な改善を見出すことにより、世界金融危機には、台湾の企業統治を規律付ける効果があったと結論付けている。

後述の通り、筆者も、世界金融危機は、ロシア企業の経営監督機関の独立性を向上する効果を発揮した可能性が高いと予測しており、従って、Chen (2014)の主張に特段の異論があるわけではない。問題は、同論文の方法論では、世界金融危機への反応行動として、自社企業統治システムの改編を実行した企業を、それ以外の企業から分離することは不可能であり、故に、世界金融危機の企業統治規律効果を厳密には実証出来ていない点にある。これに対して、筆者ら日本研究者チームが2009年にロシアで実施した追跡調査は、世界金融危機に対処する目的で、業務執行機関や監査体制を抜本的に刷新したか否かを質す項目を含んでおり、従って、本研究では、被調査企業の中から、世界金融危機に対して「実際に」反応行動を起こした企業を識別することが可能である。本稿は、この情報を活用することにより、Chen (2014)の方法論的問題点を克服する。

本稿の調査結果から、ロシア工業部門では、世界金融危機の前後を通じて、企業統治システムの質的な改善が進んだことが確認された。更に本稿では、外部株主所有比率と取締役会構成の間の相関関係及び取締役会社外役員比率の監査体制の独立性に対する効果に関する理論的仮説を強く支持する実証結果が得られた。しかし同時に、世界金融危機は、ロシア企業の取締役会と監査体制に非対称的な構造変動をもたらしたという意味で、その企業統治規律効果に関する筆者の予測を、一部否定する実証結果も提示された。

本稿の構成は、次の通りである。次節では、世界金融危機前後のロシア企業の所有構造と経営監督機関の構造変化を描写する。続く第3節では、経営監督機関構造及びその変動の影響因子に関する理論的仮説を提示し、第4節において、その実証的検証を行う。そして、最終第5節で、本稿の主要な分析結果と筆者の結論を述べる。

---

<sup>3)</sup> 先述の Ezzine and Olivero (2013)も、世界金融危機時の企業統治システムの変化を取り上げた研究であるが、その眼目は、より良い企業統治システムを具えた企業は、危機に対する耐久力が強いことを立証することであり、世界金融危機の企業統治システムへのインパクトを実証的に分析することではない。また、Bekiaris et al. (2013)は、世界金融危機が監査体制に与えた影響を考察したギリシャ企業研究であるが、計量分析には至っていない。

## 2. 世界金融危機前後の企業所有構造と経営監督機関

本節では、2005 年上半期にロシア連邦全域で実施した企業アンケート調査及び 2009 年第 4 四半期に行った追跡調査の諸結果に基づいて、世界金融危機を含む 2005～09 年の期間における、同国の企業所有と経営監督機関の構造変化を鳥瞰する。

2005 年、一橋大学経済研究所とロシア連邦高等経済院産業・市場研究所のスタッフを中心とする日露共同調査チームは、同年 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 地域に所在する総従業員数 100 名以上の株式会社に対して専門インタビュアーを派遣し、その結果、全 751 社から有効回答を得た。調査当時の被調査企業 1 社当たりの平均従業員数は 1,516 名(中央値：457 名)であり、751 社の合計は 1,138,609 名に上る。この数は、2004 年を通じて工業部門に就業していた平均労働者総数の 8.0%に相等する(Rosstat, 2005)。また、地域及び部門別構成の観点からも、これら被調査企業は、ロシアの中・大規模工業企業を代表するに足る標本集団を構成している<sup>4)</sup>。

それから約 5 年後に行われた 2009 年の追跡調査は、筆者を含む日本研究者チーム<sup>5)</sup>によって企画され、再びレヴァダ分析センターの協力を得て実施された。本調査においては、同年 10 月から 12 月の 3 ヶ月をかけて、上記 2005 年被調査企業 751 社全てを対象に、各社の生存状況に関する確認作業を行うと共に、生存が確認された企業に対しては、2005 年調査とほぼ同内容の調査票を用いた再度の聞き取り調査を要請した。

調査実績は、図 2 に略図化されている。同図の通り、2005 年被調査企業 751 社の内、10 社を除く 741 社の生存状況が判明した。これら 741 社中 637 社(86.0%)は、会社プロフィールの抜本的な変更なく、自立的経営体としての企業活動の継続が確認された。残る 104 社(14.0%)は、調査時には完全に消滅して法人登記も抹消されているか、もしくは、会社法人として現存してはいるものの、事実上の経営停止状態にあることが判明した<sup>6)</sup>。この結果を受け、生存確認企業 637 社に対して、専門インタビュアーの再派遣を申し入れたところ、その 66.6%に当たる 424 社が調査を受諾した。回答者は、社長(ないし CEO や総支配人)や副社長が全体の 91.8%(389 名)を占め、それ以外は、企業統治問題担当部長 28 名(6.6%)及び取締役会会長 7 名(1.7%)で構成される。幸い、これら 424 名の経営幹部全員から有効回答を得ることができた。そこで以下では、当該 2009 年被調査生存企業のデータを用いて、2005～09 年間の企業所有と経営監督機関の構造変化を追跡する。

さて、2009 年調査では、過去 5 年間における所有構造と経営監督機関の著しい変化の有

<sup>4)</sup> 2005 年調査の更なる詳細は、Dolgopyatova et al. (2009, Appendix, pp. 312-319)を参照のこと。

<sup>5)</sup> その他の構成員は、塩谷昌史氏(東北大学)、杉浦史和氏(帝京大学)、田畑理一氏(大阪市立大学)、堀江典生氏(富山大学)及び道上真有氏(新潟大学)である(括弧内は調査当時の所属先)。

<sup>6)</sup> これら退出企業 104 社の詳細は、Iwasaki (2014a)を参照されたい。

無及びその世界金融危機との関連を質した。図4がその結果である。同図によれば、2009年被調査生存企業390社中97社(24.9%)は、株主の交代ないし株主間の持株比率の変動という観点から見た所有構造の大きな変化を経験しており、この内9社(2.3%)は、世界金融危機が引き鉄となってかかる変動が生じたと回答している。同様に、404社中183社(45.3%)及び403社中139社(34.5%)が、取締役会を中心とする業務執行機関及び監査体制の抜本的な変化を認め、その中の20社(5.0%)及び13社(3.2%)が、世界金融危機への対応措置として行われた組織改編だと答えている。この通り、2005～09年の5年間をかけて、少なからぬロシア企業が、所有構造や経営監督機関の大きな変動を体験し、2008年の世界金融危機もその一因であったことが分かる。とはいえ、世界金融危機に際して具体的な行動を取った企業の数、想像よりも遥かに少ない。

表1には、以後の実証分析に用いる変数の意味内容、定義及びデータ種別記述統計量が一覧されているが、同表(a)及び(b)の通り、取締役会については、取締役会会長外部登用度(*BOALEA*)から一般従業員代表取締役数(*WORDIR*)に至る9つの変数及びこれら9変数の第1主成分得点(*BODSCO*)を、監査体制に関しては、社外監査役比率(*AUDCOM*)から一般従業員代表監査役総数(*WORAUD*)で構成される9変数及びそれらの第1主成分得点(*AUDSCO*)を用いて、経営監督機関の構造とその通時的変化を捕える<sup>7)</sup>。

上述した合計20種類の変数毎に、2009年被調査生存企業の経営監督機関に生じた構造変化の方向性を表したものが、図4である。同図の通り、変数の種類によって、組織変動の生起確率は大幅に異なる。即ち、取締役会会長、独立取締役、一般従業員代表取締役、専門家監査役及び監査法人に係る諸変数及び監査委員会役員総数(*AUDMEM*)で見ると、2005～09年間で、これらの観点から経営監督機関に全く変化が生じなかった企業は、2009年被調査生存企業の過半を占めている。これに対して、社外取締役、社内取締役、社外監査役、一般従業員代表監査役、社内監査役に関する諸変数及び取締役会役員総数(*BOAMEM*)では、2009年被調査生存企業の大多数に一定の変化が認められる。この結果、*BODSCO*が上昇した企業が全体に占める比率は、下降した企業のそれを8.2%上回る。同様に、*AUDSCO*でも、前者が後者を8.3%凌駕している。第1主成分の固有ベクトルから、主成分得点の上昇は、取締役会及び監査体制共に、その経営陣からの組織的独立性の強化を意味すると判断される。従って、世界金融危機前後の5年間に、企業統治システムの質的改善を成し得たロシア企業数は、改悪した企業数をやや上回っているといえよう。

経営監督機関の通時的構造変化をより詳細に図解したものが、図5である。同図(a)及び(b)は、パネルデータの2005年変数値(緑色点線)と2009年変数値(赤色実線)のカーネル密度推定結果を同時グラフ化したものであり、同図(c)及び(d)は、2009年変数値から2005年変数値を減じて得られる階差データのカーネル密度分布を表したものである。この通り、パネルデータからは、社外取締役比率(*BOACOM*)と独立取締役比率(*BOAIND*)の密度分布に、

<sup>7)</sup> 主成分分析の主な結果は、付録1を参照。

取締役会の独立性強化を意味する方向で、二時点間に特に大きな変化が見られる。他方、監査体制については、社外監査役比率(*AUDCOM*)、専門家監査役比率(*AUDEXP*)、一般従業員代表監査役比率(*AUDWOR*)及び社外監査役総数(*OUTAUD*)に同様の変化が観察される。この結果、*BODSCO* 及び *AUDSCO* の分布にも、二時点間で著しい変動が確認される。但し、階差データの分布が示す通り、逆方向の動きも決して弱いわけではなく、従って、ロシア企業の経営監督機関は、改善・改悪織り交ざった複雑な構造変動を経験したといえるだろう。

次に、工業部門全体として、経営監督機関の独立性は改善したのかという問いを検証してみた。表2が、その結果である。ここでは、2009年被調査生存企業の2005年データと2009年データの平均値及び階差を用いて、取締役会及び監査体制の独立性が観察期間に向上したという仮説の *t* 検定を行った<sup>8)</sup>。同表によれば、社外取締役や独立取締役に係る変数と社外監査役や専門家監査役に関する変数、並びに *AUDMEM* や *AUDSCO* に関する検証結果が、この仮説を支持している。一方、残る10変数を用いた *t* 検定は、帰無仮説を棄却できない。この結果は、図4及び図5から得られた分析結果と整合的である。

表1(c)の通り、本稿では、所有構造の変化を、外部株主所有比率(*OWNOUT*)及び経営者大株主ダミー(*MANSHA*)で捕捉する。これら2変数のカーネル密度推定の結果は、図6の通りであるが、ここから、2005～09年の間に外部株主の所有比率が向上する一方、一定数の企業において、経営者が大株主としての地位を喪失したことが見て取れる。即ち、全体として、ロシア企業は、この5年間に外部により開かれた所有構造へと移行したのである。

以上に見た企業所有と経営監督機関の構造変化には、緊密な相関関係が存在するのだろうか？ 世界金融危機への対処を迫られた企業は、その取締役会及び監査体制に如何なる改編を加えたのであろうか？ 次節では、ロシア企業の経営監督機関構造及びその変動に影響を及ぼす諸要因の理論的考察を通じて、実証分析の為の仮説を提起する。

### 3. 経営監督機関構造及びその変動の影響因子に関する理論的考察と仮説

ロシア株式会社の経営監督機関は、民法典と株式会社法によってその法制度的基礎が与えられ、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<sup>9)</sup>。これら諸法令が定める株式会社の機関構造は、図7の通りである。取締役会の人員規模と構成員の決

<sup>8)</sup> この観点から、一般従業員代表取締役、社内取締役、一般従業員代表監査役及び社内監査役の総数や全役員に占める比率については、観察期間中に低下するという仮説を、その他の変数は上昇するという仮説を、それぞれ検証した。なお、役員総数を、経営監督機関の独立性指標として用いる論拠は、Boone et al. (2007)や Linck et al. (2008)を参照されたい。

<sup>9)</sup> 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、2005～09年に有効であった法令の内容に基づくものである。

定は、株主総会の排他的権限であり、普通決議事項である(株式会社法[株]48条1項4段)。但し、その選任数には、議決権付き株式保有者数に応じた下限が定められている(株66条3項)<sup>10</sup>。一方、役員数の上限に規制はない。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、定期株主総会の場において必ず全員が改選されねばならない(株47条1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)。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(株67条1項)。株式会社法は、最高経営責任者(図7の単独執行機関を指す)の取締役会会長の兼任及び最高経営責任者と他の経営幹部で構成される合議執行機関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(株66条2項)。しかし、この定めは、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。更には、民法典と株式会社法のいずれも、社外取締役や独立取締役の選任数について明確な規定を含んでいない(Muravyev et al., 2014)。他方、2002年4月に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、取締役会構成員の少なくとも4分の1は独立取締役が占め、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べきであると明記している。しかし、政府勧告文書である同法典に法的な拘束力はなく、従って、同規定のコンプライアンスを表明するロシア企業は大変限られている(岩崎, 2010)。即ち、取締役の属性別構成は、事実上会社側の自由裁量に委ねられているとって過言ではないのである。

ロシア法は、米国や欧州諸国の一部で普及している委員会設置会社ではなく、むしろ日本やイタリアが採用する監査役会設置会社に近い監査体制を定めている(民法典103条及び株85条)。同国では、全ての株式会社に監査役会の設置が義務化されている。その構成人数に法的制限はない。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、取締役と同様に1年であり、定期株主総会の場で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。持株1/50要件を満たす株主は、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53条7項は、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付与している。一方の会計監査人は、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と規定されている(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。

---

<sup>10</sup> ロシアでは、議決権付き株式保有者数が10,000名以上の会社は9名、1,000名以上10,000名未満の場合は7名、1,000名未満の会社は最低5名の取締役を選任しなければならない。



上述した株式会社法 53 条 7 項及びこの規定は、ロシアにおける会社経営の現場で広範かつ頻繁に実践されており、筆者が調査した殆ど全ての事例において、株主総会は、取締役会からの提案に基づいて監査役を選任し、会計監査人を承認しているのが実情である(Iwasaki, 2014b)<sup>11</sup>。

以上に述べた取締役会及び監査体制の法制度的枠組み及び会社経営の実践を踏まえたロシア企業の経営監督体制決定メカニズムは、図 8 に図式化されている。同図の通り、取締役会の役員構成を決定する一義的な主体が株主総会であるのは疑いの余地が無い。一方、監査体制の有り方は、株主と取締役の間に深刻な利害対立が存在しない限り、取締役会の意思に委ねられていると考えるのが、最も現実の姿に近い。

取締役会構成の決定要因を考察した一連の先行研究(Coles et al., 2008; Linck et al., 2008; Lehn et al., 2009), 並びに、これらの研究成果に立脚しつつ、2005 年のクロスセクションデータに基づいてロシア企業の実証分析を行った Iwasaki (2008)及び岩崎(2010)によれば、プリンシパル=エージェント理論が予測する通り、外部投資家の株式取得は、投資先企業における取締役会の独立性を高める効果を発揮する。何故なら、外部株主には、株式価値の最大化という目的から、経営陣が機会主義的に逸脱することを回避すべく、取締役会を通じて彼らを監視・監督する強い動機が存在するからである。上記に引用した先行研究の静的実証結果は、取締役会の動学的構造変化の説明にも適用可能であろう。即ち、外部株主保有比率の追加的増加は、取締役会の独立性をより一層押し上げる効果を持つと予想されるのである。ここから、次の仮説が導き出される。

H<sub>1a</sub>: 外部株主の所有比率は、経営陣に対する取締役会の独立性と正に相関する。

H<sub>1b</sub>: 外部投資家による追加的な株式取得は、取締役会の独立性を向上する。

上述の通り、ロシア株式会社の取締役会は、監査体制の編成過程に極めて能動的な役割を果たす権能が法的に保障されている。更に、往々にして、外部株主の利害関心を会社経営に反映すべく株主総会で選出された社外取締役は、株主の代理人としての評判の維持と向上及び任務懈怠の責を問われて株主代表訴訟に晒されるリスクを避けたいという個人的動機とも相俟って、社内取締役が求める水準よりも、より一層厳格な会計・業務監査を希求する性向を持つ(Adams, 1997; Beasley and Petroni, 2001; Cotter and Silvester, 2003; Ruiz-Barbadillo et al., 2007)。実際、取締役会構成が、監査体制の独立性に関する極めて有効な予測因子であることは、これらの先行研究と共に、Iwasaki (2014b)のロシア企業を対象とした実証分析でも強く示唆されている。以上の議論及び先述の動学的見地から、次の仮説が得られる。

H<sub>2a</sub>: 取締役会の社外役員比率は、監査体制の独立性と正に相関する。

H<sub>2b</sub>: 取締役会社外役員比率の追加的上昇は、監査体制の独立性を更に促進する。

<sup>11</sup> なお、ロシア株式会社制度の全体像は、Iwasaki (2007)に詳しい。

経営裁量権の配分を争って、経営者集団が、株主や社外取締役と対立するのは避けられない。図8が示す通り、また Hermalin and Weisbach (1998)や Boone et al. (2007)等の先行研究も繰り返し主張している様に、経営陣の意思決定権を制限するような経営監督機関強化の動きに対して、彼らは、自らの交渉力を最大限活用して、その阻止に努めるであろう。ロシアにおいても、社長やその他経営幹部が、自社の経営方針を巡って、外部株主や社外取締役と激しく対峙する傾向があるのは周知の事実である (Filatotchev et al., 1999; Dolgopyatova et al., 2009)。そこで筆者は、ロシア企業の経営者集団は、しばしば自社の大株主でもあるという事実に着目しつつ、次の仮説を提起する。

H<sub>3a</sub> : 経営者集団の大株主としての存在は、経営監督機関の独立性と負に相関する。

H<sub>3b</sub> : 経営者集団の大株主としての台頭は、経営監督機関の独立性を損なう。

本稿冒頭で言及した通り、世界金融危機時に、企業統治システムが如何なる進化を遂げたのかという研究課題を正面切って扱った先行研究は Chen (2014)に限られる。同論文は、経營業績の悪化に際して、社外役員が取締役会の多数派を占める企業は、社外役員が少数派である企業よりも、事業再編や雇用調整に着手する確率が高く、なおかつ事後的なパフォーマンスの改善率もより良好であることを実証した Perry and Shivadasani (2005)等を論拠として、「世界金融危機時の厳しい事業環境に対応した企業では、危機後に取締役会の独立性が向上する」(ibid., p. 6)と予測し、台湾上場企業 797 社のデータを用いた実証分析から、この仮説を裏付ける結果を得ている。また、ロシア上場企業 177 社を対象とする実証研究を行った Suvankulov and Ogucu (2012)は、2007 年時の企業統治クオリティ指標と世界金融危機時の株価及びトービンのQの下落率との間には、有意に負の相関関係が存在することを見出し、この結果から、良好な企業統治システムを具えたロシア企業は、世界金融危機時の業績悪化を、効果的に抑止することができたと結論している<sup>12)</sup>。

Suvankulov and Ogucu (2012)による以上の実証結果は、取締役会や監査委員会を中核とする会社機関の独立性は、世界金融危機前後の企業生存確率と頑健に正に相関することを発見した Iwasaki (2014a)の研究結果と極めて整合的である。この様に、より良い企業統治が世界金融危機時の組織存続、並びに業績悪化の阻止に有効であったとするなら、その対応策として企業統治システムの刷新を決断したロシア企業は、経営監督機関の独立性を高める方向に組織改革を進めた可能性は高いと予想するのは自然であろう。即ち、

H<sub>4</sub> : 世界金融危機への対策として経営監督機関の刷新を行った企業では、取締役会及び監査体制の独立性が向上する。

図8にも描かれている通り、企業組織や経営活動に係るその他の諸要因も、経営監督機

---

<sup>12)</sup> 但し、先進国研究や金融機関研究は、企業統治と世界金融危機時の株価や経営実績との関係について、Suvankulov and Ogucu (2012)と同様の実証結果を得ているわけでは必ずしもない。その例として、Aebi et al. (2012)、Erkens et al. (2012)及び Gupta et al. (2013)を参照。

関の有り方に一定の影響を及ぼす可能性がある。このため、本稿では、(1)株式所有を通じた企業集団への参画、(2)定款による株式取得制限、(3)法人形態の選択、(4)社会主義企業の組織的遺制及び(5)企業規模という5つの要因を、企業組織面の潜在的な影響因子として取り上げる一方、(1)経営・生産活動の効率性、(2)外部資金調達への依存度、(3)海外事業展開の規模及び(4)研究開発及びイノベーション活動の積極性から成る4つの要因は、経営活動面の潜在的な影響因子として特に注目を払い、先に述べた諸仮説の実証的検証に際しては、これらの諸要因にも分析的な配慮を施す。

上記に列挙した企業組織面の諸要因が、経営監督機関の独立性に及ぼす作用は、次のように論じられている。即ち、他の条件を一定とすれば、株式所有を通じて企業集団の傘下にあるロシア企業は、いわゆる独立系企業よりも、より独立性の高い企業統治システムを編成する傾向がある。株式取得に一定の上限を課す定款規則の存在は、外部株主の発言力抑制を通じて、社外取締役の採用を阻害する。法人形態としての開放株式会社は、閉鎖株式会社や有限責任会社よりも、より外部に開放された企業統治システムを構築する指向性を持つ。社会主義企業を組織的由来とする企業、即ち、旧国有(公有)私有化企業及び国有(公有)企業ないし私有化企業を母体とする新設分割企業は、ソ連時代に培われた組織文化の歴史的慣性やインサイダー優遇的な企業私有化政策の結果として、内向的な経営監督機関を組織化する傾向が強い。一方、企業規模の拡大に伴って、経営監督機関の独立性が強化される傾向にあることは、多くの先行研究によって繰り返し実証されている。

経営活動面の諸要因の影響については、以下の如き議論がなされている。即ち、経営・生産活動が効率的な企業では、経営者への監視・監督圧力が弱まるという実証結果が、国や時代を超えて幾度も再現されている。資本市場での株式や社債の発行及び金融機関からの資金借入れは、外部に開かれた企業統治システムの採用を促す。海外事業展開の規模も、同様の効果を発揮する。他方、研究開発やイノベーション活動の積極性は、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。かかる業績評価を担うのは社内の人材に他ならず、従って、他の条件が等しければ、研究開発やイノベーション活動が活発な企業では、経営監督機関における社内役員の必要性が増す。

以上に述べた企業組織及び経営活動要因の企業統治システムに対する効果が、世界金融危機という、平常とは云い難い経営環境の下でも再現されるのか否かは、非常に興味深い点である<sup>13)</sup>。

本節の検討結果は、表3に要約されている。次節では、その実証的検証を試みる。

---

<sup>13)</sup> これら企業組織・経営活動要因の影響に関するより詳しい議論は、岩崎(2010)及び Iwasaki (2014b)を参照のこと。また、これら2論文の引用文献に加えて、Monem (2013), Rizzotti and Greco (2013), Baldenius et al. (2014), Fraile and Fradejas (2014)及び Hsu et al. (2015)ら最新研究の理論的考察と実証結果も大いに参考となる。

#### 4. 実証分析

本節では、前節に提起した理論的仮説の現実適合性を実証的に吟味する。以下、4.1 項でその方法論を解説し、続く 4.2 項で推定結果を報告する。そして、最終 4.3 項において、2009 年生存企業の追跡調査からの一部脱落が、推定結果に及ぼす影響の程度を検討する。

##### 4.1 実証方法

仮説検証の方法として、本稿では、経営監督機関構造を従属変数とするパネルモデル及び階差モデルの回帰推定を行う。いま、第  $i$  企業の  $t$  年における経営監督機関構造を  $y_{it}$  で表せば、推定するパネルモデルは、

$$y_{it} = \mu + \sum_{j=1}^n \beta_j x_{ijt} + \sum_{k=1}^m \gamma_k z_{ik} + \varphi_i + \omega_i + \varepsilon_{it}, i = 1 \dots N, t = 2005, 2009 \quad (1)$$

と表される。ここで、 $\mu$  は定数項、 $\beta$  及び  $\gamma$  は推定すべきパラメータ、 $x$  は時変的な独立変数であり、 $z$  は時間不変な独立変数である。 $\varphi$  は第  $i$  企業所属産業の固定効果、 $\omega$  は企業個別効果であり、残る  $\varepsilon$  は誤差項である。

一方、二時点間の構造変化( $\Delta y_{it} = y_{i2009} - y_{i2005}$ )を分析する階差モデルは、

$$\Delta y_{it} = \sum_{j=1}^n \delta_j \Delta x_{ijt} + \Delta \varepsilon_{it} \quad (2)$$

となる。ここで、 $\delta$  は推定すべき一階差パラメータ、 $\Delta x_{ijt} = x_{ij2009} - x_{ij2005}$ 、 $\Delta \varepsilon_{it} = \varepsilon_{i2009} - \varepsilon_{i2005}$  である。(2)式の通り、階差モデルは、時間不変な独立変数  $z$ 、所属産業固定効果  $\varphi$  及び企業個別効果  $\omega$  から成る通時的に一定な要因の影響が一切除去された定数項を含まないモデルとして定式化される<sup>14)</sup>。

上記回帰モデルの左辺には、第 2 節で用いた取締役会会長外部登用度(*BOALEA*)から監査体制構成変数第 1 主成分得点(*AUDSCO*)に至る合計 20 種類の変数を導入する。表 1 (a) 及び (b) の通り、これら 20 変数の内、*BOALEA* 及び監査法人属性(*AUDFIR*)は、順序変数であり、取締役会役員総数(*BOAMEM*)等の役員数を値とする 10 変数は、計数データ(count data)である。従って、前者を従属変数とするパネルモデルに対しては順序プロビット推定量を、後者のそれにはポワソン推定量を各々適用する。なお、これら順序プロビットモデル及びポワソンモデルのパネル推定に際しては、線形モデルの推定値を利用した Hausman 及び Breusch-Pagan 検定の結果を参照しつつ、プーリング推定、変量効果推定及び固定効果推定の選択を行う。その他 8 つの連続変数を従属変数とするパネルモデルは、同様のモデル定式化検定に基づいて、プーリング最小二乗法(OLS)推定量、線形変量効果推定量及び線形固定効果推定量のいずれかで推定する。一方、階差モデルの推定には OLS を適用する。

<sup>14</sup> もちろん、直接観察できない時間不変な変数の影響も同時に除去される。

回帰モデルの右辺には、やはり第2節に登場した外部株主所有比率(*OWNOUT*)と経営者大株主ダミー(*MANSHA*)という2種類の所有変数及び取締役会の独立性を代理する社外取締役比率(*BOACOM*)に加えて、表1(d)の通り、世界金融危機への対応策として業務執行機関ないし監査体制の抜本的な組織改編を行った企業を、それぞれ1で特定する世界金融危機時業務執行機関改革企業ダミー(*CRISIS\_BOD*)及び同監査体制改革企業ダミー(*CRISIS\_AUD*)を導入することで、先述した諸仮説の検証を試みる。

前節で議論した通り、回帰モデルの推定に際しては、企業組織や経営活動に係るその他の諸要因の同時的な制御が必要である。そこで本稿では、表1(e)の通り、企業集団参加ダミー(*GROFIR*)から平均従業員数(*COMSIZ*)までの6変数を、企業組織の状態を捕える変数として採用し、同表(f)の通り、労働生産性(*LABPRO*)から新製品/サービス開発実績ダミー(*NEWPRO*)から成る6種類の変数は、経営活動の様態を表現する変数として用いる。

企業集団への参加、定款による株式取得制限及び法人形態としての開放株式会社選択の効果は、それぞれ *GROFIR*、持株上限率制限企業ダミー(*LIMOWN*)及び開放株式会社ダミー(*OPECOM*)でこれらを捕える。旧国有(公有)私有化企業ダミー(*PRICOM*)及び国有(公有)企業・私有化企業新設分割企業ダミー(*SPIOFF*)は、社会主義企業の組織的遺制の影響を検証するために用いる。以下、*COMSIZ* は企業規模、*LABPRO* は経営・生産活動の効率性、株式・社債発行企業ダミー(*MARFIN*)と銀行信用借入実績及び平均融資期間(*BANCRE*)は資金調達源としての資本市場や銀行融資への依存度、総売上高に占める輸出の比率(*EXPSHA*)は海外事業展開の規模、研究開発費支出実績(*R&DEXP*)及び *NEWPRO* は研究開発及びイノベーション活動の積極性を、各々代理する変数である。

本稿の実証研究では、世界金融危機を含む2005~09年の観察期間中に、市場からの退出を免れたロシア企業を分析対象とすることから生じ得る、いわゆる「生存バイアス」への分析的配慮が不可欠である。この問題に対処するために、上記(1)式の推定に当たっては、退出企業の2005年観察値も含めたパネルデータを用いる。一方、(2)式に対しては、Heckmanの二段階推定法を採用する。即ち、その第1段階では、企業生存確率を従属変数とするプロビット推定を行い、次に、その結果から得られる逆ミルズ比を、(2)式の右辺に追加することで、生存バイアスに対処するのである。逆ミルズ比の係数がゼロであるという帰無仮説が棄却されれば、生存バイアスが存在すると判定される。次項では、理論的仮説の実証的解釈と共に、生存バイアスの検証結果も合わせて報告する。

## 4.2 推定結果

表4(a)は、取締役会構成変数を従属変数とするパネルモデル(1)式の推定結果である。この通り、*OWNOUT* は、全10モデル中8モデルにおいて、10%水準又はそれ以下で統計的に有意であり、なおかつその回帰係数は、仮説 $H_{1a}$ の予測に合致した符号関係を示している。即ち、他の条件を一定とすれば、全発行株式に占める外部株主の保有株式数がより大きいロシア企業では、*BOACOM*、*BOAMEM*、社外取締役総数(*OUTDIR*)及び独立取締役

総数(*INDDIR*)がより大きく、逆に、一般従業員代表取締役比率(*BOAWOR*)、社内取締役総数(*INSDIR*)及び *WORDIR* はより小さい取締役会が編成されるため、これらの結果として、取締役会構成の総合指標である取締役会構成変数第 1 主成分得点(*BODSCO*)が、平均的に高いという確かな傾向が看取されるのである。一方、*MANSHA* は、*BOALEA*、*BOACOM*、*OUTDIR*、*INDDIR* 及び *BODSCO* の 5 変数に対しては有意に負の係数値を、*INSDIR* に対しては有意に正の係数値を示しており、従って、経営者集団の大株主としての存在は、経営監督機関の独立性を抑制する方向に影響すると予測した仮説  $H_{3a}$  を、取締役会に即して強く支持している。

ここで、監査体制構成変数を従属変数に用いたパネルモデルの推定結果を一覧する表 4 (b)に目を転じると、*BOACOM* は、社外監査役比率(*AUDCOM*)、*AUDFIR* 及び社外監査役総数(*OUTAUD*)の 3 変数に対しては有意に正の係数を、一般従業員代表監査役比率(*AUDWOR*)、社内監査役総数(*INSAUD*)及び一般従業員代表監査役総数(*WORAUD*)の 3 変数に対しては有意に負の係数を表しており、これらの効果が、全体として、*BOACOM* と監査体制構成変数第 1 主成分得点(*AUDSCO*)との 1%水準で有意に正の相関関係の検出に結果としているという意味で、以上の推定結果は、仮説  $H_{2a}$  を強く支持している。他方、*MANSHA* は、*AUDCOM*、監査委員会役員総数(*AUDMEM*)、*OUTAUD*、専門家監査役総数(*EXPAUD*)及び *AUDSCO* と有意に負に相関しており、先述した取締役会の独立性に対する抑制効果と相俟って、仮説  $H_{3a}$  を実証的に裏付けている。

所有変数及び取締役会構成変数に関する上述の推定結果とは対照的に、世界金融危機変数のそれは大変意外なものとなった。即ち、表 4 (a)において、*CRISIS\_BOD* は、*INDDIR* を従属変数とするモデルでは有意に正の、*WORDIR* のそれにおいては有意に負に推定されており、世界金融危機への対応策として業務執行機関の組織改革を行ったロシア企業は、他の条件を一定とすれば、その他の企業よりも平均的により多くの独立取締役を採用する一方、一般従業員代表役員数がより少ない取締役会を運営していた可能性が高いという意味で、仮説  $H_4$  と整合的である。

他方、同表(b)の通り、*CRISIS\_AUD* は、*AUDCOM*、*OUTAUD*、*EXPAUD* 及び *AUDSCO* の 4 変数とは有意に負に相関する一方、*AUDWOR* 及び *WORAUD* の 2 変数とは有意に正に相関している。即ち、これらの推定結果には、世界金融危機への対応策として監査体制の大幅な改編を実行した企業では、経営陣に対する独立性が、その他の企業よりも相対的に低い監査委員会が編成されていた可能性が示されており、仮説  $H_4$  の予想に強く反している<sup>15)</sup>。但し、パネルモデルの推定結果は、世界金融危機に対応した組織改革の方向性を捕えたものとは必ずしもいえず、従って、仮説  $H_4$  のより厳密な判定は、階差モデルの推定結果に委ねる必要がある。

<sup>15)</sup> なお、本稿付録 2 の通り、以上に述べたパネルモデルの推定結果は、2009 年被調査生存企業の観察値のみを用いた場合でも、殆ど変わるところが無かった。

そこで、Heckman の二段階推定法に基づいた階差モデル(2)式の推定結果を報告する表 5 に目を向けよう<sup>16)</sup>。同表(a)の通り、OWNOUT は、BOACOM、OUTDIR 及び BODSCO を従属変数とする 4 つのモデルで有意に正の、INSDIR 及び WORDIR のそれでは有意に負の係数を示す一方、MANSHA は、INSDIR を左辺に導入したモデルでは有意に正に推定されたと同時に、BOALEA、BOACOM、OUTDIR 及び BODSCO の 4 モデルでは有意に負の係数を示した。従って、外部株主による追加的な株式取得は、取締役会の独立性向上に寄与する一方、経営者集団の大株主としての台頭は、真逆の作用を取締役に及ぼすという仮説 H<sub>1b</sub> 及び H<sub>3b</sub> は、ここに確かな実証的裏付けを得たといえる。加えて、同表(b)によれば、BOACOM は、AUDCOM 及び AUDSCO を従属変数とするモデルでは有意に正に、AUDWOR、INSAUD 及び WORAUD の 3 モデルでは有意に負に推定されており、これらの推定結果も、取締役会の独立性向上は、監査体制の独立性を一層促進するという仮説 H<sub>2b</sub> を強く支持していると解釈できる。他方、MANSHA は、10 種類の監査体制構成変数の内、唯一 AUDFIR に対して有意に負の係数を示したに過ぎない。従って、監査体制については、仮説 H<sub>3b</sub> に対して確固たる実証的証拠が得られたとは云い難い。

注目の世界金融危機変数は、先述したパネルモデルの推定結果と同様に、階差モデルのそれにおいても、取締役会と監査委員会に対して非対称的な効果を顕示した。事実、表 5 (a)において、CRISIS\_BOD は、BOAWOR 及び WORDIR を従属変数とする 2 つのモデルで有意に負に推定されており、従って、世界金融危機への対策として業務執行機関の大幅な刷新を実行したロシア企業は、一般従業員代表取締役を平均 1.045 名削減し、彼らの取締役全体に占める比率を 13.2%引き下げた可能性が高いとの示唆が得られる。ところが、同表(b)においては、AUDCOM 及び OUTAUD を左辺に掲げるモデルでは有意に負の、AUDWOR のそれでは有意に正の係数が、CRISIS\_AUD に与えられている。換言すれば、世界金融危機に瀕して監査体制の抜本的な見直しを決断した企業は、社外監査役を平均 1.517 名削減し、この結果として全監査役に占める彼らの比率を 42.6%も引き下げ、これと同時に一般従業員代表監査役のそれをほぼ同水準の 42.3%も引き上げたと解釈できるのである。以上の結果として、CRISIS\_AUD と AUDSCO の間には、有意に負の相関関係が成立している。即ち、世界金融危機に対処すべく監査体制の改組を断行したロシア企業は、監査委員会の独立性を著しく虧損した可能性が極めて高いと推察されるのである。この意味で、仮説 H<sub>4</sub> は、監査体制に関する部分は強く棄却されたと判定される。

なお、表 5 によれば、BOAMEM を従属変数とするモデルを唯一の例外として、逆ミルズ比は有意に推定されていない。従って、生存バイアスが、以上の推定結果にもたらす影響

<sup>16)</sup> 第一段階のプロビット推定は、生存確率を従属変数、所有変数、企業組織変数、経営活動変数及び産業固定効果ダミーを独立変数とするモデルを対象とするものであり、その正判別率は 83.42%に達し、なおかつ Pearson の適合度検定は、予測値は観測値の分布に適合しているという帰無仮説を受容した( $\chi^2=368.94, p=0.334$ )。従って、第一段階の推定結果から得られた逆ミルズ比は、生存バイアスによる分布の歪みを十分に調整し得るものだと評価できる。

は皆無であるか、仮にあったとしても非常に軽微であると判断してよいだろう。

最後に、コントロール変数として採用した企業組織変数及び経営活動変数の推定結果から、次の7点を指摘しておく。即ち、第1に、企業集団の傘下にあるロシア企業は、いわゆる独立系企業よりも経営監督機関の独立性が高く、その傾向はとりわけ監査体制において顕著である。第2に、持株上限率を定款で制限する企業及び2005～09年間にかかる定款を採用した企業では、取締役会の独立性が著しく抑制されている。第3に、開放株式会社としての会社経営及び閉鎖株式会社から開放株式会社への転換は、独立性の高い経営監督機関の編成を促す強力な要因である<sup>17)</sup>。第4に、企業規模にも経営監督機関の独立性を促進する効果が見られる。但し、監査委員会については、専門家監査役比率を押し下げ、社内及び一般従業員監査役員総数を引き上げるといった意味での逆効果も観察される。第5に、銀行融資との比較において、資本市場からの資金調達は、監査体制の独立性を高めるより顕著な効果を発揮している。第6に、海外事業展開の規模は、当該企業をして、属性的により望ましい監査法人を採用せしめる効果をもたらしている。第7に、研究開発費の支出規模と新製品/サービス開発実績は、前者が取締役会の独立性と正に相関する一方、後者は取締役会と監査委員会の独立性双方と負に相関するという意味で、推定結果が大きく相違する。この通り、世界経済の歴史に深く刻まれた2008年金融危機下においても、これら一連の要因は、ロシア企業統治システムに一定の影響を及ぼしたことが確認された。

#### 4.3 標本脱落バイアスの検証

以上、本稿では、世界金融危機を生き抜いたロシア企業を分析対象とすることから生じ得る生存バイアスの可能性に対処した実証分析を試み、その推定結果への影響度が軽微であることを確認した。一方、図2の通り、2009年時に筆者らの追跡調査依頼を拒否した企業は、生存が確認された企業全体の33.4% (637社中213社)に達するものであり、決して少数ではない。このような標本企業の一部脱落が、理論母集団からの偏りを作り出すという意味で、本稿の推定結果に一定の歪みをもたらす可能性は排除できない。とりわけ、「脱落」という事象と従属変数とが独立な関係ではない場合、推定結果に深刻なバイアスがもたらされる恐れがある(田辺, 2012)。

そこで、この問題の影響程度を検証するために、まずは、実証分析に従属変数として用いた取締役会構成変数及び監査体制構成変数の2005年値に基づいて、2009年非調査生存企業と被調査生存企業の相互比較を行った。表6(a)及び(b)によれば、その18変数中15変数について、両者の間に統計的に有意な差は認められない。残る *AUDMEM*、*INSAUD* 及び *WORAUD* の3変数は、我々の追跡調査に非協力的であった企業の値が、調査受諾企業のそれを上回るという意味で、両者間に有意な差が検出された。とはいえ、平均値の差は、

---

<sup>17)</sup> なお、2009年被調査生存企業には、観察期間中に、閉鎖株式会社から有限責任会社へ法人形態を転換した企業がごく僅かに含まれているが、この組織変化が、経営監督機関構造に及ぼす影響は全く検出されなかった。



いずれの変数も 1.0 に達しておらず、著しく顕著な相違があるとはいえない。

次に、同様の分析を、所有変数、企業組織変数及び経営活動変数についても試行したところ、表 6 (c) から (e) の通り、14 変数中統計的に有意な差が認められるのは、*LIMOWN*、*LABPRO*、並びに *EXPSHA* の 3 変数であり、その平均値から、再調査を拒否した企業は、調査受諾企業よりも、定款で持株上限率を制限する蓋然性がより低く、労働生産性や輸出依存度がより高い傾向にあることが判明した。しかし、取締役会構成変数や監査体制構成変数の場合と同様に、その差異が極めて大きいわけではない。

この問題を更に検証するため、筆者は、退出企業の観測値に代えて、2009 年非調査生存企業のそれを用いたパネル推定及びヘックマン二段階推定法による階差推定も行ったが、パネルモデルの推定結果は表 4 と大差なく、なおかつ、階差モデルの逆ミルズ比は悉く非有意であった(推定結果は省略)。表 6 の単変量分析及びこれら補足的回帰推定の諸結果を総合すると、2009 年時の追跡調査が一部の企業から拒絶された結果として生じた標本脱落は、本稿の実証結果に憂慮すべき程の統計的な歪みをもたらすものではないと判断される。

## 5. おわりに

本稿では、ロシア連邦全域で実施した 2 度の独自聞き取り調査から得られた工業企業のパネルデータを用いて、米国発 2008 年世界金融危機を挟む 2005~09 年の期間におけるロシアの企業所有と経営監督機関に生じた構造変化の軌跡を辿ると共に、取締役会及び監査体制の独立性及びその時系列的変化に影響を及ぼす諸要因の実証分析を試みた。

この結果、当該期間を生き抜いたロシア企業の多くで、外部投資家の株式取得が進んだ一方、その反作用として、経営者が大株主としての地位を保有する企業の全体に占める比率がやや低下したことが明らかになった。また同時に、これら生存企業は、主に社外役員専任数を増加させることにより、標本集団全体として、経営陣からの経営監督機関の組織的独立性を高めたことも確認された。この意味で、ロシア工業部門では、Chen (2014) の台湾上場企業のケースがそうであった様に、世界金融危機の前後を通じて、企業統治システムに一定の質的な改善をもたらされたといえる。但し、企業レベルでは、改善と改悪の事例が多数入り混じっており、この間の経営監督機関の構造変化は、極めて複雑な様相を呈しているのもまた事実である。

以上の事実関係を踏まえて行った本稿のパネルデータ分析は、外部株主の所有比率と取締役会の独立性が正に相関すると予測した仮説  $H_{1a}$  及び取締役会社外役員比率の監査体制独立性への肯定的作用に関する仮説  $H_{2b}$  の現実適合性を裏付ける推定結果を示した。同時に、階差モデルの推定結果も、取締役会と監査体制の動学的変化に言及した仮説  $H_{1b}$  及び  $H_{2b}$  を強く支持した。一方、経営者集団の大株主としてのプレゼンスは、経営監督機関の独立性を抑制する方向に作用すると論じた我々の予想は、仮説  $H_{3b}$  が、監査体制の通時的変化を十分には説明し得ないという意味で、部分的にのみ支持された。更に、コントロー

ル変数の推定結果から得られた分析的含意は、総じて先行研究の実証結果と符合するものであり、Iwasaki (2008; 2014b)及び岩崎(2010)の2005年データを用いたクロスセクション分析の諸結果とも概ね整合的であった。

前節で報告した通り、2009年調査生存企業を分析対象とすることから生じ得る生存バイアス及び標本脱落バイアスの影響は、存在するとしても極めて軽微であると考えられる。従って、以上に述べた実証結果の一般性は十分に高いと判断される。この通り、現代ロシア企業の行動や組織を説明する概念装置として、先進国研究に基礎付けられた企業金融論や組織経済学の一般理論は総じて有効であり、分析期間の違いに依らず再現性も高いことが、ここに確認された。

上記に加えて、本研究では、2009年追跡調査の結果に基づいて、世界金融危機に際して企業統治システムの抜本的な見直しを余儀なくした企業を識別した上で、当該企業群の経営監督機関に生じた構造変化も合わせて解析した。Chen (2014), Suvankulov and Ogucu (2012)及びIwasaki (2014a)の実証結果を総合して、筆者は、世界金融危機への対策として経営監督機関の刷新を実行した企業では、取締役会及び監査体制の独立性が向上するという仮説を提案した。しかし、その検証結果は実に意外なものであった。即ち、未曾有のマクロ経済ショックに対応すべく業務執行機関の改革を断行した企業では、効率的な会社経営にとって一般的に有害な存在だと見なされている一般従業員代表取締役の定員数及び彼らの全役員に占める比率が統計的に有意に低下し、この結果、取締役会の意思決定プロセスにおける経営者及び社外役員の相対的発言力が向上した可能性が高いという意味で、仮説H<sub>4</sub>の観点から納得のいく結果が得られた反面、危機に瀕して監査体制の大幅な改新を実行した企業では、社外監査役の総数及び全役員に占める比率の低下と同時に、一般従業員代表監査役比率の上昇が観察され、この帰結として、監査体制構成変数第1主成分得点で測定された監査体制の総合的独立性が、有意かつ顕著に下落したのである。

以上の通り、世界金融危機は、ロシア企業の実行役員と監査体制に非対称的な構造変動を引き起こした。とりわけ、危機対策として、監査委員会の独立性を著しく虧損したロシア企業の行動は、容易には理解できないものがある。可能な解釈の一つは、社外の人材から有能な監査役を発見・雇用するための探査費用及び人件費が極めて高く、危機に直面したロシア企業は、コスト削減の一環として、一般従業員による社外監査役の代替を行ったというものである。別の解釈は、監査委員会の独立性を弛緩させることで、経営陣の裁量権を拡大し、これによって、経営上の諸困難に対応する大胆かつスピーディーな意思決定の実現を図ったのではないかというものである。また或は、世界金融危機が引き金となって生じた損失を覆い隠すべく、粉飾決算という違法な手段を含む会計操作の可能性を確保した措置だとの解釈もあり得るかもしれない。

以上に述べた結果解釈のいずれもが憶測の域を出るものではなく、今後の更なる実地調査とその結果の厳密な実証分析が求められる。今日のウクライナ情勢を巡る国際社会との

激しい対立及び原油価格の急落は、ロシアを再び経済的苦境に追い込んでおり、世界金融危機に匹敵するほどの悪影響が、国内企業にもたらされる可能性は高い。本稿が報告した実証結果の再検証という観点からも、ロシア企業の今後の行動が注目される。

#### 参考文献

- 岩崎一郎(2010)「ロシア企業の取締役会構成：株式会社のミクロ実証分析」『経済研究』第 61 巻第 4 号, 358-379 頁.
- 岩崎一郎(2014)「世界信用危機と新興市場」『HQ - Hitotsubashi Quarterly』第 42 巻, 26-31 頁.
- 田辺俊介(2012)『東大社研・若年壮年パネル調査の標本脱落に関する分析：脱落前年の情報を用いた要因分析』, 東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト Discussion Paper No.56, 東京大学社会科学研究所.
- Винслав, Ю., Т. Козенкова (2010), Предприятия реального сектора: реакция на кризис (по итогам опроса менеджеров, проведенного Издательским домом «Экономическая газета» и Университетом менеджмента и бизнес-администрирования)// Российский Экономический Журнал, №. 4, С. 66-70.
- Глисин, Ф., В. Безруков (2009), Начальные проявления кризиса (по результатам опроса региональных экспертов)// Экономист, №. 4, С. 29-34.
- Долгопятова, Т. (2009), Корпоративное управление в российских компаниях: роль глобализации и кризиса// Вопросы Экономики, №. 6, С. 83-96.
- Кислицын, Д. (2013), Политика господдержки предприятий в период кризиса 2008-2009 гг.: критерии отнесения к «системообразующим»// Вопросы Экономики, №. 6, С. 84-99.
- Корель, Л. В., В. Ю. Комбаров (2010), Опыт адаптации промышленных предприятий к кризису. итоги 2009 года (результаты экспертного социологического опроса руководителей)// ЭКО, №. 5, С. 90-103.
- Николаев, Игорь, Ольга Точилкина (2011), Экономический кризис через призму отраслевого анализа// Общество и Экономика, №. 3, С. 36-53.
- Федеральная служба государственной статистики (Rosstat) (2005), Российский статистический ежегодник 2004. Rosstat: Москва.
- Яковлев, А. (2009), Кто планирует инвестиции несмотря на кризис и что им мешает?// Вопросы Экономики, №. 12, С. 101-110.
- Adams, Mike (1997), Determinants of audit committee formation in the life insurance industry: New Zealand evidence, *Journal of Business Research*, 38:2, pp. 123-129.
- Aebi, Vincent, Gabriele Sabato and Markus Schmid (2012), Risk management, corporate governance, and bank performance in the financial crisis, *Journal of Banking and Finance*, 36:12, pp. 3213-3226.
- Baldenius, Tim, Nahum Melumad and Xiaojing Meng (2014), Board composition and CEO power, *Journal of Financial Economics*, 112:1, pp. 53-68.
- Barca, Fabrizio and Sandro Trento (1997), State ownership and the evolution of Italian corporate governance, *Industrial and Corporate Change*, 6:3, pp. 533-559.
- Beasley, Mark S. and Kathy R. Petroni (2001), Board independence and audit-firm type, *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 20:1, pp. 97-114.
- Bekiaris, Michalis, Thanasis Efthymiou and Andreas G. Koutoupis (2013), Economic crisis impact on corporate governance and internal audit: the case of Greece, *Corporate Ownership and Control*, 11:1, pp. 55-64.

- Black, Bernard S., Antonio Gledson de Carvalho and Joelson Oliveira Sampaio (2014), The evolution of corporate governance in Brazil, *Emerging Markets Review*, 20, pp. 176-195.
- Boone, Audra L., Laura Casares Field, Jonathan M. Karpoff and Charu G. Raheja (2007), The determinants of corporate board size and composition: an empirical analysis, *Journal of Financial Economics*, 85: 1, pp. 66-101.
- Chen, I-Ju (2014), Financial crisis and the dynamics of corporate governance: evidence from Taiwan's listed firms, *International Review of Economics and Finance*, 32, pp. 3-28.
- Coles, Jeffrey L., Naveen D. Daniel and Lalitha Naveen (2008), Boards: dose one size fit all? *Journal of Financial Economics*, 87:2, pp. 329-356.
- Cotter, Julie and Mark Silvester (2003), Board and monitoring committee independence, *Abacus*, 39:2, pp. 211-232.
- Dolgopyatova, Tatiana, Ichiro Iwasaki and Andrei A. Yokovlev (eds.) (2009), *Organization and development of Russian business: a firm-level analysis*, Palgrave Macmillan, Basingstoke.
- Erkens, David H., Mingyi Hung and Pedro Matos (2012), Corporate governance in the 2007–2008 financial crisis: evidence from financial institutions worldwide, *Journal of Corporate Finance*, 18:2, pp. 389-411.
- Ezzine, Hanene and Bernard Olivero (2013), Evolution of corporate governance during the recent financial crisis, *International Journal of Business and Financial Research*, 7:1, pp. 85-99.
- Filatotchev, Igor, Mike Wright and Michael Bleaney (1999), Privatization, insider control and managerial entrenchment in Russia, *Economics of Transition*, 7:2, pp. 481-504.
- Fraile, Isabel Acero and Nuria Alcalde Fradejas (2014), Ownership structure and board composition in a high ownership concentration context, *European Management Journal*, 32:4, pp. 646-657.
- Gaddy, Clifford G. and Barry W. Ickes (2010), Russia after the global financial crisis, *Eurasian Geography and Economics*, 51:3, pp. 281-311.
- Gupta, Kartick, Chandrasekhar Krishnamurti and Alireza Tourani-Rad (2013), Is corporate governance relevant during the financial crisis? *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 23, pp. 85-110.
- Hermalin, Benjamin E. and Michael S. Weisbach (1998), Endogenously chosen board of directors and their monitoring of the CEO, *American Economic Review*, 88:1, pp. 96-118.
- Hsu, Wen-Yen Hsu, Carol Troy and Yenyu (Rebecca) Huang (2015), The determinants of auditor choice and audit pricing among property-liability insurers, *Journal of Accounting and Public Policy*, 34:1, pp. 95-124.
- Iwasaki, Ichiro (2007), Corporate law and governance mechanism in Russia, In: Dallago, Bruno and Ichiro Iwasaki (eds.), *Corporate restructuring and governance in transition economies*, Palgrave Macmillan, Basingstoke, pp. 213-249.
- Iwasaki, Ichiro (2008), The determinants of board composition in a transforming economy: evidence from Russia, *Journal of Corporate Finance*, 14:5, pp. 532-549.
- Iwasaki, Ichiro (2014a), Global financial crisis, corporate governance, and firm survival, the Russian experience, *Journal of Comparative Economics*, 42:1, pp. 178-211.
- Iwasaki, Ichiro (2014b), What determines audit independence and expertise in Russia? firm-level evidence, *Corporate Ownership and Control*, 11:2, pp. 81-107.
- Klapper, Leora, Annamaria Lusardi and Georgios A. Panos (2013), Financial literacy and its consequences: evidence from Russia during the financial crisis, *Journal of Banking and Finance*, 37:10, pp. 3904-3923.
- Kuznetsov, Boris, Tatiana Dolgopyatova, Victoria Golikova, Ksenia Gonchar, Andrei Yakovlev and Yevgeny Yasin (2011), *Russian manufacturing revisited: industrial enterprises at the start of the*

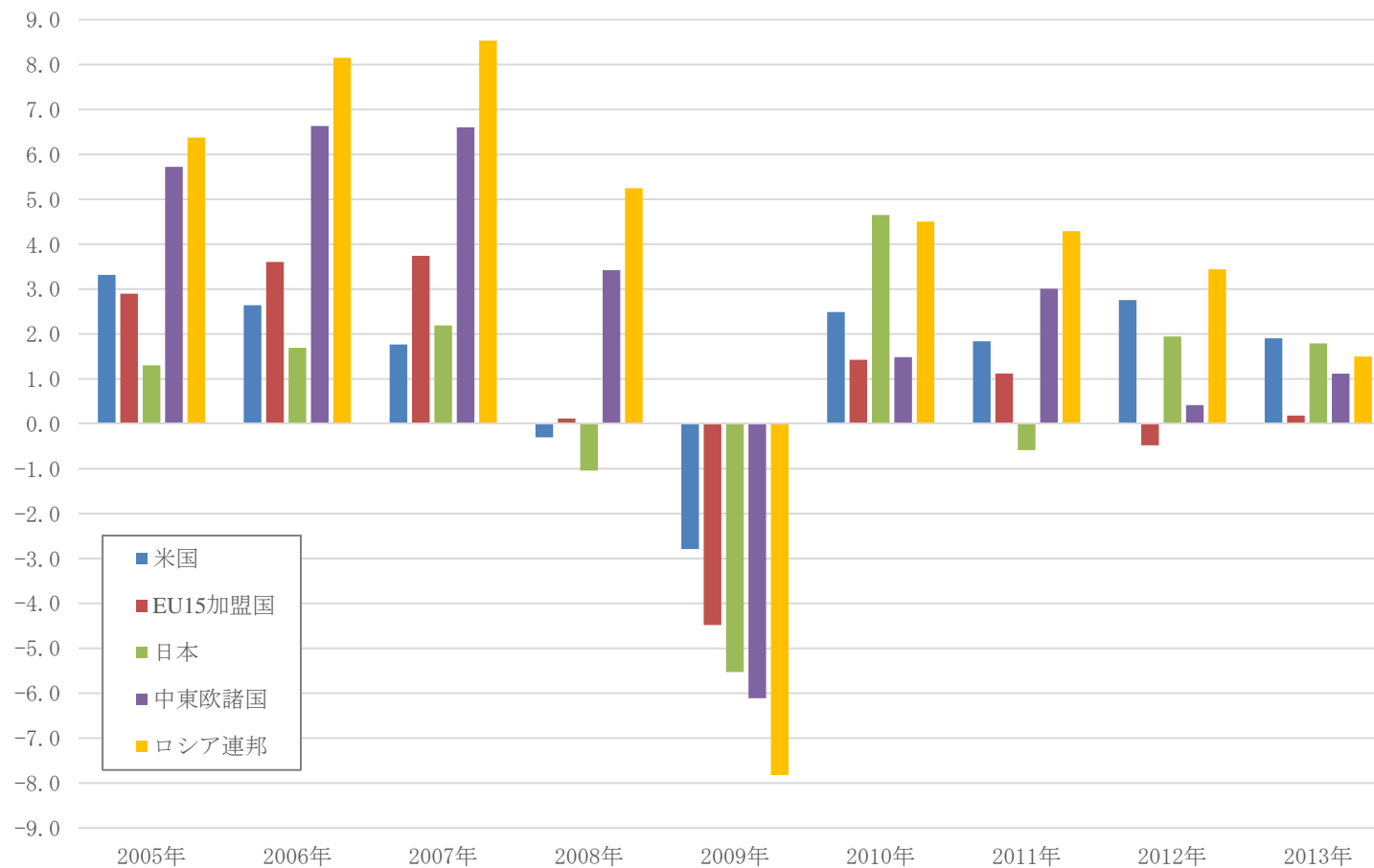
- crisis, *Post-Soviet Affairs*, 27:4, pp. 366-386.
- Lehn, Kenneth, Sukesh Patro and Mengxin Zhao (2009), Determinants of the size and structure of corporate boards: 1935-2000, *Financial Management*, 38:4, pp. 747-780.
- Linck, James S., Jeffrey M. Netter and Tina Yang (2008), The determinants of board structure, *Journal of Financial Economics*, 87:2, pp. 308-328.
- Martynova, Maria and Luc Renneboog (2011), Evidence on the international evolution and convergence of corporate governance regulations, *Journal of Corporate Finance*, 17:5, pp. 1531-1557.
- Monem, Reza M. (2013), Determinants of board structure: evidence from Australia, *Journal of Contemporary Accounting and Economics*, 9:1, pp. 33-49.
- Muravyev, Alexander, Irina Berezinets and Yulia Ilina (2014), The structure of corporate boards and private benefits of control: evidence from the Russian stock exchange, *International Review of Financial Analysis*, 34, pp. 247-261.
- Nefedova, Tat'yana G., Andrey I. Treyvish and Judith Pallot (2010), The "crisis" geography of contemporary Russia, *Eurasian Geography and Economics*, 51:2, pp. 203-217.
- Osipian, Ararat L. (2012), Predatory raiding in Russia: institutions and property rights after the crisis, *Journal of Economic Issues*, 46:2, pp. 469-479.
- Perry, Tod and Anli Shivdasani (2005), Do boards affect performance? evidence from corporate restructuring, *Journal of Business*, 78:4, pp. 1403-1432.
- Redmond, William (2010), Evolution of corporate governance principles among U.S. firms, *Journal of Economic Issues*, 44:3, pp. 615-627.
- Rizzotti, Davide and Angela M. Greco (2013), Determinants of board of statutory auditor and internal control committee diligence: a comparison between audit committee and the corresponding Italian committees, *International Journal of Accounting*, 48:1, pp. 84-110.
- 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, pp. 311-352.
- Suvankulov, Farrukh and Fatma Ogucu (2012), Have firms with better corporate governance fared better during the recent financial crisis in Russia? *Applied Economics Letters*, 19:8, pp. 769-773.
- Tabata, Shinichiro (2009), The impact of global financial crisis on the mechanism of economic growth in Russia, *Eurasian Geography and Economics*, 50:6, pp. 682-698.
- Yakovlev, Andrei, Yuri Simachev and Yuri Danilov (2010), The Russian corporation: patterns of behaviour during the crisis, *Post-Communist Economies*, 22:2, pp. 129-140.

〈法令リスト〉

- Гражданской кодекс РФ: часть первая от 30 ноября 1994 г. № 52-ФЗ. (с изменениями на 27 декабря 2009)
- 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 27 декабря 2009)

図1 世界金融危機前後の米国、欧州連合15加盟国、日本、中東欧諸国及びロシア連邦の経済成長率

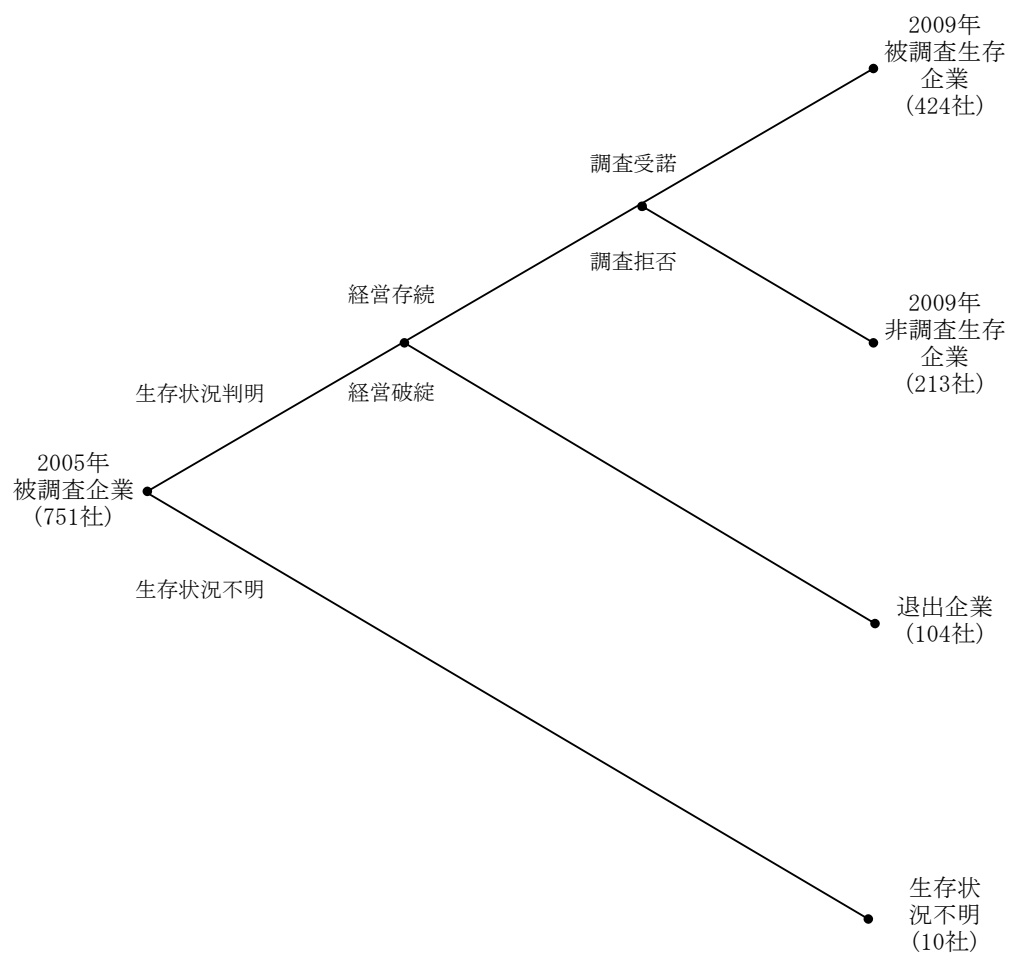
(対前年度比実質：%)



(注)EU15加盟国及び中東欧諸国は、国別実質経済成長率の単純平均。

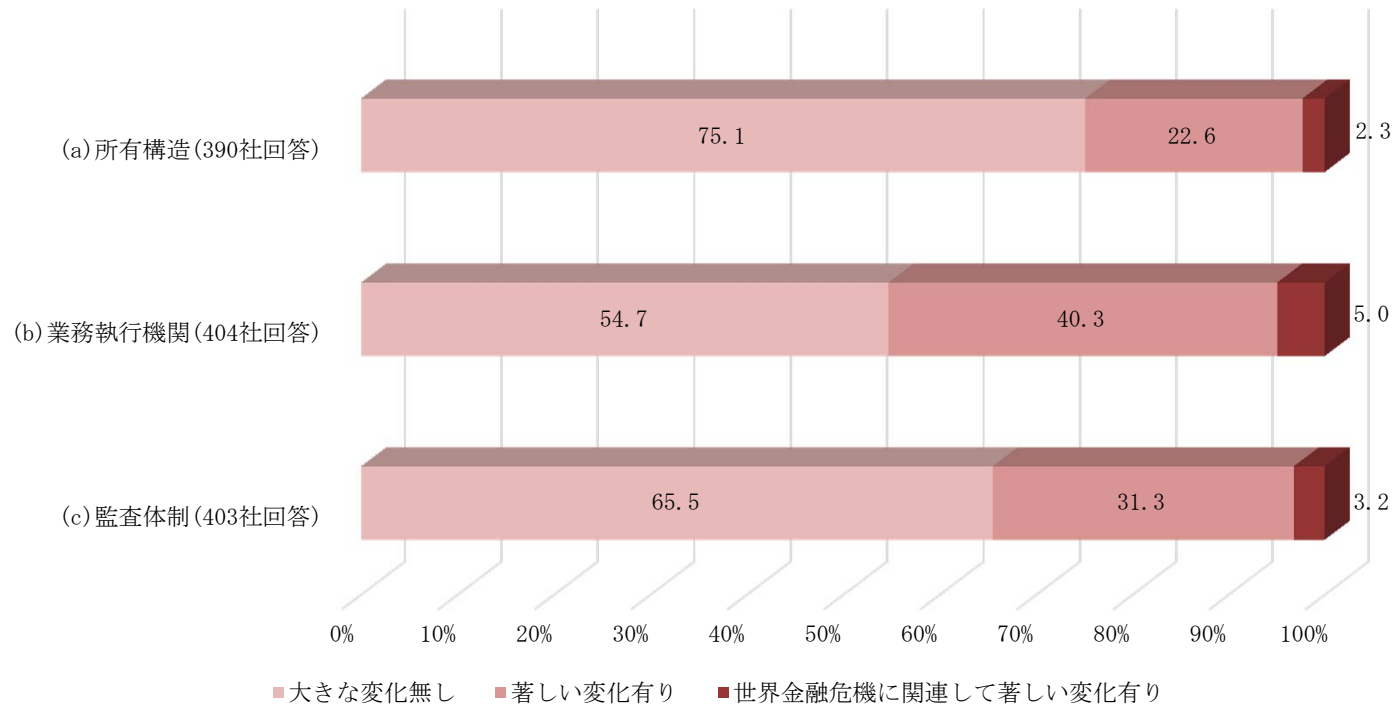
(出所)国連貿易開発会議(UNCTAD)公開データ(<http://unctad.org/en/Pages/Statistics.aspx>)に基づき筆者作成。

図2 ロシア企業751社の生存状況及び2009年調査実績



(出所) 独自企業調査結果に基づき筆者作成。

図3 ロシア企業の所有構造及び経営監督機関の変動：2005～09年



(注) 図中の数値は、構成比(%)。

(出所) 2009年企業聞き取り調査結果に基づき筆者作成。



表1 実証分析に用いる変数の意味内容・定義及びデータ種別記述統計量

変数の意味内容・定義(変数名)	記述統計量									
	パネルデータ <sup>1)</sup>					階差データ <sup>2)</sup>				
	平均	標準偏差	中央値	最大値	最小値	平均	標準偏差	中央値	最大値	最小値
<b>(a) 取締役会構成変数</b>										
取締役会会長外部登用度(BOALEA) <sup>3)</sup>	0.784	0.870	0	2	0	-0.047	1.044	0	2	-2
社外取締役比率(BOACOM) <sup>4)</sup>	0.487	0.352	0.545	1.000	0.000	0.034	0.389	0.000	1.000	-1.000
独立取締役比率(BOAIND) <sup>4)</sup>	0.075	0.189	0.000	1.000	0.000	0.037	0.261	0.000	1.000	-1.000
一般従業員代表取締役比率(BOAWOR) <sup>4)</sup>	0.054	0.137	0.000	1.000	0.000	0.009	0.182	0.000	0.714	-1.000
取締役会役員総数(BOAMEM)	6.713	4.504	6	100	1	0.369	6.656	0	95	-17
社外取締役総数(OUTDIR)	3.316	3.262	3	45	0	0.306	3.629	0	41	-8
独立取締役総数(INDDIR)	0.467	1.172	0	10	0	0.248	1.607	0	10	-6
社内取締役総数(INSDIR)	3.386	3.563	3	55	0	0.115	5.138	0	54	-10
一般従業員代表取締役総数(WORDIR)	0.463	1.992	0	40	0	0.264	2.770	0	40	-7
取締役会構成変数第1主成分得点(BODSCO) <sup>5)</sup>	0.000	1.796	0.119	4.968	-13.734	0.064	2.192	0.055	5.918	-15.483
<b>(b) 監査体制構成変数</b>										
社外監査役比率(AUDCOM) <sup>4)</sup>	0.433	0.403	0.333	1.000	0.000	0.042	0.493	0.000	1.000	-1.000
専門家監査役比率(AUDEXP) <sup>4)</sup>	0.173	0.312	0.000	1.000	0.000	0.051	0.399	0.000	1.000	-1.000
一般従業員代表監査役比率(AUDWOR) <sup>4)</sup>	0.508	0.413	0.500	1.000	0.000	-0.024	0.505	0.000	1.000	-1.000
監査法人属性(AUDFIR) <sup>6)</sup>	0.347	0.576	0	2	0	0.009	0.662	0	2	-2
監査委員会役員総数(AUDMEM)	3.629	2.896	3	50	1	0.534	4.234	0	45	-9
社外監査役総数(OUTAUD)	1.609	2.265	1	40	0	0.498	3.128	0	37	-9
専門家監査役総数(EXPAUD)	0.631	1.212	0	10	0	0.315	1.546	0	9	-5
社内監査役総数(INSAUD)	2.011	2.002	2	30	0	0.044	2.763	0	28	-6
一般従業員代表監査役総数(WORAUD)	1.800	2.037	2	30	0	0.159	2.797	0	28	-6
監査体制構成変数第1主成分得点(AUDSCO) <sup>7)</sup>	0.000	2.164	-0.246	5.300	-9.759	0.326	2.582	0.000	7.062	-7.010
<b>(c) 所有変数</b>										
外部株主所有比率(OWNOUT) <sup>8)</sup>	1.931	2.108	1	5	0	0.187	2.208	0	5	-5
経営者大株主ダミー(MANSHA)	0.469	0.499	0	1	0	-0.065	0.564	0	1	-1
<b>(d) 世界金融危機変数</b>										
世界金融危機時業務執行機関改革企業ダミー(CRISIS_BOD)	0.021	0.145	0	1	0	0.050	0.217	0	1	0
世界金融危機時監査体制改革企業ダミー(CRISIS_AUD)	0.014	0.117	0	1	0	0.032	0.177	0	1	0
<b>(e) 企業組織変数</b>										
企業集団参加ダミー(GROFIR)	0.359	0.480	0	1	0	0.024	0.533	0	1	-1
持株上限率制限企業ダミー(LIMOWN)	0.167	0.373	0	1	0	-0.038	0.434	0	1	-1
開放株式会社ダミー(OPECOM)	0.668	0.471	1	1	0	0.005	0.606	0	1	-1
旧国有(公有)私有化企業ダミー(PRICOM)	0.727	0.446	1	1	0	-	-	-	-	-
国有(公有)企業・私有化企業新設分割企業ダミー(SPIOFF)	0.106	0.308	0	1	0	-	-	-	-	-
平均従業員数(COMSIZ) <sup>9)</sup>	6.295	1.237	6.109	10.891	2.708	-0.212	0.722	-0.161	3.143	-3.466
<b>(f) 経営活動変数</b>										
労働生産性(LABPRO) <sup>10)</sup>	12.535	2.016	12.900	18.696	3.906	-0.192	2.498	0.443	7.672	-8.306
株式・社債発行企業ダミー(MARFIN)	0.108	0.311	0	1	0	0.040	0.335	0	1	-1
銀行信用借入実績及び平均融資期間(BANCRE) <sup>11)</sup>	2.604	1.526	3	5	0	0.186	1.769	0	5	-5
総売上高に占める輸出の比率(EXPSHA) <sup>12)</sup>	0.874	1.187	0	5	0	-0.081	1.082	0	5	-4
研究開発費支出実績(R&DEXP) <sup>13)</sup>	0.847	0.842	1	2	0	-0.216	0.949	0	2	-2
新製品/サービス開発実績ダミー(NEWPRO) <sup>14)</sup>	0.581	0.494	1	1	0	-0.017	0.614	0	1	-1

(注1) 図2に示されている2009年被調査生存企業及び2009年調査時に市場からの退出が確認された企業のデータで構成。

(注2) 図2に示されている2009年被調査生存企業のデータで構成。

(注3) 取締役会会長が内部登用者である企業を0、所属企業集団や事業提携先の人材から選出された準外部登用者である企業を1、外部登用者である企業を2とする順序変数。

(注4) 全役員に占める対象役員の比率であり、0.00≤x&lt;1.00の値を取る連続変数。

(注5) 上記9種類の取締役会構成変数を分析対象としたもの。主成分分析の主要な結果は、付録1(a)を参照。

(注6) 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7) 上記9種類の監査体制構成変数を分析対象としたもの。主成分分析の主要な結果は、付録1(b)を参照。

(注8) 次の6段階で評価された外部機関投資家持株比率の範囲を意味する。0: 0%、1: 10.0%以下、2: 10.1~25.0%、3: 25.1~50.0%、4: 50.1~75.0%、5: 75.1%~100.0%。

(注9) 年間平均従業員数の自然対数値。

(注10) 2005年価格で実質化した従業員当たり売上高の自然対数値。

(注11) 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: 過去4年間に借入実績無し、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12) 次の6段階で評価された輸出比率を意味する。0: 0%、1: 10%未満、2: 10.1~25.0%、3: 25.1~50.0%、4: 50.1~75.0%、5: 75%以上。

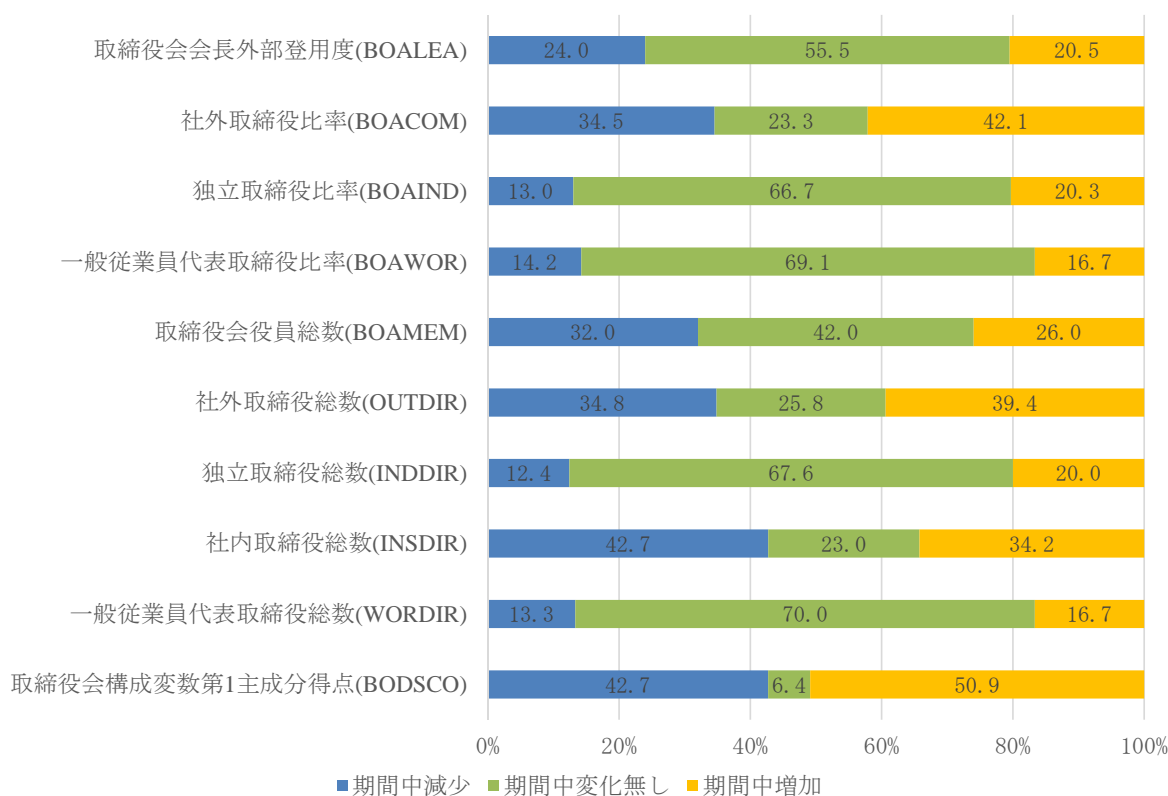
(注13) 次の3段階で評価された研究開発費支出実績を意味する。0: 過去4年間に支出実績無し、1: 支出実績はあるがその水準は過去4年間を通じて横ばい又は減少傾向、2: 支出実績がありかつその水準は過去4年間を通じて増加傾向。

(注14) 過去4年間における実績の有無。

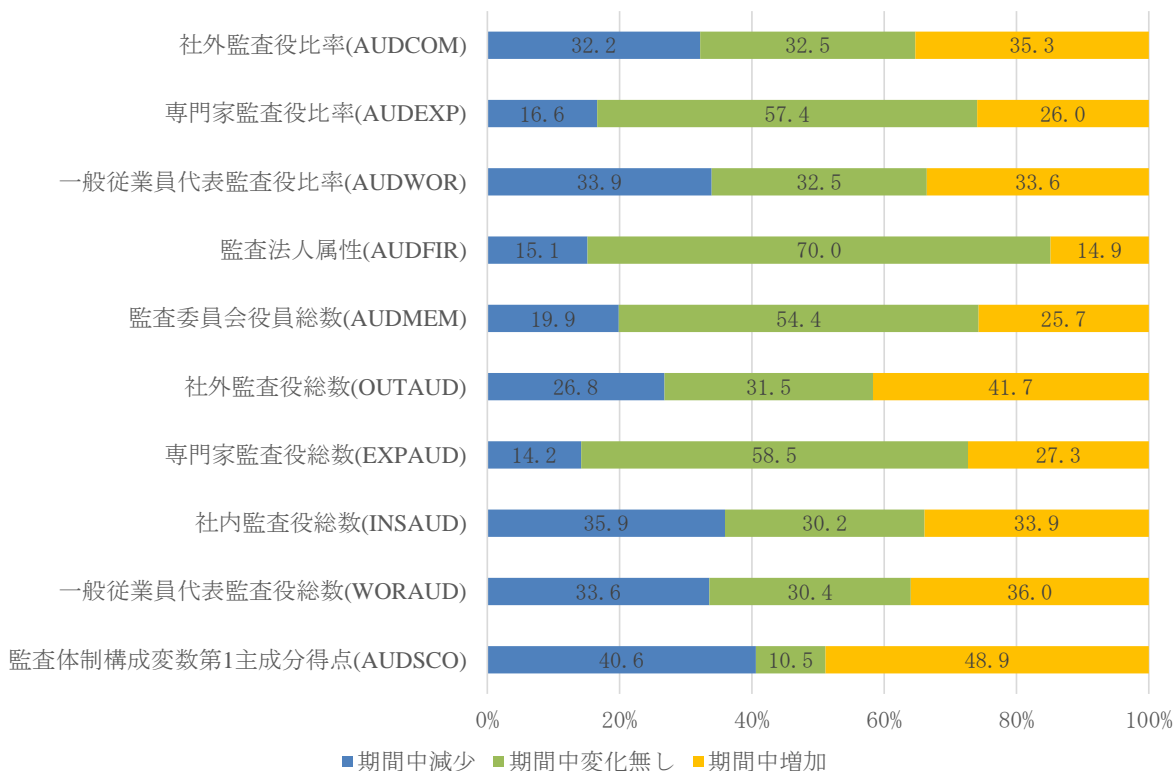
(出所) 独自企業調査結果に基づき筆者作成。

図4 ロシア企業経営監督機関構造の変化傾向別内訳：2005～09年

(a) 取締役会構成変数



(b) 監査体制構成変数

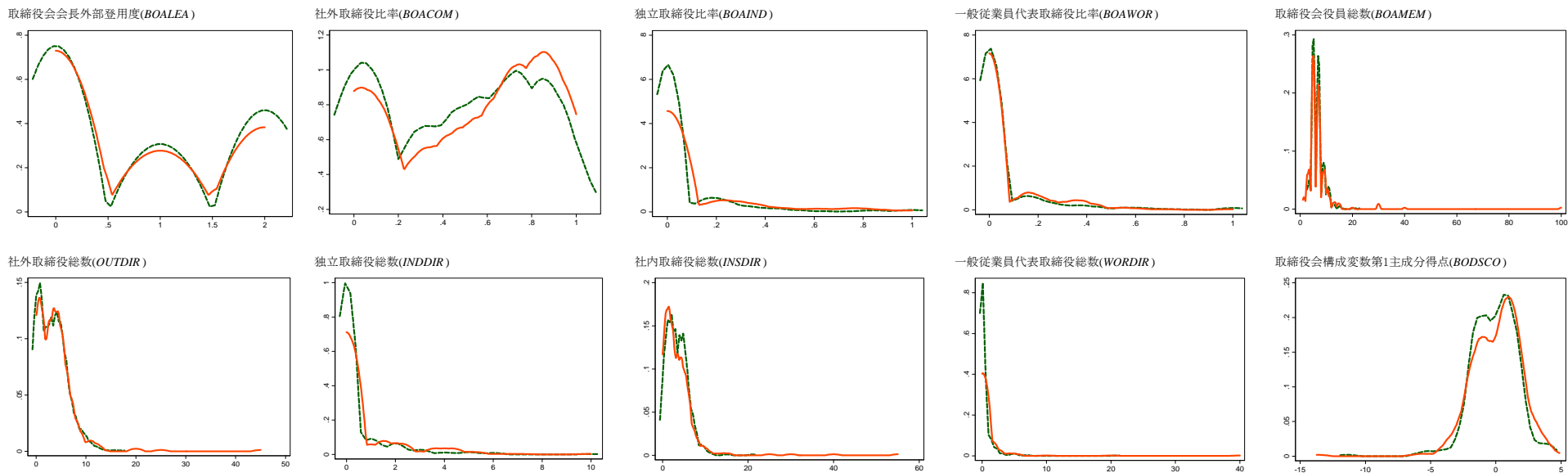


(注) 分析対象は、2009年被調査生存企業。図中の数値は、構成比(%)。

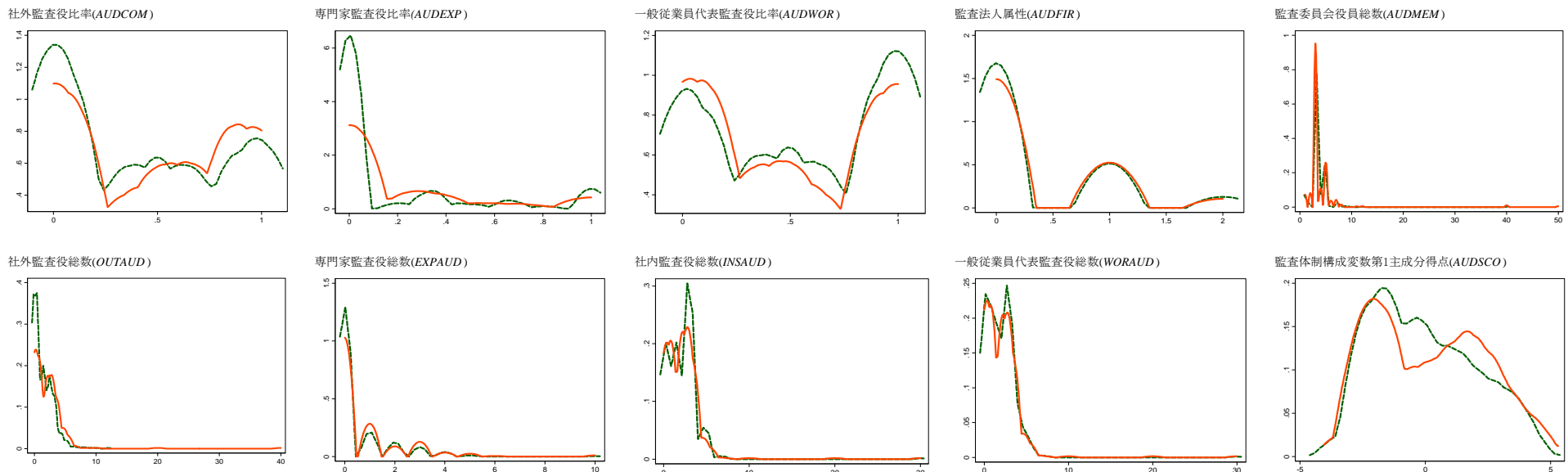
(出所) 独自企業調査結果に基づき筆者作成。各変数の定義及び記述統計量は、表1を参照。

図5 ロシア企業経営監督機関の構造変化：カーネル密度推定<sup>1)</sup>

(a) 取締役会構成変数パネルデータ<sup>2)</sup>

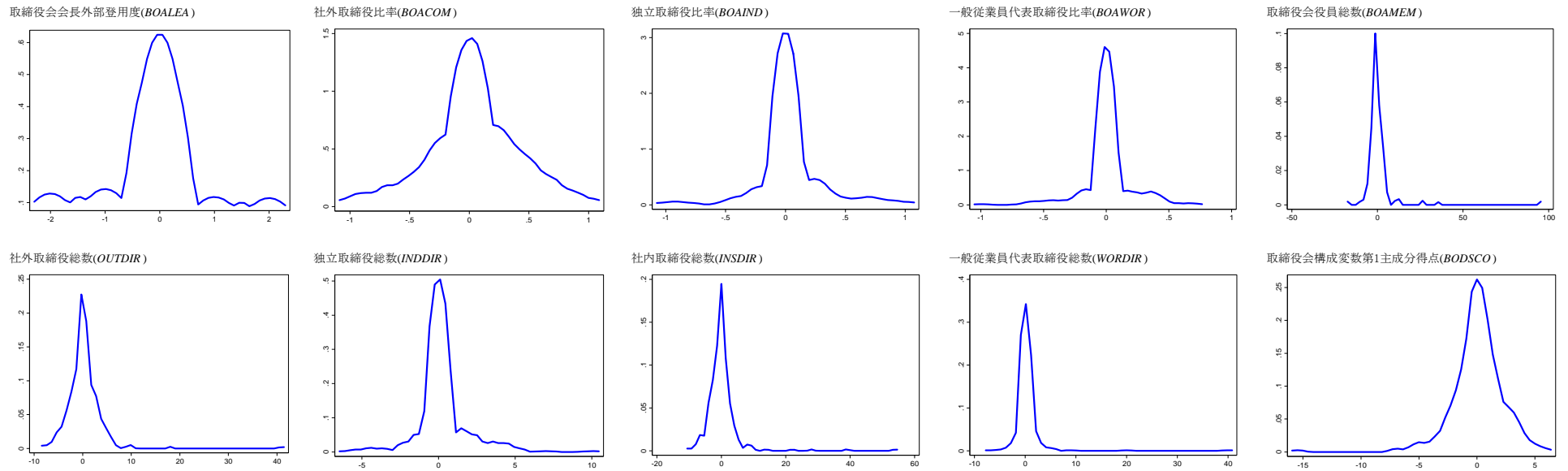


(b) 監査体制構成変数パネルデータ<sup>2)</sup>

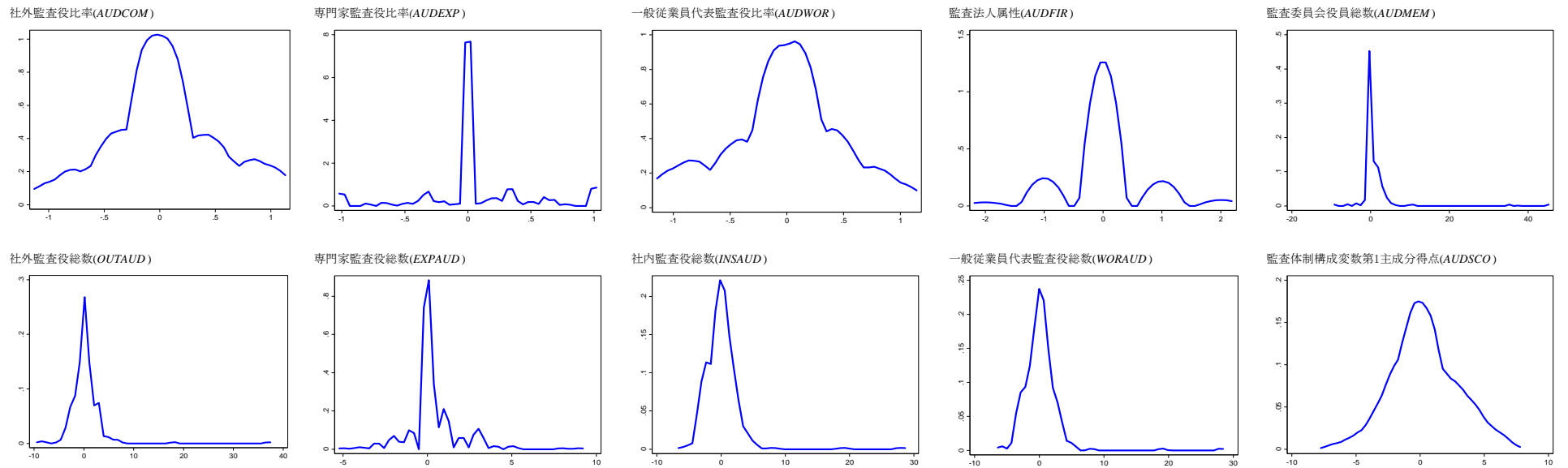


(続く)

(c) 取締役会構成変数階差データ



(d) 監査体制構成変数階差データ



(注1) 分析対象は、2009年被調査生存企業。縦軸は推定密度、横軸は変数値。

(注2) 緑色点線は2005年値、赤色実線は2009年値。

(出所) 独自企業調査結果に基づき筆者作成。各変数の定義及び記述統計量は、表1を参照。

表2 ロシア企業経営監督機関の構造変化と単変量分析：2005～09年

	(i) 2009年 被調査生存企業 2005年時平均値	(ii) 2009年 被調査生存企業 2009年時平均値	(iii) 2009年 被調査生存企業 2005～2009年 変化量平均値 (ii-i)	単変量分析 (t検定) <sup>1)</sup>	
				検定 I <sup>2)</sup> (i/ii)	検定 II <sup>3)</sup> (iii)
(a) 取締役会構成変数					
取締役会会長外部登用度( <i>BOALEA</i> )	0.792	0.751	-0.047	-0.634	-0.807
社外取締役比率( <i>BOACOM</i> )	0.463	0.508	0.034	1.737 **	1.597 *
独立取締役比率( <i>BOAIND</i> )	0.061	0.091	0.037	2.186 **	2.543 ***
一般従業員代表取締役比率( <i>BOAWOR</i> )	0.050	0.057	0.009	0.706	0.851
取締役会役員総数( <i>BOAMEM</i> )	6.549	6.945	0.369	1.154	1.008
社外取締役総数( <i>OUTDIR</i> )	3.126	3.525	0.306	1.631 *	1.532 *
独立取締役総数( <i>INDDIR</i> )	0.369	0.569	0.248	2.375 ***	2.809 ***
社内取締役総数( <i>INSDIR</i> )	3.423	3.428	0.115	0.019	0.407
一般従業員代表取締役総数( <i>WORDIR</i> )	0.361	0.575	0.264	1.440	1.729
取締役会構成変数第1主成分得点( <i>BODSCO</i> )	-0.083	0.068	0.064	1.087	0.491
(b) 監査体制構成変数					
社外監査役比率( <i>AUDCOM</i> )	0.427	0.459	0.042	1.068	1.447 *
専門家監査役比率( <i>AUDEXP</i> )	0.167	0.189	0.051	0.941	2.156 **
一般従業員代表監査役比率( <i>AUDWOR</i> )	0.512	0.491	-0.024	-0.671	-0.805
監査法人属性( <i>AUDFIR</i> )	0.340	0.346	0.009	0.146	0.242
監査委員会役員総数( <i>AUDMEM</i> )	3.325	3.895	0.534	2.630 ***	2.211 **
社外監査役総数( <i>OUTAUD</i> )	1.370	1.887	0.498	3.006 ***	2.737 ***
専門家監査役総数( <i>EXPAUD</i> )	0.511	0.768	0.315	2.814 ***	3.463 ***
社内監査役総数( <i>INSAUD</i> )	1.929	2.021	0.044	0.634	0.274
一般従業員代表監査役総数( <i>WORAUD</i> )	1.698	1.859	0.159	1.077	0.968
監査体制構成変数第1主成分得点( <i>AUDSCO</i> )	-0.067	0.161	0.326	1.373 *	2.063 **

(注1) 片側検定。\*\*\*: 1%水準で統計的に有意, \*\*: 5%水準で有意, \*: 10%水準で有意。

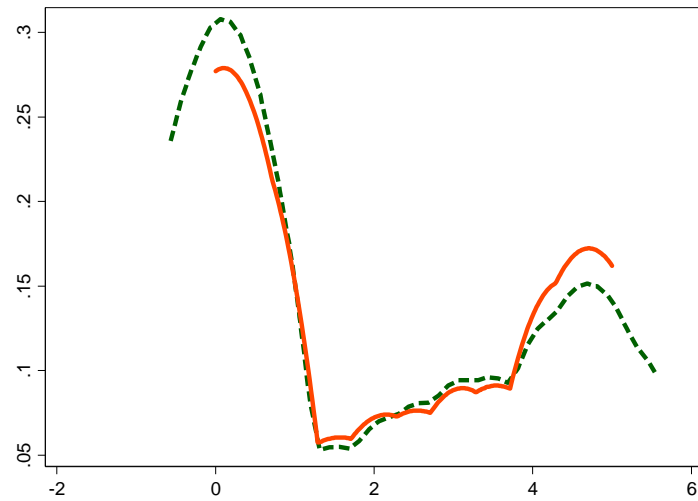
(注2) 一般従業員代表取締役比率(*BOAWOR*), 社内取締役総数(*INSDIR*), 一般従業員代表取締役総数(*WORDIR*), 一般従業員代表監査役比率(*AUDWOR*), 社内監査役総数(*INSAUD*), 一般従業員代表監査役総数(*WORAUD*)を分析対象とする場合の帰無仮説は, 2009年値 $\geq$ 2005年値, それ以外の場合は, 2009年値 $\leq$ 2005年値。

(注3) 注2と同様に, 前者6ケースの場合の帰無仮説は, 2005～2009年変化量 $\geq$ 0, それ以外の場合は, 2005～2009年変化量 $\leq$ 0。

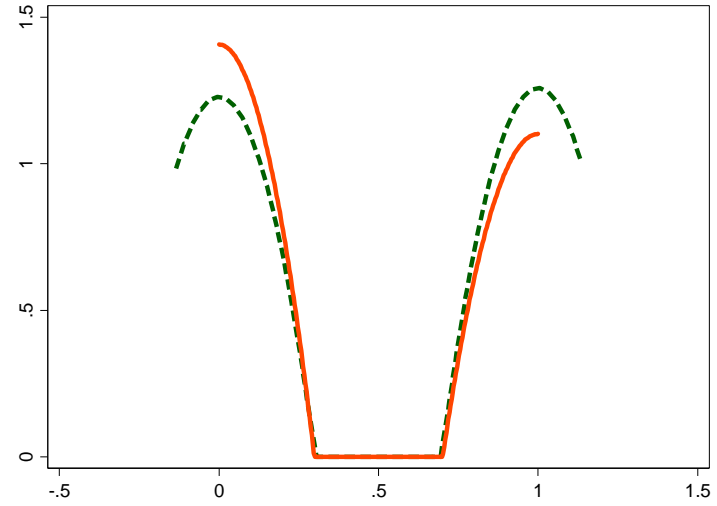
(出所) 独自企業調査結果に基づき筆者作成。各変数の定義及び記述統計量は, 表1を参照。

図6 ロシア企業所有構造の変化：カーネル密度推定<sup>1)</sup>

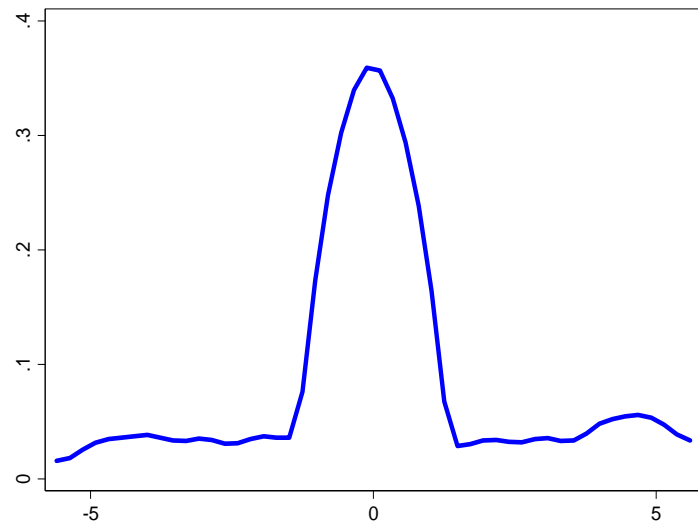
(a) 外部株主所有比率(*OWNOUT*)パネルデータ<sup>2)</sup>



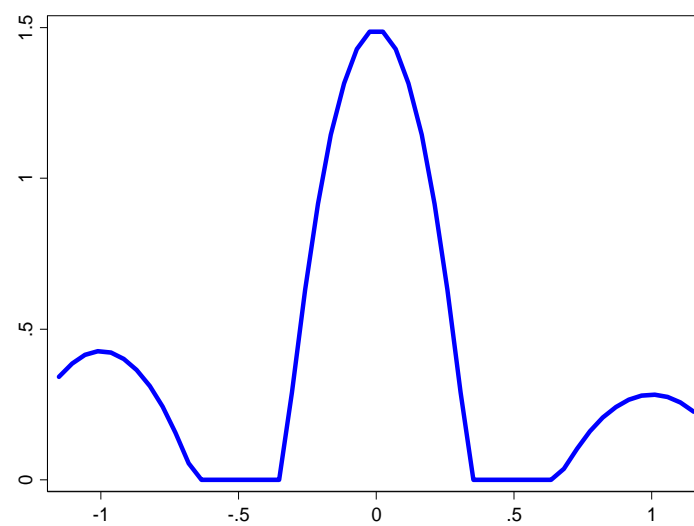
(b) 経営者大株主ダミー変数(*MANSHA*)パネルデータ<sup>2)</sup>



(c) 外部株主所有比率(*OWNOUT*)階差データ



(d) 経営者大株主ダミー変数(*MANSHA*)階差データ

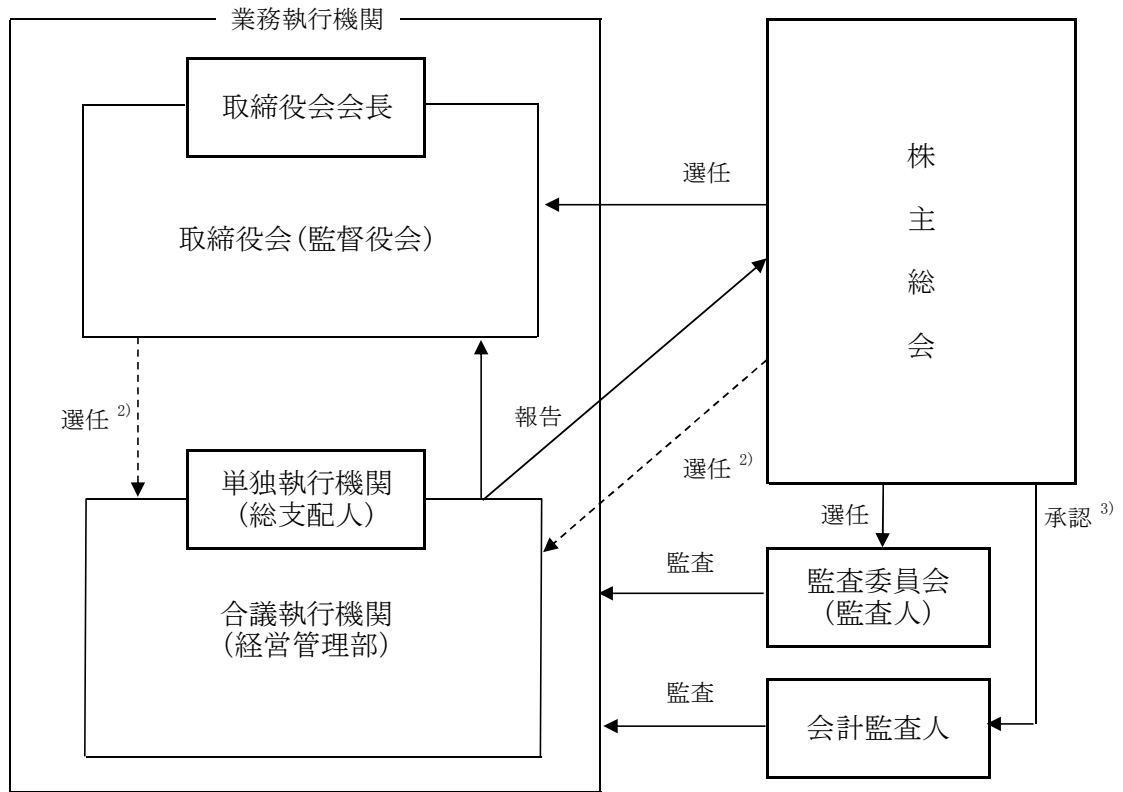


(注1) 分析対象は、2009年被調査生存企業。縦軸は推定密度、横軸は変数値。

(注2) 緑色点線は2005年値、赤色実線は2009年値。

(出所) 独自企業調査結果に基づき筆者作成。各変数の定義及び記述統計量は、表1を参照。

図7 ロシア株式会社の機関構造<sup>1)</sup>



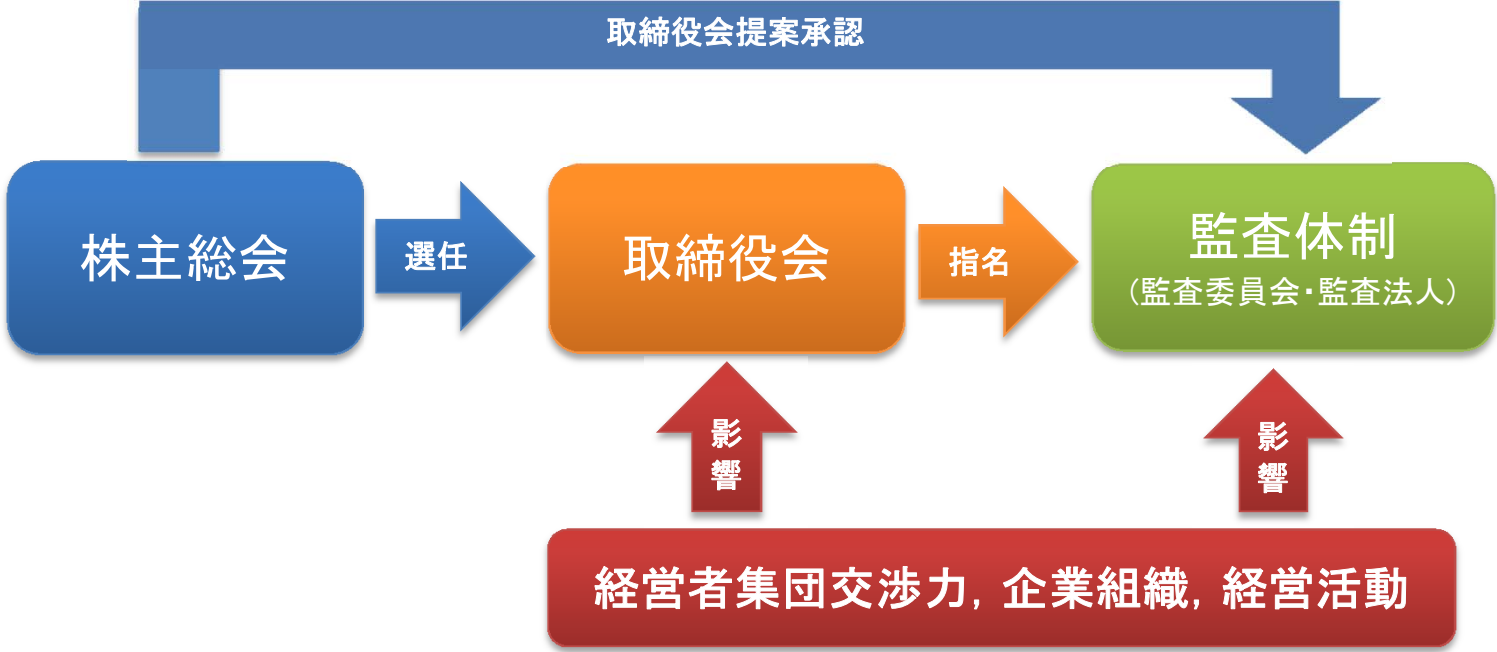
(注1)会社の任意で設置できる合議執行機関を含むケース。

(注2)執行機関の選任は、定款の定めにより株主総会ないし取締役会のいずれかが行う。

(注3)株主総会は、会計監査人の選任に関する取締役会の提案を承認する。

(出所) Iwasaki (2014, Figure 3, p. 183)を再掲。

図8 ロシア企業の経営監督体制決定メカニズム



(出所) 筆者作成。



表3 経営監督機関独立性の影響因子に関する理論的予測

	取締役会	監査体制
外部株主所有比率(仮説H <sub>1a/b</sub> )	+	+
取締役会の社外役員比率(仮説H <sub>2a/b</sub> )		+
経営者集団の大株主としてのプレゼンス(仮説H <sub>3a/b</sub> )	—	—
世界金融危機への対応(仮説H <sub>4</sub> )	+	+
株式所有を通じた企業集団への参画	+	+
定款による株式取得制限	—	
法人形態としての開放株式会社の選択	+	+
社会主義企業の組織的遺制	—	—
企業規模	+	+
経営・生産活動の効率性	—	—
外部資金調達への依存	+	+
海外事業展開の規模	+	+
研究開発及びイノベーション活動の積極性	—	—

(注) +: 経営者からの組織的独立性と正に相関する, —: 負に相関する。

(出所)筆者作成。

表4 ロシア企業の経営監督機関構造に関するパネルデータ推定

(a) 取締役会構成変数

モデル	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]
従属変数	取締役会会長外部登用度(BOALEA)	社外取締役比率(BOACOM)	独立取締役比率(BOAIND)	一般従業員代表取締役比率(BOAWOR)	取締役会役員総数(BOAMEM)	社外取締役総数(OUTDIR)	独立取締役総数(INDDIR)	社内取締役総数(INS DIR)	一般従業員代表取締役総数(WORDIR)	取締役会構成変数第1主成分得点(BODSCO)
推定量 <sup>1)</sup>	OProbit RE	FE	OLS	RE	Poisson RE	Poisson RE	Poisson RE	Poisson RE	Poisson RE	RE
所有変数										
外部株主所有比率(OWNOUT)	0.040 (0.03)	0.036 *** (0.01)	0.006 (0.00)	-0.005 ** (0.00)	0.013 * (0.01)	0.082 *** (0.01)	0.094 ** (0.04)	-0.058 *** (0.01)	-0.142 *** (0.05)	0.147 *** (0.03)
経営者大株主ダミー(MANSHA)	-0.611 *** (0.13)	-0.237 *** (0.06)	-0.018 (0.02)	0.013 (0.01)	0.024 (0.03)	-0.570 *** (0.07)	-0.349 * (0.20)	0.548 *** (0.06)	0.272 (0.22)	-1.005 *** (0.14)
世界金融危機変数										
世界金融危機時業務執行機関改革企業ダミー(CRISIS_BOD)	-0.529 (0.36)	0.127 (0.12)	0.050 (0.08)	-0.014 (0.04)	-0.116 (0.13)	0.028 (0.20)	1.348 ** (0.61)	-0.331 (0.22)	-2.332 ** (1.05)	0.419 (0.56)
企業組織変数										
企業集団参加ダミー(GROFIR)	-0.034 (0.12)	-0.009 (0.05)	0.010 (0.02)	-0.015 (0.01)	-0.026 (0.04)	0.101 (0.07)	0.154 (0.20)	-0.144 ** (0.06)	-0.192 (0.26)	0.290 * (0.15)
持株上限率制限企業ダミー(LIMOWN)	-0.287 * (0.17)	-0.140 ** (0.07)	-0.007 (0.02)	0.010 (0.01)	0.009 (0.05)	-0.101 (0.09)	-0.140 (0.24)	0.131 * (0.08)	0.618 ** (0.31)	-0.329 * (0.18)
開放株式会社ダミー(OPECOM)	0.393 *** (0.13)	0.030 (0.05)	0.022 (0.02)	0.005 (0.01)	0.054 (0.03)	0.209 *** (0.07)	0.359 * (0.21)	-0.087 (0.06)	0.309 (0.22)	0.268 ** (0.13)
旧国有(公有)私有化企業ダミー(PRICOM)	-0.180 (0.17)	dropped	0.010 (0.02)	0.020 (0.01)	0.069 (0.05)	0.196 * (0.11)	0.345 (0.35)	0.064 (0.08)	0.054 (0.37)	-0.042 (0.18)
国有(公有)企業・私有化企業新設分割企業ダミー(SPIOFF)	0.022 (0.22)	dropped	0.003 (0.03)	0.028 (0.02)	-0.008 (0.07)	0.213 (0.14)	0.034 (0.49)	-0.140 (0.12)	-0.008 (0.52)	0.070 (0.26)
平均従業員数(COMSIZ)	-0.004 (0.06)	0.040 (0.04)	0.001 (0.01)	-0.005 (0.01)	0.104 *** (0.02)	0.151 *** (0.03)	-0.026 (0.11)	0.032 (0.03)	-0.052 (0.12)	0.095 (0.07)
経営活動変数										
労働生産性(LABPRO)	0.036 (0.03)	0.006 (0.01)	-0.003 (0.01)	-0.003 (0.00)	-0.006 (0.01)	-0.027 (0.02)	-0.095 ** (0.04)	-0.008 (0.02)	-0.013 (0.06)	-0.012 (0.04)
株式・社債発行企業ダミー(MARFIN)	0.082 (0.20)	-0.025 (0.09)	-0.001 (0.02)	0.011 (0.01)	0.011 (0.06)	0.029 (0.10)	0.270 (0.37)	-0.174 (0.11)	0.504 (0.39)	0.197 (0.21)
銀行信用借入実績及び平均融資期間(BANCRE)	0.009 (0.04)	0.002 (0.02)	0.002 (0.01)	0.000 (0.00)	0.007 (0.01)	-0.005 (0.02)	0.071 (0.07)	0.010 (0.02)	-0.023 (0.07)	0.011 (0.05)
総売上高に占める輸出の比率(EXPSHA)	-0.038 (0.05)	0.040 * (0.02)	-0.003 (0.01)	0.001 (0.00)	-0.017 (0.02)	0.041 (0.03)	-0.049 (0.09)	-0.051 * (0.03)	-0.016 (0.12)	0.038 (0.06)
研究開発費支出実績(R&DEXP)	-0.012 (0.07)	0.044 * (0.03)	0.002 (0.01)	-0.010 (0.01)	-0.024 (0.02)	0.000 (0.04)	0.186 (0.13)	-0.015 (0.03)	-0.355 *** (0.14)	0.084 (0.08)
新製品/サービス開発実績ダミー(NEWPRO)	-0.093 (0.12)	-0.001 (0.04)	-0.019 (0.02)	0.005 (0.01)	-0.035 (0.03)	-0.122 * (0.06)	-0.533 *** (0.20)	0.055 (0.06)	0.121 (0.22)	-0.304 ** (0.13)
定数項	- (-)	0.502 (0.32)	0.084 (0.10)	0.107 * (0.06)	1.200 *** (0.16)	0.166 (0.32)	-0.193 (0.88)	1.041 *** (0.28)	-0.171 (1.16)	-0.731 (0.68)
産業固定効果ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	627	631	631	631	633	631	631	631	632	599
Hausman検定 <sup>2)</sup>	16.06	31.99 ***	24.77	18.72	19.44	7.53	9.71	21.71	8.81	21.79
Breusch-Pagan検定 <sup>3)</sup>	6.72 ***	6.82 ***	0.00	2.82 **	15.10 ***	12.63 ***	17.35 ***	15.51 ***	6.92 ***	5.01 **
R <sup>2</sup> /Pseudo R <sup>2</sup>	-	0.10	0.03	0.03	-	-	-	-	-	0.24
Wald検定(χ <sup>2</sup> )/F検定 <sup>4)</sup>	57.94 ***	58.36 ***	1.32	38.74 **	123.66 ***	250.52 ***	41.36 ***	192.00 ***	43.16 ***	271.24 ***

(続く)

## (b) 監査体制構成変数

モデル	[11]	[12]	[13]	[14]	[15]	[16]	[17]	[18]	[19]	[20]
従属変数	社外監査役比率 (AUDCOM)	専門家監査役比率 (AUDEXP)	一般従業員代表監査役比率 (AUDWOR)	監査法人属性 (AUDFIR)	監査委員会役員総数 (AUDMEM)	社外監査役総数 (OUTAUD)	専門家監査役総数 (EXPAUD)	社内監査役総数 (INSAUD)	一般従業員代表監査役総数 (WORAUD)	監査体制構成変数第1主成分得点 (AUDSCO)
推定量 <sup>1)</sup>	RE	FE	RE	OProbit RE	Poisson RE	Poisson	Poisson RE	Poisson	Poisson RE	RE
取締役会構成変数										
社外取締役比率(BOACOM)	0.367 *** (0.05)	0.007 (0.07)	-0.327 *** (0.06)	0.414 * (0.24)	-0.019 (0.07)	0.898 *** (0.15)	0.394 (0.24)	-0.627 *** (0.10)	-0.637 *** (0.12)	1.638 *** (0.28)
所有変数										
経営者大株主ダミー(MANSHA)	-0.086 ** (0.04)	-0.018 (0.05)	0.051 (0.04)	-0.152 (0.17)	-0.089 * (0.05)	-0.286 *** (0.10)	-0.373 ** (0.16)	0.063 (0.06)	0.001 (0.08)	-0.392 ** (0.19)
世界金融危機変数										
世界金融危機時監査体制改革企業ダミー(CRISIS_AUD)	-0.361 *** (0.10)	-0.107 (0.14)	0.413 *** (0.10)	0.273 (0.55)	-0.198 (0.20)	-1.235 ** (0.57)	-1.785 * (1.07)	0.289 (0.29)	0.493 * (0.26)	-1.976 *** (0.59)
企業組織変数										
企業集団参加ダミー(GROFIR)	0.073 ** (0.04)	-0.032 (0.05)	-0.091 ** (0.04)	0.621 *** (0.16)	0.009 (0.05)	0.183 ** (0.08)	0.181 (0.16)	-0.157 * (0.09)	-0.221 *** (0.08)	0.562 *** (0.19)
開放株式会社ダミー(OPECOM)	-0.004 (0.03)	0.105 ** (0.04)	0.046 (0.03)	0.048 (0.16)	-0.011 (0.05)	0.008 (0.09)	0.372 ** (0.16)	-0.003 (0.06)	0.056 (0.08)	0.122 (0.16)
旧国有(公有)私有化企業ダミー(PRICOM)	-0.083 * (0.05)	dropped	0.081 (0.05)	0.277 (0.21)	0.038 (0.06)	-0.121 (0.11)	-0.527 ** (0.24)	0.167 * (0.09)	0.168 (0.11)	-0.418 (0.26)
国有(公有)企業・私有化企業新設分割企業ダミー(SPIOFF)	-0.001 (0.06)	dropped	0.011 (0.06)	0.440 (0.30)	-0.019 (0.09)	-0.035 (0.14)	-0.573 * (0.32)	-0.026 (0.13)	0.009 (0.15)	-0.141 (0.31)
平均従業員数(COMSIZ)	-0.002 (0.02)	-0.119 *** (0.04)	-0.014 (0.02)	0.232 *** (0.08)	0.103 *** (0.02)	0.076 * (0.04)	0.032 (0.08)	0.121 ** (0.05)	0.095 ** (0.04)	0.012 (0.09)
経営活動変数										
労働生産性(LABPRO)	0.000 (0.01)	-0.011 (0.01)	0.003 (0.01)	0.008 (0.04)	-0.035 *** (0.01)	-0.039 (0.03)	-0.028 (0.04)	-0.044 (0.04)	-0.038 ** (0.02)	-0.005 (0.05)
株式・社債発行企業ダミー(MARFIN)	0.074 (0.05)	0.135 * (0.07)	-0.046 (0.05)	0.608 *** (0.23)	0.202 *** (0.07)	0.286 ** (0.12)	0.602 ** (0.24)	0.095 (0.15)	0.125 (0.13)	0.460 (0.31)
銀行信用借入実績及び平均融資期間(BANCRE)	0.008 (0.01)	0.026 * (0.01)	0.002 (0.01)	-0.027 (0.06)	-0.003 (0.02)	0.018 (0.03)	0.100 * (0.05)	-0.019 (0.02)	0.004 (0.03)	0.042 (0.05)
総売上高に占める輸出の比率(EXPSHA)	-0.005 (0.01)	-0.039 (0.03)	0.005 (0.01)	0.119 * (0.07)	0.008 (0.02)	0.012 (0.03)	0.065 (0.07)	0.004 (0.03)	0.008 (0.04)	-0.009 (0.08)
研究開発費支出実績(R&DEXP)	0.006 (0.02)	-0.001 (0.02)	-0.008 (0.02)	0.081 (0.09)	-0.019 (0.03)	0.031 (0.05)	-0.018 (0.10)	-0.042 (0.04)	-0.033 (0.05)	0.001 (0.10)
新製品/サービス開発実績ダミー(NEWPRO)	-0.044 (0.03)	0.077 (0.05)	0.053 * (0.03)	-0.128 (0.14)	0.007 (0.04)	-0.121 * (0.07)	0.102 (0.15)	0.089 (0.06)	0.129 * (0.07)	-0.217 (0.16)
定数項	0.317 ** (0.15)	0.088 (0.13)	0.618 *** (0.15)	- (-)	1.013 *** (0.21)	-0.178 (0.42)	-1.189 (0.76)	0.648 * (0.35)	0.526 (0.36)	-0.783 (0.83)
産業固定効果ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	662	662	662	687	682	674	662	674	662	637
Hausman検定 <sup>2)</sup>	16.62	30.93 **	19.26	21.8	25.86	16.5	25.23	3.47	2.74	16.54
Breusch-Pagan検定 <sup>3)</sup>	2.18 *	2.8 **	6.14 ***	21.90 ***	2.69 *	1.06	3.34 **	0.51	1.89 *	2.61 *
R <sup>2</sup> /Pseudo R <sup>2</sup>	0.25	0.01	0.21	-	-	0.13	-	0.06	-	0.23
Wald検定(χ <sup>2</sup> )/F検定 <sup>4)</sup>	270.18 ***	4.25 ***	196.20 ***	71.98 ***	98.26 ***	271.40 ***	63.81 ***	125.54 ***	100.62 ***	208.50 ***

(注1) OLS: プーリング最小二乗法推定量, FE: 線形固定効果推定量, RE: 線形変数効果推定量, OProbit RE: 変数効果順序プロビット推定量, Poisson: プーリングポワソン推定量, Poisson RE: 変数効果ポワソン推定量

(注2) 変数効果モデルと固定効果モデルの選択に関する検定。帰無仮説: 個別効果は、独立変数と無相関。順序プロビットモデルとポワソンモデルは、線形モデルの検定結果を参考に、推定量の選択を行った。

(注3) プーリングOLSモデルと変数効果モデルの選択に関する検定。帰無仮説: 個別効果の分散はゼロ。順序プロビットモデルとポワソンモデルは、線形モデルの検定結果を参考に、推定量の選択を行った。

(注4) 帰無仮説: 全ての係数がゼロ。

(注5) 括弧内は、頑健標準誤差(変数効果ポワソンモデルの場合は標準誤差)。\*\*\*:1%水準で有意, \*\*:5%水準で有意, \*:10%水準で有意。

(出所)筆者推定。各変数の定義及び記述統計量は、表1を参照。

表5 ロシア企業の経営監督機関構造の通時的変化に関する階差モデルのヘックマン二段階推定

## (a) 取締役会構成変数

モデル	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]
従属変数	取締役会会長外部登用度(BOALEA)	社外取締役比率(BOACOM)	独立取締役比率(BOAIND)	一般従業員代表取締役比率(BOAWOR)	取締役会役員総数(BOAMEM)	社外取締役総数(OUTDIR)	独立取締役総数(INDDIR)	社内取締役総数(INS DIR)	一般従業員代表取締役総数(WORDIR)	取締役会構成変数第1主成分得点(BODSCO)
所有変数										
外部株主所有比率(OWNOUT)	0.036 (0.03)	0.035 *** (0.01)	0.011 (0.01)	-0.009 (0.01)	-0.082 (0.07)	0.223 *** (0.07)	0.055 (0.05)	-0.286 *** (0.08)	-0.087 ** (0.03)	0.160 *** (0.06)
経営者大株主ダミー(MANSHA)	-0.264 * (0.14)	-0.223 *** (0.05)	-0.042 (0.04)	0.006 (0.02)	0.386 (0.31)	-1.412 *** (0.31)	-0.195 (0.21)	1.879 *** (0.34)	0.128 (0.15)	-1.043 *** (0.25)
世界金融危機変数										
世界金融危機時業務執行機関改革企業ダミー(CRISIS_BOD)	-0.104 (0.36)	0.111 (0.11)	0.049 (0.08)	-0.132 ** (0.06)	-0.823 (0.70)	-0.006 (0.72)	0.238 (0.49)	-1.085 (0.79)	-1.045 *** (0.34)	0.221 (0.64)
企業組織変数										
企業集団参加ダミー(GROFIR)	-0.108 (0.15)	-0.021 (0.05)	0.010 (0.04)	-0.009 (0.03)	-0.171 (0.32)	-0.222 (0.32)	0.050 (0.22)	0.075 (0.36)	0.066 (0.15)	-0.066 (0.26)
持株上限率制限企業ダミー(LIMOWN)	-0.103 (0.19)	-0.157 ** (0.06)	-0.049 (0.05)	0.063 * (0.03)	-0.294 (0.41)	-1.147 *** (0.41)	-0.279 (0.28)	0.811 * (0.46)	0.399 ** (0.20)	-1.122 *** (0.34)
開放株式会社ダミー(OPECOM)	0.159 (0.13)	0.011 (0.04)	-0.013 (0.03)	0.014 (0.02)	0.101 (0.27)	0.010 (0.27)	-0.031 (0.19)	-0.076 (0.30)	0.077 (0.13)	-0.041 (0.23)
平均従業員数(COMSIZ)	0.118 (0.11)	0.037 (0.04)	-0.022 (0.03)	0.003 (0.02)	0.293 (0.23)	0.442 * (0.24)	-0.090 (0.16)	-0.096 (0.26)	-0.028 (0.11)	0.109 (0.19)
経営活動変数										
労働生産性(LABPRO)	0.046 (0.03)	0.010 (0.01)	-0.014 (0.01)	-0.005 (0.01)	-0.047 (0.07)	0.028 (0.08)	-0.088 * (0.05)	-0.055 (0.08)	-0.011 (0.04)	-0.010 (0.06)
株式・社債発行企業ダミー(MARFIN)	-0.005 (0.24)	-0.045 (0.08)	-0.010 (0.06)	0.015 (0.04)	-0.422 (0.53)	-0.328 (0.53)	0.131 (0.37)	-0.173 (0.59)	0.148 (0.25)	-0.008 (0.44)
銀行信用借入実績及び平均融資期間(BANCRE)	-0.046 (0.05)	0.0037 (0.02)	0.015 (0.01)	0.005 (0.01)	0.194 ** (0.10)	0.055 (0.10)	0.057 (0.07)	0.018 (0.11)	0.028 (0.05)	0.049 (0.09)
総売上高に占める輸出の比率(EXPSHA)	0.080 (0.09)	0.032 (0.03)	-0.018 (0.02)	0.000 (0.01)	0.081 (0.17)	0.193 (0.17)	-0.119 (0.12)	-0.139 (0.19)	0.013 (0.08)	0.124 (0.15)
研究開発費支出実績(R&DEXP)	-0.104 (0.08)	0.041 (0.03)	0.046 ** (0.02)	-0.015 (0.01)	-0.068 (0.18)	0.274 (0.18)	0.332 *** (0.12)	-0.316 (0.20)	-0.146 * (0.09)	0.358 ** (0.14)
新製品/サービス開発実績ダミー(NEWPRO)	-0.018 (0.13)	0.003 (0.04)	-0.061 * (0.03)	0.006 (0.02)	-0.041 (0.27)	0.108 (0.27)	-0.335 * (0.19)	-0.191 (0.30)	0.032 (0.13)	-0.298 (0.23)
逆ミルズ比	-0.174 (0.19)	0.028 (0.06)	0.064 (0.05)	0.025 (0.03)	-0.881 ** (0.42)	-0.094 (0.42)	0.442 (0.29)	-0.285 (0.47)	0.162 (0.20)	0.246 (0.32)
N	271	276	276	276	277	276	276	276	276	253
N (uncensored observation)	203	208	208	208	209	208	208	208	208	185
Wald検定 ( $\chi^2$ ) <sup>1)</sup>	13.75	49.21 ***	17.88	18.17	15.67	51.58 ***	17.62	57.59 ***	29.56 ***	48.72 ***

(続く)

## (b) 監査体制構成変数

モデル	[11]	[12]	[13]	[14]	[15]	[16]	[17]	[18]	[19]	[20]
従属変数	社外監査役 比率 (AUDCOM)	専門家監査 役比率 (AUDEXP)	一般従業員 代表監査役 比率 (AUDWOR)	監査法人 属性 (AUDFIR)	監査委員会 役員総数 (AUDMEM)	社外監査役 総数 (OUTAUD)	専門家監査 役総数 (EXPAUD)	社内監査役 総数 (INSAUD)	一般従業員 代表監査役 総数 (WORAUD)	監査体制構 成変数第1主 成分得点 (AUDSCO)
取締役会構成変数										
社外取締役比率(BOACOM)	0.303 *** (0.09)	0.004 (0.07)	-0.232 ** (0.09)	-0.033 (0.11)	-0.334 (0.27)	0.537 (0.35)	-0.133 (0.24)	-0.871 *** (0.34)	-0.709 ** (0.35)	1.120 ** (0.49)
所有変数										
経営者大株主ダミー(MANSHA)	-0.060 (0.06)	-0.037 (0.05)	0.015 (0.07)	-0.130 * (0.08)	-0.268 (0.19)	-0.173 (0.25)	-0.198 (0.17)	-0.098 (0.24)	-0.197 (0.25)	-0.132 (0.35)
世界金融危機変数										
世界金融危機時監査体制改革企業ダミー(CRISIS_AUD)	-0.426 ** (0.18)	-0.115 (0.14)	0.423 ** (0.19)	0.166 (0.23)	-0.485 (0.57)	-1.517 ** (0.71)	-0.688 (0.48)	1.033 (0.70)	1.075 (0.70)	-2.038 ** (0.97)
企業組織変数										
企業集団参加ダミー(GROFIR)	0.064 (0.06)	-0.033 (0.05)	-0.048 (0.07)	0.214 *** (0.08)	-0.439 ** (0.19)	-0.017 (0.24)	-0.112 (0.17)	-0.420 * (0.24)	-0.368 (0.24)	0.251 (0.34)
開放株式会社ダミー(OPECOM)	-0.009 (0.06)	0.102 ** (0.04)	0.067 (0.06)	0.145 ** (0.07)	-0.119 (0.17)	0.090 (0.22)	0.277 * (0.15)	-0.210 (0.21)	0.031 (0.22)	0.149 (0.31)
平均従業員数(COMSIZ)	-0.032 (0.05)	-0.108 *** (0.04)	0.027 (0.05)	0.178 *** (0.06)	0.307 * (0.16)	0.029 (0.20)	-0.170 (0.13)	0.274 (0.19)	0.230 (0.20)	-0.210 (0.28)
経営活動変数										
労働生産性(LABPRO)	-0.006 (0.02)	-0.009 (0.01)	0.002 (0.02)	-0.046 ** (0.02)	-0.026 (0.05)	-0.057 (0.06)	-0.046 (0.04)	0.028 (0.06)	0.024 (0.06)	-0.035 (0.09)
株式・社債発行企業ダミー(MARFIN)	0.056 (0.11)	0.149 * (0.08)	-0.059 (0.11)	0.110 (0.12)	0.649 ** (0.32)	0.838 ** (0.41)	0.751 *** (0.28)	-0.190 (0.40)	-0.034 (0.41)	0.518 (0.58)
銀行信用借入実績及び平均融資期間(BANCRE)	-0.007 (0.02)	0.028 * (0.02)	0.013 (0.02)	-0.010 (0.02)	0.088 (0.06)	0.021 (0.08)	0.069 (0.05)	0.072 (0.08)	0.081 (0.08)	-0.009 (0.11)
総売上高に占める輸出の比率(EXPSHA)	-0.030 (0.04)	-0.023 (0.03)	0.019 (0.04)	0.077 * (0.04)	-0.014 (0.11)	-0.132 (0.14)	-0.099 (0.10)	0.119 (0.14)	0.062 (0.14)	-0.231 (0.20)
研究開発費支出実績(R&DEXP)	-0.039 (0.04)	-0.001 (0.03)	0.028 (0.04)	0.033 (0.05)	0.100 (0.11)	-0.028 (0.14)	0.015 (0.09)	0.127 (0.14)	0.122 (0.14)	-0.185 (0.20)
新製品/サービス開発実績ダミー(NEWPRO)	-0.001 (0.06)	-0.098 ** (0.04)	0.059 (0.06)	-0.105 (0.07)	0.095 (0.17)	0.047 (0.22)	-0.281 * (0.15)	0.046 (0.21)	0.239 (0.22)	-0.035 (0.31)
逆ミルズ比	0.080 (0.08)	-0.007 (0.06)	-0.055 (0.09)	0.158 (0.10)	0.256 (0.26)	0.501 (0.33)	0.269 (0.22)	-0.254 (0.32)	-0.119 (0.32)	0.515 (0.44)
N	265	265	265	278	273	269	265	269	265	251
N (uncensored observation)	197	197	198	210	205	201	197	201	197	183
Wald検定 ( $\chi^2$ ) <sup>1)</sup>	24.56 **	27.51 ***	17.16	34.20 ***	23.99 **	15.50	25.75 **	19.33 *	15.36	16.61

(注1) 帰無仮説：全ての係数がゼロ。

(注2) 括弧内は、頑健標準誤差。\*\*\*: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1を参照。

表6 2009年企業調査の標本脱落バイアスに関する検証

変数	2009年非調査企業		2009年被調査企業		単変量分析 <sup>注)</sup>		
	2005年 データ 平均値	2005年 データ 中央値	2005年 データ 平均値	2005年 データ 中央値	t検定 (t値)	Wilcoxon 順位和検定 (z値)	比率の差 の検定 (z値)
(a) 取締役会構成変数							
取締役会会長外部登用度( <i>BOALEA</i> )	0.843	1	0.792	0	0.660	0.792	-
社外取締役比率( <i>BOACOM</i> )	0.476	0.571	0.463	0.472	0.428	0.490	-
独立取締役比率( <i>BOAIND</i> )	0.057	0.000	0.061	0.000	-0.273	0.066	-
一般従業員代表取締役比率( <i>BOAWOR</i> )	0.055	0.000	0.050	0.000	0.352	-0.367	-
取締役会役員総数( <i>BOAMEM</i> )	6.742	7	6.549	6	0.905	1.060	-
社外取締役総数( <i>OUTDIR</i> )	3.492	3	3.126	3	1.421	0.947	-
独立取締役総数( <i>INDDIR</i> )	0.459	0	0.369	0	0.925	0.232	-
社内取締役総数( <i>INSDIR</i> )	3.249	3	3.423	3	-0.791	-0.361	-
一般従業員代表取締役総数( <i>WORDIR</i> )	0.337	0	0.361	0	-0.210	-0.309	-
(b) 内部監査体制構成変数							
社外監査役比率( <i>AUDCOM</i> )	0.374	0.292	0.427	0.333	-1.439	-1.615	-
専門家監査役比率( <i>AUDEXP</i> )	0.157	0.000	0.167	0.000	-0.330	-0.582	-
一般従業員代表監査役比率( <i>AUDWOR</i> )	0.565	0.667	0.512	0.500	1.406	1.507	-
監査法人属性( <i>AUDFIR</i> )	0.317	0	0.340	0	-0.466	-0.418	-
監査委員会役員総数( <i>AUDMEM</i> )	3.728	3	3.325	3	2.222 **	1.944 *	-
社外監査役総数( <i>OUTAUD</i> )	1.350	1	1.370	1	-0.138	-1.287	-
専門家監査役総数( <i>EXPAUD</i> )	0.586	0	0.511	0	0.744	-0.310	-
社内監査役総数( <i>INSAUD</i> )	2.383	2	1.929	2	2.680 ***	2.031 **	-
一般従業員代表監査役総数( <i>WORAUD</i> )	2.103	2	1.698	2	2.312 **	1.685 *	-
(c) 所有変数							
外部株主所有比率( <i>OWNOUT</i> )	1.706	0	1.851	1	-0.763	-0.715	-
経営者大株主ダミー( <i>MANSHA</i> )	0.498	0	0.506	1	-0.197	-0.197	-0.198
(d) 企業組織変数							
企業集団参加ダミー( <i>GROFIR</i> )	0.347	0	0.330	0	0.434	0.434	0.434
持株上限率制限企業ダミー( <i>LIMOWN</i> )	0.065	0	0.189	0	-3.976 ***	-3.924 ***	-3.928 ***
開放株式会社ダミー( <i>OPECOM</i> )	0.665	1	0.673	1	-0.199	-0.199	-0.199
旧国有(公有)私有化企業ダミー( <i>PRICOM</i> )	0.718	1	0.745	1	-0.728	-0.728	-0.729
国有(公有)企業・私有化企業新設分割企業ダミー( <i>SPIOFF</i> )	0.094	0	0.087	0	0.276	0.276	0.277
平均従業員数( <i>COMSIZ</i> )	6.470	6.215	6.420	6.117	0.507	1.137	-
(e) 経営活動変数							
労働生産性( <i>LABPRO</i> )	13.059	12.900	12.660	12.700	3.893 ***	3.803 ***	-
株式・社債発行企業ダミー( <i>MARFIN</i> )	0.109	0	0.082	0	1.113	1.112	1.113
銀行信用借入実績及び平均融資期間( <i>BANCRE</i> )	2.534	3	2.520	3	0.115	0.183	-
総売上高に占める輸出の比率( <i>EXPSHA</i> )	1.118	1	0.938	1	1.716 *	1.349	-
研究開発費支出実績( <i>R&amp;DEXP</i> )	0.967	1	0.969	1	-0.027	-0.068	-
新製品/サービス開発実績ダミー( <i>NEWPRO</i> )	0.652	1	0.588	1	1.560	1.558	1.560

(注) 両側検定。\*\*\*: 1%水準で統計的に有意, \*\*: 5%水準で有意, \*: 10%水準で有意。

(出所) 企業パネル調査結果に基づき筆者作成。各変数の定義は、表1を参照。

付録1 ロシア企業の経営監督機関に関する主成分分析

(a) 取締役会構成変数

主成分番号	相関行列の固有値表			第一主成分の固有ベクトル	
	固有値	寄与率 (%)	累積寄与率 (%)	変量	固有ベクトル
1	3.226	0.36	0.36	取締役会会長外部登用度( <i>BOALEA</i> )	0.210
2	2.029	0.23	0.58	社外取締役比率( <i>BOACOM</i> )	0.466
3	1.507	0.17	0.75	独立取締役比率( <i>BOAIND</i> )	0.286
4	1.048	0.12	0.87	一般従業員代表取締役比率( <i>BOAWOR</i> )	-0.324
5	0.819	0.09	0.96	取締役会総数( <i>BOAMEM</i> )	-0.092
6	0.220	0.02	0.98	社外取締役総数( <i>OUTDIR</i> )	0.381
7	0.090	0.01	0.99	独立取締役総数( <i>INDDIR</i> )	0.284
8	0.059	0.01	1.00	社内取締役総数( <i>INSDIR</i> )	-0.457
9	0.000	0.00	1.00	一般従業員代表取締役総数( <i>WORDIR</i> )	-0.331

(b) 監査体制構成変数

主成分番号	相関行列の固有値表			第一主成分の固有ベクトル	
	固有値	寄与率 (%)	累積寄与率 (%)	変量	固有ベクトル
1	4.681	0.52	0.52	社外監査役比率( <i>AUDCOM</i> )	0.430
2	1.843	0.20	0.72	専門家監査役比率( <i>AUDEXP</i> )	0.331
3	1.056	0.12	0.84	一般従業員代表監査役比率( <i>AUDWOR</i> )	-0.415
4	0.954	0.11	0.95	監査法人属性( <i>AUDFIR</i> )	0.071
5	0.242	0.03	0.98	監査委員会役員総数( <i>AUDMEM</i> )	-0.007
6	0.169	0.02	0.99	社外監査役総数( <i>OUTAUD</i> )	0.367
7	0.049	0.01	1.00	専門家監査役総数( <i>EXPAUD</i> )	0.319
8	0.006	0.00	1.00	社内監査役総数( <i>INSAUD</i> )	-0.387
9	0.000	0.00	1.00	一般従業員代表監査役総数( <i>WORAUD</i> )	-0.377

(出所)筆者推定。各変数の定義、記述統計量及び出典は、表4を参照。

付録2 ロシア企業の経営監督機関構造に関するパネルデータ推定：2009年被調査生存企業の観察値のみを用いた場合

(a) 取締役会構成変数

モデル	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]
従属変数	取締役会会長外部登用度(BOALEA)	社外取締役比率(BOACOM)	独立取締役比率(BOAIND)	一般従業員代表取締役比率(BOAWOR)	取締役会総数(BOAMEM)	社外取締役総数(OUTDIR)	独立取締役総数(INDDIR)	社内取締役総数(INSDIR)	一般従業員代表取締役総数(WORDIR)	取締役会構成変数第1主成分得点(BODSCO) <sup>1)</sup>
推定量 <sup>2)</sup>	OProbit RE	FE	OLS	RE	Poisson RE	Poisson RE	Poisson	Poisson RE	Poisson RE	RE
所有変数										
外部株主所有比率(OWNOUT)	0.042 (0.03)	0.036 *** (0.01)	0.008 * (0.00)	-0.004 (0.00)	0.014 * (0.01)	0.087 *** (0.02)	0.092 * (0.05)	-0.065 *** (0.01)	-0.115 ** (0.05)	0.158 *** (0.03)
経営者大株主ダミー(MANSHA)	-0.635 *** (0.13)	-0.237 *** (0.06)	-0.019 (0.02)	0.010 (0.01)	0.046 (0.04)	-0.556 *** (0.07)	-0.100 (0.23)	0.564 *** (0.06)	0.349 (0.23)	-0.985 *** (0.15)
世界金融危機変数										
世界金融危機時業務執行機関改革企業ダミー(CRISIS_BOD)	-0.521 (0.36)	0.127 (0.12)	0.039 (0.08)	-0.019 (0.05)	-0.109 (0.13)	0.029 (0.20)	0.445 (0.62)	-0.325 (0.22)	-2.377 ** (1.05)	0.398 (0.54)
企業組織変数										
企業集団参加ダミー(GROFIR)	-0.006 (0.13)	-0.009 (0.05)	0.004 (0.02)	-0.013 (0.01)	-0.023 (0.04)	0.104 (0.07)	0.080 (0.25)	-0.162 ** (0.07)	-0.083 (0.27)	0.293 * (0.16)
持株上限率制限企業ダミー(LIMOWN)	-0.248 (0.18)	-0.140 ** (0.07)	-0.018 (0.02)	0.011 (0.01)	0.017 (0.05)	-0.101 (0.10)	-0.110 (0.30)	0.148 * (0.08)	0.552 * (0.32)	-0.404 ** (0.19)
開放株式会社ダミー(OPECOM)	0.365 *** (0.14)	0.030 (0.05)	0.021 (0.02)	0.005 (0.01)	0.043 (0.04)	0.216 *** (0.07)	0.455 ** (0.23)	-0.106 * (0.06)	0.230 (0.23)	0.270 * (0.15)
旧国有(公有)私有化企業ダミー(PRICOM)	-0.196 (0.19)	dropped	0.006 (0.02)	0.017 (0.01)	0.108 ** (0.05)	0.165 (0.11)	0.227 (0.34)	0.103 (0.09)	0.633 (0.41)	-0.129 (0.19)
国有(公有)企業・私有化企業新設分割企業ダミー(SPIOFF)	0.064 (0.24)	dropped	0.014 (0.03)	0.037 (0.02)	0.049 (0.07)	0.234 (0.16)	0.202 (0.44)	-0.113 (0.13)	0.679 (0.55)	0.031 (0.29)
平均従業員数(COMSIZ)	0.021 (0.06)	0.040 (0.04)	-0.001 (0.01)	-0.006 (0.01)	0.102 *** (0.02)	0.157 *** (0.04)	0.080 (0.10)	0.024 (0.03)	-0.133 (0.13)	0.103 (0.08)
経営活動変数										
労働生産性(LABPRO)	0.037 (0.03)	0.006 (0.01)	-0.003 (0.01)	-0.003 (0.00)	-0.010 (0.01)	-0.025 (0.02)	-0.079 (0.06)	-0.007 (0.02)	-0.073 (0.06)	-0.013 (0.04)
株式・社債発行企業ダミー(MARFIN)	0.037 (0.21)	-0.025 (0.09)	0.004 (0.03)	0.014 (0.02)	0.011 (0.06)	0.002 (0.11)	0.247 (0.29)	-0.137 (0.11)	0.508 (0.40)	0.154 (0.23)
銀行信用借入実績及び平均融資期間(BANCRE)	-0.015 (0.04)	0.002 (0.02)	0.003 (0.01)	0.001 (0.00)	0.012 (0.01)	-0.005 (0.02)	0.001 (0.08)	0.010 (0.02)	0.050 (0.08)	0.007 (0.05)
総売上高に占める輸出の比率(EXPSHA)	-0.012 (0.06)	0.040 * (0.02)	-0.003 (0.01)	0.002 (0.01)	-0.020 (0.02)	0.038 (0.03)	-0.022 (0.09)	-0.049 * (0.03)	0.049 (0.12)	0.034 (0.07)
研究開発費支出実績(R&DEXP)	0.004 (0.08)	0.044 * (0.03)	0.003 (0.01)	-0.012 * (0.01)	-0.035 (0.02)	0.015 (0.04)	-0.034 (0.14)	-0.047 (0.04)	-0.367 *** (0.14)	0.146 * (0.08)
新製品/サービス開発実績ダミー(NEWPRO)	-0.089 (0.12)	-0.001 (0.04)	-0.020 (0.02)	0.009 (0.01)	-0.014 (0.04)	-0.091 (0.07)	-0.290 (0.21)	0.048 (0.06)	0.317 (0.23)	-0.296 ** (0.13)
定数項	- (-)	0.500 (0.32)	0.094 (0.10)	0.109 * (0.06)	1.197 *** (0.17)	0.061 (0.34)	-0.962 (1.23)	1.086 *** (0.29)	0.237 (1.17)	-0.723 (0.71)
産業固定効果ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	563	567	567	567	568	567	567	567	567	536
Hausman検定 <sup>3)</sup>	14.28	31.15 **	24.28	17.62	19.8	6.95	8.46	19.97	7.76	18.86
Breusch-Pagan検定 <sup>4)</sup>	6.59 ***	6.83 ***	0.00	2.70 **	14.99 ***	11.91 ***	0.02	15.98 ***	7.96 ***	5.06 **
R <sup>2</sup> /Pseudo R <sup>2</sup>	-	0.09	0.03	0.04	-	-	0.07	-	-	0.22
Wald検定(χ <sup>2</sup> )/F検定 <sup>5)</sup>	52.56 ***	58.13 ***	1.05	35.85 **	122.24 ***	211.62 ***	61.17 ***	174.23 ***	43.03 ***	213.93 ***

(続く)



## (b) 監査体制構成変数

モデル	[11]	[12]	[13]	[14]	[15]	[16]	[17]	[18]	[19]	[20]
従属変数	社外監査役 比率 (AUDCOM)	専門家監査 役比率 (AUDEXP)	一般従業員 代表監査役 比率 (AUDWOR)	監査法人 属性 (AUDFIR)	監査委員会 役員総数 (AUDMEM)	社外監査役 総数 (OUTAUD)	専門家監査 役総数 (EXPAUD)	社内監査役 総数 (INSAUD)	一般従業員 代表監査役 総数 (WORAUD)	監査体制構 成変数第1主 成分得点 (AUDSCO) <sup>1)</sup>
推定量 <sup>2)</sup>	RE	FE	RE	OProbit RE	Poisson RE	Poisson	Poisson RE	Poisson	Poisson RE	RE
取締役会変数										
社外取締役比率(BOACOM)	0.396 *** (0.06)	0.007 (0.07)	-0.355 *** (0.06)	0.565 ** (0.26)	-0.045 (0.08)	0.900 *** (0.16)	0.451 * (0.25)	-0.697 *** (0.11)	-0.723 *** (0.13)	1.876 *** (0.31)
所有変数										
経営者大株主ダミー(MANSHA)	-0.064 * (0.04)	-0.018 (0.05)	0.032 (0.04)	-0.088 (0.18)	-0.077 (0.05)	-0.213 ** (0.10)	-0.244 (0.17)	0.044 (0.07)	-0.019 (0.08)	-0.281 (0.21)
世界金融危機変数										
世界金融危機時監査体制改革企業ダミー(CRISIS_AUD)	0.349 *** (0.10)	0.107 (0.14)	-0.397 *** (0.10)	-0.292 (0.52)	0.177 (0.20)	1.182 ** (0.57)	1.765 * (1.06)	-0.302 (0.31)	-0.493 * (0.27)	1.994 *** (0.64)
企業組織変数										
企業集団参加ダミー(GROFIR)	0.085 ** (0.04)	-0.032 (0.05)	-0.093 ** (0.04)	0.603 *** (0.17)	0.004 (0.05)	0.202 ** (0.08)	0.152 (0.16)	-0.195 ** (0.09)	-0.244 *** (0.09)	0.637 *** (0.21)
開放株式会社ダミー(OPECOM)	-0.013 (0.03)	0.105 ** (0.04)	0.051 (0.04)	0.027 (0.17)	-0.024 (0.05)	-0.018 (0.09)	0.424 ** (0.17)	-0.007 (0.07)	0.046 (0.08)	0.120 (0.19)
旧国有(公有)私有化企業ダミー(PRICOM)	-0.091 * (0.05)	dropped	0.093 * (0.05)	0.165 (0.23)	0.039 (0.07)	-0.116 (0.12)	-0.602 ** (0.24)	0.170 (0.11)	0.207 * (0.12)	-0.502 * (0.29)
国有(公有)企業・私有化企業新設分割企業ダミー(SPIOFF)	-0.018 (0.07)	dropped	0.019 (0.07)	0.451 (0.35)	0.019 (0.09)	-0.017 (0.15)	-0.553 (0.34)	0.035 (0.15)	0.100 (0.18)	-0.219 (0.37)
平均従業員数(COMSIZ)	-0.008 (0.02)	-0.119 *** (0.04)	-0.010 (0.02)	0.249 *** (0.09)	0.108 *** (0.02)	0.074 * (0.04)	0.033 (0.08)	0.139 ** (0.06)	0.112 *** (0.04)	-0.014 (0.10)
経営活動変数										
労働生産性(LABPRO)	-0.001 (0.01)	-0.011 (0.01)	0.003 (0.01)	-0.003 (0.04)	-0.036 *** (0.01)	-0.042 (0.03)	-0.022 (0.04)	-0.043 (0.04)	-0.034 * (0.02)	-0.010 (0.05)
株式・社債発行企業ダミー(MARFIN)	0.057 (0.06)	0.135 * (0.07)	-0.019 (0.06)	0.644 ** (0.25)	0.200 *** (0.08)	0.240 * (0.12)	0.671 *** (0.25)	0.150 (0.16)	0.212 (0.14)	0.359 (0.37)
銀行信用借入実績及び平均融資期間(BANCRE)	0.008 (0.01)	0.026 * (0.01)	-0.001 (0.01)	-0.002 (0.06)	0.001 (0.02)	0.026 (0.03)	0.090 (0.06)	-0.021 (0.02)	0.000 (0.03)	0.046 (0.06)
総売上高に占める輸出の比率(EXPSHA)	0.000 (0.01)	-0.039 (0.03)	0.000 (0.01)	0.116 (0.08)	0.011 (0.02)	0.022 (0.03)	0.065 (0.07)	0.000 (0.04)	-0.002 (0.04)	0.001 (0.09)
研究開発費支出実績(R&DEXP)	0.003 (0.02)	-0.001 (0.02)	0.003 (0.02)	0.008 (0.10)	-0.017 (0.03)	0.020 (0.05)	-0.001 (0.10)	-0.033 (0.05)	-0.009 (0.05)	-0.040 (0.11)
新製品/サービス開発実績ダミー(NEWPRO)	-0.034 (0.03)	0.077 (0.05)	0.044 (0.03)	-0.206 (0.15)	0.017 (0.05)	-0.091 (0.08)	0.145 (0.16)	0.080 (0.06)	0.117 (0.08)	-0.162 (0.17)
定数項	0.352 ** (0.16)	0.986 *** (0.33)	0.608 *** (0.15)	- (-)	0.956 *** (0.21)	-0.235 (0.43)	-1.523 ** (0.77)	0.541 (0.34)	0.365 (0.39)	-0.722 (0.89)
産業固定効果ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	586	586	586	607	605	597	586	597	586	561
Hausman検定 <sup>3)</sup>	15.98	31.91 **	18.76	20.87	23.61	15.81	25.65	3.15	2.34	16.07
Breusch-Pagan検定 <sup>4)</sup>	2.32 *	2.70 *	6.27 ***	21.00 ***	2.44 *	0.99	3.35 **	0.51	1.84 *	2.45 *
R <sup>2</sup> /Pseudo R <sup>2</sup>	0.25	0.01	0.20	-	-	0.13	-	0.07	-	0.23
Wald検定(χ <sup>2</sup> )/F検定 <sup>5)</sup>	249.51 ***	4.23 ***	181.91 ***	64.35 ***	93.80 ***	243.90 ***	64.94 ***	121.73 ***	91.48 ***	187.16

(注1) 2009年被調査生存企業の観察値のみを用いた主成分分析から得られた主成分得点。なお、主成分分析の結果は、付録1のそれと大差が無い。

(注2) OLS：プーリング最小二乗法推定量，FE：線形固定効果推定量，RE：線形変数効果推定量，OProbit RE：変数効果順序プロビット推定量，Poisson：プーリングポワソン推定量，Poisson RE：変数効果ポワソン推定量

(注3) 変数効果モデルと固定効果モデルの選択に関する検定。帰無仮説：個別効果は、独立変数と無相関。順序プロビットモデルとポワソンモデルは、線形モデルの検定結果を参考に、推定量の選択を行った。

(注4) プーリングOLSモデルと変数効果モデルの選択に関する検定。帰無仮説：個別効果の分散はゼロ。順序プロビットモデルとポワソンモデルは、線形モデルの検定結果を参考に、推定量の選択を行った。

(注5) 帰無仮説：全ての係数がゼロ。

(注6) 括弧内は、頑健標準誤差（変数効果ポワソンモデルの場合は標準誤差）。\*\*\*:1%水準で有意，\*\*：5%水準で有意，\*：10%水準で有意。

(出所) 筆者推定。各変数の定義及び記述統計量は、表1を参照。