経済研究　Vol.74 No.1 & No.2 Oct.2023
er.ar.033123
DOI in preparation

経済研究
THE ECONOMIC REVIEW

論文 ■ Article

新興市場企業の取締役会構造 *

岩﨑一郎 [a]・馬 欣欣 [b]・溝端佐登史 [c]

【要　旨】

本稿は，中国及び欧州新興市場 21 カ国に所在する総計 42,146 社の取締役会構造を解明するとともに，その決定要因を実証的に分析した．取締役会規模，取締役会長社外登用確率及び取締役会独立性を内生化した連立方程式モデルの構造推定は，先進国企業研究に基礎付けられたこれら 3 変数の潜在的影響因子に関する筆者らの理論的予測を支持した．しかしながら同時に，取締役会構造に強く作用する影響因子の組み合わせは，中国と欧州諸国及び上場企業と非上場企業の間で，顕著に異なる事実も併せて明らかとなった．更に，本稿の実証結果は，取締役会構造を特徴付ける上記 3 変数の間には相互に緊密な相互依存関係が生じており，この点への分析的な配慮の必要性を強く示唆した．

JEL Classification Codes: D22, G34, K22, L22, P34

* 本稿は，科学研究費補助金基盤研究 B「中国と東欧の比較企業システム論」（課題番号：20H01489）及び一橋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（課題番号：IERPK2115，IERPK2323）の研究成果である．本誌匿名審査員からの有益なコメントや示唆に感謝する．また，岩﨑は，新興市場企業取締役会研究促進のために京都大学経済研究所から与えられた令和 4 年度国内客員教授の機会にも併せて謝意を表する．

[a] 一橋大学経済研究所教授 E-mail: iiwasaki@ier.hit-u.ac.jp
[b] 法政大学経済学部教授 E-mail: xxma@hosei.ac.jp
[c] 京都大学経済研究所特任教授 E-mail: mizobata@kier.kyoto-u.ac.jp

THE ECHONOMIC REVIEW Vol.74 No. 1 & No.2 Oct.2023
er.ar.033123
DOI in preparation

Corporate Board Structure in China and Eastern Europe: A Comparative Analysis

Ichiro Iwasaki
Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, Japan
Xinxin Ma
Faculty of Economics, Hosei University, Japan
Satoshi Mizobata
Institute of Economic Research, Kyoto University, Japan

Abstract

In this study, we use a large firm-level dataset to explore the structure of the corporate boards of listed and unlisted companies in China and Eastern European countries. It is found that, with the exception of East European listed firms, these economies have problems with corporate governance systems, with the majority of directors appointed internally and the resulting weak presence of outside directors on the board when compared to advanced economies. Furthermore, our empirical analysis of the determinants of board structure reveals that Chinese and Eastern European firms are likely to organize their boards of directors according to the economic logic that has been repeatedly verified in advanced economies. Simultaneously, however, we also find striking differences in the combination of factors that strongly affect board structure between China and Europe and between listed and unlisted firms.

JEL Classification Codes: D22, G34, K22, L22, P34

1. はじめに

世界経済における新興市場諸国の存在感が日増しに大きくなるにつれて，これらの国々で活動する企業への注目もいや増している．最近では，世界時価総額ランキングの上位に幾つもの新興市場企業が登場し，日米欧企業の独壇場であった 1990 年代とは見える風景が一変した感がある[1)]．国際社会は新しい経済秩序の形成を目前にしているといえよう．

1980 年代の日本企業がよい例だが，国際的な存在感が高まれば，その経営組織への投資家や研究者の関心も自ずと大きくなる．投資家は，自らの資金を投じるだけの信頼に値する会社であるのかという観点から，研究者は，それまで覇権を握ってきた企業へのキャッチアップ過程が確認されるのか，それともなにか真新しい組織的進化が見出されるのかいう視角から，勃興する企業の内部組織を把握しようとするだろう．日本企業の内部組織研究はこうした側面から実に様々な知見を生み出し，実業と学術の両面に多大な貢献をもたらした（青木，1992; 浅沼，1997; 小川，2005）．

翻って，新興市場企業研究は依然揺籃期にあり，従って，近年における新興市場企業の目覚ましい躍進の理由は，決して大きくは明らかでない．実際，会社組織の最上層部にある取締役会は企業内部組織研究の「最初の一里塚」であるが，世界中の注目を集める中国企業ですらも，取締役会の組織構造とその決定要因を調査・分析した研究は，管見の限り，片手で済むだけの数しか国際的な学術誌上に発表されていない (Yu and Ashton, 2015; Cheng *et al.*, 2018; Wang, 2018; Liu *et al.*, 2021; Wang *et al.*, 2021)．欧州新興市場企業については，数名の研究者の手になるロシア企業とチェコ企業に関する一握りの研究成果しか手に入らないのが実情である (Iwasaki, 2008, 2018; Muravyev, 2017; Odehnalová and Pirožek, 2018)．新興市場企業勃興の理由を経営組織面から十全に理解するのはまだ遠い先の話であるが，我々はその実現に向けて，ひとつひとつ歩を進めて行くほかはない．

そこで本稿は，新興市場企業を対象とする内部組織研究の発展途上領域へ大きく踏み込むべく，中国企業だけでなく，一連の欧州新興諸国に所在する企業をも幅広く網羅した取締役会構造の解明と，その決定要因の統計的・計量的分析を試みる．ここでは，先進国企業を主たる研究対象とした取締役会構造の影響因子に関する先行研究の理論的・実証的成果の包括的な再検証を通じて，新興市場企業の取締役会構造に，経済的に意義があり，統計的にも有意な影響を及ぼす諸要因の特定を試みる．

この研究課題を追求するために，筆者らは，Arthur (2001) 及び Iwasaki (2008, 2009) の接近法に倣い，取締役会構造の潜在的影響因子を，企業内部組織の状態を捉える狭義の「ガバナンス変数」と事業活動や財務成績を反映した「事業活動変数」に区分し，この上更に，前者のガバナンス変数については，経営者及び彼らと対峙する会社関係者の交渉力を代理する「バーゲニング変数」と「その他のガバナンス変数」という下位カテゴリーを追加した上で，これら都合 3 変数グループの新興市場企業取締役会構造への影響度を，中国上場企業，欧州新興市場上場企業（以下，欧州上場企業），中国非上場企業及び欧州新興市場非上場企業（以下，欧州非上場企業）から成る 4 企業集団間で相互に比較する．

加えて，上記 3 変数グループの取締役会構造への効果の実証的な検証に際しては，取締役会構造要素の同時決定性に関する Mak and Li (2001) や Linck *et al.* (2008) の問題提起を受けて，取締

[1] 実際，『フォーブス』誌によると，2021 年の世界時価総額上位 100 社中 39 社が米国企業であるのに対して，中国企業とロシア企業は，それぞれ 17 社及び 2 社を数える．一方，米国以外の G7 企業は，6 カ国合わせて 20 社に過ぎない (https://www.forbes.com/lists/global2000).

役会の役員総数（以下，取締役会規模），取締役会長が社外登用される頻度（以下，取締役会長社外登用確率）及び全取締役に占める社外取締役及び独立取締役の比率（以下，取締役会独立性）の内生性を仮定した計量分析を組織する．具体的には，Iwasaki (2009) や岩﨑 (2010, 2016) と同様に，これら 3 取締役会構造変数各々を従属変数とする単一方程式モデルの誘導推定を第一段階とし，この過程で統計的に有意に推定された独立変数及び内生化した取締役会構造変数を右辺とする連立方程式モデルの構造推定を第二段階とする実証分析を行うことにより，中国上場企業から欧州非上場企業に至る企業集団それぞれの内生的取締役会構造モデルの解析を試みる．

中国及び欧州新興市場 21 カ国に所在する 42,146 社の取締役会構造を内生化した連立方程式モデルの構造推定は，取締役会規模，取締役会長社外登用確率及び取締役会独立性は，先進国企業研究に基礎付けられたこれら 3 変数の潜在的影響因子に関する筆者らの理論的予測を支持した．しかしながら同時に，取締役会構造に強く作用する影響因子の組み合わせは，中国と欧州諸国及び上場企業と非上場企業の間で，顕著に異なる事実も併せて明らかとなった．更に，本稿の実証結果は，取締役会構造を特徴付ける上記 3 変数の間には，相互に緊密な相互依存関係が生じており，この点への分析的な配慮の必要性を示唆した．中国やロシアのみならず，その他の新興市場諸国をも広範に網羅した筆者ら独自のデータベースを駆使して，新興市場企業の取締役会構造を国・地域別に詳らかにしたこと，また，その決定要因を特定すべく，内生的取締役会構造モデルの推定を行ったことは，研究史上かつて一度もなく，この意味で，本稿は，企業金融論及び新興市場論の両分野に対して，一定の学術的寄与をもたらすものである．

本稿の構成は，次の通りである．次節では，中国及び欧州新興市場企業の取締役会に関する制度的背景を論じる．第 3 節では，新興市場企業取締役会構造の決定要因に関する筆者らの仮説を提起する．第 4 節では，実証分析に用いるデータの概要と仮説検証の方法を述べる．第 5 節では，実証データを用いて中国・欧州新興市場企業の取締役会構造を鳥瞰する．第 6 節では，推定結果を報告し，最終第 7 節で，分析結果の要約と筆者らの結論を述べる．

2. 中国及び欧州新興市場諸国の企業法制，会社形態及び取締役会構造の制度的枠組み

本節では，2.1 項で中国について，続く 2.2 項で欧州新興市場諸国に関して，それぞれの企業法制，主要な会社形態，並びに取締役会構造に関する制度的枠組みを概説する．

2.1 中国

現代中国の企業法制は，中華人民共和国公司（会社）法（以下，公司法），中華人民共和国合伙（パートナーシップ）企業法及び中華人民共和国個人独資企業法の 3 法によって基礎付けられている[2]．中国国内で設立し得る企業は，大別して，独資企業，パートナーシップ及び公司企業の 3 種類に分類されるが，公司企業には，有限責任会社と株式会社が共に含まれている[3]．企業統治機構

[2] 公司法は，1993 年 12 月に第 8 回全国人民代表大会常務委員会第 5 回会議で制定され，その後，1999 年，2005 年，2013 年及び 2018 年に改訂を受けて現在に至っている．合伙企業法は，1997 年 2 月に第 8 回全国人民代表大会常務委員会第 24 回会議で制定され，1997 年，2006 年及び 2009 年に改訂されている．個人独資企業法は，1999 年 8 月に第 9 回全国人民代表大会常務委員会第 11 回会議で制定され，2000 年 1 月に発効した最も新しい法律である．

[3] 更に中国では，企業組織や経済活動の類型に応じて，①国有企業，②集団企業，③株式合作企業，④連営企業，⑤有限責任企業（国有独資企業，他の有限責任企業），⑥株式有限企業，⑦私営企業（私営独資本企業，私営パートナーシップ企業，私営有限責任企業，私営株式有限企業，個人独資企業），⑧他の国内企業，⑨香港・マカオ・台湾合資経営企業，⑩香港・マカオ・台湾合作経営企業，⑪香港・マカオ・台湾独資経営企業，⑫香港・マカオ・台湾投資株式有限企業，⑬他の香港・マカオ・台湾投資企業，⑭中国・外国合資経営企業，⑮中国・外国合作経営企業，⑯外資企業（外資全額出資），⑰外資投資株式有限企業（外国株式の割合は 25%以上），⑱他の外資企業から成るより細分化された企業分類も用いられている．この 18 分類は，国家統計

としての取締役会が問題となるのは，これら有限責任会社と株式会社であり，中・大規模企業の圧倒的大多数はいずれかの会社形態を採用している．

公司法によると，有限責任会社取締役（董事）の選任と解任は，会社の最高意思決定機関である株主会（股东会）の権限であり（37 条），その選任数は 3 名から 13 名に規定されている（44 条）．同様に，株式会社の取締役は株主総会（股东大会）が選任と解任を行い（105 条），取締役会（董事会）の規模は 5 名から 19 名の範囲に定められている（108 条）．取締役の任期は定款の定めによるが，1 期 3 年を超えることは出来ない（46 条及び 108 条）．有限責任会社と株式会社のいずれにおいても，1 名の取締役会長と，1～2 名の副取締役会長を指名することができるが，有限責任会社の取締役会長及び副会長は，その選出方法を定款で定めることができる一方（44 条），株式会社の取締役会長及び副会長は，取締役会構成員の過半数により選任されると明確に規定されている（109 条）．

取締役会は，株主会／株主総会の招集と業務報告，株主会／株主総会決議の実行，経営計画・投資案の決定，予算案・決裁案の作成，利益配当案・欠損補填案の作成，登録資本金の増資・減資及び社債発行案の作成，合併・分割・解散又は会社形態変更案の立案，会社内部管理機構の設置，総経理／副総経理／その他財務責任者の選任・解任及び報酬事項の決定，会社の基本的管理制度の決定及び定款に定めるその他の職権を権限とする（47 条及び 109 条）．有限会社取締役会の議決手続きは，定款に定められる（49 条）．一方，株式会社取締役会の議決は，全役員の過半数により採択されると公司法に明記されている（112 条）．

取締役，取締役会長及び取締役会に関する以上の法的規定は，非上場企業と上場企業のいずれにも等しく適用されるが，この上で更に公司法は，株券を証券取引所において上場取引する株式会社を意味する「上場会社」の組織機構に関して幾つかの特別規定を設けており（5 節），その 123 条で，上場会社は，国務院（つまり中央政府）が定める規則に基づいて独立取締役（独立董事）を置くことが求められている．

上場企業の独立取締役に関する公的な規定は幾つか存在するが[4]，ここでは，中国証券監督管理委員会が 2001 年 8 月に公布した「上場会社の独立取締役制度の確立に関する指導意見」（以下，指導意見）を最重要文書として紹介しておく．それによると，国内上場会社は，指導意見に従って定款を修正した上で一定数の独立取締役を選任する必要があり，その内の少なくとも 1 名は会計専門家でなければならない[5]．更に，指導意見は，独立取締役の人数について，取締役会構成員の 3 分の 1 以上としなければならないとも勧告している．独立取締役の兼任数は，原則として最大 5 社までに制限される．独立取締役の任期はその他の取締役と同様の 1 期 3 年であり，再任も可能である．更に，指導意見は，公司法に定められた取締役としての選任資格に相応しくない事情が発生した場合を除いて，独立取締役は，任期満了前に理由なく解任されることはないとの定めも設けている．なお，中国の上場市場は，上場審査基準が厳しいものから順に，一板市場，二板市場，三板市場，四板市場の 4 つに区分される．「メインボード」と呼ばれる一板市場と「創業板」と言われる二板市場は，中央人民銀行直轄の証券取引所が管理する株式市場を指す一方，三板・四板市場は，

の目的で，中国国家統計局がよく利用している．

4 上海証券取引所が 2000 年 11 月に公布した「上場会社企業統治ガイドライン」や，中国証券監督管理委員会と国家経済貿易委員会が 2002 年 1 月に公布した「上場会社の企業統治原則」（上市公司治理準則）がそれに当たるが，その内容は，中国証券監督管理委員会指導意見と矛盾するものでも，大きく異なるものでもない．

5 指導意見において，独立取締役は，「会社において取締役以外の職務を兼任せず，かつ招聘した上場会社との間においても，会社の主要株主との間においても，独立した客観的な判断を下すのに影響を及ぼしうる関係を有しない取締役」と定義されている．

地方人民政府直轄の場外株式取引所（店頭市場）がその運営を担っている．一板・二板市場に上場する会社はもちろん，三板・四板市場に株式公開する企業にも，上場審査基準の一つとして，企業統治やビジネスモデルという観点からの組織的健全性が求められており，上場企業を対象とした上述の公的規定が，これら店頭公開企業の取締役会構成にも一定の影響を及ぼしている．

以上の諸点に加え，中国企業の統治機構の特筆すべき特徴として，中国共産党組織を介した国家と企業との結び付きにも触れておきたい．企業内共産党組織は，会社法が定めるいわゆる会社機関ではないが，経営の意思決定と監督のいずれにおいても一定の役割を果たしている（蒋，2020; Ma and Iwasaki, 2021; 王・王，2022）．実際，公司法は，「企業内の中国共産党基層組織の活動は，中国共産党規約（中国共産党党章）に従って行う．企業は党基層組織の活動を行う必要条件を確保する」と規定している（19 条）．更に，中国共産党規約は，その第 33 条において，「国有企業において，党基層組織は，党組織のリーダーシップの役割を果たし，重要事項に対して意見と建議を提出し，決定に参与する」「非国有企業では，党基層組織は，党の方針を徹底的に執行し，企業による国家法律の遵守を引導・監督する」と定めている．換言すると，中国では，国有企業と非国有企業のいずれにおいても，企業内党組織を介して国家が会社組織の有り方に大きな影響を及ぼすと考えられるが，とりわけ国有企業の取締役会構造に対する国家（=中国共産党）の発言力は極めて大きいといえる．この点は，欧州新興市場諸国との制度的枠組みの違いを論じる際に改めて取り上げる．

2.2 欧州新興市場諸国

以前は社会主義体制を敷いていた欧州新興市場諸国も，1989 年のベルリンの壁崩壊後，30 年以上もの年月を経た今日では，曲がりなりにも資本主義市場経済を基礎とし，先進諸国に比肩する近代的な会社法を具えた国々として世界中に認められている事実は，もはや強調する必要すらないだろう．これらの国々では，会社法を補完する労働法や証券市場法等の関連法の整備が進むと共に，国際的ベンチマークである経済協力開発機構（OECD）のコーポレート・ガバナンス原則（OECD, 1999) の内容を強く反映した企業統治規則（コーポレート・ガバナンス・コード）もソフトローとして広く導入・運用されている．

こうした結果，有限責任会社と株式会社が欧州新興市場諸国における最も普及した会社形態であるという点，取締役や取締役会長の選任方法及び取締役会の権限に関する会社法の基本的な規定内容，並びに経営陣からの一定の独立性が確保された取締役会の編成を目的とした上場企業に対する公的規制の存在[6]は，政治的には共産党一党独裁体制を維持しつつも，経済面では市場経済化を推し進める中国の事情と大きくは変わらない．そこで本項では，会社形態や取締役会に関する法的規定内容を繰り返すのではなく，むしろ中国とは際立った欧州新興市場諸国の制度的特徴を幾つか指摘しておこう．

第 1 は，欧州新興市場諸国の会社制度や企業活動に対するヨーロッパ文化や大陸法の影響が著しく大きいという事実である．概して欧州新興市場諸国では，ドイツやオランダの法制度に依拠して会社の機関組織化，即ち，二層型管理システムの構築が図られている．例えば，エストニアの公開会社はドイツ法をモデルとしている．ただし，監査役会の構成は株主と労働者の共同決定

6 実際，欧州新興市場の上場企業には，企業統治と財務に関する報告書の開示義務が課せられている．また，上場企業の統治機構に関する公的規制として，チェコやエストニアでは，取締役会と監査役会の併任が禁じられ，ハンガリーでは，取締役会と監査役会において独立役員が多数を占め，両機関いずれかの独立取締役だけからなる会計監査委員会の設置が求められている (Cigna et al., 2017a)．また，ロシアやラトビアの上場企業は，二層管理モデルの選択が義務づけられており，ポーランドでも，上場企業に対して，取締役会と監査役会の役員構成面からの明確な区別を求めている．

方式ではなく，独自の任意モデルを採用している (Vutt and Vutt, 2017)．ロシアもドイツ法系の会社法を採用しているが，英米会社法的な制度の特徴も有しており（小田，2002; Iwasaki, 2003; 岩﨑, 2016），ベラルーシもロシアの法体系に近いハイブリッドな会社法を制定している (Cerha Hempel, 2020).

第 2 は，欧州連合（EU）への新規加盟を果たした中東欧諸国及び加盟候補諸国で設立され，活動する企業への欧州政府からの政策的影響や制度的規制の存在である．EU 加盟諸国では，各国の歴史的背景に基づいて独自の会社法を制定することが基本とされているが，EU 全域を規制対象とした会社法も存在し，それが加盟国の国内法を大きく制約している．正に EU 法は超国家的（supranational）である．2001 年，EU 全域での競争ある事業活動の実現を目的として欧州会社法が制定された．その内容は，「会社法の諸側面に関する」EU 指令 2017/1132 (European Parliament, 2017) 等によって体系化されている[7]．同法によれば，欧州会社は，所在国の株式会社法に基づいて設立されるが，その経営組織として，ドイツ流のコーポレート・ガバナンスを体現する二層方式（取締役会と監査機関）と，一層方式（管理機関）のいずれかを選択することができる．前者の二層方式の場合，取締役会メンバーは，監査機関により任命・解任され，監査機関のメンバーは，株主総会で任命される．役員数は定款でその上限・下限が決められる．欧州会社は，従業員の経営参加（共同決定）が義務付けられているが，取締役や株主の責任及び企業の社会的責任や従業員参加に関する規則は，政策勧告に近いソフトローとして機能している (Horak and Poljanec, 2018).

加盟国や加盟候補国による会社法の立法化において，EU 法制度の影響は不可避であり，それは，各国毎に採用される企業統治規則にも強く影響している．加えて，欧州委員会は，企業サステナビリティ報告指令（Corporate Sustainability Reporting Directive）等の枠組みを用いて，加盟国や加盟候補国による会社法の運営を強力に統制してもいる．例えば，ポーランドに対して，欧州委員会は，欧州全土の慣行に従って，取締役に専門家の独立取締役を加えることや，監査役会の最低 2 名は独立役員とすることを求めた経験がある (Cigna *et al.*, 2017b)．EU 加盟国や加盟候補国は，欧州委員会からのこうした政策的影響から自由ではないばかりか，司法機関を通した介入もたびたび受けている[8]．

第 3 は，欧州経済統合の深化が非 EU 加盟諸国にもたらしている制度的同調圧力である．例えば，ロシアでは，EU がとりわけ重視する少数株主の財産権保護を強化する方向に会社法が改正され，更に，欧州基準に沿ったコーポレート・ガバナンス・コードも採択された（Oda, 2012; 岩﨑, 2016）．また，会社法制度の整備が著しく遅れ，EU 法との制度的齟齬も著しかったウクライナでは，長年に亙る紆余曲折の結果，2019 年に株式会社法がようやく定められ，2020 年 3 月には，同国証券委員会が企業統治規則をソフトローとして採択したが，これら一連の法的文書は，先述した EU 指令 2017/1132 を代表とする EU 会社法制度との調和が強く指向されている (Kostruba and Vasylieva, 2020)．こうした事例は枚挙の遑がなく，これら一連の動きが，EU の境界を越えて，欧州新興市場諸国の会社法や企業制度の同質化を強く推し進めている．

そして第 4 に強調すべきは，欧州新興市場諸国の政府・企業間関係が，共産党一党独裁体制にあ

---

[7] より詳しくは，会社法と企業統治に関する EU 共通規則に関する欧州委員会の基本方針を参照 (https://ec.europa.eu/info/business-economy-euro/doing-business-eu/company-law-and-corporate-governance_en)．なお，欧州議会によると，EU 域内で活動する企業は 2400 万社を数えるが，そのうち約 80%が有限会社である．これら有限会社は，統一した法体系に基づいて EU 域内で活動することが可能でなければならないとされている (European Parliament, 2022).

[8] 例えば，2021 年 7 月，欧州委員会は，ブルガリアの企業登記制度が EU 企業登記システムに接続していないとして，同国を EU 司法裁判所に提訴している (European Commission, 2021).

る中国とは決定的に異なるという点である．欧州新興市場諸国では，政府が企業の意思決定に影響を及ぼす主要な経路として，出資者としての株主総会での投票や取締役会での発言及び規制機関を通じた政策的関与が挙げられる．しかし，2.1 項でも述べた通り，中国のケースでは，こうした先進諸国でも観察される広く一般的な方法とは全く異なる機関・管理者の存在を無視することができない．実際，中国国有企業の場合，党組織が会社経営の重要決定に関わるだけではなく，党そのものが内部組織化している（王・王，2022; 楊，2022）．こうした体制は，国有企業が株式会社化した場合にも当てはまり，「どのようなコーポレート・ガバナンスの体裁が整えられようとも，党が国有企業を領導するという枠組みに変わりはない」（中屋，2019, p. 46）．民間企業では，国有企業のような意味での党の内部組織化の度合いが低いが，企業内の基層党組織を通じて，一定程度政府や党からの管理・監督を受けている（劉，2020; 陳，2021）．更に 2013 年以降は，習近平政権の下で，所有制の違いを超えて，中国企業に対する党の監視・監督機能が漸次強化されている．この通り，中国における会社経営への国家関与は，同国に比肩する権威主義国家として名高いあのロシアを含めても，欧州新興市場諸国では実現しようがないほど強大かつ広範である．

以上の通り，会社法の規定内容や主要な会社形態という観点から，中国と欧州新興市場諸国には数多くの共通性が認められる一方，本項で述べた通り，企業を取り囲む制度的環境という観点からは，両者の間に看過し得ない一定の差異が看取される．また更に，中国と欧州新興市場諸国のいずれにおいても，上場企業にのみ適用される公的規制が存在する．本稿冒頭で述べた通り，筆者らの目的は，先進国企業を対象とした取締役会構造の影響因子に関する研究成果の新興市場企業に対する適合性の包括的な検証にあるが，そうであるとしても，中国企業と欧州新興市場企業の相違性や，上場企業と非上場企業の制度環境の差異を意識した実証分析が求められるのは，本節の考察結果から明らかである．本稿において，標本集団を，中国上場企業，欧州上場企業，中国非上場企業及び欧州非上場企業に 4 分類して実証分析を試みる所以はここにある．

3. 新興市場企業取締役会構造の決定要因：仮説の提起

続く本節では，先進国企業研究の諸成果に基づき，本稿の実証分析によって検証可能な一連の仮説を提示する．本稿冒頭で述べた通り，Arthur (2001) 及び Iwasaki (2008, 2009) によれば，取締役会構造の潜在的影響因子は，「ガバナンス変数」と「事業活動変数」に二分することができる．前者は，所有構造や会社規模といった企業組織に関する諸変数を包括する．後者には，研究開発活動や財務成績等の諸変数が含まれる．ガバナンス変数には，経営者及び経営者と対峙する会社関係者の交渉力を特に反映した諸変数が含まれており，一般にそれらは，他のガバナンス変数と区別して，「バーゲニング変数」と呼ばれる．そこで，以下 3.1 項から 3.3 項では，バーゲニング変数，その他ガバナンス変数，事業活動変数各々のカテゴリーに含まれる具体的要因と，それが取締役構成にいかなる影響を及ぼし得るのかを順次論じる．また，続く 3.4 項では，取締役会構造要素間の相互関係に言及する[9]．

3.1 バーゲニング変数

経営者と出資者及び他ステークホルダーの間の交渉力を捉える変数として，本稿では，出資者からの経営者の独立性，所有権の集中度，事業集団への参画，並びに国家及び外国投資家による所有

[9] 本節の議論は，Arthur (2001) 及び Iwasaki (2008, 2009) に加えて，Mak and Li (2001), Prevost *et al.* (2002), Perry and Shivadasani (2005), Boone *et al.* (2007), Linck *et al.* (2008), Lehn *et al.* (2009), Monem (2013), Chen (2014) 及び岩崎 (2010, 2016) の論述に依るところが大きい．

権取得という 4 つの要因に着目する．

企業経営陣が，取締役会による監視・監督を忌避する傾向が強いことは，先行研究によって繰り返し実証されてきた．従って，出資者からの独立性が高く，故に強力な経営裁量権を有する経営者は，取締役ポストを制限すると共に，取締役会長及びその他役員の社外登用を抑制する方向へと自らの交渉力を行使するであろう．

一方，大株主は，出資先企業における自らの発言権を確保すべく，役員数自体は抑えつつも，自身の利害を代表する人物を取締役会へ派遣することを志向すると広く認識されている．但し，事業集団は，大株主であったとしても，インサイダー所有者として経営者と結託する傾向があり，そのため，親会社や系列会社から役員を派遣する目的で取締役会規模を増大させるが，同時に，取締役会の独立性は抑制する方向にその交渉力を振るう可能性が高いと指摘されている．これに対して，国家は，その政治的・政策的目標を実現するために，外国投資家は，投資のより確実な回収を確保するために，経営者への監視・監督を強化すべく取締役員ポストを増大し，その追加ポストに社外役員を指名するであろう．

以上の予想は，新興市場諸国にも無理なく当てはまると推察する．そこで筆者らは，バーゲニング変数の新興市場企業取締役会構造への効果について，以下 4 つの仮説を提起する．

仮説 1：出資者からの経営者の独立性は，取締役会の規模や経営監督機能を抑制する方向に作用する．

仮説 2：所有権の集中は，取締役会の規模を制限する一方，経営監督機能を強化する方向に作用する．

仮説 3：事業集団への参画は，グループ企業の取締役会規模を拡張する一方，取締役会の独立性を抑制する方向に作用する．

仮説 4：国家や外国投資家の所有権取得は，取締役会の規模を拡大すると共に，経営監督機能を強化する方向に影響する．

3.2 その他ガバナンス変数

その他ガバナンス変数として，筆者らは，企業規模，企業年齢及び事業部制組織の採用と規模という 3 つの要素の新興市場企業取締役会構造への影響に注意を向ける．

企業の規模拡大と年齢上昇による組織的複雑性の増大は，多種多様な経営課題や組織的問題を生み出す．その結果として，取締役会のアドバイザリー機能，即ち，役員の知識や経験に対する会社内のニーズが増すことになる．取締役会の人材的多様化は，取締役会の定員拡大と社外役員の追加採用によって達成するのが最も効果的であるから，企業規模及び企業年齢は，取締役会の規模と社外役員比率を共に押し上げると予想される．更に，その副次的相乗効果として，取締役会長の外部登用確率が高まる可能性も十分にある．

経営多角化に伴う事業部制組織の採用とその規模の拡張も，取締役会における事業部担当役員ポストを確保する必要から，企業規模や企業年齢と同様に，取締役会規模の拡張を促すであろう．但し，経営多角化の結果として増員された役員ポストが，社内の管理職か，社外の人材のいずれで充足されるのかは，容易に予測し得ない．また，取締役会長の登用経路に対する影響も不明である．

以上の論拠から，その他ガバナンス変数に関して，以下の仮説が導き出される．

仮説 5：企業規模と企業年齢は，共に取締役会規模を拡張し，取締役会における社外役員比率や取

締役会長が外部登用される確率を高める．

仮説 6：事業部制組織の採用と規模は，取締役会規模を拡大する効果をもたらす．

3.3 事業活動変数

新興市場企業取締役会構造に影響を及ぼし得る事業活動変数として，本稿では，研究開発活動，財務成績及び負債返済能力の 3 要因を取り上げる．

研究開発活動を積極的に展開しようとする企業では，取締役会に研究開発担当役員ポストが追加される傾向が強い．加えて，研究開発への投資は，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取締役に他ならない．結果として，研究開発活動の活発化は，取締役会の人員規模を増大させると同時に，社外役員比率を抑制する方向に作用すると予測される．

ライバル企業や同業他社との比較における不成績な経営実績や負債の多さが，しばしば社内取締役の解任とその後任者の外部登用に結果することは，時代や国を超えて，多くの先行研究が繰り返し確認している．逆に言えば，財務成績が良好な企業や，負債返済能力が高い企業では，社外取締役による経営監督の必要性が低下することが容易に想像されるのである．ただし，取締役会の人員規模は，過去の財務成績や財務状態に殆ど影響を受けないと報告する文献は少なくなく，取締役会規模への財務成績と負債返済能力の作用に関する研究者の見解は分かれている．

以上の議論に立脚して，筆者らは，事業活動変数の新興市場企業取締役会構造への影響に関して，以下 2 つの仮説の検証を試みる．

仮説 7：研究開発活動が盛んな企業では，取締役会規模が拡大する一方，取締役会における社外役員のプレゼンスが低下する．

仮説 8：財務成績が良好ないし負債返済能力が高い企業の取締役会では，社外役員のプレゼンスが低下する．

3.4 取締役会構造要素の内生的相互作用

取締役会構造要素それ自身も，相互に他に影響し合う可能性がある．即ち，より大きな取締役会は，より多くの社外取締役を会社へ迎え入れる可能性を高める．企業統治体制の充実や会社経営の透明化を求める政府や投資家からの社外取締役選任圧力は，取締役会そのものを膨張させるかもしれず，また無論，取締役会長を社外役員の中から選出する確率を増す．逆に，外部登用された取締役会長は，戦略的意思決定に対する指導力を確保するために，ないしは，経営陣に対する自身の交渉力を強化するために，社外取締役の一層の勢力拡大を働きかけるかもしれない．もしそれが，経営者サイドの抵抗等から社内取締役との交代によって実現されない場合は，社外役員の増員という形で，取締役会の規模を拡張することになる．これらの論拠は，取締役会構造要素の相互関係について，次の仮説を導き出す．

仮説 9：取締役会規模，取締役会長外部登用及び取締役会独立性は，互いに他を高め合う効果を発揮する．

表 1 には，本節の検討結果が要約されている．以下では，これら一連の仮説の現実適合性を，新興市場企業データを用いて実証的に検証する．

表 1 新興市場企業取締役会構造の決定要因に関する理論的予測

	取締役会構造 1)2)		
	取締役会規模	取締役会長外部登用	取締役会独立性
バーゲニング変数			
経営者独立性	−	−	−
所有集中	−	+	+
事業集団への参画	−	+	+
国家所有	+	+	+
外国投資家所有	+	+	+
その他ガバナンス変数			
会社規模	+	+	+
会社年齢	+	+	+
事業部制組織	+	?	?
事業活動変数			
研究開発活動	+	−	−
良好な財務成績	?	−	−
負債返済能力	?	−	−
取締役会構造変数 (内生変数)			
取締役会規模		+	+
取締役会長外部登用	+		+
取締役会独立性	+	+	

注 1）表内の記号の意味は次の通り．+：正に相関する，−：負に相関する，？：効果不定。
2）各変数の定義は，表 3 に準ずる
出所）筆者作成.

4. データ及び実証方法

本節では，実証分析に用いるデータ及び仮説検定の方法を論じる．以下，4.1 項ではデータの概要を，続く 4.2 項では実証分析の方法を，それぞれ解説する．

4.1 データ

本稿の実証分析が用いるデータは，ビューロー・バン・ダイク社の「オービス（ORBIS）企業データベース」を情報源とする．オービスは，2023 年現在，全世界・全産業分野の企業や組織約 4 億社を網羅する最大級の商用企業情報データベースであり，その対象には，中国及び欧州新興市場諸国の上場・非上場企業も数多く含まれている．オービスは，データベース登録企業各社について，その事業内容や財務諸表だけでなく，所有構造や取締役会構造に関する情報も包含しており，本稿の研究課題には格好の情報ソースである[10]．

オービスが開示する取締役会構造に関する情報には，取締役会長及びその他取締役一人一人の職種が含まれており，従って，企業毎に，取締役会の役員総数や，取締役会長及びその他取締役の社内・社外役員の別を把握することが出来る．同データベースのこの利点を活かして，筆者らは，2020 年第 1 四半期の時点で，中国，中欧 5 カ国（チェコ，ハンガリー，ポーランド，スロバキア，

[10] オービス企業データベースの詳細は，ビューロー・バン・ダイク社の同データベース専用ウエブサイト (https://www.bvdinfo.com/ja-jp/our-products/data/international/orbis) を参照のこと.

スロヴェニア），東欧・バルト 5 カ国（ブルガリア，ルーマニア，エストニア，ラトヴィア，リトアニア），南欧 7 カ国（クロアチア，セルビア，アルバニア，モンテネグロ，北マケドニア，ボスニア・ヘルツェゴヴィナ，コソボ）及び旧ソ連 4 カ国（モルドヴァ，ベラルーシ，ウクライナ，ロシア）から成る新興市場 22 カ国での活動が確認される上場・非上場企業の中で，取締役会長及びその他役員全員の職種の特定が可能な企業をオービス登録会社の中から選び抜いた．その結果，上場企業 12,546 社と非上場企業 29,600 社から成る計 42,146 社を，標本企業として採用した．

表 2 には，上記 42,146 社の従業員数別及び産業部門別の内訳が，中国上場企業（一部店頭公開企業を含む），欧州上場企業，中国非上場企業及び欧州非上場企業から成る 4 つの標本企業グループ毎に示されている．また，付録表 A1 には，22 カ国別の標本構成が報告されている．この通り，本稿の標本企業は，様々な規模の企業や産業部門を広範に網羅しており，中国及び欧州各国の公式統計に照らして，その代表性は十分に高い．なお，実際の企業人口を鑑みた場合の標本企業に占める従業員数 100 名未満の中・小規模企業の相対的な少なさは，従業員数 100 名以上の大規模企業との対比における，取締役会設置会社の限定性に起因しており，それ以外のバイアスから生じたものではないことを確認している．

直ぐ後に述べる通り，オービスからは，標本企業 42,146 社の取締役会構造に関する一連の情報に加えて，経営者の独立性，所有構造，企業規模／年齢，参入産業分野，取得特許数及び財務成績に関する情報も併せて抽出した．

4.2 実証方法

本稿では，まず実証分析の第一段階として，第 i 標本企業の取締役会規模（*board_size*），取締役会長社外選任企業を 1 で指定する取締役会長社外登用（*board_chairmanship*），取締役会独立性（*board_independence*）から成る取締役会構造変数（表 3 参照）のいずれかを左辺に，第 3 節で述べた接近法に準拠して，バーゲニング変数（*bargaining*），その他ガバナンス変数（*governance*）及び事業活動変数（*business_activity*），従属変数以外の取締役会構造変数を右辺に導入した以下 3 種類の回帰式を誘導推定する．

$$\begin{aligned} board_size_{i,t} = \mu &+ \sum\nolimits_{n=1}^{5} \alpha_n \cdot bargaining_{n,i,t-1} + \sum\nolimits_{m=1}^{3} \beta_m \cdot governance_{m,i,t-1} \\ &+ \sum\nolimits_{l=1}^{3} \gamma_l \cdot business_activity_{l,i,t-1} + \delta \cdot board_chairmanship_{i,t} \\ &+ \sigma \cdot board_independence_{i,t} + \theta_j + \varphi_k + \varepsilon_i \end{aligned} \tag{1}$$

$$\begin{aligned} board_chairmanship_{i,t} = \mu &+ \sum\nolimits_{n=1}^{5} \alpha_n \cdot bargaining_{n,i,t-1} + \sum\nolimits_{m=1}^{3} \beta_m \cdot governance_{m,i,t-1} \\ &+ \sum\nolimits_{l=1}^{3} \gamma_l \cdot business_activity_{l,i,t-1} + \omega \cdot board_size_{i,t} \\ &+ \sigma \cdot board_independence_{i,t} + \theta_j + \varphi_k + \varepsilon_i \end{aligned} \tag{2}$$

$$\begin{aligned} board_independence_{i,t} = \mu &+ \sum\nolimits_{n=1}^{5} \alpha_n \cdot bargaining_{n,i,t-1} + \sum\nolimits_{m=1}^{3} \beta_m \cdot governance_{m,i,t-1} \\ &+ \sum\nolimits_{l=1}^{3} \gamma_l \cdot business_activity_{l,i,t-1} + \omega \cdot board_size_{i,t} \\ &+ \delta \cdot board_chairmanship_{i,t} + \theta_j + \varphi_k + \varepsilon_i \end{aligned} \tag{3}$$

ここで，μ は定数項，α，β，γ，δ，σ，ω は推定すべきパラメータ，θ は第 i 企業が属する第 j 産業の固定効果，ε は攪乱項である．φ は第 i 企業が所在する第 k 国の固定効果であり，多国デー

表 2　標本企業の従業員数別・産業別構成

	企業数（社）				構成比（%）			
	中国上場企業	欧州上場企業	中国非上場企業	欧州非上場企業	中国上場企業	欧州上場企業	中国非上場企業	欧州非上場企業
従業員数別構成								
100 名未満	1,963	350	551	9,032	18.6	17.7	14.7	34.9
100～499 名	4,513	800	1,844	12,605	42.7	40.5	49.1	48.8
500～999 名	1,143	311	554	2,327	10.8	15.8	14.7	9.0
1000 名以上	2,954	512	808	1,879	27.9	26.0	21.5	7.3
産業別構成								
農林水産業	189	60	32	1,498	1.8	3.0	0.9	5.8
鉱業・採石業	111	67	13	341	1.0	3.4	0.3	1.3
製造業	5,840	903	2,672	9,862	55.2	45.8	71.1	38.2
電気・ガス・蒸気・空調供給業	147	119	38	779	1.4	6.0	1.0	3.0
水供給・下水管理・廃棄物管理・浄化活動	132	26	5	827	1.2	1.3	0.1	3.2
建設業	137	120	60	1,798	1.3	6.1	1.6	7.0
卸売/小売業・自動車・オートバイ修理業	1,311	164	470	3,669	12.4	8.3	12.5	14.2
運輸・保管業	184	108	83	1,772	1.7	5.5	2.2	6.9
宿泊・飲食サービス業	42	71	14	614	0.4	3.6	0.4	2.4
情報通信業	1,239	59	132	1,049	11.7	3.0	3.5	4.1
金融・保険業	127	151	126	728	1.2	7.7	3.4	2.8
不動産業	129	29	21	565	1.2	1.5	0.6	2.2
専門・科学・技術サービス業	698	62	50	1,573	6.6	3.1	1.3	6.1
管理・支援サービス業	287	34	41	768	2.7	1.7	1.1	3.0
計	10,573	1,973	3,757	25,843	100.0	100.0	100.0	100.0

出所）オービス企業情報データベースに基づき筆者算定.

表 3　実証分析に用いる変数の名称，定義及び記述統計量

変数名	定義	記述統計量											
		中国上場企業			欧州上場企業			中国非上場企業			欧州非上場企業		
		平均値	中央値	S.D.	平均値	中央値	S.D.	平均値	中央値	S.D.	平均値	中央値	S.D.
従属変数 1)													
取締役会規模	取締役総数 (名)	9.192	7	7.618	15.654	13	11.080	5.009	4	4.739	5.919	4	5.492
取締役会長社外登用	取締役会長が社外役員である企業=1，非兼任企業=0	0.903	1	0.296	0.914	1	0.280	0.640	1	0.480	0.243	0	0.429
取締役会独立性	全取締役に占める社外/独立役員の比率 (%)	46.327	44.444	13.860	64.560	69.231	21.345	43.988	40.000	18.356	40.387	33.333	40.601
独立変数 2)													
経営者独立性	出資者からの経営陣の独立性に関する 6 段階評価	3.419	5	3.006	2.459	0	3.052	1.104	0	2.230	1.145	0	2.363
所有集中度	株主/社員当たり平均出資率	0.223	0.100	0.288	0.297	0.200	0.268	0.525	0.500	0.345	0.635	0.500	0.336
事業集団参画	事業集団企業=1，非事業集団企業=0	0.787	1	0.410	0.866	1	0.341	0.881	1	0.324	0.725	1	0.446
国家所有	国有企業=1，非国有企業=0	0.025	0	0.155	0.093	0	0.291	0.064	0	0.244	0.096	0	0.294
外国投資家所有	外資系企業=1，非外資系企業=0	0.006	0	0.075	0.147	0	0.354	0.159	0	0.366	0.254	0	0.436
企業規模	ユーロ建て総資産額自然対数	11.430	10.599	2.732	11.349	10.969	2.487	16.135	16.638	2.222	14.071	14.948	3.028
企業年齢	創立後経過年数	17.201	17	6.379	51.375	35	38.188	15.850	16	7.350	25.726	24	18.770
事業部制組織	活動産業分野数	0.231	0	0.680	0.709	0	1.974	0.054	0	0.454	4.680	2	5.768
研究開発活動	特許取得数プラス 1 の自然対数	0.804	0	1.710	0.322	0	0.876	0.471	0	1.329	0.097	0	0.474
収益率	粗利益売上高比率期間平均 (%)	9.615	8.667	13.163	4.506	3.380	14.917	6.393	4.040	12.654	4.934	3.860	11.511
負債返済能力	ソルベンシー・マージン比率期間平均	57.009	57.923	19.572	49.539	52.315	29.464	42.830	42.907	24.374	47.515	48.860	28.256

注 1）観測期間は 2020 年第一四半期.

2）経営者独立性から研究開発活動の観測期間は 2019 年，収益率及び債務負債能力の観測期間は 2017–2019 年.

3）欧州共同体経済活動統計分類（NACE）部門（Division）レベルの登録産業分野数を意味する.

出所）オービス企業情報データベースに基づき筆者作成．国別標本企業構成及び取締役会構成は付録表 A1 に，独立変数の相関行列は付録表 A2 に，それぞれ報告されている.

タを用いる場合にこれを制御する．推定は，上述した 4 つの標本企業グループ毎に行い，各グループの仮説の適合性を相互比較する．

表 1 に従い，バーゲニング変数には，出資者からの経営陣の独立性に関するビューロー・バン・ダイク社の 6 段階評価に基づいた経営者独立性変数，株主／社員当たりの平均持株比率で代理する所有集中度，事業集団に所属している企業を 1 で指定する事業集団参画変数，国有企業及び外資系企業に 1 を与える国家所有変数及び外国投資家所有変数の 5 変数を，その他ガバナンス変数には，ユーロ建て総資産額の自然対数で測る企業規模，創業時からの経過年数を意味する企業年齢，欧州共同体経済活動統計分類（NACE）部門（Division）レベル活動産業分野数で代理する事業部制組織規模[11]の 3 変数を，事業活動変数としては，特許取得数で代理された研究開発活動度，粗利益売上高比率及びソルベンシー・マージン比率を値とする収益率変数及び負債返済能力変数の 3 変数を，それぞれ採用する[12]．

上記の回帰式にも示されている通り，以上に述べた 11 種類の独立変数は，従属変数にとって全て先決変数である．即ち，3 種類の取締役構造変数が，2020 年第 1 四半期の状況を捉えているのに対して，経営者独立性変数から研究開発活動変数の 9 変数は 2019 年値を，残る収益率変数及び負債返済能力変数は 2017～2019 年の期間平均値を，それぞれ観測値とすることにより，従属変数との内生性を回避している．なお，産業レベルの固定効果 θ は，製造業を参照カテゴリーとする全 13 産業ダミー変数を組み合わせることにより制御する[13]．推定第一段階では，従属変数の特性に応じて，(1) 式はポワソン最尤法推定量で，(2) 式はロジット最尤法推定量で，(3) 式はトービット最尤法推定量で，それぞれを推定する．回帰係数の統計的有意性は，分散不均一性の下でも一致性のある頑健標準誤差を以て検定する．

先述の通り，筆者らは，取締役会構造変数の内生性を仮定しているが，上述した実証分析第一段階の誘導推定では，内生性が引き起こす同時性バイアスの可能性に特別の処置を講じていない．同時性バイアスは，推定結果を歪め，ひいては，我々を誤った結論に導きかねない．この問題に対処すべく，我々は，実証分析の第二段階として，連立方程式モデルの構造推定を試みる．但し，Barnhart and Rosenstein (1998) や Bekiris (2013) をはじめとするミクロ応用計量経済学の専門者が再三指摘している通り，連立方程式モデルの同時推定は，モデル定式化の些細な誤りがシステム全体に波及して，予想もできない推定結果に至る恐れがある．即ち，真の構造が不明瞭な企業統治モデルの推定にとって，独立変数のやみくもな採用は，実証分析上の大きな危険を孕んでいるのである．

そこで筆者らは，Iwasaki (2009) や岩﨑 (2010, 2016) に倣い，モデル定式化の次善策として，内生化した取締役会構造変数と共に，(1) 式から (3) 式それぞれの誘導推定において，10%水準を超えて統計的に有意に推定された独立変数を以て，内生的取締役会構造モデルを編成し，二段階最小二乗法（2SLS）又は三段階最小二乗法（3SLS）によりこれを構造推定する．同モデルの推定に際しては，従属変数を最小二乗法推定により良く適合させるため，取締役会規模は対数変換を，取締

[11] 登録産業部門数が 2 以上の標本企業から無作為に抽出した 100 社の取締役構成を調査したところ，登録産業部門数と事業部代表役員の存在に明白な正の相関関係が確認されている．

[12] 筆者の一人が手掛けた Iwasaki (2009) 及び岩﨑 (2010, 2016) は，ロシア株式会社の取締役会構造を，本稿と同様の接近法を以て分析した論考である．2005 年にロシア全土で実施した会社経営者への聞き取り調査に基礎付けられたこれら一連の研究は，被調査企業の内部組織に関する豊富な情報を用いて，多種多様な変数の取締役会構造への効果を検証している．これに対して，本稿が実証データの情報源として採用したオービスの企業内部組織に関する情報はより限定的であり，採用した独立変数の数も，Iwasaki (2009) や岩﨑 (2010, 2016) には及ばない．ここには，研究対象国数と利用可能な変数の間に一種のトレードオフが成立しているといえる．この点に関する匿名審査員の指摘に感謝する．

[13] 産業部門の分類は，表 2 の産業別構成と一致している．

役会長社外登用変数は 1 を加算して対数変換を，取締役会独立性は Klein (2002) の手法でロジスティック変換を施す．報告モデルの選択は，3SLS モデルは一致性を持つが，2SLS モデルは一致性を持たないという帰無仮説のハウスマン検定をもって行う．

以上に言及した変数の名称と定義及び標本企業グループ別の記述統計量は，表 3 に一覧されている．また，付録表 A2 には，標本企業グループ毎に，独立変数の相関行列が示されている．付録表 A2 の通り，同時推定される変数の相関係数は，いずれの組み合わせにおいても，多重共線性の発生を危惧すべき閾値 0.70 を下回っている．また，事前の推定作業により，独立変数の分散拡大係数（VIF）は，全て 5.0 未満であることも確認した．

5. 新興市場企業の取締役会構造：統計的概観

推定結果の報告に先立ち，その解釈に資するため，本節では，新興市場 22 カ国に所在する標本企業 42,146 社の取締役会構造を，統計的に概観しておこう．

我々の実証データによれば，上記 42,146 社は，2020 年第 1 四半期現在，総計 308,243 名，企業当たり平均 7.31 名の取締役を抱えている．企業タイプ別の内訳は，中国上場企業が 97,192 名（1 社平均 9.19 名），欧州上場企業が 11,420 名（同 5.79 名），中国非上場企業が 18,818 名（同 5.01 名），欧州非上場企業が 152,970 名（同 5.92 名）である．中国上場企業研究の Quan and Zhang (2021) や Wang *et al.* (2021) によると，企業当たりの取締役数は，各々 9.51 名及び 9.32 名であるから，我々の標本企業と殆ど差はない．欧州企業の平均役員数に関する情報は極めて乏しいが，Muravyev (2017) や Nikulin *et al.* (2020) によると，ロシア上場企業 1 社当たりの役員数は，各々 8.79 名及び 8.96 名であり，Iwasaki (2018) によると，ロシア非上場企業のそれは 4.8 名である．付録表 A1 のロシア企業に関する集計値を見る限り，これら先行研究と本稿の標本企業との間に著しい乖離は無いといえるだろう．

図 1 には，上記 4 標本企業グループ別に，取締役の職種構成が示されている．即ち，同図において，社内役員は，（a）CEO，社長，総支配人といった経営最高責任者，副社長，CFO 等の執行役員，（b）その他管理職，（c）従業員代表，（d）その他社内登用者の 4 職種に，社外役員は，（a）独立取締役[14] と（b）その他社外役員の 2 職種にそれぞれ分類され，これら 6 職種各々の人数及び全役員に占める比重が表されている．この通り，現在又は過去に「労働者階級」の国であった中国や欧州旧社会主義諸国にしては，欧州非上場企業を除いて，従業員の利害を代表する取締役は微々たる数しかその存在を確認できない．また，これら新興市場諸国では，独立取締役は上場企業ですらも大変少数派であり，その存在感は，欧米先進諸国には遠く及ばない．更に，同図から，全取締役に占める社外役員の比率は，中国上場企業が 47.0%，欧州上場企業が 63.0%，中国非上場企業が 43.0%，欧州非上場企業が 45.2%であり，欧州上場企業を唯一の例外として，社外取締役は全役員の過半に達していない．この事実発見は，社外／独立取締役の比率は，50%を大幅に下回ると報告する Zhang *et al.* (2018) や Wang *et al.* (2021) の中国研究及び Muravyev (2017) や Iwasaki (2018) のロシア研究と一致している．新興市場諸国における企業統治システムの発展途上振りが窺われる．

図 2 は，取締役会規模の度数分布である．この通り，非上場企業の取締役会は，中国と欧州の差に係りなく，限られた数の役員で構成される傾向が強い．実際，5 名又はそれ未満の役員で取締

[14] ここでいう「独立取締役」は，オービスに登録されている職業が，法律家，会計士，税理士，大学教員，その他会社経営の社外専門家であることが確認された者を指しており，各国の会社法やその他の法規が定める独立取締役の定義とは必ずしも一致していない．

図 1　新興市場企業 42,146 社が登用する取締役 308,243 名の職種別構成

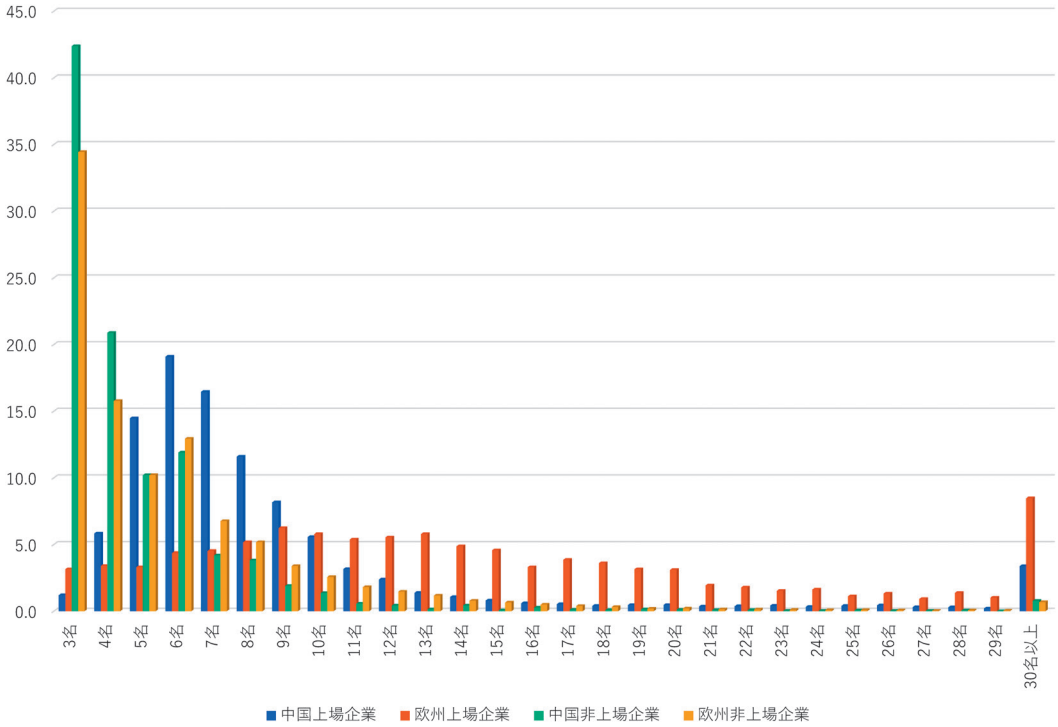
注）図中の数値は，個々のカテゴリーの役員総数と全取締役に占める比率を示している．
出所）オービス企業情報データベースに基づき筆者作成．

役会を組織する企業は，中国非上場企業の 73.4%（2,759 社），欧州非上場企業の 60.4%（15,611 社）に相等するのである．他方，中国上場企業は，5 名から 8 名の取締役を選任するケースが多数派で，全体の 61.6%（6,512 社）を占めている．これら 3 標本企業グループとの比較において，欧州上場企業の取締役会規模は，その分布の異質性が際立っている．実際，9 名から 13 名の取締役を登用する企業が，図 2 に示された度数分布のピークを形成しているものの，その全体に占める比率は 28.7%（566 社）に過ぎず，その他の階級に属する企業も決して少なくない．更に，30 名以上の役員で構成される超大型の取締役会を組織する企業も全体の 8.5%（167 社）を占める．

取締役会長の登用経路を表す図 3 は，会長人事に関する上場企業と非上場企業の経営態度の違いをはっきりと表している．即ち，上場企業では，中国・欧州共に，社外登用者が圧倒的大多数を形成し，全取締役会長に占めるその比率は，中国では 90.3%，欧州では 91.4%にも及ぶ[15]．これに

15　なお，中国上場企業取締役会長の外部登用比率に関する本稿の観察結果は，Wang *et al.* (2021) の 2004～2014 年を観測

図 2　新興市場企業 42,146 社の取締役会規模



注）横軸は取締役総数，縦軸は標本企業に占める比率（%）.
出所）オービス企業情報データベースに基づき筆者算定.

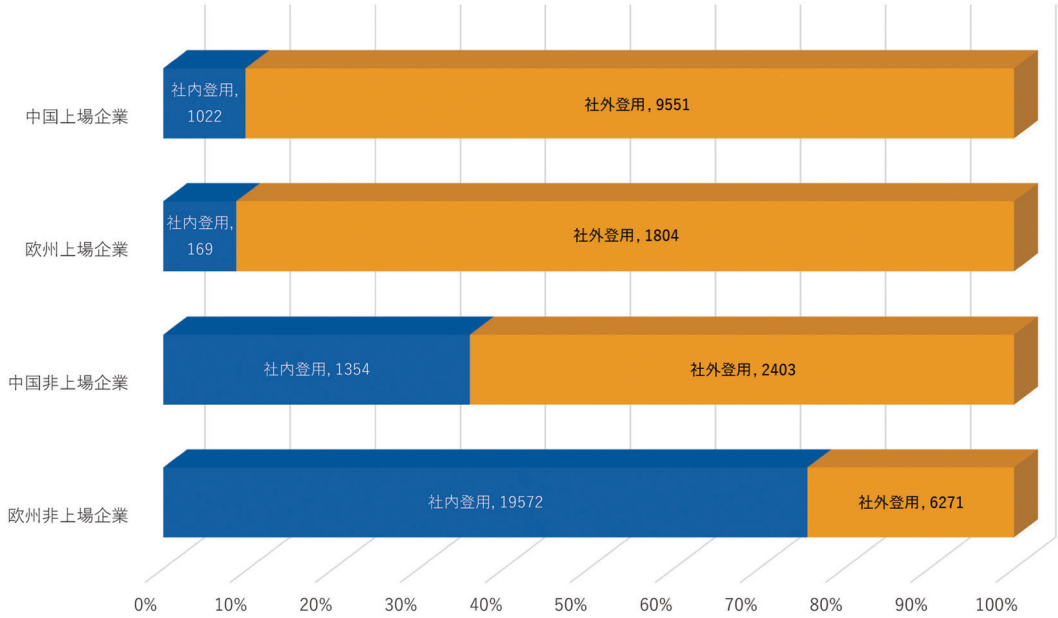
対して，取締役会長を社外から迎え入れている非上場企業は，中国では全体の 64.0%であり，更に欧州に至っては 24.3%に過ぎない.

取締役会長人事に見る標本企業グループ間の差異は，会長を選任する取締役の属性からある程度の説明が可能であることが，取締役会独立性の分布を描く図 4 に示唆されている．同図の通り，欧州上場企業は，取締役の社外登用に極めて積極的である．実際，社外／独立取締役比率が 50%又はそれ以上の企業は，全体の 77.8%（1,535 社）を占めており，取締役会長の殆どが社外役員から選ばれるのも容易に頷ける．中国上場企業，中国非上場企業及び欧州非上場企業のそれが，各々 47.7%（5,041 社），41.8%（1,571 社）及び 45.3%（11,698 社）であるから，取締役会独立性という面で，欧州上場企業は抜きん出た存在である．この点にも増して興味深いのは，同様の観点からの欧州非上場企業の二極化傾向である．即ち，社外／独立取締役が役員ポストの 80%以上を占める企業が，欧州非上場企業全体の 28.4%（7,341 社）に達する一方，10%未満の企業の比率も 44.3%（11,457 社）に及ぶのである．取締役構成の極端な分化傾向は，Iwasaki (2008, 2018) のロシア企業研究において繰り返し指摘されてきたが，この現象は欧州新興市場全域に共通するものだといえるだろう[16]．

期間とした推定値である 87.6%よりも僅かに高い.

16　欧州非上場企業の取締役構成に顕れた二極化現象は，社会主義時代に設立され，移行期に私有化された旧国有企業が，これらの国々の企業セクターの中核を担っている事実と深い係りがある．即ち，中東欧・旧ソ連諸国では，社会主義国有企業の多くが，戦略投資家への直接売却や公開オークション等を通じて外部投資家の手に渡ったが，同時にかなりの数の会社が，経営者又は従業員に自社買収されたのである．後者の所謂インサイダー企業は，組織的に閉鎖的で，企業統治面で深刻な問題を抱

図 3　新興市場企業 42,146 社の取締役会長登用経路



注）グラフ内の数値は登用者数.
出所）オービス企業情報データベースに基づき筆者作成.

表 4 は，以上に見た取締役会構造を特徴付ける 3 つの要素の相関性を検証するものである．表 1 の通り，筆者らは，取締役会規模，取締役会長社外登用及び取締役会独立性の正の相関関係を予測している．表 4 によれば，中国上場企業と欧州非上場企業には，こうした関係が成立している可能性の高いことが分かる．一方，欧州上場企業及び中国非上場企業については，取締役会規模と取締役独立性が負に相関しているという意味で，我々の予想に一致しない関係が看取される．かかる観察結果が，他の潜在的影響因子を同時に制御した上でも再現されるのか否かを，多変量回帰分析によって再検証する必要がある．

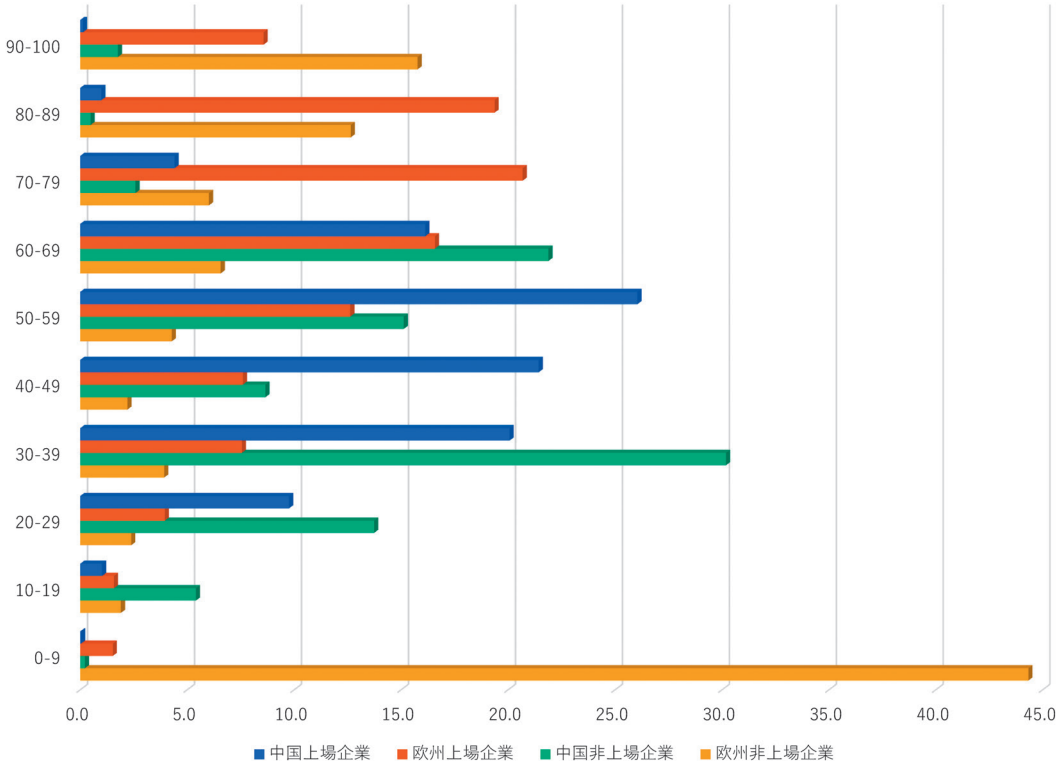
なお，付録表 A1 及び事前的な分析作業により，以上に見た欧州企業取締役会構造の一連の特性は，欧州新興市場各国に総じて共通するものであることを確認しているが，無論，ある程度の国家間異質性は存在する．欧州企業モデルの回帰推定において，国家固定効果を制御することは，この問題への対処に有効であろう．

6.　推定結果

本節では，第 4 節で解説したデータと実証方法に基づいて得られた推定結果を報告する．以下，6.1 項から 6.3 項にかけては，取締役会規模，取締役会長社外登用，取締役会独立性を従属変数とするモデルの誘導推定の結果を，6.4 項においては，内生的取締役会構造モデルの構造推定の結果を，それぞれ吟味する．

えていると先行研究が再三指摘している (Iwasaki and Mizobata, 2018).

図 4　新興市場企業 42,146 社の取締役会独立性



注）横軸は標本企業に占める比率（%），縦軸は全取締役に占める社外／独立取締役の比率（%）.
出所）オービス企業情報データベースに基づき筆者算定.

表 4　新興市場企業 42,146 社の取締役会構造変数相関行列

	中国上場企業			欧州上場企業			中国非上場企業			欧州非上場企業		
	[1]	[2]	[3]	[1]	[2]	[3]	[1]	[2]	[3]	[1]	[2]	[3]
[1] 取締役会規模	1.000			1.000			1.000			1.000		
[2] 取締役会長社外登用	0.097***	1.000		0.157***	1.000		0.164***	1.000		0.159***	1.000	
[3] 取締役会独立性	0.056***	0.281***	1.000	−0.102***	0.225***	1.000	−0.058***	0.547***	1.000	0.128***	0.568***	1.000

注）各変数の定義は，表 3 に同じ。***：1%水準で統計的に有意.
出所）オービス企業情報データベースに基づき筆者算定.

6.1　取締役会規模モデル

表 5 には，取締役会規模モデルのポワソン最尤法推定の結果が披露されている．同表の通り，10%水準又はそれ以上の統計的確からしさで有意に推定されたバーゲニング変数は，中国上場企業に対する経営者独立性の効果を除いて，全て筆者らの予測に一致した符号関係を示している．即ち，経営者独立性は，国・地域の違いを問わず，非上場企業の取締役会規模を抑制し，所有集中度は，中国非上場企業を例外とする全ての標本企業グループの取締役会規模に負のインパクトを与える．一方，事業集団に所属する企業，国家や外国投資家が所有権を有する企業は，他の条件が等しければ，人員的により大きな取締役会を組織する傾向の強いことが併せて確認される．

その他ガバナンス変数は，その取締役会規模への効果に関する一連の仮説を強く支持している．

表 5　取締役会規模モデルの誘導推定

推定量	Poisson			
標本企業	中国上場企業	欧州上場企業	中国非上場企業	欧州非上場企業
モデル	[1]	[2]	[3]	[4]
バーゲニング変数				
経営者独立性	0.01838***	0.00317	−0.02912*	−0.01936***
	(0.0029)	(0.0053)	(0.0163)	(0.0025)
所有集中度	−0.37645***	−0.28592***	0.00944	−0.07875***
	(0.0237)	(0.0787)	(0.0760)	(0.0166)
事業集団参画	0.12022***	0.07037	−0.00283	0.12555***
	(0.0150)	(0.0505)	(0.1055)	(0.0145)
国家所有	0.46311***	0.30580***	0.05567	0.26156***
	(0.0579)	(0.0536)	(0.1261)	(0.0219)
外国投資家所有	0.08656	0.16713***	−0.00773	0.09472***
	(0.0891)	(0.0437)	(0.0621)	(0.0158)
その他ガバナンス変数				
企業規模	0.03845***	0.05734***	−0.00066	0.01814***
	(0.0032)	(0.0067)	(0.0079)	(0.0025)
企業年齢	0.00152	0.00078**	0.01334***	0.00347***
	(0.0013)	(0.0004)	(0.0040)	(0.0003)
事業部制組織	0.03699***	0.01538*	0.20329**	0.01041***
	(0.0118)	(0.0089)	(0.0805)	(0.0017)
事業活動変数				
研究開発活動	0.04363***	0.10057***	0.10897***	0.10793***
	(0.0053)	(0.0169)	(0.0266)	(0.0175)
収益率	−0.00005	−0.00218**	0.00103	−0.00148***
	(0.0007)	(0.0011)	(0.0023)	(0.0005)
負債返済能力	−0.00076*	−0.00166***	−0.00219**	−0.00051***
	(0.0004)	(0.0006)	(0.0011)	(0.0002)
取締役会構造変数				
取締役会長社外登用	0.40645***	0.41160***	0.40994***	0.38519***
	(0.0187)	(0.0558)	(0.0406)	(0.0172)
取締役会独立性	−0.00407***	−0.00474***	−0.00639***	−0.00023
	(0.0007)	(0.0008)	(0.0022)	(0.0002)
Const.	1.39619***	2.11773***	1.37127***	1.35433***
	(0.0534)	(0.1278)	(0.1843)	(0.0433)
産業固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes
国家固定効果	No	Yes	No	Yes
N	10,067	1,730	1,783	23,237
Log pseudolikelihood	−32759.09	−7177.94	−4626.47	−58067.12
Pseudo R^2	0.1446	0.2379	0.1869	0.1544
Wald 検定 (χ^2)	2740.53***	945.97***	647.62***	11081.17***

注）括弧内は，頑健標準誤差．***：1%水準で統計的に有意，**：5%水準で有意，*：10%水準で有意．Wald 検定の帰無仮説は，全ての回帰係数がゼロ．

出所）筆者推定．推定に用いた変数の定義，記述統計量及び出所は，表 3 を参照．

実際，統計的に有意な推定結果は，表 1 に一致して，全て正の係数を示しているのである．とりわけ，欧州企業モデルの [2] 及び [4] では，企業規模から事業部制組織に至る 3 変数が全て有意に推定されており，欧州企業取締役会規模の決定要因としてのその他ガバナンス変数の重要性が認めら

れる．一方，企業規模の中国非上場企業への効果や企業年齢の中国上場企業への効果は，筆者らの予想に反して，その存在が否定された．

事業活動変数である研究開発活動は，標本企業グループの差異に拘わらず，取締役会規模を等しく拡張する効果を持つことが，表 5 の推定結果に示されたという意味で，筆者らの予測は強く裏付けられた．また，新興市場諸国においては，収益率と負債返済能力は，取締役会規模に負に影響する可能性が高いことが判明した．

取締役会構造変数の一つである取締役会長社外登用が，全 4 モデルにおいて，1%水準で有意に正の係数を示すことにより筆者らの仮説を強く支持する一方，取締役会独立性は，モデル [4] を除く 3 モデルで有意に負に推定され，従って仮説を棄却した．この点は，取締役会構造変数を内生化したモデルの推定結果において再度検証する．

6.2 取締役会長社外登用モデル

取締役会長社外登用モデルのロジット最尤法推定の結果は，表 6 に報告されている．この通り，先述の取締役会規模モデルとの比較において，筆者らの仮説を支持する変数はより限定的である．実際，バーゲニング変数の効果に関する筆者らの予想は，中国企業に対する所有集中度の効果，中国上場企業と欧州非上場企業への事業集団参画の効果，中国上場企業への国家所有の効果，中国非上場企業への外国投資家所有の効果に限られる一方，所有集中度の欧州上場企業への効果や，経営者独立性，国家所有及び外国投資家所有の欧州非上場企業への効果は，仮説に反する形で有意に推定されている．

その他ガバナンス変数や事業活動変数も，企業規模及び企業年齢や，研究開発活動の様に，仮説を支持する推定結果と棄却する推定結果が混在しているか，負債返済能力の様に，特定の標本企業グループに限り，筆者らの予想に一致する推定結果を示しているに過ぎない．なお，理論的には効果の方向性が予測困難である事業部制組織が，欧州企業に対しては，上場・非上場の区別を越えて，有意に正のインパクトをもたらしている点は注目に値する．

以上の推定結果とは大いに対照的なのが，取締役会構造変数である．実際，表 6 の通り，取締役会規模と取締役会独立性の 2 変数には，全てのモデルにおいて，1%の有意水準で正の推定値が付与されているのである．取締役会長は取締役会決議で選任されるという新興市場諸国においても普遍的なルールの存在が，取締役会長の社外登用確率と，取締役会の規模及び独立性との強い正の相関に反映されているものと考えられる．

6.3 取締役会独立性モデル

表 7 が，トービット最尤法による取締役会独立性モデルの推定結果である．総じて同モデルの仮説支持度や予測性能は，取締役会規模モデルのそれとほぼ同等であり，取締役会長社外登用モデルを大きく上回っていると評価できる．実際，経営者独立性，事業集団参画，国家所有，企業規模，企業年齢，収益率及び負債返済能力の 7 変数は，ひとたび統計的に有意に推定されれば，標本企業グループの差を越えて，その効果の方向性に関する我々の予測を強く支持している．一方，所有集中度，外国投資家所有，研究開発活動の有意な推定結果は，異なるモデルの間で，その符号関係が一致していない．

取締役会構造変数の推定結果は，非常に興味深い．取締役会長社外登用には，全 4 モデルにおいて，1%水準で有意に正の推定値が与えられている．取締役会長の社外登用確率と社外／独立取締役のプレゼンスとの間の緊密な正の相関関係の存在を強く示唆するこの結果は，筆者らの予測通り

表 6　取締役会長社外登用モデルの誘導推定

推定量	Logit			
標本企業	中国上場企業	欧州上場企業	中国非上場企業	欧州非上場企業
モデル	[1]	[2]	[3]	[4]
バーゲニング変数				
経営者独立性	−0.00986	0.01461	0.05744	0.02397*
	(0.0155)	(0.0492)	(0.0698)	(0.0124)
所有集中度	5.22297***	−1.06759***	1.15577***	0.01401
	(0.4560)	(0.3967)	(0.3240)	(0.0799)
事業集団参画	−0.45234***	0.06072	0.01373	−0.18214**
	(0.1253)	(0.3838)	(0.4082)	(0.0743)
国家所有	1.57469***	−0.25800	0.31251	−0.48920***
	(0.5402)	(0.3727)	(0.4936)	(0.0804)
外国投資家所有	0.13152	−0.40690	0.89788***	−0.23001***
	(0.5210)	(0.3089)	(0.2255)	(0.0662)
その他ガバナンス変数				
企業規模	−0.15126***	−0.05573	−0.04993	0.02119**
	(0.0166)	(0.0419)	(0.0385)	(0.0105)
企業年齢	−0.00575	0.00571*	−0.00526	0.01170***
	(0.0077)	(0.0030)	(0.0138)	(0.0012)
事業部制組織	0.09253	0.14572***	−0.49764	0.02431***
	(0.0666)	(0.0418)	(0.3382)	(0.0077)
事業活動変数				
研究開発活動	−0.04833*	−0.15491	−0.08409	0.15643***
	(0.0260)	(0.1501)	(0.0687)	(0.0438)
収益率	−0.00394	0.00626	−0.01539	0.00161
	(0.0035)	(0.0104)	(0.0106)	(0.0020)
負債返済能力	−0.00309	0.00167	−0.00990**	−0.00016
	(0.0025)	(0.0040)	(0.0045)	(0.0009)
取締役会構造変数				
取締役会規模	0.54380***	0.11112***	1.47754***	0.17234***
	(0.0470)	(0.0209)	(0.1411)	(0.0144)
取締役会独立性	0.16632***	0.03750***	0.22639***	0.04367***
	(0.0085)	(0.0057)	(0.0165)	(0.0009)
Const.	−6.88388***	−0.62676	−15.56880***	−6.58733***
	(0.6522)	(0.8097)	(1.4359)	(0.2203)
産業固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes
国家固定効果	No	Yes	No	Yes
N	10,067	1,730	1,783	23,237
Log pseudolikelihood	−1974.09	−343.83	−384.12	−6136.28
Pseudo R^2	0.3823	0.2577	0.6638	0.5250
Wald 検定 (χ^2)	651.40***	166.38***	412.23***	5675.72***

注）括弧内は，頑健標準誤差．***：1%水準で統計的に有意，**：5%水準で有意，*：10%水準で有意．Wald 検定の帰無仮説は，全ての回帰係数がゼロ．

出所）筆者推定．推定に用いた変数の定義，記述統計量及び出所は，表 3 を参照．

である．一方，モデル [4] を除いて，取締役会規模が有意に負の係数を表したという結果は，先行研究の多くの実証結果とも，我々の想定とも大きく食い違っている．取締役会規模モデルにおける取締役会独立性の効果と共に，取締役会独立性モデルにおける取締役会規模の効果は，両変数を内

表 7 取締役会独立性モデルの誘導推定

推定量	Tobit			
標本企業	中国上場企業	欧州上場企業	中国非上場企業	欧州非上場企業
モデル	[1]	[2]	[3]	[4]
バーゲニング変数				
経営者独立性	−0.12718**	0.15324	−0.08590	−1.54474***
	(0.0550)	(0.1744)	(0.2657)	(0.2169)
所有集中度	−3.28995***	1.79184	−0.85440	8.33621***
	(0.5797)	(1.9525)	(1.1740)	(1.3421)
事業集団参画	−0.89782**	−0.88694	−3.23735*	−3.86696***
	(0.3625)	(1.4493)	(1.8737)	(1.2174)
国家所有	4.55211***	6.54028***	0.06685	5.86053***
	(1.0605)	(1.6504)	(2.2886)	(1.2482)
外国投資家所有	3.63088*	1.08204	−0.57942	−9.71605***
	(1.9061)	(1.3218)	(0.9126)	(1.1696)
その他ガバナンス変数				
企業規模	0.54405***	−0.11640	0.37643**	1.55740***
	(0.0623)	(0.2264)	(0.1627)	(0.1845)
企業年齢	0.01967	−0.01374	−0.05752	0.11000***
	(0.0246)	(0.0115)	(0.0662)	(0.0212)
事業部制組織	0.35094*	0.29911	3.58366*	0.74839***
	(0.2097)	(0.2703)	(1.9374)	(0.1276)
事業活動変数				
研究開発活動	0.07657	−0.87969**	0.55842*	−1.15016
	(0.0922)	(0.4459)	(0.3242)	(0.8526)
収益率	−0.00240	−0.02014	−0.00977	−0.32745***
	(0.0115)	(0.0322)	(0.0407)	(0.0337)
負債返済能力	−0.02419***	−0.01007	−0.03772**	−0.09260***
	(0.0076)	(0.0169)	(0.0174)	(0.0148)
取締役会構造変数				
取締役会規模	−0.14548***	−0.25580***	−0.38239**	0.00860
	(0.0297)	(0.0463)	(0.1809)	(0.0762)
取締役会長社外登用	14.04424***	13.55350***	22.61864***	65.99289***
	(0.3936)	(2.3819)	(0.7097)	(1.1794)
Const.	31.12896***	53.07029***	32.59083***	2.88189
	(1.0061)	(3.6626)	(3.4632)	(3.0103)
産業固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes
国家固定効果	No	Yes	No	Yes
N	10,067	1,730	1,783	23,237
Log pseudolikelihood	−40041.67	−7136.79	−7334.39	−58050.71
Pseudo R^2	0.0155	0.0561	0.0470	0.1510
F 検定	61.57***	25.98***	45.05***	268.73***

注）括弧内は，頑健標準誤差．***：1%水準で統計的に有意，**：5%水準で有意，*：10%水準で有意．F 検定の帰無仮説は，全ての回帰係数がゼロ．

出所）筆者推定．推定に用いた変数の定義，記述統計量及び出所は，表 3 を参照．

生化したモデルで再検証する必要があろう．

6.4 内生的取締役構造モデル

以上に報告した表 5 から表 7 に亘る 3 モデルの誘導推定において，10%水準を超えて統計的に有意に推定された独立変数及び内生化した取締役会構造変数によって構成した連立方程式モデルを構造推定した結果が，表 8 に報告されている．モデル選択に関するハウスマン検定の結果，中国企業モデルは 3SLS が，欧州企業モデルは 2SLS が，それぞれ一致性を持つことが確認されたため，これら選択モデルの推定結果が同表に披露されている．

表 8 の通り，先行研究の経験に違わず，従属変数を明示的に内生化した取締役構造モデルでは，統計的有意性が 10%水準に満たなかったり，誘導推定のそれとは符号関係が逆転したりする独立変数が散見されはするものの，内生化された取締役会構造変数を含めて，殆どの場合，その有意性も符号も誘導推定の諸結果と一致している．事実，誘導推定では 10%又はそれ以上の有意水準で推定された変数が，構造推定では有意性が 10%水準に届かなかったケースは 27 あり，また，構造推定においても有意に推定されたが，符号が負から正に逆転したのは，モデル [4] の取締役会長外部登用を従属変数とする回帰式の外国投資家所有 1 ケースである．更に，モデル [4] の取締役会規模を右辺とする回帰式の取締役会独立性及び取締役会独立性を右辺とする回帰式の取締役会規模は，誘導推定では非有意であったが，構造推定では 1%水準で有意に正の係数を示した．

上述の結果として，各独立変数の取締役会構造への影響範囲に関する構造型モデルによる実証的評価は，誘導型モデルのそれよりも限定的となる．しかし同時に，構造推定によって，10%水準又はそれ以上の統計的精度で推定された変数の仮説支持度は，誘導推定よりも大幅に高まった．即ち，表 8 において，バーゲニング変数の経営者独立性及び事業集団参画，3 種類のその他ガバナンス変数及び事業活動変数の収益率及び返済負債能力の 7 変数の有意な推定結果は，全て筆者らの予測に合致しており，残る所有集中度，国家所有及び外国投資家所有及び研究開発活動の 4 変数も，有意な推定結果の殆どが仮説と整合的なのである．

取締役会構造変数についても，表 8 において 10%水準又はそれ以上の有意性を示した推定結果と我々の理論的予想との整合性は，表 5 から表 7 にかけて報告した推定結果よりも大幅に向上した．実際，上場企業モデル [1] 及び [2] の取締役会規模を左辺に導入した回帰式の取締役会独立性を除いて，統計的に有意な取締役会構造変数の回帰係数は，筆者らの仮説に合致して，全てが正なのである．換言すれば，先進国企業と同様に，新興市場企業においても，取締役会規模，取締役会長外部登用及び取締役会独立性の 3 要素は，相互に他を高め合う方向に作用しながら取締役構造を決定付けている傾向が強いといえるのである．

7. おわりに

本稿は，中国及び欧州新興市場 21 カ国に所在する総計 42,146 社の取締役会構造を詳らかにするとともに，その決定要因を実証的に分析した．これらの国々では，欧州上場企業を除いて，社内登用者が取締役の過半を占めており，欧米先進諸国との比較における社外取締役のプレゼンスの低さという観点から，企業統治システム上克服すべき問題を抱えていることが明らかになった．同時に筆者らは，新興市場企業といえども，中国企業と欧州企業の間及び上場企業と非上場企業の間には，取締役会規模，取締役会長の社外登用確率，並びに社外／独立取締役の比率という点で，両者に顕著な違いが存在することも見て取った．

これら 3 つの取締役会構造変数の何れかを左辺に置き，バーゲニング変数，その他ガバナンス変数，事業活動変数を右辺に導入した回帰式の誘導推定の諸結果に基づいて編成された連立方程式モ

表 8　内生的取締役構造モデルの構造推定

推定量	3SLS			2SLS			3SLS			2SLS		
標本企業	中国上場企業			欧州上場企業			中国非上場企業			欧州非上場企業		
モデル	[1]			[2]			[3]			[4]		
従属変数	取締役会規模	取締役会長外部登用	取締役会独立性	取締役会規模	取締役会長外部登用	取締役会独立性	取締役会規模	取締役会長外部登用	取締役会独立性	取締役会規模	取締役会長外部登用	取締役会独立性
バーゲニング変数												
経営者独立性	0.00346		−0.00380***				−0.00706*			−0.01702***	−0.00039	−0.00263
	(0.0047)		(0.0013)				(0.0042)			(0.0017)	(0.0009)	(0.0026)
所有集中度	−0.67950***	0.15745***	−0.09518	−0.29524**	−0.08170***			0.00506		−0.12301***		0.04399***
	(0.1446)	(0.0138)	(0.0639)	(0.1476)	(0.0175)			(0.0174)		(0.0108)		(0.0167)
事業集団参画	0.07717***	−0.01226*	−0.02140*						−0.03640	0.12523***	−0.00225	−0.02936**
	(0.0252)	(0.0064)	(0.0114)						(0.0248)	(0.0093)	(0.0050)	(0.0146)
国家所有	0.19073*	0.05183**	0.07304	0.37570***		0.14862**				0.24262***	−0.03743***	−0.00245
	(0.1049)	(0.0239)	(0.0452)	(0.1044)		(0.0750)				(0.0126)	(0.0067)	(0.0205)
外国投資家所有			0.04665	0.13889				0.07385***		0.06846***	0.01428***	−0.14138***
			(0.0329)	(0.0855)				(0.0155)		(0.0088)	(0.0046)	(0.0130)
その他ガバナンス変数												
企業規模	0.06996***	−0.01678	0.01356**	0.02793**					0.00549*	0.01046***	0.00727***	0.01807***
	(0.0188)	(0.0159)	(0.0066)	(0.0123)					(0.0032)	(0.0013)	(0.0007)	(0.0020)
企業年齢				−0.00070	0.00020*		0.00885***			0.00251***	0.00092***	0.00210***
				(0.0008)	(0.0001)		(0.0017)			(0.0002)	(0.0001)	(0.0003)
事業部制組織	−0.00185		0.00335	0.06257***	0.01219***		0.13836***		0.05360*	0.01377***	0.00397***	−0.00031
	(0.0115)		(0.0062)	(0.0203)	(0.0023)		(0.0372)		(0.0280)	(0.0007)	(0.0004)	(0.0012)
事業活動変数												
研究開発活動	0.02735***	−0.00583***		0.09964***		−0.01390	0.04623***		−0.00454	0.09060***	0.02356***	
	(0.0057)	(0.0013)		(0.0340)		(0.0249)	(0.0062)		(0.0087)	(0.0069)	(0.0036)	
収益率				0.00105						−0.00176***		−0.00378***
				(0.0022)						(0.0003)		(0.0005)
負債返済能力	0.00047		−0.00046*	−0.00081			−0.00108**	−0.00099***	−0.00036	−0.00095***		−0.00169***
	(0.0004)		(0.0003)	(0.0011)			(0.0005)	(0.0003)	(0.0003)	(0.0001)		(0.0002)
取締役会構造（内生変数）												
取締役会規模		0.20914***	−0.00771		0.05652***	−0.36068***		0.26574***	0.06106		0.00518	0.69507***
		(0.0285)	(0.0641)		(0.0126)	(0.0740)		(0.0499)	(0.1263)		(0.0107)	(0.0278)
取締役会長社外登用	4.27861***		0.68808	6.26035***		3.45651***	0.81029***		0.35091**	−0.05000		1.64340***
	(1.5386)		(0.6121)	(0.9943)		(0.4162)	(0.2001)		(0.1653)	(0.0386)		(0.0452)
取締役会独立性	−1.49396*	0.47983***		−0.50497***	0.07115***		−0.11232	0.35726*		0.34962***	0.23290***	
	(0.8716)	(0.1182)		(0.1158)	(0.0140)		(0.3866)	(0.1858)		(0.0128)	(0.0058)	
Const.	−0.40626	0.05159	0.16113	−1.28446**	0.42804***	−0.15609	1.02734***	−0.23227**	0.36235**	1.38453***	−0.14547***	−0.47653***
	(0.7940)	(0.0829)	(0.3677)	(0.6174)	(0.0398)	(0.2355)	(0.2087)	(0.1061)	(0.1520)	(0.0252)	(0.0182)	(0.0571)
産業固定効果		Yes			Yes			Yes			Yes	
国家固定効果		No			Yes			No			Yes	
N	10,063	10,063	10,063	1,681	1,681	1,681	1,743	1,743	1,743	19,696	19,696	19,696
RMSE	0.87	0.21	0.28	1.17	0.18	0.79	0.43	0.26	0.31	0.53	0.26	0.86
Adjusted R^2	0.7619	0.0364	0.0482	0.3225	0.1200	0.6404	0.2149	0.3781	0.2078	0.0111	0.1588	0.4278
F/Wald 検定 (χ^2)	1118.29***	390.11***	448.15***	5.57***	8.72***	6.67***	615.14***	164.30***	69.62***	9924.60***	8377.71***	16410.70***
Hausman 検定 (χ^2)		4.74			637.55***			42.64			563.48***	

注）括弧内は，頑健標準誤差．***：1%水準で統計的に有意，**：5%水準で有意，*：10%水準で有意．F 検定/Wald 検定の帰無仮説は，全ての回帰係数がゼロ．Hausman 検定の帰無仮説は，3SLS モデルは一致性を持つが，2SLS モデルは一致性を持たない．

出所）筆者推定．推定に用いた変数の定義，記述統計量及び出所は，表 3 を参照．

表 9　内生的取締役構造モデルの推定結果に基づく仮説検証結果

従属変数	取締役会規模					取締役会長外部登用					取締役会独立性				
独立変数の効果に関する理論的予測と実証結果	理論的予測	実証結果				理論的予測	実証結果				理論的予測	実証結果			
		中国上場企業	欧州上場企業	中国非上場企業	欧州非上場企業		中国上場企業	欧州上場企業	中国非上場企業	欧州非上場企業		中国上場企業	欧州上場企業	中国非上場企業	欧州非上場企業
バーゲニング変数															
経営者独立性	−			−	−	−					−	−			
所有集中度	−	−	−		−	+	+	(−)			+				+
事業集団参画	+	+			+	−	−				−	−			−
国家所有	+	+	+		+	+	+			(−)	+		+		
外国投資家所有	+				+	+			+	+	+				(−)
その他ガバナンス変数															
企業規模	+	+	+		+	+				+	+	+		+	+
企業年齢	+			+	+	+		+		+	+				+
事業部制組織	+		+	+	+	?		+		+	?			+	
事業活動変数															
研究開発活動	+	+	+	+	+	−	−			(+)	−				
収益率	?				−	−					−				−
負債返済能力	?			−	−	−			−		−	−			−
取締役会構造（内生変数）															
取締役会規模						+	+	+	+		+		(−)		+
取締役会長社外登用	+	+	+	+							+		+	+	+
取締役会独立性	+	(−)	(−)		+	+	+	+	+						

注）実証結果を示す枠内における各記号の意味は次の通り．+/(−)：理論的予測に合致して推定結果が統計的に有意に正/負，(+)/(−)：理論的予測に反して推定結果が有意に正/負，空欄：推定結果が非有意．

出所）表 1 及び表 8 に基づき筆者作成．

デルの構造推定は，以下 3 つの点を我々に強く示唆した．その第 1 は，新興市場企業は，先進国企業研究によって繰り返しその現実適合性が実証された経済論理に従って，自社の取締役会を編成している可能性が高いという点である．表 9 には，第 3 節に論じた筆者らの理論的予測と，6.4 項に報告した内生的取締役構造モデルの推定結果が対比されているが，同表の通り，連立方程式モデルの構造推定によって統計的に有意に推定された経営者独立性から負債返済能力に至る一連の独立変数の符号関係は，僅か 4 例を除く全てのケースで我々の仮説を支持しているのである．

しかしながら，第 2 に，取締役会構造に強く作用する影響因子の組み合わせは，中国と欧州及び上場企業と非上場企業の間で顕著に異なる点も併せて明らかとなった．再び表 9 によれば，総じて 4 つの標本企業グループの中で，最も数多い独立変数から有意な効果が検出されたのは欧州非上場企業であり，中国上場企業がこれに続く．一方，欧州上場企業及び中国非上場企業の取締役会構造を大きく左右する影響因子は，前者 2 グループよりも大幅に限定的である．この事実発見は，新興市場企業の企業統治行動を理解する上で，極めて興味深くかつ示唆的である．

以上の 2 点に負けず劣らず重要な本稿第 3 の実証結果は，取締役会構造を特徴付ける 3 つの要素の極めて緊密な相互依存関係に他ならない．実際，表 9 の通り，内生的取締役構造モデルの右辺に導入した取締役会構造変数は繰り返し有意に推定された．更に，その推定結果は，中国・欧州両上場企業の取締役会独立性の取締役会規模への効果及び欧州上場企業の取締役会規模の取締役会独立性への効果を例外として，取締役会構造変数は，互いに他を支え合う効果を強く発揮していることを強く示唆した．これまでに発表された一部の実証研究は，取締役会規模，取締役会長社外登用（ないしは経営最高責任者の取締役会長兼任）及び取締役会独立性の相互依存性を，無意識ないし意図的に等閑視してきた．しかし，Mak and Li (2001) に始まり，これに続く Linck *et al.* (2008), Iwasaki (2009), Monem (2013), Chen (2014) 等の一連の先行研究が再三強調している通り，ある取締役会構造変数の影響因子としてのその他取締役会構造変数の制御は極めて枢要であり，回帰式の右辺に用いる取締役会構造変数には先決変数を用いるか，取締役会構造変数を内生化するか等の手段により，計量経済学的に適切な処置を施す必要がある．この点は，本稿の実証分析においても，再度明確に示されたと思われる．

以上，本稿は，新興市場企業の取締役会構造の解明とその決定要因の特定に，一定の学術的寄与をもたらしたが，同時に幾つかの疑問点を提示した．とりわけ，第 1 に，取締役会構造に統計的に有意な影響を及ぼす影響因子の組み合わせが，4 標本企業グループ間で何故これほどにも大きく相違するのか，第 2 に，取締役会独立性が，中国と欧州の違いを問わず，新興市場上場企業の取締役会規模を強く抑制するのは如何なる理由であるのか，という点は，容易には回答を提示し得ない問題として残された．この点は今後の研究課題としたい．

参 考 文 献

青木昌彦 (1992)『日本経済の制度分析：情報・インセンティブ・交渉ゲーム』筑摩書房.
浅沼万里 (1997)『日本の企業組織 革新的適応のメカニズム：長期取引関係の構造と機能』東洋経済新報社.
岩﨑一郎 (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，pp. 358–379.
岩﨑一郎 (2016)『法と企業統治の経済分析：ロシア株式会社制度のミクロ実証研究』岩波書店.
小川和夫 (2005)『仕事の経済学』（第 3 版）東洋経済新報社.
小田博 (2002)「ロシアにおけるコーポレート・ガバナンス」『開発金融研究所報』第 9 号，pp. 4–11.
中屋信彦 (2019)「中国国有企業における党の領導と国家の支配：党管幹部，合同事務，定款の政治条項」『調査と資料』第 123 号，pp. 1–51.
王金柱・王暁涵 (2022)「国有企業党組織権責構建的演変，創新与啓示」『理論導刊』第 7 期，pp. 23–29.
蔣大興 (2020)「公司法改革的社会主義（公共主義）的逻辑」『中国流通経済』第 34 巻第 1 期，pp. 3–16.
陳欣 (2021)「提昇非公企業党組織組織力提昇問題研究」『行政与法』第 10 期，pp. 26–33.
劉小琦 (2020)「党建対非公企統治理構架的嵌入模式考察」『経済研究導刊』第 3 期，pp. 10–11.

楊晶 (2022)「国有控股混合所有制企業党建融入公司治理的研究」『現代商貿工業』第 13 期，pp. 109–110.

Arthur, N. (2001) Board composition as the outcome of an internal bargaining process: Empirical evidence. *Journal of Corporate Finance*, 7(3): pp. 307–340.

Barnhart, Scott W., and Stuart Rosenstein (1998) Board composition, managerial ownership, and firm performance: An empirical analysis. *Financial Review*, 33(4): pp. 1–16.

Bekiris, Fivos V. (2013) Ownership structure and board structure: Are corporate governance mechanisms interrelated? *Corporate Governance: The International Journal of Business in Society*, 13(4): pp. 352–364.

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.

Cerha Hempel (2020) *Doing Business in Belarus 2020.* Cerha Hempel: Minsk.

Chen, Ming-Yuan (2014) Determinants of corporate board structure in Taiwan. *International Review of Economics and Finance*, 32: pp. 62–78.

Cheng Zhang, Rajah Rasiah, and Cheong Kee Cheok (2018) Determinants of board composition and corporate governance in Chinese enterprises since reforms began: A comparison of controlling shareholders. *The Chinese Economy*, 51: pp. 446–467.

Cigna, Gian Piero, Pavel Djuric, and Yarina Kobel (2017a) *Corporate Governance in Transition Economies: Hungary Country Report*, EBRD: London.

Cigna, Gian Piero, Yaryna Kobel, and Alina Sigheartau (2017b) *Corporate Governance in Transition Economies: Poland country Report*, EBRD: London.

European Commission (2021) Company Law: European Commission refers Bulgaria to the Court of Justice of the European Union for failure to connect its business register to the EU Business Registers system. Press Release of European Commission on 15 July 2021: Brussels. (available at: https://ec.europa.eu/commission/presscorner/detail/en/ip_21_3631)

European Parliament (2017) Directive 2017/1132 of the European Parliament and of the Council of 14 June 2017 relating to certain aspects of company law.

European Parliament (2022) Fact Sheets on the European Union - company law. (available at: https://www.europarl.europa.eu/factsheets/en/sheet/35/company-law)

Horak, Hanam, and Kristijan Poljanec (2018) Recent developments in European company law: A way forward to more social Europe? *Intereulaweast*, 5(2): pp. 151–167.

Iwasaki, Ichiro (2003) The governance mechanism of Russian firms: Its self-enforcing nature and limitations. *Post-Communist Economies*, 15(4): pp. 503–531.

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 (2009) The structure of corporate boards. In: Dolgopyatova, Tatiana, Ichiro Iwasaki, and Andrei A. Yakovlev (eds.), *Organization and Development of Russian Business: A Firm-Level Analysis*, Palgrave Macmillan: Basingstoke, pp. 89–121.

Iwasaki, Ichiro (2018) Corporate governance system and regional heterogeneity: Evidence from East and West Russia. *International Journal of the Economics of Business*, 25(3): pp. 391–420.

Iwasaki, Ichiro, and Satoshi Mizobata (2018) Post-privatization ownership and firm performance: A large meta-analysis of the transition literature. *Annals of Public and Cooperative Economics*, 89(2): pp. 263–322.

Klein, April (2002) Economic determinants of audit committee independence. *Accounting Review*, 77(2): pp. 435–452.

Kostruba, Anatoliy V., and Valentyna Vasylieva (2020) Corporate law in Ukraine within the framework of approaching the European Union standards. *Law Review of Kyiv University of Law*, 2020(1): pp. 181–188.

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., Jeffry M. Netter, and Tina Yang (2008) The determinants of board structure. *Journal of Financial Economics*, 87(2): pp. 308–328.

Liu, Huilong, Yunfei Qi, and Hong Wang (2021) Do large shareholders separate the roles of CEO and board chairman for expropriations? Evidence from pyramidal business groups in China. *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*, 28(3): pp. 334–356.

Ma, Xinxin, and Ichiro Iwasaki (2021) Does party membership bring a wage premium in China? A meta-analysis. *Journal of Chinese Economics and Business Studies*, 19(1): pp. 55–94.

Mak, Y. T., and Yuan Li (2001) Determinants of corporate ownership and board structure: Evidence from Singapore. *Journal of Corporate Finance*, 7(3): pp. 235–256

Monem, Reza M. (2013) Determinants of board structure: Evidence from Australia. *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 9(1): pp. 33–49.

Muravyev, Alexander (2017) Boards of directors in Russian publicly traded companies in 1998–2014: Structure, dynamics and performance effects. *Economic Systems*, 41: pp. 5–25.

Nikulin, E. D., A. A. Sviridov, and M. V. Smirnov (2020) The relationship of board of directors, audit committee and earnings management: Analysis of Russian public companies. *Russian Management Journal*, 18(2): pp. 189–216. (In Russian)

OECD (1999) *OECD Principles of Corporate Governance,*OECD: Paris.

Oda, Hiroshi (2012) *Russian Commercial Law* (Second Edition), Brill Nijhoff: Leiden.

Odehnalová, Pavla, and Petr Pirožek (2018) Corporate board composition in family businesses: Evidence from the Czech Republic. *Journal of Contemporary Management Issues*, 23(2): pp. 155–173.

Perry, Tod, and Anli Shivdasani (2005) Do boards affect performance? Evidence from corporate restructuring. *Journal of Business*, 78(4): pp. 1403–1431.

Prevost, Andrew K., Ramesh P. Rao, and Mahmud Hossain (2002) Determinants of board composition in New Zealand: A simultaneous equations approach.*Journal of Empirical Finance*, 9(4): pp. 373–397.

Quan, Yi, and Wenlan Shang (2021) Geographic distance and board monitoring: Evidence from the relocation of independent directors. *Journal of Corporate Finance*, 66, Article 101802.

Vutt, Andres, and Margit Vutt (2017) Duties and liability of the members of the supervisory board of limited companies in Estonia. *Juridica International,*2017(6): pp. 66–75.

Wang, Fangjun, Shuolei Xu, Charles P. Cullinan, and Junqin Sun (2021) Board independence and board size: An examination of other shareholder constraints. *Journal of Development Areas*, 55(3): pp. 95–111.

Wang, Wenge (2018) Board independence of listed companies in the US and China. *Asian Journal of Law and Economics*, 9(3): pp. 1–21.

Yu, Mei, and John K. Ashton (2015) Board leadership structure for Chinese public listed companies. *China Economic Review*, 34: pp. 236–248.

Zhang, Cheng, Kee Cheok Cheong, and Rajah Rasiah (2018) Board independence, state ownership and stock return volatility during Chinese state enterprise reform. *Corporate Governance: The International Journal of Business in Society*, 18(2): pp. 220–232.

付録表 A 1　国別標本企業構成及び取締役会構成

	アジア	中欧					東欧・バルト					南欧							旧ソ連				全新興市場諸国
	中国	チェコ	ハンガリー	ポーランド	スロヴァキア	スロヴェニア	ブルガリア	ルーマニア	エストニア	ラトヴィア	リトアニア	クロアチア	セルビア	アルバニア	モンテネグロ	北マケドニア	ボスニア・ヘルツェゴヴィナ	コソボ	モルドヴァ	ベラルーシ	ウクライナ	ロシア	
(a) 標本企業構成																							
標本総数（社）	14,330	1,816	2,706	4,045	1,080	564	1,637	3,617	727	713	711	1,003	786	49	89	78	317	63	168	378	159	7,110	42,146
上場企業（社）	10,573	11	13	392	30	24	69	184	15	13	23	116	163	0	36	67	139	0	93	0	103	482	12,546
非上場企業（社）	3,757	1,805	2,693	3,653	1,050	540	1,568	3,433	712	700	688	887	623	49	53	11	178	63	75	378	56	6,628	29,600
農林水産業（社）	221	231	186	38	95	7	61	106	13	40	48	25	35	0	0	3	6	1	5	55	3	600	1779
鉱工業（社）	8,958	821	1,193	1,935	476	289	702	1,800	327	233	248	433	401	3	27	43	151	31	82	226	108	3,395	21,882
建設業（社）	197	109	122	266	71	29	119	278	38	62	92	87	68	4	6	2	28	2	17	36	2	480	2115
サービス業（社）	4,954	655	1,205	1,806	438	239	755	1,433	349	378	323	458	282	42	56	30	132	29	64	61	46	2,635	16,370
従業員数 100 名未満（社）	2,514	784	1,005	1,260	446	219	670	1,168	369	319	323	308	276	2	32	20	90	20	57	28	21	1,965	11,896
従業員数 100 名以上 500 名未満（社）	6,357	834	1,286	2,022	491	268	741	1,848	305	329	317	524	374	29	46	46	176	35	84	207	46	3,397	19,762
従業員数 500 名以上 1000 名未満（社）	1,697	116	218	371	88	46	134	335	35	41	40	93	63	9	8	7	26	4	13	82	32	877	4,335
従業員数 1000 名以上（社）	3,762	82	197	392	55	31	92	266	18	24	31	78	73	9	3	5	25	4	14	61	60	871	6,153
(b) 取締役会規模（名）																							
平均	8.096	4.317	7.929	4.959	4.384	5.986	4.695	6.407	5.867	5.457	5.276	6.313	7.780	9.265	9.045	12.244	6.997	5.413	8.488	3.352	9.881	8.740	7.115
中央値	6	3	5	3	3	4	3	5	5	4	4	6	6	5	6	9	5	4	7	3	7	7	6
標準偏差	7.217	3.763	11.106	4.851	3.032	6.151	4.477	6.469	5.146	4.774	5.689	5.716	6.193	10.420	8.018	11.182	6.039	4.747	5.114	2.052	10.153	6.112	6.824
(c) 取締役会長社外登用																							
平均	0.834	0.611	0.040	0.103	0.570	0.397	0.162	0.103	0.558	0.902	0.075	0.864	0.636	0.184	0.708	0.821	0.476	0.429	0.589	0.095	0.818	0.269	0.475
中央値	1	1	0	0	1	0	0	0	1	1	0	1	1	0	1	1	0	0	1	0	1	0	0
標準偏差	0.372	0.488	0.196	0.304	0.495	0.490	0.369	0.303	0.497	0.298	0.263	0.343	0.481	0.391	0.457	0.386	0.500	0.499	0.493	0.294	0.387	0.444	0.499
(d) 取締役会独立性（%）																							
平均	45.71	62.51	37.19	7.85	58.14	41.30	48.69	10.89	98.94	99.19	15.83	70.82	59.40	68.78	71.51	63.99	43.92	46.80	60.08	4.96	38.02	56.09	43.33
中央値	43	100	38	0	100	43	67	0	100	100	0	80	75	75	75	75	50	33	79	0	33	69	43
標準偏差	15.202	47.946	36.143	22.313	48.817	41.043	32.827	17.778	6.858	5.204	30.094	27.017	34.027	20.364	21.370	30.662	33.747	35.948	35.811	16.210	26.245	32.055	33.749

出所）筆者作成．取締役会規模，取締役会長外部登用及び社外/独立取締役比率の定義及び記述統計量は，表 3 を参照．

付録表 A 2 独立変数の相関行列

(a) 中国上場企業

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]
[1] 経営者独立性	1.000										
[2] 所有集中度	0.478	1.000									
[3] 事業集団参画	−0.012	−0.391	1.000								
[4] 国家所有	−0.160	−0.077	0.083	1.000							
[5] 外国投資家所有	−0.082	−0.004	0.039	−0.012	1.000						
[6] 企業規模	0.290	−0.356	0.293	0.212	0.041	1.000					
[7] 企業年齢	0.208	−0.236	0.200	0.096	0.013	0.409	1.000				
[8] 事業部制組織	0.149	−0.132	0.110	0.058	−0.005	0.188	0.224	1.000			
[9] 研究開発活動	0.202	−0.237	0.175	0.138	0.008	0.405	0.278	0.078	1.000		
[10] 収益率	0.049	−0.071	0.024	−0.008	0.007	0.171	0.030	0.031	0.005	1.000	
[11] 負債返済能力	0.115	−0.082	−0.010	−0.108	−0.004	−0.125	−0.072	−0.066	0.017	0.313	1.000

(b) 欧州上場企業

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]
[1] 経営者独立性	1.000										
[2] 所有集中度	−0.358	1.000									
[3] 事業集団参画	−0.391	0.035	1.000								
[4] 国家所有	−0.244	0.010	0.126	1.000							
[5] 外国投資家所有	−0.323	0.126	0.164	−0.089	1.000						
[6] 企業規模	−0.110	0.086	0.212	0.077	0.150	1.000					
[7] 企業年齢	0.002	−0.072	−0.024	0.006	0.030	−0.110	1.000				
[8] 事業部制組織	−0.015	0.108	0.000	−0.030	0.063	0.240	−0.094	1.000			
[9] 研究開発活動	0.037	−0.074	0.075	0.061	−0.001	0.050	0.106	−0.004	1.000		
[10] 収益率	0.006	−0.014	0.047	0.049	0.050	0.136	−0.086	0.065	0.030	1.000	
[11] 負債返済能力	0.007	−0.032	−0.050	0.038	−0.093	−0.082	−0.003	−0.160	0.007	0.218	1.000

(c) 中国非上場企業

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]
[1] 経営者独立性	1.000										
[2] 所有集中度	−0.476	1.000									
[3] 事業集団参画	−0.639	0.295	1.000								
[4] 国家所有	−0.114	0.091	0.096	1.000							
[5] 外国投資家所有	−0.204	0.125	0.160	−0.107	1.000						
[6] 企業規模	0.042	−0.023	−0.009	0.012	−0.065	1.000					
[7] 企業年齢	0.021	−0.032	0.057	0.183	0.027	−0.015	1.000				
[8] 事業部制組織	0.272	−0.117	−0.132	−0.014	−0.033	0.032	0.042	1.000			
[9] 研究開発活動	−0.010	0.001	0.038	0.133	0.022	−0.022	0.230	−0.038	1.000		
[10] 収益率	0.161	−0.098	−0.097	−0.062	0.022	0.018	0.090	0.403	0.031	1.000	
[11] 負債返済能力	−0.060	0.043	0.010	−0.069	0.048	0.049	0.059	−0.210	0.014	0.236	1.000

(d) 欧州非上場企業

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]
[1] 経営者独立性	1.000										
[2] 所有集中度	−0.387	1.000									
[3] 事業集団参画	−0.467	0.137	1.000								
[4] 国家所有	−0.129	0.166	0.133	1.000							
[5] 外国投資家所有	−0.270	0.073	0.359	−0.157	1.000						
[6] 企業規模	−0.065	0.049	0.100	−0.047	0.184	1.000					
[7] 企業年齢	0.061	−0.069	−0.012	0.037	−0.121	−0.058	1.000				
[8] 事業部制組織	−0.078	0.064	−0.094	0.001	−0.149	−0.494	0.051	1.000			
[9] 研究開発活動	0.008	0.002	0.031	0.011	−0.027	0.005	0.118	0.041	1.000		
[10] 収益率	0.003	−0.038	0.001	−0.056	0.035	0.025	−0.005	−0.010	0.022	1.000	
[11] 負債返済能力	0.047	−0.025	−0.069	0.042	−0.075	0.052	0.102	0.021	0.046	0.297	1.000

出所）オービス企業情報データベースに基づき筆者算定.