

新興市場企業の所有構造と経営成果*

— EU 東欧加盟国・ロシア・中国のメタ比較分析 —

岩崎一郎・馬 欣欣・溝端佐登史

本稿は、新興市場企業の所有構造と経営成果の因果関係という観点から、メタ分析による EU 東欧加盟諸国、ロシア及び中国の比較を試みた。先行研究 204 点から抽出した総計 4,425 推定結果を用いたメタ分析の諸結果は、新興市場全域及び研究対象国の違いに係らず、国家所有は、出資先企業の経営成果に負に作用する一方、国内外投資家と外国投資家の企業所有者としてのプレゼンスは、正の効果を発揮することを示唆した。また、標準理論ではその効果の予測が不確定な経営者所有も、新興市場においては、自社の経営成果に肯定的な影響をもたらす可能性があることも併せて明らかになった。但し、所有構造と経営成果の結びつきは総じて弱く、先進経済諸国との比較において、新興市場諸国では、出資者による経営者の規律付けが十分ではない恐れが高い。企業統治システムの健全化に向けた政策措置や制度導入が急務である。

JEL Classification Codes: D22, G32, G34, L25, P31, P51

1. はじめに

所有と経営が分離する状況の下で、企業価値の最大化に向けて、経営者を如何に規律付けるのかという問題は、Berle and Means(1932)に遡る企業金融論の古典的な問いかけである。成熟した所有権制度、発展した資本市場、並びに熾烈な企業間競争が、経営規律メカニズムとして有効に機能する欧米先進諸国ですら、この問題の重要性は今も変わりがない。

ましてや、発展途上の新興市場諸国ではなおさらである。企業を取り巻く諸制度や市場環境が、経営者の規律付けに不十分であればあるほど、企業所有者がその役割を担う必要性はより高まる。新興市場が置かれている状況とは、正にそれだと云えよう。

いきおい、新興市場企業研究の焦点として、所有構造のパフォーマンス効果が浮上するのは、ごく自然な成り行きとなる。何故なら、プリンシパルである所有者が、エージェントたる経営者を、企業価値最大化目標へ適切に導いているとするなら、当該企業の経営成果は、自ずと良好なものになるであろうと予想されるからである(花崎, 2014, 2019)。もしも、新興市場企業の所有構造と経営成果との間に、そのような意味での緊密な関係が見いだされるなら、それは、企業所有者が、新興市場諸国の法制度や市場システムの不備を補完する役割をしっかりと果たしていることの証明となるだろう。

新興市場企業の研究者が、所有構造に注目するいま一つの重大な理由は、それが「自然発生的」ではなく、「政策的に創出」されたものであるという事実他にない。即ち、新興市場の中核の一つを担う東欧やロシアの企業所有者は、手法こそ大いに異なるとはいえ、そのいずれもが、社会主義企業の全国家的な私有化のいわば「落とし子」として立ち現れた存在である(Iwasaki and Mizobata, 2018)。新興市場の雄と目されている中国においても、企業所有者は、鄧小平が唱道した「社会主義市場経済」¹⁾を実現すべく、中国共産党が政策的に作り出した新階級である(Goodman, 2008; 加藤, 2013)。これら政策的に外生された旧社会主義諸国や中国の企業所有者集団が、永い年月を経て内発的に創造された先進資本主義諸国のそれに等しい役割を、会社経営に果たしているのか否かという問いへの答えは、新興市場経済システムの機能性や発展度を測る枢要なパラメーターと成り得よう。

以上に述べた二つの問題関心から、企業所有構造が経営成果に及ぼす効果の実証的な検証は、先進諸国研究に優るとも劣らないほど、新興市場諸国研究にとって重大な課題と見なされている。このため無数の研究がこの問題に取り組んできた。しかしながら、これら先行研究の圧倒的多数は、特定の国又は地域に分析対象を絞ったものである。従って、新興市場全域を見渡した場合、ないしは、異なる新興

市場間を比較した場合に、これらの国々の企業の所有構造と経営成果に如何なる構図が見出されるのかという問いには、全く応えることができない。本稿は、標準的な実証研究では容易に超えることができないデータやその他研究上の諸困難を克服すべく、メタ分析という接近法を採用する。より具体的には、新興市場の代表格であるEU東欧加盟国、ロシア及び中国を分析対象として、企業所有構造のパフォーマンス効果を検証した先行研究の数多ある実証結果を、メタ分析の手法により統合・比較することを介して、この問題に明確な回答をもたらすのである。

以上の研究課題を究明する道筋として、筆者らは、エージェンシー理論を基礎とし、先進諸国研究によって彫琢された企業金融論の標準理論が提示する所有構造と経営成果の因果関係に関する理論仮説に、新興市場の実証成果がどの程度一致しているのか、または、標準理論の予想から、新興市場がどれほど乖離しているのかという観点に立脚して、メタ分析を組織する。すなわち、先進諸国研究によって、その現実適合性が繰り返し実証されている標準理論の一連の予想が、新興市場諸国に関する研究成果によっても支持されるのか、それとも予想に反する実証結果を提示しているのかという点を、多数の先行研究を統合・比較するメタ分析によって検証することにより、本稿が掲げる研究目的の達成を試みる。

先行研究 204 点から抽出した総計 4,425 推定結果を用いたメタ分析の諸結果は、新興市場全域及び研究対象国の違いに係らず、国家所有は、出資先企業の経営成果に負に作用する一方、国内外部投資家と外国投資家の企業所有者としてのプレゼンスは、正の効果を発揮することを示唆した。また、標準理論では、その効果の予測が不確定な経営者所有も、自社の経営成果に肯定的な影響をもたらす可能性があることも併せて明らかになった。但し、所有構造と経営成果の結びつきは総じて弱く、先進諸国との比較において、新興市場諸国では、出資者による経営者の規律付けが十分ではない恐れが高い。

本稿の構成は、次の通りである。次節では、EU東欧加盟国、ロシア及び中国における体制転換プロセスの考察を通じて、これら新興市場諸国における企業所有構造と経営成果の関係に関する筆者らの理論仮説を提示する。第3節では、文献調査の方法と手順及びメタ分析対象文献の概要を述べる。第4節では、推定抽出結果のメタ分析を行う。そして、最終第5節で、メタ分析結果の要約と筆者らの結論を述べる。

2. 新興市場企業の所有構造と経営成果：理論仮説

新興市場企業の所有構造と経営成果の関係を考察するに当たって、我々が注目する企業所有者は、(1)国家、(2)国内外部投資家、(3)外国投資家及び(4)経営者の4者である²⁾。これら会社経営への立場や態度が相互に大きく異なる4タイプの所有者が、投資先企業の経営成果に及ぼす影響に関する標準理論の予想は、次のように要約できる。

企業所有者としての国家は、大別して以下に述べる4つの要因から、出資先の経営成果に対して否定的な影響を与える可能性が高いと論じられている(Lin *et al.*, 2020)。第1に、国有企業は、一種の「公共財」として、政府、経営者、被雇用者を含む様々な利益集団に過剰消費されることによって、その企業価値を棄損する(Jefferson, 1998)。一種の「コモンズの悲劇」である。第2に、国家は、公益サービスの提供や、雇用維持、特定の産業や地域社会の保全という政治目的を優先しがちであり(Estrin and Perotin, 1991; Shleifer and Vishny, 1994)、その結果として、国有企業の経営活動を、利益最大化目標から逸らしてしまう。この場合、国家は、社会的福祉の最大化を指向するか(Shirley and Walsh, 2000)、あるいは、政治家による自己便益の追求を看過することで(Shleifer and Vishny, 1998; 花崎, 2019)、エージェンシーコストだけでなく、政治家が経営者に政治目的を納めさせるために提供する補助金や賄賂に相当する政治コストも負担する(Shleifer and Vishny, 1994; Qian, 1996)。更に、かかる政治目的の優先化は、しばしば予算制約のソフト化を伴うため、経営陣のインセンティブ構造を歪める(Lin *et al.*, 1998; Lin and Tan, 1999)。第3に、国家は、少数派株主や経営者との利益相反から生じる深刻なエージェンシー問題を惹起しかねない(Fama, 1980; Clasessens *et al.*, 2002)。大株主に共通するこの問題は、国家の民間投資家との利害関係の不一致や経営監視能力の低さ故に、国有企業にとってより深刻な問題である。第4に、国有企業は、往々にして官僚主義に侵されており、従って、経営陣と国家の間の情報非対称性が深刻化する傾向が強い。このため、会社経営に係る意思決定プロセスの不透明性やモニタリングコストの増大といった一連の諸問題が経営成果を損なう恐れが民間企業よりも高いと指摘されている(Groves *et al.*, 1994; Huang *et al.*, 2017)。

一方、企業所有者としての国内外部投資家は、投

資回収や利益確保に強い関心を持つが故に、経営者の規律付けに熱心に取り組み、ひいては、出資先企業の経営成果に肯定的な影響をもたらすと考えられている。なかでも、年金基金、保険会社、投資信託などの国内機関投資家は、資金受託責任の重さ故に、企業の成長可能性を重視する傾向が強く、そのため、積極的かつ組織的なモニタリング活動を通じて、出資先企業の統治や経営活動に重要な役割を演じる(Ferreira and Matos, 2008)³⁾。ただし、国内外部投資家といえども、それが親会社、あるいは取引関係のある金融機関や非独立系機関投資家の場合、他の取引上の利益を求めて自己利害を優先させる可能性は排除されない⁴⁾。従って、どのような場合にも、所有者としての外部投資家の存在が、出資先の経営成果に正に作用するとは限らないとの指摘はある(Ferreira and Matos, 2008; 宮島・保田, 2015; Iwasaki and Mizobata, 2018; 宮島他, 2020)。

外国投資家は、国境を越えるリスクを負って自己資金を投じる以上、他の誰よりも投資収益の最大化を強く指向する。従って、投資先企業の経営成果に機敏な企業所有者として振る舞う傾向が殊の外強い。更に、外国投資家は、国内外部投資家との比較において、より強い情報非対称性に直面する可能性が高く、この問題を回避するために、経営陣を注意深く監視し、取締役会を含む企業統治体制の有り方にも積極的に発言する(Aggarwal *et al.*, 2011; 宮島・保田, 2015)。このような外国投資家のアクティビスト的なガバナンス活動は、企業経営の手綱を引き締め、ひいては経営成果の改善をもたらすと考えられる。また、新興市場国や開発途上国にとって、外国投資家は、先進的な生産技術や経営ノウハウ及びその他コード化されない知識をもたらす存在でもあり、この点からも、出資先企業の経営成果に肯定的な影響を及ぼすことが期待される(Iwasaki and Mizobata, 2018)。

経営者の自社所有効果に関して、標準理論は統一の見地を欠いている。事実、「アラインメント仮説」によると、経営陣の自社株保有は、一般株主との利害を一致させる効果があるから、彼らより企業価値最大化に向けた経営努力を引き出すことで、経営成果に肯定的な作用をもたらす。ところが、「エントレンチメント仮説」が示唆するところでは、経営者の自社株式保有によって、その地位や所得が株主総会や取締役会によって容易に翻せない状況が生み出されると、会社役員による機会主義の使喚や経営規律の弛緩を招くことで、企業価値や経営成果に著し

く悪影響する恐れがある(Jensen and Meckling, 1976; Stulz, 1988; Lins, 2003; Iwasaki and Mizobata, 2020)。この通り、経営者の自社所有は、いわば「諸刃の剣」であり、その効果を一意的に予測するのは難しいというのが、研究者の一致した意見である。

本節では、以上に述べた標準理論を前提に、EU 東欧加盟国、ロシア及び中国各々における体制転換プロセスの実情を踏まえて、筆者らの理論仮説を提起する。以下、2.1 項では EU 東欧加盟国を、2.2 項ではロシアを、2.3 項では中国をそれぞれ取り上げる。

2.1 EU 東欧加盟国

東欧諸国の体制転換は、私的所有権に基礎付けられた企業セクターの構築を目指して、先進資本主義諸国に倣う会社法体系の形成⁵⁾、国有企業の広範かつ徹底した私有化、並びに、新規民間企業の参入促進を柱として推進されてきた(Djankov and Hoekman, 2000; Kočenda and Svejnar, 2003)。総じてこれらの国々は、市場原理に基づいた企業活動に不可欠な法制度の導入にいち早く対応し、一定水準の透明性と開放性が確保された条件の下で、外国投資家や戦略投資家の積極的な参画を伴う企業私有化が推進され、なおかつ、国内・外資系を問わず、民間企業の新規参入も大いに進んだ(Åslund, 2013)。

その中でも、EU 加盟を果たした東欧の国々は、社会主義時代からの改革努力も功を奏して、市場経済に適合した企業セクターの創出に大いなる成功を収めた。事実、社会主義時代に政府と企業の分権化や私的会社経営を認めていたハンガリーやポーランドは、体制転換初期から改革先進国として頭角を現した。その上、両国では、この時期から、国内法の欧州法体系とのハーモナイゼーションが強く指向され、これを条件とした EU からの支援も享受した。例えばハンガリーでは、生産手段の国家的所有を基礎とする 1959 年民法典が、移行期に数度の改正を経た後に、最終的には、欧州法の総体系であるアキ・コミュノテール(*acquis communautaire*)に合致した民法や会社法に完全に置き換えられた。この立法措置は、2004 年に EU への新規加盟を果たす上での必要条件の一つであった(Iwasaki *et al.*, 2012)。同様の道のりは、ハンガリーと共に同年 EU 加盟を実現したポーランド、チェコ、スロヴァキア、スロヴェニア及びバルト 3 国、2007 年に追加加盟が認められたブルガリアやルーマニア、その後、紆余曲

折を経てようやく2013年に正式加盟したクロアチアの10カ国も歩んだのであった(Radwański, 2006; Iwasaki and Suganuma, 2009)⁶⁾。

東欧諸国にとって、「私有化計画は、外国資本と外国の専門知識を誘致するための明確な道筋を提供しなければならぬものであったし、その誘致を、東欧自らの利害から見て、受け入れ可能な環境下で実施しなければならなかった」(Frydman and Rapaczynski, 1994, p. 16)。それ故に、企業私有化には多様な方法が用いられたが、なかでも、戦略投資家への企業売却は、多くの国々で試みられ、その過程では、先進諸国から進出した多国籍企業や外国投資家が決定的ともいえる役割を演じた。但し、戦略投資家への直接売却を強く指向したハンガリー、ブルガリア及びエストニアの3ヶ国とは対照的に、労働者自主管理の歴史を持つポーランドでは、経営者や従業員による自社買収(Management and Employee Buyouts: MEBO)も大いに用いられた。また、チェコ、スロヴァキア、ラトヴィア、リトアニアの4カ国では、一般市民の支持を得るといった政治目的が優先された結果、バウチャー方式による国有資産の無償譲渡(いわゆる「大衆私有化」)も大規模に実施された(Iwasaki and Kočenda, 2017; Iwasaki and Mizobata, 2018)。このように、企業私有化政策の方式こそ大きく異なるが、国有企業の殆ど全てを私人の手に委ねたという点で、EU東欧加盟国は、共通してその政策目標を達成したことは、疑いのない事実である。

なお、私有化方式の差異が、EU東欧加盟国の間に、企業所有構造という観点から、無視しえない政策的帰結の違いを生み出したのは事実である。実際、国内有力企業の多くを、多国籍企業に気前よく売り渡したハンガリーでは、外資系優位の企業セクターが生み出された(西村, 2001; Iwasaki *et al.*, 2012; 岩崎・菅沼, 2014)。一方、究極的所有者を国有銀行とする投資ファンドが、バウチャー私有化を事実上支配したチェコでは、企業私有化は、国有企業の再編成を意味するに過ぎなかったとStark and Bruszt (1998)は指摘している。しかしながら、EU加盟後の残存国有企業・金融機関の徹底した私有化、外国直接投資の大規模化、EU企業の相互進出、国内企業のグローバルサプライチェーンへの取り込みが、一国の例外もなく確実に進行する過程で、企業所有構造や、ひいては、国家・企業間関係から見たEU東欧加盟国間の相違性は、相当程度払拭されたといえる。そこで、企業所有構造と経営成果の関係

について、筆者らは、EU東欧加盟国全般に当てはまる顕著な傾向として、以下の仮説を提起する。

なによりも、EU東欧加盟国における国家は、標準理論が想定するモデルに近い振る舞いを行うと考えられる。即ち、これらの国々において、国家所有の下に維持された数少ない企業は、政治家や官僚が掲げる政治目的を達成する道具として利用される傾向から免れることが難しい。このため、これら残存国有企業の経営者は、経済成果の追求を必ずしも求められてはいない。事実、Hanousek and Kočenda (2008)によれば、東欧諸国政府は、普通株の議決権、黄金株、またはその他の間接的制御方法を駆使して、いわゆる「戦略的企業」が、その特別な地位を利用して、国家目的を果たすように大いに使喚している。但し、EU東欧加盟国において国家所有が支配的な産業は、エネルギー部門や輸送部門等の特定分野に限定される傾向が強く、従って、一般私企業とこれら戦略的国有企業の経営成果に、統計的に有意な差を見出すことは難しいとも指摘されている(Szarzec and Nowara, 2017)。この最後の点を加味して、筆者らは、次の仮説を提起する。

【仮説 1. 1】 EU 東欧加盟国における国家の企業所有は、当該企業の経営成果に負に作用するが、その効果は限定的である。

EU東欧加盟国では、戦略投資家への企業売却を優先したハンガリー等の国々に限らず、バウチャー方式を用いて私有化企業の株式を広く無償譲渡した国々においても、その後の証券市場での売買等を介して、所有権の集中が大いに進んだ(Åslund, 2013; Iwasaki and Mizobata, 2020)。これらの国々では、機関投資家や富裕個人資産家が、国内外投資家の代表格である。これら資金力豊かな投資家集団は、国内企業の多くにおいて一定水準の所有権を獲得し、投資利益の最大化を目指して、経営陣の規律付けに余念なく行動している。その姿は、いまや西欧の一般投資家にも引けを取らない(Draženović *et al.*, 2019; Tamowicz, 2011)。また、国内投資家によるガバナンス活動の弊害を、特別に問題視する向きも無い。従って、筆者らは、EU東欧加盟国の国内外投資家について、以下を仮定する。

【仮説 2. 1】 EU 東欧加盟国における国内外投資家の企業所有は、当該企業の経営成果に正に作用する。

前述の通り、EU東欧加盟国の企業私有化プロセスにおける傑出した存在は、外国投資家である。とりわけ欧州多国籍企業は、戦略投資家として、大いなるプレゼンスを発揮した。これら外資系企業にと

って、当該諸国は、EU 経済圏の後背地であると共に、新興市場として世界中の注目を集める旧社会主義圏市場への橋頭保でもあり、欧州圏での企業内分業の再構築と国際的事業展開の重要地と目された(苑, 2006; Dabic and Lamotte, 2017). このため、これら先進国企業は、ポートフォリオ投資ではなく、直接投資を優先し、従って、ひとたび関心企業の所有権を取得すると決めるや否や、支配株主となるまで当該企業の株式を買い増した(Telegdy, 2011; Åslund, 2013). このような外国投資家の戦略的投資モードは、経営陣との情報非対称性を軽減すると共に、彼らの機会主義的行動を抑止する上でも実に効果的である。結果として、EU 東欧加盟国の外国投資家は、国内外部投資家に引けを取らない程度に、出資先企業の統治に成功している。その上、標準理論が示唆する通り、EU 東欧加盟国で活動する外部投資家は、出資先の経営成果に過敏に反応する傾向が大変強い(Sass and Vlčková, 2019). 以上の論拠から、筆者らは、EU 東欧加盟国における外国投資家の存在が、国内企業の経営成果に及ぼす効果を、次のように予測する。

【仮説 3.1】 EU 東欧加盟国における外国投資家の企業所有は、当該企業の経営成果に正に作用する。

EU 東欧加盟諸国において、経営者又は一般従業員、ないし両方が、自社の所有者となった事例は決して少なくない。特に、経営者が所有者となるケースは、MEBO の政策的勸奨の結果としてしばしば観察された(Iwasaki and Mizobata, 2018). 一般に、未熟な市場環境下では、短期のリターンに経営者の関心が向かいがちである。また、東欧諸国の企業経営者は、政治的忠実さや一般従業員の支持を拠り所にして経営者となった以上、自身の地位保全と紛争回避の視点から、国家との関係や従業員の利害を著しく軽視した行動はとりづらりと指摘されている(Frydman and Rapaczynski, 1994). しかしながら、EU への政治・経済的統合や企業法制度の整備が進むと共に、また、資本市場からの資金調達が進化するにつれて、東欧の経営者達は、法律を遵守し、企業統治を重視する方向へと強く規律付けられるようになった。その上、EU 東欧加盟国では、会社経営者の倫理観も大いに向上したと指摘されている(Mickiewicz, 2006). これらの論拠から、筆者らは、EU 東欧加盟国における経営者の自社所有に対しては、「アラインメント仮説」の妥当性が「エントレンチメント仮説」に優ると考え、次の仮説を提起する。

【仮説 4.1】 EU 東欧加盟国における経営者の自社所有は、当該企業の経営成果に正に作用する。

2.2 ロシア

ロシアの体制転換においても、市場原理に適合した会社法制度の形成と私有化政策が、国内企業の所有構造や企業と国家との関係に強く影響した。同国の会社法は、1994 年民法典第 I 部の諸規定を、1995 年株式会社法や 1998 年有限会社法といった企業形態別連邦法や、その他企業関連法が補完・詳細化する形で体系を成している。会社法体系の整備水準は、少数派株主の権利保護度に規定される。少数持ち株が不利ではない所有権が保障されていなければ、投資家は株の長期保有を避け、従って企業は安定した資金調達を確保できない(La Porta *et al.*, 1999). ロシアでは、2003 年に連邦有価証券市場委員会決定として交付されたコーポレート・ガバナンス法典が、政策勧告的文書ながらも、少数派株主の権利保護を目的とした国内企業の統治引き締めに一定の役割を果たしている(Muravyev *et al.*, 2013; 岩崎, 2016). このようにして、ロシアの会社法は、2000 年代半ばまでには、先進諸国に比肩する体系と内容を具備するまでに整備されており(Iwasaki, 2018), この点で、EU 東欧加盟諸国に大きく劣るものではない(Settles *et al.*, 2011). 事実、ロシアの上場企業は、国際的な企業統治スタンダードへの準拠が強く求められており、この顕れとして、取締役会における外国人役員や女性役員のプレセンスも徐々に拡大している(Muravyev, 2017).

企業所有構造や国家・企業間関係という観点から、ロシアと EU 東欧加盟諸国を大きく分かつ要因は、むしろ企業私有化の過程や、その政策的帰結にこそ見出せるだろう。ロシアの企業私有化は、全国民に配布された私有化バウチャーを、国有企業が新規発行した株式と無償交換する形で、1990 年代初頭に大々的に実施された。この「大衆私有化段階」では、経営者や一般従業員による自社株式取得が他を圧倒し、私有化対象企業の大多数は、彼らインサイダーの手中に落ちた(溝端, 2004). 続く「貨幣私有化段階」では、巨大企業の株式が、政府への融資の担保として一握りの商業銀行に売り渡され、その後、「オリガルヒ」と呼ばれる新興資本家が率いる大財閥が勃興する契機となった(パッペ・溝端, 2003). このいわゆる「担保型私有化」では、エネルギー部門や非鉄金属部門等の国家戦略産業で活動する優良企業も含まれ、一時は、ロシア産業界を代表する

「ビックビジネス」の悉くが、オリガルヒを中心とする富裕資本家の所有下に収まった。しかし、その後、担保型私有化取引の多くが違法と認定された結果、2000年代を通じて、戦略的産業部門の企業資産は、再び国家の手に戻された(Guriey and Rachinsky, 2005; Chernykh, 2011; 溝端, 2011)。同時に、1990年代から2000年代前半にかけて隆盛を誇ったオリガルヒと彼らの新興財閥も、その多くが財界から事実上姿を消した(安達, 2016)。

ロシア国家は、国内民間投資家のみならず、外国資本に対しても、友好的とは言い難い政策的態度を取り続けている。その典型例は、2008年に施行された外資法である。同法は、軍需産業や原子力産業といった国家安全保障上の重要産業のみならず、地下資源関連産業、輸送産業、マスメディア、建築業及び金融業への外資参入を、禁止ないしは厳しく制限している。体制転換期を通じたロシアへの国民一人当たりの累積外国直接投資額が、EU東欧加盟諸国へのそれに遥かに劣る所以である(Iwasaki and Tokunaga, 2020)。国有企業は、国内民間投資家も外国資本も排除されたこれら国家戦略産業を中心に、株式会社、所有一元(ユニタリー)企業、ないしは、国家コーポレーションとして活発に活動しており、いまや、雇用と財政収入の両面において、無視できないほどの地位を占めている(Abramov *et al.*, 2017)。

上述の通り、ロシアの会社法体系は、EU東欧加盟諸国のそれと遜色のない水準に達している一方、企業所有者としてのロシア国家のプレゼンスは、東欧の国々の比ではない。かかる状況認識に立脚して、筆者らは、ロシアにおける企業所有構造と経営成果の関係について、以下の仮説を提起する。

1990年代、私有化政策の対象から外された企業は、国家から雇用確保を優先する経営課題を負わされ、利益追求は二の次にされた(Commaner and Jackman, 1997; Gimpelson and Kapelyushnikov, 2013)。他方、2000年代以降の国有企業は、戦略産業の国家支配、資源ナショナリズム、財政収入確保の政策的優先といったプーチン政権が掲げる政治目的的追求に強く従わされている(Chernykh, 2011)。このようなロシアの国家・企業間関係は、同国の国有企業をして、標準理論が示唆する国家所有の弊害からの回避を困難せしめているのは明白である。即ち、

【仮説 1.2】ロシアにおける国家の企業所有は、当該企業の経営成果に負に作用する。

ロシアの国内外部投資家が、EU東欧加盟諸国の

彼らと異なる行動様式を示す論拠は見当たらない。同国においても、大衆私有化後に一般市民から買い集めた株式を基礎に、大株主として振る舞う個人投資家や機関投資家が多数出現し、出資先企業の経営に積極的に関与した(岩崎, 2016)。その上、ロシアにおいては、いわゆる「金融産業グループ」、持株会社、その他事業集団の親会社が、傘下企業の経営再建と企業価値の向上に極めて肯定的な役割を果たした(Perroti and Gelfer, 2001; Avdasheva, 2007)。前述のオリガルヒについても、彼らが深刻な経営不振に陥った旧国有大企業を見事に立て直した事実は、政商としての弊害を差し引いたとしても称賛に価するとÅslund(2013)は述懐している。これらの論拠から、筆者らは、ロシアにおける国内外部投資家の企業所有者としての作用を、次のように予想する。

【仮説 2.2】ロシアにおける国内外部投資家の企業所有は、当該企業の経営成果に正に作用する。

先述したロシア国家の非友好的政策態度故に、同国における外国投資家の存在感は、EU東欧加盟国のそれに遠く及ばない。しかし、ひとたび外国資本がロシア市場に参入すれば、その後、高い確率で目覚ましい経済効果をもたらすことは、多くの研究者によって繰り返し指摘されている(岩崎・菅沼, 2014)。外国投資家は、経営再建者としての評判も高い。例えば、Ledyeva *et al.*(2013)によれば、ロシア自動車産業の代表格であるAvtoVAZ社は、外国投資家がオーナーとなることで、永年の過剰雇用が取り除かれると共に、経営効率が大きく改善した。その上、ロシアへの外国資本の進出は、技術移転という観点からも、EU東欧加盟国が享受したそれに引けを取らない便益をもたらすものと考えられている(Iwasaki and Suganuma, 2015)。従って、筆者らは、ロシア企業の外資所有効果を、次のように予測する。

【仮説 3.2】ロシアにおける外国投資家の企業所有は、当該企業の経営成果に正に作用する。

ロシアにおける経営者所有の意義と経営成果への効果に関する議論は、永年に亘り賛否両論である(岩崎, 2016)。1990年代においては、インサイダー支配の弊害故に、ロシアの経営者所有は、企業価値を棄損する傾向が強いという意味で、前述の「エントレンチメント仮説」を支持する論調が相対的に優勢であった(Filatov *et al.*, 1999)。しかし、2000年代以降は、「アラインメント仮説」の予想に従い、ロシアの経営者は、企業所有者としての自覚の高さから、投資収益に高い関心を抱き、従って、

より良い経営成果を求める性向が強いという見解が主流となりつつある(Iwasaki *et al.*, 2018). その有力な論拠の一つは、所有権の保護が不透明であればあるほど、有能なロシア経営者は、自らの所有権を拡大することで、会社経営の安定化を高めるというKapeliushnikov *et al.*(2013)の説得的な主張である。同時期の会社法改正やコーポレート・ガバナンス法典の公布に象徴される法制度の整備も、上場企業経営幹部やオーナー経営者の意識向上に一定の寄与をもたらしたと指摘されている(Iwasaki, 2008, 2018; Muravyev, 2017). そこで筆者らは、ロシア企業経営者についても、EU 東欧加盟諸国の経営者と同様に、「エントレンチメント仮説」よりも「アラインメント仮説」の現実適合性がより高いと判断し、次の仮説を提起する。

【仮説 4.2】 ロシアにおける経営者の自社所有は、当該企業の経営成果に正に作用する。

2.3 中国

政治体制として共産党一党独裁制を維持しつつ、経済体制としては社会主義市場経済の樹立を希求する中国の体制転換は、東欧やロシアが歩んだ道程とは、全くと言ってよいほどに相違する。第1に、体制転換の基本パターンが大きく異なる。中国の改革路線は、「漸進型市場化改革」あるいは「増量型改革」と呼ばれる。その意味する所は、国有部門を維持・改革しながら、同時に非国有部門の漸次的発展を進めることに他ならない(林・蔡・李, 1996; 張, 2009; Ma, 2018). 即ち、中国の狙いは、東欧諸国やロシアが試みた国有企業の民間企業への「転換」ないし非国有部門による国有部門の「置換」では決していないのである。

中国の企業改革は、大きく分けて3つの時期から成る(張, 2009). 第1期(1978~1992年)は、計画経済体制を維持しつつ、国有企業に対して一定の経営自主権を付与する政策が試みられた時期である。1979年7月、国務院は、国営工業企業経営管理自主権拡大規定を公布すると同時に、利潤上納を税の徴収に変更する「利改税」改革を実施した。1988年末までに、国有企業の93%に対して生産請負制度が導入されたのも、第1期の大きな成果であった(浅川, 2007; Lin *et al.*, 2020). 第2期(1992~2003年)は、現代的な企業統治システムの導入が図られた時期である。1992年11月、共産党第14回党大会は、鄧小平の南巡講話を受けて、社会主義市場経済体制の確立を新たな改革方針として採用したが、

翌1993年の共産党第14期3中全会は、「社会主義市場経済体制確立の若干の問題に関する党中央の決定」において、企業経営への国家関与の抑制及び国有企業のコーポレート・ガバナンス問題の解決を企業改革の重点問題に定めた。株式会社や有限会社の設立を認める1993年企業法、上海・深圳証券会社の新設及び一部国有企業の証券市場への上場、大型国有企業を維持しつつ、中小国有企業は手放す「抓大放小」政策や、1998~2000年の3年間で国有企業の経営赤字問題を解決しようとした「三年脱貧困」政策は、この第2期を象徴する改革成果である。

そして第3期(2003年以降)では、2003年開催の共産党第16期3中全会が採択した「社会主義体制整備の若干の問題に関する決定」で謳われた「非公有制企業の発展を制限する法律法規と政策を徹底的に整理・訂正し、体制的障害を取り除く」「非公有制企業は、投融资、税制、土地利用、対外貿易等の面で、その他の企業と同等の待遇を受ける」という基本方針に沿って、国有部門と非国有部門を分かつ体制的・制度的障壁の除去が進められている。これまでの政策成果は、国有企業の「株主」として活動する国有資産監督委員会の設立、私的企業活動を認める大幅な規制緩和、外国直接投資の解禁等として具現化されており、国有企業と民間企業の共存共栄を図る「混合型所有制改革」として特徴付けられるものである(加藤, 2013; Lu and Zhu, 2020). この通り、中国は、近代的かつ競争的な企業セクターの創出を目指して、様々な政策や規制緩和を積み重ねてきたことは、まぎれもない事実である。しかし、その根幹を占めるのは国有企業でなければならないという信念もまた揺るぎないものであるという点は、強く認識しておくべきであろう。

中国と東欧やロシアの体制転換プロセスを分かつ第2の決定的差異は、中国共産党組織の企業経営への極めて広範かつ強力な関与である(Brodsgaard, 2012; Cheng and Leung, 2016; Ma, 2019; Iwasaki *et al.*, 2020). 1984年から1992年にかけて進められた「放権讓利」と呼ばれる国家から国営企業への分権化政策や、所有権と経営権の分離を企図した「政企分離」政策は、国営企業の経営自主権を大幅に拡大すると同時に、党組織の経営関与を強く制限した。しかし、1989年の天安門事件をきっかけに、共産党の政治指導が再び強化される中で、国有企業における党組織の発言力もまた復活した。「経営者は中心であり、党書記は核心である」という政治スローガンが象徴する通り、国有企業のガバナンスをめぐ

る経営責任者と党組織の権限関係は、今日も実に曖昧である。実際、2012年11月に開催された第18回党全国大会の後、共産党は、国有企業の経営戦略上重要な意思決定に関連して、取締役会は「重要な意思決定を行う前に、当該企業の党組織委員会の意見を聞く必要がある」と規定している。更に、中国共産党規定第32条3項によると、非国有部門においても、企業内党組織は、「党の方針政策を貫徹し、企業が国の法律法規を遵守することを指導・監督し、労働組合及び中国共産主義青年団等の民衆組織を指導し、労働者を団結し、その権益を維持・保護し、企業の健全な発展を促進する」と規定されている。言い換えれば、中国では、経済体制の市場化が進む一方で、企業経営というミクロレベルにおいては、企業内党組織による政治統制システムが依然強固に維持されているのである(馬・岩崎, 2019)。

以上に述べた中国の実情を踏まえて、同国の企業所有構造と経営成果の関係について、以下4つの仮説を提起する。

共産党一党独裁制の維持と漸進型市場化改革の堅持が国是である限り、如何なる政策や規制緩和が打ち出されようとも、産業界の中核を占める大企業の国家支配という構図に揺るぎはない(Yan and Huang, 2017; Ma, 2018; Iwasaki *et al.*, 2020)。形式上、国有企業の所有権は、国家及び人民に帰属するが、事実上は、政府と共産党が、所有面と管理面の双方で実権を掌握している。このため、国有企業の経営者は、国家権力への追従を余儀なくしており、しばしば、営利よりも政府や党が必要とする政治的・社会的目標の達成を重視させられがちである(Bai *et al.*, 2005; Bai and Xu, 2005; Chang and Wong, 2009)。更に、国有大企業の多くは、株式会社への改組を果たした後に、上海や深圳の証券市場へ相次いで上場したが、発行株式の過半は依然として国家に帰属しており、政府及び党は、支配株主としてこれら上場企業に君臨している(Xu and Wang, 1999; Lin *et al.*, 2020)。中国国有企業を取り囲むこのような状況は、標準理論が予想する国家所有の弊害が、同国においても顕著に発露する可能性を強く示唆している。そこで、筆者らは以下を予想する。

【仮説 1.3】 中国における国家の企業所有は、当該企業の経営成果に負に作用する。

中国国内の個人投資家や民間機関投資家が、出資先企業の経営成果に強い関心を持たない理由は存在しない。但し、上述の通り、国有企業や上場企業の経営活動に対する国家の影響が絶大である上、非国

有企業においても、企業内党組織が一定の影響力を保持していることから、一般に、中国企業における国内外部投資家の発言権は、極めて限定的であると見られている(Kang and Kim, 2012; Iwasaki *et al.*, 2020)。従って、筆者らは、企業所有者としての国内外部投資家の存在は、中国においても、標準理論が予想する効果を発揮すると考えるものの、その発現には一定の困難が伴うと予想し、次の仮説を提起する。

【仮説 2.3】 中国における国内外部投資家の企業所有は、当該企業の経営成果に正に作用するが、その効果は限定的である。

中国に進出した外国投資家が直面する投資環境も、国内投資家のそれとさほど違いはない。外資系企業に限定すれば、彼らは、大株主としてその経営活動に一定の影響力を発揮し得ると期待されるものの、先進国多国籍企業やその他外国投資家の活動が非常に活発なEU東欧加盟諸国と比較すれば、中国企業セクターにおける外資系企業のプレゼンスには、今もなお制限的である(Shapiro *et al.*, 2015; Teng and Yi, 2017; Meng *et al.*, 2018)。これ故に、中国における外資所有効果の実証的捕捉にも大きな制約が存在すると考え、以下を予測する。

【仮説 3.3】 中国における外国投資家の企業所有は、当該企業の経営成果に正に作用するが、その効果は限定的である。

中国の場合、経営者が自社企業を所有するケースの圧倒的多数は、国有企業(多くの場合上場企業)の会社役員に対して、利益連動報酬の一部として自社株式が支給される場合と、経営者が民間中小企業の単独オーナーないし家族オーナーの一員である場合のどちらかである。前者の場合、経営者が手にする株式は、その地位や報酬を意のままにできるほどの権限を付与するものではない。他方、後者の場合、所有と経営の分離から生じるエージェンシー問題を生じさせない。従って、これらいずれの場合も、「エントレンチメント仮説」が妥当する可能性は低く、むしろ「アラインメント仮説」に従い、経営成果に対する正の効果が期待される。そこで、筆者らは、中国における経営者所有の効果として、次を仮定する。

【仮説 4.3】 中国における経営者の自社所有は、当該企業の経営成果に正に作用する。

表1には、本節で議論した企業所有構造の経営成果への効果に関する仮説が、標準理論及び研究対象国それぞれについて、総括的に表示されている。同

表 1. 企業所有構造の経営成果への効果に関する理論仮説

	標準理論	EU 東欧加盟国	ロシア	中国
国家所有	N	(N)	N	N
国内外部投資家所有	P	P	P	(P)
外国投資家所有	P	P	P	(P)
経営者所有	?	P	P	P

注) P: 正の効果, N: 負の効果, (P): 正だが弱い効果又は無効果, (N): 負だが弱い効果又は無効果, ?: 予測不能.

出所) 第 2 節の議論に基づき筆者作成.

表に要約された一連の予測を実証的に検証すべく、次節以降では、メタ分析の手法を用いた比較分析を試みる。

3. 文献調査の方法・手順及び メタ分析対象文献の概要

本節では、前節に提起した理論仮説を検証するための第一歩として、メタ分析の対象となる先行研究の探索・選択手続き及びメタ分析対象文献の概要を述べる。

EU 東欧加盟国、ロシア及び中国の企業所有構造と経営成果の因果関係を実証的に検証した先行研究を見出すため、筆者らは、電子学術文献情報データベースである EconLit や Web of Science 及び大手学術出版社のウェブサイトへアクセスして、関連文献の探索を行った⁷⁾。これら電子データベースの利用に際しては、*privatization, ownership, restructuring, firm performance* のいずれか一つと、*transition economies, Central Europe, Eastern Europe, former Soviet Union, Russia, China* 又は EU 東欧加盟国の国名の何れか一つの組み合わせを、その検索語に用いた。この結果、1,500 点を超す文献が見出された。

これら機械検索ヒット文献には、極めて多数の非実証研究が含まれているため、更なる取捨選択の必要があった。そこで、次に我々は、該当文献ひとつひとつについて、その研究対象国は、EU 東欧加盟国、ロシア、または中国であるか、そうである場合に、当該文献は、メタ分析の対象となり得る推定結果を含有しているかを逐一精査した。かかる選定作業の結果、筆者らは、総数 204 点の先行研究をメタ分析対象文献に選定した⁸⁾。これら 204 選定文献の内、91 点は、2004 年、2007 年又は 2013 年に EU への新規加盟を果たした東欧 11 カ国で活動する企業を実証分析に取り上げた研究(以下、「EU 東欧研究」)であり、32 点が、ロシア企業を対象とする研究、残る 85 点が、中国企業に関する研究である。

この内 4 点は、EU 東欧加盟国とロシアを共に研究対象としている。なお、複数国研究の場合は、全標本に占める EU 東欧加盟国、ロシア及び中国企業の比率が 90% を超過する場合に限り、メタ分析対象文献に採用した。但し、実際に採用した複数国研究は極めて僅かであり、中国研究は全て単独国研究である。

筆者らは、上記 204 選定文献から、データ形式、回帰モデルの推定式、推定期間及び推定量の少なくとも一項目について、実証方法論上の差異が認められるならば、その限りにおいて、一研究から複数の推定結果を抽出した。かかる抽出作業の結果、筆者らは、総数 4,425 の推定結果を収集した⁹⁾。その内訳は、EU 東欧研究が 2,005(全体の 45.3%)、ロシア研究が 794(17.9%)、中国研究が 1,626(36.7%)であり、1 文献当たりの平均抽出推定結果数(中央値)は、全研究が 21.3(12)、EU 東欧研究が 22.0(12)、ロシア研究が 24.8(15)、中国研究が 19.1(12)である。以下、本稿では、抽出した推定結果の総数を K で表す($k=1, \dots, K$)。

表 2 には、以上に述べた研究別メタ分析対象文献数や抽出推定結果総数に加えて、研究対象期間や抽出推定結果の所有変数タイプ別内訳が示されている。同表の通り、選定文献 204 点は、全体として、1985 年から 2017 年の 33 年間をカバーしており、この観点から、EU 東欧研究、ロシア研究及び中国研究の間に大きな差異はない。抽出推定結果の所有変数タイプ別内訳は、全研究では、国家所有変数が 1,589(全体の 35.9%)、国内外部投資家所有変数が 1,204(27.2%)、外国投資家所有変数が 1,338(30.2%)、経営者所有変数が 294(6.6%)であり、国家、国内外部投資家及び外国投資家の所有効果に関する推定結果数は、相互にほぼ拮抗しているが、経営者のそれは、これら三者に比べて大幅に少ない。但し、この全体的傾向は、EU 東欧研究には当てはまる一方、ロシア研究は、経営者所有変数の推定結果が、同研究抽出推定結果全体の 20.2% を占めるという意味で、

表 2. 抽出推定結果概要

研究対象国	メタ分析 対象文献 数	抽出推定 結果総数 (K)	研究対象期間	抽出推定結果の所有変数タイプ別内訳							
				抽出推定結果数				構成比(%)			
				国家 所有	国内外部 投資家 所有	外国 投資家 所有	経営者 所有	国家 所有	国内外部 投資家 所有	外国 投資家 所有	経営者 所有
全研究	204	4425	1985～2017年	1589	1204	1338	294	35.9	27.2	30.2	6.6
EU 東欧研究	91	2005	1986～2015年	401	744	775	85	20.0	37.1	38.7	4.2
ロシア研究	32	794	1985～2014年	213	279	142	160	26.8	35.1	17.9	20.2
中国研究	85	1626	1985～2017年	975	181	421	49	60.0	11.1	25.9	3.0

注) 4文献は、EU 東欧諸国及びロシアを共に研究対象としている。
出所) 筆者作成。

中国研究は、国家所有変数の比率が 60.0% にも達するという意味で、EU 東欧研究とは大きな違いを見せている。抽出推定結果所有変数タイプ別構成に顕れた 3 研究間のこのような差異は、前節で触れた通り、各研究対象国における問題関心の違いを如実に反映していると云えよう。

なお、本稿のメタ分析は、抽出推定結果の単位や、従属変数の対数変換の有無等の違いに対応するため、偏相関係数(partial correlation coefficient)を、その統合と比較に用いる。偏相関係数は、他の条件を一定とした場合の従属変数と、問題となる独立変数の相関度と方向性を表すユニットレスな統計量であり、いま、第 k 推定結果 ($k=1, \dots, K$) の t 値と自由度を、それぞれ t_k 及び df_k で表せば、次式

$$r_k = \frac{t_k}{\sqrt{t_k^2 + df_k}} \quad (1)$$

によって算出される。偏相関係数 r_k の標準誤差は、 $\sqrt{(1-r_k^2)/df_k}$ である。

相関係数の評価基準として広く用いられている Cohen 基準は、係数値 0.10, 0.30 及び 0.50 を、低位効果、中位効果及び高位効果の下限閾値に定めている(Cohen, 1988)。ただ、この基準は、0 次相関係数(zero-order correlation)、即ち、制御変数のない偏相関係数を念頭に設定されたものであり、通常多数の制御変数を用いる経済学分野の実証結果を評価する上ではいささか不適切である。そこで、Doucouliagos(2011)は、上記 Cohen 基準に代わる新基準として、企業レベルデータを用いた経営成果研究では、0.05, 0.10, 0.16 を、低位、中位、高位効果各々の下限閾値に提案している(Table 4, p. 14)¹⁰⁾。以下、次節以降のメタ分析においても、この Doucouliagos 基準に依拠して、所有変数効果サイズの評価を行う。

4. 抽出推定結果のメタ分析

Stanley and Doucouliagos(2012)に従えば、メタ分析は、(1)抽出推定結果のメタ統合(meta-synthesis)、(2)文献間異質性のメタ回帰分析(meta-regression analysis)、(3)公表バイアス(publication selection bias)の検証という、3つの手続きで構成される。メタ分析の最も基本的な目的は、問題となる事象(本研究の場合は、企業所有構造のパフォーマンス効果)について、既存文献の研究成果を総合することにより、その効果サイズを特定することにある。メタ統合は、この目的を直接叶える分析技術である。しかしながら、統合対象となる研究成果は、研究条件も精度も実に様々である。更に、公表されている研究成果は、発表媒体の編集者や査読者の選好及び研究者自身の恣意的な選別から決して自由ではない。従って、かかる文献間異質性(literature heterogeneity)や公表バイアス(publication selection bias)が、既存文献の研究成果に及ぼす影響を検証すること無く、メタ統合の結果を鵜呑みはできないというのが、メタ分析専門家の固いコンセンサスとなっている(岩崎, 2018)。そこで、筆者らも、上述の3段階手続きに則って、所有構造が、新興市場企業の経営成果に及ぼす効果の検証を行う¹¹⁾。以下、4.1項では、前節でその概要を述べた 4,425 抽出推定結果のメタ統合を行い、4.2項では、研究間異質性のメタ回帰分析を、4.3項では、公表バイアスの検証を順次試みる。

4.1 メタ統合

メタ統合に先立ち、抽出推定結果の分布を見ておこう。表 3 には、抽出推定結果の研究別・所有変数タイプ別記述統計量、平均値の t 検定及び Shapiro-Wilk 正規性検定の結果が、図 1 には、表 3 の分類に対応したカーネル推定密度が、それぞれ示されて

表3. 抽出推定結果の記述統計量, 平均値の t 検定及び正規性検定

	抽出数 (K)	平均値	中央値	標準偏差	最大値	最小値	平均値の t 検定 ¹⁾	Shapiro-Wilk 検定 (W) ²⁾
全研究								
国家所有変数	1589	-0.004	-0.002	0.118	0.743	-0.475	-1.456	0.830***
国内外部投資家所有変数	1204	0.021	0.017	0.094	0.555	-0.614	7.928***	0.913***
外国投資家所有変数	1338	0.040	0.012	0.093	0.555	-0.555	15.620***	0.849***
経営者所有変数	294	0.076	0.063	0.119	0.583	-0.259	10.905***	0.975***
EU 東欧研究								
国家所有変数	401	0.011	0.004	0.084	0.315	-0.297	2.579**	0.933***
国内外部投資家所有変数	744	0.014	0.012	0.078	0.353	-0.314	4.886***	0.935***
外国投資家所有変数	775	0.042	0.017	0.092	0.491	-0.307	12.998***	0.906***
経営者所有変数	85	0.024	0.017	0.104	0.556	-0.201	2.150**	0.894***
ロシア研究								
国家所有変数	213	-0.024	-0.024	0.061	0.148	-0.227	-5.630***	0.991***
国内外部投資家所有変数	279	0.040	0.047	0.108	0.337	-0.382	6.140***	0.973***
外国投資家所有変数	142	0.054	0.022	0.077	0.362	-0.109	8.327***	0.853***
経営者所有変数	160	0.111	0.151	0.113	0.331	-0.259	12.412***	0.937***
中国研究								
国家所有変数	975	-0.006	-0.002	0.137	0.743	-0.475	-1.435	0.815***
国内外部投資家所有変数	181	0.024	0.015	0.122	0.555	-0.614	2.632***	0.754***
外国投資家所有変数	421	0.029	0.006	0.099	0.555	-0.555	6.018***	0.702***
経営者所有変数	49	0.051	0.034	0.128	0.583	-0.253	2.803***	0.688***

注1) 帰無仮説: 平均が0.

2) 帰無仮説: データは正規分布に従う.

***: 1% 水準で有意, **: 5% 水準で有意.

出所) 筆者算定.

いる. 表3の通り, 全研究の国家所有変数推定結果の平均値と中央値は共に負である一方, 国内外部投資家及び外国投資家のそれは共に正であり, 標準理論の予想に合致している. 但し, 平均値の t 検定は, 国家所有変数について, 平均がゼロであるという帰無仮説を棄却できない. 従って, 東欧, ロシア, 中国3新興市場全体として, 経営成果に及ぼす国家所有の効果は, 負だが非常に微弱か又は無効果である可能性が高い. 残る経営者所有変数の平均値と中央値は共に正であり, 更に t 検定は, 帰無仮説を有意水準1%で強く棄却している. つまり, 新興市場企業の経営者所有は, 概して当該企業の経営成果に肯定的に作用するといえる. 但し, 表3の他の記述統計量や, 図1(a)のカーネル推定密度からも容易に理解できる通り, これら4種類の所有変数は, ゼロの近傍に抽出推定結果の多くが分布しているという意味で, 大変相似的であり, 従って, 4者間の効果サイズに目覚ましい差が顕在化しているとは言い難い.

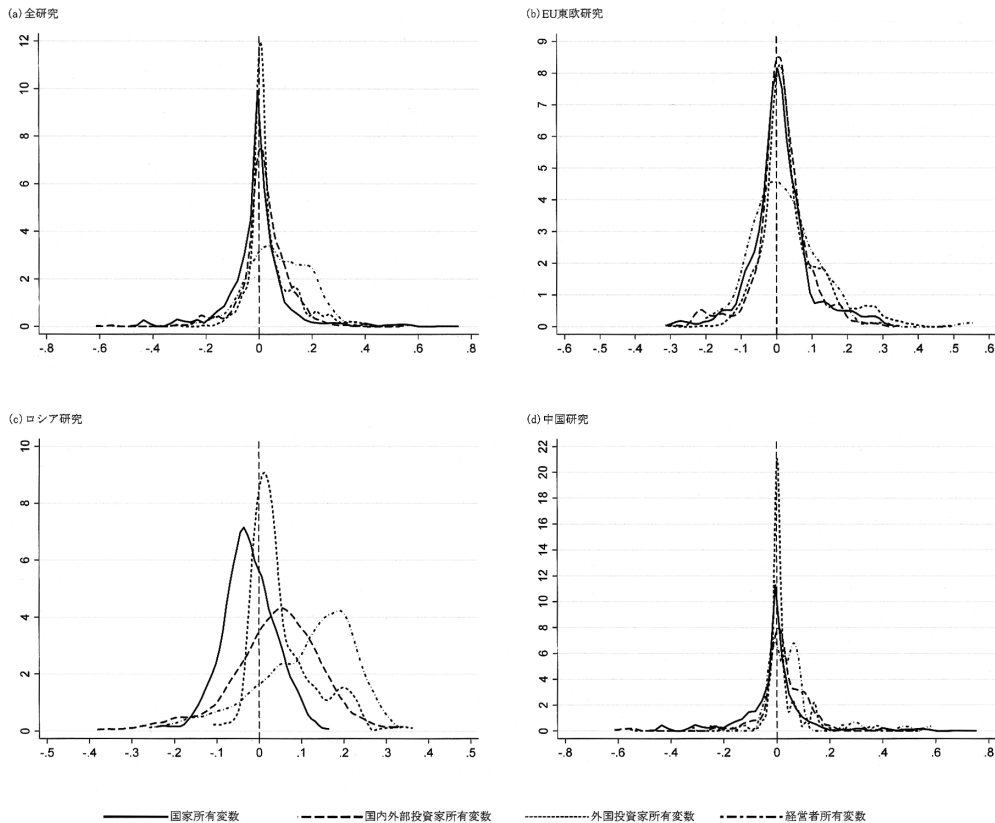
表3の研究別記述統計量や検定結果及び図1(b)から(d)の通り, 以上の傾向は, EU 東欧研究や中国研究にも総じて当てはまる. 但し, EU 東欧加盟国の国家所有は, 経営成果に対して正に影響する可

能性が示されている. 他方, ロシア研究から抽出した推定結果は, EU 東欧研究や中国研究との比較において, 所有変数タイプ間により顕著な分布の差が看取される. 即ち, ロシア研究の国家所有変数及び経営者所有変数は, それぞれ負及び正の方向により強く偏って分布しているのである.

以上を踏まえつつ, 抽出推定結果のメタ統合結果に目を転じよう. 表4には, 固定効果モデルと変量効果モデルを用いたメタ統合結果と共に, 研究間異質性の検証結果も併せて報告されている¹²⁾. 同表(b)の通り, 均質性の Q 検定は, 全16ケースについて, 帰無仮説を1%水準で棄却している. また, I^2 及び H^2 統計量も, 揃って研究間異質性の存在を強く示している. 従って, 以下では, 同表(a)に報告した変量効果モデルの推定値を, 統合効果サイズの参照値に採用する. 図2には, これら変量効果モデルの統合結果を用いて, 研究別に, 各種所有変数の効果サイズが図解的に比較されている.

全抽出推定結果を用いたメタ統合の諸結果は, 筆者らの予想に違わず, 新興市場企業における所有者としての国内外部投資家及び外国投資家の存在は, 当該企業の経営成果に正の効果とを及ぼすことを示している. 但し, その効果サイズは, Doucouliagos

図 1. 抽出推定結果のカーネル密度推定



注) 縦軸は推定密度, 横軸は変数値.
 出所) 筆者作成. 抽出推定結果の標本数及び記述統計量は, 表3を参照.

基準に照らして, 低位に満たない微弱なものである. 他方, 国家の企業所有効果は負だが, その統合値は, 統計的に有意にゼロとは異なるといえない. つまり, 国家所有の効果サイズは, 負だが微弱または無効果である. 残る経営者所有に関して, 本稿のメタ統合結果は, 新興市場におけるその効果は, 正でなおかつ低位の水準にあることを表している. 研究別の統合結果によると, EU 東欧加盟国においては, 国家及び経営者の効果サイズが共に微弱に正である点, ロシアでは, 経営者の自社保有は, 経営成果に中位に正の効果を発揮する点, 中国における経営者の所有効果も正ではあるが, その効果サイズは, EU 東欧加盟国と同様に, 低位の水準にも至らない点が, 全研究のメタ統合結果とは異なっている.

以上, 本項に報告したメタ統合結果は, 東欧, ロシア, 中国3新興市場全体としても, 特定の国や地域に焦点を絞った場合でも, 企業所有構造が経営成果に及ぼす効果の方向性は, 標準理論とかけ離れたものではないことを示した. 但し, その効果サイズは, ロシアの経営者所有が正に中位の水準にあるこ

とを唯一の例外として, 微弱または無効果であり, 従って, 新興市場企業の所有構造と経営成果の間のリンケージは, 総じて弱い可能性があることも同時に判明した. このような分析含意が, 所有変数タイプ以外の研究条件の差異, いわゆる「文献間異質性」を加味してもなお再現され得るのか否かを検討するのが, 次節に行うメタ回帰分析の課題である.

4.2 メタ回帰分析

メタ分析の第二段階として, 文献間異質性が選定文献の実証結果に及ぼす影響を, 偏相関係数を従属変数とする多変量回帰推定によって制御しつつ, タイプが異なる所有変数の効果サイズ上の違いを検証することが, 本項の目的である.

推定式の右辺に導入するメタ独立変数には, 所有変数タイプや偏相関係数の標準誤差に加えて, 所有変数のその他の形式や構造, 経営成果変数タイプ, 研究対象産業, 推定期間, データ形式, 推定量, 各種制御変数採用の有無の差異を表現する合計 22 種類の変数を採用した. 表5には, これらメタ独立変

表 4. 抽出推定結果のメタ統合

	抽出推定結果数 (K)	(a) メタ統合		(b) 研究間異質性の検証		
		固定効果モデル (漸近 z 値) ¹⁾	変量効果モデル (漸近 z 値) ¹⁾	均質性の Q 検定 (p 値) ²⁾	I ² 統計量 ³⁾	H ² 統計量 ⁴⁾
全研究						
国家所有変数	1589	0.002*** (16.18)	-0.001 (-0.29)	38678.55*** (0.00)	99.98	4296.62
国内外部投資家所有変数	1204	0.004*** (14.89)	0.020*** (9.61)	9139.77*** (0.00)	93.77	15.06
外国投資家所有変数	1338	0.006*** (48.97)	0.037*** (16.87)	62743.14*** (0.00)	99.98	4480.65
経営者所有変数	294	0.020*** (11.08)	0.067*** (10.47)	1578.58*** (0.00)	97.47	38.46
EU 東欧研究						
国家所有変数	401	-0.010*** (-16.46)	0.012*** (2.85)	7687.35*** (0.00)	99.88	853.15
国内外部投資家所有変数	744	0.013*** (22.53)	0.014*** (6.27)	3660.87*** (0.00)	84.46	5.43
外国投資家所有変数	775	0.020*** (59.05)	0.041*** (13.28)	24559.55*** (0.00)	99.94	1753.25
経営者所有変数	85	0.008*** (2.80)	0.015* (0.01)	379.76*** (0.00)	89.47	8.49
ロシア研究						
国家所有変数	213	-0.056*** (-52.91)	-0.029*** (-8.06)	747.20*** (0.00)	97.06	32.96
国内外部投資家所有変数	279	0.034*** (8.96)	0.039*** (6.39)	648.16*** (0.00)	99.38	161.04
外国投資家所有変数	142	0.031*** (72.34)	0.055*** (8.45)	10264.58*** (0.00)	99.93	1465.37
経営者所有変数	160	0.095*** (19.68)	0.110*** (12.88)	455.86*** (0.00)	96.27	25.82
中国研究						
国家所有変数	975	0.005*** (28.95)	-0.002 (-0.48)	26596.90*** (0.00)	99.88	804.97
国内外部投資家所有変数	181	0.001*** (3.97)	0.026*** (4.38)	4448.91*** (0.00)	99.78	443.89
外国投資家所有変数	421	0.001*** (4.74)	0.020*** (7.01)	21574.23*** (0.00)	99.64	279.18
経営者所有変数	49	0.008*** (2.97)	0.043*** (2.69)	461.75*** (0.00)	97.83	45.18

注 1) 帰無仮説：統合効果サイズが 0.

2) 帰無仮説：効果サイズが均質.

3) 0~100% の値を取る。値が大きいほど、研究間異質性の程度が大きいことを意味する。

4) 値が 0 であれば、均質的であることを意味する。

***: 1% 水準で有意, *: 10% 水準で有意.

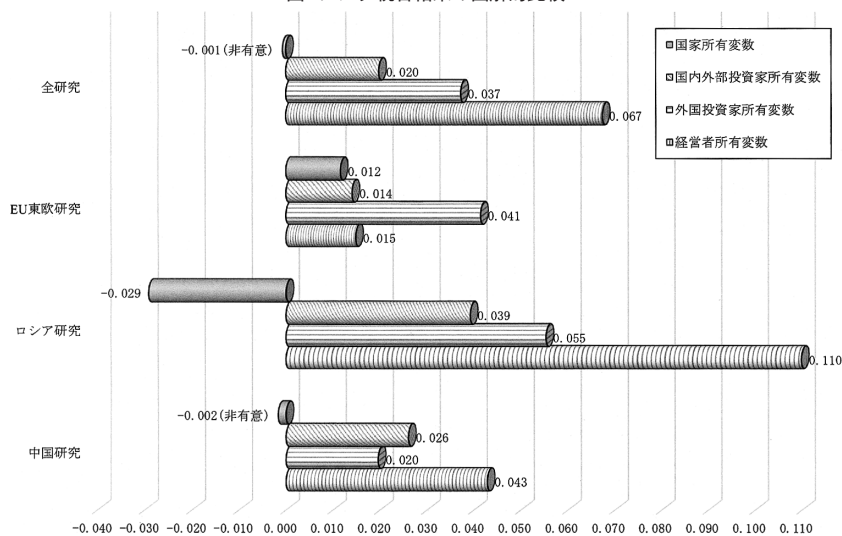
出所) 筆者推定.

数の名称、定義、全研究及び研究別の記述統計量が一覧されており、続く表 6 には、全 4,425 抽出推定結果を用いたメタ回帰モデルの推定結果が報告されている。表 6 の通り、推定結果は、推定量の違いに感受的(sensitive)である。そこで、全 7 モデル中 4 モデル又はそれ以上において、等しい符号を以て 10% 又はそれ以上の水準で有意に推定されたメタ独立変数を頑健と見なして、分析結果の解釈を行う。

上述の判定基準に従えば、表 6 の冒頭に示した所有変数タイプの中では、唯一外国投資家所有変数に対して、頑健な推定値が与えられている。事実、同変数の回帰係数は、7 モデル中 6 モデルで有意に正である。この結果を換言すれば、他の研究条件が一定である場合、外国投資家所有の偏相関係数で評価した効果サイズは、参照カテゴリーである国家所有

よりも、平均して 0.0140 から 0.0630 の範囲で、有意により大きいのである。一方、国内外部投資家所有変数及び経営者所有変数の回帰係数も、外国投資家所有変数と共に正だが、統計的に頑健ではない。つまり、他の研究条件の違いを加味すると、国内外部投資家及び経営者の所有効果には、国家のそれと統計的な差異が認められないのである。かかるメタ回帰分析の結果と、前節に報告した全研究のメタ統合結果とは、齟齬する点に留意が必要である。即ち、文献間異質性に分析的な考慮を払わない場合、経営成果に及ぼす所有効果という観点から、外国投資家は、経営者に劣後するものと判定されたが、一連の研究条件を同時制御すると、両者の立場が逆転するのである。つまり、後者の結果に依拠すれば、新興市場における外国投資家は、国家や国内外部投資家

図 2. メタ統合結果の図解的比較



出所) 表4の变量効果モデル統合値を用いて筆者作成。

は無論のこと、経営者にも優る所有効果を、投資先企業の経営成果に及ぼしているといえるのである。

表7には、研究対象国別の推定結果が示されている。同表の通り、異なる所有変数タイプ間の相互関係は、国によって大きく相違する。即ち、EU東欧加盟国では、全研究の推定結果と同様に、外国投資家の所有効果が、他3タイプの企業所有者と比較して、差は0.0290から0.0594と僅かであるものの、統計的に有意により大きい効果サイズを有していることが分かる。ロシアについては、いずれの民間企業所有者も、経営成果に及ぼす作用は、国家よりも正方向により大きく、なおかつ、外国投資家と経営者の影響度は、国内外部投資家のそれを凌駕する可能性が高いといえる。他方、中国の場合、4タイプの企業所有者の間に、統計的に頑健な差を一切認めることができない。EU東欧研究とロシア研究に関する表7の推定結果は、前述したメタ統合結果と整合的である一方、中国研究については、メタ回帰分析の結果とメタ統合結果に一定の相違が生じている。

以上に加えて、筆者らは、抽出推定結果を所有変数タイプ別に区分した推定も行い、特定の企業所有者について、異なる研究対象国・地域の間で、その効果サイズに有意な差が検出されるのか否かも検証してみた。その結果は、表8に報告されている。同表の通り、ロシア研究及び中国研究の推定結果を特定するメタ独立変数は、国家所有変数を対象とした推定結果(a)から経営者所有変数の(d)に至る全ての場合について、頑健に有意に推定されなかった。言い換えれば、特定国・地域[内]の異なる企業所有

者間の相互関係には、上述の通り、顕著な差異が存在する一方、特定企業所有者の経営成果への影響度について、国家[間]に注目すべき差は看取できないのである。新興市場研究の実証結果を吟味する上で、極めて興味深い分析結果であるといえよう¹³⁾。

4.3 公表バイアスの検証

本項では、メタ分析の最終段階として、公表バイアスの有無及び公表バイアスが存在する場合のその影響度、並びに真の効果の有無を検証する。

図3には、所有変数タイプ別に、抽出推定結果の漏斗プロットが示されている。同図の通り、いずれの場合においても、既存文献が報告する研究成果は、その全体として、ゼロを中心に、正負へ満遍なく分布し、なおかつ推定精度が高いほど、分布の幅がより狭まるという意味で、漏斗対称的な散布図を描き出している。但し、外国投資家所有変数については、正方向へのやや強い偏りが見られる。従って、漏斗プロットからは、この研究分野では、経営成果に対して正に強いインパクトをもたらすと多くの研究者が予想する外国投資家の所有効果を除けば、公表バイアスの可能性は低いとの判定が得られる。

国家所有変数について、公表バイアスの程度及び真の効果に関する証拠の存在を、FAT-PET-PEESE手続きで検証した結果が、表9に披露されている。同表(a)によれば、漏斗非対称性検定(FAT)は、5モデル中4モデルで、切片(γ_0)がゼロであるという帰無仮説を棄却していない。従って、図3(a)の漏斗プロットから得られた視覚的判断に

表 5. メタ回帰分析に用いる独立変数の変数名、定義及び記述統計量

変数名	定義	記述統計量							
		全研究		EU 東欧研究		ロシア研究		中国研究	
		平均	中央値	平均	中央値	平均	中央値	平均	中央値
国内外部投資家所有変数	国内外部投資家所有変数の推定結果 (=1), その他 (=0)	0.272	0	0.445	0.371	0	0.483	0.351	0
外国投資家所有変数	外国投資家所有変数の推定結果 (=1), その他 (=0)	0.302	0	0.459	0.387	0	0.487	0.179	0
経営者所有変数	経営者所有変数の推定結果 (=1), その他 (=0)	0.066	0	0.249	0.042	0	0.202	0.202	0
タミニ型所有変数	タミニ型所有変数の推定結果 (=1), その他 (=0)	0.567	1	0.496	0.549	1	0.498	0.539	1
ラグ所有変数	ラグ所有変数の推定結果 (=1), その他 (=0)	0.080	0	0.272	0.128	0	0.334	0.005	0
交差点を伴う推定	交差点を伴う推定結果 (=1), その他 (=0)	0.070	0	0.255	0.071	0	0.257	0.212	0
効率性指標	効率性を経営実績指標に採用した研究 (=1), その他 (=0)	0.181	0	0.385	0.255	0	0.436	0.244	0
生産性指標	生産性を経営実績指標に採用した研究 (=1), その他 (=0)	0.306	0	0.461	0.296	0	0.457	0.127	0
企業価値指標	企業価値を経営実績指標に採用した研究 (=1), その他 (=0)	0.125	0	0.330	0.119	0	0.324	0.135	0
経営再建指標	経営再建指標を経営実績指標に採用した研究 (=1), その他 (=0)	0.095	0	0.294	0.094	0	0.181	0.297	0
その他経営実績指標	先上/産出指標及び上記以外の指標を経営実績指標に採用した研究 (=1), その他 (=0)	0.133	0	0.340	0.059	0	0.236	0.011	0
鉱工業	鉱工業を研究対象産業とする研究 (=1), その他 (=0)	0.338	0	0.473	0.234	0	0.424	0.652	1
サービス業	サービス業を研究対象産業とする研究 (=1), その他 (=0)	0.113	0	0.317	0.031	0	0.174	0.030	0
推定期間平均年	推定に用いたデータの平均年度	1999.724	1999	5.215	1998.214	1997	5.125	1998.471	1996
推定期間年数	推定に用いたデータの年数	5.853	4	4.885	4.355	4	2.657	3.511	2
横断面データ	横断面データを用いた研究 (=1), その他 (=0)	0.423	0	0.494	0.337	0	0.473	0.668	1
OLS	最小二乗法推定量を利用した推定結果 (=1), その他 (=0)	0.644	1	0.479	0.533	1	0.499	0.730	1
IV/2SLS/3SLS	操作変数法, 二段階/三段階最小二乗法を利用した推定結果 (=1), その他 (=0)	0.092	0	0.290	0.112	0	0.315	0.150	0
所在地固定効果	分析対象企業所在地の固定効果を制御した推定結果 (=1), その他 (=0)	0.219	0	0.414	0.204	0	0.403	0.348	0
産業固定効果	分析対象企業所属産業の固定効果を制御した推定結果 (=1), その他 (=0)	0.452	0	0.499	0.568	1	0.496	0.626	1
時間固定効果	時間固定効果を制御した推定結果 (=1), その他 (=0)	0.038	0.034	0.030	0.034	0.032	0.024	0.058	0.063
標準誤差	個相関係数の標準誤差	0.179	0	0.384	—	—	—	—	—
ロシア研究	ロシアを研究対象とした推定結果 (=1), その他 (=0)	—	—	—	—	—	—	—	—
中国研究	中国を研究対象とした推定結果 (=1), その他 (=0)	0.367	0	0.482	—	—	—	—	—

出所) 筆者作成。

違わず, 新興市場研究全般について, 国家所有効果の推定結果に恣意的な操作が加えられている可能性は低いと判断できる. しかし, 公表バイアスが惹起していないからと言って, 公表された研究成果の中に, 真の効果に関する正真正銘の証拠があるとは限らない. 精度 = 効果検定 (PET) は, 5 モデル中 4 モデルが, 帰無仮説: $\gamma_1=0$ を棄却しないことにより, この研究領域の場合, それが真であることを示している. 加えて, 同表(b)の通り, 標準誤差を用いた精度 = 効果推定 (PEESE) の結果も, 非ゼロな公表バイアス修正効果サイズの生成に失敗している. これら一連の検定結果は, 国家所有効果に関する選定文献の研究成果が公表バイアスに侵されている恐れは低いものの, この事実にも関わらず, ゼロではない効果サイズの存在を示す正真正銘の実証的証拠は含まれていないと総括される.

表 10 には, 以上の分析結果に加えて, 全研究を対象とした残る 3 タイプの所有変数, 並びに研究対象国別に同様の FAT-PET-PEESE 手続きを行った結果が要約されている. この通り, 漏斗非対称性検定は, 全 16 ケース中 8 ケースで公表バイアスを検出した. ロシア研究や中国研究と比べて, EU 東欧研究は, 公表バイアスが生起する傾向がより強いと云える. 続く精度 = 効果検定は, 全 16 ケース中 4 ケースで, 真の効果に関する実証的証拠の存在を認めており, 更に, 標準誤差を用いた精度 = 効果推定法は, 当該 4 ケースの内, EU 東欧研究の国家所有変数とロシア研究の国家所有変数及び経営者所有変数について, 非ゼロな公表バイアス修正効果サイズの生成に成功している¹⁴⁾. この通り, 東欧, ロシア及び中国新興市場研究は, 企業所有構造が経営成果に及ぼす効果について, 一部の例外的ケースを除い

表 6. メタ回帰分析：全研究

推定量 ¹⁾	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [1/SE]	Cluster-robust WLS [d.f.]	Cluster-robust WLS [1/EST]	Multi-level mixed effects RML	Cluster-robust random-effects panel GLS	Cluster-robust fixed-effects panel LSDV
メタ独立変数(デフォルト・カテゴリ)/モデル	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6] ²⁾	[7] ³⁾
所有変数タイプ(国家所有変数)							
国内外部投資家所有変数	0.0186 (0.012)	0.0059 (0.006)	0.0059 (0.005)	0.0260 (0.016)	0.0009 (0.010)	0.0007 (0.010)	0.0001 (0.010)
外国投資家所有変数	0.0429*** (0.011)	0.0140* (0.008)	0.0030 (0.007)	0.0630*** (0.013)	0.0270*** (0.010)	0.0265** (0.010)	0.0246** (0.011)
経営者所有変数	0.0680** (0.031)	0.0342 (0.023)	0.0054 (0.016)	0.0410** (0.020)	0.0474 (0.033)	0.0472 (0.033)	0.0467*** (0.007)
その他所有変数の形式・構造							
ダミー型所有変数(所有比率変数)	-0.0091 (0.008)	-0.0104* (0.006)	-0.0167*** (0.004)	-0.0189 (0.013)	0.0011 (0.010)	0.0022 (0.010)	0.0071 (0.012)
ラグ変数(非ラグ変数)	0.0097 (0.013)	-0.0044 (0.009)	-0.0144* (0.009)	0.0015 (0.018)	-0.0084 (0.005)	-0.0093** (0.005)	-0.0128*** (0.003)
交差項同時推定(交差項無し)	-0.0063 (0.012)	0.0073 (0.014)	0.0050 (0.014)	-0.0095 (0.011)	-0.0265*** (0.010)	-0.0270*** (0.011)	-0.0275** (0.012)
経営成果変数タイプ(売上/産出指標)							
効率性指標	0.0075 (0.013)	0.0069 (0.010)	0.0095 (0.009)	0.0029 (0.015)	-0.0043 (0.010)	-0.0045 (0.010)	-0.0050 (0.011)
生産性指標	-0.0087 (0.013)	-0.0057 (0.009)	-0.0002 (0.007)	0.0045 (0.017)	-0.0137 (0.015)	-0.0139 (0.015)	-0.0149 (0.016)
企業価値指標	0.0266* (0.015)	0.0112 (0.013)	-0.0049 (0.010)	0.0138 (0.017)	-0.0110 (0.015)	-0.0119 (0.015)	-0.0144 (0.017)
経営再建指標	0.0054 (0.013)	-0.0184 (0.013)	-0.0260* (0.015)	-0.0234 (0.020)	-0.0197 (0.013)	-0.0196 (0.013)	-0.0191 (0.015)
その他経営実績指標	0.0295* (0.018)	0.0080 (0.009)	0.0092** (0.004)	0.0128 (0.023)	-0.0081 (0.013)	-0.0091 (0.013)	-0.0119 (0.015)
研究対象産業(広範囲)							
鉱工業	0.0026 (0.011)	0.0031 (0.009)	0.0090 (0.011)	-0.0040 (0.014)	-0.0047 (0.010)	-0.0045 (0.010)	-0.0005 (0.015)
サービス業	-0.0139 (0.026)	-0.0068 (0.010)	0.0020 (0.008)	0.0065 (0.041)	0.0004 (0.016)	0.0011 (0.015)	0.0040 (0.015)
推定期間							
推定期間平均年	-0.0023** (0.001)	-0.0030*** (0.001)	-0.0029*** (0.001)	-0.0015 (0.001)	-0.0017* (0.001)	-0.0016* (0.001)	-0.0007 (0.002)
推定年数	0.0013 (0.001)	0.0004 (0.001)	0.0001 (0.001)	0.0003 (0.002)	0.0000 (0.001)	0.0000 (0.001)	0.0003 (0.002)
データ形式(パネルデータ)							
横断面データ	0.0233 (0.015)	0.0201* (0.011)	0.0171 (0.019)	0.0163 (0.015)	0.0176 (0.011)	0.0181* (0.011)	0.0230** (0.011)
推定量							
OLS(OLS以外)	0.0025 (0.007)	-0.0048 (0.004)	-0.0048 (0.004)	0.0009 (0.010)	-0.0065 (0.004)	-0.0067 (0.004)	-0.0073 (0.005)
IV/2SLS/3SLS	0.0010 (0.008)	0.0011 (0.008)	0.0131 (0.010)	-0.0005 (0.011)	-0.0109* (0.006)	-0.0109* (0.007)	-0.0108 (0.007)
制御変数							
所在地固定効果	0.0169 (0.010)	0.0087 (0.007)	0.0042 (0.010)	0.0084 (0.016)	0.0040 (0.008)	0.0031 (0.007)	-0.0013 (0.008)
産業固定効果	-0.0038 (0.009)	-0.0059 (0.008)	-0.0043 (0.012)	0.0012 (0.012)	0.0048 (0.007)	0.0057 (0.007)	0.0098 (0.008)
時間固定効果	0.0121 (0.014)	0.0007 (0.007)	-0.0071 (0.005)	0.0151 (0.014)	0.0092 (0.011)	0.0083 (0.011)	-0.0033 (0.022)
偏相関係数標準誤差							
標準誤差	-0.0034 (0.177)		0.3230 (0.276)	0.5077 (0.454)	0.0925 (0.178)	0.0923 (0.183)	0.0521 (0.219)
切片	4.6231** (1.966)	5.9697*** (1.396)	5.8220*** (1.900)	2.8779 (2.346)	3.4833* (1.895)	3.3068* (1.946)	1.3739 (3.690)
K	4425	4425	4425	4425	4425	4425	4425
R ²	0.092	0.107	0.210	0.068	—	0.049	0.036

注 1) OLS：最小二乗法，WLS：加重最小二乗法(括弧内は推定に用いた分析的重み)，RML：制限付き最尤法，GLS：一般最小二乗法，LSDV：最小二乗ダミー推定法。

2) Breusch-Pagan 検定： $\chi^2=2362.90$, $p=0.000$

3) Hausman 検定： $\chi^2=13.94$, $p=0.903$

括弧内は，White の修正法による分散不均一性の下でも一貫性のある標準誤差。***：1% 水準で有意，**：5% 水準で有意，*：10% 水準で有意。OLS，WLS 及びパネル変数効果・固定効果推定に際しては，研究毎に抽出推定結果をクラスター化したクラスター法を採用している。

出所) 筆者推定。メタ独立変数の定義及び記述統計量は，表 5 を参照。

表7. メタ回帰分析：研究対象国別推定

(a) EU 東欧研究

推定量 ¹⁾	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [1/SE]	Cluster-robust WLS [d.f.]	Cluster-robust WLS [1/EST]	Multi-level mixed effects RML	Cluster-robust random-effects panel GLS	Cluster-robust fixed-effects panel LSDV
メタ独立変数(デフォルト・カテゴリ)/モデル	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6] ²⁾	[7] ³⁾
所有変数タイプ(国家所有変数)							
国内外部投資家所有変数	-0.0010 (0.013)	0.0015 (0.009)	0.0122* (0.007)	0.0157 (0.014)	0.0014 (0.015)	0.0014 (0.015)	0.0016 (0.016)
外国投資家所有変数	0.0369*** (0.011)	0.0313*** (0.008)	0.0293*** (0.009)	0.0594*** (0.015)	0.0306*** (0.010)	0.0306*** (0.010)	0.0290*** (0.011)
経営者所有変数	0.0088 (0.019)	0.0127 (0.015)	0.0137 (0.011)	0.0300 (0.020)	-0.0072 (0.016)	-0.0071 (0.016)	-0.0092 (0.017)
他の研究条件及び切片	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
K	2005	2005	2005	2005	2005	2005	2005
R ²	0.152	0.214	0.312	0.175	—	0.081	0.035

(b) ロシア研究

推定量 ¹⁾	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [1/SE]	Cluster-robust WLS [d.f.]	Cluster-robust WLS [1/EST]	Multi-level mixed effects RML	Cluster-robust random-effects panel GLS	Cluster-robust fixed-effects panel LSDV
メタ独立変数(デフォルト・カテゴリ)/モデル	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]	[13] ⁴⁾	[14] ⁵⁾
所有変数タイプ(国家所有変数)							
国内外部投資家所有変数	0.0489*** (0.015)	0.0490*** (0.014)	0.0585** (0.023)	0.0497** (0.018)	0.0195** (0.010)	0.0194** (0.010)	0.0156* (0.009)
外国投資家所有変数	0.0787*** (0.029)	0.1133*** (0.027)	0.1386*** (0.033)	0.1070*** (0.034)	0.0524** (0.026)	0.0523* (0.027)	0.0440 (0.029)
経営者所有変数	0.1199** (0.048)	0.1255*** (0.045)	0.1345*** (0.042)	0.0270 (0.028)	0.0942** (0.046)	0.0942** (0.046)	0.0923* (0.046)
他の研究条件及び切片	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
K	794	794	794	794	794	794	794
R ²	0.246	0.376	0.676	0.254	—	0.155	0.041

(c) 中国研究

推定量 ¹⁾	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [1/SE]	Cluster-robust WLS [d.f.]	Cluster-robust WLS [1/EST]	Multi-level mixed effects RML	Cluster-robust random-effects panel GLS	Cluster-robust fixed-effects panel LSDV
メタ独立変数(デフォルト・カテゴリ)/モデル	[15]	[16]	[17]	[18]	[19]	[20] ⁶⁾	[21] ⁷⁾
所有変数タイプ(国家所有変数)							
国内外部投資家所有変数	0.0242 (0.015)	0.0095 (0.006)	0.0053 (0.005)	0.0147 (0.031)	0.0049 (0.011)	0.0044 (0.011)	0.0036 (0.011)
外国投資家所有変数	0.0325* (0.019)	0.0004 (0.007)	-0.0015 (0.009)	0.0407 (0.027)	0.0193 (0.018)	0.0188 (0.018)	0.0182 (0.018)
経営者所有変数	0.0480 (0.030)	0.0048 (0.023)	-0.0298 (0.023)	0.0484 (0.034)	0.0327* (0.018)	0.0324* (0.018)	0.0320* (0.019)
他の研究条件及び切片	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
K	1626	1626	1626	1626	1626	1626	1626
R ²	0.081	0.144	0.406	0.066	—	0.022	0.004

注1) OLS：最小二乗法，WLS：加重最小二乗法(括弧内は推定に用いた分析的重み)，RML：制限付き最尤法，GLS：一般最小二乗法，LSDV：最小二乗ダミー推定法。

2) Breusch-Pagan 検定： $\chi^2=813.68$, $p=0.000$

3) Hausman 検定： $\chi^2=26.85$, $p=0.217$

4) Breusch-Pagan 検定： $\chi^2=49.32$, $p=0.000$

5) Hausman 検定： $\chi^2=31.21$, $p=0.038$

6) Breusch-Pagan 検定： $\chi^2=583.14$, $p=0.000$

7) Hausman 検定： $\chi^2=6.87$, $p=0.976$

括弧内は，White の修正法による分散不均一性の下でも一致性のある標準誤差。***：1%水準で有意，**：5%水準で有意，*：10%水準で有意。OLS，WLS及びパネル変量効果・固定効果推定に際しては，研究毎に抽出推定結果をクラスター化したクラスター法を採用している。

出所) 筆者推定。メタ独立変数の定義及び記述統計量は，表5を参照。

表 8. メタ回帰分析：所有変数タイプ別推定

(a) 国家所有変数

推定量 ¹⁾	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [1/SE]	Cluster-robust WLS [d.f.]	Cluster-robust WLS [1/EST]	Multi-level mixed effects RML	Cluster-robust random-effects panel GLS
メタ独立変数(デフォルト・カテゴリ)/モデル	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6] ²⁾
研究対象国(EU 東欧研究)						
ロシア研究	-0.0324** (0.015)	-0.0545*** (0.014)	-0.0702*** (0.013)	-0.0477 (0.035)	-0.0347 (0.022)	-0.0344 (0.023)
中国研究	-0.0332 (0.024)	-0.0140 (0.013)	-0.0077 (0.012)	-0.0051 (0.029)	-0.0007 (0.021)	0.0017 (0.022)
他の研究条件及び切片	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
K	1589	1589	1589	1589	1589	1589
R ²	0.095	0.131	0.355	0.056	—	0.013

(b) 国内外部投資家所有変数

推定量 ¹⁾	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [1/SE]	Cluster-robust WLS [d.f.]	Cluster-robust WLS [1/EST]	Multi-level mixed effects RML	Cluster-robust random-effects panel GLS
メタ独立変数(デフォルト・カテゴリ)/モデル	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12] ³⁾
研究対象国(EU 東欧研究)						
ロシア研究	0.0190 (0.024)	0.0127 (0.021)	0.0001 (0.030)	0.0195 (0.022)	0.0196 (0.023)	0.0153 (0.025)
中国研究	-0.0072 (0.020)	-0.0024 (0.013)	0.0036 (0.010)	-0.0038 (0.021)	-0.0168 (0.019)	-0.0283 (0.023)
他の研究条件及び切片	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
K	1204	1204	1204	1204	1204	1204
R ²	0.051	0.088	0.454	0.057	—	0.028

(c) 外国投資家所有変数

推定量 ¹⁾	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [1/SE]	Cluster-robust WLS [d.f.]	Cluster-robust WLS [1/EST]	Multi-level mixed effects RML	Cluster-robust random-effects panel GLS
メタ独立変数(デフォルト・カテゴリ)/モデル	[13]	[14]	[15]	[16]	[17]	[18] ⁴⁾
研究対象国(EU 東欧研究)						
ロシア研究	0.0312 (0.020)	0.0182 (0.018)	0.0172 (0.013)	0.0367 (0.023)	-0.0273*** (0.009)	-0.0272*** (0.010)
中国研究	-0.0063 (0.017)	-0.0132 (0.015)	-0.0116 (0.013)	-0.0115 (0.019)	-0.0097 (0.018)	-0.0097 (0.018)
他の研究条件及び切片	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
K	1338	1338	1338	1338	1338	1338
R ²	0.136	0.211	0.409	0.136	—	0.049

(d) 経営者所有変数

推定量 ¹⁾	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [1/SE]	Cluster-robust WLS [d.f.]	Cluster-robust WLS [1/EST]	Multi-level mixed effects RML	Cluster-robust random-effects panel GLS
メタ独立変数(デフォルト・カテゴリ)/モデル	[19]	[20]	[21]	[22]	[23]	[24] ⁵⁾
研究対象国(EU 東欧研究)						
ロシア研究	0.0427 (0.053)	0.0830* (0.044)	0.0956** (0.047)	-0.0342 (0.064)	0.0124 (0.065)	0.0124 (0.072)
中国研究	0.0255 (0.036)	-0.0028 (0.027)	-0.0110 (0.030)	0.0173 (0.041)	0.0512 (0.032)	0.0522 (0.034)
他の研究条件及び切片	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
K	294	294	294	294	294	294
R ²	0.397	0.400	0.448	0.467	—	0.259

注 1) OLS：最小二乗法，WLS：加重最小二乗法(括弧内は推定に用いた分析的重み)，RML：制限付き最尤法，GLS：一般最小二乗法。

2) Breusch-Pagan 検定： $\chi^2=1136.93$, $p=0.000$

3) Breusch-Pagan 検定： $\chi^2=64.91$, $p=0.000$

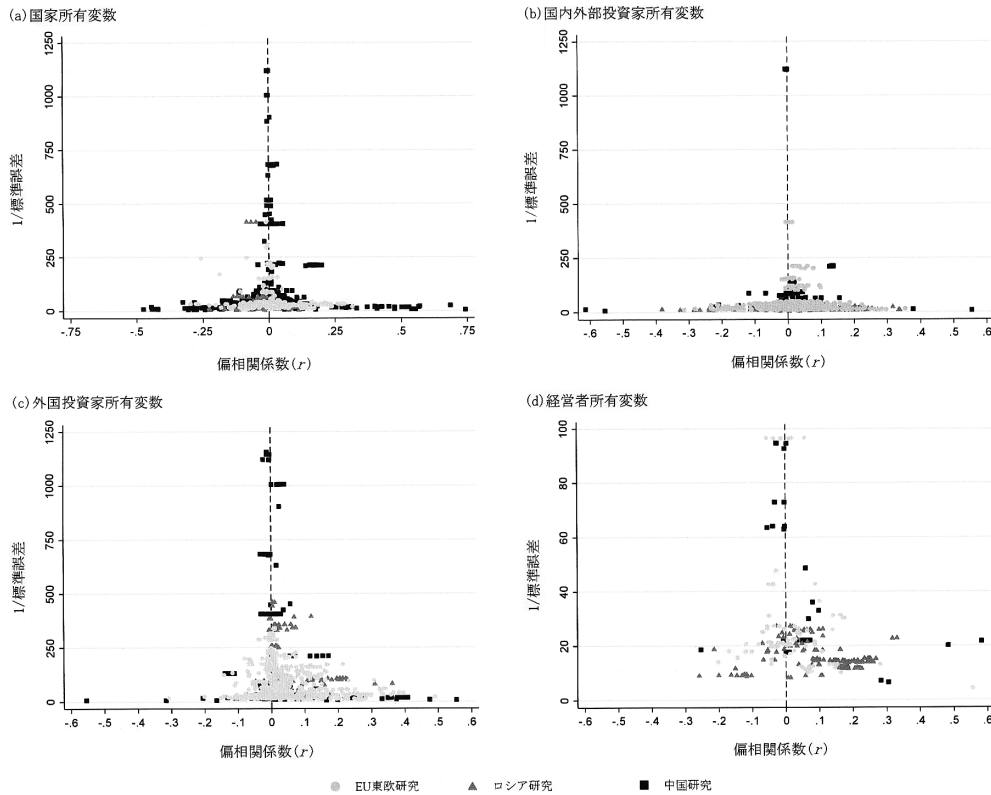
4) Breusch-Pagan 検定： $\chi^2=1338.53$, $p=0.000$

5) Breusch-Pagan 検定： $\chi^2=46.78$, $p=0.000$

括弧内は，White の修正法による分散不均一性の下でも一貫性のある標準誤差。***：1% 水準で有意，**：5% 水準で有意，*：10% 水準で有意。OLS，WLS 及びパネル変数効果・固定効果推定に際しては，研究毎に抽出推定結果をクラスター化したクラスター法を採用している。

出所) 筆者推定。メタ独立変数の定義及び記述統計量は，表 5 を参照。

図3. 抽出推定結果の漏斗プロット



出所) 筆者作成。抽出推定結果の標本数及び記述統計量は、表3を参照。

て、その真の効果をも特定するほどには、実証的成果を蓄積していないことが明らかになった。従って、本節のメタ統合及びメタ回帰分析の諸結果に基づいて、これらの国々の企業所有構造と経営成果の因果関係を論じるには、一定の留保が付されているといえよう。

5. おわりに

本稿において筆者らは、新興市場の中核たる東欧、ロシア及び中国の企業所有構造が、経営成果にもたらす影響を解明すべく、先行研究 204 点から抽出した総計 4,425 推定結果を用いた大規模メタ比較分析を試みた。第4節で行ったメタ統合及び公表バイアス検証結果に基づいて、これら新興市場全体及び国別に、国家、国内外部投資家、外国投資家及び経営者それぞれの所有効果を評価した結果が、表11に要約されている。同表は、精度＝効果検定(PET)によって、抽出推定結果の中に真の効果に関する真正銘な実証的証拠の存在が認められ、なおかつ標準誤差を用いた精度＝効果推定法(PEESE)により、非ゼロな公表バイアス修正効果サイズが生成された

場合は、その結果を、一方、制度＝効果検定(PET)が真の効果に関する証拠の存在を認めないか、もしくは、標準誤差を用いた精度＝効果推定法(PEESE)が、公表バイアス修正効果サイズの生成に失敗した場合は、変量効果モデルを用いたメタ統合の結果に依拠している。

表11によれば、国家所有は、新興市場全域においても、また、分析対象をEU東欧加盟国、ロシア、中国のいずれに絞った場合も、経営成果に対して等しく負に作用する。他方、国内外部投資家及び外国投資家の出資者としてのプレゼンスは、投資先企業の経営成果に肯定的な作用を及ぼす。これら一連の分析結果は、標準理論及び筆者らの予想に一致している。但し、ロシアの外国投資家所有を唯一の例外として、国家及び外部投資家の所有効果サイズは、Doucouliagos基準に照らして微弱な水準に留まる。一方、アライメント仮説とエントレンチメント仮説の真っ向からの対立故に、効果の方向性を予測することが困難な経営者所有について、本稿のメタ分析は、新興市場における経営者の自社保有は、筆者らの仮説に違わず、当該企業の経営成果に正に作用す

表 9. 国家所有変数の公表バイアス及び真の効果の有無に関するメタ回帰分析：全研究

(a) FAT-PET 検定(推定式： $t = \gamma_0 + \gamma_1(1/SE) + \varepsilon$)

推定量 ¹⁾	OLS	Cluster-robust OLS	Multi-level mixed effects RML	Cluster-robust random-effects panel GLS	Cluster-robust fixed-effects panel LSDV
モデル	[1]	[2]	[3]	[4] ²⁾	[5] ³⁾
切片(FAT： $H_0 : \gamma_0 = 0$)	-0.0495 (0.100)	-0.0495 (0.274)	0.2359 (0.448)	0.2326 (0.453)	0.5297* (0.296)
1/SE(PET： $H_0 : \gamma_1 = 0$)	0.0026* (0.001)	0.0026 (0.004)	-0.0042 (0.003)	-0.0042 (0.003)	-0.0046 (0.004)
K	1589	1589	1589	1589	1589
R ²	0.006	0.006	—	0.006	0.006

(b) PEESE 法(推定式： $t = \gamma_0 SE + \gamma_1(1/SE) + \varepsilon$)

推定量 ¹⁾	OLS	Cluster-robust OLS	Multi-level mixed effects RML	Random-effects panel ML	Population-averaged panel GEE
モデル	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]
SE	-2.9734** (1.397)	-2.9734 (4.105)	1.8246 (4.863)	1.8246 (5.315)	1.7124 (2.894)
1/SE($H_0 : \gamma_1 = 0$)	0.0025* (0.001)	0.0025 (0.004)	-0.0039 (0.003)	-0.0039*** (0.001)	-0.0014 (0.003)
K	1589	1589	1589	1589	1589
R ²	0.008	0.008	—	—	—

注 1) OLS：最小二乗法、RML：制限付き最尤法、GLS：一般最小二乗法、LSDV：最小二乗ダミー推定法、ML：最尤法、GEE：一般化推定方程式法。

2) Breusch-Pagan 検定： $\chi^2 = 1070.94, p = 0.000$

3) Hausman 検定： $\chi^2 = 0.27, p = 0.603$

括弧内は、標準誤差。モデル[9]を除き、White の修正法による分散不均一性の下でも一致性のある標準誤差を報告している。

***：1%水準で有意、**：5%水準で有意、*：10%水準で有意。

出所) 筆者推定。

る可能性が高いことを示唆した。とりわけ、ロシアにおける経営者所有の効果サイズは、民間外部投資家のそれを大きく上回る中位の水準にあり、なおかつそれが真正銘の事実発見である点は特筆に値する¹⁵⁾。

新興市場諸国においては、市場経済を標榜する体制転換や経済開放の進捗に伴い、標準理論が想定する企業所有と経営成果の関係が成立しつつあるように見える。とりわけ、EUの東方拡大、経済活動のグローバル化、並びにかかる国際的潮流を支える一連の技術革新は、これらの国々の企業をして、その経営活動を国際標準に適合せしめる強力なドライビング・フォースとして機能しているように思われる。それにもかかわらず、本稿の分析結果は、3つの国や地域の独自性と比較研究の意義を色濃く描き出している(Åslund, 2013)。事実、EU東欧加盟国は、社会経済システムの欧州化により実現された強い法の支配、民主主義の保障、汚職抑制力の高さに特徴付けられる制度形成面で、ロシアや中国とは明らかな質的差異を生み出している。少なくとも、国際機

関による政治経済制度の成熟度や経済活動の自由度などの評価に依拠すると、もはやEU東欧加盟諸国は、不完全な市場経済を示唆する移行経済の域を脱していると言えそうであり、企業経営への影響力という観点からの異なる所有者タイプ間のいわば「平準化」は、そのような制度的状況の顕れと解せるかもしれない。これに対して、ロシアでは、公正・自由な企業活動を保障する諸前提は未だ部分的な成立段階に留まり、権威主義的な国家が、国内企業の経営成果に影響する余地が相対的に大きい。かかる不透明性の下で、同国の国内投資家は、委縮ないし出資先企業の経営活動に十分な発言力を発揮できない一方、会社経営に係る情報非対称性から自由な経営者や、練達な投資経験や高いアドバイザー能力を有する外国投資家は、自社企業の経営成果に対して、相対的に強い影響力を保持しているのかもしれない。一方の中国では、共産党一党支配体制が堅固に維持されている状況の下で、企業経営への政府や党の政治的介入は不可避であり、従って、中国企業の経営成果を論じる場合は、誰が企業所有

表 10. 公表バイアス及び真の効果の有無に関するメタ回帰分析結果要約

所有変数タイプ	検定結果 ¹⁾		
	漏斗非対称性検定 (FAT: $H_0: \gamma_0=0$)	精度=効果検定 (PET: $H_0: \gamma_1=0$)	標準偏差を用いた 精度=効果推定法 (PEESE: $H_0: \gamma_1=0$) ²⁾
全研究			
国家所有変数	帰無仮説受容	帰無仮説受容	帰無仮説受容
国内外部投資家所有変数	帰無仮説棄却	帰無仮説受容	帰無仮説受容
外国投資家所有変数	帰無仮説棄却	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (0.0058/0.0111)
経営者所有変数	帰無仮説棄却	帰無仮説受容	帰無仮説受容
EU 東欧研究			
国家所有変数	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (-0.0267/-0.0152)
国内外部投資家所有変数	帰無仮説棄却	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (0.0081/0.0133)
外国投資家所有変数	帰無仮説棄却	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (0.0139/0.0181)
経営者所有変数	帰無仮説受容	帰無仮説受容	帰無仮説受容
ロシア研究			
国家所有変数	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (-0.0594/-0.0579)
国内外部投資家所有変数	帰無仮説受容	帰無仮説受容	帰無仮説受容
外国投資家所有変数	帰無仮説受容	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (0.0288/0.0304)
経営者所有変数	帰無仮説受容	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (0.0556/0.1322)
中国研究			
国家所有変数	帰無仮説受容	帰無仮説受容	帰無仮説受容
国内外部投資家所有変数	帰無仮説受容	帰無仮説受容	帰無仮説受容
外国投資家所有変数	帰無仮説受容	帰無仮説受容	帰無仮説受容
経営者所有変数	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却	帰無仮説受容

注 1) 5 検定結果中 3 ケース以上で帰無仮説が棄却された場合は、帰無仮説棄却と判定し、逆に、3 ケース以上で帰無仮説が受容された場合は、帰無仮説受容と判定している。

2) 括弧内の数値は、公表バイアス修正効果サイズの PEESE 法推定値であり、2 種類の推定値が報告されている場合は、その最小値と最大値を意味する。

出所) 筆者推定。抽出推定結果の標本数及び記述統計量は、表 3 を参照。

表 11. 企業所有構造のパフォーマンス効果に関するメタ分析結果

所有タイプ	全新興市場	EU 東欧加盟国	ロシア	中国
国家所有	<-	-	-	<-
国内外部投資家所有	<+	<+	<+	<+
外国投資家所有	<+	<+	<++	<+
経営者所有	<++	<+	+++	<+

注) +: Doucouliagos (2011) の基準 (Small: 0.05, Moderate: 0.10, Large: 0.16) に照らして微弱な正の効果, ++: 低位の正の効果, +++: 中位の正の効果, -: 微弱な負の効果, <): 既存研究に真正正銘の証拠の存在が認められない。

出所) 表 4 及び表 10 に基づき筆者作成。

者であるかという点よりも、むしろ如何にして政府や党の介入と企業経営を両立させるのがより重要な問題なのかもしれない。この課題に対して、経営者、国内外部投資家、外国投資家のいずれもが、等しく有効な対応策を見出しはならず、かかる状況が、本稿のメタ分析結果に反映されている可能性は否定できない。

いずれにせよ、新興市場企業の所有構造と経営成果の関係を考察する上で、先進国研究によって培われた標準理論は一定の有効性を有していることが、本稿のメタ分析結果によって実証された。但し、表 11 の通り、推定された効果サイズは総じて微弱であり、経営成果への影響度という点で、国家、外部投資家、経営者の間に、顕著な差を認めることはで

きない。この点は、表6及び表7に報告したメタ回帰分析の諸結果において、所有変数タイプの違いを捉えるメタ独立変数が、ロシア研究を除いて、殆ど有意に推定されなかった結果にも明確に反映されている。

新興市場企業の所有構造と経営成果の間の結びつきがこれほどにも弱いという本稿のメタ分析結果を、我々はどう理解すべきなのであろうか？この観点から、次の5点を指摘しておきたい。

第1に、本稿のメタ分析は、1985年から2017年の33年間をカバーしているが、この長さに互る期間を通して、企業所有構造と経営成果の関係は、常に同じ方向に変化したわけではないのかもしれない。東欧やロシアでは、移行当初の1990年代は、政治的混乱や短期の生き残りに対する国家の配慮や介入も働き、なおかつ、新しい企業所有者の会社経営に対する理解度の低さも相俟って、企業統治は不完全なものとなり、従って、企業価値や収益の最大化は、経営者はおろか、企業所有者の第一目的にすら必ずしも位置付けられなかったと指摘されている(Åslund, 2013)。しかし、2000年代のEU東方拡大やグローバル化の進展に伴い、東欧諸国やロシアの法制度と先進モデルとの調和が進み、企業統治も大いに革新された。本稿のメタ分析が対象とした先行研究の実証結果には、かかる歴史的潮流のダイナミックな変化が反映されている可能性は否定できない¹⁶⁾。同様の傾向は、紆余曲折の体制転換プロセスを経験した中国の企業研究にも見出され得るかもしれない。

第2に、第2節で考察した通り、EU東欧加盟国、ロシア、中国のいずれにおいても、会社法の整備と企業改革は著しく進展したにもかかわらず、これらの国々の企業統治メカニズムは、依然として十分に健全なものではない可能性が排除できない。とりわけ、私的所有権制度の法的実効性(legal enforcement)は、問題含みである恐れが高い。事実、EU東欧加盟国においても、出資者の権利保護に資するといわれる会社経営の情報開示に対して、経営者は総じて消極的であると指摘されている。彼らの間には、情報開示を、資金調達コストを引き下げる手段としてよりも、経営コストの一種と見なす傾向が強いのである(Berglöf and Pajuste, 2005)。更に、近年、政治の脱民主化やポピュリズム化が進むハンガリーやポーランド等の国々では、規制者としての政策当局の中立性が揺らぎ、企業経営への政治介入のリスクが高まっている。このことも、EU東欧加盟

国企業の経営者と所有者の関係に否定的な影響をもたらしている可能性が高い。この観点からのロシアの事情はさらに厳しい。2000年代に行われた一連の法改正まで、少数派株主の権利保護は実に貧弱であり、なおかつ、法制度の不備に起因する経営者による株主の軽視や企業資産の不正な乗っ取りが、2000年代にも公然と繰り返された(溝端, 2011)。実際、「レイド」と呼ばれる企業乗っ取りは、「法執行者や裁判所が存在するにもかかわらず、法律のごまかしや歪みを含めた手段を用いた事業資産の取得」(Hanson, 2014, p. 3)を意味し、そこには明らかに違法な暴力行為も含まれ、関係者の所有権はいとも簡単に侵害されている。一方の中国では、国有企業は、「共産党によって領導され、支配を受ける、世界的に見ても特殊なタイプの国有企業」(中屋, 2019, p. 45)であり、株式会社制度が公式に導入され、企業統治が法制化されても、国有企業が共産党の領導にあるという基本枠組みに変化はなく、加えて、民間や外資企業も、このスキームとは決して無縁ではない。こうした特殊な制度環境下において、中国の企業統治メカニズムが、国際標準から見て「健全」といえる水準の機能を果たす保障はない¹⁷⁾。

第3に、資本市場の未発達さも、新興市場諸国における所有構造と経営成果の因果関係を弱める要因となり得る。東欧における資本市場の不安定さは、世界経済危機の打撃により露見した(Marner, 2010)。ロシアの資本市場は、基幹産業の国家独占や金融機関の経営基盤の脆弱性を背景に、高い政治リスクと不安定性をその特徴としている(Fox and Heller, 2006; Kuznetsov *et al.*, 2011)。中国証券市場も、上場企業における国家の支配株主としての圧倒的存在故に、資本市場としての機能を十分には果たしていない。これら新興市場諸国における資本市場の低位性は、World Economic Forum(2019)も強調するところである。東欧、ロシア、中国のいずれにも共通する資本市場の未発達さが、企業経営者に対する出資者の発言力を阻害している恐れは低くない。

第4に、大衆私有化を経験した東欧やロシアにおいて、一般従業員が強力なステークホルダーとなった事実は、いまま所有と経営の関係に一定の悪影響をもたらしている可能性が否定できない。東欧における一般従業員の「ボイス」は根強いものがあり、彼らと政府や経営者との間には、配分をめぐる一種の「合意」が成立している(Iankova, 2002)。一般従業員が、実権を持つステークホルダーとして振舞う限り、経営者にとっても、企業の抜本的なリス

トラや経営効率の追求は、必ずしも会社経営上の最優先課題とはなり得ない。従業員は、生存のコストを企業に求め、一方の経営者は、彼らとの暗黙の約束を果たさなければ、会社を維持することはできないのである(Fox and Heller, 2006)。従業員との約束を反故にして、出資者の利害に沿った経営成果の最大化に踏み切るには、従業員と結託関係にない者が経営者の座に就くか、または、なんらかの手段で、従業員より、強力なステークホルダーとしての地位を剥奪する必要がある。このプロセスは、経営者と一般従業員双方の世代交代を必要とするものであり、一朝一夕には解決しがたい問題である。

そして第5に、新興市場諸国における企業統治メカニズムの作動にとって、人々の心理的な障壁や行動慣習の影響も無視できない問題であるかもしれない。東欧の人々は、市場経済化は必要であり、長期的には生活水準の向上を導くことをよく理解しているが、しかし同時に、市場経済への移行は、短期的には失業を含めた大きな社会的犠牲を伴うとも考えており、従って、企業経営は、企業価値や利潤の最大化を通じた出資者への貢献としてよりも、むしろ社会的に受け入れられるものでなければならなかった(Frydman and Rapaczynski, 1994)。他方、ロシアには、法ニヒリズムや法の意義を軽視する文化というものが存在し(Kurkchian, 2012)、これを背景にして、私的所有権の侵害・濫用が横行し続けている。エージェンシー関係にも、歴史的に形成された倫理が働きる。例えば、中国では、不確実な取引関係の中で、企業経営者に出資分を請負・委託する「包」の倫理が存在し、それが、欧米諸国とは異なるプリンシパル・エージェンシー関係を、中国企業に醸成していると指摘されている(加藤, 2013; 渡邊, 2018)¹⁸⁾。このような新興市場諸国に特異な社会的価値観、文化及び倫理感が、国内企業の経営活動に強い影響を及ぼし続けているとすれば、それは、国際標準的な意味での、健全な企業統治メカニズムの実現にとって大きな障害となり得る。

以上の研究含意は、しかしながら、既存文献の研究成果に、企業所有構造と経営成果の因果関係に関する真正正銘の実証的証拠が大きく欠如している結果、一定の留保条件を付さざるを得ない。新興市場企業の経営組織と経営成果に関する真の実態把握に向けて、更なる研究の推進を望みたい。

(一橋大学経済研究所・
富山大学極東地域研究センター・
京都大学経済研究所)

補論 本稿のメタ分析方法について

この補論では、本稿で採用したメタ分析方法を概説する。メタ分析のより広範かつ詳細な解説は、Borenstein *et al.* (2009) や Stanley and Doucouliagos (2012) を、適宜参照されたい。

A.1 推定結果のメタ統合

偏相関係数は、以下の方法で統合する。いま、第 k 推定結果の偏相関係数 r_k に対応する母数及び標準誤差を各々 θ_k 及び s_k で表す。ここで、各偏相関係数の母数は共通であり ($\theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_K = \theta$)、その差は、専ら偶然誤差として生じると仮定すれば、観測不能な真の母数 θ の漸近的有効推定量は、各観測値の分散の逆数を重みとした加重平均となる。即ち、

$$\bar{R} = \frac{\sum_{k=1}^K w_k r_k}{\sum_{k=1}^K w_k} \quad (1)$$

但し、 $w_k = 1/v_k$, $v_k = s_k^2$ である。統合偏相関係数 \bar{R} の分散は、 $1/\sum_{k=1}^K w_k$ となる。

この統合法は、固定効果モデルと呼ばれるものである。以下、固定効果モデルの推定値を、 \bar{R}_f で表す。偏相関係数の統合法として、この固定効果モデルを利用するためには、抽出した推定結果が均質であるという条件が満たされていなければならない。そこで、カイ二乗分布に従う次の統計量で均質性の検定を行う。

$$Q_r = \sum_{k=1}^K w_k (r_k - \bar{R}_f)^2 \sim \chi^2(K-1) \quad (2)$$

統計量 Q_r が棄却限界を超えれば、帰無仮説は棄却される。その場合は、推定結果間には無視できない異質性が存在することを許容した上で、その偏りは、平均0分散 τ^2 の確率変数に従うと仮定する変量効果モデルを採用する。いま、推定結果間の偏りを δ_θ^2 とすれば、第 k 偏相関係数の無条件分散は、 $v_k^* = (v_k + \delta_\theta^2)$ で表される。そこで、変量効果モデルは、重み w_k の代わりに、重み $w_k^* = 1/v_k^*$ を(2)式に代入して母数 θ を推定する¹⁹⁾。分散成分にはモーメント法の推定値を用いる。それは、均質性の検定統計量 Q_r を用いた次式

$$\hat{\delta}_\theta^2 = \frac{Q_r - (K-1)}{\sum_{k=1}^K w_k^* - (\sum_{k=1}^K w_k^2 / \sum_{k=1}^K w_k^*)} \quad (3)$$

で求められる。

なお、本稿では、研究間異質性の程度を測定するため、上述した均質性の Q 検定値に加えて、 I^2 統計量と H^2 統計量も併せて報告する。前者の I^2 統計量は、0~100% の値を取り、値が大きいほど、研究間異質性の程度が大きいことを意味する。後者

の H^2 統計量は、その値が 0 に近ければ近いほど、研究間異質性の程度は小さいことを意味する。

A.2 メタ回帰分析

本稿のメタ回帰分析は、文献間異質性が選定文献の実証結果に及ぼす影響を、多変量回帰推定によって制御しつつ、タイプが異なる所有変数の効果サイズ上の違いを検証することを目的とする。具体的には、 y_k を第 k 推定結果の偏相関係数、 β_0 を切片、 β_n を推定すべきメタ回帰係数 ($n=1, 2, \dots, N$)、 x_{kn} を推定結果に差異をもたらすと考えられる研究上の諸要因を表すメタ独立変数、 se_k を第 k 推定結果偏相関係数の標準誤差、 e_k を残差項とする次式、

$$y_k = \beta_0 + \sum_{n=1}^{N-1} \beta_n x_{kn} + \beta_N se_k + e_k, \quad k = 1, \dots, K \quad (4)$$

を推定するのである。

上記(4)式の推定に際して最も留意すべき点は、研究間の異質性である。特定の文献から複数の推定結果を抽出する本研究の場合、この問題への対処は大変重要である。そこで本研究では、Stanley and Doucouliagos(2012), Havranek and Sokolova(2020), Iwasaki *et al.*(2020)等の先行研究に倣い、推定結果を文献毎にクラスター化した上で、標準誤差を頑健推定する最小二乗法推定量(Cluster-robust OLS)、同様のクラスター法を採用し、なおかつ標準誤差の逆数($1/SE$)、自由度(df)又は文献別抽出推定結果数の逆数($1/EST$)を分析的重みとする加重最小二乗法推定量(Cluster-robust WLS)、多段混合効果制限付最尤法推定量(Multi-level mixed effects RLM)、クラスター法変量効果パネル一般最小二乗法推定量(Cluster-robust random-effects panel GLS)及びクラスター法固定効果パネル最小二乗ダミー推定量(Cluster-robust fixed-effects panel LSDV)から成る合計 7 種類の推定量を用いて推定し、メタ回帰係数 β_n の統計的頑健性を点検する。

A.3 公表バイアスの検証

推定結果のメタ統合や推定結果間の相違性の要因解析に比肩するメタ分析の重要課題は、「公表バイアス」(publication selection bias)の検証である。本稿では、漏斗プロット、並びに、この目的のために特別に開発されたメタ回帰モデルによる FAT-PET-PEESE 検証手続きを以て、この問題の有無及び程度を分析する。

そもそも「公表バイアス」とは、実際に行われた研究の一部しかその成果が公のものとならず、その弊害として、公表された研究成果のみに基づく効果

サイズや統計的有意性の評価が、真の値から乖離する問題を意味する。漏斗プロットは、効果サイズ(本稿では偏相関係数)を横軸、推定精度(同様に標準誤差の逆数)を縦軸に置いた分布図である。仮に公表バイアスが存在しないなら、複数の独立した研究が報告する効果サイズは、真の値の周りをランダムかつ対称的に分布するはずである。また、統計理論の教えるところでは、効果サイズの分散と推定精度は負に相関する。従って、その様は伏せた漏斗の姿に似ることが知られている。故に、抽出した推定結果を用いて描いた漏斗プロットが、左右対称ではなく、いずれか一方に偏った形状を示すなら、問題となる研究領域において、特定の結論(符号関係)を支持する推定結果が、より高い頻度で公表されるという意味での恣意的操作を疑うことになる。

FAT-PET-PEESE 検証手続きは、公表バイアス及び真の効果の有無を厳密に検証するために開発された統計的検定の組み合わせであり、以下に述べるメタ回帰モデルの推定によって実行される。

漏斗非対称性検定(Funnel Asymmetry Test: FAT)は、第 k 推定結果の t 値を、標準誤差の逆数に回帰する次式

$$t_k = \gamma_0 + \gamma_1(1/SE_k) + \varepsilon_k \quad (5)$$

を推定し、同式の切片 γ_0 がゼロであるという帰無仮説の検定によって行う。 ε_k は残差項である。切片 γ_0 が有意にゼロでなければ、効果サイズの分布は、左右対称形ではないと判断できる。この FAT によって公表バイアスが検出されたとしても、入手可能な研究成果の中に、効果サイズに関する正真正銘の証拠が存在することはあり得る。Stanley and Doucouliagos(2012)によれば、上記(5)式の係数 γ_1 がゼロであるという帰無仮説の検定によって、その可能性を検証することができる。帰無仮説： $\gamma_1=0$ の棄却は、正真正銘の証拠の存在を示唆する。この γ_1 が推定精度の係数であることが、この検定が、「精度=効果検定」(Precision Effect Test: PET)と呼ばれる所以である。更に、彼らは、定数項を持たない下記(6)式を推定し、係数 γ_1 を得ることで、公表バイアスを修正した効果サイズの推定値を得ることができることを述べている。即ち、帰無仮説： $\gamma_1=0$ が棄却されるなら、問題となる研究領域には非ゼロの効果が実際に存在し、係数 γ_1 がその推定値と見なし得るのである。

$$t_k = \gamma_0 SE_k + \gamma_1(1/SE_k) + \varepsilon_k \quad (6)$$

この(6)式を用いた正真正銘の効果サイズの推定方法が、「標準誤差を用いた精度=効果推定法」

(Precision Effect Estimate with Standard Error: PEESE)と呼ばれるものである。なお、上記(5)式及び(6)式の推定に際しては、最小二乗法の他、研究間の異質性に対処し得るその他4種類の推定量を用いた推定結果も報告し、回帰係数の頑健性を点検する。

注

* 本稿は、Iwasaki and Mizobata(2018, 2020)及びIwasaki *et al.*(2020)の続編であり、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)、令和2年度一橋大学経済研究所共同利用・共同研究拠点プロジェクト研究(研究代表者: 堀江典生富山大学教授)及び令和2年度京都大学経済研究所共同利用・共同研究拠点プロジェクト研究(研究代表者: 馬欣欣・富山大学准教授)の研究成果である。2020年9月9日開催の一橋大学経済研究所定例研究会においては、討論者の矢野剛京都大学教授に加えて、同所の植杉威一郎教授、後藤玲子教授、森川正之教授、並びに小原篤次長崎県立大学准教授より、有益な批評やコメントを頂いた。また、文献調査・収集作業に際しては、一橋大学経済研究所経済制度研究センタースタッフの狩野倫江氏及び吉田恵理子氏及び同所資料室から多大な助力を得た。ここに記して謝意を表したい。

1) 1992年秋に開催された第14回中国共産党大会において、当時の最高指導者である鄧小平が提唱し、翌1993年に、中華人民共和国憲法に、同国経済政策の基本方針として盛り込まれた中国共産党の改革理念を指す(岩崎, 2018)。

2) 東欧・ロシア研究では、一般従業員(被雇用者)も重要な研究対象であるが、中国研究では、その企業所有効果は殆ど取り上げられていないため、本稿の考察対象からは除外した。一般従業員の自社所有が、東欧・ロシア企業の経営成果やガバナンスに及ぼす影響は、Iwasaki and Kočenda(2017)、Iwasaki and Mizobata(2018, 2020)、Iwasaki *et al.*(2018)で詳細に検討されている。

3) 機関投資家(主に保険会社と年金基金)の影響力は大きく、専門代理機関を通して企業統治に発言する。代理期間中は、経営成果を綿密に精査し、経営活動を強く監視し、なおかつ経営者に積極的にアドバイスを行う(Mallin, 2010)。

4) Morck and Nakamura(1999)は、日本企業の研究から、投資家としての金融機関は、広範囲な利害関係者の意向を反映して行動する傾向を看取している。この場合、銀行は、債権確保の動機で投資を行い、生命保険会社は、保険契約獲得・維持を動機に投資する。

5) 社会主義期の会社法体系は、同じものではない。東欧・ソ連圏は、大きく3つに分けられる。第1は、ドイツ法文化圏であり、大戦間期のドイツを模したものであった。中東欧やバルト諸国がそれに該当する(クロアチア、チェコ、エストニア、ハンガリー、ラトヴィア、リトアニア、ポーランド、スロヴァキア、

スロヴェニア)。第2は、オスマン帝国に属した地域で、フランス法を受諾し、19世紀半ばに近代化した南欧地域に該当する(アルバニア、ボスニア、ブルガリア、マケドニア、ルーマニア)。第3は、旧ソ連の多様な法文化圏であり、ビザンチン法の影響を受け、ドイツ法の影響下で近代化したロシア、イスラム法や土着的伝統・慣習に基づいた中央アジア圏が相当し、社会主義法に統一される以前、近代的な法体験を有しない地域である。

6) EU自身も企業統治に係る法制度の改革を行っており、株主の権利・義務、内部監査や情報開示の在り方等のルールが、2000年代に定められている。また、OECDの企業統治原則など、世界的な制度改革も、東欧を含むEU加盟諸国の会社法体系に一定の影響を及ぼした。

7) 今回文献検索に用いた学術出版社ウェブサイトは、次の通りである。Emerald Insight, Oxford University Press, Sage Journals, Science Direct, Springer Link, Taylor & Francis Online, Wiley Online Library。最終文献検索作業は、2020年1月に実施した。

8) これら204選定文献一覧及び各文献の書誌情報は、岩崎・馬・溝端(2020)の付録1及び2を参照。当該選定文献には、Iwasaki and Kočenda(2017)、Iwasaki and Mizobata(2018, 2020)、Iwasaki *et al.*(2018)のメタ分析対象論文が数多く含まれているが、この限りではない。

9) ここには、所有比率変数に加えて、完全所有ダミー変数や支配的所有ダミー変数の推定結果が含まれている。一方、少数派所有ダミー変数の推定結果は、分析対象から一切排除した。

10) Doucouliagos(2011)は、取締役会構成が経営成果に及ぼす影響を分析した67研究(Board composition and performance)を用いて、この基準を提案しているが、筆者らは、企業所有構造と経営成果の関係に関する実証結果にも同基準を適用出来ると判断した。

11) 補論で、本稿を行うメタ分析の方法論的解説を行っている。

12) 筆者らは、これら伝統的なメタ統合法に加えて、Stanley and Doucouliagos(2017)が提唱する無制限加重最小二乗平均法(unrestricted weighted least squares average: UWA)及び検定力が0.8を超える推定結果を対象としたUWA統合、即ち、「適切な検定力を持つ推定結果の加重平均法」(weighted average of the adequately powered: WAAP)による推定結果の統合も試みたが、抽出推定結果の検定力は総じて大変低く、このため過半のケースにおいて、WAAP法によるメタ統合が不可能であったため、本研究では、伝統的メタ統合結果に依拠して分析を進める。

13) なお、本項に報告したメタ回帰分析の諸結果は、推定式の右辺に所有変数タイプと経営成果変数タイプの交差項を追加した場合、並びに全研究及びEU東欧研究を対象とするメタ回帰分析において、分析対象国/地域の固定効果を制御した場合も、大きな変更なく再現された。

14) このように、仮に標準誤差を用いた精度=効果推定法(PEESE)が帰無仮説を棄却したとしても、精度=効果検定(PET)が真正正銘な実証的証拠の存在を

認めない限り、前者が生成した公表バイアス修正効果サイズは採用することができない。

15) なお、表 11 に要約されたメタ分析の諸結果は、所有比率変数の推定結果に分析対象を制限したり、経営再建指標やその他経営実績指標を従属変数とした推定結果を分析対象から一切除外した場合も、顕著な影響を受けないことを確認している。

16) 実際、Muravyev(2017)は、1998～2001年、2002～2008年、2009～2014年という3つの異なる期間で、ロシア企業の取締役会構成の経営成果への影響は顕著に異なると指摘している。

17) 最終所有者を不透明にするために複雑な所有関係が構築され(溝端, 2011)、このことは、所有主体の利害判断を困難にしている。加藤(2013)も、国有と民営が入り混じった中国における複雑な所有関係の存在を指摘しており、更に、加藤・大橋・渡邊(2013)は、中国の国有企業は、一般の公企業とは程遠いという意味での、同国における所有と経営の曖昧さを強調している。

18) 「包」は、不確実な人間関係の下での請負に、より高い確実性を確保する倫理規律を指し、中国経済社会のあらゆる局面に見出される。中国では、資本家と経営者の関係は「雇う－雇われる」の関係ではなく、資本家は経営者に包的に委託しているものであり、監視や刺激コストを前提にするエージェンシー関係とは異なる。この論理に従えば、被雇用者である労働者でさえ、仕事を請け負う委託者と見なすことができるのである(加藤, 2013)。

19) つまり、メタ固定効果モデルは、 $\delta_i^2=0$ を仮定した特殊ケースと見なすことができる。

参 考 文 献

(日本語文献)

- 安達祐子(2016)『現代ロシア経済：資源・国家・企業統治』名古屋大学出版会。
- 浅川あや子(2007)「中国における計画経済体制下の国有企業改革：経営請負責任制の再検討」『比較経済研究』第44巻第2号, pp. 27-40。
- 苑志佳(2006)『中東欧の日系ハイブリッド工場：拡大EUに向かう移行経済における日系企業』東洋経済新報社。
- 花崎正晴(2014)『コーポレート・ガバナンス』岩波書店。
- 花崎正晴編著(2019)『変貌するコーポレート・ガバナンス：企業行動のグローバル化、中国、ESG』勁草書房。
- 岩崎一郎(2016)『法と企業統治の経済分析：ロシア株式会社制度のマイクロ実証研究』岩波書店。
- 岩崎一郎編著(2018)『比較経済論講義：市場経済化の理論と実証』日本評論社。
- 岩崎一郎・菅沼桂子(2014)『新興市場と外国直接投資の経済学：ロシアとハンガリーの経験』日本評論社。
- 岩崎一郎・馬欣欣・溝端佐史(2020)「新興市場企業の所有構造と経営成果：EU 東欧加盟国・ロシア・中国のメタ比較分析」IER Discussion Paper 一橋大学経済研究所。(近刊)
- 加藤弘之(2013)『「曖昧な制度」としての中国資本主

義』NTT出版。

- 加藤弘之・大橋英夫・渡邊真理子(2013)『21世紀の中国 経済篇：国家資本主義の光と影』朝日新聞出版。
- 馬欣欣・岩崎一郎(2019)「中国共産党資格と賃金プレミアム：メタ分析」『アジア経済』第51巻第3号, pp. 2-37。
- 宮島英昭・鈴木一功・中村純一・岡田拓也編(2020)「比較制度分析の視点から見た企業統治改革：資本市場、所有構造および支配権の在り方」(2019年度早稲田大学高等研究所・日本政策投資銀行設備投資研究所共同主催シンポジウム抄録)『経済経営研究』第41巻第1号, pp. 1-74。
- 宮島英昭・保田隆明(2015)「株式所有構造と企業統治：機関投資家の増加は企業パフォーマンスを改善したのか」『フィナンシャル・レビュー』第121号, pp. 3-36。
- 溝端佐史(2004)「国有企業の民営化と企業統治」大津定美・吉井昌彦編著『ロシア・東欧経済論』ミネルヴァ書房, pp. 61-83。
- 溝端佐史(2011)「民営化と企業システム」吉井昌彦・溝端佐史編著『現代ロシア経済論』ミネルヴァ書房, pp. 91-114。
- 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』(名古屋大学大学院経済学研究科附属国際経済政策研究センター)第123号, pp. 1-51。
- 西村可明(2001)「ハンガリーにおける外国直接投資(FDI)再論」『経済研究』第52巻第4号, pp. 333-347。
- パッペ, ヤコブ・溝端佐史(2003)『ロシアのビッグビジネス』文理閣。
- 渡邊真理子(2018)「世界最大の金融大国の資本システム」梶谷懐・藤井大輔編著『現代中国経済論』第2版, ミネルヴァ書房, pp. 137-156。
- (中国語文献)
- 林毅夫・蔡昉・李周(1996)『中国的軌跡発展発展戦略和経済改革』上海人民出版社。
- 張德霖(2009)「国有企業改革与發展」王夢奎編『中国改革30年』中国發展出版社。
- (英語文献)
- Abramov, A., A. Radygin and M. Chernova (2017) "State-Owned Enterprises in the Russian Market: Ownership Structure and Their Role in the Economy," *Russian Journal of Economics*, Vol. 3, No. 1, pp. 1-23.
- Aggawal, R., I. Erel, M. Ferreira and P. Matos (2011) "Does Governance Travel Around the World? Evidence from Institutional Investors," *Journal of Financial Economics*, Vol. 100, No. 1, pp. 154-181.
- Åslund, A. (2013) *How Capitalism Was Built: The Transformation of Central and Eastern Europe, Russia, and Central Asia*, Second Edition, Cambridge University Press: New York.
- Avdasheva, S. (2007) "Russian Holding Groups: New Empirical Evidence," *Problems of Economic Transi-*

- tion, Vol. 50, No. 5, pp. 24-43.
- Bai, C. E., J. Lu and Z. Tao (2005) "The Multitask Theory of State Enterprise Reform: Empirical Evidence from China," *American Economic Review*, Vol. 96, No. 2, pp. 353-357.
- Bai, C. E. and L. C. Xu (2005) "Incentives for CEOs with Multitask: Evidence from Chinese State-Owned Enterprises," *Journal of Comparative Economics*, Vol. 33, No. 3, pp. 517-539.
- Berglöf, E. and A. Pajuste (2005) "What Do Firms Disclose and Why? Enforcing Corporate Governance and Transparency in Central and Eastern Europe," *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 21, No. 2, pp. 178-197.
- Berle, A. and G. Means (1932) *The Modern Corporation and Private Property*, Macmillan: New York.
- Borenstein, M., L. V. Hedges, P. T. Higgins and H. R. Rothstein (2009) *Introduction to Meta-Analysis*, John Wiley & Sons: Chichester.
- Brodsgaard, K. E. (2012) "Politics and Business Group Formation in China: The Party in Control?" *The China Quarterly*, Vol. 211, pp. 624-648.
- Chang, F. C. and S. Wong (2009) "Governance with Multiple Objectives: Evidence from Top Executive Turnover in China," *Journal of Corporate Finance*, Vol. 15, No. 2, pp. 230-244.
- Cheng, L. T. W. and T. Y. Leung (2016) "Government Protection, Political Connection and Management Turnover in China," *International Review of Economics and Finance*, Vol. 45, pp. 160-176.
- Chernykh, L. (2011) "Profit or Politics? Understanding Renationalizations in Russia," *Journal of Corporate Finance*, Vol. 17, No. 5, pp. 1237-1253.
- Classessens, S., S. Djankov, J. Fan, and L. Lang (2002) "Disentangling the Incentive and Entrenchment Effects of Large Shareholdings," *Journal of Finance*, Vol. 57, No. 6, pp. 2471-2771.
- Cohen, J. (1988) *Statistical Power Analysis in the Behavioral Sciences*, Second Edition, Lawrence Erlbaum Associates: Hillsdale.
- Commander, S. and R. Jackman (1997) "Firms and Government in the Provision of Benefits in Russia," In: Rein, M., B. L. Friedman and A. Wörgötter (eds.), *Enterprise and Social Benefits after Communism*, Cambridge University Press: Cambridge, pp. 95-114.
- Dabic, M. and O. Lamotte (2017) "Internationalization of Central and Eastern European Firms: Trends and Strategies," *European Business Review*, Vol. 29, No. 2, pp. 154-163.
- Djankov, S. and B. Hoekman (2000) "Foreign Investment and Productivity Growth in Czech Enterprises," *World Bank Economic Review*, Vol. 14, No. 1, pp. 49-64.
- Doucoulgiagos, H. (2011) "How Large is Large? Preliminary and Relative Guidelines for Interpreting Partial Correlations in Economics," School Working Paper No. SWP 2011/5, School of Accounting, Economics and Finance, Faculty of Business and Law, Deakin University: Melbourne.
- Draženić, B. O., V. Buterin and S. S. Nicolaj (2019) Institutional Challenges for Mandatory Pension Funds in Central and Eastern Europe, Paper presented at 45th International Scientific Conference on Economic and Social Development: XIX International Social Congress: Moscow.
- Estrin, S. and V. Perotin (1991) "Does Ownership Always Matter?" *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 9, No. 1, pp. 55-72.
- Fama, F. F. (1980) "Agency Problems and the Theory of the Firm," *Journal of Political Economy*, Vol. 88, No. 2, pp. 288-307.
- Ferreira, M. A. and P. Matos (2008) "The Colors of Investors' Money: The Role of Institutional Investors around the World," *Journal of Financial Economics*, Vol. 88, No. 3, pp. 499-533.
- Filatovtchev, I., M. Wright and M. Bleaney (1999) "Privatization, Insider Control and Managerial Entrenchment in Russia," *Economics of Transition*, Vol. 7, No. 2, pp. 481-504.
- Fox, M. B. and M. A. Heller (2006) "Conclusion: The Unexplored Role of Initial Conditions," In: Fox, M. B. and M. A. Heller (eds.), *Corporate Governance Lessons from Transition Economy Reforms*, Princeton University Press: Princeton and Oxford, pp. 367-404.
- Frydman, R. and A. Rapaczynski (1994) *Privatization in Eastern Europe: Is the State Withering Away?* Central European University Press: Budapest, London and New York.
- Gimpelson, V. and R. Kapeliushnikov (2013) "Labor Market Adjustment: Is Russia Different?" In: Alexeev, M. and S. Weber (eds.), *The Oxford Handbook of the Russian Economy*, Oxford University Press: Oxford, pp. 693-724.
- Goodman, D. S. G. (ed.) (2008) *The New Rich in China: Future Rulers, Present Lives*, Routledge: Abingdon and New York.
- Groves, T., Y. Hong, J. McMillan and B. Naughton (1994) "Autonomy and Incentives in Chinese State Enterprises," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 1, pp. 183-209.
- Guriev, S. and A. Rachinsky (2005) "The Role of Oligarchs in Russian Capitalism," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 19, No. 1, pp. 131-150.
- Hanousek, J. and E. Kočenda (2008) "Potential of the State to Control Privatized Firms," *Economic Change and Restructuring*, Vol. 41, No. 2, pp. 167-186.
- Hanson, P. (2014) "Reiderstvo: Asset-Grabbing in Russia," Research Paper Russia and Eurasia PP 2014/03, Chatham House: London.
- Havranek, T. and A. Sokolova (2020) "Do Consumers Really Follow a Rule of Thumb? Three Thousand Estimates from 144 Studies Say 'Probably Not,'" *Review of Economic Dynamics*, Vol. 35, pp. 97-122.

- Huang, Z., L. Li, G. Ma and L. C. Xu (2017) "Hayek, Local Information, and Commanding Heights: Decentralizing State-Owned Enterprises in China," *American Economic Review*, Vol. 107, No. 8, pp. 2455-2478.
- Iankova, E. (2002) *Eastern European Capitalism in the Making*, Cambridge University Press: Cambridge, M. A.
- Iwasaki, I. (2008) "The Determinants of Board Composition in a Transforming Economy: Evidence from Russia," *Journal of Corporate Finance*, Vol. 14, No. 5, pp. 532-549.
- Iwasaki, I. (2018) "Corporate Governance System and Regional Heterogeneity: Evidence from East and West Russia," *International Journal of the Economics of Business*, Vol. 25, No. 3, pp. 391-420.
- Iwasaki, I. and E. Kočenda (2017) "Are Some Owners Better Than Others in Czech Privatized Firms? Even Meta-Analysis Can't Make Us Perfectly Sure," *Economic Systems*, Vol. 41, No. 4, pp. 537-568.
- Iwasaki, I., X. Ma and S. Mizobata (2020) "Corporate Ownership and Managerial Turnover in China and Eastern Europe: A Comparative Meta-Analysis," *Journal of Economics and Business*, Vol. 111, Article 105928.
- Iwasaki, I., Cs. Makó, M. Szanyi, P. Csizmadia and M. Illéssy (2012) *Economic Transformation and Industrial Restructuring: The Hungarian Experience*, Maruzen Publishing: Tokyo.
- Iwasaki, I. and S. Mizobata (2018) "Post-Privatization Ownership and Firm Performance: A Large Meta-Analysis of the Transition Literature," *Annals of Public and Cooperative Economics*, Vol. 89, No. 2, pp. 263-322.
- Iwasaki, I. and S. Mizobata (2020) "Ownership Concentration and Firm Performance in European Emerging Economies: A Meta-Analysis," *Emerging Markets Finance and Trade*, Vol. 56, No. 1, pp. 32-67.
- Iwasaki, I., S. Mizobata and A. Muravyev (2018) "Ownership Dynamics and Firm Performance in an Emerging Economy: A Meta-Analysis of the Russian Literature," *Post-Communist Economies*, Vol. 30, No. 3, pp. 290-333.
- Iwasaki, I. and K. Sukanuma (2009) "EU Enlargement and Foreign Direct Investment into Transition Economies Revisited," *Transnational Corporations*, Vol. 18, No. 3, pp. 27-57.
- Iwasaki, I. and K. Sukanuma (2015) "Foreign Direct Investment and Regional Economic Development in Russia: An Econometric Assessment," *Economic Change and Restructuring*, Vol. 48, No. 3/4, pp. 209-255.
- Iwasaki, I. and M. Tokunaga (2020) "Foreign Direct Investment in Transition Economies: Its Determinants and Macroeconomic Impacts," In: Iwasaki, I. (ed.), *The Economics of Transition: Developing and Reforming Emerging Economies*, Routledge: Abingdon and New York, pp. 285-327.
- Jefferson, G. H. (1998) "China's State Enterprises: Public Goods, Externalities, and Curse," *American Economic Review*, Vol. 88, No. 2, pp. 428-432.
- Jensen, M. C. and W. H. Meckling (1976) "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure," *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, No. 4, pp. 305-360.
- Kang, Y. S. and B. Y. Kim (2012) "Ownership Structure and Firm Performance: Evidence from the Chinese Corporate Reform," *China Economic Review*, Vol. 23, No. 2, pp. 471-481.
- Kapeliushnikov, R., A. Kuznetsov, N. Demina and O. Kuznetsova (2013) "Threats to Security of Property Rights in a Transition Economy: An Empirical Perspective," *Journal of Comparative Economics*, Vol. 41, No. 1, pp. 245-264.
- Kočenda, E. and J. Svejnar (2003) "Ownership and Firm Performance after Large Scale Privatization," CEPR Discussion Paper No. 4143, Center for Economic Policy Research: London.
- Kurkchyan, M. (2012) *The Russian Socio-Legal Tradition*, Report and analysis of a workshop held at Wolfson College, Oxford, 19 April 2012, Foundation for Law, Justice and Society.
- Kuznetsov, A., O. Kuznetsova and Y. Mirkin (2011) "The Rocky Road to Modernity: The Russian Capital Market: The First 20 Years," *Thunderbird International Business Review*, Vol. 53, No. 5, pp. 661-673.
- La Porta, R., F. Lopez-De-Silanes, and A. Shleifer (1999) "Corporate Ownership Around the World," *Journal of Finance*, Vol. 54, No. 2, pp. 471-517.
- Ledyeva, S., P. Karhunen and J. Whalley (2013) "If Foreign Investment Is Not Foreign: Round-Trip Versus Genuine Foreign Investment in Russia," Working Paper No. 2013-05, Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales (CEPII): Paris.
- Lin, J., F. Cai and Z. Li (1998) "Competition, Policy Burdens, and State-Owned Enterprise Reform," *American Economic Review*, Vol. 88, No. 2, pp. 422-427.
- Lin, K. J., X. Lu, J. Zhang and Y. Zheng (2020) "State-Owned Enterprises in China: A Review of 40 Years of Research and Practice," *China Journal of Accounting Research*, Vol. 13, No. 1, pp. 31-55.
- Lin, J. Y. and G. Tan (1999) "Policy Burdens, Accountability, and the Soft Budget Constraint," *American Economic Review*, Vol. 89, No. 2, pp. 426-431.
- Lins, K. V. (2003) "Equity Ownership and Firm Value in Emerging Market," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 38, No. 1, pp. 159-184.
- Lu, Z. and J. Zhu (2020) "Tracing Back to the Source: Understanding the Corporate Government of Boards of Directors in Chinese SOEs," *China Journal of Accounting Research*, Vol. 13, No. 2, pp. 129-145.
- Ma, X. (2018) *Economic Transition and Labor Market Reform in China*, Palgrave Macmillan: Singapore.

- Ma, X. (2019) "The Impact of Membership of the Communist Party of China on Wages," *Economics Bulletin*, Vol. 39, No. 4, pp. 2839-2856.
- Mallin, C. A. (2010) *Corporate Governance*, Third Edition, Oxford University Press: Oxford.
- Marer, P. (2010) "The Global Economic Crises: Impacts on Eastern Europe," *Acta Oeconomica*, Vol. 60, No. 1, pp. 3-33.
- Meng, Y., M. P. Clements and C. Padgett (2018) "Independent Directors, Information Costs and Foreign Ownership in Chinese Companies," *Journal of International Markets, Institutions & Money*, Vol. 53, pp. 139-157.
- Mickiewicz, T. (ed.) (2006) *Corporate Governance and Finance in Poland and Russia*, Palgrave Macmillan: Basingstoke.
- Morck, R. and M. Nakamura (1999) "Banks and Corporate Control in Japan," *Journal of Finance*, Vol. 54, No. 1, pp. 319-339.
- Muravyev, A. (2017) "Boards of Directors in Russian Publicly Traded Companies in 1998-2014: Structure, Dynamics and Performance Effects," *Economic Systems*, Vol. 41, No. 1, pp. 5-25.
- Muravyev, A., I. Berezinets and Y. Ilina (2013) "The Structure of Corporate Boards and Private Benefits of Control: Evidence from the Russian Stock Exchange," *International Review of Financial Analysis*, Vol. 34, pp. 247-261.
- Perotti, E. C. and S. Gelfer (2001) "Red Barons or Robber Barons? Governance and Investment in Russian Financial-Industrial Groups," *European Economic Review*, Vol. 45, No. 9, pp. 1601-1617.
- Qian, Y. (1996) "Enterprise Reform in China: Agency Problems and Political Control," *Economics of Transition*, Vol. 4, No. 2, pp. 427-447.
- Radwański, Z. (ed.) (2006) *Green Paper an Optimal Vision of the Civil Code of the Republic of Poland*, Civil Law Codification Commission, Acting under the Minister of Justice of Poland, Warsaw.
- Sass, M. and J. Vlčková (2019) "Just Look Behind the Data! Czech and Hungarian Outward Foreign Direct Investment and Multinationals," *Acta Oeconomica*, Vol. 69, No. S2, pp. 73-105.
- Settles, A., J. Gillies and O. Melitonyan (2011) "Corporate Governance in Russia: Does a Culture Really Change?" In: Mallin, C. A. (ed.), *Handbook on International Corporate Governance: Country Analyses*, Second Edition, Edward Elgar: Cheltenham and Northampton, pp. 149-176.
- Shapiro, D., Y. Tang, M. Wang and W. Zhang (2015) "The Effects of Corporate Governance and Ownership on the Innovation Performance of Chinese SMEs," *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, Vol. 13, No. 4, pp. 311-335.
- Shirley, M., and P. Walsh (2000) "Public Versus Private Ownership: The Current State of the Debate," Policy Research Working Paper No. 2420, World Bank: Washington, D.C.
- Shleifer, A. and R. Vishny (1994) "Politicians and Firms," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 4, pp. 995-1025.
- Shleifer, A. and R. Vishny (1998) *The Grabbing Hand: Government Pathologies and Their Cures*, Harvard University Press: Cambridge, MA.
- Stanley, T. D. and H. Doucouliagos (2012) *Meta-Regression Analysis in Economics and Business*, Routledge: London and New York.
- Stanley, T. D. and H. Doucouliagos (2017) "Neither Fixed nor Random: Weighted Least Squares Meta-Regression," *Research Synthesis Method*, Vol. 8, No. 1, pp. 19-42.
- Stark, D. and L. Bruszt (1998) *Postsocialist Pathways: Transforming Politics and Property in East Central Europe*, Cambridge University Press: Cambridge.
- Stulz, R. (1988) "Managerial Control of Voting Rights: Financing Policies and the Market for Corporate Control," *Journal of Financial Economics*, Vol. 20, pp. 25-54.
- Szarzec, K. and W. Nowara (2017) "The Economic Performance of State-Owned Enterprises in Central and Eastern Europe," *Post-Communist Economies*, Vol. 29, No. 3, pp. 375-391.
- Tamowicz, P. (2011) "Corporate Governance in Poland," In: Mallin, C. A. (ed.), *Handbook on International Corporate Governance*, Edward Elgar: Cheltenham and Northampton, pp. 177-191.
- Telegdy, Á. (2011) "Corporate Governance and the Structure of Ownership of Hungarian Corporations," In: Mallin, C. A. (ed.), *Handbook on International Corporate Governance*, Edward Elgar: Cheltenham and Northampton, pp. 192-220.
- Teng, D. and J. Yi (2017) "Impact of Ownership Types on R&D Intensity and Innovation Performance: Evidence from Transitional China," *Frontiers of Business Research in China*, Vol. 11, No. 1.
- Xu, X. and Y. Wang (1999) "Ownership Structure and Corporate Governance in Chinese Stock Companies," *China Economic Review*, Vol. 10, No. 1, pp. 75-98.
- Yan, X. and J. Huang (2017) "Navigating Unknown Waters: The Chinese Communist Party's New Presence in the Private Sector," *The China Review*, Vol. 17, No. 2, pp. 37-63.
- World Economic Forum (2019) *Global Competitiveness Report 2019*, World Economic Forum: Cologny and Geneva.