

Discussion Paper Series A No.641

ポスト私有化期の所有構造と企業パフォーマンス  
――移行経済研究のメタ分析――

溝端佐登史  
(京都大学経済研究所)  
岩崎一郎  
(一橋大学経済研究所)

2016年7月

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

# ポスト私有化期の所有構造と企業パフォーマンス：移行経済研究のメタ分析\*

溝端佐登史<sup>†</sup>・岩崎一郎<sup>‡</sup>

京都大学経済研究所・一橋大学経済研究所

## 【要旨】

本稿の目的は、筆者ら独自の大規模文献データベースを用いたメタ分析によって、ポスト私有化期の所有構造と企業パフォーマンスの相関関係を実証的に検証した移行経済研究の全体像を明らかにすることである。先行研究 121 点から抽出した総計 2894 の推定結果を用いたメタ回帰モデルのベースライン推定は、他の所有主体との比較における外国投資家の傑出した企業パフォーマンス効果を立証したものの、所有者タイプ間の差異に関する一連の理論的仮説を包括的に実証するには至らなかった。移行国及び私有化政策の特異性を明示的に制御した拡張メタ回帰モデルの推定結果は、研究対象国の所在地域、私有化方式及び政策進行速度に見られる国家間の相違性が、既存研究の実証結果に顕れた不透明性の原因であることを強く示唆した。なかでも、事後的な経営再建効果という観点から見た、バウチャー私有化方式の有害性を明確に表した分析結果は、本稿の特筆すべき実証成果である。

JEL classification numbers: D22, G32, G34, L25, P21, P31

Keywords: post-privatization ownership, firm performance, transition economies, meta-analysis, publication selection bias, Central and Eastern Europe, former Soviet Union

---

\* 本稿は、科学研究費補助金基盤研究(A) (課題番号:23243032)及び平成 27～28 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の研究成果である。本研究に当たっては、池本修一教授(日本大学)、神林龍教授(一橋大学)、Evžen Kočenda 教授(カレル大学)、並びに 2016 年 6 月 1 日に開催された一橋大学経済研究所定例研究会の参加者より、貴重な示唆や助言を得た。また、文献調査と収集に際しては、一橋大学経済研究所の吉田恵理子研究支援推進員及び同資料室から多大な助力を得た。記して謝意を表したい。

<sup>†</sup> E-mail: mizobata@kier.kyoto-u.ac.jp

<sup>‡</sup> E-mail: iiwasaki@ier.hit-u.ac.jp

## 1. はじめに

「私有化こそ体制転換そのものである」(Brada, 1996)。この言説は、無論誇張に過ぎないが、私有化の実行無くして、中東欧・旧ソ連諸国の市場経済化が達成されることはあり得ないという意味で、真実の一面を捉えていることに疑念を差し挟む者はいないであろう。何故なら、国家所有は、国家計画と共に、社会主義経済システムの根幹に位置したが、体制転換とは、これらの要素を、資本主義経済システムのそれ、即ち、私的所有と市場原理に置き換えるプロセスに他ならないからである。生産手段の包括的国有化が、社会主義経済への転換点であったとすれば、その再私有化は、資本主義経済への跳躍点だと見なすことができる。しかし、中東欧・旧ソ連諸国で観察されたその「跳躍」は、各国の歴史的諸条件や、これらの国々を取り巻く国際情勢及び諸外国政府や多国籍企業の思惑にも強く影響されて、国の数だけ多様性を見せた。

私有化政策が、旧社会主義企業のパフォーマンスを改善するのかという点が、1989年を起点とする過去約四半世紀の移行経済研究における最大の問題関心であり、かつ争点であったといっても、決して過言ではなかろう。理論的には、社会主義経済の停滞と終焉の根本的原因が、国有企業の機能不全に求められるとすれば、その私有化が、企業パフォーマンスの改善と親和的でないはずはなかった。実際、図1の通り、欧州復興開発銀行(EBRD)の評価によれば、国民経済レベルで見ると、私有化政策の達成度と企業改革の進捗度の間に、緊密な正の相関関係を見て取ることができる。即ち、同図に描かれた近似線によれば、小規模及び大規模私有化指標の平均値が限界的に1単位向上すると、企業改革指標も、1%水準の統計的有意性を以て、1.108ポイント増進するのである。

しかしながら、中東欧・旧ソ連諸国を対象とする一連の先行研究が提出した応用ミクロ経済学的な実証結果が、上記の理論的な予想と予定調和であるとはとても言い難い。実際、国有企業との比較において、民間企業や私有化企業の生産性及び財務指標面での相対的優位性を見出した研究が数多く発表された一方、私有化後の所有構造と経営実績の間に統計的に有意な相関を検出し得なかった研究や、また更には、私有化企業よりも、国家的管理の下に残存した企業の方が、むしろパフォーマンスが良好であるという驚くべき分析結果を見出した研究も相当の数に達したからである<sup>1)</sup>。

国有企業と民間企業の単純な比較からは、私有化政策の経営再建効果について確たる実証的証拠を得られない現実に直面した研究者達は、先に述べた「跳躍」過程の多様性に目を向けた。この多様性を生み出した要因は数多くあるが、なによりもまず彼らが注目したのは、私有化後に登場した新たな企業所有主体の多様性である。後述の通り、インサイダーと外部投資家の差異、インサイダーである企業経営者と被雇用者の違い、外部投資家の種別や国籍

---

<sup>1)</sup> その一例として、Iwasaki (2007)によるロシア企業研究の体系的レビューを参照のこと。また、加藤(2013)は、中国企業の研究を通じて、「国有イコール非効率」という図式は、必ずしも成立しないという主張を行っている。

の相違性が、企業パフォーマンスに異なるインパクトを及ぼす可能性は、企業金融論の分野で活発な議論を醸成している一大研究テーマであり、移行経済研究分野においても、この分析視角の重要性が、殆どの中東欧・旧ソ連諸国において企業私有化の初発段階が終了しつつあった 1990 年代半ばまでには、強く認識されるようになった。

以上の結果、国家を含む異なる企業所有主体間の比較分析を目的とした実証研究が、この頃から相次いで発表された。Earle et al. (1996)や Claessens (1997)は、この分野の草分け的な研究成果であり、また近年でも、Cieslik et al. (2015)、Shepotylo and Vakhitov (2015)及び Vintilă and Gherghina (2015)等の論考が生まれている。この通り、実証研究の成果が漸次蓄積されるにつれて、いかなる所有主体が、企業パフォーマンスのより良い改善者であるのかという点に関する学術的知見も大いに増進した。しかし、実証的証拠の数が積み上がれば積み上がるほど、それらの全体像に不透明さが増していくこともまた事実である。Djankov and Murrell (2002)及び Estrin et al. (2009)は、このような個別実証研究によるアプローチの限界を克服しようとした先駆的な体系的レビューであるが、筆者らは、これら 2 論文が網羅していない先行研究をも数多く包含したかつてなく大規模な文献データベースを構築すると共に、方法論的により徹底かつ洗練されたメタ分析を試みることにより、ポスト私有化期の所有構造と企業パフォーマンスの相関関係について、過去四半世紀に亘る移行経済研究が、全体として如何なる結論に到達しているのかを明らかにする。これが、本稿の最重要目的である。

多くの移行経済研究者が注目を払ったいま一つの多様性は、私有化政策それ自体の有り方に顕在化した国家間の相違性である。中東欧・旧ソ連諸国は、大別すれば、(1)バウチャー方式、(2)従業員による自社買収(Management and Employee Buyouts: MEBO)、(3)戦略投資家への直接売却及び(4)オークション方式から成る 4 種類の私有化方式を組み合わせる形で企業私有化を実行したが、表 1 の通り、私有化方式の優先度も、その配合の有り様も、国家間で大いに違いを見せた。また、同表の 2010 年民間部門対 GDP 比が示唆する様に、私有化政策の進行速度にも、これらの国々の間で著しい差が生じた。以上の点に加えて、研究者は、各国政府の政策遂行能力やコミットメントの信頼性、並びに国有資産譲渡先に対する政策的中立性という面に表れた差異にも関心を払い、この観点から、中東欧と旧ソ連圏の地域間格差を活発に論じてきたという経緯がある(Myant and Drahokoupil, 2010; Åslund, 2013)<sup>2)</sup>。

以上に述べた一連の論争点の決着には、広範な国家間比較が欠かせない。従って、特定の国や地域のみを対象とする実証研究では、一定の結論を導き出すことができないのは自明である。先に触れた Djankov and Murrell (2002)及び Estrin et al. (2009)は、私有化政策の成果に現れた中東欧地域と旧ソ連地域の格差に着目した体系的レビューを試みているが、本稿は、私有化政策の方式や実施速度の差異が、先行研究の実証結果に及ぼした影響の可能性に

---

<sup>2)</sup> 企業法制の有り方や資本市場の整備度及び EU 加盟プロセスの効果等も、企業私有化プロセスの多様性を生み出した重要な要因であるが、これらの諸要因は、企業所有主体や私有化政策の差異に払われた移行経済研究者の学術的関心度には、遠く及ぶものではない。

についても検証を行い、長年議論され続けてきたこれらの争点についても、メタ分析的な視点から一定の結論を提示する。これが、本稿第2の研究課題である。

先行研究121点から抽出した総計2894の推定結果を用いたメタ回帰モデルのベースライン推定は、他の所有主体との比較における外国投資家の傑出した企業パフォーマンス効果を立証したものの、所有者タイプ間の差異に関する一連の理論的仮説を包括的に実証するには至らなかった。移行国及び私有化政策の特異性を、交差項を用いて明示的に制御した拡張メタ回帰モデルの推定結果は、研究対象国の所在地域、私有化方式及び政策進行速度に見られる国家間の相違性が、既存研究の実証結果に顕れたかかる不透明性の原因であることを強く示唆した。なかでも、事後的な経営再建効果という観点から見た、バウチャー私有化方式の有害性を明確に表した分析結果は、本稿の特筆すべき実証成果である。

本稿の構成は、次の通りである。次節では、移行諸国におけるポスト私有期の所有構造と企業パフォーマンスの関係に関する理論的な考察を通じて、本稿のメタ分析が検証すべき仮説を提示する。第3節では、メタ分析対象文献の探索と選択、抽出推定結果の概要及びメタ分析方法の基本的枠組みや手順を解説する。第4節では、推定抽出結果のメタ統合を試み、第5節では、研究間の異質性と実証結果の相関関係に関するメタ回帰モデルの推定を行う。続く第6節では、移行国や私有化政策の特異性に配慮した拡張モデルを推定する。第7節では、公表バイアスの有無及びその影響程度を検証する。そして、最終第8節で、分析結果の概要と筆者らの結論を述べる。

## 2. ポスト私有化期の所有構造と企業パフォーマンス：理論的考察と仮説

本節では、中東欧・旧ソ連諸国におけるポスト私有化期の所有構造が、企業パフォーマンスに及ぼす効果に関する理論的な考察を通じて、本稿のメタ分析が検証すべき仮説を提起する。この際、上述した2つの研究課題に対応すべく、以下2.1項では、異なる企業所有主体間の優劣関係に関する一般的な議論を中心に紹介し、続く2.2項では、移行経済に特有な諸要因にも踏み込んだ考察を行う。

### 2.1 所有主体と企業パフォーマンス

計画経済から市場経済への体制転換には、国家から民間主体への所有権の大規模な移転が避けられない。従って、その後には生み出された所有構造と企業業績との相関関係が、移行経済研究の焦点の一つに位置付けられたのは、ごく自然な成り行きであった(IMF, 2014)。このいわゆる「私有化論争」の根幹には、比較経済体制論と企業金融論の永年の研究成果にも裏打ちされた一つの信念、即ち、国有企業の経営・生産活動との対比における、私有企業の圧倒的な効率性の高さという確信が根ざしていた(Roland, 2008)<sup>3</sup>。そこで、移行経済研究者

---

<sup>3</sup> 経済システムの再生産構造を考察したコルナイ・ヤーノシュ(Kornai János)は、その因果の連鎖を分析することにより、国家的所有が不足を、私的所有が余剰を導き出すと主張し、体制転換における所有権転換の有効性を強調している(Kornai, 1980, 1992, 2008, 2014)。

も、研究初期は、中東欧・旧ソ連諸国における私有化企業のパフォーマンスは、国家的所有に残存した企業のそれを遥かに凌駕するという命題の確証に力を注ぐことになる。何故なら、「投資、雇用、生産に関するあらゆる主要な意思決定が、民間企業に任される経済の方が、そうした決定に政府が大きな役割を果たす混合経済より高い業績をあげる」(Quiggin, 2010, p. 189) という命題は、同地域における社会主義の崩壊と資本主義への移行を前提とすれば、彼らにとって自明だったからである。実際、概して経済学では、国有企業が高い効率性を実現できないことは、公共選択論や所有権理論の視点から再三主張されてきた。

但し、この命題は、社会主義崩壊以前に行われた先進国・開発途上国研究を含め、経済学において必ずしも完全に立証されていたわけではなかった。実際、「私有企業と公有企業を比較する多くの実証研究は、同じ或いは極めて類似の技術、規制による制約、金融能力を前提として、私有企業は、同じ財或いは極めて近い代替財を生産する公有企業よりも、効率的であることを裏付けている。(中略)しかしながら、その逆を示す反証も存在するし、更に、ある指標では公有企業が効率的であるものの、別の指標では私有企業が効率的であるというような、曖昧な結論を導く実証研究すら存在する」(Bös, 1991, p. 7)という状況だったのである。また、所有権の公的・私的の区別に係りなく、いずれの場合においても、職業経営者による業務執行代行という意味での「所有と経営の分離」が共通して観察されること、更に、所有権の帰属先は無論重要であるが、この点に勝るとも劣らぬ程度に、企業経営者や一般従業員のインセンティブ構造に多大な影響を与える組織構造の在り方も肝要であること等から、国家的所有に対する私的所有の優位性という命題が、移行経済に即しても予定調和である保証はどこにもなかった(Stiglitz, 1994)。事実、本稿冒頭でも述べた通り、国有企業との対比における民間企業の相対的に良好な企業パフォーマンスを見出した研究が数多く発表された一方、両者の間に統計的に有意な差を見出せなかった研究や、国有企業の相対的な優越性を実証した研究も、相次いで報告されたのである。国家に対する民間所有主体の相対的優位性が有力説であることに揺るぎはないとしても、比較分析の視角として、「国家対民間」という二分法に一定の限界があることは、1990年代中期までには既に明らかとなっていた。そこで、1990年代後半からは、多くの移行経済研究者が、ポスト私有化期に出現した企業所有者のより細かな違いに注意を払うようになる。

中東欧・旧ソ連諸国全域に適応可能な企業所有主体の区分には、(1)国家、(2)企業経営者や被雇用者(労働者集団)を指すインサイダー、(3)国内民間投資家及び(4)外国投資家の4分類がある。この内、ポスト私有化期の行動が最も注目された所有主体は、第2のインサイダーであった。その大きな理由は、MEBOやインサイダー優遇的な大衆私有化が、多くの移行国で試みられたからである。特に、従業員所有は、ポーランドに代表される市場社会主義・労働者自主管理の考え方の延長線上に位置していたから、研究者の関心も高かった。

そのインサイダーによる企業所有も歴とした私的所有であり、従って、所有権の明確化により、彼らの利潤に対するインセンティブを大いに強めるのは疑いがない。しかし、その企

業パフォーマンスに及ぼす影響は、必ずしも肯定的なものばかりではないとも考えられている。例えば、インサイダーは、身内でもある労働者の大量解雇を伴う企業再建策には消極的となる傾向が強く、このため企業業績をジリ貧に追い込む可能性が低くない。また、経営者が、従業員の意向に迎合して、短期的・機会主義的な視野から、投資活動よりも賃金上昇を選好する恐れもある。但し、この「インサイダー非効率仮説」には反証も存在する。米国の従業員持株制度(ESOP)、独国の共同決定制度、日本の企業内労働市場という諸経験のいずれもが、従業員所有やインサイダーの経営参加が、業績の悪化に直結しないことを強く示唆しているからである(Frydman and Rapaczynski, 1994)。即ち、これら先進諸国では、インサイダー自身の昇進やその他の利益と企業業績の改善という要素が互いに結びつくことによって成立する「インセンティブ両立性」の経営改善効果が顕在化しているのである。従って、もし移行諸国においても、インセンティブ両立性の肯定的効果が、先述した経営再建に対する消極性や短期的・機会主義的視野に基づく経営判断の不適当性に起因する否定的効果を上回るなら、インサイダーは、少なくとも国家よりは、より望ましい企業所有主体となり得るであろう。

なお、インサイダー所有の企業パフォーマンス効果を考察する際には、経営者と一般従業員(労働集団)が共謀する場合を例外として、両者は厳に区別されなければならない。社会主義時代の経営責任者(いわゆる“red executive”)は、体制移行期における新たな経営環境に必ずしも十分適合しているわけではないが、少なくとも普通の労働者よりも、人望や経営手腕に長けているのは明らかである。また、企業業績の改善によって経営者にもたされる金銭的・物的利得や社会的評判が、一般従業員のそれより限界的に大きいであろうことも容易に想像できる。つまり、他の条件を一定とすれば、経営再建に対する経営者のモチベーションは、被雇用者よりも遥かに高いのである。このため、私有化企業の所有主体として、インサイダー経営者がインサイダー被雇用者に優越するという理論的仮説は、広く受容されている(Earle and Estrin, 1996)<sup>4</sup>。但し、インサイダー被雇用者が保有する所有権の規模によって、彼らの経営に対するモチベーションは異なってくる。概して、所有権の過半数以上を制する支配的所有者である場合は、少数保有の場合よりも経営への関心は高い。

以上のような企業パフォーマンスに対するインサイダー所有効果の両義性とは対照的に、アウトサイダーすなわち外部投資家の所有効果には、より明確かつ積極的な意義が付与されている。その基本的な論拠として、Frydman et al. (2006)は、「外部投資家によって私有化された企業が、生産活動のリストラクチャリングで優れた結果を得るのは、従業員所有者、或いは位階的な国家官僚の如く、自らの決定やリスクを正当化することなく、進んでリスク

---

<sup>4</sup> なお、Earle and Estrin (1996)は、経営者が被雇用者に優越しないケースとして、被雇用者が経営者よりもレイオフの社会的コストをより内部化する場合、経営者が頻繁に交代し、従って長期的視野に立った企業経営が実現されない場合、少数の経営者の手中に所有権が集中することで、株の流通が著しく抑制される場合等が考えられると付言している。

と意思決定を行う自由を受け入れようとする機能故である」(p. 218)と指摘している。この言説にも現れている通り、経済学者の間では、政策的関心はもちろん、インサイダーを拘束する内部保身的な利害関心からも自由な外部投資家が、国家やインサイダーよりも、投資先企業に対して、より強い経営改善努力を傾注する必然性は高いと広く信じられている。

とはいえ、外部投資家もまた、相互に性質が非常に異なる多様な経済主体を内包しているために、それが誰であるのかによって、企業パフォーマンスへの影響度は大きく異なるとも考えられている(Frydman et al., 2007)。とりわけ、移行経済研究の文脈では、個人投資家(自然人)と機関投資家(法人)<sup>5</sup>の差異及び国籍の相違性という 2 つの局面に、高い関心が払われた。この内、個人投資家と機関投資家の違いについては、概して前者は少数株主に止まる一方、後者は大株主となる傾向が強いこと、また、機関投資家は、個人投資家よりも利潤動機が強く働いており、従って、企業経営者に対する業績改善圧力もより高いことから、個人投資家よりも、経営再建者としてより積極的かつ効果的に行動するであろうとの予想が成り立つと論じられている(Vittas and Michelitsch, 1996; Stark and Bruszt, 1998)。

但し、機関投資家の中核を担う金融機関については、留保的な意見も少なくない。即ち、中東欧・旧ソ連諸国において、商業銀行を中核とする金融機関は、私有化企業の株主又は債権者となることで、当該企業の予算制約をハード化し、従って、その経営再建を強く促す存在になるであろうと期待された。しかしながら、これらの国々では、二層制銀行システムの下での健全な商業銀行集団それ自体の形成が極めて困難であった上(上垣・岩崎, 2016)、政府の直接的・間接的な庇護の下で、国有銀行と旧国有大企業との温情主義的な関係が温存されるケースも少なくないことから、移行諸国の金融機関は、金融仲介機能、経営モニター機能、資産管理に必要なスキルとインセンティブを獲得することに成功しておらず、その結果、私有化企業の優れた経営再建者になるどころか、企業との癒着的な相互依存関係に頼る金融集団を形成する存在になってしまったと指摘されている(Frydman and Rapaczynski, 1994; Dittus and Prowse, 1996)。もっとも、ロシア金融・産業グループに関する一連の実証研究は、経営再建者としての商業銀行の役割におしなべて高い評価を与えていることから(Brown et al., 1999; Perotti and Gelfer, 2001; Dolgopyatova et al., 2009)、金融機関に係る以上の問題の深刻

---

<sup>5</sup> 機関投資家は、大きくは二つに区分される(Stark and Bruszt, 1998)。ひとつは、病院、教育機関、財団などの非営利機関である。非営利機関の場合、資金運用は組織存続に必要であるため、その投資戦略は用心深く、なおかつ利潤(配当とキャピタルゲイン)とそれをもたらす企業経営者の選定に対する関心が強い傾向がある。もうひとつは、銀行、保険会社、企業等の営利企業であるが、日本やドイツ企業の株式相互持ち合いの経験が示す通り、これら営利企業は、企業経営者に有利に作用する所有主体となり得る。なお、ハンガリーでは、法人間の株式持ち合いにより、機関投資家の利潤動機は、必ずしも強く働かなかったと指摘されている(Stark and Bruszt, 1998)。また、チェコでも、バウチャー私有化により、投資私有化基金を中心とする機関投資家が、多くの国有企業の所有権を取得したが、資金的・技術的制約から、必ずしも十分な経営改善効果を発揮しなかったと伝えられている(Coffee, 1996)。



さは、国や時代によって相当異なる可能性が高く、従って、ポスト私有化期の経営再建者としての個人投資家に対する機関投資家の相対的優位性に関する一般論が、根底から覆されるものではないと見られている。

外部投資家の国籍の違い、即ち、国内投資家と外国投資家の相違性については、移行経済研究者の間に一定のコンセンサスが成立している。事実、国内投資家との比較における外国投資家の目覚ましい経営再建効果を期待する声は、体制転換当初から非常に強かった。何故なら、外国投資家は、多額の資本と共に、先進的な生産技術や経営ノウハウ及びその他のコード化されない知識を持ち込むことで、投資先企業の生産性や効率性を飛躍的に向上させる高い潜在力を有している上(岩崎・徳永, 2014)、直接投資を通じて多国籍企業の国際分業体制に組み込まれる過程で、国内企業が、社会主義時代とは比べ物にならないほどの強固な経営基盤を獲得する可能性もあるからである(Dunning, 1986; Blomstrom and Wolff, 1994; Kogut, 1996)<sup>6)</sup>。これらは、明らかに旧社会主義諸国の国内投資家が成せる業ではなく、従って、どのような移行国においても、外国投資家の国内投資家に対する優越は、普遍的に観察されるであろうとの予想が、多くの研究者によってなされた<sup>7)</sup>。

以上の議論を要約すれば、ポスト私有化期の企業パフォーマンス効果という観点からの、(1)国家に対する私的所有主体の優越、(2)インサイダーに対する外部投資家の優越、(3)国内投資家に対する外国投資家の優越という3つの理論的仮説については、移行経済研究者の間に、一般的ともいえる合意が存在しているといえる。また、これら3つの仮説と較べれば、支持の度合いはやや劣るものの、(4)企業被雇用者に対する経営者の優越及び(5)国内個人投資家に対する国内機関投資家の優越の2点も、多くの研究者が共有する理論的予測であるといえよう。従って、これら5つの理論的仮説が、中東欧・旧ソ連諸国を対象とした先行研究全体として実証されているのか否かを検証することが、本稿が行うメタ分析の主要な目的となる。

## 2.2 移行経済の特殊要因

中東欧・旧ソ連諸国における企業私有化は、先進諸国の経験と比して、その実施範囲の広

---

<sup>6)</sup> この観点から、Blomstrom and Wolff (1994)は、メキシコ企業の改善事例を、Dunning (1986)は、日本企業が進出先である英国の企業にもたらした効果を、それぞれ検討している。

<sup>7)</sup> もっとも、外国投資家は、進出国の事情に必ずしも精通していないため、当該国での技術導入にかなりの時間を費やす恐れもある他、国内投資家による海外資本や技術へのアクセスが十分可能であれば、外国投資家が、国内投資家との対比において、抜きん出た企業パフォーマンス効果を発揮するわけではないという見方も、少数派ながら存在する(Frydman et al., 2007)。更に、外国資本は、大量失業と国家主権の侵害をもたらすという潜在的な脅威に加えて、熾烈な市場競争を介して国内企業を排除するクラウドディング・アウト効果を孕む以上、「東欧諸国にとって私有化計画は、外国資本と専門知識が参入する明確な道筋を提供するとともに、自国の利害の観点から外資を受け入れ可能なものとする環境」(Frydman and Rapaczynski, 1994, p.16)作りが欠かせないとの指摘もなされた。

さと深さが格段に異なるものであった。即ち、これらの国々における私有化政策は、単に国家から民間部門への所有権の移転を指すだけではなく、私的所有権制度が社会に再導入される過程に相当し、企業レベルでは、指令経済システムの払拭と経済合理性や利潤関心に基づく意思決定原理の徹底を含意した(Frydman and Rapaczynski, 1994; Shleifer and Vishny, 1994)。更にそれは、法制度、ルール、慣習を含めた制度体系の広域的な再構築過程をも伴うものであった(Dewatripont and Roland, 1996)。つまり、移行国における企業私有化は、経済構造に根本的な転換をもたらす極めて複雑な社会的プロセスだったのである。

いきおい私有化政策の目的も多義的となった。民間所有者層の形成や市場経済に適応した企業経営者の育成という政策本来の目的の他に、構造改革の原資となる財政収入の確保やマクロ経済の安定化も、その実施目的に織り込まれた。更に、私有化政策は、改革派が大衆の政治的支持を獲得する手段としても、その逆に、旧共産党系反改革派が権力を奪還する口実としても、大いに利用された(Åslund, 2013)。かかる政策的意図の多義性故に、中東欧・旧ソ連各国政府が採用した私有化方式は大いなる多様性を示し、政策進行速度にも、これらの国々の間で著しい差が生じた。また、そもそも、私有化政策が実行される上での素地、即ち、欧州連合(EU)圏への近接性や市民社会の成熟性等の前提条件が、移行諸国間、とりわけ中東欧地域と旧ソ連地域では決定的に異なった。これらの諸要因が、企業所有主体のインセンティブ構造や努力水準に一定の影響を及ぼす可能性は大いにある。従って、移行経済の文脈において、ポスト私有化期の所有構造と企業パフォーマンスの関係を考察する上では、これらの点への分析的配慮が、極めて重要となり得る。そこで、本項では、初めに、移行諸国の地域特殊要因を、続いて私有化方式や政策進行速度の相違性が如何なるものであるかを論じ、最後に、メタ分析の為の追加的な理論仮説を提示する。

さて、第一の論点である移行諸国の地域特殊要因との関係では、多くの研究者が、中東欧地域と旧ソ連地域の差異に目を向けた。何故なら、体制転換の有り方がEU東方拡大プロセスに強く影響された中東欧・バルト諸国と、それに関与せず独自の市場経済化路線を歩んだ旧ソ連諸国の間では、私有化政策の実施過程や成果も大きく異なるに違いないと予想されたからであり、図1及び表1に示されたEBRDによる第三者評価も、それを端的に示していた。実際、中東欧・バルト諸国は、西欧圏に近いという意味での有利な地政学的条件を活かすと共に、EU側の要請に対応した法体系やその他諸制度の構築を積極的に進めることで、企業私有化を含む市場経済化政策の安定的な基盤を作り上げると共に、欧米多国籍企業を筆頭とする外国投資家の企業私有化プロセスへの誘引にも大きな道を開いた。制度設計の公明正大性と政策意思決定プロセスの透明性の著しい向上も、外部投資家とインサイダーの間の情報非対称性の緩和に有効に作用したと見られる。また、市民社会の成熟度が一定の水準に達しているこれらの国々では、外部投資家、企業経営者、被雇用者の区別に依らず、経営再建者としての能力が大いに尊重された。いみじくも Djankov (2014)が、「東欧諸国の外国投資家や労働者は、旧ソ連諸国のそれよりも良き企業所有者となった」(p. 191)と述べ

ているが、この事実は、これら諸要因の相乗的な効果の賜物であろう。

これに対して、バルト諸国を除く旧ソ連圏では、中東欧諸国にとっての EU に該当する外的圧力が不在ないし脆弱な政治環境の下で、所有権を含めた諸制度の完成度は低く、なおかつ頻繁なルール変更が日常茶飯事であるという意味で、実に不安定であった。また、これらの国々では、私有化政策の制度設計や実施過程における不透明性が極めて高く、政治家や官僚の機会主義的・レントシーキング的行動及び実業家による「国家捕獲」(state capture)の影響力も甚大であったために、国有資産譲渡先の選定が、公正かつ十全に実現された可能性は低かった(Frye, 2002; Iwasaki and Suzuki, 2007, 2012)。これらの諸要因は、外国投資家を含む戦略投資家の不足や社会全体に蔓延する汚職問題等と相俟って、ロシアや他の旧ソ連諸国における私有化企業の経営再建効果を大いに阻害したと考えられている(Johnson et al., 2000; Радыгин, 2014)。Djankov and Murrell (2002)や Estrin et al. (2009)が、その体系的レビューの中で、なによりも中東欧諸国と旧ソ連諸国の比較を重視したのは、この観点から大いに頷ける。

第二の論点である私有化方式について、経営再建者の選択という観点から特に考慮されるべきは、国有資産が無償で譲渡されたのか、有償の譲渡であったのかという点及び資産譲渡先の選抜過程において、その資力や経営能力がどの程度重視されたのかという点の 2 点である。再び表 1 の通り、中東欧・旧ソ連諸国の大多数が採用した企業私有化の最優先方式は、(1)バウチャー方式、(2)MEBO 及び(3)戦略投資家への直接売却であるが、表 2 が示す通り、これら 3 方式は、上記 2 つの観点から極めて対照的な政策手法であり、この違いが、ポスト私有化期の所有構造及び新たな所有主体のインセンティブ構造と努力水準に及ぼした影響は極めて大きかったと考えられる。その論拠は、次の通りである。

バウチャー方式は、中東欧・旧ソ連 28 カ国中 9 カ国において、私有化政策の最優先方式に採用された。次節で述べる通り、とりわけ、チェコ及びロシアの大衆私有化政策は、様々な研究者の関心を惹き、数多くの実証研究を生み出した。これらの国々で、バウチャー方式の採用が強く促された背景には、国内資本の絶対的な不足への政策的対応の必要性和改革派のポピュリズム的政治判断があった。但し、バウチャー方式といっても、その発行規模や配布・利用方法は、各国で異なる(Miller, 2013)。例えば、チェコでは、バウチャー(私有化クーポン)は、投資私有化基金に集中されたが、同基金は、政府の直接的影響下にある銀行によって所有・経営されたため、究極的所有者は依然として国家のままであり、従って、公的所有が事実上再生された(Stark and Bruszt, 1998)<sup>8</sup>。これに対して、額面 1 万ルーブルのバウチャー(私有化小切手)を、未成年を含む全国民へ「平等」に配布したロシアでは、外部投資家を生み出すという投資基金の役割は殆ど果たされないまま、大多数の国有企業がインサ

---

<sup>8</sup> その後、チェコでは、投資私有化基金から戦略投資家への有償による資産移譲が推進され、この結果、外資系銀行による企業所有が広範に観察された。また、表 1 には示されていないが、戦略投資家への直接売却と並行して、オークション方式での資産売却が活発に行われたのも同国の特徴である(Hanousek and Kočenda, 2011)。

インサイダーに事実上無償で譲渡された(Boycko et al., 1995; Mizobata, 2005, 2008)。

以上の通り、国によって実施手法に差異はあったものの、国有企業が、大衆又は特定の市民集団に、無償或いは極めて安価に譲渡され、この副作用として、有能かつ十分に動機付けられた所有者や経営者が、私有化企業の殆どで確保されなかったばかりではなく、政府になんら歳入ももたらさなかったというのが、バウチャー方式採用国に共通する政策的帰結であった。バウチャー方式は、国民の支持を受け易いという政治的利点がある一方、無償供与故に、新しい所有者の企業に対する関心や責任を希薄化させ、その結果、企業業績の改善を十分には促さないという欠点を、私有化後すぐにも顕在化させた。「大衆資本主義政策は、株のような資産の購入には手を出さないような低所得者にも株を売り払うため、簡単に失敗しうる」(Börs, 1991, p. 25)のであった。また、ロシアに特に顕著であったが、資力や経営手腕以外の理由(主に政治的・私利的目的)から国有資産の譲渡が実行されることにより、経営再建者として最も望ましい経済主体が、私有化企業の所有と経営から排除されるという意味での「逆淘汰効果」の影響も、バウチャー方式採用国では広範かつ顕著に現れた。

MEBO は、社会主義時代の労働者自主管理原則や企業経営への労働者参加を重視する社会通念に強く突き動かされた 8 つの移行国で、企業私有化の最優先方式に採用された(Thompson and Valsan, 1999)。旧ユーゴスラヴィア圏でこの方式が特に尊重されたのは、それを象徴する事実である(Mencinger, 1996)。MEBO は、その名の通り、他の可能な代替肢を差し置いて、なによりもまずインサイダーに国有企業を譲渡する方針を徹底したという意味において、資力や経営手腕に基づく所有主体の選別を軽視した方式であることが大問題であるし、更に、2.1 項で述べた理由により、私有化企業の大多数が、インサイダー所有の弊害を免れなかった。但し、MEBO は、原則として有償の資産譲渡である以上、バウチャー方式に関連して論じた無償譲渡に起因する経営再建活動への否定的な効果は回避され得る。また、資本市場や情報産業の未発達及び政府による企業情報開示規制の不十分性等の理由により、外部投資家と企業経営者の間の情報非対称性が極めて強い場合、インサイダー支配は、相対的に効果的な所有構造となり得るから、MEBO の採用が、私有化企業のパフォーマンスに及ぼす悪影響は、短期的には制限的であった可能性はある(Wright et al., 1989)。

戦略投資家への直接売却は、バウチャー方式採用国と同数の 9 カ国が、最優先方式として利用した。その中でも、エストニア、ハンガリー及びポーランドの 3 カ国では、入札有償売却が特に重視され、外国投資家への資産譲渡も積極的に推進された。また、ハンガリーの場合、大規模製造業企業や有力商業銀行の多くも、欧米企業を中心とする戦略投資家に気前よく売り払われた(Iwasaki et al., 2012b)。直接売却の場合、買手が誰であろうが、取得した資産価値に企業経営から得られる収益の合計が買収費用を上回るべく、その所有者を投資先企業の経営再建へと駆り立てる。この直接売却こそ、投入資金の回収と更なる利潤確保を最重要目標とした所有者と経営者を生み出し、従って、マクロ経済的には、競争的な市場環境の創出に大きく貢献するであろう。また、国有資産の譲渡先を、長期的視野に立って企業経営

の在り方を模索する戦略投資家に限定することから生まれる肯定的効果も、この方式の利点として強調に値する(溝端, 1999)<sup>9)</sup>。

私有化方式の違いもさることながら、政策進行速度の面でも、中東欧・旧ソ連諸国の間には、著しい格差が生じた。再び表1によれば、移行28カ国の2010年時における民間部門の対GDP比の平均値(中央値)は、66.6%(70%)であるが、この値を大きく凌駕する国々が存在する一方、大幅に下回る国々も少なくない。とりわけ、政府指導者が抜本的な構造改革に極めて慎重な一部の旧ソ連諸国では、企業私有化は現在も遅々として進んでいない<sup>10)</sup>。

他の条件を一定とすれば、私有化政策の速度と企業再建効果は負に相関するという議論が、Радыгин(2014)によって提起されている。実施速度を優先した企業私有化は、所有の過剰な分散をもたらすと共に、資本市場の形成を遅らせ、市場制度の構築それ自体にも障害となる。それは、所有権の安定性や市場の信頼性を大いに損なうから、私有化企業の経営活動にも否定的な影響を及ぼすと考えられるのである。Roland(2000)も、同様の観点から、性急な私有化は資産の篡奪を招きやすく、従って、不適切な所有構造の下で、企業パフォーマンス効果も乏しいものに止まるであろうと論じている。これらの主張は、拙速な体制転換の副作用に強い危惧を表明したArrow(2000)の考えに共鳴するものである。

しかしながら、私有化政策の速度と企業再建効果の相関には、逆の結果も考えられる。私有化政策の進展に伴う民間部門の拡大は、競争的な経営環境の創出に繋がるから、私有化後に生じた所有構造の如何に係らず、市場の厳しい淘汰圧力に晒された所有者や経営者をして、自社企業の経営再建を鼓舞せしめる可能性も否定できない(Åslund, 2013)。従って、私有

---

<sup>9)</sup> 以上に議論した3つの優先的な私有化方法と表1のオークション方式の他に、中東欧・旧ソ連諸国では、担保型私有化(loan-for-share privatization)、IPOによる国有株式の市場放出、旧所有者への資産償還等の政策も実施された。例えば、ロシアの担保型私有化では、落札者は、政府への低利融資と引き換えに、普通株(担保期間内での株数に基づく発言権)を取得した。この場合、政治リスクを考慮しても、当該資産の取得価値は、極めて低いものであったと指摘されている(Гайдар, Чубайс, 2011)。この担保型私有化は、ロシア政府と「オリガルヒ」(政商)と呼ばれる大物実業家とを強く結びつける金融・企業集団を形成する契機となったのは周知の事実である。また、チェコ、エストニア及びラトビアの3カ国では、資産償還が重視され、特に後者2カ国では、市民権の付与と強く関連付けられたために、この政策は政治的に利用された。償還方式は、社会主義システムの存在期間が長ければそれだけ旧所有者を特定することが困難になり、実施範囲が制限される。このような場合、「返還証券」と名付けられたバウチャーとセットで実行された例もある。もっとも、以上に挙げた私有化方式を採用した国は、特定のないし極めて限定的であり、なおかつその殆どが最優先方式として実施されたものではないため、本稿のメタ分析による広域的な国家間比較で、その政策効果を分析することは困難である。

<sup>10)</sup> その傾向は、急進主義とも、漸進主義とも言い難い市場経済化路線を歩むベラルーシ、トルクメニスタン及びウズベキスタンにおいて特に顕著であるのは、表1の通りである。これら3カ国の移行戦略は、「再集権化戦略」(recentralization strategy)とでも呼びうるものであり、まがりなりにも市場経済を標榜して体制転換を進めるその他の移行諸国とは性質が大きく異なる。詳しくは、Iwasaki(2004)、Iwasaki and Suzuki(2007)及びMyant and Drahoukoupil(2010)を参照。

化進行速度の高い国ほど、民間所有主体による企業パフォーマンス効果が向上するという予想も成り立つ。また、激しい企業間競争故に、インサイダー、国内外部投資家、外国投資家という所有主体の属性的相違から生じる経営再建努力水準の差異が、私有化政策が遅滞しており、従って、経営基盤が脆弱な企業が温存されがちな国々よりも、より縮小する可能性もある<sup>11)</sup>。

以上、本項の考察結果からは、移行経済の特殊要因とポスト私有化期の企業パフォーマンス効果の相関関係という観点から、(1)旧ソ連諸国に対する中東欧諸国の優越、(2)私有化政策としてのバウチャー方式の最劣等性、(3)MEBOに対する直接売却方式の優等性という3つの理論的仮説が導き出される。他方、私有化速度の影響は、理論的に予測困難であるが、他の市場経済化政策では、その速度と経済再建効果に正の相関関係がしばしば観察されるという事実と軌を一にして、(4)私有化政策の加速は、企業再建効果を伴うという仮説も同時に示唆しうる。そこで、第3節以降では、本節に提起された一連の理論的仮説及び政策進行速度の実質的影響を、先行研究のメタ分析によって実証的に検証する。

### 3. 文献調査の手続き、抽出推定結果の概要及びメタ分析の方法論について

本節では、メタ分析対象文献の探索・選択手続き、抽出推定結果の概要、並びに本研究が採用するメタ分析方法の基本的枠組みと手順を順次述べる。

中東欧・旧ソ連諸国における私有化後の所有構造が、当該企業のパフォーマンスに及ぼした影響を実証的に検証した文献を見出す第一手段として、筆者らは、電子化された学術文献情報データベースである Econ-Lit 及び Web of Science を利用して、1989年から2015年の26年間に発表された文献の探索を行った<sup>12)</sup>。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* 又は中東欧・旧ソ連諸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、約800点の文献が見出されたが、更に我々は、これらデータベース検出文献が引用する非重複文献の内、同じ期間に刊行された類似研究業績も可能な限り入手し、最終的に1000点超の文献を、電子版またはハードコピーで収集した。

次に我々は、上記収集文献の研究内容を逐一吟味しつつ、本稿のメタ分析に利用可能な推定結果を含有している文献の絞り込みを行った。その結果、Earle et al. (1996)から Vintilă and Gherghina (2015)に至る、合計121点の文献が選択された。表3には、これらメタ分析対象文献が列挙されている。同表より、1996年から2015年までの20年間を通じた途切れのない研究成果の発表が確認されるが、とりわけ2000年代前半に実証研究の大きな波が生じたこ

<sup>11)</sup> 私有化政策進行速度の経営再建効果に関するかかる対立的議論は、移行戦略の有り方を巡る急進主義派と漸進主義派の論争に通底している(Iwasaki and Suzuki, 2016)。

<sup>12)</sup> 最終文献探索作業は、2016年1月に実施した。

とが分かる。実際、2000～2004年の5年間に刊行された研究成果は55点に達し、メタ分析対象文献全体の46.6%を占めている。但し、表3の通り、2005年以降も研究成果の蓄積は不断無く続き、2000年代後半及び2010年代前半に発表されたメタ分析対象文献も、それぞれ30点及び20点を数える。

筆者らは、上記121点の先行研究から、合計2894の推定結果(1文献平均23.9、中央値13)を抽出した。これら抽出推定結果の研究対象国は29カ国に及び、中東欧・旧ソ連地域を殆ど網羅しているが、実証分析の俎上に挙がる頻度には、国家間に顕著な差も存在する。事実、表3によれば、チェコとロシアを取り上げた文献は36点及び31点を数え、これに、ハンガリー(23点)、ポーランド(22点)、ルーマニア(21点)、エストニア(20点)、ウクライナ(18点)、スロベニア(17点)、ブルガリア(15点)、スロバキア(11点)が続くが、残る19か国を取り上げた文献は、全て10点以下に止まる。研究対象産業別では、製造業を含む鉱工業研究65点と特定の産業分野に分析対象を限定しない広範囲産業研究57点によって、これら先行研究はほぼ二分される一方、サービス業に焦点を絞った研究は、僅か6点に限られる。推定期間は、121文献全体で、1985年から2011年までの27年間をカバーし、抽出推定結果の平均推定年数(中央値)は、4.16年(4年)である。

表3に掲げた先行研究が、回帰モデルの左辺、即ち、従属変数に用いた経営実績変数は、(1)総売上高や総生産額等の売上/産出指標、(2)ROA等の効率性指標、(3)労働生産性や全要素生産性等の生産性指標、(4)株価やトービンのQ等の企業価値指標、(5)その他経営実績指標の5タイプに大別され、全抽出推定結果に占める各タイプの比率は、各々26.6%(771推定結果)、30.8%(同890)、24.3%(同703)、12.8%(同369)及び5.6%(同161)である<sup>13)</sup>。

他方、回帰モデルの右辺、即ち、独立変数に用いられた所有変数は、国家全般所有変数から企業被雇用者所有変数に至る全15タイプに分類される。以下、本稿では、この15変数タイプを、「所有変数タイプ小分類」と総称する。図2には、この分類基準に応じた抽出推定結果の内訳が示されている<sup>14)</sup>。更に本稿では、前節の議論に対応して、国家全般所有変数から地方政府所有変数の3タイプ、国内外部投資家全般所有変数からその他国内非金融機関法人所有変数までの8タイプ及び企業従業員全般所有変数から企業被雇用者所有変数までの3タイプを、各々全国家所有変数、全国内外部投資家所有変数及び全企業従業員所有変数と名付けるより広義の変数タイプにそれぞれを集約し、これら3つの変数タイプに外国投資家所有変数を加えた「所有変数タイプ大分類」も利用する。図3は、抽出推定結果の当該4大分類別構成である。以下、本稿のメタ分析は、主にこの大分類に依拠しつつ、属性が異な

<sup>13)</sup> この通り、本稿のメタ分析は、人員整理を含む組織改革や設備投資といった企業再建活動に係る変数を従属変数とした推定結果は一切用いず、経営・生産活動の効率性や収益性を捕える狭義の企業パフォーマンスに分析を集中している。

<sup>14)</sup> なお、国内外部投資家所有変数と分類した抽出推定結果の一部に、外国投資家所有の効果が入っている可能性は排除できないが、研究内容の文脈から見て、国内外部投資家の所有効果の検証を目的とすることが明らかな推定結果は、敢えてこのタイプに分類した。

る所有主体間の効果サイズや統計的有意性及び公表バイアスの有無と程度に関する比較分析を行うが、仮説検証の必要性等に応じて、前述の 15 小分類も適宜用いる。

次に、上記抽出推定結果を用いたメタ分析の基本的枠組みと手順を簡単に述べる。

本研究では、抽出推定結果の統合に、偏相関係数と  $t$  値を用いる。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  $t$  値と自由度を各々  $t_k$  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。その標準誤差は、 $\sqrt{(1-r_k^2)/df_k}$  である。この偏相関係数( $r$ )は、伝統的な固定効果モデルと変量効果モデルの両方で統合し、均質性検定の結果に基づいて、いずれかの統合値を参照値として採用する。

一方、 $t$  値については、筆者らが独自に判定した研究水準の 10 段階評価<sup>15)</sup>で加重した結合  $t$  値  $\overline{T_w}$  と共に、重みのない結合  $t$  値  $\overline{T_u}$  も求める。また、有意水準 5% を基準とするフェイルセーフ数を、これら結合  $t$  値の信頼性を評価するための補足的統計量として報告する。

推定結果の統合に続いて、メタ回帰分析を行う。それは、次式の推定を目的とする。

$$y_k = \beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_n x_{kn} + e_k, \quad k = 1, \dots, K \quad (2)$$

ここで、 $y_k$  は第  $k$  推定結果、 $x_k$  は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、 $\beta_n$  は推定すべきメタ回帰係数、 $e_k$  は残差項である。本稿では、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、かつ上述した 10 段階の研究水準、観測数( $N$ )又は標準誤差の逆数( $1/SE$ )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法推定量(Cluster-robust fixed-effects panel LSDV)から成る計 7 種類の推定量を用いて推定を行い、メタ回帰係数の統計的頑健性を点検する。

メタ分析の最終段階として、公表バイアスの検証を行う。本稿では、漏斗プロットやガルブレイズ・プロットと共に、この目的のために特別に開発されたメタ回帰モデルの推定を以て、公表バイアスの有無及び程度を解析する。公表バイアスには、大別して、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「公表バイアス I 型」及び符号関係に係りなく、統計的に有意な推定結果であればあるほど公表頻度が高いという意味での「公表バイアス II 型」という 2 つのタイプがあり、漏斗プロットは前者の、ガルブレイズ・プロットは後者の検証に用いる。

<sup>15)</sup> 評価方法の詳細は、本稿補論 A を参照。



メタ回帰モデルを用いた公表バイアスの検証には、Stanley and Doucouliagos (2012)が提唱する公表バイアス I 型判定のための「漏斗対称性検定」(funnel-asymmetry test: FAT), 並びに抽出推定結果の中に正真正銘の実証的証拠が存在するか否かを判定する「精度＝効果検定」(precision-effect test: PET)及び正真正銘な効果サイズを得るための「標準誤差を用いた精度＝効果推定法」(precision-effect estimate with standard error: PEESE)から成る FAT-PET-PEESE 手続きに、移行経済研究分野において特に深刻だと考えられている公表バイアス II 型の検定を加えて実行する<sup>16)</sup>。

#### 4. 抽出推定結果のメタ統合

図 4 は、前節にその概要を報告した 2894 抽出推定結果の偏相関係数( $r$ )及び  $t$  値の所有変数タイプ大分類別度数分布であり、図 5 には、そのカーネル密度推定値が描画されている。

図 4 (a)の通り、いずれの所有変数タイプも、0.0 を偏相関係数の最頻値とする点は一致しているが、正負方向への広がりには一定の差が見られる。実際、Cohen (1988)の基準に従えば、企業パフォーマンスに対する所有構造の軽微( $0.1 \leq |r| \leq 0.3$ )又は顕著な効果( $0.3 \leq |r|$ )を報告する実証結果が抽出推定結果全体に占める比率は、全国家所有変数が 30.3% (181 推定結果)であるならば、全国内外部投資家変数は 25.7% (同 243)とこれを下回り、外国投資家所有変数は 33.1% (同 289)とほぼ同水準、全企業従業員所有変数は 46.8% (同 223)と大幅に上回る<sup>17)</sup>。また、所有構造の肯定的な企業パフォーマンス効果を示唆する正の推定値の比率は、全国家所有変数が 51.1% (305 推定結果)であるのに対して、全国内外部投資家変数は 66.3% (同 627)、外国投資家所有変数は 73.3% (同 641)、全企業従業員所有変数は 71.5% (同 341)であり、後者 3 タイプは、いずれも全国家所有変数を大きく上回っている。この結果、Shapiro-Wilk の正規性検定は、全 4 タイプ揃って帰無仮説を棄却しているが、図 5 (a)の通り、正方向への偏り度合いという点では、全従業員所有変数、外国投資家所有変数、全国内外部投資家所有変数の順で、いずれもが全国家所有変数を凌いでいる。

他方、図 4 (b)及び図 5 (b)の通り、抽出推定結果の  $t$  値は、外国投資家所有変数は 2.0 を、その他 3 タイプは 0.0 を最頻値として、全ての所有変数タイプが尖度の高い分布を示しており、従って、Shapiro-Wilk の正規性検定は、4 タイプ共に帰無仮説を強く棄却している。ここで見られる顕著な特徴は、統計的に有意かつ正の推定結果が全体に占める比率で見た

<sup>16)</sup> 以上に述べたメタ分析方法の詳しい解説は、本稿補論 B を参照のこと。

<sup>17)</sup> 相関係数の評価基準として広く引用される Cohen 基準は、係数値 0.3 を“small effect”と“medium effect”とを分かつ閾値として、同様に係数値 0.5 を“medium effect”と“large effect”を区別する閾値に定めている。ただ、同基準は、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厳しい。そこで、Doucouliagos (2011)は、Cohen (1988)に代わる新しい基準として、0.024, 0.154, 0.245 を, small, medium, large effect それぞれの下限閾値に提案している。この基準に従えば、所有変数の効果サイズもより肯定的に評価されることになる。

外国投資家所有変数の抜群性である。事実、外国投資家所有変数の場合、 $t$  値が 2.0 以上の実証結果は、全 874 抽出推定結果の 44.7% (391 推定結果) を占めるのに対して、全国家所有変数は 11.7% (同 70)、全国内外部投資家変数は 19.7% (同 186)、全企業従業員所有変数は 28.1% (同 134) に止まり、外国投資家所有変数が他 3 タイプを大きく引き離している。この結果は、外資参入の企業再建効果は、国内企業所有者と比較して、実証的により検出され易い傾向があるという移行経済研究者の経験的直観にも合致している。

続く図 6 は、偏相関係数及び  $t$  値を、推定期間平均年順に配列したものである。同図の通り、全国家所有変数、外国投資家所有変数及び全企業従業員所有変数の偏相関係数及び  $t$  値は、時間軸に沿って下方トレンドを描いている。実際、その近似式によれば、推定期間平均年が 1 年進行すると、偏相関係数は、全国家所有変数では 0.0045、外国投資家所有変数では 0.0048、全企業従業員所有変数では 0.0069 有意に低下し、同様に  $t$  値も、各々 0.203、0.430 及び 0.106 有意に低下する。これら 3 所有変数タイプとは対照的に、全国内外部投資家所有変数は、時系列的な上方トレンドを示しており、推定期間平均年が 1 年前進するごとに、偏相関係数は 0.0028、 $t$  値は 0.0737 有意に上昇する。これらの結果から、異なる所有者間の経営再建者としての優劣関係は、研究対象期間に応じて、相対的に変化し得るものであることが分かる。

抽出推定結果のメタ統合結果は、表 4 に一覧されている。ここでは、所有変数タイプ大分類に加えて、小分類に基づいた統合結果も報告した。同表(a)の通り、偏相関係数の統合値は、両分類共に、全てのケースで均質性の検定が帰無仮説を棄却しているため、変量効果モデルの推定値  $\bar{R}_r$  を参照値として採用する。一方、同表(b)の結合  $t$  値を見ると、無条件に結合した値  $\bar{T}_u$  と研究水準で加重した値  $\bar{T}_w$  では、18 ケース中 16 ケースにおいて、後者が前者よりも大幅に低い。即ち、実証結果の統計的有意性は、研究水準又はその背後にある研究の諸条件に大きく左右されるといえる。そこで、図 7 では、変量効果モデルの偏相関係数統合値及び研究水準で加重された結合  $t$  値に注目して、異なる所有変数間の比較を行った。ここで留意すべきは、図中でも示している通り、メタ統合結果の一部は統計的に有意にゼロではないといえず、従って、これら非有意な統合結果と有意なそれとの直接的な比較はできないという点にある。

上記の点も踏まえて、表 4 及び図 7 の分析結果を要約すれば、次の 4 点を指摘することができる。即ち、第 1 に、総じて民間部門は、国家との比較において、ポスト私有化期の企業パフォーマンスの向上により大きな寄与をもたらす存在である。但し、効果サイズの面では、国内金融機関全般所有変数の、統計的有意性の面では、国内金融機関全般所有変数に加えて、国内銀行所有変数や企業被雇用者所有変数を用いた抽出推定結果が、この全体的傾向に反する実証結果を示している。第 2 に、全国内外部投資家の経営再建者としての実証的評価は、理論的予想に反して、インサイダーのそれに総じて劣っている。第 3 に、外国投資家の企業パフォーマンス効果は、統計的有意性では国家や他の民間主体を圧倒しているものの、効果

サイズの面では、インサイダーと殆ど差が無い。第4に、企業経営者と被雇用者の間には、効果サイズと統計的有意性の両面において、前者が後者に優るという関係が明確に看取され、理論的予想が支持されている。

以上の通り、本節に報告した分析結果は、企業所有主体としての国家に対する民間部門の優位性やインサイダー間の優劣に関する理論的仮説に対しては、明確な支持を表しているものの、民間所有主体間の相対的優劣関係については、必ずしも理論的な予想を裏付けるものではない。図6の時系列配列や表4(b)の $t$ 値結合結果が示唆する通り、今回我々が抽出した推定結果は、研究の諸条件や水準に強い影響を受けている可能性が高い。そこで次節では、メタ回帰分析の手法を用いて、より厳密な仮説検証を試みる。

## 5. 研究間異質性のメタ回帰分析：ベースライン推定

本節では、前節の分析結果が他の研究条件を同時に制御した上でも再現され得るのか否かを、メタ回帰分析によって検証する。推定するメタ回帰モデルの従属変数は、偏相関係数又は $t$ 値であり、一方のメタ独立変数には、所有変数タイプ分類を反映した諸変数や第3節で言及した研究対象国構成、研究対象産業、推定期間、経営実績変数タイプに加えて、所有変数のその他の形式や構造<sup>18)</sup>、実証分析に用いられたデータの形式や情報源、推定量、推定式のタイプ、企業私有化選択バイアス問題に対する分析的対処の有無、推定結果に強く影響すると考えられる各種制御変数の有無、自由度<sup>19)</sup>及び研究水準の差異を捕える変数を採用した。これらメタ独立変数の名称、定義及び記述統計量は、表5の通りである。

はじめに、所有変数タイプ4大分類を用いた推定を行った。その結果が、表6である。同表の通り、推定結果は、推定量の違いに大変感受的である。そこで、以下では、7モデル中4モデル以上で、統計的に有意かつ符号関係が同一なメタ独立変数を、統計的に比較的頑健な推定結果と見なして結果解釈を進める。

偏相関係数を従属変数とした表6(a)の推定結果によれば、全国家所有変数よりも、統計的に有意により大きい正の効果サイズを報告している抽出推定結果は、外国投資家所有変数に限られることが分かる。事実、外国投資家所有変数の抽出推定結果を1で指定するメタ独立変数は、全7モデルにおいて1%水準で有意に正という極めて頑健な推定値を示している。換言すれば、他の研究条件を一定とすれば、外国投資家所有変数の偏相関係数は、全国家所有変数よりも、0.0406から0.0730の範囲で、平均的に高いのである。これとは対照的に、全国内外部投資家所有変数や全企業従業員所有変数の抽出推定結果を1で捕えるメタ独立変数の係数値は、殆ど全てのモデルで正であるものの、大多数が非有意である。

ここで、表6(b)の $t$ 値を従属変数とした推定結果に目を転じると、外国投資家所有変数

<sup>18)</sup> なお、所有変数交差項の推定結果そのものは、抽出推定結果に一切含まれていない。

<sup>19)</sup> 標本サイズは、推定結果の統計的有意性に大きく影響する。そこで、多くのメタ研究は、統計学的観点から、自由度の平方根をメタ回帰モデルのコントロール変数に用いている。

のメタ独立変数は、再び7モデル全てにおいて1%水準で有意に正である。つまり、外国投資家の企業パフォーマンスに与える効果の統計的確からしさは、国家所有のそれよりも1.3910から7.8449の範囲で平均的に高いと判断される。これに対して、全国内外部投資家所有変数及び全企業従業員所有変数のメタ回帰係数は、全7モデルで正だが、統計的に有意な推定結果を示しているのは、いずれも2モデルに過ぎず、従って、国家と国内民間所有主体の所有効果の統計的有意性に顕著な差があるとは言い難い。

以上の分析結果を踏まえつつ、次に、所有変数タイプ15小分類を用いた推定を行った。その結果が、表7である。紙幅の都合から、他研究条件のメタ独立変数及び切片の推定結果は省略したが、それらの構成は、表6のそれと完全に一致している。

表7(a)の通り、偏相関係数を従属変数とするメタ回帰分析では、外国投資家所有変数に加えて、国内外部投資家全般所有変数及びその他国内非金融機関法人所有変数の抽出推定結果を1で特定するメタ独立変数が、5モデルまたはそれ以上で有意に正に推定された。他方、 $t$ 値を従属変数とした同表(b)の推定結果においては、外国投資家所有変数に、その他国内非金融機関法人所有変数及び企業従業員全般所有変数を加えた3所有変数タイプが、5モデル又はそれ以上で、やはり有意に正の係数値を示した。

上記の結果から、表6の所有変数タイプ大分類を用いた分析結果において、全国内外部投資家所有変数のメタ回帰係数が悉く非有意である理由として、国内外部個人投資家から国内企業集団・持株会社に至る6所有者タイプの企業パフォーマンスへのインパクトを検証した研究が、全体として、経済的に意味があり、なおかつ統計的に有意な所有効果の検出に失敗していることが指摘できる。他方、全企業従業員所有変数と全国家所有変数の効果サイズに統計的に有意な差が認められない原因は、図7でも示されていた通り、被雇用者の所有効果が極めて矮小であるためだと推察される。

なお、再び表6の通り、所有変数タイプ以外の研究条件や研究水準を反映したメタ独立変数の中で、比較的頑健に推定されたものは極めて限定的である。即ち、効果サイズという観点から研究間異質性を体系的に説明し得る要因は、(1)推定量の選択及び(2)自由度の2要因であり、一方、統計的有意性の面から研究間の差異を決定付けているのは、(1)交差項の有無、(2)推定期間初年度、(3)推定量の選択、(4)産業固定効果の制御、(5)研究対象国の差異という5つの要因に過ぎず、経営実績変数や研究対象産業の違い、実証データの形式や情報源、推定式のタイプ、選択バイアスへの対処の有無、研究水準という一連の研究条件は、先行研究が報告する実証成果に体系的かつ著しい差異をもたらす要因ではないといえる。

以上の通り、表6及び表7に報告したベースライン推定の諸結果は、国家や国内民間主体との比較における経営再建者としての外国投資家の抜群性を示唆するに止まるものであり、前節の分析結果と同様に、第2節に提起した所有者タイプ間の差異に関する一連の仮説全体を総体的に裏付けるものではない。かかる分析結果に帰した大きな理由の一つは、特定の国や地域又は私有化政策の特異性を検証すべく設計された所有変数、とりわけ国内外部投

資家所有変数の多くが、期待された実証結果をもたらしておらず、この結果として、既存研究全体が、一種の昏迷状態に陥っていることを暗に示している。そこで、続く第6節では、移行国や私有化政策の特異性に配慮した拡張モデルの推定を試み、これらの要因と実証結果の相関関係を検証することで、この混沌状態の中から一定の規則性を見出す。

## 6. 移行経済の特異性に関するメタ回帰分析

2.2項での議論及び表1に基づき、本節では、移行国及び私有化政策の特異性として、(1)旧ソ連諸国との比較における中東欧諸国の特異性、(2)バウチャー私有化優先諸国の特異性、(3)MEBO優先諸国の特異性、(4)直接売却優先諸国の特異性、並びに(5)企業私有化進行速度の差異に注目を払ったメタ回帰分析を行う。具体的には、これら5つの分析視角に応じて研究対象国を区分し、問題となる移行国グループが標本集団全体に占める比率<sup>20)</sup>と所有変数タイプ別メタ独立変数との交差項を推定することにより、当該国家集団の特異性を識別するのである。以下では、所有変数タイプ大分類を用いた拡張モデルの推定結果を中心に議論を進めるが、付録に報告した小分類に基づく推定結果にも適宜言及する。

### 6.1 中東欧諸国の特異性

表8は、中東欧諸国標本集団比率及び同変数と所有変数タイプ別メタ独立変数との交差項を右辺に導入した拡張モデルの推定結果である。紙幅の制約から報告は割愛したが、ここでも、表7と同様に、他の研究条件を捉えるメタ独立変数が同時推定されている<sup>21)</sup>。同表(a)の通り、中東欧諸国標本集団比率自身は、7モデル中5モデルで有意に正である一方、外国投資家所有変数との交差項は、6モデルで有意に負に推定された。この結果を換言すれば、中東欧諸国を対象とした実証研究は、旧ソ連諸国のそれと比較して、全般的により大きい効果サイズを報告しているものの、外国投資家所有の効果サイズは、旧ソ連諸国よりも統計的に有意に小さく、従って、中東欧諸国における外国投資家の国家や国内民間主体に対する相対的優位性は、旧ソ連諸国ほどには顕著ではない可能性が示唆されている。

他方、表8(b)によれば、中東欧諸国の特異性を交差項で制御すると、所有変数タイプのメタ独立変数が、いずれも比較的頑健に有意に正に推定された。即ち、中東欧諸国研究は、その統計的有意性という観点から、国家所有との対比における国内民間主体及び外国投資家による企業所有のパフォーマンス効果に関する理論的仮説を支持する結果が、旧ソ連諸国研究ほどには得られていないことが、この結果に表れている。

なお、所有変数タイプ小分類を用いた拡張モデルの推定結果(付録1)によれば、中東欧諸

<sup>20)</sup> 複数の移行国を包含する実証データを用いた推定結果に対応するために、本節では標本集団比率を採用するが、表3の通り、メタ分析対象文献の大多数は特定国研究であるから、多くの場合、同変数の値は1である。なお、複数国研究を一切除外し、標本集団比率の代わりに、該当国家集団ダミー変数を用いた場合でも、そこから得られる結論は、本節の分析結果と大差ない。

<sup>21)</sup> 但し、研究対象国別標本集団比率は除かれている。

国研究と旧ソ連諸国研究の間では、特に国内ノンバンク金融機関及び企業経営者の推定結果に、効果サイズと統計的有意性の両面で顕著な差が見られ、なおかつ、旧ソ連諸国研究の方が、これら2所有者タイプの企業パフォーマンス効果に対して、より肯定的な実証的評価を与えていることが確認される。また、統計的有意性の観点では、国内企業集団・持株会社の所有効果についても、同様の傾向が看取される。

## 6.2 バウチャー私有化優先諸国の特異性

表9は、バウチャー私有化優先諸国の特異性を識別した推定結果である。同表には、本研究に報告するメタ分析結果の中でも、特に注目に値する事実発見が表れている。即ち、バウチャー私有化優先諸国の実証結果に特有な影響を交差項で分離すると、所有変数タイプ別メタ独立変数自身には、偏相関係数と $t$ 値の何れを従属変数とした場合でも、7モデル中5モデル又はそれ以上で、その全てに対して有意に正の係数値を与えられているのである。その上、表6のベースライン推定と比して、全国内外部投資家所有変数の係数値が大幅に向上し、有意に推定された全てのモデルで全企業従業員所有変数のそれを凌駕し、また6モデルでは、外国投資家所有変数の係数値をも上回っている。一方、全国内外部投資家所有変数の交差項は、表9(a)及び(b)のいずれにおいても、7モデル中5モデルで、各々有意に負に推定されている。

以上の推定結果は、バウチャー型無償私有化を優先的に実施した移行国を対象とした研究には、異なる企業所有者間の相対的優劣関係に関する理論的仮説を支持しない実証結果が、バウチャー私有化非優先国研究のそれと比して、非常に多く含まれている可能性を強く示唆している。また、両研究間で、これほどにも非対称的な実証結果が生み出された背景として、バウチャー私有化優先諸国における国内外部投資家所有企業のとりわけ期待外れな経営実績を指摘することができる。この意味で、無差別かつ無償の資産譲渡は、彼らの経営再建努力を十分に引き出せなかった可能性が高いといえよう。

以上に加え、所有変数タイプ小分類を用いた推定結果(付録2)は、バウチャー私有化優先国研究における国内機関投資家全般所有変数や国内金融機関全般所有変数の推定結果は、他移行国研究のそれよりも、効果サイズと統計的有意性の両面で著しく劣ることを明らかにしている。この分析結果も、バウチャー型無償私有化を断行した移行諸国において、国内民間主体が、目覚ましい企業パフォーマンス効果を発揮し得なかった要因を把握する上で、大変意味深い事実発見である。

## 6.3 MEBO 優先諸国の特異性

MEBOを優先した移行諸国の特異性に配慮した推定結果は、表10である。同表において、一連の交差項は、従属変数の違いに依らず、頑健に有意な係数値を一切示していない。この結果を換言すれば、企業私有化の最優先方式として、経営者や一般従業員による自社買収を政策的に勧奨した事実は、他の私有化方式に重点を置いた移行諸国との比較において、政策

効果の実証結果に顕著な違いをもたらさないとはいえる。但し、表 10(b)において、MEBO 優先諸国標本集団比率それ自身は、7 モデル中 4 モデルで有意に正に推定されていることから、MEBO 優先国研究が報告する推定結果の統計的有意性は、他移行国研究よりも、総じて平均的に高いとはいえる。

なお、所有変数タイプ小分類を用いた分析結果(付録 3)によると、国内金融機関全般所有変数及び国内銀行所有変数の交差項は、効果サイズと統計的有意性の両方について、国内機関投資家の交差項は、統計的有意性に関する分析結果において、頑健に正の係数値を示している。ここには、MEBO 優先諸国の金融機関を中心とする国内機関投資家は、その他の移行諸国においてよりも、自ら出資する私有化企業の経営再建活動に対して、より良い影響を及ぼしている可能性が暗示されている。それとは逆に、企業被雇用者所有変数の交差項には、効果サイズと統計的有意性の双方で、頑健に負の推定値が与えられており、従業員企業所有の有害性が際立っている。MEBO 方式の特性を理解する上で、興味深い分析結果である。

#### 6.4 直接売却優先諸国の特異性

戦略投資家への直接売却は、とりわけ国内外投資家の企業パフォーマンス効果を引き出す上で極めて有効であった可能性が、表 11 に示されている。何故なら、同表(a)及び(b)の双方において、全国内外投資家所有変数と直接売却優先諸国標本集団比率の交差項が、7 モデル中 5 モデルで有意に正に推定されているからである。その一方、外国投資家所有変数の交差項は、1 つのモデルを除いて全て非有意であるから、直接売却優先諸国における外国投資家と国内外投資家の企業パフォーマンスに及ぼす所有効果の差は、他の移行諸国よりも大幅に小さいことが併せて判明する。ハンガリーやポーランド等で実施された公的審査を通じた国家資産譲渡先の厳しい選別は、外国投資家に比肩する国内投資家の発見に一定の寄与をもたらしたのかもしれない。

また、所有変数タイプ小分類を用いたメタ回帰分析(付録 4)では、偏相関係数を従属変数とした推定結果において、国内外個人投資家所有変数、国内機関投資家全般所有変数、国内ノンバンク金融機関所有変数、企業従業員全般所有変数及び企業被雇用者所有変数の交差項が、 $t$  値を左辺に導入した拡張モデルの推定結果では、国内金融機関全般所有変数、国内ノンバンク金融機関所有変数、企業従業員全般所有変数及び企業被雇用者所有変数の交差項が、各々 4 モデル又はそれ以上で有意に正に推定された。これらの分析結果は、直接売却優先諸国における、国内機関投資家やインサイダーのより活発な企業再建活動を強く示唆しており、上述の議論とも整合的である。

#### 6.5 私有化政策進行速度の差異

政策進行速度の差異が、先行研究の実証結果に及ぼす影響を検証するため、筆者らは、表 1 に報告されている 2010 年民間部門対 GDP 比率の中央値 70%を基準に移行諸国を二分し、その低位諸国標本集団比率を以て、拡張モデルの推定を行った。表 12 が、その結果である。

同表(a)において、民間部門対 GDP 比低位諸国標本集団比率は、7 モデル中 6 モデルで有意に負に、一方、同変数と外国投資家所有変数を指定するメタ独立変数の交差項は、6 モデルで有意に正に推定されている。即ち、企業私有化の進行が遅滞気味の国々を取り上げた実証研究が報告する効果サイズは、改革先進国研究よりも 0.0258 から 0.0705 の範囲で平均的に低いことが確認されると同時に、外国投資家と国家や国内民間主体との所有効果格差は一段と大きいことが分かるのである。2.2 項で論じた通り、企業私有化の進行速度が相対的に高い国々では、民間部門の拡大に伴う企業間競争の激化や、経営基盤が脆弱な国内企業の市場淘汰が、企業所有者としての外国投資家の相対的な優位性を引き下げる結果に繋がっているのかもしれない。

なお、所有変数タイプ小分類を用いた分析結果(付録5)によれば、偏相関係数を従属変数とするメタ回帰モデルにおいて、民間部門対 GDP 比低位諸国標本集団と、国内金融機関全般所有変数、国内ノンバンク金融機関所有変数及び企業経営者所有変数との交差項が、 $t$  値を左辺に置くメタ回帰モデルでは、国内ノンバンク金融機関所有変数、国内企業集団・持株会社所有変数及び企業経営者所有変数との交差項が、7 モデル中 4 モデル又はそれ以上で有意に正に推定された。これらの分析結果には、改革後進諸国における国内機関投資家や企業経営者の相対的優勢が反映されていると見られ、大変意味深長である。

## 7. 公表バイアスの検証

メタ分析の最終段階として、本節では、この研究分野における公表バイアスの有無及びその影響度を検証する。

図8には、抽出推定結果の偏相関係数と標準誤差の逆数を用いた漏斗プロットが、所有変数タイプ4大分類別に描かれている。第3節でも述べた通り、漏斗プロットは、公表バイアスI型の検証に用いる。統計理論によると、仮にこの種の公表バイアスが存在しなければ、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。更に、効果サイズの分散と推定精度は、負に相関すると予想される。従って、この散布図は、伏せた漏斗の姿を示すことが知られている。

以上の観点から、図8の各漏斗プロットを見ると、ゼロを基準としても、また図中に実線で示された最高精度の推定結果 10%の平均値を真の効果の近似値に仮定しても、いずれの所有変数タイプも、統計理論の予想に従い、抽出推定結果が左右対称かつ三角形型に分布しているとは断定し難いものがある<sup>22)</sup>。とりわけ、非対称性の程度は、外国投資家所有変数の場合に顕著である。そこで、いま真の効果がゼロの近傍にあると仮定しよう。すると、第4節でも報告した通り、偏相関係数の正負比率は、全国家所有変数が 306 対 291、全国内外部投資家所有が 627 対 319、外国投資家所有変数が 641 対 233、全企業従業員所有変数が 341

<sup>22)</sup> 推定精度最上位 10%の平均値を、真の効果の近似値と見なす分析手法は、Stanley (2005)のそれに倣うものである。



対 136 であり、従って、両者の比率が等しいという帰無仮説は、全国家所有変数以外の 3 変数タイプについて有意水準 1% で棄却される。更に、仮に真の値が推定精度最上位 10% の平均値に近いとするなら、各変数タイプの偏相関係数分布は、この値を境として、それぞれ左右 244 対 353, 519 対 427, 402 対 472 及び 188 対 289 となり、全 4 変数タイプについて、左右同比率という帰無仮説が有意水準 1% で棄却される。従って、これらの統計的検定結果からは、変数タイプの差異に係らず、公表バイアス I 型の可能性は総じて高いとの示唆が得られる。

図 9 は、 $t$  値と標準誤差の逆数を用いて描いたガルブレイズ・プロットであり、公表バイアス II 型の判定に用いる。同図は、全ての所有変数タイプについて、公表バイアス II 型の存在を強く示唆している。事実、 $t$  値が、有意水準 5% の両側棄却限界値である  $\pm 1.96$  の範囲内に収まる抽出推定結果の比率は、全国家所有変数の場合が 75.7%、全国内外外部投資家所有では 73.4%、外国投資家所有変数では 48.0%、全企業従業員所有変数では 66.0% であり、従って、全抽出推定結果に占める比率が 95% であるとする帰無仮説は、全ての変数タイプについて強く棄却される。また更に、推定精度最上位 10% の平均値が真の効果であると仮定した場合も、統計量  $|(\text{第}k\text{推定結果} - \text{真の効果})/SE_k|$  が閾値 1.96 を越えない推定結果の比率は、上記と同様に 70.5%、75.2%、48.9% 及び 73.6% であり、帰無仮説は再び強く棄却される。この通り、所有変数タイプの違いに係らず、この研究分野に公表バイアス II 型が生じている可能性は極めて高い。

Stanley and Doucouliagos (2012) が提唱する FAT-PET-PEESE 手続きに、公表バイアス II 型検定を加えたメタ回帰分析の結果は、表 13 の通りである。いま 3 モデル中 2 モデル以上で帰無仮説が棄却されるか否かを判定基準に採用すれば、同表 (a) の通り、漏斗対称性検定 (FAT) は、漏斗プロットで顕著な左右非対称性を示した外国投資家所有変数について、帰無仮説を強く棄却しており、公表バイアス I 型の疑いは濃厚である。一方、残り 3 タイプの所有変数は、帰無仮説が受容されており、公表バイアス I 型の影響は軽微であると判断される。他方、同表 (b) の公表バイアス II 型検定は、全ての変数タイプについて、帰無仮説を棄却しており、ガルブレイズ・プロットから得られる視角的印象を裏付けている。

ここで、再び表 13 (a) に目を転じて、精度 = 効果検定 (PET) の結果に注目すると、全国家所有変数以外のケースについて、帰無仮説が棄却されている。従って、これら 3 種類の所有変数タイプについては、抽出推定結果の中に、公表バイアスを超えて正真正銘の証拠が存在する可能性が高い。実際、同表 (c) の通り、標準誤差を用いた精度 = 効果推定法 (PEESE) は、3 変数タイプについて帰無仮説を強く棄却しており、なおかつ標準誤差の逆数 ( $1/SE$ ) の係数値から、所有効果の真の値は有意に正であると判定される。

表 14 には、上述の所有変数タイプ大分類に関する公表バイアス検証結果の要約に加えて、小分類に基づいたそれも一覧されている。同表の通り、公表バイアス I 型は、所有変数タイプ大分類を含む全 18 ケース中 5 ケースにおいて、一方の公表バイアス II 型は、18 ケース中

15 ケースでその存在が確認された。同時に PET 及び PEESE の結果によれば、18 ケース中 10 ケースで、公表バイアス修正効果サイズが得られた。移行経済研究者は、残る 8 変数タイプについて、それらの真の値を特定するために、更なる実証研究を積み重ねる必要がある。

## 8. おわりに

中東欧・旧ソ連諸国における国有企業の私有化は、世界経済史上かつてないほどの壮大な社会実験であり、その制度設計、実施過程及び成果に関する経済学的な調査と分析は、移行経済研究における最重要課題と見なされた。この結果、過去四半世紀を経て、企業私有化研究は、移行経済研究領域において、恐らく最大の文献数を誇るまでに拡大し、その一連の研究成果は、中東欧・旧ソ連経済の理解に止まらず、企業金融論や組織経済学の観点からも、非常に貴重かつ豊かな知見を提供している。

このような学問的潮流の下で、ポスト私有化期の所有構造と企業パフォーマンスの関係を精査した実証研究も数多く生み出された。それは、中東欧・旧ソ連地域における私有化政策の進捗状況を反映して、2000 年代前半に大きな波を迎えたが、その後現在に至るまで毎年着実に発表され続けている。かかる実証研究の蓄積は、私有化企業の経営再建者として最も望ましい所有者は一体誰であるのか、という研究者の問題関心を着実に満たしてきた。しかし、その一方、これら先行研究の実証成果は、異なる所有者タイプ間の相対的優劣関係に関する標準的な理論的仮説に対して、賛否両論が入り乱れており、文献数の多さとも相俟って、その全体像の把握が極めて困難なものとなっている。この問題を克服すべく、本稿は、1996～2015 年間に発表された関連文献 121 点から抽出した合計 2894 の推定結果を用いて、ポスト私有化期の所有構造が企業パフォーマンスに及ぼす効果に関するメタ分析を行った。これら抽出推定結果は、全体として、中東欧・旧ソ連諸国を殆ど全て網羅し、なおかつ推定期間も 1985～2011 年の 27 年間をカバーするものであり、従って、中東欧・旧ソ連移行経済研究の包括的評価という目的には申し分ないものである。

第 4 節で行った抽出推定結果のメタ統合は、企業所有主体としての民間部門の国家に対する優位性や、企業経営者との比較における被雇用者の非効率性に関する理論的仮説に対しては、これを裏付ける分析結果を示したが、外国投資家を含む民間所有主体間の相互関係については、筆者らの予想を必ずしも全面的に支持するものではなかった。続く第 5 節の研究間異質性に配慮したメタ回帰分析は、他の所有主体との対比における外国投資家の突出した効果サイズと統計的有意性の高さを強く示唆したものの、第 4 節の分析結果と同様に、所有者タイプ間の差異に関する一連の仮説を包括的に立証するには至らなかった。これらの諸結果は、先行研究が報告する所有変数の多く、とりわけ中東欧・旧ソ連各国の私有化政策の複雑性を反映して、ひと際多様性に富む国内外投資家に係る所有変数が、期待された推定結果を示せなかったことにより、既存文献全体として、一種の昏迷状態に陥っていることを暗に物語っている。

この研究領域にかかる混沌をもたらした要因を探るべく、続く第6節では、移行経済の特異性を明示的に制御した拡張メタ回帰モデルの推定を試みた。この結果から得られた特筆すべき第1の事実発見は、中東欧諸国研究と旧ソ連諸国研究では、国家及び国内民間主体との比較における外国投資家所有変数の効果サイズと統計的有意性が、後者に有利な形で大きく異なるという点であり、従って、旧ソ連諸国で活動する外国投資家は、中東欧諸国のそれよりも、国内所有主体との比較において、相対的により優れた企業所有者として振る舞っている可能性が高いことが判明した。第2に、バウチャー私有化優先諸国の異質性が除去されたメタ独立変数は、第2節で提起した理論的仮説を、高い統計的有意性を以て鮮やかに支持しているが故に、翻って、バウチャー私有化を介して、無差別かつ無償で国家資産を分け与えた国々では、これを享受した市民から目覚ましい経営再建努力を引き出すことができなかつた可能性が高いとの推察が得られた。第3に、戦略投資家への直接売却を企業私有化の中核的方式に採用した国々では、国内外部投資家の企業パフォーマンス効果が、効果サイズと統計的有意性の両面で、他の国々よりも明らかに高いことから、資産譲渡先の厳格な峻別と有償譲渡の組み合わせは、外国投資家に比肩するほど有能な経営再建者の国内発掘に対して、大変効果的であったことが明らかにされた。そして第4に、企業私有化の進行速度が相対的に高い国々では、企業パフォーマンス効果に見る国内所有と外国所有の格差が、効果サイズの面で、企業私有化遅滞国家のそれよりも格段に小さいことから、私有化政策の長足の進行は、市場競争の深化や企業淘汰の激化を通じて、所有主体間の質的格差を解消する方向に作用している様が見て取れた。

このような意味で、拡張メタ回帰モデルの推定結果は、移行経済研究の実証成果に見られる不透明性を振り払い、ポスト私有化期所有構造の企業パフォーマンス効果に関する明確かつ重要な理論的含意を得るための有効な切り口は、所在地域、私有化方式及び政策進行速度に顕在化した国家間の相違性に関する包括的な比較経済分析であることを、我々に強く指し示している<sup>23)</sup>。なお、第7節で行った公表バイアスの検証結果によれば、この研究領域全体を通じて、公表バイアスⅡ型の恐れは強いものの、公表バイアスⅠ型の危険性は比較的軽微であり、この結果、18所有変数タイプ中10タイプについて、今回抽出した推定結果の中に、正真正銘の実証結果が含まれている可能性が高いことが判明した。一方、残る8所有変数タイプについては、それらの真の企業パフォーマンス効果を解明するために、更に多くの実証成果を積み上げる必要がある。

以上に要約されたメタ分析結果を踏まえて、筆者らは、中東欧・旧ソ連諸国を対象とした企業私有化研究から得られる重要な教訓として、次の2点を特に強調する。

---

<sup>23)</sup> 第4節及び第5節におけるメタ分析結果の混沌を生み出したその他の要因として、所有変数の定義や加工方法等を含む、メタ分析対象文献の個別特殊な研究条件の存在は排除できない。しかし、第6節の分析結果から判断して、その影響度はあつたとしても恐らく軽微であると考えられる。この点に関する Evžen Kočenda 教授の指摘に感謝する。

第1に、一般に、これら移行諸国において、民間部門は、国家との比較において、より望ましい企業所有主体であり、従って、私有化政策は、いかなる国の国内企業の経営再建にとっても不可欠な要素であった。まさに、「私有化は体制転換そのもの」なのである(Brada, 1996)。但し、本稿のメタ分析は、バウチャー私有化優先諸国を分析対象とした実証成果に見られる混沌を示すことによって、Kornai(1990)の「国有資産は、単に親切心から誰も彼もに分け与えることで、浪費されてはならない。(中略)いまや要点は、資産を引き渡すことそのものではなく、むしろ真のよりよい所有者の手にそれを委ねることである」(pp. 81-82)という主張や、Stiglitz(1994)の「私的所有はそれほど重要ではなく、(中略)いかに所有権を譲渡するのかが遥かに重要であった」(p. 176)という述懐を、強く裏付ける結果を示した。

上述の通り、企業私有化の経営再建効果は、私有化政策の方式や速度及び実施国固有の特殊要因によって大きく左右される。とりわけバウチャーを用いた大衆私有化は、この観点から大いに問題含みであった。何故なら、この方式を採用した国々では、私有化後の所有者が誰であれ、その経営再建努力が大いに削がれた可能性が極めて高いからである。このことは、バウチャー型大衆私有化が、一般市民からの支持の獲得及びワシントン・コンセンサスの遂行という政治的目的を優先して実施され、私有化企業の経営再建という経済的目的が二義的なものに位置付けられたという事実の明らかな副作用であった。

この苦い体験とは対照的に、戦略投資家への直接売却は、企業パフォーマンスの事後的な改善という観点から、大変効果的な方策であったのはほぼ間違いない。この場合、国有企業の譲渡先が、外国投資家であるか、国内投資家であるかに関係なく、買収価格を上回る利益取得の動機が、新しい所有主体に対して、極めて有効に機能したと見られる。再び表1によると、直接売却方式は、中東欧・旧ソ連諸国 28 カ国中 21 カ国で実施されたが、2000年代には、ロシアを含むバウチャー私有化優先諸国でもこの方式が重視されたのは、以上の観点から大変興味深い事実である。

第2に、中東欧・旧ソ連諸国を対象とした企業私有化論争の最大の争点は、何といてもインサイダーと国内外部投資家の対抗にあったが、本稿のメタ分析結果によれば、過去四半世紀に発表された一連の実証研究は、必ずしもこの争点に一定の決着をもたらしてはいないようである。多くの移行諸国において、インサイダー優遇的な私有化政策が設計され、実行されたことは、一説によれば、総勢 15 万を超す大・中規模企業や数十万社の小規模企業から成る国有企業の全てについて、その引き受け手を探し出さねばならなかったという当時の状況を鑑みれば、ある意味自然な政治選択であった(Åslund, 2013)。

第2節でも論じた通り、インサイダー所有は、当該企業の従業員を温存し、なおかつ投資よりも賃金支給を優先する傾向が強い故に、企業再建効果を欠く恐れを孕んでいる。従って、インサイダー優遇的な私有化政策の大規模な実施は、国民経済全体にも大きな負の影響をもたらしかねない。その一方、外部投資家による企業所有は、間違いなく効果的であるのかと言えば、Frydman et al. (2007)の指摘によると、エージェントである経営者が、プリンシパ

ルたる外部投資家の投機目的に呼応する形で、短期的な利潤の最大化にのみ腐心すれば、長期的な視野に立った企業経営が疎かになり、この結果として、当初期待された経営再建効果が十分実現されない危険もある。また、外部投資家と企業経営者の間の情報非対称性が極めて深刻なケースでは、経営者による企業所有は、所有と経営の分離から生じるエージェンシー問題の解消効果とも相俟って、外部投資家所有よりも、より望ましい経営再建効果を発揮する可能性は排除できない。ポスト私有化期の企業パフォーマンス効果に見るインサイダーと国内外部投資家の拮抗が、本稿のメタ分析によって示されたという事実の理論的な含意は、この意味から実に深長である。

もっとも、インサイダーと外部投資家の峻別は、理論上はともかく、実際上はなかなか困難な問題である。例えば、企業グループの中心に立つ企業や銀行は、その傘下企業にとって、形式的には外部投資家であっても、実際にはインサイダーに近い存在として振る舞うと考えられているのである(Frydman and Rapaczynski, 1994; Aoki et al., 2007; Miyajima, 2007)<sup>24</sup>。インサイダー所有と外部投資家所有の比較分析手法は、今後更に洗練されるべき理論的・実証的課題であろう。

以上に述べた一連の事実発見及び教訓は、移行経済研究の諸制約に鑑みれば、先行研究の包括的なメタ分析によって初めて獲得可能なものである。この意味で、本研究は、特定研究分野の定量的な文献レビューという役割を超える何かをメタ分析が果たし得ることを明示的に表す試みであったという点を最後に強調して、本稿の結びとする。

---

<sup>24</sup> ロシア企業グループの所有関係が、意思決定の内部化傾向を強く伴っているのは、その好例である(Паппэ, Галухина, 2009)。また、ポスト私有化期の所有再編成を通じた中東欧企業の「再結合」(recombination)現象も、外形標準的にはインサイダー所有ではなくても、所有者と被所有者の間に利害関係の共有が成立することを示唆している(Stark and Bruszt, 1998)。

## 補論A 研究水準の評価方法について

本研究がメタ分析に用いる文献の研究水準を評価する方法は、以下の通りである。

雑誌論文については、インターネット公開経済学文献データベース IDEAS (<http://ideas.repec.org/>)が、2012年11月1日時点で公表していた経済学雑誌ランキングを、研究水準評価の最も基礎的な情報源に用いた。IDEASは、2012年11月当時、1173種類の学術誌を対象とする世界で最も包括的な経済学雑誌ランキングである。筆者らは、その総合評価スコアを用いたクラスター分析によって、これら1173雑誌を10クラスターに分割した上で、最上位クラスターに属する雑誌群から、最下位クラスターのそれに対して、順次10から1の評点(重み)を与えた。

移行経済研究分野を代表する12学術誌のIDEAS経済学雑誌ランキング順位[1]、総合評価スコア[2]及び以上の手続に従い付与した研究水準の評点[3]は、下記の通りである。

	[1]	[2]	[3]
Journal of Comparative Economics	129	129.98	8
Economics of Transition	138	137.84	8
Emerging Markets Review	162	160.99	7
Economic Systems	230	216.02	7
Economic Change and Restructuring	362	338.54	5
Comparative Economic Studies	397	370.99	5
Emerging Markets Finance and Trade	419	393.71	5
European Journal of Comparative Economics	443	421.53	5
Post-Communist Economies	449	425.82	5
Eastern European Economics	483	456.52	4
Problems of Economic Transition	626	590.06	4
Transition Studies Review	663	625.18	3

なお IDEAS が調査対象としていない学術誌については、Thomson Reuters 社のインパクト・ファクターや他の雑誌ランキングを参考に、当該学術誌とほぼ同等の評価が与えられている IDEAS ランキング掲載雑誌に加えた評点と同じ評点を与えた。

一方、学術図書及び学術図書所収論文については、原則として1の評点を与えるものの、(1)査読制を経たことが明記されている場合、(2)専門家による外部評価を実行している有力学術出版社の刊行図書である場合、(3)研究水準が明らかに高いと判断される場合、の何れか一つの条件が満たされる際は、上記 IDEAS 経済学雑誌ランキング掲載雑誌に与えた評点の中央値である4を一律に与えた。

## 付録B メタ分析方法の概要

以下では、本研究が用いたメタ分析方法の概要を説明する。

本研究では、抽出した推定結果の統合に、偏相関係数(partial correlation coefficient)と  $t$  値を用いる。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統計量であり、いま第  $k$  推定結果の  $t$  値と自由度を、それぞれ  $t_k$  及び  $df_k$  で表せば、次式

$$r_k = \frac{t_k}{\sqrt{t_k^2 + df_k}} \quad (\text{A1})$$

によって算出される。偏相関係数  $r_k$  の標準誤差は、 $\sqrt{(1-r_k^2)/df_k}$  となる<sup>25)</sup>。

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  $\theta_k$  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  $\theta$  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、

$$\bar{R} = \frac{\sum_{k=1}^K w_k r_k}{\sum_{k=1}^K w_k} \quad (\text{A2})$$

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、メタ分析の最も基本的なモデルである固定効果モデルを前提としている。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。

$$Q_r = \sum_{k=1}^K w_k (r_k - \bar{R}_f)^2 \sim \chi^2(K-1) \quad (\text{A3})$$

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  $\tau^2$  の確率変数に従うと仮定するメタ変量効果モデルを採用する。いま、推定結果間の偏りを  $\delta_\theta^2$  とすれば、第  $k$  偏相関係数の無条件分散は、 $v_k^u = (v_k + \delta_\theta^2)$  で表される。そこで、変量効果モデル

<sup>25)</sup> 偏相関係数の利点は、定義や単位が異なる独立変数の推定結果の相互比較やメタ統合を容易化する点にあるが、その一方、係数値が下限の-1 及び上限の+1 に接近すると、その分布が正規分布から逸脱する欠点を持つ(Stanley and Doucouliagos, 2012, p. 25)。この問題の最もよく知られた解決法は、フィッシャーの  $z$  変換 ( $z = \frac{1}{2} \ln \frac{1+r}{1-r}$ ) である。経済学研究全般がそうである様に、本研究がメタ分析に用いる推定結果の偏相関係数が、上下限に近い値を取るケースは殆ど観察されないため、本稿では(A1)式で算出された偏相関係数を利用するが、 $z$  変換した偏相関係数を用いても、本研究の分析結果が大きく変わらないことは確認している。

は、重み $w_k$ の代わりに、重み $w_k^u = 1/v_k^u$ を(A2)式に代入して母数 $\theta$ を推定する<sup>26)</sup>。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

$$\delta_\theta^2 = \frac{Q_r - (K - 1)}{\sum_{k=1}^K w_k^u - (\sum_{k=1}^K w_k^{u^2} / \sum_{k=1}^K w_k^u)} \quad (\text{A4})$$

で求められる。以下、変量効果モデルの推定値は、 $\bar{R}_r$ で表す。

$t$  値は、Djankov and Murrell (2002)に倣い、次の式を用いて結合する。

$$\bar{T}_w = \sum_{k=1}^K w_k t_k / \sqrt{\sum_{k=1}^K w_k^2} \sim N(0,1) \quad (\text{A5})$$

本稿では、(A5)式の重み $w_k$ として、雑誌論文であれば経済学雑誌ランキングやインパクト・ファクター、学術図書や学術図書所収論文であれば査読制の有無や出版社等の文献情報に基づき、筆者らが独自に判定した研究水準の10段階評価( $1 \leq w_k \leq 10$ )を用いる<sup>27)</sup>。また、研究水準で加重された結合 $t$ 値 $\bar{T}_w$ と共に、以下(A6)式で得られる重みのない結合 $t$ 値 $\bar{T}_u$ も併せて報告し、研究水準と各文献が報告する統計的有意水準との関係を検証する。

$$\bar{T}_u = \sum_{k=1}^K t_k / \sqrt{K} \sim N(0,1) \quad (\text{A6})$$

更に本稿では、有意水準5%を基準とするフェイルセーフ数(fail-safe N:  $fsN$ )を次式で求め、上記結合 $t$ 値の信頼性を評価する補足的統計量として報告する<sup>28)</sup>。

$$fsN(p = 0.05) = \left( \frac{\sum_{k=1}^K t_k}{1.645} \right)^2 - K \quad (\text{A7})$$

推定結果の統合に続いて、メタ回帰分析を行う。メタ回帰分析は、推定結果に差異をもたらした要因を、厳密に解析する手法として大変有用であり、以下に示した回帰モデルの推定を目的とする。

$$y_k = \beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_n x_{kn} + e_k, \quad k = 1, \dots, K \quad (\text{A8})$$

ここで、 $y_k$ は第 $k$ 推定結果、 $x_k$ は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、 $\beta_n$ は推定すべきメタ回帰係数、 $e_k$ は残差項である。本稿では、偏相

<sup>26)</sup> つまり、メタ固定効果モデルは、 $\delta_\theta^2 = 0$ を仮定した特殊ケースと見なすことができる。

<sup>27)</sup> 研究水準評価方法の詳細は、本稿付録を参照。

<sup>28)</sup> フェイルセーフ数は、効果の有無を判定する標準的有意水準に、研究全体の結合確率水準を導くために追加されるべき平均効果サイズ0の研究数を意味するものであり、(A7)式で求められる $fsN$ の値が大きければ大きい程、結合 $t$ 値の推定結果はより信頼に値すると評価できる。詳しくは、Mullen (1989)及び山田・井上(2012)を参照のこと。



関係数及び  $t$  値を (A8) 式の従属変数に用いる。

メタ回帰モデル推定量の選択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。そこで本稿では、Stanley and Doucouliagos (2012)の指針に従い、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、かつ上述した 10 段階の研究水準、観測数( $N$ )又は標準誤差の逆数( $1/SE$ )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変量効果パネル最小二乗法推定量(Cluster-robust fixed-effects panel LSDV)から成る計 7 種類の推定量を用いて (A8) 式を推定し、メタ回帰係数  $\beta_n$  の統計的頑健性を点検する。

推定結果の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、いわゆる「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 (funnel plot)、ガルブレイズ・プロット (Galbraith plot)、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の推定を以て、この問題の有無及び程度を分析する。

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(公表バイアス I 型)を疑うことになる。

一方、推定精度(本稿では標準誤差の逆数)を横軸、統計的有意性(同様に  $t$  値)を縦軸とするガルブレイズ・プロットは、符号関係に係りなく、統計的に有意な推定結果であればあるほど公表頻度が高いという意味での恣意的操作(公表バイアス II 型)の検出に用いる。一般に、統計量  $|(\text{第}k\text{推定結果} - \text{真の効果})/SE_k|$  が、閾値 1.96 を超過する推定結果は、全体の 5% 前後に止まるはずである。いま、仮に真の効果が存在せず、なおかつ推定結果の公表になんら作為がなされていないのであれば、報告された  $t$  値は、0 の周りをランダムに分布し、なおかつその 95% が  $\pm 1.96$  の範囲内に収まるであろう。ガルブレイズ・プロットは、抽出された推定結果の統計的有意性に、このような関係が観察されるか否かを検証することにより、公表バイアス II 型の有無を判定する。また、以上の理由から、ガルブレイズ・プロットは、非ゼロ効果の存在を検証するツールとしても用いられる<sup>29)</sup>。

これら 2 つの散布図に加えて、本稿では、上記 2 種類の公表バイアス及び真の効果の有

<sup>29)</sup> 詳しくは、Stanley (2005)及び Stanley and Doucouliagos (2009)を参照のこと。

無をより厳密に検証するために開発されたメタ回帰モデルの推定結果も報告する。

公表バイアス I 型の検出は、第  $k$  推定結果の  $t$  値を、標準誤差の逆数に回帰する次式

$$t_k = \beta_0 + \beta_1(1/SE_k) + v_k \quad (A9)$$

を推定し、同式の切片  $\beta_0$  がゼロであるという帰無仮説の検定によって行う<sup>30)</sup>。 $v_k$  は残差項である。切片  $\beta_0$  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。このため同検定は、別称「漏斗対称性検定」(funnel-asymmetry test: FAT)と呼ばれる。一方、公表バイアス II 型は、(A9)式の左辺を  $t$  値の絶対値に置き換えた下記(A10)式を推定し、FAT と同様に帰無仮説: $\beta_0 = 0$ を検定することで、その有無を判定する。

$$|t_k| = \beta_0 + \beta_1(1/SE_k) + v_k \quad (A10)$$

仮に公表バイアスが生じているとしても、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(genuine)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(A9)式の係数  $\beta_1$  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: $\beta_1 = 0$ の棄却は、正真正銘の証拠の存在を示唆する。この  $\beta_1$  が推定精度の係数であることから、彼らは、この検定を「精度＝効果検定」(precision-effect test: PET)と名付けている。更に、彼らは、定数項を持たない下記(A11)式を推定し、係数  $\beta_1$  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と述べている。即ち、帰無仮説: $\beta_1 = 0$ 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  $\beta_1$  がその推定値と見なし得るのである。

$$t_k = \beta_0 SE_k + \beta_1(1/SE_k) + v_k \quad (A11)$$

Stanley and Doucouliagos (2012)は、この(A11)式を用いた正真正銘の効果サイズの推定方法に、「標準誤差を用いた精度＝効果推定法」(precision-effect estimate with standard error: PEESE)という名称を与えている<sup>31)</sup>。なお、上記(A9)式から(A11)式の推定に際しては、最小二乗法

<sup>30)</sup> (A9)式は、効果サイズを従属変数、標準誤差を独立変数とするメタ回帰モデル

$$\text{effect size}_k = \beta_0 SE_k + \beta_1 + \varepsilon_k \quad (A9b)$$

の代替モデルであり、この式の両辺を標準誤差で除したものである。(A9b)式の誤差項 $\varepsilon_k$ は、多くの場合、*i.i.d.* (independent and identically distributed)の仮定を満たさないが、(A9)式の誤差項 $v_k = \varepsilon_k/SE_k$ の分散は均一であるから、最小二乗法で推定することが可能である。なお、(A9b)式を、標準誤差の二乗の逆数( $1/SE_k^2$ )を分析的重みとする加重最小二乗法で推定し、帰無仮説: $\beta_0 = 0$ を検定することによっても、公表バイアス I 型の検出は可能である(Stanley, 2008; Stanley and Doucouliagos, 2012, pp. 60-61)。

<sup>31)</sup> (A11)式の係数  $\beta_1$  が、公表バイアスを修正した効果サイズの推定値となり得ることは、(A11)式の両辺に標準誤差を乗じた式が、

$$\text{effect size}_k = \beta_0 SE_k^2 + \beta_1 + \varepsilon_k \quad (A11b)$$

となることから分かる。この(A11b)式を直接推定する場合は、 $1/SE_k^2$ を分析的重みとする加重最小二乗法を用いる(Stanley and Doucouliagos, 2012, pp. 65-67)。

の他、研究間の異質性に対処した Cluster-robust OLS 推定量及びアンバランスド・パネル推定量<sup>32)</sup>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。

メタ回帰モデルを用いた公表バイアスと真の効果の有無に関する以上の検証手順を要約すれば、次の通りとなる。初めに(A9)式を推定してFATで公表バイアスⅠ型の、(A10)式を推定して公表バイアスⅡ型の有無をそれぞれ検証し(第1段階)、公表バイアスが検出されれば、次にPETを実行して、公表バイアスが存在する上でも、抽出した推定結果の中に効果サイズに関する正真正銘の証拠があるか否かを検定し(第2段階)、帰無仮説が棄却された場合は、最後にPEESE法を用いて公表バイアスを修正した効果サイズの推定値を報告する(第3段階)、という3つの段階を踏む。仮に、PETが帰無仮説を受容する場合は、問題となる研究領域は、総体としてゼロではない効果サイズに関する十分な証拠を提出していないと判断することになる<sup>33)</sup>。

---

<sup>32)</sup> (A9)式及び(A10)式の推定に当たっては、Hausman検定の結果に従って、クラスター法変量効果推定量又はクラスター法固定効果推定量の何れかを用いる。他方、定数項を持たない(A11)式は、変量効果モデルを最尤法で推定した結果を報告する。

<sup>33)</sup> この通り、本研究は、基本的にStanley and Doucouliagos (2012, pp. 78-79)が提唱する公表バイアス検証手続(FAT-PET-PEESE 接近法)を継承するものであるが、第一段階に、(A10)式を用いた公表バイアスⅡ型の検証を加味した点で異なっている。

## 参考文献

- 岩崎一郎・徳永昌弘(2014)「外国直接投資と生産性波及効果：移行経済研究のメタ分析」『比較経済研究』第51巻第2号, 1-29頁.
- 上垣彰・岩崎一郎(2016)「移行経済における中央銀行の独立性：インフレーション抑制効果のメタ分析」『スラヴ研究』第63号, 1-44頁.
- 加藤弘之(2013)『「曖昧な制度」としての中国型資本主義』NTT出版.
- 溝端佐登史(1999)「東欧におけるシステム転換と市場経済移行の構図」小山洋司編『東欧経済』世界思想社, 85-112頁.
- 山田剛史・井上俊哉偏(2012)『メタ分析入門：心理・教育研究の系統的レビューのために』東京大学出版会.
- Гайдар, Е., А. Чубайс (2011), Развилки новейшей истории России, Уроки: М.
- Паппэ, Я., Я. Галухина (2009), Российский крупный бизнес, ГУ ВШЭ: М.
- Радыгин, А. (ред.) (2014), Приватизация в современном мире, в 2 т., Дело: М.
- Akimova, Irina and Gerhard Schwödiauer (2000), Restructuring Ukrainian enterprises after privatization: does ownership matter? *Atlantic Economic Journal*, 28:1, pp. 48-59.
- Akimova, Irina and Gerhard Schwödiauer (2004), Ownership structure, corporate governance, and enterprise performance: empirical results for Ukraine, *International Advances in Economic Research*, 10:1, pp. 28-42.
- Altomonte, Carlo and Italo Colantone (2008), Firm heterogeneity and endogenous regional disparities, *Journal of Economic Geography*, 8:6, pp. 779-810.
- Andreyeva, Tatiana (2003), Company performance in Ukraine: what governs its success, Working Paper No. 03/01, Economics Education and Research Consortium (EERC): Moscow.
- Angelucci, Manuela, Alan Bevan, Saul Estrin, Julian A. Fennema, Boris Kuznetsov, Giovanni Mangiarotti and Mark E. Schaffer (2002a), The determinants of privatized enterprise performance in Russia, Discussion Paper No. 3193, Centre for Economic Policy Research (CEPR): London.
- Angelucci, Manuela, Saul Estrin, Jozef Konings and Zbigniew Zolkiewski (2002b), The effect of ownership and competitive pressure on firm performance in transition countries: Micro evidence from Bulgaria, Romania and Poland, Working Paper No. 434, William Davidson Institute, University of Michigan: Ann Arbor.
- Aoki, Masahiko, Gregory Jackson and Hideaki Miyajima (2007), Corporate governance in Japan: institutional change and organizational diversity, Oxford University Press: Oxford.
- Arrow, Kenneth J. (2000), Economic transition: speed and scope, *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 156:1, pp. 9-18.
- Asaitei, Gabriel, Subal C. Kumbhakar and Dorin Mantescu (2008), Ownership, business environment and productivity change, *Journal of Comparative Economics*, 36:3, pp. 498-509.
- Åslund, Anders (2013), How capitalism was built: the transformation of Central and Eastern Europe, Russia, and Central Asia, Second Edition, Cambridge University Press: New York.
- Atanasov, Vladimir (2005), How much value can blockholders tunnel? evidence from the Bulgarian mass privatization auctions, *Journal of Financial Economics*, 76:1, pp. 191-234.
- Avdasheva, Svetlana B. (2009), Impact of business integration on corporate restructuring and performance, In: Dolgopyatova, Tatiana, Ichiro Iwasaki and Andrei A. Yakovlev (eds.), *Organization and development of Russian business: a firm-level analysis*, Palgrave Macmillan: Basingstoke, pp. 213-231
- Bakanova, Marina, Saul Estrin, Igor Pelipas and Sergei Pukovic (2006), Enterprise restructuring in Belarus, Working Paper No. 823, William Davidson Institute, University of Michigan: Ann Arbor.
- Bevan, Alan A., Saul Estrin, Boris Kuznetsov, Mark E. Schaffer, Manuela Angelucci, Julian Fennema and Giovanni Mangiarotti (2001), The determinants of privatised enterprise performance in Russia,

- Working Paper No. 452, William Davidson Institute, University of Michigan: Ann Arbor.
- Bhaumik, Sumon and Saul Estrin (2005), How transition paths differ: enterprise performance in Russia and China, Working Paper No. 744, William Davidson Institute, University of Michigan: Ann Arbor.
- Bhaumik, Sumon and Saul Estrin (2007), How transition paths differ: enterprise performance in Russia and China, *Journal of Development Economics*, 82:2, pp. 374-392.
- Blomstrom, Magnus and Edward Wolff (1994), Multinational corporations and productivity convergence in Mexico, In: Baumol, William, Richard Nelson and Edward Wolff (eds.), *Convergence of productivity: cross-national studies and historical evidence*, Oxford University Press: New York, pp. 243-259.
- Bogetić, Željko and Olasupo Olusi (2013), Drivers of firm-level productivity in Russia's manufacturing sector, Policy Research Working Paper No. 6572, World Bank: Washington, D.C.
- Bös, Dieter (1991), *Privatization: a theoretical treatment*, Clarendon Press: Oxford.
- Bosco, Maria Giovanna (2001), Does FDI contribute to technological spillovers and growth? a panel data analysis of Hungarian firms, *Transnational Corporations*, 10:1, pp. 43-67.
- Boycko, Maxim, Andrei Shleifer and Robert Vishny (1995), *Privatizing Russia*, MIT Press: Cambridge, Mass.
- Brada, Josef C. (1996), Privatization is transition – or is it? *Journal of Economic Perspectives*, 10:2, pp. 67-86.
- Brouthers, Keith D. and Patrik Arens (1999), Privatization and strategic fit: evidence from Rumania, *Business Strategy Review*, 10:2, pp. 53-59.
- Brown, J. David and John S. Earle (2001), Privatization, competition and reform strategies: theory and evidence from Russian enterprise panel data, Discussion Paper No. 2758, Centre for Economic Policy Research (CEPR): London.
- Brown, J. David, John S. Earle and Álmos Telegdy (2006), The productivity effects of privatization: longitudinal estimates from Hungary, Romania, Russia and Ukraine, *Journal of Political Economy*, 114:1, pp. 61-99.
- Brown, David, Sergei Guriev and Natalya Volchkova (1999), Financial-industrial groups in Russia: virtue or vice, *Russian Economic Trends*, 8:3, pp. 6-12.
- Buck, Trevor, Igor Filatotchev, Natalia Demina and Mike Wright (2000), Exporting activity in transitional economies: an enterprise-level study, *Journal of Development Studies*, 37:2, pp. 44-66.
- Carlin, Wendy, Steven Fries, Mark E Schaffer and Paul Seabright (2001), Competition and enterprise performance in transition economies: evidence from a cross-country survey, Discussion Paper No. 2840, Centre for Economic Policy Research (CEPR): London.
- Ciešlik, Andrzej, Anna Michałek, Jan Jakub Michałek and Jerzy Mycielski (2015), Determinants of export performance: comparison of Central European and Baltic firms, *Czech Journal of Economics and Finance*, 65:3, pp. 211-229.
- Claessens, Stijn (1997), Corporate governance and equity prices: evidence from the Czech and Slovak Republics, *Journal of Finance*, 52:4, pp. 1641-1658.
- Claessens, Stijn and Simeon Djankov (1999), Ownership concentration and corporate performance in the Czech Republic, *Journal of Comparative Economics*, 27:3, pp. 498-513.
- Claessens, Stijn and Simeon Djankov (2000), Manager incentives and turnover of managers: evidence from the Czech Republic, In: Rosenbaum, Eckehard F., Frank Bönker and Hans-Jürgen Wagener (eds.), *Privatization, corporate governance and the emergence of markets*, Macmillan Press: Basingstoke and London, pp. 171-188.
- Claessens, Stijn, Simeon Djankov and Gerhard Pohl (1997), Ownership and corporate governance: evidence from the Czech Republic, Policy Research Working Paper, World Bank: Washington, D.C.
- Coffee Jr., John (1996), Institutional investors in transitional economies: lessons from the Czech experience, In: Frydman, Roman, Cheryl Gray and Andrzej Rapaczynski (eds.), *Corporate governance in Central*

- Europe and Russia, Volume 1, CEU Press: Budapest, pp. 111-186.
- Cohen, Jacob (1988), *Statistical power analysis in the behavioral sciences*, 2nd edition, Lawrence Erlbaum Associates: Hillsdale.
- Cuaresma, Jesus Crespo, Harald Oberhofer and Gallina A. Vincelette (2012), Firm growth and productivity in Belarus: new empirical evidence from the machine building industry, Policy Research Working Paper No. 6005, World Bank: Washington, D.C.
- Cull, Robert, Jana Matesova and Mary Shirley (2002), Ownership and the temptation to loot: evidence from privatized firms in the Czech Republic, *Journal of Comparative Economics*, 30:1, pp. 1-24.
- D'Souza, Juliet, William L. Megginson, Barkat Ullahd and Zuobao Wei (2014), Growth and growth obstacles in transition economies: privatized versus de novo private firms, *Journal of Corporate Finance*. (In press)
- Damijan, Jože P. and Mark Knell (2005), How important is trade and foreign ownership in closing the technology gap? evidence from Estonia and Slovenia, *Review of World Economics*, 141:2, pp. 271-295.
- Damijan, Jože P., Mark Knell, Boris Majcen and Matija Rojec (2003a), The role of FDI, R&D accumulation and trade in transferring technology to transition countries: evidence from firm panel data for eight transition countries, *Economic Systems*, 27:2, pp. 189-204.
- Damijan, Jože P., Mark Knell, Boris Majcen and Matija Rojec (2003b), Technology transfer through FDI in top-10 transition countries: how important are direct effects, horizontal and vertical spillovers? Working Paper No. 549, William Davidson Institute, University of Michigan: Ann Arbor.
- Dean, James W. and Tatiana Andreyeva (2001), Privatisation, ownership structure and company performance: the case of Ukraine, *Journal for Institutional Innovation, Development and Transition*, 5, pp. 62-72.
- Dewatripont, Mathias and Gérard Roland (1996), Transition as a process of large-scale institutional change, *Economics of Transition*, 4:1, pp. 1-30.
- Dittus, Peter and Stephen Prowse (1996), Corporate control in central Europe and Russia: should banks own shares? In: Frydman, Roman, Cheryl Gray and Andrzej Rapaczynski (eds.), *Corporate governance in Central Europe and Russia*, Volume 1, CEU Press: Budapest and London, pp. 20-67.
- Djankov, Simeon (1999a), Ownership structure and enterprise restructuring in six newly independent states, *Comparative Economic Studies*, 41(1), pp. 75-95.
- Djankov, Simeon (1999b), The restructuring of insider dominated firms: a comparative analysis, *Economics of Transition*, 7:2, pp. 467-479.
- Djankov, Simeon (2014), The microeconomics of post-communist transformation, In: Åslund, Andres and Simeon Djankov (eds.), *The great rebirth: lessons from the victory of capitalism over communism*, Peterson Institute for International Economics: Washington, D.C., pp. 187-204.
- Djankov, Simeon and Bernard Hoekman (2000), Foreign investment and productivity growth in Czech enterprises, *World Bank Economic Review*, 14:1, pp. 49-64.
- Djankov, Simeon and Peter Murrell (2002), Enterprise restructuring in transition: a quantitative survey, *Journal of Economic Literature*, 40:3, pp. 739-792.
- Dolgopyatova, Tatiana, Ichiro Iwasaki and Andrei A. Yakovlev (eds.) (2009), *Organization and development of Russian business: a firm-level analysis*, Palgrave Macmillan: Basingstoke.
- Doucouliagos, Hristos (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.
- Dunning, John (1986), *Japanese participation in British industry*, Croom Helm: London and Dover, N. H.
- Džanić, Alen (2012), Concentration of ownership and corporate performance: evidence from the Zagreb stock exchange, *Financial Theory and Practice*, 36:1, pp. 29-52.
- Earle, John and Saul Estrin (1996), Employment ownership in transition, In: Frydman, Roman, Cheryl Gray

- and Andrzej Rapaczynski (eds.), *Corporate governance in Central Europe and Russia*, Volume 2, CEU Press: Budapest and London, pp. 1-61.
- Earle, John S. and Saul Estrin (1997), *After voucher privatization: the structure of corporate ownership in Russian manufacturing industry*, Discussion Paper No. 1736, Centre for Economic Policy Research (CEPR): London.
- Earle, John S., Saul Estrin and Larisa L. Leshchenko (1996), *Ownership structures, patterns of control, and enterprise behavior in Russia*, In: Commander, Simon, Qimiao Fan and Mark E. Schaffer (eds.), *Enterprise restructuring and economic policy in Russia*, World Bank: Washington, D.C., pp. 205-252.
- Earle, John S. and Álmos Telegdy (2000), *Productivity and ownership structure in Romania: does privatization matter?* Paper presented at the 3rd IZA European Summer School in Labor Economics, Institute for Study of Labor (IZA): Bonn.
- Earle, John S. and Álmos Telegdy (2002), *Privatization methods and productivity effects in Romanian industrial enterprises*, *Journal of Comparative Economics*, 30:1, pp. 657-682.
- Earle, John S. and Almos Telegdy (2003), *Privatization, ownership structure, and firm performance: new evidence from the Romanian experiment*, Paper presented at the IZA research seminar, July 5, 2003, Institute for Study of Labor (IZA): Bonn.
- EBRD (European Bank for Reconstruction and Development) (2004), *Transition report 2004: infrastructure*, EBRD: London.
- Estrin, Saul, Marina Bakanova, Igor Pelipas and Sergei Pukovich (2007), *The effects of privatization on company performance in Belarus*, In: Estrin, Saul, Grzegorz W. Kolodko and Milica Uvalic (eds.), *Transition and beyond: essays in honor of Mario Nuti*, Palgrave Macmillan: Basingstoke, pp. 214-225.
- Estrin, Saul, Jan Hanousek, Evžen Kočenda and Jan Svejnar (2009), *The effects of privatization and ownership in transition economies*, *Journal of Economic Literature*, 47:3, pp. 699-728.
- Filatovchev, Igor, Natalya Dyomina, Mike Wright and Trevor Buck (2001), *Effects of post-privatization governance and strategies on export intensity in the Former Soviet Union*, *Journal of International Business Studies*, 32:4, pp. 853-871.
- Filatovchev, Igor, Johannes Stephan and Björn Jindra (2008), *Ownership structure, strategic controls and export intensity of foreign-invested*, *Journal of International Business Studies*, 39:7, pp. 1133-1148.
- Frydman, Roman, Cheryl Gray, Marek Hessel and Andrzej Rapaczynski (1997), *Private ownership and corporate performance: some lessons from transition economies*, Policy Research Working Paper, World Bank: Washington, D.C.
- Frydman, Roman, Cheryl Gray, Marek Hessel and Andrzej Rapaczynski (1999), *When does privatization work? the impact of private ownership on corporate performance in the transition economies*, *Quarterly Journal of Economics*, 114:4, pp. 1153-1191.
- Frydman, Roman, Cheryl Gray, Marek Hessel and Andrzej Rapaczynski (2000), *The limits of discipline*, *Economics of Transition*, 8:3, pp. 577-601.
- Frydman Roman, Cheryl Gray, Marek Hessel and Andrzej Rapaczynski (2007), *When does privatization work? the impact of private ownership on corporate performance in the transition economies*, In: Berglöf, Erik and Gérard Roland (eds.), *The economics of transition: the fifth Nobel symposium in economics*, Palgrave Macmillan: Basingstoke and New York, pp. 37-69.
- Frydman Roman, Marek Hessel and Andrzej Rapaczynski (2006), *Why ownership matters: entrepreneurship and the restructuring of enterprises in Central Europe*, In: Fox, Merritt B. and Michael A. Heller (eds.), *Corporate governance lessons from transition economy reforms*, Princeton University Press: Princeton and Oxford, pp. 194-227.
- Frydman Roman and Andrzej Rapaczynski (1994), *Privatization in Eastern Europe: is the state withering away?* CEU Press: London.
- Frye, Timothy (2002), *Capture or exchange? business lobbying in Russia*, *Europe-Asia Studies*, 54:7, pp. 1017-1036.

- Gorodnichenko, Yuriy and Yegor Grygorenko (2008), Are oligarchs productive? theory and evidence, *Journal of Comparative Economics*, 36:1 pp. 17-42.
- Goud, Richard B. Jr. (2002), Ownership and firm performance: evidence from 25 countries in Central and Eastern Europe and the former Soviet Union, unpublished manuscript.
- Grosfeld, Irena (2009), Large shareholders and firm value: are high-tech firms different? *Economic Systems*, 33:3, pp. 259-277.
- Grosfeld, Irena and Thierry Tresselt (2002), Competition and ownership structure: substitutes or complements? evidence for the Warsaw stock exchange, *Economics of Transition*, 10:3, pp. 525-551.
- Grygorenko, Galyna and Stefan Lutz (2007), Firm performance and privatization in Ukraine, *Economic Change and Restructuring*, 40:3, pp. 253-266.
- Gugler, Klaus, Natalia Ivanova and Josef Zechner (2014), Ownership and control in Central and Eastern Europe, *Journal of Corporate Finance*, 26, pp. 145-163.
- Guriey, Sergei and Andrei Rachinsky (2004), Ownership concentration in Russian industry, CEM Background Paper, Centre for Economic and Financial Research (CEFIR): Moscow.
- Halpern, László and Balázs Muraközy (2007), Does distance matter in spillover? *Economics of Transition*, 15:4, pp. 781-805.
- Hanousek, Jan and Evžen Kočenda (2011), Learning by investing: evidence from a naturally occurring auction, *Economics of Transition*, 19:1, pp. 125-149.
- Hanousek, Jan, Evžen Kočenda and Michal Mašika (2012), Firm efficiency: domestic owners, coalitions, and FDI, *Economic Systems*, 36:4, pp. 471-486.
- Hanousek, Jan, Evžen Kočenda and Jan Svejnar (2007), Origin and concentration: corporate ownership, control and performance in firms after privatization, *Economics of Transition*, 15:1, pp. 1-31.
- Hanousek, Jan, Evžen Kočenda and Jan Svejnar (2009), Divestitures, privatization and corporate performance in emerging markets, *Economics of Transition*, 17:1, pp. 43-73.
- Harper, Joel T. (2002), The performance of privatized firms in the Czech Republic, *Journal of Banking and Finance*, 26:4, pp. 621-649.
- Hingorani, Archana, Kenneth Lehn and Anil K. Makhija (1997), Investor behavior in mass privatization: the case of the Czech voucher scheme, *Journal of Financial Economics*, 44:3, pp. 349-396.
- Hobdari, Bersant, Aleksandra Gregoric and Evis Sinani (2011), The role of firm ownership on internationalization: evidence from two transition economies, *Journal of Management and Governance*, 15:3, pp. 393-413.
- Hrovatin, N. and S. Uršič (2002), The determinants of firm performance after ownership transformation in Slovenia, *Communist and Post-Communist Studies*, 35:2, pp. 169-190.
- IMF (International Monetary Fund) (2014), 25 years of transition: post-communist Europe and the IMF, regional economic issues, special report, IMF: Washington, D.C.
- Iwasaki, Ichiro (2004), Evolution of the government-business relationship and economic performance in the former Soviet states: order state, rescue state, punish state, *Economics of Planning*, 36:3, pp. 223-257.
- Iwasaki, Ichiro (2007), Enterprise reform and corporate governance in Russia: a quantitative survey, *Journal of Economic Surveys*, 21:5, pp. 849-902.
- Iwasaki, Ichiro, Péter Csizmadia, Miklos Illéssy, Csaba Makó and Miklos Szanyi (2011), Foreign direct investment, information spillover, and export decision: evidence from Hungarian firm-level data, *Journal of World Investment and Trade*, 12:4, pp. 487-518.
- Iwasaki, Ichiro, Péter Csizmadia, Miklos Illéssy, Csaba Makó and Miklos Szanyi (2012a), The nested variable model of FDI spillover effects: estimation using Hungarian panel data, *International Economic Journal*, 26:4, pp. 673-709.
- Iwasaki, Ichiro, Csaba Makó, Miklos Szanyi, Péter Csizmadia and Miklos Illéssy (2012b), Economic transformation and industrial restructuring: the Hungarian experience, Maruzen Publishing: Tokyo.



- Iwasaki, Ichiro and Taku Suzuki (2007), Transition strategy, corporate exploitation, and state capture: an empirical analysis of the Former Soviet States, *Communist and Post-Communist Studies*, 40:4, pp. 393-422.
- Iwasaki, Ichiro and Taku Suzuki (2012), The determinants of corruption in transition economies, *Economics Letters*, 114:1, pp. 54-60.
- Iwasaki, Ichiro and Taku Suzuki (2016), Radicalism versus gradualism: an analytical survey of the transition strategy debate, *Journal of Economic Surveys*. (In press)
- Javorcik, Beata Smarzynska (2004), Does foreign direct investment increase the productivity of domestic firms? in search of spillovers through backward linkage, *American Economic Review*, 94:3, pp. 605-627.
- Johnson, Simon, Daniel Kaufmann, John McMillan and Christopher Woodruff (2000), Why do firms hide? bribes and unofficial activity after communism, *Journal of Public Economics*, 76:3, pp. 495-520.
- Jones, Derek C. (1998), The economic effects of privatization: evidence from a Russian panel, *Comparative Economic Studies*, 40:2, pp. 75-102.
- Jones, Derek, Mark Klinedinst and Charles Rock (1998), Productive efficiency during transition: evidence from Bulgarian panel data, *Journal of Comparative Economics*, 26:3, pp. 446-464.
- Jones, Derek C. and Niels Mygind (2000a), Privatization and enterprise performance: evidence from Estonia, In: Franičević, Vojmir and Milica Uvalić (eds.), *Equality, participation, transition: essays in honor of Branko Horvat*, Macmillan Press: Basingstoke and London, pp. 162-183.
- Jones, Derek C. and Niels Mygind (2000b), The effects of privatization on productive efficiency: evidence from the Baltic republics, *Annals of Public and Cooperative Economics*, 71:3, pp. 415-439.
- Jones, Derek C. and Niels Mygind (2001), Ownership and productive efficiency: evidence from Estonia, Working Paper No. 385, William Davidson Institute, University of Michigan: Ann Arbor.
- Jones, Derek C. and Niels Mygind (2002), Ownership and productive efficiency: evidence from Estonia, *Review of Development Economics*, 6:2, pp. 284-301.
- Jurajda, Štěpán and Juraj Stančík (2012), Foreign ownership and corporate performance: the Czech Republic at EU entry, *Czech Journal of Economics and Finance*, 62:4, pp. 306-324.
- Kinoshita, Yuko (2000), R&D and technology spillovers via FDI in the Czech manufacturing firms, unpublished manuscript.
- Kočenda, Evžen (2003), Performance of Czech voucher-privatized firms, *Prague Economic Papers*, 2003:2, pp. 121-130.
- Kočenda, Evžen and Jan Hanousek (2012), State ownership and control in the Czech Republic, *Economic Change and Restructuring*, 45:3, pp. 157-191.
- Kočenda, Evžen and Juraj Valachy (2003), The Czech Republic: ownership and performance of voucher-privatized firms, In: Blaszczyk, Barbara, Iraj Hoshi and Richard Woodward (eds.), *Secondary privatization in transition economies*, Palgrave Macmillan: Basingstoke, pp. 171-214.
- Kogut, Bruce (1996), Direct investment, experimentation, and corporate governance in transition economies, In: Frydman, Roman, Cheryl Gray and Andrzej Rapaczynski (eds.), *Corporate governance in Central Europe and Russia*, Volume 1, CEU Press: Budapest and London, pp. 293-332.
- Koman, Matjaž, Ljubica Knežević Cvelbar, Anđelko Lojpur and Janez Prašnikar (2011), Effects of ownership and management changes on productivity in privatized Montenegrin firms, *Eastern European Economics*, 49:3, pp. 5-25.
- Konings, Jozef (2001), The effects of foreign direct investment on domestic firms: evidence from firm-level panel data in emerging economies, *Economics of Transition*, 9:3, pp. 619-633.
- Konings, Jozef, Patrick Van Cayseele and Frederic Warzynski (2005), The effects of privatization and competitive pressure on firms' price-cost margins: micro evidence from emerging economies, *Review of Economics and Statistics*, 87:1, pp. 124-134.
- Kornai János (1980), *Economics of shortage*, North-Holland: Amsterdam.

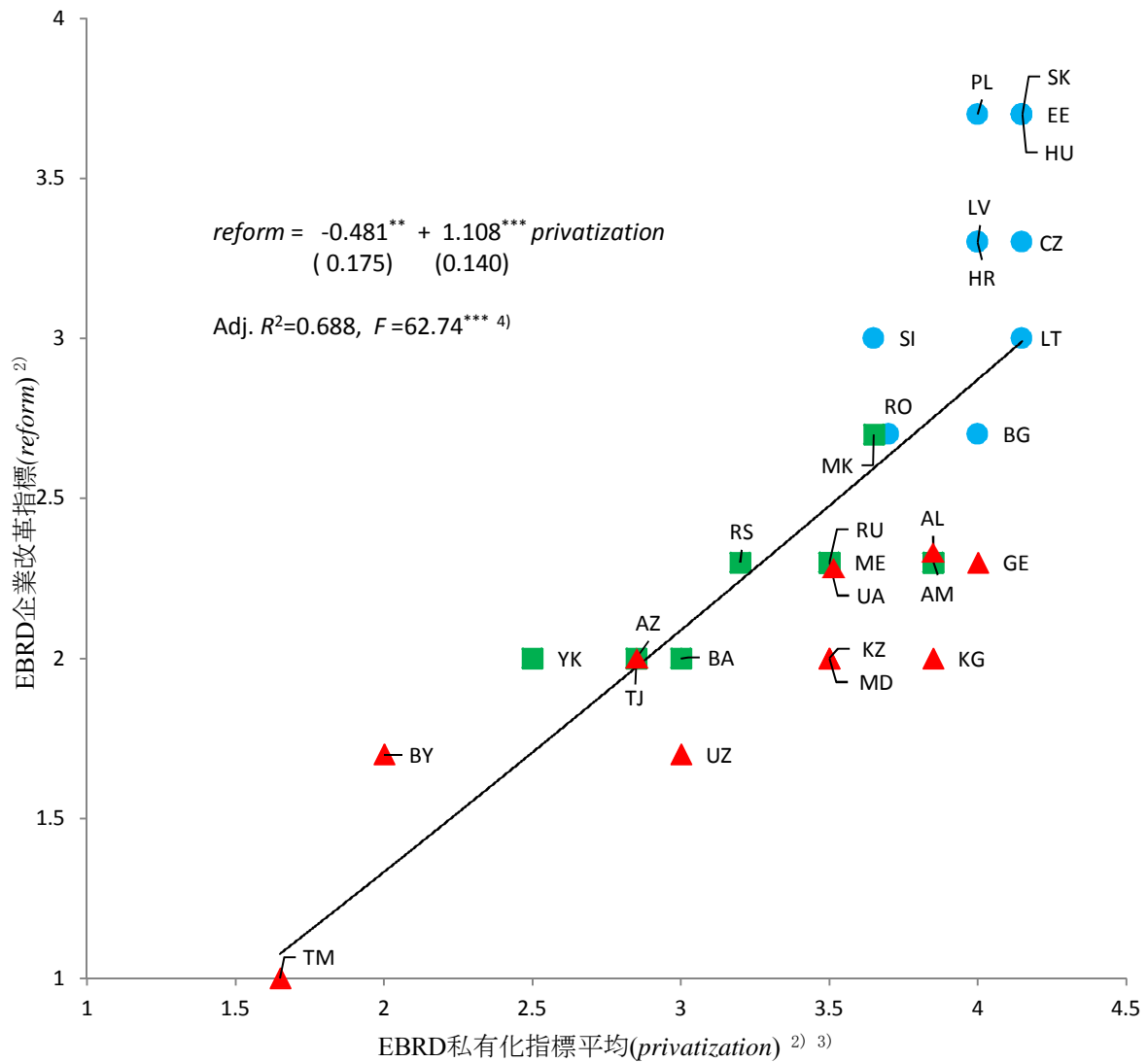
- Kornai, János (1990), *Road to a free economy: shifting from a socialist system: the example of Hungary*, Norton: New York. (佐藤経明訳『資本主義への大転換 市場経済へのハンガリーの道』日本経済新聞社, 1992年)
- Kornai, János (1992), *The socialist system: the political economy of communism*, Princeton University Press and Oxford University Press: Princeton and Oxford.
- Kornai, János (2008), *From socialism to capitalism*, Central Eastern University: Budapest.
- Kornai, János (2014), *Dynamism, rivalry, and the surplus economy*, Oxford University Press: Oxford. (溝端佐登史他訳『資本主義の本質について』NTT出版, 2016年)
- Kőrösi, Gábor (2002), *Labour adjustment and efficiency in Hungary*, Budapest Working Paper on the Labour Market No. 2002/4, Institute of Economics, Hungarian Academy of Sciences: Budapest.
- Kosová, Renáta (2010), *Do foreign firms crowd out domestic firms? evidence from the Czech Republic*, *Review of Economics and Statistics*, 92:4, pp. 861-881.
- Kuznetsov, Andrei, Rostislav Kapelyushnikov and Natalya Dyomina (2008), *Performance of closely held firms in Russia: evidence from firm-level data*, *European Journal of Finance*, 14:4, pp. 337-358.
- Kuznetsov, Andrei, Olga Kuznetsova and Rostislav Kapelyushnikov (2006), *Ownership structure and corporate governance in Russian firms*, In: Mickiewicz, Tomasz (ed.), *Corporate governance and finance in Poland and Russia*, Palgrave Macmillan: Basingstoke, pp. 179-193.
- Kuznetsov, P. and A. Muravyev (2001a), *Ownership concentration and firm performance in Russia: the case of blue chips of the stock market*, *Acta-Oeconomica*, 51:4, pp. 469-488.
- Kuznetsov, Pavel and Alexander Muravyev (2001b), *Ownership structure and firm performance in Russia: the case of blue chips of the stock market*, Working Paper No. 01/10, Economics Education and Research Consortium (EERC): Moscow.
- Lutz, Stefan and Oleksandr Talavera (2004), *Do Ukrainian firms benefit from FDI? Economics of Planning*, 37:2, pp. 77-98.
- Major, Iván (2003), *Privatization in Hungary and its aftermath*, In: Parker, David and David Saal (eds.), *International handbook on privatization*, Edward Elgar: Cheltenham and Northampton, pp. 427-453.
- Makhija, Anil K. and Michael Spiro (2000), *Ownership structure as a determinant of firm value: evidence from newly privatized Czech firms*, *Financial Review*, 35(3), pp. 1-32.
- Makhija, Mona V. (2004), *The value of restructuring in emerging economies: the case of the Czech Republic*, *Strategic Management Journal*, 25:3, pp. 243-267.
- Maurel, Mathilde (2001), *Investment, efficiency, and credit rationing: evidence from Hungarian panel data*, Working Paper No. 403, William Davidson Institute, University of Michigan: Ann Arbor.
- Maury, Benjamin and Eva Liljeblom (2009), *Oligarchs, political regime changes, and firm valuation*, *Economics of Transition*, 17:3, pp. 411-438.
- Mencinger, Joze (1996), *Privatization experiences in Slovenia*, *Annals of Public and Cooperative Economics*, 67:3, pp. 415-428.
- Miller, James (2013), *Privatization*, In: Hare, Paul and Gerard Turley (eds.), *Handbook of the economics and political economy of transition*, Routledge: London, pp. 131-137.
- Miller, Jeffrey (2006), *Evaluation of mass privatization in Bulgaria*, Working Paper No. 814, William Davidson Institute, University of Michigan: Ann Arbor.
- Miyajima, Hideaki (2007), *The comparative features and economic role of mergers and acquisitions in Japan*, Discussion Paper No. 07-E-056, Research Institute of Economy, Trade and Industry (RIETI): Tokyo.
- Mizobata, Satoshi (2005), *Evolution of Russian corporate governance*, *Journal of Comparative Economic Studies*, 1, pp. 25-58.
- Mizobata, Satoshi (2008), *Diverging and harmonizing corporate governance in Russia*, In: Pickles, John (ed.), *State and society in post-socialist economies*, Palgrave Macmillan: Basingstoke and New York, pp. 111-139.

- Modén, Karl-Markus, Pehr-Johan Norbäck and Lars Persson (2008), Efficiency and ownership structure: the case of Poland, *World Economy*, 31:3, pp. 437-460.
- Mueller, Dennis C. and Evgeni Peev (2007), Corporate governance and investment in Central and Eastern Europe, *Journal of Comparative Economics*, 35:2, pp. 414-437
- Mullen, Brian (1989), *Advanced BASIC meta-analysis*, Lawrence Erlbaum Associates: Hillsdale. (小野寺孝義訳『基礎から学ぶメタ分析』ナカニシヤ出版, 2000年)
- Muravyev, Alexander (2002), Federal state shareholdings in Russian companies: origin, forms and consequences for enterprise performance, Discussion Paper No 12, Institute for Economics in Transition, Bank of Finland (BOFIT): Helsinki.
- Muravyev, Alexander, Irina Berezinets and Yulia Ilina (2014), The structure of corporate boards and private benefits of control: evidence from the Russian stock exchange, *International Review of Financial Analysis*, 34, pp. 247-261.
- Myant, Martin and Jan Drahekoupil (2010), *Transition economies: political economy in Russia, Eastern Europe, and Central Asia*, J. Wiley: Hoboken, NJ.
- Orazem, Peter F. and Milan Vodopivec (2004), Do market pressures induce economic efficiency? the case of Slovenian manufacturing, 1994-2001, Policy Research Working Paper No. 3189, World Bank: Washington, D.C.
- Pawlik, Konrad (2006), Foreign ownership and productivity in Polish industry: the case of Polish manufacturing, 1993-2002, *Eastern European Economics*, 44:5, pp. 38-71.
- Perotti, Enrico C. and Stanislav Gelfer (2001), Red barons or robber barons? governance and investment in Russian financial-industrial groups, *European Economic Review*, 45:9, pp. 1601-1617.
- Pivovarsky, Alexander (2003), Ownership concentration and performance in Ukraine's privatized enterprises, *IMF Staff Papers*, 50:1, pp. 10-42.
- Pohl, Gerhard, Robert E. Anderson, Stijn Claessens and Simeon Djankov (1997), Privatization and restructuring in Central and Eastern Europe: evidence and policy options, Technical Paper No. 368, World Bank: Washington, D.C.
- Quiggin, John (2010), *Zombie economics: how dead ideas still walk among us*, Princeton University Press: Princeton. (山形浩生訳『ゾンビ経済学：死に損ないの5つの経済思想』筑摩書房, 2012年)
- Rizov, Marian (2004), Credit constraints and profitability: evidence from a transition economy, *Emerging Markets Finance and Trade*, 40:4, pp. 63-83.
- Roberts, Barbara M. and Steve Thompson (2009), Firm turnover, restructuring and labour productivity in transition: the case of Poland, *Applied Economics*, 41:7/9, pp. 1127-1136.
- Rojec, Matija, Jože P. Damijan and Boris Majcen (2004), Export propensity of Estonian and Slovenian manufacturing firms: does foreign ownership matter? *Eastern European Economics*, 42:4, pp. 33-54.
- Roland, Gérard (2000), *Transition and economics: politics, markets, and firms*, MIT Press: Cambridge, Mass.
- Roland, Gérard (ed.) (2008), *Privatization: successes and failures*, Columbia University Press: New York.
- Sabirianova, Klara, Jan Svejnar and Katherine Terrell (2006), Foreign investment, corporate ownership, and development: are firms in emerging markets catching up to the world standard? unpublished manuscript.
- Sabirianova, Klara Peter, Jan Svejnar and Katherine Terrell (2012), Foreign investment, corporate ownership, and development: are firms in emerging markets catching up to the world standard? *Review of Economics and Statistics*, 94:4, pp. 981-999.
- Sgard, Jérôme (2001), Direct foreign investments and productivity growth in Hungarian firms, 1992-1999, Document de travail No. 01-19, Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales (CEPII): Paris.
- Shepotylo, Oleksandr and Volodymyr Vakhitov (2015), Services liberalization and productivity of manufacturing firms: evidence from Ukraine, *Economics of Transition*, 23:1, pp. 1-44.

- Shleifer, Andrei and Robert Vishny (1994), Politicians and firms, *Quarterly Journal of Economics*, 109:4, pp. 995-1025.
- Simoneti, Marko and Aleksandra Gregoric (2004), Managerial ownership and corporate performance in Slovenian post-privatisation period, *European Journal of Comparative Economics*, 1:2, pp. 217-241.
- Smith, Stephen C., Beom-Cheol Cin and Milan Vodopivec (1997), Privatization incidence, ownership forms, and firm performance: evidence from Slovenia, *Journal of Comparative Economics*, 25:2, pp. 158-179.
- Stanley, T. D. (2005), Beyond publication bias, *Journal of Economic Surveys*, 19:3, pp. 309-345.
- Stanley, T. D. (2008), Meta-regression methods for detecting and estimating empirical effects in the presence of publication selection, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70:1, pp. 103-127.
- Stanley, T. D. and Hristos Doucouliagos (2009), Picture this: a simple graph that reveals much ado about research, *Journal of Economic Surveys*, 24:1, pp. 170-191.
- Stanley, T. D. and Hristos Doucouliagos (2012), *Meta-regression analysis in economics and business*, Routledge: London and New York.
- Stark, David and László Bruszt (1998), *Postsocialist pathways: transforming politics and property in East Central Europe*, Cambridge University Press: Cambridge and New York.
- Stephan, Andreas, Andriy Tsapin and Oleksandr Talavera (2012), Main bank power, switching costs, and firm performance: theory and evidence from Ukraine, *Emerging Markets Finance and Trade*, 48:2, pp. 76-93.
- Stiglitz, Joseph E. (1994), *Whither socialism?* MIT Press: Cambridge, Mass.
- Thompson, G. Rodney and Calin Valsan (1999), Early privatization in Romania: the period of management and employee buyouts, 1991 to 1995, *Eastern European Economics*, 37:6, pp. 35-53.
- Torlak, Elvisa (2004), Foreign direct investment, technology transfer, and productivity growth in transition countries: empirical evidence from panel data, Discussion Paper No. 26, Center for Globalization and Europeanization on the Economy, Göttingen University: Göttingen.
- Tytell, Irina and Ksenia Yudaeva (2007), The role of FDI in Eastern Europe and New Independent States: new channels for the spillover effect, In: Liebscher, Klaus, Josef Christl, Peter Mooslechner, Doris Ritzberger-Grünwald (eds.), *Foreign direct investment in Europe: a changing landscape*, E. Elgar: Cheltenham, pp. 76-86.
- Uhlenbruck, Klaus and Julio O. De Castro (2000), Foreign acquisitions in Central and Eastern Europe: outcomes of privatization in transitional economies, *Academy of Management Journal*, 43:3, pp. 381-402.
- UNECE (Economic Commission for Europe, United Nations) (2001), *Economic survey of Europe 2001 No. 1*, United Nations: New York and Geneva.
- Vahter, Pritt (2006), An econometric study of Estonia and Slovenia: the effect of FDI on labor productivity, In: Stephan, Johannes (ed.), *Technology transfer via foreign direct investment in Central and Eastern Europe: theory, method of research and empirical evidence*, Palgrave Macmillan: Basingstoke, pp. 96-125.
- Vahter, Pritt and Jaan Masso (2007), Home versus host country effects of FDI: searching for new evidence of productivity spillovers, *Applied Economics Quarterly*, 53:2, pp. 167-196.
- Vintilă, Georgeta and Ștefan Cristian Gherghina (2015), Does ownership structure influence firm value? an empirical research towards the Bucharest stock exchange listed companies, *International Journal of Economics and Financial Issues*, 5:2, pp. 501-514.
- Vittas, Dimitri and Roland Michelitsch (1996), The potential role of pension funds: lessons from OECD and developing countries, In: Frydman, Roman, Cheryl Gray and Andrzej Rapaczynski (eds.), *Corporate governance in Central Europe and Russia, Volume 1*, CEU Press: Budapest and London, pp. 242-292.
- Weiss, Andrew and Georgiy Nikitin (1998), Performance of Czech companies by ownership structure,

- Working Paper No. 186, William Davidson Institute, University of Michigan: Ann Arbor.
- Weiss, Andrew and Georgiy Nikitin (2002), Effects of ownership by investment funds and the performance of Czech firms, In: Mayendorff, Anna and Anjan Thakor (eds.), *Designing financial systems in transition economies: strategies for reform in Central and Eastern Europe*, MIT Press: Cambridge, Mass. and London, pp. 187-214.
- Wright, M., R. S. Thompson and K. Robbie (1989), Privatisation via management and employee buyouts: analysis and U.K. experience, *Annals of Public and Cooperative Economy*, 60:4, pp. 399-429.
- Yudaeva, Ksenia, Konstantin Kozlov, Natalia Melentieva and Natalia Ponomareva (2003), Does foreign ownership matter? the Russian experience, *Economics of Transition*, 11:3, pp. 383-409.

図1 中東欧・旧ソ連諸国における私有化政策と企業改革の相関関係<sup>1)</sup>



(注1) 国名略称は次の通り。AL：アルバニア，AM：アルメニア，AZ：アゼルバイジャン，BA：ボスニア・ヘルツェゴビナ，BG：ブルガリア，BY：ベラルーシ，CZ：チェコ，EE：エストニア，GE：ジョージア，HR：クロアチア，HU：ハンガリー，KG：キルギスタン，KZ：カザフスタン，LT：リトアニア，LV：ラトビア，MD：モルドヴァ，ME：モンテネグロ，MK：マセドニア，PL：ポーランド，RO：ルーマニア，RS：セルビア，RU：ロシア，SI：スロベニア，SK：スロバキア，TJ：タジキスタン，TM：トルクメニスタン，UA：ウクライナ，UZ：ウズベキスタン，YK：コソボ。●は中東欧EU加盟国，■は中東欧非EU加盟国，▲はバルト諸国を除く旧ソ連諸国を，それぞれ示している。

(注2) 両軸共に，最低点は1(中央計画経済体制から殆ど変化無し)，最高点は4.33(先進工業諸国並みの水準)の値を取る。チェコは2007年の，その他の国々は2013年の評価値を用いた。

(注3) 小規模私有化指標と大規模私有化指標の平均値。

(注4) 近似式における回帰係数直下の括弧内数値は標準誤差。\*\*\*：1%水準で有意。\*\*：5%水準で有意。

(出所) 欧州復興開発銀行(EBRD: <http://www.ebrd.com/pages/homepage.shtml>)の公開データに基づき筆者作成。

表1 中東欧・旧ソ連諸国の企業私有化方式及び2010年時点の民間部門対GDP比

国名(略称)	企業私有化方式 (Ⅰ：最優先方式, Ⅱ：第二優先方式)				2010年 民間部門 対GDP比 (%)
	バウチャー 方式	従業員によ る自社買収 (MEBO)	直接売却	オークショ ン方式	
アルバニア(AL)	Ⅱ	Ⅰ			75
アルメニア(AM)		Ⅱ	Ⅰ		75
アゼルバイジャン(AZ)	Ⅱ			Ⅰ	75
ベラルーシ(BY)	Ⅱ	Ⅰ			30
ボスニア・ヘルツェゴビナ(BA)	Ⅰ		Ⅱ		60
ブルガリア(BG)	Ⅱ		Ⅰ		75
クロアチア(HR)	Ⅱ	Ⅰ			70
チェコ(CZ)	Ⅰ		Ⅱ		80
エストニア(EE)	Ⅱ		Ⅰ		80
マセドニア(MK)		Ⅰ	Ⅱ		70
ジョージア(GE)	Ⅰ		Ⅱ		75
ハンガリー(HU)		Ⅱ	Ⅰ		80
カザフスタン(KZ)	Ⅱ		Ⅰ		65
キルギス(KG)	Ⅰ	Ⅱ			75
ラトビア(LV)	Ⅱ		Ⅰ		70
リトアニア(LI)	Ⅰ		Ⅱ		75
モルドヴァ(MD)	Ⅰ		Ⅱ		65
モンテネグロ(ME)	Ⅰ		Ⅱ		65
ポーランド(PL)		Ⅱ	Ⅰ		75
ルーマニア(RO)		Ⅰ	Ⅱ		70
ロシア(RU)	Ⅰ		Ⅱ		65
セルビア(RS)			Ⅱ	Ⅰ	60
スロバキア(SK)	Ⅱ		Ⅰ		80
スロベニア(SI)	Ⅱ	Ⅰ			70
タジキスタン(TJ)		Ⅱ	Ⅰ		55
トルクメニスタン(TM)		Ⅰ	Ⅱ		25
ウクライナ(UA)	Ⅰ	Ⅱ			60
ウズベキスタン(UZ)		Ⅰ	Ⅱ		45

(出所) EBRD (2004)及びEBRD公開データ(<http://www.ebrd.com>)に基づき筆者作成。

表2 国有資産譲渡の無償/有償性や資産譲渡先の資力や経営能力による選抜の有無という観点から見た私有化方式の特徴

	バウチャー方式	従業員による 自社買収 (MEBO)	戦略投資家への 直接売却
国有資産譲渡の無償/有償性	無償	有償	有償
資産譲渡先の資力や経営能力による選抜の有無	無し	無し	有り

(出所)筆者作成。



表3 抽出推定結果の文献別及び実証方法論別内訳

著者(発表年)	研究対象国 <sup>1)</sup>	研究対象産業	研究対象期間 <sup>2)</sup>	経営実績変数タイプ (従属変数) <sup>3)</sup>	所有変数タイプ (独立変数) <sup>4)</sup>	抽出推定 結果数
Earle et al. (1996)	RU	工業	1994年	A, E	4, 14, 15	21
Claessens (1997)	CZ, SK	広範囲	1992~1993年	D	1, 4, 8, 12	16
Claessens et al. (1997)	CZ	工業	1992~1995年	C, D	1, 6, 9, 12	40
Earle and Estrin (1997)	RU	製造業	1994年	A, B	4-6, 8, 9, 11-15	198
Frydman et al. (1997)	CZ, HU, PL	製造業	1990~1994年	A-C	1, 4, 6, 9, 11-15	69
Hingorani et al. (1997)	CZ	広範囲	1993~1994年	D	1, 12, 13	18
Pohl et al. (1997)	CZ	工業	1992~1995年	C, D	1, 6, 9, 12	20
Smith et al. (1997)	SI	製造業	1990~1992年	A	12, 15	8
Jones (1998)	RU	広範囲	1992~1996年	A, B	1, 5, 8, 14, 15	42
Jones et al. (1998)	BG	広範囲	1989~1992年	A	13-15	7
Weiss and Nikitin (1998)	CZ	広範囲	1993~1996年	B, C	1-3, 8-12	260
Brouthers and Arens (1999)	RO	広範囲	1997年	E	13	2
Claessens and Djankov (1999)	CZ	広範囲	1992~1997年	B, C	12	16
Djankov (1999a)	GE, KG, KZ, MD, RU, UA	製造業	1997~1998年	B	1, 5, 6, 12, 14, 15	12
Djankov (1999b)	GE, MD	製造業	1997年	B	14	1
Frydman et al. (1999)	CZ, HU, PL	製造業	1990~1994年	A-C	1, 4, 5, 7, 11-15	33
Akimova and Schwödiauer (2000)	UA	工業	1995~1997年	E	4, 13	6
Buck et al. (2000)	BY, RU, UA	工業	1995~1997年	E	1, 5, 6, 14	16
Claessens and Djankov (2000)	CZ	広範囲	1996年	B-D	14	3
Djankov and Hoekman (2000)	CZ	広範囲	1992~1996年	A	12	4
Earle and Teledgy (2000)	RO	製造業	1992~1998年	B	1, 5, 6, 12, 13	18
Frydman et al. (2000)	CZ, HU, PL	製造業	1990~1993年	A-C	4, 13	4
Jones and Mygind (2000a)	EE	広範囲	1994~1997年	A, B, E	1, 4, 12, 14, 15	40
Jones and Mygind (2000b)	EE, LT, LY	広範囲	1993~1996年	A	5, 12, 14, 15	32
Kinoshita (2000)	CZ	製造業	1995~1998年	A	12	3
Makhija and Spiro (2000)	CZ	広範囲	1993年	D	1, 7-9, 12, 13	65
Uhlenbruck and de Castro (2000)	中東欧8カ国, RU	広範囲	1995年	A, C, E	1	3
Bevan et al. (2001)	RU	製造業	2000年	B, C	1, 4	8
Bosco (2001)	HU	広範囲	1993~1997年	A	12	5
Brown and Earle (2001)	RU	製造業	1993~1999年	A	12	6
Carlin et al. (2001)	中東欧・旧ソ連25カ国	広範囲	1999年	A, B	1	10
Dean and Andreyeva (2001)	UA	広範囲	1995~1998年	B	1, 14	2
UNECE (2001)	EE, SI	製造業	1994~1998年	B	12	4
Filatovchev et al. (2001)	BY, RU, UA	製造業	1995~1997年	E	12	5
Jones and Mygind (2001)	EE	広範囲	1993~1997年	A	4, 12, 14, 15	12
Konings (2001)	BG, PL, RO	広範囲	1993~1997年	A	12	9
Kuznetsov and Muravyev (2001a)	RU	広範囲	1995~1997年	B-D	1	12
Kuznetsov and Muravyev (2001b)	RU	広範囲	1995~1997年	B-D	1, 4, 12, 13	42
Maurel (2001)	HU	広範囲	1993~1998年	B	1, 6, 12	9
Sgard (2001)	HU	製造業	1992~1999年	B	1, 12	22
Angelucci et al. (2002a)	RU	製造業	2000年	B, C	1, 4	8
Angelucci et al. (2002b)	BG, PL, RO	広範囲	1994~1998年	A	12	27
Cull et al. (2002)	CZ	広範囲	1993~1996年	A, C	1, 7-9, 12	73
Earle and Teledgy (2002)	RO	工業	1992~1999年	B	5, 6, 9, 13	28
Goud (2002)	中東欧・旧ソ連25カ国	広範囲	1999年	A	4, 5, 9, 11-15	18
Grosfeld and Tresselt (2002)	PL	広範囲	1991~1998年	A	1, 5, 7, 11, 14	13
Harper (2002)	CZ	広範囲	1989~1994年	A-C	12	5
Hrovatin and Uršič (2002)	SI	工業	1998年	A	1, 13	6
Jones and Mygind (2002)	EE	広範囲	1993~1997年	A	4, 12, 14, 15	8
Kőrösi (2002)	HU	広範囲, 製造業	1992~1999年	A	1, 12	14
Muravyev (2002)	RU	工業	1993~2000年	B, C	1, 2	20
Weiss and Nikitin (2002)	CZ	広範囲	1994~1996年	B, C	4, 7, 11	30
Andreyeva (2003)	UA	工業	1996~2000年	A	2-4, 13	52
Damijan et al. (2003a)	中東欧8カ国	製造業	1994~1998年	A	12	16
Damijan et al. (2003b)	中東欧10カ国	製造業	1994~1999年	A	12	20
Earle and Teledgy (2003)	RO	広範囲	1992~2001年	B	1, 5, 6, 12, 13	25
Kočenda (2003)	CZ	広範囲	1996~1999年	A-C	1, 5, 6, 8, 9, 11	36
Kočenda and Valachy (2003)	CZ	広範囲	1996~1999年	A-C	5, 8, 9, 11	40
Major (2003)	HU	広範囲	1990~2000年	C	12	22
Pivovarsky (2003)	UA	広範囲	1998年	B, C	1, 6, 12	32
Yudaeva et al. (2003)	RU	鉱工業	1993~1997年	A	12	16

(続ク)

著者(発表年)	研究対象国 <sup>1)</sup>	研究対象産業	研究対象期間 <sup>2)</sup>	経営実績変数タイプ (従属変数) <sup>3)</sup>	所有変数タイプ (独立変数) <sup>4)</sup>	抽出推定 結果数
Akimova and Schwödiauer (2004)	UA	工業	1999～2000年	B	1, 4, 12-15	18
Gurieff and Rachinsky (2004)	RU	工業	2000～2001年	A-C	2, 3, 5, 12	48
Javorcik (2004)	LT	製造業	1996～2000年	A, B	12	8
Lutz and Talavera (2004)	UA	製造業	1998～1999年	B, E	1, 5, 6, 12, 14, 15	40
Makhija (2004)	CZ	広範囲	1993年	D	1, 8, 9, 12, 14	21
Orazem and Vodopivec (2004)	SI	製造業	1994～2001年	B	12	8
Rizov (2004)	BG	製造業	1998～1999年	C	1	2
Rojec et al. (2004)	EE, SI	製造業	1994～1998年	E	12	12
Simoneti and Gregoric (2004)	SI	広範囲	1995～1999年	B	14	4
Torlak (2004)	BG, CZ, HU, PL, RO	製造業	1993～2000年	A	12	10
Atanasov (2005)	BG	広範囲	1998～1999年	D	1	4
Bhaumik and Estrin (2005)	RU	製造業	1997～1999年	A	1, 13	22
Damijan and Knell (2005)	EE, SI	製造業	1994～1999年	A	12	4
Konings et al. (2005)	BG, RO	製造業	1994～1998年	C	12	10
Bakanova et al. (2006)	BY	工業	2000～2004年	B, C, E	14	7
Brown et al. (2006)	HU, RO, RU, UA	製造業	1985～2002年	A, B	12	20
Kuznetsov et al. (2006)	RU	鉱工業	1999～2003年	C	1, 7, 13	9
Miller (2006)	BG	広範囲	1996～2003年	B, C	1, 5, 9, 12, 13	16
Pawlik (2006)	PL	製造業	1993～2002年	B	12	40
Sabirianova et al. (2006)	CZ, RU	工業	1992～2000年	A	12	15
Vahter (2006)	EE, SI	製造業	1994～2001年	B	12	4
Bhaumik and Estrin (2007)	RU	製造業	1997～1999年	A	1, 13	5
Estrin et al. (2007)	BY	製造業	2004年	B, C, E	1, 12, 14	21
Grygorenko and Lutz (2007)	UA	工業	1997～1999年	A-C	1	12
Halpern and Muraközy (2007)	HU	製造業	1996～2003年	A, B	12	2
Hanousek et al. (2007)	CZ	広範囲	1996～1999年	A, C	1, 5, 8, 9, 11, 12	60
Mueller and Peev (2007)	中東欧11カ国	広範囲	1999～2003年	D	1, 7-9, 11, 12	7
Tytell and Yudaeva (2007)	PL, RO, RU, UA	製造業	1998～2003年	A	12	4
Vahter and Masso (2007)	EE	製造業, サービス業	1995～2002年	A, B	12	24
Altomonte and Colantone (2008)	RO	広範囲	1996～2001年	B	12	2
Asaftei et al. (2008)	RO	製造業	1995～2003年	A	12	6
Filatotchev et al. (2008)	EE, HU, PL, SI, SK	製造業	2002～2003年	E	12	3
Gorodnichenko and Grygorenko (2008)	UA	広範囲	1993～2002年	A	10	11
Kuznetsov et al. (2008)	RU	工業	1999～2003年	C	1, 7, 13	9
Modén et al. (2008)	PL	工業	1995～2000年	B, C	12	32
Avdasheva (2009)	RU	鉱工業	2001～2004年	A, C, E	10, 14	10
Grosfeld (2009)	PL	広範囲	1991～2003年	D	1, 7, 12, 13	60
Hanousek et al. (2009)	CZ	広範囲	1995～1996年	A-C	1, 5, 7, 11	56
Maury and Liljeblom (2009)	RU	広範囲	1998～2003年	D	1, 10, 12	28
Roberts and Thompson (2009)	PL	製造業	1992～1993年	B	1	1
Kosová (2010)	CZ	広範囲	1994～2001年	A	12	8
Hobdari et al. (2011)	EE, SI	広範囲	1993～2004年	E	1, 12, 13	48
Iwasaki et al. (2011)	HU	製造業, サービス業	2002～2005年	E	12	8
Koman et al. (2011)	ME	広範囲	2002～2007年	B	1, 6	18
Cuaresma et al. (2012)	BY	製造業	2005～2010年	B	1	8
Džanić (2012)	HR	広範囲	2003～2009年	B-D	1, 7, 12-14	68
Hanousek et al. (2012)	CZ	製造業, サービス業	1998～2007年	A	12	76
Iwasaki et al. (2012a)	HU	製造業, サービス業	2002～2005年	A, B	1, 12	48
Iwasaki et al. (2012b)	HU	広範囲	1999～2003年	A	12	7
Jurajda and Stančík (2012)	CZ	広範囲	1995～2005年	B, C	12	6
Kočenda and Hanousek (2012)	CZ	広範囲	1996～2005年	C	1, 5, 7, 11	144
Sabirianova et al. (2012)	CZ, RU	工業	1992～2000年	A	12	40
Stephan et al. (2012)	UA	広範囲	2002～2006年	C	1	2
Bogetić and Olusi (2013)	RU	製造業	2003～2008年	B	2, 3	4
D'Souza et al. (2014)	中東欧・旧ソ連27カ国	広範囲	2002～2009年	A, B	1, 12	8
Gugler et al. (2014)	中東欧・旧ソ連11カ国	広範囲	2000～2007年	C, D	1, 5, 12	27
Muravyev et al. (2014) <sup>5)</sup>	RU	広範囲	1998～2009年	C, D	1, 14	28
Ciešlik et al. (2015)	中東欧7カ国	製造業, サービス業	2002～2009年	E	12	13
Shepotylo and Vakhitov (2015)	UA	製造業, サービス業	2001～2007年	C	12	6
Vintiā and Gherghina (2015)	RO	広範囲	2007～2011年	D	1, 7, 14, 15	40

(注1) 国名略称は、図1に準じている。

(注2) 研究対象国によって推定期間が異なる場合もある。

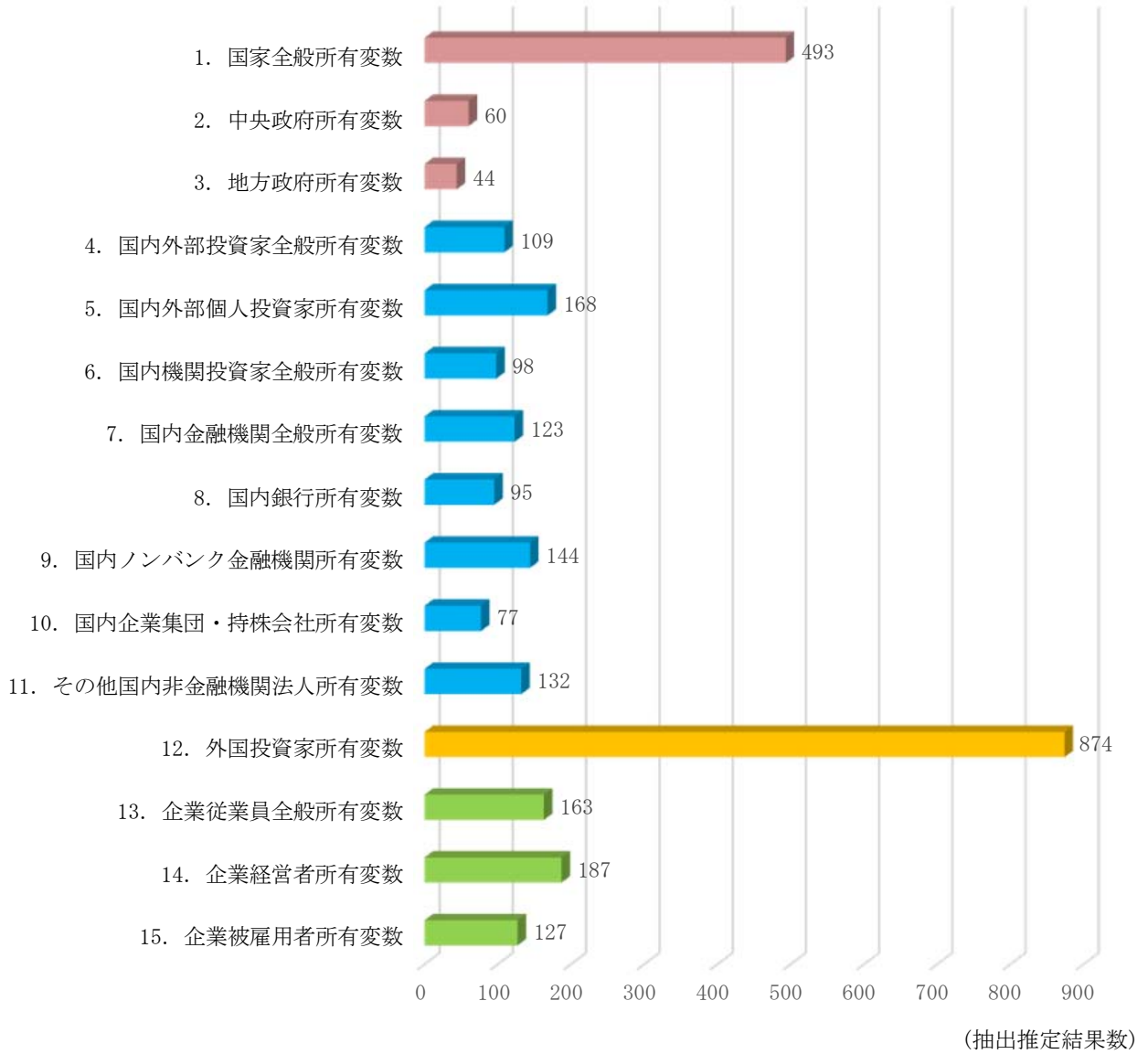
(注3) 各記号は、次の変数タイプを意味する。A: 売上/産出指標, B: 効率性指標, C: 生産性指標, D: 企業価値指標, E: その他経営実績指標。

(注4) 各数値は、次の変数タイプを意味する。1: 国家全般, 2: 中央政府, 3: 地方政府, 4: 国内外投資家全般, 5: 国内外個人投資家, 6: 国内外機関投資家, 7: 国内金融機関全般, 8: 国内銀行, 9: 国内ノンバンク金融機関, 10: 国内企業集団・持株会社, 11: その他国内非金融機関法人, 12: 外国投資家, 13: 企業従業員全般, 14: 企業経営者, 15: 企業被雇用者。なお、国内外投資家の所有効果に関する推定結果の一部には、外国投資家が含まれている可能性は排除できない。

(注5) 論文では報告が割愛された推定結果を含む。同推定結果をご提供いただいた同論文著者のアレキサンダー・ムラビエフ准教授に感謝申し上げます。

(出所) 筆者作成。

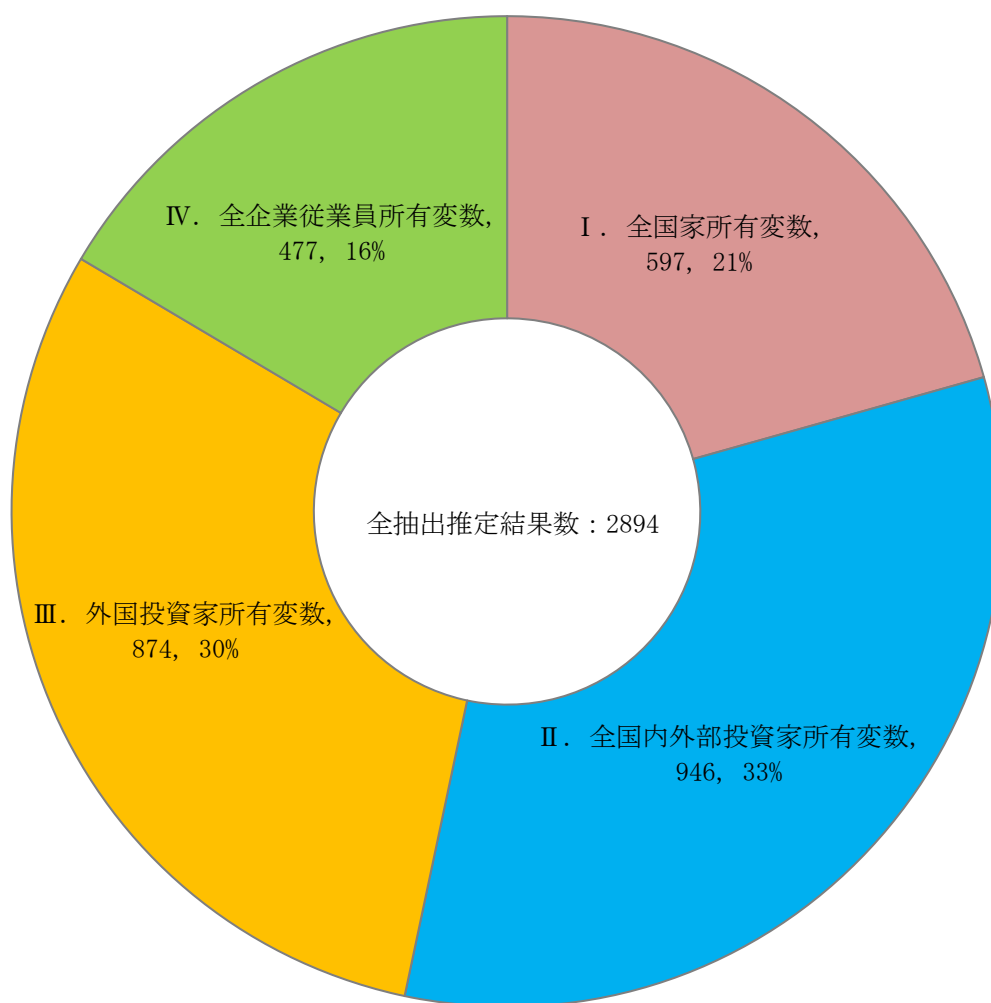
図2 抽出推定結果の所有変数タイプ小分類別内訳



(注) 全抽出推定結果数は2894。

(出所) 筆者作成。

図3 抽出推定結果の所有変数タイプ大分類別内訳

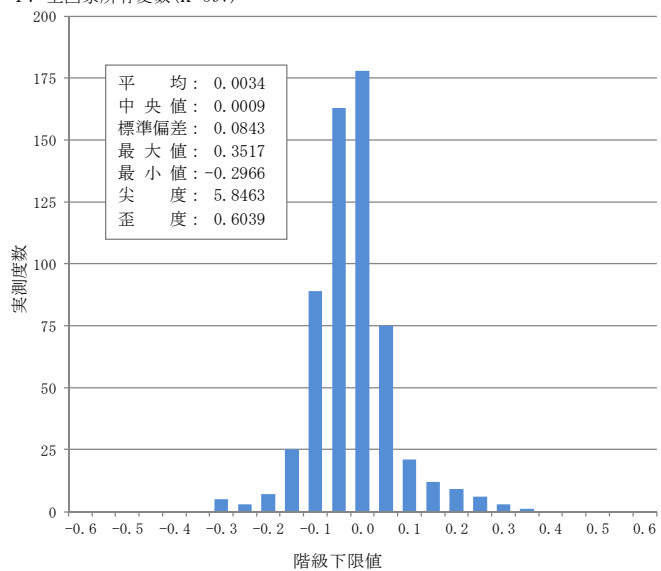


(注) 図中の数値は、抽出推定結果数及び構成比。  
(出所) 筆者作成。

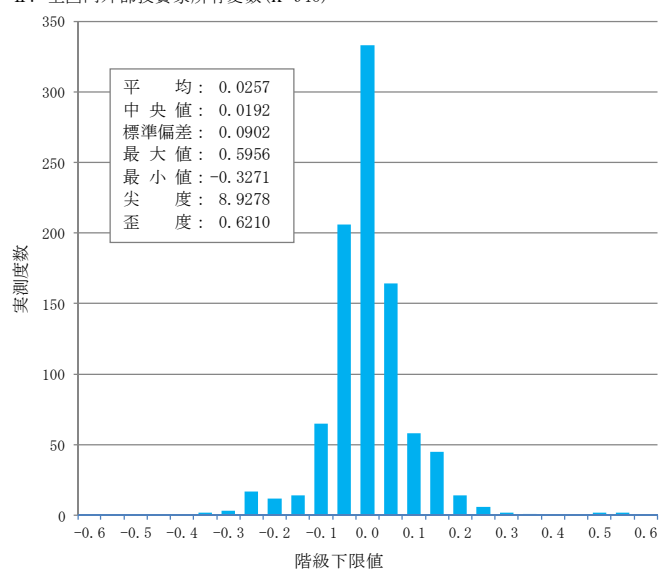
図4 抽出推定結果の所有変数タイプ大分類別偏相関係数及びt値度数分布

(a) 偏相関係数

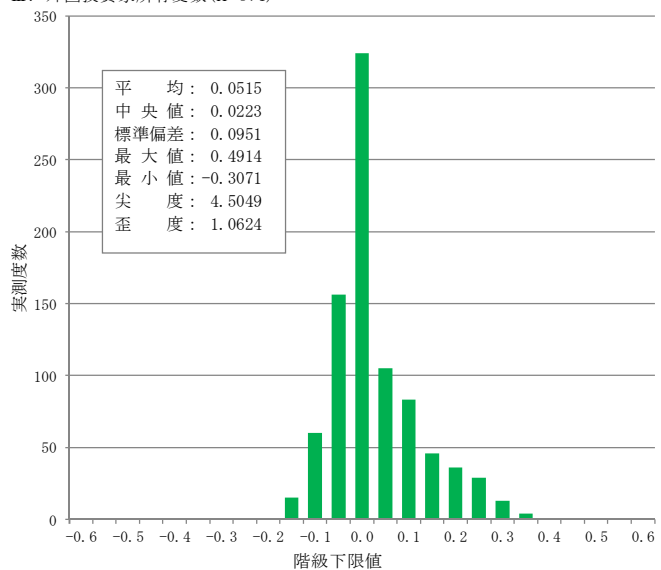
I. 全国家所有変数 (K=597) <sup>1)</sup>



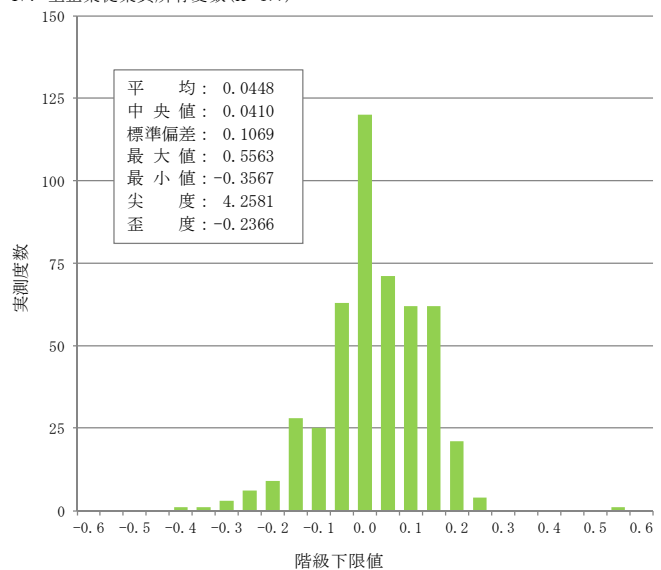
II. 全国内外部投資家所有変数 (K=946) <sup>2)</sup>



III. 外国投資家所有変数 (K=874) <sup>3)</sup>

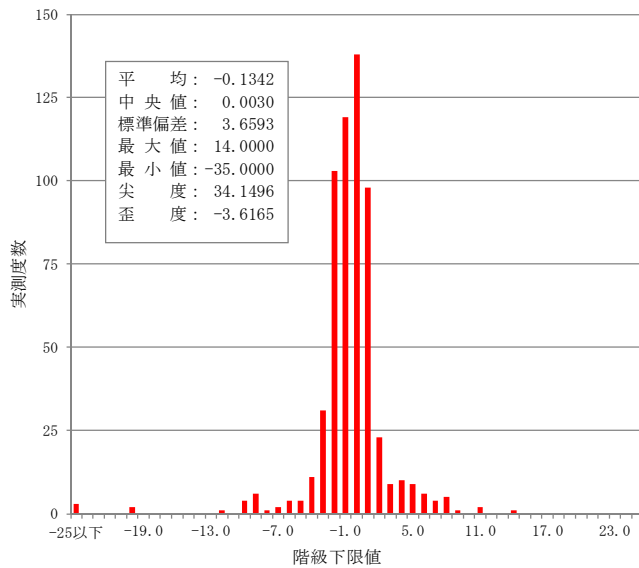


IV. 全企業従業員所有変数 (K=477) <sup>4)</sup>

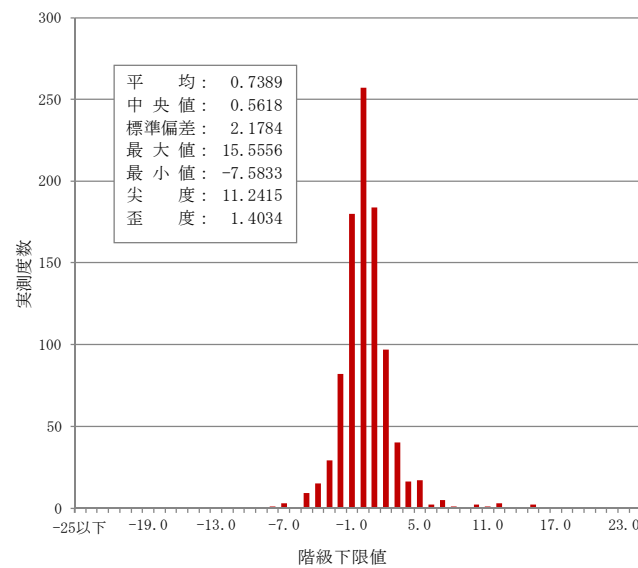


(続く)

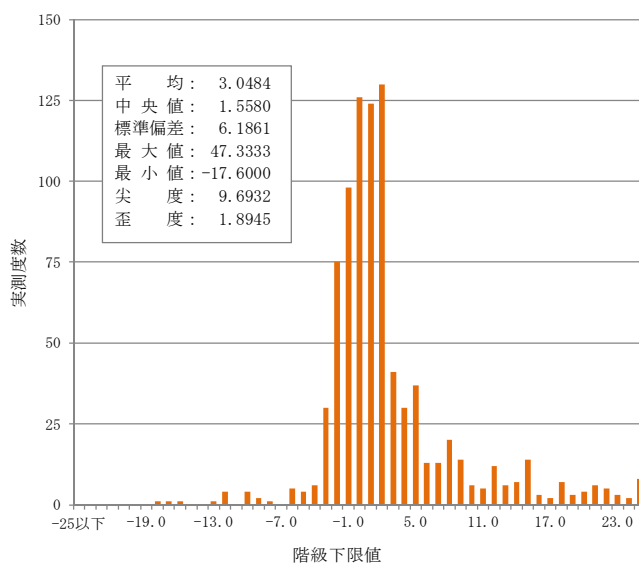
I. 全国家所有変数 (K=597) <sup>5)</sup>



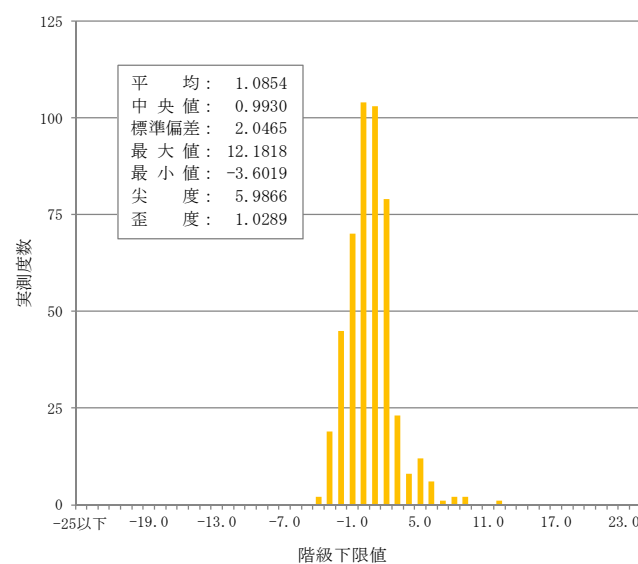
II. 全国内外投資家所有変数 (K=946) <sup>6)</sup>



III. 外国投資家所有変数 (K=874) <sup>7)</sup>



IV. 全企業従業員所有変数 (K=477) <sup>8)</sup>



(注1) Shapiro-Wilkの正規性検定:  $W=0.943, z=7.510, p=0.000$

(注2) Shapiro-Wilkの正規性検定:  $W=0.916, z=9.679, p=0.000$

(注3) Shapiro-Wilkの正規性検定:  $W=0.914, z=9.520, p=0.000$

(注4) Shapiro-Wilkの正規性検定:  $W=0.977, z=4.726, p=0.000$

(注5) Shapiro-Wilkの正規性検定:  $W=0.686, z=11.677, p=0.000$

(注6) Shapiro-Wilkの正規性検定:  $W=0.894, z=10.257, p=0.000$

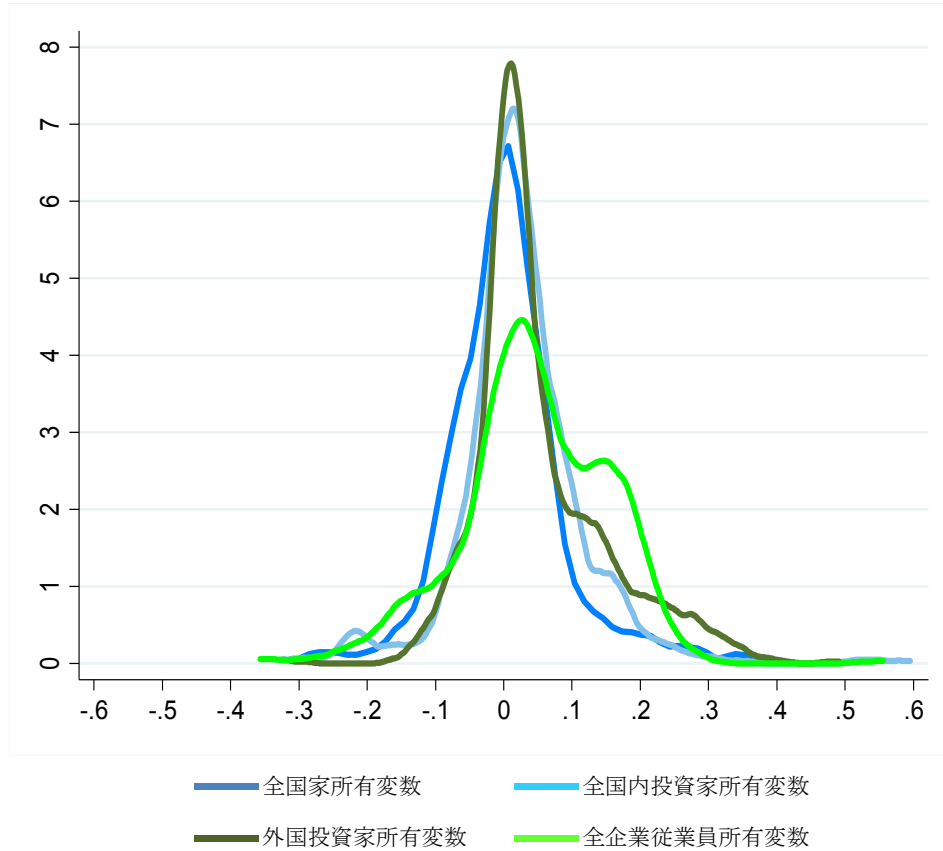
(注7) Shapiro-Wilkの正規性検定:  $W=0.805, z=11.542, p=0.000$

(注8) Shapiro-Wilkの正規性検定:  $W=0.943, z=6.950, p=0.000$

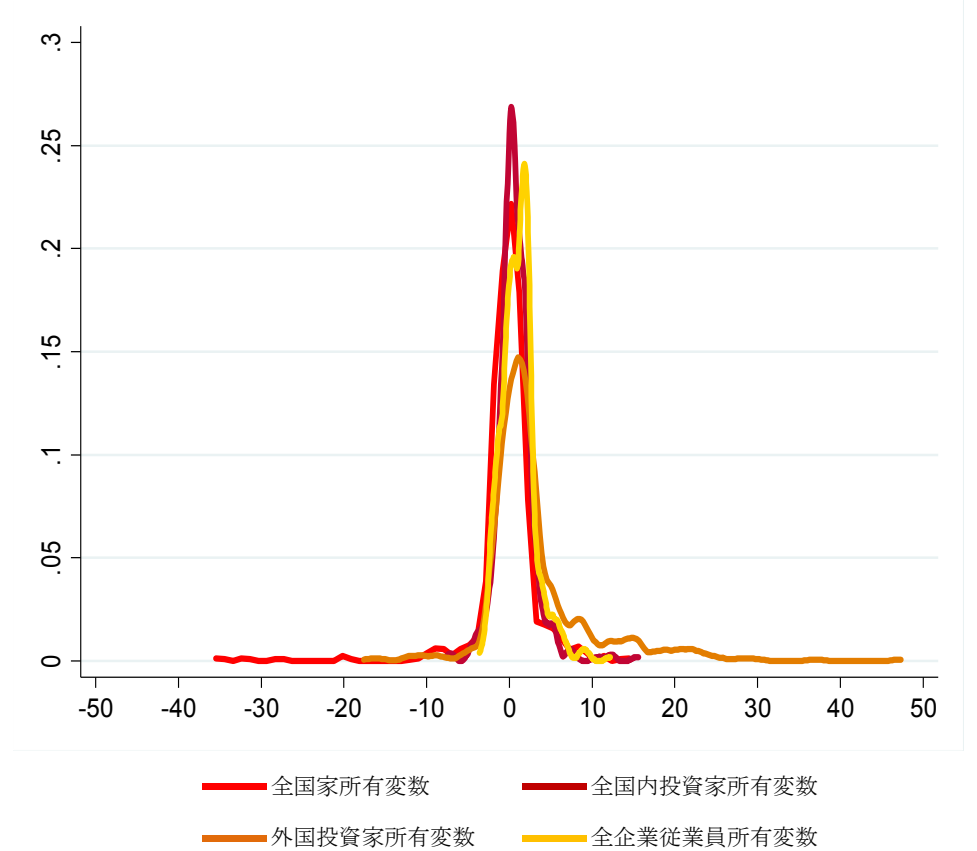
(出所)筆者作成。

図5 抽出推定結果の所有変数タイプ大分類別偏相関係数及び $t$ 値のカーネル密度推定

(a) 偏相関係数



(b)  $t$ 値



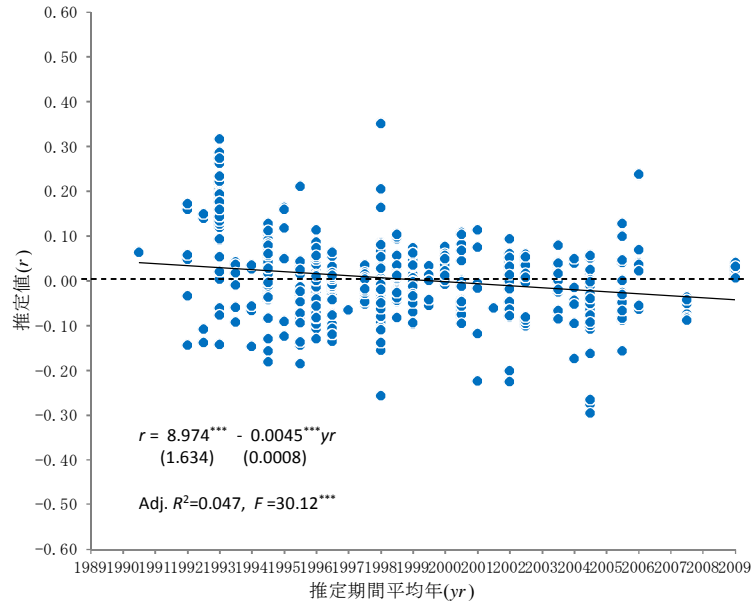
(注) 縦軸は推定密度，横軸は変数値。

(出所) 筆者作成。

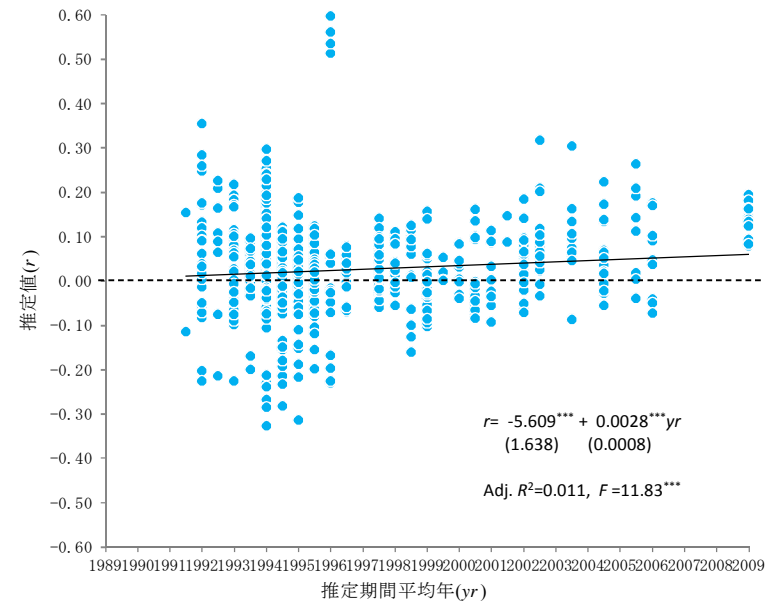
図6 抽出推定結果の所有変数タイプ大分類別偏相関係数及びr値推定期間平均年順配列

(a) 偏相関係数

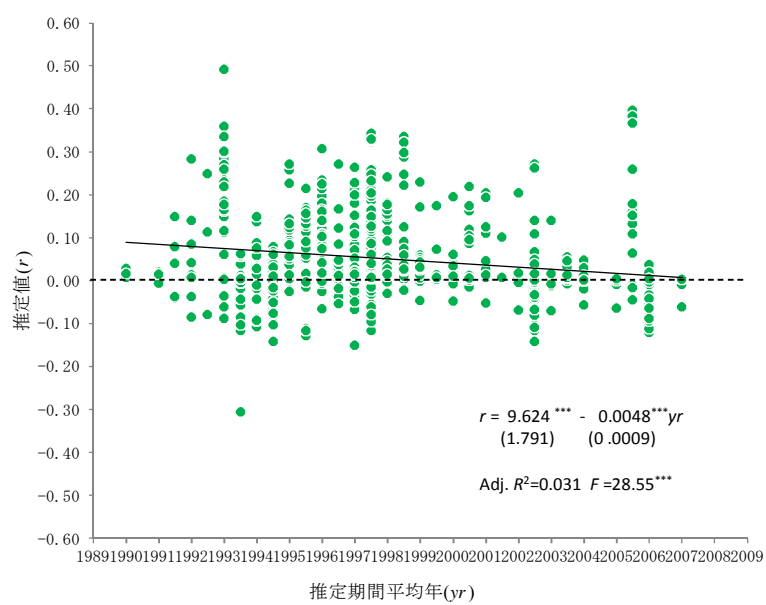
I. 全国家所有変数 (K=597)



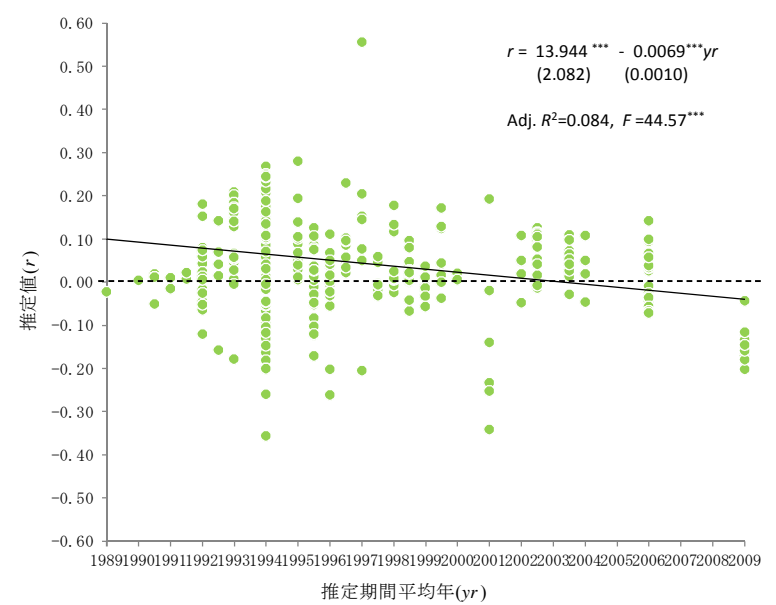
II. 全国内外部投資家所有変数 (K=946)



III. 外国投資家所有変数 (K=874)



IV. 全企業従業員所有変数 (K=477)



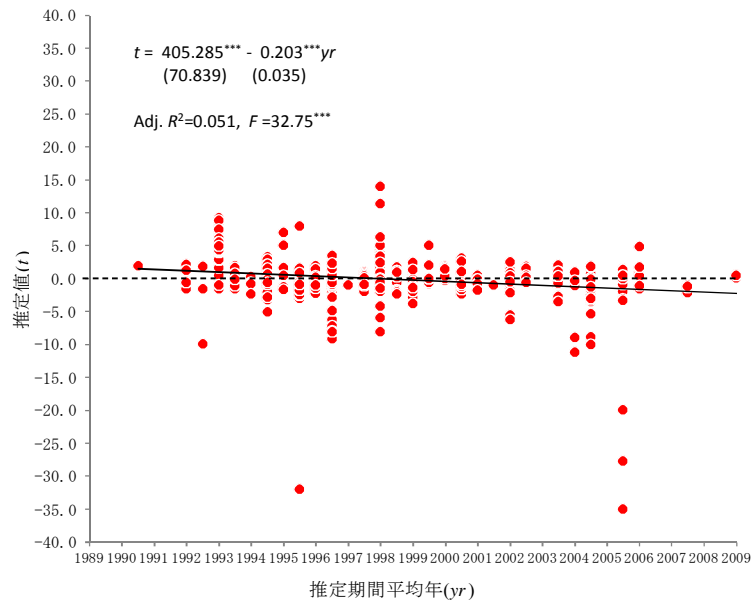
(続く)



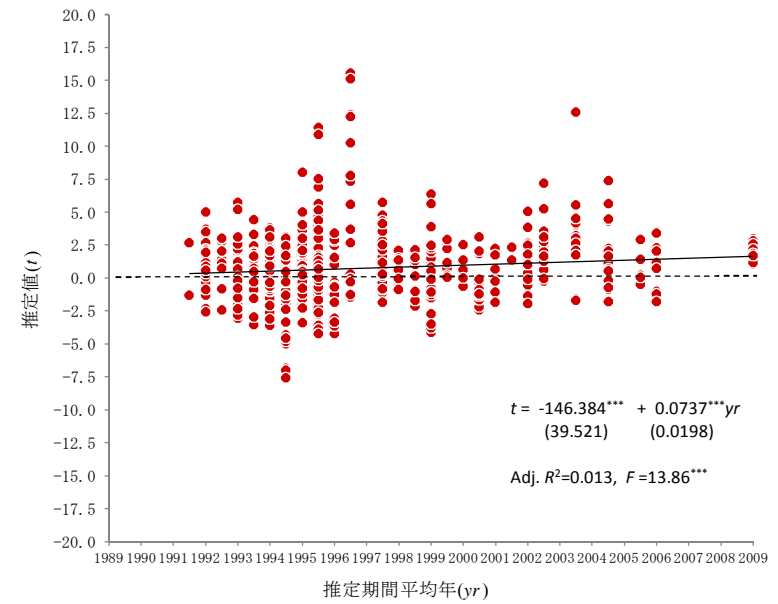
(b)  $r$  値

(図6続き)

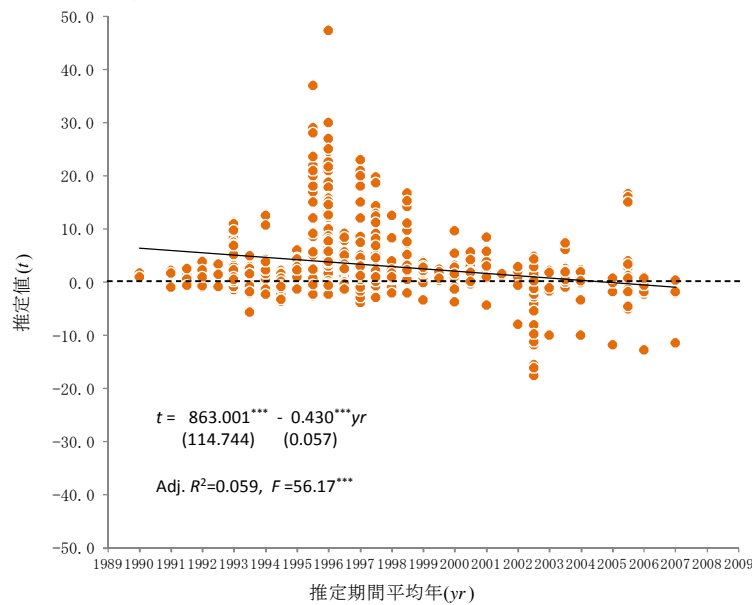
I. 全国家所有変数 ( $K=597$ )



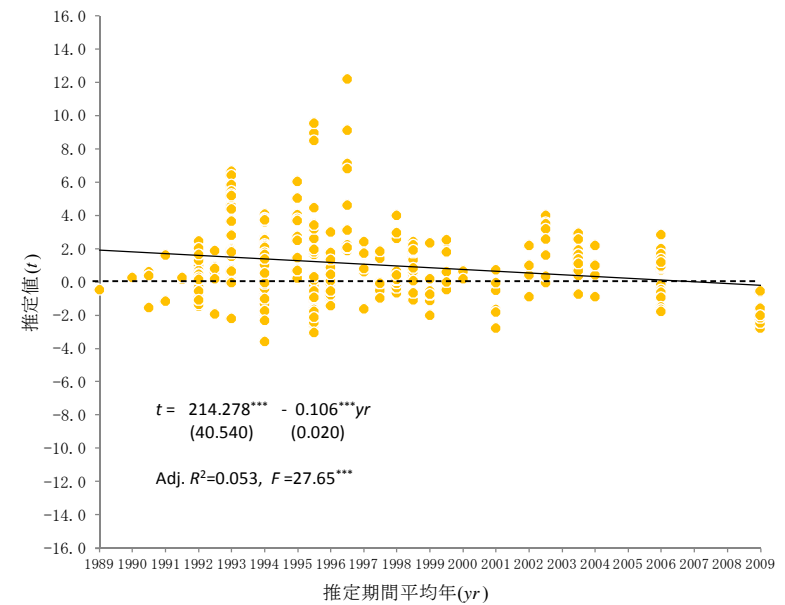
II. 全国内外投資家所有変数 ( $K=946$ )



III. 外国投資家所有変数 ( $K=874$ )



IV. 全企業従業員所有変数 ( $K=477$ )



(注) 近似式における回帰係数直下の括弧内数値は標準誤差。\*\*\*: 1%水準で有意, \*\*: 5%水準で有意。  
(出所) 筆者作成。

表4 抽出推定結果の所有変数タイプ別メタ統合

所有変数タイプ <sup>1)</sup>	抽出推定結果数(K)	(a) 偏相関係数の統合			(b) $t$ 値の結合 <sup>4)</sup>			
		固定効果( $R_f$ )	変量効果( $R_r$ )	均質性の検定( $Q_r$ ) <sup>3)</sup>	$T_u$	$T_w$	$T_m$	フェイルセーフ数( $fsN$ ) <sup>5)</sup>
		(漸近 $z$ 値) <sup>2)</sup>	(漸近 $z$ 値) <sup>2)</sup>		( $p$ 値)	( $p$ 値)		
I. 全国家所有変数	597	-0.018 *** (-29.60)	0.004 (1.55)	7115.438 ***	-3.280 *** (0.00)	-0.687 (0.25)	0.003	1777
1. 国家所有全般所有変数	493	-0.003 *** (-3.53)	0.005 * (1.64)	4731.900 ***	0.794 (0.21)	0.152 (0.44)	0.067	-378
2. 中央政府所有変数	60	-0.038 *** (-25.67)	0.003 (0.48)	508.632 ***	-4.617 *** (0.00)	-4.617 *** (0.00)	-0.043	413
3. 地方政府所有変数	44	-0.067 *** (-41.86)	-0.006 (-0.78)	327.686 ***	-9.347 *** (0.00)	-9.347 *** (0.00)	-0.141	1377
II. 全国内外投資家所有変数	946	0.026 *** (34.66)	0.021 *** (11.57)	3799.439 ***	22.726 *** (0.00)	4.660 *** (0.00)	0.562	179610
4. 国内外投資家全般所有変数	109	0.032 *** (8.78)	0.041 *** (6.72)	213.126 ***	9.948 *** (0.00)	2.413 *** (0.01)	0.858	3877
5. 国内外個人投資家所有変数	168	0.026 *** (19.78)	0.027 *** (7.18)	789.334 ***	13.859 *** (0.00)	2.573 *** (0.01)	0.635	11757
6. 国内機関投資家全般所有変数	98	0.043 *** (28.61)	0.036 *** (6.66)	635.112 ***	17.152 *** (0.00)	3.452 *** (0.00)	1.087	10556
7. 国内金融機関全般所有変数	123	-0.021 *** (-6.10)	-0.022 ** (-2.53)	696.014 ***	-5.793 *** (0.00)	-0.955 (0.17)	-0.260	1403
8. 国内銀行所有変数	95	0.011 *** (2.93)	0.011 * (1.73)	247.594 ***	3.047 *** (0.00)	0.628 (0.27)	-0.030	231
9. 国内ノンバンク金融機関所有変数	144	0.014 *** (8.29)	0.015 *** (4.40)	357.946 ***	7.444 *** (0.00)	2.153 ** (0.02)	0.453	2805
10. 国内企業集団・持株会社所有変数	77	0.042 *** (10.18)	0.037 *** (5.52)	183.738 ***	8.818 *** (0.00)	1.762 ** (0.04)	0.910	2136
11. その他国内非金融機関法人所有変数	132	0.027 *** (9.51)	0.030 *** (6.89)	282.481 ***	9.883 *** (0.00)	2.096 ** (0.02)	0.710	4632
III(12). 外国投資家所有変数	874	0.024 *** (90.00)	0.047 *** (25.00)	33000.000 ***	90.120 *** (0.00)	14.478 *** (0.00)	1.558	2622279
IV. 全企業従業員所有変数	477	0.035 *** (30.07)	0.043 *** (14.85)	1651.600 ***	23.706 *** (0.00)	5.323 *** (0.00)	0.993	98580
13. 企業従業員全般所有変数	163	0.037 *** (28.58)	0.050 *** (13.77)	734.615 ***	24.197 *** (0.00)	4.734 *** (0.00)	1.700	35105
14. 企業経営者所有変数	187	0.046 *** (12.76)	0.055 *** (8.39)	537.153 ***	13.714 *** (0.00)	3.168 *** (0.00)	0.999	12810
15. 企業被雇用者所有変数	127	0.007 * (1.91)	0.009 (1.26)	300.608 ***	1.888 ** (0.03)	0.517 (0.30)	0.174	40

(注1) 先頭文字がローマ数字の場合は所有変数タイプ大分類、アラビア数字は小分類であることを各々意味する。

(注2) 帰無仮説：統合効果サイズが0。

(注3) 帰無仮説：効果サイズが均質。

(注4)  $T_u$ ：無条件結合， $T_w$ ：研究水準で加重した結合， $T_m$ ：中央値。

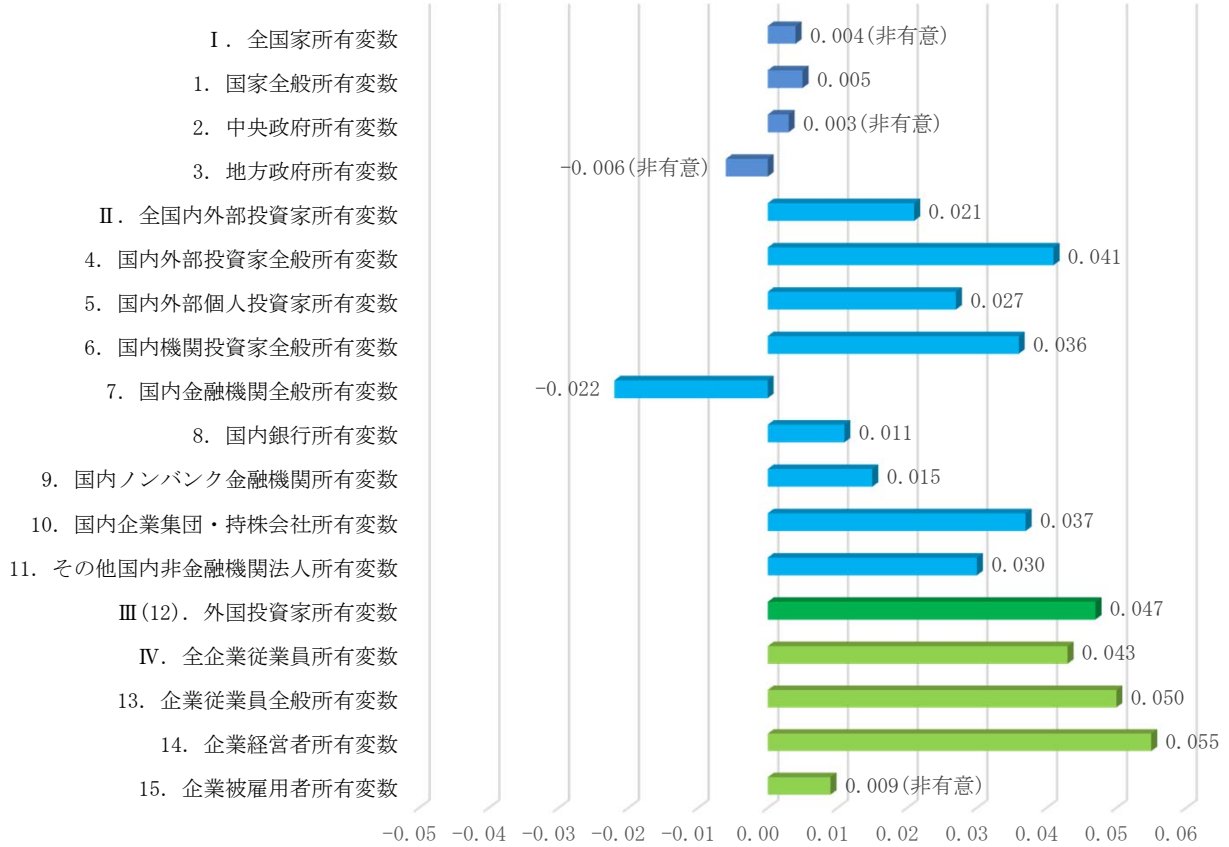
(注5) 効果の有無を判定する有意水準(ここでは5%水準)に、研究全体の結合確率水準を導くために追加されるべき平均効果サイズ0の研究数を意味する。

(注6) \*\*\*:1%水準で有意，\*\*:5%水準で有意，\*:10%水準で有意。

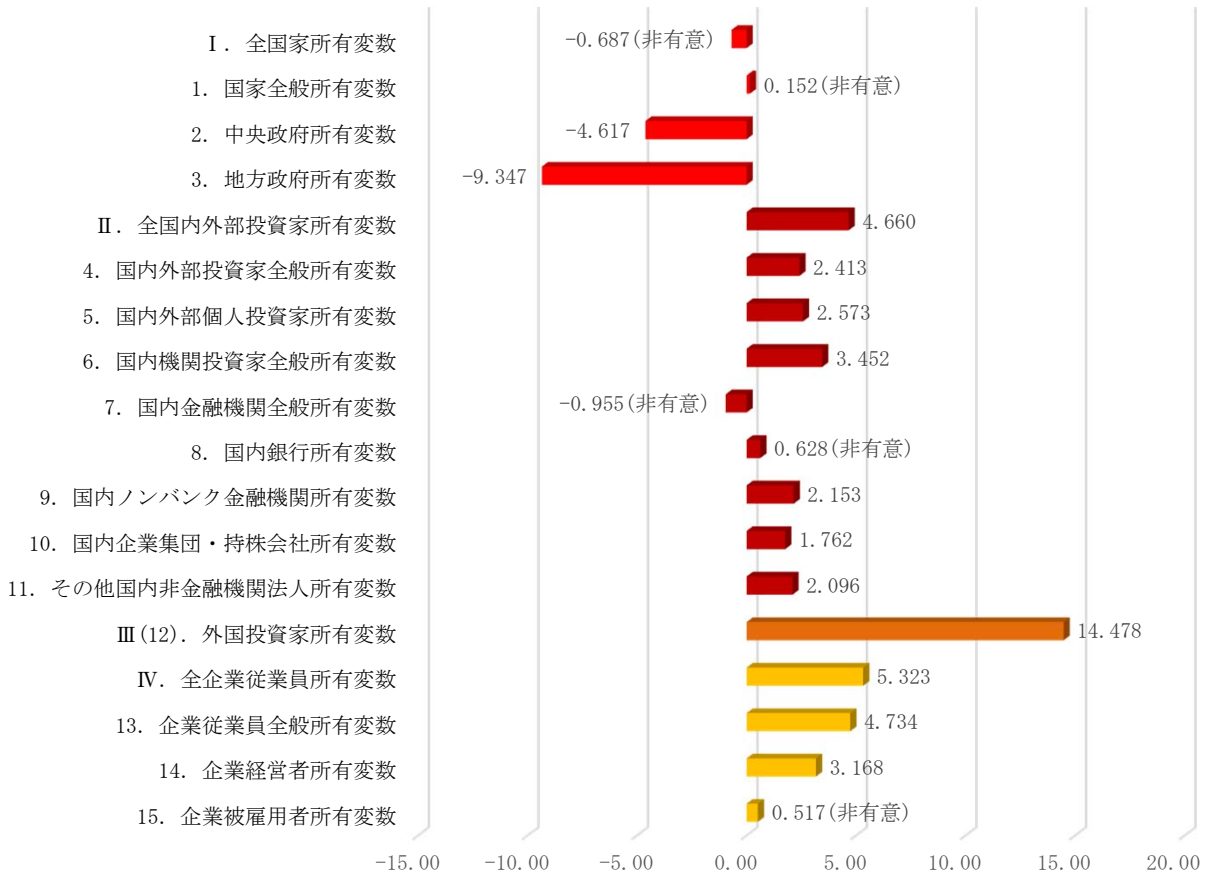
(出所)筆者推定。

図7 抽出推定結果の所有変数タイプ別メタ統合結果

(a) 偏相関係数メタ統合値(変量効果推定)



(b) 研究水準で加重した結合t値



(注) 先頭文字がローマ数字の場合は所有変数タイプ大分類, アラビア数字は小分類であることを各々意味する。  
 (出所) 表4に基づき筆者作成。

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		
		平均	中央値	標準偏差
全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)	0.327	0	0.469
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
全企業従業員所有変数	企業従業員所有変数の推定結果(=1), その他(=0)	0.165	0	0.371
中央政府所有変数	中央政府所有変数の推定結果(=1), その他(=0)	0.021	0	0.143
地方政府所有変数	地方政府所有変数の推定結果(=1), その他(=0)	0.015	0	0.122
国内外部投資家全般所有変数	国内外部投資家全般所有変数の推定結果(=1), その他(=0)	0.038	0	0.190
国内外部個人投資家所有変数	国内外部個人投資家所有変数の推定結果(=1), その他(=0)	0.058	0	0.234
国内機関投資家全般所有変数	国内機関投資家全般所有変数の推定結果(=1), その他(=0)	0.034	0	0.181
国内金融機関全般所有変数	国内金融機関全般所有変数の推定結果(=1), その他(=0)	0.043	0	0.202
国内銀行所有変数	国内銀行所有変数の推定結果(=1), その他(=0)	0.033	0	0.178
国内ノンバンク金融機関所有変数	国内ノンバンク金融機関所有変数の推定結果(=1), その他(=0)	0.050	0	0.217
国内企業集団・持株会社所有変数	国内企業集団・持株会社所有変数の推定結果(=1), その他(=0)	0.027	0	0.161
その他国内非金融機関法人所有変数	その他国内金融機関所有変数の推定結果(=1), その他(=0)	0.046	0	0.209
企業従業員全般所有変数	企業従業員全般所有変数の推定結果(=1), その他(=0)	0.056	0	0.231
企業経営者所有変数	企業経営者所有変数の推定結果(=1), その他(=0)	0.065	0	0.246
企業被雇用者所有変数	企業被雇用者所有変数の推定結果(=1), その他(=0)	0.044	0	0.205
ダミー型所有変数	ダミー型所有変数の推定結果(=1), その他(=0)	0.541	1	0.498
ラグ変数	ラグ付所有変数の推定結果(=1), その他(=0)	0.101	0	0.301
交差項同時推定	交差項を伴う推定結果(=1), その他(=0)	0.085	0	0.278
効率性指標	経営効率性を経営実績指標に採用した研究(=1), その他(=0)	0.308	0	0.462
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)	0.243	0	0.429
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)	0.128	0	0.334
その他経営実績指標	売上/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)	0.056	0	0.229
鉱工業	鉱工業を研究対象産業とする研究(=1), その他(=0) 1)	0.388	0	0.487
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)	0.021	0	0.144
推定期間初年度	推定に用いたデータの初年度	1995.892	1995	3.897
推定期間年数	推定に用いたデータの年数	4.166	4	2.932

(続く)

(表5続き)

変数名	定義	記述統計量		
		平均	中央値	標準偏差
横断面データ	横断面データを用いた研究(=1), その他(=0)	0.452	0	0.498
商用データベース	商用データベースをデータ情報源とする研究(=1), その他(=0)	0.357	0	0.479
独自企業調査	独自の現地企業調査結果をデータ情報源とする研究(=1), その他(=0)	0.276	0	0.447
FE	パネル固定効果推定量を利用した推定結果(=1), その他(=0)	0.180	0	0.385
RE	パネル変量効果推定量を利用した推定結果(=1), その他(=0)	0.072	0	0.258
Robust	頑健回帰推定量を利用した推定結果(=1), その他(=0)	0.058	0	0.235
GMM	一般化積率法推定量を利用した推定結果(=1), その他(=0)	0.023	0	0.150
その他推定量	OLS及び上記以外の推定量を利用した推定結果(=1), その他(=0)	0.050	0	0.219
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)	0.127	0	0.333
差分モデル	差分モデルの推定結果(=1), その他(=0)	0.155	0	0.362
トランスログ・モデル	トランスログ・モデルの推定結果(=1), その他(=0)	0.168	0	0.374
選択バイアス対処	企業私有化の選択バイアス問題に対処した推定結果(=1), その他(=0)	0.071	0	0.257
市場競争度	分析対象企業所属産業の市場競争度を制御した推定結果(=1), その他(=0)	0.119	0	0.324
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)	0.295	0	0.456
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)	0.627	1	0.484
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)	0.481	0	0.500
ロシア	ロシアの企業データが全観測値に占める比率	0.208	0	0.398
ポーランド	ポーランドの企業データが全観測値に占める比率	0.069	0	0.234
ハンガリー	ハンガリーの企業データが全観測値に占める比率	0.067	0	0.230
ウクライナ	ウクライナの企業データが全観測値に占める比率	0.068	0	0.247
その他中東欧・旧ソ連諸国	チェコ及び上記以外の中東欧・旧ソ連諸国の企業データが全観測値に占める比率	0.220	0	0.402
中東欧標本集団比率	中東欧諸国の企業データが全観測値に占める比率	0.705	1.000	0.450
バウチャー私有化諸国標本集団比率	バウチャー私有化を優先的に実施した国々の企業データが全観測値に占める比率 <sup>1)</sup>	0.662	1.000	0.455
MEBO優先諸国標本集団比率	MEBOを優先的に実施した国々の企業データが全観測値に占める比率 <sup>1)</sup>	0.119	0.000	0.308
直接売却優先諸国標本集団比率	戦略的投資家への直接売却を優先的に実施した国々の企業データが全観測値に占める比率 <sup>1)</sup>	0.218	0.000	0.388
民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	2010年民間部門対GDP比率が中央値70%未満である国々の企業データが全観測値に占める比率 <sup>1)</sup>	0.300	0.000	0.452
√自由度	推定モデルの自由度の平方根	50.226	26.842	63.555
研究水準	研究水準の10段階評価 <sup>2)</sup>	4.272	4	3.034

(注1) 該当国の内訳は、表1を参照。

(注2) 詳細は、本稿補論Aを参照。

(出所) 筆者算定。

表6 所有変数タイプ大分類を用いたメタ回帰分析：ベースライン推定

(a) 従属変数：偏相関係数

推定量 <sup>1)</sup>	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	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] <sup>2)</sup>	[7] <sup>3)</sup>
所有変数タイプ(全国家所有変数)							
全国内外投資家所有変数	0.0187 * (0.011)	0.0161 (0.013)	0.0174 (0.012)	-0.0056 (0.012)	0.0100 (0.012)	0.0101 (0.012)	0.0088 (0.012)
外国投資家所有変数	0.0596 *** (0.011)	0.0648 *** (0.012)	0.0406 *** (0.014)	0.0730 *** (0.015)	0.0459 *** (0.012)	0.0461 *** (0.012)	0.0427 *** (0.013)
全企業従業員所有変数	0.0204 (0.019)	0.0141 (0.013)	0.0242 ** (0.012)	0.0141 (0.013)	0.0073 (0.017)	0.0074 (0.017)	0.0057 (0.017)
その他所有変数の形式・構造							
ダミー型所有変数(所有比率)	-0.0130 (0.010)	-0.0226 ** (0.011)	-0.0160 *** (0.005)	-0.0180 (0.015)	-0.0030 (0.018)	-0.0033 (0.018)	0.0023 (0.021)
ラグ変数(非ラグ変数)	0.0260 (0.017)	0.0269 (0.022)	-0.0064 (0.010)	0.0079 (0.020)	-0.0066 (0.006)	-0.0061 (0.007)	-0.0131 *** (0.002)
交差項同時推定(交差項無し)	-0.0023 (0.012)	-0.0065 (0.013)	-0.0195 ** (0.008)	-0.0074 (0.015)	-0.0152 (0.011)	-0.0151 (0.011)	-0.0144 (0.013)
経営実績変数タイプ(売上/産出指標)							
効率性指標	0.0053 (0.013)	-0.0025 (0.010)	-0.0058 (0.007)	0.0343 * (0.019)	-0.0092 (0.014)	-0.0091 (0.014)	-0.0106 (0.015)
生産性指標	-0.0114 (0.014)	-0.0076 (0.010)	-0.0297 *** (0.011)	0.0352 * (0.020)	-0.0204 (0.020)	-0.0203 (0.020)	-0.0211 (0.022)
企業価値指標	0.0382 ** (0.018)	0.0623 *** (0.020)	0.0141 (0.021)	0.1555 *** (0.033)	-0.0224 (0.021)	-0.0214 (0.021)	-0.0336 (0.026)
その他経営実績指標	0.0234 (0.026)	0.0302 (0.028)	-0.0024 (0.013)	0.0877 ** (0.043)	-0.0040 (0.022)	-0.0030 (0.023)	-0.0206 (0.022)
研究対象産業(広範囲)							
鉱工業	0.0136 (0.014)	0.0257 * (0.015)	-0.0001 (0.009)	-0.0158 (0.018)	-0.0059 (0.012)	-0.0057 (0.012)	-0.0191 (0.018)
サービス業	-0.0072 (0.019)	0.0097 (0.020)	0.0084 (0.011)	-0.0059 (0.027)	0.0040 (0.011)	0.0040 (0.011)	-0.0059 (0.018)
推定期間							
推定期間初年度	-0.0039 *** (0.001)	-0.0030 ** (0.001)	-0.0029 ** (0.001)	-0.0031 (0.002)	-0.0016 (0.001)	-0.0017 (0.001)	0.0005 (0.001)
推定年数	-0.0042 * (0.002)	-0.0041 ** (0.002)	-0.0028 ** (0.001)	0.0020 (0.003)	-0.0010 (0.002)	-0.0011 (0.002)	0.0032 (0.003)
データ形式(パネルデータ)							
横断面データ	0.0285 (0.024)	0.0287 (0.021)	0.0042 (0.015)	0.0615 * (0.034)	0.0109 (0.015)	0.0104 (0.015)	0.0285 *** (0.010)
データ情報源(政府統計データ)							
商用データベース	0.0230 (0.017)	0.0130 (0.018)	-0.0123 (0.014)	-0.0246 (0.024)	0.0091 (0.015)	0.0098 (0.015)	-0.0358 *** (0.012)
独自企業調査	0.0005 (0.018)	-0.0123 (0.018)	-0.0289 (0.024)	0.0277 (0.028)	-0.0017 (0.019)	-0.0015 (0.019)	dropped
推定量(OLS)							
FE	0.0229 ** (0.011)	0.0336 *** (0.012)	-0.0002 (0.010)	0.0215 (0.016)	-0.0019 (0.014)	-0.0018 (0.014)	-0.0009 (0.017)
RE	0.0224 * (0.012)	0.0315 *** (0.012)	0.0090 (0.009)	0.0112 (0.023)	0.0150 * (0.009)	0.0149 * (0.009)	0.0168 * (0.010)
Robust	-0.0127 (0.013)	-0.0267 * (0.016)	-0.0216 (0.018)	-0.0844 *** (0.028)	0.0071 ** (0.004)	0.0070 ** (0.004)	0.0079 (0.005)
GMM	-0.0224 (0.025)	-0.0196 (0.031)	-0.0183 (0.012)	-0.0643 ** (0.025)	-0.0113 (0.015)	-0.0118 (0.016)	-0.0040 (0.014)
その他推定量	0.0256 (0.021)	0.0152 (0.019)	-0.0150 * (0.008)	0.1236 *** (0.036)	0.0069 (0.015)	0.0070 (0.015)	0.0069 (0.017)
IV/2SLS/3SLS	-0.0120 (0.011)	-0.0072 (0.012)	0.0091 (0.006)	-0.0110 (0.023)	-0.0219 ** (0.010)	-0.0219 ** (0.010)	-0.0225 ** (0.010)
推定式タイプ(非差分・非トランスログ・モデル)							
差分モデル	-0.0064 (0.016)	-0.0064 (0.022)	0.0070 (0.014)	0.0346 (0.027)	-0.0553 ** (0.027)	-0.0540 ** (0.027)	-0.0865 ** (0.038)
トランスログ・モデル	-0.0026 (0.012)	-0.0002 (0.012)	-0.0035 (0.007)	0.0409 * (0.021)	0.0006 (0.012)	0.0007 (0.012)	-0.0065 (0.009)
企業私有化選択バイアス問題 選択バイアス対処	-0.0008 (0.013)	-0.0065 (0.017)	0.0096 (0.018)	-0.0461 (0.031)	0.0128 (0.011)	0.0126 (0.011)	0.0095 (0.012)
制御変数							
市場競争度	-0.0007 (0.014)	0.0087 (0.019)	-0.0008 (0.009)	-0.0124 (0.019)	0.0056 (0.010)	0.0060 (0.010)	-0.0079 (0.009)
所在地固定効果	0.0083 (0.013)	0.0099 (0.014)	0.0151 (0.011)	-0.0227 (0.015)	0.0001 (0.010)	0.0004 (0.010)	-0.0049 (0.016)
産業固定効果	0.0181 (0.012)	0.0269 * (0.014)	0.0234 *** (0.008)	0.0257 (0.018)	0.0178 (0.012)	0.0175 (0.012)	0.0236 (0.018)
時間固定効果	0.0001 (0.017)	-0.0033 (0.016)	-0.0023 (0.014)	0.0170 (0.032)	-0.0160 (0.012)	-0.0159 (0.012)	-0.0236 ** (0.011)
研究対象国別標本集団比率(チェコ)							
ロシア	0.0075 (0.019)	0.0085 (0.020)	0.0108 (0.026)	-0.0378 (0.025)	-0.0046 (0.015)	-0.0044 (0.015)	-0.0023 (0.022)
ポーランド	0.0056 (0.024)	0.0017 (0.023)	0.0307 * (0.017)	0.0346 (0.042)	0.0241 (0.033)	0.0231 (0.033)	0.0439 (0.049)
ハンガリー	0.0167 (0.021)	-0.0028 (0.021)	-0.0014 (0.014)	0.0109 (0.032)	0.0216 (0.018)	0.0219 (0.018)	0.0081 (0.020)
ウクライナ	0.0274 (0.019)	0.0287 (0.019)	-0.0084 (0.017)	0.0447 * (0.026)	0.0197 (0.024)	0.0206 (0.024)	-0.0063 (0.024)
その他中東欧・旧ソ連諸国	0.0151 (0.015)	0.0112 (0.016)	0.0029 (0.014)	-0.0048 (0.026)	0.0125 (0.017)	0.0125 (0.017)	0.0125 (0.036)
自由度・研究水準							
√自由度	-0.0001 (0.000)	-0.0001 ** (0.000)	-0.0001 (0.000)	-0.0002 (0.000)	-0.0002 *** (0.000)	-0.0002 *** (0.000)	-0.0002 ** (0.000)
研究水準	-0.0013 (0.002)	-	-0.0012 (0.001)	-0.0049 ** (0.002)	0.0017 (0.002)	0.0017 (0.002)	dropped
切片	7.7500 *** (2.832)	6.0188 ** (2.978)	5.9049 *** (2.266)	6.1382 (4.471)	3.1985 (2.396)	3.3363 (2.442)	-0.9048 (2.466)
K	2894	2894	2894	2894	2894	2894	2894
R <sup>2</sup>	0.154	0.229	0.364	0.529	-	0.049	0.012

(続く)

(b)従属変数:  $t$  値

(表6続き)

推定量 <sup>1)</sup>	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	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] <sup>4)</sup>	[14] <sup>5)</sup>
所有変数タイプ(全国家所有変数)							
国内外外部投資家所有変数	0.7370 * (0.412)	0.5100 (0.433)	3.3549 * (1.965)	0.6633 (0.745)	0.4266 (0.381)	0.4335 (0.383)	0.3964 (0.386)
外国投資家所有変数	2.7076 *** (0.719)	2.2623 *** (0.532)	7.8449 *** (2.428)	4.1089 *** (1.130)	1.5008 *** (0.403)	1.5294 *** (0.406)	1.3910 *** (0.411)
全企業従業員所有変数	0.6971 (0.478)	0.4122 (0.457)	3.6765 ** (1.851)	0.6887 (0.666)	0.6344 * (0.385)	0.6368 (0.388)	0.6275 (0.387)
その他所有変数の形式・構造							
所有ダミー変数(所有変数)	-0.7162 (0.528)	-0.2935 (0.452)	-4.3007 *** (0.959)	-0.9045 (1.093)	-0.5982 (0.508)	-0.6156 (0.508)	-0.5134 (0.527)
ラグ変数(非ラグ変数)	0.6150 (0.740)	0.6813 (0.724)	-0.3927 (1.893)	-0.8980 (1.031)	-0.3448 ** (0.157)	-0.3243 ** (0.165)	-0.4071 *** (0.156)
交差項同時推定(交差項無し)	0.1743 (0.950)	0.1695 (1.181)	-6.3883 *** (2.130)	0.0260 (1.003)	-1.7996 * (1.075)	-1.7513 * (1.064)	-2.0074 * (1.164)
経営実績変数タイプ(売上/産出指標)							
効率性指標	-0.3797 (0.537)	-0.2873 (0.462)	-2.3972 ** (1.140)	0.1356 (1.239)	-0.3781 (0.242)	-0.3838 (0.245)	-0.3537 (0.242)
生産性指標	-0.5390 (0.493)	-0.4674 (0.424)	-6.6233 *** (1.965)	-0.1231 (1.168)	-0.4277 (0.314)	-0.4328 (0.316)	-0.4101 (0.322)
企業価値指標	0.9711 (0.775)	1.1774 (0.762)	-5.2279 *** (1.953)	4.2780 *** (1.572)	-0.8732 * (0.522)	-0.8578 * (0.518)	-0.9237 (0.569)
その他経営実績指標	-0.2276 (0.822)	0.1551 (0.833)	-1.2889 (2.104)	2.5699 (2.217)	-0.3101 (0.487)	-0.2722 (0.495)	-0.4151 (0.494)
研究対象産業(広範囲)							
鉱工業	0.0190 (0.756)	1.1417 * (0.641)	-5.5161 *** (1.558)	-1.9021 * (1.100)	-0.5920 (0.706)	-0.5432 (0.730)	-1.4062 (1.280)
サービス業	-2.8602 (1.790)	-1.2178 (1.056)	-2.3693 (1.792)	-3.5724 * (1.922)	-1.1892 (0.817)	-1.1147 (0.853)	-2.2170 ** (1.104)
推定期間							
推定期間初年度	-0.1813 ** (0.073)	-0.1929 *** (0.068)	-0.2204 (0.169)	-0.4037 *** (0.152)	-0.1964 (0.120)	-0.1964 * (0.116)	-0.1905 (0.168)
推定年数	-0.1106 (0.126)	-0.2300 * (0.122)	-0.4318 ** (0.217)	-0.0283 (0.186)	-0.1277 (0.094)	-0.1278 (0.092)	-0.0628 (0.181)
データ形式(パネルデータ)							
横断面データ	0.5236 (0.633)	0.5979 (0.518)	-6.1465 * (3.138)	0.6833 (1.831)	0.6044 (0.604)	0.5797 (0.599)	0.7544 (0.730)
データ情報源(政府統計データ)							
商用データベース	-0.4609 (0.933)	-0.6958 (0.874)	-8.9647 *** (2.443)	-3.6659 ** (1.648)	-0.8434 (0.744)	-0.8639 (0.804)	-0.7836 (0.638)
独自企業調査	-0.5335 (1.063)	-1.8566 * (1.086)	-6.3031 ** (2.561)	0.6950 (1.647)	-1.0309 (0.933)	-1.0346 (0.935)	dropped
推定量(OLS)							
FE	0.8154 (0.602)	0.9854 * (0.557)	-3.2907 (3.024)	2.5346 ** (1.146)	-0.9682 (0.948)	-0.9341 (0.936)	-1.0773 (1.028)
RE	1.5846 ** (0.797)	2.5419 ** (1.011)	0.6319 (2.586)	2.4264 (1.726)	1.3254 * (0.753)	1.3266 * (0.756)	1.3177 * (0.763)
Robust	-0.1547 (0.476)	0.3998 (0.648)	-3.2753 (2.317)	-3.0400 ** (1.403)	0.1697 * (0.096)	0.1689 * (0.095)	0.1775 * (0.107)
GMM	-2.0299 ** (0.971)	-1.5349 (1.019)	-5.0272 * (2.822)	-3.9123 *** (1.493)	-1.7765 (1.145)	-1.7576 (1.128)	-1.8722 (1.262)
その他推定量	0.3274 (1.291)	0.8027 (0.985)	-7.8662 *** (2.325)	3.4005 * (1.967)	-1.3309 (1.177)	-1.3569 (1.175)	-1.1938 (1.255)
IV/2SLS/3SLS	-0.0463 (0.753)	0.3626 (0.905)	3.8150 *** (1.094)	0.6552 (1.559)	-0.2160 (0.363)	-0.2123 (0.368)	-0.2273 (0.360)
推定式タイプ(非差分・非トランスログ・モデル)							
差分モデル	0.0512 (1.021)	-0.7736 (0.946)	0.9768 (2.377)	0.9313 (1.670)	-1.9892 (1.452)	-1.9283 (1.418)	-2.3950 (1.721)
トランスログ・モデル	0.4030 (0.996)	0.2681 (0.997)	0.9594 (1.389)	2.2487 (1.511)	0.0498 (0.462)	0.1421 (0.505)	-0.4770 (0.438)
企業私有化選択バイアス問題							
選択バイアス対処	-0.7540 (0.659)	-0.6751 (0.722)	2.5709 (3.167)	-3.9125 ** (1.847)	0.3218 (0.342)	0.3256 (0.343)	0.2369 (0.355)
制御変数							
市場競争度	-0.2186 (1.253)	0.2052 (0.797)	-2.3155 (1.756)	-1.9755 (1.538)	-1.1516 * (0.692)	-1.1191 (0.723)	-1.2321 * (0.730)
所在地固定効果	0.2210 (0.668)	-0.0459 (0.557)	-0.1574 (2.091)	-0.4430 (1.268)	0.0078 (0.782)	-0.0485 (0.772)	0.3891 (0.928)
産業固定効果	1.4270 ** (0.652)	1.4888 ** (0.641)	4.8539 *** (1.735)	2.5885 ** (1.169)	0.6050 (0.697)	0.6810 (0.684)	0.1376 (0.849)
時間固定効果	0.2344 (0.890)	0.2417 (0.662)	-1.2020 (1.966)	0.6769 (1.850)	0.0260 (0.659)	0.0904 (0.668)	-0.5722 (0.733)
研究対象国別標本集団比率(チェコ)							
ロシア	0.9441 (1.084)	1.7882 (1.469)	6.2227 ** (2.597)	-0.7303 (2.010)	0.6829 (1.232)	0.7602 (1.142)	-0.1395 (2.248)
ポーランド	1.3689 (1.311)	0.9148 (1.298)	6.2682 *** (1.977)	3.5384 (2.448)	2.9005 ** (1.312)	2.7353 ** (1.280)	4.2817 ** (2.026)
ハンガリー	1.8178 (1.709)	0.9609 *** (1.227)	-0.2073 (2.112)	3.0367 (2.312)	2.6147 * (1.430)	2.5345 * (1.387)	3.5396 * (1.980)
ウクライナ	0.4974 (0.984)	0.0838 (0.820)	-1.4166 (1.816)	-0.3649 (1.591)	0.1825 (1.158)	0.1944 (1.131)	0.5003 (1.933)
その他中東欧・旧ソ連諸国	1.3532 (0.871)	0.8091 (0.776)	1.6270 (1.689)	0.7880 (1.639)	2.3616 (1.470)	2.2209 (1.372)	3.6953 (2.503)
自由度・研究水準							
√自由度	0.0084 (0.008)	0.0041 (0.005)	-0.0113 (0.008)	-0.0051 (0.012)	0.0064 (0.006)	0.0059 (0.006)	0.0098 (0.009)
研究水準	-0.0005 (0.093)	-	-0.0049 (0.232)	-0.2780 * (0.163)	0.0738 (0.146)	0.0755 (0.144)	dropped
切片	360.4910 ** (145.186)	384.3074 *** (136.261)	451.7466 (335.303)	806.4356 *** (303.524)	392.8722 (239.717)	392.6808 * (230.857)	381.4948 (336.082)
K	2894	2894	2894	2894	2894	2894	2894
R <sup>2</sup>	0.216	0.291	0.590	0.393	-	0.095	0.040

(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。

(注2) Breusch-Pagan検定:  $\chi^2=1120.40, p=0.000$ (注3) Hausman検定:  $\chi^2=68.48, p=0.000$ (注4) Breusch-Pagan検定:  $\chi^2=1277.86, p=0.000$ (注5) Hausman検定:  $\chi^2=155.95, p=0.000$ 

(注6) 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及びWLS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 所有変数タイプ小分類を用いたメタ回帰分析：ベースライン推定

(a) 従属変数：偏相関係数

推定量 <sup>1)</sup>	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	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] <sup>2)</sup>	[7] <sup>3)</sup>
所有変数タイプ(国家所有全般所有変数)							
中央政府所有変数	0.0084 (0.025)	0.0151 (0.030)	-0.0264 (0.021)	0.0029 (0.031)	0.0317* (0.016)	0.0317* (0.016)	0.0318* (0.017)
地方政府所有変数	0.0010 (0.013)	0.0118 (0.020)	-0.0472** (0.019)	0.0282 (0.034)	0.0054 (0.010)	0.0055 (0.010)	0.0029 (0.011)
国内外外部投資家全般所有変数	0.0390* (0.020)	0.0557* (0.030)	-0.0040 (0.016)	-0.0091 (0.032)	0.0413** (0.018)	0.0414** (0.019)	0.0388** (0.018)
国内外外部個人投資家所有変数	0.0177 (0.017)	0.0216 (0.019)	0.0183* (0.011)	-0.0067 (0.016)	0.0120 (0.017)	0.0120 (0.017)	0.0114 (0.017)
国内機関投資家全般所有変数	0.0211 (0.015)	0.0165 (0.017)	0.0268* (0.014)	-0.0012 (0.017)	0.0065 (0.015)	0.0065 (0.015)	0.0052 (0.015)
国内金融機関全般所有変数	-0.0208 (0.030)	-0.0339 (0.026)	-0.0237 (0.026)	-0.0910*** (0.026)	-0.0077 (0.028)	-0.0078 (0.028)	-0.0075 (0.029)
国内銀行所有変数	0.0154 (0.021)	0.0299 (0.022)	-0.0076 (0.019)	0.0371** (0.018)	0.0022 (0.025)	0.0023 (0.025)	0.0004 (0.026)
国内ノンバンク金融機関所有変数	0.0201 (0.014)	0.0145 (0.017)	0.0009 (0.012)	-0.0022 (0.021)	0.0078 (0.014)	0.0079 (0.014)	0.0057 (0.015)
国内企業集団・持株会社所有変数	0.0409 (0.025)	0.0514* (0.029)	0.0166 (0.025)	-0.0022 (0.026)	0.0044 (0.011)	0.0048 (0.011)	-0.0014 (0.010)
その他国内非金融機関法人所有変数	0.0378*** (0.013)	0.0323* (0.017)	0.0144 (0.015)	0.0231* (0.013)	0.0326** (0.016)	0.0326** (0.017)	0.0320* (0.017)
外国投資家所有変数	0.0605*** (0.011)	0.0659*** (0.012)	0.0346*** (0.013)	0.0726*** (0.016)	0.0477*** (0.012)	0.0479*** (0.013)	0.0441*** (0.013)
企業従業員全般所有変数	0.0282* (0.015)	0.0211 (0.015)	0.0223* (0.012)	0.0043 (0.014)	0.0168 (0.014)	0.0169 (0.014)	0.0150 (0.014)
企業経営者所有変数	0.0427 (0.028)	0.0262 (0.018)	0.0448** (0.020)	0.0290* (0.016)	0.0339 (0.028)	0.0340 (0.028)	0.0330 (0.029)
企業被雇用者所有変数	-0.0188 (0.026)	-0.0134 (0.020)	-0.0152 (0.021)	-0.0185 (0.040)	-0.0286 (0.025)	-0.0286 (0.025)	-0.0297 (0.026)
K	2894	2894	2894	2894	2894	2894	2894
R <sup>2</sup>	0.177	0.253	0.379	0.545	-	0.060	0.019

(b) 従属変数：t値

推定量 <sup>1)</sup>	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	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] <sup>4)</sup>	[14] <sup>5)</sup>
所有変数タイプ(国家所有全般所有変数)							
中央政府所有変数	-1.0083 (1.319)	-1.6244 (1.790)	-12.0835*** (3.904)	-4.6959 (3.154)	1.5350** (0.648)	1.4635** (0.630)	1.7026** (0.743)
地方政府所有変数	-1.4657 (1.620)	-1.7309 (1.954)	-22.7647*** (4.814)	-10.7130 (8.253)	-0.0706 (0.525)	-0.1255 (0.580)	0.0608 (0.407)
国内外外部投資家全般所有変数	0.1977 (0.456)	0.1368 (0.558)	-5.2403** (2.391)	-2.9302 (1.932)	1.0507*** (0.354)	1.0431*** (0.353)	1.0646*** (0.366)
国内外外部個人投資家所有変数	0.8849* (0.508)	0.6514 (0.615)	2.2489 (1.561)	0.5010 (0.856)	0.6885 (0.514)	0.6867 (0.518)	0.6917 (0.518)
国内機関投資家全般所有変数	0.8698 (0.655)	0.9711 (0.664)	3.9893 (2.556)	0.6347 (1.251)	0.8009 (0.518)	0.8021 (0.523)	0.7943 (0.524)
国内金融機関全般所有変数	0.3081 (0.778)	-0.1534 (0.673)	1.9979 (2.239)	-1.1509 (1.193)	-0.0291 (0.668)	-0.0252 (0.673)	-0.0439 (0.675)
国内銀行所有変数	-0.1210 (0.529)	0.0954 (0.637)	-2.9715 (2.437)	1.4162** (0.708)	0.0141 (0.532)	0.0088 (0.535)	0.0193 (0.541)
国内ノンバンク金融機関所有変数	-0.0552 (0.508)	-0.2552 (0.678)	0.0180 (1.933)	-0.6149 (0.984)	0.2292 (0.441)	0.2264 (0.444)	0.2276 (0.448)
国内企業集団・持株会社所有変数	0.8224 (0.771)	1.2466 (1.207)	-2.8489 (1.938)	-1.5055 (1.298)	0.3650 (0.419)	0.3727 (0.427)	0.3347 (0.412)
その他国内非金融機関法人所有変数	0.9476** (0.464)	0.6415 (0.609)	-1.6690 (2.357)	1.7363** (0.716)	1.0796** (0.457)	1.0724** (0.460)	1.0903** (0.462)
外国投資家所有変数	2.5057*** (0.619)	2.1458*** (0.516)	5.1475** (2.019)	3.6867*** (1.052)	1.5764*** (0.419)	1.6086*** (0.422)	1.4906*** (0.431)
企業従業員全般所有変数	0.9464* (0.524)	1.0049* (0.527)	2.2903 (1.956)	-0.2122 (0.942)	0.9635** (0.404)	0.9649** (0.408)	0.9561** (0.405)
企業経営者所有変数	0.6779 (0.578)	0.3475 (0.591)	2.6387 (2.274)	1.0620 (0.708)	1.0769** (0.536)	1.0603** (0.539)	1.1289** (0.541)
企業被雇用者所有変数	-0.4188 (0.529)	-1.1535 (0.712)	-1.2742 (2.615)	-2.0662* (1.246)	0.0609 (0.497)	0.0528 (0.499)	0.0810 (0.507)
K	2894	2894	2894	2894	2894	2894	2894
R <sup>2</sup>	0.224	0.300	0.633	0.414	-	0.098	0.041

(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。

(注2) Breusch-Pagan検定： $\chi^2=1127.38$ ， $p=0.000$ (注3) Hausman検定： $\chi^2=77.97$ ， $p=0.002$ (注4) Breusch-Pagan検定： $\chi^2=1231.14$ ， $p=0.000$ (注5) Hausman検定： $\chi^2=178.46$ ， $p=0.000$ 

(注6) 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及びWLS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。他研究条件のメタ独立変数及び切片の推定結果は省略。メタ独立変数の定義及び記述統計量は，表5を参照。



表8 中東欧諸国の特異性に関するメタ回帰分析

(a) 偏相関係数

推定量 <sup>1)</sup>	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	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] <sup>2)</sup>	[7] <sup>3)</sup>
所有変数タイプ(全国家所有変数)							
全国内外部投資家所有変数	0.0480 *** (0.016)	0.0487 ** (0.021)	0.0337 (0.026)	0.0071 (0.032)	0.0182 (0.012)	0.0185 (0.012)	0.0152 (0.011)
外国投資家所有変数	0.1143 *** (0.024)	0.1367 *** (0.022)	0.0898 *** (0.023)	0.1209 *** (0.031)	0.0865 *** (0.029)	0.0868 *** (0.029)	0.0851 ** (0.034)
全企業従業員所有変数	0.0479 (0.033)	0.0127 (0.027)	0.0227 (0.033)	0.0300 (0.034)	0.0231 (0.025)	0.0233 (0.025)	0.0208 (0.024)
交差項							
全国内外部投資家所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	-0.0454 ** (0.022)	-0.0455 * (0.027)	-0.0253 (0.028)	-0.0158 (0.035)	-0.0113 (0.019)	-0.0116 (0.019)	-0.0084 (0.018)
外国投資家所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	-0.0737 *** (0.025)	-0.0886 *** (0.024)	-0.0603 ** (0.025)	-0.0565 * (0.032)	-0.0544 * (0.031)	-0.0546 * (0.031)	-0.0565 (0.037)
全企業従業員所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	-0.0416 (0.036)	0.0082 (0.031)	-0.0015 (0.035)	-0.0259 (0.034)	-0.0268 (0.029)	-0.0269 (0.030)	-0.0259 (0.029)
中東欧諸国標本集団比率	0.0340 ** (0.013)	0.0281 * (0.014)	0.0444 ** (0.021)	0.0309 (0.032)	0.0399 ** (0.019)	0.0391 ** (0.018)	0.0662 (0.042)
K	2894	2894	2894	2894	2894	2894	2894
R <sup>2</sup>	0.163	0.248	0.373	0.519	-	0.048	0.008

(b) t値

推定量 <sup>1)</sup>	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	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] <sup>4)</sup>	[14] <sup>5)</sup>
所有変数タイプ(全国家所有変数)							
全国内外部投資家所有変数	1.5947 ** (0.680)	1.4006 ** (0.610)	5.9944 (3.875)	1.5255 (1.841)	0.5396 * (0.309)	0.5688 * (0.315)	0.4531 (0.309)
外国投資家所有変数	5.6981 *** (2.055)	5.6708 ** (2.210)	21.2447 *** (3.505)	6.8343 ** (2.742)	2.1282 *** (0.567)	2.2072 *** (0.583)	1.9391 *** (0.586)
全企業従業員所有変数	1.5219 * (0.830)	0.9194 * (0.493)	5.6822 (4.793)	1.5556 (1.675)	0.8122 * (0.486)	0.8350 * (0.494)	0.7406 (0.484)
交差項							
全国内外部投資家所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	-1.4603 * (0.815)	-1.3355 * (0.803)	-4.9372 (4.530)	-1.3505 (1.951)	-0.1590 (0.547)	-0.1894 (0.553)	-0.0749 (0.550)
外国投資家所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	-3.7021 * (2.183)	-4.2192 * (2.298)	-16.5619 *** (3.799)	-3.2993 (2.916)	-0.8187 (0.777)	-0.8744 (0.795)	-0.7204 (0.779)
全企業従業員所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	-1.0029 (0.955)	-0.3403 (0.652)	-3.2844 (5.099)	-1.3911 (1.796)	-0.2741 (0.659)	-0.3003 (0.665)	-0.1893 (0.665)
中東欧諸国標本集団比率	1.4257 (0.878)	1.0500 (0.666)	9.6088 *** (3.362)	3.1031 (2.094)	1.3799 (1.038)	1.2871 (0.964)	2.0263 (1.908)
K	2894	2894	2894	2894	2894	2894	2894
R <sup>2</sup>	0.221	0.302	0.601	0.387	-	0.078	0.028

(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。

(注2) Breusch-Pagan検定:  $\chi^2=896.85, p=0.000$

(注3) Hausman検定:  $\chi^2=73.65, p=0.000$

(注4) Breusch-Pagan検定:  $\chi^2=1243.91, p=0.000$

(注5) Hausman検定:  $\chi^2=149.01, p=0.000$

(注6) 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及びWLS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。他研究条件のメタ独立変数及び切片の推定結果は省略。メタ独立変数の定義及び記述統計量は, 表5を参照。

表9 バウチャー私有化優先諸国の特異性に関するメタ回帰分析

(a) 偏相関係数							
推定量 <sup>1)</sup>	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	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] <sup>2)</sup>	[7] <sup>3)</sup>
所有変数タイプ(全国家所有変数)							
全国内外投資家所有変数	0.0529 *** (0.012)	0.0511 *** (0.015)	0.0228 ** (0.011)	0.0205 (0.022)	0.0527 *** (0.012)	0.0528 *** (0.010)	0.0509 *** (0.010)
外国投資家所有変数	0.0564 *** (0.017)	0.0660 *** (0.018)	0.0261 * (0.014)	0.0844 *** (0.030)	0.0283 * (0.018)	0.0294 *** (0.009)	0.0172 * (0.009)
全企業従業員所有変数	0.0194 * (0.011)	0.0439 *** (0.016)	0.0212 * (0.011)	0.0078 * (0.011)	0.0173 * (0.009)	0.0175 * (0.009)	0.0150 (0.010)
交差項							
全国内外投資家所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	-0.0440 ** (0.019)	-0.0456 * (0.025)	-0.0128 (0.017)	-0.0308 (0.028)	-0.0521 *** (0.020)	-0.0522 *** (0.012)	-0.0507 *** (0.012)
外国投資家所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	0.0090 (0.021)	0.0048 (0.023)	0.0431 ** (0.019)	-0.0072 (0.034)	0.0350 (0.025)	0.0338 *** (0.012)	0.0482 *** (0.012)
全企業従業員所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	0.0056 (0.034)	-0.0510 * (0.029)	0.0013 (0.029)	0.0120 (0.028)	-0.0126 (0.031)	-0.0127 (0.012)	-0.0110 (0.012)
バウチャー私有化諸国標本集団比率	-0.0008 (0.016)	0.0157 (0.018)	-0.0329 * (0.018)	0.0031 (0.034)	-0.0263 (0.020)	-0.0244 * (0.013)	-0.0576 *** (0.020)
K	2894	2894	2894	2894	2894	2894	2894
R <sup>2</sup>	0.159	0.235	0.377	0.517	-	0.047	0.011

(b) t値							
推定量 <sup>1)</sup>	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	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] <sup>4)</sup>	[14] <sup>5)</sup>
所有変数タイプ(全国家所有変数)							
全国内外投資家所有変数	2.1523 *** (0.592)	1.8615 *** (0.606)	3.4696 * (1.956)	2.4447 (1.801)	2.0389 *** (0.637)	2.0446 *** (0.638)	2.0043 *** (0.373)
外国投資家所有変数	2.8218 ** (1.113)	2.2100 *** (0.728)	3.8810 * (2.286)	6.1283 ** (2.524)	1.6552 * (0.919)	1.6990 * (0.923)	1.4715 *** (0.342)
全企業従業員所有変数	1.0585 * (0.630)	1.3551 ** (0.551)	2.5830 (1.868)	1.3920 (1.552)	1.5045 ** (0.683)	1.4987 ** (0.683)	1.5069 *** (0.349)
交差項							
全国内外投資家所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	-1.9097 ** (0.769)	-1.8192 ** (0.859)	-0.5576 (2.451)	-2.3252 (1.988)	-2.0283 ** (0.795)	-2.0275 ** (0.797)	-2.0128 *** (0.426)
外国投資家所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	-0.0096 (1.423)	0.1505 (1.049)	10.6914 *** (3.159)	-2.5233 (2.629)	-0.0219 (1.021)	-0.0403 (1.026)	0.1078 (0.438)
全企業従業員所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	-0.5166 (0.851)	-1.4793 ** (0.656)	1.0759 (4.003)	-0.8256 (1.857)	-1.2179 (0.804)	-1.2074 (0.806)	-1.2308 *** (0.444)
バウチャー私有化諸国標本集団比率	-0.6493 (0.912)	0.0677 (0.730)	-8.0449 *** (2.953)	-0.0667 (2.431)	-1.5370 (1.097)	-1.3988 (1.051)	-2.2777 *** (0.733)
K	2894	2894	2894	2894	2894	2894	2894
R <sup>2</sup>	0.219	0.286	0.594	0.390	-	0.098	0.039

(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。

(注2) Breusch-Pagan検定:  $\chi^2=1098.35, p=0.000$

(注3) Hausman検定:  $\chi^2=91.10, p=0.000$

(注4) Breusch-Pagan検定:  $\chi^2=1324.70, p=0.000$

(注5) Hausman検定:  $\chi^2=47.72, p=0.159$

(注6) 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及びWLS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。他研究条件のメタ独立変数及び切片の推定結果は省略。メタ独立変数の定義及び記述統計量は、表5を参照。

表10 MEBO優先諸国の特異性に関するメタ回帰分析

(a) 偏相関係数							
推定量 <sup>1)</sup>	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	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] <sup>2)</sup>	[7] <sup>3)</sup>
所有変数タイプ(全国家所有変数)							
全国内外部投資家所有変数	0.0156 (0.012)	0.0133 (0.014)	0.0061 (0.013)	-0.0061 (0.014)	0.0080 (0.013)	0.0073 (0.013)	0.0081 (0.013)
外国投資家所有変数	0.0655 *** (0.012)	0.0694 *** (0.013)	0.0430 *** (0.016)	0.0804 *** (0.018)	0.0578 *** (0.012)	0.0577 *** (0.013)	0.0579 *** (0.012)
全企業従業員所有変数	0.0264 (0.021)	0.0090 (0.016)	0.0210 (0.019)	0.0189 (0.016)	0.0114 (0.018)	0.0104 (0.018)	0.0115 (0.018)
交差項							
全国内外部投資家所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	0.0242 (0.026)	0.0248 (0.030)	0.0200 (0.015)	0.0152 (0.026)	0.0367 (0.031)	0.0361 (0.032)	0.0367 (0.031)
外国投資家所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	-0.0462 (0.030)	-0.0397 (0.038)	-0.0166 (0.017)	-0.0032 (0.040)	-0.0835 *** (0.030)	-0.1070 *** (0.030)	-0.0819 *** (0.030)
全企業従業員所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	-0.0382 (0.037)	0.0120 (0.032)	0.0020 (0.021)	-0.0167 (0.025)	-0.0295 (0.038)	-0.0310 (0.039)	-0.0293 (0.038)
MEBO優先諸国標本集団比率	0.0313 (0.020)	0.0220 (0.028)	0.0041 (0.015)	0.0022 (0.037)	0.0864 *** (0.028)	0.1347 *** (0.036)	0.0833 *** (0.028)
K	2894	2894	2894	2894	2894	2894	2894
R <sup>2</sup>	0.159	0.231	0.363	0.515	-	0.044	0.007

(b) t値							
推定量 <sup>1)</sup>	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	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] <sup>4)</sup>	[14] <sup>5)</sup>
所有変数タイプ(全国家所有変数)							
全国内外部投資家所有変数	0.4687 (0.403)	0.2616 (0.448)	0.8801 (2.062)	0.6199 (0.841)	0.3273 (0.399)	0.3367 (0.400)	0.3008 (0.404)
外国投資家所有変数	3.1397 *** (0.830)	2.4301 *** (0.565)	8.0491 *** (2.714)	4.7872 *** (1.389)	1.7929 *** (0.442)	1.8296 *** (0.447)	1.7132 *** (0.448)
全企業従業員所有変数	0.6463 (0.458)	0.2414 (0.416)	1.3559 (2.373)	0.6518 (0.724)	0.5883 (0.389)	0.5970 (0.391)	0.5611 (0.390)
交差項							
全国内外部投資家所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	1.5012 (1.187)	1.8745 (1.401)	3.8744 (2.698)	0.8927 (2.051)	1.3825 (1.192)	1.3706 (1.199)	1.4114 (1.201)
外国投資家所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	-2.1237 (1.345)	-1.6721 (1.414)	-4.3168 (3.096)	-0.4557 (2.388)	-1.8739 * (1.102)	-1.8051 (1.113)	-2.1461 * (1.107)
全企業従業員所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	-0.3624 (0.952)	0.7337 (1.091)	2.9605 (3.050)	0.6802 (1.604)	0.1769 (1.106)	0.1331 (1.103)	0.2999 (1.141)
MEBO優先諸国標本集団比率	2.1539 ** (0.964)	1.2591 (1.152)	0.5309 (2.908)	0.6406 (2.036)	4.1625 *** (1.344)	3.9137 *** (1.304)	5.0217 *** (1.557)
K	2894	2894	2894	2894	2894	2894	2894
R <sup>2</sup>	0.223	0.289	0.578	0.381	-	0.096	0.022

(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。

(注2) Breusch-Pagan検定:  $\chi^2=1103.65, p=0.000$

(注3) Hausman検定:  $\chi^2=94.95, p=0.000$

(注4) Breusch-Pagan検定:  $\chi^2=1348.50, p=0.000$

(注5) Hausman検定:  $\chi^2=439.83, p=0.000$

(注6) 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及びWLS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。他研究条件のメタ独立変数及び切片の推定結果は省略。メタ独立変数の定義及び記述統計量は、表5を参照。

表11 直接売却優先諸国の特異性に関するメタ回帰分析

(a) 偏相関係数							
推定量 <sup>1)</sup>	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	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] <sup>2)</sup>	[7] <sup>3)</sup>
所有変数タイプ(全国家所有変数)							
全国内外部投資家所有変数	0.0111 (0.012)	0.0072 (0.016)	0.0224 * (0.011)	-0.0073 (0.015)	0.0027 (0.013)	0.0028 (0.013)	0.0018 (0.014)
外国投資家所有変数	0.0553 *** (0.014)	0.0616 *** (0.015)	0.0533 *** (0.010)	0.0769 *** (0.019)	0.0467 *** (0.016)	0.0468 *** (0.016)	0.0455 ** (0.018)
全企業従業員所有変数	0.0175 (0.023)	0.0021 (0.018)	0.0296 ** (0.012)	0.0145 (0.017)	-0.0004 (0.022)	-0.0002 (0.022)	-0.0023 (0.022)
交差項							
全国内外部投資家所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	0.0521 ** (0.024)	0.0526 * (0.029)	0.0008 (0.018)	0.0482 (0.048)	0.0581 *** (0.023)	0.0579 ** (0.023)	0.0585 ** (0.023)
外国投資家所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	0.0246 (0.023)	0.0231 (0.025)	-0.0263 (0.021)	0.0136 (0.048)	0.0103 (0.026)	0.0111 (0.026)	0.0021 (0.028)
全企業従業員所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	0.0278 (0.035)	0.0568 * (0.032)	-0.0009 (0.027)	-0.0084 (0.048)	0.0476 (0.030)	0.0473 (0.030)	0.0493 (0.030)
直接売却優先諸国標本集団比率	-0.0261 (0.017)	-0.0381 ** (0.018)	0.0243 (0.018)	-0.0092 (0.046)	-0.0193 (0.024)	-0.0198 (0.024)	-0.0150 (0.031)
K	2894	2894	2894	2894	2894	2894	2894
R <sup>2</sup>	0.154	0.231	0.363	0.516	-	0.045	0.009

(b) t値							
推定量 <sup>1)</sup>	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	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] <sup>4)</sup>	[14] <sup>5)</sup>
所有変数タイプ(全国家所有変数)							
全国内外部投資家所有変数	0.4198 (0.450)	0.1795 (0.492)	4.9810 *** (1.608)	0.3448 (0.802)	0.1175 (0.416)	0.1242 (0.418)	0.0897 (0.420)
外国投資家所有変数	2.4751 *** (0.790)	2.0010 *** (0.575)	10.5036 *** (1.804)	3.5933 *** (1.065)	1.3678 *** (0.401)	1.3998 *** (0.404)	1.2377 *** (0.406)
全企業従業員所有変数	0.7271 (0.505)	0.3138 (0.539)	6.1062 *** (1.641)	0.8981 (0.823)	0.3306 (0.429)	0.3360 (0.432)	0.3115 (0.431)
交差項							
全国内外部投資家所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	1.8244 * (0.958)	1.5999 * (0.888)	-2.1961 (2.547)	3.5369 (3.441)	2.3581 ** (0.998)	2.3502 ** (0.999)	2.3778 ** (1.027)
外国投資家所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	1.4413 (1.598)	0.9601 (1.094)	-6.4624 * (3.272)	3.6916 (4.077)	1.0623 (1.442)	1.0606 (1.445)	1.0597 (1.498)
全企業従業員所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	0.8524 (1.000)	1.2875 (0.835)	-5.1380 * (3.053)	-0.9933 (3.518)	1.9606 * (1.011)	1.9499 * (1.010)	1.9813 * (1.046)
直接売却優先諸国標本集団比率	-0.9745 (1.008)	-1.1446 (0.842)	6.4581 ** (2.986)	-1.1174 (3.359)	-1.7406 (1.341)	-1.6865 (1.308)	-2.0098 (1.574)
K	2894	2894	2894	2894	2894	2894	2894
R <sup>2</sup>	0.209	0.280	0.577	0.391	-	0.071	0.011

(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。

(注2) Breusch-Pagan検定:  $\chi^2=1090.06, p=0.000$

(注3) Hausman検定:  $\chi^2=76.09, p=0.000$

(注4) Breusch-Pagan検定:  $\chi^2=1373.35, p=0.000$

(注5) Hausman検定:  $\chi^2=47.34, p=0.051$

(注6) 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及びWLS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。他研究条件のメタ独立変数及び切片の推定結果は省略。メタ独立変数の定義及び記述統計量は、表5を参照。

表12 企業私有化進行速度の差異に関するメタ回帰分析

(a) 偏相関係数							
推定量 <sup>1)</sup>	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	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] <sup>2)</sup>	[7] <sup>3)</sup>
所有変数タイプ(全国家所有変数)							
全国内外部投資家所有変数	0.0014 (0.014)	0.0017 (0.017)	0.0083 (0.012)	-0.0087 (0.013)	0.0049 (0.015)	0.0049 (0.015)	0.0048 (0.016)
外国投資家所有変数	0.0410 *** (0.012)	0.0482 *** (0.012)	0.0297 ** (0.013)	0.0644 *** (0.015)	0.0311 *** (0.012)	0.0313 *** (0.012)	0.0275 ** (0.013)
全企業従業員所有変数	0.0071 (0.018)	0.0215 (0.014)	0.0210 ** (0.010)	0.0047 (0.010)	-0.0047 (0.018)	-0.0045 (0.018)	-0.0063 (0.019)
交差項							
全国内外部投資家所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	0.0490 ** (0.021)	0.0494 * (0.027)	0.0281 (0.028)	0.0159 (0.036)	0.0180 (0.019)	0.0183 (0.019)	0.0157 (0.019)
外国投資家所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	0.0727 *** (0.025)	0.0876 *** (0.023)	0.0598 ** (0.025)	0.0568 * (0.032)	0.0578 * (0.032)	0.0579 * (0.032)	0.0608 (0.038)
全企業従業員所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	0.0405 (0.036)	-0.0104 (0.031)	0.0024 (0.035)	0.0234 (0.035)	0.0307 (0.030)	0.0307 (0.030)	0.0306 (0.030)
民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	-0.0308 ** (0.013)	-0.0258 * (0.014)	-0.0433 ** (0.021)	-0.0310 (0.032)	-0.0414 ** (0.019)	-0.0403 ** (0.019)	-0.0705 * (0.042)
K	2894	2894	2894	2894	2894	2894	2894
R <sup>2</sup>	0.163	0.249	0.372	0.519	-	0.049	0.009

(b) t値							
推定量 <sup>1)</sup>	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	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] <sup>4)</sup>	[14] <sup>5)</sup>
所有変数タイプ(全国家所有変数)							
全国内外部投資家所有変数	0.1343 (0.455)	0.0687 (0.542)	1.0421 (2.203)	0.1819 (0.629)	0.3593 (0.496)	0.3582 (0.498)	0.3567 (0.502)
外国投資家所有変数	2.0256 *** (0.751)	1.5061 *** (0.459)	4.6994 ** (2.076)	3.5412 *** (1.240)	1.3013 *** (0.497)	1.3256 *** (0.502)	1.2077 ** (0.499)
全企業従業員所有変数	0.5564 (0.478)	0.6494 (0.502)	2.3723 (1.616)	0.1885 (0.558)	0.5232 (0.495)	0.5203 (0.497)	0.5350 (0.503)
交差項							
全国内外部投資家所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	1.4589 * (0.797)	1.3111 * (0.787)	5.0914 (4.571)	1.3621 (1.971)	0.2288 (0.551)	0.2575 (0.557)	0.1517 (0.555)
外国投資家所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	3.6388 * (2.162)	4.0240 * (2.232)	16.6145 *** (3.798)	3.3199 (2.941)	0.8445 (0.782)	0.8981 (0.800)	0.7610 (0.784)
全企業従業員所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	0.9118 (0.947)	0.1307 (0.666)	3.3611 (5.175)	1.3154 (1.816)	0.3227 (0.662)	0.3465 (0.668)	0.2475 (0.668)
民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	-1.2734 (0.867)	-0.7717 (0.672)	-9.5625 *** (3.350)	-3.0870 (2.116)	-1.3523 (1.053)	-1.2504 (0.980)	-2.0658 (1.910)
K	2894	2894	2894	2894	2894	2894	2894
R <sup>2</sup>	0.221	0.302	0.602	0.387	-	0.077	0.028

(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。

(注2) Breusch-Pagan検定:  $\chi^2=883.91, p=0.000$

(注3) Hausman検定:  $\chi^2=79.94, p=0.000$

(注4) Breusch-Pagan検定:  $\chi^2=1247.71, p=0.000$

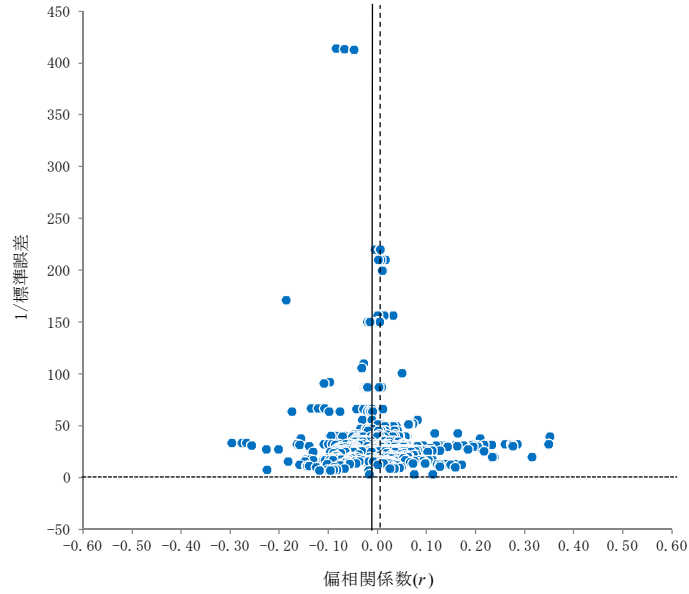
(注5) Hausman検定:  $\chi^2=153.35, p=0.000$

(注6) 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及びWLS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。

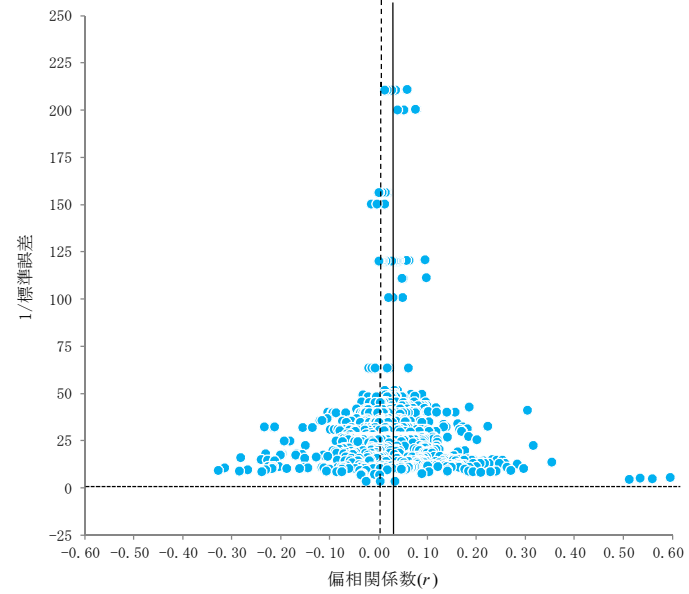
(出所) 筆者推定。他研究条件のメタ独立変数及び切片の推定結果は省略。メタ独立変数の定義及び記述統計量は, 表5を参照。

図8 抽出推定結果の所有変数タイプ大分類別漏斗プロット

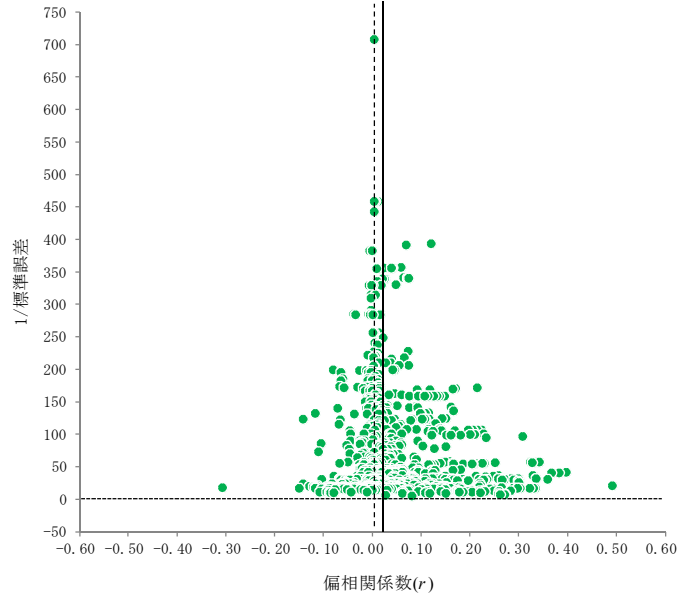
(a) 全国家所有変数 ( $K=597$ )



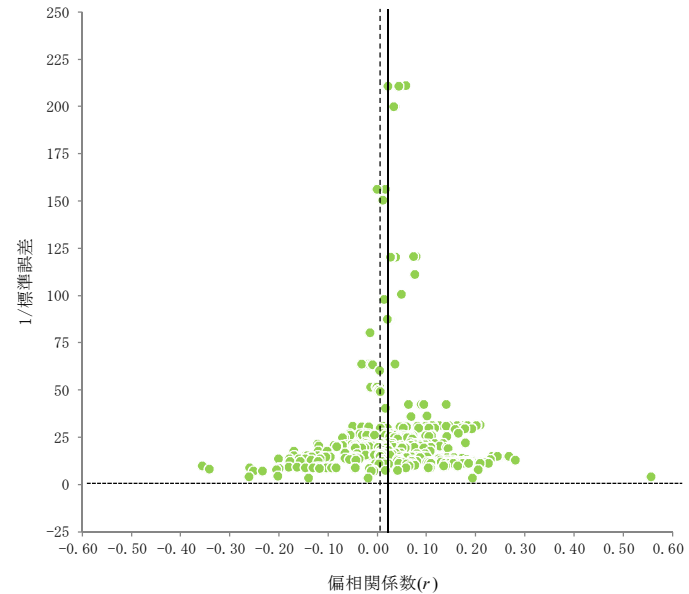
(b) 全国内外投資家所有変数 ( $K=946$ )



(c) 外国投資家所有変数 ( $K=874$ )

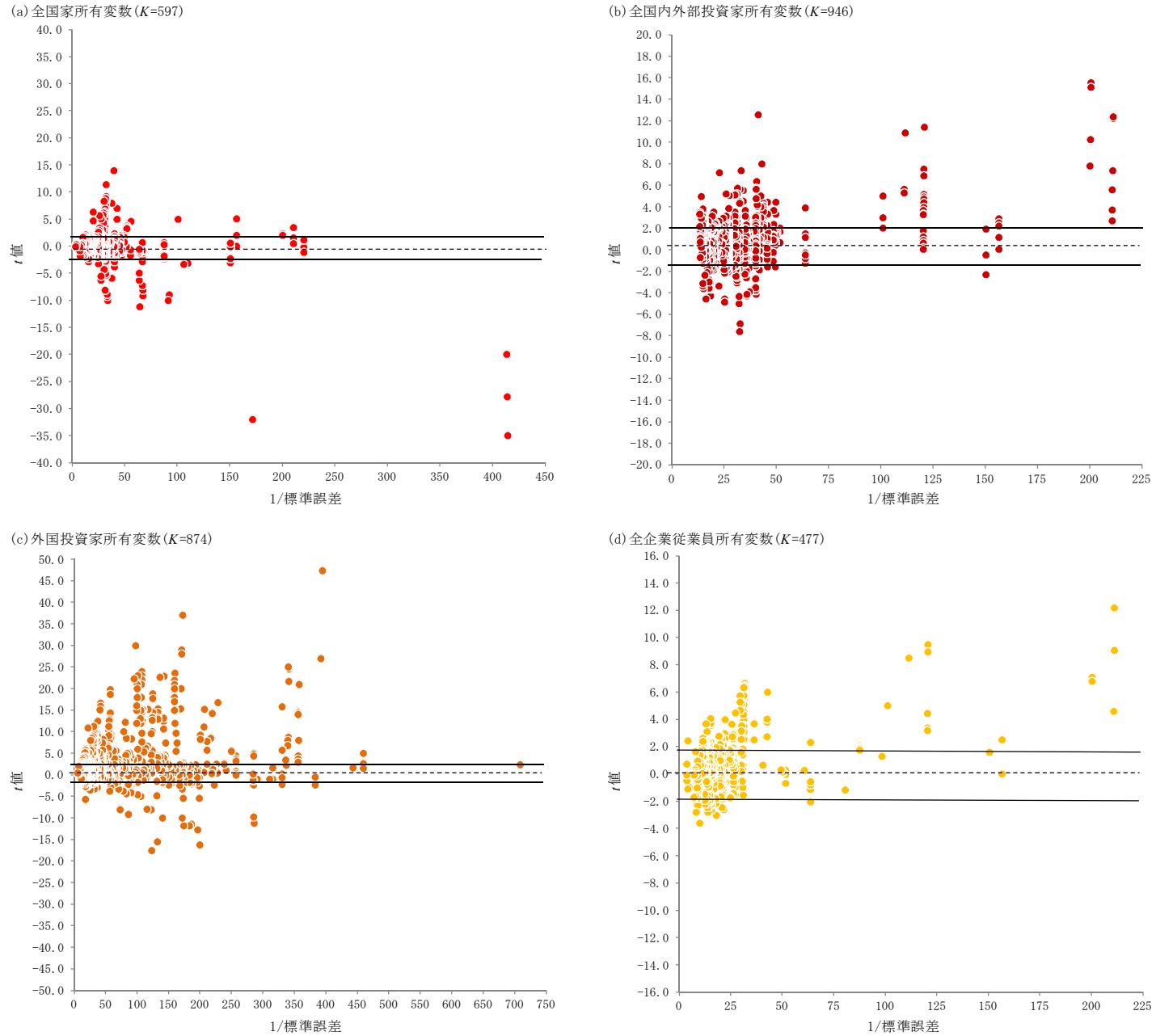


(d) 全企業従業員所有変数 ( $K=477$ )



(注) 実線は、推定値精度最上位10%の平均値を指す。その値は、全国家所有変数、全外部投資家所有変数、外国投資家所有変数及び全企業従業員所有変数毎に、各々-0.012, 0.027, 0.017及び0.019である。  
(出所)筆者作成。

図9 抽出推定結果の所有変数タイプ大分類別ガルブレイズ・プロット



(注) 実線は、有意水準5%の両側棄却限界値である $\pm 1.96$ を示している。  
 (出所) 筆者作成。

表13 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：所有変数タイプ大分類に基づく検証と比較

(a) FAT(公表バイアス I 型)-PET検定(推定式： $t=\beta_0+\beta_1(1/SE)+v$ )

所有変数タイプ	I. 全国家所有変数			II. 全国内外部投資家所有変数			III. 外国投資家所有変数			IV. 全企業従業員所有変数		
	OLS	Cluster-robust OLS	Cluster-robust fixed-effects panel LSDV	OLS	Cluster-robust OLS	Cluster-robust fixed-effects panel LSDV	OLS	Cluster-robust OLS	Cluster-robust random-effects panel GLS	OLS	Cluster-robust OLS	Cluster-robust random-effects panel GLS
推定量 <sup>1)</sup>												
モデル	[1]	[2]	[3] <sup>2)</sup>	[4]	[5]	[6] <sup>3)</sup>	[7]	[8]	[9] <sup>4)</sup>	[10]	[11]	[12] <sup>5)</sup>
切片(FAT: $H_0: \beta_0=0$ )	1.0997*** (0.315)	1.0997 (0.669)	-0.2404 (0.346)	-0.2177 (0.139)	-0.2177 (0.316)	0.9822 (0.907)	1.7987*** (0.245)	1.7987*** (0.587)	2.2801*** (0.441)	0.2914** (0.124)	0.2914 (0.395)	0.3130 (0.318)
1/SE (PET: $H_0: \beta_1=0$ )	-0.0289*** (0.009)	-0.0289 (0.018)	0.0025 (0.008)	0.0298*** (0.005)	0.0298*** (0.009)	-0.0076 (0.028)	0.0142*** (0.003)	0.0142* (0.008)	0.0085 (0.006)	0.0296*** (0.004)	0.0296*** (0.008)	0.0269*** (0.008)
K	597	597	597	946	946	946	874	874	874	477	477	477
R <sup>2</sup>	0.162	0.162	0.162	0.157	0.157	0.157	0.043	0.043	0.043	0.183	0.183	0.183

(b) 公表バイアス II 型検定(推定式： $|t|=\beta_0+\beta_1(1/SE)+v$ )

所有変数タイプ	I. 全国家所有変数			II. 全国内外部投資家所有変数			III. 外国投資家所有変数			IV. 全企業従業員所有変数		
	OLS	Cluster-robust OLS	Cluster-robust fixed-effects panel LSDV	OLS	Cluster-robust OLS	Cluster-robust random-effects panel GLS	OLS	Cluster-robust OLS	Cluster-robust random-effects panel GLS	OLS	Cluster-robust OLS	Cluster-robust random-effects panel GLS
推定量 <sup>1)</sup>												
モデル	[13]	[14]	[15] <sup>6)</sup>	[16]	[17]	[18] <sup>7)</sup>	[19]	[20]	[21] <sup>8)</sup>	[22]	[23]	[24] <sup>9)</sup>
切片( $H_0: \beta_0=0$ )	0.8153*** (0.290)	0.8153 (0.612)	1.3811*** (0.287)	0.7554*** (0.128)	0.7554** (0.287)	0.9493*** (0.236)	2.5518*** (0.232)	2.5518*** (0.493)	2.4931*** (0.399)	1.0974*** (0.105)	1.0974*** (0.240)	1.0854*** (0.260)
1/SE	0.0266*** (0.008)	0.0266 (0.018)	0.0133* (0.007)	0.0249*** (0.005)	0.0249*** (0.009)	0.0227*** (0.008)	0.0176*** (0.003)	0.0176*** (0.006)	0.0129** (0.005)	0.0236*** (0.004)	0.0236*** (0.007)	0.0242*** (0.008)
K	597	597	597	946	946	946	874	874	874	477	477	477
R <sup>2</sup>	0.191	0.191	0.191	0.182	0.182	0.182	0.082	0.082	0.082	0.206	0.206	0.206

(c) PEESE法(推定式： $t=\beta_0SE+\beta_1(1/SE)+v$ )

所有変数タイプ	I. 全国家所有変数			II. 全国内外部投資家所有変数			III. 外国投資家所有変数			IV. 全企業従業員所有変数		
	OLS	Cluster-robust OLS	Random-effects panel ML	OLS	Cluster-robust OLS	Random-effects panel ML	OLS	Cluster-robust OLS	Random-effects panel ML	OLS	Cluster-robust OLS	Random-effects panel ML
推定量 <sup>1)</sup>												
モデル	[25]	[26]	[27]	[28]	[29]	[30]	[31]	[32]	[33]	[34]	[35]	[36]
SE	10.20091*** (3.35162)	10.20091 (7.08530)	-7.9188 (6.9759)	-0.1554 (1.375)	-0.1554 (3.323)	-0.2518 (2.979)	20.8845*** (2.676)	20.8845** (7.978)	10.2603 (8.868)	2.4375** (1.195)	2.4375 (4.708)	0.5854 (2.718)
1/SE ( $H_0: \beta_1=0$ )	-0.0205*** (0.007)	-0.0205 (0.015)	-0.0269*** (0.006)	0.0261*** (0.003)	0.0261*** (0.007)	0.0224*** (0.004)	0.0228*** (0.003)	0.0228*** (0.008)	0.0124*** (0.002)	0.0330*** (0.003)	0.0330*** (0.006)	0.0302*** (0.005)
K	597	597	597	946	946	946	874	874	874	477	477	477
R <sup>2</sup>	0.126	0.126	-	0.240	0.240	-	0.207	0.207	-	0.358	0.358	-

(注1) OLS：最小二乗法，GLS：一般最小二乗法，LSDV：最小二乗ダミー推定法，ML：最尤法。

(注2) Breusch-Pagan検定： $\chi^2=402.59, p=0.000$ ; Hausman検定： $\chi^2=17.09, p=0.000$

(注3) Breusch-Pagan検定： $\chi^2=285.06, p=0.000$ ; Hausman検定： $\chi^2=5.89, p=0.015$

(注4) Breusch-Pagan検定： $\chi^2=4754.29, p=0.000$ ; Hausman検定： $\chi^2=0.75, p=0.387$

(注5) Breusch-Pagan検定： $\chi^2=835.36, p=0.000$ ; Hausman検定： $\chi^2=0.39, p=0.535$

(注6) Breusch-Pagan検定： $\chi^2=464.07, p=0.000$ ; Hausman検定： $\chi^2=13.04, p=0.001$

(注7) Breusch-Pagan検定： $\chi^2=542.97, p=0.000$ ; Hausman検定： $\chi^2=0.27, p=0.606$

(注8) Breusch-Pagan検定： $\chi^2=1609.92, p=0.000$ ; Hausman検定： $\chi^2=0.02, p=0.889$

(注9) Breusch-Pagan検定： $\chi^2=424.53, p=0.000$ ; Hausman検定： $\chi^2=0.21, p=0.645$

(注10) 括弧内は、標準誤差。モデル[27][30][33][36]を除き、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。



表14 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 <sup>1)</sup>	抽出推定結果数(K)	検定結果 <sup>2)</sup>			
		公表バイアスI型漏斗対称性検定(FAT: $H_0: \beta_0=0$ )	公表バイアスII型検定( $H_0: \beta_0=0$ )	精度=効果検定(PET: $H_0: \beta_1=0$ )	標準偏差を用いた精度=効果推定法(PEESE: $H_0: \beta_1=0$ ) <sup>3)</sup>
I. 全国家所有変数	597	帰無仮説受容	帰無仮説棄却	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (-0.0267/-0.0205)
1. 国家所有全般所有変数	493	帰無仮説受容	帰無仮説棄却	帰無仮説受容	帰無仮説受容
2. 中央政府所有変数	60	帰無仮説棄却	帰無仮説受容	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (-0.0459/-0.0384)
3. 地方政府所有変数	44	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (-0.0748/-0.0743)
II. 全国内外投資家所有変数	946	帰無仮説受容	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (0.0224/0.0261)
4. 国内外投資家全般所有変数	109	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (0.0137/0.0193)
5. 国内外個人投資家所有変数	168	帰無仮説受容	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (0.0251/0.0265)
6. 国内機関投資家全般所有変数	98	帰無仮説受容	帰無仮説受容	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (0.0375/0.0426)
7. 国内金融機関全般所有変数	123	帰無仮説受容	帰無仮説棄却	帰無仮説受容	帰無仮説受容
8. 国内銀行所有変数	95	帰無仮説受容	帰無仮説棄却	帰無仮説受容	帰無仮説受容
9. 国内ノンバンク金融機関所有変数	144	帰無仮説受容	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (0.0112)
10. 国内企業集団・持株会社所有変数	77	帰無仮説受容	帰無仮説受容	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (0.0537/0.0689)
11. その他国内非金融機関法人所有変数	132	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (0.0222)
III(12). 外国投資家所有変数	874	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (0.0124/0.0228)
IV. 全企業従業員所有変数	477	帰無仮説受容	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (0.0302/0.0330)
13. 企業従業員全般所有変数	163	帰無仮説受容	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却	帰無仮説棄却 (0.0340/0.0363)
14. 企業経営者所有変数	187	帰無仮説受容	帰無仮説棄却	帰無仮説受容	帰無仮説棄却 (0.0284/0.0261)
15. 企業被雇用者所有変数	127	帰無仮説受容	帰無仮説棄却	帰無仮説受容	帰無仮説受容

(注1) 先頭文字がローマ数字の場合は所有変数タイプ大分類、アラビア数字は小分類であることを各々意味する。

(注2) 3検定結果中2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、2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。

(注3) 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。

付録1 中東欧諸国の特異性に関するメタ回帰分析：所有変数タイプ小分類を用いた推定

(a) 偏相関係数

推定量 <sup>1)</sup>	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	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] <sup>2)</sup>	[7] <sup>3)</sup>
所有変数タイプ(国家所有全般所有変数)							
中央政府所有変数	-0.0029 (0.023)	-0.0009 (0.023)	0.0080 (0.023)	0.0033 (0.043)	0.0263 (0.023)	0.0261 (0.023)	0.0264 (0.025)
地方政府所有変数	-0.0063 (0.016)	0.0035 (0.021)	-0.0147 (0.025)	0.0347 (0.042)	0.0080 (0.016)	0.0082 (0.016)	0.0046 (0.019)
国内外投資家全般所有変数	0.0681** (0.034)	0.1218 (0.082)	0.0082 (0.026)	0.0280 (0.039)	0.0451* (0.027)	0.0456* (0.027)	0.0401* (0.024)
国内外個人投資家所有変数	-0.0040 (0.030)	-0.0243 (0.033)	0.0323 (0.041)	-0.0749 (0.046)	-0.0036 (0.017)	-0.0037 (0.018)	-0.0032 (0.018)
国内機関投資家全般所有変数	0.0149 (0.021)	0.0053 (0.026)	0.0336 (0.027)	0.0399 (0.041)	-0.0158 (0.020)	-0.0158 (0.020)	-0.0165 (0.020)
国内金融機関全般所有変数	0.0658** (0.029)	0.0591** (0.029)	0.0830** (0.035)	0.0443 (0.041)	0.0866 (0.073)	0.0858 (0.073)	0.0955 (0.088)
国内銀行所有変数	0.0586 (0.054)	0.1067*** (0.036)	0.0484 (0.047)	0.0611 (0.041)	0.0684 (0.088)	0.0682 (0.088)	0.0701 (0.092)
国内ノンバンク金融機関所有変数	0.1225*** (0.017)	0.1285*** (0.017)	0.0368 (0.066)	0.1327*** (0.044)	0.0773*** (0.019)	0.0773*** (0.019)	0.0769*** (0.019)
国内企業集団・持株会社所有変数	0.0862*** (0.031)	0.0744** (0.034)	0.0877*** (0.032)	-0.0068 (0.042)	0.0320 (0.021)	0.0339 (0.022)	0.0093 (0.019)
その他国内非金融機関法人所有変数	-0.0060 (0.014)	-0.0008 (0.017)	0.0087 (0.029)	0.0138 (0.044)	-0.0517*** (0.016)	-0.0516*** (0.016)	-0.0521*** (0.016)
外国投資家所有変数	0.1139*** (0.024)	0.1367*** (0.022)	0.0916*** (0.032)	0.1340*** (0.036)	0.0881*** (0.032)	0.0885*** (0.032)	0.0851** (0.038)
企業従業員全般所有変数	0.0152 (0.035)	-0.0263 (0.037)	-0.0229 (0.027)	0.0079 (0.039)	0.0067 (0.028)	0.0068 (0.029)	0.0049 (0.030)
企業経営者所有変数	0.0805** (0.038)	0.0389 (0.030)	0.0953*** (0.027)	0.0502 (0.034)	0.0666** (0.026)	0.0666** (0.027)	0.0657** (0.026)
企業被雇用者所有変数	0.0173 (0.026)	-0.0137 (0.032)	0.0149 (0.027)	-0.0033 (0.054)	-0.0066 (0.017)	-0.0065 (0.018)	-0.0076 (0.017)
交差項							
中央政府所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	0.0509* (0.029)	0.0706** (0.032)	0.0091 (0.025)	0.0475 (0.047)	0.0117 (0.022)	0.0119 (0.027)	0.0104 (0.029)
地方政府所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	0.0163 (0.024)	0.0282 (0.032)	-0.0062 (0.027)	-0.0170 (0.046)	-0.0080 (0.022)	-0.0082 (0.022)	-0.0057 (0.024)
国内外投資家全般所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	-0.0556 (0.039)	-0.0998 (0.086)	0.0150 (0.035)	-0.0324 (0.043)	-0.0064 (0.024)	-0.0069 (0.024)	-0.0012 (0.030)
国内外個人投資家所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	0.0305 (0.034)	0.0574 (0.037)	-0.0174 (0.042)	0.0870* (0.047)	0.0276 (0.024)	0.0277 (0.024)	0.0273 (0.024)
国内機関投資家全般所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	0.0179 (0.027)	0.0469 (0.029)	-0.0099 (0.030)	-0.0290 (0.040)	0.0454* (0.023)	0.0453* (0.024)	0.0454* (0.024)
国内金融機関全般所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	-0.1008** (0.047)	-0.1045** (0.044)	-0.1118** (0.048)	-0.1419*** (0.052)	-0.1033 (0.079)	-0.1025 (0.079)	-0.1115 (0.092)
国内銀行所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	-0.0600 (0.057)	-0.0959** (0.041)	-0.0632 (0.050)	-0.0337 (0.044)	-0.0821 (0.089)	-0.0818 (0.090)	-0.0850 (0.093)
国内ノンバンク金融機関所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	-0.1219*** (0.023)	-0.1236*** (0.025)	-0.0442 (0.068)	-0.1444*** (0.043)	-0.0773*** (0.023)	-0.0773*** (0.024)	-0.0777*** (0.023)
国内企業集団・持株会社所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	-0.0790** (0.037)	-0.0455 (0.041)	-0.1118*** (0.038)	0.0222 (0.050)	-0.0349 (0.025)	-0.0368 (0.026)	-0.0133 (0.023)
その他国内非金融機関法人所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	0.0355 (0.022)	0.0236 (0.028)	0.0011 (0.038)	-0.0014 (0.051)	0.0887*** (0.022)	0.0885*** (0.022)	0.0898*** (0.022)
外国投資家所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	-0.0699*** (0.026)	-0.0850*** (0.023)	-0.0633* (0.034)	-0.0714* (0.037)	-0.0554 (0.034)	-0.0556 (0.034)	-0.0560 (0.040)
企業従業員全般所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	0.0235 (0.037)	0.0583 (0.041)	0.0499* (0.029)	-0.0037 (0.041)	0.0160 (0.031)	0.0161 (0.031)	0.0166 (0.033)
企業経営者所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	-0.0703* (0.042)	-0.0148 (0.036)	-0.0699* (0.040)	-0.0373 (0.037)	-0.0710** (0.030)	-0.0708** (0.030)	-0.0721** (0.030)
企業被雇用者所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	-0.0669 (0.044)	0.0131 (0.040)	-0.0344 (0.036)	-0.0693 (0.084)	-0.0447 (0.046)	-0.0446 (0.046)	-0.0448 (0.047)
中東欧諸国標本集団比率	0.0308** (0.015)	0.0258* (0.015)	0.0473* (0.026)	0.0371 (0.036)	0.0433** (0.021)	0.0425** (0.021)	0.0655 (0.044)
K	2894	2894	2894	2894	2894	2894	2894
R <sup>2</sup>	0.208	0.292	0.392	0.543	-	0.079	0.022

(続く)

推定量 <sup>1)</sup>	Cluster-robust OLS [8]	Cluster-robust WLS [研究水準] [9]	Cluster-robust WLS [N] [10]	Cluster-robust WLS [1/SE] [11]	Multi-level mixed effects RML [12]	Cluster-robust random-effects panel GLS [13] <sup>4)</sup>	Cluster-robust fixed-effects panel LSDV [14] <sup>5)</sup>
メタ独立変数(デフォルト・カテゴリ)/モデル							
所有変数タイプ(国家所有全般所有変数)							
中央政府所有変数	-1.9158 (1.489)	-2.2750 (1.546)	-9.3861** (4.286)	-5.4252 (3.802)	1.6280* (0.980)	1.4862 (0.963)	2.0716* (1.154)
地方政府所有変数	-3.1043 (3.161)	-3.3578 (3.378)	-21.2391*** (4.225)	-12.2145 (9.427)	-0.4691 (1.049)	-0.5995 (1.184)	-0.0522 (0.674)
国内外投資家全般所有変数	0.5952 (0.764)	0.6215 (0.890)	-9.0838** (4.022)	-2.8352 (2.363)	0.9981*** (0.381)	0.9804*** (0.381)	1.0560*** (0.403)
国内外個人投資家所有変数	0.6008 (0.610)	0.5879 (0.929)	4.6538 (3.390)	-1.3302 (1.769)	0.3107 (0.477)	0.2913 (0.485)	0.3868 (0.477)
国内機関投資家全般所有変数	0.6297 (0.543)	0.1788 (0.558)	0.5151 (2.727)	2.0759 (2.036)	0.0924 (0.399)	0.0915 (0.399)	0.1056 (0.408)
国内金融機関全般所有変数	1.2679 (0.929)	0.5153 (0.698)	8.7910* (4.525)	-0.6283 (2.211)	1.1385* (0.679)	1.1487* (0.689)	1.0569 (0.673)
国内銀行所有変数	0.7563 (0.882)	1.6960** (0.704)	-0.9064 (2.791)	-1.5547 (1.774)	1.0179 (0.982)	0.9984 (0.986)	1.0882 (1.009)
国内ノンバンク金融機関所有変数	1.5240** (0.714)	1.5955*** (0.575)	-4.1444 (3.859)	-0.6615 (2.066)	1.3782*** (0.464)	1.3617*** (0.469)	1.4441*** (0.470)
国内企業集団・持株会社所有変数	2.2500** (0.970)	2.2038* (1.214)	1.1961 (4.106)	-0.9122 (1.689)	1.5445*** (0.562)	1.5922*** (0.570)	1.4049** (0.610)
その他国内非金融機関法人所有変数	-0.0110 (0.631)	0.0568 (0.658)	-1.8840 (3.797)	-2.1372 (2.047)	-0.1438 (0.417)	-0.1600 (0.418)	-0.0787 (0.436)
外国投資家所有変数	5.0663*** (1.846)	5.3142** (2.141)	11.2932*** (3.797)	6.0213*** (2.262)	2.2720*** (0.632)	2.3157*** (0.639)	2.1967*** (0.672)
企業従業員全般所有変数	-0.2802 (1.098)	-0.5893 (0.782)	-11.5554*** (3.802)	-2.3259 (2.127)	0.4920 (0.547)	0.4690 (0.564)	0.5531 (0.525)
企業経営者所有変数	1.6402*** (0.572)	1.2507** (0.522)	6.5476* (3.425)	1.0069 (1.595)	1.6444*** (0.485)	1.6312*** (0.484)	1.6942*** (0.510)
企業被雇用者所有変数	0.5064 (0.516)	0.0755 (0.465)	-0.2251 (2.633)	-1.7054 (1.812)	0.3658 (0.378)	0.3548 (0.378)	0.4101 (0.396)
交差項							
中央政府所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	2.6380 (1.608)	3.8104** (1.881)	6.2526 (4.987)	5.6069 (4.062)	-0.5064 (1.080)	-0.3640 (1.066)	-0.9622 (1.242)
地方政府所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	2.8291 (3.247)	3.8957 (3.567)	17.1056*** (4.876)	11.5113 (9.554)	0.5932 (1.152)	0.7241 (1.277)	0.1641 (0.827)
国内外投資家全般所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	-0.7180 (0.980)	-0.6291 (1.101)	8.8061* (5.274)	-0.8609 (2.592)	0.0125 (0.552)	0.0185 (0.552)	-0.0117 (0.578)
国内外個人投資家所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	0.3976 (0.851)	0.1749 (1.022)	-2.7987 (3.985)	2.1201 (1.875)	0.6252 (0.679)	0.6451 (0.687)	0.5440 (0.687)
国内機関投資家全般所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	0.5199 (1.119)	2.0771* (1.153)	3.1726 (4.086)	-2.0138 (2.441)	1.3230 (0.836)	1.3229 (0.845)	1.3085 (0.845)
国内金融機関全般所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	-1.3007 (1.221)	-1.0344 (1.017)	-6.9537 (5.168)	-0.6359 (2.516)	-1.2967 (0.987)	-1.3058 (0.999)	-1.2229 (0.988)
国内銀行所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	-1.3414 (1.067)	-2.0251* (1.026)	-2.3014 (3.767)	2.8457 (2.003)	-1.2958 (1.122)	-1.2770 (1.128)	-1.3738 (1.150)
国内ノンバンク金融機関所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	-2.2121*** (0.763)	-2.2840*** (0.850)	3.2395 (4.848)	-0.6651 (2.078)	-1.2960** (0.643)	-1.2809** (0.650)	-1.3684** (0.646)
国内企業集団・持株会社所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	-2.6057** (1.146)	-1.7461 (1.513)	-5.4155 (5.564)	0.1769 (2.520)	-1.5010** (0.706)	-1.5480** (0.717)	-1.3736* (0.744)
その他国内非金融機関法人所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	0.5673 (0.826)	0.1424 (0.944)	0.1049 (5.411)	3.6165 (2.329)	1.2562** (0.628)	1.2671** (0.633)	1.1988* (0.642)
外国投資家所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	-3.0946 (2.028)	-3.8482* (2.227)	-7.0437* (4.100)	-2.6797 (2.541)	-0.9431 (0.830)	-0.9634 (0.845)	-0.9580 (0.848)
企業従業員全般所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	1.9947 (1.220)	1.9324* (1.037)	14.9383*** (4.267)	1.9237 (2.269)	0.7300 (0.765)	0.7601 (0.780)	0.6473 (0.758)
企業経営者所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	-1.5075* (0.795)	-0.8693 (0.671)	-4.8652 (4.579)	0.0517 (1.727)	-1.3298** (0.588)	-1.3333** (0.589)	-1.3150** (0.616)
企業被雇用者所有変数 × 中東欧諸国標本集団比率	-1.4374* (0.779)	-1.1351 (0.931)	-1.7093 (3.582)	-1.3904 (2.312)	-0.7004 (0.845)	-0.6967 (0.847)	-0.7240 (0.875)
中東欧諸国標本集団比率	0.7742 (0.806)	0.7285 (0.652)	0.6583 (3.060)	1.6787 (1.899)	1.5466 (1.079)	1.4291 (1.012)	2.2654 (1.928)
K	2894	2894	2894	2894	2894	2894	2894
R <sup>2</sup>	0.240	0.318	0.633	0.412	-	0.085	0.034

(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。

(注2) Breusch-Pagan検定:  $\chi^2=865.04, p=0.000$

(注3) Hausman検定:  $\chi^2=205.88, p=0.000$

(注4) Breusch-Pagan検定:  $\chi^2=1185.87, p=0.000$

(注5) Hausman検定:  $\chi^2=5.47, p=1.000$

(注6) 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及びWLS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。他研究条件のメタ独立変数及び切片の推定結果は省略。メタ独立変数の定義及び記述統計量は, 表5を参照。

付録2 バウチャー私有化優先諸国の特異性に関するメタ回帰分析：所有変数タイプ小分類を用いた推定

(a) 偏相関係数

推定量 <sup>1)</sup>	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	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] <sup>2)</sup>	[7] <sup>3)</sup>
所有変数タイプ(国家所有全般所有変数)							
中央政府所有変数	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped
地方政府所有変数	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped
国内外投資家全般所有変数	0.0284 (0.021)	0.0399 (0.027)	0.0220 (0.023)	0.0149 (0.033)	0.0285 (0.023)	0.0290 (0.023)	0.0255 (0.026)
国内外個人投資家所有変数	0.0458 * (0.024)	0.0739 ** (0.030)	0.0174 * (0.010)	0.0245 (0.026)	0.0298 (0.021)	0.0302 (0.021)	0.0258 (0.022)
国内機関投資家全般所有変数	0.0666 *** (0.021)	0.0786 *** (0.021)	0.0320 *** (0.012)	0.0312 (0.024)	0.0561 *** (0.016)	0.0564 *** (0.016)	0.0540 *** (0.016)
国内金融機関全般所有変数	0.0681 ** (0.028)	0.0397 ** (0.019)	0.0529 * (0.030)	-0.0068 (0.043)	0.0725 ** (0.029)	0.0725 ** (0.029)	0.0706 ** (0.029)
国内銀行所有変数	-0.0240 (0.072)	-0.0633 (0.069)	-0.0297 (0.070)	-0.2182 ** (0.085)	0.0297 (0.057)	0.0285 (0.057)	0.0352 (0.061)
国内ノンバンク金融機関所有変数	0.0444 * (0.026)	0.0425 * (0.024)	0.0131 (0.014)	0.0423 (0.050)	0.0280 (0.020)	0.0282 (0.021)	0.0267 (0.020)
国内企業集団・持株会社所有変数	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped
その他国内非金融機関法人所有変数	0.0225 (0.031)	0.0425 (0.031)	-0.0182 (0.021)	0.0539 (0.038)	0.0584 ** (0.028)	0.0572 ** (0.028)	0.0648 ** (0.032)
外国投資家所有変数	0.0573 *** (0.018)	0.0677 *** (0.019)	0.0255 * (0.014)	0.0863 *** (0.030)	0.0246 (0.018)	0.0260 (0.018)	0.0133 (0.019)
企業従業員全般所有変数	0.0542 *** (0.012)	0.0595 *** (0.012)	0.0267 *** (0.009)	0.0216 (0.020)	0.0467 *** (0.011)	0.0467 *** (0.011)	0.0461 *** (0.011)
企業経営者所有変数	0.0184 (0.021)	0.0394 (0.026)	0.0202 (0.027)	-0.0042 (0.028)	0.0087 (0.020)	0.0093 (0.020)	0.0044 (0.021)
企業被雇用者所有変数	-0.0388 (0.041)	0.0188 (0.031)	-0.0229 (0.028)	-0.0557 (0.063)	-0.0416 (0.044)	-0.0411 (0.044)	-0.0465 (0.045)
交差項							
中央政府所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	0.0085 (0.024)	0.0102 (0.031)	-0.0068 (0.016)	-0.0046 (0.036)	0.0343 ** (0.016)	0.0340 ** (0.016)	0.0352 ** (0.016)
地方政府所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	0.0006 (0.013)	0.0093 (0.019)	-0.0286 (0.017)	0.0236 (0.033)	0.0079 (0.013)	0.0080 (0.013)	0.0067 (0.014)
国内外投資家全般所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	0.0158 (0.041)	0.0276 (0.080)	-0.0320 (0.030)	-0.0033 (0.046)	0.0148 (0.036)	0.0147 (0.037)	0.0155 (0.036)
国内外個人投資家所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	-0.0407 (0.033)	-0.0712 * (0.040)	0.0114 (0.021)	-0.0634 * (0.038)	-0.0211 (0.030)	-0.0218 (0.031)	-0.0153 (0.031)
国内機関投資家全般所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	-0.0587 ** (0.028)	-0.0742 *** (0.028)	-0.0492 ** (0.023)	-0.0293 (0.032)	-0.0581 ** (0.024)	-0.0585 ** (0.024)	-0.0557 ** (0.024)
国内金融機関全般所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	-0.1376 *** (0.045)	-0.1051 *** (0.040)	-0.0855 ** (0.040)	-0.1069 * (0.056)	-0.1229 *** (0.043)	-0.1232 *** (0.043)	-0.1199 *** (0.043)
国内銀行所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	0.0360 (0.078)	0.0955 (0.079)	0.0327 (0.074)	0.2582 *** (0.086)	-0.0246 (0.071)	-0.0234 (0.071)	-0.0303 (0.075)
国内ノンバンク金融機関所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	-0.0325 (0.032)	-0.0360 (0.034)	-0.0281 (0.023)	-0.0474 (0.057)	-0.0184 (0.028)	-0.0186 (0.029)	-0.0174 (0.028)
国内企業集団・持株会社所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	0.0410 (0.027)	0.0544 * (0.029)	0.0333 (0.030)	-0.0214 (0.034)	0.0085 (0.014)	0.0092 (0.015)	0.0043 (0.014)
その他国内非金融機関法人所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	0.0086 (0.037)	-0.0191 (0.042)	0.0478 (0.029)	-0.0455 (0.042)	-0.0289 (0.037)	-0.0277 (0.037)	-0.0350 (0.040)
外国投資家所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	0.0092 (0.022)	0.0062 (0.024)	0.0367 * (0.021)	-0.0104 (0.036)	0.0420 * (0.026)	0.0405 (0.026)	0.0554 ** (0.028)
企業従業員全般所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	-0.0425 (0.027)	-0.0735 *** (0.026)	-0.0393 (0.030)	-0.0189 (0.030)	-0.0497 * (0.028)	-0.0494 * (0.028)	-0.0517 * (0.029)
企業経営者所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	0.0452 (0.046)	-0.0185 (0.040)	0.0543 (0.037)	0.0382 (0.036)	0.0457 (0.037)	0.0449 (0.038)	0.0513 (0.037)
企業被雇用者所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	0.0351 (0.049)	-0.0539 (0.044)	0.0139 (0.034)	0.0310 (0.076)	0.0262 (0.050)	0.0255 (0.050)	0.0324 (0.050)
バウチャー私有化諸国標本集団比率	-0.0042 (0.018)	0.0112 (0.019)	-0.0265 (0.019)	0.0051 (0.037)	-0.0393 * (0.023)	-0.0366 (0.023)	-0.0742 ** (0.029)
K	2894	2894	2894	2894	2894	2894	2894
R <sup>2</sup>	0.203	0.273	0.394	0.538	-	0.083	0.026

(続く)

(b) t 値 (付録2続き)

推定量 <sup>1)</sup>	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	Multi-level mixed effects RML	Cluster-robust random-effects panel GLS	Cluster-robust fixed-effects panel LSDV
	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]	[13] <sup>4)</sup>	[14] <sup>5)</sup>
メタ独立変数(デフォルト・カテゴリ)/モデル							
所有変数タイプ(国家所有全般所有変数)							
中央政府所有変数	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped
地方政府所有変数	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped
国内外投資家全般所有変数	0.2439 (0.911)	0.6847 (0.939)	-1.5329 (2.568)	-2.7515 (2.100)	1.3911* (0.750)	1.3775* (0.752)	1.4176* (0.778)
国内外個人投資家所有変数	1.7490* (0.978)	2.0549 (1.262)	2.5532 (1.615)	2.0598 (1.961)	1.2835 (0.891)	1.3066 (0.898)	1.1915 (0.907)
国内機関投資家全般所有変数	4.2232*** (1.520)	4.8142*** (1.030)	4.8020* (2.560)	3.1506 (2.004)	3.8350*** (1.201)	3.8443*** (1.212)	3.8034*** (1.214)
国内金融機関全般所有変数	2.8747*** (0.753)	2.1644*** (0.613)	8.2684** (3.293)	3.3563 (2.400)	2.2124*** (0.513)	2.2230*** (0.517)	2.1633*** (0.525)
国内銀行所有変数	0.0894 (2.085)	-1.9534 (2.168)	8.5053 (5.197)	-5.0752 (4.370)	1.3886 (1.280)	1.3596 (1.295)	1.4679 (1.275)
国内ノンバンク金融機関所有変数	1.2500 (0.963)	0.7774 (0.974)	2.6875 (2.268)	3.8338 (3.246)	0.6789 (0.856)	0.6905 (0.862)	0.6403 (0.876)
国内企業集団・持株会社所有変数	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped
その他国内非金融機関法人所有変数	0.6279 (1.115)	0.6060 (1.012)	-1.6451 (2.962)	3.3749 (2.360)	2.0856*** (0.762)	2.0637*** (0.765)	2.1218*** (0.786)
外国投資家所有変数	2.7826** (1.100)	2.1632*** (0.750)	3.7073* (2.232)	6.2530** (2.535)	1.5524* (0.915)	1.5992* (0.923)	1.3698 (0.936)
企業従業員全般所有変数	2.5773*** (0.496)	2.5870*** (0.547)	3.6030** (1.523)	2.0335 (1.527)	2.4028*** (0.541)	2.4058*** (0.543)	2.3849*** (0.557)
企業経営者所有変数	0.4696 (0.743)	0.8133 (0.661)	1.3922 (3.341)	1.3490 (2.034)	0.9491 (0.675)	0.9322 (0.677)	0.9884 (0.698)
企業被雇用者所有変数	-0.5982 (0.753)	-0.7382 (1.187)	-3.5273 (3.560)	-1.6096 (2.182)	0.1231 (0.922)	0.1242 (0.924)	0.0895 (0.947)
交差項							
中央政府所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	-1.0093 (1.182)	-1.3090 (1.495)	-8.8878** (3.684)	-5.1054* (3.025)	1.4023** (0.625)	1.3360** (0.612)	1.5910** (0.713)
地方政府所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	-1.6202 (1.581)	-1.6713 (1.900)	-20.2131*** (4.065)	-11.1987 (8.099)	-0.2131 (0.562)	-0.2672 (0.609)	-0.0548 (0.459)
国内外投資家全般所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	-0.1038 (1.168)	-0.9324 (1.233)	-6.3098 (4.728)	-0.7944 (3.165)	-0.5993 (0.856)	-0.5918 (0.859)	-0.6106 (0.886)
国内外個人投資家所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	-1.2476 (1.136)	-1.7425 (1.403)	-0.6406 (2.573)	-2.3625 (2.128)	-0.7214 (1.078)	-0.7582 (1.087)	-0.5808 (1.094)
国内機関投資家全般所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	-4.6056*** (1.588)	-5.0955*** (1.132)	-10.2706*** (3.364)	-3.6006 (2.335)	-3.9333*** (1.280)	-3.9473*** (1.292)	-3.8907*** (1.296)
国内金融機関全般所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	-4.0708*** (1.086)	-3.4295*** (1.019)	-6.9411* (3.638)	-6.0062** (2.622)	-3.3870*** (0.956)	-3.4000*** (0.964)	-3.3283*** (0.970)
国内銀行所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	-0.5543 (2.412)	2.0278 (2.659)	-11.9575* (6.115)	6.0654 (4.493)	-1.5019 (1.559)	-1.4837 (1.577)	-1.5477 (1.560)
国内ノンバンク金融機関所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	-1.9099 (1.222)	-1.5806 (1.483)	-8.4167** (3.415)	-5.2991 (3.466)	-0.5226 (1.040)	-0.5453 (1.048)	-0.4529 (1.058)
国内企業集団・持株会社所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	0.7842 (0.927)	1.6997 (1.125)	-0.4660 (2.817)	-2.1018 (1.320)	0.2970 (0.485)	0.3005 (0.496)	0.2953 (0.479)
その他国内非金融機関法人所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	-0.1052 (1.374)	-0.3327 (1.423)	0.5610 (4.036)	-2.3650 (2.432)	-1.2273 (1.026)	-1.2169 (1.035)	-1.2292 (1.041)
外国投資家所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	-0.2517 (1.387)	0.1564 (1.073)	4.0738 (3.057)	-3.4779 (2.592)	0.1645 (1.029)	0.1304 (1.038)	0.3369 (1.055)
企業従業員全般所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	-2.8397*** (0.910)	-3.2918*** (0.795)	-11.3852*** (4.423)	-4.6201** (1.987)	-2.3698*** (0.748)	-2.3740*** (0.753)	-2.3541*** (0.762)
企業経営者所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	0.4774 (0.906)	-0.3422 (0.748)	4.2470 (5.353)	-0.5078 (2.227)	0.3379 (0.792)	0.3388 (0.795)	0.3559 (0.819)
企業被雇用者所有変数 × バウチャー私有化優先諸国標本集団比率	0.3903 (0.916)	-0.1509 (1.215)	2.2166 (4.198)	-1.0228 (2.662)	0.0097 (1.023)	-0.0047 (1.026)	0.0927 (1.053)
バウチャー私有化諸国標本集団比率	-0.4272 (0.880)	-0.0092 (0.752)	-1.6186 (3.011)	1.2948 (2.326)	-1.9556* (1.073)	-1.7822* (1.038)	-2.7927* (1.443)
K	2894	2894	2894	2894	2894	2894	2894
R <sup>2</sup>	0.238	0.306	0.626	0.417	-	0.110	0.048

(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。

(注2) Breusch-Pagan検定:  $\chi^2=923.78, p=0.000$

(注3) Hausman検定:  $\chi^2=110.53, p=0.000$

(注4) Breusch-Pagan検定:  $\chi^2=1226.03, p=0.000$

(注5) Hausman検定:  $\chi^2=115.30, p=0.000$

(注6) 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及びWLS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。他研究条件のメタ独立変数及び切片の推定結果は省略。メタ独立変数の定義及び記述統計量は、表5を参照。

付録3 MEBO優先諸国の特異性に関するメタ回帰分析メタ回帰分析：所有変数タイプ小分類を用いた推定

(a) 偏相関係数

推定量 <sup>1)</sup>	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	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] <sup>2)</sup>	[7] <sup>3)</sup>
所有変数タイプ(国家所有全般所有変数)							
中央政府所有変数	0.0136 (0.023)	0.0179 (0.030)	-0.0233 (0.020)	-0.0033 (0.034)	0.0371 ** (0.015)	0.0370 ** (0.016)	0.0373 ** (0.016)
地方政府所有変数	0.0057 (0.012)	0.0165 (0.018)	-0.0456 ** (0.020)	0.0243 (0.031)	0.0108 (0.011)	0.0109 (0.011)	0.0089 (0.011)
国内外投資家全般所有変数	0.0473 ** (0.022)	0.0607 * (0.033)	-0.0093 (0.020)	0.0126 (0.024)	0.0495 *** (0.019)	0.0496 *** (0.019)	0.0467 *** (0.018)
国内外個人投資家所有変数	0.0176 (0.018)	0.0188 (0.019)	0.0198 (0.016)	-0.0197 (0.023)	0.0169 (0.018)	0.0169 (0.018)	0.0173 (0.018)
国内機関投資家全般所有変数	0.0201 (0.017)	0.0158 (0.018)	-0.0091 (0.018)	0.0057 (0.021)	0.0083 (0.016)	0.0083 (0.016)	0.0077 (0.016)
国内金融機関全般所有変数	-0.0494 * (0.029)	-0.0449 (0.027)	-0.0346 (0.028)	-0.1004 *** (0.026)	-0.0349 (0.026)	-0.0350 (0.026)	-0.0341 (0.026)
国内銀行所有変数	0.0153 (0.021)	0.0276 (0.023)	-0.0115 (0.019)	0.0377 * (0.019)	0.0078 (0.026)	0.0079 (0.026)	0.0069 (0.027)
国内ノンバンク金融機関所有変数	0.0214 (0.015)	0.0134 (0.020)	-0.0049 (0.015)	0.0043 (0.024)	0.0145 (0.016)	0.0146 (0.016)	0.0133 (0.016)
国内企業集団・持株会社所有変数	0.0459 * (0.026)	0.0585 ** (0.029)	0.0167 (0.026)	-0.0199 (0.034)	0.0099 (0.019)	0.0104 (0.012)	0.0051 (0.011)
その他国内非金融機関法人所有変数	0.0366 ** (0.014)	0.0295 (0.019)	0.0150 (0.018)	0.0139 (0.015)	0.0343 ** (0.017)	0.0343 ** (0.017)	0.0340 * (0.017)
外国投資家所有変数	0.0681 *** (0.013)	0.0727 *** (0.014)	0.0356 ** (0.016)	0.0804 *** (0.020)	0.0612 *** (0.013)	0.0613 *** (0.013)	0.0607 *** (0.014)
企業従業員全般所有変数	0.0212 (0.020)	0.0070 (0.018)	0.0014 (0.022)	0.0004 (0.020)	0.0074 (0.019)	0.0076 (0.019)	0.0053 (0.020)
企業経営者所有変数	0.0557 * (0.031)	0.0248 (0.020)	0.0493 ** (0.024)	0.0332 (0.020)	0.0499 * (0.028)	0.0498 * (0.028)	0.0498 * (0.028)
企業被雇用者所有変数	0.0040 (0.020)	-0.0018 (0.022)	0.0047 (0.024)	-0.0128 (0.037)	-0.0048 (0.019)	-0.0048 (0.019)	-0.0053 (0.019)
交差項							
中央政府所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped
地方政府所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped
国内外投資家全般所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	-0.1809 (0.118)	-0.1821 (0.129)	-0.0657 (0.099)	0.0518 (0.166)	-0.1720 ** (0.083)	-0.1746 ** (0.084)	-0.1296 (0.083)
国内外個人投資家所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	-0.0101 (0.033)	0.0064 (0.044)	-0.0044 (0.018)	0.0233 (0.034)	-0.0163 (0.029)	-0.0162 (0.029)	-0.0153 (0.031)
国内機関投資家全般所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	0.0127 (0.026)	0.0209 (0.036)	0.0499 ** (0.020)	0.0186 (0.029)	0.0176 (0.022)	0.0175 (0.022)	0.0205 (0.024)
国内金融機関全般所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	0.1327 *** (0.042)	0.1171 *** (0.042)	0.1384 *** (0.044)	0.1528 *** (0.051)	0.1231 *** (0.046)	0.1235 *** (0.047)	0.1177 ** (0.048)
国内銀行所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	0.4714 *** (0.145)	0.3097 * (0.168)	0.5415 *** (0.176)	-0.1096 (0.202)	0.5637 *** (0.161)	0.5608 *** (0.163)	0.6025 *** (0.168)
国内ノンバンク金融機関所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	-0.0334 (0.026)	-0.0083 (0.037)	0.0044 (0.020)	-0.0455 (0.044)	-0.0259 (0.024)	-0.0262 (0.024)	-0.0179 (0.026)
国内企業集団・持株会社所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped
その他国内非金融機関法人所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	-0.0265 (0.134)	0.1467 (0.148)	-0.0822 (0.087)	-0.0651 (0.223)	0.0720 (0.124)	0.0703 (0.124)	0.0946 (0.133)
外国投資家所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	-0.0482 (0.030)	-0.0468 (0.038)	-0.0114 (0.018)	-0.0012 (0.042)	-0.0863 *** (0.026)	-0.0853 *** (0.026)	-0.1078 *** (0.025)
企業従業員全般所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	0.0235 (0.025)	0.0468 * (0.027)	0.0298 (0.024)	0.0210 (0.029)	0.0279 (0.025)	0.0277 (0.026)	0.0324 (0.027)
企業経営者所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	-0.0604 (0.042)	-0.0056 (0.049)	-0.0277 (0.029)	-0.0475 (0.039)	-0.0670 ** (0.032)	-0.0664 ** (0.033)	-0.0733 ** (0.033)
企業被雇用者所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	-0.1571 *** (0.033)	-0.1119 ** (0.053)	-0.0537 (0.039)	-0.1905 *** (0.058)	-0.1363 *** (0.034)	-0.1362 *** (0.035)	-0.1388 *** (0.032)
MEBO優先諸国標本集団比率	0.0367 * (0.020)	0.0323 (0.029)	-0.0001 (0.015)	0.0009 (0.039)	0.0916 *** (0.026)	0.0896 *** (0.026)	0.1355 *** (0.033)
K	2894	2894	2894	2894	2894	2894	2894
R <sup>2</sup>	0.208	0.269	0.385	0.537	-	0.079	0.022

(続く)

(b) t 値 (付録3続き)

推定量 <sup>1)</sup>	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	Multi-level mixed effects RML	Cluster-robust random-effects panel GLS	Cluster-robust fixed-effects panel LSDV
	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]	[13] <sup>4)</sup>	[14] <sup>5)</sup>
メタ独立変数(デフォルト・カテゴリ)/モデル							
所有変数タイプ(国家所有全般所有変数)							
中央政府所有変数	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped
地方政府所有変数	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped
国内外投資家全般所有変数	0.3240 (0.427)	0.2107 (0.518)	-7.1423** (2.852)	-3.3339** (1.563)	1.1283*** (0.363)	1.1244*** (0.363)	1.1274*** (0.376)
国内外個人投資家所有変数	0.7632 (0.528)	0.5801 (0.602)	1.9660 (2.084)	0.7977 (1.118)	0.8335 (0.521)	0.8268 (0.526)	0.8459 (0.525)
国内機関投資家全般所有変数	0.0680 (0.479)	0.0756 (0.514)	-3.2662 (2.719)	0.1302 (1.572)	0.3047 (0.357)	0.3022 (0.359)	0.3034 (0.365)
国内金融機関全般所有変数	-0.4414 (0.804)	-0.5933 (0.687)	1.3191 (2.433)	-1.4297 (1.265)	-0.5474 (0.698)	-0.5468 (0.703)	-0.5514 (0.706)
国内銀行所有変数	-0.2828 (0.555)	-0.0037 (0.684)	-4.3107* (2.514)	1.3462* (0.726)	0.0954 (0.560)	0.0854 (0.563)	0.1128 (0.569)
国内ノンバンク金融機関所有変数	-0.2327 (0.531)	-0.5102 (0.786)	-2.1232 (2.335)	-0.7384 (1.104)	0.4044 (0.467)	0.3961 (0.470)	0.4166 (0.474)
国内企業集団・持株会社所有変数	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped
その他国内非金融機関法人所有変数	0.7062 (0.523)	0.4237 (0.651)	-2.0270 (2.751)	1.4786* (0.771)	1.0838** (0.486)	1.0723** (0.490)	1.1044** (0.491)
外国投資家所有変数	2.9321*** (0.716)	2.3905*** (0.563)	4.7771** (2.238)	3.9576*** (1.161)	1.8937*** (0.468)	1.9202*** (0.473)	1.8414*** (0.478)
企業従業員全般所有変数	0.4084 (0.603)	0.2795 (0.590)	-2.3808 (3.266)	-1.8815 (1.256)	0.5382 (0.445)	0.5382 (0.451)	0.5152 (0.446)
企業経営者所有変数	0.8251 (0.541)	0.4066 (0.519)	1.4730 (3.244)	1.1023 (0.767)	1.3151*** (0.492)	1.3030*** (0.495)	1.3396*** (0.500)
企業被雇用者所有変数	-0.1189 (0.425)	-0.4122 (0.439)	-2.9849 (2.151)	-2.6341** (1.298)	0.4394 (0.411)	0.4326 (0.413)	0.4490 (0.419)
交差項							
中央政府所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	-0.8368 (1.157)	-1.0708 (1.470)	-10.1251*** (3.660)	-5.1283 (3.140)	1.6159*** (0.617)	1.5356*** (0.597)	1.7868** (0.711)
地方政府所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	-1.4837 (1.590)	-1.4641 (1.915)	-21.4783*** (4.075)	-11.2938 (8.314)	0.0140 (0.539)	-0.0511 (0.599)	0.1542 (0.435)
国内外投資家全般所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	-3.0417 (3.885)	-1.4787 (2.605)	14.7049 (12.463)	7.1609 (8.720)	-1.8359 (2.406)	-2.0141 (2.355)	-1.3929 (2.660)
国内外個人投資家所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	0.2225 (1.719)	0.9064 (1.833)	1.0806 (2.610)	-0.3392 (2.367)	-0.0969 (1.618)	-0.0941 (1.631)	-0.1011 (1.641)
国内機関投資家全般所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	4.4023** (1.965)	3.9558** (1.539)	10.5256*** (3.284)	2.5436 (2.739)	3.8173** (1.935)	3.8099* (1.954)	3.8420* (1.955)
国内金融機関全般所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	2.6783** (1.078)	3.3383** (1.385)	11.9496*** (4.138)	6.0717** (2.383)	2.3437*** (0.912)	2.3540*** (0.915)	2.3151** (0.934)
国内銀行所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	15.1698** (7.022)	9.1566 (6.211)	56.3812*** (20.500)	1.0808 (11.700)	15.0706*** (2.828)	15.0544*** (2.917)	15.1447*** (2.728)
国内ノンバンク金融機関所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	-0.7908 (1.542)	0.0355 (1.906)	3.5681 (2.859)	-0.3560 (2.288)	-0.9862 (1.499)	-1.0161 (1.501)	-0.9108 (1.542)
国内企業集団・持株会社所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	0.9671 (0.845)	1.7768 (1.087)	-1.8979 (2.415)	-1.6809 (1.238)	0.4653 (0.441)	0.4705 (0.450)	0.4614 (0.443)
その他国内非金融機関法人所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	-0.2634 (4.616)	3.9807 (5.099)	-3.0317 (13.308)	-2.9167 (11.636)	4.5230** (2.133)	4.4797** (2.172)	4.6420** (2.108)
外国投資家所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	-1.8336 (1.305)	-1.8044 (1.447)	-1.1929 (2.524)	0.8577 (2.337)	-1.9214* (1.061)	-1.8412* (1.078)	-2.1989** (1.060)
企業従業員全般所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	1.7359* (1.039)	2.4315** (1.185)	7.6238** (3.631)	3.6294* (2.177)	1.8730* (1.115)	1.8414* (1.118)	1.9651* (1.152)
企業経営者所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	-1.0126 (0.799)	0.2026 (0.971)	8.0707* (4.857)	0.7492 (1.727)	-1.0641 (0.780)	-1.1082 (0.776)	-0.9252 (0.825)
企業被雇用者所有変数 × MEBO優先諸国標本集団比率	-2.0906* (1.116)	-4.3326* (2.591)	0.2156 (4.424)	3.9121 (3.060)	-2.4360*** (0.621)	-2.4408*** (0.624)	-2.4325*** (0.621)
MEBO優先諸国標本集団比率	1.8952** (0.884)	1.4726 (1.168)	-2.4584 (2.364)	-0.8401 (1.925)	4.2445*** (1.318)	3.9842*** (1.280)	5.0735*** (1.529)
K	2894	2894	2894	2894	2894	2894	2894
R <sup>2</sup>	0.237	0.307	0.621	0.408	-	0.104	0.028

(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。

(注2) Breusch-Pagan検定:  $\chi^2=1006.82, p=0.000$

(注3) Hausman検定:  $\chi^2=48.53, p=0.611$

(注4) Breusch-Pagan検定:  $\chi^2=1339.67, p=0.000$

(注5) Hausman検定:  $\chi^2=574.11, p=0.000$

(注6) 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及びWLS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。他研究条件のメタ独立変数及び切片の推定結果は省略。メタ独立変数の定義及び記述統計量は, 表5を参照。

付録4 直接売却優先諸国の特異性に関するメタ回帰分析：所有変数タイプ小分類を用いた推定

(a) 偏相関係数

推定量 <sup>1)</sup>	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	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] <sup>2)</sup>	[7] <sup>3)</sup>
所有変数タイプ(国家所有全般所有変数)							
中央政府所有変数	0.0020 (0.025)	0.0063 (0.031)	-0.0173 (0.017)	-0.0058 (0.034)	0.0260 (0.017)	0.0258 (0.017)	0.0272 (0.018)
地方政府所有変数	-0.0060 (0.014)	0.0050 (0.020)	-0.0388** (0.016)	0.0228 (0.031)	-0.0005 (0.012)	-0.0004 (0.012)	-0.0021 (0.013)
国内外投資家全般所有変数	0.0377 (0.029)	0.0659 (0.061)	-0.0184 (0.013)	0.0111 (0.027)	0.0343 (0.024)	0.0345 (0.025)	0.0316 (0.023)
国内外個人投資家所有変数	0.0039 (0.020)	0.0032 (0.022)	0.0202** (0.009)	-0.0261 (0.021)	0.0020 (0.020)	0.0019 (0.021)	0.0021 (0.021)
国内機関投資家全般所有変数	0.0118 (0.017)	0.0112 (0.018)	0.0356*** (0.011)	0.0074 (0.020)	-0.0047 (0.016)	-0.0046 (0.016)	-0.0058 (0.016)
国内金融機関全般所有変数	-0.0335 (0.035)	-0.0513* (0.030)	-0.0231 (0.025)	-0.0963*** (0.028)	-0.0153 (0.033)	-0.0154 (0.033)	-0.0147 (0.033)
国内銀行所有変数	0.0094 (0.023)	0.0317 (0.024)	-0.0042 (0.018)	0.0396* (0.021)	-0.0044 (0.027)	-0.0042 (0.027)	-0.0055 (0.028)
国内ノンバンク金融機関所有変数	0.0077 (0.015)	0.0055 (0.019)	-0.0107 (0.011)	-0.0079 (0.024)	-0.0002 (0.016)	-0.0001 (0.016)	-0.0014 (0.016)
国内企業集団・持株会社所有変数	0.0364 (0.026)	0.0493* (0.029)	0.0214 (0.026)	-0.0195 (0.033)	-0.0006 (0.013)	0.0000 (0.013)	-0.0052 (0.012)
その他国内非金融機関法人所有変数	0.0292* (0.016)	0.0227 (0.021)	0.0203 (0.014)	0.0114 (0.015)	0.0261 (0.019)	0.0261 (0.019)	0.0259 (0.020)
外国投資家所有変数	0.0547*** (0.014)	0.0628*** (0.016)	0.0425*** (0.009)	0.0758*** (0.020)	0.0476*** (0.017)	0.0478*** (0.017)	0.0462** (0.018)
企業従業員全般所有変数	0.0207 (0.018)	0.0103 (0.019)	0.0241** (0.011)	0.0089 (0.019)	0.0075 (0.017)	0.0078 (0.017)	0.0052 (0.017)
企業経営者所有変数	0.0466 (0.032)	0.0239 (0.023)	0.0562*** (0.019)	0.0279 (0.020)	0.0320 (0.034)	0.0322 (0.034)	0.0311 (0.035)
企業被雇用者所有変数	-0.0312 (0.034)	-0.0460* (0.025)	-0.0278 (0.026)	-0.0431 (0.051)	-0.0477 (0.033)	-0.0476 (0.033)	-0.0483 (0.033)
交差項							
中央政府所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped
地方政府所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped
国内外投資家全般所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	0.0205 (0.042)	-0.0029 (0.084)	0.0495 (0.033)	0.0110 (0.058)	0.0365 (0.036)	0.0363 (0.037)	0.0379 (0.037)
国内外個人投資家所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	0.0832** (0.040)	0.1142** (0.047)	0.0154 (0.025)	0.1477** (0.058)	0.0661* (0.040)	0.0662* (0.040)	0.0644 (0.041)
国内機関投資家全般所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	0.0856* (0.047)	0.1155** (0.052)	-0.0347* (0.018)	-0.0241 (0.060)	0.0945** (0.039)	0.0945** (0.040)	0.0949** (0.039)
国内金融機関全般所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	0.0655 (0.047)	0.0826* (0.042)	0.0499 (0.045)	0.0610 (0.062)	0.0431 (0.041)	0.0430 (0.042)	0.0433 (0.040)
国内銀行所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	-0.0288 (0.078)	-0.0980 (0.074)	-0.0344 (0.077)	-0.2731*** (0.080)	0.0494 (0.071)	0.0483 (0.072)	0.0571 (0.074)
国内ノンバンク金融機関所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	0.0856** (0.038)	0.0588 (0.079)	0.0448* (0.023)	0.1501** (0.066)	0.0683* (0.036)	0.0684* (0.036)	0.0671* (0.037)
国内企業集団・持株会社所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped
その他国内非金融機関法人所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	0.0126 (0.041)	0.0349 (0.043)	-0.0348 (0.036)	0.0500 (0.047)	0.0511 (0.041)	0.0501 (0.041)	0.0586 (0.045)
外国投資家所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	0.0282 (0.024)	0.0256 (0.026)	-0.0167 (0.020)	0.0182 (0.050)	0.0100 (0.027)	0.0107 (0.028)	0.0018 (0.029)
企業従業員全般所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	0.0429 (0.028)	0.0523* (0.030)	0.0079 (0.028)	-0.0032 (0.060)	0.0461* (0.026)	0.0456* (0.027)	0.0492* (0.026)
企業経営者所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	-0.0068 (0.049)	0.0261 (0.045)	-0.0309 (0.056)	-0.0184 (0.052)	0.0167 (0.041)	0.0165 (0.041)	0.0179 (0.042)
企業被雇用者所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	0.0715 (0.051)	0.1232*** (0.046)	0.0572 (0.046)	0.0595 (0.089)	0.0879* (0.046)	0.0880* (0.046)	0.0862* (0.047)
直接売却優先諸国標本集団比率	-0.0293 (0.018)	-0.0393** (0.020)	0.0153 (0.017)	-0.0139 (0.047)	-0.0193 (0.025)	-0.0198 (0.025)	-0.0154 (0.032)
K	2894	2894	2894	2894	2894	2894	2894
R <sup>2</sup>	0.182	0.266	0.383	0.537	-	0.060	0.016

(続く)



推定量 <sup>1)</sup>	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	Multi-level mixed effects RML	Cluster-robust random-effects panel GLS	Cluster-robust fixed-effects panel LSDV
	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]	[13] <sup>4)</sup>	[14] <sup>5)</sup>
メタ独立変数(デフォルト・カテゴリ)/モデル							
所有変数タイプ(国家所有全般所有変数)							
中央政府所有変数	-1.4221 (1.230)	-1.5624 (1.523)	-8.8942 *** (3.267)	-5.1117 * (2.999)	1.2532 * (0.652)	1.1852 * (0.639)	1.4598 * (0.754)
地方政府所有変数	-2.0657 (1.672)	-1.9665 (1.996)	-20.0998 *** (3.849)	-11.2271 (8.148)	-0.3656 (0.558)	-0.4200 (0.608)	-0.1993 (0.433)
国内外投資家全般所有変数	-0.0305 (0.572)	-0.3188 (0.728)	-7.0920 *** (2.694)	-3.3429 * (1.811)	0.6984 * (0.388)	0.6897 * (0.388)	0.7231 * (0.400)
国内外個人投資家所有変数	0.5231 (0.567)	0.3782 (0.642)	1.9831 (1.478)	-0.5590 (0.846)	0.3166 (0.609)	0.3131 (0.615)	0.3253 (0.613)
国内機関投資家全般所有変数	0.6850 (0.777)	0.6018 (0.695)	4.6812 * (2.661)	0.2045 (1.066)	0.5084 (0.592)	0.5090 (0.599)	0.5005 (0.592)
国内金融機関全般所有変数	-0.4034 (0.836)	-0.8683 (0.720)	2.7439 (2.033)	-1.9346 (1.179)	-0.4649 (0.739)	-0.4632 (0.746)	-0.4731 (0.745)
国内銀行所有変数	-0.5879 (0.636)	0.0166 (0.788)	-3.2219 (2.280)	1.1447 (0.747)	-0.2783 (0.576)	-0.2876 (0.582)	-0.2531 (0.583)
国内ノンバンク金融機関所有変数	-0.8160 (0.580)	-0.8635 (0.711)	-2.9116 (1.979)	-1.5527 (1.077)	-0.0970 (0.489)	-0.1068 (0.494)	-0.0739 (0.493)
国内企業集団・持株会社所有変数	0.4394 (0.822)	1.3671 (1.102)	-0.9512 (2.612)	-1.9669 (1.209)	0.1042 (0.448)	0.1020 (0.455)	0.1191 (0.452)
その他国内非金融機関法人所有変数	0.3812 (0.580)	0.2052 (0.754)	-1.2302 (2.248)	1.1534 * (0.679)	0.8012 (0.540)	0.7903 (0.547)	0.8322 (0.542)
外国投資家所有変数	2.1130 *** (0.652)	1.8671 *** (0.574)	5.4430 *** (1.348)	2.8685 *** (0.848)	1.4131 *** (0.421)	1.4396 *** (0.424)	1.3183 *** (0.429)
企業従業員全般所有変数	0.4287 (0.668)	0.4927 (0.666)	1.8311 (2.503)	-0.7670 (1.146)	0.5600 (0.421)	0.5599 (0.428)	0.5550 (0.415)
企業経営者所有変数	0.8706 * (0.523)	0.7294 (0.586)	7.0130 ** (2.852)	0.9892 (0.746)	0.9026 (0.629)	0.8898 (0.633)	0.9531 (0.642)
企業被雇用者所有変数	-0.4258 (0.505)	-1.4092 * (0.829)	-1.8748 (3.337)	-2.1195 * (1.244)	-0.4407 (0.609)	-0.4444 (0.612)	-0.4313 (0.620)
交差項							
中央政府所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped
地方政府所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped
国内外投資家全般所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	1.2870 (1.383)	1.8116 (1.359)	5.0832 (4.503)	1.1460 (4.036)	1.7942 (1.161)	1.7941 (1.161)	1.7754 (1.214)
国内外個人投資家所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	1.9352 (1.379)	2.1384 (1.736)	3.8025 (4.007)	9.1243 ** (4.203)	2.3551 * (1.376)	2.3585 * (1.380)	2.3446 (1.425)
国内機関投資家全般所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	0.5761 (1.714)	1.1982 (1.514)	-5.9799 (3.687)	-3.4267 (3.552)	1.9199 * (1.113)	1.9043 * (1.123)	1.9766 * (1.128)
国内金融機関全般所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	3.5086 ** (1.390)	2.9466 *** (1.073)	3.5324 (3.759)	5.2295 (3.682)	2.5747 ** (1.113)	2.5796 ** (1.126)	2.5460 ** (1.122)
国内銀行所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	1.1817 (2.811)	-2.0204 (2.706)	12.1586 * (6.794)	-6.6150 (5.178)	2.2436 (1.723)	2.2325 (1.747)	2.2830 (1.718)
国内ノンバンク金融機関所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	4.0856 *** (1.286)	3.3901 * (2.042)	8.9310 ** (4.259)	11.6299 *** (4.186)	2.3846 ** (1.097)	2.4095 ** (1.101)	2.3213 ** (1.128)
国内企業集団・持株会社所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped
その他国内非金融機関法人所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	1.2694 (1.665)	0.7946 (1.536)	1.6728 (5.518)	2.5811 (3.006)	1.9005 (1.203)	1.9021 (1.215)	1.8597 (1.222)
外国投資家所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	1.7425 (1.578)	1.0553 (1.130)	-1.8308 (2.828)	4.4512 (4.039)	0.9914 (1.489)	1.0003 (1.494)	0.9569 (1.554)
企業従業員全般所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	2.6255 ** (1.233)	2.0816 ** (1.038)	3.1094 (4.974)	2.7818 (4.231)	2.0834 ** (0.969)	2.0900 ** (0.979)	2.0479 ** (0.978)
企業経営者所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	-0.0677 (1.197)	-0.0948 (1.144)	-11.3434 ** (4.412)	-0.5207 (3.282)	1.1695 (1.219)	1.1676 (1.219)	1.1469 (1.272)
企業被雇用者所有変数 × 直接売却優先諸国標本集団比率	1.1316 (1.226)	2.5041 * (1.275)	-1.9225 (3.883)	-0.1967 (3.445)	2.4819 * (1.303)	2.4726 * (1.301)	2.5007 * (1.365)
直接売却優先諸国標本集団比率	-1.3401 (1.010)	-1.2439 (0.906)	2.0828 (2.363)	-2.2093 (3.308)	-1.6709 (1.406)	-1.6174 (1.370)	-1.9086 (1.646)
K	2894	2894	2894	2894	2894	2894	2894
R <sup>2</sup>	0.222	0.293	0.617	0.419	-	0.074	0.012

(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。  
(注2) Breusch-Pagan検定:  $\chi^2=1070.29, p=0.000$   
(注3) Hausman検定:  $\chi^2=119.43, p=0.000$   
(注4) Breusch-Pagan検定:  $\chi^2=1277.27, p=0.000$   
(注5) Hausman検定:  $\chi^2=21.52, p=1.000$   
(注6) 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及びWLS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。他研究条件のメタ独立変数及び切片の推定結果は省略。メタ独立変数の定義及び記述統計量は, 表5を参照。

付録5 企業私有化進行速度の差異に関するメタ回帰分析：所有変数タイプ小分類を用いた推定

(a) 偏相関係数

推定量 <sup>1)</sup>	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	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] <sup>2)</sup>	[7] <sup>3)</sup>
所有変数タイプ(国家所有全般所有変数)							
中央政府所有変数	0.0482 *** (0.018)	0.0702 *** (0.022)	0.0172 (0.014)	0.0506 * (0.030)	0.0367 *** (0.013)	0.0368 *** (0.013)	0.0356 *** (0.013)
地方政府所有変数	0.0103 (0.018)	0.0322 (0.022)	-0.0208 (0.014)	0.0175 (0.030)	-0.0012 (0.013)	-0.0011 (0.013)	-0.0024 (0.013)
国内外投資家全般所有変数	0.0136 (0.014)	0.0234 (0.016)	0.0211 (0.020)	-0.0041 (0.022)	0.0373 ** (0.016)	0.0373 ** (0.016)	0.0374 ** (0.018)
国内外個人投資家所有変数	0.0267 (0.017)	0.0334 * (0.020)	0.0148 (0.010)	0.0127 (0.012)	0.0225 (0.018)	0.0225 (0.019)	0.0225 (0.019)
国内機関投資家全般所有変数	0.0219 (0.018)	0.0418 ** (0.016)	0.0235 (0.015)	0.0104 (0.017)	0.0211 (0.014)	0.0212 (0.014)	0.0205 (0.014)
国内金融機関全般所有変数	-0.0345 (0.032)	-0.0451 (0.029)	-0.0285 (0.026)	-0.0975 *** (0.026)	-0.0173 (0.029)	-0.0175 (0.029)	-0.0168 (0.029)
国内銀行所有変数	-0.0012 (0.020)	0.0110 (0.021)	-0.0147 (0.019)	0.0277 * (0.016)	-0.0150 (0.018)	-0.0149 (0.018)	-0.0163 (0.018)
国内ノンバンク金融機関所有変数	0.0010 (0.015)	0.0049 (0.019)	-0.0074 (0.013)	-0.0116 (0.017)	-0.0017 (0.015)	-0.0016 (0.015)	-0.0025 (0.016)
国内企業集団・持株会社所有変数	0.0074 (0.018)	0.0293 (0.022)	-0.0240 * (0.014)	0.0152 (0.030)	-0.0041 (0.013)	-0.0040 (0.013)	-0.0053 (0.013)
その他国内非金融機関法人所有変数	0.0299 * (0.015)	0.0234 (0.020)	0.0097 (0.017)	0.0125 (0.017)	0.0360 ** (0.016)	0.0358 ** (0.017)	0.0365 ** (0.017)
外国投資家所有変数	0.0443 *** (0.012)	0.0517 *** (0.012)	0.0285 ** (0.012)	0.0626 *** (0.014)	0.0317 *** (0.012)	0.0321 *** (0.012)	0.0279 ** (0.012)
企業従業員全般所有変数	0.0390 *** (0.013)	0.0320 ** (0.016)	0.0269 *** (0.009)	0.0042 (0.013)	0.0215 * (0.013)	0.0217 * (0.013)	0.0202 (0.013)
企業経営者所有変数	0.0114 (0.021)	0.0257 (0.021)	0.0249 (0.026)	0.0143 (0.016)	-0.0050 (0.019)	-0.0047 (0.019)	-0.0073 (0.021)
企業被雇用者所有変数	-0.0487 (0.038)	0.0008 (0.025)	-0.0195 (0.024)	-0.0730 (0.062)	-0.0521 (0.042)	-0.0519 (0.043)	-0.0533 (0.044)
交差項							
中央政府所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	-0.0526 * (0.029)	-0.0716 ** (0.032)	-0.0092 (0.026)	-0.0472 (0.047)	-0.0067 (0.026)	-0.0071 (0.026)	-0.0047 (0.028)
地方政府所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	-0.0185 (0.025)	-0.0299 (0.032)	0.0062 (0.028)	0.0173 (0.047)	0.0134 (0.022)	0.0135 (0.022)	0.0119 (0.024)
国内外投資家全般所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	0.0541 (0.039)	0.0988 (0.086)	-0.0129 (0.035)	0.0323 (0.043)	0.0126 (0.032)	0.0132 (0.032)	0.0082 (0.030)
国内外個人投資家所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	-0.0305 (0.035)	-0.0559 (0.038)	0.0223 (0.046)	-0.0872 * (0.047)	-0.0199 (0.024)	-0.0201 (0.024)	-0.0187 (0.025)
国内機関投資家全般所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	0.0121 (0.028)	-0.0200 (0.028)	0.0254 (0.032)	0.0300 (0.040)	-0.0186 (0.026)	-0.0185 (0.026)	-0.0191 (0.026)
国内金融機関全般所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	0.0982 ** (0.047)	0.1027 ** (0.044)	0.1116 ** (0.048)	0.1389 *** (0.053)	0.1056 (0.079)	0.1045 (0.078)	0.1143 (0.093)
国内銀行所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	0.0587 (0.056)	0.0946 ** (0.040)	0.0642 (0.051)	0.0339 (0.044)	0.0894 (0.088)	0.0889 (0.089)	0.0933 (0.093)
国内ノンバンク金融機関所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	0.1247 *** (0.021)	0.1249 *** (0.024)	0.0608 (0.075)	0.1441 *** (0.043)	0.0869 *** (0.023)	0.0869 *** (0.023)	0.0883 *** (0.023)
国内企業集団・持株会社所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	0.0761 ** (0.037)	0.0438 (0.041)	0.1108 *** (0.039)	-0.0223 (0.050)	0.0378 (0.025)	0.0402 (0.026)	0.0178 (0.024)
その他国内非金融機関法人所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	-0.0366 (0.021)	-0.0253 (0.027)	-0.0045 (0.039)	0.0014 (0.051)	-0.0834 *** (0.022)	-0.0833 *** (0.023)	-0.0836 *** (0.022)
外国投資家所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	0.0691 *** (0.026)	0.0853 *** (0.023)	0.0628 * (0.034)	0.0720 * (0.037)	0.0611 * (0.035)	0.0612 * (0.035)	0.0632 (0.041)
企業従業員全般所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	-0.0247 (0.037)	-0.0589 (0.041)	-0.0501 * (0.029)	0.0040 (0.042)	-0.0110 (0.032)	-0.0111 (0.032)	-0.0109 (0.034)
企業経営者所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	0.0685 (0.043)	0.0113 (0.036)	0.0725 * (0.040)	0.0334 (0.038)	0.0770 ** (0.031)	0.0766 ** (0.031)	0.0793 *** (0.030)
企業被雇用者所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	0.0660 (0.044)	-0.0149 (0.040)	0.0373 (0.036)	0.0708 (0.086)	0.0516 (0.046)	0.0515 (0.046)	0.0527 (0.047)
民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	-0.0278 * (0.014)	-0.0249 (0.015)	-0.0460 * (0.026)	-0.0372 (0.037)	-0.0460 ** (0.022)	-0.0447 ** (0.022)	-0.0725 (0.045)
K	2894	2894	2894	2894	2894	2894	2894
R <sup>2</sup>	0.206	0.289	0.392	0.543	-	0.077	0.021

(続く)

(b) t 値								(付録5続き)
推定量 <sup>1)</sup>	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	Multi-level mixed effects RML	Cluster-robust random-effects panel GLS	Cluster-robust fixed-effects panel LSDV	
	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]	[13] <sup>4)</sup>	[14] <sup>5)</sup>	
メタ独立変数(デフォルト・カテゴリ)/モデル								
所有変数タイプ(国家所有全般所有変数)								
中央政府所有変数	0.7607 (0.578)	1.6127 * (0.920)	-3.1176 (2.434)	0.1888 (1.693)	1.1248 *** (0.425)	1.1255 *** (0.429)	1.1122 ** (0.432)	
地方政府所有変数	-0.2368 (0.578)	0.6152 (0.920)	-4.1176 * (2.434)	-0.6959 (1.685)	0.1273 (0.425)	0.1280 (0.429)	0.1147 (0.432)	
国内外投資家全般所有変数	-0.0700 (0.546)	0.0981 (0.608)	-0.4458 (2.481)	-3.6747 *** (1.384)	1.0028 ** (0.438)	0.9909 ** (0.439)	1.0367 ** (0.453)	
国内外個人投資家所有変数	1.0307 (0.629)	0.8255 (0.682)	1.8285 (1.660)	0.7978 (0.928)	0.9319 (0.596)	0.9324 (0.602)	0.9271 (0.603)	
国内機関投資家全般所有変数	1.0366 (1.157)	2.0505 * (1.127)	3.7050 (2.802)	0.0611 (1.425)	1.4466 * (0.858)	1.4444 * (0.858)	1.4487 * (0.852)	
国内金融機関全般所有変数	0.0038 (0.825)	-0.4535 (0.715)	1.8371 (2.367)	-1.2431 (1.269)	-0.1572 (0.711)	-0.1559 (0.718)	-0.1658 (0.718)	
国内銀行所有変数	-0.5483 (0.626)	-0.2570 (0.770)	-3.2066 (2.515)	1.3132 * (0.763)	-0.2750 (0.577)	-0.2757 (0.581)	-0.2830 (0.586)	
国内ノンバンク金融機関所有変数	-0.6408 (0.559)	-0.6116 (0.702)	-0.9069 (2.026)	-1.3069 (1.024)	0.0863 (0.507)	0.0848 (0.511)	0.0795 (0.515)	
国内企業集団・持株会社所有変数	-0.3172 (0.578)	0.5350 (0.920)	-4.2035 * (2.434)	-0.7285 (1.692)	0.0468 (0.425)	0.0475 (0.429)	0.0341 (0.432)	
その他国内非金融機関法人所有変数	0.5988 (0.569)	0.2798 (0.702)	-1.7809 (2.561)	1.4999 ** (0.757)	1.1155 ** (0.519)	1.1099 ** (0.524)	1.1229 ** (0.527)	
外国投資家所有変数	2.0093 *** (0.715)	1.5269 *** (0.460)	4.2646 ** (1.973)	3.3571 *** (1.215)	1.3343 *** (0.504)	1.3593 *** (0.511)	1.2416 ** (0.507)	
企業従業員全般所有変数	1.7432 *** (0.548)	1.4054 ** (0.636)	3.3662 ** (1.417)	-0.3912 (0.929)	1.2168 ** (0.542)	1.2244 ** (0.547)	1.1953 ** (0.549)	
企業経営者所有変数	0.1947 (0.574)	0.4802 (0.562)	1.5934 (2.854)	1.1000 (0.827)	0.3230 (0.504)	0.3058 (0.505)	0.3872 (0.524)	
企業被雇用者所有変数	-0.8849 * (0.531)	-0.9409 (0.775)	-1.9519 (2.934)	-3.0626 ** (1.448)	-0.3351 (0.778)	-0.3423 (0.779)	-0.3153 (0.805)	
交差項								
中央政府所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	-2.7650 * (1.612)	-4.0557 ** (1.904)	-6.2417 (5.051)	-5.6330 (4.079)	0.5504 (1.074)	0.4006 (1.059)	1.0118 (1.236)	
地方政府所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	-2.9707 (3.249)	-4.1747 (3.594)	-17.0904 *** (4.942)	-11.5395 (9.573)	-0.5429 (1.152)	-0.6808 (1.281)	-0.1079 (0.832)	
国内外投資家全般所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	0.6049 (0.978)	0.3968 (1.111)	-8.7231 * (5.204)	0.8200 (2.616)	0.0558 (0.555)	0.0481 (0.555)	0.0849 (0.583)	
国内外個人投資家所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	-0.4664 (0.828)	-0.2982 (1.035)	3.3571 (4.227)	-2.0575 (1.902)	-0.5418 (0.685)	-0.5638 (0.694)	-0.4557 (0.694)	
国内機関投資家全般所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	-0.0955 (1.259)	-1.4271 (1.238)	-3.0320 (3.947)	2.0206 (2.459)	-1.1683 (0.912)	-1.1634 (0.923)	-1.1696 (0.918)	
国内金融機関全般所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	1.1706 (1.201)	0.7925 (1.030)	6.9589 (5.198)	0.5554 (2.583)	1.3154 (0.989)	1.3224 (1.002)	1.2483 (0.991)	
国内銀行所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	1.2221 (1.042)	1.7746 * (1.035)	2.3249 (3.832)	-2.8711 (2.030)	1.3651 (1.119)	1.3439 (1.124)	1.4493 (1.148)	
国内ノンバンク金融機関所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	2.1847 *** (0.727)	2.0901 ** (0.863)	-3.2087 (5.295)	0.6619 (2.097)	1.4031 ** (0.628)	1.3861 ** (0.635)	1.4812 ** (0.632)	
国内企業集団・持株会社所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	2.4384 ** (1.134)	1.4702 (1.524)	5.3280 (5.617)	-0.2148 (2.528)	1.5138 ** (0.706)	1.5575 ** (0.715)	1.4047 * (0.748)	
その他国内非金融機関法人所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	-0.6808 (0.805)	-0.4075 (0.916)	-0.1813 (5.701)	-3.6282 (2.353)	-1.2402 ** (0.612)	-1.2528 ** (0.618)	-1.1771 * (0.626)	
外国投資家所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	3.0136 (1.999)	3.6611 * (2.165)	7.0869 * (4.133)	2.6758 (2.563)	0.9859 (0.837)	1.0046 (0.851)	1.0163 (0.857)	
企業従業員全般所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	-2.0908 * (1.229)	-2.1419 ** (1.061)	-15.0309 *** (4.284)	-1.9389 (2.295)	-0.6727 (0.772)	-0.7054 (0.787)	-0.5861 (0.765)	
企業経営者所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	1.3779 * (0.785)	0.6064 (0.689)	5.1797 (4.617)	-0.1875 (1.759)	1.3853 ** (0.588)	1.3872 ** (0.589)	1.3772 ** (0.616)	
企業被雇用者所有変数 × 民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	1.3438 * (0.762)	0.8828 (0.904)	1.9567 (3.639)	1.3617 (2.347)	0.7776 (0.843)	0.7722 (0.844)	0.8068 (0.873)	
民間部門対GDP比低位諸国標本集団比率	-0.6008 (0.793)	-0.4602 (0.667)	-0.6136 (3.075)	-1.6223 (1.922)	-1.5238 (1.094)	-1.3929 (1.025)	-2.3217 (1.932)	
K	2894	2894	2894	2894	2894	2894	2894	
R <sup>2</sup>	0.239	0.316	0.633	0.412	-	0.084	0.034	

(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。

(注2) Breusch-Pagan検定:  $\chi^2=827.67, p=0.000$

(注3) Hausman検定:  $\chi^2=193.14, p=0.000$

(注4) Breusch-Pagan検定:  $\chi^2=1183.51, p=0.000$

(注5) Hausman検定:  $\chi^2=326.07, p=0.000$

(注6) 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及びWLS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。他研究条件のメタ独立変数及び切片の推定結果は省略。メタ独立変数の定義及び記述統計量は、表5を参照。