

Discussion Paper Series A No.593

外国資本と体制転換
――市場経済化 20 年史のメタ分析――

岩崎一郎(一橋大学経済研究所)
徳永昌弘(関西大学商学部)

2013 年 7 月

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

IER Discussion Paper Series No. A593

July 2013

外国資本と体制転換*

－ 市場経済化 20 年史のメタ分析 －

Foreign Direct Investment and Economic
Transformation: A Meta-Study

岩崎一郎[†]・徳永昌弘[‡]

【要旨】

本稿は、中東欧・旧ソ連諸国における市場経済への体制転換プロセスを追跡した過去 20 数年間の研究蓄積の中から、諸外国からの直接投資(FDI)とこれらの国々の経済再建との関係に注目を払った文献を取り上げ、FDI の決定要因、マクロ経済成長への効果及び企業レベルのミクロ経済効果から成る 3 つの研究領域毎に、これら先行研究が披露する実証結果を、メタ分析の手法を以って統合・鳥瞰すると共に、研究間の相違性を決定付ける要因や公表バイアスの可能性を、メタ回帰分析によって検証した。これら 3 つの研究領域は、既存研究全体として、統計的に有意な非ゼロの効果を等しく報告しているが、公表バイアスの問題を越えても正真正銘の効果が見出されるのは、FDI 決定要因研究分野に限られることが確認された。残る 2 つの研究領域は、真の効果を突き止めるために、更なる実証成果の蓄積が求められる。

JEL classification numbers: D24, E22, F21, F23, P33

Keywords: economic transition, determinants of FDI, economic impacts of FDI, meta-study, 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)「比較移行経済論の確立：市場経済化 20 年史のメタ分析」(課題番号:23243032)の研究成果である。本研究に当たっては、Josef Brada 教授(アリゾナ州立大学)、久保庭眞彰特任教授(一橋大学)及び Tom D. Stanley 教授(Hendrix 大学)から貴重な示唆を頂いた。2013 年 5 月 27 日に開催された一橋大学経済研究所の定例研究会では、討論者の鈴木拓准教授(帝京大学)、阿部修人教授及び神林龍准教授(共に一橋大学)から有益なコメントを賜った。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資料室スタッフから多大な助力を得た。記して謝意を表したい。

[†] 一橋大学経済研究所教授 〒186-8603 国立市中 2-1 E-mail: iiwasaki@ier.hit-u.ac.jp

[‡] 関西大学商学部准教授 〒564-8680 吹田市山手町 3-3-35 E-mail: t030032@kansai-u.ac.jp

1. はじめに

1989年11月のベルリンの壁崩壊を契機に本格化した中東欧・旧ソ連諸国の資本主義市場経済の確立に向けた体制転換プロセスにおいて、諸外国からの資本流入と多国籍企業の進出が果たした役割は、この歴史的画期の始まりからもうすぐ四半世紀を迎えようとしている現在から振り返れば、非常に顕著なものがあつたと誰もが異口同音に認めるところであろう。それは、社会主義諸国の経済発展にとって、永らく重い足枷となっていた2つの問題、即ち、資本蓄積の不足と技術開発の低迷を一気に解消し、国民経済を活性化する可能性を大いに秘めていた。従って、中東欧・旧ソ連諸国が一斉に共産主義を放棄した当初から、これらの国々の政策当局者や市民のみならず、その改革を支援する立場にあつた国際機関や先進諸国政府も、その効果に抱く期待は相当高いものがあつたのである。

しかし、旧社会主義圏に対する外国投資家や企業の根深い懐疑心と体制移行端緒期の深刻な経済危機が災いして、同地域への外国投資は、欧州連合(EU)と国境を接し、構造改革と経済開放に非常に積極的であつたハンガリーを筆頭とするごく一部の国々を除けば、1990年代を通じて概して期待外れに終わった。また、この時期に投下された外国資本の大部分は、国有資産の買収に費やされ、従って国家財政に吸収されたか、ないしはポートフォリオ投資に用いられたため、実物経済へのインパクトは総じて軽微であつた。

だが、外国投資をめぐる情勢は、世紀の変わり目を経て大きく転換した。2000年代に中東欧・旧ソ連諸国への資本流入を促した要因は数多く挙げられるが、とりわけ、世界の人々をして、旧体制への逆行はもはやあり得ないと確信させる程の市場経済化の進展、経済危機後の目覚ましい景気回復を背景としたこれら移行経済諸国の新興市場としての再定義、並びに加速化する世界経済のグローバル化が、外国投資家や多国籍企業にもたらした心理的作用は特筆すべきものがある。この結果、1989～2011年の23年間に、中東欧・旧ソ連諸国に投じられた外国直接投資(FDI)は、期間累計1兆2,067億米ドルを記録したが(表1)、その約90%は、新世紀初頭の10年間に集中し、この時期の国境を越えた旺盛な資本移動を象徴する出来事となつたのである(図1)。

移行経済研究者は、中東欧・旧ソ連諸国の経済再建に果たすFDIの潜在力に早くから注目を払っており、筆者らが知る限り、遅くとも1990年代半ばには、本格的な実証分析の成果を学術雑誌に発表し始めている(Meyer, 1995a; Wang and Swain, 1995)。とはいえ、上述した外国投資動向に、データの入手可能性を含む様々な技術的制約が相俟って、移行経済分野におけるFDI研究は、1990年代を通じて質・量共に決して十分ではなかつた。しかしながら、この不足感は、2000年代の非常に盛んな調査・研究活動によって大いに払拭され、いまやFDIは、移行経済論の最重要研究課題の一つに昇格したといつても過言ではない。

研究蓄積が一定の水準に達したと思われる今問われるべきは、これら既存研究が、全体として如何なる実証結果を示しているのか、それは真の効果を捉えるのに十分なのか、また、研究成果の公表に作為的な偏り、いわゆる「公表バイアス」(publication selection bias)は存在し

ないのか、という点である。本稿の目的は、これらの課題に、既刊行文献のメタ分析を通じて一定の回答を提示することにある。但し、移行経済の FDI 研究といっても、その内容は多様を極める。一方、メタ分析には、統合や相互比較に値する実証結果を報告する研究が一定数必要である。そこで筆者らは、これまでの研究動向を踏まえて、様々な研究テーマの中でも特に実証分析の層が厚い 3 つの研究領域、即ち、(1) FDI の決定(立地選択)要因、(2) そのマクロ経済成長への効果及び(3) 企業レベルのミクロ経済効果に焦点を当てたメタ分析を行う。移行経済研究を対象とするメタ分析の試みは、依然として不十分であり、FDI 研究も然りである¹⁾。本稿は、この意味でも、移行経済論に先駆的な貢献をもたらすものである。

本稿の構成は、次の通りである。次節では、中東欧・旧ソ連諸国への直接投資動向を鳥瞰し、その全体的特徴を把握する。第 3 節では、文献調査及びメタ分析の方法論を概説する。第 4 節から第 6 節にかけては、FDI の決定要因、マクロ経済効果及びミクロ経済効果のメタ分析を順次行う。そして最終第 7 節で、分析結果の要約と筆者らの結論を述べる。

2. 移行期における中東欧・旧ソ連諸国への外国直接投資：統計的概観

本稿冒頭でも指摘した通り、1990 年代には取るに足らなかった中東欧・旧ソ連諸国向け FDI は、21 世紀に入ると急激に伸長し、欧州圏の新興市場として世界の投資家の注目を集めるところとなった。今般のグローバル金融危機の影響で、FDI 年間流入額(フロー)の伸びは鈍化したが、その累積残高(ストック)は、世界全体の 7~8% を占め、中南米諸国と肩を並べる水準にまで増大した(徳永, 2012)。中東欧・旧ソ連諸国 28 カ国を 3 つの国家グループ、即ち、(1) 中東欧 EU 加盟国(10 カ国)、(2) 中東欧 EU 非加盟国(6 カ国)、(3) バルト諸国を除く旧ソ連諸国(12 カ国)に大別して、これまでの FDI 受入状況を確認すると、以下の 3 点を指摘することができる。

第 1 に、図 2 (a) の通り、累積投資額で見ると、中東欧 EU 加盟国及び旧ソ連諸国で全体の 9 割を超えている一方、中東欧 EU 非加盟国は数パーセントを占めるに過ぎない。旧ユーゴスラビア構成諸国を中心とするこれら中東欧 EU 非加盟国では、1990 年代に起きた内戦の影響で、外資による事業投資は非常に低調であった。クロアチア等、他国と比べて遜色のないケースも見られるが、その FDI 受入額の一部は、在外同胞からの援助的性格の強い投資であった可能性が高いと考えられている(Garibaldi et al., 2001)。統計データの整備も遅れたため、中東欧 EU 非加盟国 6 カ国すべての FDI を計量分析の対象に含めた論文が登場す

¹ 管見の限りでは、移行経済研究に焦点を当てた系統的レビューないしメタ分析は、Djankov and Murrell (2002), Égert and Halpern (2006), Fidrmuc and Korhonen (2006), Iwasaki (2007), Estrin et al. (2009), Hanousek et al. (2011) 及び Velickovskia and Pugh (2011) の 7 点に限られる。この内、為替レート決定要因研究のメタ分析である Egert and Halpern (2006) や Velickovskia and Pugh (2011) 及び景気循環研究を取り上げた Fidrmuc and Korhonen (2006) を除く 4 文献は、各々の視点から、体制転換プロセスと FDI の関係を考察している。

るのは、4.1節で詳しく述べるが、2000年代半ばからである。

第2に、多くの先行研究が強調したように、当初の FDI 受入先は、相対的に順調な経済移行を経験したビシェグラード諸国(ポーランド、チェコ、スロバキア、ハンガリー)を中心とする中東欧 EU 加盟国であったが、2000年代半ばから旧ソ連諸国向け FDI が急増し、2007年以降は、流入額で中東欧 EU 加盟国を凌駕している。2011年末までの累積投資額でも、旧ソ連諸国は中東欧 EU 加盟国を上回っている。かかる変化をもたらした最大の要因は、ロシア向け FDI の急激な増加である。事実、同国だけで、中東欧・旧ソ連諸国が享受した総累積投資額のほぼ3割を占めているのである。中東欧・旧ソ連諸国向け FDI 動向を検討した研究は、総じてロシアへの FDI が低調な点を強調してきたが、総投資額で表された事業機会を外資に最も提供したのは同国であることを見逃してはならない²⁾。

そして第3に、中東欧地域の小国の場合、受け入れた FDI の絶対額は小さくとも、それが国民経済に与える影響力は一般的に大きい。例えば、国民当たり累積投資額においてエストニアは突出した存在であり、その水準は、28カ国中唯一1万ドルの大台に載っている(表1)。同指標で見ると、上位に名を連ねているのは専ら中東欧 EU 加盟国の国々であり、国家グループ別の平均では旧ソ連諸国の約2.6倍にも達している(図2(b))。他方、累積投資額対 GDP 比で見ると、中東欧 EU 非加盟国が最大であり、やはり旧ソ連諸国の約2倍を記録している(図2(c))。以上で見たように、中東欧・旧ソ連諸国向けの FDI の相貌は、用いる指標によって大きく変わること、我々は十分に留意する必要がある³⁾。

次に、中東欧・旧ソ連諸国全体における FDI 残高の産業部門構成を確認すると、図3の通り、最大の受入先は製造業で、全体の3割を占めている。この他に、1割超のシェアを占めている産業部門は、大きい順に金融仲介、不動産・賃貸関連、卸売業・小売業・自動車修理他で、これら4部門合計の総投資受入額は、全体の約8割に達する。中東欧地域における外国銀行の存在感は非常に大きく、相対的に収益性の高い金融部門が、FDI の主要な受入先になったことはよく知られている。但し、図4で各国の FDI 受入構成を見ると、それぞれの産業構造を反映して、全体の動向と異なる国も散見される。特に、製造業への投資比率が低い国では、エストニアやラトビア等、金融関連の投資が高まる傾向にある。一方、ロシアの場

²⁾ 但し、周知のように、ロシア向け FDI の少なからぬ部分は、オフショア等を介して国内資本が海外から環流したケースに該当する。ウィーン国際経済研究所によると、代表的なオフショアであるキプロスからの投資シェアは、中東欧 EU 加盟国の3.2%に対して、ロシアでは36.6%に達する(WIIW, 2012)。とはいえ、先進国の多国籍企業もオフショアを広く利用しているため、ロシアへの「真の」投資家が誰であるかを特定することは容易ではない。

³⁾ 但し、FDI 受入実績の各国評価は、その情報源によって大きく異なり得る。例えば、世界銀行の世界開発指標(<http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators>)は、国連貿易開発会議(UNCTAD)と比べて、中東欧 EU 加盟諸国向け FDI を高めに報告する傾向がある。そのため、世銀の FDI データを用いると、2011年末時点の累積投資額、国民当たり累積投資額、累積投資額対 GDP 比の全指標について、中東欧 EU 加盟諸国は、移行諸国の最上位集団となる。

合は、多国籍資源メジャーによる大型資源開発プロジェクトへの果敢な参加を反映して、鉱業への投資比率が高い一方で、金融仲介業への外資参入障壁の高さが影響してか⁴⁾、同部門への FDI は相対的に小さい。

中東欧・旧ソ連諸国への主要な投資国は、西欧の EU 原加盟 15 カ国である。実際、これらの国々は、オランダ、ドイツ、オーストリア、ルクセンブルグ及びフランスの 5 カ国を中心に、中東欧 EU 加盟国で FDI 残高(2010 年末)の 8 割前後(ラトビア及びリトアニアでは 5 割前後)を占める。その一方、ロシアやウクライナ等の旧ソ連諸国を含む EU 未加盟国の場合は、ロシアの 29.7%からアルバニアの 64.8%までと国毎の差が顕著である⁵⁾。ロシア向け FDI における EU 原加盟国のシェアは、2000 年代を通じて漸次低下傾向にあるが、その背景には、同時期における日本、中国及び韓国を中心としたアジア諸国からの投資の急激な増大がある(徳永, 2012)。また、一部の国では、EU 原加盟国と EU 現 27 カ加盟国間の投資シェアの差が大きく、ラトビア、リトアニア、マケドニア、モンテネグロ、ロシア、ウクライナでは、20%ポイント以上も離れている。この点は、中東欧・旧ソ連地域内で資本が循環し、EU 新規加盟国の側からの FDI が活発であることを示唆している。

以上の通り、中東欧・旧ソ連諸国に投じられた FDI は、国家グループの違いを問わず、2000 年代に著しい伸びを示した。地域全体として見ると、その殆どは、製造業及び金融・サービス業に投じられたが、国家間の産業部門別構成差は決して小さくない。また、受入投資額の規模も、その絶対額で比較するのか、人口や国民経済の規模で調整した相対規模で見るとのかという視点の違いによって、国家グループの優劣関係が大きく異なる。この様に、中東欧・旧ソ連諸国向け FDI の誘引効果や影響度は、その統計的概観からは容易に推測しがたいのである。かかる事実関係を踏まえつつ、移行経済研究者は、独自の観点から様々な実証研究を展開してきた。これら実証成果の吟味に先立ち、次節では、その基本的な方法論を論じる。

3. 文献調査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・選択方法、各文献に報告された推定結果の抽出方針、並びにこれら推定結果のメタ分析方法を順次概説する。

本研究の主要テーマ、即ち、中東欧・旧ソ連諸国向け FDI の決定(立地選択)要因及び投資享受地域/国での経済効果に関する実証研究を探索するために、筆者らは、まず初めに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

⁴ 例えば、2006 年 10 月に、みずほコーポレート銀行(当時)は、みちのく銀行のロシア現地法人を 70 億円で買収したが、内 15 億円は、ロシア金融当局から銀行業務の認可を得ることの困難さを考慮したプレミアムであったという(2006 年 10 月 13 日付『日経金融新聞』)。ロシアにおける金融仲介業への外資参入障壁の算定と評価については、Kimura et al. (2004)を参照。

⁵ WIIW (2012)に基づき筆者算定。

年から 2012 年の 24 年間に発表された文献を探索した。これら電子データベースの探索に際しては、*foreign direct investment, FDI* 又は *multinational enterprise* の何れか一つと、*transition economies, Central Europe, Eastern Europe, former Soviet Union* 又は中東欧・旧ソ連諸国の国名何れか一つの組み合わせを、その検索語に用いた。この段階で見出された文献約 500 点の内、その約 70%に当たる 350 超の文献を実際に入手した。更にこれら 350 超の文献が引用している非重複文献の内、やはり 1989～2012 年の間に発表された類似研究業績も可能な限り入手した⁶⁾。この結果、筆者らの手元には約 400 点の文献が集まった。

次に筆者らは、上記約 400 文献の研究内容を吟味しつつ、メタ分析の対象となり得る推定結果を含有している文献の絞り込みを行った。その結果は、研究テーマ毎に次節以降で詳しく報告するが、この過程で、学術図書、学術図書所収論文及び雑誌論文以外のいわゆる未刊行文献は全て排除した。Doucouliagos et al. (2012)は、未刊行文献は、最終的とはいえ推定結果を披露しているかもしれないが、また査読審査を経ていないこれらの文献は、その研究水準が十分ではない恐れが高いと述べているが、この懸念は、今次筆者らが入手した未刊行文献にも強く当てはまると判断された上、すぐ後に述べる通り、本稿のメタ分析においては、外形的な指標に基づいて客観的に評価した研究水準を、統計的有意水準の結合やメタ回帰分析に利用することが、その最大の理由である。また、本研究の場合、全入手文献に占める未刊行文献の比率がさほど高くないこと及び未刊行文献の発表年が近年に著しく偏っており、従って、その排除によって最新の研究成果を大きく看過する危険性を殊更問題視する必要はないと判断されたことも、かかる措置を行う動機となった。

1 文献から 1 推定結果のみを選ぶ抽出規則が招来するメタ分析者による恣意的選択の問題と 1 文献から全推定結果を拾い上げる抽出規則が犯しがちな特定研究を過剰にプレゼンスする問題の双方を軽減する措置として、本研究では、折衷的な抽出規則を採用した。即ち、筆者らは、推定結果の抽出は、文献 1 点について必ずしも一つに制限しないものの、分析対象地域/国、データ形式、回帰モデルの推定式、推定期間及び推定量の少なくとも一項目について、分析方法論上注目すべき差異が認められるならば、その限りにおいて複数の推定結果を抽出した。以下、抽出した推定結果の総数を K で表す($k=1, \dots, K$)。

続いて、次節以降で行うメタ分析の方法論を概説する。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

⁶⁾ この段階で入手を断念した文献は、(1)日本の高等教育・研究機関では未所蔵の学術図書又は電子ジャーナルを含む未購読の学術雑誌、(2)筆者らの所属機関を通じた海外からの複写取り寄せが不可能であった文献、(3)英文、邦文、露文及び洪文以外の文献のいずれかのカテゴリーに属するものである。

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

によって算出される。偏相関係数 r_k の標準誤差は、 $\sqrt{(1-r_k^2)/df_k}$ となる⁷⁾。

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

$$\bar{R} = \frac{\sum_{k=1}^K w_k r_k}{\sum_{k=1}^K w_k} \quad (2)$$

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。

$$Q_r = \sum_{k=1}^K w_k (r_k - \bar{R}_f)^2 \sim \chi^2(K-1) \quad (3)$$

統計量 Q_r が棄却限界を超えれば、帰無仮説は棄却される。その場合は、推定結果間には無視できない異質性が存在することを許容した上で、その偏りは、平均 0 分散 τ^2 の確率変数に従うと仮定するメタ変数効果モデルを採用する。いま、推定結果間の偏りを δ_θ^2 とすれば、第 k 偏相関係数の無条件分散は、 $v_k^u = (v_k + \delta_\theta^2)$ で表される。そこで、変数効果モデルは、重み w_k の代わりに、重み $w_k^u = 1/v_k^u$ を (2) 式に代入して母数 θ を推定する⁸⁾。分散成分にはモーメント法の推定値を用いる。それは、均質性の検定統計量 Q_r を用いた次式

$$\hat{\delta}_\theta^2 = \frac{Q_r - (K-1)}{\sum_{k=1}^K w_k^u - (\sum_{k=1}^K w_k^u)^2 / \sum_{k=1}^K w_k^u} \quad (4)$$

で求められる (Iwasaki et al., 2010)。以下、変数効果モデルの推定値は、 \bar{R}_r で表す。

⁷⁾ 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 (1) 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、次節以降の分析結果が大きく変わらないことは確認している。

⁸⁾ 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。

t 値は、Djankov and Murrell (2002)に倣い、次の式を用いて結合する⁹⁾。

$$\bar{T}_w = \sum_{k=1}^K w_k t_k / \sqrt{\sum_{k=1}^K w_k^2} \sim N(0,1) \quad (5)$$

本稿では、(5)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¹⁰⁾。また、研究水準で加重された結合 t 値 \bar{T}_w と共に、以下(6)式で得られる重みのない結合 t 値 \bar{T}_u も合わせて報告し、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。

$$\bar{T}_u = \sum_{k=1}^K t_k / \sqrt{K} \sim N(0,1) \quad (6)$$

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¹¹⁾。

$$fsN(p = 0.05) = \left(\frac{\sum_{k=1}^K t_k}{1.645} \right)^2 - K \quad (7)$$

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。

$$y_k = \beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_n x_{kn} + e_k, \quad k = 1, \dots, K \quad (8)$$

ここで、 y_k は第 k 推定結果の偏相関係数又は t 値、 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、 β_n は推定すべきメタ回帰係数、 e_k は残差項である。

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、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-

⁹⁾ 同様の t 値結合法を採用したメタ研究に、Iwasaki (2007)及びWooster and Diebel (2010)がある。

¹⁰⁾ 研究水準評価方法の詳細は、本稿付録Aを参照。

¹¹⁾ 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、(7)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。

robust WLS), 多段混合効果制限付最尤法推定量(Multi-level mixed effects RML)及びアンバランスド・パネル推定量¹²⁾から成る計 6 種類の推定量を用いて (8) 式を推定し, メタ回帰係数 β_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」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)を縦軸に置いた散布図である。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 ± 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¹³⁾。

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

$$t_k = \beta_0 + \beta_1(1/SE_k) + v_k \quad (9)$$

¹²⁾ 変量効果推定量及び固定効果推定量を指す。その選択は, 変量効果推定が有効一致推定であるという帰無仮説の Hausman 検定に基づいて行う。同検定結果と共に, 文献個別効果の分散がゼロか否かを検証する Breusch-Pagan 検定の結果も合わせて報告し, パネル推定それ自身の有効性も点検する。両検定の棄却域は, 有意水準 10% とする。

¹³⁾ 詳しくは, Stanley (2005) 及び Stanley and Doucouliagos (2009) を参照のこと。

を推定し、同式の切片 β_0 がゼロであるという帰無仮説の検定によって行う¹⁴。 v_k は残差項である。切片 β_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「漏斗非対称性検定」(funnel-asymmetry test: FAT)と呼ばれる。一方、公表バイアス II 型は、(9)式の左辺を t 値の絶対値に置き換えた下記(10)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。

$$|t_k| = \beta_0 + \beta_1(1/SE_k) + v_k \quad (10)$$

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(9)式の係数 β_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 β_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(11)式を推定し、係数 β_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 β_1 がその推定値と見なし得るのである。

$$t_k = \beta_0 SE_k + \beta_1(1/SE_k) + v_k \quad (11)$$

Stanley and Doucouliagos (2012)は、この(11)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¹⁵。なお、上記(9)式から(11)式の推定に際しては、最小二乗法の他、研究間の異質性に対処した Cluster-robust OLS 推定量及びアンバランスド・パネル推定量¹⁶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。

¹⁴ (9)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

$$\text{effect size}_k = \beta_0 SE_k + \beta_1 + \varepsilon_k \quad (9b)$$

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。(9b)式の誤差項 ε_k は、多くの場合、i.i.d. (independent and identically distributed)の仮定を満たさないが、(9)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できる。なお、(9b)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)。

¹⁵ (11)式の係数 β_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、(11)式の両辺に標準誤差を乗じた式が、

$$\text{effect size}_k = \beta_0 SE_k^2 + \beta_1 + \varepsilon_k \quad (11b)$$

となることから分かる。この(11b)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)。

¹⁶ (9)式及び(10)式の推定に当たっては、Hausman 検定の結果に従って、変量効果推定量又は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(11)式は、変量効果モデルを最尤法

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(9)式を推定してFATで公表バイアスⅠ型の有無を、(10)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、(11)式の β_1 を推定し(第3段階)、 β_1 が有意にゼロでなければ、その推定値を、公表バイアスを修正した効果サイズの推定値として報告する(第4段階)、という4つの段階を踏む(図5)。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には、総体としてゼロではない効果サイズに関する十分な実証的証拠が提出されていないと判断することになる¹⁷⁾。

4. 外国直接投資の決定要因：経済移行の投資誘引効果に焦点を当てて

本節では、体制移行期における中東欧・旧ソ連諸国向けFDIの決定要因を実証的に検証した先行研究のメタ分析を行う。FDIの決定要因としてこれまでに提起された論点は実に多岐に渡るが、中東欧・旧ソ連諸国の場合、計画経済システムから市場経済システムへの移行に関わる諸政策、中でも、経済自由化、企業改革、競争政策及び私有化のFDIに及ぼす影響が、主たる関心事の一つであった。その背景には、経済移行の進展が外国企業による事業投資の呼び水となり、資本形成や事業機会の拡大に寄与するだけでなく、第5節以降で検討する通り、マクロ及びミクロ両面において、著しい経済効果の享受に繋がることが期待されていたためである。しかし、第2節で見たように、1990年代における中東欧・旧ソ連諸国向けFDIは、総じて低調であり、体制転換開始から数年後の時点でも、中東欧・旧ソ連諸国全体で同時期のタイとマレーシアの2カ国が受け取ったFDIに相当する水準に過ぎなかった(IBRD, 1996, Chapter 9)。それでも、1990年代半ばには、経済移行に関わる諸指標とFDIの受入実績の関係を検証する研究が始まり、そのいずれもが、両者の間に正の相関関係を見出している(Lankes and Venables, 1996; Lansbury et al., 1996; Selowsky and Martin, 1997; EBRD, 1998, Chapter 4)。その後、世紀が改まり、FDIが急増すると共に、詳細な実証分析を可能とする統計データの整備が進むにつれて、多くの研究者がFDI決定要因の分析に臨み、後述の通り、その結果の大半は、経済移行の進捗度とFDIの受入実績の間に正の相関関係を見出している。実際、図6が示すように、経済移行指標として最も用いられている欧州復興開発銀行(EBRD)の移行指標(transition indicators)の値が高いほど、中東欧・旧ソ連各国の国民当

で推定した結果を報告する。

¹⁷⁾ この通り、本稿は、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、(10)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。移行諸国を対象としたFDI研究では、公表バイアスⅡ型の恐れが低くないと考えるためである。

たり累積投資額は明らかに大きい傾向が見て取れる。

他方、経済移行を数量化して計量分析に用いる研究手法に対しては、当初から根強い批判が見られ、現在でも懐疑的な見解を表明する研究者は少なくない¹⁸⁾。そもそも、EBRD 自身や、その主席エコノミスト兼総裁特別顧問を務めた Stern (1997)が認めるように、移行指標の高低は、ある時点での経済移行の進捗度を表すものの、経済改革の努力や浸透度を完全に反映しているわけではない。また、その評価は、移行開始時の初期条件や国際金融機関が要求する施策・制度の有無にも大きく影響される。例えば、豊かな資源賦存を含めた良好な初期条件の存在が、経済改革の意欲を削ぐ場合には、移行指標は「悲観的」(過小評価)になりがちである一方、西欧流に洗練された施策・制度が存在さえすれば、その運用面の効果は不透明でも、移行指標は「楽観的」(過大評価)になる(Zinnes et al., 2001)。そして、FDI との関係で見逃せない点は、図 6 の近似式の定数項が、1%水準で有意に正である通り、仮に移行指標がゼロであったとしても¹⁹⁾、一定の FDI の流入額は見込めることである。事実、同図左端に現れるトルクメニスタン(TM)や、同国よりやや右寄りの位置を取るベラルーシ(BY)は、共に政治的には独裁国家、経済的には体制移行期に再集権化戦略を採用したいわゆる「命令国家」²⁰⁾に分類されるが、諸外国からの投資受入実績は決して低くない²¹⁾。

中東欧・旧ソ連諸国に限らず、FDI の決定要因は多岐に渡る。特に、GDP や人口数で表される市場規模が、FDI に有意に影響することは、多くの先行研究の蓄積を通じて実証されたと言ってよい(Chakrabarti, 2001; Eicher et al., 2012)。現に、図 7 が示す通り、中東欧・旧ソ連諸国の場合も、市場規模と FDI 受入実績の間に正の相関関係が認められるのである。更に、中東欧・旧ソ連諸国向け FDI の決定要因を論じた諸研究の成果をレビューした Lankes and Venables (1996), Estrin et al. (1997, Chapter 2)及び Holland et al. (2000)によれば、市場規模が重要な決定要因であることは、比較的早い段階で研究者のコンセンサスが得られている²²⁾。それ故、他の潜在的決定要因を制御しながら、経済移行が FDI に及ぼす影響を検証した実証分析の結果を統合し、その効果の程度と変化の方向性を明らかにすることは、中東欧・旧ソ連移行諸国に特有の事情が、FDI に与えたインパクトを定量的に把握するという点で、大変有意義なのである。以下ではこの論点に注意を払い、既存研究のメタ分析を行う。

¹⁸⁾ その一例として、盛田(2000)や Myant and Drahokoupil (2012)を参照。

¹⁹⁾ 実際の移行指標は、1.0(改革の実績無し)から 4.3(先進国並みの水準)までの間の数値を取る。

²⁰⁾ 詳しくは、岩崎・鈴木(2010, 第 4 章)を参照されたい。

²¹⁾ 両国とも、2000 年代後半に FDI 流入量が急増している。なお、両国の FDI データについては、UNCTAD 以外の情報源(ベラルーシは中銀発表の国際収支表、同表を公開していないトルクメニスタンは世界銀行や国際金融基金(IMF)のデータベース)でも確認したが、大きな開きは見られなかった。

²²⁾ しかし、Lefilleur (2008)の文献レビューによれば、中東欧・旧ソ連諸国の国内市場規模は FDI 受入実績に有意に影響しないと報告する研究が、2000 年以降に 9 点発表されている。他方、両者の間に有意な正の相関関係を報告する論文数は 16 点で、2000 年以前に発表された全論文 33 点は、いずれも有意な正の相関関係を報告していた。

4.1 メタ分析対象文献の概要

前節に述べた文献探索・選択方法に基づいて、FDI 決定要因に関するメタ分析の対象として、筆者らは合計 28 点の文献を選出した。各文献の概要は、表 2 の通りである。投資統計に基づいて、中東欧・旧ソ連諸国における FDI の概況を論じた研究は、1990 年代前半から見られるが(Alter and Wehrle, 1993; Hany, 1995; Meyer, 1995b)、計量分析の手法を駆使した実証研究は、1990 年代は数点に限られる²³⁾。しかし、同表の通り、2000 年代に入ると計量的な実証研究が続々と発表され、本稿冒頭でも述べた通り、移行経済研究分野における重点課題の一つに昇格した。その背景には、これまでも繰り返し指摘した通り、2000 年代から中東欧・旧ソ連諸国向け FDI が急増したことに加えて、移行先進国と呼ばれた国々の EU 加盟の見通しが、多国籍企業の投資戦略の見直しを呼び起こし、汎欧州レベルで大規模な事業再編がもたらされると予想されたためである。事実、中東欧諸国の EU 加盟を見越して、日系企業の直接投資は 2000 年代前半に急増し、製造業の新規工場設立数では、中東欧地域が西欧地域を凌駕した(安藤, 2006)。そのため、表 2 から明らかな様に、研究者の主たる問題関心も、2004 年及び 2007 年に EU 加盟を果たした中東欧 10 カ国に集中した。第 2 節で確認した通り、累積投資額で見た FDI 実績が、EU 新規加盟国の約 7 分の 1 に過ぎない中東欧非 EU 加盟国や、投資受入額は多くても EU 加盟が事実上見込めないバルト諸国以外の旧ソ連諸国は、2013 年 7 月に EU 加盟を果たしたクロアチアを例外として、就中 2000 年代半ば以降に発表された文献の多くで、実証分析の対象から外されている。この結果、投資受入国の内訳を報告していない Döhrn (2000) 及び Jensen (2002) を除くと、研究対象国延べ 334 カ国の内、中東欧 EU 加盟国、中東欧非 EU 加盟国及びバルト諸国を除く旧ソ連諸国が占める割合は、それぞれ 63.5%、13.5% 及び 23.0% となっている。

今回取り上げた合計 28 文献の推定期間は、全体として 1989 年から 2006 年までの 18 年間にカバーし、筆者らが抽出した実証結果の平均推定年数は、9.3 年(中央値 9 年、標準偏差 3.0 年)である。モデル形式については、28 文献中 16 点が特定期間の FDI 総受入額を従属変数とする総投資モデルを、10 文献が特定の国から投じられた FDI を従属変数とする二国間モデルを、残る 2 文献がこれら 2 つのモデルを同時に用いている。表 2 の通り、総投資モデルを採用した場合、投資国を限定せず、全世界からの直接投資を従属変数とするケースが圧倒的に多い。実際、一部の国々に投資国を限定した総投資モデルを推定した研究は、Carstensen and Toubal (2004) 及び Demekas et al. (2007) の 2 点に限られる。他方、二国間モデルの多くが理論的に依拠する重力モデルは、投資国からの距離を説明変数に含めなくてはならないため、投資国を具体的に特定する必要がある²⁴⁾。近年は、二国間モデルを採用する

²³⁾ 表 2 に掲げた文献の他に、Meyer (1995a)、Wang and Swain (1995)、Mutinelli and Piscitello (1997)、Brenton et al. (1999) 等が挙げられる。これらの文献は、専ら技術的な理由により、本節でのメタ分析の対象外とした。

²⁴⁾ 二国間モデルであっても、距離変数を推定に入れなければ、本来の意味での重力モデルではな

傾向が強まっているが、これは、FDI 決定要因研究自体が、その基本的接近法として、重力モデルを重視していることのためであろう。第2節で述べた通り、中東欧・旧ソ連諸国向け FDI の大半が、EU 域内先進国から投じられている実態を反映して、投資国の研究対象国延べ 172 カ国の内、EU 加盟先進国が 71.5% を占める。その一方、主に米国、日本及びスイスから成る非 EU 加盟先進国、チェコ、ハンガリー及びポーランドを中心とする旧社会主義国及び香港、シンガポール、韓国等の新興国を含むその他の国々が占める割合は、各々 14.5%、8.2% 及び 5.8% に止まっている。

データ形式については、データの入手制約や FDI 流入額の乱高下を考慮して、2000 年代前半は横断面データを用いる研究も多く発表されたが、近年は、殆どの文献がパネルデータを利用している²⁵⁾。次に、実証分析に用いられる諸変数に目を向けると、回帰モデルの左辺に置く FDI 変数(従属変数)として合計 7 種類の指標が採用されている。表 2 によれば、年間 FDI 純流入額を指標とした研究が最も多く、28 文献中 12 点を数える。これ以外の指標を用いた文献の数は、「その他」に分類される Lansbury et al. (1996)を除いて、それぞれ 3~5 点と均等に分かれている。FDI 変数として利用される指標の違いは、第 1 に、FDI 流入額のネットとグロスの区別に見出される。本稿を含め、研究目的で通常利用される国連貿易開発会議(UNCTAD)、経済協力開発機構(OECD)、国際金融基金(IMF)、世界銀行の投資統計は、各国の国際収支表に基づいて、直接投資の流出入を相殺した FDI 純流入額のデータを提供している。しかし、中東欧・旧ソ連諸国で現に起きたように、ある国の FDI 流出額が流入額を年ベースで上回ると、その年間 FDI 純流入額はマイナスの値を取るため、推定に支障を来す。就中、累積投資額では最大の受入国でありながら、しばしば FDI 流出額が流入額を上回り、「資本逃避」と呼ばれる現象が今なお続いているロシアの取り扱いには苦慮することになる。この問題を回避するためには、Garibaldi et al. (2001)の様に、FDI 流入額のみを FDI 総流入額として計上するか、Botrić and Škuflić (2006)の様に直接投資残高統計から FDI 残高を引用せざるを得ない。第 2 に、第 2 節で指摘した通り、移行各国の FDI 受入実績は、累積投資額、国民当たり累積投資額、累積投資額対 GDP 比によって大きく異なる。それゆえ、論文の中で必ずしも明記されているわけではないが、研究者の問題関心に即した指標が、FDI 変数としてア priori に選択されることは十分に予見される²⁶⁾。

一方、回帰モデルの右辺に置かれる経済移行変数(独立変数)は、その内容に応じて 5 つのタイプに分類される。今回筆者らが選出した文献のほとんどが、上述した EBRD の分野別移行指標を採用しており、これに各タイプは原則として対応している。但し、私有化関連指

いことには注意を要する。

²⁵⁾ 2000 年代後半の研究で、唯一横断面データを用いている Bandelj (2008b)は、その研究対象国や推定期間から分かるように、Bandelj (2002)の改良版である。

²⁶⁾ 例えば、人口規模を勘案しながらアジア地域を含む体制移行国における FDI の「西高東低」的な地理的分布の原因を探るためには、国民当たり FDI 受入額を指標として用いる必要がある(岩崎・鈴木, 2010, 第 5 章)。

標には、私有化の移行指標以外に、民間部門対 GDP 比や私有化収入等の変数が含まれている。表 2 の通り、経済移行変数として最も用いられているタイプは、私有化関連指標であり、28 文献中 13 点を占める。この点は、中東欧・旧ソ連諸国における企業私有化の手段の一つとして、入札による直接売却方式が提起され、1990 年代のハンガリーに象徴されるように、それが FDI を牽引した過去の経緯の表れと理解できる。続いて、6 文献が経済自由化指標を用い、残る企業改革指標と競争政策指標を採用している文献は、それぞれ 3 点を数える。「その他」に分類される経済移行変数の内容は多岐に渡り、かつ 11 文献がこのグループに属していることは、経済移行の捉え方が研究者によって多様であり、従って、特定の事象に分析対象を絞り込めない状況が強く反映されている。また、表 2 右端欄の文献別平均精度の分布が示唆する通り、経済移行変数の推定値の信頼性は研究によって大きく異なり、上記のカテゴリ毎に特徴的な傾向を見出すこともできない。

4.2 推定結果のメタ統合

図 8 は、表 2 に掲げた全 28 文献から抽出した 86 モデルに含まれる経済移行変数の 106 推定結果の偏相関係数及び t 値の度数分布を示している。同図 (a) の通り、偏相関係数は 0.15 を最頻値として正規分布に従い(適合度検定： $\chi^2=4.55, p=0.1027$)、Cohen (1988) の基準に従えば、その 23.6% (25 推定値) は、移行諸国における FDI と経済移行の間になんら実際的な関係 ($|r| < 0.1$) を見出しておらず、54.7% (58 推定値) が「軽微な」効果 ($0.1 \leq |r| \leq 0.3$) を、残る 21.7% (23 推定値) が「顕著な」効果 ($0.3 < |r|$) を報告している。一方、同図 (b) の通り、 t 値も 2.25 及び 3.25 を最頻値として正規分布に従い(適合度検定： $\chi^2=2.48, p=0.2887$)、絶対値が 2.0 以上の推定結果は、全体の 64.2% (68 推定値) を占めている。即ち、表 2 に掲げた 28 点の文献は、全体として、統計的に有意かつ実際的にも意味のある経済移行の FDI 誘引効果を強調しているといえよう。

しかし、上記の推定結果を推定期間平均年順に配列した図 9 (a) は、時間の経過と共に偏相関係数が低下するという興味深い結果を示している。別言すると、体制転換プロセスの進展に伴い、経済移行の FDI 誘引効果が減退している可能性があるのである。市場経済への移行が進めば、これと結びついた経済改革の必要性や実効力が低下するという議論は理に適っている。特に、中東欧・旧ソ連諸国の企業改革や私有化は、外資誘致も目的の一つであり、そのプロセスが終息に向かえば、これら 2 要因の FDI 誘致に及ぼす影響力が低下すると予想してもおかしくはない。この点は、中東欧・旧ソ連諸国を対象とした FDI 研究の課題として、すでに取り上げられており、その一例として、Demekas et al. (2007) や Merlevede and Schoors (2009) は、非私有化関連直接投資 (non-privatization FDI) の決定要因分析を試みている。また、Iwasaki and Suganuma (2009) が強調するところでは、EU 加盟プロセスと FDI の関係は必ずしも線形的ではなく、とりわけ加盟前夜に種々の外資優遇策が撤廃されたために、中東欧 EU 加盟国向け FDI は一時期腰折れした恐れもある。この点も、何らかの形で体制転換プロセスと結びついた FDI 決定要因の効果は、時間の経過と共に減衰する可能性を示唆して

いる²⁷。但し、図9に見られる推定値の時系列トレンドは、推定期間以外の要因によって作り出された可能性は否定できない。この点は、4.3節のメタ回帰分析で改めて検証する。

推定結果のメタ統合の結果は、表3の通りである。同表には、4.1節での議論に照応して、全研究の統合結果に加えて、データ形式、モデル形式、FDI変数タイプ、経済移行変数タイプの違いに着目した統合結果も報告している。偏相関係数の統合結果は、同表(a)に示されている。均質性の検定は、FDI変数がその他のタイプである研究を除いて、帰無仮説を棄却しているため、ここでは変量効果モデルの推定値 \overline{R}_r を参照値として採用する。なお、FDI変数がその他のタイプである研究のケースでは、固定効果モデルの推定値 \overline{R}_f を参照すべきだが、同表の通り、 \overline{R}_r と大差はない。それによれば、全研究を対象とした偏相関係数の統合値は0.185で、かつ1%水準で有意である。また、有意に正の経済移行のFDI誘引効果の存在は、あらゆる条件付けの下で確認できる。但し、統合値の大きさは、各々の比較対象間で異なり、パネルデータを用いた研究の方が横断面データを用いた研究よりも、大きな正のFDI誘引効果を報告している。同様に、二国間モデルと比べて総投資モデルの方がより大きな効果を示す傾向も看取できる。FDI変数タイプによる比較では、国民当たり年間総流入額を指標に用いた研究の統合値が最も大きい一方、経済移行変数タイプによる比較では、企業改革指標を採用した研究が最大の統合効果サイズを示している。

他方、 t 値の結合結果を示す表3(b)に目を転じると、無条件に結合された t 値 \overline{T}_u と比較して、研究水準で加重された結合 t 値 \overline{T}_w は、あらゆる条件付けの下で大幅に低い値を示している。とりわけ、FDI変数タイプと経済移行変数タイプについては、研究水準を加味すると統計的有意性を失うケースが目立つことから、研究水準と報告される t 値の間に強い負の相関関係が想定される。これらのケースでは、同表の右端欄に示されたフェイルセーフ数($f\&N$)も小さく、統合 t 値の推定結果の信頼性がさほど高くないことが分かる。総じて言えば、総投資モデルか二国間モデルかの選択に係わりなく、パネルデータを用いて、年間FDI純流入額を従属変数に採用し、私有化関連指標を経済移行の代理変数として推定した研究の信頼性が比較的高いといえる。

4.3 メタ回帰分析

4.2節で見たように、経済移行のFDI誘引効果に関する推定結果は、推定期間、データ形式、FDI変数タイプ、経済移行変数タイプの違いにより、大きな影響を受けている。この点をより厳密に検証するために、第3節で解説したメタ回帰分析の手法を用いて、偏相関係数並びに t 値を従属変数とするメタ回帰モデルを推定する。推定式の右辺に置かれるメタ独立変数は、表4の通り、研究対象国(投資国及び受入国)、推定期間、データ形式、推定量、モ

²⁷ 本節でのメタ分析の対象外であるが、FDI推定式の右辺にEU加盟関連の説明変数を置く43モデル(11文献)を抽出し、その偏相関係数と t 値を当該文献の出版年に回帰させたところ、どちらの推定値も有意に負であった(前者は10%水準、後者は5%水準)。即ち、出版年の新しい文献ほど、EU加盟関連の指標がFDIに及ぼす影響力を低く報告する傾向が見られる。

デル形式, FDI 変数タイプ及び経済移行変数タイプに表現された各研究の属性を反映している。表3のメタ統合の諸結果が示すように、かような研究間の属性の相違が実証結果を大きく左右しているため、それがどの点から生じているかを見極めようというのが、ここで行うメタ回帰分析の目的である。また、推定結果に影響すると考えられる抽出モデルの自由度や研究水準の差についても、その効果を合わせて検証する²⁸⁾。

分析結果は、表5の通りである。アンバランスド・パネル回帰モデルの[6]及び[12]は、Hausman 検定が帰無仮説を棄却しないため、変量効果推定の結果を報告した。但し、変量効果推定の結果に基づく Breusch-Pagan 検定は、文献個別効果の分散がゼロであるという帰無仮説を受容しており、ご覧の通り、変量効果パネル推定法による推定結果(モデル[6]及び[12])は、最小二乗法のそれ(モデル[1]及び[7])と大きな違いがない。他方、加重最小二乗法の推定結果は、分析的重みの違いに感受的であるが、いずれの場合も有意に推定された変数はほぼ共通している。モデル全体の説明力を示す決定係数(R^2)は、0.509(モデル[1]及び[6])から0.710(モデル[10])の範囲にあり、申し分のない水準といえる。

表5から明らかな通り、メタ分析対象文献が報告する実証結果に有意に影響を及ぼす研究属性は一部に限られている。換言すれば、経済移行の FDI 誘引効果に関する推定結果は、専ら以下に述べる要因に強く影響されているといえる。

第1に、投資受入国の構成は、推定結果を大きく左右する。具体的には、EU加盟国か否かを問わず、中東欧諸国の比率が高ければ高いほど、経済移行変数のインパクトと統計的有意性は共に低下する。図6の通り、中東欧 EU加盟国、中東欧非 EU加盟国、バルト諸国を除く旧ソ連諸国の順に、市場経済への移行が進展していると広く理解されているが、移行先進国であればあるほど、FDI 決定要因としての経済移行変数の説明力が小さくなることは十分にあり得る。実際、中東欧 EU加盟国比率と中東欧非 EU加盟国比率の推定結果を比較すると、モデル[9]を除いて、前者のメタ回帰係数が後者のそれを下回っており、Wald 検定によれば、その差は統計的にも有意である。この分析結果は、EU加盟プロセスを通じて西欧諸国によりキャッチアップした中東欧諸国において、市場経済化の FDI 誘引効果がより低いことを意味しており、移行経済に関する研究者の一般的理解と整合的である。但し、メタ分析対象文献の中には、旧ソ連諸国を研究対象としたものが少なく、更に、Iwasaki and Suganuma (2009)を除いて、出版年の古い論文にそれらが集中していることには注意を要する。推定期間もほとんどが1990年代のため、事実上分析期間が15年近く前の時点に止まる旧ソ連諸国と、2000年代半ばまでの動向を反映した中東欧諸国を比較することが、上記のような推定結果をもたらした可能性も排除できない。そのため2000年以降を推定期間とし、なおかつ旧ソ連諸国を研究対象とする新たな研究の実証結果が逐次追加されれば、投資

²⁸⁾ 標本サイズは、推定結果の統計的有意性を大きく左右する要因である。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。その一例として、Ljungvall and Tingvall (2010)や Hanousek et al. (2011)を参照。

受入国構成に関するメタ回帰分析の評価は、今後大幅に変わる得るかもしれない。

第2に、二段階最小二乗推定量(2SLS)やパネル固定効果推定量(FE)を採用した研究の推定結果は、他の研究と比較して、経済移行の FDI 誘引効果をより控え目に報告する傾向がある。実際、これら2種類の推定量を用いた研究が報告する偏相関係数は0.207から0.284の範囲で、 t 値は3.379から4.495の範囲で、その値が、その他の研究の推定結果よりも平均的に低いのである。FDIと体制転換プロセスの間に存在する内生性への対処や、国家レベル個別効果の固定効果モデルによる制御が、とりわけ推定値に著しい影響を及ぼすことを示唆するメタ回帰分析の結果は、我々研究者の実際の経験ともよく合致している。

第3に、従属変数と独立変数のタイプによって、経済移行の FDI 誘引効果の実証的評価が大幅に変わる可能性が高いのは、前者の場合は、年間 FDI 総流入額又は年間 FDI 純流入額対 GDP 比、後者の場合は、競争政策指標を採用した場合である。換言すると、年間 FDI 総流入額ないしは年間 FDI 純流入額対 GDP 比を従属変数とする回帰モデルの推定は、その他の FDI 変数を用いた研究よりも、よりインパクトが小さく統計的な有意性も低い FDI 誘引効果を検出する一方、経済移行変数の選択は、競争政策指標を例外として、推定結果間に著しい差を生み出してはいないのである。最後の点は、異なる分野の移行指標の間に強い正の相関関係が存在することの表れでもあり、これまでに研究者が繰り返し指摘してきたところである。

なお、その他の研究属性、即ち、投資国構成、推定期間、データ形式、モデル形式、自由度及び研究水準に係るメタ独立変数は、いずれも10%水準以下で有意に推定されておらず、従って、これらの諸要因は、異なる研究間の推定結果に大きな差をもたらすものではないことが確認された。

4.4 公表バイアスの検証

最後に、この研究領域における公表バイアスの可能性とその程度を検証する。

図10は、経済移行の FDI 誘引効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である。第3節で述べたように、公表バイアスが存在しなければ、偏相関係数は真の値の周りをランダムかつ対照的に分布し、標準誤差の逆数は偏相関係数の分散と負に相関するので、その散布図は、左右対称な三角形の姿を呈することになる。しかし、一見して明らかな様に、同図では、ゼロを基準としても、あるいは推定精度最上位10%の推定値の平均値0.256を真の効果の近似値と見なしても²⁹⁾、左右対称かつ三角形の分布を示しているとは言い難い。実際、推定結果が真の効果を含んで同数分布するという帰無仮説は、いずれの場合も1%水準で強く棄却される³⁰⁾。即ち、この研究領域では、正の効果サイズを支持する推定結果が

²⁹⁾ 推定精度最上位10%の推定値の平均値を、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。

³⁰⁾ z 検定値及び p 値は、ゼロを基準とする場合は、6.150及び0.000、推定精度最上位10%の推定値の平均値(0.256)の場合は、3.714及び0.000である。

より高い頻度で報告されるという意味での公表バイアス I 型の存在が強く疑われるのである。

次に、図 11 に示されたガルブレイズ・プロットは、効果サイズの符号関係に係わりなく、統計的に有意な推定結果の報告頻度が高い公表バイアス II 型の検出に用いられるが、同図の通り、その可能性は極めて高い。有意水準 5% の両側棄却限界値である ± 1.96 の範囲内に収まる t 値は、100 推定結果中 37 に過ぎず、全推定結果に占めるその比率は 95% であるという帰無仮説は容易に棄却される ($z=12.013, p=0.000$)。また、推定精度最上位 10% の推定結果の平均値である 0.256 を真の効果と仮定しても、統計量 $|(\text{第}k\text{推定結果} - \text{真の効果})/SE_k|$ が閾値 1.96 を上回る推定結果が、全体に占める比率は 5% であるという帰無仮説も、有意水準 10% で再び棄却される ($z=1.918, p=0.055$)。

最後に、上記 2 種類の公表バイアス及び真の効果の有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は、表 6 の通りである。同表 (a) 及び (b) から明らかなように、(9) 式及び (10) 式の切片 (β_0) はゼロであるとする帰無仮説は、いずれのモデルにおいても 1% 水準で有意に棄却される。従って、この研究領域には、I 型及び II 型双方の意味で公表バイアスの存在が強く疑われることが再確認される。他方、真の効果については、(9) 式の標準誤差の逆数の係数 (β_1) はゼロであるという帰無仮説が、表 6 (a) に示された 3 モデルの内 2 モデルで棄却されていることから、経済移行の FDI 誘引効果に関する正真正銘の証拠が存在する可能性は高い。更に、同表 (c) によれば、(11) 式の標準誤差の逆数の係数 (β_1) は、全てのモデルにおいて 1% 水準で有意に正に推定されている。従って、表 2 に掲げた 28 文献の中に、経済移行の FDI 誘引効果に関する正真正銘の効果が存在する可能性は高く、その公表バイアス調整値は、0.122 から 0.158 の範囲にあるといえる。

以上、本節に報告したメタ分析の諸結果は、中東欧・旧ソ連諸国において、経済移行の FDI 誘引効果は、確かに存在したことを強く示唆している。

5. 外国直接投資のマクロ経済効果

続いて、本節では、FDI が体制移行期における中東欧・旧ソ連諸国のマクロ経済成長に及ぼした影響を実証的に検証した諸文献のメタ分析を行う。ここでの問題関心は、FDI が、これらの国々の経済成長を促すに足る効果を発揮したか否かにあるわけだが、経済理論は、かかる成長促進効果の発現を必ずしも予想するものではない。実際、FDI を純粋な投入要素と見なす新古典派成長理論によると、FDI は、国民の所得水準に影響を及ぼすものの、経済成長に対しては長期的に中立的である。何故なら、諸外国からの資本流入という形で実現される資本の外生的な増加は、一時的に生産の拡大をもたらすかもしれないが、資本の限界生産力が収穫逓減するに従って、成長率は長期的に収束するからである³¹⁾。

³¹⁾ つまり、新古典派の立場からすると、FDI が経済成長に永続的な影響をもたらすのは、経済システムにとって外生的な技術進歩に正の効果を及ぼす場合だけに限られることになる。

一方、海外の優れた技術や知識及びノウハウの「運搬手段」としての FDI の機能に注目する内生的成長理論によれば、外国資本の経営参加、多国籍企業による現地子会社の設立、外国企業との外部委託契約等を通じて、投資享受国の技術体系や人的資本に質的改善をもたらされるならば、FDI は、長期的な経済成長にも肯定的な影響を及ぼすことができる (Grossman and Helpman, 1991; Aghion and Howitt, 1997)。このような成長促進効果は、国内企業や労働者の知的吸収力と応用力に多くを依存するが (Borensztein et al., 1998)、旧社会主義圏の教育水準の高さと近代合理主義の十分な浸透を前提とすれば、移行経済諸国におけるその発現可能性は、決して低くないと予想する研究者も少なくない (UNECE, 2001)。

しかし、FDI は、国内投資を圧迫することによって、むしろ投資享受国の経済成長を阻害することもあり得る。実際、Mišun and Tomšík (2002) は、1990～2000 年のポーランドでは、国内投資に対する FDI のクラウディング・アウト効果が確認されると報告している³²⁾。また、Kosová (2010) によるチェコ企業の実証分析においても、1994～2001 年における外資系企業の新規参入が、その後の国内企業の市場退出率を押し上げた事実が見出されている。先進国企業との比較における、旧社会主義企業の経営体質の脆弱性や生産技術の後進性を考えれば、中東欧・旧ソ連諸国の多くにおいて、かかる負の外部効果が顕在化した可能性は低くない。加えて、Easterly (1993) が指摘する通り、外国企業の誘致を目的として政府が提供する法人税免除等の様々な FDI 優遇策は、国内経済主体のインセンティブを歪めることで、経済成長に否定的に作用する可能性もある。移行経済研究者の間では周知の事実だが、中東欧諸国は、極めて優遇的な FDI 誘致政策を相互に競って打ち出した経験があり (Cass, 2007; 池本他, 2008)、従って Easterly (1993) がいうところの逆インセンティブ効果が、実際にもこれらの国々の国内企業活動に悪影響を与えた恐れは否定できない。

以上の通り、FDI は、その享受国に正・負両方のマクロ経済効果をもたらす可能性があるが、それぞれの程度を理論的に予測することは極めて困難である。また、図 12 が示唆する通り、中東欧・旧ソ連諸国における移行期の経済成長率と同時期に投じられた FDI との相関関係は、必ずしも明らかではない。従って、同地域における FDI マクロ経済効果の有無と方向性は、経済成長を規定するその他の要因にも十分な配慮を払い、なおかつ方法論的にもより厳密な実証分析にその判定が委ねられることになる。移行経済研究者も、かかる問題意識を共有しつつ、FDI とマクロ経済成長の因果関係を検証してきた。次節では、その成果を見て行くこととしよう。

5.1 メタ分析対象文献の概要

第 3 節に述べた文献探索・選択方法に基づいて筆者らが選出した本研究テーマ関連文献は、合計 21 点であり、その概要は、表 7 に一覧されている。国連欧州経済委員会は、2001 年に発表した『欧州経済調査報告』 (UNECE, 2001) の中で、利用可能な時系列データの不足

³²⁾ 但し、Mišun and Tomšík (2002) は、1990～2000 年のハンガリー及び 1993～2000 年のチェコについては、FDI が国内投資を誘発するという意味でのクラウド・イン効果を報告している。

や 1990 年代を通じた投資実績の貧弱さ等を背景に、「移行経済諸国の GDP に対する FDI の影響を検証した研究は欠乏している」(p. 204)と指摘しているが、表 7 の通り、新世紀初頭におけるこの空隙は、その後の研究者の努力によって大いに解消されたといえる。

筆者らの文献調査結果によれば、中東欧・旧ソ連諸国における FDI のマクロ経済効果を実証的に分析した草分け的研究は、ハンガリー、ポーランド及びチェコの製造業部門労働者当たり総付加価値と FDI の間に、有意に正の相関関係を見出した Barrell and Holland (2000) であり、その後、この問題領域に取り組んだ研究は、Weber (2011)に至るまで、毎年ほぼコンスタントに刊行されてきた。但し、表 7 の通り、その研究対象国には明らかな偏りがある。実際、これら 21 文献は、延べ 225 カ国を取り扱っているが、その 67.1% (151 カ国)は、2004 年又は 2007 年に EU への新規加盟を果たした中東欧 10 カ国であり、中東欧非 EU 加盟国及びバルト 3 カ国を除く旧ソ連諸国の比率は、各々 11.1% (25 カ国)及び 20.8% (47 カ国)に止まっている。なお、Lyroudi et al. (2004)と Apergis et al. (2008)は共に、中東欧・旧ソ連諸国に加えて、モンゴルもその研究対象国に含めている。

上記 21 文献の推定期間は、全体として 1990 年から 2009 年までの 20 年間をカバーし、筆者らが抽出した実証結果の平均推定年数は、10.6 年(中央値 11 年、標準偏差 3.4 年)である。パネルデータを用いた研究は、上述の Barrell and Holland (2000)をはじめ 15 文献を数え、Tvaronavičienė and Grybaitė (2007)他、6 文献が時系列データを採用している。回帰モデルの左辺に導入するマクロ経済変数の基準指標として GDP を用いた研究は、21 文献中 16 文献と圧倒的多数を占めており、その他 5 文献は、製造業総付加価値(Barrell and Holland, 2000)、総工業生産(Kutan and Yigit, 2009; Sridharan et al., 2009; Fidrmuc and Martin, 2011)及び産業部門別総付加価値(Bijsterbosch and Kolasa, 2010)を用いて、研究対象国のマクロ経済成長を測定している。この際、8 文献が生産量水準を、7 文献が生産量変化率を、5 文献が生産性水準を、残る Nath (2009)が生産性変化率を、その尺度としている。

一方、他の諸変数と共に回帰モデルの右辺に導入される FDI 変数のタイプは、より多様である。表 7 によれば、最も広く利用されている変数タイプは対 GDP 比であり、8 文献が採用している。同タイプに、累積投資額(4 文献)、年間資本流入額(4 文献)及び国民(労働者)当たり累積投資額(3 文献)が続き、2 ないし 1 文献が、対総付加価値比、対総固定資本形成比及び増加率等を用いた実証分析を行っている。

筆者らは、第 3 節に述べた方針に従い、これら 21 文献から合計 110(文献平均 5.2)の推定結果を抽出したが、表 7 右端欄の文献別平均精度が示唆する通り、その内容には大きな差が生じている。各文献の分析結果を大胆に区分すると、FDI の統計的に有意で正のマクロ経済効果を報告している研究が、Barrell and Holland (2000)や Campos and Kinoshita (2002)等 11 文献に上る一方、有意かつ負の推定結果を以って、FDI のマクロ経済効果に対して否定的見解を表明した研究は、Mencinger (2003)の 1 点に限られ、Lyroudi et al. (2004)や Redek and Sušjan (2005)等の残る 9 文献は、統計的に有意なマクロ経済効果を検出していないか、もしくは、

FDI 変数の符合関係が正負いずれかに頑健には定まらないと報告している。このように、結論が大きく異なる分析結果の混在は、上述した研究方法の違いに由来すると予想される。次節以下では、メタ分析の手法を用いて、この点を更に追求する。

5.2 推定結果のメタ統合

図 13 は、抽出した 110 推定結果の偏相関係数及び t 値の度数分布を表している。同図 (a) の通り、偏相関係数は、0.25 を最頻値として正規分布に従い(適合度検定: $\chi^2=21.176, p=0.218$)、Cohen (1988) の基準に従えば、その 12.7% (14 推定値) は、移行諸国における FDI とマクロ経済成長との間になんら実際的な関係 ($|r| < 0.1$) を見出しておらず、50% (55 推定値) が「軽微な」効果 ($0.1 \leq |r| \leq 0.3$) を、残る 37.2% (41 推定値) が「顕著な」効果 ($0.3 < |r|$) を報告している。一方、同図 (b) によれば、 t 値は、2.75 を最頻値として正方向に長く偏った分布を示しており(適合度検定: $\chi^2=143.952, p=0.000$)、絶対値が 2.0 以上の推定結果が、全体の 65.5% (72 推定値) を占めている。即ち、表 7 に掲げた 21 点の文献は、全体として、統計的に有意かつ実際的にも意味のある FDI マクロ経済効果の存在を強調しているといえよう。

表 7 の通り、各文献の推定期間は実に様々であるが、この違いが、推定結果に一定の影響を及ぼした可能性がある。事実、推定値を、推定期間平均年順に配列した図 14 は、時間軸に沿った推定値の上方トレンドを描き出しており、また、その近似式によれば、推定期間平均年が 1 年進むと、偏相関係数は 0.016、 t 値は 0.206 それぞれ上昇する。この結果は、体制転換プロセスの進行に伴う市場経済メカニズムの定着と共に、FDI のマクロ経済成長促進効果が、より明確に顕在化する傾向を示唆している。

推定結果のメタ統合結果は、表 8 の通りである。同表には、5.1 節での議論に照応し、全研究の統合結果に加えて、データ形式、マクロ経済変数の基準指標及びタイプ、並びに FDI 変数タイプの違いに着目した統合結果も報告している。偏相関係数の統合結果を示す同表 (a) の通り、均質性の検定は、全てのケースについて帰無仮説を棄却しているため、ここでは、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。それによれば、全研究を対象とした偏相関係数の統合値は 0.216 であり、かつ 1% 水準で有意である。有意に正のマクロ経済効果の存在は、生産性変化率をマクロ経済変数タイプとする研究を唯一の例外として、あらゆる条件付けの下でも確認することができる。但し、統合値の大きさは、比較対象間で顕著に異なる。即ち、パネルデータ分析よりも時系列データ分析の推定結果の方が、GDP をマクロ経済変数の基礎指標に用いた研究よりも非 GDP 指標を用いた研究の方が、マクロ経済変数タイプとして生産性よりも生産量を用いた研究の方が、そして FDI 変数タイプが累積投資額以外の研究よりも累積投資額を用いた研究の方が、それぞれ相対的により大きな正のマクロ経済効果を報告しているのである。

次に、 t 値の結合結果を示す表 8 (b) に目を転じると、無条件に結合された t 値 \bar{T}_u と比較して、研究水準で加重された結合 t 値 \bar{T}_w は、その値が大幅に低下し、かつマクロ経済変数タイプが生産性変化率である研究及び FDI 変数として対 GDP 比を用いた研究では、統計的に有意

性が10%水準に達しなくなる。ここには、研究水準と報告される t 値の間に、強い負の相関関係が示唆されている。なお、表8の右端欄に報告したフェイルセーフ数(fsN)は、上記2ケースを除いて十分に大きい値を示している。即ち、メタ分析の対象から脱落した未発表文献の存在を考慮に入れても、表7に列挙した21文献が総合的に示唆する研究含意は、容易に揺るがないといえるのである。

5.3 メタ回帰分析

上述の図14及び表8が示す通り、FDIのマクロ経済効果に関する実証結果は、推定期間や他の推定条件に大きな影響を受けている。この点をより厳密に分析するために、偏相関係数又は t 値を従属変数とするメタ回帰モデルを推定する。推定式の右辺に導入するメタ独立変数は、表9にその変数名、定義及び記述統計量が一覧されている。この通り、メタ回帰分析に際しては、推定期間、データ形式、マクロ経済変数の基準指標やタイプ及びFDI変数のタイプに表われた研究間の相違性に加えて、研究対象国の構成、推定量、自由度及び研究水準の差異が、既存研究の実証成果に及ぼす影響も合わせて検証する。

推定結果は、表10の通りである。アンバランスド・パネル回帰モデルの[6]及び[12]は、Hausman検定が帰無仮説を棄却しないため、変量効果推定の結果を報告した。但し、変量効果推定の結果に基づくBreusch-Pagan検定は、文献個別効果の分散がゼロであるという帰無仮説を受容しており、従って、変量効果パネル推定法による推定結果は、最小二乗法のそれと殆ど変わりがない。他方、加重最小二乗法の推定結果は、分析的重みの違いに感受的であるが、それでもなお多くの変数が等しく有意に推定されている。モデル全体の説明力を示す決定係数(R^2)は、0.423(モデル[3])から0.636(モデル[8])の範囲にあり、類似研究との比較において申し分のない水準にある。

この表10から、次の点を確認することができる。第1に、研究対象国の構成は、推定結果に大きく影響しない。換言すると、既存研究はEU加盟国を主な分析対象としてきたが、今後、非EU加盟国や旧ソ連諸国が、より頻繁に実証分析の対象に取り上げられたとしても、そこから得られる効果サイズと統計的有意性は、先行研究のそれと大きくは相違しない可能性が高いと予想されるのである。

第2に、FDIのマクロ経済効果は、その推定期間初年度が、社会主義崩壊期から遠ざかれば遠ざかるほど、正の方向により大きく、統計的にもより有意に検出される。即ち、推定期間初年度が1年進めば、偏相関係数は0.03強、 t 値は0.50程度各々上昇するのである。同時に、推定期間初年度が等しければ、推定年数が長い程、より有意かつより強い正の効果が推定されることも確認できる。

第3に、先述のメタ統合結果(表8(a))とは異なり、メタ回帰モデルの推定結果によれば、時系列分析よりもパネルデータ分析の方が、より有意に正のFDIマクロ経済効果を検出する傾向が強い。実際、時系列データダミー変数の推定結果によれば、他の条件が等しければ、時系列分析の推定値は、パネルデータ分析のそれよりも、偏相関係数では0.35から0.42、

t 値では 4.36 から 5.73 の範囲で大幅に低下する。また、推定量の違いも、データ形式の違いに劣らず、推定結果に著しい影響を及ぼす。即ち、最小二乗法を採用した推定結果との比較において、一般最小二乗法、SUR 及び一般化積率法の推定結果は、FDI のマクロ経済効果に対して、より保守的な評価を下す傾向がある。一方、マクロ経済成長と FDI の同時性を操作変数法で制御した研究は、単純に最小二乗法を用いた研究よりも、FDI のマクロ経済効果について、より肯定的な実証結果を見出している。

第 4 に、マクロ経済変数基準指標の違いは、FDI 効果の規模に関する実証的評価に有意な差をもたらさないが、その統計的有意性には大きく影響する。即ち、表 10 (b) によれば、GDP を用いてマクロ経済成長を測定した研究と比べて、GDP 以外のマクロ指標を利用した研究が報告する推定結果の t 値は、平均して 2.31 から 2.78 の範囲でより低いのである。他方、マクロ経済変数タイプの違いは、偏相関係数及び t 値のいずれについても、特筆すべき差異を異なる推定結果の間に生み出してはいない。

第 5 に、FDI 変数タイプの選択は、研究間の相違性を説明する重大な要因である。事実、対 GDP 比を独立変数に用いた推定結果との比較において、累積投資額、対総付加価値比及び対固定資本形成比を利用した推定結果は、著しく有意に正のマクロ経済効果を検出している。一方、国民当たり累積投資額を採用した研究は、対 GDP 比を用いた研究よりも、FDI マクロ経済効果に対して、より消極的な推定結果を提出している。投資規模の代理変数に何をを用いるかの判断は、この研究領域において決定的に重要な問題なのである。

以上の諸要因に加えて、自由度や研究水準も、FDI のマクロ経済効果に関する既存研究の実証的評価を大きく左右する要因であることが、表 10 の分析結果から分かる。自由度の平方根は、頑健に負である。言い換えれば、標本サイズがより大きなデータを用いる研究は、他の条件が等しければ、FDI 効果の規模と統計的有意性をより低く評価する傾向がある。研究水準にも同様の効果が認められる。即ち、実証データ上又は推定方法上より精度の高い研究は、移行経済諸国における FDI とマクロ経済成長の因果関係について、より保守的な結論を導き出しているといえるのである。

5.4 公表バイアスの検証

続いて、この研究領域における公表バイアスの可能性を検証する。

図 15 は、偏相関係数と標準誤差の逆数を用いた漏斗プロットである。地域や国の違いを問わず、FDI と経済成長の関係を実証的に考察した文献 108 点から抽出した 880 の推定結果を利用して Doucouliagos et al. (2010) が作画した漏斗プロット (Figure 1, p. 15) が、鮮やかな逆漏斗型の散布図を描いているのとは対照的に、同図では、ゼロを基準としても、また、最も精度が高い推定結果 10% の平均値 0.225 を、真の効果の近似値と仮定しても、抽出推定値が、統計理論の予想に従い、左右対称かつ三角形型に分布しているとは言い難い。研究数の不十分さが、かかる輪郭不明瞭な漏斗プロットに結果した要因の一つであると考えられる。更に、仮に真の効果ゼロの近傍にあるなら、推定結果の正負比率は 86 対 14 であり、従っ

て、両者の比率は等しいという帰無仮説は、容易に棄却されるため($z=7.200, p=0.000$)、公表バイアス I 型の存在が強く疑われる。逆に、真の値が、推定結果精度最上位 10%の平均値に近いとするなら、推定結果は、0.225 を境に左右 50 対 50 と完全に二分されるため($z=-0.000, p=1.000$)、I 型バイアスの可能性は低いと考えられる。

次に、図 16 のガルブレイズ・プロットを見ると、有意水準 5%の両側棄却限界値である ± 1.96 の範囲内に収まる t 値は、100 推定結果中 31 に過ぎず、よって、全推定結果に占めるその比率は 95%であるという帰無仮説は、強く棄却される($z=29.365, p=0.000$)。また、推定値精度最上位 10%の平均値を真の効果と仮定しても、統計量 $|(第k推定結果 - 真の効果)/SE_k|$ が、閾値 1.96 を上回る推定結果が全体に占める比率は 5%であるという帰無仮説も、再び強く棄却される($z=17.436, p=0.000$)。従って、この研究領域に公表バイアス II 型が生じている可能性は、極めて高いと判断してよい。

第 3 節で述べた方法と手続に従い、公表バイアス及び真の効果の有無を、メタ回帰モデルの推定を以って分析した結果は、表 11 の通りである。同表(a)及び(b)の通り、(9)式及び(10)式の切片(β_0)はゼロであるとする帰無仮説は、いずれのモデルにおいても 1%水準で有意に棄却されている。従って、メタ回帰分析の手法によると、この研究領域には、I 型と II 型いずれの意味においても、公表バイアスの存在が強く疑われることになる。表 11(c)によれば、(11)式の標準誤差の逆数の係数(β_1)は、10%水準で有意に正に推定されており、従って、表 7 に掲げた 21 文献の中に、FDI マクロ経済効果に関する正真正銘の証拠が存在することを示唆しているが、表 11(a)の通り、(9)式の標準誤差の逆数の係数(β_1)はゼロであるという帰無仮説が棄却できないため、(11)式の推定から得られた公表バイアス修正効果サイズは採用することができない。

以上の分析結果を総合すると、移行経済諸国における FDI のマクロ経済効果を検証したこれまでの研究成果は、研究数の不足及び強い公表バイアスのために、全体として非ゼロの FDI 効果に関する十分な実証的証拠を提出するには及んでいないと評価される。

6. 外国直接投資のミクロ経済効果

本稿最後の検討課題として、中東欧・旧ソ連諸国における FDI ミクロ経済効果を実証的に検証した先行研究のメタ分析を行う。図 17 が示唆する通り、これらの国々における国内企業改革の進展度と諸外国からの直接資本投下規模との間には、非常に緊密な関係が見られることから、移行経済研究者は、企業レベルの FDI 効果に対して、マクロ経済効果に優る注目を払ってきた。この観点から、最も関心を集めた問題領域の一つは、外国投資家や外資系企業の資本参加が、当該企業の経営パフォーマンスに与える効果であり、これらは、「外国所有効果」(foreign ownership effect)と総称される。いま一つの重大関心領域は、卓越した経営ノウハウや生産技術を備えた先進国多国籍企業の新規参入やその後の事業展開が、国内企業の経営活動にもたらす外部経済効果であり、いわゆる「生産性波及効果」(productivity

spillover effect)といわれるものである。FDI 効果が及ぶ経路の質的な相違を反映して、前者は「直接効果」、後者は「間接効果」とも呼ばれる(Hanousek et al., 2011)。

外国投資家や外資系企業の資本参加とこれを受け入れた企業の事後的な経営パフォーマンスとの間の正の相関関係は、時代や国を越えて、数多くの実証研究が繰り返し裏付けており、Brown et al. (2006)に代表される移行経済研究においてもまた然りである。更に、この分野における過去の体系的レビューやメタ分析も、両者の肯定的関係を強く支持している(Djankov and Murrell, 2002; Iwasaki, 2007; Estrin et al., 2009)。つまり、FDI 直接効果の有効性については、社会主義経済圏の崩壊後、四半世紀が過ぎようとしている現在、論争の余地は殆ど残されていないといっても過言ではないのである。

これとは対照的に、FDI の間接効果をめぐる議論は、Djankov and Hoekman (2000)による先駆的な研究成果が発表されて以降、少なからぬ実証研究が積み上げられてきているにも関わらず、それらの結論は実に様々であり、収束の兆候すら見えないのが実情である。ここにメタ分析を行う意義は大きい。従って、本節では、FDI 間接効果に関する推定結果のメタ統合、推定結果に差異を生み出す諸要因のメタ回帰分析による解析及び公表バイアスの検証を通じて、この研究領域における今日的到達点を明らかにする。但し、本節のメタ分析が対象とする文献の一部は、間接効果と共に直接効果の推定も行っている。そこで筆者らは、これら直接効果のメタ分析結果を、間接効果のそれと比較考量することにより、後者の効果サイズや統計的有意性等に現れる特性の把握も試みる。

なお、Hanousek et al. (2011)は、本稿と問題関心を共有する移行経済研究分野の草分け的なメタ研究であり、筆者らもその先駆性には大いに敬意を払うものである。但し、同論文と本稿には重大な相違点もある。第1に、Hanousek 論文は、21 研究をメタ分析の対象としているが、後述の通り、本稿は、2000 年代後半に発表された比較的最新の研究を中心に、Hanousek 論文を9点上回る合計30 研究をメタ分析の俎上に挙げている上、両論文が相互に重複して引用する研究は、僅か9 文献に過ぎない。第2に、Hanousek 論文は、実証成果の抽出に際して、企業レベルの異質性や標本選択バイアスに操作変数法又は固定効果推定法で対処した研究のみにその範囲を限定しているが、本稿は、第3節で述べた通り、メタ分析の対象を刊行文献に限るという条件を除けば、格別の選定条件を一切設けず、研究間の実証手法上の相違性が推定結果に及ぼす影響は、メタ回帰分析を以てその検証を行う。第3に、本稿は、本研究領域における公表バイアスの深刻性に注目し、Stanley and Doucouliagos (2012)が提唱する方法論に従って、Hanousek 論文よりもより徹底した方法でこの問題の検証を試みる。以上の観点から、Hanousek 論文と本稿は、FDI ミクロ経済効果に関する移行経済研究の全容を把握する上で、相互に補完し合う関係にあるといえよう。

メタ分析を始める前に、FDI 間接効果、即ち、外資系企業から国内企業への生産性波及効果は如何にして生じ得るのかという点を、短く論じておく。Iwasaki et al. (2012)の論点整理によれば、投資享受国企業は、大別すると次に述べる4つの経路を通じて、外資系企業から

生産性向上に資する正の外部効果を得る。その第1は、外国資本が持ち込んだ高度な経営手法や生産技術の解析と模倣であり、そこには、リバーズ・エンジニアリングや産業スパイといった攻撃的な手段も含まれる。第2は、外資系企業が供給する財・サービスの間接投入であり、自社製品の品質向上やコスト削減を促す有効な手立てとなる。第3は、外資系企業に対する財・サービスの提供を介したマーケティング情報のフィードバックや品質・在庫・標準化管理技術の移転であり、しばしば、専門家の派遣、共同研究開発、並びに合同訓練等の手段を用いて、外資系企業から国内供給者側に大変積極的な働きかけがなされる。第4は、外資系企業で経験を積んだ管理職、技術職及びその他熟練労働者の国内企業への移籍である。彼らの自発的な転職は勿論、国内企業による外資系企業からの人材引き抜きも、この経路を通じた生産性波及効果の発現に大きな役割を果たしている。

しかしながら、第5節のFDIマクロ経済効果に関する議論でも触れた通り、多国籍企業の海外進出は、非効率的独占市場の打破や国内企業の経営規律化を含む正の競争圧力効果を相殺してなお余りある負の影響を、国内企業に及ぼす可能性がある。特にそれは、投資享受国経済が比較的閉鎖的であり、従って国内企業の経営体力や技術水準が国際標準から著しく劣り、なおかつ進出してきた外資系企業が、当該国市場の奪取を戦略目標に掲げてなりふり構わぬ熾烈なシェア争いを挑んでくる場合に起こりやすい。このように、国内企業にとって、海外から進出してきた外資系企業は、功罪相償う存在なのである。このため、目覚しいFDI実績は、必ずしも投資享受国の国内企業セクターに対する肯定的な生産性波及効果を保証するものではない。

既述の通り、先行研究が、FDI間接効果の有効性について一定の結論に収束し得ないのは、多くの中東欧・旧ソ連諸国において、外資系企業との激しい競争から被る旧社会主義企業のダメージが相当程度に大きく、従って、先に述べた4つの経路を通じて実現される多国籍企業から国内企業への正の生産性外部効果のかなりの部分が、かかる市場競争の負の効果によって相殺されているからだと推察される。しかし、これら相反する効果の平衡、即ち、ネットで見るとFDI間接効果の程度は、研究対象となる国や産業部門及び観察期間によって大きく異なるであろうとも考えられる。その真偽は、実証分析こそが明らかにし得るものである。次節以降では、この研究領域が総体として示す間接効果の大きさや統計的有意性の把握と共に、これらの諸要因と推定結果の相互関係にも注意を払う。

6.1 メタ分析対象文献の概要

上述の通り、FDIミクロ経済効果に関するメタ分析の対象として、筆者らは、第3節に述べた文献探索・選択方針に従って、合計30点の文献を選出した。各文献の概要は、表12の通りである。プラハ証券取引所上場企業513社を対象に、1990年代前半のチェコにおけるFDIミクロ経済効果を、直接・間接効果両面から検証したDjankov and Hoekman (2000)は、この分野の開拓的研究であるが、本論文登場以降、2012年末に刊行されたIwasaki et al. (2012)に至るまで、ほぼ毎年数点の実証研究が発表されている。

かかる研究の蓄積は、しかしながら研究対象国の広がりにも必ずしも結果しておらず、表 12 の通り、中東欧 EU 加盟国への偏向は、前節で紹介したマクロ経済効果研究よりも激しい。事実、EU 加盟国以外の国を取り上げた文献は、Yudaeva et al. (2003)、Sabirianova et al. (2005) 及び Tytell and Yudaeva (2007) によるロシア及びウクライナの研究に止まり、他の旧ソ連諸国や中東欧非 EU 加盟国は、一つの研究例もない。一方、EU 加盟国の中では、エストニアとハンガリーを研究対象とした文献がそれぞれ 9 点あり、これに、ポーランド研究の 8 点、ルーマニア研究の 7 点及びチェコ研究の 6 点と続く。他方、研究対象産業の内訳で見ると、製造業や食品産業を含む鉱工業研究が、30 文献中 23 点と圧倒的多数を占めており、産業分野を広範に網羅した研究が 7 点、製造業と共にサービス業も取り上げた研究が 5 点となっている。古くから製造業は、海外技術移転研究に携わる経済学者から格別に注目される産業分野であるが、移行経済研究者もこの伝統に従っているといえよう。

推定期間は、30 文献全体として 1992 年から 2005 年までの 14 年間をカバーしており、筆者らが抽出した間接効果に関する実証結果の平均推定年数は、5.4 年(中央値 5 年、標準偏差 1.9 年)である³³⁾。推定期間が 10 年を超える研究は、Pawlik (2006)、Muraközy (2007)、Békés et al. (2009)、Görg et al. (2009) 及び Vahter (2011) の 5 点に限られる。これら 30 文献全てがパネルデータを用いており、この分野の実証分析にとって、パネルデータはいまや必須の道具立てであるといえよう。なお、抽出した推定結果の中では、唯一 Tytell and Yudaeva (2007) だけが、横断面データを利用した推定結果も合わせて報告している。

回帰モデルの従属変数となる経営実績変数として、表 12 の通り、これら先行研究は、合計 7 種類の指標を採用している。間接効果に関する抽出推定結果の内訳では、全要素生産性 (TFP) への効果を検証した推定結果が全体の 35.5% を占め、これに売上高の 18.2%、労働生産性の 12.2% が続き、生産量、付加価値及び輸出市場参入実績の比重は 10% 弱、残る価格・費用マージンは 2.9% である³⁴⁾。

間接効果検証のために回帰モデルの右辺に導入される FDI 変数の設計は、この研究分野の最も重要な要素である。間接効果の実証戦略は、ある企業のパフォーマンスと当該企業をとり囲む外資系企業集団の市場プレゼンスとの間の相関関係を検証するのが基本であり、前者を上述の経営実績変数によって表すとすれば、後者を外資系企業集団の市場占有率で代理する点は、研究者の間で一種のコンセンサスが成立している。しかし、経営実績変数として何を採用するのかという点に勝るとも劣らない程、外資系企業集団の市場占有率を如何なる指標によって測定すべきなのかという点は、データ制約を踏まえた研究者の裁量に多くを依存している。実際、表 12 の通り、移行経済研究の分野においても、外資系企業市

³³⁾ なお、直接効果に関する推定結果の平均推定年数は、間接効果のそれよりやや短い 4.8 年であり、中央値及び標準偏差は、それぞれ 4 年及び 2.4 年である。

³⁴⁾ 一方、直接効果に関する推定結果の経営実績変数タイプ別内訳では、生産高が 24.4% と最も比率が高く、付加価値の 23.0%、TFP の 20.0%、労働生産性の 14.8%、売上高の 11.9% が続き、残る 5.9% は輸出市場参入実績への効果に関する推定結果である。

場占有率の基準指標として、売上高、生産高及び雇用者数を中心に、大別しても合計8タイプの変数が用いられている。但し、複数の指標を同時に採用して間接効果の検証を行った研究は、30文献中5点に限られており、基準指標の差異という点から推定結果の統計的頑健性を点検するという観点からは、あまり重視されていないことが分かる。しかし、5つの異なる指標を用いてFDI変数タイプの違いと推定結果との関係を考察したIwasaki et al. (2012)によれば、基準指標の選択は、間接効果の実証的評価を大きく左右する要因であることから、この点をメタ分析によって検証する意義は大きいと思われる。

FDI変数の設計という面で重要な点の一つの検討点は、間接効果が及ぶ経路の捕捉範囲である。間接効果は、同一産業で活動する外資系企業集団から波及する水平効果(horizontal effect)とサプライヤー＝クライアント関係を通じて他産業部門の外資系企業集団から波及する垂直効果(vertical effect)に分けられ、更に垂直効果は、上流産業からもたらされる前方連関効果(vertical forward effect)と下流産業からの後方連関効果(vertical backward effect)に区分される。従って、これら波及経路が異なる3種類の間接効果を実証的に検出するためには、水平産業、上流及び下流産業それぞれにおける外資系企業集団の市場プレゼンスを測定する必要があるわけだが、このために殆ど全ての研究者が従う算定方法は、以下の通りである。即ち、いま第*i*国内企業が、第*P*産業部門に属するとすれば、当該企業にとっての第*P*部門における外資系企業集団の市場プレゼンス(*Horizontal FDI*)は、

$$Horizontal FDI_i = \frac{\sum_{p \text{ for all } p \in P} x_p \cdot FS_p - x_i \cdot FS_i}{\sum_{p \text{ for all } p \in P} x_p - x_i} \quad (12)$$

で算定される。ここで、*x*は企業レベルの事業規模、*FS*は外国投資家の所有比率を意味する。(12)式の通り、第*i*国内企業が外資参加企業である場合、当該企業の事業規模にその外国投資家所有比率を乗じた分が、右辺分子から除かれる。但し、第*i*国内企業と「同一の産業」に属すと見なされる外資系企業集団の定義、つまり(12)式を適用する産業部門の範囲は、文献によって大きな開きがあり、多くはNACE産業分類2桁部門を基準としているものの、1桁部門に範囲を拡張する研究もあれば、その逆に、3桁ないし4桁部門に範囲を限定する研究も少なくない。更にKonings (2001)他4文献は、地理的制約と間接効果の発現可能性の関係に注意を払い、分析対象企業が所在する地域市場に集計の範囲を限定した実証分析を行っている。また、NACE産業分類の重層構造に着目したIwasaki et al. (2011; 2012)は、水平効果を異なる集計水準の産業部門毎に識別するため、産業分類の深度に応じて入れ子型に構造化されたFDI変数セットの推定を試み、その結果、従来の単一FDI変数では補足し得ない水平効果の検出に成功しているという点で、異色の研究となっている。

垂直前方連関効果の推定に必要な上流産業における外資系企業集団の市場プレゼンス(*Forward FDI*)は、第*P*部門への全投入に占める上流産業各部門のシェアで当該産業部門の外資系企業集団の市場プレゼンスを加重平均して求める。即ち、

$$Forward FDI_i = \sum_{Q \text{ if } Q \neq P} \alpha_{QP} \cdot \left[\frac{\sum_{q \text{ for all } q \in Q} x_q \cdot FS_q}{\sum_{q \text{ for all } q \in Q} x_q} \right] \quad (13)$$

となる。ここで、 α_{QP} は、第 P 部門へ投入される全生産物の産業第 Q 部門のウエイトである。同様に、下流産業における外資系企業集団の市場プレゼンス(*Backward FDI*)は、第 P 部門からの全投入に占める下流産業各部門のシェアで各下流産業部門の外資系企業集団の市場プレゼンスを加重平均する次式で求められる。

$$Backward FDI_i = \sum_{R \text{ if } R \neq P} \alpha_{RP} \cdot \left[\frac{\sum_{r \text{ for all } r \in R} x_r \cdot FS_r}{\sum_{r \text{ for all } r \in R} x_r} \right] \quad (14)$$

ここで、 α_{RP} は、第 P 部門から供給される全生産物の産業第 R 部門のウエイトである。

以上の通り、垂直効果を実証的に検証するためには、広範な産業分野を網羅する企業レベルデータと共に、精緻な産業連関表が必須であり、この条件が、多くの研究者をして、間接効果の検証範囲を水平効果に制限せしめる最大の理由となっている。実際に、表 12 の通り、筆者らが選定した 30 文献は、その全てが水平効果の推定を行っている一方、垂直効果にも検証の範囲を広げた研究は、12 文献に限られている。

以上にその概要を述べた 30 文献から、筆者らは、FDI 間接効果に関して、合計 625(文献平均 20.8)の推定結果を抽出した。その内訳は、水平効果に関する推定結果が 444、垂直前方連関効果及び垂直後方連関効果に関する推定結果が、それぞれ 64 及び 117 である。これに加えて、筆者らは、本節冒頭で述べた通り、直接効果との比較を通じて間接効果の特性を把握するために、14 文献から直接効果に関する推定結果を合計 135(該当文献平均 9.6)抽出した。その内訳は、表 12 右端欄の通りである³⁵⁾。

これら直接効果の推定結果については、Djankov and Hoekman (2000)をはじめ 14 文献中 10 点が、統計的に有意に正の効果を報告しているのとは対照的に、有意に正の水平効果を検出した研究は、30 文献中 Yudaeva et al. (2003)や Sinani and Meyer (2004)を含む 7 文献に過ぎず、逆に有意に負の水平効果を報告している研究は、Muraközy (2007)や Javorcik and Spatareanu (2008)他 4 文献を数え、残る 19 文献は、統計的に有意な水平効果を検出し得なかったか、もしくは、回帰係数の符号が正負いずれかに頑健には定まらなると報告している。垂直効果については、Yudaeva et al. (2003)が、前方・後方連関効果共に有意に負の推定結果を報告する一方、Javorcik (2004)他 5 文献は、有意に正の後方連関効果を捕捉しており、先行研究全体として、上流産業との比較における、下流産業からの生産性波及効果の発現可能性の高さが示唆されている。次節以下では、これら 30 文献に見られる推定結果の差異とその要因を、メタ分析の手法を以て厳密に解析する。

³⁵⁾ なお、FDI 変数との交差項は、その推定結果が、直接投資それ自身の純粋な効果を表すものではないため、これら抽出推定結果には一切含まれていない。但し、後述の通り、メタ回帰分析に際しては、交差項との同時推定が、FDI 変数の推定値に及ぼす影響を考慮する。

6.2 推定結果のメタ統合

図 18 には、間接効果に関する 625 推定結果の偏相関係数の度数分布が、全推定結果及び検証効果タイプ別に示されている。同図(a)によれば、偏相関係数は、 -0.005 を最頻値とし、かつ全体の 74.2%に当たる 464 推定結果が、 -0.02 から 0.02 の範囲に集中している(適合度検定： $\chi^2=443.440, p=0.000$)。全ての推定結果は、 -0.12 以上 0.11 未満の範囲にあり、従って、Cohen (1988)に基準に従えば、移行諸国へ投じられた FDI の投資享受国企業の経営実績に対して、「顕著な」間接効果($0.3 < |r|$)を報告する推定結果はただの一つも見当たらず、更に、「軽微な」間接効果($0.1 \leq |r| \leq 0.3$)を報告する推定結果すら 3 を数えるに過ぎない。即ち、表 12 に掲げた 30 文献の殆ど全ては、現実世界において目を見張るような FDI 間接効果の検出には成功していないといえるのである。この事実発見は、図 18(b)の通り、評価対象を水平効果に限った場合も、ほぼそのまま当てはまる。なお、垂直前方連関効果と垂直後方連関効果の比較では、前者が負方向に多く偏る分布を示しているのとは対照的に、後者は正方向に長く偏った分布を見せている。但し、いずれの垂直効果も、企業経営実績との相関関係が微弱であることに変わりはない。

続く図 19 は、これら 625 推定結果の t 値の度数分布である。全推定結果の最頻値は -0.50 であり、なおかつ正負両方向に薄く長い分布を示している。この結果、偏相関係数の場合と同様に、正規分布の適合度検定は、有意水準 1%で帰無仮説を棄却している($\chi^2=95313273.055, p=0.000$)。 t 値の絶対値が 2.0 以上の推定結果は、全体の 30.9%に相当する 193 に達する。即ち、先行研究でその結果が披露された回帰分析の約 10 分の 3 は、広く統計的に有意だと認められる間接効果を報告しているのである。なお、同じ比率を用いて検証効果タイプ別の比較を行うと、水平効果が 29.7% (444 推定結果中 132)、垂直前方連関効果が 20.3% (同じく 64 中 13) であるのに対して、垂直後方連関効果は 41.0% (117 中 48) にも達する。つまり、統計的に有意な垂直後方連関効果が実証的に検出される確率は、垂直前方連関効果はおろか(比率の差の検定： $z=2.819, p=0.005$)、水平効果のそれをも 5%水準で有意に上回っており($z=2.329, p=0.020$)、先進諸国から中東欧諸国への技術移転効果の波及経路として、国内企業のクライアントとしての多国籍企業の役割に注目した Javorcik and Spatareanu (2005; 2008)の着想の正しさが、ここに支持されている。

図 20 の通り、直接効果の推定結果も、偏相関係数が 0.00 以上 0.02 未満の階級に、 t 値が -2.0 以上 2.0 未満の階級に、それぞれ集中している点は、間接効果と同様の傾向にあるといえるが、負方向には大変短く、逆に正方向には非常に長く偏った分布を有している点は大きく異なる。このため、Cohen (1988)の意味で軽微または顕著であり、なおかつ統計的にも有意に正の効果報告する推定結果($0.1 < r; 2.0 \leq t$)が、間接効果の場合は僅か一つに過ぎないのとは対照的に、直接効果の場合、全体の 20.0% (135 推定結果中 27) をも占めている事実は、直接効果との対比における間接効果検出の困難さを如実に物語っている。

続く図 21 及び図 22 は、間接効果の偏相関係数及び t 値を、推定期間平均年順にそれぞれ

配列したものである。図 21 (a) の通り、全推定結果の偏相関係数は、時間軸に沿った上方トレンドを描いており、その近似式によれば、推定期間平均年が 1 年進むと、1%水準で有意に 0.001 上昇するが、同図 (b) 及び (d) によると、この傾向は、水平効果に関する推定値に観察されるものであり、垂直後方連関効果は、むしろ下方トレンド傾向にある。一方、図 22 によると、垂直前方連関効果の推定値のみが、統計的有意性という観点から、上方の時系列的トレンドを示している。より正確には、推定期間平均年が 1 年前進する毎に、垂直前方連関効果の t 値が 0.24 改善するのである。間接効果の大きさや統計的有意性と推定期間の間に見られるこのような複雑な関係に明快な解釈を与えることは難しく、また、図 21 及び図 22 に報告した単純な回帰モデルでは制御されていない要因に、結果が強く影響されている可能性も否定できない。他方、直接効果の推定値は、偏相関係数も t 値も共に時間軸に沿って顕著に低落する方向性を示しており、市場経済化の進展に伴って、所有構造で見た企業業績の格差が漸次解消されている可能性が示唆されている。実際、図 23 の通り、直接効果の偏相関係数は、推定期間平均年が 1 年進むと 1%水準で有意に 0.01、 t 値は、5%水準で有意に 0.41 それぞれ低下するのである。しかし、同図に顕れた下方トレンドが、間接効果と同様に、推定期間以外の要因によって作り出される可能性は残る。従って、この点は、6.3 節のメタ回帰分析でより厳密に検証する。

表 13 には、推定結果をメタ統合した結果が一覧されている。同表には、6.1 節での先行研究に関する概要説明の内容に照応して、全研究の統合結果と共に、研究対象国、研究対象産業、経営実績変数、FDI 変数タイプ、並びに検証効果の違いに対応した統合結果も合わせて報告している。偏相関係数の統合結果である同表 (a) によれば、均質性の検定は、全てのケースで帰無仮説を棄却している。従って、第 5 節で述べたマクロ経済効果の場合と同様に、ここでも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。それによれば、全研究を対象とした偏相関係数の統合値は 0.002 であり、かつ 1%水準で有意である。従って、表 12 に列挙した 30 文献が報告する実証成果は、全体として、微弱ながら有意に正の FDI 間接効果を実証していると判断される。しかし、同様の評価は、メタ統合対象を、ロシア又はウクライナの研究、サービス業研究、経営実績変数の基準指標として売上高、生産高又は TFP を採用した研究、FDI 変数の基準指標として企業資産、売上高又は生産高を用いた研究に限定した場合には当てはまらず、なおかつ、垂直前方連関効果の統合サイズは、水平効果や垂直後方連関効果のそれとは対照的に有意に負である。この通り、移行諸国における FDI 間接効果の実証分析は、研究条件や推定方法及び検証効果タイプによって、その結果が多いに左右されている。

次に、表 13 (b) に示された t 値の結合結果によれば、無条件に結合された t 値 \bar{T}_u は、サービス業研究及び FDI 変数の基準指標として企業資産を採用した研究の 2 つの場合を除いて、全て 5%ないしそれ以下の水準で有意であるのとは対照的に、研究水準で加重された結合 t 値 \bar{T}_w は、その値が著しく低下するばかりではなく、5 つのケースを除いて、有意水準 10%に

も達しない。この結果には、研究水準の向上に伴う実証方法の厳格化と推定結果の統計的有意性の間に、強い負の相関関係が成立している可能性が示されている。

表 13 の下端には、直接効果の推定結果を対象としたメタ統合結果も報告されているが、その統合効果サイズの推定値 \overline{R}_r は、間接効果の統合値を 24 倍も上回り(0.048 対 0.002)、結合 t 値やフェイルセーフ数(fsN)も、間接効果のそれを大幅に凌駕している。このような分析結果にも、直接効果との比較における間接効果の相対的小ささ及び実証的検出の困難さが繰り返し強調されている。

6.3 メタ回帰分析

FDI 間接効果に関する推定結果には、先行研究間に顕著な差があり、またそれは、研究対象や推定方法を含む多くの諸要因に起因していることが、前節の分析結果から明らかにされた。そこで本節では、先行研究間の様々な相違性を同時に制御するメタ回帰モデルを推定し、この点をより厳密に分析する。推定式の左辺には、間接効果に関する推定結果の偏相関係数又は t 値を導入し、右辺には、この目的に即した合計 63 種類のメタ独立変数を採用した。表 14 には、これらメタ独立変数の名称、定義及び記述統計量が記されている。同表の通り、メタ回帰モデルの推定に際しては、研究対象国、研究対象産業、データ形式、経営実績変数や FDI 変数のタイプ及び検証効果の違いに加えて、実証データの基本情報源、分析対象となる国内企業の範囲、推定式のタイプ、推定結果に強く影響すると考えられる制御変数の有無、推定量、FDI 変数(即ち、外資系企業市場占有率)の集計水準や集計対象となる外資系企業の範囲、その他 FDI 変数の構造や特性、並びに自由度及び研究水準に見られる研究間の差異にも分析的な配慮を払う。

表 15 に推定結果が報告されている。アンバランスド・パネル回帰モデルの[6]及び[12]は、Hausman 検定が帰無仮説を棄却しないため、変量効果推定の結果を報告した。但し、変量効果推定の結果に基づく Breusch-Pagan 検定は、文献個別効果の分散がゼロであるという帰無仮説を受容しており、このため、変量効果パネル推定法による推定結果は、最小二乗法のそれと殆ど変わらない。他方、加重最小二乗法の推定結果は、分析的重みの違いに感受的であるものの、数多くの変数が等しく有意に推定されている。モデル全体の説明力を反映する決定係数(R^2)は、0.268(モデル[7]及び[12])から 0.598(モデル[9])の範囲にあり、Hanousek et al. (2011)が推定したメタ回帰モデル(Table 5, p. 318)³⁶より高い水準にある。

表 15 から、FDI 間接効果の推定結果と研究間の方法論的な相違点との間に、次のような

³⁶ Hanousek et al. (2011)は、FDI 間接効果に関する合計 933 推定結果の t 値を、自由度の平方根を含む推定方法の特性を反映した 14 種類の変数に、11 種類の研究対象国ダミー変数又は 4 種類の研究地域ダミー変数を加えたメタ独立変数に回帰し、その結果、自由度調整済決定係数(Adjusted R^2)が、0.105 から 0.135 となるモデルを得ている。本論文中に明示がないが、恐らく、彼らのメタ回帰モデルは、OLS で推定されたものであり、従って、文献間の異質性に対して特別な分析的配慮は払われていないものと推察される。

関係を見て取ることができる。第1に、他の条件が等しければ、研究対象国の違いは、ロシアを対象とした推定値が、他国研究と比較してより低い統計的有意性を示す可能性がある点を除けば、間接効果の推定結果に強い影響を及ぼさない。その一方、研究対象産業は、間接効果に関する実証的評価を大きく揺るがす要因である。事実、同表(a)の通り、産業分野を広範に網羅した研究と比して、鉱工業研究は0.020前後、サービス業研究は0.025前後、偏相関係数でみた間接効果のサイズが平均的に縮小する。また、同表(b)によると、サービス業研究は、全産業研究や鉱工業研究よりも、FDI変数の t 値が2.5から3.4の範囲で平均的に低い。第2節で指摘した通り、中東欧・旧ソ連諸国向けFDIのかなりの部分が、鉱工業に投じられたことは事実であるものの、研究対象としての同部門への過度な傾倒は、国内企業への生産性波及効果という観点から見た移行諸国における外国資本の役割を包括的に評価する上では、決して望ましくないのである。

第2に、実証データの期間や形式の違いは、推定結果に顕著な差をもたらさないが、基本的情報源の違いは、これに激しく影響する。表15(a)によれば、現実世界にとってインパクトのある間接効果を検出する上で、商用データベースや独自企業調査結果の採用は、政府統計データの利用よりも明らかに不利である。また、同表(b)の通り、商用データベースに基づく推定は、政府統計データを用いた場合と較べて統計的有意水準も大きく劣る。実証結果にこのような違いをもたらす最も重要な要因は、政府統計データの圧倒的情報量であろう。往々にして国内企業の悉皆調査を基盤に構築される政府統計データは、観測値の多さで他の情報源を遥かに凌駕しており、それが、FDI変数の中身となる外資系企業集団の市場占有率をより正確に捕捉する上でも、FDI変数のパラメータをより高い精度で推定する上でも大いに有益であることは容易に想像できる。

第3に、回帰モデルの基本デザインを決定付ける分析対象企業(即ち、推定に用いる観察値)の範囲、推定式のタイプ、FDI変数と共に右辺に導入される制御変数及び推定量という一連の要素の中では、とりわけ推定式タイプの違いが、間接効果のサイズと統計的有意性の何れの点から見ても、研究間の相違性を説明するとりわけ重要な要因である。即ち、差分モデル又はトランスログ・モデルを採用した研究は、かかる操作を施さない回帰モデルを用いた研究よりも、FDIの間接効果について、より保守的な推定結果を提出する傾向が強い。更に、表15(a)から、時間固定効果の制御やGLS推定量の利用及び操作変数法による内生性への対処も、効果サイズの実証的評価に関する研究間の差異を説明する有力な要因であるといえる。

第4に、以上に述べた諸要因にも増して、経営実績変数とFDI変数の選択及び設計は、間接効果の推定結果に決定的な違いをもたらす。即ち、付加価値を以って国内企業のパフォーマンスを表現する研究よりも、輸出市場参入実績を除くその他の指標で経営実績を代理する研究の方が、間接的経路を通じたFDIのインパクトに対して、より消極的な評価を下す傾向があり、とりわけその程度は、TFPを経営実績変数に用いた研究に特に顕著である

37)。他方、FDI 変数に係るメタ独立変数の推定結果に目を転じると、外資系企業集団の市場占有率を如何なる指標を以って測定するのか、その産業分類上及び地理的な集計範囲をどこに設定するのか、技術移転や企業間競争の源としてどのような特性の外資系企業に注目を払うのか、という分析的視点の差異は、間接効果の推定結果に確かな違いをもたらしている。但し、偏相関係数と t 値では、比較的頑健に相関するメタ独立変数の組み合わせに大きな違いがあることもまた事実である。

第 5 に、FDI 間接効果が国内企業に及ぶ経路の違いは、以上に強調した諸要因を加味すると、既存研究の実証的評価に大きく影響するものではない。この結果は、水平効果との比較において、垂直前方連関効果の統計的有意性が 1%水準で有意に低く、逆に、垂直後方連関効果のそれは 1%水準で有意に高いという Hanousek et al. (2011) の分析結果とは好対照を成しており、大変興味深い。垂直効果に関する研究成果の 2000 年代後半を通じた更なる蓄積が、経路が異なる間接効果の間の実証的評価の差を解消したのか、それとも、Hanousek 論文と本稿が引用する文献の構成やメタ回帰分析の方法論的な違いが、両論文の結論の違いに結果したのかを直ちに判断することは難しく、今後発表される類似研究をも包括した将来のメタ研究にその判断を委ねざるを得ない。

残る自由度及び研究水準に係るメタ独立変数は、何れも頑健に有意には推定されていない。この結果は、FDI マクロ経済効果に関するメタ回帰分析の結果とは大きく異なる。恐らく、表 12 に掲げた 30 文献全てが、300 を超す大規模標本(抽出推定結果平均 27466)を用いており、自由度で見た実証分析上の制約が、マクロ経済効果研究のそれ(抽出推定結果平均 141)程厳しくないことが前者の理由であり、他方、研究水準の違いは、他のメタ独立変数で表現された実証方法論上の差異によって十分説明がなされており、従って、掲載学術誌や出版社の知名度及び査読制の有無という外形標準で測られた文献間の格差は、メタ回帰分析で有意に推定された数々の要因の存在を考慮すれば、もはや推定結果の差異を説明する重大な要素ではないことが後者の理由だと考えられる。

直接効果に関する偏相関係数及び t 値を従属変数としたメタ回帰モデルの推定結果は、表 16 の通りである。上述した間接効果の推定結果とは異なり、研究対象国、データ形式、市場競争度や産業固定効果の制御及び交差項の同時推定は、直接効果の推定結果に大きな影響を及ぼす一方、実証データの情報源や推定量の違いは、推定結果の間に統計的に有意な差をもたらしていない。また、差分モデルやトランスログ・モデルを推定した研究や経営実績変数として TFP や輸出市場参入実績を採用した研究では、その他の研究よりも、平均的により高い効果サイズが検出される点も間接効果とは対照的である。なお、推定期間は、間接効果の場合と同様、直接効果の推定結果に対しても頑健に有意な影響を發揮していない。図

37) なお、補足的推定作業の結果、TFP を最小二乗法で推定した研究と Olley and Pakes (1996) 又は Levinsohn and Petrin (2003) が提唱するセミパラメトリック法で推定した研究の間に、この観点から、特筆する差が見出さないことが確認されている。

21 から図 22 にかけて観察された時系列トレンドは、推定期間以外の要因によって作り出された可能性が強い。

6.4 公表バイアスの検証

最後に、この研究領域における公表バイアスの可能性とその程度を検証する。

間接効果の偏相関係数と標準誤差の逆数を用いて描き出される図 24 の漏斗プロットは、全推定結果に関する同図(a)を見る限り、ゼロを基準としても、推定値精度最上位 10%の平均値を真の効果の近似値と仮定しても、左右対称に均整の取れた逆漏斗型の分布を示している。同図(b)に示された水平効果の漏斗プロットからも、同様の特徴を見出すことが出来る。一方、同図(c)及び(d)の通り、垂直効果の漏斗プロットは、抽出推定結果の少なさも手伝って、その輪郭は曖昧である。全 625 推定結果の正負比率は、0 値の 19 推定結果を除くと、314 対 292 であり、従って、両者の比率は等しいという帰無仮説は受容される($z=0.894$, $p=0.372$)。真の値の近似値である 0.001 を境に推定値を左右に分けても、両者の比率は 314 対 311 であり、やはり帰無仮説は棄却されない($z=0.120$, $p=0.905$)。従って、公表バイアス I 型の可能性は低いと判断される。水平効果及び垂直前方連関効果に範囲を限定しても、同様の分析結果が得られる³⁸⁾。一方、垂直後方連関効果は、ゼロ又は推定値精度最上位 10%の平均値のいずれを基準にしても、帰無仮説は有意水準 5%で棄却される³⁹⁾。つまり、垂直後方連関効果に限り、公表バイアス I 型の恐れは濃厚である。

t 値と標準誤差の逆数の散布図であるガルブレイズ・プロットを用いて推定結果の分布を俯瞰すると、図 25 の通り、有意水準 5%の両側棄却限界値 ± 1.96 の範囲内に収まらない推定値が、全体の 5%を大幅に超えている。実際、625 推定結果中、 t 値の絶対値が 1.96 以上であるものは 197 を数え、全体の 31.5%に達する。無論、その比率が 5%であるという帰無仮説は、強く棄却される($z=30.421$, $p=0.000$)。検証効果タイプ別で見ても、絶対値が 1.96 を超す推定値の比率は、水平効果が 30.0%、垂直前方連関効果が 20.3%、垂直後方連関効果が 43.6%であり、これら全てのケースで帰無仮説は繰り返し 1%水準で有意に棄却される。更に、真の効果と推定値精度最上位 10%の平均値と仮定し、統計量 $|(\text{第}k\text{推定結果} - \text{真の効果})/SE_k|$ が閾値 1.96 を上回る推定結果が全体に占める比率を求めると、全推定結果の場合が 29.9%、水平効果では 27.9%、垂直前方連関効果では 20.3%、垂直後方連関効果では 42.7%であり、その比率が 5%であるという帰無仮説は、再び全てのケースで強く棄却

³⁸⁾ 水平効果(垂直前方連関効果)推定値の正負比率は、222 対 210(24 対 36)であり、比率の差の z 検定値及び p 値は、各々 0.577 及び 0.564(1.549 及び 0.121)である。推定値精度最上位 10%の平均値上下の比率は、206 対 238(37 対 27)であり、この場合の z 検定値及び p 値は、各々 1.519 及び 0.129(1.250 及び 0.211)である。

³⁹⁾ 垂直後方連関効果推定値の正負比率は、68 対 46 であり、比率の差の z 検定値及び p 値は、各々 2.061 及び 0.039 である。他方、推定値精度最上位 10%の平均値上下の比率は、25 対 92 であり、この場合の比率の差の z 検定値及び p 値は、各々 6.194 及び 0.000 である。

される。従って、検証効果の違いを問わず、この研究領域において公表バイアスⅡ型が生じている可能性は極めて高いと判断される。

続く図 26 には、直接効果の推定結果を用いた漏斗プロットとガルブレイズ・プロットが描かれているが、同図から一見して明らかな通り、直接効果に関する分析結果の公表には、公表バイアスⅠ型及びⅡ型共に、その可能性が非常に疑われる⁴⁰。

間接効果に関する公表バイアス及び真の効果の有無を検定するために特別に設計されたメタ回帰モデルの推定結果は、表 17 に報告されている。同表の通り、あらゆるケースにおいて、Breusch-Pagan 検定は、文献個別効果の分散がゼロであるという帰無仮説を棄却している。従って、変量効果又は固定効果モデルの推定結果に依拠して判定を行うと、(9)式の切片(β_0)がゼロであるという帰無仮説は、モデル[3][6][9][12]のいずれにおいても棄却されない一方、(10)式の切片(β_0)はゼロであるという帰無仮説は、モデル[15][18][21][24]の全てについて、1%水準で有意に棄却される。従って、メタ回帰分析の手法によれば、FDI 間接効果研究の全領域に亘って、公表バイアスⅡ型の疑いは極めて強いと考えられる。

ここで、表 17(c)に目を転じると、(11)式の標準誤差の逆数の係数(β_1)は、モデル[36]において、5%水準で有意に正に推定されている。即ち、この結果は、表 12 に列挙された既存研究の中に、垂直後方連関効果に関する正真正銘の証拠が含まれている可能性があることを示唆している。しかし、同表(a)の通り、(9)式の標準誤差の逆数の係数(β_1)がゼロであるという帰無仮説はモデル[12]によって棄却されない。従って、モデル[36]の推定から得た係数 β_1 を、公表バイアス修正効果サイズとして採用することはできないと判断される。

続く表 18 の通り、直接効果研究の場合は、公表バイアスⅠ型及びⅡ型共に、その疑いは極めて強いものの、かかる公表バイアスの問題を越えて、抽出推定結果の中に正真正銘の証拠がもたらされている可能性は高く、なおかつ、その推定値は、10%水準で有意に 0.012 であることが判明する。

以上、本節の検証結果からは、諸外国から移行諸国に投じられた直接投資のミクロ経済効果を検証した既存研究は、統計的有意性に優れた推定結果への偏重に起因する公表バイアスⅡ型問題の深刻さ等を背景に、研究領域全体として、非ゼロの FDI 間接効果の有無を判定するまでには、実証成果の蓄積が進んでいないとの結論が導き出される。

7. おわりに

本稿は、中東欧・旧ソ連諸国における市場経済への体制転換プロセスを追跡した過去 20 数年間の研究蓄積の中から、諸外国からの直接投資とこれらの国々の経済再建との関係に

⁴⁰ 直接効果全 135 推定結果の偏相関係数の正負比率は、0 値である 1 推定結果を除いて 117 対 17 ($z=8.521, p=0.000$)、推定値精度最上位 10% 平均値上下の比率は、55 対 80 ($z=2.152, p=0.031$) であり、絶対値が 1.96 を上回る t 値が全体に占める比率は、48.9% ($z=23.398, p=0.000$) にも達する(括弧内は、間接効果と同様の仮説検定結果)。

注目を払った文献を取り上げ、(1)FDIの決定要因、(2)マクロ経済成長への効果、並びに(3)企業レベルのミクロ経済効果から成る3つの研究領域毎に、これら先行研究が披露する実証結果を、伝統的なメタ分析の手法を以って統合・鳥瞰すると共に、研究間の相違性を決定付ける要因や公表バイアスの可能性を、メタ回帰分析によって検証した。各研究領域に関する分析結果の要約とこれらに対する筆者らの評価は、以下の通りである。

中東欧・旧ソ連諸国向け FDI を概観した第2節及び文献調査やメタ分析の方法論を解説した第3節に次ぐ第4節では、FDIの決定要因に関する先行文献のメタ分析を行った。ここでは、移行経済諸国に特有の FDI 決定要因に注目し、経済自由化指標、企業改革指標、競争政策指標、私有化関連指標、その他の5タイプに分類される経済移行変数が、FDI 流入額に及ぼす影響力を検証することで、経済移行の FDI 誘引効果の有無とその程度を吟味した。メタ分析対象文献の中で報告された推定結果は、概ね肯定的な効果を示しており、変数効果モデルでメタ統合した偏相関係数は0.185、研究水準で加重した統合 t 値は3.544となる(表3)。条件付けした t 値のメタ統合の結果を見る限り、総投資か二国間かのモデル形式は問わないが、パネルデータを用いて、年間 FDI 純流入額を従属変数に置き、私有化関連指標を経済移行の代理変数として推定した研究の信頼性が高いことが判明した。

メタ回帰分析の結果からは、経済移行の FDI 誘引効果に関する実証結果は、一部の研究属性によってのみ大きく左右されていることが判明し、とりわけ投資受入国の構成が中東欧諸国に偏るほど、経済移行関連の指標が FDI に及ぼす影響力は小さくなるという結果が得られた(表5)。推定結果の公表バイアスについては、I型、II型ともに検出されたが、同時に今回のメタ分析対象文献の中に、経済移行の FDI 誘引効果に関する真の効果が存在し、それは公表バイアスを考慮しても有意に正であることが判明した(表6)。

続く第5節では、移行経済諸国における FDI とマクロ経済成長の因果関係を考察した実証研究を取り上げた。この研究領域は、1990年代の空白期間を経て、新世紀冒頭の10年間に大きな進展を遂げた。この分野に生まれた一連の研究成果は、全体として、マクロ経済成長に対する FDI の肯定的な効果を提示している。事実、変数効果モデルによる偏相関係数のメタ統合値は0.216を示し、研究水準で加重した統合 t 値は4.706に達している(表8)。世界のあらゆる国と地域を対象とした Doucouliagos et al. (2010)の包括的なメタ分析によれば、108文献880推定結果から抽出された偏相関係数の統合値は0.12である(Table 1, p. 17)。仮に比較が許されるなら、中東欧・旧ソ連諸国は、世界の平均的な水準を1.8倍も上回る FDI マクロ経済効果を享受したことになる。同地域に投下された外国資本の質の高さと、これを受け止めた旧社会主義圏の企業や市民の優れた吸収力や適応力が、この分析結果に強く表れている。

ただし、メタ回帰分析の諸結果は、マクロ経済成長に対する FDI 効果の実証的評価は、研究条件に強く依存する事実を明らかにしている。とりわけ推定期間、データ形式、推定量及び FDI 変数タイプは、異なる推定結果間の差異を説明する重要な要因であることが確認さ

れた。また、自由度や研究水準も、これらの要因に負けず劣らず、FDI マクロ経済効果の規模と統計的有意性を、大きく左右することが判明した。後者2つの要因の推定値が頑健に負であることは、研究精度が高まれば高まるほど、FDI 効果の評価はより保守的になることを含意している。加えて、この研究領域における公表バイアスの検証結果によれば、強い公表バイアス傾向と研究数の不十分さ故に、既存研究は、総体として真の FDI 効果を証明するには至っていない。従って、将来、精度の高い実証結果の蓄積が進めば、中東欧・旧ソ連諸国のマクロ経済成長に対する FDI 効果の評価は、下方修正される可能性がある。より一層正確な測定値の獲得を目指して、今後の研究の進展に期待したい。

第6節では、企業レベルのミクロ経済効果を実証的に検証した先行研究をメタ分析の俎上に挙げた。本節では、多国籍企業の進出が企業間競争やサプライヤー＝クライアント関係を介して国内企業に及ぶ生産性波及効果の実証成果を、外国資本の経営参加が移行国企業の経営活動に及ぼす外国所有効果との比較を踏まえつつ、メタ分析的に統合・解析した。この結果、前者の FDI 間接効果は、後者の直接効果と較べて、その効果サイズも統計的有意性も明らかに低いことが判明した。即ち、変量効果モデルを用いた間接効果の統合偏相関係数は、統計的に有意ではあるものの、直接効果のそのの24分の1に相当する0.002に過ぎず、また、研究水準で加重した結合 t 値も、直接効果の8.054という極めて高い値とは対照的に、1.101足らずに止まる。換言すると、既存研究は、全体として、現実経済において非常に顕著であると評価し得るに足る間接効果の存在を、中東欧・旧ソ連諸国に即して実証しておらず、なおかつ、研究者の実証的評価は、分析手法の高度化や厳密化に伴って、大幅に割り引かれる傾向が強いのである。

6.2節で指摘した通り、先行研究が報告する推定結果の約30%は、広く統計的に有意だと認められる間接効果を実証している。であるにも拘らず、現実の効果が微弱だと判定される理由は、標本サイズとの比較における統計的有意性の不十分さにある。第3節の(1)式が示す通り、偏相関係数は t 値と自由度の関数である。FDI ミクロ経済効果の検証に取り組んだ研究の多くは、観察値が数万にも達する大規模標本を用いているが、仮に自由度が1万であったとすれば、 t 値が5.0であるとしても、偏相関係数は0.050にしかならず、Cohen(1988)の基準で「軽微な」効果があると判定する0.10にも遠く及ばない。つまり、移行経済研究においては、非常に大規模な実証データを用いていながら、推定精度は凡庸な水準の実証結果しか得られていないのである。これが現実を正しく反映するものなのか、データの信頼性に由来するものなのかは、今後大きな論争点となるだろう。

6.3節で行ったメタ回帰分析の諸結果は、FDI ミクロ経済効果に関する実証分析は、マクロ経済研究の場合と同様に、その結果が研究条件に大きく左右される事実を明確に物語っている。ただし、マクロ経済研究の場合とは異なり、偏相関係数と t 値では、統計的に有意に推定されたメタ独立変数の組み合わせに大きな差がある。更に、間接効果と直接効果の間にも、メタ回帰分析の結果に顕著な違いが確認された。加えて、6.4節における公表バイア

スの検証結果によれば、この研究領域では、統計的有意性が高い実証成果を偏重する公表バイアスⅡ型の疑いが大変強く、この問題の否定的な影響と相俟って、これまでのところ、移行経済研究者は FDI 間接効果に関する真の姿を究明するには至っていないと判断される。マクロ経済研究と共に、この研究分野においても、我々はより一層の研究努力が求められている。この意味で、移行経済研究は、決して終わりを迎えてはいないのである。

付録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日時点に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。

参考文献

- 安藤研一(2006)「EU拡大と多国籍企業」『日本EU学会年報』第26号, 205-231頁。
- 池本修一・岩崎一郎・杉浦史和編著(2008)『グローバル化と体制移行の経済学』文眞堂。
- 岩崎一郎・鈴木拓(2010)『比較経済分析：市場経済化と国家の役割』ミネルヴァ書房。
- 徳永昌弘(2012)「欧州新興国と海外直接投資：日系企業の海外直接投資から見た欧州新興市場の発展」飴野仁子・高屋定美・田村香月子・徳永昌弘『グローバル金融危機と経済統合：欧州からの教訓』関西大学出版部, 125-144頁。
- 盛田常夫(2000)「体制転換にみるアンシャンレジームの継続と変容」『経済志林』第67巻第3・4号, 135-197頁。
- 山田剛史・井上俊哉編(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。
- Aghion, Philippe and Peter W. Howitt (1997), *Endogenous growth theory*, MIT Press: Cambridge, Mass.
- Alter, Rolf and Frédéric Wehrlé (1993), Foreign direct investment in Central and Eastern Europe: an assessment of the current situation, *Intereconomics*, 28:3, pp. 126-131.
- Apergis, Nicholas, Katerina Lyroudi and Athanasios Vamvakidis (2008), The relationship between foreign direct investment and economic growth: evidence from transition economies, *Transition Studies Review*, 15:1, pp. 37-51.
- Bandelj, Nina (2002), Embedded economies: social relations as determinants of foreign direct investment in Central and Eastern Europe, *Social Forces*, 81:2, pp. 409-444.
- Bandelj, Nina (2008a), From communists to foreign capitalists: the social foundations of foreign direct investment in postsocialist Europe, Princeton University Press: Princeton and Oxford, pp. 65-102.
- Bandelj, Nina (2008b), From communists to foreign capitalists: the social foundations of foreign direct investment in postsocialist Europe, Princeton University Press: Princeton and Oxford, pp. 103-130.
- Bandelj, Nina (2010), How EU integration and legacies mattered for foreign direct investment into Central and Eastern Europe, *Europe-Asia Studies*, 62:3, pp. 481-501.
- Barrell, Ray and Dawn Holland (2000), Foreign direct investment and enterprise restructuring in Central Europe, *Economics of Transition*, 8:2, pp. 477-504.
- Békés, Gábor, Jörn Kleinert and Farid Toubal (2009), Spillovers from multinationals to heterogeneous domestic firms: evidence from Hungary, *World Economy*, 32:10, pp. 1408-1433.
- Bellak, Christian and Markus Leibrecht (2006), Effective tax rates as a determinant of foreign direct investment in Central and East European countries: a panel analysis, In: Tavares, Ana Teresa and Aurora Teixeira (eds.), *Multinationals, clusters and innovation: does public policy matter?* Palgrave Macmillan: Basingstoke and New York, pp. 272-288.
- Bellak, Christian and Markus Leibrecht (2009), Do low corporate income tax rates attract FDI? evidence from Central- and East European countries, *Applied Economics*, 41:21, pp. 2691-2703.
- Bellak, Christian, Markus Leibrecht and Jože P. Damijan (2009), Infrastructure endowment and corporate income taxes as determinants of foreign direct investment in Central and Eastern European countries, *World Economy*, 32:2, pp. 267-290.
- Bellak, Christian, Markus Leibrecht and Aleksandra Riedl (2008), Labour costs and FDI flows into Central and Eastern European Countries: a survey of the literature and empirical evidence, *Structural Change and Economic Dynamics*, 19:1, pp. 17-37.
- Bevan, Alan, Saul Estrin and Klaus Meyer (2004), Foreign investment location and institutional development in transition economies, *International Business Review*, 13:1, pp. 43-64.
- Bijsterbosch, Martin and Marcin Kolasa (2010), FDI and productivity convergence in Central and Eastern Europe: an industry-level investigation, *Review of World Economics*, 145:4, pp. 689-712.
- Borensztein, E., J. De Gregorio and J-W. Lee (1998), How does foreign direct investment affect economic

- growth? *Journal of International Economics*, 45:1, pp. 115-135.
- 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
- Botrić, Valerija and Lorena Škuflić (2006), Main determinants of foreign direct investment in the Southeast European countries, *Transition Studies Review*, 13:2, pp. 359-377.
- Brenton, Paul, Francesca Di Mauro and Matthias Lücke (1999), Economic integration and FDI: an empirical analysis of foreign investment in the EU and in Central and Eastern Europe, *Empirica*, 26:2, pp. 95-121.
- 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.
- Campos, Nauro F. and Yuko Kinoshita (2002), Foreign direct investment as technology transferred: some panel evidence from the transition economies, *The Manchester School*, 70:3, pp. 398-419.
- Carstensen, Kai and Farid Toubal (2004), Foreign direct investment in Central and Eastern European countries: a dynamic panel analysis, *Journal of Comparative Economics*, 32:1, pp. 3-22.
- Cass, Fergus (2007), Attracting FDI to transition countries: the use of incentives and promotion agencies, *Transnational Corporations*, 16:2, pp. 77-122.
- Cernat, Lucian and Radu Vranceanu (2002), Globalisation and development: new evidence from Central and Eastern Europe, *Comparative Economic Studies*, 44:4, pp. 119-136.
- Chakrabarti, Avik (2001), The determinants of foreign direct investment: sensitivity analyses of cross-country regressions, *Kyklos*, 54:1, pp. 89-114.
- Claessens, Stijn, Daniel Oks and Rossana Polastri (2000), Capital flows to Central and Eastern Europe and the Former Soviet Union, In: Edwards, Sebastian (ed.), *Capital flows and the emerging economies: theory, evidence, and controversies*, University of Chicago Press: Chicago, pp. 299-340.
- Cohen, Jacob (1988), *Statistical power analysis in the behavioral sciences*, 2nd edition, Lawrence Erlbaum Associates: Hillsdale.
- 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 (2003), 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.
- Deichmann, Joel I., Abdolreza Eshghi, Dominique M. Haughton, Selin Sayek and Nicholas C. Teebagay (2003), Foreign direct investment in the Eurasian transition states, *Eastern European Economics*, 41:1, pp. 5-34.
- Demekas, Dimitri G., Balázs Horváth, Elina Ribakova and Yi Wu (2007), Foreign direct investment in European transition economies: the role of policies, *Journal of Comparative Economics*, 35:2, pp. 369-386.
- 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.
- Döhrn, Roland (2000), Foreign direct investment in Russia: an engine of structural adjustment? In: Welfens, Paul J.J. and Evgeny Gavrilencov (eds.), *Restructuring, stabilizing and modernizing the new Russia: economic and institutional issues*, Springer: Berlin and New York, pp. 127-148.
- Doucouliaagos, Hristos, Janto Haman and T. D. Stanley (2012), Pay for performance and corporate governance reform, *Industrial Relations*, 51:3, pp. 670-703.
- Doucouliaagos, Hristos, Sasi Iamsiraroj and Mehmet Ali Ulubasoglu (2010), Foreign direct investment and

- economic growth: a real relationship or wishful thinking? School Working Paper No. SWP 2010/14, School of Accounting, Economics and Finance, Deakin University, Melbourne.
- EBRD (European Bank for Development and Reconstruction) (1998), Transition report 1998: financial sector in transition, EBRD: London.
- Easterly, William (1993), How much do distortions affect growth? *Journal of Monetary Economics*, 32:2, pp. 187-212.
- Edmiston, Kelly, Shannon Mudd and Neven Valev (2003), Tax structures and FDI: the deterrent effects of complexity and uncertainty, *Fiscal Studies*, 24:3, pp. 341-359.
- Égert, Balázs and László Halpern (2006), Equilibrium exchange rates in Central and Eastern Europe: a meta-regression analysis, *Journal of Banking and Finance*, 30:5, pp. 1359-1374.
- Eicher, Theo S., Lindy Helfman and Alex Lenkoski (2012), Robust FDI determinants: Bayesian model averaging in the presence of selection bias, *Journal of Macroeconomics*, 34:3, pp. 637-651.
- Eller, Markus, Peter Haiss and Katharina Steiner (2006), Foreign direct investment in the financial sector and economic growth in Central and Eastern Europe: the crucial role of the efficiency channel, *Emerging Markets Review*, 7:4, pp. 300-319.
- 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.
- Estrin, Saul, Kirsty Hughes and Sarah Todd (1997), Foreign direct investment in Central and Eastern Europe: multinationals in transition, Royal Institute of International Affairs: London and Washington.
- Fabry, Nathalie and Sylvain Zeghni (2002), Foreign direct investment in Russia: how the investment climate matters, *Communist and Post-Communist Studies*, 35:3, pp. 289-303.
- Fabry, Nathalie and Sylvain Zeghni (2006), How former communist countries of Europe may attract inward foreign direct investment? a matter of institutions, *Communist and Post-Communist Studies*, 39:2, pp. 201-219.
- Fidrmuc, Jarko and Iikka Korhonen (2006), Meta-analysis of the business cycle correlation between the euro area and the CEECs, *Journal of Comparative Economics*, 34:3, pp. 518-537.
- Fidrmuc, Jarko and Reiner Martin (2011), FDI, trade and growth in CESEE countries, *Focus on European Economic Integration*, (Q1/11), Oesterreichische Nationalbank: Vienna, pp. 70-89.
- Garibaldi, Pietro, Nada Mora, Ratna Sahay and Jeromin Zettelmeyer (2001), What moves capital to transition economies? *IMF Staff Papers*, 48(Special Issue), pp. 109-145.
- Gersl, Adam, Ieva Rubene and Tina Zumer (2008), Foreign direct investment and productivity spillovers in Central and Eastern European countries, In: Kowalewski, Oskar and Marzena Anna Weresa (eds.), *The role of foreign direct investment in the economy*, Rainer Hampp Verlag: München und Mering, pp. 93-126.
- Görg, Holger, Alexander Hijzen and Balázs Muraközy (2009), The role of production technology for productivity spillovers from multinationals: firm-level evidence for Hungary, *Aussenwirtschaft*, 64:1, pp. 19-44.
- Grogan, Louise and Luc Moers (2001), Growth empirics with institutional measures for transition countries, *Economic Systems*, 25:4, pp. 323-344.
- Grossman, Gene M. and Elhanan Helpman (1991), *Innovation and growth in the global economy*, MIT Press: Cambridge, Mass. (大住圭介監訳『イノベーションと内生的経済成長：グローバル経済における理論分析』創文社，1998年)
- Halpern, László and Balázs Muraközy (2007), Does distance matter in spillover? *Economics of Transition*, 15:4, pp. 781-805.
- Hanousek, Jan, Evžen Kočenda and Mathilde Maurel (2011), Direct and indirect effects of FDI in emerging European markets: a survey and meta-analysis, *Economic Systems*, 35:3, pp. 301-322.
- Hany, Csilla (1995), Foreign direct investment in Central Eastern Europe: some lessons for Poland from Hungary, *Intereconomics*, 30:1, pp. 36-43.

- Holland, Dawn, Magdolna Sass, Vladimir Benacek and Miroslaw Gronicki (2000), The determinants and impact of FDI in Central and Eastern Europe: a comparison of survey and econometric evidence, *Transnational Corporations*, 9:3, pp. 163-212.
- IBRD (International Bank for Reconstruction and Development) (1996), *World development report: from plan to market*, Oxford University Press: New York.
- 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 (2012), The nested variable model of FDI spillover effects: estimation using Hungarian panel data, *International Economic Journal*, 26:4, pp. 673-709.
- Iwasaki, Ichiro and Keiko Sukanuma (2009), EU enlargement and foreign direct investment into transition economies revisited, *Transnational Corporations*, 18:3, pp. 27-57.
- Iwasaki, Ichiro, Miklós Szanyi, Péter Csizmadia, Miklós Illéssy and Csaba Makó (2010), Privatization, foreign acquisition, and firm performance: a new empirical methodology and its application to Hungary, *European Journal of Comparative Economics*, 7:2, pp. 307-343.
- 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.
- Javorcik, Beata Smarzynska and Mariana Spatareanu (2005), Disentangling FDI spillover effects: what do firm perceptions tell us? In: Moran, Theodore H., Edward M. Graham and Magnus Blomstrom (eds.), *Does foreign direct investment promote development?* Institute for International Economics and Center for Global Development, World Bank: Washington, D. C., pp. 45-71.
- Javorcik, Beata Smarzynska and Mariana Spatareanu (2008), To share or not to share: does local participation matter for spillovers from foreign direct investment? *Journal of Development Economics*, 85:1-2, pp. 194-217.
- Jensen, Camilla (2004), Localized spillovers in the Polish food industry: the role of FDI in the development process? *Regional Studies*, 38:5, pp. 535-550.
- Jensen, Nathan (2002), Economic reform, state capture, and international investment in transition economies, *Journal of International Development*, 14:7, pp. 973-977.
- Kimura, Fukunari, Mitsuyo Ando and Takamune Fujii (2004), Estimating the ad valorem equivalent of barriers to foreign direct investment in financial services sectors in Russia, Posted on the website of the World Bank, <http://siteresources.worldbank.org/INTRANETTRADE/Resources/Topics/Kimura-Ando-Fujii-RussiaFinance.pdf>.
- 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.
- Kornecki, Lucyna and Vedapuri Raghavan (2011), Inward FDI stock and growth in Central and Eastern Europe, *International Trade Journal*, 25:5, pp. 539-557.
- 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.
- Kukeli, Agim, Chuen-Mei Fan and Liang-Shing Fan (2006), FDI and growth in transition economies: does the mode of transition make a difference? *RISEC: International Review of Economics and Business*, 53:3, pp. 302-322.
- Kutan, Ali M. and Taner M. Yigit (2009), European integration, productivity growth and real convergence: evidence from the new member states, *Economic Systems*, 33:2, pp. 127-137.
- Lankes, Hans-Peter and A. J. Venables (1996), Foreign direct investment in economic transition: the

- changing pattern of investments, *Economics of Transition*, 4:2, pp. 331-347.
- Lansbury, Melanie, Nigel Pain and Katerina Smidkova (1996), Foreign direct investment in Central Europe since 1990: an econometric study, *National Institute Economic Review*, 156:1, pp. 104-114.
- Lefilleur, Julien (2008), Déterminants des investissements directs étrangers en Europe centrale et orientale Un bilan de la transition, *Revue d'études comparatives Est-Ouest*, 39:2, pp. 201-238.
- Lefilleur, Julien and Mathilde Maurel (2010), Inter- and intra-industry linkages as a determinant of FDI in Central and Eastern Europe, *Economic Systems*, 34:3, pp. 309-330.
- Leibrecht, Markus and Johann Scharler (2009), How important is employment protection legislation for foreign direct investment flows in Central and Eastern European countries? *Economics of Transition*, 17:2, pp. 275-295.
- Levinsohn, James and Amil Petrin (2003), Estimating production functions using inputs to control for unobservables, *Review of Economic Studies* 70:2, pp. 317-341.
- Ljungwall, Christer and Patrik Gustavsson Tingvall (2010), Is China different? a meta-analysis of the effects of foreign direct investment on domestic firms, *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 8:4, pp. 353-371
- Lyrouti, Katerina, John Papanastasiou and Athanasios Vamvakidis (2004), Foreign direct investment and economic growth in transition economies, *South-Eastern Europe Journal of Economics*, 2:1, pp. 97-110.
- Marcin, Kolasa (2008), How does FDI inflow affect productivity of domestic firms? the role of horizontal and vertical spillovers, absorptive capacity and competition, *Journal of International Trade and Economic Development*, 17:1, pp. 155-173.
- Mencinger, Jože (2003), Does foreign direct investment always enhance economic growth? *Kyklos*, 56:4, pp. 491-508.
- Merlevede, Bruno and Koen Schoors (2009), Privatisation and foreign direct investment in 10 transition countries, *Post-Communist Economies*, 21:2, pp. 143-156.
- Meyer, Klaus E. (1995a), Direct foreign investment in Eastern Europe: the role of labor costs, *Comparative Economic Studies*, 37:4, pp. 69-88.
- Meyer, Klaus E. (1995b), Foreign direct investment in the early years of economic transition: a survey, *Economics of Transitions*, 3:3, pp. 301-320.
- Mišun, Jan and Vladimír Tomšík (2002), Dose foreign direct investment crowd in or crowd out domestic investment? *Eastern European Economics*, 40:2, pp. 38-56.
- Monastiriotis, Vassilis and Rodrigo Alegria (2011), Origin of FDI and intra-industry domestic spillovers: the case of Greek and European FDI in Bulgaria, *Review of Development Economics*, 15:2, pp. 326-339.
- 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)
- Muraközy, Balázs (2007), Do vertical spillovers from FDI lead to changes in markups? firm-level evidence from Hungary, *Applied Economics Quarterly*, 53:2, pp. 197-218.
- Mutinelli, Marco and Lucia Piscitello (1997), Differences in the strategic orientation of Italian MNEs in Central and Eastern Europe: the influence of firm-specific factors, *International Business Review*, 6:2, pp. 185-205.
- Myant, Martin and Jan Drahokoupil (2012), Transition indicators of the European Bank for Reconstruction and Development: a doubtful guide to economic success, *Competition and Change*, 16:1, pp. 69-75.
- Nath, Hiranya K. (2009), Trade, foreign direct investment, and growth: evidence from transition economies, *Comparative Economic Studies*, 51:1, pp. 20-50.
- Neuhaus, Marco (2005), Foreign direct investment: the growth engine in Central and Eastern Europe, *EU Monitor*, No. 26, Deutsche Bank Research: Frankfurt am Main, pp. 14-20.
- Nicolini, Marcella and Laura Resmini (2010), FDI spillovers in new EU member states: which firms create them and which firms benefit? *Economics of Transition*, 18:3, pp. 487-511.

- Olley, G. Steven and Ariel Pakes (1996), The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry, *Econometrica*, 64:6, pp. 1263-1297.
- 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.
- Pelinescu, Elena and Magdalena Rădulescu (2009), The impact of foreign direct investment on the economic growth and countries' export potential, *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 12:4, pp. 153-169.
- Redek, Tjaša and Andrej Sušjan (2005), The impact of institutions on economic growth: the case of transition economies, *Journal of Economic Issues*, 39:4, pp. 995-1027.
- Sabirianova, Klara, Katherine Terrell and Jan Svejnar (2005), Distance to the efficiency frontier and foreign direct investment spillovers, *Journal of the European Economic Association*, 3:2-3, pp. 576–586.
- Sapienza, Elvira (2010), FDI and growth in Eastern Europe: a sectoral analysis, *Economia Internazionale*, 63:4, pp. 451-475.
- Selowsky, Marcelo and Ricardo Martin (1997), Policy performance and output growth in the transition economies, *American Economic Review*, 87:2, pp. 349-353.
- Sinani, Evis and Klaus E. Meyer (2004), Spillovers of technology transfer from FDI: the case of Estonia, *Journal of Comparative Economics*, 32:3, pp. 445–466.
- Sridharan, P., N. Vijayakumar and K. Chandra Sekhara Rao (2009), Causal relationship between foreign direct investment and growth: evidence from BRICS countries, *International Business Research*, 2:4, pp. 198-203.
- 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.
- Stern, Nicholas (1997), The Transition in Eastern Europe and the former Soviet Union: some strategic lessons from the experience of 25 countries over six years, In: Zecchini, Salvatore (ed.), *Lessons from the economic transition: Central and Eastern Europe in the 1990s*, Kluwer Academic: Dordrecht, Boston, pp. 35-58.
- Torrisi, C. Richard, Christian J. Delaunay, Agata Kocia and Marta Lubieniecka (2008), FDI in Central Europe: determinants and policy implications, *Journal of International Finance and Economics*, 8:4, pp. 136-147.
- Tvaronavičienė, Manuela and Virginija Grybaitė (2007), Impact of FDI on Lithuanian economy: insight into development of main economic activities, *Journal of Business Economics and Management*, 8:4, pp. 285-290.
- 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.
- 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 (2011), Does FDI spur productivity, knowledge sourcing and innovation by incumbent firms?

- evidence from manufacturing industry in Estonia, *World Economy*, 34:8, pp. 1308-1326.
- Vahter, Pritt and Jaan Masso (2007a), Home versus host country effects of FDI: searching for new evidence of productivity spillovers, *Applied Economics Quarterly*, 53:2, pp. 167-196.
- Vahter, Pritt and Jaan Masso (2007b), Home country spillovers of FDI: some results and discussion of estimation issues, In: Liebscher, Klaus, Josef Christl, Peter Mooslechner and Doris Ritzberger-Grünwald (eds.), *Foreign direct investment in Europe: a changing landscape*, E. Elgar: Cheltenham, pp. 106-118.
- Varamini, Hossein and Svetlana Kalash (2010), Foreign direct investment inflows, economic growth, and trade balances: the experience of the new members of the European Union, *Journal of East-West Business*, 16:1, pp. 4-23.
- Velickovskia, Igor and Geoffrey Thomas Pugh (2011), Constraints on exchange rate flexibility in transition economies: a meta-regression analysis of exchange rate pass-through, *Applied Economics*, 43:27, pp. 4111-4125.
- WIIW (Wiener Institut für Internationale Wirtschaftsvergleiche) (2012), *wiiw handbook of statistics 2012: Central, East and Southeast Europe*, REMA print Druck und Verlagsgesellschaft mbH: Vienna.
- Wang, Zhen Quan and Nigd J. Swain (1995), The determinants of foreign direct investment in transforming economies: empirical evidence from Hungary and China, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 131:2, pp. 359-382.
- Weber, Enzo (2011), Foreign and domestic growth drivers in Eastern Europe, *Economic Systems*, 35:4, pp. 512-522.
- Wooster, Rossitza B. and David S. Diebel (2010), Productivity spillovers from foreign direct investment in developing countries: a meta-regression analysis, *Review of Development Economics*, 14:3, pp. 640-655.
- Yudaeva, Ksenia, Konstantin Kozlov, Natalia Melentjeva and Natalia Ponomareva (2003), Does foreign ownership matter? the Russian experience, *Economics of Transition*, 11:3, pp. 383-409.
- Zinnes, Clifford, Yair Eilat and Jeffrey Sachs (2001), Benchmarking competitiveness in transition economies, *Economics of Transition*, 9:2, pp. 315-353.

表1 中東欧・旧ソ連諸国向け外国直接投資実績(1989~2011年) ¹⁾

国家グループ・国名 ²⁾	累積投資額 (百万ドル)	国民当たり 累積投資額 (ドル)	累積投資額 対GDP比 (%) ³⁾	28か国総累 積投資額に 占める比率 (%)	参考値(2011年)	
					総人口 (千人)	名目GDP (百万ドル)
中東欧EU加盟国(CEEEU)						
ポーランド(PL)	170,665	4,456	33.2	14.14	38,299	514,128
チェコ(CZ)	93,358	8,862	43.3	7.74	10,534	215,690
ハンガリー(HU)	82,408	8,269	58.9	6.83	9,966	139,898
ルーマニア(RO)	69,629	3,248	37.3	5.77	21,436	186,619
ブルガリア(BG)	49,689	6,673	92.9	4.12	7,446	53,502
スロバキア(SK)	29,871	5,459	31.1	2.48	5,472	96,165
エストニア(EE)	17,877	13,336	80.0	1.48	1,341	22,342
リトアニア(LT)	13,412	4,055	31.4	1.11	3,307	42,736
ラトビア(LV)	11,780	5,251	41.7	0.98	2,243	28,261
スロベニア(SI)	10,004	4,916	20.0	0.83	2,035	50,014
中東欧EU非加盟国(CEENONEU)						
クロアチア(HR)	32,426	7,377	50.7	2.69	4,396	63,951
セルビア・モンテネグロ(SB) ⁴⁾	27,438	2,617	49.6	2.27	10,486	55,360
アルバニア(AL)	6,715	2,088	51.9	0.56	3,216	12,938
ボスニア・ヘルツェゴビナ(BA)	6,349	1,692	34.7	0.53	3,752	18,312
マケドニア旧ユーゴスラビア(MK)	3,827	1,854	37.4	0.32	2,064	10,240
旧ソ連諸国(バルト諸国を除く)(FSU)						
ロシア連邦(RU)	358,010	2,506	19.4	29.67	142,836	1,841,119
カザフスタン(KZ)	91,621	5,653	49.6	7.59	16,207	184,766
ウクライナ(UA)	61,162	1,353	36.6	5.07	45,190	167,082
トルクメニスタン(TM)	16,627	3,257	56.7	1.38	5,105	29,306
ベラルーシ(BY)	13,871	1,451	25.4	1.15	9,559	54,629
アゼルバイジャン(AZ)	10,805	1,161	17.0	0.90	9,306	63,424
グルジア(GE)	9,314	2,152	64.7	0.77	4,329	14,400
ウズベキスタン(UZ)	6,761	244	14.9	0.56	27,760	45,341
アルメニア(AM)	5,415	1,747	52.8	0.45	3,100	10,251
モルドバ(MD)	3,273	923	46.8	0.27	3,545	6,997
キルギスタン(KG)	2,786	517	48.9	0.23	5,393	5,699
タジキスタン(TJ)	1,627	233	24.9	0.13	6,977	6,524
中東欧・旧ソ連諸国28カ国	1,206,720	2,977	30.6	100.00	405,301	3,939,694

(注1) コソボを除く。

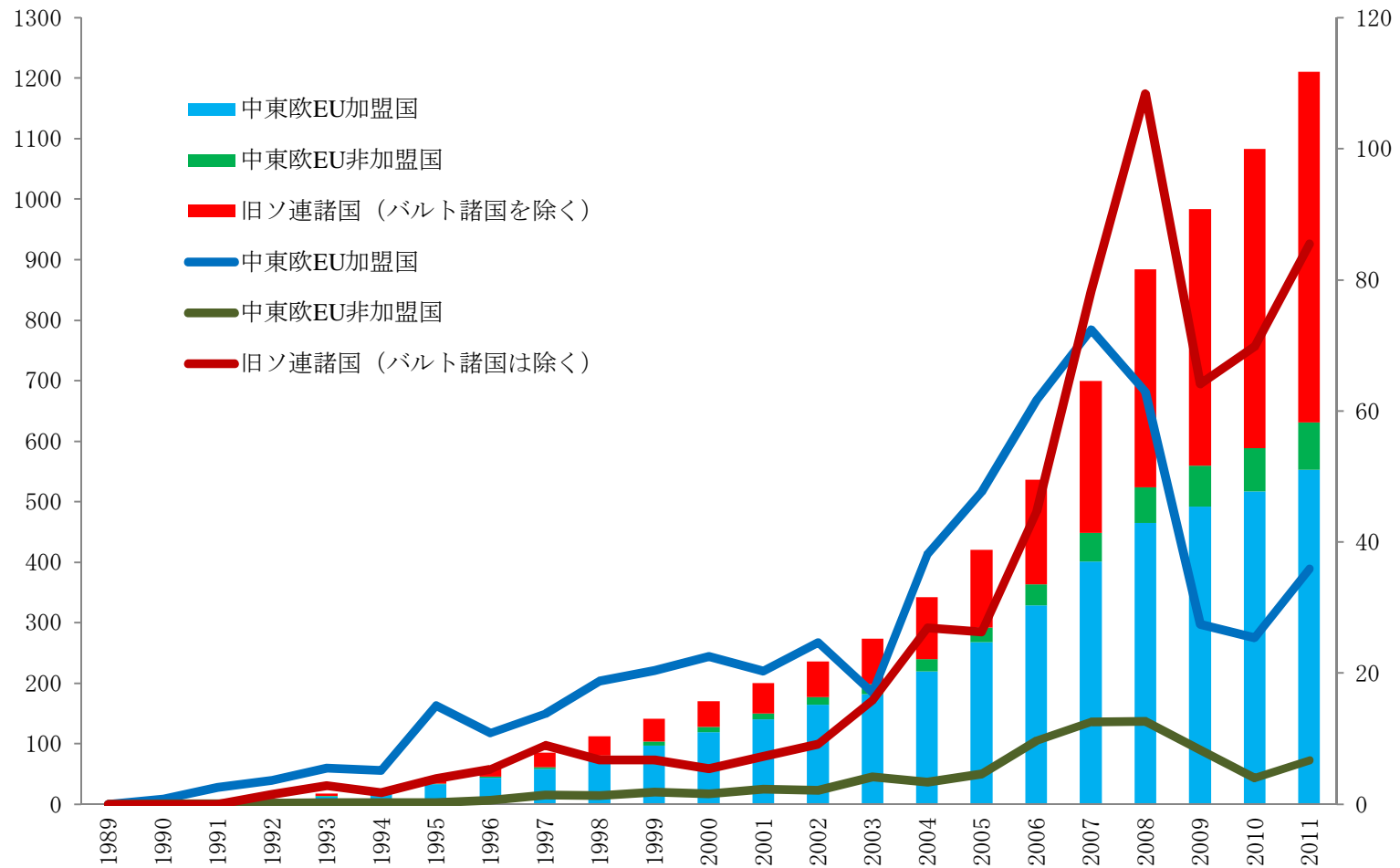
(注2) 地域内の国家掲載順序は、累積投資額順位に準じている。

(注3) 2011年名目GDPを100とする。

(注4) セルビアとモンテネグロは、データ制約のため、2カ国の合算値を示した。

(出所) 国連貿易開発会議(UNCTAD: <http://unctadstat.unctad.org/>)及び欧州委員会統計局(EUROSTAT: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/eurostat/home>)の公表データに基づき筆者作成。

図1 中東欧・旧ソ連諸国向け外国直接投資の経年変化(1990~2011年) 注)

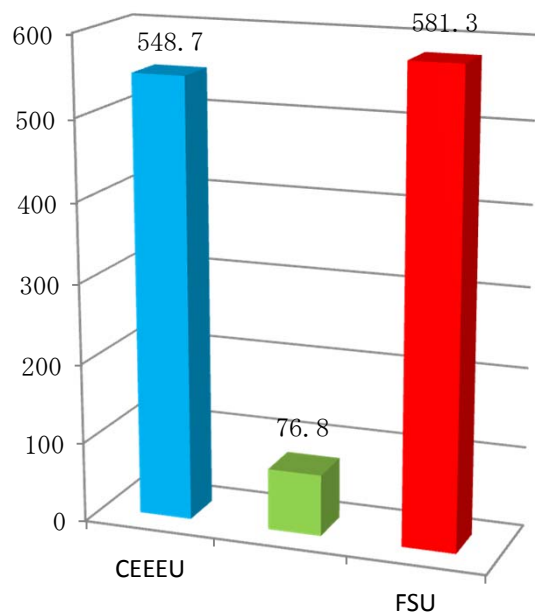


(注)折れ線グラフは各年総投資額(右軸:10億ドル),棒グラフは累積投資額(左軸:10億ドル)。

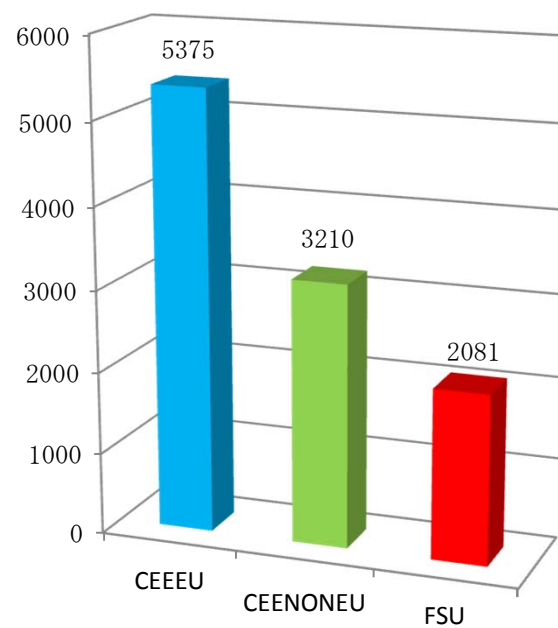
(出所)UNCTAD公表データ(<http://unctadstat.unctad.org/>)に基づき筆者作成。

図2 中東欧・旧ソ連諸国向け外国直接投資の国家グループ別比較(1990～2011年累積投資額)^{注)}

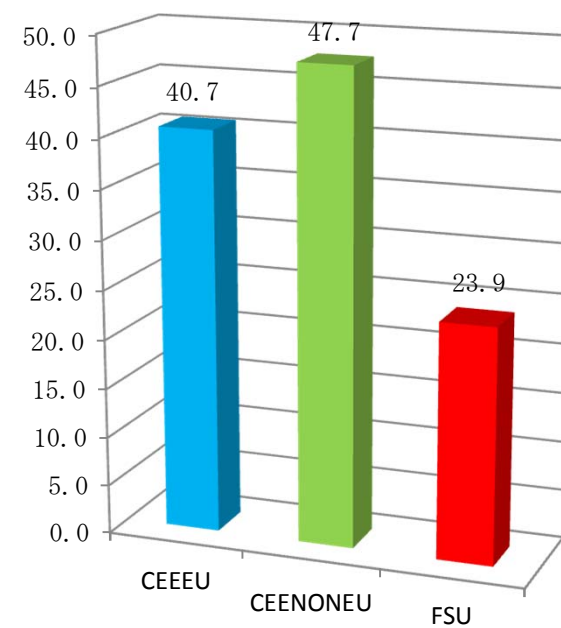
(a) 累積投資額(10億ドル)



(b) 国民当たり累積投資額(ドル)



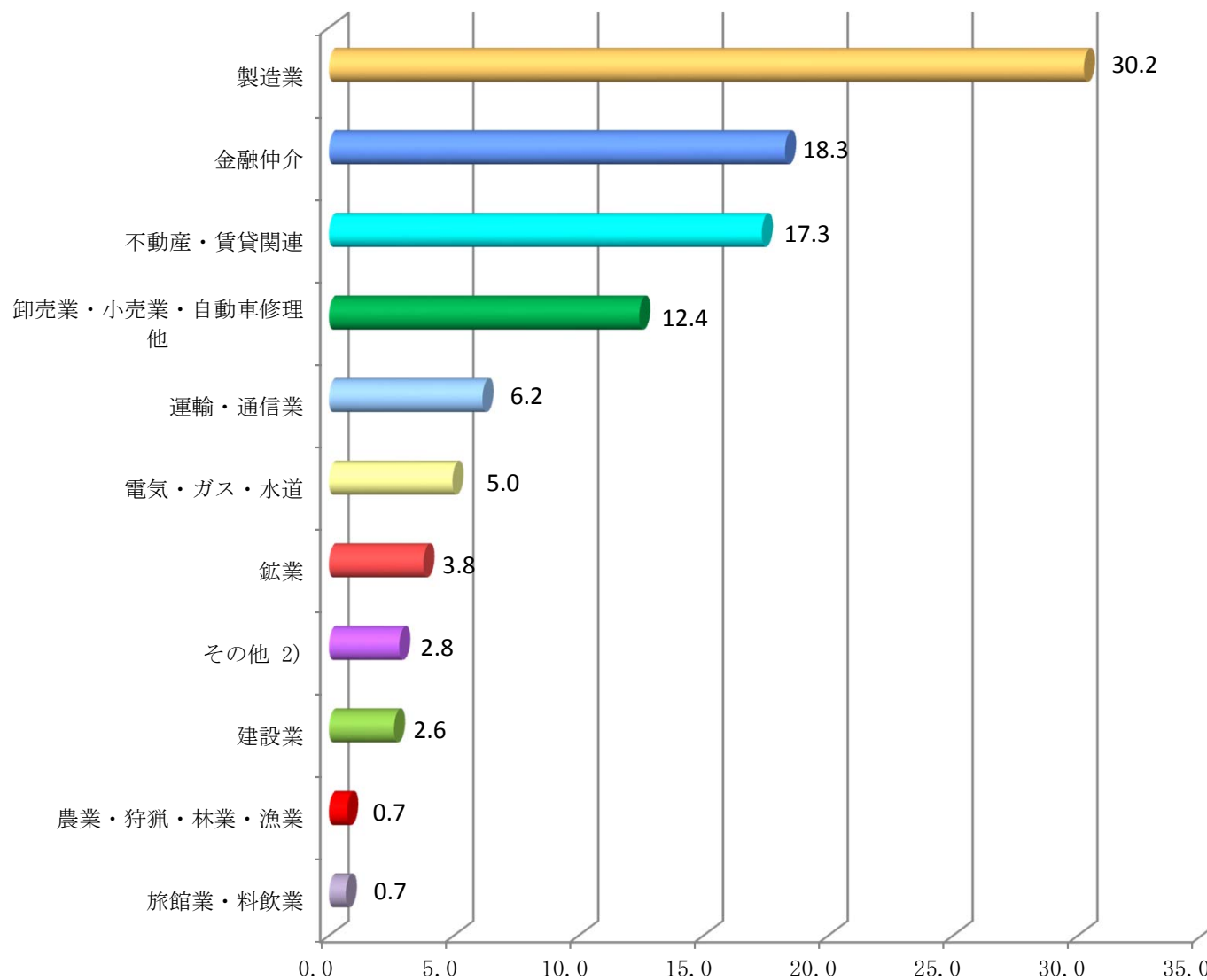
(c) 累積投資額対GDP比(%)



(注)国家グループ構成は、表1に準じている。

(出所)表1に基づき筆者作成。

図3 中東欧・旧ソ連16カ国向け外国直接投資の産業部門別構成(2010年末累積投資額=100)¹⁾

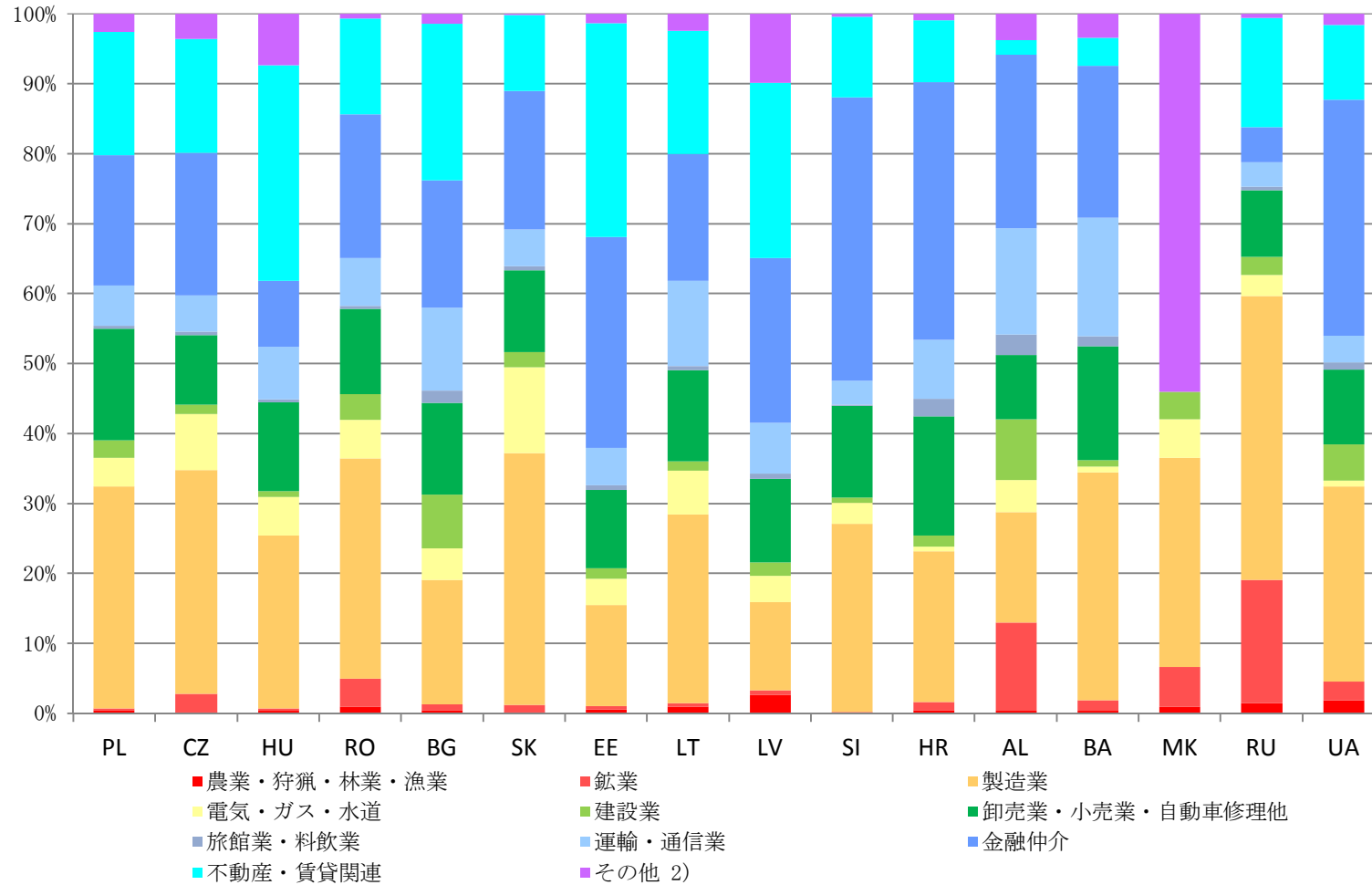


(注1) 後出の図4に登場する中東欧・旧ソ連16カ国が享受した外国直接投資累積額で加重平均した値。但し、データの入手制約上、スロベニアは2007年末、ルーマニア、スロバキア及びマケドニア旧ユーゴスラビアは2008年末、チェコ、エストニア及びポーランドは2009年末の累積投資額を用いた。

(注2) 公務・国防・社会保障、教育、保健、その他の公益サービス、分類外の事業活動、個人の不動産売買が含まれる。

(出所) WIIW (2012)に基づき筆者作成。

図4 中東欧・旧ソ連諸国16カ国向け外国直接投資の国別・産業部門別構成(2010年累積投資額=100)¹⁾

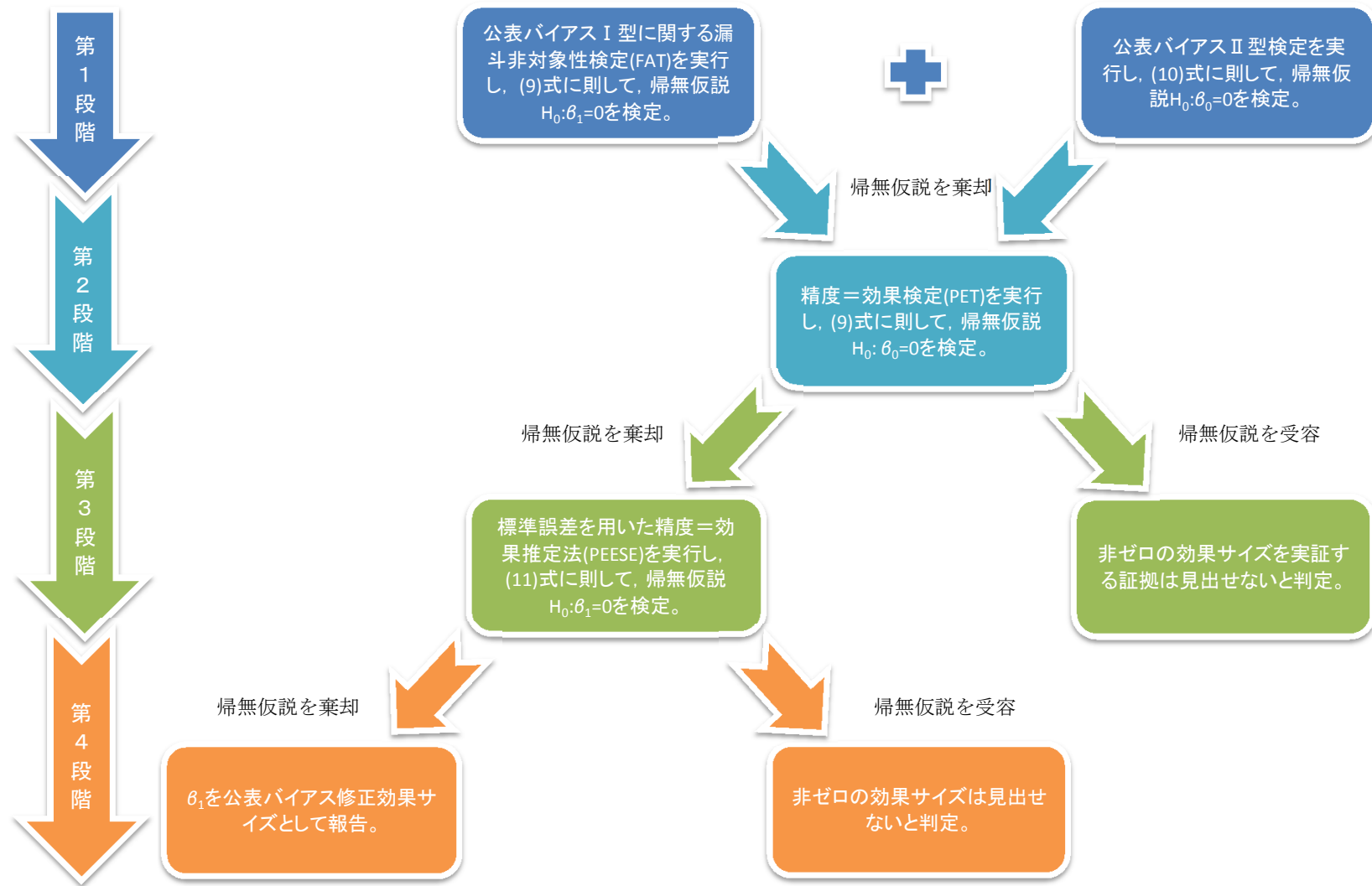


(注1) 国名略称及び各国の掲載順序は、表1に準じている。データの入手制約上、スロベニア(SI)は2007年末、ルーマニア(RO)、スロバキア(SK)及びマケドニア旧ユーゴスラビア(MK)は2008年末、チェコ(CZ)、エストニア(EE)及びポーランド(PL)は2009年末の実績。

(注2) 公務・国防・社会保障、教育、保健、その他の公益サービス、分類外の事業活動、個人の不動産売買が含まれる。

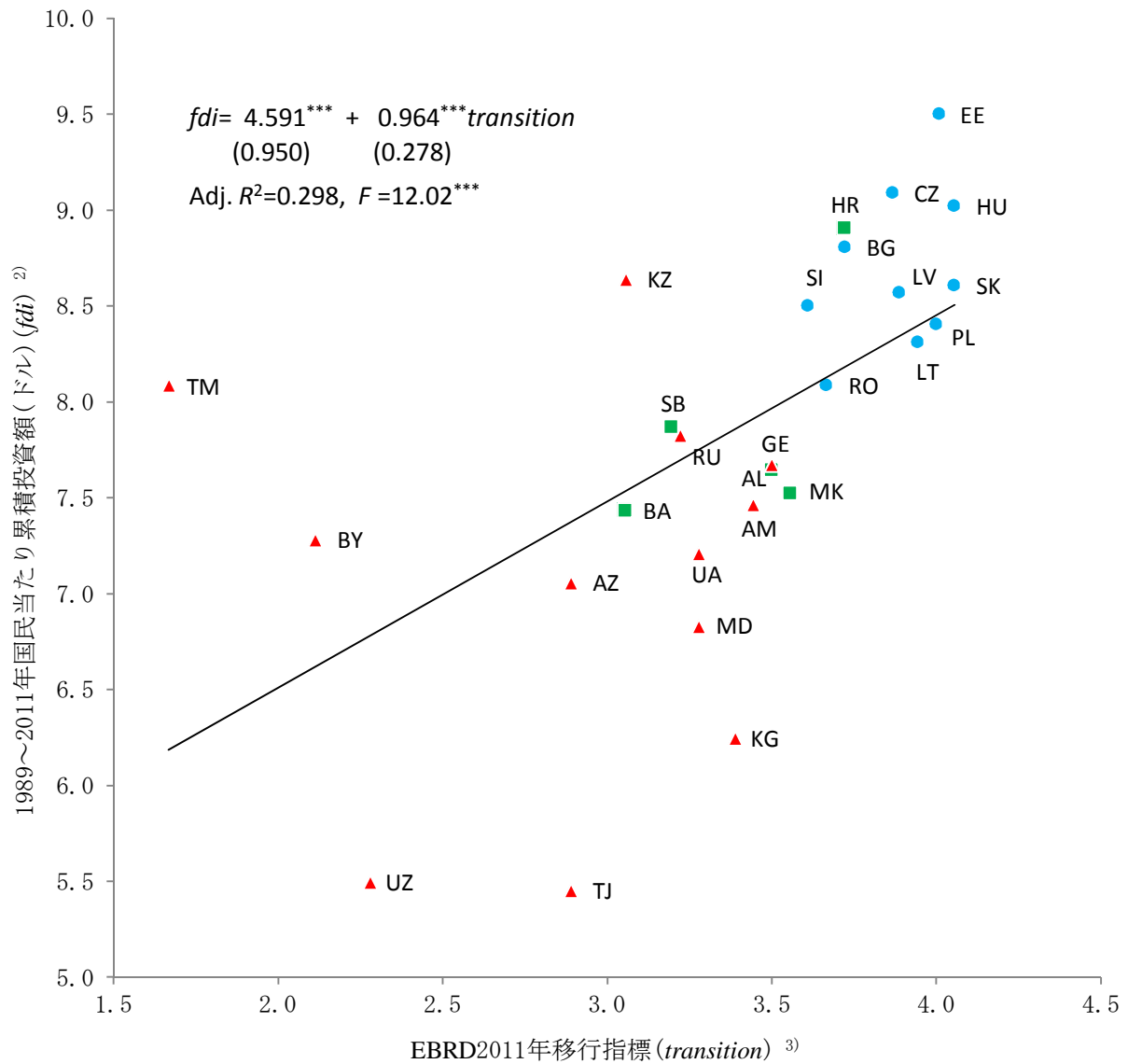
(出所) WIIW (2012)に基づき筆者作成。

図5 メタ回帰分析による公表バイアスと真の効果の有無に関する検定手順



(出所) Stanley and Doucouliagos (2012, p. 79)のFigure 4.7を加筆修正。

図6 中東欧・旧ソ連諸国における外国直接投資と経済移行の関係¹⁾



(注1) 国名略称は、表1に準じている。●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。

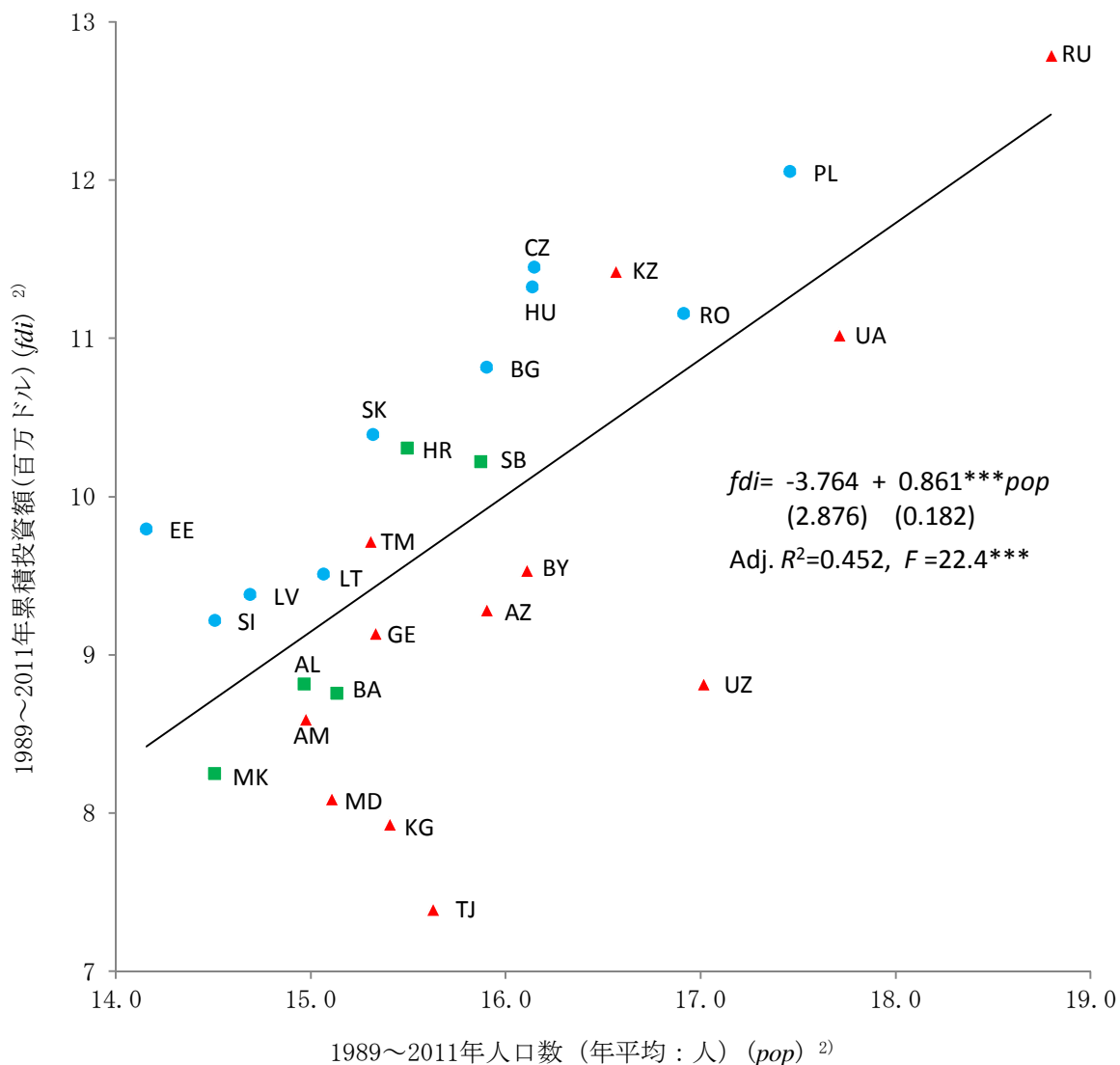
(注2) 自然対数値。

(注3) 大規模私有化、小規模私有化、企業改革、価格自由化、貿易・為替自由化、競争政策の6指標の単純平均値。チェコは2006年の評価値を、セルビア・モンテネグロは2カ国平均値をそれぞれ用いた。

(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。

(出所) 表1及び欧州復興開発銀行(ERBD: <http://www.ebrd.com/pages/research/economics/data/macro.shtml>)の公表データに基づき筆者作成。

図7 中東欧・旧ソ連諸国における人口数と外国直接投資の関係(1989~2011年) ¹⁾



(注1) 国名略称は、表1に準じている。●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) 自然対数値。

(注3) 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。

(出所) 表1及び世界銀行(World Bank: <http://data.worldbank.org/indicator>)の公表データに基づき筆者作成。

表2 外国直接投資の決定要因に関するメタ分析対象研究一覧

著者(発表年)	研究対象国								推定期間 ⁴⁾	モデル形式	データ形式	FDI変数(従属変数)のタイプ ⁵⁾	経済移行変数(独立変数)のタイプ					抽出モデル数	平均精度(AP) ⁷⁾	
	受入国の国家カテゴリー別内訳				投資国の国家カテゴリー別内訳 ³⁾								経済自由化指標	企業改革指標	競争政策指標	私有化関連指標	その他 ⁶⁾			
	研究対象国数	中東欧EU加盟国 ¹⁾	中東欧非EU加盟国	旧ソ連諸国 ²⁾	研究対象国数	EU加盟先進国	非EU加盟先進国	旧社会主義国												その他
Lansbury et al. (1996)	4	4			14	11	3		1991～1993年	二国間	パネル	VII				✓	3	1536.840		
Selowsky and Martin (1997)	25	10	3	12	全世界				1990～1995年	総投資	パネル	VI	✓				2	1.195		
Claessens et al. (2000)	21	10	3	8	全世界				1992～1996年	総投資	パネル	I	✓				2	3.922		
Döhrn (2000)	21	n/a	n/a	n/a	全世界				1994～1997年	総投資	横断面	I					1	3.262		
Garibaldi et al. (2001)	25	10	3	12	全世界				1990～1999年	総投資	パネル	II	✓				2	4.671		
Grogan and Moers (2001)	25	10	3	12	全世界				1990～1998年	総投資	横断面	VI				✓	2	35.508		
Bandelj (2002)	11	10	1		27	12	6	4	5	1995～1997年	二国間	横断面	V				✓	1	32.909	
Fabry and Zeghni (2002)	6	5		1	全世界				1991～1999年	総投資	パネル	I		✓	✓		✓	4	4.186	
Jensen (2002)	18	n/a	n/a	n/a	全世界				1993～1997年	総投資	横断面	VI					✓	1	0.669	
Deichmann et al. (2003)	25	10	3	12	全世界				1989～1998年	総投資	横断面	V					✓	1	4.827	
Edmiston et al. (2003)	25	10	3	12	全世界				1993～1998年	総投資	パネル	VI					✓	2	3.399	
Bevan et al. (2004)	12	10		2	15	15			1994～1998年	二国間	横断面	I	✓		✓		✓	5	0.043	
Carstensen and Toubal (2004)	7	7			11	10	1		1993～1999年	総投資	パネル	I					✓	4	0.009	
Bellak and Leibrecht (2006)	5	5			7	6	1		1996～2002年	二国間	パネル	VI					✓	1	290.244	
Botrić and Škuflić (2006)	7	2	5		全世界				1996～2002年	総投資	パネル	I, III					✓	1	0.139	
Fabry and Zeghni (2006)	11	8	3		全世界				1992～2003年	総投資	パネル	IV		✓	✓			15	3.585	
Demekas et al. (2007)	16	10	6		24	16	2	6	1995～2003年	総投資/二国間	パネル	I, III	✓				✓	4	11.106	
Bandelj (2008a)	11	10	1		全世界				1990～2000年	総投資	パネル	IV					✓	3	9.046	
Bandelj (2008b)	11	10	1		27	12	6	4	5	1995～1997年	二国間	横断面	V					✓	1	32.963
Bellak et al. (2008)	8	7	1		7	6	1		1995～2003年	二国間	パネル	I					✓	4	12.803	
Torrisi et al. (2008)	4	4			全世界				1989～2006年	総投資	パネル	I					✓	1	0.002	
Bellak and Leibrecht (2009)	8	7	1		7	6	1		1995～2003年	二国間	パネル	I					✓	2	205.808	
Bellak et al. (2009)	8	7	1		7	6	1		1995～2004年	二国間	パネル	I	✓				✓	8	14.386	
Iwasaki and Saganuma (2009)	21	10	5	6	7	5	2		1990～2005年	総投資/二国間	パネル	II, IV					✓	4	4.936	
Leibrecht and Scharler (2009)	7	6	1		7	6	1		1995～2004年	二国間	パネル	I					✓	7	13.131	
Merlevede and Schoors (2009)	10	10			12	12			1992～2000年	二国間	パネル	III		✓				1	4.051	
Bandelj (2010)	10	10			全世界				1994～2000年	総投資	パネル	IV						✓	2	2.355
Lefilleur and Maurel (2010)	11	10	1		全世界				1993～2005年	総投資	パネル	II					✓	2	29.167	

(注1)2004年又は2007年にEUへ新規加盟したチェコ、ハンガリー、ポーランド、エストニア、ラトビア、リトアニア、スロヴァキア、スロヴェニア、ルーマニア及びブルガリアの10カ国を指す。

(注2)バルト諸国を除く。

(注3)総投資モデルの場合は、国連貿易開発会議のUNCTAD Handbook of Statistics 2012の投資統計に記載された221カ国を対象とした。同統計の国別分類に従い、EU加盟先進国は17カ国、非EU加盟先進国は18カ国とした上で、両者の合計を221カ国から差し引いた186カ国の新興国・途上国をその他に分類した。

(注4)研究対象国によって推定期間が異なる場合もある。

(注5)各記号は、次の変数タイプを意味する。I：年間FDI純流入額、II：年間FDI総流入額、III：年間FDI総流入累積額もしくはFDI残高、IV：国民当たり年間FDI総流入額、V：国民当たり年間FDI純流入累積額、VI：年間FDI純流入額対GDP比、VII：その他（OECD諸国のFDI純流出額に占める年間FDI純流入額の割合）。

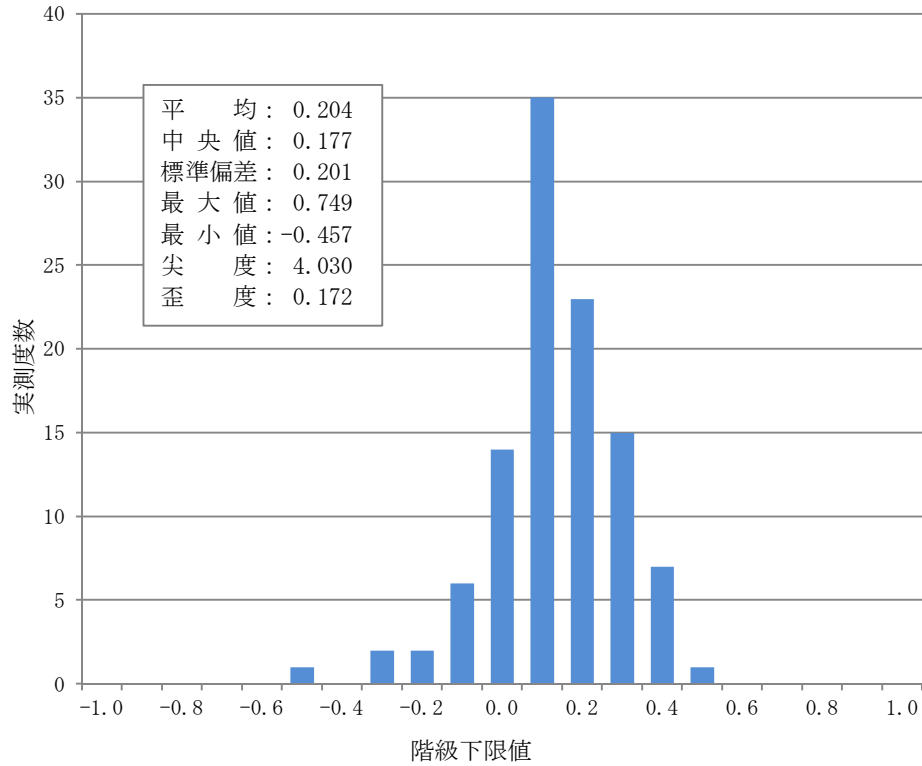
(注6)貿易・為替体制、法制度効力、インフラ改革、銀行改革など。総合的な移行指標もここに分類した。

(注7)平均精度(average precision: AP)は、各研究から抽出された経済移行変数推定値の標準誤差(SE)及び抽出数(K)を用いて、 $AP = \{\Sigma(1/SE)\}/K$ から算出する。

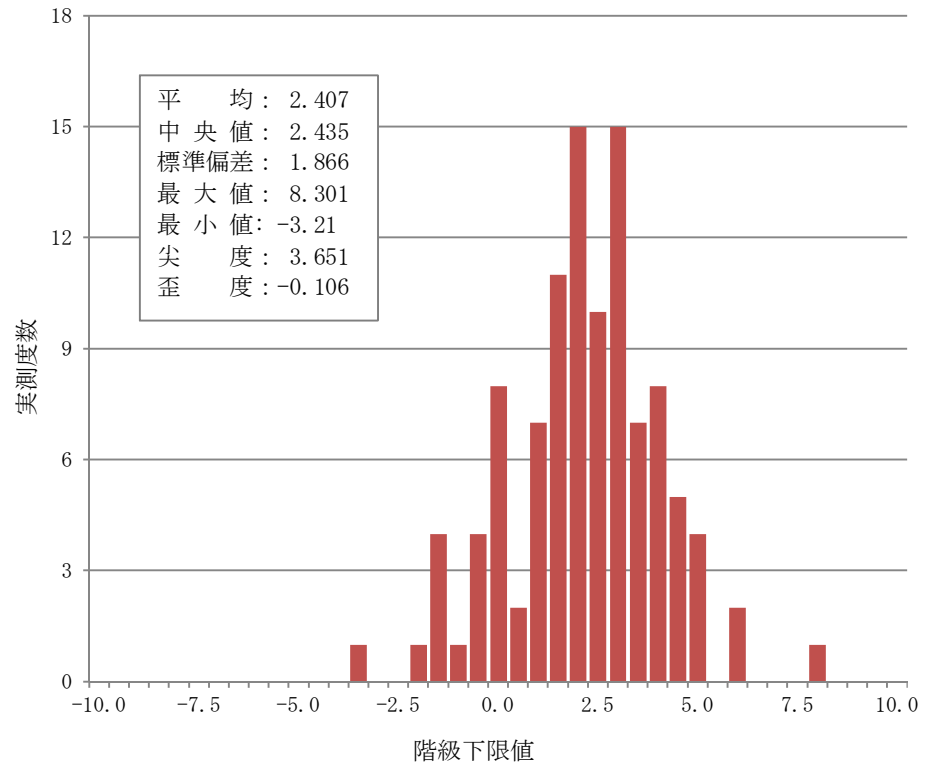
(出所)筆者作成。

図8 経済移行のFDI誘引効果に関する推定結果の偏相関係数及びt値の度数分布(K=106)

(a) 偏相関係数¹⁾



(b) t値²⁾

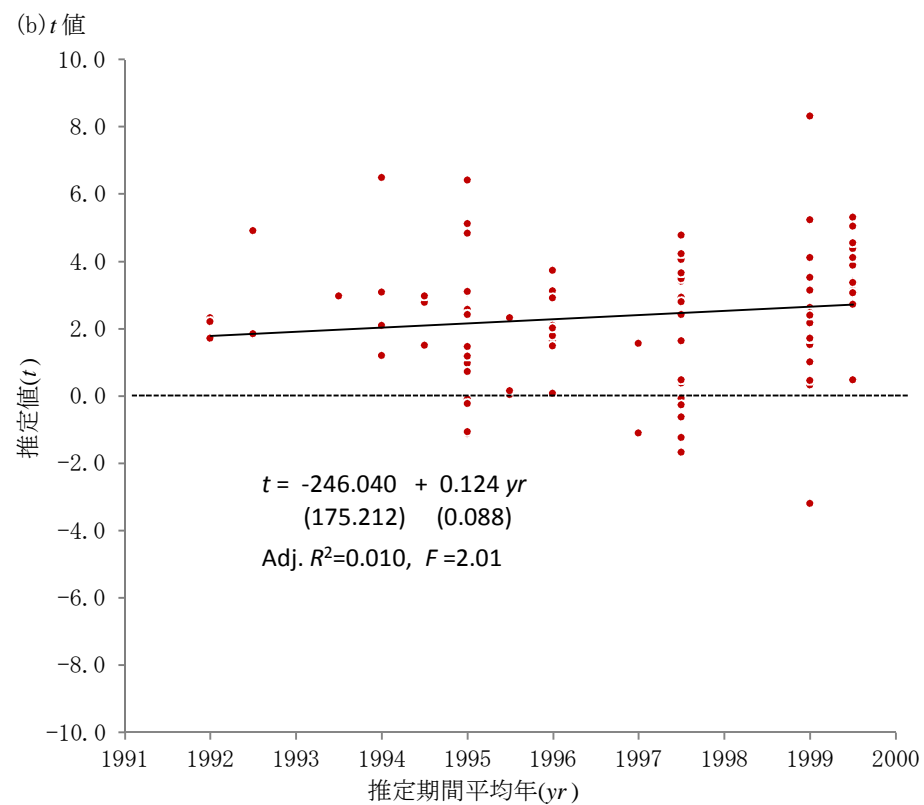
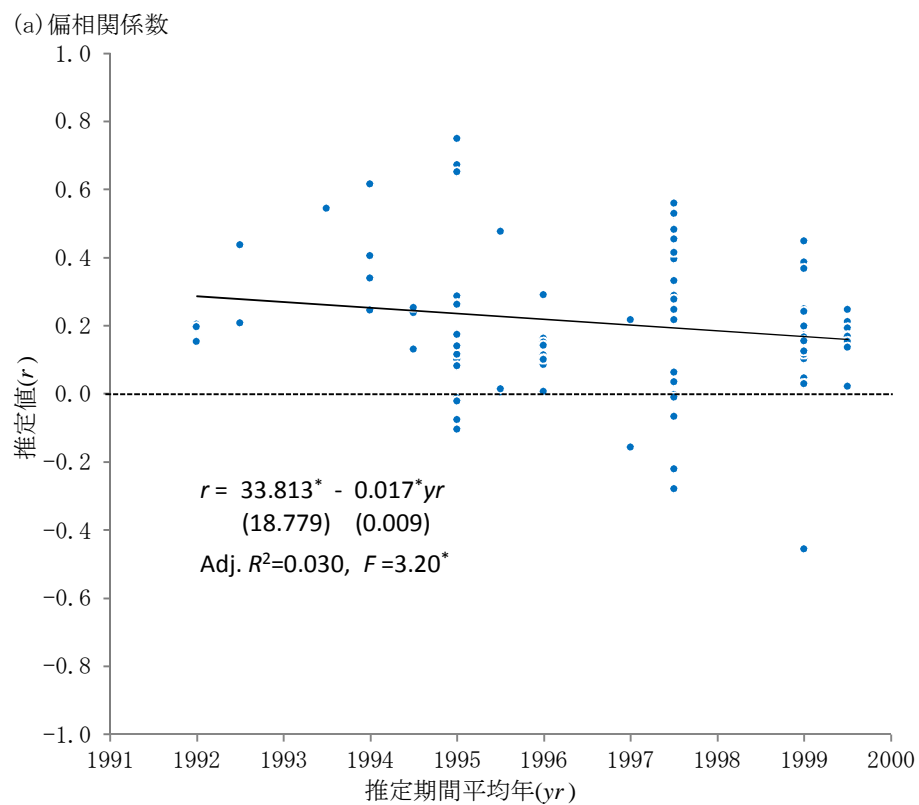


(注1) 正規分布への適合度検定: $\chi^2=4.55, p=0.1027$

(注2) 正規分布への適合度検定: $\chi^2=2.48, p=0.2887$

(出所) 筆者作成。

図9 経済移行のFDI誘引効果に関する推定結果の偏相関係数及びt値の推定期間平均年順配列(K=106)



(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。* : 10%水準で有意。

(出所)筆者作成。

表3 経済移行のFDI誘引効果に関する推定結果のメタ統合

	抽出推定結果数 (K)	(a) 偏相関係数の統合			(b) r 値の結合 ³⁾			
		固定効果 (R_f)	変量効果 (R_v)	均質性の検定 (Q_r) ²⁾	T_u	T_w	T_m	ファイルセーフ数 (fsN) ⁴⁾
		(漸近 z 値) ¹⁾	(漸近 z 値) ¹⁾		(p 値)	(p 値)		
全研究	106	0.155 *** (23.96)	0.185 *** (13.37)	405.452 ***	24.779 *** (0.00)	3.544 *** (0.00)	2.407	23945
(1) データ形式による比較								
パネルデータを用いた研究	89	0.157 *** (22.93)	0.188 *** (12.25)	379.631 ***	23.643 *** (0.00)	3.349 *** (0.00)	2.506	18296
横断面データを用いた研究	17	0.145 *** (6.96)	0.156 *** (5.64)	25.519 *	7.777 *** (0.00)	1.174 (0.12)	1.886	363
(2) モデル形式による比較								
モデル形式として総投資モデルを採用した研究	67	0.155 *** (15.59)	0.218 *** (9.22)	314.917 ***	17.690 *** (0.00)	2.545 *** (0.01)	2.161	7681
モデル形式として二国間モデルを採用した研究	39	0.156 *** (18.19)	0.155 *** (11.43)	90.532 ***	17.664 *** (0.00)	2.502 *** (0.01)	2.828	4458
(3) FDI変数タイプによる比較								
FDI変数タイプが年間純流入額である研究	43	0.175 *** (18.68)	0.188 *** (9.30)	175.544 ***	18.609 *** (0.00)	2.446 *** (0.01)	2.838	5460
FDI変数タイプが年間総流入額である研究	16	0.106 *** (8.65)	0.135 *** (4.72)	68.976 ***	9.303 *** (0.00)	1.237 (0.11)	2.326	496
FDI変数タイプが総流入累積額もしくはFDI残高である研究	7	0.133 *** (4.95)	0.151 *** (3.83)	10.972 *	5.290 *** (0.00)	0.692 (0.24)	1.999	65
FDI変数タイプが国民当たり年間総流入額である研究	26	0.198 *** (10.17)	0.227 *** (5.61)	95.725 ***	10.491 *** (0.00)	2.032 ** (0.02)	2.057	1031
FDI変数タイプが国民当たり年間純流入累積額である研究	3	0.137 *** (3.17)	0.174 *** (2.19)	5.209 *	3.784 *** (0.00)	0.617 (0.27)	2.185	13
FDI変数タイプが年間純流入額対GDP比である研究	8	0.191 *** (5.18)	0.225 *** (3.17)	21.410 ***	5.527 *** (0.00)	0.682 (0.25)	1.954	82
FDI変数がその他のタイプである研究	3	0.185 *** (3.58)	0.185 *** (3.58)	0.182	3.580 *** (0.00)	0.895 (0.19)	2.067	11
(4) 経済移行変数タイプによる比較								
経済移行変数タイプが経済自由化指標である研究	12	0.201 *** (8.67)	0.248 *** (4.87)	49.487 ***	9.677 *** (0.00)	1.233 (0.11)	2.794	403
経済移行変数タイプが企業改革指標である研究	15	0.220 *** (9.36)	0.299 *** (5.93)	53.594 ***	10.708 *** (0.00)	1.695 ** (0.05)	2.765	621
経済移行変数タイプが競争政策指標である研究	14	0.105 *** (3.78)	0.120 * (1.84)	66.470 ***	3.972 *** (0.00)	0.620 (0.27)	1.061	68
経済移行変数タイプが私有化関連指標である研究	43	0.147 *** (18.67)	0.165 *** (10.15)	157.398 ***	19.057 *** (0.00)	2.688 *** (0.00)	2.906	5728
経済移行変数がその他のタイプである研究	22	0.154 *** (8.01)	0.174 *** (5.01)	62.645 ***	8.589 *** (0.00)	1.210 (0.11)	1.831	578

(注1) 帰無仮説：統合効果サイズが0。

(注2) 帰無仮説：効果サイズが均質。

(注3) 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4) 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5) ***: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4 経済移行のFDI誘引効果に関するメタ回帰分析に用いる独立変数の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
中東欧EU加盟国比率	研究対象国(受入国)に含まれる中東欧EU加盟国 ¹⁾ の比率	0.763	0.875	0.279
中東欧非EU加盟国比率	研究対象国(受入国)に含まれる中東欧非EU加盟国の比率	0.135	0.12	0.204
EU先進国比率	研究対象国(投資国)に含まれるEU先進国 ²⁾ の比率	13.623	17	4.653
非EU先進国比率	研究対象国(投資国)に含まれる非EU先進国 ²⁾ の比率	10.321	18	8.363
推定期間初年度	推定に用いたデータの初年度	1992.811	1992.5	1.952
推定期間年数	推定に用いたデータの年数	9.255	9	2.970
横断面データ	横断面データを用いた研究(=1), その他(=0)	0.160	0	0.369
GLS	一般最小二乗推定量を利用した推計結果(=1), その他(=0)	0.321	0	0.469
2SLS	二段階最小二乗推定量を利用した推計結果(=1), その他(=0)	0.009	0	0.097
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)	0.075	0	0.265
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)	0.255	0	0.438
GMM	一般化積率法を利用した推定結果(=1), その他(=0)	0.085	0	0.280
HT	ハウスマン・テイラー推定法を利用した推定結果(=1), その他(=0)	0.009	0	0.097
二国間モデル	二国間モデルを用いた研究(=1), その他(=0)	0.368	0	0.485
年間総流入額	年間FDI総流入額の推定値(=1), その他(=0)	0.151	0	0.360
総流入累積額もしくは残高	年間FDI総流入累積額もしくはFDI残高の推定値(=1), その他(=0)	0.066	0	0.250
国民当たり年間総流入額	国民当たりFDI年間総流入額の推定値(=1), その他(=0)	0.245	0	0.432
国民当たり年間純流入累積額	国民当たりFDI年間純流入累積額の推定値(=1), その他(=0)	0.028	0	0.167
年間純流入額対GDP比	年間FDI純流入額対GDP比の推定値(=1), その他(=0)	0.075	0	0.265
その他FDI指標	上記FDI指標以外の推定値(=1), その他(=0)	0.028	0	0.167
企業改革指標	経済移行変数の指標が企業改革指標(=1), その他(=0)	0.142	0	0.350
競争政策指標	経済移行変数の指標が競争政策指標(=1), その他(=0)	0.132	0	0.340
私有化関連指標	経済移行変数の指標が私有化関連指標(=1), その他(=0)	0.406	0	0.493
その他経済移行指標	上記経済移行指標以外の推定値(=1), その他(=0)	0.208	0	0.407
√自由度	推定モデルの自由度の平方根	13.156	11.358	6.507
研究水準	研究水準の10段階評価 ³⁾	6.717	7	1.951

(注1) 2004年又は2007年にEUへ新規加盟したチェコ、ハンガリー、ポーランド、エストニア、ラトビア、リトアニア、スロヴァキア、スロヴェニア、ルーマニア及びブルガリアの10カ国を指す。

(注2) 表2の注3を参照。

(注3) 詳細は、本稿付録Aを参照。

(出所)筆者算定。

表5 経済移行のFDI誘引効果に関するメタ回帰分析

(a) 従属変数：偏相関係数

推定量 ¹⁾	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	Multi-level mixed effects RML	Random- effects panel GLS
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6] ³⁾
独立変数(デフォルト・カテゴリ)/モデル						
受入国の構成(旧ソ連諸国比率)						
中東欧EU加盟国比率	-0.544 *** (0.09)	-0.575 *** (0.05)	-0.443 *** (0.15)	-0.503 *** (0.12)	-0.544 *** (0.08)	-0.544 *** (0.09)
中東欧非EU加盟国比率	-0.422 *** (0.12)	-0.433 *** (0.10)	-0.421 * (0.23)	-0.287 ** (0.11)	-0.422 *** (0.10)	-0.422 *** (0.12)
投資国の構成(その他比率) ²⁾						
EU先進国比率	-0.003 (0.02)	0.000 (0.01)	0.011 (0.02)	-0.020 (0.02)	-0.003 (0.01)	-0.003 (0.02)
非EU先進国比率	-0.005 (0.01)	-0.002 (0.01)	-0.006 (0.02)	0.010 (0.03)	-0.005 (0.01)	-0.005 (0.01)
推定期間						
推定期間初年度	-0.003 (0.02)	0.001 (0.02)	0.015 (0.02)	0.019 (0.04)	-0.003 (0.02)	-0.003 (0.02)
推定年数	0.016 (0.01)	0.003 (0.01)	0.009 (0.01)	-0.012 (0.03)	0.016 * (0.01)	0.016 (0.01)
データ形式(パネルデータ)						
横断面データ	-0.084 (0.10)	-0.067 (0.08)	-0.157 (0.16)	-0.041 (0.09)	-0.084 (0.08)	-0.084 (0.10)
推定量(OLS)						
GLS	-0.001 (0.12)	0.078 (0.11)	0.005 (0.12)	0.153 * (0.08)	-0.001 (0.11)	-0.001 (0.12)
2SLS	-0.284 *** (0.08)	-0.280 *** (0.09)	-0.278 *** (0.08)	-0.263 *** (0.06)	-0.284 *** (0.07)	-0.284 *** (0.08)
FE	-0.207 * (0.10)	-0.209 ** (0.08)	-0.229 ** (0.10)	-0.127 (0.08)	-0.207 ** (0.09)	-0.207 ** (0.10)
RE	-0.057 (0.09)	-0.057 (0.09)	-0.090 (0.07)	-0.105 * (0.06)	-0.057 (0.08)	-0.057 (0.09)
GMM	-0.063 (0.11)	-0.028 (0.09)	-0.114 (0.17)	0.084 (0.10)	-0.063 (0.10)	-0.063 (0.11)
HT	0.111 (0.09)	0.072 (0.09)	0.008 (0.07)	-0.025 (0.05)	0.111 (0.08)	0.111 (0.09)
モデル形式(総投資モデル)						
二国間モデル	-0.005 (0.07)	0.064 (0.07)	0.031 (0.10)	-0.058 (0.33)	-0.005 (0.06)	-0.005 (0.07)
FDI変数タイプ(年間純流入額)						
年間総流入額	-0.135 * (0.07)	-0.088 (0.05)	-0.052 ** (0.02)	-0.092 ** (0.04)	-0.135 ** (0.06)	-0.135 * (0.07)
総流入累積額もしくは残高	-0.006 (0.07)	0.065 (0.06)	0.025 (0.09)	0.017 (0.30)	-0.006 (0.06)	-0.006 (0.07)
国民当たり年間総流入額	0.063 (0.10)	0.151 * (0.08)	0.063 (0.10)	0.103 (0.15)	0.063 (0.08)	0.063 (0.10)
国民当たり年間純流入累積額	0.140 (0.12)	0.131 (0.10)	0.158 (0.15)	0.089 (0.14)	0.140 (0.10)	0.140 (0.12)
年間純流入額対GDP比	-0.143 * (0.08)	-0.130 (0.08)	-0.127 (0.09)	-0.202 *** (0.06)	-0.143 ** (0.07)	-0.143 * (0.08)
その他FDI指標	0.162 (0.15)	0.136 (0.14)	0.131 (0.17)	0.073 (0.26)	0.162 (0.13)	0.162 (0.15)
経済移行変数タイプ(経済自由化指標)						
企業改革指標	-0.012 (0.14)	-0.063 (0.13)	0.007 (0.14)	-0.132 (0.12)	-0.012 (0.12)	-0.012 (0.14)
競争政策指標	-0.214 * (0.11)	-0.242 ** (0.09)	-0.164 (0.12)	-0.311 *** (0.08)	-0.214 ** (0.09)	-0.214 ** (0.11)
私有化関連指標	0.032 (0.08)	0.079 (0.08)	0.118 * (0.06)	0.104 (0.08)	0.032 (0.07)	0.032 (0.08)
その他のタイプ	-0.065 (0.06)	-0.075 (0.05)	-0.054 (0.05)	-0.175 *** (0.05)	-0.065 (0.05)	-0.065 (0.06)
自由度・研究水準						
√自由度	-0.007 (0.00)	-0.005 (0.00)	-0.007 ** (0.00)	-0.003 (0.01)	-0.007 * (0.00)	-0.007 (0.00)
研究水準	-0.011 (0.01)	- (-)	-0.003 (0.01)	0.012 (0.02)	-0.011 (0.01)	-0.011 (0.01)
切片	5.858 (36.09)	-0.560 (38.06)	-29.302 (36.83)	-37.895 (72.46)	5.858 (31.21)	5.858 (36.09)
K	104	104	104	104	104	104
R ²	0.509	0.576	0.517	0.651	-	0.509

(続く)

(b) 従属変数: t 値

(表5続き)

推定量 ¹⁾	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	Multi-level mixed effects RML	Random- effects panel GLS
独立変数(デフォルト・カテゴリ)/モデル	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12] ⁴⁾
受入国の構成(旧ソ連諸国比率)						
中東EU加盟国比率	-4.402 *** (0.71)	-4.591 *** (0.49)	-3.833 *** (1.26)	-2.999 (1.98)	-4.402 *** (0.61)	-4.402 *** (0.71)
中東欧非EU加盟国比率	-3.943 *** (0.74)	-3.926 *** (0.62)	-3.890 ** (1.65)	-1.209 (1.99)	-3.943 *** (0.64)	-3.943 *** (0.74)
投資国の構成(その他比率) ²⁾						
EU先進国比率	0.091 (0.17)	0.094 (0.15)	0.213 (0.19)	-0.019 (0.39)	0.091 (0.15)	0.091 (0.17)
非EU先進国比率	-0.115 (0.11)	-0.108 (0.10)	-0.121 (0.15)	0.002 (0.56)	-0.115 (0.10)	-0.115 (0.11)
推定期間						
推定期間初年度	-0.047 (0.15)	-0.087 (0.16)	0.062 (0.18)	-0.019 (0.72)	-0.047 (0.13)	-0.047 (0.15)
推定年数	0.033 (0.10)	-0.073 (0.09)	0.009 (0.14)	-0.317 (0.56)	0.033 (0.09)	0.033 (0.10)
データ形式(パネルデータ)						
横断面データ	-2.335 * (1.26)	-2.343 * (1.24)	-2.871 * (1.57)	-3.241 (2.47)	-2.335 ** (1.09)	-2.335 * (1.26)
推定量(OLS)						
GLS	-0.418 (1.31)	0.145 (1.11)	-0.709 (1.35)	0.773 (1.87)	-0.418 (1.13)	-0.418 (1.31)
2SLS	-4.113 *** (1.33)	-4.482 *** (1.34)	-4.495 *** (1.18)	-3.912 ** (1.74)	-4.113 *** (1.15)	-4.113 *** (1.33)
FE	-3.379 ** (1.30)	-3.572 *** (1.05)	-3.915 *** (1.26)	-2.776 (1.78)	-3.379 *** (1.12)	-3.379 *** (1.30)
RE	-0.314 (0.96)	-0.286 (0.87)	-0.713 (0.77)	-0.419 (1.39)	-0.314 (0.83)	-0.314 (0.96)
GMM	-1.763 (1.36)	-1.801 (1.31)	-2.101 (1.77)	-2.200 (2.81)	-1.763 (1.18)	-1.763 (1.36)
HT	2.062 ** (0.91)	1.839 ** (0.86)	1.109 (0.77)	1.136 (1.26)	2.062 *** (0.78)	2.062 ** (0.91)
モデル形式(総投資モデル)						
二国間モデル	0.421 (0.69)	0.691 (0.67)	0.965 (1.07)	0.659 (6.25)	0.421 (0.60)	0.421 (0.69)
FDI変数タイプ(年間純流入額)						
年間純流入額	-1.454 ** (0.57)	-1.166 ** (0.47)	-0.971 ** (0.35)	-1.959 * (0.98)	-1.454 *** (0.50)	-1.454 ** (0.57)
総流入累積額もしくは残高	0.295 (0.79)	0.913 (0.79)	0.745 (1.03)	1.643 (5.70)	0.295 (0.69)	0.295 (0.79)
国民当たり年間純流入額	1.379 (1.10)	1.817 * (0.92)	1.032 (1.54)	1.774 (3.05)	1.379 (0.95)	1.379 (1.10)
国民当たり年間純流入累積額	1.561 (1.22)	1.425 (1.00)	2.001 (1.57)	1.621 (2.69)	1.561 (1.06)	1.561 (1.22)
年間純流入額対GDP比	-2.014 ** (0.85)	-1.941 ** (0.81)	-2.048 ** (0.88)	-2.322 ** (1.08)	-2.014 *** (0.73)	-2.014 ** (0.85)
その他FDI指標	0.817 (1.42)	0.116 (1.54)	0.485 (1.87)	-1.035 (5.18)	0.817 (1.23)	0.817 (1.42)
経済移行変数タイプ(経済自由化指標)						
企業改革指標	-0.526 (1.50)	-0.993 (1.33)	0.532 (1.75)	-1.381 (1.80)	-0.526 (1.30)	-0.526 (1.50)
競争政策指標	-2.207 (1.32)	-2.537 ** (1.15)	-1.294 (1.56)	-2.716 * (1.48)	-2.207 * (1.14)	-2.207 * (1.32)
私有化関連指標	1.067 (1.25)	1.438 (1.25)	2.623 ** (1.03)	1.828 (1.72)	1.067 (1.08)	1.067 (1.25)
その他のタイプ	-0.662 (0.72)	-0.704 (0.71)	-0.275 (0.73)	-1.683 ** (0.76)	-0.662 (0.62)	-0.662 (0.72)
自由度・研究水準						
√自由度	-0.026 (0.05)	-0.018 (0.04)	-0.079 (0.05)	-0.003 (0.15)	-0.026 (0.04)	-0.026 (0.05)
研究水準	0.032 (0.11)	- (-)	0.150 (0.18)	0.470 (0.33)	0.032 (0.10)	0.032 (0.11)
切片	100.076 (294.90)	180.907 (310.49)	-119.262 (362.93)	43.246 (1,447.03)	100.076 (254.98)	100.076 (294.90)
K	104	104	104	104	104	104
R ²	0.510	0.567	0.613	0.710	-	0.510

(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。

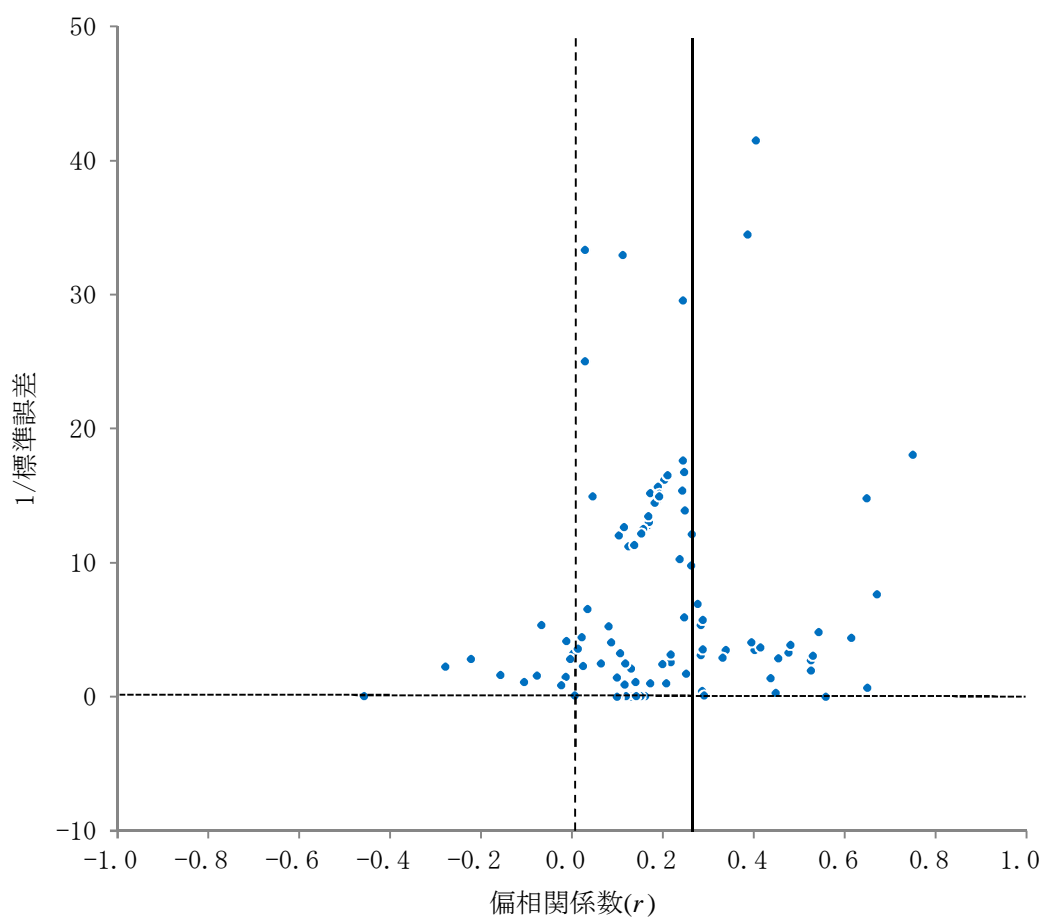
(注2) 表2の注3を参照。

(注3) Breusch-Pagan検定: $\chi^2=0.00, p=1.000$; Hausman検定: $\chi^2=12.59, p=0.634$ (注4) Breusch-Pagan検定: $\chi^2=0.00, p=1.000$; Hausman検定: $\chi^2=17.90, p=0.268$

(注5) 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。推定に用いた独立変数の定義及び記述統計量は, 表4を参照。

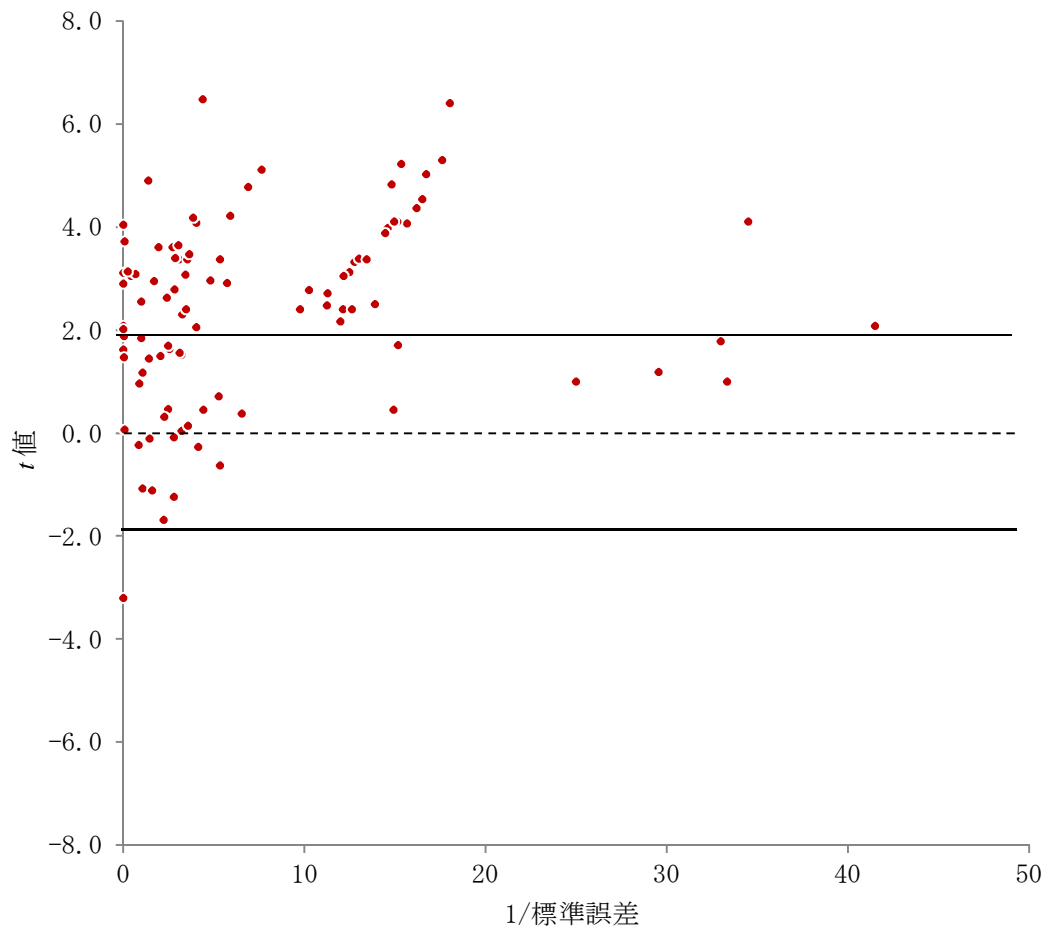
図10 経済移行のFDI誘引効果に関する推定結果の漏斗プロット ($K=100$)



(注) 実線は、精度最上位10%推定値の平均値である0.256を指す。

(出所) 筆者作成。

図11 経済移行のFDI誘引効果に関する推定結果の
ガルブレイズ・プロット(K=100)



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

表6 外国直接投資決定要因研究の公表バイアス及び真の効果の有無に関するメタ回帰分析

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

推定量 ¹⁾	OLS	Cluster-robust OLS	Fixed-effects panel LSDV
モデル	[1]	[2]	[3] ²⁾
切片(FAT: $H_0: \beta_0=0$)	1.993 *** (0.24)	1.993 *** (0.25)	1.300 *** (0.45)
1/SE (PET: $H_0: \beta_1=0$)	0.046 ** (0.02)	0.046 (0.03)	0.136 ** (0.06)
K	100	100	100
R^2	0.050	0.050	0.050

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

推定量 ¹⁾	OLS	Cluster-robust OLS	Fixed-effects panel LSDV
モデル	[4]	[5]	[6] ³⁾
切片($H_0: \beta_0=0$)	2.340 *** (0.19)	2.340 *** (0.23)	1.600 *** (0.40)
1/SE	0.029 (0.02)	0.029 (0.03)	0.125 ** (0.05)
K	100	100	100
R^2	0.029	0.029	0.029

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

推定量 ¹⁾	OLS	Cluster-robust OLS	Random- effects panel ML
モデル	[7]	[8]	[9]
SE	0.010 *** (0.00)	0.010 *** (0.00)	0.007 * (0.00)
1/SE ($H_0: \beta_1=0$)	0.158 *** (0.03)	0.158 *** (0.04)	0.122 *** (0.02)
K	100	100	100
R^2	0.434	0.434	-

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

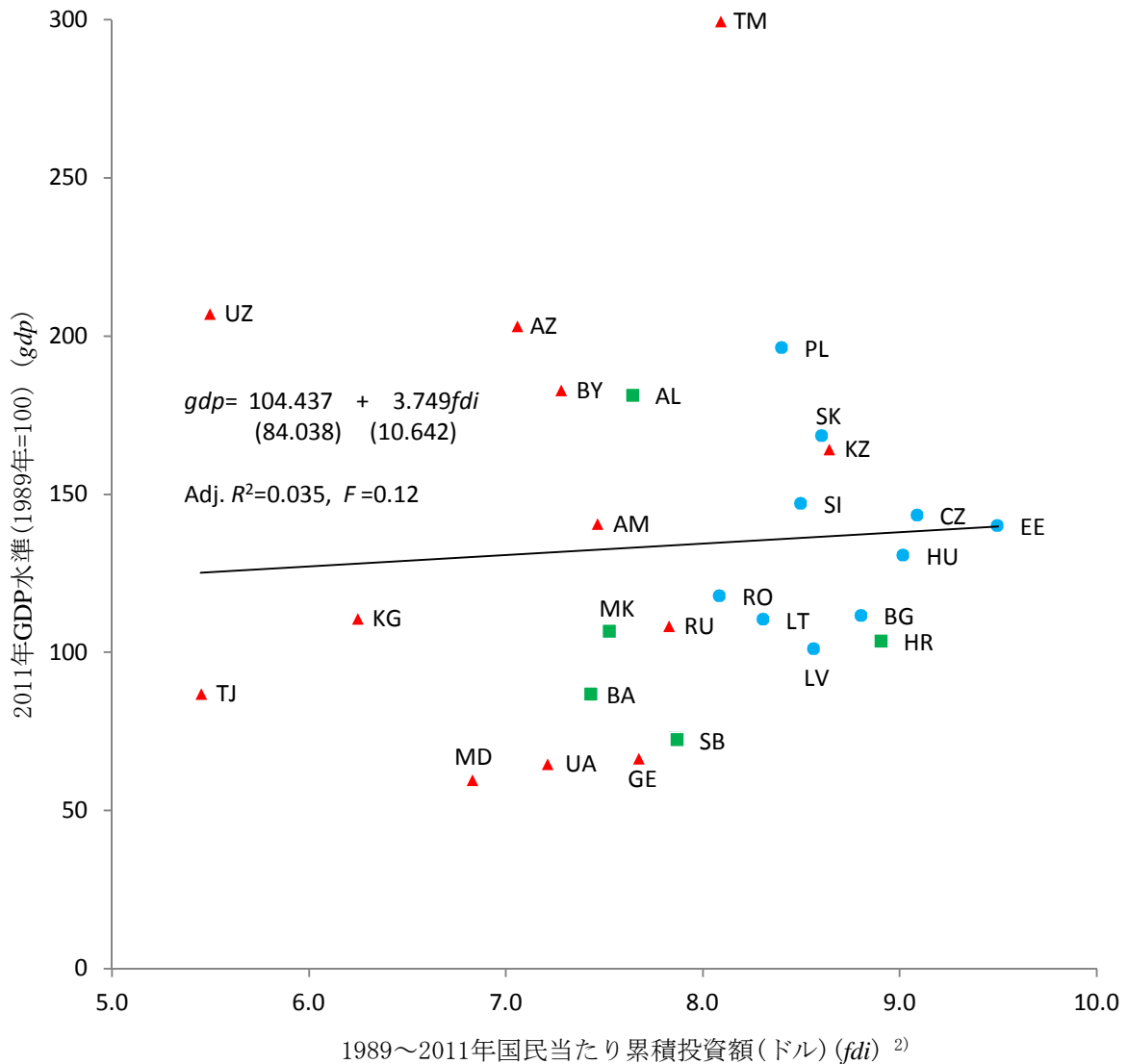
(注2) Breusch-Pagan検定： $\chi^2=0.08, p=0.388$; Hausman検定： $\chi^2=10.03, p=0.002$

(注3) Breusch-Pagan検定： $\chi^2=1.12, p=0.146$; Hausman検定： $\chi^2=19.38, p=0.000$

(注4) 括弧内は、標準誤差。モデル[9]を除き、Whiteの修正法による分散不均一性の下でも一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。

図12 中東欧・旧ソ連諸国における経済成長と外国直接投資の関係(1989~2011年) ¹⁾



(注1) 国名略称は、表1に準じている。●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) 自然対数値。

(注3) 近似式における回帰係数直下の括弧内数値は標準誤差。

(出所) 表1及びUNCTAD公表データ(<http://unctadstat.unctad.org/>)に基づき筆者作成。

表7 外国直接投資のマクロ経済効果に関するメタ分析対象研究一覧

著者(発表年)	研究対象国				推定期間 ⁴⁾	データ形式	マクロ経済変数(従属変数)		FDI変数(独立変数)のタイプ ⁶⁾	抽出推定結果数	平均精度(AP) ⁷⁾	
	研究対象国数	国家カテゴリー別内訳					基準指標	変数タイプ ⁵⁾				
		中東欧EU加盟国 ¹⁾	中東欧非EU加盟国	旧ソ連諸国 ²⁾								その他 ³⁾
Barrell and Holland (2000)	3	3			1993～1996年	パネル	製造業総付加価値	III	A, E	9	32.619	
Campos and Kinoshita (2002)	25	10	3	12	1990～1998年	パネル	GDP	II	F	2	2.395	
Cernat and Vranceanu (2002)	10	10			1992～1999年	パネル	GDP	I	C	2	7.100	
Mencinger (2003)	8	8			1994～2001年	パネル	GDP	II	C	5	9.370	
Lyroutdi et al. (2004)	17	4	2	10	1	1995～1998年	パネル	GDP	II	C	2	19.645
Neuhaus (2005)	13	10	3		1991～2002年	パネル	GDP	II	C	1	140.000	
Redek and Sušjan (2005)	24	10	3	11	1995～2002年	パネル	GDP	III	C	1	102.300	
Eller et al. (2006)	10	9	1		1996～2003年	パネル	GDP	III	F, H	11	165.713	
Kukeli et al. (2006)	10	7	3		1990～2001年	パネル	GDP	II	A, C, F	9	36.063	
Tvaronavičienė and Grybaitė (2007)	1	1			2000～2006年	時系列	GDP	I	A	1	10.740	
Apergis et al. (2008)	27	10	4	12	1	1991～2004年	パネル	GDP	I	B	5	17.060
Kutan and Yigit (2009)	8	8			1995～2006年	パネル	総工業生産	III	C	6	7.398	
Nath (2009)	13	10	3		1990～2005年	パネル	GDP	IV	C	6	9.375	
Pelinescu and Rădulescu (2009)	1	1			2000～2009年	時系列	GDP	II	G	1	66.930	
Sridharan et al. (2009)	1			1	1994～2007年	時系列	総工業生産	I	B	2	92.900	
Bijsterbosch and Kolasa (2010)	8	8			1995～2005年	パネル	産業別総付加価値	III	D	15	23.947	
Sapienza (2010)	12	10	2		1999～2006年	パネル	GDP	I	H	3	153.577	
Varamini and Kalash (2010)	10	10			1993～2006年	時系列	GDP	I	B	10	n/a ⁸⁾	
Fidrmuc and Martin (2011)	11	10	1		1995～2009年	時系列	総工業生産	I	A	11	16.282	
Kornecki and Raghavan (2011)	5	5			1993～2003年	パネル	GDP	II	G	1	48.260	
Weber (2011)	8	7		1	1993～2009年	時系列	GDP	I	B	7	1.761	

(注1)2004年又は2007年にEUへ新規加盟したチェコ、ハンガリー、ポーランド、エストニア、ラトビア、リトアニア、スロヴァキア、スロヴェニア、ルーマニア及びブルガリアの10か国を指す。

(注2)バルト諸国を除く。

(注3)いずれもモンゴル。

(注4)研究対象国によって推定期間が異なる場合もある。

(注5)各記号は、次の変数タイプを意味する。I：生産量水準、II：生産量変化率、III：生産性水準、IV：生産性変化率。

(注6)各記号は、次の変数タイプを意味する。A：累積投資額、B：年間資本流入額、C：対GDP比、D：対総付加価値比、E：対総固定資本形成比、F：国民(労働者)当たり累積投資額、G：増加率、H:その他。

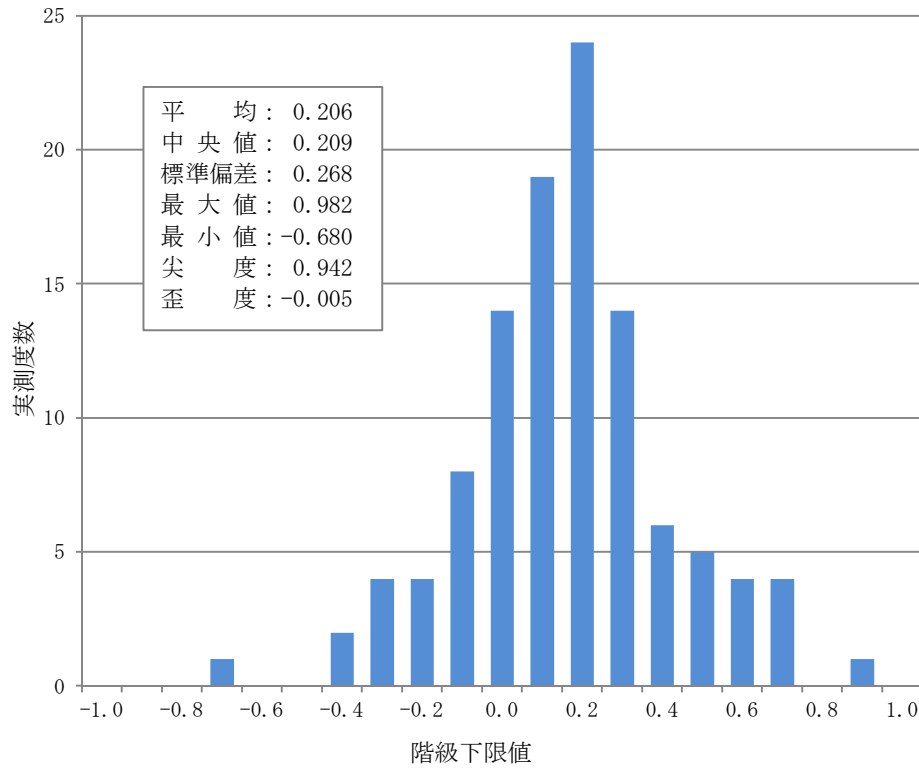
(注7)平均精度(average precision:AP)は、各研究から抽出された外国直接投資変数推定値の標準誤差(SE)及び抽出数(K)を用いて、式 $AP = \{\sum(1/SE)\}/K$ から算出する。

(注8)Varamini and Kalash (2010)は、t値のみを報告しており、従って平均精度を計算することができない。

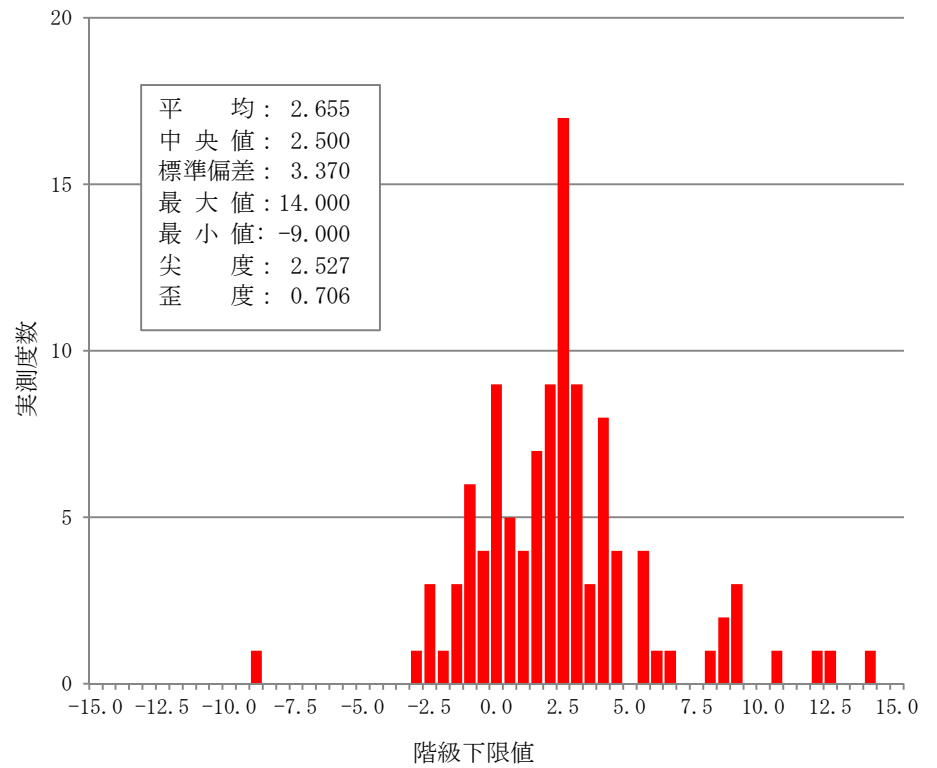
(出所)筆者作成。

図13 外国直接投資のマクロ経済効果に関する推定結果の偏相関係数及びt値の度数分布 (K=110)

(a) 偏相関係数¹⁾



(b) t値²⁾

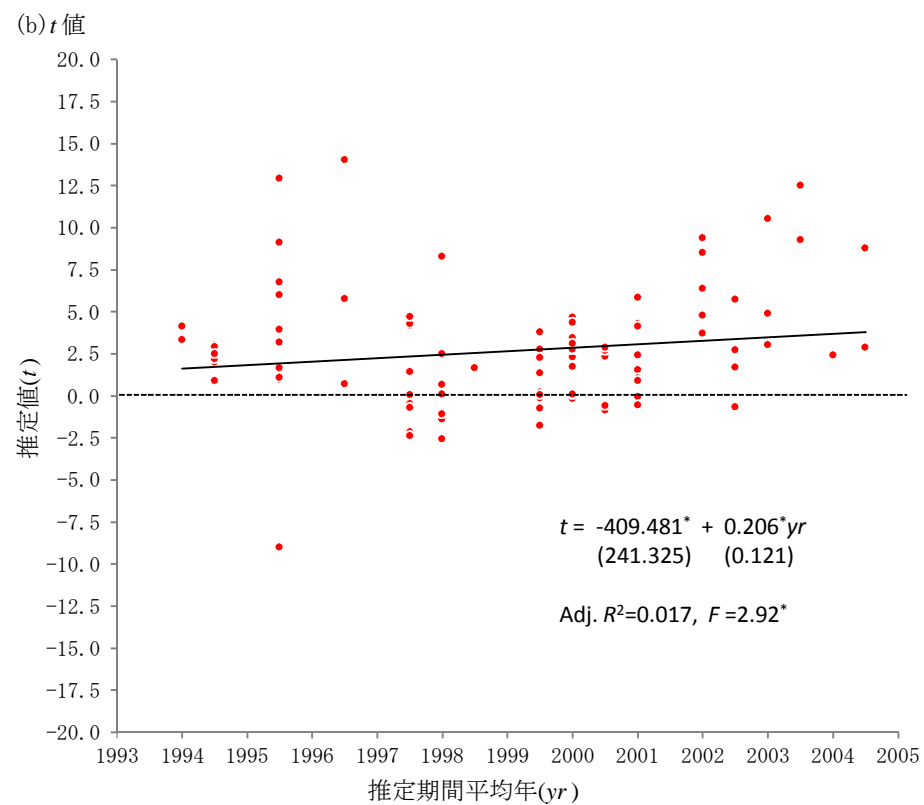
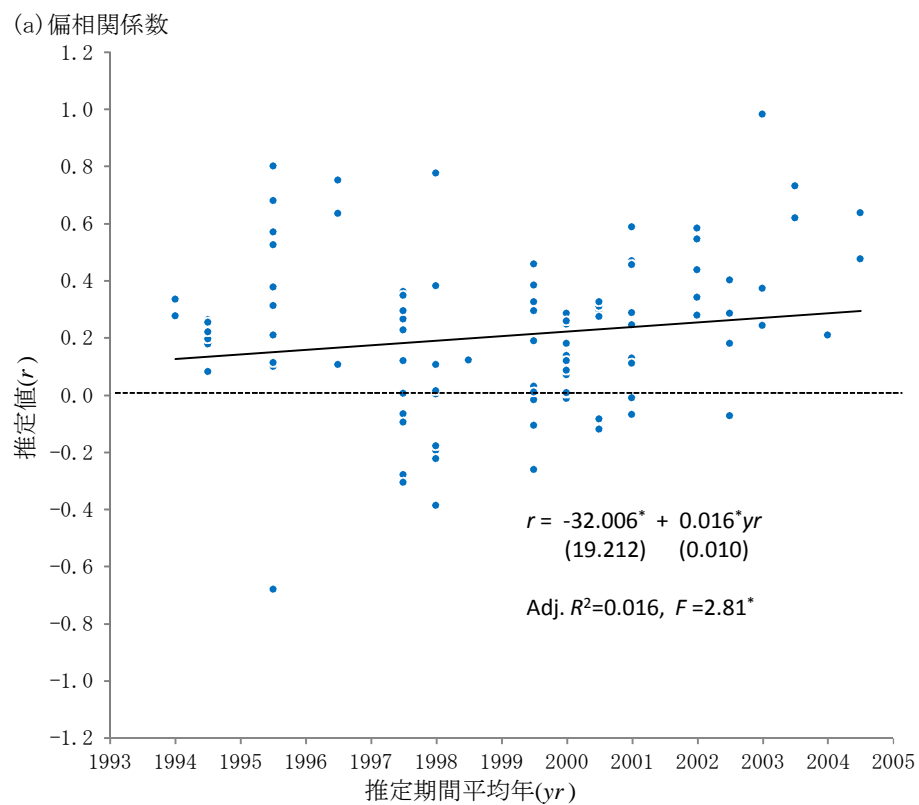


(注1) 正規分布への適合度検定: $\chi^2=21.176, p=0.218$

(注2) 正規分布への適合度検定: $\chi^2=143.952, p=0.000$

(出所) 筆者作成。

図14 外国直接投資のマクロ経済効果に関する推定結果の偏相関係数及びt値の推定期間平均年順配列(K=110)



(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。* : 10%水準で有意。

(出所) 筆者作成。

表8 外国直接投資のマクロ経済効果に関する推定結果のメタ統合

	抽出推定結果数 (K)	(a) 偏相関係数の統合			(b) t値の結合 ³⁾			
		固定効果 (R _f) (漸近z値) ¹⁾	変数効果 (R _r) (漸近z値) ¹⁾	均質性の検定 (Q _r) ²⁾	T _u (p値)	T _w (p値)	T _m	ファイルセーフ数 (fsN) ⁴⁾
全研究	110	0.222 *** (30.40)	0.216 *** (9.00)	1081.695 ***	27.842 *** (0.00)	4.706 *** (0.00)	2.500	31401
(1) データ形式による比較								
パネルデータを用いた研究	78	0.180 *** (22.28)	0.192 *** (7.62)	676.766 ***	21.215 *** (0.00)	3.379 *** (0.00)	2.540	12895
時系列データを用いた研究	32	0.406 *** (23.94)	0.277 *** (5.43)	259.972 ***	18.499 *** (0.00)	3.759 *** (0.00)	2.457	4015
(2) マクロ経済変数基準指標による比較								
マクロ経済変数の基準指標としてGDPを採用した研究	67	0.252 *** (20.80)	0.184 *** (4.48)	730.485 ***	16.813 *** (0.00)	3.296 *** (0.00)	1.530	6932
マクロ経済変数の基準指標としてGDP以外の指標を採用した研究	43	0.205 *** (22.39)	0.254 *** (9.24)	341.503 ***	23.545 *** (0.00)	3.364 *** (0.00)	2.770	8766
(3) マクロ経済変数タイプによる比較								
マクロ経済変数タイプが生産量水準である研究	41	0.357 *** (25.27)	0.266 *** (6.63)	299.719 ***	20.444 *** (0.00)	4.359 *** (0.00)	2.500	6291
マクロ経済変数が生産量変化率である研究	21	0.361 *** (18.04)	0.248 *** (2.54)	460.911 ***	14.372 *** (0.00)	3.214 *** (0.00)	3.158	1582
マクロ経済変数タイプが生産性水準である研究	42	0.138 *** (14.07)	0.160 *** (10.72)	72.189 ***	14.159 *** (0.00)	1.882 ** (0.03)	2.540	3070
マクロ経済変数タイプが生産性変化率である研究	6	0.047 (1.38)	0.048 (1.03)	9.464 *	1.423 * (0.08)	0.285 (0.39)	0.072	-2
(4) FDI変数タイプによる比較								
FDI変数タイプが対GDP比である研究	24	0.129 *** (6.02)	0.124 *** (2.60)	110.668 ***	5.772 *** (0.00)	1.005 (0.16)	0.900	271
FDI変数タイプが累積投資額である研究	21	0.455 *** (27.96)	0.411 *** (8.24)	185.645 ***	26.119 *** (0.00)	4.137 *** (0.00)	4.767	5273
FDI変数タイプが流入額である研究	32	0.249 *** (14.81)	0.174 *** (2.94)	361.376 ***	11.720 *** (0.00)	2.725 *** (0.00)	2.033	1592
FDI変数が上記以外のタイプである研究	33	0.138 *** (13.35)	0.176 *** (7.33)	132.669 ***	13.533 *** (0.00)	1.926 ** (0.03)	2.710	2200

(注1) 帰無仮説：統合効果サイズが0。

(注2) 帰無仮説：効果サイズが均質。

(注3) 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4) 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5) ***: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9 外国直接投資のマクロ経済効果に関する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
中東欧EU加盟国比率	研究対象国に含まれる中東欧EU加盟国 ¹⁾ の比率	0.854	1	0.259
中東欧非EU加盟国比率	研究対象国に含まれる中東欧非EU加盟国の比率	0.075	0	0.133
推定期間初年度	推定に用いたデータの初年度	1994.155	1995	2.495
推定期間年数	推定に用いたデータの年数	10.564	11	3.426
時系列データ	時系列データを用いた研究(=1), その他(=0)	0.291	0	0.456
GLS	一般最小二乗推定量を利用した推定結果(=1), その他(=0)	0.100	0	0.301
SUR	SUR ²⁾ 推定量を利用した推定結果(=1), その他(=0)	0.036	0	0.188
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)	0.282	0	0.452
GMM	一般化積率法を利用した推定結果(=1), その他(=0)	0.055	0	0.228
AR/VAR	自己回帰モデルを利用した推定結果(=1), その他(=0)	0.073	0	0.261
IV	操作変数法を利用した推定結果(=1), その他(=0)	0.018	0	0.134
非GDP指標	GDP以外の指標をマクロ経済変数に用いた研究(=1), その他(=0)	0.391	0	0.490
変化率	マクロ経済変数の測定尺度が変化率(=1), その他(=0)	0.245	0	0.432
生産性	マクロ経済変数の測定尺度が生産性(=1), その他(=0)	0.436	0	0.498
累積投資額	FDI累積投資額の推定値(=1), その他(=0)	0.191	0	0.395
流入額	FDI流入額の推定値(=1), その他(=0)	0.291	0	0.456
対総付加価値比	FDI対総付加価値比の推定値(=1), その他(=0)	0.136	0	0.345
対総固定資本形成比	FDI対総固定資本形成比の推定値(=1), その他(=0)	0.009	0	0.095
国民当たり累積投資額	国民又は労働者当たりFDI累積額の推定値(=1), その他(=0)	0.073	0	0.261
増加率	FDI増加率の推定値(=1), その他(=0)	0.018	0	0.134
その他FDI指標	FDI対GDP比及び上記FDI指標以外の推定値(=1), その他(=0)	0.064	0	0.245
√自由度	推定モデルの自由度の平方根	10.979	9.670	5.625
研究水準	研究水準の10段階評価 ³⁾	5.418	7	2.386

(注1)2004年又は2007年にEUへ新規加盟したチェコ、ハンガリー、ポーランド、エストニア、ラトビア、リトアニア、スロヴァキア、スロヴェニア、ルーマニア及びブルガリアの10か国を指す。

(注2)見かけ上無関係な回帰式(Seemingly Unrelated Regression)の略。

(注3)詳細は、本稿付録Aを参照。

(出所)筆者算定。

表10 外国直接投資のマクロ経済効果に関するメタ回帰分析

(a) 従属変数：偏相関係数

推定量 ¹⁾	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	Multi-level mixed effects RML	Random- effects panel GLS
メタ独立変数(デフォルト・カテゴリ)/モデル	[1]	[2]	[3]	[4] ²⁾	[5]	[6] ³⁾
研究対象国構成(非中東欧諸国比率)						
中東欧EU加盟国比率	-0.009 (0.10)	-0.072 (0.10)	0.105 (0.10)	0.149 (0.20)	-0.009 (0.09)	-0.009 (0.10)
中東欧非EU加盟国比率	0.113 (0.13)	0.034 (0.10)	0.232* (0.11)	0.247 (0.24)	0.113 (0.11)	0.113 (0.13)
推定期間						
推定期間初年度	0.035** (0.01)	0.038** (0.01)	0.032*** (0.01)	0.028 (0.03)	0.035*** (0.01)	0.035*** (0.01)
推定年数	0.047*** (0.01)	0.052*** (0.01)	0.036*** (0.01)	0.038* (0.02)	0.047*** (0.01)	0.047*** (0.01)
データ形式(パネルデータ)						
時系列データ	-0.420*** (0.08)	-0.347*** (0.08)	-0.404*** (0.07)	-0.228 (0.27)	-0.420*** (0.07)	-0.420*** (0.08)
推定量(OLS)						
GLS	-0.191* (0.10)	0.006 (0.07)	-0.178** (0.08)	-0.352* (0.19)	-0.191** (0.09)	-0.191* (0.10)
SUR	-0.251** (0.10)	-0.122** (0.06)	-0.130*** (0.04)	-0.260*** (0.08)	-0.251*** (0.09)	-0.251** (0.10)
FE	0.065 (0.07)	0.226*** (0.08)	-0.009 (0.03)	-0.040 (0.12)	0.065 (0.06)	0.065 (0.07)
GMM	-0.085* (0.04)	0.004 (0.05)	-0.083*** (0.01)	-0.151* (0.08)	-0.085** (0.04)	-0.085* (0.04)
AR/VAR	0.273* (0.15)	0.028 (0.05)	0.399*** (0.12)	-0.178 (0.27)	0.273** (0.13)	0.273* (0.15)
IV	0.628*** (0.19)	0.406*** (0.12)	0.644*** (0.16)	0.400 (0.34)	0.628*** (0.17)	0.628*** (0.19)
マクロ経済変数基準指標(GDP指標)						
非GDP指標	-0.186 (0.13)	-0.192 (0.15)	-0.008 (0.08)	-0.183 (0.17)	-0.186* (0.11)	-0.186 (0.13)
マクロ経済変数タイプ						
変化率(水準)	-0.166* (0.10)	-0.129 (0.10)	-0.151 (0.09)	0.025 (0.18)	-0.166** (0.08)	-0.166* (0.10)
生産性(生産量)	0.042 (0.09)	-0.025 (0.05)	0.032 (0.08)	0.062 (0.14)	0.042 (0.08)	0.042 (0.09)
外国直接投資変数タイプ(対GDP比)						
累積投資額	0.622*** (0.14)	0.729*** (0.15)	0.418*** (0.07)	0.540*** (0.14)	0.622*** (0.13)	0.622*** (0.14)
流入額	-0.090 (0.08)	0.148 (0.10)	-0.084 (0.07)	0.029 (0.16)	-0.090 (0.07)	-0.090 (0.08)
対総付加価値比	0.518*** (0.17)	0.450*** (0.15)	0.233*** (0.07)	0.522*** (0.16)	0.518*** (0.15)	0.518*** (0.17)
対総固定資本形成比	0.608*** (0.15)	0.721*** (0.15)	0.395*** (0.08)	0.540*** (0.14)	0.608*** (0.13)	0.608*** (0.15)
国民当たり累積投資額	-0.227** (0.11)	-0.278** (0.12)	-0.116 (0.08)	-0.147 (0.11)	-0.227** (0.10)	-0.227** (0.11)
増加率	0.444 (0.26)	0.681*** (0.13)	0.491 (0.29)	0.487* (0.26)	0.444* (0.23)	0.444* (0.26)
その他FDI指標	-0.030 (0.14)	-0.010 (0.14)	-0.005 (0.17)	0.146 (0.13)	-0.030 (0.12)	-0.030 (0.14)
自由度・研究水準						
√自由度	-0.022** (0.01)	-0.018*** (0.01)	-0.011*** (0.00)	-0.017*** (0.00)	-0.022*** (0.01)	-0.022** (0.01)
研究水準	-0.057* (0.03)	- (-)	-0.070*** (0.02)	-0.034 (0.05)	-0.057** (0.03)	-0.057* (0.03)
切片	-69.248** (26.02)	-76.937** (29.36)	-63.721*** (20.91)	-56.570 (53.79)	-69.248*** (23.11)	-69.248*** (26.02)
K	110	110	110	100	110	110
R ²	0.465	0.588	0.515	0.423	-	0.465

(続く)

(b)従属変数: t 値

(表10続き)

推定量 ¹⁾	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	Multi-level mixed effects RML	Random- effects panel GLS
	[7]	[8]	[9]	[10] ²⁾	[11]	[12] ⁴⁾
メタ独立変数(デフォルト・カテゴリ)/モデル						
研究対象国構成(非中東欧諸国比率)						
中東欧EU加盟国比率	-0.289 (0.87)	-0.565 (0.97)	1.211 (1.04)	-0.389 (1.60)	-0.289 (0.77)	-0.289 (0.87)
中東欧非EU加盟国比率	1.206 (1.09)	1.375 (1.00)	3.066** (1.24)	0.672 (2.01)	1.206 (0.97)	1.206 (1.09)
推定期間						
推定期間初年度	0.485*** (0.13)	0.515*** (0.15)	0.555*** (0.12)	0.554* (0.28)	0.485*** (0.11)	0.485*** (0.13)
推定年数	0.667*** (0.10)	0.679*** (0.09)	0.589*** (0.10)	0.743*** (0.20)	0.667*** (0.09)	0.667*** (0.10)
データ形式(パネルデータ)						
時系列データ	-5.171*** (0.69)	-4.359*** (0.74)	-5.732*** (0.83)	-5.097* (2.45)	-5.171*** (0.61)	-5.171*** (0.69)
推定量(OLS)						
GLS	-2.527*** (0.88)	-0.754 (0.69)	-3.380*** (0.75)	-3.955** (1.48)	-2.527*** (0.78)	-2.527*** (0.88)
SUR	-3.359*** (0.88)	-2.070*** (0.56)	-2.677*** (0.45)	-3.668*** (0.61)	-3.359*** (0.78)	-3.359*** (0.88)
FE	0.727 (0.58)	1.953** (0.91)	-0.768 (0.62)	0.405 (0.84)	0.727 (0.52)	0.727 (0.58)
GMM	-1.456*** (0.37)	-0.718 (0.53)	-1.796*** (0.16)	-1.798*** (0.50)	-1.456*** (0.33)	-1.456*** (0.37)
AR/VAR	1.302 (1.51)	-1.048* (0.53)	3.314** (1.47)	-2.602 (2.79)	1.302 (1.34)	1.302 (1.51)
IV	6.187*** (1.77)	3.887*** (1.07)	7.254*** (1.75)	3.869 (3.11)	6.187*** (1.57)	6.187*** (1.77)
マクロ経済変数基準指標(GDP指標)						
非GDP指標	-2.780*** (0.96)	-2.306* (1.24)	-1.527 (1.13)	-2.677* (1.47)	-2.780*** (0.85)	-2.780*** (0.96)
マクロ経済変数タイプ						
変化率(水準)	-1.303 (0.80)	-0.952 (0.99)	-1.266 (0.90)	1.178 (1.66)	-1.303* (0.71)	-1.303 (0.80)
生産性(生産量)	-0.102 (0.76)	-0.858 (0.50)	0.304 (0.78)	-0.386 (1.22)	-0.102 (0.68)	-0.102 (0.76)
外国直接投資変数タイプ(対GDP比)						
累積投資額	8.914*** (1.07)	9.090*** (1.46)	7.234*** (1.32)	9.946*** (1.09)	8.914*** (0.95)	8.914*** (1.07)
流入額	-0.334 (0.78)	1.994* (1.01)	-0.673 (0.80)	0.730 (1.37)	-0.334 (0.70)	-0.334 (0.78)
対総付加価値比	7.456*** (1.42)	6.131*** (1.43)	5.125*** (1.35)	8.496*** (1.28)	7.456*** (1.26)	7.456*** (1.42)
対総固定資本形成比	8.672*** (1.16)	8.944*** (1.53)	6.861*** (1.46)	9.971*** (1.15)	8.672*** (1.03)	8.672*** (1.16)
国民当たり累積投資額	-2.127** (0.95)	-2.335** (1.04)	-1.234 (0.89)	-1.082 (0.86)	-2.127** (0.84)	-2.127** (0.95)
増加率	3.925 (2.79)	6.236*** (1.47)	3.896 (3.57)	4.201 (2.56)	3.925 (2.48)	3.925 (2.79)
その他FDI指標	-0.564 (1.17)	-0.288 (1.27)	-0.476 (1.59)	1.238 (1.00)	-0.564 (1.03)	-0.564 (1.17)
自由度・研究水準						
√自由度	-0.178** (0.07)	-0.130** (0.06)	-0.085** (0.04)	-0.169*** (0.04)	-0.178*** (0.07)	-0.178** (0.07)
研究水準	-0.569** (0.27)	- (-)	-0.878*** (0.26)	-0.336 (0.45)	-0.569** (0.24)	-0.569** (0.27)
切片	-965.358*** (256.51)	-1031.280*** (291.62)	-1104.430*** (248.68)	-1106.090* (568.03)	-965.358*** (227.85)	-965.358*** (256.51)
K	110	110	110	100	110	110
R ²	0.530	0.636	0.539	0.527	-	0.530

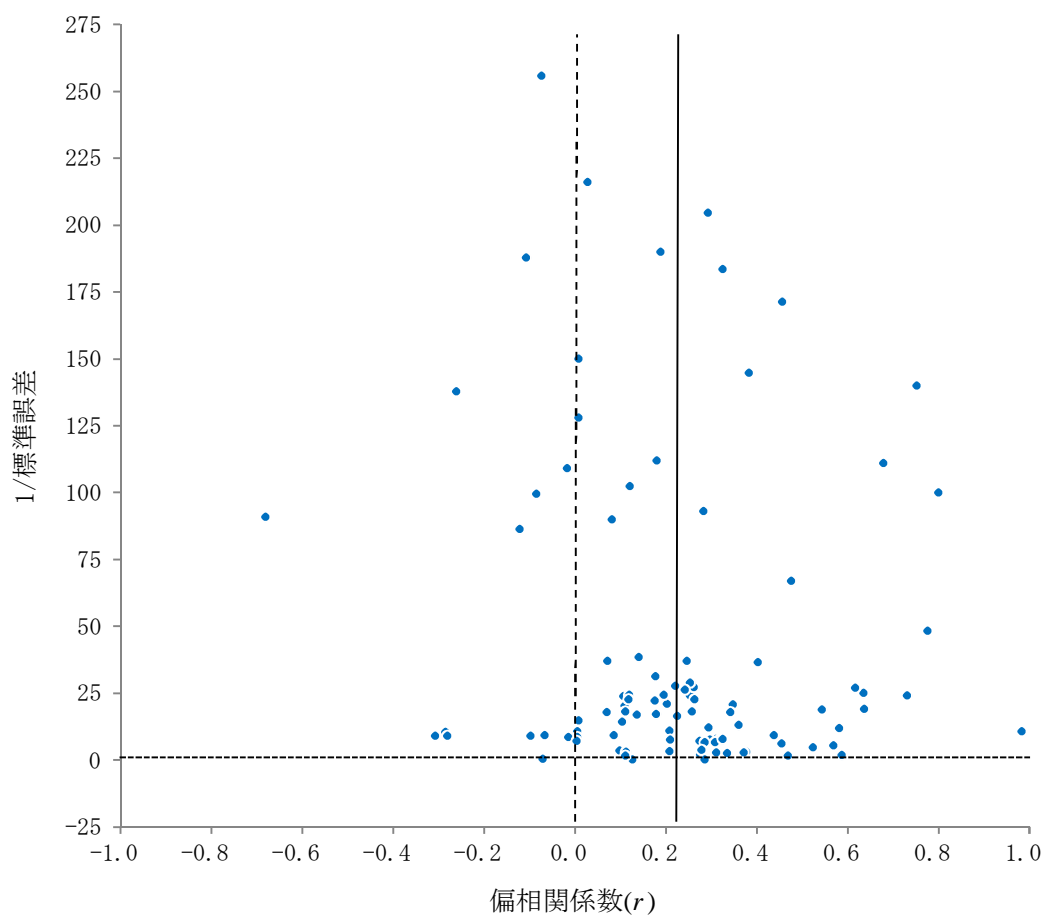
(注1) OLS: 最小二乗法, WLS: 加重最小二乗法(括弧内は推定に用いた分析的重み), RML: 制限付き最尤法, GLS: 一般最小二乗法。

(注2) 推定値として t 値のみを報告するVaramini and Kalash (2010)の推定結果10点が、分析対象から脱落している。(注3) Breusch-Pagan検定: $\chi^2=0.00, p=1.000$; Hausman検定: $\chi^2=4.08, p=0.990$ (注4) Breusch-Pagan検定: $\chi^2=0.00, p=1.000$; Hausman検定: $\chi^2=8.21, p=0.830$

(注5) 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9を参照。

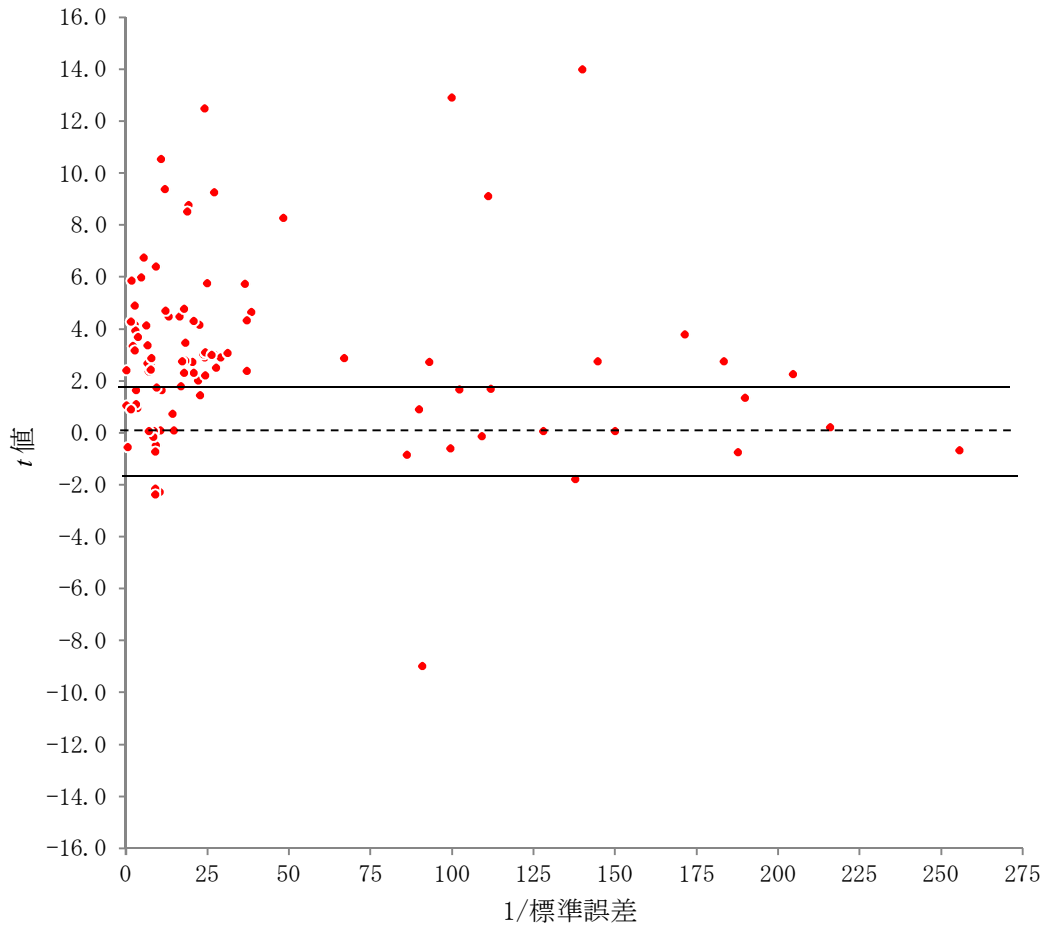
図15 外国直接投資のマクロ経済効果に関する推定結果の漏斗プロット($K=100$)



(注) 実線は、推定値精度最上位10%の平均値である0.225を指す。

(出所) 筆者作成。

図16 外国直接投資のマクロ経済効果に関する推定結果の
ガルブレイズ・プロット(K=100)



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

表11 外国直接投資マクロ経済効果研究の公表バイアス及び真の効果の有無に関するメタ回帰分析

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

推定量 ¹⁾	OLS	Cluster-robust OLS	Random-effects panel GLS
モデル	[1]	[2]	[3] ²⁾
切片(FAT: $H_0: \beta_0=0$)	3.246 *** (0.35)	3.246 *** (0.73)	3.123 *** (0.70)
1/SE (PET: $H_0: \beta_1=0$)	-0.007 (0.01)	-0.007 (0.01)	0.005 (0.01)
K	100	100	100
R^2	0.015	0.015	0.015

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

推定量 ¹⁾	OLS	Cluster-robust OLS	Random-effects panel GLS
モデル	[4]	[5]	[6] ³⁾
切片($H_0: \beta_0=0$)	3.533 *** (0.31)	3.533 *** (0.64)	2.847 *** (0.82)
1/SE	-0.003 (0.01)	-0.003 (0.01)	0.021 (0.02)
K	100	100	100
R^2	0.005	0.005	0.005

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

推定量 ¹⁾	OLS	Cluster-robust OLS	Random-effects panel ML
モデル	[7]	[8]	[9]
SE	1.049 ** (0.46)	1.049 * (0.58)	-0.488 (0.59)
1/SE ($H_0: \beta_1=0$)	0.020 *** (0.01)	0.020 * (0.01)	0.017 * (0.01)
K	100	100	100
R^2	0.124	0.124	-

(注1) OLS：最小二乗法，GLS：一般最小二乗法，ML：最尤法。

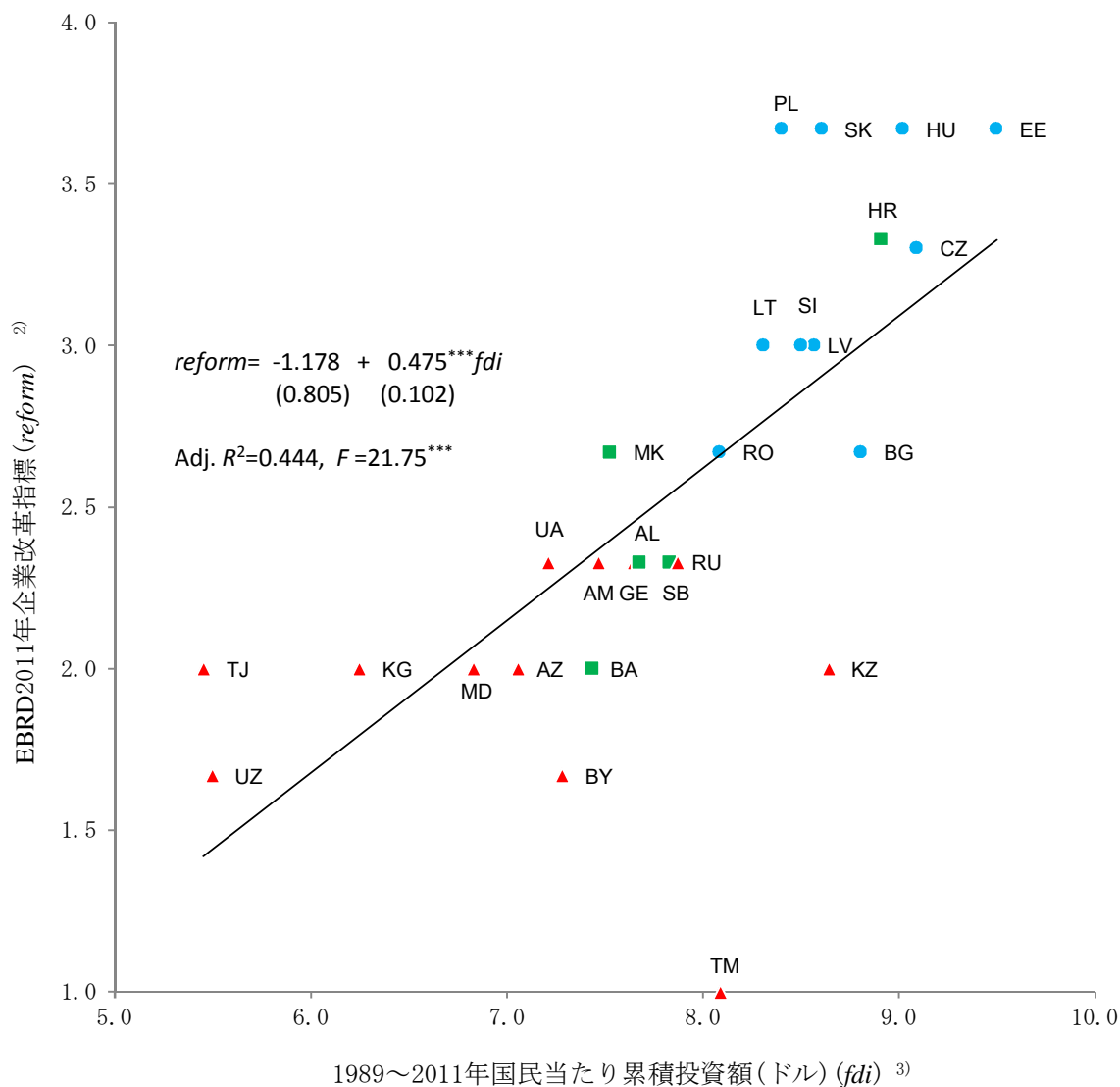
(注2) Breusch-Pagan検定： $\chi^2=23.63, p=0.000$; Hausman検定： $\chi^2=0.07, p=0.786$

(注3) Breusch-Pagan検定： $\chi^2=29.99, p=0.000$; Hausman検定： $\chi^2=1.90, p=0.168$

(注4) 括弧内は、標準誤差。モデル[9]を除き、Whiteの修正法による分散不均一性の下でも一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。

図17 中東欧・旧ソ連諸国における外国直接投資と企業改革の関係¹⁾



(注1) 国名略称は、表1に準じている。●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) 最低点は1(ソフトな予算制約)、最高点は4.33(先進工業諸国並みの水準)の値を取る。なお、チェコは2007年の評価値を、セルビア・モンテネグロは2カ国平均値をそれぞれ用いた。

(注3) 自然対数値。

(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。

(出所) 表1及びEBRD公表データ(<http://www.ebrd.com/pages/homepage.shtml>)に基づき筆者作成。

表12 外国直接投資のマイクロ経済効果に関するメタ分析対象研究一覧

著者(発表年)	研究対象国 ¹⁾	研究対象産業	推定期間 ²⁾	データ形式	経営実績変数(従属変数)のタイプ ³⁾	間接効果推定結果抽出研究					直接効果推定結果抽出研究				
						FDI変数(外資系企業市場占有率)基準指標 ⁴⁾	検証効果			抽出推定結果数	平均精度(AP) ⁵⁾	該当研究	FDI変数(独立変数)のタイプ ⁶⁾	抽出推定結果数	平均精度(AP) ⁵⁾
							水平効果	垂直効果							
								前方連関効果	後方連関効果						
Djankov and Hoekman (2000)	CZ	全産業	1992～1996年	パネル	III	B	✓			3	15.636	✓	a, b	4	129.132
Bosco (2001)	HU	全産業	1993～1997年	パネル	II	C	✓			20	11.146	✓	a	8	35.028
UNECE (2001)	EE, SI	製造業	1994～1998年	パネル	V	C, E	✓			4	268.265	✓	a	4	16.093
Konings (2001)	BG, PL, RO	全産業	1993～1997年	パネル	III	D	✓			12	4.212	✓	a	9	72.165
Damijan et al. (2003)	BG, CZ, EE, HU, PL, RO, SI, SK	製造業	1994～1998年	パネル	III	C, E	✓			3	288.821	✓	b	16	12.149
Yudaeva et al. (2003)	RU	鉱工業	1993～1997年	パネル	I	D	✓	✓	✓	32	5.535	✓	b	16	19.039
Javorcik (2004)	LT	製造業	1996～2000年	パネル	III, V	D	✓	✓	✓	35	274.165				
Jensen (2004)	PL	食品産業	1995～2000年	パネル	II, IV	C	✓			3	31.348				
Sinani and Meyer (2004)	EE	全産業	1994～1999年	パネル	II	A	✓			1	11.882				
Damijan and Knell (2005)	EE, SI	製造業	1994～1999年	パネル	III	D	✓	✓	✓	11	124.854	✓	b	4	24.061
Javorcik and Spatareanu (2005)	CZ, RO	全産業	1998～2000年	パネル	I, V	D	✓		✓	8	347.075				
Sabirianova et al. (2005)	CZ, RU	工業	1993～2000年	パネル	II	C	✓			8	25.579				
Pawlik (2006)	PL	製造業	1993～2002年	パネル	IV	A, C, G, H	✓			7	6.957	✓	a	8	9.349
Vahter (2006)	EE, SI	製造業	1994～2001年	パネル	IV	B	✓			4	10.241	✓	b	4	12.229
Halpern and Muraközy (2007)	HU	製造業	1996～2003年	パネル	I, V	C	✓	✓	✓	18	6.092	✓	a	2	4.729
Muraközy (2007)	HU	製造業	1993～2003年	パネル	VI	C	✓	✓	✓	18	25.313				
Tytell and Yudaeva (2007)	PL, RO, RU, UA	製造業	1998～2003年	パネル・横断面	I, V	G	✓			14	7.857	✓	a	4	12.352
Vahter and Masso (2007a)	EE	製造業・サービス業	1995～2002年	パネル	I, V	B, G	✓			28	20.120	✓	b	24	27.235
Vahter and Masso (2007b)	EE	製造業・サービス業	1995～2002年	パネル	V	B	✓			4	21.967				
Gersl et al. (2008)	BG, CZ, EE, HU, LT, LV, PL, SI, SK, RO	製造業	2000～2005年	パネル	V	C	✓	✓	✓	30	4.052				
Javorcik and Spatareanu (2008)	RO	製造業	1998～2003年	パネル	V	D	✓		✓	24	4.244				
Marcin (2008)	PL	製造業・サービス業	1996～2003年	パネル	III	D	✓	✓	✓	10	28.373				
Békés et al. (2009)	HU	製造業	1993～2003年	パネル	V	D	✓	✓	✓	3	38.373				
Görg et al. (2009)	HU	製造業	1992～2003年	パネル	I, V	F	✓			13	27.900				
Kosová (2010)	CZ	全産業	1994～2001年	パネル	II	G	✓			8	8.119				
Nicolini and Resmini (2010)	BG, PL, RO	製造業	1998～2003年	パネル	V	G	✓	✓	✓	35	90.948				
Iwasaki et al. (2011)	HU	製造業・サービス業	2002～2005年	パネル	VII	E	✓			64	8.674	✓	a	8	8.054
Monastiriotis and Alegria (2011)	BG	全産業	2002～2005年	パネル	II	G	✓			11	18.389				
Vahter (2011)	EE	製造業	1995～2004年	パネル	V	G	✓			2	1.676				
Iwasaki et al. (2012)	HU	製造業・サービス業	2002～2005年	パネル	II, IV, V	A, B, C, F, G	✓	✓	✓	192	55.385	✓	a	24	59.286

(注1) 国名略称は、表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。I：付加価値、II：売上高、III：生産高、IV：労働生産性、V：全要素生産性(TFP)、VI：価格・費用マージン、VII：輸出市場参入実績。

(注4) 各記号は、次の変数タイプを意味する。A：純資産(equity)占有率、B：総資産(asset)占有率、C：売上高占有率、D：生産高占有率、E：輸出額占有率、F：付加価値占有率、G：雇用者数占有率、H：投資額占有率。

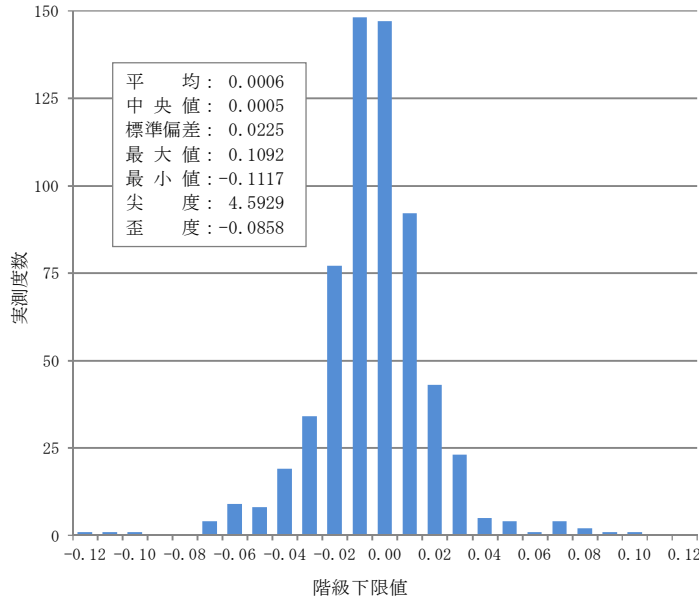
(注5) 平均精度(average precision: AP)は、各研究から抽出された外国直接投資変数推定値の標準誤差(SE)及び抽出数(K)を用いて、式 $AP = \sum(1/SE) / K$ から算出する。

(注6) 各数値は、次の変数タイプを意味する。a：外資所有比率、b：外資系企業ダミー変数。

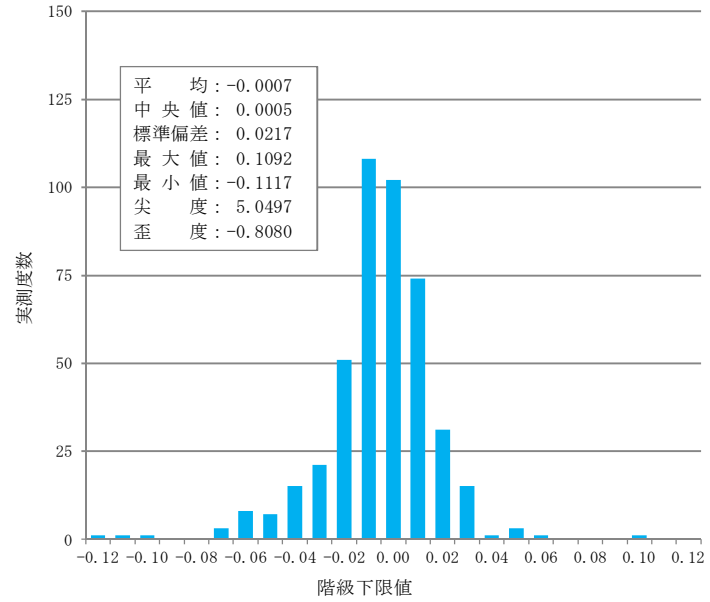
(出所)筆者作成。

図18 外国直接投資のマイクロ間接効果に関する推定結果の偏相関係数度数分布

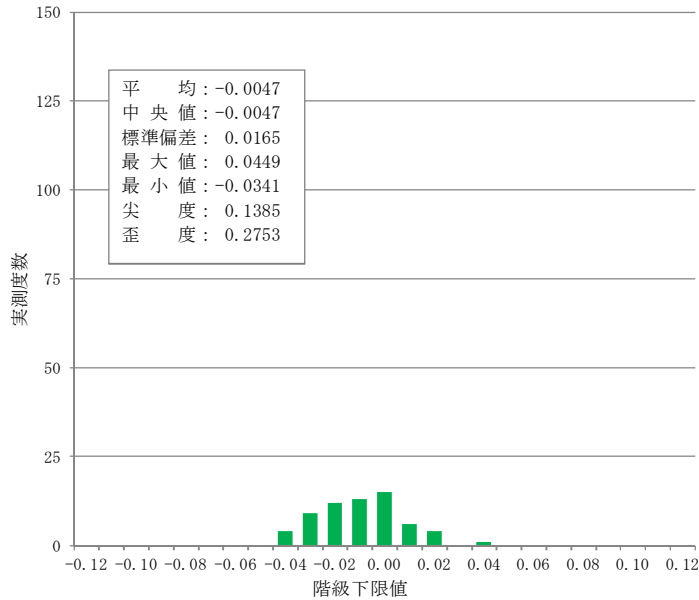
(a) 全推定結果 (K=625) ¹⁾



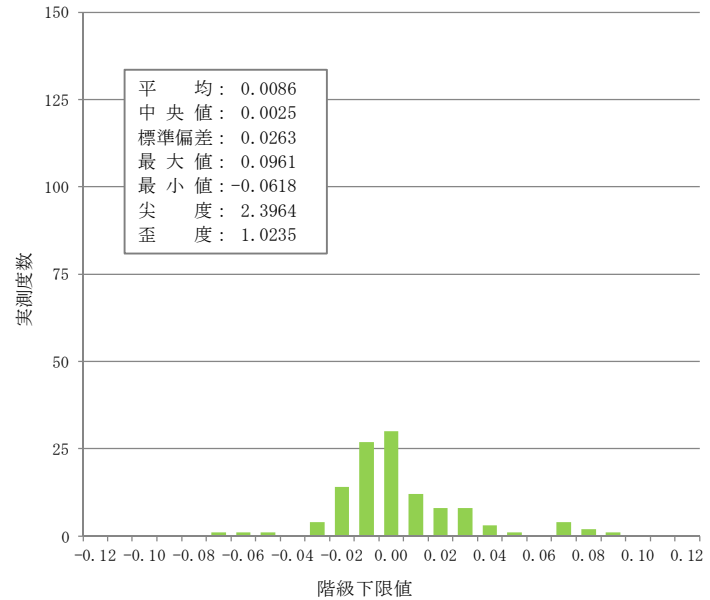
(b) 水平効果 (K=444) ²⁾



(c) 垂直前方連関効果 (K=64) ³⁾



(d) 垂直後方連関効果 (K=117) ⁴⁾



(注1) 正規分布への適合度検定: $\chi^2=443.440, p=0.000$

(注2) 正規分布への適合度検定: $\chi^2=1332.631, p=0.000$

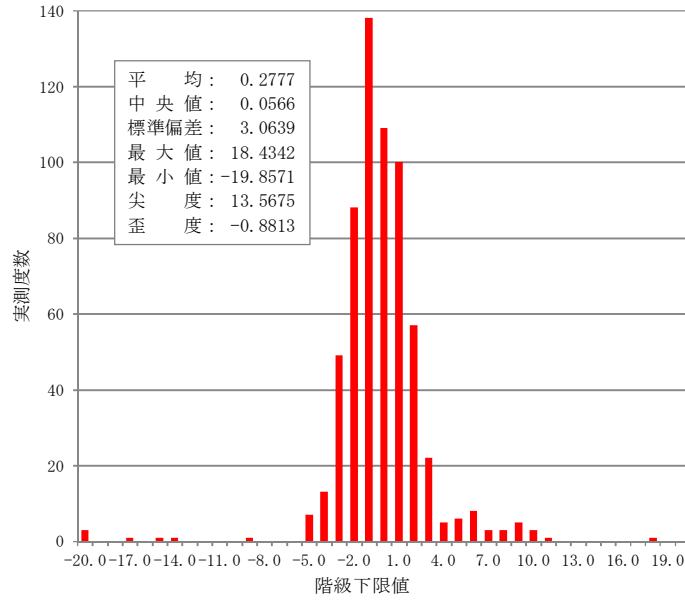
(注3) 正規分布への適合度検定: $\chi^2=6.615, p=0.358$

(注4) 正規分布への適合度検定: $\chi^2=37.770, p=0.000$

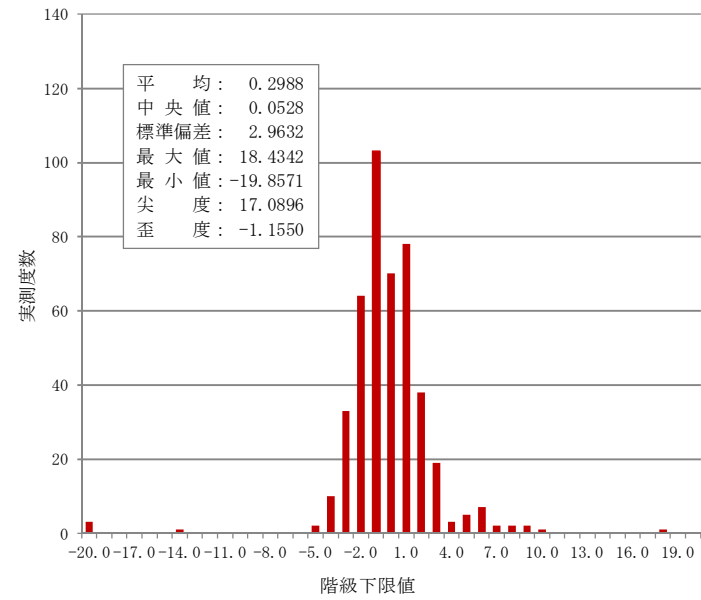
(出所) 筆者作成。

図19 外国直接投資のミクロ間接効果に関する推定結果のt値度数分布

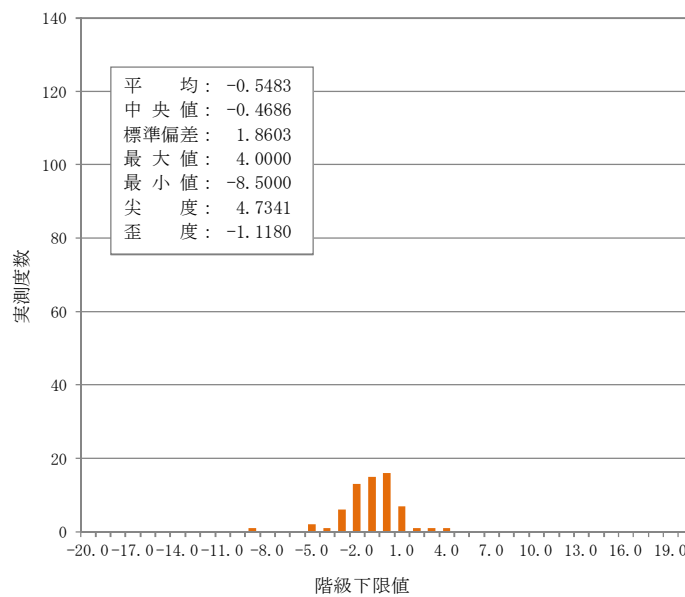
(a) 全推定結果 (K=625) ¹⁾



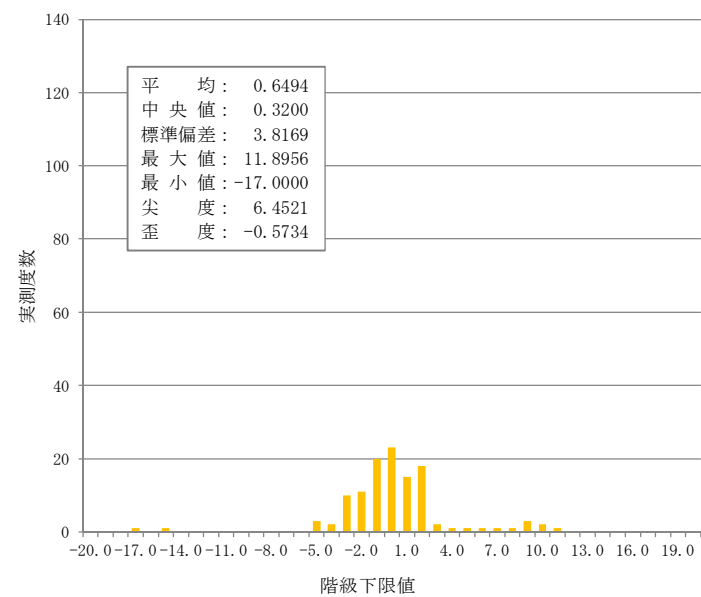
(b) 水平効果 (K=444) ²⁾



(c) 垂直前方連関効果 (K=64) ³⁾



(d) 垂直後方連関効果 (K=117) ⁴⁾



(注1) 正規分布への適合度検定: $\chi^2=95313273.055, p=0.000$

(注2) 正規分布への適合度検定: $\chi^2=578968677.907, p=0.000$

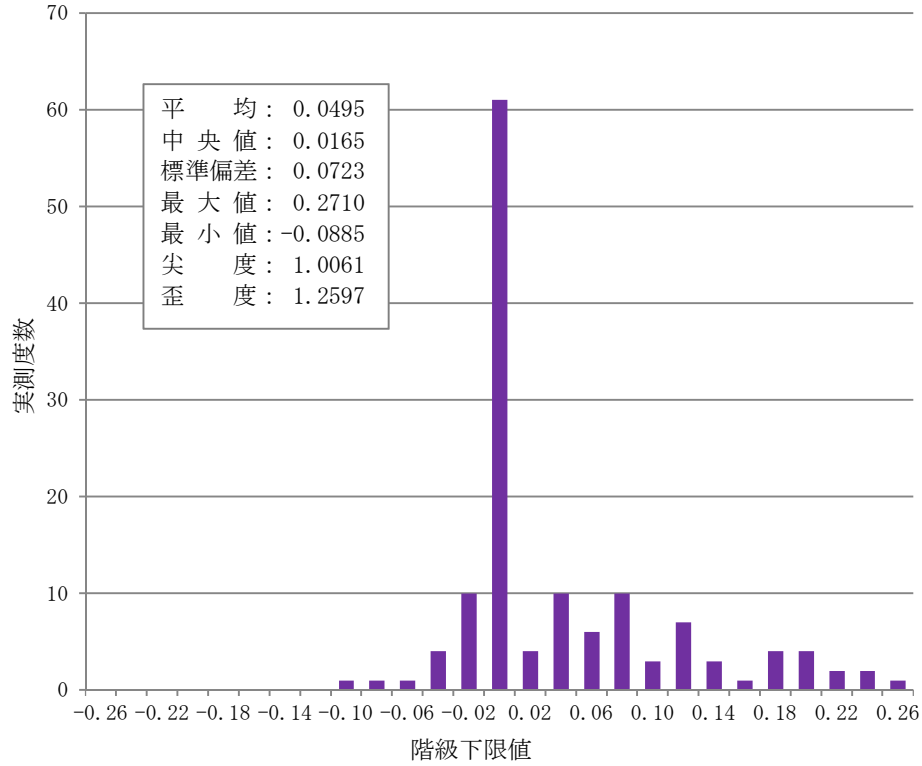
(注3) 正規分布への適合度検定: $\chi^2=638.470, p=0.000$

(注4) 正規分布への適合度検定: $\chi^2=2313.261, p=0.000$

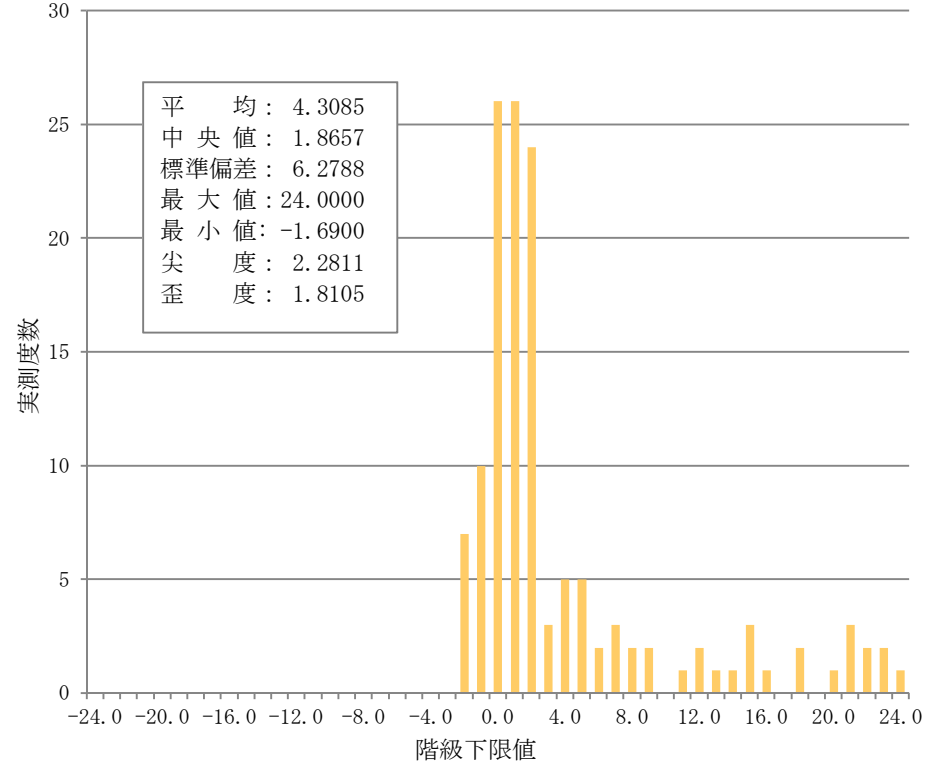
(出所) 筆者作成。

図20 外国直接投資のマイクロ直接効果に関する推定結果の偏相関係数及びt値の度数分布(K=135)

(a) 偏相関係数¹⁾



(b) t値²⁾

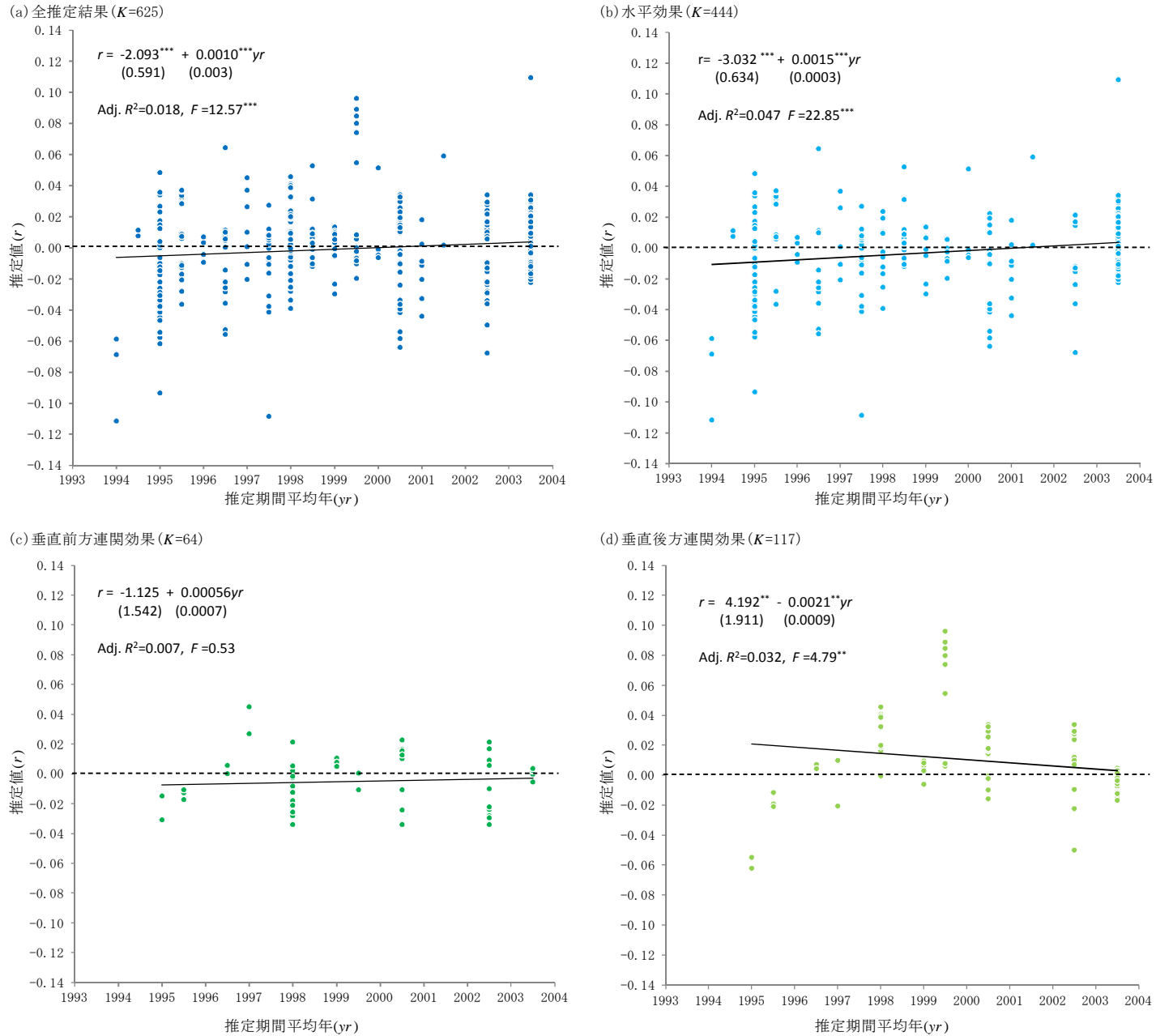


(注1) 正規分布への適合度検定： $\chi^2=236.829, p=0.000$

(注2) 正規分布への適合度検定： $\chi^2=304.815, p=0.000$

(出所) 筆者作成。

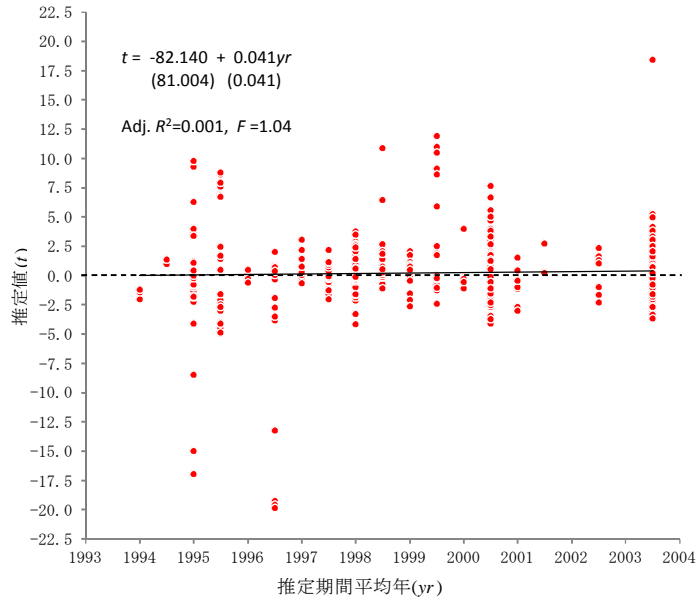
図21 外国直接投資のマイクロ間接効果に関する推定結果の偏相関係数推定期間平均年順配列



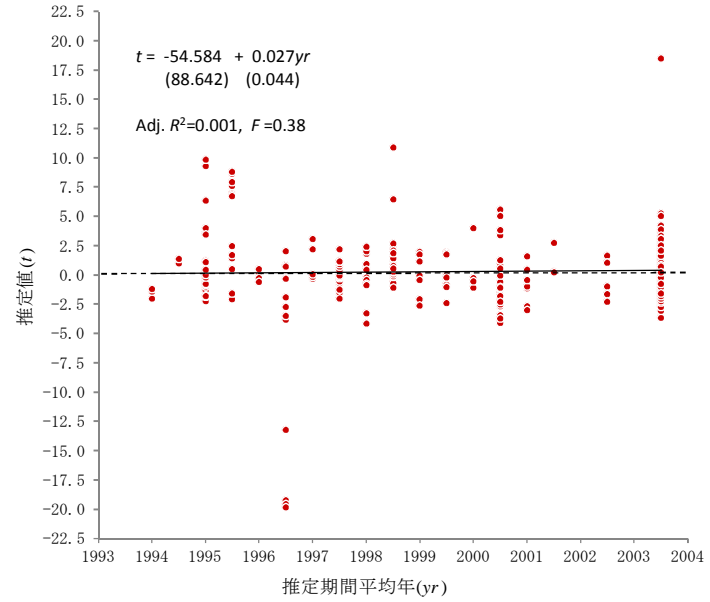
(注) 近似式における回帰係数直下の括弧内数値は標準誤差。***: 1%水準で有意, **: 5%水準で有意。
 (出所) 筆者作成。

図22 外国直接投資のマイクロ間接効果に関する推定結果の*t*値推定期間平均年順配列

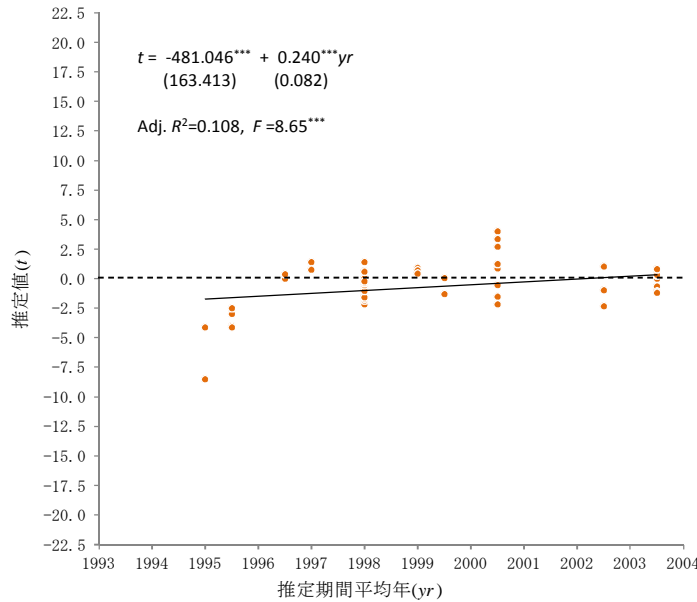
(a) 全推定結果 (K=625)



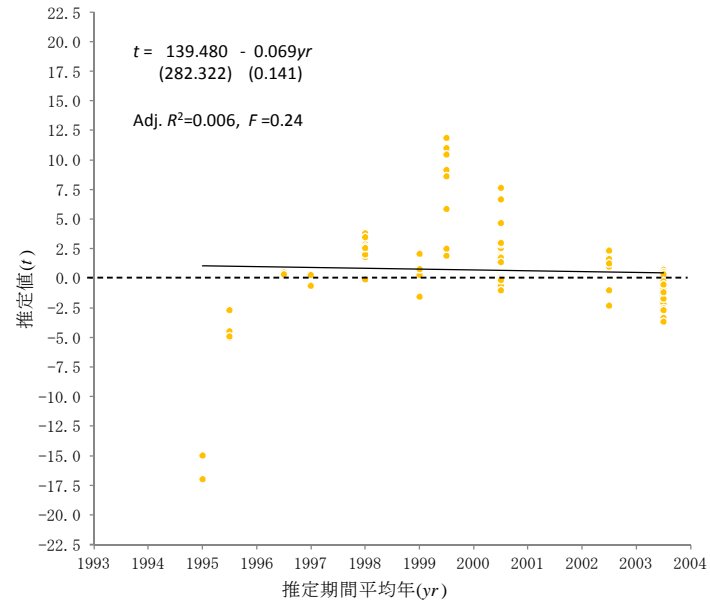
(b) 水平効果 (K=444)



(c) 垂直前方連関効果 (K=64)

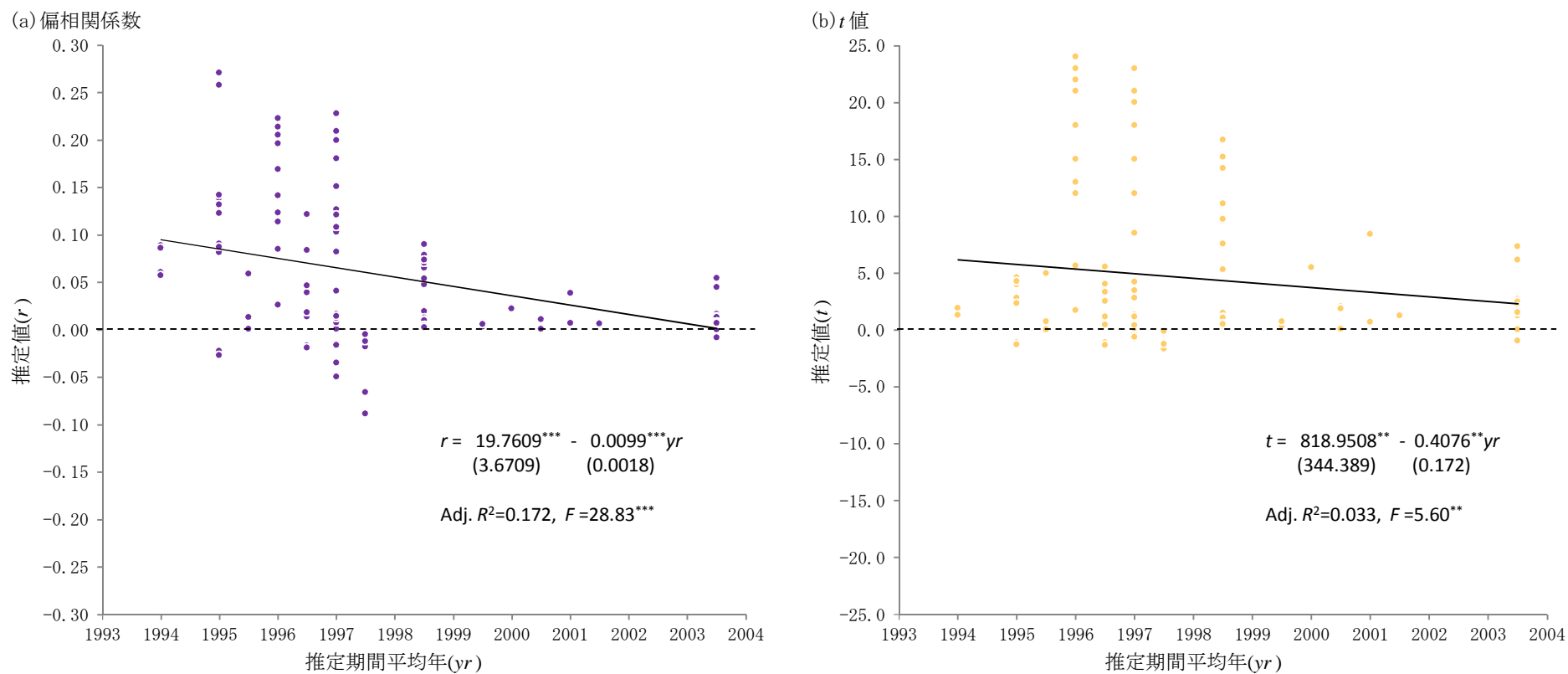


(d) 垂直後方連関効果 (K=117)



(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。
 (出所) 筆者作成。

図23 外国直接投資のマイクロ直接効果に関する推定結果の偏相関係数及びt値の推定期間平均年順配列(K=135)



(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13 外国直接投資のマイクロ経済効果に関する推定結果のメタ統合

	抽出推定結果数 (K)	(a) 偏相関係数の統合			(b) t値の結合 ³⁾			ファイルセーフ数 (fsN) ⁴⁾
		固定効果 (R _f) (漸近z値) ¹⁾	変量効果 (R _v) (漸近z値) ¹⁾	均質性の検定 (Q _r) ²⁾	T _u (p値)	T _w (p値)	T _m	
間接効果に関する全研究	625	0.002 *** (7.00)	0.002 *** (2.97)	5481.640 ***	6.944 *** (0.00)	1.101 (0.14)	0.057	10512
(1) 研究対象国による比較								
中東欧EU加盟国を対象とした研究	582	0.003 *** (11.11)	0.003 *** (4.19)	2848.769 ***	8.475 *** (0.00)	1.369 * (0.09)	0.044	14866
ロシア又はウクライナを対象とした研究	43	-0.005 *** (-7.67)	0.001 (0.13)	2499.587 ***	-4.706 *** (0.00)	-0.610 (0.27)	0.400	309
(2) 研究対象産業による比較								
全産業を対象とした研究	73	0.007 *** (9.35)	0.004 * (1.85)	411.665 ***	4.364 *** (0.00)	0.598 (0.27)	0.410	441
鉱工業を対象とした研究 ⁵⁾	408	0.002 *** (5.23)	0.003 *** (2.63)	4435.850 ***	7.012 *** (0.00)	1.055 (0.15)	0.203	7006
サービス業を対象とした研究	144	0.000 (-0.13)	0.000 (0.17)	568.354 ***	-0.444 (0.33)	-0.098 (0.46)	-0.389	-134
(3) 経営実績変数による比較								
経営実績変数の基準指標として付加価値を採用した研究	68	0.006 *** (9.71)	0.008 ** (2.53)	1700.943 ***	10.243 *** (0.00)	1.475 * (0.07)	0.667	2569
経営実績変数の基準指標として売上高又は生産高を採用した研究	177	-0.003 *** (-6.51)	-0.001 (-0.33)	1820.430 ***	-3.478 *** (0.00)	-0.474 (0.32)	-0.002	614
経営実績変数の基準指標として労働生産性を採用した研究	76	0.001 * (1.77)	0.001 * (1.68)	104.713 **	1.747 ** (0.04)	0.355 (0.36)	-0.085	10
経営実績変数の基準指標として全要素生産性を採用した研究	222	0.003 *** (5.88)	0.002 (1.44)	1280.252 ***	3.783 *** (0.00)	0.578 (0.28)	-0.121	952
経営実績変数の基準指標として上記以外の指標を採用した研究	82	0.006 *** (7.30)	0.006 *** (3.16)	396.792 ***	7.047 *** (0.00)	2.391 *** (0.01)	0.830	1423
(4) FDI変数タイプによる比較								
FDI変数の基準指標として企業資産を採用した研究 ⁶⁾	155	0.000 (-0.40)	0.000 (0.40)	337.365 ***	-0.012 (0.50)	-0.002 (0.50)	-0.124	-155
FDI変数の基準指標として売上高又は生産高を採用した研究	263	0.000 (0.68)	0.002 (0.91)	3816.461 ***	1.746 ** (0.04)	0.230 (0.41)	-0.085	33
FDI変数の基準指標として雇用者数を採用した研究	102	0.007 *** (10.82)	0.004 * (1.85)	811.027 ***	7.337 *** (0.00)	1.072 (0.14)	0.474	1927
FDI変数の基準指標が上記以外である研究	105	0.004 *** (6.30)	0.005 *** (3.74)	408.451 ***	6.962 *** (0.00)	2.675 *** (0.00)	0.490	1776
(5) 検証効果による比較								
水平効果を検証した研究	444	0.003 *** (8.47)	0.002 ** (2.17)	3574.066 ***	6.297 *** (0.00)	1.060 (0.14)	0.050	6062
垂直前方連関効果を検証した研究	64	-0.004 *** (-4.96)	-0.005 ** (-2.50)	198.981 ***	-4.385 *** (0.00)	-0.591 (0.28)	-0.469	391
垂直後方連関効果を検証した研究	117	0.002 *** (2.76)	0.008 *** (3.60)	1653.583 ***	7.025 *** (0.00)	1.010 (0.16)	0.320	2017
(6) 直接効果を検証した研究	135	0.035 *** (49.26)	0.048 *** (9.81)	5639.740 ***	50.062 *** (0.00)	8.054 *** (0.00)	1.866	124894

(注1) 帰無仮説：統合効果サイズが0。

(注2) 帰無仮説：効果サイズが均質。

(注3) 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4) 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5) 製造業又は食品産業を対象とした研究を含む。

(注6) 純資産(equity)及び総資産(asset)を基準指標に用いた研究を指す。

(注7) ***: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 外国直接投資のミクロ経済効果に関する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
チェコ	チェコを分析対象国とする研究(=1), その他(=0)	0.035	0	0.184
エストニア	エストニアを対象とする研究(=1), その他(=0)	0.072	0	0.259
ハンガリー	ハンガリーを対象とする研究(=1), その他(=0)	0.531	1	0.499
ラトビア	ラトビアを対象とする研究(=1), その他(=0)	0.005	0	0.069
リトアニア	リトアニアを対象とする研究(=1), その他(=0)	0.061	0	0.239
ポーランド	ポーランドを対象とする研究(=1), その他(=0)	0.067	0	0.251
ルーマニア	ルーマニアを対象とする研究(=1), その他(=0)	0.080	0	0.272
ロシア	ロシアを対象とする研究(=1), その他(=0)	0.064	0	0.245
スロバキア	スロバキアを対象とする研究(=1), その他(=0)	0.008	0	0.089
スロヴェニア	スロヴェニアを対象とする研究(=1), その他(=0)	0.024	0	0.153
ウクライナ	ウクライナを対象とする研究(=1), その他(=0)	0.005	0	0.069
鉱工業	鉱工業を分析とする研究(=1), その他(=0) ¹⁾	0.653	1	0.476
サービス業	サービス業を分析とする研究(=1), その他(=0)	0.230	0	0.421
推定期間初年度	推定に用いたデータの初年度	1998.402	1998	3.570
推定期間年数	推定に用いたデータの年数	5.382	5	1.912
横断面データ	横断面データを用いた研究(=1), その他(=0)	0.006	0	0.080
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)	0.258	0	0.438
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)	0.005	0	0.069
純国内資本企業	分析対象を純国内資本企業への影響に限定した推定結果(=1), その他(=0)	0.298	0	0.458
国内資本企業	分析対象を純国内資本企業及び合弁企業に限定した推定結果(=1), その他(=0)	0.440	0	0.497
差分モデル	差分モデルの推定結果(=1), その他(=0)	0.182	0	0.386
トランスログ・モデル	ロランスログ・モデルの推定結果(=1), その他(=0)	0.555	1	0.497
国内企業吸収能力	国内企業の技術や知識の吸収能力を制御した推定結果(=1), その他(=0)	0.184	0	0.388
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)	0.294	0	0.456
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)	0.638	1	0.481
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)	0.370	0	0.483
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)	0.958	1	0.200
GLS	一般最小二乗推定量を利用した推定結果(=1), その他(=0)	0.002	0	0.040
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)	0.677	1	0.468
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)	0.034	0	0.180
GEE	一般化線形回帰推定量を利用した推定結果(=1), その他(=0)	0.002	0	0.040
Tobit	トービット推定量を利用した推定結果(=1), その他(=0)	0.008	0	0.089
IV	操作変数法を利用した推定結果(=1), その他(=0)	0.035	0	0.184

(続く)

(表14続き)

変数名	定義	記述統計量		
		平均	中央値	標準偏差
売上高	売上高を企業実績変数の基準指標に採用した研究(=1), その他(=0)	0.182	0	0.386
生産高	生産高を企業実績変数の基準指標に採用した研究(=1), その他(=0)	0.101	0	0.301
労働生産性	労働生産性を企業実績変数の基準指標に採用した研究(=1), その他(=0)	0.122	0	0.327
TFP	全要素生産性を企業実績変数の基準指標に採用した研究(=1), その他(=0)	0.355	0	0.479
価格・費用マージン	価格・費用マージンを企業実績変数の基準指標に採用した研究(=1), その他(=0)	0.029	0	0.167
輸出市場参入実績	輸出市場参入実績を企業実績変数の基準指標に採用した研究(=1), その他(=0)	0.102	0	0.303
総資産額占有率	総資産額を外資系企業市場占有率の基準指標に採用した研究(=1), その他(=0)	0.206	0	0.405
売上高占有率	売上高を外資系企業市場占有率の基準指標に採用した研究(=1), その他(=0)	0.205	0	0.404
生産高占有率	生産高を外資系企業市場占有率の基準指標に採用した研究(=1), その他(=0)	0.216	0	0.412
輸出額占有率	輸出額を外資系企業市場占有率の基準指標に採用した研究(=1), その他(=0)	0.106	0	0.308
付加価値占有率	付加価値を外資系企業市場占有率の基準指標に採用した研究(=1), その他(=0)	0.059	0	0.236
雇用者数占有率	雇用者数を外資系企業市場占有率の基準指標に採用した研究(=1), その他(=0)	0.163	0	0.370
投資額占有率	投資額を外資系企業市場占有率の基準指標に採用した研究(=1), その他(=0)	0.003	0	0.057
産業分類2桁水準	外資系企業市場占有率を産業分類2桁水準で測定した研究(=1), その他(=0)	0.606	1	0.489
産業分類3桁水準	外資系企業市場占有率を産業分類3桁水準で測定した研究(=1), その他(=0)	0.147	0	0.355
産業分類4桁水準	外資系企業市場占有率を産業分類4桁水準で測定した研究(=1), その他(=0)	0.150	0	0.358
地域市場単位	外資系企業市場占有率を地域市場単位で測定した研究(=1), その他(=0)	0.070	0	0.256
先端技術産業企業	外資系企業市場占有率の測定を先端技術産業進出外資系企業に限定した推定結果(=1), その他(=0)	0.027	0	0.163
低度技術産業企業	外資系企業市場占有率の測定を低度技術産業進出外資系企業に限定した推定結果(=1), その他(=0)	0.019	0	0.137
外資合弁企業	外資系企業市場占有率の測定を外資合弁企業に限定した推定結果(=1), その他(=0)	0.032	0	0.176
純外資系企業	外資系企業市場占有率の測定を純外資系企業に限定した推定結果(=1), その他(=0)	0.032	0	0.176
大規模外資系企業	外資系企業市場占有率の測定を大規模外資系企業に限定した推定結果(=1), その他(=0)	0.032	0	0.176
中小外資系企業	外資系企業市場占有率の測定を中小外資系企業に限定した推定結果(=1), その他(=0)	0.032	0	0.176
入れ子型変数	入れ子型FDI変数の推定結果(=1), その他(=0) ²⁾	0.346	0	0.476
ラグ変数	ラグ付FDI変数の推定結果(=1), その他(=0)	0.600	1	0.490
交差項同時推定	交差項を伴う推定結果(=1), その他(=0)	0.208	0	0.406
垂直前方連関効果	垂直前方連関効果の推定結果(=1), その他(=0)	0.102	0	0.303
垂直後方連関効果	垂直後方連関効果の推定結果(=1), その他(=0)	0.187	0	0.390
√自由度	推定モデルの自由度の平方根	146.861	150.542	73.310
研究水準	研究水準の10段階評価 ³⁾	5.754	5	2.587

(注1) 製造業又は食品産業を対象とした研究を含む。

(注2) 入れ子型変数モデルの詳細は、Iwasaki et al. (2011; 2012)を参照のこと。

(注3) 詳細は、本稿付録Aを参照。

(出所) 筆者算定。

表15 外国直接投資のマイクロ間接効果に関するメタ回帰分析

(a) 従属変数：偏相関係数

推定量 ¹⁾	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	Multi-level mixed effects RML	Random-effects panel GLS
メタ独立変数(デフォルト・カテゴリ)/モデル	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6] ²⁾
研究対象国(ブルガリア)						
チェコ	-0.0041 (0.010)	-0.0069 (0.011)	-0.0164 (0.012)	0.0001 (0.007)	0.0014 (0.010)	-0.0041 (0.010)
エストニア	0.0092 (0.013)	0.0027 (0.014)	-0.0091 (0.016)	-0.0096 (0.014)	0.0110 (0.014)	0.0092 (0.013)
ハンガリー	0.0052 (0.013)	0.0031 (0.014)	-0.0032 (0.016)	-0.0044 (0.016)	0.0029 (0.013)	0.0052 (0.013)
ラトビア	0.0010 (0.010)	-0.0034 (0.011)	-0.0100 (0.009)	0.0103 (0.010)	0.0024 (0.010)	0.0010 (0.010)
リトアニア	-0.0027 (0.013)	0.0035 (0.015)	0.0053 (0.021)	-0.0044 (0.014)	-0.0082 (0.012)	-0.0027 (0.013)
ポーランド	-0.0216 (0.017)	-0.0266 (0.016)	-0.0220 (0.018)	-0.0434 *** (0.012)	-0.0214 (0.018)	-0.0216 (0.017)
ルーマニア	0.0055 (0.010)	0.0077 (0.010)	0.0218 (0.015)	0.0274 (0.028)	0.0023 (0.011)	0.0055 (0.010)
ロシア	-0.0134 (0.018)	-0.0187 (0.019)	-0.0121 (0.016)	-0.0008 (0.032)	-0.0156 (0.017)	-0.0134 (0.018)
スロバキア	0.0019 (0.011)	0.0028 (0.013)	-0.0120 (0.010)	0.0039 (0.017)	0.0017 (0.010)	0.0019 (0.011)
スロヴェニア	0.0140 (0.014)	0.0057 (0.014)	-0.0059 (0.016)	-0.0078 (0.014)	0.0147 (0.013)	0.0140 (0.014)
ウクライナ	-0.0005 (0.013)	-0.0063 (0.015)	-0.0163 (0.014)	0.0068 (0.014)	-0.0025 (0.013)	-0.0005 (0.013)
研究対象産業(全産業)						
鉱工業	-0.0204 ** (0.008)	-0.0213 *** (0.008)	-0.0275 ** (0.011)	-0.0301 (0.021)	-0.0150 ** (0.007)	-0.0204 ** (0.008)
サービス業	-0.0245 *** (0.006)	-0.0255 *** (0.006)	-0.0233 *** (0.008)	-0.0257 ** (0.012)	-0.0206 *** (0.006)	-0.0245 *** (0.006)
推定期間						
推定期間初年度	0.0023 (0.002)	0.0024 (0.002)	0.0021 (0.002)	0.0017 (0.002)	0.0015 (0.001)	0.0023 (0.002)
推定年数	-0.0004 (0.001)	-0.0010 (0.002)	0.0004 (0.001)	0.0001 (0.003)	-0.0015 (0.001)	-0.0004 (0.001)
データ形式(パネルデータ)						
横断面データ	0.0021 (0.009)	0.0056 (0.010)	-0.0027 (0.014)	-0.0201 (0.016)	0.0049 (0.007)	0.0021 (0.009)
データ情報源(政府統計データ)						
商用データベース	-0.0213 *** (0.005)	-0.0273 *** (0.007)	-0.0345 *** (0.012)	-0.0321 ** (0.015)	-0.0194 *** (0.006)	-0.0213 *** (0.005)
独自企業調査	-0.0713 *** (0.012)	-0.0684 *** (0.013)	-0.0541 ** (0.023)	-0.1061 *** (0.030)	-0.0806 *** (0.011)	-0.0713 *** (0.012)
分析対象企業(全国内企業)						
純国内資本企業	0.0026 (0.003)	0.0035 (0.003)	0.0079 * (0.004)	-0.0009 (0.001)	0.0010 (0.002)	0.0026 (0.003)
国内資本企業	-0.0005 (0.003)	0.0026 (0.004)	0.0053 (0.005)	-0.0012 (0.002)	-0.0002 (0.003)	-0.0005 (0.003)
推定式タイプ(非差分・非トランスログ・モデル)						
差分モデル	-0.0171 ** (0.007)	-0.0178 ** (0.007)	-0.0320 ** (0.014)	-0.0233 ** (0.009)	-0.0161 ** (0.006)	-0.0171 ** (0.007)
トランスログ・モデル	-0.0070 (0.004)	-0.0109 ** (0.005)	-0.0086 * (0.005)	-0.0025 (0.006)	-0.0061 * (0.003)	-0.0070 * (0.004)
制御変数						
国内企業吸収能力	-0.0004 (0.006)	0.0034 (0.005)	0.0207 * (0.011)	0.0031 (0.004)	0.0004 (0.005)	-0.0004 (0.006)
市場競争度	0.0065 (0.005)	0.0063 (0.005)	0.0116 (0.008)	0.0095 (0.008)	0.0101 (0.006)	0.0065 (0.005)
所在地固定効果	-0.0017 (0.009)	-0.0067 (0.009)	-0.0085 (0.014)	-0.0076 (0.010)	0.0028 (0.009)	-0.0017 (0.009)
産業固定効果	0.0042 (0.011)	0.0028 (0.011)	0.0014 (0.013)	-0.0011 (0.017)	-0.0030 (0.011)	0.0042 (0.011)
時間固定効果	0.0102 * (0.005)	0.0073 (0.005)	-0.0016 (0.018)	0.0108 (0.010)	0.0121 ** (0.005)	0.0102 * (0.005)
推定量(下記推定量以外)						
GLS	0.0294 * (0.017)	0.0282 * (0.016)	-0.0214 (0.029)	0.0113 (0.032)	0.0282 * (0.017)	0.0294 * (0.017)
FE	-0.0015 (0.009)	-0.0044 (0.012)	-0.0097 (0.013)	0.0016 (0.009)	-0.0065 (0.010)	-0.0015 (0.009)
RE	0.0036 (0.008)	0.0015 (0.009)	0.0038 (0.015)	0.0075 (0.010)	-0.0011 (0.008)	0.0036 (0.008)
GEE	0.0093 (0.010)	0.0099 (0.009)	-0.0018 (0.012)	0.0105 (0.013)	0.0023 (0.008)	0.0093 (0.010)
Tobit	0.0074 (0.010)	0.0082 (0.010)	-0.0068 (0.015)	0.0068 (0.013)	-0.0018 (0.009)	0.0074 (0.010)
IV	-0.0126 ** (0.006)	-0.0113 * (0.006)	-0.0073 (0.007)	-0.0226 ** (0.008)	-0.0092 * (0.005)	-0.0126 ** (0.006)

(続く)

推定量 ¹⁾	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	Multi-level mixed effects RML	Random-effects panel GLS
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6] ²⁾
メタ独立変数(デフォルト・カテゴリ)/モデル						
経営実績変数タイプ(付加価値)						
売上高	-0.0152 ** (0.006)	-0.0129 ** (0.005)	-0.0095 ** (0.004)	-0.0058 (0.006)	-0.0072 (0.004)	-0.0152 *** (0.006)
生産高	-0.0143 ** (0.006)	-0.0153 ** (0.007)	-0.0227 * (0.013)	0.0008 (0.003)	-0.0057 (0.005)	-0.0143 ** (0.006)
労働生産性	-0.0124 ** (0.006)	-0.0111 * (0.005)	-0.0058 * (0.003)	-0.0040 (0.006)	-0.0050 (0.005)	-0.0124 ** (0.006)
TFP	-0.0176 *** (0.006)	-0.0197 ** (0.008)	-0.0158 *** (0.005)	-0.0079 *** (0.002)	-0.0115 *** (0.004)	-0.0176 *** (0.006)
価格・費用マージン	-0.0181 (0.012)	-0.0257 * (0.014)	-0.0378 ** (0.018)	-0.0195 (0.015)	-0.0095 (0.013)	-0.0181 (0.012)
輸出市場参入実績	-0.0042 (0.021)	-0.0215 (0.026)	-0.0471 (0.028)	-0.0041 (0.015)	-0.0053 (0.016)	-0.0042 (0.021)
FDI変数タイプ(純資産占有率)						
総資産占有率	0.0003 (0.003)	0.0006 (0.003)	0.0017 (0.001)	0.0012 (0.001)	0.0014 (0.003)	0.0003 (0.003)
売上高占有率	0.0030 (0.004)	0.0061 (0.004)	0.0054 ** (0.002)	0.0022 (0.001)	0.0012 (0.004)	0.0030 (0.004)
生産高占有率	0.0079 (0.011)	0.0123 (0.010)	0.0270 ** (0.012)	0.0144 (0.011)	0.0068 (0.011)	0.0079 (0.011)
輸出額占有率	-0.0070 (0.008)	-0.0084 (0.011)	-0.0105 (0.012)	-0.0144 *** (0.002)	-0.0104 * (0.006)	-0.0070 (0.008)
付加価値占有率	0.0025 (0.002)	0.0017 (0.002)	0.0044 *** (0.001)	0.0005 (0.001)	0.0021 (0.002)	0.0025 (0.002)
雇用者数占有率	0.0048 * (0.003)	0.0061 * (0.003)	0.0054 ** (0.002)	0.0021 (0.001)	0.0034 ** (0.002)	0.0048 * (0.003)
投資額占有率	0.0264 *** (0.007)	0.0205 (0.013)	-0.0177 (0.022)	0.0256 ** (0.012)	0.0291 *** (0.003)	0.0264 *** (0.007)
FDI変数集計水準(産業分類1桁水準)						
産業分類2桁水準	0.0012 (0.007)	0.0015 (0.006)	0.0128 *** (0.004)	0.0012 (0.008)	0.0012 (0.007)	0.0012 (0.007)
産業分類3桁水準	-0.0030 (0.009)	0.0043 (0.008)	0.0094 ** (0.004)	-0.0039 (0.009)	-0.0042 (0.009)	-0.0030 (0.009)
産業分類4桁水準	0.0097 (0.009)	0.0153 * (0.008)	0.0165 *** (0.003)	0.0050 (0.009)	0.0086 (0.009)	0.0097 (0.009)
地域市場水準	0.0109 (0.008)	0.0170 ** (0.008)	-0.0008 (0.009)	0.0194 ** (0.009)	0.0124 * (0.007)	0.0109 (0.008)
FDI変数集計対象外資系企業(全外資系企業)						
先端技術産業企業	-0.0075 ** (0.003)	-0.0072 ** (0.003)	-0.0096 * (0.005)	-0.0106 *** (0.002)	-0.0065 ** (0.003)	-0.0075 ** (0.003)
低度技術産業企業	-0.0008 (0.003)	-0.0003 (0.003)	0.0000 (0.003)	-0.0016 * (0.001)	0.0002 (0.002)	-0.0008 (0.003)
外資合弁企業	0.0048 (0.004)	0.0120 ** (0.006)	0.0102 *** (0.004)	0.0083 (0.008)	0.0065 * (0.003)	0.0048 (0.004)
純外資系企業	0.0021 (0.004)	0.0080 (0.006)	0.0064 * (0.003)	0.0037 (0.006)	0.0039 (0.003)	0.0021 (0.004)
大規模外資系企業	0.0031 (0.004)	0.0104 * (0.006)	0.0091 ** (0.004)	0.0015 (0.006)	0.0049 (0.003)	0.0031 (0.004)
中小外資系企業	0.0004 (0.004)	0.0064 (0.006)	0.0076 ** (0.003)	0.0059 (0.007)	0.0022 (0.003)	0.0004 (0.004)
その他FDI変数の構造・特性						
入れ子型変数(非入れ子型変数)	-0.0075 (0.006)	-0.0140 (0.009)	-0.0038 (0.004)	-0.0034 (0.004)	-0.0036 (0.004)	-0.0075 (0.006)
ラグ変数(非ラグ変数)	-0.0061 (0.004)	-0.0050 (0.003)	-0.0028 (0.004)	0.0004 (0.004)	-0.0019 (0.003)	-0.0061 (0.004)
交差項同時推定(交差項無し)	0.0006 (0.004)	0.0013 (0.006)	0.0083 ** (0.004)	0.0055 (0.004)	0.0014 (0.004)	0.0006 (0.004)
検証効果(水平効果)						
垂直前方連関効果	-0.0054 (0.006)	-0.0056 (0.008)	-0.0056 (0.005)	-0.0129 (0.011)	-0.0059 (0.006)	-0.0054 (0.006)
垂直後方連関効果	0.0087 (0.010)	0.0130 (0.010)	-0.0022 (0.008)	0.0075 (0.007)	0.0079 (0.009)	0.0087 (0.010)
自由度・研究水準						
√自由度	0.0000 (0.000)	0.0000 (0.000)	-0.0002 ** (0.000)	-0.0001 (0.000)	0.0000 (0.000)	0.0000 (0.000)
研究水準	0.0018 (0.001)	- (-)	-0.0012 (0.001)	-0.0014 (0.001)	0.0009 (0.001)	0.0018 (0.001)
切片	-4.5619 (3.079)	-4.8249 (3.552)	-4.0470 (3.042)	-3.2848 (4.908)	-3.0600 (2.975)	-4.5619 (3.079)
K	625	625	625	625	625	625
R ²	0.327	0.385	0.396	0.470	-	0.327

推定量 ¹⁾	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	Multi-level mixed effects RML	Random-effects panel GLS
	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12] ³⁾
メタ独立変数(デフォルト・カテゴリ)/モデル						
研究対象国(ブルガリア)						
チェコ	-0.1904 (1.213)	0.0793 (1.467)	-2.2437 (3.133)	0.9130 (1.845)	1.9805 * (1.132)	-0.1904 (1.213)
エストニア	0.4053 (1.178)	-0.0740 (1.383)	-4.4794 (3.693)	-1.8436 (2.239)	0.6097 (0.938)	0.4053 (1.178)
ハンガリー	0.8825 (1.333)	1.0830 (1.532)	-3.4289 (4.237)	0.2392 (1.964)	0.3367 (0.997)	0.8825 (1.333)
ラトビア	0.2606 (0.968)	0.3225 (1.153)	-2.6023 (2.937)	0.0449 (2.079)	0.7402 (0.471)	0.2606 (0.968)
リトアニア	1.0160 (1.836)	0.7343 (2.040)	-0.2254 (5.381)	0.5501 (2.889)	0.0315 (0.740)	1.0160 (1.836)
ポーランド	-1.5063 (1.207)	-1.6720 (1.201)	-3.5872 (2.241)	-3.5744 *** (1.244)	-1.2348 (1.252)	-1.5063 (1.207)
ルーマニア	2.1498 (1.456)	2.4694 (1.658)	5.4643 (3.542)	3.8274 (2.555)	1.7884 (1.191)	2.1498 (1.456)
ロシア	-4.6732 (3.383)	-7.3239 * (4.050)	-5.0915 (3.263)	-6.6726 * (3.808)	-6.4883 ** (3.103)	-4.6732 (3.383)
スロバキア	1.5377 (1.629)	2.2147 (1.824)	-1.7171 (3.173)	1.0973 (2.120)	1.1328 (0.791)	1.5377 (1.629)
スロヴェニア	0.8151 (1.144)	0.5627 (1.407)	-3.7760 (4.124)	-1.4668 (2.075)	1.1049 (0.739)	0.8151 (1.144)
ウクライナ	-1.7011 (1.895)	-2.7925 (2.619)	-5.2225 (3.758)	-1.1750 (2.107)	-3.6977 ** (1.766)	-1.7011 (1.895)
研究対象産業(全産業)						
鉱工業	-2.3504 (1.526)	-2.1648 (1.756)	-5.1138 ** (2.199)	-1.6584 (1.941)	-1.8899 (1.387)	-2.3504 (1.526)
サービス業	-2.6041 ** (1.189)	-2.6920 ** (1.310)	-3.2472 * (1.780)	-1.9802 (1.594)	-2.5317 ** (1.188)	-2.6041 ** (1.189)
推定期間						
推定期間初年度	-0.0426 (0.230)	-0.1235 (0.294)	0.1692 (0.275)	-0.3090 (0.306)	-0.0779 (0.224)	-0.0426 (0.230)
推定年数	-0.3741 (0.322)	-0.7432 (0.453)	-0.1004 (0.318)	-0.6332 (0.442)	-0.4787 (0.302)	-0.3741 (0.322)
データ形式(パネルデータ)						
横断面データ	0.3027 (1.679)	1.2728 (2.128)	-3.5889 (3.298)	-0.2179 (1.973)	0.3693 (1.094)	0.3027 (1.679)
データ情報源(政府統計データ)						
商用データベース	-2.8402 * (1.431)	-3.5604 * (1.852)	-8.6261 *** (2.730)	-2.6659 (1.613)	-4.1003 *** (1.590)	-2.8402 ** (1.431)
独自企業調査	-1.0929 (2.307)	-0.8295 (2.701)	2.1249 (4.921)	-6.1557 (3.717)	-4.8054 ** (2.288)	-1.0929 (2.307)
分析対象企業(全国内企業)						
純国内資本企業	1.4509 * (0.755)	1.5193 * (0.851)	2.1925 ** (1.002)	0.1364 (0.280)	0.4194 (0.409)	1.4509 * (0.755)
国内資本企業	0.5568 (0.608)	0.5363 (0.848)	1.3691 (0.990)	-0.0823 (0.402)	0.1629 (0.470)	0.5568 (0.608)
推定式タイプ(非差分・非トランスログ・モデル)						
差分モデル	-3.0689 * (1.535)	-3.5696 ** (1.702)	-7.2197 ** (3.321)	-3.1142 * (1.536)	-2.1749 * (1.144)	-3.0689 ** (1.535)
トランスログ・モデル	-1.4156 ** (0.582)	-1.8304 *** (0.667)	-2.0687 ** (0.935)	-0.0367 (0.975)	-1.0451 ** (0.423)	-1.4156 ** (0.582)
制御変数						
国内企業吸収能力	0.4157 (1.104)	0.0987 (1.017)	4.4826 * (2.350)	0.7488 (0.901)	0.1776 (0.670)	0.4157 (1.104)
市場競争度	1.3220 (0.839)	1.4939 (0.942)	2.8321 * (1.599)	1.8795 (1.238)	1.4390 * (0.816)	1.3220 (0.839)
所在地固定効果	0.2810 (0.880)	0.1590 (0.947)	-0.0307 (2.607)	-0.3854 (1.191)	1.5654 (0.986)	0.2810 (0.880)
産業固定効果	-2.0436 (1.536)	-2.2985 (1.632)	-2.3686 (2.545)	-2.8787 (2.138)	-3.0586 * (1.591)	-2.0436 (1.536)
時間固定効果	0.5504 (0.717)	0.5930 (0.675)	-5.7677 (4.107)	1.2947 (1.096)	1.3687 * (0.756)	0.5504 (0.717)
推定量(下記推定量以外)						
GLS	-3.1962 (2.971)	-2.9776 (3.323)	-14.8909 ** (5.927)	-2.2473 (3.215)	-3.1428 (2.175)	-3.1962 (2.971)
FE	-0.9862 (1.586)	-0.8759 (1.976)	-2.3313 (2.543)	0.2992 (1.377)	-2.1998 (2.178)	-0.9862 (1.586)
RE	0.8742 (1.588)	0.3334 (1.800)	-0.0004 (3.755)	1.5496 (1.925)	-0.2771 (1.440)	0.8742 (1.588)
GEE	1.0752 (1.384)	0.7017 (1.358)	-1.4262 (3.202)	1.2945 (2.355)	-0.7114 (1.122)	1.0752 (1.384)
Tobit	0.5273 (1.485)	0.0506 (1.678)	-2.8803 (3.836)	0.4147 (2.415)	-1.3294 (1.351)	0.5273 (1.485)
IV	-1.3306 (0.886)	-1.0186 (0.909)	-1.1455 (1.349)	-2.0150 ** (0.933)	-0.6943 (0.915)	-1.3306 (0.886)

推定量 ¹⁾	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	Multi-level mixed effects RML	Random-effects panel GLS
	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12] ³⁾
メタ独立変数(デフォルト・カテゴリ)/モデル						
経営実績変数タイプ(付加価値)						
売上高	-2.4020 ** (0.960)	-2.4710 ** (0.989)	-1.9334 ** (0.868)	-1.6259 (1.040)	-0.5619 (0.637)	-2.4020 ** (0.960)
生産高	-3.1170 ** (1.411)	-3.6706 ** (1.570)	-6.0449 ** (2.586)	-0.9236 * (0.512)	-1.0435 (0.803)	-3.1170 ** (1.411)
労働生産性	-1.8133 * (0.990)	-1.7874 * (0.964)	-1.2503 (0.837)	-1.1722 (1.069)	-0.0632 (0.654)	-1.8133 * (0.990)
TFP	-3.0461 ** (1.138)	-3.2943 ** (1.391)	-3.6860 *** (1.096)	-1.6122 *** (0.308)	-1.5123 *** (0.539)	-3.0461 *** (1.138)
価格・費用マージン	-4.5050 ** (1.700)	-4.6232 ** (1.976)	-12.6163 *** (3.992)	-2.9568 * (1.591)	-2.3636 (1.784)	-4.5050 *** (1.700)
輸出市場参入実績	-2.3745 (3.274)	-2.7291 (4.203)	-12.7015 * (6.367)	0.0031 (2.254)	-3.2207 (2.872)	-2.3745 (3.274)
FDI変数タイプ(純資産占有率)						
総資産占有率	0.1028 (0.318)	-0.0548 (0.419)	0.2159 (0.344)	0.2493 (0.201)	0.4611 *** (0.171)	0.1028 (0.318)
売上高占有率	0.7125 * (0.358)	0.7737 * (0.429)	0.9599 ** (0.380)	0.2275 (0.217)	0.5194 *** (0.191)	0.7125 ** (0.358)
生産高占有率	2.6103 (1.895)	2.8095 (1.998)	7.3458 ** (2.892)	2.2819 (2.011)	1.8132 (2.103)	2.6103 (1.895)
輸出額占有率	-0.4321 (1.020)	0.0669 (1.699)	-0.4439 (2.450)	-1.0136 *** (0.368)	-0.7809 * (0.462)	-0.4321 (1.020)
付加価値占有率	0.6181 ** (0.230)	0.5889 ** (0.216)	1.1184 *** (0.162)	0.3497 *** (0.080)	0.6218 *** (0.123)	0.6181 *** (0.230)
雇用者数占有率	1.4526 ** (0.705)	1.6086 ** (0.711)	1.3955 ** (0.596)	1.0561 * (0.532)	0.8424 *** (0.285)	1.4526 ** (0.705)
投資額占有率	1.2233 (0.866)	1.5302 (1.134)	-7.0459 (4.615)	3.4664 ** (1.624)	1.1196 *** (0.337)	1.2233 (0.866)
FDI変数集計水準(産業分類1桁水準)						
産業分類2桁水準	1.1341 (1.145)	0.9292 (0.802)	3.4381 *** (0.890)	-0.1220 (0.841)	1.7272 (1.263)	1.1341 (1.145)
産業分類3桁水準	0.6435 (1.262)	1.3292 (0.983)	3.0243 *** (0.933)	-0.6658 (1.000)	0.8766 (1.345)	0.6435 (1.262)
産業分類4桁水準	2.5996 * (1.418)	3.4480 ** (1.334)	4.1233 *** (0.548)	0.6283 (1.082)	2.7580 ** (1.394)	2.5996 * (1.418)
地域市場水準	0.6438 (0.922)	0.5785 (1.148)	1.1585 (1.896)	1.7318 (1.801)	1.9604 ** (0.888)	0.6438 (0.922)
FDI変数集計対象外資系企業(全外資系企業)						
先端技術産業企業	-0.6794 (0.610)	-0.6855 (0.630)	-2.4526 * (1.308)	-2.6545 *** (0.475)	-1.1197 *** (0.432)	-0.6794 (0.610)
低度技術産業企業	0.3002 (0.444)	0.2847 (0.460)	-0.0995 (0.916)	-0.4491 (0.323)	-0.0374 (0.266)	0.3002 (0.444)
外資合弁企業	1.2947 * (0.645)	1.5094 (1.147)	2.3648 *** (0.827)	1.0331 (1.163)	1.5374 ** (0.670)	1.2947 ** (0.645)
純外資系企業	0.7647 (0.616)	0.7190 (1.148)	1.6723 ** (0.769)	0.8634 (0.977)	1.0075 * (0.517)	0.7647 (0.616)
大規模外資系企業	1.0909 (0.645)	1.3057 (1.147)	2.2350 ** (0.827)	0.4724 (0.868)	1.3337 ** (0.670)	1.0909 * (0.645)
中小外資系企業	0.7710 (0.616)	0.7252 (1.148)	2.0464 ** (0.769)	1.1024 (1.311)	1.0138 ** (0.517)	0.7710 (0.616)
その他FDI変数の構造・特性						
入れ子型変数(非入れ子型変数)	-1.3121 (1.030)	-2.5951 (1.679)	-0.9363 (0.995)	-0.6885 (0.848)	-0.1943 (0.420)	-1.3121 (1.030)
ラグ変数(非ラグ変数)	-0.7448 (0.693)	-0.8795 (0.743)	-0.5466 (0.864)	-0.0248 (0.576)	0.1583 (0.601)	-0.7448 (0.693)
交差項同時推定(交差項無し)	1.0940 (0.697)	1.4888 (1.034)	2.3504 ** (0.938)	2.4497 *** (0.843)	0.9896 (0.742)	1.0940 (0.697)
検証効果(水平効果)						
垂直前方連関効果	-0.6598 (0.759)	-0.6176 (0.942)	-1.1965 (1.313)	-1.2446 (0.921)	-0.7640 (0.729)	-0.6598 (0.759)
垂直後方連関効果	0.4166 (1.312)	0.9496 (1.521)	-1.1426 (1.767)	0.4747 (0.904)	0.2647 (1.252)	0.4166 (1.312)
自由度・研究水準						
√自由度	-0.0091 (0.011)	-0.0080 (0.011)	-0.0430 *** (0.015)	-0.0097 (0.012)	-0.0010 (0.009)	-0.0091 (0.011)
研究水準	-0.0404 (0.185)	- (-)	-0.6082 ** (0.274)	-0.2770 (0.248)	-0.1138 (0.225)	-0.0404 (0.185)
切片	93.1499 (459.654)	257.3312 (586.742)	-311.8691 (545.165)	626.6749 (611.613)	162.1665 (446.197)	93.1499 (459.654)
K	625	625	625	625	625	625
R ²	0.268	0.367	0.598	0.537	-	0.268

(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: $\chi^2=0.00, p=1.000$; Hausman検定: $\chi^2=16.47, p=1.000$ (注3) Breusch-Pagan検定: $\chi^2=0.00, p=1.000$; Hausman検定: $\chi^2=10.41, p=1.000$

(注4) 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14を参照。

表16 外国直接投資のマイクロ直接効果に関するメタ回帰分析

(a) 従属変数：偏相関係数

推定量 ¹⁾	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	Multi-level mixed effects RML	Random-effects panel GLS
メタ独立変数(デフォルト・カテゴリ)/モデル	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6] ²⁾
研究対象国(ブルガリア)						
チェコ	0.0386 (0.023)	0.0431 * (0.022)	0.0264 *** (0.005)	0.0482 * (0.027)	0.0386 * (0.020)	0.0386 * (0.023)
エストニア	0.0961 ** (0.043)	0.1035 ** (0.042)	0.0493 ** (0.020)	0.0912 * (0.048)	0.0961 *** (0.037)	0.0961 ** (0.043)
ハンガリー	0.0317 (0.055)	0.0327 (0.051)	0.0256 (0.040)	0.0634 (0.059)	0.0317 (0.047)	0.0317 (0.055)
ポーランド	0.1751 * (0.092)	0.1938 * (0.094)	0.0621 (0.039)	0.1879 * (0.100)	0.1751 ** (0.080)	0.1751 * (0.092)
ルーマニア	0.0582 *** (0.010)	0.0494 *** (0.006)	0.0555 *** (0.006)	0.0510 *** (0.011)	0.0582 *** (0.008)	0.0582 *** (0.010)
ロシア	0.0949 ** (0.038)	0.0746 * (0.036)	0.0482 *** (0.014)	0.0517 *** (0.014)	0.0949 *** (0.033)	0.0949 ** (0.038)
スロバキア	0.0304 (0.043)	0.0373 (0.043)	-0.0109 (0.011)	0.0520 (0.048)	0.0304 (0.037)	0.0304 (0.043)
スロヴェニア	0.0674 * (0.036)	0.0651 * (0.033)	0.0327 * (0.016)	0.0631 (0.039)	0.0674 ** (0.032)	0.0674 * (0.036)
ウクライナ	0.0790 (0.048)	0.0621 (0.048)	0.0201 (0.015)	0.0419 (0.032)	0.0790 * (0.042)	0.0790 (0.048)
研究対象産業(全産業)						
鉱工業	-0.1277 *** (0.027)	-0.1235 *** (0.022)	-0.0849 *** (0.016)	-0.1409 *** (0.027)	-0.1277 *** (0.024)	-0.1277 *** (0.027)
サービス業	-0.1462 *** (0.047)	-0.1555 *** (0.046)	-0.0982 *** (0.025)	-0.1675 *** (0.048)	-0.1462 *** (0.041)	-0.1462 *** (0.047)
推定期間						
推定期間初年度	0.0146 (0.013)	0.0158 (0.011)	0.0154 ** (0.006)	0.0099 (0.013)	0.0146 (0.011)	0.0146 (0.013)
推定年数	0.0195 (0.016)	0.0182 (0.011)	0.0137 ** (0.006)	0.0126 (0.016)	0.0195 (0.013)	0.0195 (0.016)
データ形式(パネルデータ)						
横断面データ	0.2369 *** (0.052)	0.2258 *** (0.025)	0.1453 *** (0.008)	0.2421 *** (0.050)	0.2369 *** (0.045)	0.2369 *** (0.052)
データ情報源(政府統計データ)						
商用データベース	0.0048 (0.012)	0.0039 (0.016)	-0.0064 (0.011)	0.0086 (0.013)	0.0048 (0.010)	0.0048 (0.012)
分析対象企業(全国内企業)						
国内資本企業	0.0135 (0.016)	0.0105 (0.011)	0.0001 (0.002)	0.0054 (0.010)	0.0135 (0.014)	0.0135 (0.016)
推定式タイプ(非差分・非トランスログ・モデル)						
差分モデル	0.0837 ** (0.037)	0.0846 ** (0.031)	0.0721 (0.051)	0.0278 (0.049)	0.0837 *** (0.032)	0.0837 ** (0.037)
トランスログ・モデル	0.1726 ** (0.075)	0.1606 ** (0.060)	0.0401 (0.034)	0.1472 *** (0.047)	0.1726 *** (0.065)	0.1726 ** (0.075)
制御変数						
市場競争度	-0.0428 * (0.022)	-0.0457 ** (0.020)	-0.0398 * (0.019)	-0.0237 (0.021)	-0.0428 ** (0.019)	-0.0428 * (0.022)
所在地固定効果	-0.0196 (0.033)	-0.0284 (0.029)	-0.0311 (0.041)	-0.0149 (0.030)	-0.0196 (0.029)	-0.0196 (0.033)
産業固定効果	0.0183 *** (0.006)	0.0163 *** (0.005)	0.0159 ** (0.007)	0.0225 *** (0.005)	0.0183 *** (0.005)	0.0183 *** (0.006)
時間固定効果	-0.0284 (0.026)	-0.0318 (0.022)	-0.0362 (0.023)	-0.0155 (0.024)	-0.0284 (0.022)	-0.0284 (0.026)
推定量(下記推定量以外)						
FE	-0.0163 (0.036)	-0.0310 (0.035)	-0.0467 (0.055)	-0.0417 (0.030)	-0.0163 (0.031)	-0.0163 (0.036)
RE	0.0229 (0.030)	0.0216 (0.027)	0.0302 (0.020)	0.0018 (0.008)	0.0229 (0.026)	0.0229 (0.030)

(続く)

(表16続き)

推定量 ¹⁾	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	Multi-level mixed effects RML	Random-effects panel GLS
メタ独立変数(デフォルト・カテゴリ)/モデル	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6] ²⁾
経営実績変数タイプ(付加価値)						
売上高	0.0188 (0.013)	0.0199 (0.015)	0.0017 (0.003)	0.0098 (0.012)	0.0188 (0.012)	0.0188 (0.013)
生産高	-0.0144 (0.035)	-0.0275 (0.028)	-0.0677 (0.053)	-0.0129 (0.036)	-0.0144 (0.031)	-0.0144 (0.035)
労働生産性	0.0190 (0.014)	0.0228 (0.019)	-0.0002 (0.003)	0.0101 (0.012)	0.0190 (0.012)	0.0190 (0.014)
TFP	0.1839 ** (0.080)	0.1733 ** (0.062)	0.0392 (0.034)	0.1538 ** (0.054)	0.1839 *** (0.070)	0.1839 ** (0.080)
輸出市場参入実績	0.1853 ** (0.073)	0.1858 ** (0.080)	0.0212 (0.093)	0.1132 * (0.062)	0.1853 *** (0.063)	0.1853 ** (0.073)
FDI変数タイプ						
外資系企業ダミー変数(外資所有比率) ³⁾	0.0157 (0.015)	0.0150 (0.010)	0.0350 *** (0.004)	0.0214 (0.015)	0.0157 (0.013)	0.0157 (0.015)
交差項同時推定(交差項無し)	-0.0428 *** (0.011)	-0.0393 *** (0.012)	-0.0381 *** (0.006)	-0.0374 ** (0.014)	-0.0428 *** (0.010)	-0.0428 *** (0.011)
自由度・研究水準						
√自由度	0.0002 (0.000)	0.0003 (0.000)	0.0001 (0.000)	0.0003 (0.000)	0.0002 (0.000)	0.0002 (0.000)
研究水準	-0.0042 (0.008)	- (-)	0.0006 (0.008)	-0.0071 (0.005)	-0.0042 (0.007)	-0.0042 (0.008)
切片	-29.3305 (25.647)	-31.8291 (21.717)	-30.7797 ** (11.420)	-19.9108 (26.886)	-29.3305 (22.265)	-29.3305 (25.647)
K	135	135	135	135	135	135
R ²	0.813	0.826	0.921	0.872	-	0.813

(続く)

(b)従属変数：t値

(表16続き)

推定量 ¹⁾	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	Multi-level mixed effects RML	Random-effects panel GLS
	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12] ⁴⁾
メタ独立変数(デフォルト・カテゴリ)/モデル						
研究対象国(ブルガリア)						
チェコ	0.3426 (0.888)	0.7636 (0.720)	0.7405 (0.814)	1.2497 (1.154)	0.3426 (0.771)	0.3426 (0.888)
エストニア	3.1928 ** (1.427)	4.2405 ** (1.799)	5.0026 ** (2.153)	5.4344 ** (1.870)	3.1928 *** (1.239)	3.1928 ** (1.427)
ハンガリー	1.3335 (1.491)	2.5271 * (1.295)	3.1170 (4.914)	5.8423 * (3.165)	1.3335 (1.294)	1.3335 (1.491)
ポーランド	2.7513 * (1.518)	4.1623 ** (1.400)	0.7556 (2.728)	4.5143 ** (1.825)	2.7513 ** (1.318)	2.7513 * (1.518)
ルーマニア	3.1779 *** (1.064)	2.2656 ** (0.972)	2.8373 ** (1.313)	2.2584 ** (0.797)	3.1779 *** (0.923)	3.1779 *** (1.064)
ロシア	0.3618 (3.527)	-3.6945 (3.112)	2.4977 (2.335)	-6.1798 (4.315)	0.3618 (3.062)	0.3618 (3.527)
スロバキア	0.7700 (1.357)	2.1403 * (1.090)	0.4060 (1.607)	4.1470 ** (1.609)	0.7700 (1.178)	0.7700 (1.357)
スロヴェニア	2.2647 ** (1.040)	1.8562 (1.207)	4.5772 *** (1.343)	2.6345 (1.689)	2.2647 ** (0.903)	2.2647 ** (1.040)
ウクライナ	-2.0693 (2.651)	-4.7632 (3.087)	-0.6822 (1.383)	-5.8901 (3.822)	-2.0693 (2.301)	-2.0693 (2.651)
研究対象産業(全産業)						
鉱工業	-4.8739 (3.011)	-4.7716 * (2.583)	-6.3955 ** (2.622)	-6.2329 (4.350)	-4.8739 * (2.614)	-4.8739 (3.011)
サービス業	-6.8163 (4.102)	-9.2870 ** (4.295)	-9.1884 ** (3.911)	-11.6805 ** (5.026)	-6.8163 * (3.561)	-6.8163 * (4.102)
推定期間						
推定期間初年度	0.1115 (1.282)	0.0524 (1.011)	0.6216 (0.932)	-0.8527 (1.718)	0.1115 (1.113)	0.1115 (1.282)
推定年数	0.2061 (1.429)	-0.0534 (0.872)	0.1351 (1.031)	-1.0881 (1.976)	0.2061 (1.241)	0.2061 (1.429)
データ形式(パネルデータ)						
横断面データ	18.8646 *** (3.052)	19.4463 *** (1.525)	15.1179 *** (1.442)	21.6480 *** (4.318)	18.8646 *** (2.650)	18.8646 *** (3.052)
データ情報源(政府統計データ)						
商用データベース	0.7262 (0.903)	0.1386 (1.166)	3.2367 ** (1.240)	0.1919 (1.107)	0.7262 (0.784)	0.7262 (0.903)
分析対象企業(全国内企業)						
国内資本企業	0.8358 (0.855)	0.6962 (0.656)	0.2991 (0.474)	0.5550 (1.033)	0.8358 (0.742)	0.8358 (0.855)
推定式タイプ(非差分・非トランスログ・モデル)						
差分モデル	-2.1348 (2.759)	-2.1123 (2.607)	-5.3756 (6.787)	-6.7659 (4.185)	-2.1348 (2.395)	-2.1348 (2.759)
トランスログ・モデル	-0.6218 (4.921)	-3.5456 (3.593)	-8.2675 * (4.611)	-7.2677 (4.839)	-0.6218 (4.273)	-0.6218 (4.921)
制御変数						
市場競争度	-0.8447 (1.607)	-1.1231 (1.920)	-1.7667 (2.173)	0.9251 (2.481)	-0.8447 (1.395)	-0.8447 (1.607)
所在地固定効果	0.1273 (4.199)	-1.2550 (3.945)	-2.3403 (5.852)	0.5393 (4.145)	0.1273 (3.646)	0.1273 (4.199)
産業固定効果	2.1991 *** (0.698)	1.8728 *** (0.576)	1.9635 * (1.021)	2.5569 *** (0.586)	2.1991 *** (0.606)	2.1991 *** (0.698)
時間固定効果	-0.2011 (2.756)	-0.9928 (2.667)	-1.6122 (2.911)	0.9752 (3.118)	-0.2011 (2.393)	-0.2011 (2.756)
推定量(下記推定量以外)						
FE	-4.2400 (4.220)	-6.1028 (4.109)	-5.5719 (8.013)	-6.0661 (4.368)	-4.2400 (3.664)	-4.2400 (4.220)
RE	1.6421 (2.207)	1.6579 (2.028)	6.9292 ** (3.063)	0.6370 (0.940)	1.6421 (1.916)	1.6421 (2.207)

(続く)

(表16続き)

推定量 ¹⁾	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	Multi-level mixed effects RML	Random-effects panel GLS
	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12] ⁴⁾
メタ独立変数(デフォルト・カテゴリ)/モデル						
経営実績変数タイプ(付加価値)						
売上高	1.0635 (0.766)	1.2826 (0.905)	0.0830 (0.356)	0.9897 (1.074)	1.0635 (0.665)	1.0635 (0.766)
生産高	0.2514 (1.703)	0.3684 (1.202)	1.3045 (7.017)	3.0592 (2.442)	0.2514 (1.478)	0.2514 (1.703)
労働生産性	0.9024 (0.803)	1.1571 (1.041)	-0.3121 (0.354)	0.9555 (1.083)	0.9024 (0.697)	0.9024 (0.803)
TFP	-0.1907 (5.275)	-2.8687 (3.873)	-8.5190* (4.393)	-6.7215 (5.678)	-0.1907 (4.580)	-0.1907 (5.275)
輸出市場参入実績	-1.2885 (5.772)	-4.1171 (5.894)	-8.4723 (12.001)	-8.5730 (7.186)	-1.2885 (5.011)	-1.2885 (5.772)
FDI変数タイプ						
外資系企業ダミー変数(外資所有比率) ³⁾	0.6731 (1.270)	0.8331 (0.845)	0.6775 (0.661)	0.4602 (1.866)	0.6731 (1.102)	0.6731 (1.270)
交差項同時推定(交差項無し)	-3.2856* (1.584)	-2.4513* (1.227)	-4.5273*** (1.360)	-1.8032 (1.499)	-3.2856** (1.375)	-3.2856** (1.584)
自由度・研究水準						
√自由度	0.0345 (0.027)	0.0627** (0.023)	0.0409 (0.036)	0.0736*** (0.022)	0.0345 (0.024)	0.0345 (0.027)
研究水準	-0.0689 (0.606)	- (-)	0.2072 (1.154)	-0.3218 (0.575)	-0.0689 (0.526)	-0.0689 (0.606)
切片	-220.3666 (2,557.708)	-99.7437 (2,015.838)	-1229.4110 (1,850.002)	1715.0280 (3,430.360)	-220.3666 (2,220.536)	-220.3666 (2,557.708)
K	135	135	135	135	135	135
R ²	0.890	0.905	0.917	0.909	-	0.890

(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: $\chi^2=0.00, p=1.000$; Hausman検定: $\chi^2=5.56, p=0.999$

(注3) 外資系企業をダミー変数で特定した研究(=1), その他(=0)。平均: 0.084, 中央値: 0, 標準偏差: 0.278。

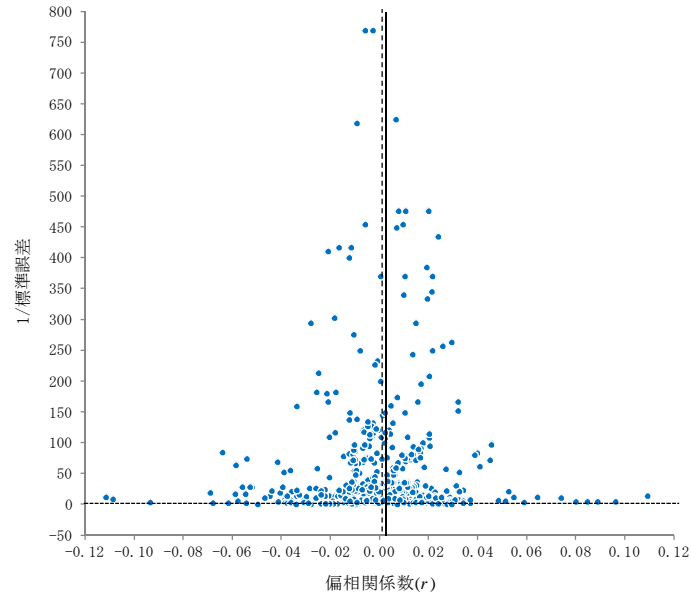
(注4) Breusch-Pagan検定: $\chi^2=0.00, p=1.000$; Hausman検定: $\chi^2=2.66, p=1.000$

(注5) 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。

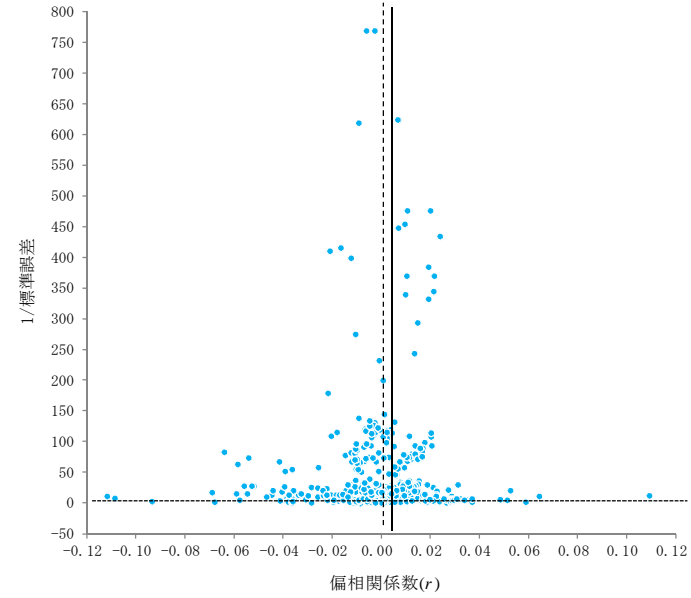
(出所)筆者推定。外資系企業ダミー変数を除く, メタ独立変数の定義及び記述統計量は, 表14を参照。

図24 外国直接投資のマイクロ間接効果に関する推定結果の漏斗プロット

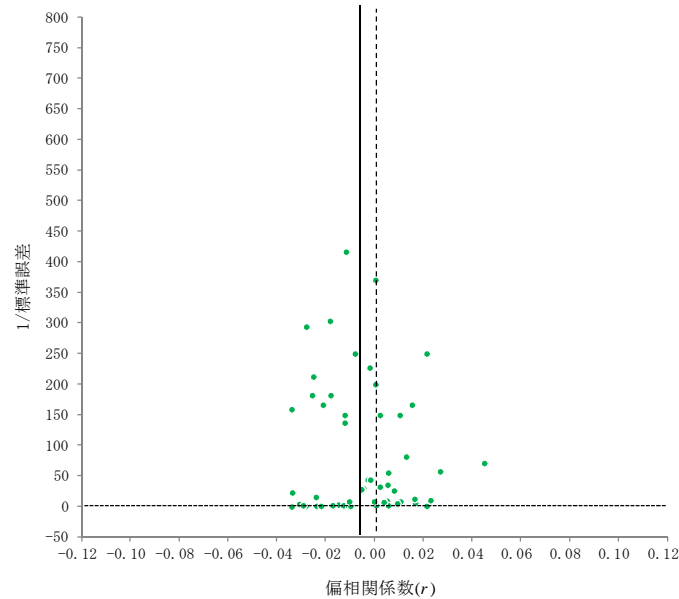
(a) 全推定結果 ($K=625$)



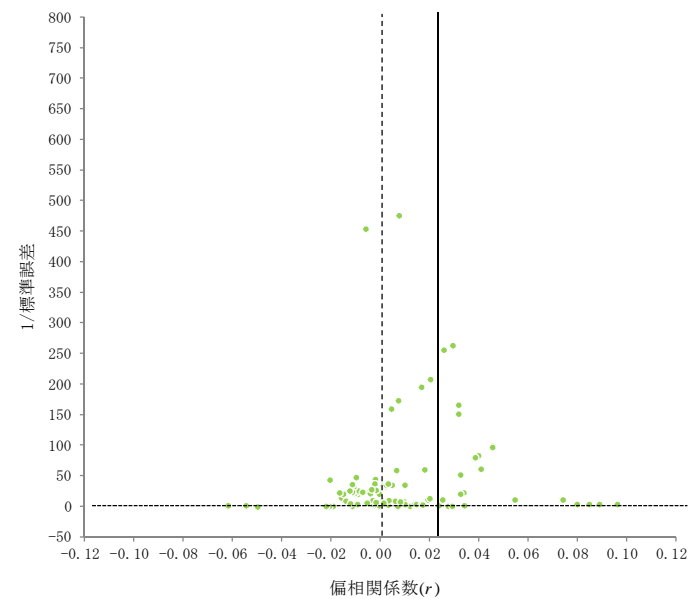
(b) 水平効果 ($K=444$)



(c) 垂直前方連関効果 ($K=64$)

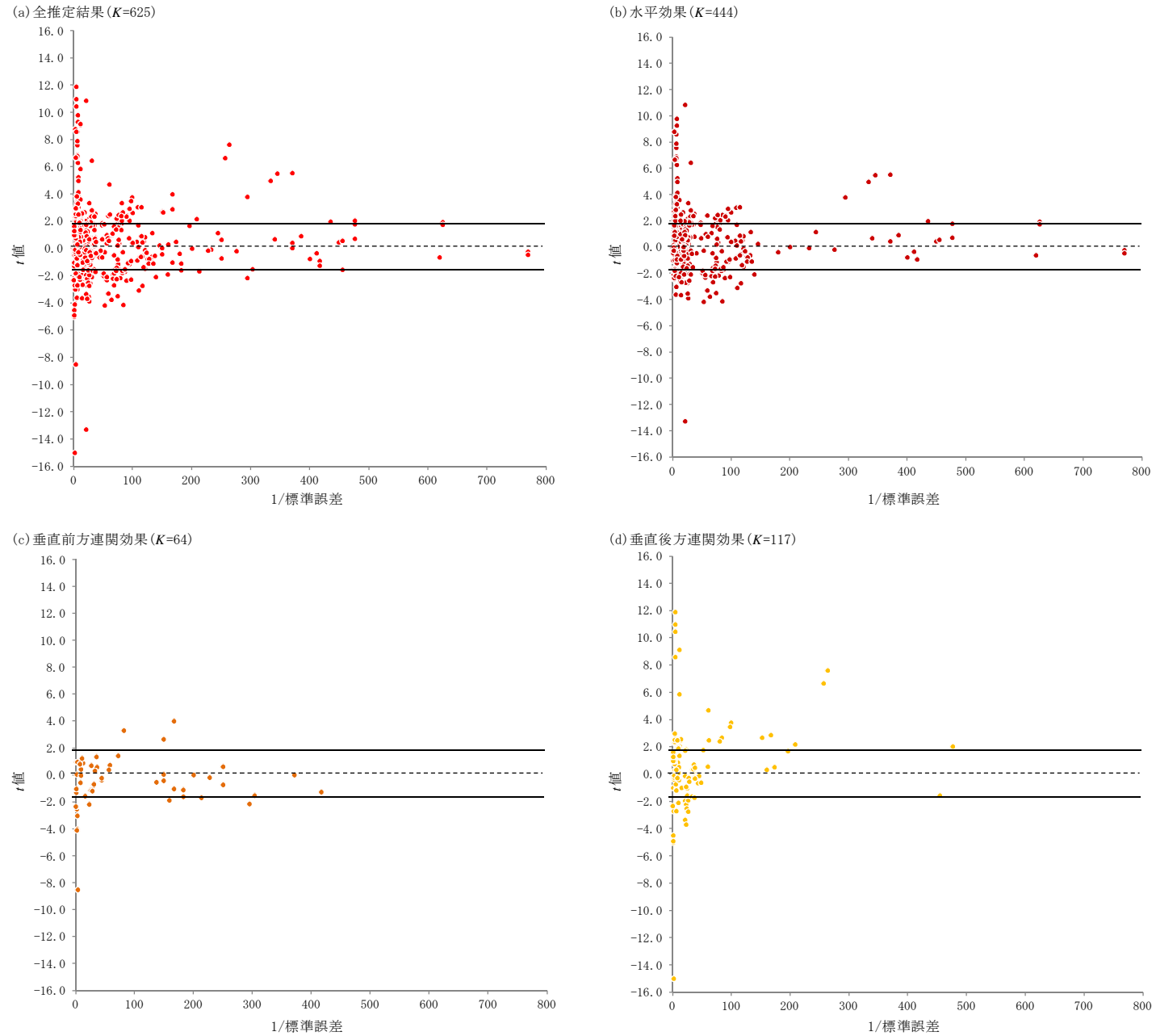


(d) 垂直後方連関効果 ($K=117$)



(注) 実線は、推定値精度最上位10%の平均値を指す。その値は、全推定値、水平効果、垂直前方連関効果及び垂直後方連関効果毎に、各々0.001、0.002、-0.007及び0.022である。
(出所) 筆者作成。

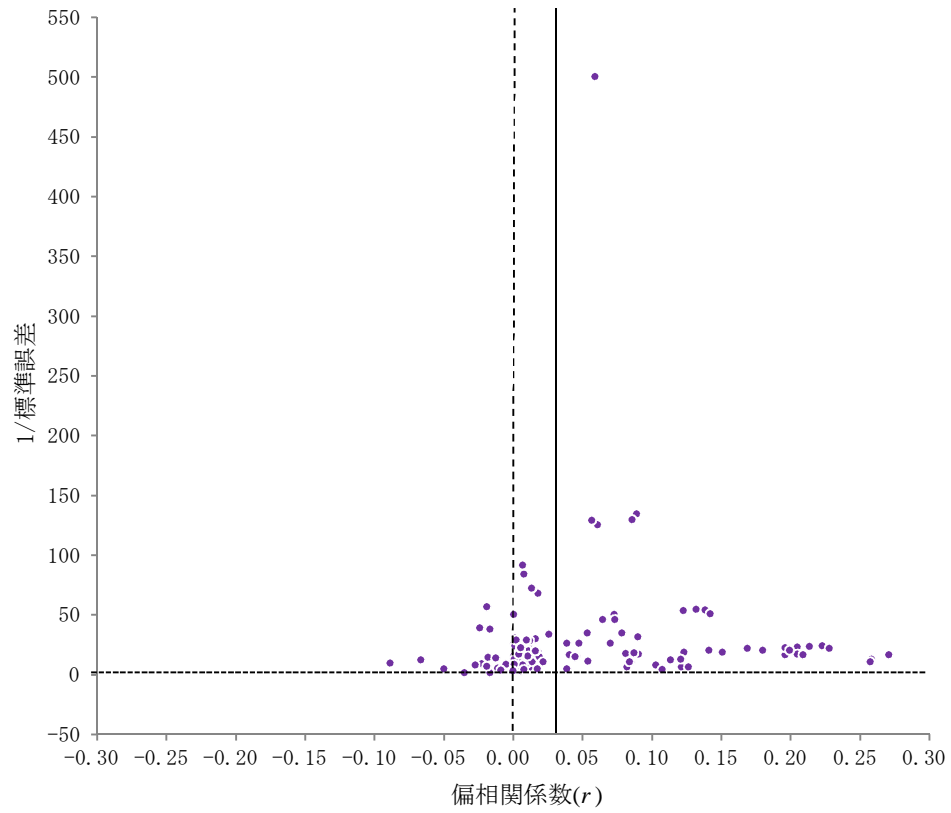
図25 外国直接投資のマイクロ間接効果に関する推定結果のガルブレイズ・プロット



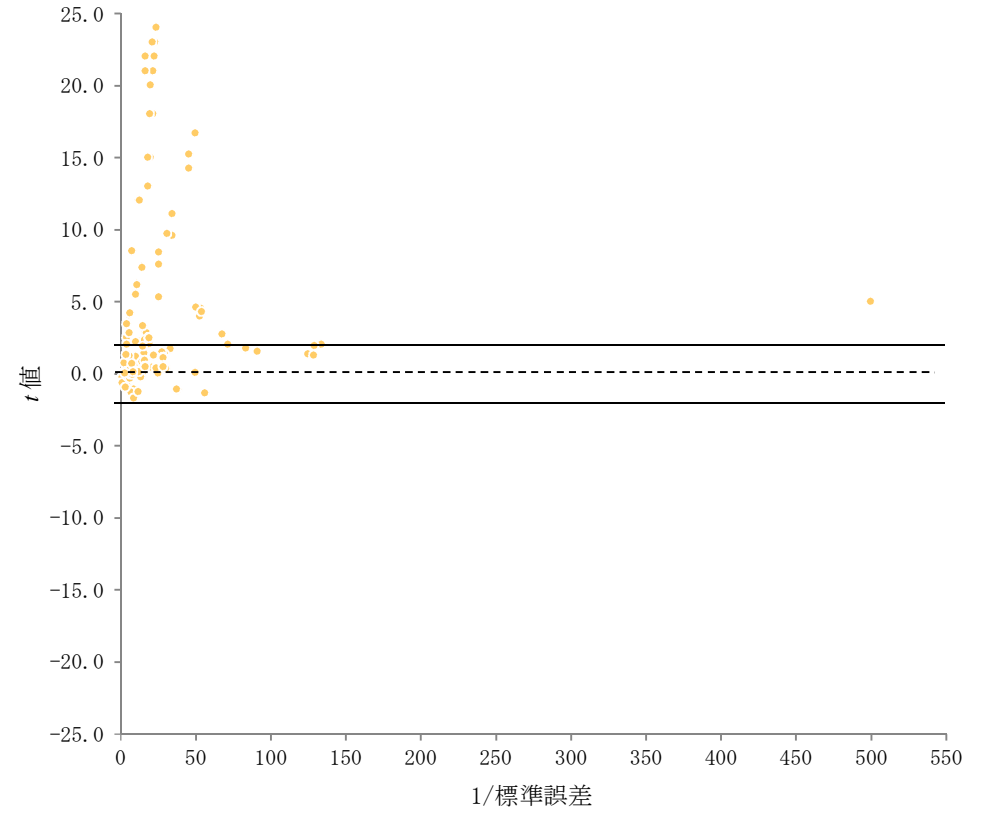
(注) 実線は、有意水準5%の両側棄却限界値である ± 1.96 を示している。
 (出所) 筆者作成。

図26 外国直接投資のマイクロ直接効果に関する推定結果の漏斗プロット及びガルブレイズ・プロット ($K=135$)

(a) 漏斗プロット¹⁾



(b) ガルブレイズ・プロット²⁾



(注1) 実線は、推定値精度最上位10%の平均値である0.03を指す。

(注2) 実線は、有意水準5%の両側棄却限界値である ± 1.96 を示している。

(出所) 筆者作成。

表17 外国直接投資ミクロ間接効果研究の公表バイアス及び真の効果の有無に関するメタ回帰分析

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

抽出推定結果	全推定結果			水平効果			垂直前方連関効果			垂直後方連関効果		
	OLS	Cluster-robust OLS	Random-effects panel GLS	OLS	Cluster-robust OLS	Random-effects panel GLS	OLS	Cluster-robust OLS	Random-effects panel GLS	OLS	Cluster-robust OLS	Random-effects panel GLS
推定量 ¹⁾	[1]	[2]	[3] ²⁾	[4]	[5]	[6] ³⁾	[7]	[8]	[9] ⁴⁾	[10]	[11]	[12] ⁵⁾
モデル	[1]	[2]	[3] ²⁾	[4]	[5]	[6] ³⁾	[7]	[8]	[9] ⁴⁾	[10]	[11]	[12] ⁵⁾
切片(FAT: $H_0: \beta_0=0$)	0.2275 (0.145)	0.2275 (0.293)	0.0341 (0.456)	0.2750* (0.163)	0.2750 (0.437)	-0.2026 (0.552)	-0.6481** (0.308)	-0.6481 (0.618)	-0.6528 (0.566)	0.3858 (0.426)	0.3858 (1.176)	0.5697 (1.179)
1/SE (PET: $H_0: \beta_1=0$)	0.0009 (0.001)	0.0009 (0.002)	0.0020 (0.003)	0.0004 (0.001)	0.0004 (0.002)	0.0025 (0.003)	0.0013 (0.002)	0.0013 (0.004)	0.0041 (0.006)	0.0068 (0.005)	0.0068 (0.008)	0.0070 (0.007)
K	625	625	625	444	444	444	64	64	64	117	117	117
R ²	0.0009	0.0009	0.0009	0.0002	0.0002	0.0002	0.0053	0.0053	0.0053	0.0181	0.0181	0.0181

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

抽出推定結果	全推定結果			水平効果			垂直前方連関効果			垂直後方連関効果		
	OLS	Cluster-robust OLS	Random-effects panel GLS	OLS	Cluster-robust OLS	Fixed-effects panel LSDV	OLS	Cluster-robust OLS	Random-effects panel GLS	OLS	Cluster-robust OLS	Fixed-effects panel LSDV
推定量 ¹⁾	[13]	[14]	[15] ⁶⁾	[16]	[17]	[18] ⁷⁾	[19]	[20]	[21] ⁸⁾	[22]	[23]	[24] ⁹⁾
モデル	[13]	[14]	[15] ⁶⁾	[16]	[17]	[18] ⁷⁾	[19]	[20]	[21] ⁸⁾	[22]	[23]	[24] ⁹⁾
切片($H_0: \beta_0=0$)	1.9785*** (0.115)	1.9785*** (0.378)	1.8254*** (0.409)	1.9156*** (0.129)	1.9156*** (0.332)	1.6580*** (0.125)	1.4758*** (0.236)	1.4758*** (0.512)	1.2915*** (0.435)	2.4071*** (0.334)	2.4071** (0.918)	2.0925*** (0.222)
1/SE	-0.0016** (0.001)	-0.0016 (0.002)	0.0013 (0.003)	-0.0015** (0.001)	-0.0015 (0.001)	0.0032 (0.002)	-0.0016 (0.001)	-0.0016 (0.002)	0.0022 (0.002)	0.0001 (0.003)	0.0001 (0.005)	0.0082 (0.006)
K	625	625	625	444	444	444	64	64	64	117	117	117
R ²	0.0042	0.0042	0.0042	0.0043	0.0043	0.0043	0.0136	0.0136	0.0136	0.0000	0.0000	0.0000

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

抽出推定結果	全推定結果			水平効果			垂直前方連関効果			垂直後方連関効果		
	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 ¹⁾	[25]	[26]	[27]	[28]	[29]	[30]	[31]	[32]	[33]	[34]	[35]	[36]
モデル	[25]	[26]	[27]	[28]	[29]	[30]	[31]	[32]	[33]	[34]	[35]	[36]
SE	-0.0004 (0.001)	-0.0004 (0.001)	0.0014 (0.009)	0.0002 (0.000)	0.0002 (0.000)	0.0024 (0.008)	-0.3820*** (0.139)	-0.3820** (0.146)	-0.2919** (0.144)	-0.4111 (0.393)	-0.4111 (0.875)	-0.1655 (0.438)
1/SE ($H_0: \beta_1=0$)	0.0019*** (0.001)	0.0019 (0.002)	0.0020 (0.002)	0.0015** (0.001)	0.0015 (0.001)	0.0023 (0.002)	-0.0017 (0.001)	-0.0017 (0.002)	0.0030 (0.003)	0.0089** (0.004)	0.0089 (0.006)	0.0073** (0.003)
K	625	625	625	444	444	444	64	64	64	117	117	117
R ²	0.0048	0.0048	-	0.0037	0.0037	-	0.0780	0.0780	-	0.0427	0.0427	-

(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: $\chi^2=37.92, p=0.000$; Hausman検定: $\chi^2=0.10, p=0.746$

(注3) Breusch-Pagan検定: $\chi^2=106.71, p=0.000$; Hausman検定: $\chi^2=0.13, p=0.721$

(注4) Breusch-Pagan検定: $\chi^2=25.95, p=0.000$; Hausman検定: $\chi^2=0.02, p=0.888$

(注5) Breusch-Pagan検定: $\chi^2=125.26, p=0.000$; Hausman検定: $\chi^2=0.11, p=0.743$

(注6) Breusch-Pagan検定: $\chi^2=382.79, p=0.000$; Hausman検定: $\chi^2=2.54, p=0.111$

(注7) Breusch-Pagan検定: $\chi^2=117.24, p=0.000$; Hausman検定: $\chi^2=3.86, p=0.049$

(注8) Breusch-Pagan検定: $\chi^2=30.48, p=0.000$; Hausman検定: $\chi^2=1.37, p=0.242$

(注9) Breusch-Pagan検定: $\chi^2=109.35, p=0.000$; Hausman検定: $\chi^2=2.83, p=0.093$

(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18 外国直接投資ミクロ直接効果研究の公表バイアス及び真の効果の有無に関するメタ回帰分析

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

推定量 ¹⁾	OLS	Cluster-robust OLS	Random-effects panel GLS
モデル	[1]	[2]	[3] ²⁾
切片(FAT: $H_0: \beta_0=0$)	4.425 *** (0.63)	4.425 * (2.23)	2.955 *** (1.06)
1/SE (PET: $H_0: \beta_1=0$)	-0.004 (0.01)	-0.004 (0.01)	0.012 *** (0.00)
K	135	135	135
R^2	0.001	0.001	0.001

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

推定量 ¹⁾	OLS	Cluster-robust OLS	Random-effects panel GLS
モデル	[4]	[5]	[6] ³⁾
切片($H_0: \beta_0=0$)	4.652 *** (0.62)	4.652 ** (2.19)	3.216 *** (1.01)
1/SE	-0.005 (0.01)	-0.005 (0.01)	0.011 *** (0.00)
K	135	135	135
R^2	0.001	0.001	0.001

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

推定量 ¹⁾	OLS	Cluster-robust OLS	Random-effects panel ML
モデル	[7]	[8]	[9]
SE	8.974 ** (3.91)	8.974 (7.13)	-4.108 (2.77)
1/SE ($H_0: \beta_1=0$)	0.035 ** (0.01)	0.035 * (0.02)	0.012 * (0.01)
K	135	135	135
R^2	0.116	0.116	-

(注1) OLS：最小二乗法，GLS：一般最小二乗法，ML：最尤法。

(注2) Breusch-Pagan検定： $\chi^2=536.47, p=0.000$; Hausman検定： $\chi^2=0.60, p=0.438$

(注3) Breusch-Pagan検定： $\chi^2=550.23, p=0.000$; Hausman検定： $\chi^2=0.61, p=0.435$

(注4) 括弧内は、標準誤差。モデル[9]を除き、Whiteの修正法による分散不均一性の下でも一致性のある標準誤差を報告している。***:1%水準で有意，**:5%水準で有意，*:10%水準で有意。

(出所)筆者推定。