

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・徳永昌弘

本稿は、中東欧・旧ソ連諸国における経済移行の外国直接投資(FDI)誘引効果及び FDI のマクロ経済効果という 2 つの研究領域について、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 2 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真正正銘の効果が見出されるのは、経済移行の FDI 誘引効果研究に限られることが確認された。一方の FDI マクロ経済効果研究については、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 Codes: D24, E22, F21, F23, P33

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、表 1 の通り、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、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っても過言ではない。

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

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カ国総累 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	548,694	5,375	40.7	45.47	102,080	1,349,355
ポーランド	170,665	4,456	33.2	14.14	38,299	514,128
チェコ	93,358	8,862	43.3	7.74	10,534	215,690
ハンガリー	82,408	8,269	58.9	6.83	9,966	139,898
ルーマニア	69,629	3,248	37.3	5.77	21,436	186,619
ブルガリア	49,689	6,673	92.9	4.12	7,446	53,502
スロバキア	29,871	5,459	31.1	2.48	5,472	96,165
エストニア	17,877	13,336	80.0	1.48	1,341	22,342
リトアニア	13,412	4,055	31.4	1.11	3,307	42,736
ラトビア	11,780	5,251	41.7	0.98	2,243	28,261
スロベニア	10,004	4,916	20.0	0.83	2,035	50,014
中東欧 EU 非加盟国	76,756	3,210	47.7	6.36	23,914	160,802
クロアチア	32,426	7,377	50.7	2.69	4,396	63,951
セルビア・モンテネグロ ⁴⁾	27,438	2,617	49.6	2.27	10,486	55,360
アルバニア	6,715	2,088	51.9	0.56	3,216	12,938
ボスニア・ヘルツェゴビナ	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	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)	581,270	2,081	23.9	48.17	279,307	2,429,537
ロシア連邦	358,010	2,506	19.4	29.67	142,836	1,841,119
カザフスタン	91,621	5,653	49.6	7.59	16,207	184,766
ウクライナ	61,162	1,353	36.6	5.07	45,190	167,082
トルクメニスタン	16,627	3,257	56.7	1.38	5,105	29,306
ベラルーシ	13,871	1,451	25.4	1.15	9,559	54,629
アゼルバイジャン	10,805	1,161	17.0	0.90	9,306	63,424
グルジア	9,314	2,152	64.7	0.77	4,329	14,400
ウズベキスタン	6,761	244	14.9	0.56	27,760	45,341
アルメニア	5,415	1,747	52.8	0.45	3,100	10,251
モルドバ	3,273	923	46.8	0.27	3,545	6,997
キルギスタン	2,786	517	48.9	0.23	5,393	5,699
タジキスタン	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。

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。

3. 2011 年名目 GDP を 100 とする。

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。

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 2 つの研究領域、即ち、FDI の決定要因及びそのマクロ経済成長への効果に焦点を当てたメタ分析を行う²⁾。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 研究のそれも然りである³⁾。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、文献調査及びメタ分析の方法論を概説する。第 3 節及び第 4 節では、FDI の決定要因及びマクロ経済効果のメタ分析を順次行う。そして最終第 5 節で、分析結果の要約と筆者らの結論を述べる。

2. 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 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。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、最終的とはいえない推定結果を披露しているかもしれないが、また査読審査を経し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く及び未刊行文献の発表年が近年に著しく偏っておらず、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。以下本稿では、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。偏相関係数の統合は、伝統的なメタ分析手法である固定効果モデルと変量効果モデルで行い、均質性の検定結果に従って、いずれかの統合値を採用する。以下、固定効果モデルの推定値を $\bar{R}_f$ で、変量効果モデルの推定値を $\bar{R}_v$ で、それぞれ表す。

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

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

本稿では、(1) 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⁴⁾。また、研究水準で加重された結合 t 値 $\bar{T}_w$ と共に、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。

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⁵⁾。

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。

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

ここで、 y_k は第 k 推定結果の偏相関係数又は t 値、 x_{kn} 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推定量 (Cluster-robust WLS)、多段混合効果制限付最尤推定量 (Multi-level mixed effects RML) 及びアンバランスド・パネル推定量⁶⁾ から成る計 6 種類の推定量を用いて (2) 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、その様子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。

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

$$t_k = \beta_0 + \beta_1(1/SE_k) + v_k \quad (3)$$

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。 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、(3)式の左辺を t 値の絶対値に置き換えた下記(4)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。

$$|t_k| = \beta_0 + \beta_1(1/SE_k) + v_k \quad (4)$$

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(3)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(5)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。

$$t_k = \beta_0 SE_k + \beta_1(1/SE_k) + v_k \quad (5)$$

Stanley and Doucouliagos(2012)は、この(5)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。なお、上記(3)式から(5)式の推定に際しては、最小二乗推定量の他、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⁷⁾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⁸⁾。

3. 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、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、本稿冒頭で述べた通り、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。

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⁹⁾。そもそも、経済移行の定量的指標を考案した欧州復興開発銀行(EBRD)自身や、その首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)。

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については、多くの先行研究の蓄積を通じて実証されたと言ってもよい(Chakrabarti, 2001; Eicher *et al.*, 2012)。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¹⁰⁾。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。

3.1 メタ分析対象文献の概要

第2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 年代には数点に限られる。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、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。表 1 の通り、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、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 受入額全体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¹¹⁾。近年は、二国間モデルを採用する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表れであろう。岩崎・徳永 (2013) で指摘した通り、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¹²⁾。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

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⁾
	研究対 象国数	受入国の国家 カテゴリー別内訳				研究対 象国数	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⁾		
		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 <i>et al.</i> (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 <i>et al.</i> (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 <i>et al.</i> (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 <i>et al.</i> (2003)	25	10	3	12	全世界							1989～1998年	総投資	横断面	V			✓	1	4.827	
Edmiston <i>et al.</i> (2003)	25	10	3	12	全世界							1993～1998年	総投資	パネル	VI			✓	2	3.399	
Bevan <i>et al.</i> (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 <i>et al.</i> (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 <i>et al.</i> (2008)	8	7	1		7	6	1					1995～2003年	二国間	パネル	I			✓	4	12.803	
Torrissi <i>et al.</i> (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 <i>et al.</i> (2009)	8	7	1		7	6	1					1995～2004年	二国間	パネル	I	✓		✓	8	14.386	
Iwasaki and Suganuma (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、スロバキア、スロベニア、ルーマニア及びブルガリアの10カ国を指す。

2. バルト諸国を除く。

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。

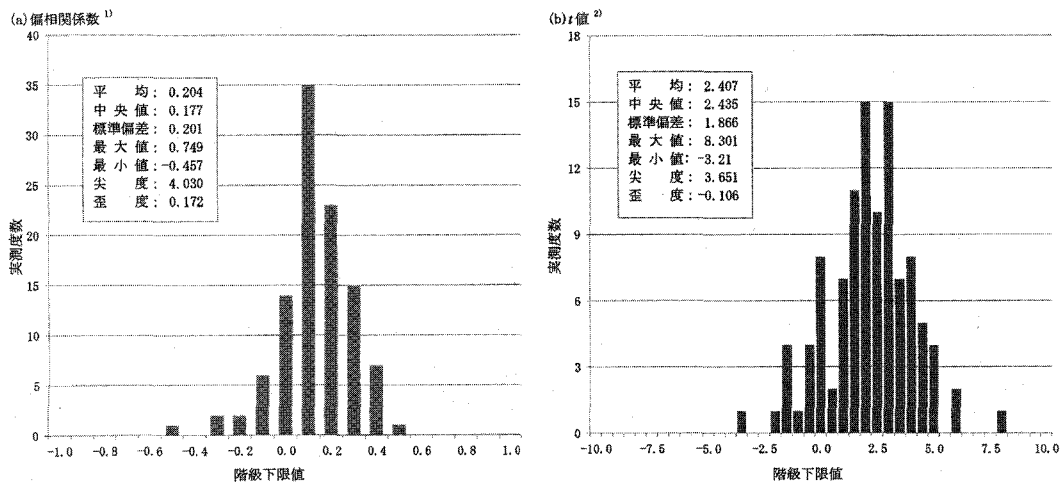
4. 研究対象国によって推定期間が異なる場合もある。

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純流出額に占める中東諸国向け年間FDI純流出額の割合)。

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。

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、式 $AP = \{\sum(1/SE)\} / K$ から算出する。

出所) 筆者作成。

図1. 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 ($K=106$)

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

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。

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、表1の通り、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変数としてアプリオリに選択されることは十分に予見される。

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(AP)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 카테고리毎に特徴的な傾向を見出すこともできない。

3.2 推定結果のメタ統合

図1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

んら実際の関係 ($|r| < 0.1$) を見出しおらず、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。

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、3.1 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 $\bar{R}_r$ 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 $\bar{R}_f$ を参照すべきだが、同表の通り、 $\bar{R}_r$ と大差はない。変量効果モデルの推定値 $\bar{R}_r$ 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 $\bar{t}_u$ と比較して、研究水準で加重された結合 t 値 $\bar{t}_w$ は、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/sN) 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。

3.3 メタ回帰分析

3.2 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 2 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¹³⁾。

偏相関係数を従属変数とするメタ回帰モデルの推定結果は、表 5 の通りである。紙幅の制約から t 値を従属変数とする推定結果は割愛したが、そこから得られる含意は、同表と大きく違わない¹⁴⁾。表 5 の通り、アンバランスド・パネル回帰モデルの [6] 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モデル [6] の推定結果は、最小二乗法によるモデル [1] のそれ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 0.651 (モデル [4]) の範囲にあり、申し分のない水準といえる。

表 5 及び t 値を従属変数とする推定結果から、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ことが判明した。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。一般に、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

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) t 値の結合 ³⁾			
		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⁾	$\bar{T}_u$ (p 値)	$\bar{T}_w$ (p 値)	T_m	フェイルセーフ 数(f_sN) ⁴⁾
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.

2. 帰無仮説: 効果サイズが均質.

3. $\bar{T}_u$: 無条件結合, $\bar{T}_w$: 研究水準で加重した結合, T_m : 中央値.

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.

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(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	年間 FDI 総流入額及び上記 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	経済自由化指標及び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、スロバキア、スロベニア、ルーマニア及びブルガリアの 10 カ国を指す。

2. 表 2 の注 3 を参照。

3. 詳細は、岩崎・徳永(2013)の付録 A を参照。
出所) 筆者算定。

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、 t 値を従属変数とする 1 モデルを除いて、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。

表 5. 経済移行の FDI 誘引効果に関するメタ回帰分析

従属変数	偏相関係数					
	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
推定量 ¹⁾						
独立変数(デフォルト・カテゴリ)/モデル	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6] ³⁾
受入国の構成(非中東欧諸国比率)						
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)
外国直接投資変数タイプ(年間純流入額)						
年間純流入額	-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)
国民当たり年間純流入額	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)
その他経済移行指標	-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

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

2. 表 2 の注 3 を参照.

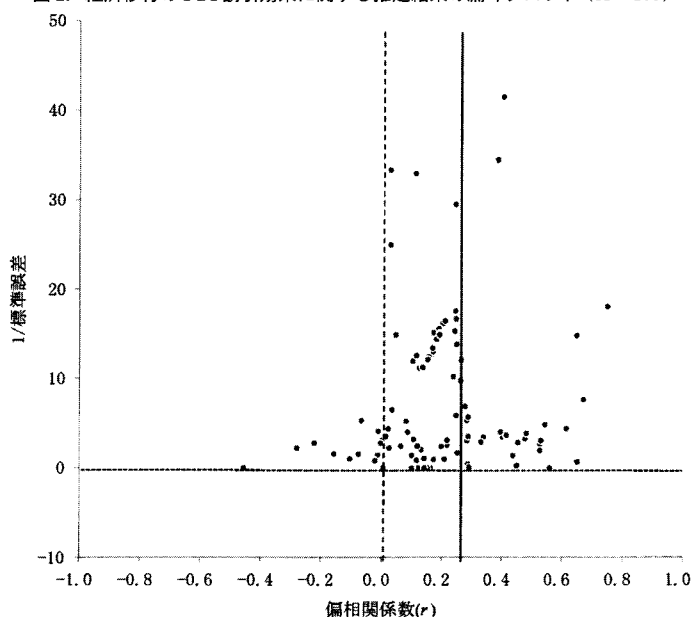
3. Breusch-Pagan 検定: $\chi^2=0.00, p=1.000$; Hausman 検定: $\chi^2=12.59, p=0.634$

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.

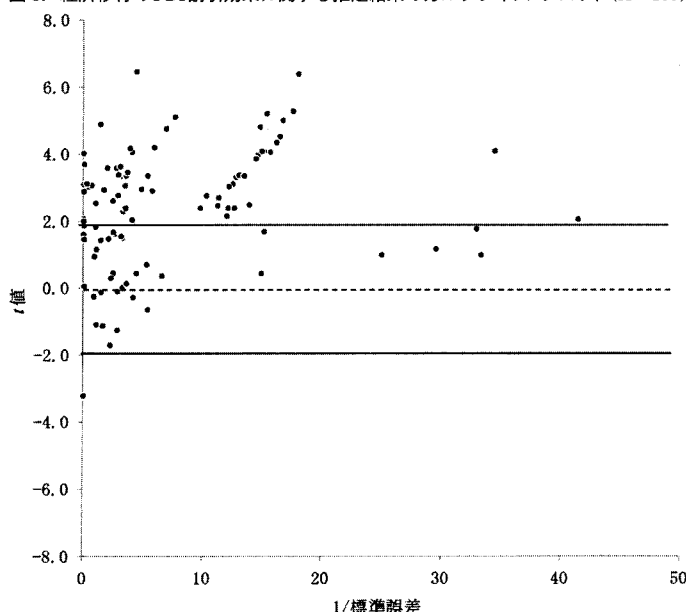
出所) 筆者推定. メタ独立変数の定義及び記述統計量は, 表 4 を参照.

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.

図2. 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、推定値精度最上位10%の平均値である0.256を指す。
出所) 筆者作成。

図3. 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。

3.4 公表バイアスの検証

本節の最後に、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2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2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称

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でも¹⁵⁾、明瞭に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¹⁶⁾。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3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

のように、(3)式及び(4)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、(3)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

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: $t = \beta_0 SE + \beta_1(1/SE) + v$)

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.

2. Breusch-Pagan 検定: $\chi^2=0.08, p=0.388$; Hausman 検定: $\chi^2=10.03, p=0.002$ 3. Breusch-Pagan 検定: $\chi^2=1.12, p=0.146$; Hausman 検定: $\chi^2=19.38, p=0.000$ 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.

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, (5)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.

4. 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 を純粹

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逨減するに従って, 成長率は長期的に収束するからである¹⁷⁾.

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が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のクラウドディング・アウト効果が確認されると報告している。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。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。

4.1 メタ分析対象文献の概要

第2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や1990年代を通じた投資実績の貧弱等を背景に、「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、Lyrouti *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 Grybaite (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2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(AP)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

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)	研究対象国数	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⁾
		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
Lyrroudi <i>et al.</i> (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 <i>et al.</i> (2006)	10	9	1			1996～2003 年	パネル	GDP	Ⅲ	F, H	11	165.713
Kukeli <i>et al.</i> (2006)	10	7	3			1990～2001 年	パネル	GDP	Ⅱ	A, C, F	9	36.063
Tvaronavičienė and Grybaite(2007)	1	1				2000～2006 年	時系列	GDP	Ⅰ	A	1	10.740
Apergis <i>et al.</i> (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 <i>et al.</i> (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、スロバキア、スロベニア、ルーマニア及びブルガリアの 10 カ国を指す。

2. バルト諸国を除く。

3. いずれもモンゴル。

4. 研究対象国によって推定期間が異なる場合もある。

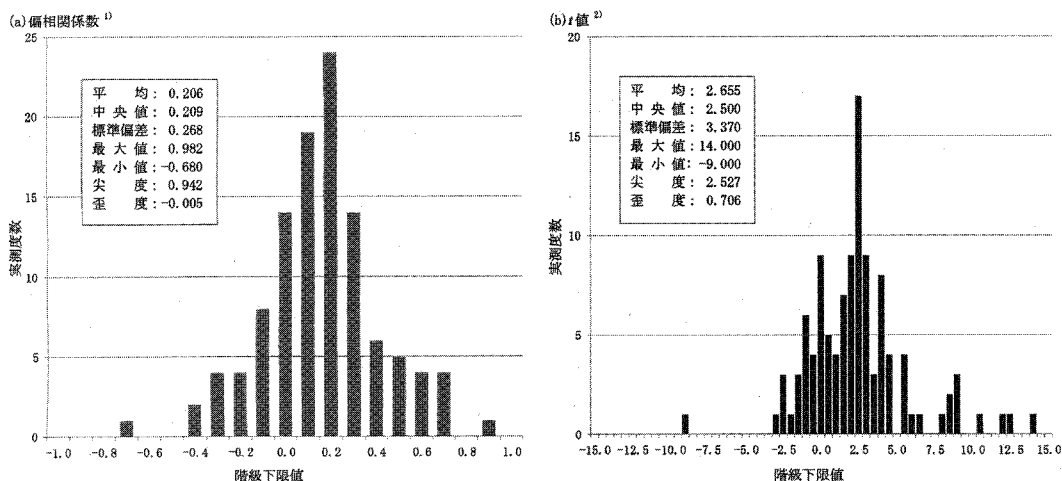
5. 各記号は、次の変数タイプを意味する。Ⅰ：生産量水準、Ⅱ：生産量変化率、Ⅲ：生産性水準、Ⅳ：生産性変化率。

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。

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。

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4. 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($K=110$)

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

Kinoshita(2002)等11文献に上る一方、有意かつ負の推定結果を以て、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変数の符号関係が正負いずれかに頑健には定まらなると報告している。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、この点を更に追究する。

4.2 推定結果のメタ統合

図4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($0.1\leq|r|\leq0.3$)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文献は、全体として、統計的に有意かつ実地的にも意味のあるFDIマクロ経済効果の存在を強調しているといえよう。

推定結果のメタ統合結果は、表8の通りである。同表には、4.1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 $\bar{R}_v$ 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

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 ($\bar{R}_f$) (漸近 z 値) ¹⁾	変量効果 ($\bar{R}_v$) (漸近 z 値) ¹⁾	均質性の検定 (Q_r) ²⁾	$\bar{T}_u$ (p 値)	$\bar{T}_w$ (p 値)	T_m	フェイルセーフ数 (f/sN) 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.

2. 帰無仮説：効果サイズが均質.

3. $\bar{T}_u$ ：無条件結合, $\bar{T}_w$ ：研究水準で加重した結合, T_m ：中央値.

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.

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、スロバキア、スロベニア、ルーマニア及びブルガリアの 10 カ国を指す。

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

3. 詳細は、岩崎・徳永(2013)の付録 A を参照。

出所) 筆者算定。

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。

4.3 メタ回帰分析

上述の表 8 が示す通り、FDI のマクロ経済効果に関する実証結果は、推定条件の違い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。

偏相関係数を従属変数とするメタ回帰モデルの推定結果は、表 10 の通りである。第 3 節と同様、 t 値を従属変数とするモデルの推定結果は省略した¹⁸⁾。同表の通り、アンバランスド・パネル回帰モデルの [6] 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 [4]) から 0.588(モデル [2]) 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 及び t 値を従属変数とする推定結果から、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、

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

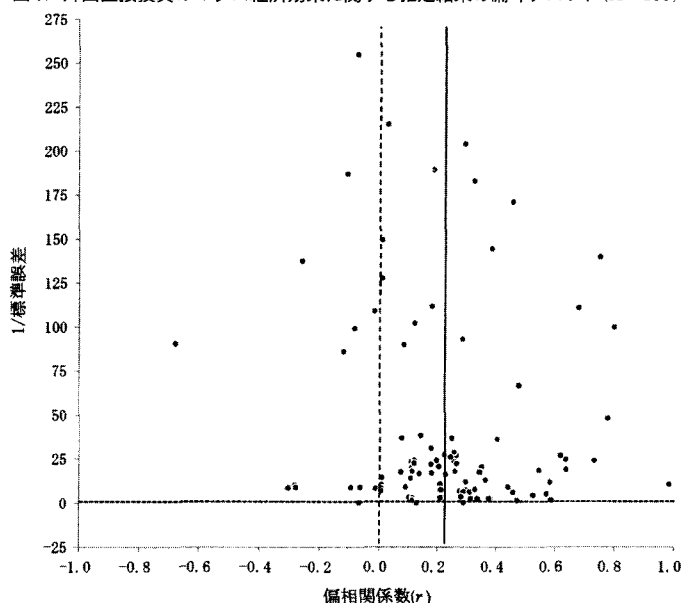
従属変数	偏相関係数					
	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	Multi-level mixed effects RML	Random- effects panel GLS
推定量 ¹⁾	[1]	[2]	[3]	[4] ²⁾	[5]	[6] ³⁾
メタ独立変数(デフォルト・カテゴリ)/モデル						
研究対象国構成(非中東欧諸国比率)						
中東欧 EU 加盟国比率	-0.009 (0.10)	-0.072 (0.10)	0.105 (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

注) 1. OLS: 最小二乗法, WLS: 加重最小二乗法(括弧内は推定に用いた分析的重み), RML: 制限付き最尤法, GLS: 一般最小二乗法.
2. 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.
3. Breusch-Pagan 検定: $\chi^2=0.00, p=1.000$; Hausman 検定: $\chi^2=4.08, p=0.990$
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 9 を参照.

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

図5. 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。

さないが、その統計的有意性には大きく影響する。即ち、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。

4.4 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。

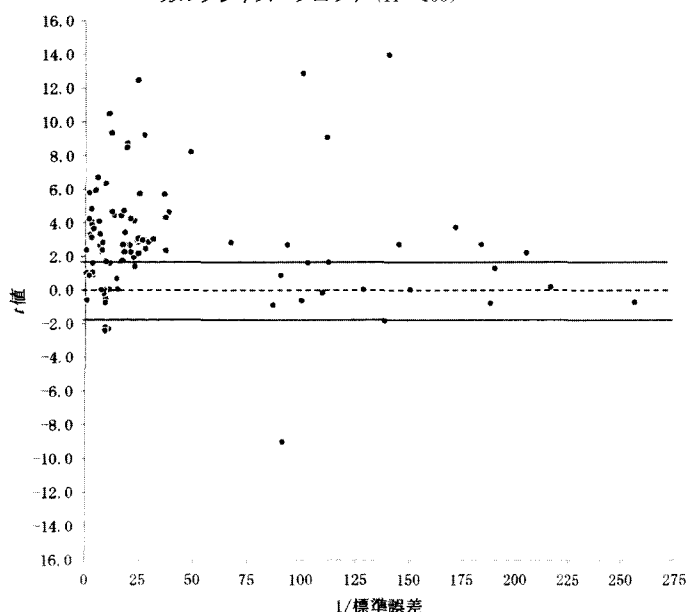
図5は、偏相関係数と標準誤差の逆数を用いた漏斗プロットである。地域や国の違いを問わず、FDI と経済成長の関係を実証的に考察した文献 108 点から抽出した 880 の推定結果を利用して Doucouliagos *et al.* (2010) が作画した漏斗プロット (Figure 1, p. 15) が、鮮やかな逆漏斗型の散布図を描いているのとは対照的に、同図では、ゼロを基準としても、また、最も精度が高い推定結果 10% の平均値 0.225 を、真の効果の近似値と仮定しても、抽出推定値が、統計理論の予想に従い、左右対称かつ三角形型に分布しているとは

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、仮に真の効果が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 ($z=-0.000, p=0.000$)、I 型バイアスの可能性は低いと考えられる。

次に、図6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 $|(\text{第 } k \text{ 推定結果} - \text{真の効果}) / SE_k|$ 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、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2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、(3)式及び(4)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

図 6. 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。

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、(5)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、(3)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、(5)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。

5. おわりに

本稿は、中東欧・旧ソ連諸国向け FDI の決定要因及びこれらの国々におけるマクロ経済成長への効果という 2 つの研究領域毎に、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。これら 2 つの研究領域に関する分析結果の要約と筆者らの評価は、以下の通りである。

文献調査やメタ分析の方法論を解説した第 2 節に

次ぐ第 3 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、その他の指標の 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、変量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、総投資が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 4 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、変量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

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: $t = \beta_0 SE + \beta_1(1/SE) + v$)

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.

2. Breusch-Pagan 検定: $\chi^2 = 23.63, p = 0.000$; Hausman 検定: $\chi^2 = 0.07, p = 0.786$ 3. Breusch-Pagan 検定: $\chi^2 = 29.99, p = 0.000$; Hausman 検定: $\chi^2 = 1.90, p = 0.168$

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.

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 効果の実証的評価が, 研究条件に強く依存する事実を明らかにしている (表 10). 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 (表 11). 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. より一層正確な推定値の獲得を目指して, 今後の研究の進展に期待したい.

(一橋大学経済研究所・関西大学商学部)

注

* 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), 久保庭真彰特任教授 (一橋大学) 及び Tom D. Stanley 教授 (ヘンドリックス大学) 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.

1) この期間の中東欧・旧ソ連諸国向け FDI 実績の詳細は, 徳永 (2012) 及び本稿の拡張版である岩崎・徳永 (2013) の第 2 節を参照のこと.

2) なお、岩崎・徳永(2013)では、これら2つの研究領域に加えて、外国所有効果と生産性波及効果から成るFDIミクロ経済効果に関する研究も、メタ分析の俎上に載せている。

3) 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), Ėgert 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Ėgert 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。

4) 研究水準評価方法の詳細は、岩崎・徳永(2013)の付録Aを参照。

5) 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、そ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。

6) 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。

7) (3)式及び(4)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(5)式は、変量効果モデルを最尤法で推定した結果を報告する。

8) メタ分析方法のより詳細な解説は、岩崎・徳永(2013)の第3節を参照のこと。

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

10) 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。

11) 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いことには注意を要する。

12) 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。

13) 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制御変数に用いている。その一例として、Ljungwall and Tingvall(2010)やHanousek *et al.*(2011)を参

照。

14) 興味ある読者は、岩崎・徳永(2013)の表5(b)を参照されたい。

15) 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。

16) 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。

17) 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。

18) その詳細は、岩崎・徳永(2013)の表10(b)を参照のこと。

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, pp. 205-231.
- 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・徳永昌弘(2013)『外国資本と体制転換：市場経済化20年史のメタ分析』(IER Discussion Paper Series No. A593) 一橋大学経済研究所.
- 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, pp. 135-197.
- 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」船野仁子・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, pp. 125-144.
- Aghion, P. and P. W. Howitt (1997) *Endogenous Growth Theory*, MIT Press: Cambridge, Mass.
- Alter, R. and F. Wehrle (1993) "Foreign Direct Investment in Central and Eastern Europe: An Assessment of the Current Situation," *Intereconomics*, Vol. 28, No. 3, pp. 126-131.
- Apergis, N., K. Lyroudi and A. Vamvakidis (2008) "The Relationship between Foreign Direct Investment and Economic Growth: Evidence from Transition Economies," *Transition Studies Review*, Vol. 15, No. 1, pp. 37-51.
- Bandelj, N. (2002) "Embedded Economies: Social Relations as Determinants of Foreign Direct Investment in Central and Eastern Europe," *Social Forces*, Vol. 81, No. 2, pp. 409-444.
- Bandelj, N. (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, N. (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, N. (2010) "How EU Integration and Legacies Mattered for Foreign Direct Investment into Central

- and Eastern Europe," *Europe-Asia Studies*, Vol. 62, No. 3, pp. 481-501.
- Barrell, R. and D. Holland (2000) "Foreign Direct Investment and Enterprise Restructuring in Central Europe," *Economics of Transition*, Vol. 8, No. 2, pp. 477-504.
- Bellak, C. and M. Leibrecht (2006) "Effective Tax Rates as a Determinant of Foreign Direct Investment in Central and East European Countries: A Panel Analysis," In: Tavares, A. T. and A. Teixeira (eds.), *Multinationals, Clusters and Innovation: Does Public Policy Matter?* Palgrave Macmillan: Basingstoke and New York, pp. 272-288.
- Bellak, C. and M. Leibrecht (2009) "Do Low Corporate Income Tax Rates Attract FDI? Evidence from Central- and East European Countries," *Applied Economics*, Vol. 41, No. 21, pp. 2691-2703.
- Bellak, C., M. Leibrecht and J. P. Damijan (2009) "Infrastructure Endowment and Corporate Income Taxes as Determinants of Foreign Direct Investment in Central and Eastern European Countries," *World Economy*, Vol. 32, No. 2, pp. 267-290.
- Bellak, C., M. Leibrecht and A. 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*, Vol. 19, No. 1, pp. 17-37.
- Bevan, A., S. Estrin and K. Meyer (2004) "Foreign Investment Location and Institutional Development in Transition Economies," *International Business Review*, Vol. 13, No. 1, pp. 43-64.
- Bijsterbosch, M. and M. Kolasa (2010) "FDI and Productivity Convergence in Central and Eastern Europe: An Industry-Level Investigation," *Review of World Economics*, Vol. 145, No. 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*, Vol. 45, No. 1, pp. 115-135.
- Botrić, V. and L. Škuflić (2006) "Main Determinants of Foreign Direct Investment in the Southeast European Countries," *Transition Studies Review*, Vol. 13, No. 2, pp. 359-377.
- Campos, N. F. and Y. Kinoshita (2002) "Foreign Direct Investment as Technology Transferred: Some Panel Evidence from the Transition Economies," *The Manchester School*, Vol. 70, No. 3, pp. 398-419.
- Carstensen, K. and F. Toubal (2004) "Foreign Direct Investment in Central and Eastern European Countries: A Dynamic Panel Analysis," *Journal of Comparative Economics*, Vol. 32, No. 1, pp. 3-22.
- Cass, F. (2007) "Attracting FDI to Transition Countries: The Use of Incentives and Promotion Agencies," *Transnational Corporations*, Vol. 16, No. 2, pp. 77-122.
- Cernat, L. and R. Vranceanu (2002) "Globalisation and Development: New Evidence from Central and Eastern Europe," *Comparative Economic Studies*, Vol. 44, No. 4, pp. 119-136.
- Chakrabarti, A. (2001) "The Determinants of Foreign Direct Investment: Sensitivity Analyses of Cross-Country Regressions," *Kyklos*, Vol. 54, No. 1, pp. 89-114.
- Claessens, S., D. Oks and R. Polastri (2000) "Capital Flows to Central and Eastern Europe and the Former Soviet Union," In: Edwards, S. (ed.), *Capital Flows and the Emerging Economies: Theory, Evidence, and Controversies*, University of Chicago Press: Chicago, pp. 299-340.
- Cohen, J. (1988) *Statistical Power Analysis in the Behavioral Sciences*, 2nd edition, Lawrence Erlbaum Associates: Hillsdale.
- Deichmann, J. I., A. Eshghi, D. M. Haughton, S. Sayek and N. C. Teebagy (2003) "Foreign Direct Investment in the Eurasian Transition States," *Eastern European Economics*, Vol. 41, No. 1, pp. 5-34.
- Demekas, D. G., B. Horváth, E. Ribakova and Y. Wu (2007) "Foreign Direct Investment in European Transition Economies: The Role of Policies," *Journal of Comparative Economics*, Vol. 35, No. 2, pp. 369-386.
- Djankov, S. and P. Murrell (2002) "Enterprise Restructuring in Transition: A Quantitative Survey," *Journal of Economic Literature*, Vol. 40, No. 3, pp. 739-792.
- Döhrn, R. (2000) "Foreign Direct Investment in Russia: An Engine of Structural Adjustment?" In: Welfens, P. J. J. and E. Gavrilencov (eds.), *Restructuring, Stabilizing and Modernizing the New Russia: Economic and Institutional Issues*, Springer: Berlin and New York, pp. 127-148.
- Doucoulagos, H., J. Haman and T. D. Stanley (2012) "Pay for Performance and Corporate Governance Reform," *Industrial Relations*, Vol. 51, No. 3, pp. 670-703.
- Doucoulagos, H., S. Iamsiraroj and M. A. 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.
- Easterly, W. (1993) "How Much Do Distortions Affect Growth?" *Journal of Monetary Economics*, Vol. 32, No. 2, pp. 187-212.
- EBRD (European Bank for Reconstruction and Development) (1998) *Transition Report 1998: Financial Sector in Transition*, EBRD: London.
- Edmiston, K., S. Mudd and N. Valev (2003) "Tax Structures and FDI: The Deterrent Effects of Complexity and Uncertainty," *Fiscal Studies*, Vol. 24, No. 3, pp. 341-359.
- Égert, B. and L. Halpern (2006) "Equilibrium Exchange Rates in Central and Eastern Europe: A

- Meta-Regression Analysis," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 30, No. 5, pp. 1359-1374.
- Eicher, T. S., L. Helfman and A. Lenkoski (2012) "Robust FDI Determinants: Bayesian Model Averaging in the Presence of Selection Bias," *Journal of Macroeconomics*, Vol. 34, No. 3, pp. 637-651.
- Eller, M., P. Haiss and K. 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*, Vol. 7, No. 4, pp. 300-319.
- Estrin, S., J. Hanousek, E. Kočenda and J. Svejnar (2009) "The Effects of Privatization and Ownership in Transition Economies," *Journal of Economic Literature*, Vol. 47, No. 3, pp. 699-728.
- Estrin, S., K. Hughes and S. Todd (1997) *Foreign Direct Investment in Central and Eastern Europe: Multinationals in Transition*, Royal Institute of International Affairs: London and Washington.
- Fabry, N. and S. Zeghni (2002) "Foreign Direct Investment in Russia: How the Investment Climate Matters," *Communist and Post-Communist Studies*, Vol. 35, No. 3, pp. 289-303.
- Fabry, N. and S. Zeghni (2006) "How Former Communist Countries of Europe May Attract Inward Foreign Direct Investment? A Matter of Institutions," *Communist and Post-Communist Studies*, Vol. 39, No. 2, pp. 201-219.
- Fidrmuc, J. and I. Korhonen (2006) "Meta-Analysis of the Business Cycle Correlation between the Euro Area and the CEECs," *Journal of Comparative Economics*, Vol. 34, No. 3, pp. 518-537.
- Fidrmuc, J. and R. Martin (2011) "FDI, Trade and Growth in CESEE Countries," *Focus on European Economic Integration*, (Q1/11), Oesterreichische Nationalbank: Vienna, pp. 70-89.
- Garibaldi, P., N. Mora, R. Sahay and J. Zettelmeyer (2001) "What Moves Capital to Transition Economies?" *IMF Staff Papers*, Vol. 48 (Special Issue), pp. 109-145.
- Grogan, L. and L. Moers (2001) "Growth Empirics with Institutional Measures for Transition Countries," *Economic Systems*, Vol. 25, No. 4, pp. 323-344.
- Grossman, G. M. and E. 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)
- Hanousek, J., E. Kočenda and M. Maurel (2011) "Direct and Indirect Effects of FDI in Emerging European Markets: A Survey and Meta-Analysis," *Economic Systems*, Vol. 35, No. 3, pp. 301-322.
- Hany, Cs. (1995) "Foreign Direct Investment in Central Eastern Europe: Some Lessons for Poland from Hungary," *Intereconomics*, Vol. 30, No. 1, pp. 36-43.
- Holland, D., M. Sass, V. Benacek and M. Gronicki (2000) "The Determinants and Impact of FDI in Central and Eastern Europe: A Comparison of Survey and Econometric Evidence," *Transnational Corporations*, Vol. 9, No. 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, I. (2007) "Enterprise Reform and Corporate Governance in Russia: A Quantitative Survey," *Journal of Economic Surveys*, Vol. 21, No. 5, pp. 849-902.
- Iwasaki, I. and K. Suganuma (2009) "EU Enlargement and Foreign Direct Investment into Transition Economies Revisited," *Transnational Corporations*, Vol. 18, No. 3, pp. 27-57.
- Jensen, N. (2002) "Economic Reform, State Capture, and International Investment in Transition Economies," *Journal of International Development*, Vol. 14, No. 7, pp. 973-977.
- Kornecki, L. and V. Raghavan (2011) "Inward FDI Stock and Growth in Central and Eastern Europe," *International Trade Journal*, Vol. 25, No. 5, pp. 539-557.
- Kosová, R. (2010) "Do Foreign Firms Crowd out Domestic Firms? Evidence from the Czech Republic," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 92, No. 4, pp. 861-881.
- Kukeli, A., C-M. Fan and L-S. Fan (2006) "FDI and Growth in Transition Economies: Does the Mode of Transition Make a Difference?" *RISEC: International Review of Economics and Business*, Vol. 53, No. 3, pp. 302-322.
- Kutan, A. M. and T. M. Yigit (2009) "European Integration, Productivity Growth and Real Convergence: Evidence from the New Member States," *Economic Systems*, Vol. 33, No. 2, pp. 127-137.
- Lankes, H-P. and A. J. Venables (1996) "Foreign Direct Investment in Economic Transition: The Changing Pattern of Investments," *Economics of Transition*, Vol. 4, No. 2, pp. 331-347.
- Lansbury, M., N. Pain and K. Smidkova (1996) "Foreign Direct Investment in Central Europe since 1990: An Econometric Study," *National Institute Economic Review*, Vol. 156, No. 1, pp. 104-114.
- Lefilleur, J. (2008) "Déterminants des investissements directs étrangers en Europe centrale et orientale Un bilan de la transition," *Revue d'études comparatives Est-Ouest*, Vol. 39, No. 2, pp. 201-238.
- Lefilleur, J. and M. Maurel (2010) "Inter- and Intra-Industry Linkages as a Determinant of FDI in Central and Eastern Europe," *Economic Systems*, Vol. 34, No. 3, pp. 309-330.
- Leibrecht, M. and J. Scharler (2009) "How Important is Employment Protection Legislation for Foreign Direct Investment Flows in Central and Eastern European Countries?" *Economics of Transition*, Vol.

- 17, No. 2, pp. 275-295.
- Ljungwall, C. and P. G. 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*, Vol. 8, No. 4, pp. 353-371.
- Lyrroudi, K., J. Papanastasiou and A. Vamvakidis (2004) "Foreign Direct Investment and Economic Growth in Transition Economies," *South-Eastern Europe Journal of Economics*, Vol. 2, No. 1, pp. 97-110.
- Mencinger, J. (2003) "Does Foreign Direct Investment Always Enhance Economic Growth?" *Kyklos*, Vol. 56, No. 4, pp. 491-508.
- Merlevede, B. and K. Schoors (2009) "Privatisation and Foreign Direct Investment in 10 Transition Countries," *Post-Communist Economies*, Vol. 21, No. 2, pp. 143-156.
- Meyer, K. E. (1995a) "Direct Foreign Investment in Eastern Europe: The Role of Labor Costs," *Comparative Economic Studies*, Vol. 37, No. 4, pp. 69-88.
- Meyer, K. E. (1995b) "Foreign Direct Investment in the Early Years of Economic Transition: A Survey," *Economics of Transition*, Vol. 3, No. 3, pp. 301-320.
- Mišun, J. and V. Tomšík (2002) "Does Foreign Direct Investment Crowd in or Crowd out Domestic Investment?" *Eastern European Economics*, Vol. 40, No. 2, pp. 38-56.
- Myant, M. and J. Drahokoupil (2012) "Transition Indicators of the European Bank for Reconstruction and Development: A Doubtful Guide to Economic Success," *Competition and Change*, Vol. 16, No. 1, pp. 69-75.
- Nath, H. K. (2009) "Trade, Foreign Direct Investment, and Growth: Evidence from Transition Economies," *Comparative Economic Studies*, Vol. 51, No. 1, pp. 20-50.
- Neuhaus, M. (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.
- Pelinescu, E. and M. Rădulescu (2009) "The Impact of Foreign Direct Investment on the Economic Growth and Countries' Export Potential," *Romanian Journal of Economic Forecasting*, Vol. 12, No. 4, pp. 153-169.
- Redek, T. and A. Sušjan (2005) "The Impact of Institutions on Economic Growth: The Case of Transition Economies," *Journal of Economic Issues*, Vol. 39, No. 4, pp. 995-1027.
- Sapienza, E. (2010) "FDI and Growth in Eastern Europe: A Sectoral Analysis," *Economia Internazionale*, Vol. 63, No. 4, pp. 451-475.
- Selowsky, M. and R. Martin (1997) "Policy Performance and Output Growth in the Transition Economies," *American Economic Review*, Vol. 87, No. 2, pp. 349-353.
- Sridharan, P., N. Vijayakumar and K. C. S. Rao (2009) "Causal Relationship between Foreign Direct Investment and Growth: Evidence from BRICS Countries," *International Business Research*, Vol. 2, No. 4, pp. 198-203.
- Stanley, T. D. (2005) "Beyond Publication Bias," *Journal of Economic Surveys*, Vol. 19, No. 3, pp. 309-345.
- Stanley, T. D. and H. Doucouliagos (2012) *Meta-Regression Analysis in Economics and Business*, Routledge: London and New York.
- Stern, N. (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, S. (ed.), *Lessons from the Economic Transition: Central and Eastern Europe in the 1990s*, Kluwer Academic: Dordrecht, Boston, pp. 35-58.
- Torrise, C. R., C. J. Delaunay, A. Kocia and M. Lubieniecka (2008) "FDI in Central Europe: Determinants and Policy Implications," *Journal of International Finance and Economics*, Vol. 8, No. 4, pp. 136-147.
- Tvaronavičienė, M. and V. Grybaitė (2007) "Impact of FDI on Lithuanian Economy: Insight into Development of Main Economic Activities," *Journal of Business Economics and Management*, Vol. 8, No. 4, pp. 285-290.
- UNECE (Economic Commission for Europe, United Nations) (2001) *Economic Survey of Europe 2001 No. 1*, United Nations: New York and Geneva.
- Varamini, H. and S. 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*, Vol. 16, No. 1, pp. 4-23.
- Velickovskia, I. and G. T. Pugh (2011) "Constraints on Exchange Rate Flexibility in Transition Economies: A Meta-Regression Analysis of Exchange Rate Pass-Through," *Applied Economics*, Vol. 43, No. 27, pp. 4111-4125.
- Wang, Z. Q. and N. J. Swain (1995) "The Determinants of Foreign Direct Investment in Transforming Economies: Empirical Evidence from Hungary and China," *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 131, No. 2, pp. 359-382.
- Weber, E. (2011) "Foreign and Domestic Growth Drivers in Eastern Europe," *Economic Systems*, Vol. 35, No. 4, pp. 512-522.
- Zinnes, C., Y. Eilat and J. Sachs (2001) "Benchmarking Competitiveness in Transition Economies," *Economics of Transition*, Vol. 9, No. 2, pp. 315-353.