

Discussion Paper Series A No.625

移行経済における中央銀行の独立性と  
インフレーション抑制効果  
――メタ分析――

上垣 彰  
(西南学院大学経済学部)  
岩崎一郎  
(一橋大学経済研究所)

2015年6月

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

# 移行経済における中央銀行の独立性と インフレーション抑制効果：メタ分析\*

上垣 彰<sup>†</sup>・岩崎一郎<sup>‡</sup>

## 【要旨】

本稿の目的は、中央銀行独立性のインフレーション抑制効果を実証的に検証した移行経済研究とその他先進・開発途上経済研究のメタ分析による比較を通じて、中東欧・旧ソ連諸国における中央銀行改革の成果を問うことにある。先行研究から抽出した合計 282 の推定結果を用いたメタ統合の結果から、筆者らは、移行経済研究及び比較対象研究のいずれも、研究分野全体として、中央銀行独立性のインフレーション抑制効果の検出に成功していることを確認した。更に、研究間の様々な異質性を考慮したメタ回帰分析の推定結果から、推定量、物価変数タイプ、自由度、並びに研究水準は、移行経済に関する実証結果を大きく左右する要因であることも判明した。また、移行経済研究と比較対象研究の抽出推定結果をプールしたメタ回帰分析は、自由度と研究水準を制御した上では、効果サイズと統計的有意性の双方について、両研究間に統計的に有意な差は存在しないことを示した。この意味で、中東欧・旧ソ連諸国の中央銀行改革は、その他の国々に比肩する程の実質を伴うものであったとの示唆が得られた。

JEL classification numbers: E31, E58, G18, P24, P34

Keywords: central bank independence, inflation, transition economies, Central and Eastern Europe, former Soviet Union, meta-analysis, publication selection bias

---

\* 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)及び同基盤研究(A)「ユーラシア地域大国(ロシア, 中国, インド)の発展モデルの比較」(課題番号:15H01849)の研究成果である。文献調査と収集に際しては、一橋大学経済研究所の吉田恵理子研究支援推進員及び同資料室から多大な助力を得た。記して謝意を表す。

<sup>†</sup> 西南学院大学経済学部教授 〒814-8511 福岡市早良区西新 6-2-92 E-mail: uegaki@seinan-gu.ac.jp

<sup>‡</sup> 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

## 1. はじめに

一般に、人々は、存在するものの問題点は、容易に気付くことができるが、存在していないものの重要性は、なかなか認識できないものである。1989年のベルリンの壁崩壊を契機に本格化した旧社会主義諸国の市場経済に向けた体制転換過程の端緒段階において、不足経済の根源であった中央集権的資源配分の撤廃に伴う価格や経済活動の自由化及び非効率極まりないと評されてきた国有企業の私有化が、政策当局や研究者による熱い論議の対象となったのとは対照的に、計画経済体制の下で、殆どといってよいほど存在感の無かった銀行部門の改革が、さほど彼らの注意を惹かなかつたのは、蓋し当然のことであつた<sup>1)</sup>。

しかし、ほどなくして、中東欧・旧ソ連諸国の構造改革に係つた人々は、中央銀行改革や「二層制銀行システム」(two-tire banking system)の構築が、経済自由化や企業私有化に勝るとも劣らないほど重要で、なおかつ、非常に達成困難な政策課題であることを思い知るようになる。現代資本主義諸国において、「通貨の番人」たる中央銀行の役割は、社会主義諸国のそれとは比べ物にならないほど枢要であり、また、家計部門から産業界に資金を融通する商業銀行集団は、市場経済のダイナミックな発展にとって無くてはならない存在であるにも係らず、中東欧・旧ソ連諸国は、ほぼ無の状態から、先進諸国並みの体制を整えなければならなかつたのである。欧州復興開発銀行(EBRD)の評価によれば、体制転換が開始されて四半世紀以上の年月が経過した2014年の段階においても、表1の通り、これらの国々の銀行部門のいずれもが、先進工業諸国の標準を満たす水準に到達していないばかりか、依然として多くの国々が、中位又は低位の発展段階に止まっている事実は、市場経済に適応した銀行システムの構築が、極めて難渋な政策分野であることの証左である。

このように苦闘に満ちた移行経済諸国の銀行改革は、次第に多くの研究者の目を引き付け、この結果、過去25年間を通じて多数の研究結果が生み出されたが、その少なからぬ部分は、いわゆる「中央銀行の独立性問題」に注がれた。何故なら、計画経済から市場経済への移行とは、社会主義時代には表裏一体であつた政治と経済の徹底した分離を意味し、この観点から、中央銀行の政府からの独立は、市場経済化の進捗度を把握する絶好の試金石となつたからである。このため、多くの研究者が、中東欧・旧ソ連各国中央銀行の独立性を、様々な方法で測定しようと試みると共に、その一部は、これらの国々の中央銀行改革が内実を伴うものであるのか否かを試験すべく、Kydland and Prescott (1977)やBarro and Gordon (1983)の問題提起に呼応する形で、中央銀行独立性とインフレーションの相関関係に関する実証的な検証を試みた。Loungani and Sheets (1997)は、その草分け的な研究業績であるが、その後もPetrevski et al. (2012)に至るまで、着々と実証結果が発表されている。

---

<sup>1)</sup> 実際、体制転換を実現するための主要改革目標として、米国政府や国際金融機関が、中東欧・旧ソ連諸国に対して、その履行を強く求めたいわゆる「ワシントン・コンセンサス」は、金利自由化をその一項目に掲げるに止まり、銀行改革には殆ど全く言及が無かつた(Iwasaki and Suzuki, 2015)。

しかしながら、第1に、後に詳しく述べる通り、中央銀行独立性のインフレーション抑制効果を分析したこれら一連の移行経済研究が報告する実証結果は、恐らくは、研究対象国や実証手法を含む様々な研究条件の違いに影響されて、当該研究領域全体として、決して一定の結論に達していない。また、第2に、同分野の代表的研究業績である Cukierman et al. (2002)は、中東欧・旧ソ連各国中央銀行の法制度面から見た独立性に関する自らの測定結果を評して、「平均的にいって、移行経済諸国に新たに作られた中央銀行の法的独立性に関する総合的指標は、1980年代の先進諸国の中央銀行の独立性のそれよりも遥かに高い」(p. 243)との指摘を行ったが、その後に発表された研究は、彼らの問題提起に明確な回答を提示してはいない。

そこで、本稿は、移行経済諸国の中央銀行独立性に係る上記2つの重要問題に対して、移行経済研究と、先進諸国や開発途上諸国を研究対象とした比較対象研究のメタ分析による相互比較を通じて、一定の結論を提示する。この研究分野には、Klomp and de Haan (2010)という先行メタ研究があり、その分析対象には、数点の移行経済研究が含まれているが、上述の問題点に対して直接的な回答をもたらすものではない。また、同論文は、その発表時期から当然のことながら、2010年代に発表された数多くの移行経済研究を射程に入れていない。本稿は、移行経済研究に焦点を当てた世界初のメタ研究であると同時に、その他世界の国々を対象とした比較研究を行っているという点でも、他に類を見ないものである。

移行経済研究及び比較対象研究から抽出した合計 282 の推定結果を用いたメタ統合の結果から、筆者らは、移行経済研究及び比較対象研究のいずれも、研究分野全体として、中央銀行独立性のインフレーション抑制効果の検出に成功していることを確認した。更に、研究間の様々な異質性を考慮したメタ回帰分析の推定結果から、推定量、物価変数タイプ、自由度、並びに研究水準は、移行経済に関する実証結果を大きく左右する要因であることも判明した。また、移行経済研究と比較対象研究の抽出推定結果をプールしたメタ回帰分析は、自由度と研究水準を制御した上では、効果サイズと統計的有意性の双方について、両研究間に統計的に有意な差は存在しないことを示した。この意味で、中東欧・旧ソ連諸国の中央銀行改革は、その他先進・開発途上諸国のそれに比肩する程度の実質を伴うものであったとの示唆が得られた。但し、移行経済研究は、抽出推定結果の中に正真正銘の実証的証拠が含まれている反面、比較対象に取り上げた先進・開発途上経済研究は、公表バイアスの疑いが極めて濃厚であり、この問題故に、比較対象研究は、真の効果サイズを検出するには至っていない。問題解決の最終決着を目指して、今後の更なる研究蓄積が望まれる。

本稿の構成は、次の通りである。次節では、中東欧・旧ソ連諸国における中央銀行改革の全体像を把握する。第3節では、中央銀行独立性のインフレーション抑制効果に関する理論的考察を踏まえて、中東欧・旧ソ連諸国を分析対象とした実証研究をレビューする。第4節では、メタ分析対象文献の調査手続き、抽出推定結果の概要及びメタ分析の方法論

を解説し、続く第5節で、移行経済研究と先進・開発途上国研究のメタ分析による比較を行う。そして、最終第6節で、分析結果の要約と筆者らの結論を述べる。

## 2. 中東欧・旧ソ連諸国の中央銀行改革

本節では、中東欧・旧ソ連諸国における中央銀行改革の意義及びこれまでの経緯と成果を検討する。以下では、まず2.1項で、これらの国々に課せられた中央銀行改革の基本内容と、その文脈の下での中央銀行独立性強化の意義を論じる。続く2.2項では、ハンガリー、ロシア及びエストニア3か国の事例研究を通じて、体制転換期における中央銀行改革の実際を見る。そして2.3項では、これら3か国の改革経験を参照基準として、中東欧・旧ソ連地域における中央銀行改革の全体的構図を描く。

### 2.1 旧社会主義諸国における中央銀行改革と中央銀行の独立性

社会主義計画経済体制下の銀行制度の基本構造は、一層制モデル(「モノバンク・システム」とも呼ばれた)として特徴付けられる。例えば、ソ連では、独占的な国立銀行である「 Gosbank」が、中央銀行業務と商業銀行業務を同時に行っていた。Gosbankは、発券銀行であるとともに、国営企業に短期の運転資金を提供していた。また、企業間取引のあらゆる決済は、Gosbankの口座を通じて行われ、企業同士が直接支払いを行うことや、企業間で資金を融資しあうことは禁止されていた。この短期資金の提供と企業間決済の仲立ちを通じて、Gosbankは、企業の活動を統制していたのである(Gregory and Stuart, 1986)。

しかし、以上に述べたGosbankの独占的地位は、同行のソ連経済における主導的な立場を保証するものではない。むしろソ連では、貨幣は受身の役割しか果たさず、従って、中央銀行であるGosbankも、実際の経済活動に影響を及ぼすような貨幣政策を実施する術を持たなかった点が重要である(Gregory and Stuart, 1986)。実際、Gosbankは、公開市場操作や商業手形割引といった伝統的な中央銀行業務を一切遂行しなかったのである(Gregory and Stuart, 1986; Lavigne, 1999)<sup>2</sup>。

従って、銀行システムという視点から見た、社会主義計画経済から資本主義市場経済への移行は、まずは、このような一層制を解体して、二層制を作り出すこと、すなわち、中央銀行を第一層、複数の商業銀行を第二層とするシステムを作り出すことを意味する。二層制銀行システムの構築は、形式上あるいは制度上は、移行のごく初期、場合によっては、社会主義政権の崩壊以前から既に着手されている場合が多い。実際、Kokorev and Remizov (1996)によれば、ソ連の銀行制度が、一層制から二層制へと移行したのは、商業銀行が登

---

<sup>2</sup> 社会主義経済システム下では、対外経済活動は、貿易と国際金融の両側面で、国家機関の完全な統制に置かれていた。このため、Gosbankは、為替市場に介入したり、外貨準備を増減させたり、利子を操作して資本の流出入を誘導したりする必要はなかったのである。

場し、これに対応する法定準備制度が整えられた1989年4月のことである<sup>3)</sup>。一方、中東欧諸国の銀行改革に関する Barisitz (2008)の研究によれば、ハンガリー、ポーランド及び(分裂前の)チェコスロヴァキアにおいて、二層制銀行システムが成立するのは、それぞれ1987年、1989年、1990年である<sup>4)</sup>。これら3か国の中でも、ハンガリーの銀行改革は、実に先進的であった。事実、ハンガリー社会主義労働者党は、1984年12月に、早くも「中央銀行業務と商業銀行業務は、ハンガリー国立銀行の中で分離されるべきであり、二層銀行制の成立を準備すべきである」と宣言しており(MPD of NBH, 2000)、その公言通り、2年後の1987年1月1日には、二層制が成立したのである(Varhegyi, 1994)。ここでの「二層制の成立」とは、中央銀行から法的にも組織的にも独立した専門銀行が設立されることを指し、必ずしも民営化された商業銀行が成立されることを意味するものではなかった。ただし、二層制が成立すると、それと相前後して、ハンガリー及びポーランドでは1989年に、チェコスロヴァキアでは1990年に、それぞれ民間銀行(private bank)の設立が法令上認可されている(Barisitz, 2008)。また、ブルガリアやルーマニアでも、二層制銀行システムが、それぞれ1987~1989年及び1990年に成立し<sup>5)</sup>、同措置と同時に、あるいは、その後直ちに民間銀行の設立も認められている(Barisitz, 2008)。

二層制銀行システムが構築されるにつれて、貨幣は、一層制時代の受身の役割を脱皮して、経済社会で積極的に機能するようになる。即ち、一旦発券されて中央銀行の手を離れた貨幣は、利潤最大化や効用最大化を目的とする企業、商業銀行、家計及び政府の間を自由に流通するようになり、この帰結として、それらの間に複雑な債権・債務関係を生み出す。すると、今度は逆に、貨幣の量やその偏在及び利子の水準とその変動が、これら経済的アクターの行動を制約するようになるのである。

こうした二層制銀行システムの下での中央銀行の新しい役割は、上記経済的アクターの活動に直接関与することではなく、利子率や流通貨幣量及び場合によっては為替相場を操作して、彼らの行動に間接的な影響を及ぼすことである。ただし、間接的といっても、その影響力が弱いわけではない。商品市場、貨幣市場及び資本市場が十全に機能している社会では、利子率、流通貨幣量及び為替相場のわずかな変動も、国民経済全体に甚大な影響を及ぼす可能性があるからである。

社会主義時代、他の経済単位の活動に従属していた中東欧・旧ソ連諸国の中央銀行は、このようにして、市場経済化の過程で、間接的だが強い影響力を得て、いわば「独立性」を獲得していった。つまり、間接的な経済政策上の用具を得て、仮に政府や実業界の意向

---

<sup>3)</sup> なお、Balino et al. (1997)は、ロシア(ソ連)で、最初に二層制銀行システムが導入されたのは、商業銀行の設立が法令上許された1988年だとしている。

<sup>4)</sup> Gondat-Larralde and Lepetit (2001)も同様の判断をしている。Murphy and Sabov (1991)や Varhegyi (1994)も合わせて参照のこと。

<sup>5)</sup> Meyendorff and Thakor (2002)は、ルーマニアにおける二層制の成立は、1991年であったと述べている。

とは必ずしも沿わない場合でも、それを行使するという意味での、政策意思決定上の独立性が中央銀行に付与されたのである。実際、前述の通り、計画経済体制下の中央銀行は、他の政治的諸組織及び経済的諸単位に従属する受け身の役割しか果たしていなかったのだから、中央銀行改革という視点から、市場経済への体制転換の進捗度を測定する上で、本稿の研究テーマである中央銀行の独立性は、極めて重要な指標であるといえよう。

ここで重要なことは、欧州連合(EU)の諸協定に、欧州中央銀行(ECB)及び傘下の各国中央銀行の独立性に関する規定が盛り込まれていることである。「EU の機能発揮に関する」条約(Treaty on the Functioning of the European Union [consolidated version 2008])は、その 130 条において、次の様に規定している。

ECB も、各国の中央銀行も、更に、それら政策執行機関のどのメンバーも、EU の諸規定と欧州中央銀行システム(ESCB)及び ECB の定款によって、彼等に与えられた権力を行使し、課題と義務を実行するに当たって、EU の諸機関組織・部局からも、どの加盟国の政府からも、また、その他のいかなる組織からも、命令を求めてはならないし、また受けてはならない<sup>6)</sup>。

このことは、EU に加盟しようとする中東欧諸国政府も、中央銀行の独立性強化を、政策上の重要課題として、強く意識せざるを得ないことを意味した<sup>7)</sup>。また、ユーロの導入に当たっては、周知の通り、財政収支に関するマーストリヒト基準をクリアせねばならないが、このことも、中央銀行の独立性と深く関係した。何故なら、これらの国々で財政赤字が増大した大きな原因は、中央銀行が政府の要求に応じて、直接・間接に財政赤字をファイナンスしたことにあるからである。ユーロを導入しようとする加盟国の中央銀行は、政府から十分に独立している必要がある。更に、IMF や世界銀行から融資を受けようとする中東欧諸国は、これら国際金融機関が突きつけるいわゆる「コンディショナリティー」を受け入れる必要があるが、その重要な要素の一つは、通貨価値の安定と維持であり、そのために、中央銀行は、政府や産業界の意向に反して、金融引き締め策を講じねばならない場合が生じる。ここでも、中央銀行の独立性が大きく問われることになる。この通り、政府やその他経済的アクターから政策的に独立した中央銀行の実現は、二層制銀行システムの確立に不可欠な要素であるというばかりではなく、国家の経済政策の全体的方向性を規定する上でも、極めて重要な問題なのである<sup>8)</sup>。かかる状況に直面した中東欧・旧ソ連各国は、中央銀行の独立性を如何にして確保・強化しようとしたのであろうか？ 次

<sup>6</sup> Foundation for EU Democracy (2008)の版を利用。なお、この条文が規定しているのは、欧州中央銀行と各国中央銀行が、共に「独立性」を確保せねばならないということだが、これを、藤井(2002)は、「二重の独立性」と呼んでいる。的確な表現といえよう。

<sup>7</sup> EU における中央銀行の独立性に関する厳密な法律学的考察は、Smaghi (2008)を参照のこと。

<sup>8</sup> どのような具体像が、中央銀行独立性の理想形であるのかという点に関して、ドイツ連邦銀行が、その「雛形」としての役割を果たした意義は大きかった(松澤, 2006)。

項では、ハンガリー、ロシア及びエストニア 3 か国の事例研究を通じて、その実情を探る。

## 2.2 中央銀行改革の実際：ハンガリー、ロシア及びエストニアの事例

まずは、金融制度全般に関して、先進的な改革を行ってきたハンガリーのケースに目を向けよう。先述の通り、同国では、1987年の二層制銀行システムの成立及び1991年の「中央銀行に関する」法(以下、ハンガリー中央銀行法)の発布を起点として、中央銀行改革は順調に進展した。周知の通り、1990年代前半のハンガリー経済は、国際収支赤字、財政収支赤字及び銀行不良債権という3つの不均衡が蓄積していたが、その間にも、同国の中央銀行改革は、「発券銀行」、「銀行の銀行」、「政府の銀行」という3つの機能が、まずは法令上の裏付けを得たあと、徐々にそれが実質化していく過程として進行した。即ち、(1)通貨発行量の調整を中央銀行の専権業務とすること、(2)中央銀行の「最後の貸し手」(lender of last resort)としての機能を確立すること、(3)支払準備制度を整えること、(4)国庫統一口座及びその他の財務省の国家口座の運営を、中央銀行が行うこと等、中央銀行改革に不可欠な一連の措置が、1990年代中盤までに達成されたのである(MPD of NBH, 2000; Blejer and Sagari, 1992; Barisitz, 2008; Meagher, 2003)<sup>9)</sup>。

以上の過程において、中央銀行の独立性強化も、無論重要な政策課題であった。しかし、この課題は、ハンガリーという改革先進国でも簡単に実現したわけではない。実際、1991年に、ハンガリー中央銀行法が発布された段階では、中央銀行が、財政赤字を直接補填することは完全には否定されたわけではなく、その意味で、中央銀行の独立性は不完全だった。財政赤字の直接的ファイナンスが原則禁止され、中央銀行の独立性が大きく強化されることになったのは、1990年代前半期に累積した財政・国際収支危機に対処するためいわゆる「ボクロシュ・パッケージ」<sup>10)</sup>が1995年3月に導入された後の、1996年になってのことであった。また更に、EU基準に準拠した中央銀行定款が制定されたのは、実に2001年のことだった<sup>11)</sup>。この過程で、中央銀行改革を強く後押ししたのは、EU加盟条件を受け入れることで加盟交渉を促進し、更に、国内産業界の金融緩和要求を拒否してでもIMFの意向に沿うことによって、スタンドバイ・クレジット等のIMF資金を導入しようとする政府与党の思惑であった。興味深いのは、ハンガリーのEU加盟が既定路線に定まると、そのような政治力学は後景に退けられ、政府が中央銀行の政策に介入しようとする志向が

<sup>9)</sup> 国有大銀行の民営化、旧国有銀行の不良債権問題・旧国有企業の債務問題の解決、経営不良銀行への資本注入、銀行監督制度の整備等、銀行システム全般の改革は、1990年代前半期に決着をみたわけではなく、1990年代後半期もシステム改善の努力は続けられた(Szapary, 2002)。

<sup>10)</sup> 「ボクロシュ・パッケージ」とは、ホルン政権時のボクロシュ・ラヨシュ蔵相によって1995年3月に導入された厳しい安定化プログラムであり、財政支出削減、通貨フォロントの切り下げ、クローリング・ペッグの導入及び厳密な所得政策を、その柱とした(Meagher, 2003)。

<sup>11)</sup> なお、中央銀行の政府からの独立性に関する重要な論点として、「中央銀行はそもそも誰に対して責任を持つのか」という問題がある。これについて、ハンガリーでは、中央銀行法第2章第19項において、「議会に対して責任を持つ」と明記された(MPD of NBH, 2000)。

強まったことである。実際、2004年12月の法令により、首相による中央銀行の政策決定評議会への委員指名権が著しく強化されたのは、この動きを象徴する出来事であった(Meagher, 2003; Civelekoğlu, 2012; 松澤, 2006)。

以上の通り、ハンガリーでは、EUの意向を受けて、中央銀行の独立性を確実にするシステムが整備されていったが、その途中で若干の逆転をみた。それは、同国では、EU加盟は、どのような政治勢力にとっても否定することのできない国家の最優先事項であったのに対して、ユーロ導入は、それほど政策目標にはなり得なかったという事情が作用している。

ハンガリーの経験は、EU加盟もユーロ導入も政策的課題にはならないロシアのような国では、中央銀行の独立性をめぐる状況が大きく異なることを示唆する。ここで留意すべきは、ロシア連邦の中央銀行(ロシア銀行)のあり方を規定した法的根拠は、1990年代前半期においては、ソ連崩壊以前のロシア・ソヴィエト連邦社会主義共和国法<sup>12)</sup>であり、それが、1995年4月に施行された「ロシア連邦中央銀行(ロシア銀行)に関する」連邦法(以下、1995年ロシア中央銀行法)に取って代わられるまで有効だったことである(白鳥, 1996)。確かに、1993年末に制定されたロシア憲法は、その75条で、中央銀行の目的(ルーブルの安定性の保護・確保)を規定し、「他の国家権力機関とは独立に」同行の政策目的を遂行すると謳うことで、その独立性に言及していた。しかし、憲法上の「独立性」が、当時、果たして実質的な意義を持っていたかどうかは、甚だ疑問である。というのも、1995年ロシア中央銀行法が発効するまで、連邦政府、地方政府及びその他政府機関に対する中央銀行による直接的な信用供与が、實際上許されていたからである。同法によって初めて、ロシア銀行の独立性が明確に規定され(第5条)、また、赤字補填のための信用供与と国家有価証券の中央銀行による発行時購入が禁じられたのである(第22条)。なお、上記2.1項で言及した「二層制の下での中央銀行の新しい役割」、すなわち、経済的アクターに間接的影響を及ぼす役割に関して付言すれば、1992~1995年の時期に、ロシア銀行は、市場経済に即応した間接的金融政策ツール、即ち、銀行間通貨市場の利子率とリファイナンス率との連動化、信用オークション制の導入、準備率規制等を、徐々に獲得していったことは確かである。しかし、それらは、旧ソ連構成諸国のルーブル圏の残存(1993年7月まで)<sup>13)</sup>、税徴収システムの不備による中央・地方政府の資金不足、急増した企業・銀行に対処できない支払いシステムの不備、ルーブル安を維持するための為替市場介入と外貨準備の累積等を原因として、その効果は限定的だった(Balino et al., 1997)。

---

<sup>12)</sup> 1990年12月2日付「ロシア連邦中央銀行(ロシア銀行)に関する」連邦法。

<sup>13)</sup> ソ連解体後、新しく独立したロシア以外の旧ソ連構成諸国でも、ルーブルは流通し続けた。ルーブルを発行する権利は、ロシア銀行しか持たなかったが、その他各国の中央銀行も、ルーブル建て信用を提供し続けた。また、一部の国では、ルーブルと並行して流通する「クーポン」も発行された(Dabrowski, 1995)。

1995年のロシア銀行による財政赤字の直接的補填の禁止は、短期ルーブル建て国債による財政赤字補填や、「コリドール」と呼ばれるターゲットゾーン為替システムの導入等の他の一連の方策と共に、IMF及びロシア政府の外国人アドバイザーが、強く懲慥したものである(上垣彰, 2005)。ロシアでは、EU加盟やユーロ導入は政策課題とはなり得なかった。しかし、1990年代の苦境期において、経済危機からの脱却の大きな助けとなり得るIMFや外国人専門家の意向を無視することは困難であり、その意味では、ハンガリーと同様に、ロシアにおいても、外国からの圧力が、中央銀行の独立性問題の進展に一定の影響を及ぼしたのである。しかし、その後、同国では、1998年金融危機を契機としたルーブル相場下落による輸入代替の進行、国際エネルギー価格急騰による経常収支の大幅黒字化及び財政赤字の解消、並びに、対外債務の早期返済という一連の事態が進行して、国内外の重大な経済問題が一気に軽減・解消したため、2000年代には、外国政府や国際金融機関の意向に沿う必要のない政策環境が出来上がっていった。

2002年、ロシアの中央銀行法は、大幅改定されて新しい法律として発布された(以下、2002年ロシア中央銀行法)。同法が準備されていた1990年代末、IMF側の意向は、依然大きな影響力を有し、それが、法改正に関する政府及び議会の議論を強く方向付けた。当時のIMF側の要求は、中央銀行の運営の透明化、特に、ロシア銀行とFIMACO社(Financial Management Company)<sup>14)</sup>のようなロシアの在外銀行(*Roszagranbanki*)との特殊な関係の解消にあった。しかし、他方で、ロシア政府や議会の内部にも、法改正に関する種々の対立的な議論が存在し、従って、IMFの意向のみが、そのまま新法に反映されたわけではない(白鳥, 2002)。事実、2002年ロシア中央銀行法の注目すべき特徴は、中央銀行の金融政策を決定する「理事会」(*Sovet direktorov*)と共に(第16~18条)、「国家金融会議」(*Natsional'nyi finansovyi sovet*)が併設され、12名を定員とする後者の構成員として、中央銀行総裁に加えて、上院、下院、大統領及び連邦政府によって各々任命される2名、3名、3名、3名の代表計11名が、外部委員として参画する点にある(第12条)。この国家金融会議は、通貨・信用政策の基本的方向性を審議するほか、中央銀行の組織上の問題をも検討する権限が付与されている(第13条)<sup>15)</sup>。2002年ロシア中央銀行法が定めるこのような二重構造の意思決定システムが、大統領や連邦政府からのロシア銀行の独立性を求めるIMFの望む形でないことは、容易に想像できよう。国家金融会議の存在は、2002年ロシア中央銀行法が、それ以前の不透明な銀行運営を是正する側面を持ちながら、しかし同時に、中央銀行の独立性を制限する方向性を持ったものであることを示している。中央銀行を一定の支配下に置

<sup>14)</sup> 1990年に、イギリス海峡に位置し、有名なタックス・ヘイブンの一つであるジャージー島に設立され、ロシア中央銀行の資産運用に当たっていたと言われている(New York Times, 30 Jul. 1999)。

<sup>15)</sup> 1995年中央銀行法にも、同様の会議(国家銀行会議：*Natsional'nyi bankovskii sovet*)の設置がうたわれていたが(第20~21条)、その権限範囲は、2002年法が国家金融会議に付与するそれよりも狭いものであった。

こうとするプーチン政権の意図は、ソ連時代にゴスバンク総裁を務めた経歴を持ち、2002年中央銀行法の成立直前にもロシア銀行総裁であった同国の代表的銀行家であるヴィクトル・ゲラシチェンコが、中央銀行の独立性を確保する観点から、国家金融会議の設置に強く反対して政府と対立し、この結果、辞任にまで追い込まれてしまった出来事にも暗示されている(白鳥, 2002; Johnson, 2004; Moscow Times, 2002)<sup>16)</sup>。以上の通り、ロシアでは、中央銀行改革全般と中央銀行の独立性の強化とが、国際的圧力の下に、手を携えて進行するという直線的関係は見いだせなかったのである。

そのロシアとは対照的に、最終的にはユーロの導入にまで突き進んだエストニアの中央銀行改革はすぐれて急進的であり、また、中央銀行改革全般と中央銀行の独立性強化の同時進行傾向及びその背後にある外国機関の影響が明白だった。エストニアでは、旧ソ連から独立後、新たな国民通貨を発行することから、中央銀行改革を始めねばならなかった。新規発行されたエストニア・クローンは、1992年6月にドイツ・マルクにペッグされ、その上で「カレンシー・ボード制」が導入された(de Haan et al., 2001)。エストニアの改革は、当初から先進ヨーロッパへの制度的接近の傾向が強かったのである(Barisitz, 2008; Äimä, 1998)。エストニアの「カレンシー・ボード制」<sup>17)</sup>は、発行紙幣のみならず、商業銀行の中央銀行預金の部分まで、外貨準備で保証される必要のある大変厳密なものであり、財政赤字を補填する目的で、政府が中央銀行から融資を受ける可能性を、最初から遮断していた(Äimä, 1998)。もちろん、カレンシー・ボード制は、当該中央銀行の自主的な金融政策を放棄して、それを外国通貨の動向に委ねるという意味において、中央銀行の独立性を強化する措置と呼べるか否かは、議論の余地を残す問題ではある<sup>18)</sup>。しかし、少なくとも、カレンシー・ボード制の導入によって、エストニア中央銀行の「政府からの独立性」が、強固に確立したことは確かなことであった。

エストニアでは、1993年5月に中央銀行法が採択されたが、その第3条で、中央銀行の政府からの独立性が明確に規定された。同法には、中央銀行は、政府の経済政策を支援せねばならないとの記載があり、それは、中央銀行の独立性を掘り崩しかねない規定のよう

---

<sup>16)</sup> ゲラシチェンコは、1992～1994年と1998～2002年の時期に、ロシア中央銀行総裁を務めたが、この間、同氏が、常に、IMFの意向を実現するような政策を行ったわけではない。ここにロシアの状況の複雑性が表れている。実際、1993～1994年のエリツィン大統領、チェルノムイルジン首相、議会及びゲラシチェンコ総裁の関係を見ると、ゲラシチェンコ総裁が、チェルノムイルジン首相と共に、ガイダル第一副首相やフォードロフ財務大臣を筆頭とする政府内の親西欧改革派に対抗する動きを取っていたことが分かる(Åslund, 1995; Johnson, 1994)。即ち、ここでは、中央銀行の独立性は、親西欧改革派の影響力の中央銀行への浸透を抑える機能を果たしていたのである。

<sup>17)</sup> リトアニアの「カレンシー・ボード制」も同様のものであった。

<sup>18)</sup> de Haan et al. (2001)は、カレンシー・ボード制と変動相場制下の独立した中央銀行とを、移行経済諸国でインフレーションを抑制する2つのオルタナティブな手段として描いている。

に見えるが、同時に、そこには、中央銀行と政府との間で生じうる対立とその解決法が明記されており、中央銀行の独立性を保証する根拠は明確だった(Äimä, 1998)<sup>19</sup>。その後、2002年にユーロが発行されると、クローンは、マルクに代わってユーロにペッグされるようになり、結局、2011年1月、エストニアは、17番目のユーロ導入国となった。この間、中央銀行による銀行監督制、銀行間決済システムの整備、中央銀行と財務省との関係の明確化などは、全てEU標準に寄り添った形で進められたのは、強調に値する事実である<sup>20</sup>。

以上、中央銀行改革を、中央銀行の独立性確保と強化という側面から捉えた場合に、典型的な型を示している3か国の事例を見てきた。上述の通り、ハンガリーでは、中央銀行改革は、中央銀行の独立性強化の方策と連動して進んだが、その背後には、EU加盟という国家目標があった。しかし、EU加盟が確実にになると、中央銀行の独立性を、若干だが掘り崩すような動きが見られたことは興味深い。他方、ロシアでは、中央銀行制度の法的整備が遅れ、それと同時に、財政赤字を中央銀行の通貨発行でファイナンスするような政策が実施された。その後、IMF及びロシア政府の外国人アドバイザーからの強い政策勧告の結果、政府と中央銀行との関係を切断するような改革が行われ、その方向に沿った法整備も進められたが、1998年金融危機以後に生じた経済情勢の大きな変化は、ロシア政府をして、外国からの圧力をさほど考慮することなく、独自の政策を追求せしめることを可能にした。その結果、同国では、中央銀行改革全般と中央銀行の独立性の強化とが、手を携えて進行するという直線的関係は看取されなかった。一方、エストニアの中央銀行改革は、最初からEUとの制度上の摺り合わせが政策的に強く意識され、それを反映して、中央銀行独立性の強化も鋭意進み、結果的には、2011年のユーロ導入にまで至った。

このような経緯と成果が大いに異なる3か国の中央銀行改革を、それぞれ「ハンガリー型」、「ロシア型」及び「エストニア型」と呼ぶこととし、次項では、他の中東欧・旧ソ連各国が、これら3つのタイプのいずれにより近いのかを、中央銀行改革と中央銀行独立性に関する客観的な指標を用いて検証し、旧社会主義圏における中央銀行改革の全体的見取り図を描いてみよう。

### 2.3 中東欧・旧ソ連地域における中央銀行改革の全体的構図

本項の目的からすれば、中央銀行改革の進展度と中央銀行独立性の相関関係を示すことが最善なのであるが、残念ながら、前者を直接捉えた数値的な指標は存在しない。そこで、ここでは、その代理変数として、EBRDが独自に作成・公表している「銀行改革指標」(index

---

<sup>19</sup> 2006年の改正では、「エストニア銀行(中央銀行)は、共和国政府に経済政策の諸問題に関して助言を与える。共和国政府は、エストニア銀行の意見を聴取することなしに、いかなる重要な経済政策決定も行わない」(第4条)とされており、中央銀行の主導性がより強調されている。

<sup>20</sup> エストニア中央銀行の改革過程に関しては、同行ウェブサイト公開資料(<http://www.eestipank.ee/>)も適宜参照した。

for banking reform and interest rate liberalization)を用いる<sup>21)</sup>。移行経済研究者の間では周知の通り、同指標は、殆ど全ての中東欧・旧ソ連諸国を網羅する5段階指数(1~4+)<sup>22)</sup>であり、二層制銀行システムの導入及びその制度的洗練化の程度を適切に反映するものとして定評がある。無論、中央銀行改革の進展度とも極めて相関性が高い指標である。

他方、中央銀行独立性の程度を捉える指標には、Cukierman et al. (1992)及びCukierman (1992, Chapter 19)が開発したLVAW指標及びGrillini et al. (1991)が考案したGMT指標の2つを採用する。前者のLVAW指標は、法制度的側面から中央銀行の独立性を評価した指数であり、全16調査項目に各々0~1の得点を与えた上で、各項目の相対的な重要性をウェイトとした加重平均値として作成されたものである。後者のGMT指数は、8種類の法律的項目及び7種類の経済的項目について、それぞれ該当すれば1点ずつ加点した結果の合計値である。この通り、いずれの指標も、例えば、貨幣・金融政策に係る意思決定や銀行内人事に関して、問題となる中央銀行が、どの程度の独立性を実際に発揮したのかを事後的に捕捉したものではなく、どちらかといえば、外形標準的・形式的な指標である。しかし、この形式性に留意すれば、これらの指標を用いて意義のある分析は十分に可能である<sup>23)</sup>。

図1(a)には、1990年代中期のEBRD銀行改革指標とLVAW指標の散布図が、同図(b)には、2000年代前期のEBRD指標とGMT指標の散布図が、それぞれ示されている。各図に描かれた近似線が示唆する様に、中東欧・旧ソ連諸国における銀行改革の推進度と中央銀行独立性との間には、正の相関関係が存在している。即ち、2.2項の事例研究で見たように、これら旧社会主義移行経済諸国では、銀行システムの二層化とその洗練化が進展すると共に、中央銀行の独立性も漸次強化された事実が見て取れるのである。しかしながら、同時に、図1は、1990年代中期はおろか、2000年代前期においても、銀行改革及び中央銀行独立性のいずれの観点においても、中東欧・旧ソ連諸国の間に、著しい差異が現れていることをも如実に物語っている。このような銀行改革に顕在化した国家間格差と、後述の通り、同時期に観察された物価上昇率の顕著な違いの間に、一定の因果関係が成立しているのではないかと研究者が推測するのは、蓋し自然なことであろう。

ところで、図1では、以上に述べた全体的趨勢から、やや逸脱する傾向を見せる国家群の存在も確認できる。この事実は、前項で指摘した中央銀行改革に係る3つの類型化と関

---

<sup>21)</sup> 指標の内容は、EBRD ウェブサイト(<http://www.ebrd.com/what-we-do/economic-research-and-data/data.html>)を参照。但し、銀行改革指標の公表は、2010年度で終了し、2011年以降は、図1に用いた産業部門別移行指標(sector-level transition indicator)に変更されている。

<sup>22)</sup> 数字の大きい方が、改革が進んでいると見なされる。なお、同指標は、「3+」や「4-」のように、正負の符号が添付される場合がある。この際は、EBRDの方式に従い、基準点に0.25を付加ないし除去した数値を用いる(例：3+=3.25, 4-=3.75)。

<sup>23)</sup> 例えば、中央銀行総裁が、実際にどの程度の頻度で交代させられているかを以て、中央銀行の実質的独立性を測る総裁交代率(turnover rate)の様な指標があるが(Cukierman, 1992)、これを移行経済諸国に関して包括的に示したデータは、一切見い出せなかった。

係する。例えば、ハンガリーは、1990年代中期及び2000年代前期のいずれの期間においても、銀行改革の全般的進展は、中東欧・旧ソ連諸国中最高水準であるにもかかわらず、同国中央銀行の独立性は、他の改革先進国に劣っている。1990年代中期では、スロヴェニアやスロヴァキアが、同じハンガリー型を示しており、2000年前期では、これら2か国に加えて、ブルガリアが同様の位置付けを示した<sup>24)</sup>。興味深いことに、これらの国々は、ハンガリーと同様に、全てEU加盟を果たした中東欧諸国である。

ロシアは、いずれの期間においても、銀行改革が立ち遅れ、なおかつ中央銀行の独立性も低い。このロシア型グループに加わるのは、中央アジア諸国を中心とする幾つかの旧ソ連構成共和国(バルト諸国を除く)及びEU非加盟国のアルバニアである。

エストニアは、両期間において、銀行改革の進展と中央銀行の独立性の双方の指標で、高位にある。2004年に早くもEU加盟を実現したバルト諸国、ポーランド及びチェコ共和国のような先進的な中東欧諸国が、このエストニア型グループに入る<sup>25)</sup>。

以上に述べた3つの型のいずれにも該当し得ない国々も幾つか存在する。ジョージア(旧国名グルジア)、アルメニア、1990年代のモルドヴァやベラルーシ、2000年代のキルギスタン及びタジキスタンの6か国である。それらは、いずれも旧ソ連構成共和国である。これらの国々は、銀行改革の進展度は、低位にあるにも係わらず、中央銀行独立性は、中東欧諸国に匹敵する水準に達している。上述の通り、LVAW指標とGMT指標のいずれも、外形標準的な観点から、各国中央銀行の独立性を評価したものである。ジョージアを初めとする上記6か国は、立法能力が必ずしも十分ではない小国であり、そのため、欧米諸国や国際金融機関の政策勧告や技術的支援を受けて、先進的な法制度を愚直に模倣する傾向が強い。この事実が、銀行改革の進展度との比較における、中央銀行独立性の驚くべき高さに結果していると考えられる。このような中央銀行改革のタイプを「ジョージア型」と呼ぼう。

この通り、銀行改革と中央銀行独立性との間の密接な関係を示唆するエストニア型とロシア型の対比に表れている一般的傾向の下に、ハンガリー型やジョージア型という無視できない例外も存在するという意味での多様性こそが、中東欧・旧ソ連地域における中央銀行改革の全体的構図に他ならない。このような一般性と多様性がなぜ生じたかは、歴史的経路依存性等の観点から、比較経済論の重要な研究課題となろうが、我々の問題関心はそこにはない。むしろ本稿で問いたいのは、このような中央銀行改革の有様とマクロ経済パフォーマンスとの関係である。そこで、我々は、インフレーションの問題に着目した。何

<sup>24)</sup> 1997年7月、ブルガリアは、カレンシー・ボード制を導入している。このことが、両時期におけるブルガリアの位置付けに注目すべき変化をもたらしたものと考えられる。

<sup>25)</sup> ただし、ハンガリーと同様に、チェコ共和国及びポーランドでも1990年代末から2000年代初めにかけて、国内の政治諸勢力が、中央銀行の独立性に対して介入しようとする動きがあった(松澤, 2006)。この動きは実現しなかったが、もし実現していたら、図1(b)におけるチェコ共和国及びポーランドの位置はやや違っていたかもしれない。

故ならそれが、中東欧・旧ソ連諸国の政策担当者にとって、金融政策領域における最も挑戦的かつ喫緊の課題であったからである。

### 3. 中央銀行独立性のインフレーション抑制効果：理論と実証

表2に見られるように、移行経済諸国のインフレーションの状況には二面性がある。即ち、体制転換に伴って、各国に共通して極めて高いインフレーションが発現したという面と、詳細にみると、インフレーションの進行のあり方に、国家間でかなりの多様性があるという面が同時発生しているのである。後者については、まず、ピーク時のインフレーション率に大きな幅がある上に、ピーク年にも若干のずれがある。第2に、2000年代になって、全般的にインフレーションが収束に向かう時期になっても、一部の国では、なお、対前年度比で10%前後の高いインフレーション率を示していることも興味深い。

体制転換後、中東欧・旧ソ連各国で、共通にインフレーションが発現したことの背景には、社会主義体制下における深刻な不足経済と、住民・経済単位に存在する危険な過剰通貨の滞留を意味する「貨幣オーバーハング」の状況があったことは明らかである(Rautava, 1993)。他方、インフレーション進行の多様性は、価格自由化政策のあり方、体制転換後も残存した国有企業に対する通貨発行を原資とする補助金規模の大きさ、旧体制経済の独占構造、中央銀行の為替政策等が、各国で様々であったことに起因する<sup>26)</sup>。

我々の問題意識は、移行経済諸国の価格水準変動過程に観察されたこのような多様性の背後に、より根源的な要因があるのではないかというものだ。ここで、我々は、通貨発行を原資とした補助金の供給と中央銀行の為替政策とには共通の側面がある点を、特に強調したい。それは、中央銀行が、産業界及び政府から圧力の下で、国内通貨価値の安定という自らの使命を、他の政策目標のために犠牲にしているという側面である。すなわち、もし、強力な政治力を持つ中央銀行総裁が登場するか、あるいは中央銀行の制度改革が進み中央銀行そのものが権威ある政策主体として確立するかして、国内通貨価値の安定を第一義においた政策を貫徹していたら、事態は大きく異なったことが想像できるのである。ここに、「中央銀行の独立性とインフレーションとの関係」という問題が立ち現れる。

ところで、この問題に関しては、先進工業国及び開発途上国に関して、理論的・実証的な研究の蓄積がある。その中でも、本稿の研究テーマとの関係で、筆者らが特に注目するのは、裁量的金融政策が「時間的非整合性」と呼ばれる問題を生み出すと主張した Kydland

---

<sup>26)</sup> 中央銀行の為替政策がインフレーションを生み出すメカニズムを、ロシアを例にとって説明しておこう。ロシアでは、オランダ病を阻止するために、中央銀行がドル買い・ルーブル売りの為替介入を行い、ルーブル安を維持しようとすることがある。1998年の通貨危機を経験したロシアでは、不胎化政策を実行し得ず、そのため、この為替介入は、国内通貨流通量の増大をもたらし、結果としてインフレーションを惹起した。2000年代の同国のインフレーションは、このようなメカニズムによって生じたのである(田畑, 2012)。

and Prescott (1977)と Barro and Gordon (1983)である。問題の発端は、前者の Kydland and Prescott (1977)に求められる。彼等の主張は、「(政策当局が)インフレーションを、 $\pi^*$ (コア・インフレーション率)に設定すると公約し、期待インフレが定まった後で、そのインフレーション率を( $\pi^*$ より高い率に)設定するという政策」を実施することに「動学的整合性」(dynamic consistency)(時間的整合性と同じもの)がなく、そのような政策の結果は、産出量は増加せずに、インフレーションが生じるだけに終わるというものである(Romer, 1996)。この「動学的非整合性」(時間的非整合性)に対処する方法として提唱された政策手段の内、我々の問題意識にとって重要なのが、Rogoff (1985)が提起した「委任」(delegation)という戦略である。この「委任」のアイディアは、基本的に単純で、産出量とインフレーションのどちらを重視するかに関して、「一般の人々とは異なった考え方と持った主体」、即ち、「インフレーションを強く嫌う人物に金融政策を委任する」というものである(Romer, 1996; Bogoev et al., 2012a)。

このようにして、Kydland and Prescott (1977), Barro and Gordon (1983)及びそれらに対抗する理論の流れの中に、「中央銀行の独立性とインフレーションとの関係」という問題が位置付けられることになった。かかる問題提起を受けて、Alesina (1988), Grillini et al. (1991), Cukierman et al. (1992), Alesina and Summers (1993)及び Acemoglu et al. (2008)らは、その後、独自の「独立性」指標を構築した上で、その水準とインフレーション率とが負の相関関係を持つという仮説を、実証的に検証していくことになる<sup>27)</sup>。ここでは、筆者らによるメタ分析との関係で重要な Cukierman et al. (1992)に絞り、その主張点を紹介しておこう。

Cukierman et al. (1992)は、中央銀行独立性のインフレーション抑制効果を実証的に検証した先駆的研究の一つである。彼らは、独自の詳細な「独立性」指標(一般に Cukierman index と呼ばれる)を構築した上で、1950年から1989年を観察期間とする世界72か国(工業国21, 開発途上国51)のパネルデータを用いて、「独立性」とインフレーションとの関係を考察した。その結論は、工業国家では、法的な独立性とインフレーションとは負の関係があるが、開発途上国では、そのような関係が必ずしも実証的に示されていない。むしろ、開発途上国では、中央銀行総裁の実際の交替率が、独立性の良い代理指標である。従って、法的独立指標と総裁交替率とを組み合わせた独立性指標が、国ごとのインフレーション率の違いを非常によく説明する、というものである。

このような先進諸国や開発途上諸国における中央銀行独立性のインフレーション抑制効果に関する実証研究の大きな流れを受けて、旧社会主義移行経済諸国についても、1997年以降から類似の研究が次々と発表されるようになった。本稿冒頭でも触れた通り、Loungani and Sheets (1997)は、中東欧・旧ソ連諸国12ヶ国を研究対象とした移行経済研究分野の先駆的研究であるが、後続研究の多くに見られるパネルデータ分析ではなく、定款

---

<sup>27)</sup> Arnone et al. (2006)は、各論者のモデルや中央銀行独立性の定義をめぐる問題を、詳細かつ包括的に整理したサーベイ論文であり、この分野の議論の全体的構図を理解するのに役立つ。

に表われている中央銀行独立性の1989年から1992年にかけての上昇と、1993年のインフレーション率との関係を検証したクロスセクション分析である。彼らは、この2つの変数間の統計的に有意な相関関係は、財政政策の効果、経済改革の進展全般及び中央銀行総裁の平均任期をコントロールした上でも成り立つと報告している<sup>28)</sup>。

Maliszewski (2000)は、中東欧・旧ソ連20ヶ国を包括する1990～1998年のパネルデータを用いた研究である。本論文の特徴は、中央銀行の法的独立性を、「政治的独立性」と「経済的独立性」という2つの視点から捕えると共に、これら2指標の統合指標も開発し、これら3指標個々に、そのインフレーション抑制効果を検証している点にある。この結果、同論文の筆者は、中央銀行法の変化(すなわち、法律に規定された独立性の上昇)は、年インフレーション率を説明する非常に重要な要因であるが、中央銀行の独立性がインフレーションを引き下げる効果を発揮するのは、初期の価格自由化のショックが制御されて、経済自由化のレベルが高まった後になってからであるという実証結果を導いており、かかる事実発見を踏まえて、「ここから示唆されるのは、[中央銀行の]独立性は、価格の安定性を守る強力な用具ではあるが、価格水準を固定化するための用具ではない」(p. 773)と主張している。

Cukierman et al. (2002)は、先述のCukierman et al. (1992)において、彼らが独自開発した中央銀行独立性指標(Cukierman index)を、移行経済26カ国の実証分析に応用した試みである。その結論は、「中央銀行の独立性は、自由化の初期段階においては、インフレーションと関連がない。しかし、十分に高く持続的な自由化のレベルが達成され、価格統制や戦争といった変数をコントロールするならば、法的独立性とインフレーションとは有意に負に相関している。(中略)自由化の過程が、一旦十分なモメンタムを得たならば、法的独立性は、インフレーションを効果的に抑制する」(p. 237)というものである。

本稿のはじめにも言及した通り、Cukierman et al. (2002)は、本稿における筆者らのメタ分析の観点から、非常に興味深い事実を発見している。それは、移行経済諸国の中央銀行の法的な独立性は、1980年代の先進諸国のそれよりも遥かに高いというものである。これを、「Cukierman 命題」と名付けよう。この事実関係は、先行研究でもすでに指摘されており(Wagner, 1999)、また、比較的最近の研究においても、再度強調されている(Bouyon, 2009; Bogoev et al., 2012b)。Cukierman et al. (2002)は、ここから2つの問題が提起されるとする。ひとつは、「法的な中央銀行独立性の、先進経済諸国と移行経済諸国における違いは、「実際の」中央銀行独立性の違いを反映しているのか」(p. 245)という問題であり、いまひとつは、「なぜ移行経済諸国の政策当局は、争うように、大きな独立性を自分たちの中央銀行に付与したのか」(op cit.)という問題である。

本稿の問題関心からすると、前者の問題が特に重要である。というのも、法的基準によ

---

<sup>28)</sup> なお、Loungani and Sheets (1997)には、インフレーションを説明変数、GDP成長や投資を被説明変数とする実証分析の結果も合わせて報告されている。

って測定された移行経済諸国の中央銀行独立性が、過大評価傾向にあるとするなら、独立性が高いほどインフレーションの抑制効果が高いという因果関係が、移行経済研究では、実証的に検証されにくくなるかもしれないという危惧が生じるからである<sup>29)</sup>。

この Cukierman et al. (2002)に続いて発表された Eijffinger and Stadhouders (2003)は、旧ソ連・中東欧 18ヶ国のクロスセクションデータを用いた実証研究である。同論文において筆者らは、「制度の質指標」(Institutional Quality Indicators: IQIs)なる独自指数を、法の支配の代理変数に採用し、その上で、法的な中央銀行独立性、法の支配及びインフレーションという3つの要素の間の相関関係を実証的に検証し、「個々の IQIs 指標はそれぞれ、インフレーション率と有意に負の関係がある」(p. 20)との結果を得ている。この結果を踏まえて、筆者らは、「自由化の初期の段階では、法的な中央銀行独立性は、インフレーションと関連していない。しかし、経済自由化が十分高い水準に達したら、他の条件を等しいとするなら、法的な中央銀行独立性とインフレーションは有意に負の関係がある」(op cit.)と結論している。彼らの重要な主張点は、「法的な中央銀行独立性の効果は、法的編制が実践にどの程度転換しているかによって決まる」、「法的な独立の実践上の独立への転換は、まず第1に法の支配によって決定される」(op.cit.)というものであり、ここには、Cukierman et al. (2002)と同様な問題意識が表出している。

Hammermann and Flanagan (2007)は、中央銀行の独立性とインフレーションとの関係を直接考察の対象としたものではない。むしろ彼らは、ロシア、ウクライナ、ベラルーシ、モルドヴァ(これら諸国を著者らは「西 CIS」と呼んでいる)のインフレーションが、他の移行経済諸国のそれと比較して高いまま(約10%)持続している理由を、これらの国々の中央銀行の政策インセンティブに帰着させようと試みている。その結果、著者らは、移行経済19か国を対象としたパネルデータ分析の結果に基づいて、ロシア、ウクライナ、ベラルーシ及びモルドヴァの中央銀行には、自国の対内的・対外的自由化の遅れを埋め合わせ、そして恐らくは、それを利用するために、高いインフレーションを選択する十分な理由があったとの主張を展開している。ただし、彼らも、政治圧力がインフレーションの発現と関連しており、その意味で、西 CIS でも、中央銀行の法的独立性を強化する試みが、インフレーションを抑制する効果があることを認めている。

Dumiter (2011)は、中央銀行独立性に関する総合的指標を独自に構成した上で、同指標と当該国のマクロ・パフォーマンス(インフレーション率を含む)との関係を、計量分析によって明らかにしようとした論考である<sup>30)</sup>。同論文の筆者は、移行経済諸国のみならず、

---

<sup>29)</sup> 後者の問題に関して、Cukierman et al. (2002)では、移行経済諸国では、「形式的な中央銀行の独立性が大きいほど、国際金融市場へのアクセスが容易になるという事情が作用している」(p. 245)との指摘がなされている。また、2.1項及び2.2項で指摘したように、EU加盟やユーロ導入のために、中央銀行の形式的な独立性の概観を整えたいという中東欧政策担当者の思惑にも考慮する必要がある。

<sup>30)</sup> 分析対象は、先進工業国家グループと開発途上・新興市場国家グループであり、後者に移行

先進諸国や開発途上諸国のデータも吟味しながら、もし中程度から高水準の独立性のレベルが達成されており、かつインフレーション・ターゲティングが採用されている国ではどこでも、中央銀行の独立性が高まれば高まるほど、マクロ・パフォーマンスが改善されるような安定的な経路に経済が向かうことを示唆する実証結果を得ている。ただし、移行経済諸国、先進諸国、開発途上諸国という異なる国家グループの間に、どのような意味のある違いが見出されるかについては、明示的には論じられていない。

Maslowska (2011)も、我々の問題意識と密接に結びついたものだが<sup>31)</sup>、同論文の実証分析の目的には、ややずれがある。即ち、この論文は、中央銀行の独立性の尺度を比較することによって、中央銀行の独立性とインフレーション率との強い負の関係を導き出すのに、どの尺度がもっとも適切なものであるかを点検しようとしたものだからである。この目的を達成するために、同論文は、5種類もの中央銀行独立性指標を採用している。この論文の最も興味深い主張点は、Cukierman (1992)の「どの独立性の尺度を用いるかは、インフレーションの結果の差異に影響を及ぼさない、むしろ、結果に影響を与えているのは、各国の制度上の差異である」(p. 156)という主張を否定して、独立性の尺度の取り方によって、実証結果は異なると指摘している点である。

Bogoev et al. (2012a), Bogoev et al. (2012b)及び Petrevski et al. (2012)は、全く同じ3名の研究者グループが、同じ年に発表し、かつ同じ研究テーマを扱いながら、結論は相互に大きく異なるという意味で、大変異色の実証研究群である。彼等の論文は、先行研究と比較して、より厳密な計量経済学的手続きを採用していることにその特徴があるが、Bogoev et al. (2012a)の結論と、Bogoev et al. (2012b)及び Petrevski et al. (2012)の結論との間には、我々が行うメタ分析の観点から注目すべき齟齬がある。すなわち、Bogoev et al. (2012a)では、「幾つかマクロ経済変数と制度変数とをコントロールした場合、中央銀行独立性は、インフレーションに対して、統計的に有意かつ経済的には強い負の影響を与えることが発見された」(p. 93)と報告されているのに対して、Bogoev et al. (2012b)では、「移行経済における反インフレーションの用具としての中央銀行独立性の役割はおそらく過大評価されてきた」(p. 54)と述べられ、更に、Petrevski et al. (2012)では、「我々の実証モデルから導き出される結果は、移行経済における中央銀行独立性とインフレーションとの間の有意で負の関係を実証的に支持する根拠を与えない」(p. 646)と論じられているからである。

同じ研究者による移行経済諸国を対象とした研究でありながら、ここまで異なる実証結果が得られた背景には、各論文が用いた推定モデル、推定期間及び分析対象国に、一定の差異が存在することと密接に関係していると思われる。事実、Bogoev et al. (2012a)では、Staticなパネルデータ分析が試みられているのに対して、Petrevski et al. (2012)では、GMM推定量を用いた動学的パネルデータモデルの推定が行われている。また、Bogoev et al.

---

経済国が含まれている。

<sup>31)</sup> 分析対象は、先進工業国、新興市場国家、開発途上国及び移行経済国の4グループである。

(2012a)と Petrevski et al. (2012)は、共に中東欧 17 ヶ国をカバーする 1990～2009 年のパネルデータを採用しているという意味で、分析対象国と推定期間に差はないが、他方、Bogoev et al. (2012b)は、1990～2010 年を観察期間とする中欧・南東欧・中央アジア 28 ヶ国のパネルデータを用いている点で、Bogoev et al. (2012a)及び Petrevski et al. (2012)とはアプローチが大きく異なる。本稿のメタ分析において、これら研究条件の違いは、十分に考慮されなければならないだろう。

さて、以上の移行経済諸国を対象とした文献の概観から何がいえるだろうか。まず、第 1 に、移行経済研究全体として、中央銀行独立性のインフレーション抑制効果に関する実証結果は様々(mixed)であり、文献の記述的レビュー(narrative review)を通じてでは、その全体像は把握し難い。第 2 に、Eijffinger and Stadhouders (2003), Dumiter (2011)及び Maslowska (2011)の 3 文献は、先進諸国や開発途上諸国のデータを用いた分析も行い、移行経済諸国との比較を試みているが、これらの文献において、必ずしも両者間の差異は明らかになっていない。第 3 に、中央銀行独立性の指標をどのような要素によって構成するか、あるいは、その代理変数として何を用いるのかが、各論者の最も重要な考慮点となっている。特に、1980 年代先進諸国との比較における、移行経済諸国の中央銀行独立性の法的観点から見た過大評価の可能性に関する Cukierman et al. (2002)の指摘をどう評価するかによって、分析の結論も異なってくる。メタ分析を行おうとする我々の立場からいえば、このことは、法的独立性を用いた場合と、それ以外の独立性指標を用いた場合とで、中央銀行のインフレーション抑制効果の実証結果に顕著な違いが生じるのか否かを検証する必要性を意味している。

以上の考察結果から、本稿のメタ分析が取り組むべき研究課題が明らかになる。それは、中央銀行独立性指標の違いを明示的に分析に取り入れつつ(即ち、上述の Cukierman 命題に注意しつつ)、先進国・開発途上諸国との対比の上で、移行経済諸国の特質を明らかにすることである。我々は、こうした課題に対応するため、以下で、移行経済研究と非移行経済研究のメタ分析による比較を行う。

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

上記の課題を達成するための第一段階として、まず本節では、(1)中央銀行独立性のインフレーション抑制効果に関する研究の探索・選択手続き、(2)抽出推定結果の概要及び(3)本研究が採用するメタ分析方法を順次解説する。

中東欧・旧ソ連諸国における中央銀行独立性のインフレーション抑制効果に関する実証研究、並びに、これら移行経済研究の比較対象となり得る先進国・開発途上国研究(以下、比較対象研究)を特定する初めの一手として、筆者らは、電子化学術文献情報データベースである Econ-Lit, Web of Science 及び Google Scholar を利用して、1989 年から 2014 年の 25

年間に発表された文献を探索した<sup>32)</sup>。ここでは、*central bank, independence, inflation* をキーワードとする AND 検索を行った。この結果、800 点超の文献が見出されたが、我々は、この中から、中央銀行独立性のインフレーション抑制効果を実証的に検証している文献 125 点を実際に入手した。

次に我々は、上記 125 点の研究内容を逐一吟味しつつ、本稿のメタ分析に利用可能な推定結果を含有している文献の絞り込みを行った。その結果、表 3 の通り、移行経済研究としては、前節でその概要を述べた Loungani and Sheets (1997) から Petrevski et al. (2012) までの 10 文献を、比較対象研究としては、Walsh (1997) から Alpanda and Honig (2014) までの 12 文献を、それぞれ選択した。後者の比較対象研究は、(1) 研究対象国に中東欧・旧ソ連諸国が全く含まれていないか、または、これらの国々が含まれていたとしても、観察値に占めるその比率が極めて小さいデータを利用しているもの、(2) Loungani and Sheets 論文が発表された 1997 年又はそれ以降に発表されたもの、(3) 推定期間が 1980 年以降の実証結果を報告しているもの、という 3 つの条件を満たしており、移行経済研究の発表時期や研究対象期間との相似性が一定水準確保されている。なお、前節でも述べた通り、Eijffinger and Stadhouders (2003)、Dumiter (2011) 及び Maslowska (2011) は、中東欧・旧ソ連諸国に分析対象を限定した推定結果と、非移行経済諸国を対象とした推定結果の両方を報告しており、このため、表 3 の通り、これら 3 文献は、移行経済研究と比較対象研究双方の文献カテゴリーに加えた。

表 3 (a) に掲げている移行経済研究 10 文献は、のべ 202 カ国を研究対象とし、中東欧 EU 加盟国がその 48.5% (のべ 98 カ国) を、中東欧非 EU 加盟国が 14.9% (同 30 カ国)、バルト諸国を除く旧ソ連諸国が 33.7% (同 68 カ国) を占めている。また、Cukierman et al. (2002) をはじめとする 4 文献から抽出した推定結果は、データ全体に占める比率は大変小さいものの、モンゴルやその他新興市場諸国の観察値も用いたものである。

筆者らは、上記移行経済研究から、合計 109 (1 文献平均 10.9) の推定結果を抽出した。その推定期間は、全体として 1989 年から 2010 年までの 22 年間にカバーし、平均推定年数 (中央値) は、11.7 年 (9 年) である。パネルデータを利用した研究が、10 文献中 8 文献と多数を占める一方、横断面データを用いた研究は、3 文献に限られる。移行経済研究が採用した中央銀行独立性変数は、総合指標から総裁任期までの 6 タイプに区分されるが、その抽出推定結果構成は、総合指標の 54 (49.5%) と法律指標の 47 (43.1%) が大部分を占め、総裁任期、政治指標、経済指標及び総裁交代率を用いた推定結果は、各々 3, 2, 2, 1 に過ぎない。

表 3 (b) に列挙した比較対象研究 12 文献は、のべ 422 国を研究対象とするものであり、先進国と開発途上国の構成比は、各々 19.9% (のべ 84 カ国) 及び 80.1% (同 338 カ国) である。筆者らは、これら 12 文献から、合計 173 (1 文献平均 14.4) の推定結果を抽出した。同

---

<sup>32)</sup> 最終文献探索作業は、2015 年 1 月に実施した。

抽出推定結果の分析期間は、全体として1980～2008年の29年間を網羅し、平均推定年数(中央値)は、14.8年(13年)である。移行経済研究と同様に、パネルデータ分析が12文献中7文献と多数派であるが、クロスセクション分析も5文献と少なくない。中央銀行独立性タイプ別抽出推定結果構成は、総交代率が86と全体の49.7%を占め、これに法律指標の54(31.2%)、総合指標の17(9.8%)、政治指標の9(5.2%)、経済指標の7(4.0%)が続く。総交代率を用いた推定結果は皆無である。この通り、移行経済研究と較べて、総交代率の利用頻度が格段に高い点が、比較対象研究の特筆すべき特徴である。

なお、推定結果の抽出に際しては、回帰係数の理論的予測値が正である総交代率と、負であるその他中央銀行独立性変数を総合してメタ分析に用いるため、各研究が報告する総交代率係数及び $t$ 値の符号を逆転してコーディングを行った。次節のメタ分析及びその結果解釈は、この操作の下であることに留意されたい。

次に、上記抽出推定結果を用いて我々が行うメタ分析の方法と手順を簡単に述べる。

本研究では、抽出推定結果の統合に、偏相関係数と $t$ 値を用いる。偏相関係数は、他の条件を一定とした場合の従属変数と、問題となる独立変数の相関度と方向性を表す統計量であり、いま第 $k$ 推定結果( $k=1, \dots, K$ )の $t$ 値と自由度を各々 $t_k$ 及び $df_k$ で表せば、次式

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

によって算出される。この偏相関係数( $r$ )は、伝統的な固定効果モデルと変量効果モデルの両方で統合し、均質性検定の結果に基づいて、いずれかの統合値を参照値として採用する。

一方、 $t$ 値については、筆者らが独自に判定した研究水準の10段階評価<sup>33)</sup>で加重した結合 $t$ 値 $\overline{T}_w$ と共に、重みのない結合 $t$ 値 $\overline{T}_u$ も求める。また、有意水準5%を基準とするフェイェルセーフ数を、これら結合 $t$ 値の信頼性を評価するための補足的統計量として報告する。

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

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

ここで、 $y_k$ は第 $k$ 推定結果、 $x_k$ は推定結果に差異をもたらすと考えられる研究上の諸要因を表すメタ独立変数、 $\beta_n$ は推定すべきメタ回帰係数、 $e_k$ は残差項である。本稿では、偏相関係数及び $t$ 値を、従属変数に用いる。本稿では、推定結果を文献毎にクラスター化した上で、標準誤差を頑健推定する最小二乗法推定量(Cluster-robust OLS)、同様のクラスター法を採用し、かつ上述した10段階の研究水準、観測数( $N$ )又は標準誤差の逆数( $1/SE$ )を分析的重みとする加重最小二乗法推定量(Cluster-robust WLS)、多段混合効果制限付最尤法推定量(Multi-level mixed effects RLM)及びアンバランスド・パネル推定量(固定効果推定量又

<sup>33)</sup> 評価方法の詳細は、本稿付録Aを参照。

は変量効果推定量)<sup>34)</sup>から成る合計 6 種類の推定量を用いて上記(2)式の推定を行い、メタ回帰係数の統計的頑健性を点検する。

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

メタ回帰モデルを用いた公表バイアスの検証には、Stanley and Doucouliagos (2012)が提唱する公表バイアス I 型判定のための「漏斗対称性検定」(funnel-asymmetry test: FAT)、並びに抽出推定結果の中に、正真正銘の実証的証拠が存在するか否かを判定する「精度＝効果検定」(precision-effect test: PET)、並びに、正真正銘な効果サイズを得るための「標準誤差を用いた精度＝効果推定法」(precision-effect estimate with standard error: PEESE)から成る FAT-PET-PEESE 手続きに、移行経済研究分野で特に深刻だと考えられている公表バイアス II 型の検定を加えて実行する<sup>35)</sup>。

## 5. 移行経済研究と先進・開発途上国研究のメタ比較分析

本節では、前節にその概要を報告した合計 282 の抽出推定結果を用いて、移行経済研究と比較対象研究のメタ分析による比較を行う。次の 5.1 項で、抽出推定結果のメタ統合を試みる。続く 5.2 項では、研究間の異質性に関するメタ回帰分析を行う。そして 5.3 項で、公表バイアスの有無及びその程度を検証する。

### 5.1 抽出推定結果のメタ統合

表 4 は、抽出推定結果の偏相関係数及び  $t$  値の記述統計量である。また図 2 には、これら 2 変数の度数分布が示されている。表 4 (a) 及び図 2 (a) の通り、移行経済研究の偏相関係数は、0.0 を最頻値として負方向に偏った分布を示しており、Cohen (1988) の基準に従えば、その 45.9% (50 推定値) は、移行経済諸国における中央銀行の独立性と物価水準との間になんら実質的な関係( $|r| < 1.0$ )を見出しておらず、11.9% (13 推定値) が中央銀行独立性の軽微な効果( $1.0 \leq |r| \leq 3.0$ )を、残る 42.2% (46 推定値) が顕著な効果( $3.0 < |r|$ )を報告している。109 推定結果中 68 の偏相関係数が負であるから、移行経済諸国における中央銀行独立性イ

<sup>34)</sup> パネル推定量の選択は、Hausman 検定に基づいて行う。また同検定結果と共に、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。これら 2 検定の棄却域は、有意水準 10% とする。

<sup>35)</sup> 以上に述べたメタ分析方法の詳しい解説は、本稿付録 B を適宜参照されたい。

インフレーション抑制効果の存在を示唆する実証結果は、抽出推定結果全体の 62.4% を占めることになる。

他方、比較対象研究の偏相関係数は、分布範囲こそ移行経済研究のそれとほぼ同一であるが、負方向への偏りが、移行経済研究よりも明らかに強い。実際、その最頻値は-0.2 である上、全抽出推定結果の 79.8% に当たる 138 の偏回帰係数が負である。更に、物価水準に対する中央銀行独立性の軽微又は顕著な効果を示す推定結果( $1.0 \leq |r|$ )は、173 推定結果中 151 (87.2%) を数え、この点でも、比較対象研究は、移行経済研究を凌いでいる。

ここで、表 4 (b) 及び図 2 (b) に目を転じると、移行経済研究から得られた推定結果の  $t$  値は、0.5 を最頻値としているものの、負方向に長く偏った分布を示しており、なおかつ -2.0 以下の推定結果が、全体の 35.8% (39 推定値) を占めている。一方、比較対象研究から抽出した推定結果の  $t$  値は、最頻値が-3.0 であり、なおかつ 173 推定結果中 104 (60.1%) の  $t$  値が、-2.0 以下の値を示している。従って、偏相関係数及び  $t$  値の分布から判断すると、先進諸国や開発途上諸国を取り上げた研究は、全体として、移行経済諸国を対象とした研究よりも、効果サイズがより大きく、統計的にもより有意な中央銀行独立性のインフレーション抑制効果を検出しているといえよう。

以上の評価は、表 5 に報告した偏相関係数及び  $t$  値のメタ統合結果によっても裏付けられる。事実、同表(a)によれば、全抽出推定結果を用いた移行経済研究及び比較対象研究の偏相関係数統合値は、双方共に均質性の検定が帰無仮説を棄却しているため、変量効果モデルの推定値  $\bar{R}_r$  を参照値として採用すれば、前者の統合効果サイズが-0.114 であるのに対して、後者のそれは-0.152 と絶対値が 0.038 大きい。この結果を換言すると、移行経済研究と較べて、比較対象研究は、全体として 33.3% 程度大きい効果サイズを報告しているといえるのである。更に、同表(b)の通り、比較対象研究の結合  $t$  値は、無条件に結合した値  $\bar{T}_u$  でも、研究水準で加重した値  $\bar{T}_w$  でも、移行経済研究を大きく上回り、なおかつフェイルセーフ数も 7.8 倍大きい。つまり、比較対象研究が報告する実証結果は、統計的有意性の面でも、移行経済研究に大きく優っているのである。なお、両研究共に、無条件に結合した  $t$  値  $\bar{T}_u$  と比較して、研究水準で加重した結合  $t$  値  $\bar{T}_w$  は、その絶対値が大幅に低下する。即ち、研究対象地域の如何を問わず、研究水準と報告される  $t$  値の間には、負の相関関係が存在する可能性が高いといえよう。

上記に加えて、我々は、移行経済研究について、その研究対象国、推定期間、データ形式及び中央銀行独立性変数タイプの相違性に着目したメタ統合も行った。その結果から、第 1 に、推定期間に 2000 年代を含む研究やパネルデータを用いた研究は、推定期間が 1990 年代に限定された研究や横断面データを用いた研究と比較して、効果サイズが大きく低下すること、第 2 に、中央銀行独立性変数タイプの違いは、総交代率の-0.798 から法律指標の-0.060 の範囲で、統合効果サイズに大きな差異をもたらし、なおかつ中央銀行の独立性を測る指標として経済指標を用いた推定結果は、効果サイズがゼロであるという帰無仮

説を棄却できないこと、そして第3に、 $t$ 値は、無条件に結合した場合は、全12ケースで有意に負であるが、研究水準で加重した場合は、7ケースで結合 $t$ 値の有意性が10%水準を下回ること、の3点が確認される。

以上に報告した抽出推定結果のメタ統合結果は、中央銀行独立性のインフレーション抑制効果に関する移行経済研究の実証結果は、比較対象研究のそれよりも、効果サイズと統計的有意性の両面で劣ることを強く示唆した。この結果から、仮に政府や他の経済的アクターからの独立性が等しければ、移行経済国中央銀行の物価統制能力は、非移行経済国中央銀行よりも劣位にあるという解釈がなし得る。しかし、同時に、移行経済研究が用いた中央銀行独立性変数は、非移行経済研究採用変数よりも観察誤差(measurement error)が大きく、従って、中央銀行独立性と物価変動の間の相関関係を、非移行経済研究ほど正確には捕捉できていないという解釈も可能である。再び表5の通り、法律指標を用いた移行経済研究が、他の指標を利用した研究よりも、特に効果サイズの面で、不満足な実証結果を報告しているという事実は、第3節で言及したCukierman命題が含意する過大評価問題の可能性を暗示している。但し、本項の分析結果には、文献間の様々な研究条件の違いを十分には考慮していないという大きな問題がある。そこで、次項では、以上の分析結果が、他の研究条件を同時に制御した上でも再現され得るのか否かを、メタ回帰分析によって検証する。

## 5.2 研究間の異質性に関するメタ回帰分析

前節で述べた通り、本項において筆者らが推定するメタ回帰モデルの従属変数は、偏回帰係数又は $t$ 値である。一方のメタ独立変数には、5.1項で言及した研究対象国構成、推定期間、データ形式、中央銀行独立性変数タイプに加えて、推定量、物価変数タイプ、中央銀行独立性変数のラグ構造、自由度<sup>36</sup>及び研究水準の差異を捕える変数を採用した。表6には、これらメタ独立変数の名称、定義及び記述統計量が一覧されている。

はじめに、移行経済研究間の異質性に関する分析を行った。その結果が表7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。更に、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、多段混合効果制限付最尤法及び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統計的に有意に推定されている。この通り、表7の推定結果は、推定量の違いに対して、統計的に頑健である。

6モデル中4モデル以上で、統計的に有意かつ符号関係が同一なメタ独立変数から、移行経済研究間の実証結果に顕著な差異をもたらす要因に関して、次の6点が指摘し得る。

---

<sup>36</sup> 標本サイズは、推定結果の統計的有意性に大きく影響する。そこで、多くのメタ研究は、統計学的観点から、自由度の平方根をメタ回帰モデルのコントロール変数に用いている。

第1に、研究対象国構成は、抽出推定結果の統計的有意性を大きく左右する。実際、表7(b)の通り、中東欧 EU 加盟諸国との比較において、中東欧非 EU 加盟諸国や旧ソ連諸国の観測値をより多く含むデータを用いた実証研究は、より統計的に有意な中央銀行独立性インフレーション抑制効果を検出している。表2の通り、中東欧 EU 加盟国との比較において、その他の国々、とりわけ旧ソ連諸国は、移行初期により激しい物価高騰に見舞われ、しかしその後は、急速な終息を経験した。この間、これらの国々の中央銀行改革は、中東欧 EU 加盟国には劣るものの、大きな進展を見た。この状況が、中央銀行独立性の限界的な上昇と物価変動の間の統計的に強い結びつきの検出に結果した可能性がある。

第2に、推定期間も、実証結果の統計的有意性に影響をもたらす。即ち、推定期間初年度が現在に接近すればするほど、また、推定年数が長期化すればするほど、中央銀行独立性のインフレーション抑制効果の有意性は低下する傾向にある。1990年前半に観察されたハイパーインフレーション期に関するデータが全体に占める相対的比重の低下とこの結果は密接に関係していると思われる。

第3に、先述のメタ統合結果とは異なり、他の研究条件を一定とすれば、パネルデータを採用した研究は、横断面データを用いた研究との対比において、効果サイズでも、統計的有意性の面でも、中央銀行独立性のインフレーション抑制効果を、より積極的に支持する推定結果を得ている。横断面データとの対比における、パネルデータの情報量の多さが功を奏したものと考えられる。同様の解釈が、最小二乗法推定量を用いた研究にも当てはまるが、その主たる理由は、移行経済各国の個別効果、分散不均一性及び従属変数と独立変数の内生性を考慮する他のより洗練された推定量の採用は、中央銀行独立性の効果をより厳格に評価する傾向があるためだと推察される。

第4に、物価変数になんら加工を加えない研究と較べて、貨幣減価率等の加工物価変数を用いた研究は、中央銀行独立性のインフレーション抑制効果に対して、より厳しい評価を下す方向にある。物価変動を平滑化する変数加工は、移行初期に観察された激しい物価上昇と低い中央銀行独立性の間に生じるであろう強い相関関係の実証的評価を、ある程度割り引く効果があるのかもしれない。

第5に、中央銀行独立性変数として総合指標を用いた研究よりも、総交代率を採用した研究の方が、効果サイズと統計的有意性の両面で、中央銀行独立性のインフレーション抑制効果をより強調する推定結果を得る一方、驚くべきことに、総交代率とコインの表裏の関係にある総交代率で中央銀行の独立性を測定した研究は、効果の存在により保守的な評価を与える可能性が高い。総交代率は、仮にある中央銀行総交代が何期も務めたり、任期途中で辞任したりしても、法定年限という上限でデータの的に切断されるため、このようなことが起きるのかもしれない。また、第2節で論究した法的独立性強化と銀行改革の進展とが連動していない「ハンガリー型」及び「ジョージア型」国家グループの存在が、このような推定結果の背景にあるものとも考えることもできる。他方、政治・経済・法律指標

を採用した研究と総合指標を用いた研究との間に、統計的に有意な差は見出せない。また、表 7 (b)において、ラグ変数の利用を捕捉するメタ独立変数が、有意に負に推定されていることから、中央銀行独立性の時間差効果を考慮した研究は、より有意な推定結果を得ていることも確認できる。

そして第 6 に、研究水準の高度化に伴い、中央銀行独立性インフレーション抑制効果に対する実証的評価が厳格化する明らかな傾向がある。以上の通り、一連の研究条件及び研究水準の差異は、移行経済研究の実証結果に著しい違いを生み出している。

次に、先述した Cukierman 命題との関係で、中東欧・旧ソ連諸国における中央銀行改革の実質性を評価すべく、先進・開発途上諸国との比較における、移行経済諸国の中央銀行独立性インフレーション抑制効果の相対的強度を分析する。この目的のために、我々は、移行経済研究と比較対象研究の抽出推定結果を全てプールした上で、自由度と研究水準を制御しつつ、偏相関係数及び  $t$  値を、移行経済研究の抽出推定結果を 1 で特定するダミー変数に回帰してみた。

表 8 がその結果である。同表の通り、移行経済研究変数は、偏相関係数も  $t$  値の場合も、係数値は正だが、6 モデル中 5 モデルで非有意である。即ち、自由度と研究水準を一定とすれば、移行経済研究が報告する実証結果と比較対象研究のそれには、統計的に有意な差は見出されないのである。推定結果の報告は割愛するが、その他の研究条件をメタ独立変数に追加しても、移行経済研究変数が有意に推定されることはなかった<sup>37)</sup>。また、法律指標を用いた抽出推定結果に限定しても、移行経済研究変数は、頑健な推定結果を示さなかった<sup>38)</sup>。この通り、移行経済諸国における中央銀行独立性と物価水準の結びつきの程度は、その他の世界の国々とさほど遜色がないと言える。中央銀行独立性のインフレーション抑制効果という視点から見た中東欧・旧ソ連諸国の中央銀行改革に対して、Cukierman et al. (2002)が表明した問題提起(Cukierman 命題)に端を発する我々の危惧は、2000 年代における政策展開をも考慮すれば、恐らく杞憂のものであり<sup>39)</sup>、これらの国々の政策努力は、実質を伴うものであったと評価することができよう。

### 5.3 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を検証する。

図 3 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り、公表バイアス I 型の検証に用いる。統計理論によると、仮にこの種の公表バイアスが存在しなければ、複数

---

<sup>37)</sup> この結果は、 $t$  値を従属変数とした Klomp and de Haan (2010)のメタ回帰モデルにおいて、移行経済研究を指定するダミー変数が非有意であるという推定結果(Table 4, p. 606)と符合している。

<sup>38)</sup> より正確には、偏相関係数を従属変数とするメタ回帰分析では、6 モデル中 4 モデルで、 $t$  値のそれでは、全 6 モデルで、移行経済研究変数は、統計的に有意ではなかった。

<sup>39)</sup> Cukierman et al. (2002)も、移行経済諸国の中央銀行独立性の法的指標が、実際の独立性と食い違っていることを以て、直ちに、移行経済諸国の中央銀行の法的独立性の違いは、インフレーションとさほど関係がない、と結論付けてしまうのは、「極端にすぎる」(p. 255)としている。

の独立した研究が報告する効果サイズは、真の値の周りをランダムかつ対称的に分布するはずである。更に、効果サイズの分散と推定精度は、負に相関するとも予想される。従って、この散布図は、伏せた漏斗の姿を示すことが知られている。

以上の観点から、図3(a)に示された移行経済研究の漏斗プロットを見ると、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-0.310を、真の効果の近似値に仮定しても、抽出推定結果が、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<sup>40</sup>。仮に真の効果がゼロの近傍にあるなら、抽出推定結果の正負比率は41対68であり、従って、両者の比率は等しいという帰無仮説は、有意水準1%で棄却されるため( $z=-2.586, p=0.009$ )、公表バイアスI型の存在が疑われる。また、真の値が推定精度最上位10%の平均値に近いとするなら、抽出推定結果の分布は、-0.310を境に、左右27対82と右側に大きく偏るため、この仮定の下でも帰無仮説は棄却され( $z=5.268, p=0.000$ )、従って、公表バイアスI型の可能性は、極めて高いと判断されることになる。

他方、比較対象研究から抽出した推定結果の正負比率は、35対138であり、推定精度最上位10%の平均値である-0.184を境とする左右比率は、80対93であるから、真の値がゼロの近傍にあるとすれば、公表バイアスI型の恐れが濃厚であるが( $z=-7.830, p=0.000$ )、真の値が推定精度最上位10%の平均値だと仮定すれば、公表バイアスI型の可能性は低いと判断される( $z=0.988, p=0.323$ )。図3(b)の比較対象研究を対象とした漏斗プロットが、不明瞭ではあるものの、-0.184を中心に、おおむね左右対称な三角形型の散布図を示していることが、その現れである。

図4は、 $t$ 値と標準誤差の逆数で作図されるガルブレイズ・プロットであり、公表バイアスII型の判定に利用する。同図は、移行経済研究と比較対象研究の何れの分野においても、公表バイアスII型の存在を強く示唆している。実際、移行経済研究の抽出推定結果の中で、 $t$ 値が有意水準5%の両側棄却限界値である $\pm 1.96$ の範囲内に収まる推定結果は、109推定結果中72であり、よって、全抽出推定結果に占めるその比率が95%であるという帰無仮説は容易に棄却される( $z=-13.866, p=0.000$ )。比較対象研究も、173推定結果中80のみが $\pm 1.96$ の範囲内にあるに過ぎず、従って、帰無仮説は、移行経済研究以上に強く棄却される( $z=-29.425, p=0.000$ )。また更に、推定精度最上位10%の平均値を真の効果に仮定しても、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、移行経済研究( $z=-34.521, p=0.000$ )と比較対象研究( $z=-46.518, p=0.000$ )のいずれにおいても再び強く棄却される。この通り、研究対象国の違いに依らず、この研究分野に公表バイアスII型が生起している可能性は極めて高い。

Stanley and Doucouliagos (2012)が提唱するFAT-PET-PEESE手続きに、公表バイアスII型検定を加えたメタ回帰分析の結果は、表9の通りである。同表(a)によれば、漏斗プロット

---

<sup>40</sup> 推定精度最上位10%の平均値を、真の効果の近似値と見なす分析手法は、Stanley (2005)のそれに倣うものである。

を用いた上述の分析結果とは裏腹に、移行経済研究の漏斗対称性検定(FAT)は、全3モデルで帰無仮説を受容しており、従って、公表バイアスⅠ型の発生は否定されている。逆に、比較対象研究の検定結果では、全3モデルで帰無仮説が有意水準1%で棄却されており、公表バイアスⅠ型の存在は極めて濃厚である。一方、同表(b)の推定結果によると、移行経済研究と比較対象研究の何れにおいても、帰無仮説が5%または1%水準で棄却されており、両分野共に公表バイアスⅡ型の存在が強く疑われる。

ここで、再び表9(a)に立ち戻り、精度=効果検定(PET)の結果に注目すると、移行経済研究の検定結果は、全てのモデルで帰無仮説を棄却しているから、抽出推定結果の中に、中央銀行独立性のインフレーション抑制効果に関する正真正銘の証拠が存在する可能性が示唆されている。これとは対照的に、比較対象研究の場合、帰無仮説は3モデル中2モデルで受容されており、従って、今回抽出した推定結果の中に、正真正銘の実証的証拠が存在するとは云い難い。同表(c)の通り、標準誤差を用いた精度=効果推定法(PEESE)は、いずれの研究分野においても、帰無仮説を全てのモデルで棄却しており、従って、研究対象国の違いを超えて、中央銀行独立性インフレーション抑制効果の真の値は、有意に負であることを指し示しているが、比較対象研究については、ここで得られた公表バイアス修正効果サイズは採用できないと判定される。

以上の通り、極めて強い公表バイアスの存在に影響されて、比較対象研究から抽出した推定結果の中に、正真正銘の実証的証拠が見出されないことが判明した。従って、中央銀行独立性インフレーション抑制効果の効果サイズや統計的有意性をめぐる5.1項及び5.2項における移行経済研究と比較対象研究の比較結果には、一定の留保条件が付されているといえよう。この観点から、今後の研究の進展が望まれる。

## 6. おわりに

社会主義経済圏の崩壊から四半世紀が経過した。この間、中東欧・旧ソ連諸国は、資本主義市場経済の確立を目指して、様々な改革措置を採用・実行してきた。本稿冒頭でも述べた通り、中央銀行改革は、これら移行経済諸国が為すべき重大政策課題の一つであり、その一挙一動に、研究者も大きな注目を払ってきた。これまでに発表された文献の多さが、彼らの関心の強さを雄弁に物語っているといえよう。

第2節で詳しく論じた通り、ベルリンの壁が瓦解して今日に至る間、いずれの移行経済国においても、中央銀行改革は一定の前進を遂げた。しかし、市場経済化に対する各国指導部の政策理念や内政及び経済情勢の違いを反映して、その進展度に見る国家間格差は著しいものとなっている。体制転換後の中東欧・旧ソ連諸国における物価高騰への対処は、各国政府の喫緊な政策課題であった。移行経済国でインフレーションが高まったこと、その発現の仕方が各国で区々であったことには、幾つか理由が考えられるが、我々は、中央銀行の独立性とインフレーションとの関係に注目した。1990年代初頭から、先進国・開発

途上諸国を対象に、この関係に焦点を当てた実証研究が数多く発表されているが、第3節で紹介した通り、その流れを受けた移行経済研究者も同様の分析を試み、一定数の実証研究を生み出した。筆者らは、これら先行研究が報告する推定結果を用いたメタ分析を行うことにより、移行経済研究全体として、中央銀行独立性のインフレーション抑制効果が、実際に検出されているのか否か、また、Cukierman 命題を念頭に、移行経済研究の実証結果は、非移行経済諸国のそれとの対比で、遜色ないものであるのか否かの検証を、本稿の目標に掲げたのである。

第4節でその概要を述べた移行経済研究10文献及び比較対象研究12文献から抽出した全282推定結果を用いた第5節のメタ分析結果から、次のような事実発見を得ることができた。即ち、第1に、5.1項で報告した全抽出推定結果の偏相関係数統合値と $t$ 値結合値は、両研究分野共に負かつ統計的に有意であり、研究全体として、いずれも中央銀行独立性インフレーション抑制効果の検出に成功していることが確認された。但し、移行経済研究の効果サイズと統計的有意水準は、比較対象研究のそれに劣ることも判明した。第2に、研究対象国、推定期間、データ形式及び中央銀行独立性タイプの差異に注目した移行経済研究抽出推定結果のメタ統合は、かかる研究条件の違いが、実証成果に大きく影響することを示した。

5.2項のメタ回帰分析も、移行経済研究の諸条件と推定結果との間の緊密な相関関係を再現した。即ち、第3に、研究間の様々な異質性を考慮したメタ回帰分析の推定結果は、推定量、物価変数タイプ、自由度及び研究水準が、移行経済研究の実証結果を大きく左右する要因であることを示唆した。第4に、移行経済研究と比較対象研究の抽出推定結果をプールしたメタ回帰分析は、自由度と研究水準を制御した上では、両研究間に統計的に有意な差は存在しないことを示した。法律指標の推定結果に限定した場合でも、同様の分析結果を得た。そして第5に、5.3項の公表バイアス検証結果によれば、移行経済研究は、公表バイアスⅡ型の存在を超えて、抽出推定結果の中に正真正銘の実証的証拠が含まれている反面、比較対象研究は、公表バイアスの疑いがⅠ型及びⅡ型共に極めて濃厚であり、この問題のために、中央銀行独立性のインフレーション抑制効果に関する真の効果サイズを検出するには至っていないことが判明した。

第2節で論じた中東欧・旧ソ連諸国における中央銀行改革の型分類と上記に要約したメタ分析の諸結果との関係について、次のことが指摘できる。第1に、中央銀行改革及び金融システム改革全般の進展が遅れており、かつ、中央銀行の独立性の度合いが低いロシアと、中央銀行改革が大幅に進展し、中央銀行の独立性も高いエストニア型との対比、並びに、図1に描かれた銀行改革進展度と中央銀行独立性の右上がりの近似線は、移行経済諸国における中央銀行独立性のインフレーション抑制効果は、その他の世界の国々のそれと遜色がないという我々のメタ分析結果と整合的である。即ち、中東欧・旧ソ連諸国においても、先進諸国や開発途上国と同様に、中央銀行の改革、その独立性の強化及びインフレ

インフレーションの抑制の3者が、強い相関関係をもって進行してきたことが、ここに確認されたのである。

第2に、ハンガリー型やジョージア型のような逸脱的国家グループの存在が、移行経済研究が報告する効果サイズと統計的有意性は、全体として、比較対象研究のそれに大きく劣るといふ5.1項のメタ統合結果を演出した可能性が高く、この状況が、Cukierman et al. (2002)による問題提起の根源にあつたのではないかと推察される。何故なら、ハンガリー型の様に、中央銀行独立性が見かけ上低い国でも、インフレーションは効果的に抑制されており、その一方、ジョージア型の様に、中央銀行の独立性が見かけ上高い国でも、インフレーションは十分には抑制されなかつたという関係が、移行経済諸国の間に生まれてきたからである。しかし、上述の通り、5.2項のメタ回帰分析は、他の研究条件を考慮しない5.1項のメタ統合結果を支持していないことから、これら例外的国家グループの存在が、移行経済研究の実証結果全体に及ぼす影響は憂慮する程大きくはなく、Cukierman 命題から導かれる危惧は、2000年代における中央銀行改革のその展開をも考慮すれば、杞憂であつたと結論される。

上記の通り、本稿のメタ分析は、中東欧・旧ソ連諸国が実行した中央銀行改革は、その進展に伴う中央銀行の独立化が、当該国の物価水準を抑制する方向に作用することを示唆する確かな実証結果が存在する可能性を強く支持した。しかしながら、我々の分析結果は、移行経済諸国の中央銀行改革が実質を伴うものであることを裏打ちするものではあつても、これらの国々の中央銀行が、政策当局やその他通貨政策に利害関係を有する人々や組織からの独立性という観点から、望ましい水準に到達していることを認めるものでは決してない。中東欧・旧ソ連諸国の多くで、中央銀行は、いままも国家指導者や中央政府の強いコントロール下に組み敷かれている。この事実関係と、各国マクロ経済実績との関係は、今後とも注意深く観察していくべき問題である。

## 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日時点で公表していた経済学雑誌ランキングを、研究水準評価の最も基礎的な情報源に用いた。IDEASは、2012年11月当時、1173種類の学術誌を対象とする世界で最も包括的な経済学雑誌ランキングである。筆者らは、その総合評価スコアを用いたクラスター分析によって、これら1,173雑誌を10クラスターに分割した上で、最上位クラスターに属する雑誌群から、最下位クラスターのそれに対して、順次10から1の評点(重み)を与えた。

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

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

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

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

## 付録B メタ分析方法の概要

以下では、本研究が用いたメタ分析方法の概要を説明する。

本研究では、抽出した推定結果の統合に、偏相関係数(partial correlation coefficient)と  $t$  値を用いる。偏相関係数は、他の条件を一定とした場合の従属変数と問題となる独立変数の相関度と方向性を表す統計量であり、いま第  $k$  推定結果の  $t$  値と自由度を、それぞれ  $t_k$  及び  $df_k$  で表せば、次式

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

によって算出される。偏相関係数  $r_k$  の標準誤差は、 $\sqrt{(1-r_k^2)/df_k}$  となる<sup>41)</sup>。

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

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

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

この統合法は、メタ分析の最も基本的なモデルである固定効果モデルを前提としている。以下、固定効果モデルの推定値を、 $\bar{R}_f$  で表す。偏相関係数統合法として、この固定効果モデルを利用するためには、抽出した推定結果が均質であるという条件が満たされていなければならない。そこで、カイ二乗分布に従う次の統計量で均質性の検定を行う。

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

統計量  $Q_r$  が棄却限界を超えれば、帰無仮説は棄却される。その場合は、推定結果間には無視できない異質性が存在することを許容した上で、その偏りは、平均0分散  $\tau^2$  の確率変数に従うと仮定するメタ変量効果モデルを採用する。いま、推定結果間の偏りを  $\delta_\theta^2$  とすれば、第  $k$  偏相関係数の無条件分散は、 $v_k^u = (v_k + \delta_\theta^2)$  で表される。そこで、変量効果モデ

<sup>41)</sup> 偏相関係数の利点は、定義や単位が異なる独立変数の推定結果の相互比較やメタ統合を容易化する点にあるが、その一方、係数値が下限の-1及び上限の+1に接近すると、その分布が正規分布から逸脱する欠点を持つ(Stanley and Doucouliagos, 2012, p. 25)。この問題の最もよく知られた解決法は、フィッシャーの  $z$  変換 ( $z = \frac{1}{2} \ln \left( \frac{1+r}{1-r} \right)$ ) である。経済学研究全般がそうである様に、本研究がメタ分析に用いる推定結果の偏相関係数が、上下限に近い値を取るケースは殆ど観察されないため、本稿では(A1)式で算出された偏相関係数を利用するが、 $z$  変換した偏相関係数を用いても、本研究の分析結果が大きく変わらないことは確認している。

ルは、重み $w_k$ の代わりに、重み $w_k^u = 1/v_k^u$ を(A2)式に代入して母数 $\theta$ を推定する<sup>42)</sup>。分散成分にはモーメント法の推定値を用いる。それは、均質性の検定統計量 $Q_r$ を用いた次式

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

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

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

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

本稿では、(A5)式の重み $w_k$ として、雑誌論文であれば経済学雑誌ランキングやインパクト・ファクター、学術図書や学術図書所収論文であれば査読制の有無や出版社等の文献情報に基づき、筆者らが独自に判定した研究水準の10段階評価( $1 \leq w_k \leq 10$ )を用いる<sup>43)</sup>。また、研究水準で加重された結合 $t$ 値 $\bar{T}_w$ と共に、以下(A6)式で得られる重みのない結合 $t$ 値 $\bar{T}_u$ も合わせて報告し、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。

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

更に本稿では、有意水準5%を基準とするフェイルセーフ数(fail-safe N:  $fsN$ )を次式で求め、上記結合 $t$ 値の信頼性を評価する補足的統計量として報告する<sup>44)</sup>。

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

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

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

ここで、 $y_k$ は第 $k$ 推定結果、 $x_k$ は推定結果に差異をもたらすと考えられる研究上の諸要因を表すメタ独立変数、 $\beta_n$ は推定すべきメタ回帰係数、 $e_k$ は残差項である。本稿では、偏

<sup>42)</sup> つまり、メタ固定効果モデルは、 $\delta_\theta^2 = 0$ を仮定した特殊ケースと見なすことができる。

<sup>43)</sup> 研究水準評価方法の詳細は、本稿付録を参照。

<sup>44)</sup> フェイルセーフ数は、効果の有無を判定する標準的有意水準に、研究全体の結合確率水準を導くために追加されるべき平均効果サイズ0の研究数を意味するものであり、(A7)式で求められる $fsN$ の値が大きければ大きい程、結合 $t$ 値の推定結果はより信頼に値すると評価できる。詳しくは、Mullen (1989)及び山田・井上(2012)を参照のこと。

相関係数及び  $t$  値を (A8) 式の従属変数に用いる。

メタ回帰モデル推定量の選択に際して最も留意すべき点は、研究間の異質性である。特定の文献から複数の推定結果を抽出する本研究の場合、この問題への対処は大変重要である。そこで本稿では、Stanley and Doucouliagos (2012)の指針に従い、推定結果を文献毎にクラスター化した上で、標準誤差を頑健推定する最小二乗法推定量(Cluster-robust OLS)、同様のクラスター法を採用し、かつ上述の研究水準、観測数( $N$ )又は標準誤差の逆数( $1/SE$ )を分析的重みとする加重最小二乗法推定量(Cluster-robust WLS)、多段混合効果制限付最尤法推定量(Multi-level mixed effects RLM)及びアンバランスド・パネル推定量<sup>45)</sup>から成る計 6 種類の推定量を用いて (A8) 式を推定し、メタ回帰係数  $\beta_n$  の統計的頑健性を点検する。

推定結果の統合や推定結果間の相違性の要因解析に比肩するメタ分析の重要課題は、いわゆる「公表バイアス」(publication selection bias)の検証である。本稿では、漏斗プロット (funnel plot)、ガルブレイズ・プロット (Galbraith plot)、並びにこの目的のために特別に開発されたメタ回帰モデルの推定を以て、この問題の有無及び程度を分析する。

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

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

---

<sup>45)</sup> 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。

イズ・プロットは、非ゼロ効果の存在を検証するツールとしても用いられる<sup>46)</sup>。

これら2つの散布図に加えて、本稿では、上記2種類の公表バイアス及び真の効果の有無をより厳密に検証するために開発されたメタ回帰モデルの推定結果も報告する。

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

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

を推定し、同式の切片  $\beta_0$  がゼロであるという帰無仮説の検定によって行う<sup>47)</sup>。 $v_k$  は残差項である。切片  $\beta_0$  が有意にゼロでなければ、効果サイズの分布は、左右対称形ではないと判断できる。このため同検定は、別称「漏斗対称性検定」(funnel-asymmetry test: FAT)と呼ばれる。一方、公表バイアス II 型は、(A9)式の左辺を  $t$  値の絶対値に置き換えた下記(A10)式を推定し、FAT と同様に帰無仮説: $\beta_0 = 0$ を検定することで、その有無を判定する。

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

仮に公表バイアスが生じているとしても、入手可能な研究成果の中に、効果サイズに関する正真正銘(genuine)の証拠が存在することはあり得る。Stanley and Doucouliagos (2012)によれば、上記(A9)式の係数  $\beta_1$  がゼロであるという帰無仮説の検定によって、その可能性を検証することができる。帰無仮説: $\beta_1 = 0$ の棄却は、正真正銘の証拠の存在を示唆する。この  $\beta_1$  が推定精度の係数であることから、彼らは、この検定を「精度＝効果検定」(precision-effect test: PET)と名付けている。更に、彼らは、定数項を持たない下記(A11)式を推定し、係数  $\beta_1$  を得ることで、公表バイアスを修正した効果サイズの推定値を得ることができる<sup>48)</sup>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を実際に存在し、係数  $\beta_1$  がその推定値と見なし得るのである。

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

Stanley and Doucouliagos (2012)は、この(A11)式を用いた正真正銘の効果サイズの推定方法に、「標準誤差を用いた精度＝効果推定法」(precision-effect estimate with standard error: PEESE)という名称を与えている<sup>48)</sup>。なお、上記(A9)式から(A11)式の推定に際しては、最

<sup>46)</sup> 詳しくは、Stanley (2005)及び Stanley and Doucouliagos (2009)を参照のこと。

<sup>47)</sup> (A9)式は、効果サイズを従属変数、標準誤差を独立変数とするメタ回帰モデル

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

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

<sup>48)</sup> (A11)式の係数  $\beta_1$  が、公表バイアスを修正した効果サイズの推定値となり得ることは、(A11)式の両辺に標準誤差を乗じた式が、

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<sup>49)</sup>を用いた推定結果も報告し、回帰係数の頑健性を点検する。

メタ回帰モデルを用いた公表バイアスと真の効果の有無に関する以上の検証手順を要約すれば、次の通りとなる。初めに(A9)式を推定して FAT で公表バイアス I 型の、(A10)式を推定して公表バイアス II 型の有無をそれぞれ検証し(第 1 段階)、公表バイアスが検出されれば、次に PET を実行して、公表バイアスが存在する上でも、抽出した推定結果の中に効果サイズに関する正真正銘の証拠があるか否かを検定し(第 2 段階)、帰無仮説が棄却された場合は、最後に PEESE 法を用いて公表バイアスを修正した効果サイズの推定値を報告する(第 3 段階)、という 3 つの段階を踏む。仮に、PET が帰無仮説を受容する場合は、問題となる研究領域は、総体としてゼロではない効果サイズに関する十分な証拠を提出していないと判断することになる<sup>50)</sup>。

---

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

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

<sup>49)</sup> (A9)式及び(A10)式の推定に当たっては、Hausman 検定の結果に従って、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(A11)式は、変量効果モデルを最尤法で推定した結果を報告する。

<sup>50)</sup> この通り、本研究は、基本的に Stanley and Doucouliagos (2012, pp. 78-79)が提唱する公表バイアス検証手続(FAT-PET-PEESE 接近法)を継承するものであるが、第一段階に、(A10)式を用いた公表バイアス II 型の検証を加味した点で異なっている。

## 参考文献

- 上垣彰(2005)『経済グローバリゼーション下のロシア』日本評論社.
- 白鳥正明(1996)『ロシア連邦の銀行制度研究：1992～1995年』日本経済評論社.
- 白鳥正明(2002)「新「ロシア連邦中央銀行(ロシア銀行)法」の制定」『ロシア・ユーラシア経済調査資料』846号, 2-8頁.
- 田畑伸一郎(2012)「2000年代のロシアの経済発展メカニズムについての再考」『経済研究』第63巻第2号, 143-154頁.
- 藤井良広(2002)『EUの知識』(新版第13版)日本経済新聞社.
- 松澤祐介(2006)「市場経済移行期の中央銀行：中欧3カ国の中央銀行の独立性を巡って」『比較経済研究』第43巻第2号, 61-78頁.
- 山田剛史・井上俊哉偏(2012)『メタ分析入門：心理・教育研究の系統的レビューのために』東京大学出版会.
- Acemoglu, Daron, Simon Johnson, Pablo Querubin and James A. Robinson (2008), When does policy reform work? the case of central bank independence, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 351-417.
- Äimä, Kustaa (1998), Central bank independence in the Baltic countries, *Review of Economics in Transition*, 4, pp. 5-34.
- Alesina, Alberto (1988), Macroeconomics and politics, *NBER Macroeconomics Annual*, 3, pp. 13-52.
- Alesina, Alberto and Lawrence Summers (1993), Central bank independence and macroeconomic performance: some comparative evidence, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 25:2, pp. 151-162.
- Alpanda, Sami and Adam Honig (2014), The impact of central bank independence on the performance of inflation targeting regimes, *Journal of International Money and Finance*, 44, pp. 118-135.
- Amone, Marco, Bernard J. Laurens and Jean-Francois Segalotto (2006), The measurement of central bank autonomy: survey of models, indicators, and empirical evidence, Working Paper No. 06/227, International Monetary Fund (IMF): Washington, D.C.
- Åslund, Anders (1995), How Russia became a market economy, Brookings Institution: Washington, D.C.
- Balino, Tomas J. T., David S. Hoelscher, and Jakob Horder (1997), Evolution of monetary policy instruments in Russia, Working Paper No. 97/180, International Monetary Fund (IMF): Washington, D.C.
- Barisitz, Stephan (2008), *Banking in Central and Eastern Europe 1980-2006*, Routledge: London and New York.
- Barro, Robert J. and David B. Gordon (1983), Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy, *Journal of Monetary Economics*, 12, pp. 101-121.
- Blejer, Mario I. and Silvia B. Sagari (1992), Hungary: the initial stages in the financial sector reform of a socialist economy in transition, *Applied Financial Economics*, 2:1, pp. 33-42.
- Bogoev, Jane, Goran Petrevski and Bruno S. Sergi (2012a), Investigating the link between central bank independence and inflation in Central and Eastern Europe, *Eastern European Economics*, 50:4, pp. 78-96.
- Bogoev, Jane, Goran Petrevski and Bruno S. Sergi (2012b), Reducing inflation in ex-communist economies independent central banks versus financial sector development, *Problems of Post-Communism*, 59:4, pp. 38-55.
- Bouyon, Sylvain (2009), Currency substitution and central bank independence in the Central and Eastern European economies, *Journal of Economic Integration*, 24:4, pp. 597-633.
- Civelekoğlu, İlke (2013), It takes two to tango: the role of the European Union and domestic

- governments in the making of central bank reform in Hungary, *International Relations/Uluslararası İlişkiler*, 9:36, pp. 129-148.
- Cohen, Jacob (1988), *Statistical power analysis in the behavioral sciences*, 2nd edition, Lawrence Erlbaum Associates: Hillsdale.
- Cukierman, Alex (1992), *Central bank strategy, credibility, and independence: theory and evidence*, MIT Press: Cambridge, MA and London.
- Cukierman, Alex, Geoffrey P. Miller and Bilin Neyapti (2002), Central bank reform, liberalization and inflation in transition economies: an international perspective, *Journal of Monetary Economics*, 49:2, pp. 237–264.
- Cukierman, Alex, Steven B. Webb and Bilin Neyapti (1992), Measuring the independence of central banks and its effect on policy outcomes, *World Bank Economic Review*, 6:3, 353-398.
- Dabrowski, Marek (1995), *The reasons of the collapse of the Ruble zone*, Center for Social and Economic Research: Warsaw.
- de Haan, Jacob, Helge Berger and Erik van Fraassen (2001), How to reduce inflation: an independent central bank or a currency board? the experience of the Baltic Countries, Discussion Papers No. 96/2001, LICOS Centre for Transition Economics, Katholieke Universiteit Leuven: Leuven, pp. 1-28.
- de Haan, Jakob and Willem J. Kooi (2000), Does central bank independence really matter? new evidence for developing countries using a new indicator, *Journal of Banking and Finance*, 24:4, pp. 643-664.
- Djankov, Simeon and Peter Murrell (2002), Enterprise restructuring in transition: a quantitative survey, *Journal of Economic Literature*, 40:3, pp. 739-792.
- Dumiter, Florin Cornel (2011), Estimating the impact of central bank independence upon macroeconomic performance using a panel data model, *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 2011:4, pp. 106-128.
- EBRD (European Bank for Reconstruction and Development), *Transition report*, EBRD: London. (various issues)
- EBRD (2014), *Transition report 2014: innovation in transition*, EBRD: London.
- Eijffinger, Sylvester C. W. and Patrick Stadhouders (2003), *Monetary policy and the rule of law*, Discussion Paper No. 3698, Centre for Economic Policy Research (CEPR): London.
- Foundation for EU Democracy (2008), *Consolidated reader-friendly edition of the treaty on European Union (TEU) and the treaty on the functioning of the European Union (TFEU) as amended by the treaty of Lisbon (2007)*. (available at: <http://www.eudemocrats.org>)
- Gondat-Larralde, Celine and Laetiti Lepetit (2001), The impact of market structure and efficiency on bank profitability: an empirical analysis of banking industries in Central and Eastern Europe, In: Dickinson, David G. and Andrew W. Mullineux (eds), *Financial and monetary integration in the new Europe: convergence between the EU and Central and Eastern Europe*, Edward Elgar: Cheltenham, pp. 416-442.
- Gregory, Paul R. and Robert Stuart (1986), *Soviet economic structure and performance*, 3rd edition, Harper and Row: New York. (吉田靖彦訳『ソ連経済：構造と展望』(第3版)教育社, 1987年)
- Grillini, Vittorio, Danato Masciandaro and Guido Tabellini (1991), Political and monetary institutions and public financial policies in the industrial countries, *Economic Policy*, 6:13, pp. 342-392.
- Gutiérrez, Eva (2004), Inflation performance and constitutional central bank independence: evidence from Latin America and the Caribbean, *Economía Mexicana - NUEVA ÉPOCA*, 13:2, pp. 255-287.
- Hammermann, Felix and Mark Flanagan (2007), What explains persistent inflation differentials across transition economies? Working Paper No. 07/189, International Monetary Fund (IMF): Washington, D.C.

- Iwasaki, Ichiro and Taku Suzuki (2015), Radicalism versus gradualism: an analytical survey of the transition strategy debate, *Journal of Economic Surveys*. (In press)
- Johnson, Juliet Ellen (1994), The Russian banking system: institutional responses to the market transition, *Europe-Asia Studies*, 46:6, pp. 971-995.
- Johnson, Juliet Ellen (2004), Does central bank independence matter in Russia?, PONARS Policy Memo, No. 349, pp. 1-5.
- Jácome, Luis I. and Francisco Vázquez (2005), Any link between legal central bank independence and inflation? evidence from Latin America and the Caribbean, Working Paper No. 05/75, International Monetary Fund (IMF): Washington, D. C.
- Jácome, Luis I. and Francisco Vázquez (2008), Is there any link between legal central bank independence and inflation? evidence from Latin America and the Caribbean, *European Journal of Political Economy*, 24:4, pp. 788-801.
- Klomp, Jeroen and Jakob de Haan (2010), Inflation and central bank independence: a meta-regression analysis, *Journal of Economic Surveys*, 24:4, pp. 593-621.
- Kokorev, V. and A. Remizov (1996), Modernization of Russia's credit system under conditions of a liquidity crisis: is it possible to devalue money without a rise of Inflation? *Problems of Economic Transition*, 39:8, pp. 41-65.
- Krause, Stefan and Fabio Méndez (2008), Institutions, arrangements and preferences for inflation stability: evidence and lessons from a panel data analysis, *Journal of Macroeconomics*, 30:1, pp. 282-307.
- Kydland, Finn E. and Edward C. Prescott (1977), Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans, *Journal of Political Economy*, 85, pp. 473-492.
- Lavigne, Marie (1999), *The economics of transition from socialist economy to market economy*, Macmillan: New York. (栖原学訳『移行の経済学：社会主義経済から市場経済へ』日本評論社, 2001年)
- Loungani, Prakashl and Nathan Sheets (1997), Central bank independence, inflation, and growth in transition economies, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29:3, pp. 381-399.
- MPD of NBH (Monetary Policy Department of the National Bank of Hungary) (2000), *Monetary policy in Hungary* (edited by Ilona Bozo), National Bank of Hungary: Budapest.
- Maliszewski, Wociecz S. (2000), Central bank independence in transition economies, *Economics of Transition*, 8:3, pp. 749-789.
- Maslowska, Aleksandra A. (2011), Quest for the best: how to measure central bank independence and show its relationship with inflation, *AUCO Czech Economic Review*, 5:2, pp. 132-161.
- Meagher, Patrick (2003), Changing hands: governance and transformation in Hungary's financial sector, *Review of Central and East European Law*, 28:1, pp. 1-76.
- Meyendorff, Anna and Anjan V. Thakor (2002), Financial system reform in emerging economies: the case of Romania, In: Meyendorff, Anna and Anjan V. Thakor (eds.), *Designing financial systems in transition economies: strategies for reform in Central and Eastern Europe*, MIT Press: Cambridge, MA and London, pp. 147-176.
- Moscow Times (2002), Gerashchenko exits central bank, *The Moscow Times*, 18 March 2002.
- 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)
- Murphy, A. and Z. Sabov (1991), Financial institution structures in a developing two-tier banking system: an empirical perspective from Eastern Europe, *Journal of Banking and Finance*, 15:6, pp. 1131-1142.
- Perera, Anli, Deborah Ralston and Jayasinghe Wickramanayake (2013), Central bank financial strength and inflation: is there a robust link? *Journal of Financial Stability*, 9:3, pp. 399-414.
- Petrevski, Goran, Jane Bogoev and Bruno S. Sergi (2012), The link between central bank independence

- and inflation in Central and Eastern Europe: are the results sensitive to endogeneity issue omitted dynamics and subjectivity bias? *Journal of Post Keynesian Economics*, 34:4, pp. 611-652.
- Rautava, Jouko (1993), Monetary overhang, inflation and stabilization in the economies in transition, *Review of Economics in Transition*, No. 4, Bank of Finland, Institute for Economics in Transition (BOFIT): Helsinki.
- Rogoff, Kenneth (1985), The optimal degree of commitment to an intermediate monetary target, *Quarterly Journal of Economics*, 100:4, pp. 1169-1189.
- Romer, David (1996), *Advanced macroeconomics*, McGraw-Hill: Columbus, OH. (堀雅博・岩城博夫・南条隆訳『上級マクロ経済学』日本評論社, 1998年)
- Smaghi, Lorenzo Bini (2008), Central bank independence in the EU: from theory to practice, *European Law Review*, 14:4, pp. 446-460.
- 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.
- Sturm, Jan-Egbert and Jakob de Haan (2001), Inflation in developing countries: does central bank independence matter? new evidence based on a new data set, Working Paper No. 511, CESifo: Munich.
- Szapary, Gyorgy (2002), Banking sector reform in Hungary: what have we learned and what are the prospects? *Comparative Economic Studies*, 44:2/3, pp. 103-124.
- Varhegyi, Eva (1994), The 'second' reform of the Hungarian banking system, In: Bonin, John P. and Istvan P. Szekely (eds.), *The development and reform of financial systems in Central and Eastern Europe*, Edward Elgar: Aldershot, pp. 293-308.
- Wagner, Helmut (1999), Central bank independence and the lessons for transition economies from developed and developing countries, *Comparative Economic Studies*, 41:4, pp. 1-22.
- Walsh, Carl E. (1997), Inflation and central bank independence: is Japan really an outlier? *Monetary and Economic Studies*, 15:1, pp. 89-117.

表1 中東欧・旧ソ連諸国における銀行部門の  
発展水準(2014年)

国名 <sup>1)</sup>	EBRD銀行部門 移行指標 <sup>2)</sup>
エストニア	4-
スロヴァキア	4-
ポーランド	4-
クロアチア	3+
ラトヴィア	3+
リトアニア	3+
スロヴェニア	3
ハンガリー	3
ブルガリア	3
ルーマニア	3
アルバニア	3-
ウクライナ	3-
ジョージア	3-
セルビア	3-
ボスニア・ヘルツェゴビナ	3-
マセドニア	3-
モンテネグロ	3-
ロシア	3-
アルメニア	2+
カザフスタン	2+
コソボ	2+
モルドヴァ	2+
アゼルバイジャン	2
キルギスタン	2
タジキスタン	2
ベラルーシ	2
ウズベキスタン	1
トルクメニスタン	1

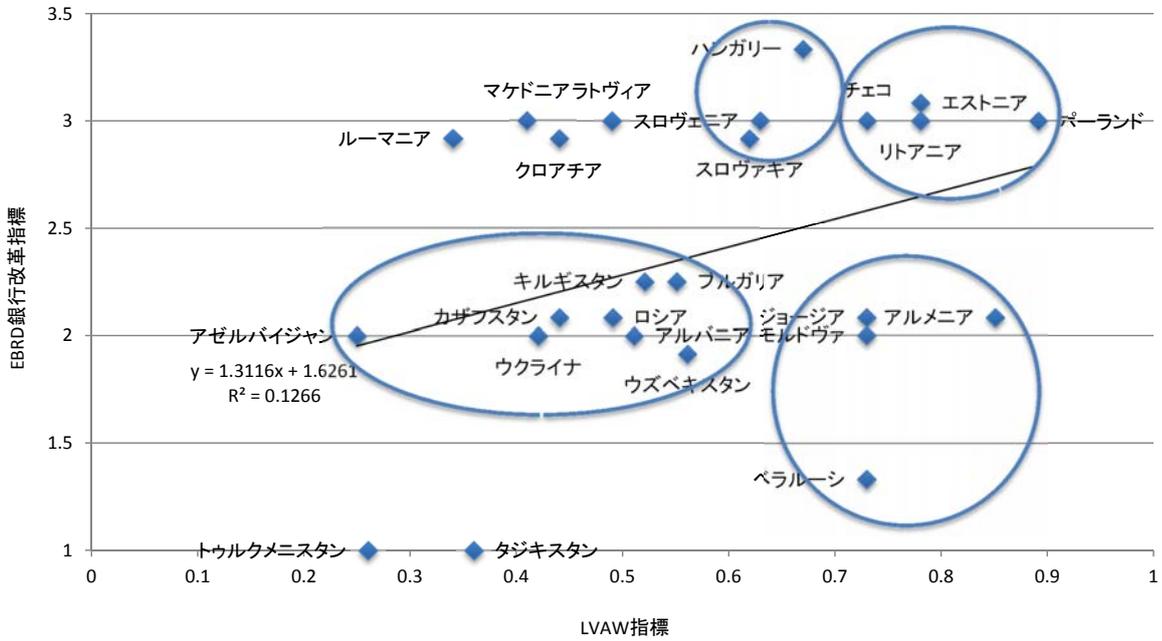
(注1) チェコ共和国は調査対象外。

(注2) 最低値1から最高値4+を範囲とする。指標1は、中央  
計画経済体制時代の銀行部門と殆ど差がないことを、逆  
に、指標4+は、先進諸国の基準を満たしていることを意  
味する。

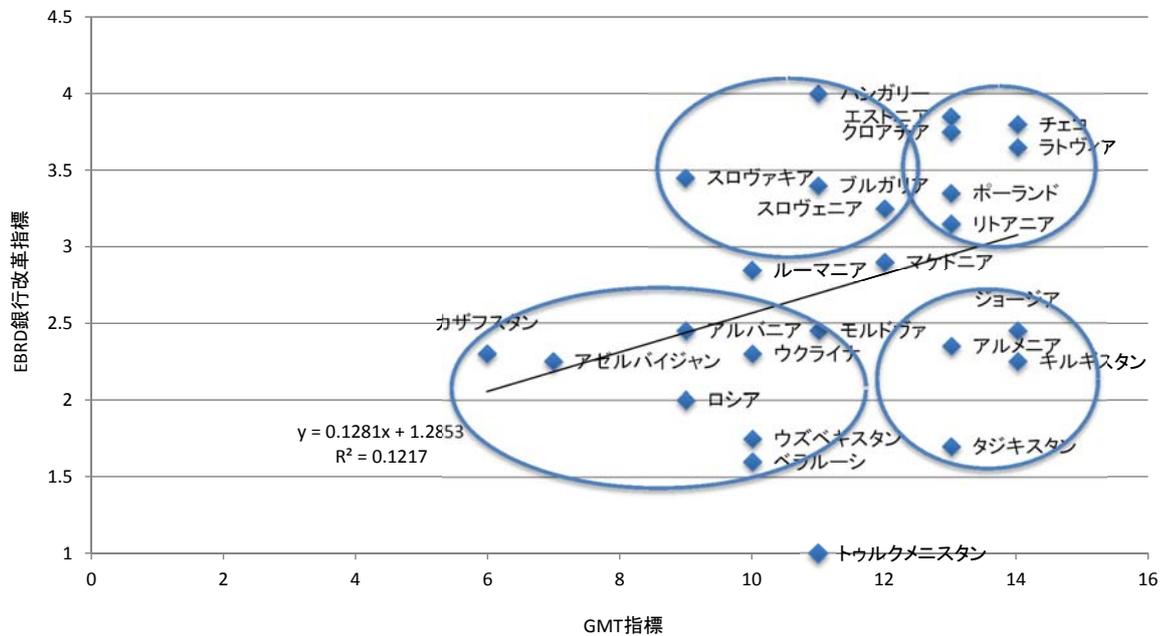
(出所) EBRD (2014, p. 114).

図1 中東欧・旧ソ連諸国における銀行改革と中央銀行独立性の相関関係

(a) 1990年代中期



(b) 2000年代前期



(注) (a)縦軸のEBRD銀行改革指標は、1995～1997年の年平均値であり、(b)縦軸のそれは、2001～2005年の年平均値である。(a)横軸のLVAW指標は、Cukierman et al. (2002)が、1996年前後に有効であった各国中央銀行法等を参照して作成した評価値であり、他方、(b)横軸のGMT指標は、Bogoev et al. (2012b)が、2003年前後に有効であった各国中央銀行法等に基づいて作成した評価値である。

(出所) EBRD, Transition Report各年版、Cukierman et al. (2002)及びBogoev et al. (2012b)に基づき筆者作成。

表2 中東欧・旧ソ連諸国における消費者物価の推移(1989～2010年)

(年平均, 対前年度比変化率%)

	1989年	1990年	1991年	1992年	1993年	1994年	1995年	1996年	1997年	1998年	1999年	2000年	2001年	2002年	2003年	2004年	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年
(a) 中東欧EU加盟諸国																						
ブルガリア	6.4	26.3	333.5	82.0	73.0	96.3	62.0	123.0	1082.0	22.2	0.7	9.9	7.4	5.9	2.3	6.1	5.0	7.3	8.4	12.3	2.8	1.9
クロアチア		609.5	123.0	665.5	1517.5	97.6	2.0	3.5	3.6	5.7	4.0	4.6	3.8	1.7	1.8	2.1	3.3	3.2	2.9	6.1	2.4	0.9
チェコ	1.4	9.7	52.0	11.1	20.8	9.9	9.6	8.9	8.4	10.6	2.1	4.0	4.7	1.8	0.2	2.8	1.9	2.6	3.0	6.3	7.3	1.0
エストニア	6.1	23.1	210.5	1076.0	89.8	47.7	29.0	23.1	11.2	8.1	3.3	4.0	5.8	3.6	1.3	3.0	4.1	4.4	6.6	10.4	-0.1	2.8
ハンガリー	17.0	28.9	35.0	23.0	22.5	18.8	28.2	23.6	18.3	14.3	10.0	9.8	9.2	5.3	4.7	6.8	3.6	3.9	8.0	6.1	4.2	4.5
ラトヴィア	4.7	10.5	172.2	951.2	109.2	35.9	35.9	25.0	17.6	8.4	4.7	2.6	2.5	1.9	2.9	6.2	6.7	6.5	10.1	15.4	3.5	-2.5
リトアニア	2.1	8.4	224.7	1020.5	410.4	72.1	39.6	24.6	8.9	5.1	0.8	1.0	1.5	0.3	-1.1	1.2	2.7	3.8	5.7	11.0	4.2	1.0
ポーランド	251.1	585.8	70.3	43.0	35.3	32.2	27.8	19.9	14.9	11.8	7.3	10.1	5.5	1.9	0.8	3.5	2.2	1.2	2.4	4.3	3.8	2.4
ルーマニア	1.1	5.1	170.2	210.4	256.1	136.7	32.3	38.8	154.8	59.1	45.8	45.7	34.5	22.5	15.3	11.9	9.1	6.6	4.9	7.9	5.6	6.1
スロヴァキア	2.3	10.8	61.2	10.0	23.2	13.4	9.9	5.8	6.1	6.7	10.6	12.0	7.3	3.0	8.5	7.5	2.5	4.5	2.8	4.6	1.6	1.5
スロヴェニア	1285.3	551.6	115.0	207.3	32.9	21.0	13.5	9.9	8.4	8.0	6.2	8.9	8.4	7.5	5.6	3.6	2.5	2.5	3.6	5.7	0.9	1.8
(b) 中東欧非EU加盟諸国																						
アルバニア	0.0	0.0	35.5	226.0	85.0	22.6	7.8	12.7	33.2	20.6	0.4	0.1	3.1	5.2	2.3	2.9	2.4	2.4	2.9	1.1	3.4	3.5
モンテネグロ							97.0	80.2	23.4	32.4	67.6	97.1	22.6	16.0	6.7	2.4	2.3	3.0	4.2	8.3	3.4	1.4
セルビア						3.3	78.6	94.3	18.3	30.0	41.1	70.0	91.8	19.5	11.7	10.1	16.5	12.7	6.5	12.4	8.1	5.7
(c) 旧ソ連諸国																						
アルメニア	4.8	10.3	274.0	1346.0	1822.0	4962.0	175.8	18.7	14.0	8.7	0.7	-0.8	3.1	1.1	4.7	7.0	0.6	2.9	4.4	9.0	3.4	8.5
アゼルバイジャン		7.8	107.0	912.0	1129.0	1664.0	412.0	19.7	3.5	-0.8	-8.5	1.8	1.5	2.8	2.2	6.7	9.6	8.3	16.7	20.8	1.5	5.0
ベラルーシ	1.7	4.7	94.1	970.3	1190.2	2221.0	709.3	52.7	63.9	72.9	293.7	168.6	61.1	42.5	28.4	18.1	10.3	7.0	8.4	14.9	12.8	7.1
ジョージア		3.3	79.0	887.4	3125.4	15606.5	162.7	39.4	7.1	3.6	19.2	4.1	4.6	5.7	4.9	5.7	8.4	9.2	9.3	10.0	1.7	4.8
カザフスタン			78.8	1381.0	1662.3	1892.0	176.3	39.1	17.4	7.1	8.3	13.2	8.4	5.9	6.4	6.9	7.6	8.6	10.8	17.2	7.3	6.9
キルギスタン			85.0	855.0	772.4	180.7	43.5	31.9	23.4	10.5	35.9	18.7	6.9	2.0	2.5	4.0	5.2	5.7	10.2	24.5	6.8	6.4
モルドヴァ							29.9	23.5	11.8	7.7	39.3	31.3	9.8	5.3	11.7	12.5	12.0	12.8	12.4	12.8	-0.1	7.4
ロシア	2.0	5.6	92.7	1526.0	875.0	311.4	197.7	47.8	14.7	27.8	85.7	20.8	21.6	16.0	13.6	11.0	12.5	9.8	9.1	14.1	11.7	6.7
タジキスタン	2.0	5.6	111.6	1156.7	2600.7	350.4	612.5	418.5	88.0	43.2	27.5	32.9	38.6	12.2	16.4	7.2	7.3	10.0	13.1	20.5	6.4	7.5
トルクメニスタン	2.1	4.6	103.0	493.0	3102.0	1748.0	1005.3	992.4	83.7	16.8	24.2	8.3	11.6	8.8	5.6	5.9	10.7	8.2	6.3	14.5	-2.7	5.0
ウクライナ	2.2	4.2	91.0	1210.0	4734.0	891.0	377.0	80.0	15.9	10.6	22.7	28.2	12.0	0.8	5.2	9.0	13.5	9.1	12.8	25.2	15.9	10.8
ウズベキスタン	0.7	4.0	109.7	645.1	534.2	1568.3	304.6	54.0	70.9	29.0	29.1	25.0	27.3	27.3	11.6	6.6	10.0	14.2	12.3	12.7	14.1	10.0

(出所) EBRD, Transition Report各年版及び同行公開データ(<http://www.ebrd.com/what-we-do/economic-research-and-data/data/forecasts-macro-data-transition-indicators.html>) に基づき筆者作成。

表3 中央銀行独立性のインフレーション抑制効果に関する抽出推定結果内訳

(a) 移行経済研究

著者(発表年)	研究対象国					推定期間 <sup>4)</sup>	データ形式	中央銀行独立性変数タイプ						抽出推定結果数	平均精度(AP) <sup>5)</sup>
	研究対象国数	国家カテゴリー別内訳						総合指標	政治指標	経済指標	法律指標	総交代率	総任期		
		中東欧EU加盟国 <sup>1)</sup>	中東欧非EU加盟国	旧ソ連諸国 <sup>2)</sup>	その他 <sup>3)</sup>										
Loungani and Sheets (1997)	12	7	1	4	0	1993年	横断面	✓					✓	7	11.24
Maliszewski (2000)	20	8	2	10	0	1990～1998年	横断面, パネル	✓	✓	✓				29	113.10
Cukierman et al. (2002)	26	11	2	12	1	1989～1998年	パネル				✓			6	25.04
Eijffinger and Stadhouders (2003)	18	10	1	7	0	1990～1996年	横断面				✓			20	2.84
Hammermann and Flanagan (2007)	19	10	5	4	0	1995～2004年	パネル				✓			2	15.93
Dumiter (2011)	20	8	5	4	3	2006～2008年	パネル	✓						2	6.05
Maslowska (2011)	25	11	2	11	1	1990～2007年	パネル	✓	✓	✓	✓	✓		11	2.47
Bogoev et al. (2012a)	17	11	4	2	0	1990～2009年	パネル	✓			✓			8	87.33
Bogoev et al. (2012b)	28	11	4	12	1	1990～2010年	パネル	✓			✓			16	26.46
Petrevski et al. (2012)	17	11	4	2	0	1990～2009年	パネル	✓			✓			8	24.96

(続く)

## (b)比較対象研究

著者(発表年)	研究対象国			推定期間 <sup>4)</sup>	データ形式	中央銀行独立性変数タイプ						抽出推定 結果数	平均精度 (AP) <sup>5)</sup>
	研究対 象国数	国家カテゴリー別内訳				総合 指標	政治 指標	経済 指標	法律 指標	総裁 交代率	総裁 任期		
		先進国	開発途上国										
Walsh (1997)	19	19	0	1980～1993年	横断面				✓			2	120.69
de Haan and Kooi (2000)	75	0	75	1980～1989年	横断面					✓		17	16.62
Sturm and de Haan (2001)	76	0	76	1990～1989年	横断面					✓		4	0.09
Eijffinger and Stadhouders (2003)	44	17	27	1980～1989年	横断面				✓	✓		31	7.01
Gutiérrez (2004)	25	0	25	1995～2001年	横断面		✓		✓			13	108.92
Jácome and Vázquez (2005)	24	0	24	1990～2002年	パネル	✓			✓			18	132.09
Jácome and Vázquez (2008)	24	0	24	1985～1992年	パネル	✓			✓	✓		18	72.61
Krause and Méndez (2008)	12	0	12	1980～1999年	パネル					✓		2	5.93
Dumiter (2011)	20	20	0	2006～2008年	パネル	✓						2	9.35
Maslowska (2011)	63	0	63	1980～2007年	パネル	✓	✓	✓	✓	✓		41	28.44
Perera et al. (2013)	18	6	12	1996～2008年	パネル					✓		21	14.10
Alpanda and Honig (2014)	22	22	0	1980～2006年	パネル				✓	✓		4	0.13

(注1) 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、ブルガリア及びクロアチアの11か国を指す。

(注2) バルト諸国を除く。

(注3) モンゴル及び他新興市場諸国。

(注4) 推定結果によってその期間が異なる場合もある。

(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 $AP=\{\Sigma(1/SE)\}/K$ から算出する。

(出所)筆者作成。

表 4 抽出推定結果の偏相関係数及び $t$ 値の記述統計量

(a) 偏相関係数

	抽出数( $K$ )	平均	中央値	標準偏差	最大値	最小値	尖度	歪度
移行経済研究	109	-0.134	-0.069	0.276	0.456	-0.798	0.073	-0.413
比較対象研究	173	-0.163	-0.169	0.202	0.445	-0.798	0.628	0.253

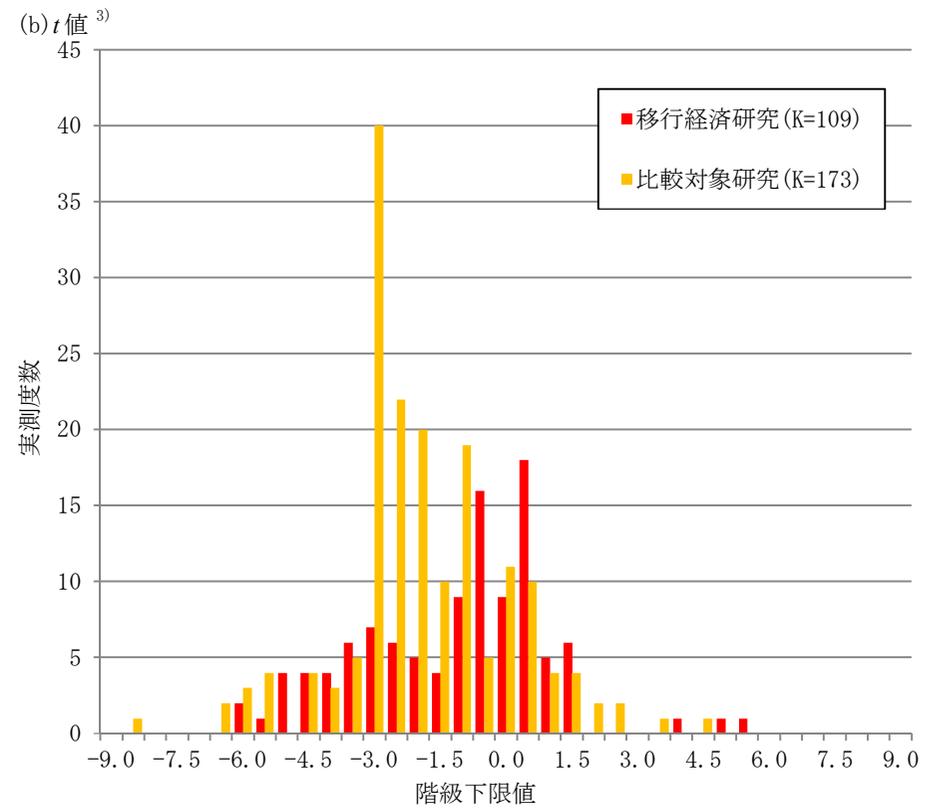
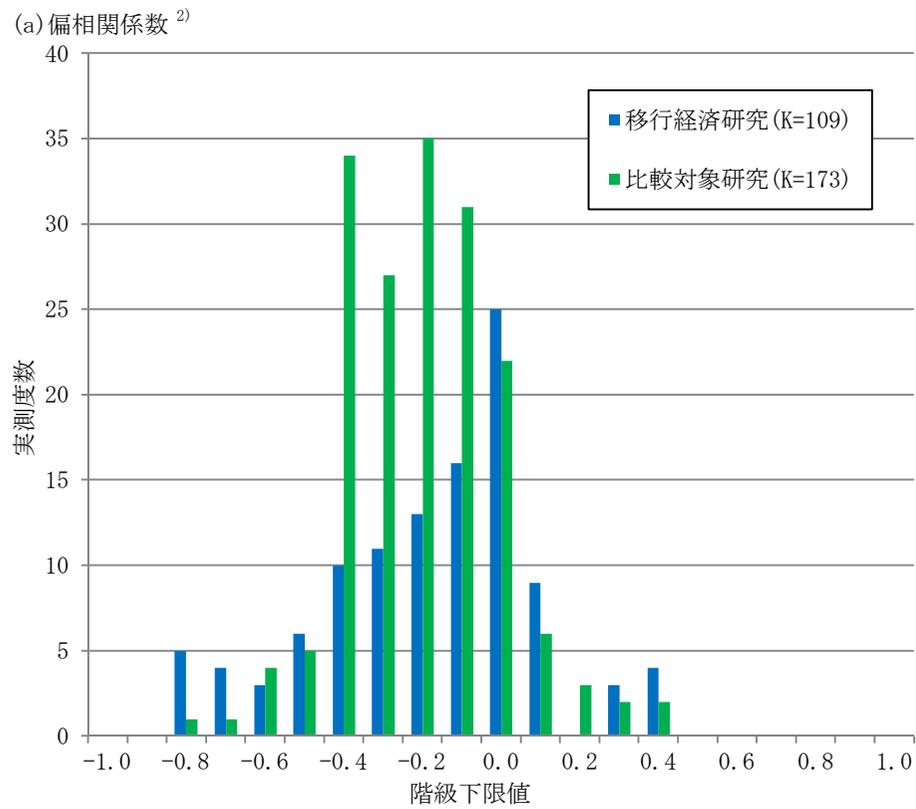
(b)  $t$ 値

	抽出数( $K$ )	平均	中央値	標準偏差	最大値	最小値	尖度	歪度
移行経済研究	109	-0.952	-0.500	2.167	5.833	-6.000	0.579	0.025
比較対象研究	173	-1.665	-1.933	1.920	4.510	-8.057	1.178	0.095

(注) 総交代率は、抽出推定結果の符号を逆転した上で分析に用いている。

(出所) 筆者算定。

図2 中央銀行独立性のインフレーション抑制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：移行経済研究対比較対象研究<sup>1)</sup>



(注1) 総交代率は、抽出推定結果の符号を逆転した上で分析に用いている。  
 (注2) 正規分布への適合度検定：移行経済研究  $\chi^2=33.425, p=0.001$ ; 比較対象研究  $\chi^2=21.236, p=0.047$   
 (注3) 正規分布への適合度検定：移行経済研究  $\chi^2=49.049, p=0.003$ ; 比較対象研究  $\chi^2=98.825, p=0.000$   
 (出所) 筆者作成。

表5 中央銀行独立性のインフレーション抑制効果に関する推定結果のメタ統合：移行経済研究対比較対象研究<sup>1)</sup>

	抽出推定結果数 (K)	(a) 偏相関係数の統合			(b) $t$ 値の結合 <sup>4)</sup>			
		固定効果 ( $R_f$ ) (漸近 $z$ 値) <sup>2)</sup>	変量効果 ( $R_v$ ) (漸近 $z$ 値) <sup>2)</sup>	均質性の検定 ( $Q_r$ ) <sup>3)</sup>	$T_u$ ( $p$ 値)	$T_w$ ( $p$ 値)	$T_m$	ファイルセーフ数 ( $fsN$ ) <sup>5)</sup>
(1) 移行経済研究	109	-0.058 *** (-7.19)	-0.114 *** (-5.54)	554.359 ***	-9.938 *** (0.00)	-1.779 ** (0.04)	-0.500	3870
(1a) 研究対象国による比較								
観測値に占める中東欧EU加盟諸国の比率が50%以上の研究	45	-0.098 *** (-6.85)	-0.111 *** (-3.44)	152.069 ***	-6.157 *** (0.00)	-1.364 * (0.09)	-0.500	585
観測値に占める中東欧EU加盟諸国の比率が50%未満の研究	64	-0.039 *** (-4.03)	-0.117 *** (-4.43)	390.737 ***	-7.807 *** (0.00)	-1.253 (0.11)	-0.500	1378
(1b) 推定期間による比較								
推定期間が1990年代に限定された研究	62	-0.154 *** (-8.98)	-0.148 *** (-4.14)	228.058 ***	-8.004 *** (0.00)	-1.143 (0.13)	-0.829	1406
推定期間に2000年代を含む研究	47	-0.031 *** (-3.36)	-0.075 *** (-3.08)	286.096 ***	-5.942 *** (0.00)	-2.150 ** (0.02)	-0.270	566
(1c) データ形式による比較								
横断面データを用いた研究	43	-0.312 *** (-9.14)	-0.256 *** (-4.61)	106.281 ***	-7.629 *** (0.00)	-1.651 ** (0.05)	-0.857	882
パネルデータを用いた研究	66	-0.043 *** (-5.17)	-0.068 *** (-3.22)	389.441 ***	-6.614 *** (0.00)	-1.078 (0.14)	-0.237	1001
(1d) 中央銀行独立性変数タイプによる比較								
総合指標を用いた研究	54	-0.061 *** (-5.67)	-0.124 *** (-3.95)	395.558 ***	-8.231 *** (0.00)	-1.281 * (0.10)	-0.652	1298
政治指標を用いた研究	2	-0.395 *** (-3.06)	-0.395 (-3.06)	0.428	-3.069 *** (0.00)	-0.538 (0.30)	-2.170	5
経済指標を用いた研究	2	-0.476 *** (-4.01)	-0.436 (-1.64)	4.829 **	-3.781 *** (0.00)	-0.663 (0.25)	-2.674	9
法律指標を用いた研究	47	-0.040 *** (-3.21)	-0.060 *** (-2.64)	103.462 **	-3.656 *** (0.00)	-0.888 (0.19)	-0.250	185
総裁交代率を用いた研究	1	-0.798 *** (-5.12)	-0.798 *** (-5.12)	0.000	-5.120 *** (0.00)	-5.120 *** (0.00)	-5.120	9
総裁任期を用いた研究	3	-0.392 ** (-2.31)	-0.376 ** (-2.02)	2.315	-1.964 ** (0.02)	-0.218 (0.41)	-0.500	1
(2) 比較対象研究	173	-0.114 *** (-20.29)	-0.152 *** (-12.05)	695.640 ***	-21.804 *** (0.00)	-3.930 *** (0.00)	-1.933	30221

(注1) 総裁交代率は、抽出推定結果の符号を逆転した上で分析に用いている。

(注2) 帰無仮説：統合効果サイズが0。

(注3) 帰無仮説：効果サイズが均質。

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

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

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

(出所) 筆者推定。

表6 中央銀行独立性のインフレーション抑制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 <sup>1)</sup>		
		平均	中央値	標準偏差
中東欧非EU加盟国比率	観測値に含まれる中東欧非EU加盟国の比率	0.120	0.100	0.063
旧ソ連諸国比率	観測値に含まれる旧ソ連諸国の比率	0.382	0.429	0.128
その他移行・新興市場諸国比率	観測値に含まれるモンゴル及び非中東欧・旧ソ連諸国の比率	0.014	0.000	0.025
推定期間初年度	推定に用いたデータの初年度	1991.028	1990	2.706
推定年数	推定に用いたデータの年数	11.661	9	6.177
パネルデータ	パネルデータを用いた研究(=1), その他(=0)	0.606	1	0.491
OLS	最小二乗推定量を利用した推定結果(=1), その他(=0)	0.468	0	0.501
貨幣減価率	物価変数が貨幣減価率である研究(=1), その他(=0)	0.817	1	0.389
対数変換値	物価変数が対数変換値である研究(=1), その他(=0)	0.147	0	0.356
ランキング	物価変数がランキング値である研究(=1), その他(=0)	0.018	0	0.135
政治指標	中央銀行独立性変数が政治指標である研究(=1), その他(=0)	0.018	0	0.135
経済指標	中央銀行独立性変数が経済指標である研究(=1), その他(=0)	0.018	0	0.135
法律指標	中央銀行独立性変数が法律指標である研究(=1), その他(=0)	0.431	0	0.498
総交代率 <sup>2)</sup>	中央銀行独立性変数が総交代率である研究(=1), その他(=0)	0.009	0	0.096
総任期	中央銀行独立性変数が総任期である研究(=1), その他(=0)	0.028	0	0.164
ラグ変数	中央銀行独立性変数がラグ変数(=1), その他(=0)	0.266	0	0.444
√自由度 <sup>3)</sup>	推定モデルの自由度の平方根	9.902	9.434	6.126
研究水準 <sup>4)</sup>	研究水準の10段階評価	4.385	4	3.477
移行経済研究	移行経済諸国に関する研究(=1), その他(=0)	0.387	0	0.000

(注1) 最下段の移行経済研究は、全研究の統計量が、それ以外の変数は、移行経済研究の統計量が報告されている。

(注2) 総交代率は、抽出推定結果の符号を逆転した上で分析に用いている。

(注3) 全研究の記述統計量は次の通り：平均：10.944，中央値：9.938，標準偏差：6.347。

(注4) 評価方法の詳細は、本稿付録を参照。全研究の記述統計量は次の通り：平均：4.220，中央値：1，標準偏差：3.632。

(出所) 筆者算定。

表7 移行経済諸国における中央銀行独立性のインフレーション抑制効果に関するメタ回帰分析<sup>1)</sup>

(a) 従属変数：偏相関係数

推定量 <sup>2)</sup>	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	Multi-level mixed effects RML	Random-effects panel GLS
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6] <sup>3)</sup>
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(中東欧EU加盟国比率)						
中東欧非EU加盟国比率	-9.956 (9.65)	-7.469 (10.19)	-23.689 *** (6.90)	-34.031 *** (4.44)	-9.956 (8.81)	-9.956 (9.65)
旧ソ連諸国比率	-4.232 (2.85)	-5.390 * (2.86)	-8.340 *** (2.05)	-10.677 *** (1.30)	-4.232 (2.61)	-4.232 (2.85)
その他移行・新興市場諸国比率	62.748 *** (15.97)	26.767 * (13.97)	39.720 *** (11.34)	24.433 *** (7.30)	62.748 *** (14.58)	62.748 *** (15.97)
推定期間						
推定期間初年度	0.323 (0.20)	0.076 (0.23)	0.609 *** (0.14)	0.864 *** (0.09)	0.323 * (0.19)	0.323 (0.20)
推定年数	0.027 (0.03)	-0.040 (0.03)	0.059 *** (0.01)	0.101 *** (0.01)	0.027 (0.02)	0.027 (0.03)
データ形式(横断面データ)						
パネルデータ	-4.214 *** (1.05)	-0.484 (0.79)	-2.705 *** (0.74)	-2.009 *** (0.48)	-4.214 *** (0.96)	-4.214 *** (1.05)
推定量(OLS以外)						
OLS	-4.947 *** (1.50)	-0.487 (1.16)	-2.784 ** (1.03)	-1.723 ** (0.67)	-4.947 *** (1.37)	-4.947 *** (1.50)
物価変数タイプ(無加工変数)						
貨幣減価率	7.158 *** (1.63)	4.431 ** (1.88)	9.420 *** (1.08)	11.085 *** (0.73)	7.158 *** (1.49)	7.158 *** (1.63)
対数変換値	3.006 * (1.53)	3.225 * (1.56)	5.156 *** (1.02)	6.248 *** (0.69)	3.006 ** (1.40)	3.006 ** (1.53)
ランキング	3.141 * (1.56)	3.408 * (1.58)	5.332 *** (1.04)	6.432 *** (0.69)	3.141 ** (1.42)	3.141 ** (1.56)
中央銀行独立性変数タイプ(総合指標)						
政治指標	-0.011 (0.07)	-0.057 ** (0.02)	-0.071 *** (0.01)	-0.038 *** (0.00)	-0.011 (0.07)	-0.011 (0.07)
経済指標	-0.038 (0.12)	0.057 (0.08)	-0.079 (0.15)	0.110 *** (0.01)	-0.038 (0.11)	-0.038 (0.12)
法律指標	0.014 (0.02)	0.012 (0.02)	0.015 (0.01)	0.012 (0.02)	0.014 (0.02)	0.014 (0.02)
総交代率	-0.384 *** (0.02)	-0.387 *** (0.01)	-0.367 *** (0.03)	-0.231 *** (0.02)	-0.384 *** (0.02)	-0.384 *** (0.02)
総任期	0.348 *** (0.01)	0.357 *** (0.01)	0.356 *** (0.00)	0.506 *** (0.00)	0.348 *** (0.01)	0.348 *** (0.01)
ラグ変数(同時変数)	-1.443 * (0.74)	0.746 (0.58)	-0.366 (0.51)	-0.075 (0.33)	-1.443 ** (0.68)	-1.443 * (0.74)
自由度・研究水準						
√自由度	-0.138 (0.10)	0.030 (0.09)	0.006 (0.07)	0.087 * (0.04)	-0.138 (0.09)	-0.138 (0.10)
研究水準	0.326 *** (0.03)		0.289 *** (0.02)	0.318 *** (0.01)	0.326 *** (0.02)	0.326 *** (0.03)
切片	-642.934 (409.66)	-153.031 (452.55)	-1215.514 *** (280.05)	-1724.968 *** (187.35)	-642.934 * (373.97)	-642.934 (409.66)
K	109	109	109	109	109	109
R <sup>2</sup>	0.519	0.401	0.553	0.190	-	0.519

(続く)

(b) 従属変数:  $t$  値

推定量 <sup>2)</sup>	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	Multi-level mixed effects RML	Random-effects panel GLS
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6] <sup>4)</sup>
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(中東欧EU加盟国比率)						
中東欧非EU加盟国比率	-231.277 *** (49.74)	-92.211 (99.61)	-327.604 *** (55.45)	-432.224 *** (27.77)	-231.277 *** (45.41)	-231.277 *** (49.74)
旧ソ連諸国比率	-50.509 *** (14.69)	-39.423 (27.92)	-79.369 *** (16.52)	-103.816 *** (8.00)	-50.509 *** (13.41)	-50.509 *** (14.69)
その他移行・新興市場諸国比率	449.697 *** (82.05)	43.992 (144.40)	287.784 ** (91.41)	209.160 *** (44.21)	449.697 *** (74.90)	449.697 *** (82.05)
推定期間						
推定期間初年度	7.560 *** (1.04)	1.573 (2.22)	9.563 *** (1.12)	12.294 *** (0.60)	7.560 *** (0.95)	7.560 *** (1.04)
推定年数	1.241 *** (0.13)	-0.059 (0.37)	1.464 *** (0.12)	1.908 *** (0.07)	1.241 *** (0.12)	1.241 *** (0.13)
データ形式(横断面データ)						
パネルデータ	-46.794 *** (5.39)	1.495 (7.92)	-36.163 *** (5.98)	-34.826 *** (2.89)	-46.794 *** (4.92)	-46.794 *** (5.39)
推定量(OLS以外)						
OLS	-50.990 *** (7.61)	4.495 (11.48)	-35.772 *** (8.34)	-31.714 *** (4.04)	-50.990 *** (6.95)	-50.990 *** (7.61)
物価変数タイプ(無加工変数)						
貨幣減価率	84.662 *** (8.17)	25.375 (19.17)	100.586 *** (8.57)	122.897 *** (5.12)	84.662 *** (7.46)	84.662 *** (8.17)
対数変換値	30.256 *** (7.70)	18.488 (16.04)	45.330 *** (8.16)	58.834 *** (4.45)	30.256 *** (7.03)	30.256 *** (7.70)
ランキング	31.019 *** (7.84)	19.726 (16.28)	46.384 *** (8.33)	59.707 *** (4.48)	31.019 *** (7.16)	31.019 *** (7.84)
中央銀行独立性変数タイプ(総合指標)						
政治指標	0.077 (0.43)	-0.231 (0.31)	-0.305 ** (0.10)	-0.006 (0.03)	0.077 (0.39)	0.077 (0.43)
経済指標	-0.427 (0.81)	0.352 (0.75)	-0.659 (1.16)	0.830 *** (0.12)	-0.427 (0.74)	-0.427 (0.81)
法律指標	0.352 (0.21)	0.300 (0.35)	0.290 (0.19)	0.263 (0.31)	0.352 * (0.19)	0.352 * (0.21)
総裁交代率 <sup>4)</sup>	-2.867 *** (0.09)	-2.910 *** (0.15)	-2.684 *** (0.29)	-2.300 *** (0.25)	-2.867 *** (0.08)	-2.867 *** (0.09)
総裁任期	1.590 *** (0.03)	1.685 *** (0.05)	1.648 *** (0.03)	2.158 *** (0.02)	1.590 *** (0.03)	1.590 *** (0.03)
ラグ変数	-20.771 *** (3.76)	6.386 (5.68)	-13.274 ** (4.16)	-12.628 *** (1.99)	-20.771 *** (3.43)	-20.771 *** (3.76)
自由度・研究水準						
$\sqrt{\text{自由度}}$	-0.921 * (0.50)	0.733 (0.86)	0.092 (0.57)	0.671 ** (0.27)	-0.921 ** (0.46)	-0.921 * (0.50)
研究水準	4.909 *** (0.13)		4.644 *** (0.14)	5.316 *** (0.08)	4.909 *** (0.12)	4.909 *** (0.13)
切片	-15055.280 *** (2086.32)	-3142.566 (4438.59)	-19061.330 *** (2239.80)	-24512.490 *** (1204.48)	-15055.280 *** (1904.54)	-15055.280 *** (2086.32)
$K$	109	109	109	109	109	109
$R^2$	0.542	0.137	0.683	0.274	-	0.542

(注1) 総裁交代率は、抽出推定結果の符号を逆転した上で分析に用いている。

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

(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6を参照。

表 8 移行経済諸国における中央銀行独立性インフレーション抑制効果の相対的強度に関するメタ回帰分析<sup>1)</sup>

(a) 従属変数：偏相関係数

推定量 <sup>2)</sup>	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	Multi-level mixed effects RML	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] <sup>3)</sup>
研究タイプ(比較対象研究)						
移行経済研究	0.047 (0.06)	0.026 (0.05)	0.075 ** (0.03)	0.009 (0.04)	0.085 (0.10)	0.091 (0.11)
自由度・研究水準						
√自由度	0.009 *** (0.00)	0.014 ** (0.01)	0.006 *** (0.00)	0.007 ** (0.00)	0.015 *** (0.00)	0.015 *** (0.00)
研究水準	-0.007 (0.01)		-0.006 (0.00)	-0.003 (0.00)	-0.009 (0.01)	-0.009 (0.01)
切片	-0.240 *** (0.06)	-0.332 *** (0.07)	-0.207 *** (0.04)	-0.233 *** (0.05)	-0.292 *** (0.09)	-0.298 *** (0.09)
K	282	282	282	282	282	282
R <sup>2</sup>	0.092	0.086	0.144	0.053	-	0.091

(b) 従属変数：t値

推定量 <sup>2)</sup>	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	Multi-level mixed effects RML	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] <sup>4)</sup>
研究タイプ(比較対象研究)						
移行経済研究	0.732 (0.45)	0.527 (0.47)	1.196 ** (0.54)	0.079 (0.64)	0.873 (0.61)	0.909 (0.63)
自由度・研究水準						
√自由度	0.002 (0.03)	0.003 (0.04)	-0.002 (0.02)	-0.037 (0.04)	0.028 (0.04)	0.029 (0.04)
研究水準	-0.082 (0.05)		-0.101 (0.06)	-0.042 (0.07)	-0.110 (0.09)	-0.110 (0.10)
切片	-1.346 ** (0.50)	-1.872 *** (0.58)	-1.368 ** (0.52)	-1.183 (0.72)	-1.259 (0.87)	-1.283 (0.91)
K	282	282	282	282	282	282
R <sup>2</sup>	0.050	0.017	0.090	0.011	-	0.046

(注1) 総裁交代率は、抽出推定結果の符号を逆転した上で分析に用いている。

(注2) 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3) Breusch-Pagan検定： $\chi^2=17.51, p=0.000$ ; Hausman検定： $\chi^2=3.43, p=0.179$

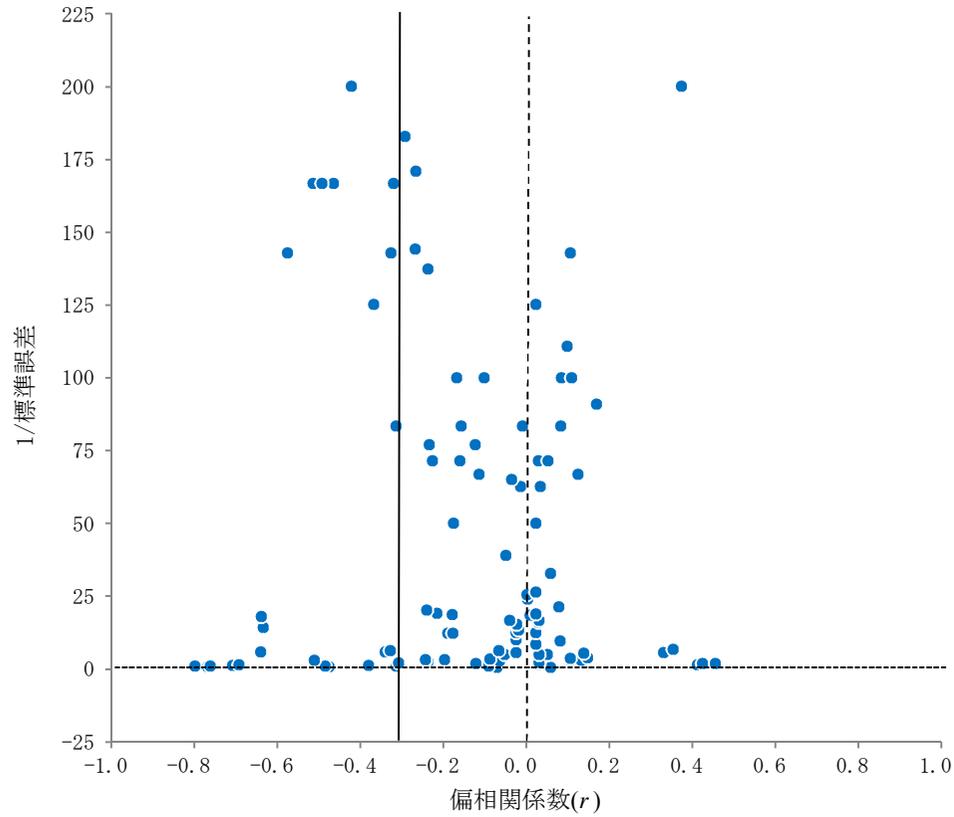
(注4) Breusch-Pagan検定： $\chi^2=20.51, p=0.000$ ; Hausman検定： $\chi^2=0.62, p=0.735$

(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。

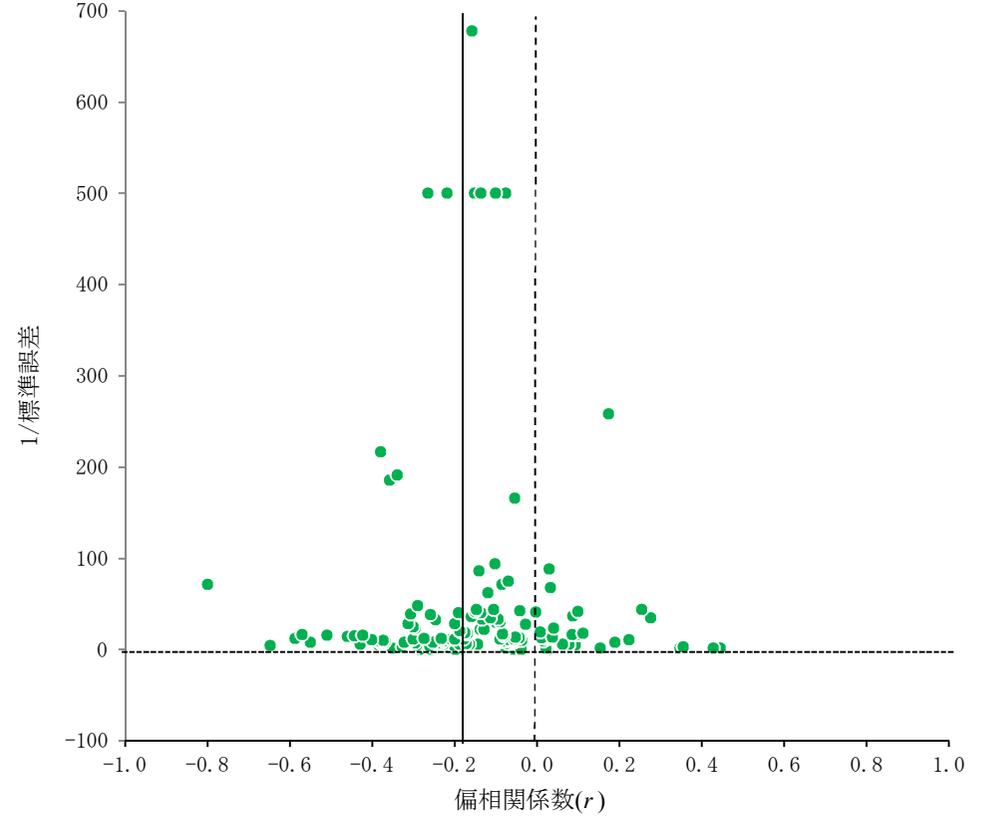
(出所) 筆者推定。メタ独立変数の定義及び記述統計量は、表6を参照。

図3 中央銀行独立性のインフレーション抑制効果に関する推定結果の漏斗プロット：移行経済研究対比較対象研究<sup>1)</sup>

(a) 移行経済研究 (K=109)



(b) 比較対象研究 (K=173)



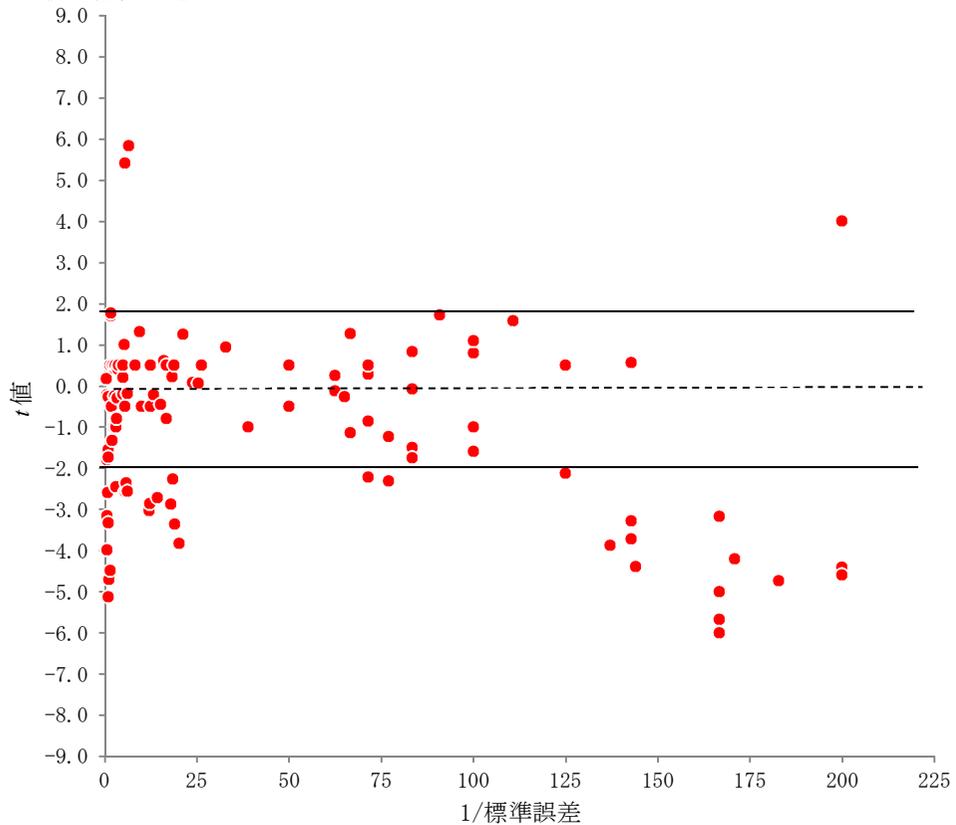
(注1) 総裁交代率は、抽出推定結果の符号を逆転した上で分析に用いている。

(注2) 図中の実線は、推定値精度最上位10%の平均値を指す(移行経済研究：-0.310，比較対象研究：-0.184)。

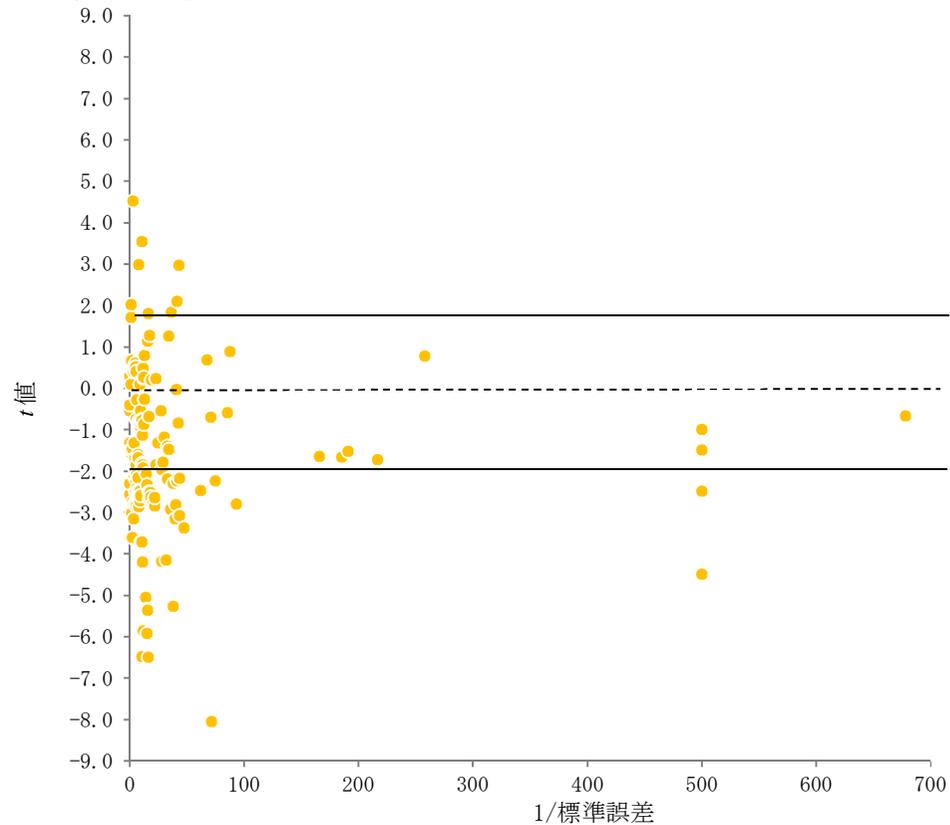
(出所) 筆者作成。

図4 中央銀行独立性のインフレーション抑制効果に関する推定結果のガルブレイズ・プロット：移行経済研究対比較対象研究<sup>1)</sup>

(a) 移行経済研究 (K=109)



(b) 比較対象研究 (K=173)



(注1) 総裁交代率は、抽出推定結果の符号を逆転した上で分析に用いている。

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

(出所) 筆者作成。

表9 中央銀行独立性インフレーション抑制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:  $t = \beta_0 + \beta_1(1/SE) + v$ )

研究タイプ	移行経済研究			比較対象研究		
	OLS	Cluster-robust OLS	Random-effects panel GLS	OLS	Cluster-robust OLS	Random-effects panel GLS
推定量 <sup>2)</sup>						
モデル	[1]	[2]	[3] <sup>3)</sup>	[4]	[5]	[6] <sup>4)</sup>
切片(FAT: $H_0: \beta_0=0$ )	-0.422 (0.26)	-0.422 (0.50)	-0.257 (0.77)	-1.630 *** (0.16)	-1.630 *** (0.24)	-1.215 *** (0.39)
1/SE (PET: $H_0: \beta_1=0$ )	-0.012 ** (0.005)	-0.012 ** (0.004)	-0.012 * (0.01)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002 *** (0.001)
K	109	109	109	173	173	173
R <sup>2</sup>	0.095	0.095	0.095	0.001	0.001	0.001

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

研究タイプ	移行経済研究			比較対象研究		
	OLS	Cluster-robust OLS	Random-effects panel GLS	OLS	Cluster-robust OLS	Random-effects panel GLS
推定量 <sup>1)</sup>						
モデル	[7]	[8]	[9] <sup>5)</sup>	[10]	[11]	[12] <sup>6)</sup>
切片( $H_0: \beta_0=0$ )	1.235 *** (0.18)	1.235 ** (0.38)	1.584 *** (0.59)	2.122 *** (0.11)	2.122 *** (0.18)	1.997 *** (0.20)
1/SE	0.011 *** (0.002)	0.011 *** (0.003)	0.015 * (0.01)	-0.0002 (0.001)	-0.0002 (0.001)	0.0003 (0.001)
K	109	109	109	173	173	173
R <sup>2</sup>	0.171	0.171	0.171	0.0002	0.0002	0.0002

(c) PEESE法(推定式:  $t = \beta_0 SE + \beta_1(1/SE) + v$ )

研究タイプ	移行経済研究			比較対象研究		
	OLS	Cluster-robust OLS	Random-effects panel ML	OLS	Cluster-robust OLS	Random-effects panel ML
推定量 <sup>1)</sup>						
モデル	[13]	[14]	[15]	[16]	[17]	[18]
SE	-1.327 *** (0.40)	-1.327 *** (0.40)	-0.183 (0.61)	-0.129 *** (0.04)	-0.129 * (0.06)	-0.080 (0.11)
1/SE ( $H_0: \beta_1=0$ )	-0.015 *** (0.004)	-0.015 *** (0.003)	-0.012 *** (0.00)	-0.006 *** (0.001)	-0.006 *** (0.001)	-0.002 * (0.00)
K	109	109	109	173	173	173
R <sup>2</sup>	0.297	0.297	-	0.086	0.086	-

(注1)総裁交代率は、抽出推定結果の符号を逆転した上で分析に用いている。

(注2)OLS: 最小二乗法, GLS: 一般最小二乗法, ML: 最尤法。

(注3)Breusch-Pagan検定:  $\chi^2=19.99, p=0.000$ ; Hausman検定:  $\chi^2=0.28, p=0.595$

(注4)Breusch-Pagan検定:  $\chi^2=7.29, p=0.003$ ; Hausman検定:  $\chi^2=0.06, p=0.811$

(注5)Breusch-Pagan検定:  $\chi^2=19.99, p=0.000$ ; Hausman検定:  $\chi^2=0.28, p=0.595$

(注6)Breusch-Pagan検定:  $\chi^2=7.94, p=0.002$ ; Hausman検定:  $\chi^2=0.58, p=0.445$

(注7)括弧内は、標準誤差。モデル[15]及び[18]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。