HOKKAIDO UNIVERSITY

Title	移行経済における中央銀行の独立性 : インフレーション抑制効果のメタ分析
Author(s)	上垣, 彰; Uegaki, Akira; 岩﨑, 一郎 他
Citation	スラヴ研究, 63, 1-44
Issue Date	2016-06-30
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/84230
Type	departmental bulletin paper
File Information	63-01_pp.1-44.pdf

Hokkaido University Collection of Scholarly and Academic Papers : HUSCAP

移行経済における中央銀行の独立性

── インフレーション抑制効果のメタ分析 ──

上垣　彰・岩﨑一郎

はじめに

1989 年のベルリンの壁崩壊を契機に社会主義諸国の市場経済に向けた体制転換過程が本格的に始まった。その端緒段階において、銀行部門の改革は、さほど政策担当者や研究者らの注意を惹かなかった [(1)]。というのも、社会主義経済システムにおける銀行部門は、計画当局や財政当局と比較して、より受け身の役割しか果たしていなかったからである。しかし、ほどなくして、中東欧・旧ソ連諸国の構造改革に係った人々は、中央銀行改革や「二層制銀行システム」（two-tier 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かつ困難な課題であることを思い知るようになった。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ものにならないほど重要であり、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ったからである。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（次頁）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。この事実は、市場経済に適応した銀行システムの構築が、極めて困難な政策課題であることの証左である。

このように苦難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成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。なぜなら、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っ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ったからである。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、キドランド（Finn E. Kydland）とプレスコット（Edward C. Prescott）およびバーロ（Robert J. Barro）とゴードン（David B. Gordon）

1　実際、いわゆる「ワシントン・コンセンサス」も、金利自由化をその一項目に掲げるに止まり、銀行改革にはほとんど言及が無かった。Ichiro Iwasaki and Taku Suzuki, “Radicalism versus Gradualism: An Analytical Survey of the Transition Strategy Debate,” *Journal of Economic Surveys* (2015) (Early View: http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/joes.12110/full).

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 (1)	EBRD 銀行部門移行指標 (2)
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
クルグズスタン	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

出　所：European Bank for Reconstruction and Development (EBRD), *Transition Report 2014: Innovation in Transition* (London: EBRD, 2014), p. 114.
(1) チェコ共和国は調査対象外。
(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。

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 [(2)]。ラウンガニ（Prakashl Loungani）とシーツ（Nathan Sheets）による 1997 年論文は、その草分け的な研究業績であるが、その後もペトレフスキー（Goran Petrevski）らの手になる 2012 年論文に至るまで、着々と実証結果が発表されている [(3)]。

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、ツキエルマン（Alex Cukierman）らは、同分野の代表的研究業績である 2002 年発表論文において [(4)]、「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の総体的指標は、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、彼らの発見したこの事実に明確な応答を提示していない。

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、クロンプ（Jeroen Klomp）とデ・ハーン（Jakob de Haan）による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、すなわち非移行国との比較の上での移行国の位置付

2 Finn E. Kydland and Edward C. Prescott, “Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans,” *Journal of Political Economy* 85 (1977), pp. 473–492; Robert J. Barro and David B. Gordon, “Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy,” *Journal of Monetary Economics* 12 (1983), pp. 101–121.

3 Prakashl Loungani and Nathan Sheets, “Central Bank Independence, Inflation, and Growth in Transition Economies,” *Journal of Money, Credit, and Banking* 29, no. 3 (1997), pp. 381–399; Goran Petrevski, Jane Bogoev and Bruno S. Sergi, “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, no. 4 (2012), pp. 611–652.

4 Alex Cukierman, Geoffrey P. Miller and Bilin Neyapti, “Central Bank Reform, Liberalization and Inflation in Transition Economies: An International Perspective,” *Journal of Monetary Economics* 49, no. 2 (2002), pp. 237–264.

けおよびツキエルマンの発見に関して直接的な回答をもたらすものではない[(5)]。また、同論文は、2010 年という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。

移行経済研究およ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、移行経済研究および比較対象国（先進・開発途上国）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（degree of freedom）、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。このことは、移行国における中央銀行独立性とインフレーションとの関係が、非移行国における両者の関係と同様の社会経済的条件下で生じるようになったことを意味する。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。第 1 節では、中央銀行の独立性の確立・強化という視点から見た中東欧・旧ソ連諸国における中央銀行改革および銀行改革全般の俯瞰図を提示する。第 2 節では、中央銀行の独立性とインフレーションとの関係に関する理論的問題状況を概説した後、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 3 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およびメタ分析の方法論を解説し、続く第 4 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、最終節で、分析結果の要約と筆者らの結論を述べる。

1. 中東欧・旧ソ連諸国の中央銀行改革：二層制と独立性

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およびこれまでの経緯と成果を検討する。以下では、まず 1-1 項で、これらの国々における銀行システムの二層制の創出について述べる。続く 1-2 項では、体制転換期における二層制創出に基礎をおいた中央銀行改革が、中央銀行の独立性確立の過程である事を論じる。そして 1-3 項では、中央銀行の独立性と銀行システム全般の改革との関係を見る。1-4 項では、前項を承けて、移行国における中央銀行の独立性確立過程の多様性を示す。

---

5 Jeroen Klomp and Jakob de Haan, “Inflation and Central Bank Independence: A Meta-Regression Analysis,” *Journal of Economic Surveys* 24, no. 4 (2010), pp. 593–621.

1-1. 移行経済諸国における二層制銀行システム（two-tier banking system）の創出

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 one-tier banking system（「モノバンク・システム mono-bank system」とも呼ばれた）として特徴付けられる。社会主義下の中央銀行は、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する商業銀行業務も行っていたからである。しかし、このような中央銀行の独占的地位は、同行の当該国経済における主導的な立場を保証するものではない。むしろそこでは、貨幣は受身の役割しか果たさず、従って、中央銀行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。実際、社会主義国家の中央銀行は、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 [(6)]。

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、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 [(7)]。一方、ハンガリー、ポーランドおよび（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 年であった [(8)]。これら 3 ヵ国の中でも、ハンガリーの銀行改革は、注目すべき先進性を示した。事実、ハンガリー社会主義労働者党中央委員会は、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、その公言通り、2 年後の 1987 年 1 月 1 日には、二層制が成立しているのである [(9)]。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 年および 1990 年に成立し、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た [(10)]。

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。もちろん、二層制下で新しく創設された商業銀行

---

6 Paul R. Gregory and Robert Stuart, *Soviet Economic Structure and Performance*, 3rd Edition (New York: Harper and Row, 1986); Marie Lavigne, *The Economics of Transition from Socialist Economy to Market Economy* (New York: Macmillan, 1999).

7 V. Kokorev and A. Remizov, “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, no. 8 (1996), pp. 41–65.

8 Stephan Barisitz, *Banking in Central and Eastern Europe 1980–2006* (London and New York: Routledge, 2008), p. 34.

9 Monetary Policy Department of the National Bank of Hungary, *Monetary Policy in Hungary* (edited by Ilona Bozo) (Budapest: National Bank of Hungary, 2000), p. 15; Eva Varhegyi, “The ‘Second’ Reform of the Hungarian Banking System,” in John P. Bonin and Istvan P. Szekely, eds., *The Development and Reform of Financial Systems in Central and Eastern Europe* (Aldershot: Edward Elgar, 1994), pp. 293–308.

10 Barisitz, *Banking in Central and Eastern Europe*, p. 54.

は、新時代の貨幣流通の動向に細心の注意を払いながら利潤極大化行動をとる。他方、中央銀行にも新しい役割が付与されるようになる。すなわち、中央銀行は、企業・商業銀行・家計・政府の活動に直接関与せず、利子率や流通貨幣量および場合によっては為替相場を操作して、これら経済主体の行動に間接的な影響を及ぼすような役割を得たのである。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、貨幣市場および資本市場が十全に機能している社会では、利子率、流通貨幣量およ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。

1-2. 旧社会主義諸国における中央銀行の独立性

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、上述のように、市場経済化の過程で、間接的だが強い影響力を得ていくが、これは、中央銀行がいわば「独立性」を獲得していく過程であったというのが、我々の主張である。なぜなら、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二層制下の中央銀行に付与されるというのが、移行期における中央銀行改革の基本的な姿であったからである。実際、前述の通り、計画経済体制下の中央銀行は、他の政治的諸組織およ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）およ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）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）および 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 [11]。

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[12]。また、ユーロの導入に当たっ

---

11 Foundation for EU Democracy, *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)*(2008). 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、藤井良広は、「二重の独立性」と呼んでいる。的確な表現といえよう。藤井良広『EU の知識』（新版第 13 版）日本経済新聞社、2002 年、30–31 頁。

12 スマギ（Lorenzo Bini Smaghi）が、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を行っている。Lorenzo Bini Smaghi, “Central Bank Independence in the EU: From Theory to Practice,” *European Law Review* 14, no. 4 (2008), pp. 446–460.

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ーせねばならないが、このことも、中央銀行の独立性と深く関係した。なぜなら、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れば、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[13]。

1-3. 中央銀行独立性の確保・強化と銀行システム改革の進展：4 つのタイプ

上記のように移行経済諸国の中央銀行改革は、二層制の確立に基礎付けられた中央銀行の独立性の確保・強化の過程として捉えることができる。しかし、マクロ経済の安定と経済成長の促進という移行経済諸国政権の政策課題がどのような制度の下で実現できるのかという問題意識から言えば、銀行システム全般の改革にも注意を向ける必要がある。すなわち、中央銀行改革をそのうちに含むが、それよりも広い諸側面の改革、すなわち、利子率の自由化、融資先指定信用および利子率上限規制の撤廃、銀行支払い能力強化およびプルーデンシャル監督・規制の枠組みの確立、金融市場における民間銀行のプレゼンスの増大、民間銀行の民間企業への融資の増大、十分に機能する銀行間競争、相当程度の金融深化等が、移行経済諸国の経済政策上の課題と密接に関連するのである[14]。

中央銀行独立性の確立・強化と銀行システム全般の改革は、本来、同時的に進行すべきものと考えられるが、移行各国の歴史を振り返ると、両者は必ずしも手に手をとって進行してきたわけではない。その様相は、図 1 に示唆されている。同図において、縦軸は EBRD が独自に作成・公表している「銀行改革指標」（index for banking reform and interest rate liberalization）である。この指標は、上記で列挙した「広い諸側面の改革」としての銀行システム全般の改革の進展度を、殆ど全ての中東欧・旧ソ連諸国に関して 5 段階指数（1 ～ 4+）で点数化したものである[15]。他方、横軸は、中央銀行独立性の程度を示しており、ツ

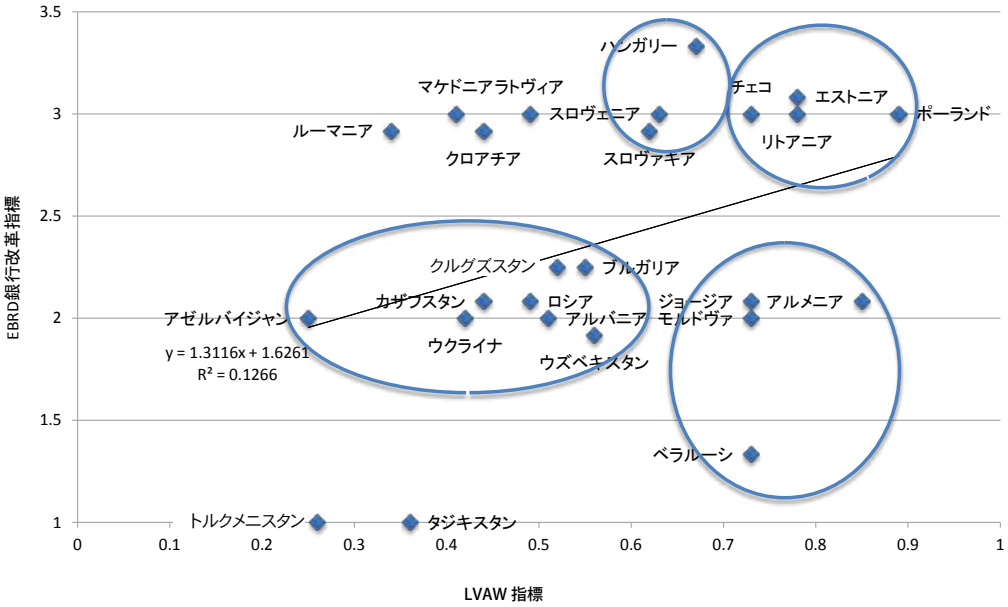
13　どのような具体像が、中央銀行独立性の理想形であるのかという点に関して、ドイツ連邦銀行が、その「雛形」としての役割を果たした意義は大きかった。松澤祐介「市場経済移行期の中央銀行：中欧 3 ヵ国の中央銀行の独立性を巡って」『比較経済研究』43 巻 2 号、2006 年、61–78 頁。

14　これらは、直ぐ後に言及する EBRD の「銀行改革指標」の基準となっている改革である。

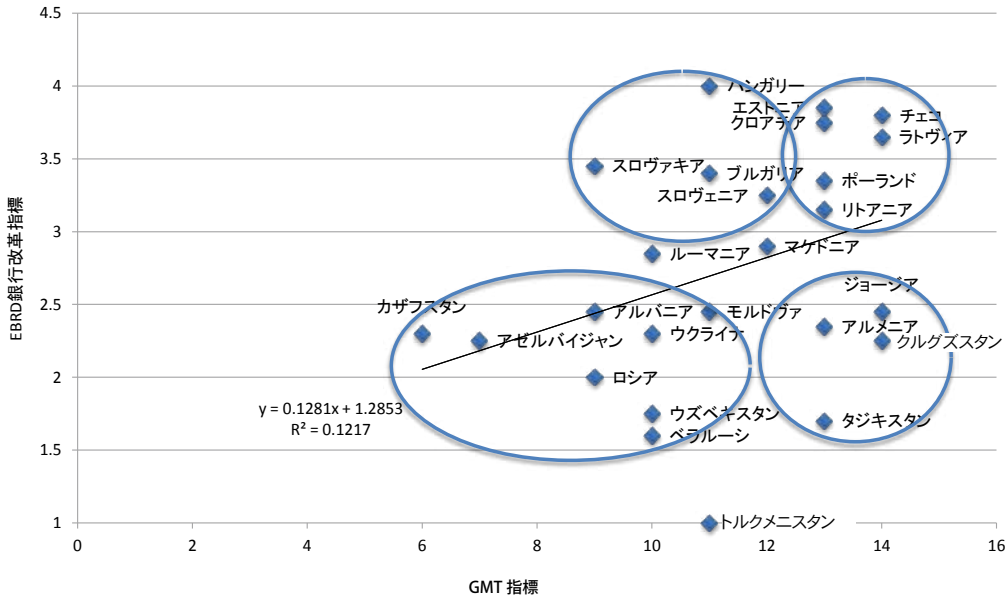
15　数字の大きい方が、改革が進んでいると見なされる。なお、同指標は、「3+」や「4 −」のように、正負の符号が添付される場合がある。この際は、EBRD の方式に従い、基準点に 0.25 を付加ないし除去した数値を用いる（例：3+=3.25, 4–=3.75）。指標の内容は、EBRD ウエッブサイト（http://www.ebrd.com/what-we-do/economic-research-and-data/data.html）を参照。ただし、銀行改革指標の公表は、2010 年度で終了し、2011 年以降は、表 1 に用いた産業部門別移行指標（sector-level transition indicator）に変更されている。

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 (1)



（b）2000 年代前期 (2)



出所：次の文献を参考に筆者作成。EBRD, *Transition Report* 各年版 ; Cukierman, Miller and Neyapti, “Central Bank Reform, Liberalization and Inflation in Transition Economies”; Jane Bogoev, Goran Petrevski and Bruno S. Sergi, “Reducing Inflation in Ex-Communist Economies: Independent Central Banks versus Financial Sector Development,” *Problems of Post-Communism* 59, no. 4 (2012), pp. 38–55.

(1) 縦軸の EBRD 銀行改革指標は，1995 ～ 1997 年の年平均値であり，横軸の LVAW 指標は，出所に掲げたツキエルマン他論文が，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る。

(2) 縦軸の EBRD 銀行改革指標は，2001 ～ 2005 年の年平均値であり，横軸の GMT 指標は，出所に掲げたボゴーエフ他論文が，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。

キエルマンらが開発したLVAW指標[16]およびグリリーニ（Vittorio Grillini）らが考案したGMT指標[17]の2つを採用している。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エ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種類の法律的項目および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。

図1（a）および（b）が示唆するのは、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ことである。すなわち、これら旧社会主義移行経済諸国では、銀行システム改革が進展すると共に、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、銀行システム改革およ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も物語っている。とくに、傾向線から離れた位置に置かれている国家の存在には注目すべきである。

図1の中で、ユーロ導入にまで進んだエストニアが両指標で高位にあり、EUからの政策的圧力が相対的に弱いロシアが両指標で低位にあるのは、理解しやすい。

図1は、1990年代中期においては、チェコ共和国、ポーランド、リトアニアがエストニアと同様、中央銀行独立性と銀行改革との両指標で高位置を占めていることを示している。2000年代前半期においては、これにラトヴィアとクロアチアが加わる。列挙した国々は、クロアチアを除いて、2004年7月にEU加盟を果たした中東欧先進国である。このことがこれら諸国の図での位置付けに影響していることは明らかだろう。クロアチアに関しては、戦犯引き渡し問題の影響で、EU加盟がブルガリアやルーマニアにも遅れて2013年7月にずれ込んだこと、従って、その加盟へ向けた国内諸制度すり合わせの最終努力は、2000年代に入ってから加速化したことに留意する必要がある（加盟申請は2003年2月）[18]。

これに対して、ロシア、アゼルバイジャン、カザフスタン、ウクライナ、ウズベキスタンの旧ソ連諸国およびアルバニアの状況は大きく異なる。両期間を通じてこれら諸国では中央銀行独立指標も銀行改革全般の進展度の指標も低い。ここでは、EU加盟は政策目標とはな

16 Alex Cukierman, *Central Bank Strategy, Credibility, and Independence: Theory and Evidence* (Cambridge, MA and London: MIT Press, 1992); Alex Cukierman, Steven B. Webb and Bilin Neyapti, “Measuring the Independence of Central Banks and Its Effect on Policy Outcomes,” *World Bank Economic Review* 6, no. 3 (1992), pp. 353–398.

17 Vittorio Grillini, Danato Masciandaro and Guido Tabellini, “Political and Monetary Institutions and Public Financial Policies in the Industrial Countries,” *Economic Policy* 6, no. 13 (1991), pp. 342–392.

18 月村太郎「クロアチアの『ヨーロッパ』入り」羽場久美子、溝端佐登史編著『ロシア・拡大EU』ミネルヴァ書房、2011年、194–202頁。EU標準への準拠を目的とした銀行改革は2002年7月に施行された (Barisitz, *Banking in Central and Eastern Europe*, p. 114)

らず、制度構築と法整備という側面で、外からの圧力が効果を発揮しにくいという側面があった。また、ロシアでは中央銀行独立指標を高めるような制度的・法的整備は進まない一方で、国際金融機関や外国人アドヴァイザーの忠告は聞き入れたくないという意味での「独立心」は旺盛な指導層（ソ連時代からの生き残りが多い）が存在したというねじれた関係も見出される[19]。いずれにせよ、2000 年代に至るまでロシアでは、中央銀行独立性の強化と銀行改革の進展が連動して進んでいくという経過をとらなかった。

このようなエストニアとロシア等とを両端としてみる視点からいうと、ハンガリーおよびジョージアの位置は注目に値する。ハンガリーでは、1990 年代後半においても、2000 年代前半においても、銀行改革指標は移行国中最高水準であるにも関わらず、中央銀行独立性指標は、バルト海諸国やポーランド、チェコ共和国は言うに及ばず、ジョージア、アルメニア、クルグズスタンといった旧ソ連諸国にも遅れをとっていた。図 1 に見られるように、1990 年代中期では、スロヴェニアやスロヴァキアがハンガリーに類似する傾向を示し、2000 年前期では、これら 2 ヵ国に加えて、ブルガリアも同様の位置付けを示した。

一方、ジョージアでは、銀行改革の進展度は低位にあるにもかかわらず、その中央銀行独立性は中欧諸国に匹敵する水準に達している。両期間におけるアルメニア、1990 年代のモルドヴァやベラルーシ、2000 年代のクルグズスタンおよびタジキスタンも同様の傾向を示している。それらは、いずれも旧ソ連構成共和国である。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旧ソ連 6 ヵ国は、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、外形標準的な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。

以上、図 1 の解読を通じて、銀行システム改革全般の状況を背景において、各国の中央銀行独立性確立・強化のあり方を 4 つのタイプに分類した。以下では、その典型例であるエストニア、ロシア、ハンガリー、ジョージアに関して、その中央銀行独立性確立・強化の経過をやや詳しく説明することによって、その多様性の具体相に迫りたい。

1-4. 中央銀行独立性の確立・強化の多様性：エストニア・ロシア・ハンガリー・ジョージア

まず、エストニアでは、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ことが重要である。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[20]。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

19 Anders Åslund, *How Russia Became a Market Economy* (Washington, D. C.: Brookings Institution, 1995), p. 221; Juliet Ellen Johnson, “The Russian Banking System: Institutional Responses to the Market Transition,” *Europe-Asia Studies* 46, no.6 (1994), p. 980.

20 Jacob de Haan, Helge Berger and Erik van Fraassen, *How to Reduce Inflation: An Independent Central Bank or a Currency Board? The Experience of the Baltic Countries* [Leuven, Discussion Papers, No. 96] (Leuven: LICOS Centre for Transition Economics, Katholieke Universiteit, 2001), p. 13.

のである[21]。エストニアの「カレンシー・ボード制」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[22]。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[23]。しかし、少なくとも、カレンシー・ボード制の導入によって、通貨発行量に関して、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[24]。その後、1999 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、すべて EU 標準に寄り添った形で進められた[25]。

これに対して、ロシアの中央銀行独立性問題は、次の様に推移した。すなわち、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 年のロシア中央銀行法が発効するまで、連邦政府、地方政府およ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、実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）。

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

---

21 Barisitz, *Banking in Central and Eastern Europe*, p. 178; Kustta Äimä, “Central Bank Independence in the Baltic Countries,” *Review of Economies in Transition*, no. 4 (1998), p. 14.

22 Äimä, “Central Bank Independence,” p. 7.

23 デ・ハーンらは、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 つのオルタナティヴな手段として描いている。de Haan, Berger and van Fraassen, *How to Reduce Inflation*, p. 3.

24 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。Äimä, “Central Bank Independence,” p. 14.

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

の一連の方策と共に、IMF およびロシア政府の外国人アドヴァイザーが強く慫慂したものである[26]。確かに、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、エストニアと同様に、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の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および財政赤字の解消、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およ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）[27] 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、法改定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[28]。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 directorov*）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、大統領およ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）[29]。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組織的・政策的な独立を求める 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ゲラ

26 上垣彰『経済グローバリゼーション下のロシア』日本評論社、2005 年、137–198 頁。

27 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（英国王室領）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*, "Secrecy by Kremlin Financial Czars Raises Eyebrows (By Celestine Bohlen)," 30 July 1999.

28 白鳥正明「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、2002 年、2–5 頁。

29 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。なお、条文の詳細については、法令情報サイト「Garant」掲載の法令原文（http://base.garant.ru/12127405/）を適宜参照した。

シチェンコ（Viktor Gerashchenko）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[30]。以上の通り、ロシアでは、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、不可逆的に進行するという関係は見いだせなかったのである。

ハンガリーでも、中央銀行の独立性強化は、無論重要な政策課題であった。しかし、この課題は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緊縮政策、いわゆる「ボクロシュ・パッケージ」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、2001 年のことだった。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 加盟が確実になると、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[31]。

ジョージアに関しては、ダブラ＝ノリス（Era Dabla-Norris）らが興味深い主張を行っている。彼らは、その 2007 年発表論文において、全般的インフレーション・ターゲッティング（full-fledged inflation targeting）の採用可能性を論じるという文脈の中で、ジョージアおよびアルメニアの中央銀行独立性問題に触れている[32]。それによれば、ジョージアでは、同国の中央銀行に当たるジョージア国民銀行（NBG）が、1995 年に「制度上の独立性」を獲得したが、NBG は「今なお、為替レートおよび利子率政策に関して、政府および議会の

30　この出来事にもかかわらず、ゲラシチェンコが親西欧的「改革派」であると誤解してはならない。白鳥「新『ロシア連邦中央銀行（ロシア銀行）法』の制定」2–8 頁 ; Juliet Ellen Johnson, “Does Central Bank Independence Matter in Russia?” *PONARS Policy Memo*, no. 349 (2004), pp. 1–3; *Moscow Times,* “Gerashchenko Exits Central Bank,” 18 March 2002.

31　Patrick Meagher, “Changing Hands: Governance and Transformation in Hungary’s Financial Sector,” *Review of Central and East European Law* 28, no. 1 (2003), pp. 1–76; İlke Civelekoğlu, “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/Uluslararasi Iliskiler* 9, no. 36 (2013), pp. 140–145; 松澤「市場経済移行期の中央銀行」65–66 頁。2010 年に政権に返り咲いたオルバン（Orbán Viktor）首相は、中央銀行の独立性を侵害するような条項を含む法律を制定し、その後、欧州中央銀行および EU の圧力でその条項を撤回させられている（*Reuters*, Jan. 11, 2013）。しかし、その後もオルバンは、銀行を事実上国営化するような EU の意に沿わない政策を追求している。Simeon Djankov, “Hungary under Orbán: Can Central Planning Revive Its Economy?” *Perterson Institute for International Economics: Policy Brief,* July 2015, p. 6.

32　なお、両国とも 1992 年に IMF および世界銀行に加盟している。

圧力下にある」[33]。この事実を踏まえて同論文の著者らは、「ジョージアの当局者は、現行の法的枠組みが、中央銀行の他の権限と比較して、価格安定が第 1 のものであるという観念と整合的かどうかを吟味する必要がある。（中略）中期的には、NBG の実質的な運用上の独立性が強化される必要がある」と述べ、ジョージアにおける中央銀行の制度上・法令上の独立性が「実質化」していないことを強く示唆している [34]。

以上の通り、銀行システム改革と中央銀行独立性とが高度に進展しているエストニアのような国家と、逆に両指標とも低位のまま推移しているロシア等との関係に見られる一般的傾向の下に、ハンガリーやジョージア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の独立性問題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、国際機関の各国制度設計への影響力や、各国の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独立性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。

2. 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（次頁）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。すなわち、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、すなわち「貨幣オーバーハング」があったことは明らかである [35]。他方、インフレーショ

33 Era Dabla-Norris, Daehaeng Kim, Mayra Zermeno, Andreas Billmeier, and Vitali Kramarenko, *Modalities of Moving to Inflation Targeting in Armenia and Georgia* [IMF Working Paper, No. WP/07/133] (Washington D. C.: International Monetary Fund (IMF), 2007), p. 15.

34 同上。なお、アルメニアに関してダブラ＝ノリスらは、「アルメニア中央銀行（CBA）の通貨政策・為替政策実行に関する運用上の独立性（それは 1996 年に付与された）が、近年著しく強化された」（Ibid., p. 15）ことを認めている。しかし、それでもなお、「アルメニアにおいては、現在、中央銀行法は、CBA に通貨量増加率の目標と純対外資産および純国内資産の上限を設定するという権限を定めているが、それを修正して、政策利子率に焦点を定めた新しい通貨体制に即応したものにする必要がある」という（Ibid., p. 15）。ここでは、銀行システム全般の改革との関連で、中央銀行独立性を機能的に運用することが求められている。

35 Jouko Rautava, “Monetary Overhang, Inflation and Stabilization in the Economies in Transition,” *Review of Economies in Transition*, no. 4 (1993), pp. 5–21.

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。

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[36]。

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、産業界およ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、先進工業国およ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キドランドとプレスコットの 1977 年論文およびバーロとゴードンの 1983 年論文である[37]。問題の発端は、前者に求められる。キドランドとプレスコットの主張は、「(政策当局が)インフレーションを、π*（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（π* 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[38]。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、ロゴフ（Kenneth Rogoff）が提起した「委任」（delegation）という戦略である[39]。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

36 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。田畑伸一郎「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』63 巻 2 号、2012 年、143–154 頁。

37 Kydland and Prescott, “Rules Rather Than Discretion”; Barro and Gordon, “Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy.”

38 David Romer, *Advanced Macroeconomics* (Columbus, OH.: McGraw-Hill: Columbus, 1996).

39 Kenneth Rogoff, “The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target,” *Quarterly Journal of Economics* 100, no. 4 (1985), pp. 1169–1189.

40 Romer, *Advanced Macroeconomics*; Jane Bogoev, Goran Petrevski and Bruno S. Sergi, “Investigating the Link between Central Bank Independence and Inflation in Central and Eastern Europe,” *Eastern European Economics* 50, no. 4 (2012), pp. 78–96.

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[40]。

このようにして、キドランドとプレスコットの 1977 年論文、バーロとゴードンの 1983 年論文およびそれらに対抗する理論的流れの中に、「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、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た一連の研究が発表された[41]。ここでは、筆者らによるメタ分析との関係で重要なツキエルマンらの 1992 年論文に絞り、その主張点を紹介しておこう[42]。

同論文は、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（一般にツキエルマン・インデックスと呼ばれる）を構築した上で、1950 年から 1989 年を観察期間とする世界 72 ヵ国（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代率が、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代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、ラウンガニとシーツの 1997 年論文は、中東欧・旧ソ連諸国 12 ヵ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 つの変数の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およ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[43]。

マリシェフスキー（Wociech S. Maliszewski）の 2000 年論文は、中東欧・旧ソ連 20 ヵ国を包括する 1990 ～ 1998 年のパネルデータを用いた研究である[44]。本論文の特徴は、中央

---

41 Alberto Alesina, “Macroeconomics and Politics,” *NBER Macroeconomics Annual* 3 (1988), pp. 13–52; Grillini, Masciandaro and Tabellini, “Political and Monetary Institutions”; Alberto Alesina and Lawrence Summers, “Central Bank Independence and Macroeconomic Performance: Some Comparative Evidence,” *Journal of Money, Credit, and Banking* 25, no. 2 (1993), pp. 151–162; Daron Acemoglu, Simon Johnson, Pablo Querubin and James A. Robinson, “When Does Policy Reform Work? The Case of Central Bank Independence,” *Brookings Papers on Economic Activity*, no. 1 (2008), pp. 351–417.

42 Cukierman, Webb and Neyapti, “Measuring the Independence.”

43 Loungani and Sheets, “Central Bank Independence.” 同論文には、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結果も合わせて報告されている。

44 Wociech S. Maliszewski, “Central Bank Independence in Transition Economies,” *Economics of Transition* 8, no. 3 (2000), pp. 749–789.

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、同 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、経済自由化のレヴェ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いる。

ツキエルマンらの 2002 年論文は、独自開発した中央銀行独立性指標（ツキエルマン・インデックス）を、移行経済 26 ヵ国の実証分析に応用した試みである [45]。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ヴェルが達成され、価格統制や戦争といった変数をコントロールするなら、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、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、同論文は、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、「ツキエルマン命題」と名付けよう。この事実関係は、先行研究 [46] でもすでに指摘されており、また、比較的最近の研究 [47] においても再度強調されている。ツキエルマンらは、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とにおける違いは、「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 [48]。

---

45 Cukierman, Miller and Neyapti, “Central Bank Reform.”

46 Helmut Wagner, “Central Bank Independence and the Lessons for Transition Economies from Developed and Developing Countries,” *Comparative Economic Studies* 41, no. 4 (1999), pp. 1–22.

47 Sylvain Bouyon, “Currency Substitution and Central Bank Independence in the Central and Eastern European Economies,” *Journal of Economic Integration* 24, no. 4 (2009), pp. 597–633; Jane Bogoev, Goran Petrevski and Bruno S. Sergi, “Reducing Inflation in Ex-Communist Economies: Independent Central Banks versus Financial Sector Development.” *Problems of Post-Communism* 59 no. 4 (2012), pp. 38–55.

48 後者の問題に関しては、ツキエルマンの 2002 年論文で、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」との指摘がなされている。また、1-1 項および 1-2 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。Cukierman, Miller and Neyapti, “Central Bank Reform,” p. 245.

この論文が刊行された翌 2003 年、エイジフィンガー（Sylvester C. W. Eijffinger）とスタッドハウダーズ（Patrick Stadhouders）は、旧ソ連・中東欧 18 ヵ国のクロスセクションデータを用いた実証研究を発表した [49]。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、法の支配およ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、ツキエルマンらの 2002 年論文と同様な問題意識が表出している。

ハマーマン（Felix Hammermann）とフラナガン（Mark Flanagan）の 2007 年論文は、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 [50]。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ヴ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 ヵ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、ベラルーシおよ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。

2011 年、ドゥミター（Florin Cornel Dumiter）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検証した論考を発表した [51]。同論文の筆者は、移行経済諸国のみならず、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ヴェルが達成されており、かつインフレーション・ターゲッ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、

---

49 Sylvester C. W. Eijffinger and Patrick Stadhouders, *Monetary Policy and the Rule of Law* [Discussion Paper, No. 3698] (London: Centre for Economic Policy Research (CEPR), 2003).

50 Felix Hammermann and Mark Flanagan, *What Explains Persistent Inflation Differentials across Transition Economies?* [IMF Working Paper, No. 07/189] (Washington, D. C.: International Monetary Fund (IMF), 2007).

51 Florin Cornel Dumiter, “Estimating the Impact of Central Bank Independence upon Macroeconomic Performance Using a Panel Data Model,” *Romanian Journal of Economic Forecasting*, no. 4 (2011), pp. 106–128.

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。

同じ年に発表されたマスラフスカ（Aleksandra A. Maslowska）の実証研究[52]も、我々の問題意識と密接に結びついたものだが、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、ツキエルマンらの「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」[53]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。

ボゴーエフ（Jane Bogoev）、ペトレフスキー（Goran Petrevski）およびセルジ（Bruno S. Sergi）の手になる 3 つの連作は、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[54]。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、*Eastern European Economics*（EEE）誌発表論文の結論と、*Problems of Post-Communism*（PPC）誌および *Journal of Post Keynesian Economics*（JPKE）誌に発表された論文の結論との間には、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、EEE 論文では、「いくつかの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、PPC 論文では、「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、JPKE 論文では、「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、推定期間および分析対象国に、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、EEE 論文では、静学的なパネルデータ分析が試みられているのに対して、JPKE 論文では、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、EEE 論文と JPKE 論文は、共に中東欧

52 Aleksandra A. Maslowska, “Quest for the Best: How to Measure Central Bank Independence and Show Its Relationship with Inflation,” *AUCO Czech Economic Review* 5, no. 2 (2011), pp. 132–161. 本論文の分析対象は、先進工業国、新興市場国家、開発途上国および移行経済国の 4 グループである。

53 Cukierman, Miller and Neyapti, “Central Bank Reform,” p. 156.

54 Bogoev, Petrevski and Sergi, “Investigating the Link”; Bogoev, Petrevski and Sergi, “Reducing Inflation”; Petrevski, Bogoev and Sergi, “The Link between Central Bank Independence and Inflation.”

17 ヵ国をカバーする 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、PCP 論文は、1990 ～ 2010 年を観察期間とする中欧・南東欧・中央アジア 28 ヵ国のパネルデータを用いている点で、EEE 論文および JPKE 論文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であり、文献の記述的レビューを通じてでは、その全体像は把握し難い。第 2 に、上述したエイジフィンガーとスタッドハウダーズ、ドゥミターおよびマスラフスカによる 3 つの研究は、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律的観点から見た過大評価の可能性に関するツキエルマンら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、上述のツキエルマン命題に注意しつつ）、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。なお、以下で計量分析を進めるにあたって、注意しておくべき点がある。第 1 に、ここでは、「中央銀行の独立性」と「インフレーションの抑制効果」との関連を考察しているが、我々は「中央銀行の独立性」が唯一の「インフレーション抑制要因」であると判断しているからそうしているわけではない。他にも種々の「インフレーション抑制要因」はあるかもしれないが、そのような種々の要因を考慮した上でも、「中央銀行の独立性」と「インフレーション抑制効果」との間に有意な関連があるかどうか、これが問題の焦点である。第 2 に、本稿で問題にしているのは、何らかの指標で表現された「中央銀行独立性」の度合いと、統計に表れたディス・インフレーションの結果との関係である。前者が後者に帰結するメカニズムに関しては、実証的には、本稿ではブラックボックスに入ったままだ。これについては他の研究に委ねざるをえない。

3. 文献調査の手続き、抽出推定結果の概要およ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および（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 および 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[55]。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、前節にも言及した 10 文献を、比較対象研究としては 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（negligible）データを利用しているもの、(2) ラウンガニとシーツの論文が発表された 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、エイジフィンガーとスタッドハウダーズ、ドゥミターおよびマスラフスカによる 3 文献は、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 ヵ国を研究対象とし、中東欧 EU 加盟国がその 48.5％（のべ 98 ヵ国）を、中東欧非 EU 加盟国が 14.9％（同 30 ヵ国）、バルト諸国を除く旧ソ連諸国が 33.7％（同 68 ヵ国）を占めている。また、ツキエルマンらによる 2002 年論文をはじめとする 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 年間をカバーし、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、経済指標およ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 ヵ国）および 80.1％（同 338 ヵ国）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

55 最終文献探索作業は、2015 年 1 月に実施した。

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 (4)	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）(5)
	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		
		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)										
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. (2012, EEE)	17	11	4	2	0	1990 ～ 2009 年	パネル	✓			✓			8	87.33
Bogoev et al. (2012, PCP)	28	11	4	12	1	1990 ～ 2010 年	パネル	✓			✓			16	26.46
Petrevski et al. (2012, JPKE)	17	11	4	2	0	1990 ～ 2009 年	パネル	✓			✓			8	24.96

（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 ヵ国を指す。
（2）バルト諸国を除く。
（3）モンゴル及び他新興市場諸国。
（4）推定結果によってその期間が異なる場合もある。
（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。

（b）比較対象研究

著者（発表年）	研究対象国			推定期間 (4)	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）(5)
	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

出所：以下の文献に基づき筆者作成。Loungani and Sheets, “Central Bank Independence”; Maliszewski, “Central Bank Independence in Transition Economies”; Cukierman, Miller and Neyapti, “Central Bank Reforms”; Eijffinger and Stadhouders, *Monetary Policy and the Rule of Law*; Hammermann and Flanagan, *What Explains Persistent Inflation Differentials Across Transition Economies?*; Dumiter, “Estimating the Impact of Central Bank Independence upon Macroeconomic Performance Using a Panel Data Model”; Maslowska, “Quest for the Best”; Bogoev, Petrevski and Sergi, “Investigating the Link”; Bogoev, Petrevski and Sergi, “Reducing Inflation”; Petrevski, Bogoev and Sergi, “The Link between Central Bank Independence and Inflation”; Carl E. Walsh, “Inflation and Central Bank Independence: Is Japan Really an Outlier?” *Monetary and Economic Studies* 15, no. 1 (1997), pp. 89–117; Jakob de Haan and Willem J. Kooi, “Does Central Bank Independence Really Matter? New Evidence for Developing Countries Using a New Indicator,” *Journal of Banking and Finance* 24, no.4 (2000), pp. 643–664; Jan-Egbert Sturm and Jakob de Haan, *Inflation in Developing Countries: Does Central Bank Independence Matter? New Evidence Based on a New Data Set* [Munich: CESifo, Working Paper, No. 51] (2001); Eva Gutiérrez, “Inflation Performance and Constitutional Central Bank Independence: Evidence from Latin America and the Caribbean,” *Economía Mexicana: NUEVA ÉPOCA* 13, no. 2 (2004), pp. 255–287; Luis I. Jácome and Francisco Vázquez, *Any Link Between Legal Central Bank Independence and Inflation? Evidence from Latin America and the Caribbean* [Working Paper, No. 05/75](Washington, D.C.: International Monetary Fund (IMF) (2005); Luis I. Jácome and Francisco Vázquez, “Is There Any Link Between Legal Central Bank Independence and Inflation? Evidence from Latin America and the Caribbean,” *European Journal of Political Economy* 24, no. 4 (2008), pp. 788–801; Stefan Krause and Fabio Méndez, “Institutions, Arrangements and Preferences for Inflation Stability: Evidence and Lessons from a Panel Data Analysis,” *Journal of Macroeconomics* 30, no. 1 (2008), pp. 282–307; Anli Perera, Deborah Ralston and Jayasinghe Wickramanayake, “Central Bank Financial Strength and Inflation: Is There a Robust Link?” *Journal of Financial Stability* 9, no. 3 (2013), pp. 399–414; Sami Alpanda and Adam Honig, “The Impact of Central Bank Independence on the Performance of Inflation Targeting Regimes,” *Journal of International Money and Finance* 44, (2014), pp. 118–135.

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、総裁交代率が 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。総裁任期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、総裁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裁交代率と、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裁交代率係数および *t* 値の符号を逆転してコーディングを行った。次節のメタ分析およびその結果解釈は、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述べる。本稿のメタ分析は、(1) 問題となる研究領域（本稿の場合、中央銀行独立性のインフレーション抑制効果）において、既存研究全体として、どのような効果サイズ（effect size）や統計的有意性が報告されているのかを把握することを目的とした抽出推定結果のメタ統合、(2) 異なる研究間に見られる推定結果の差異が、如何なる研究条件に起因するものなのかを解析する研究間異質性のメタ回帰分析、並びに、(3) 特定の理論的仮説に対する実証的な支持ないし推定結果の統計的有意性を意図的に強調するような人為的・恣意的な「歪み」（bias）が、研究成果の公表に生じているか否か、また、仮にそのような「公表バイアス」（publication selection bias）が生じている場合、その程度およびかかる公表バイアスを超えて、既存研究の中に真の値が含まれているのか否かを調査する公表バイアスの検証、という 3 つの段階を経て進められる。

具体的には、次の通りである。即ち、本研究では、抽出推定結果のメタ統合に、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, ⋯ , K）の *t* 値と自由度を各々 t_k および df_k で表せば、次式

$$r_k = \frac{t_k}{\sqrt{t_k^2 + df_k}}$$

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 [56] で加重した結合 *t* 値 $\overline{T_w}$ と共に、重みのない結合 *t* 値 $\overline{T_u}$ も求める。また、有意水準 5％を基準とするフェイルセーフ数を、これら結合 *t* 値の信頼性を評価するための補足的統計量として報告する。

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

$$y_k = \beta_0 + \sum_{n=1}^{N} \beta_n x_{kn} + e_k\,,\ \ k = 1, \cdots, K$$

56 評価方法の詳細は、上垣彰、岩﨑一郎『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』［IER Discussion Paper No. A625］一橋大学経済研究所、2015 年、付録 A を参照。

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、β_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、偏相関係数および 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）およびアンバランスド・パネル推定量（固定効果推定量又は変量効果推定量）[57] 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、公表バイアスの視覚的な検証に用いられる「漏斗プロット」（funnel plot）や「ガルブレイズ・プロット」（Galbraith plot）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および程度を解析する。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」およ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、スタンレー（T. D. Stanley）とドウコウリアゴス（Hristos Doucouliagos）が、その共著書 [58] の中で提唱している公表バイアス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 [59]。

4. 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 4-1 項で、抽出推定結果のメタ統合を試みる。続く 4-2 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 4-3 項で、公表バイアスの有無およびその程度を検証する。

---

57 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。

58 T. D. Stanley and Hristos Doucouliagos, *Meta-Regression Analysis in Economics and Business* (London and New York: Routledge, 2012).

59 以上に述べたメタ分析方法の詳しい解説は、上垣彰、岩﨑一郎「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」の付録 B を参照されたい。

4-1. 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および *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）および図 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いる。実際、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。また、コーエン（Jakob Cohen）の基準 [60] に従えば、109 推定結果の 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際的な関係（$|r|<1.0$）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。

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

出所：筆者算定。
（注）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。

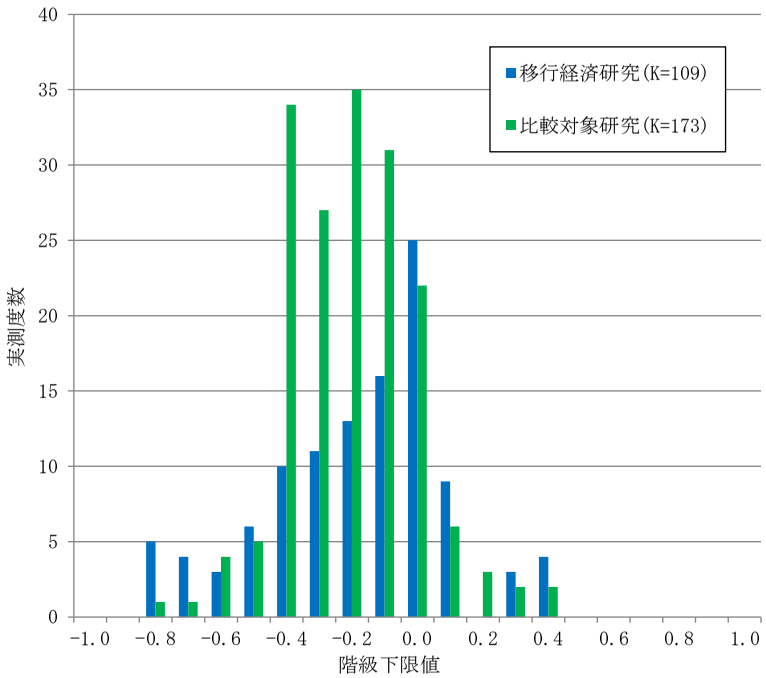
他方、比較対象研究の偏相関係数は、分布範囲こそ移行経済研究のそれとほぼ同一であるが、負方向への偏りが、移行経済研究よりも明らかに強い。実際、その最頻値は –0.2 である上、全抽出推定結果の 79.8％に当たる 138 の偏回帰係数が負である。更に、物価水準に対する中央銀行独立性の軽微又は顕著な効果を示す推定結果（$1.0 \leq |r|$）は、173 推定結果中 151（87.2％）を数え、この点でも、比較対象研究は、移行経済研究を凌いでいる。

ここで、表 4（b）および図 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％）

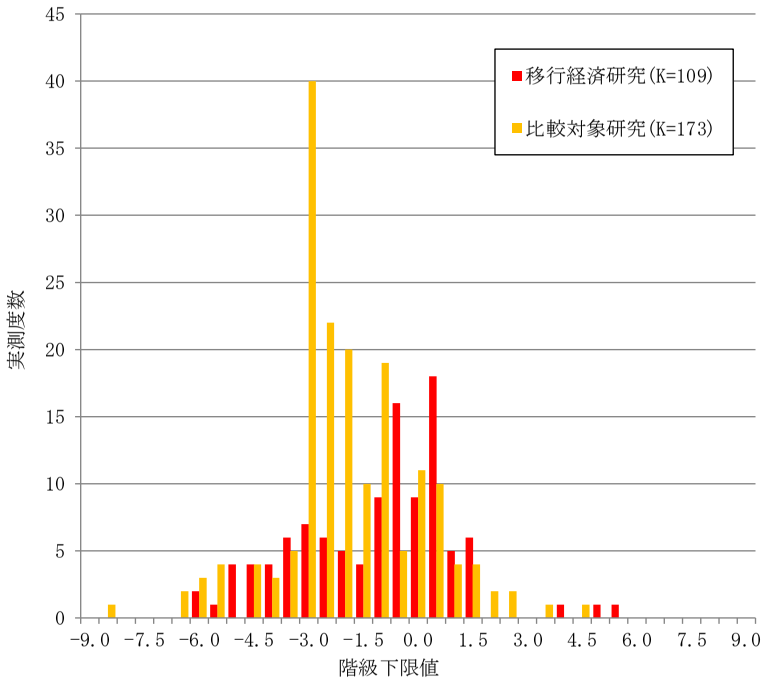
60　Jacob Cohen, *Statistical Power Analysis in the Behavioral Sciences*, 2nd Edition (Hillsdale: Lawrence Erlbaum Associates, 1988).

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 (1)

(a) 偏相関係数 (2)



(b) t 値 (3)



出所：筆者作成。
(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。
(2) 正規分布への適合度検定：移行経済研究 χ^2=33.425, p=0.001; 比較対象研究 χ^2=21.236, p=0.047
(3) 正規分布への適合度検定：移行経済研究 χ^2=49.049, p=0.003; 比較対象研究 χ^2=98.825, p=0.000

の t 値が、–2.0 以下の値を示している。従って、偏相関係数および 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および 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およ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 $\overline{R_r}$ 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 $\overline{T_u}$ でも、研究水準で加重した値 $\overline{T_w}$ 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 $\overline{T_u}$ と比較して、研究水準で加重した結合 t 値 $\overline{T_w}$ 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、データ形式およ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、総裁交代率の –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 2 節で言及したツキエルマン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。

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 (1)

	抽出推定結果数 (K)	(a) 偏相関係数の統合			(b) t 値の結合 (4)			
		固定効果 (R_f)（漸近 z 値）(2)	変量効果 (R_r)（漸近 z 値）(2)	均質性の検定 (Q_r) (3)	T_u(p 値)	T_w(p 値)	T_m	ファイルセーフ数 (fsN) (5)
(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

出所：筆者推定。
(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。　(2) 帰無仮説：統合効果サイズが 0。
(3) 帰無仮説：効果サイズが均質。　(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。
(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。
(6)***：1％水準で有意，**：5％水準で有意，*：10％水準で有意。

4-2. 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、4-1 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[61]およ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、定義および記述統計量が一覧されている。

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 (1)		
		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
総裁交代率 (2)	中央銀行独立性変数が総裁交代率である研究 (=1)、その他 (=0)	0.009	0	0.096
総裁任期	中央銀行独立性変数が総裁任期である研究 (=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 (3)	推定モデルの自由度の平方根	9.902	9.434	6.126
研究水準 (4)	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

出所：筆者算定。
(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。
(2) 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。
(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。
(4) 評価方法の詳細は、上垣、岩崎「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」の付録Ａ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。

61 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。

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（次頁）である。アンバランスド・パネル回帰モデルの［6］および［12］は、ハウスマン（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、ブルーシュ＝ペーガン（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およ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りがない。他方、加重最小二乗法の推定結果は、分析的重みの違いに感受的であるが、それでもなお多くの変数が等しく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。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より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、分散不均一性およ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、総裁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、総裁交代率とコインの表裏の関

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 (1)

(a) 従属変数：偏相関係数

推定量 (2)	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [*N*]	Cluster-robust WLS [1/*SE*]	Multi-level mixed effects RML	Cluster-robust Random-effects panel GLS
メタ独立変数(デフォルト・カテゴリ）／モデル	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6] (3)
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	–7.469	–23.689 ***	–34.031 ***	–9.956	–9.674
	(9.65)	(10.19)	(6.90)	(4.44)	(8.81)	(9.64)
旧ソ連諸国比率	–4.232	–5.390 *	–8.340 ***	–10.677 ***	–4.232	–4.229
	(2.85)	(2.86)	(2.05)	(1.30)	(2.61)	(2.90)
その他移行・新興市場諸国比率	62.748 ***	26.767 *	39.720 ***	24.433 ***	62.748 ***	63.920 ***
	(15.97)	(13.97)	(11.34)	(7.30)	(14.58)	(15.84)
推定期間						
推定期間初年度	0.323	0.076	0.609 ***	0.864 ***	0.323 *	0.314
	(0.20)	(0.23)	(0.14)	(0.09)	(0.19)	(0.20)
推定年数	0.027	–0.040	0.059 ***	0.101 ***	0.027	0.023
	(0.03)	(0.03)	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.02)
データ形式（横断面データ）						
パネルデータ	–4.214 ***	–0.484	–2.705 ***	–2.009 ***	–4.214 ***	–4.290 ***
	(1.05)	(0.79)	(0.74)	(0.48)	(0.96)	(1.06)
推定量（OLS 以外）						
OLS	–4.947 ***	–0.487	–2.784 **	–1.723 **	–4.947 ***	–5.024 ***
	(1.50)	(1.16)	(1.03)	(0.67)	(1.37)	(1.51)
物価変数タイプ (無加工変数)						
貨幣減価率	7.158 ***	4.431 **	9.420 ***	11.085 ***	7.158 ***	7.181 ***
	(1.63)	(1.88)	(1.08)	(0.73)	(1.49)	(1.65)
対数変換値	3.006 *	3.225 *	5.156 ***	6.248 ***	3.006 **	3.037 *
	(1.53)	(1.56)	(1.02)	(0.69)	(1.40)	(1.56)
ランキング	3.141 *	3.408 *	5.332 ***	6.432 ***	3.141 **	3.171 **
	(1.56)	(1.58)	(1.04)	(0.69)	(1.42)	(1.59)
中央銀行独立性変数タイプ（総合指標）						
政治指標	–0.011	–0.057 **	–0.071 ***	–0.038 ***	–0.011	–0.011
	(0.07)	(0.02)	(0.01)	(0.00)	(0.07)	(0.07)
経済指標	–0.038	0.057	–0.079	0.110 ***	–0.038	–0.038
	(0.12)	(0.08)	(0.15)	(0.01)	(0.11)	(0.12)
法律指標	0.014	0.012	0.015	0.012	0.014	0.014
	(0.02)	(0.02)	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
総裁交代率	–0.384 ***	–0.387 ***	–0.367 ***	–0.231 ***	–0.384 ***	–0.384 ***
	(0.02)	(0.01)	(0.03)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
総裁任期	0.348 ***	0.357 ***	0.356 ***	0.506 ***	0.348 ***	0.348 ***
	(0.01)	(0.01)	(0.00)	(0.00)	(0.01)	(0.01)
ラグ変数（同時変数）	–1.443 *	0.746	–0.366	–0.075	–1.443 **	–1.444 *
	(0.74)	(0.58)	(0.51)	(0.33)	(0.68)	(0.75)
自由度・研究水準						
√自由度	–0.138	0.030	0.006	0.087 *	–0.138	–0.138
	(0.10)	(0.09)	(0.07)	(0.04)	(0.09)	(0.10)
研究水準	0.326 ***		0.289 ***	0.318 ***	0.326 ***	0.326 ***
	(0.03)		(0.02)	(0.01)	(0.02)	(0.03)
切片	–642.934	–153.031	–1215.514 ***	–1724.968 ***	–642.934 *	–625.568
	(409.66)	(452.55)	(280.05)	(187.35)	(373.97)	(408.91)
K	109	109	109	109	109	109
R^2	0.519	0.401	0.553	0.190	–	0.519

（b）従属変数：t 値

推定量(2)	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [N]	Cluster-robust WLS [1/SE]	Multi-level mixed effects RML	Cluster-robust Random-effects panel GLS
メタ独立変数（デフォルト・カテゴリ）／モデル	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12] (4)
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 ***	–92.211	–327.604 ***	–432.224 ***	–231.277 ***	–228.299 ***
	(49.74)	(99.61)	(55.45)	(27.77)	(45.41)	(45.40)
旧ソ連諸国比率	–50.509 ***	–39.423	–79.369 ***	–103.816 ***	–50.509 ***	–50.780 ***
	(14.69)	(27.92)	(16.52)	(8.00)	(13.41)	(13.61)
その他移行・新興市場諸国比率	449.697 ***	43.992	287.784 **	209.160 ***	449.697 ***	461.395 ***
	(82.05)	(144.40)	(91.41)	(44.21)	(74.90)	(74.29)
推定期間						
推定期間初年度	7.560 ***	1.573	9.563 ***	12.294 ***	7.560 ***	7.471 ***
	(1.04)	(2.22)	(1.12)	(0.60)	(0.95)	(0.95)
推定年数	1.241 ***	–0.059	1.464 ***	1.908 ***	1.241 ***	1.206 ***
	(0.13)	(0.37)	(0.12)	(0.07)	(0.12)	(0.11)
データ形式（横断面データ）						
パネルデータ	–46.794 ***	1.495	–36.163 ***	–34.826 ***	–46.794 ***	–47.413 ***
	(5.39)	(7.92)	(5.98)	(2.89)	(4.92)	(4.96)
推定量（OLS 以外）						
OLS	–50.990 ***	4.495	–35.772 ***	–31.714 ***	–50.990 ***	–51.609 ***
	(7.61)	(11.48)	(8.34)	(4.04)	(6.95)	(6.99)
物価変数タイプ（無加工変数）						
貨幣減価率	84.662 ***	25.375	100.586 ***	122.897 ***	84.662 ***	85.045 ***
	(8.17)	(19.17)	(8.57)	(5.12)	(7.46)	(7.59)
対数変換値	30.256 ***	18.488	45.330 ***	58.834 ***	30.256 ***	30.800 ***
	(7.70)	(16.04)	(8.16)	(4.45)	(7.03)	(7.18)
ランキング	31.019 ***	19.726	46.384 ***	59.707 ***	31.019 ***	31.564 ***
	(7.84)	(16.28)	(8.33)	(4.48)	(7.16)	(7.31)
中央銀行独立性変数タイプ (総合指標)						
政治指標	0.077	–0.231	–0.305 **	–0.006	0.077	0.077
	(0.43)	(0.31)	(0.10)	(0.03)	(0.39)	(0.39)
経済指標	–0.427	0.352	–0.659	0.830 ***	–0.427	–0.427
	(0.81)	(0.75)	(1.16)	(0.12)	(0.74)	(0.74)
法律指標	0.352	0.300	0.290	0.263	0.352 *	0.352 *
	(0.21)	(0.35)	(0.19)	(0.31)	(0.19)	(0.19)
総裁交代率	–2.867 ***	–2.910 ***	–2.684 ***	–2.300 ***	–2.867 ***	–2.867 ***
	(0.09)	(0.15)	(0.29)	(0.25)	(0.08)	(0.08)
総裁任期	1.590 ***	1.685 ***	1.648 ***	2.158 ***	1.590 ***	1.590 ***
	(0.03)	(0.05)	(0.03)	(0.02)	(0.03)	(0.03)
ラグ変数（同時変数）	–20.771 ***	6.386	–13.274 **	–12.628 ***	–20.771 ***	–20.695 ***
	(3.76)	(5.68)	(4.16)	(1.99)	(3.43)	(3.48)
自由度・研究水準						
√自由度	–0.921 *	0.733	0.092	0.671 **	–0.921 **	–0.921 **
	(0.50)	(0.86)	(0.57)	(0.27)	(0.46)	(0.46)
研究水準	4.909 ***		4.644 ***	5.316 ***	4.909 ***	4.909 ***
	(0.13)		(0.14)	(0.08)	(0.12)	(0.12)
切片	–15055.280 ***	–3142.566	–19061.330 ***	–24512.490 ***	–15055.280 ***	–14879.160 ***
	(2086.32)	(4438.59)	(2239.80)	(1204.48)	(1904.54)	(1900.96)
K	109	109	109	109	109	109
R^2	0.542	0.137	0.683	0.274	–	0.542

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。
（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。（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。（3）ブルーシュ＝ペーガン検定：χ^2=0.00, p=1.000; ハウスマン検定：χ^2=0.00, p=1.000 （4）ブルーシュ＝ペーガン検定：χ^2=0.00、p=1.000; ハウスマン検定：χ^2=0.00、p=1.000 （5）括弧内は，ホワイト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。

係にある総裁任期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。総裁任期は、仮にある中央銀行総裁が何期も務めたり、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 1 節で言及した法的独立性強化と銀行改革の進展とが必ずしも強く連動していないハンガリーやジョージアの如き国々の存在が、このような推定結果の背景にあるものと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、一連の研究条件およ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 [62]。

次に、先述したツキエルマン命題との関係で、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、偏相関係数および *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 [63]。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 [64]。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、ツキエルマン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、恐らく杞憂であり [65]、これ

---

62 なお、補足的な推定作業では、複数の文献に共通するその他研究条件の影響も検証したが、それらを捉えるメタ独立系数は、悉く非有意であった。

63 この結果は、*t* 値を従属変数としたクロンプとデ・ハーン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と符合している。Klomp and de Haan, “Inflation and Central Bank Independence,” Table 4, p. 606.

64 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。

65 ツキエルマンらも、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」としている。Cukierman, Miller and Neyapti, “Central Bank Reform,” p. 255.

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 (1)

(a) 従属変数：偏相関係数

推定量 (2)	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [*N*]	Cluster-robust WLS [1/*SE*]	Multi-level mixed effects RML	Cluster-robust Random-effects panel GLS
メタ独立変数(デフォルト・カテゴリ）／モデル	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6] (3)
研究タイプ（比較対象研究）						
移行経済研究	0.047	0.026	0.075 **	0.009	0.085	0.091
	(0.06)	(0.05)	(0.03)	(0.04)	(0.10)	(0.11)
自由度・研究水準						
√自由度	0.009 ***	0.014 **	0.006 ***	0.007 **	0.015 ***	0.015 ***
	(0.00)	(0.01)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
研究水準	–0.007		–0.006	–0.003	–0.009	–0.009
	(0.01)		(0.00)	(0.00)	(0.01)	(0.01)
切片	–0.240 ***	–0.332	–0.207 ***	–0.233 ***	–0.292 ***	–0.298 ***
	(0.06)	(0.07)	(0.04)	(0.05)	(0.09)	(0.09)
K	282	282	282	282	282	282
R^2	0.092	0.086	0.144	0.053	–	0.091

(b) 従属変数：*t* 値

推定量 (2)	Cluster-robust OLS	Cluster-robust WLS [研究水準]	Cluster-robust WLS [*N*]	Cluster-robust WLS [1/*SE*]	Multi-level mixed effects RML	Cluster-robust Random-effects panel GLS
メタ独立変数(デフォルト・カテゴリ）／モデル	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12] (4)
研究タイプ（比較対象研究）						
移行経済研究	0.732	0.527	1.196 **	0.079	0.873	0.909
	(0.45)	(0.47)	(0.54)	(0.64)	(0.61)	(0.63)
自由度・研究水準						
√自由度	0.002	0.003	–0.002	–0.037	0.028	0.029
	(0.03)	(0.04)	(0.02)	(0.04)	(0.04)	(0.04)
研究水準	–0.082		–0.101	–0.042	–0.110	–0.110
	(0.05)		(0.06)	(0.07)	(0.09)	(0.10)
切片	–1.346 **	–1.872 ***	–1.368 **	–1.183	–1.259	–1.283
	(0.50)	(0.58)	(0.52)	(0.72)	(0.87)	(0.91)
K	282	282	282	282	282	282
R^2	0.050	0.017	0.090	0.011	–	0.046

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。
(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。
(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。
(3) ブルーシュ＝ペーガン検定：χ^2=17.51, p=0.000; ハウスマン検定：χ^2= 3.43, p=0.179
(4) ブルーシュ＝ペーガン検定：χ^2=20.51, p=0.000; ハウスマン検定：χ^2=0.62, p=0.735
(5) 括弧内は、ホワイト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。

らの国々の中央銀行独立性とインフレーションとの関係は、非移行国と同様の社会経済的条件下で生じているのである。

4-3. 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る。同図（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 [66]。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。

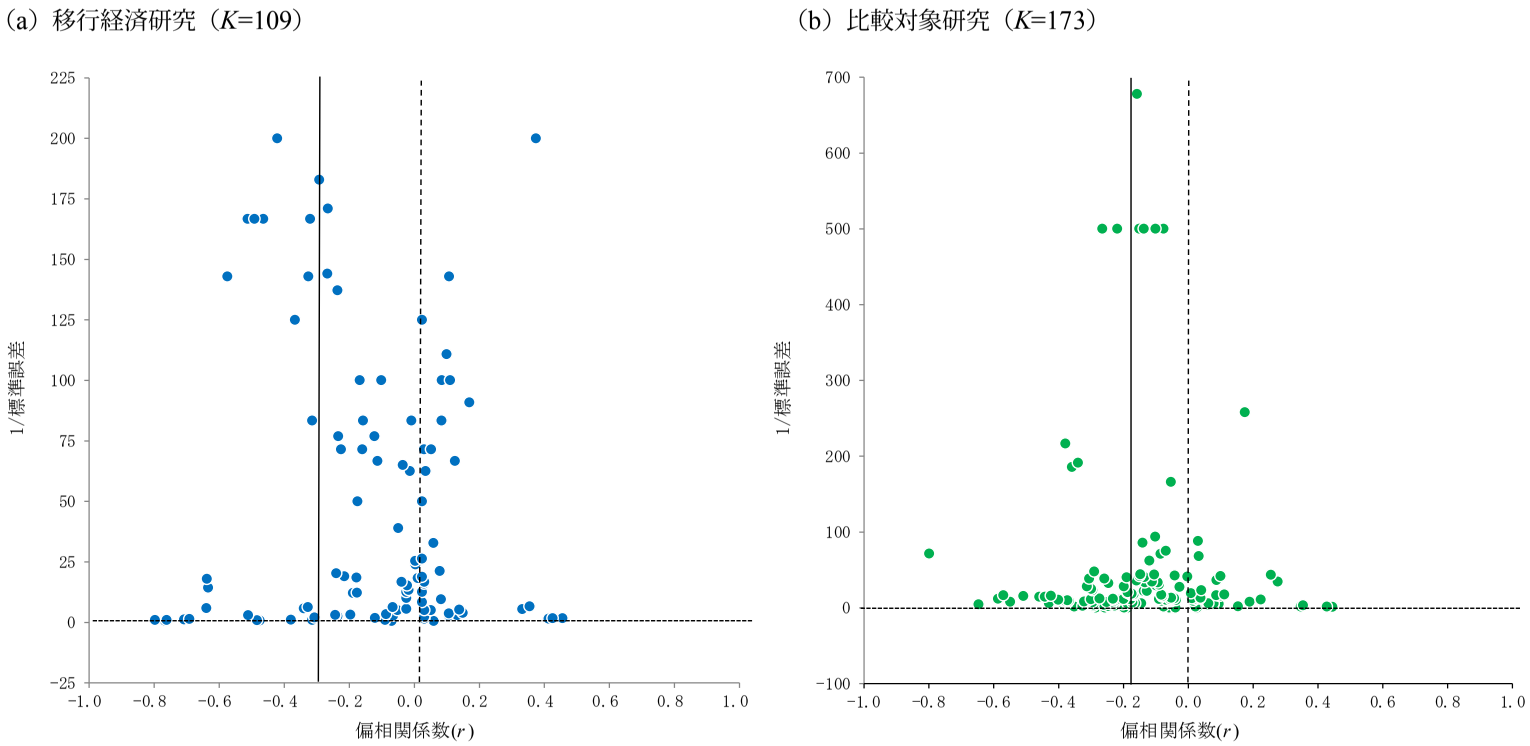
他方、比較対象研究から抽出した推定結果の正負比率は、35 対 138 であり、推定精度最上位 10％の平均値である –0.184 を境とする左右比率は、80 対 93 であるから、真の値がゼロの近傍にあるとすれば、公表バイアスⅠ型の恐れが濃厚であるが（z=–7.830, p=0.000）、真の値が推定精度最上位 10％の平均値だと仮定すれば、公表バイアスⅠ型の可能性は低いと判断される（z=0.988, p=0.323）。図 3（b）の比較対象研究を対象とした漏斗プロットが、不明瞭ではあるものの、–0.184 を中心に、おおむね左右対称な三角形型の散布図を示していることが、その現れである。

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± 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± 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。

---

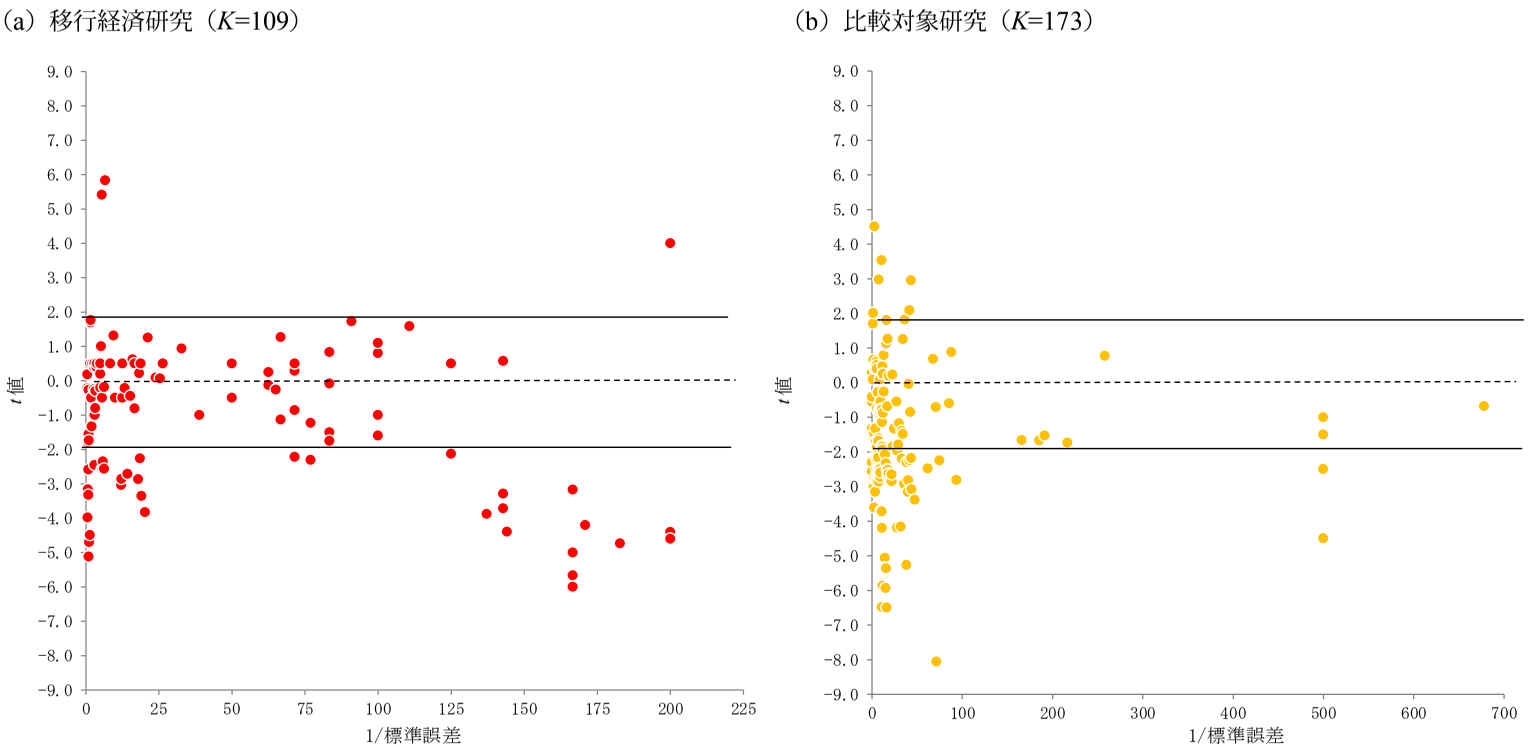
66 推定精度最上位 10％の平均値を、真の効果の近似値と見なす分析手法は、スタンレー（T. D. Stanley）のそれに倣うものである。T. D. Stanley, “Beyond Publication Bias,” *Journal of Economic Surveys* 19, no. 3 (2005), pp. 309–345.

図 3　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 (1)



出所：筆者作成。
(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。
(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）。

図４　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[(1)]



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

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 (1)

（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		
推定量 (2)	OLS	Cluster-robust OLS	Cluster-Robust Random-effects panel GLS	OLS	Cluster-robust OLS	Cluster-Robust Random-effects panel GLS
モデル	[1]	[2]	[3] (3)	[4]	[5]	[6] (4)
切片 (FAT: H_0: β_0=0)	–0.422	–0.422	–0.257	–1.630 ***	–1.630 ***	–1.215 ***
	(0.26)	(0.50)	(0.77)	(0.16)	(0.24)	(0.39)
1/*SE* (PET: H_0: β_1=0)	–0.012 **	–0.012 **	–0.012 *	–0.001	–0.001	–0.002 ***
	(0.005)	(0.004)	(0.01)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
K	109	109	109	173	173	173
R^2	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		
推定量 (2)	OLS	Cluster-robust OLS	Cluster-Robust Random-effects panel GLS	OLS	Cluster-robust OLS	Cluster-Robust Random-effects panel GLS
モデル	[7]	[8]	[9] (5)	[10]	[11]	[12] (6)
切片 (H_0: β_0=0)	1.235 ***	1.235 **	1.584 ***	2.122 ***	2.122 ***	1.997 ***
	(0.18)	(0.38)	(0.59)	(0.11)	(0.18)	(0.20)
1/*SE*	0.011 ***	0.011 ***	0.015 *	–0.0002	–0.0002	0.0003
	(0.002)	(0.003)	(0.01)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
K	109	109	109	173	173	173
R^2	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		
推定量 (2)	OLS	Cluster-robust OLS	Random-effects panel ML	OLS	Cluster-robust OLS	Random-effects panel ML
モデル	[13]	[14]	[15]	[16]	[17]	[18]
SE	–1.327 ***	–1.327 ***	–0.183	–0.129 ***	–0.129 *	–0.080
	(0.40)	(0.40)	(0.61)	(0.04)	(0.06)	(0.11)
1/*SE* (H_0: β_1=0)	–0.015 ***	–0.015 ***	–0.012 ***	–0.006 ***	–0.006 ***	–0.002 *
	(0.004)	(0.003)	(0.00)	(0.001)	(0.001)	(0.00)
K	109	109	109	173	173	173
R^2	0.297	0.297	–	0.086	0.086	–

出所：筆者推定。
（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。
（2）OLS：最小二乗法、GLS：一般最小二乗法、ML：最尤法。
（3）ブルーシュ＝ペーガン検定：χ^2=19.99, p=0.000; ハウスマン検定：χ^2=0.28, p=0.595
（4）ブルーシュ＝ペーガン検定：χ^2=7.29, p=0.003; ハウスマン検定：χ^2=0.06, p=0.811
（5）ブルーシュ＝ペーガン検定：χ^2=19.99, p=0.000; ハウスマン検定：χ^2=0.28, p=0.595
（6）ブルーシュ＝ペーガン検定：χ^2=7.94, p=0.002; ハウスマン検定：χ^2=0.58, p=0.445
（7）括弧内は、標準誤差。モデル [15] 及び [18] を除き、ホワイト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。

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（前頁）の通りである。同表（a）によれば、漏斗プロット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 4-1 項および 4-2 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。

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 1 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およ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 2 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、ツキエルマン命題を念頭に、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 3 節でその概要を述べた移行経済研究 10 文献および比較対象研究 12 文献から抽出した全 282 推定結果を用いた第 4 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、4-1 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、データ形式およ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。

4-2 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、自由度および研究水準が、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、4-3 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型および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 1 節で論じた中東欧・旧ソ連諸国における中央銀行改革の経緯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、中央銀行改革およ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、その独立性の強化および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。このことは、想像されるほど自明のことではない。

第 2 に、ハンガリーやジョージアのような例外的国家が存在することが、「移行経済研究の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」という 4-1 項のメタ統合結果を演出した可能性が高く、この状況が、ツキエルマンらによる問題提起の根源にあったではないかと推察される。なぜなら、ハンガリーの様に、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ったという関係が、移行経済諸国の間に生まれていたからである。この発見は本稿の一つの貢献といえるだろう。しかし、上述の通り、4-2 項のメタ回帰分析は、他の研究条件を考慮しない 4-1 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、ツキエルマン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、杞憂であったと結論されることも強調しておく必要がある。

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っても、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、いまも国家指導者や中央政府の強いコントロール下に置かれている。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。

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）および同基盤研究（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）、並びに平成 28 年度京都大学経済研究所共同利用共同研究拠点プロジェクト研究の成果である。本研究に際しては、エヴゼン・コチェンダ（Evzen Kocenda）カレル大学教授、杉浦史和帝京大学准教授および 2015 年 6 月にローマ・トレ大学で開催された第一回比較経済学世界大会（The First Congress of Comparative Economics）の参加者より、貴重な示唆やコメントを頂いた。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および同資料室から多大な助力を得た。記して謝意を表する。

Central Bank Independence in Transition Economies: A Meta-Analysis of the CBI Disinflation Effect

Uegaki Akira and Iwasaki Ichiro

In this paper, we aim to evaluate the central bank reforms in Central and Eastern Europe (CEE) and the former Soviet Union (FSU) through a meta-analysis of previous research works that empirically examined the impact of central bank independence (CBI) on inflation. We will also conduct a comparison with other developed and developing economies in terms of effect size and statistical significance of the CBI disinflation effect in response to concerns arising from Cukierman et al. (*Journal of Monetary Economics* 49, no. 2 (2002), pp. 237–264) about a possible overrating of the legal independence of the central banks in transition economies.

From the results of the meta-analysis using a total of 282 estimates collected from 10 studies of transition economies and 12 studies of non-transition economies, we reached the following findings: First, the synthesized effect size using the partial correlation coefficient and the combined *t* value of the collected estimates are negative and statistically significant in both study areas, suggesting that, irrespective of the target region, the negative impact of CBI on inflation is verified in the literature as a whole. However, it was also revealed that the effect size and the statistical significance of the transition studies are inferior to those of non-transition studies. Second, the meta-synthesis of the estimates obtained from the transition studies indicated the possibility that their empirical results are strongly affected by a series of study conditions, including the target country, the estimation period, the data type, and the type of index used to measure CBI.

Third, the meta-regression analysis (MRA) also reproduced the close correlation between various study conditions and the estimates reported in the transition studies. More specifically, the heterogeneity among studies of transition economies is caused by the choice of estimator, inflation variable type, degree of freedom, and research quality, in particular. Fourth, in contrast with the above-mentioned results of the meta-synthesis, the MRA using the collected estimates of both transition and non-transition studies revealed that there is no statistically significant difference between the two types of studies as long as we control for the degree of freedom and the quality level of the study. It is worth mentioning that we obtained similar results even when we utilized only the estimates of the legal CBI index.

And, finally, according to the results of the assessment of publication selection bias, we found that, while the transition studies contain genuine empirical evidence of the disinflation effect of CBI in their estimates beyond such bias, the non-transition studies failed to provide evidence of a non-zero effect of CBI, due to the strong influence of publication selection bias on their empirical results.

Based on these results, we conjecture that the existence of a group of countries such as Hungary and Georgia, which deviate considerably from the normal reform process, might lead to the meta-synthesis results that the effect size and the statistical significance reported by the transition studies as a whole are inferior to those of the non-transition studies. This is due to the situation of the transition economies where, while inflation was effectively

controlled even in those countries that had outwardly low levels of CBI, such as Hungary, it was not controlled as effectively as it could have been in countries that appeared to have a high level of CBI, such as Georgia. However, the fact that the MRA does not support the results of meta-synthesis, in which study conditions are not controlled for simultaneously, indicates that the influence of these unorthodox countries on the empirical results is not as significant as we had predicted. Therefore, we conclude that the issue raised by Cukierman et al. (2002) is unfounded, considering the development of central bank reform in the 2000s as well.

To sum up, the results of our meta-analysis strongly support the argument that socio-economic progress is substantial, in the sense that there exists a close relationship between CBI and inflation in the post-communist world.