

危機と復興の移行経済*

—— マクロ経済成長決定要因のメタ分析 ——

岩崎一郎・雲 和広

中東欧・旧ソ連諸国は、社会主義体制崩壊直後に激しい経済危機に陥り、その後穏やかな復興を遂げたという意味で、例外なくJカーブ型成長経路を歩んだ。しかし、経済危機の深度や復興速度には顕著な差異も存在する。本稿は、構造変化、体制移行政策、社会主義の遺制、インフレーション及び地域紛争の効果サイズと統計的有意性のメタ分析を通じて、かかるJカーブ型成長経路創発メカニズムの解明を試みた。先行研究 123 点から抽出した 3279 推定結果を用いたメタ統合は、構造変化と体制移行政策の成長促進効果は、有意だが軽微であるのに対して、インフレーションと地域紛争は、極めて有意かつ強力な成長抑制効果を発揮したことを明らかにした。社会主義の遺制も、構造変化や体制移行政策と同水準の効果サイズと有意性を以て、移行初期の生産低下を助長した可能性が高い。公表バイアスの検証も、メタ統合の分析結果を強く支持した。

JEL Classification Codes: E31, O47, O57, P20, P21

1. はじめに

市場原理に基づく国民経済の再建と活性化を目指して社会主義を放棄した当初に、中東欧・旧ソ連諸国を待ち受けていたものは、生産水準のカタストロフィックな崩落であった。その規模は、最も軽微な国々でも社会主義末期における国内総生産(GDP)の 13% から 20% に達し、最も深刻な国々では 64% から 87% にも及んだ。しかも、この生産低下劇は、国によっては 6 年から 8 年も続いた(表 1)。市場経済への体制転換が、一定の社会的混乱や景気後退を引き起こすであろうことは、旧社会主義諸国内外の政策当局者や研究者もある程度は予想していた。しかし、中東欧・旧ソ連諸国がこれほどにも深刻かつ長期の経済危機に見舞われると正しく予測できた者は、冷戦終結当時、殆どいなかったと思われる。一方、危機からの復興過程も、多くの人々の期待を裏切るものであった。何故なら、改革推進国と目された中欧諸国ですらも、社会主義末期の生産水準へ復帰するために、経済縮少の底打ちより 5 年から 8 年の歳月を費やさざるを得なかった上、体制移行が 25 年目に突入した時点でも、少なからぬ国々が、危機前の経済水準を依然取り戻してはいないからである¹⁾。

移行初期における生産活動の急激な縮小とその後の相対的に穏やかな回復過程は、ありとあらゆる中東欧・旧ソ連諸国に共通する特徴である。言い換えれば、旧社会主義移行経済諸国は、一カ国の例外もなく、いわゆるJカーブ型の成長経路を歩んで現在に至っていると云えるのである。しかし同時に、経済危機の継続期間や危機時における生産低下の度合

い及び復興期の成長力には、表 1 の通り、これらの国々の間に極めて顕著な差が生じたこともまた歴然たる事実である。このような当事国のみならず国際社会的にも極めて重大で、なおかつ学術的にも大変興味深い経済情勢に直面した研究者は、その背景要因を巡って様々な理論的検討を行うと共に、その現実適合性を検証すべく、多様な実証分析を繰り返してきた。今日におけるその研究蓄積には目を見張るものがあり、移行経済論における最重要研究領域の一つを形成しているといつて過言ではない。

かかる移行経済研究者の精力的な研究活動の結果、我々は、中東欧・旧ソ連諸国のマクロ経済成長決定要因に関して、次のような認識を共有するに至っている。即ち、伝統的な経済成長論が重視している教育水準や人的資本投資はおろか、資本や労働の要素投入すらも、危機時及び復興期初期における経済成長率の有効な説明変数ではなかった。むしろ、旧社会主義移行経済や中東欧・旧ソ連地域に特異な諸要因、より具体的には、(1)市場経済に向けた国民経済システムの構造変化、(2)体制移行政策、(3)初期条件としての社会主義の遺制、(4)インフレーション及び(5)地域紛争の 5 要因こそが、当該期間のマクロ経済パフォーマンスを決定付ける極めて重大な要素であったという理解に他ならない。実際、多くの先行研究において、前者 2 要因は経済成長促進的に、後者 3 要因は経済成長抑制的に作用するという実証結果が得られている。しかしながら、以上の政策含意に反する研究成果も少なからず提出されており、いわゆる移行経済成長論争は、最終的な決着に達しているとまでは云えない。更に、上記 5 つの要因の経済成長に及ぼす効果や統計的有意性の相対的

表 1. 中東欧・旧ソ連 28 カ国の経済危機継続年数、危機時生産低下率、復興期当初 10 年間の期間平均実質成長率及び地域間多群比較

地域・国家	経済危機継続年数	危機時生産低下率(社会主義末期=100) ¹⁾	復興期当初10年間の期間平均実質成長率
中東欧・旧ソ連全地域平均	4.0	60.2	5.7
中欧・バルト地域平均	3.3	73.1	4.7
エストニア	3	77.0	6.7
クロアチア	4	59.5	4.3
スロバキア共和国	4	75.3	4.3
スロベニア	3	79.7	4.1
チェコ共和国	3	86.9	2.0
ハンガリー	4	81.9	3.7
ポーランド	2	82.2	4.7
ラトビア	4	56.2	6.8
リトアニア	3	59.5	5.6
南東欧地域平均	4.0	54.6	5.3
アルバニア	3	60.1	7.0
セルビア	4	40.6	2.8
ブルガリア	4	73.3	1.5
ボスニア・ヘルツェゴビナ	4	13.5	18.7
マケドニア	6	70.9	2.2
モンテネグロ	4	48.7	3.1
ルーマニア	3	74.9	1.5
旧ソ連地域平均(バルト諸国を除く)	4.5	53.8	6.8
アゼルバイジャン	4	42.2	10.5
アルメニア	2	53.1	7.5
ウクライナ	8	44.8	4.7
ウズベキスタン	4	82.5	4.4
カザフスタン	4	69.0	6.5
キルギス共和国	4	55.0	4.7
ジョージア	3	36.5	5.9
タジキスタン	5	34.1	7.3
トルクメニスタン	6	54.1	14.6
ベラルーシ	4	66.1	6.9
モルドバ	5	44.9	3.4
ロシア連邦	5	62.8	5.2
3 地域間多群比較 ²⁾			
ANOVA (F)	2.50	4.40**	0.86
Bartlett 検定 (χ^2)	4.66*	3.10	12.45***
Kruskal Wallis 検定 (χ^2)	4.73*	4.73*	5.90*

注) 1. 中東欧諸国は 1989 年、旧ソ連諸国は 1991 年の実質 GDP を基準とした。

2. ***: 1% 水準で有意, **: 5% 水準で有意, *: 10% 水準で有意。

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

な大小関係を厳密に比較した研究は皆無であり、従って、中東欧・旧ソ連諸国が、U 字型や V 字型ではなく、J カープ型の成長経路に沿って、国民経済の危機と復興を経験したのは一体何故なのかという疑問に対しても、既存研究は、依然明快な回答を示してはいないのである。この問題の解明は、移行経済論の重大な空隙を埋めることになる。

以上の問題意識を踏まえて、筆者らは、構造変化、体制移行政策、社会主義の遺制、インフレーション及び地域紛争の効果サイズと統計的有意性のメタ分析による比較を通じて、J カープ型成長経路創発メカニズムの解明を試みる。旧社会主義諸国のマクロ経済成長研究を対象とした先駆的メタ分析に、Babecký and Campos(2011)及び Babecký and Havránek(2014)がある。本稿は、後発研究としての利点を活かして、これら 2 つの先行研究を 3 つの点から補完する。第 1 に、当該 2 文献は、経済改革に焦点

を当てたメタ分析を行っているが、本稿は、より広範な意味での体制移行政策の成長促進効果を検証する。第 2 に、上述の通り、本稿は、性質を異にする 5 つの成長決定要因を同時に取り上げることにより、体制移行政策の効果サイズと統計的有意性を、他 4 要因との比較の中で明示的に相対化する。そして第 3 に、本稿は、これら先行メタ分析対象文献の殆ど全てを含む関連研究のより徹底的な渉獵を介して、移行経済研究の全体像に迫る²⁾。

本稿の構成は、次の通りである。次節では、過去四半世紀における中東欧・旧ソ連諸国の経済危機と復興の過程を概観し、その特徴を把握する。第 3 節では、メタ分析対象文献の探索・選択手続き及び抽出推定結果の概要を解説する。第 4 節では、抽出推定結果を用いたメタ統合を行い、続く第 5 節で、当該研究領域における公表バイアス (publication selection bias) の有無や影響度を検証する。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。

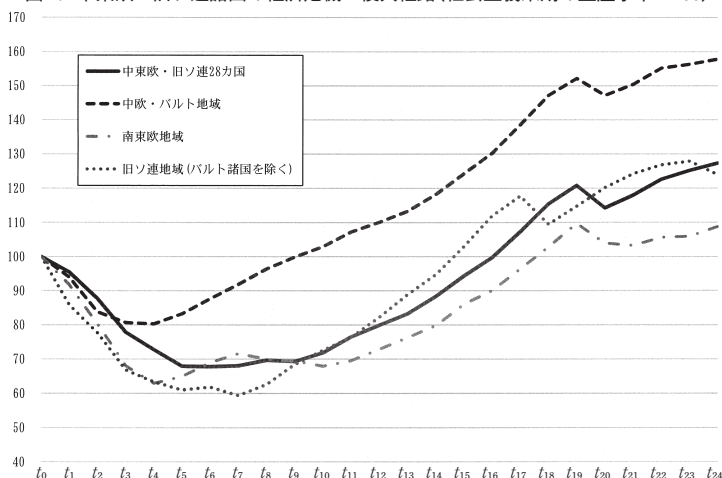
2. 移行経済の危機と復興：四半世紀の軌跡

本節では、GDP 実質成長率のパネルデータを用いて、中東欧・旧ソ連 28 カ国の過去四半世紀 (1989 年～2014 年) における経済成長経路の

特徴を把握する。本稿冒頭でも述べた通り、これら旧社会主義移行諸国は、体制転換開始直後の数年間に激しい経済危機 (Kornai(1994)の云う「転換不況」(transformational recession)) に見舞われ、その後、危機時のマイナス成長率と比べれば緩やかなテンポのプラス成長期を迎えたという意味で、いずれの国も J カープ型の成長経路を歩んだ。しかし、経済危機の継続期間やこの間の生産水準下落率、並びに危機からの復興速度には、以下で見る通り、国家間に顕著な差が生じた。

図 1 には、中東欧・旧ソ連 28 カ国全体と共に、中欧・バルト地域、南東欧地域及びバルト諸国を除く旧ソ連地域の経済危機と復興の経路が描かれている。同図では、中東欧諸国は 1989 年、旧ソ連諸国は 1991 年の実質 GDP が、それぞれ初期値 (t_0) に設定されている。この通り、中東欧・旧ソ連 28 カ国全体で見ると、体制転換開始から 5 年目にその経

図1. 中東欧・旧ソ連諸国の経済危機・復興経路(社会主義末期の生産水準=100)



注) 中東欧諸国は1989年、旧ソ連諸国は1991年の実質GDPを基準とした。

出所) EBRD公開データに基づき筆者作成。

経済収縮が最も進むに至っている。一方、このような生産落下の「谷」から、社会主義末期の生産水準へと復帰するために、これら移行諸国は、旧社会主義圏全体として、11年の歳月を費やしている。つまり経済回復には、転換不況による経済収縮に比べて、倍以上もの期間がかかっているのである。しかし、地域別に比較すると、その様相には大きな違いも見られる。実際、南東欧地域と旧ソ連地域の経済危機時における生産低下の度合いは、中欧・バルト地域のそれよりもはるかに激しい。また、経済危機からの復興という面でも、南東欧・旧ソ連地域は、中欧・バルト地域よりもより多くの時間を要した。事実、旧ソ連地域の生産水準が、1991年の水準へと回復するのは、ようやく2004年のことであったし、南東欧地域が1989年の生産水準へ復帰するには、更に2007年まで待つ必要があった。中欧・バルト地域の経済復帰の速さとは、実に対照的な結果であるといえよう。

ここで再び表1に戻ると、経済危機継続年数、危機時生産低下率、復興期当初10年間の期間平均実質成長率のいずれについても、上記3地域の間には、分散分析(ANOVA)又はKruskal Wallis検定により、統計的に有意な差が存在することを確認することができる。この結果によっても、南東欧及び旧ソ連地域は、中欧・バルト地域よりも、移行初期に惹起した経済危機ははるかに深刻であったことが分かる。国別データによると、南東欧地域の中では、旧ユーゴスラビア連邦構成国であるセルビア、ボスニア・ヘルツェゴビナ及びモンテネグロの3カ国が、旧ソ連地域においては、アゼルバイジャン、ウクライナ、ジョージア、タジキスタン及びモルドバの5カ国が、経済危機時に社会主義末期の生産水準を50%以上

も喪失している。一方、中欧・バルト地域では、これら8カ国ほどの生産低下を経験した国は一つとして存在しない。

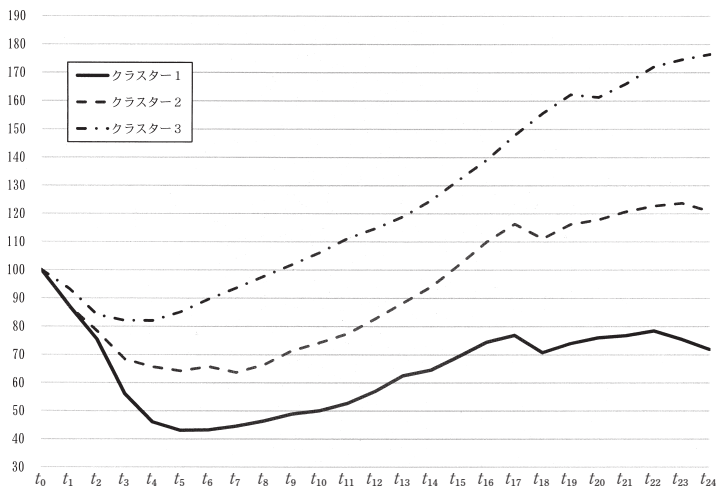
しかしながら、復興期の経済成長力という観点では、南東欧及び旧ソ連地域は、中欧・バルト地域に必ずしも大きく劣っているわけではない。却って旧ソ連地域は、中欧・バルト地域のそれを凌駕してすらいる。但し、地域間の比較から得られるこのような傾向が、地域構成国レベルにおいてもおしなべて観察されるわけではない。むしろ、このような状況が演出された背景には、ボスニア・ヘルツェゴビナをはじめとする南東欧・旧ソ連地域構成国の幾つかが、復興

期に突出して高い経済成長を実現したという事実がある。また、復興期の経済成長率ほど明らかなではないが、経済危機継続年数や危機時生産低下率という点でも、南東欧・旧ソ連地域を構成する国々の間の差異は、なかなか大きいものがある。

以上の通り、体制移行期の成長経路に顕れた地域[内]の相違性は、地域[間]のそれ以上に実は顕著である。そこで、地域差とは異なる視点から中東欧・旧ソ連諸国の相互比較を行うべく、筆者らは、社会主義末期を100とする実質生産動向指数データを用いたK平均法アルゴリズムによる非階層型クラスター分析を試みた。クラスター数は3に指定した。その分析結果によると、セルビアをはじめとする旧ユーゴスラビア構成3カ国及び旧ソ連諸国の中で最も経済危機が深刻で、なおかつその後の復興も遅れがちなウクライナ、ジョージア、タジキスタン及びモルドバの4カ国が、一つのクラスターを形成する。過去四半世紀を通じてマクロ経済パフォーマンスが最も低迷した移行国グループと見なしてよいだろう。一方、マクロ経済パフォーマンス最良国グループとして特徴付けられる別のクラスターには、エストニア、スロバキア、スロベニア、チェコ、ハンガリー、ポーランドの中欧・バルト6カ国に加えて、アルメニア、ウズベキスタン、カザフスタン、トルクメニスタン及びベラルーシという旧ソ連諸国の中でも比較的経済運営が良好だとされている5カ国が加わっている³⁾。ルーマニアやロシアを含む残り10カ国から成るいま一つのクラスターは、これら2国家グループの中間的存在として位置付けることができる。

図2には、上記3移行諸国クラスター毎の成長経路が描かれている。ここでは、過去四半世紀のマクロ経済パフォーマンスが最も貧弱であった国家グル

図2. 移行諸国3クラスターの成長経路(社会主義末期の生産水準=100)

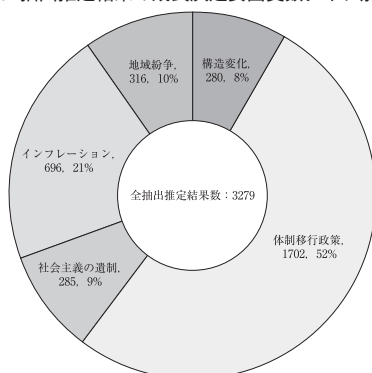


注) 1. 中東欧諸国は1989年、旧ソ連諸国は1991年の実質GDPを基準とした。

2. 各クラスターの構成国は、次の通り。クラスター1：セルビア、ボスニア・ヘルツェゴビナ、モンテネグロ、ウクライナ、ジョージア、タジキスタン及びモルドバの7カ国。クラスター2：クロアチア、ラトビア、リトアニア、アルバニア、ブルガリア、マケドニア、ルーマニア、アゼルバイジャン、キルギス共和国及びロシア連邦の10カ国。クラスター3：エストニア、スロバキア、スロベニア、チェコ共和国、ハンガリー、ポーランド、アルメニア、ウズベキスタン、カザフスタン、トルクメニスタン及びベラルーシの11カ国。

出所) EBRD公開データに基づき筆者作成。

図3. 抽出推定結果の成長決定要因変数タイプ別内訳



注) 図中の数値は、抽出推定結果数及び構成比。
出所) 筆者作成。

ープを第1クラスター、逆に最も良好であった国家グループを第3クラスター、中間グループを第2クラスターと名付けている。図1の地域別成長カーブがそうであったように、図2においても、クラスターの違いを超えて、やはりJ型の成長カーブが再現されている。但し、図1にも増して、成長カーブの形状に顕在化した国家グループ間の差は目にも明らかである。この事実発見を言い換えるならば、中東欧・旧ソ連経済の危機と復興のプロセスは、地域間の差異にも勝るとも劣らないほど、上記3移行諸国クラスター間の差異に影響された可能性が高いということに他ならない。本稿冒頭に述べた通り、地域間格差に単純には解消し得ない移行諸国のマクロ経

済成長決定要因として、(1)市場経済に向けた国民経済システムの構造変化、(2)体制移行政策、(3)初期条件としての社会主義の遺制、(4)インフレーション及び(5)地域紛争に、移行経済研究者が注目した所以は、ここにある。そこで、次節以降では、これら5成長決定要因のメタ分析を試みる。

3. メタ分析対象文献の探索・選択方法及び抽出推定結果の概要

本節では、前節に述べた問題意識と研究目的を踏まえつつ、メタ分析対象文献の探索・選択手続き及び抽出推定結果の概要を述べる。

中東欧・旧ソ連諸国の移行期におけるマクロ経済成長決定要因を実証的に分析した研究業績を見出す第一段階として、筆者らは、電子化された学術文献情報データベースであるEconLit及びWeb of

Scienceを利用して、1989年から2016年初期の期間に発表された文献の探索を行った⁴⁾。これら電子データベースの利用に際しては、*growth, decline, output, performance, gross domestic product, GDP* のいずれか一つと、*transition economies, Central Europe, Eastern Europe, former Soviet Union* 又は中東欧・旧ソ連諸国の国名の何れか一つの組み合わせを、その検索語に用いた。この結果、3500点近くの膨大な文献がヒットしたため、我々は、論文タイトルや要旨等に基づいて、これら機械検索該当文献の研究内容を予測しつつ、更なる絞り込みを行い、この結果として、最終的に250点超の文献を、電子版またはハードコピーで収集した。

次に我々は、上記収集文献の研究内容を逐一吟味しつつ、本稿のメタ分析に利用可能な推定結果を含有している研究業績の特定を行った。その結果、Åslund *et al.* (1996) から Cojocaru *et al.* (2016) に至る合計123点の文献を選択した⁵⁾。これらメタ分析対象文献は、1996年から2016年初までの約20年間に亘って途切れなく発表されているが、最も発表数が多いのは、2004年及び2009年の10点であり、これに、2005年及び2006年の9点、2001年及び2003年の8点が続く。年代別構成は、1990年代が20点(16.3%)、2000年代が73点(59.3%)、そして2010年代が30点(24.4%)である。

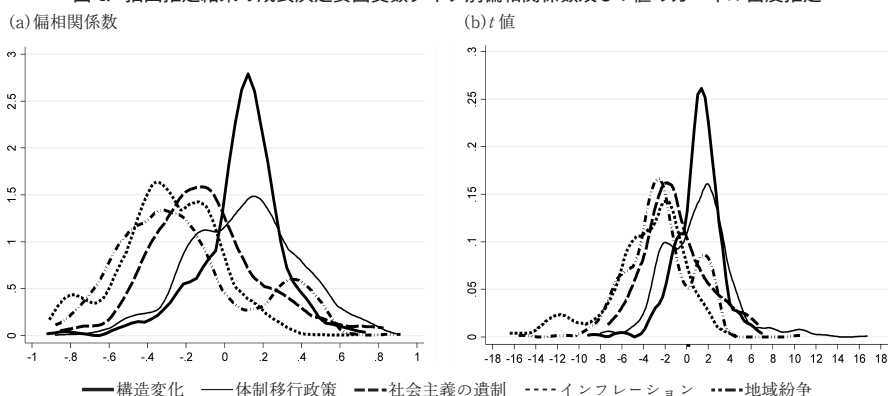
上記先行研究123点は、その全てが7カ国以上を扱う国家横断研究(平均22.3, 中央値25)であり、単一国研究は一切含まれていない。この内の120点

表 2. 抽出推定結果の偏相関係数及び t 値の記述統計量及び正規性検定

(a) 偏相関係数									
成長決定要因変数タイプ	抽出数(K)	平均	中央値	標準偏差	最大値	最小値	尖度	歪度	Shapiro-Wilk 検定(W) ^{注)}
構造変化	280	0.087	0.099	0.213	0.681	-0.873	5.582	-0.859	0.944***
体制移行政策	1702	0.104	0.113	0.281	0.891	-0.878	2.935	-0.058	0.998**
社会主義の遺制	285	-0.095	-0.123	0.291	0.827	-0.853	3.801	0.580	0.973***
インフレーション	696	-0.291	-0.295	0.258	0.695	-0.911	3.060	-0.120	0.988***
地域紛争	316	-0.209	-0.254	0.344	0.914	-0.878	2.637	0.580	0.947***
(b) t 値									
成長決定要因変数タイプ	抽出数(K)	平均	中央値	標準偏差	最大値	最小値	尖度	歪度	Shapiro-Wilk 検定(W) ^{注)}
構造変化	280	1.041	1.190	1.967	6.420	-8.597	5.601	-0.703	0.957***
体制移行政策	1702	0.996	1.090	3.063	16.730	-8.000	5.024	0.574	0.966***
社会主義の遺制	285	-1.029	-1.550	2.896	6.620	-7.300	3.013	0.508	0.974***
インフレーション	696	-3.744	-3.000	3.654	4.635	-16.400	4.043	-0.996	0.935***
地域紛争	316	-2.378	-2.500	3.012	10.800	-15.570	4.308	-0.052	0.968***

注) 帰無仮説: データは正規分布に従う。***: 1% 水準で有意, **: 5% 水準で有意。

出所) 筆者算定。

図 4. 抽出推定結果の成長決定要因変数タイプ別偏相関係数及び t 値のカーネル密度推定

注) 縦軸は推定密度, 横軸は変数値。
出所) 筆者作成。

は、中東欧 EU 加盟国を研究対象とするものだが、中東欧 EU 非加盟国やパルト諸国を除く旧ソ連諸国を取り上げた研究も、各々 104 文献及び 109 文献と決して少なくない。また、中東欧・旧ソ連諸国以外の旧社会主義諸国やその他新興市場諸国を研究対象に含む研究は、18 文献を数える。研究対象期間は、123 文献全体で、1979 年から 2011 年の 33 年間をカバーし、1 文献当たりの平均研究対象期間は、9.9 年(中央値 9 年)である。実証分析において従属変数として用いられる経済成長変数の基準指標として最も利用されているのは GDP であり、その採用数は 81 文献に達する。国民一人当たり GDP 及び労働者一人当たり GDP を用いた文献は、それぞれ 40 文献及び 5 文献である。他方、独立変数となる成長決定要因変数として、構造変化、体制移行政策、社会主義の遺制、インフレーション及び地域紛争を取り上げた文献は、各々 34 点、96 点、38 点、68 点及び 36 点である⁶⁾。

筆者らは、以上のような属性を持つ 123 の先行研究から、合計 3279 の推定結果(1 文献平均 26.7、中

央値 16) を抽出した。図 3 には、その成長決定要因変数タイプ別内訳が示されている。同図の通り、研究者の問題関心の高さを反映して、全抽出推定結果の 52% に当たる 1702 推定結果が、体制移行政策の成長促進効果を検証したものである。これに、インフレーション

効果の検証結果である 696 の推定結果が続き、残る構造変化、社会主義の遺制及び地域紛争の効果に関する推定結果は、抽出推定結果全体の 8 から 10% を占めている。

4. メタ統合

本節では、前節にその概要を述べた 3279 抽出推定結果のメタ統合を行う。4.1 項では、抽出推定結果の分布を把握した後、構造変化他 5 成長決定要因変数のメタ統合による効果サイズと統計的有意性の相互比較を行う。続く 4.2 項では、移行経済研究分野の重大関心事である構造変化及び体制移行政策の成長効果に焦点を絞ったメタ統合を試みる。

4.1 全抽出推定結果のメタ統合

メタ統合の対象となるのは、偏相関係数(r)と t 値である。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、それぞれ t_k 及び df_k で表せば、次式

表 3. 抽出推定結果の成長決定要因変数タイプ別メタ統合

成長決定要因変数タイプ	抽出推定結果数(K)	(a) 偏相関係数の統合			(b) t 値の結合 ³⁾			
		固定効果($\bar{R}_f$) (漸近 z 値) ¹⁾	変量効果($\bar{R}_r$) (漸近 z 値) ¹⁾	均質性の検定 (Q_r) ²⁾	$\bar{T}_u$ (p 値)	$\bar{T}_w$ (p 値)	T_m	フェイルセーフ 数(fsN) ⁴⁾
構造変化	280	0.097*** (19.66)	0.090*** (9.12)	996.107***	17.417*** (0.00)	3.543*** (0.00)	1.190	31109
体制移行政策	1702	0.077*** (39.99)	0.096*** (15.33)	16000.000***	41.071*** (0.00)	6.769*** (0.00)	1.090	1059248
社会主義の遺制	285	-0.080*** (-17.06)	-0.091*** (-6.44)	2391.953***	-17.367*** (0.00)	-2.903*** (0.00)	-1.550	31482
インフレーション	696	-0.315*** (-107.61)	-0.295*** (-29.95)	7455.361***	-98.773*** (0.00)	-20.229*** (0.00)	-3.000	2508612
地域紛争	316	-0.267*** (-50.77)	-0.232*** (-16.04)	2067.309***	-42.267*** (0.00)	-6.527*** (0.00)	-2.500	208308

注) 1. 帰無仮説: 統合効果サイズが 0. 2. 帰無仮説: 効果サイズが均質. 3. $\bar{T}_u$: 無条件結合, $\bar{T}_w$: 研究水準で加重した結合, T_m : 中央値. 4. 効果の有無を判定する有意水準(ここでは 5% 水準)に, 研究全体の結合確率水準を導くために追加されるべき平均効果サイズ 0 の研究数を意味する. 5. ***: 1% 水準で有意.
出所) 筆者推定.

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

によって算出される. 標準誤差は, $\sqrt{(1-r_k^2)/df_k}$ である. 偏相関係数は, 問題となる経済成長決定要因の効果サイズ, 一方の t 値は, 統計的有意性の代理変数と見なされる.

表 2 には, 偏相関係数と t 値の記述統計量及び Shapiro-Wilk 正規性検定の結果が, 成長決定要因変数タイプ別に報告されており, 続く図 4 には, それぞれのカーネル密度推定値が採画されている. これらの資料から, いずれの変数タイプも, 抽出推定結果の分布が正規分布に近い形状ではないという点は共通するものの, 構造変化及び体制移行政策の成長効果に関する抽出推定結果は, 正の方向により多く分布し, 逆に, 社会主義の遺制, インフレーション及び地域紛争の効果推定した実証結果は, 負の方向に偏る傾向が顕著に見て取れる. 即ち, 多くの先行研究において, 前者 2 要因は, 経済成長促進的な効果を発揮する一方, 後者 3 要因は, マイナス成長を引き起こす方向に作用することを含意する分析結果がもたらされていることが, ここに強く示唆されているのである.

以上の点を, 抽出推定結果のメタ統合によってより厳密に検証した結果が, 表 3 に報告されている. 同表において, 偏相関係数は, 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されている. 他方, 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⁷⁾で加重された結合 t 値 $\bar{T}_w$ と重みのない結合 t 値 $\bar{T}_u$ の 2 指標を算出した. また, t 値の中央値及び有意水準 5% を基準とするフェイルセーフ数 (fsN) も, 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併せて報告されている⁸⁾.

表 3(a) の通り, 均質性の検定は, 全 5 変数タイプについて, 帰無仮説を 1% 水準で有意に棄却している. 従って, ここでは, 固定効果モデルの統合値 $\bar{R}_f$ ではなく, 変量効果モデルの統合値 $\bar{R}_r$ を参照値

として採用する. それによると, 構造変化と体制移行政策の統合効果サイズはいずれも正の値を取り, なおかつ推定値は統計的に有意である. 他方, 社会主義の遺制, インフレーション及び地域紛争の統合効果サイズは負であり, 統計的有意性も極めて高い. また, 同表(b)に示された結合 t 値は, メタ分析対象文献間の研究水準の差異を加味しても, 抽出推定結果の総合的な統計的有意性は, 全ての変数タイプについて, 十分高水準であることを表しており, それは, フェイルセーフ数の十分な大きさにも裏付けられている.

経済学研究における偏相関係数の評価に関する Doucouliagos(2011)⁹⁾の見解によれば, 統合効果サイズの絶対値が 0.09 前後である構造変化, 体制移行政策及び社会主義の遺制という 3 つの要因が経済成長に及ぼす効果は「低位」(small)と見なされる. 一方, 地域紛争効果は「中位」(medium), インフレーション効果は「高位」(large)であるとの評価を下すことができる. 地域紛争やインフレーションが, 構造変化や体制移行政策を大幅に凌駕する効果サイズを以て経済成長を阻害する上, やはり成長抑制要因である社会主義の遺制も, 構造変化や体制移行政策に比肩する効果サイズであることを示すメタ統合の分析結果は, 中東欧・旧ソ連諸国が, 社会主義体制崩壊直後の数年間に, 何故破壊的な生産低下に見舞われたのかという点に対する明確な回答を提示している. 更に, 構造変化や体制移行政策の成長促進効果が, 多くの経済学者が想定していたほど強力ではないという分析結果は, 経済危機後の復興過程が V 字型とはならなかった有力な根拠となり得る. この意味で, 成長決定要因変数 5 タイプのメタ統合による比較分析は, 移行経済諸国における J カーブ型成長経路の創発メカニズムに, 明快な定量的説明を与えるものだといえよう.

4.2 構造変化及び体制移行政策のメタ統合

本稿が取り上げた 5 つの成長決定要因の中でも,

表 4. 構造変化変数と体制移行政策変数の抽出推定結果を用いた変数タイプ小分類別メタ統合

変数タイプ	抽出 推定 結果数 (K)	(a) 偏相関係数の統合			(b) t 値の結合 ³⁾			
		固定効果 ($\bar{R}_f$) (漸近 z 値) ¹⁾	変量効果 ($\bar{R}_v$) (漸近 z 値) ¹⁾	均質性の検定 (Q) ²⁾	$\bar{T}_u$ (p 値)	$\bar{T}_w$ (p 値)	T_m	フェイルセーフ 数 (fsN) ⁴⁾
構造変化変数								
民間部門 GDP シェア	71	0.078*** (8.00)	0.078*** (4.18)	209.465***	7.294*** (0.00)	1.363* (0.09)	1.000	1325
貿易開放度	99	0.164*** (18.39)	0.159*** (12.42)	182.413***	16.794*** (0.00)	3.713*** (0.00)	1.645	10220
銀行融資浸透度	40	0.052*** (3.71)	0.035 (1.12)	168.848***	2.629*** (0.00)	0.551 (0.29)	0.224	62
金融深化度	56	0.050*** (4.76)	0.028 (1.06)	315.364***	3.317*** (0.00)	0.700 (0.24)	0.796	172
金融部門発展度	14	0.098*** (6.20)	0.093*** (3.80)	29.343***	5.727*** (0.00)	0.920 (0.18)	1.911	156
体制移行政策変数								
総合構造改革	167	-0.029*** (-5.46)	-0.018 (-1.14)	1353.359***	-4.226*** (0.00)	-0.914 (0.18)	-1.100	935
総合経済改革	453	0.129*** (37.49)	0.141*** (11.31)	5723.992***	37.321*** (0.00)	6.330*** (0.00)	2.050	232712
自由化	258	0.180*** (31.65)	0.207*** (12.65)	1826.879***	30.379*** (0.00)	4.293*** (0.00)	2.110	87733
価格・競争政策	114	-0.019** (-2.36)	-0.006 (-0.28)	795.697***	-1.363 (0.91)	-0.250 (0.60)	-0.115	-36
企業改革	48	0.030*** (2.79)	0.024 (0.93)	229.783***	2.225*** (0.01)	0.540 (0.29)	0.290	40
私有化政策	115	0.025*** (3.41)	-0.003 (-0.13)	1278.319***	1.046 (0.15)	0.196 (0.42)	-1.500	-69
金融改革	61	0.131*** (13.34)	0.129*** (4.89)	370.647***	11.885*** (0.00)	1.889** (0.03)	1.376	3123
貿易改革	66	0.200*** (19.47)	0.167*** (5.18)	608.229***	16.609*** (0.00)	3.030*** (0.00)	2.245	6663
制度的クオリティ	24	0.111*** (4.98)	0.222*** (3.60)	146.350***	6.961*** (0.00)	0.830 (0.20)	1.700	406
所有権改革	16	0.017 (0.80)	0.091* (1.85)	53.658***	2.668*** (0.00)	0.407 (0.34)	0.875	26
行政改革	30	0.093*** (4.81)	0.084*** (3.21)	49.737***	4.015*** (0.00)	0.912 (0.18)	0.220	149
政治改革・政治的安定度	31	0.051*** (2.72)	0.130*** (3.13)	127.441***	5.170*** (0.00)	0.832 (0.20)	1.310	275
民主化	149	-0.054*** (-8.12)	-0.061*** (-4.06)	550.591***	-7.219*** (0.00)	-0.939 (0.17)	-0.365	2720
法の支配・司法改革	93	0.215*** (17.46)	0.243*** (8.56)	406.891***	16.721*** (0.00)	2.808*** (0.00)	1.880	9516
市民権・市民社会	39	-0.003 (-0.21)	0.089*** (2.64)	226.349***	3.670*** (0.00)	0.597 (0.28)	0.462	155
その他体制移行政策	38	0.117*** (9.25)	0.043 (1.07)	362.510***	5.722*** (0.00)	1.240 (0.11)	-0.082	422
改革到達度	1431	0.103*** (48.11)	0.118*** (17.12)	13000.000***	47.107*** (0.00)	7.808*** (0.00)	1.325	1172038
改革速度	271	-0.033*** (-7.48)	-0.018 (-1.43)	2017.457***	-5.320*** (0.00)	-0.852 (0.20)	-0.380	2564

注) 1. 帰無仮説：統合効果サイズが 0. 2. 帰無仮説：効果サイズが均質. 3. $\bar{T}_u$ ：無条件結合, $\bar{T}_w$ ：研究水準で加重した結合, T_m ：中央値. 4. 効果の有無を判定する有意水準(ここでは 5% 水準)に, 研究全体の結合確率水準を導くために追加されるべき平均効果サイズ 0 の研究数を意味する. 5. ***: 1% 水準で有意, **: 5% 水準で有意, *: 10% 水準で有意.

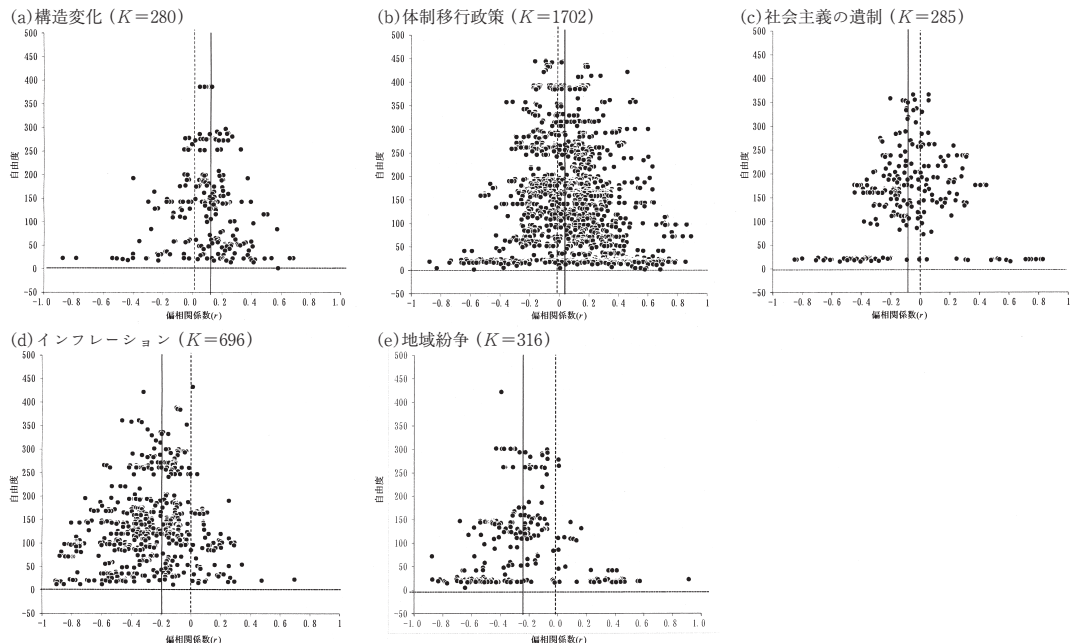
出所) 筆者推定.

構造変化と体制移行政策は、国際機関や移行経済研究者から最も大きな関心が払われてきた。そこで、本項では、これら 2 つの要因に焦点を当てたメタ分析を行う。

市場経済への体制転換に伴う国民経済の構造変化を測定すべく、メタ分析対象文献が採用した指標は、民間部門 GDP シェア、貿易開放度、銀行融資浸透度、金融深化度及び金融部門発展度の 5 種類である。

一方、体制移行政策と経済成長の因果関係を究明するためにこれら先行研究が用いた指標は、研究者の専門と問題意識の多様性を反映してより多彩であり、構造改革や経済改革の総合的な進展度を表現する合成指標に、自由化や価格・競争政策等の分野別経済政策、制度・所有権改革、行政・政治改革、民主化、法の支配・司法改革、市民権・市民社会等に係る指標を加えて、合計 16 種類にも及ぶ。更に、体制移

図5. 抽出推定結果の成長決定要因変数タイプ別漏斗プロット



注) 実線は、推定値精度最上位10%の平均値を指す。その値は、構造変化変数、体制移行政策変数、社会主義の遺制変数、インフレーション変数及び地域紛争変数毎に、各々0.120, 0.052, -0.078, -0.187及び-0.223である。

出所) 筆者作成。

行政政策効果の実証的な検証に際しては、改革理念としての急進主義と漸進主義の優劣を巡る活発な論争を背景に、多くの研究者が、体制移行政策の到達度ばかりではなく、その進行速度(変化度)の影響に対しても、大きな関心を注いだ¹⁰⁾。このため筆者らは、体制移行政策変数の推定結果をコーディングするに当たっては、改革対象領域に加えて、変数尺度としての改革到達度と改革速度の区分も併せて記録した。

表4は、構造変化変数と体制移行政策変数の抽出推定結果を、上述した変数タイプ小分類別にメタ統合した結果が披露されている。また、体制移行政策変数については、改革到達度と改革速度という尺度の差異で抽出推定結果を区分した場合の統合結果も報告している。同表(a)の通り、均質性の検定は、全ケースで帰無仮説を強く棄却しているため、再びここでも、変量効果モデルの推定結果を、偏相関係数の統合値として採用する。

表4から、先行研究が利用したありとあらゆる変数が、構造変化や体制移行政策の成長促進効果を効果的に捕捉し得たわけではないことが分かる。実際、構造変化変数の場合、銀行融資浸透度と金融部門発展度の統合効果サイズは、正であるものの、統計的に有意ではない。更に、研究水準で重み付けした結合 t 値は、これら2つの変数タイプに加えて、金融部門発展度までもが有意な水準に達していない。体制移行政策変数に目を転じると、16変数タイプ中5タイプの統合効果サイズが有意ではない上、民主化

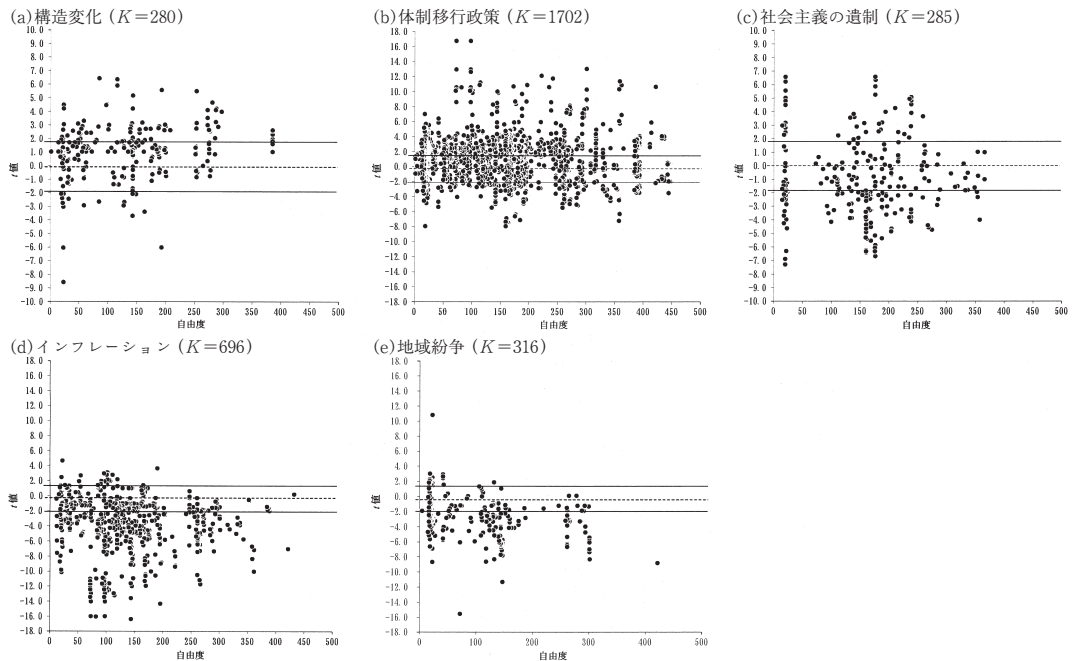
のそれは、有意に負ですらある。研究水準の差異に配慮した結合 t 値に至っては、16変数タイプ中11タイプが非有意である。また、改革到達度を尺度とする抽出推定結果の統合効果サイズと加重結合 t 値は、双方共に有意に正であるが、改革速度のそれは、いずれも非有意である。

以上の通り、構造変化や体制移行政策の成長促進効果を検出すべく、先行研究が採用した変数群の少なからぬ部分が、期待した推定結果を示さなかったという事実は、これら2要因の経済成長に及ぼす効果は軽微に止まるという、全抽出推定結果を用いた4.1項のメタ統合結果と密接に関係していると考えられる。特定分野の構造変化や政策領域及び改革速度から、中東欧・旧ソ連諸国の経済成長と有意に正の相関関係を見出せなかったのは何故なのかという点は、今後更に追究されるべき論点である。

5. 公表バイアスの検証

本節では、メタ分析ならではの視角として、公表バイアスの検証を行う。以下では、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

図 6. 抽出推定結果の成長決定要因変数タイプ別ガルブレイズ・プロット



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

図 6 は、 t 値と自由度を用いたガルブレイズ・プロットである。同図には、有意水準 5% の両側棄却限界値である ± 1.96 が実線で示されているが、全ての変数タイプについて、この範囲内に収まる推定結果が、抽出推定結果全体の 95% を占めるとは到底見られない。即ち、真の効果サイズがゼロの近傍にあると想定した場合、公表バイアス II 型の可能性は、いずれの変数タイプにおいても極めて高いと判断されるのである。この点をより厳密に試験した結果が、表 5(b) に報告されているが、これによれば、真の効果サイズをゼロに仮定した場合、適合度検定は、全変数タイプについて、1% の有意水準で帰無仮説を棄却している。同様にして、推定精度上位 10% の平均値を真の効果サイズに仮定した場合も、統計量 $|(第k推定結果 - 真の効果)/SE_k|$ が閾値 1.96 を越えない推定結果の全体に占める比率が 5% であるという帰無仮説も、再び全 5 ケースで強く棄却されている。この通り、ガルブレイズ・プロット及び表 5(b) の分析結果からは、成長決定要因変数タイプの種差に係らず、この研究領域に公表バイアス II 型が生起している可能性は極めて高いとの判断が得られる。

続く表 6 には、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諸結果が示されている。いま、各変数タイプ各々について、3 モデル中 2 モデル以上で帰無仮説が棄却されるか否か

を、判定基準に採用するならば、同表(a)の通り、漏斗対称性検定(FAT)は、体制移行政策と地域紛争の 2 ケースについて帰無仮説を棄却する。一方、同表(b)の公表バイアス II 型検定は、インフレーションを除く 4 変数タイプについて、帰無仮説を棄却した。次に、再び表 6(a) に目を向けて、精度=効果検定(PET)の結果に注目すると、社会主義の遺制効果に関する推定結果以外の 4 ケースで帰無仮説が揃って棄却され、抽出推定結果の中に、公表バイアスを超えて正真正銘の証拠が存在する可能性が示された。事実、同表(c)の通り、標準誤差を用いた精度=効果推定法(PEESE)は、4 変数タイプについて帰無仮説を強く棄却しており、なおかつ標準誤差の逆数($1/SE$)の係数値から、経済成長に与える構造変化と体制移行政策の効果は有意に正である一方、インフレーションと地域紛争のそれは有意に負であり、なおかつ前者 2 要因の効果サイズと後者 2 要因の効果サイズの絶対値の大小関係は、前節に報告したメタ統合の諸結果と大変整合的であることが確認される。この意味で、本稿のメタ分析結果は、公表バイアスの存在を考慮しても、なお信頼に値するものであるといえよう。

6. おわりに

中東欧・旧ソ連諸国は、社会主義体制崩壊直後に発生した未曾有の経済危機を経て、国民経済の復興を遂げたか、または遂げつつある。これらの国々が

辿った過去四半世紀の経済的軌跡は、歴史的にも極めて興味深いものがあり、そのため、多くの研究者が、移行経済諸国における成長決定要因の特定に大きな問題関心を払った。その結果、極めて多数の実証成果が生み出されている。本稿は、これら先行研究が報告する実証分析の諸結果を、かつてなく大規模に利用したメタ分析を行うことにより、中東欧・旧ソ連諸国において、Jカーブ型成長経路が創発したメカニズムの解明を試みた。

先行研究 123 点から抽出した 3279 推定結果を用いたメタ統合から、筆者らは、Jカーブ型成長経路の発生と深く結びついていると考えられる5つの要因について、以下の事実を見出した。即ち、市場経済に向けた国民経済システムの構造変化及び体制移行政策は、国際機関や研究者の期待に反して、軽微な経済成長促進効果をもたらしたに過ぎなかった。これら2つの要因とは対照的に、体制転換初頭に発生したハイパーインフレーションや地域紛争は、移行経済諸国に対して大きな生産低下を惹起した可能性が極めて高い。更に、社会主義の遺制も、構造改革や体制移行政策と同程度の効果サイズを以て、経済危機を助長したと考えられる。これらの分析結果は、危機後の経済復興が、V字型ではなく、より緩やかな成長テンポによって特徴付けられるという事実、並びに経済危機時の生産低下率と復興期の回復速度に、国家間で顕著な差異が生じた事実に対して、明快な説明を与えるものである。即ち、構造変化をはじめとする5要因の相互作用が、中東欧・旧ソ連諸国をして、等しくJカーブ型成長経路を生じせしめたものの、歴史的初期条件、政治情勢及び改革努力に現れた国家間格差が、その形状に大きな差異をもたらしたと理解出来る。

また、本稿では、移行経済論の重大関心事である構造変化と体制移行政策の実証結果に範囲を絞ったメタ統合も行った。その結果は、これら2要因の経済的に意味があり統計的に有意な成長促進効果の検出は、我々の想像以上に困難が伴うことを強く示唆するものであった。即ち、再び表4によれば、統合偏相関係数が有意に正であり、なおかつ結合 t 値も有意な水準にある変数は、構造変化変数に関しては5種類中2種類、体制移行政策変数については16種類中5種類に過ぎないのである。この様に、経済構造や政策の限られた領域のみでしか成長促進効果を効果的に捕捉できないという事実は、体制移行政策の到達度が経済成長と有意に正に相関する一方、政策速度はなんら有意に相関していないという分析結果の解釈とともに、今後大いに議論されるべき点であろう。

更に本稿では、公表バイアスと真の効果の有無を検証すべく、漏斗プロットやガルブレイズ・プロッ

トによる視覚的検証と共に、この目的の為に特別に開発されたメタ回帰分析を試みた。表6に示された分析結果によれば、この研究領域においては、統計的に有意な実証結果の公表頻度が、標準的な統計理論に従えば不自然に高いという意味での公表バイアスII型の可能性は極めて強いものの、特定の理論的予想を支持する推定結果が恣意的に優先されるという意味での公表バイアスI型の影響はさほど深刻ではなく、更に、社会主義の遺制を除く4変数タイプについて、正真正銘の実証的証拠が抽出推定結果の中に存在し、なおかつ、それらの統合効果サイズは、有意にゼロではないことが明らかとなった。即ち、先行研究は、その総体として、体制転換期における中東欧・旧ソ連経済の成長経路を決定付けた最重要因子の真の効果の特定に大きな成功を収めているのである。1990年代後半から今日に至る移行経済研究者の弛まぬ研究努力に敬意を表したい。

(一橋大学経済研究所・一橋大学経済研究所)

注

* 本稿は、科学研究費補助金基盤研究(A)(課題番号：23243032, 26245034)及び平成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。2016年5月25日に開催された一橋大学経済研究所定例研究会では、討論者である栖原学教授(日本大学)及びその他参加者より貴重な示唆を得た。また、文献調査と収集に際しては、一橋大学経済研究所の吉田恵理子研究支援推進員及び資料室から多大な助力を得た。記して謝意を表したい。

1) 実際、欧州復興開発銀行(EBRD)の公開データ(<http://www.ebrd.com>)によれば、中東欧諸国ではボスニア・ヘルツェゴビナ、モンテネグロ及びセルビアの3カ国が、旧ソ連諸国ではモルドバ及びウクライナの2カ国が、前者は2013年、後者は2015年の時点で、社会主義末期の生産水準を8%から35%程度下回っている。

2) Babecký and Campos(2011)は、46先行研究が報告する515推定結果をメタ分析に利用し、一方のBabecký and Havránek(2014)は、60研究から抽出した537推定結果を用いている。

3) この通り、EU新規加盟国の中でも、改革推進国としての評判がひととき高いエストニア他中欧・バルト6カ国と、旧ソ連諸国の内でも民主化や経済改革の進展度が特に低いウズベキスタン、トルクメニスタン及びベラルーシの3カ国が、同一のクラスターに含まれることに、一種の違和感を覚える向きも多いだろう。しかし、Iwasaki(2004)が指摘した通り、連邦解体という国家的危機に対処すべく、政府が産業界を強力に統率したこれら旧ソ連諸国のマクロ経済パフォーマンスは、とりわけ移行初期において、前者の中欧・バルト諸国に見劣りするものではなかった。国家統制的・温情主義的産業政策の改革戦術としての是非はともかくとしても、このような事実関係が、クラスター分析の結果にも強く反映されたとみられる。

表 6. 公表バイアスI型) -PET 検定(推定式: $t = \beta_0 + \beta_1(1/SE) + \nu$)

(a) FAT (公表バイアス I 型) PET 検定 (推定式: $t = \beta_0 + \beta_1(1/SE) + \nu$)																				
成長決定要因変数タイプ				体制移行政策				社会主義の遺制				インフレーション				地域紛争				
推定量 1)	構造変化			体制移行政策			社会主義の遺制			インフレーション			地域紛争							
	OLS	Cluster-robust OLS	Cluster-robust random-effects panel GLS	OLS	Cluster-robust OLS	Cluster-robust fixed-effects panel LSDV	OLS	Cluster-robust OLS	Cluster-robust random-effects panel GLS	OLS	Cluster-robust OLS	Cluster-robust fixed-effects panel LSDV	OLS	Cluster-robust OLS	Cluster-robust fixed-effects panel LSDV	OLS	Cluster-robust OLS	Cluster-robust fixed-effects panel LSDV		
モデル																				
切片 (FAT: $H_0: \beta_0 = 0$)	-0.3906 (0.288)	-0.3906 (0.471)	-0.3906 (0.603)	0.6756*** (0.162)	0.6756*** (0.362)	-1.9127*** (0.940)	-0.6924 (0.455)	-0.6924 (0.455)	-0.6924 (0.455)	1.5013*** (0.358)	1.5013*** (0.358)	1.5013*** (2.415)	1.1050*** (0.309)	1.1050*** (0.309)	1.1050*** (0.309)	1.7645 (1.128)	1.1050*** (0.309)	1.1050*** (0.309)		
1/SE (PET: $H_0: \beta_1 = 0$)	0.1265*** (0.021)	0.1265*** (0.032)	0.1265*** (0.060)	0.1079* (0.016)	0.0277 (0.044)	0.2520*** (0.081)	-0.0280 (0.037)	-0.0280 (0.037)	-0.0280 (0.037)	-0.4260*** (0.116)	-0.4260*** (0.116)	-0.4260*** (0.196)	-0.3605*** (0.031)	-0.3605*** (0.031)	-0.3605*** (0.031)	-0.4288*** (0.117)	-0.3605*** (0.031)	-0.3605*** (0.031)		
K	280	280	280	1702	1702	1702	285	285	285	696	696	696	316	316	316	316	316	316		
R ²	0.0823	0.0823	0.0823	0.0020	0.0020	0.0020	0.0016	0.0016	0.0016	0.2122	0.2122	0.2122	0.3041	0.3041	0.3041	0.3041	0.3041	0.3041		
(b) 公表バイアス II 型検定 (推定式: $t = \beta_0 + \beta_1(1/SE) + \nu$)																				
成長決定要因変数タイプ				体制移行政策				社会主義の遺制				インフレーション				地域紛争				
推定量 1)	構造変化			体制移行政策			社会主義の遺制			インフレーション			地域紛争							
	OLS	Cluster-robust OLS	Cluster-robust fixed-effects panel LSDV	OLS	Cluster-robust OLS	Cluster-robust fixed-effects panel LSDV	OLS	Cluster-robust OLS	Cluster-robust random-effects panel LSDV	OLS	Cluster-robust OLS	Cluster-robust fixed-effects panel LSDV	OLS	Cluster-robust OLS	Cluster-robust fixed-effects panel LSDV	OLS	Cluster-robust OLS	Cluster-robust fixed-effects panel LSDV		
モデル																				
切片 ($H_0: \beta_0 = 0$)	1.2553*** (0.163)	1.2553*** (0.261)	1.2553*** (0.737)	1.073*** (0.104)	1.073*** (0.304)	-0.2100 (0.992)	2.1427*** (0.259)	2.1427*** (0.259)	2.1427*** (0.259)	-0.0592 (1.704)	-0.7104** (0.323)	-0.7104** (0.323)	1.0240*** (0.206)	1.0240*** (0.206)	1.0240*** (0.206)	0.794 (0.794)	1.0240*** (0.206)	1.0240*** (0.206)		
1/SE	0.0493*** (0.014)	0.0493*** (0.024)	0.0493*** (0.065)	0.1215*** (0.011)	0.1215*** (0.036)	0.2330*** (0.086)	0.0330 (0.022)	0.0330 (0.022)	0.0330 (0.022)	0.3830*** (0.142)	0.3839*** (0.112)	0.3839*** (0.112)	0.2239*** (0.026)	0.2239*** (0.026)	0.2239*** (0.026)	0.4554*** (0.082)	0.2239*** (0.026)	0.2239*** (0.026)		
K	280	280	280	1702	1702	1702	285	285	285	696	696	696	316	316	316	316	316	316		
R ²	0.0291	0.0291	0.0291	0.0839	0.0839	0.0839	0.0062	0.0062	0.0062	0.2048	0.2048	0.2048	0.2317	0.2317	0.2317	0.2317	0.2317	0.2317		
(c) PRESE 法 (推定式: $t = \beta_0 SE + \beta_1(1/SE) + \nu$)																				
成長決定要因変数タイプ				体制移行政策				社会主義の遺制				インフレーション				地域紛争				
推定量 1)	構造変化			体制移行政策			社会主義の遺制			インフレーション			地域紛争							
	OLS	Cluster-robust OLS	Random-effects panel ML	OLS	Cluster-robust OLS	Random-effects panel ML	OLS	Cluster-robust OLS	Random-effects panel ML	OLS	Cluster-robust OLS	Random-effects panel ML	OLS	Cluster-robust OLS	Random-effects panel ML	OLS	Cluster-robust OLS	Random-effects panel ML		
モデル																				
SE	-1.2131 (1.025)	-1.2131 (1.821)	0.3044 (1.812)	2.6947*** (0.525)	2.6947*** (1.1862)	-3.6531*** (1.372)	-2.3802 (1.6948)	-2.3802 (1.6948)	-2.3802 (1.6948)	5.5720*** (4.399)	5.5720*** (4.399)	5.5720*** (2.521)	4.7254*** (2.255)	4.7254*** (2.255)	4.7254*** (2.255)	4.8548*** (2.348)	4.7254*** (2.255)	4.7254*** (2.255)		
1/SE ($H_0: \beta_1 = 0$)	0.1049*** (0.011)	0.1049*** (0.016)	0.1046*** (0.022)	0.0602*** (0.009)	0.0602*** (0.029)	0.1631 (0.016)	-0.0648*** (0.018)	-0.0648*** (0.018)	-0.0648*** (0.018)	-0.3487*** (0.017)	-0.3487*** (0.017)	-0.3487*** (0.023)	-0.3084*** (0.018)	-0.3084*** (0.018)	-0.3084*** (0.018)	-0.3290*** (0.028)	-0.3084*** (0.018)	-0.3084*** (0.018)		
K	280	280	280	1702	1702	1702	285	285	285	696	696	696	316	316	316	316	316	316		
R ²	0.2820	0.2820	0.2820	0.0976	0.0976	—	0.1124	0.1124	0.1124	0.6132	0.6132	0.6132	0.5736	0.5736	0.5736	0.5736	0.5736	0.5736		

注) 1. OLS: 最小二乗法, GLS: 一般最小二乗法, LSDV: 最小二乗法, ML: 最大法.

2. Breusch-Pagan 検定: $\chi^2=51.89, p=0.000$; Hausman 検定: $\chi^2=0.60, p=0.439$ 3. Breusch-Pagan 検定: $\chi^2=1621.37, p=0.000$; Hausman 検定: $\chi^2=12.33, p=0.000$ 4. Breusch-Pagan 検定: $\chi^2=318.12, p=0.000$; Hausman 検定: $\chi^2=1.50, p=0.220$ 5. Breusch-Pagan 検定: $\chi^2=2028.26, p=0.000$; Hausman 検定: $\chi^2=3.06, p=0.080$ 6. Breusch-Pagan 検定: $\chi^2=170.82, p=0.000$; Hausman 検定: $\chi^2=3.56, p=0.059$ 7. Breusch-Pagan 検定: $\chi^2=75.76, p=0.000$; Hausman 検定: $\chi^2=12.69, p=0.000$ 8. Breusch-Pagan 検定: $\chi^2=2223.53, p=0.000$; Hausman 検定: $\chi^2=8.98, p=0.003$ 9. Breusch-Pagan 検定: $\chi^2=130.66, p=0.000$; Hausman 検定: $\chi^2=30.31, p=0.000$ 10. Breusch-Pagan 検定: $\chi^2=2511.63, p=0.000$; Hausman 検定: $\chi^2=6.29, p=0.012$ 11. Breusch-Pagan 検定: $\chi^2=290.13, p=0.000$; Hausman 検定: $\chi^2=4.10, p=0.043$

12. 括弧内は, 標準誤差. モデル [33] [36] [39] [42] [45]を除き, White の修正法による分散不均一性の分岐下でも一貫性のある標準誤差を報告している. ** : 5% 水準で有意, * : 10% 水準で有意.

出所) 筆者推定.

- 4) 最終文献探索作業は、2016年1月に実施した。
- 5) 紙幅の制約上、その詳細は割愛する。
- 6) 以上5要因に匹敵する頻度を以て、先行研究が独立変数に採用したものには、国内投資及び財政支出があるが、統計的に有意に推定された実証結果の数は、前者5要因に大きく劣る。これらに次いで採用頻度が高いのは、教育水準及び外国直接投資(FDI)であるが、移行経済の有望成長要因と見された後者のFDIについては、Iwasaki and Tokunaga(2014)が、その経済成長への影響をメタ分析で検証している。
- 7) 評価方法の詳細は、Iwasaki and Tokunaga(2014)のAppendix A(p. 69)を参照。
- 8) メタ統合方法やフェイルセーフ数のより詳細な解説は、Iwasaki and Tokunaga(2014, pp. 54-56)を参照。
- 9) 相関係数の評価基準として広く引用されるCohen(1988)は、係数値0.3を“small effect”と“medium effect”とを分かつ閾値として、同様に係数値0.5を“medium effect”と“large effect”を区別する閾値に定めている。このいわゆるCohen基準は、0次相関係数(zero-order correlation)、即ち、制御変数のない偏相関係数を念頭に設定されたものであり、従って、同基準は、通常多数の制御変数を用いる経済学分野の実証結果を評価する上ではいささか厳しすぎる。そこで、Doucouliagos(2011)は、Cohen(1988)に代わる新しい基準として、0.024, 0.154, 0.245を、small, medium, large effect それぞれの下限閾値に提案している。
- 10) 改革速度と経済成長の関係に特別の注意を払った研究には、Heybey and Murrell(1999), Bernardes(2003), Staehr(2005)及びGodoy and Stiglitz(2006)等がある。なお、多くの先行研究は、改革到達度の異時点間階差を、改革速度の代理変数に用いている。一例として、de Macedo and Martins(2008)やSegura-Ubiergo *et al.*(2010)を参照。
- 11) 回帰分析による公表バイアス検証方法は、Stanley and Doucouliagos(2012)に加えて、Iwasaki and Tokunaga(2014, p. 56)も参照のこと。
- 12) 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。

参 考 文 献

- Åslund, A., P. Boone, S. Johnson, S. Fischer and B. W. Ickes (1996) “How to Stabilize: Lessons from Post-Communist Countries,” *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1996, No. 1, pp. 217-313.
- Babecký, J. and N. F. Campos (2011) “Does Reform Work? An Econometric Survey of the Reform-growth Puzzle,” *Journal of Comparative Economics*, Vol. 39, No. 2, pp. 140-158.
- Babecký, J. and T. Havránek (2014) “Structural Reforms and Growth in Transition: A Meta-analysis,” *Economics of Transition*, Vol. 22, No. 1, pp. 13-42.
- Bernardes, L. G. (2003) “Reference-dependent Preferences and the Speed of Economic Liberalization,” *Journal of Socio-Economics*, Vol. 32, No. 5, pp. 521-548.
- Cohen, J. (1988) *Statistical Power Analysis in the Behavioral Sciences*, 2nd edition, Lawrence Erlbaum Associates: Hillsdale.
- Cojocaru, L., E. M. Falaris, S. D. Hoffman and J. B. Miller (2016) “Financial System Development and Economic Growth in Transition Economies: New Empirical Evidence from the CEE and CIS Countries,” *Emerging Markets Finance and Trade*, Vol. 52, No. 1, pp. 223-236.
- de Macedo, J. B. and J. O. Martins (2008) “Growth, Reform Indicators and Policy Complementarities,” *Economics of Transition*, Vol. 16, No. 2, pp. 141-164.
- Doucouliagos, H. (2011) “How Large is Large? Preliminary and Relative Guidelines for Interpreting Partial Correlations in Economics,” School Working Paper No. SWP 2011/5, School of Accounting, Economics and Finance, Faculty of Business and Law, Deakin University, Melbourne.
- Godoy, S. and J. E. Stiglitz (2006) “Growth, Initial Conditions, Law and Speed of Privatization in Transition Countries: 11 Years Later,” Working Paper No. 11992, National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- Heybey, B. and P. Murrell (1999) “The Relationship between Economic Growth and the Speed of Liberalization during Transition,” *Journal of Policy Reform*, Vol. 3, No. 2, pp. 121-137.
- Iwasaki, I. (2004) “Evolution of the Government-Business Relationship and Economic Performance in the Former Soviet States: Order State, Rescue State, Punish State,” *Economics of Planning*, Vol. 36, No. 3, pp. 223-257.
- Iwasaki, I. and M. Tokunaga (2014) “Macroeconomic Impacts of FDI in Transition Economies: A Meta-analysis,” *World Development*, Vol. 61, pp. 53-69.
- Kornai, J. (1994) “Transformational Recession: The Main Causes,” *Journal of Comparative Economics*, Vol. 19, No. 1, pp. 39-63.
- Segura-Ubiergo, A., A. Simone, S. Gupta and Q. Cui (2010) “New Evidence on Fiscal Adjustment and Growth in Transition Economies,” *Comparative Economic Studies*, Vol. 52, No. 1, pp. 18-37.
- Staehr, K. (2005) “Reforms and Economic Growth in Transition Economies: Complementarity, Sequencing and Speed,” *European Journal of Comparative Economics*, Vol. 2, No. 2, pp. 177-202.
- Stanley, T. D. (2005) “Beyond Publication Bias,” *Journal of Economic Surveys*, Vol. 19, No. 3, pp. 309-345.
- Stanley, T. D. and H. Doucouliagos (2012) *Meta-regression Analysis in Economics and Business*, Routledge: London and New York.