

## 移行経済諸国における所得貧困研究

— 貧困決定要因変化のメタ分析\* —

雲 和 広

社会主義体制の崩壊に伴って拡大した当該地域における貧困の研究は、体制転換の開始からほどなく始まった。だがその様相は旧ソ連と中東欧とで異なり、また1990年代の貧困の拡大・安定フェーズと2000年代の貧困沈静化のフェーズがあるものと見られた。伝統的な貧困研究に導入される家計規模・教育水準・都市居住という要素の与える影響が年次によって或いは地域によって相異なる可能性を鑑みてメタ分析を試みた。

その結果は概ね仮説を支持するものであった。1990年代には都市に立地しようとする農村に立地しようとする貧困に陥る確率に差は無かった。それが2000年代に入り、都市居住は有意に貧困に陥る確率を引き下げようになった。他方旧ソ連と中東欧との間でも、貧困状況に影響を与える要因には相異が見られた。捉えられたこの現象は、今後の比較移行経済論が検討を進めるべき方向性の一端を指し示すものであるとも考えられる。またここで見た研究の趨勢は、着実な「移行」の進展を示唆するものであると捉えることも出来よう。

JEL Classification Codes: I32, I39, P36, P46

### 1. はじめに

社会主義諸国における経済格差の小ささや貧困水準の低さは広く認識されてきた(McAuley, 1979)。データの公開がほぼ行われていなかったことから詳細な検討を行うことは不可能であったが、所得再配分や国家が設定していた賃金率、篤い社会保障が社会主義諸国における貧困水準を低いものに抑えていたことは共通に認識されているものと言って良いであろう(McAuley, 1979)。体制転換の開始と共に、知られている通りこの様相に変化が生じた。著名なMilanovic(1997)は種々の家計調査データに基づいて、貧困水準を下回る所得しか無い層の総数を推計している。それによればソ連構成諸国・南／東欧に位置する18カ国では、体制転換前の1987年～1988年に比して、体制転換開始後の1993年～1995年には貧困層の数が10倍以上に拡大したとされる(1,400万人から1億4,700万人に)。但しこれは貧困線を1日1人あたり所得1993年購買力平価4USDとしており、かなり多めに見積もった数字であるとは言える。しかしながらそのことは全体の傾向を変えるものではないであろう。またその中でも、ロシアにおける貧困層の数的増大は目をひくものであった。と言うのも、1987年～1988年には1億

4,600万(1987年)の総人口に対して220万人(対総人口比1.5%)に過ぎなかったロシアの貧困者数は、体制転換開始のち6,600万人即ち総人口1億4,850万(1993年)の44%、或いは総数で30倍に拡大したのである(Milanovic, 1997, 図1)。

社会主義体制下であっても貧困が全く存在しなかったわけではない。むしろデータへのアクセス可能性が無かったことにより検討そのものが不可能であったに過ぎないという状況も指摘しておかなければならない(Milanovic, 1997)。しかし同時に、体制転換によってかつて社会主義圏とされていた地域において貧困が拡大し、かつそれはより広範に見られる現象になった、ということと言えるであろう。

ここで興味を引くのは、「貧困」は経済移行の問題としてどれほどのインパクトを持ったのか、そしてそれは移行経済としてどれほどの独自性を有する問題であるのか、ということである。貧困そのものは広範に見られる現象であり、それが果たして「移行経済」の問題であるのか否か、は検討を要する主題であると言える。そこで本稿は、過去20有余年にわたる移行経済における貧困の研究を精査し、移行経済の貧困について、どのような要因が検討されてきたのか、そしてそれはどのように他諸国のそれと異なっているのか或いは同様なのか、はた移行経

図1. 貧困層の人数(100万人)

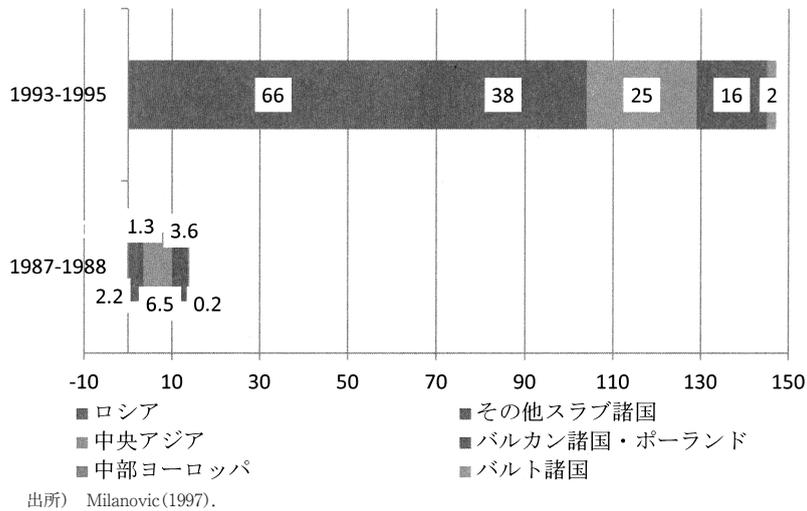
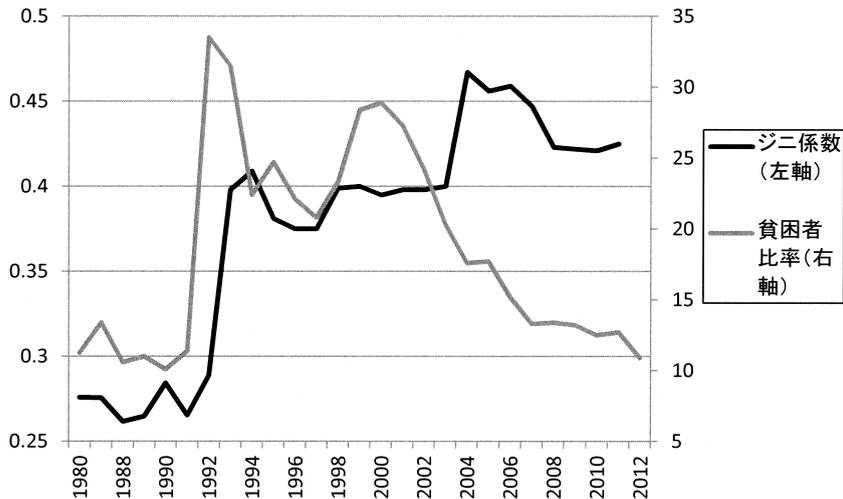


図2. ロシアの貧困者比率および所得格差, 1980年~2011年



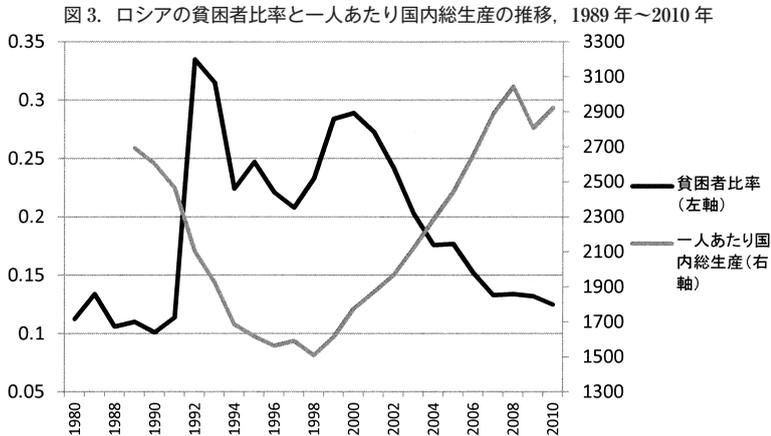
济諸国の間で相異が見られるのか或いは見られないのか、といった動向を追うことにより、体制転換開始ののち20年に渡って進められてきた移行諸国における貧困研究の現状と到達点を鑑みてみたい。

## 2. 移行経済における貧困

冒頭で言及したような、Milanovic(1997)の指摘する移行経済諸国における貧困層の拡大は、先行研究において「突然の貧困」と称された(Ruminska-Zimny, 1997)。これは篤い社会保障が構築されていた社会主義諸国において急速に拡大した貧困を捉えての表現であった。実際に、社会主義時代と体制転換開始後とで貧困者比率を見るとその大きな変化を

看取することが出来る。とはいえ冒頭で述べた通り、社会主義時代のデータはほぼ存在しない。利用が可能なのは様々な推計系列であるが、それは例えば図2の通りである。図2にはソ連崩壊前の1980年から2010年までのロシアにおける貧困者比率(poverty headcount, 「最低生活水準維持費用」を下回る所得しか得ていない人口の割合)と一人あたり所得のジニ係数とを示す。

ここで、1991年に11.4%であったロシアの貧困者比率は1991年末に始まった体制転換ののち、1993年には31.5%に達した。同様に所得格差を示すジニ係数も、1991年の0.265から1993年には0.398へと跳ね上がったのである。このことが、



出所) Rosstat, *Sotsial'noe polozenie iurovenzhisni naseleniya Rossii*, 1998, 2001, 2004, 2010, 2011, 2013; World Bank, *World Development Indicators 2005*, CD-ROM, 及び World Bank, *World Development Indicators 2012*, CD-ROM, より筆者作成。

Ruminska-Zimny(1997)らの言う移行経済諸国における「突然の貧困」の発生を如実に示していると言えよう。

他方この貧困率の推移は、1990年代における劇的な拡大と2000年代の縮小というように、時期により対照的な動態を示していることが容易に看取される。これには経済状況と緊密な関係があることを指摘出来る。図3に再度ロシアの貧困者比率と、そして一人あたり国内総生産との推移を示す。1990年代初頭、体制転換に伴う経済的縮小が見られた際には貧困者比率が急拡大する。持続的な経済成長が見られるようになった1999年以降、今度は趨勢的に貧困者比率が低下してきている。図3の貧困者比率と一人あたり国内総生産との相関係数は $-0.76$ という値になり、一人あたり国内総生産の拡大に伴って貧困者比率が低くなるという構図が描かれる。

この様相はロシアのみに限るものでないとは言ってもない。年金・医療等の社会保障制度、雇用の確保等といった諸制度は欧州の社会主義諸国において同様に整えられていた(McAuley, 1979; 大津, 1988; Braithwaite, Grootaert and Milanovic, 2000)。従ってこれらの国において進められた市場経済への移行は、貧困を顕在化させたという側面では似通った現象を示したと言えるであろう。ただしその実態は、全ての地域において等しく同様であった訳ではないこともまた指摘せねばならない。

表1に、ソ連を構成していた諸国並びに中東欧の移行経済諸国そして中国・ベトナムの貧困者比率を示す。この表1を見るといくつかの事実を確認することが出来る。上段にソ連を構成していた諸国を、

そして下段には中東欧・アジアの移行経済諸国のうち数字を採取することが出来たもの全てを記載しているが、貧困者比率は全体として明らかに下段のほうが低い。上段の平均値は30.1%、下段のそれは19.2%であり、中国・ベトナムを除いた場合下段の平均値は18.9%である。かつまた1990年代と2000年代とを比較すると、傾向的に貧困者比率は低下している。上段は1990年代の平均値46.7%・2000年代の平均値が27.4%

であり、下段の平均は1990年代21.6%・2000年代18.6%なのである。見ての通り、2000年代における貧困者比率の低下はとりわけソ連を構成していた諸国において顕著である。それは実際、Razumov and Yagodkina(2007)やBobkov(2007)らが指摘している状況であった。

社会主義政権の崩壊は、当該地域に体制転換ショックを引き起こし、貧困層に陥る人口規模が急速に拡大した。1990年代にはそれはとりわけ顕著であり、かつ状況はかつてソ連を構成していた諸国において一層深刻であった。しかしながらその様相は2000年代に入ってから変化し、各国内の貧困者比率は明確な低下傾向を示したということをごここでは指摘出来るであろう。

移行経済の貧困はどのように素描されたであろうか。社会主義政権時代あるいはソ連時代において貧困に陥るリスクが高いと見なされていたのは、農村に立地する家計あるいは子供が居る家計であった(McAuley, 1979; Braithwaite, 1995)。この認識は一般的な貧困研究から得られてきた知見と共通するものであろう。

ここで1989年～1991年における体制転換の開始から「突然の貧困」(Ruminska-Zimny, 1997)が生じると共に、1990年代においては都市地域でも貧困の広範化が関知されたのである(Gerry, Nivorozhkin and Rigg, 2008)。そののち、世界的な傾向を見るとラテンアメリカを中心とする開発途上国では都市における貧困の進展が看取されているが(Ravallion, Chen and Sangraula, 2007)、欧州移行経済諸国ではそうした傾向を見せることはなく、都市部において

表 1. 貧困者比率(国レベル貧困線を下回る人口比率)  
 上段：ソ連構成諸国； 下段：欧州およびアジアの移行国

年	アルメニア	アゼル	グルジア	カザフ	タジク	トルクメン	キルギス	ベラルーシ	モルドヴァ	ウクライナ	ロシア
1993											
1994											30.9
1995		68.1									
1996				34.6				38.6			
1997								32.1			
1998								33			31.4
1999	55.5				96			46.7			
2000								41.9		31.5	
2001	48.3	49.6		46.7				28.9			
2002			52.1	44.5				30.5		28.1	19.6
2003			54.5	37.5	72.4			27.1	29	19.3	17.4
2004				33.9				17.8	26.5	14.7	14.1
2005				31.6				12.7	29	8.4	11.9
2006				18.2			61	11.1	30.2	6.8	11.1
2007			23.4	12.7	53.5		54.6	7.7	25.8	4.6	
2008	27.6	15.8	22.7	12.1			31.7	6.1	26.4	2.9	
2009	34.1		24.7	8.2	46.7		31.7	5.4	26.3		
2010	35.8						33.7		21.9		

年	ハンガリー	ポーランド	クロアチア	ラトビア	ルーマニア	セルビア	マケドニア	ボスニア	コソボ	アルバニア	中国	ベトナム
1993	14.5	23.8										58.1
1994					21.5							
1995					25.4							
1996		14.6									6	
1997	17.3											
1998											4.6	37.4
1999		14.3										
2000		14.8			35.9							
2001		15.6			30.6							
2002		16.6	11.2	7.5	28.9	14	19.1			25.4		28.9
2003					25.1		19.2		37.7			
2004		19	11.1	5.9	18.8	14.6	18.5	17.7	43.7		2.8	19.5
2005		18			15.1		20.4		34.8	18.5		
2006		15.1			13.8	9	19		45.1			16
2007		14.6				6.6		14				
2008		10.6				6.1				12.4		14.5
2009						6.9			34.5			
2010						9.2						

出所) World Bank, *World Development Indicators 2005*, CD-ROM, 及び World Bank, *World Development Indicators 2012*, CD-ROM, より筆者作成。

はむしろ貧困層の低減が進んでいると言える。また都市地域貧困者比率の対農村地域比で見た相対的な大きさも、移行経済諸国では2000年よりのち縮小を続けていると言って良いのである。以上より、1990年代は貧困者比率のとりわけ都市部における拡大・高い水準での安定的推移を見せた時期であり、2000年代はその趨勢的な縮小傾向を示すようになった時期である、と捉えることが出来るであろう。

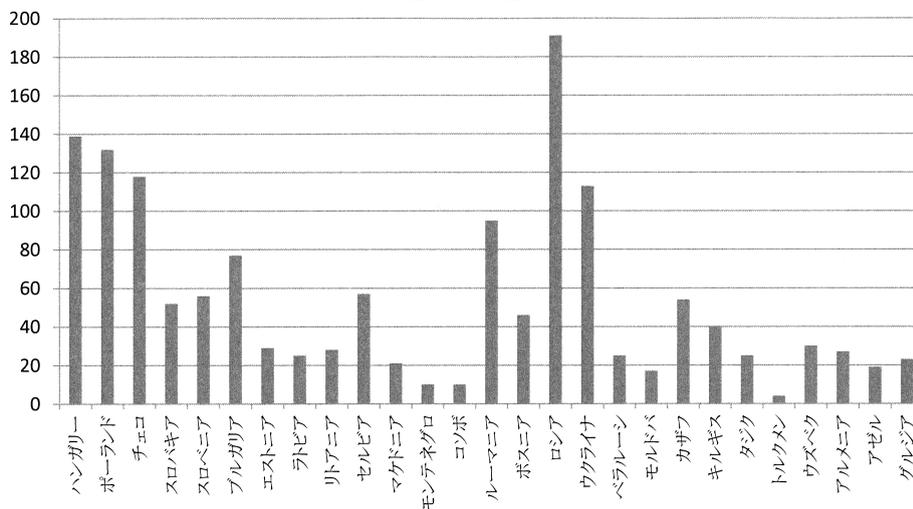
これらをどう解釈すべきか、ということは本稿の直接的課題から離れるものであるが、1990年代の貧困拡大と2000年代の貧困縮小フェーズは、一般的な所得水準の拡大がそのまま貧困層の縮小に結びつく、という明確な関係を示していることによるものと考えられよう。他方ソ連構成諸国と中東欧諸国との相違は、前者の所得水準が後者よりも低かったということではなく<sup>1)</sup>、むしろ農業部門の雇用制度や体制転換の衝撃の大きさといった構造的条件に

よるものと想定され得る。社会主義の遺制が強く働いたソ連構成諸国における体制転換不況は中東欧のそれよりも深く長く続いた(岩崎・鈴木, 2010)。また1990年代の不況期、都市では雇用水準の低下から現金所得の獲得可能性が減少したのに対して、農村地域では現物所得の獲得可能性は失われなかった(山村, 1997; World Bank, 2004)。こうした制度的・歴史的遺制そして体制転換進展度の相違が、貧困動態の相違に帰結したと考えることが出来るであろう。

### 3. サーベイ対象文献の範囲確定：文献検索作業手順

本稿が行うメタ分析とその基盤となる文献サーベイを行う過程では、最初に主観を出来るだけ廃した文献の抽出を行うことが必要となる。そこで、代表的な電子学術文献情報データベースである Econlit

図4. 特定国名により「poverty and(国名)検索」を行った際の論文本数の国別分布  
(本, 合計 1,463 本, 重複あり. 重複を除くと 1,320 本)



出所) Econlit の検索結果より筆者作成。

を利用し、1989年1月から2013年10月までの25年間に渡る期間に刊行された研究を対象として文献の特定を行った<sup>2)</sup>。課題の範囲の限定のため、poverty, poor という主題に直結する単語を検索語として用い、and/or 検索の組み合わせによって広範囲に文献を抽出した。更に対象地域を特定した実証研究の抽出のため、transition economies, Eastern Europe, Central Europe 等を and/or 条件の組み合わせを用いてキーワード検索を行った。この段階で見出された文献数は338に上った。そのうち、入手出来なかったものを除き318編の文献を収集した。

実はこれでは、十分な論文の追跡を行うことが出来なかった。重大な問題として、個別国を対象とした研究の脱漏が広範に見られたのである。また、国の規模やデータの利用可能性等から予想され得ることではあったが、ロシアに非常に偏った検索結果が得られたのである。そこで上記に加え、キーワード検索(Econlit Subject 検索)で「Poverty+個別国名」による検索を行い、全1,320本の論文・学術的著作を見出した。このことにより、中東欧の移行経済諸国についてある程度の広がりをもって文献の収集を行った(図4)。

なおここで、1ページだけのニュースや、既刊論文に関するコメントと筆者とによる correspondence、書評などは検討対象から排除した。また書籍所収論文並びに国際機関や大学等研究機関によるディスカッションペーパーの類も検討から除外するものとした。これによってサーベイ対象論文が減少

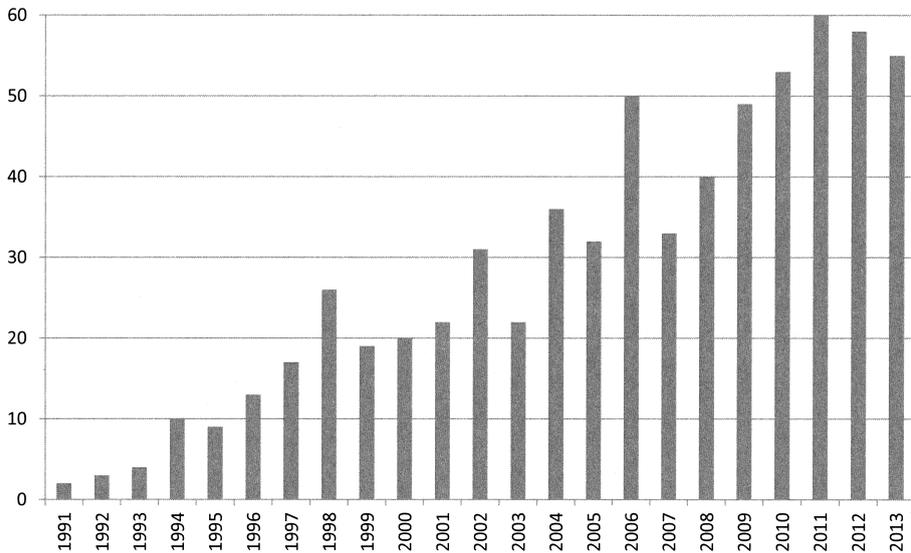
し、かつ重要性の高い論文が抜け落ちてしまう危険があるかも知れない。しかしながら、そもそも書籍所収論文はそれに先だって学術雑誌に掲載されておりその修正版が収録されていることが多いこと、また学術雑誌は査読過程などの存在によって一定の水準を維持していることが想定される一方、書籍所収論文や各研究機関が刊行するディスカッションペーパー等ではそれが担保されない可能性があることも鑑みた。更に書籍所収論文で定量的検討を行っているものの本数は、少なくとも当該地域を対象とするものにおいては限定されていることからこうした選択を行った次第である。

また文献は英語に限り、日本語・ロシア語そのほかの言語による研究は取り上げない。その意味で本稿は体系的レビューの伝統的接近法に従う(Borenstein *et al.*, 2009)。これもまた、研究成果の一定の質を担保するという視点に依るものである。

旧ソ連諸国では国によっては半分以上が世界銀行を中心とする国際機関のディスカッションペーパーや書籍であった等そもそも検討対象とはなり得なかったが、学術雑誌所収物のみを抽出した892編より可能な限り収集した(図5a, 図5b)<sup>3)</sup>。データベースから抽出した研究数は図5aの通りであるが、実際に入手し得たのは892編中の547本であった。但し南東欧諸国で刊行された数100編の論文は現地語で書かれており、ここでの検討対象とはなり得なかったことも付記しておく必要がある。

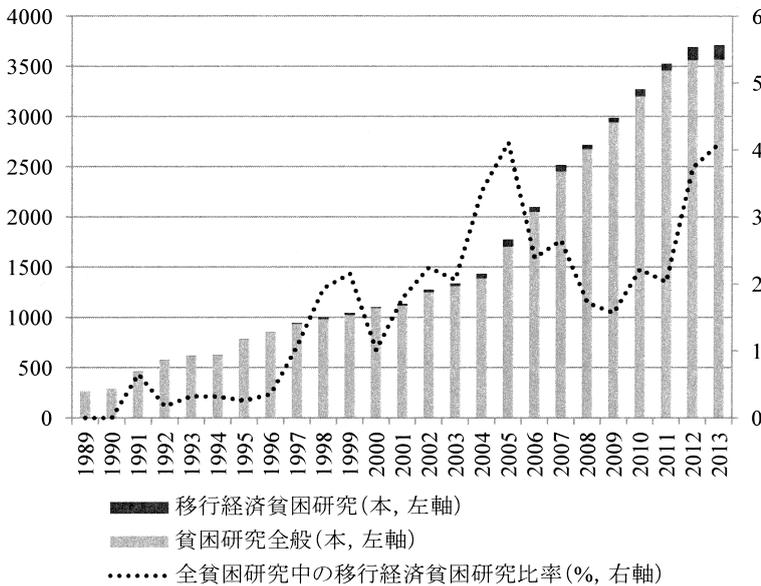
図5aからは1989年の経済体制移行開始ののち、

図 5a. 移行経済諸国を対象とした貧困研究の学術雑誌所収論文数の推移, 1989年1月～2013年10月. (本)



出所) Econlit 検索結果より筆者作成.

図 5b. 貧困研究全般の学術雑誌所収論文数・移行経済を対象とした貧困研究, そして貧困研究一般のうち移行経済貧困研究の比率, 1989年1月～2013年10月.



出所) Econlit 検索結果より筆者作成.

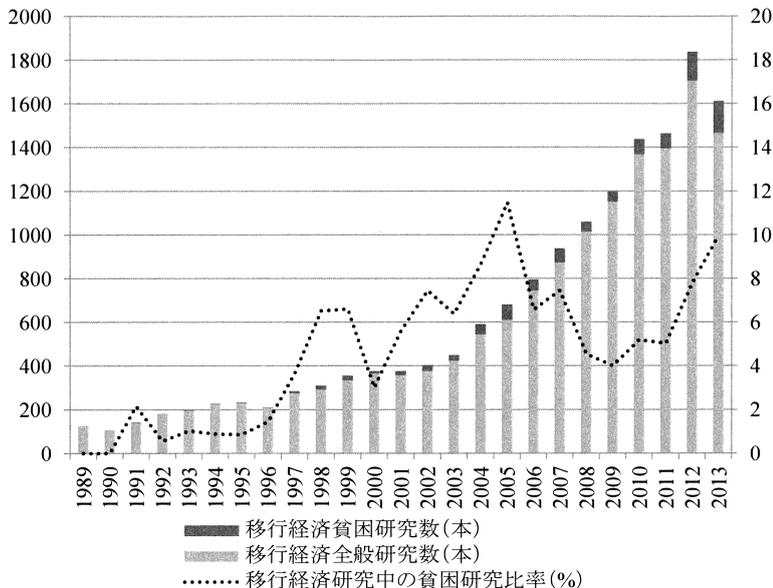
趨勢的に移行経済諸国における貧困研究の量的拡大があったことが示唆される。だが発行媒体(雑誌)数の増大という要因も考慮する必要があるかも知れない。poverty をキーワードとして他に一切の制限を設けず(地域の指定など行わず)検索を行った結果を示す図 5b と比較すれば、貧困研究全体が 2000 年代に入ってから急激に拡大していることを看取出来

る。その意味では、移行経済の貧困研究は全体的な貧困研究の流れに沿うものであったと言える。但しそうであったとしても、全体として研究の蓄積が趨勢的に進んでいること自体は否定し得ない。また同時に図 5b に示した通り、地域を特定しない全貧困研究に対する移行経済諸国貧困研究の比率は 1990 年代中盤(1996 年)までの 1% 未満からそれ以降 2013 年までの 1.5% ~4% 台に拡大しており、単に発行媒体の増大のみが移行経済貧困研究の増加に寄与したというわけではないことを指摘出来る。

移行経済研究という領域における貧困研究の位置づけを

見ると(図 5c)、移行経済研究自体もその量的な拡大が見られるが、それに留まらず、移行経済研究全般の中での貧困問題を対象とした研究自体の比率が移行初期に比較して 1990 年代末以降、高まっていることを看取出来る。ここで当該領域において「貧困」が、研究課題として関心を集めていることが示されていると言って良い。

図 5c. 移行経済研究全般・移行経済貧困研究の学術誌所収論文数、  
後者の前者に対する比率, 1989年1月～2013年10月。



出所) Econlit 検索結果より筆者作成。

さて収集し得た論文タイトル・論文要旨を全て読み、明らかにテーマと違うものは排除していった。ここで対象とする文献は、欧州の移行経済諸国を取り扱ったものに限定する。それはつまり、アジアの移行国即ち中国並びにベトナムを検討対象には含めない、ということである。これには明確な理由がある。第一に、中国及びベトナムは、東欧・ソ連のかつての社会主義諸国が全て経験した市場経済移行に伴う移行ショック・転換不況を経験していない、という事実がある。図6に1989年を100とした移行経済諸国における1人当たりGDPの推移をあげるが、1989年以降、1989年当時の1人当たりGDP水準を下回ることを経験していないのはこの両国のみなのである。そこで発生している貧困も、貧困の発生要因そのものが欧州移行経済諸国における「突然の貧困」と同一の特徴を有するものであることを想定するのは困難である。また更に、China/and/povertyでキーワード検索を行うと1993件の文献が検出されるということがある。これは先に示した、欧州における全ての移行経済諸国を地域として指定しキーワード検索を行った際の文献数1,320本をも大幅に上回る数であり、バランスを欠いている。即ち「中国の貧困研究による知見」が、「移行経済諸国全体の貧困研究による知見」の検討を行うに当たって過剰に影響を与える(over-representativeになる)恐れがある。以上から、欧州移行経済諸国に加

えて中国・ベトナムを対象とした研究を同時に扱うことは適切ではないと判断した。

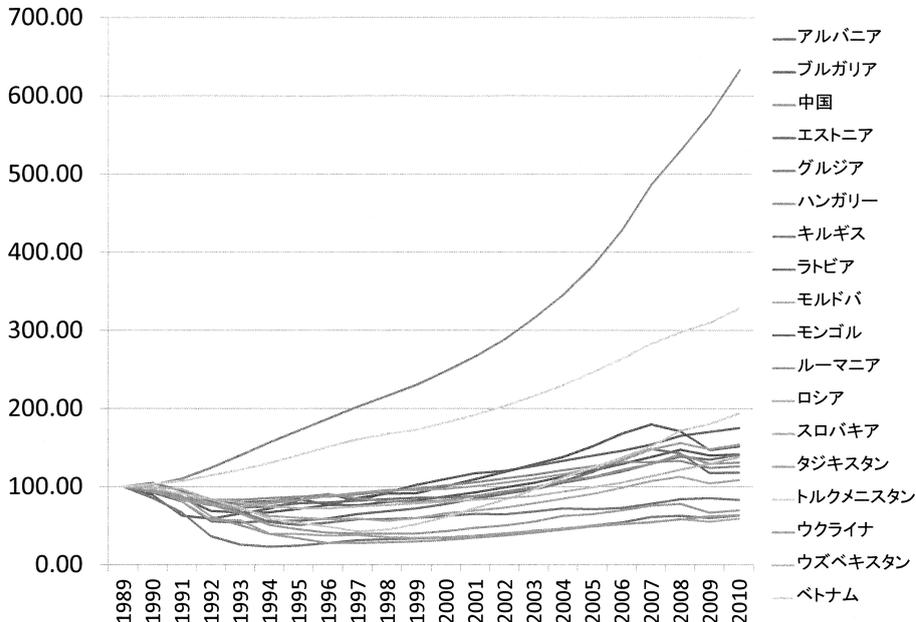
広く収集した文献から、貧困の決定要因の時系列的・地域的相違に関するメタ分析に利用可能な分析結果を提示している論文は、収集出来た全547編の学術雑誌掲載論文のうち、34編であった。それは表2・表3に一覧を付した通りであるが、つまり全体のうち実際に分析結果を採取出来たのは全収集文献数の7%にも満たない数(6.22%)に留まった。収集した学術雑誌掲載論文547編の全てが実証研究であるということではなく、或いは政策の動向を概説した

ものであったり、或いはそもそも貧困研究ではないものも数多い<sup>4)</sup>。分析結果を抽出可能であるような研究の数が限られることには理由がある。それについて言及しておく。

移行経済における貧困研究全体を見渡した体系的レビューは存在しない。しかしながらロシアに限定した論説ではあるものの、貧困研究に関する体系的レビューを行ったものとしてLokshin(2009)に言及しなければならない。Lokshin(2009)はロシア語によって執筆された文献のみに限定する、という一風変わった接近法を取り、250編に及ぶ1992年～2006年に刊行された論文に見るロシア本国における貧困の分析手法について検討を加えている。そして、1965年当時に米国の経済学系トップジャーナル9誌に掲載された実証研究全145本ではその48%が何らかの回帰分析を行うと共に標準誤差を提示することで統計的検定を行っていたのに対し、1992年から2006年の間にロシア語雑誌に掲載された250本の経済学系実証研究では、そのうちわずか12%のみが回帰分析を行ったに過ぎず、かつ標準誤差の提示と検定とを行った論文は全体の8%に留まっていたという(表4)。

回帰分析を行っているか・標準誤差の報告を行っているか、といった外形的基準で見て、ロシアの貧困研究は一般的な貧困研究の水準に至っているとは言い難い、というのがLokshin(2009)の結論である。

図 6. 移行経済諸国の 1 人当たり GDP の推移 (1989 年 = 100)



出所) World Bank, World Development Indicators 2012, CD-ROM, より筆者作成。

抽出対象を英語文献に限定するのは、結局のところ最終的な研究成果はより広範な読者を得られる英語文献として現出しがちである、ということからメタ分析において一般的な手法であると言えるが(Borstein et al., 2009), Lokshin(2009)の見解は本稿が英語文献に特化してレビューを行うことの妥当性を後押しするものであるとも言えよう。そしてまた本稿で、実証研究に留まらず移行経済を対象とした研究から「貧困」をキーワードとして抽出したものうち、メタ分析に利用可能な内容を含むのは7% 未満に留まっていた、ということがあり得るものであることも理解されるであろう<sup>5)</sup>。

#### 4. 移行諸国における貧困研究のメタ分析

「移行要因」によって移行経済諸国における貧困の動態を捉えることは難しい。経済政策や経路依存性の検討、といったマクロレベルの主題であれば、民営化の進展度や欧州復興開発銀行による移行進展度指標等のような変数を説明変数として捉えることも出来よう。しかしながら、個人あるいは家計レベルの現象である貧困を捕捉するにあたっては、こうした要因で体制移行の進捗を測るといった接近法はとり得ない。と言うのも、例えば住居の民営化(民有化)といった現象は、ロシアであれば全国的に、ほぼ同時期に実施されたのである。それは当時人々が暮らしていたアパートメントそのものをそのまま、

ほとんど無料で所有権の移転のみ行う、という形に近かった(道上, 2013)。全ての主体にとって同時に生じる要素は、追って生じる個人レベルで相違する現象の説明要因たり得ない。他方個々の研究を追うと、そこで用いられている変数は広く(途上国を対象とするものを含む)貧困研究において利用されている変数が中心となっている。即ち、稼得者の教育水準や、最も所得が多い稼得者の性・家計が農村に立地しているか都市に立地しているか・子供が何人居るか・年金生活者が何人居るか、そして稼得者の働く産業分野、さらには民族等である。ロシア長期モニタリング調査(Russia Longitudinal Monitoring Survey, RLMS)等の家計調査では勤務先企業の所有構造(国有・私有・外国所有等)を見ることも出来るが、そうした属性を説明変数として導入した論文は見出せなかった。

移行経済における貧困研究で我々の関心を惹くのはむしろ観測された現象、すなわち状況が体制移行の進展に伴ってどのように変化したか、あるいは特定の地域によって異なる状況が現れたのか否か、という点にある。それは先に第2節で見た移行経済諸国における貧困水準の観察に基づく。第一に、1990年代の貧困問題と2000年代に入ってからの貧困問題とは様相が異なる可能性がある、という認識である(図3)。そして更に、かつてのソ連に所属していた地域と、それ以外つまり中東欧諸国とでは貧困の

表 2. 推定結果抽出対象先行研究のうち貧困確率／貧困度を被説明変数とする論文

発表年	筆者	対象地域	検討年	分析手法	抽出モデル数	被説明変数	説明変数	有意性	サンプル数
2010	Brück, Danzer, Muravyev and Weisshaar.	ウクライナ	1996	プロビット	4	貧困確率	家計規模 失業者 都市居住	+	22990
2009	Mills and Mykerezzi	ロシア	1994-98 2000-03	トービット	6	貧困度	子供数 都市居住 高等教育	+	1288
				トービット		貧困度	子供数 都市居住 高等教育	+	2146
				トービット		貧困度	子供数 都市居住 高等教育	+	2156
2008	Szulc	ポーランド	2000	プロビット	3	貧困確率	子供数 都市居住 高等教育	+	35952
2008	Dimova and Wolff	ブルガリア	1995, 97, 2001	プロビット	3	貧困確率	子供数 都市居住 高等教育	+ no -	2319-2633
2008	Rhoe, Babu and Reidhead	カザフスタン	1996	ロジット	2	貧困確率	子供数 都市居住 高等教育	+	1996
2008	Gerry, Nivorozhkin and Rigg	ロシア	2004	ロジット	7	貧困確率	農村居住 子供数 家計規模 高等教育	+	53970
2007	Robinson and Guenther	タジキスタン	2003	ロジット	6	貧困確率	従属人口	+	665-992
2007	Kristic and Sanfey	ボスニアヘルツェゴビナ	2001-04	プロビット	1	貧困確率	家計規模 都市居住 高等教育	+	915
2006	Bhaumik, Gang and Yun	コソボ	2000	プロビット	2	貧困確率	都市居住 高等教育 子供数	no -	416-2101
2006	Alexandrova, Hamilton and Kuznetsova	ロシア	2002	プロビット	1	貧困確率	都市居住 高等教育 子供数	- -	3905
2006	Szulc	ポーランド	1993, 99	プロビット	12	貧困確率	都市居住 高等教育 子供数	- -	32000
2005	Kolev	ブルガリア	2001	プロビット	4	貧困確率 貧困確率	子あり 子あり	+	2411 1225
2004	Bezemer and Lerman	アルメニア	1998	ロジスティック回帰	1	貧困確率	家計規模	+	1458
2004	Gustafsson and Nivorozhkina	ロシア	1989, 2000	ロジット	3	貧困確率	高等教育 従属者比率	-	1187
						貧困確率	高等教育 従属者比率	+	1131
1999	Commander, Tolstopiatenko and Yemtsov	ロシア	1992-93	プロビット	2	常に貧困	従属者比率 高等教育	+	4700
				プロビット		常に非貧困	従属者比率 高等教育	-	4700

出所) 筆者作成。

様相が異なっている可能性がある、ということである(表 1)。これは既述の通り、1990年代と比べて2000年代においては全般的な所得水準の拡大がそのまま貧困層の縮小に結びついたという事を示しているであろうこと、また農業部門の構造や体制転換の衝撃の大きさといった制度的条件がソ連構成諸国と中東欧諸国との間で大きく異なっていたことによって説明されるものと考えられるが、その相違の絶対的な大きさの把握可能性を鑑みてみたい。そのことは畢竟、対貧困政策の策定において1990年代と2000年代以降とで相異なるものを考える必要があったことを含意し得る。あるいはソ連構成共和国と中東欧諸国との間で制度的相違を勘案した上での政策策定の必要性を示し得ると考えられる。このことを見るため、メタ分析の手法によって先行研究の知

見を統合し、変化の様相を頑健に確認出来るか否かを検討する。

以上より、先行研究を分類すべき方向性が定まる。全研究の統合結果と併せて、ソ連構成共和国であったか中東欧か・1990年代を対象としているのか2000年代の研究か、という相違に着目しそれぞれを個別に統合した結果を示す<sup>6)</sup>。また、被説明変数については(2)一定の貧困線を設定してその貧困線を下回った場合に貧困に陥ったと見なす質的変数を被説明変数とするか、(1)所得水準・消費水準・賃金が被説明変数であるか、という研究の相違に留意しそれぞれを個別に統合する。ここで行うメタ分析は、偏相関係数の統合あるいは $t$ 値の結合である。偏相関係数の統合は固定効果モデルと変量効果モデルとで行い、均質性の検定によって参照すべき統合

表 3. 推定結果抽出対象先行研究のうち所得／消費水準を被説明変数とする論文

発表年	筆者	対象地域	推定期間	分析手法	抽出推定 結果数	被説明変数	説明変数	有意性	サンプル数
2013	Bellak, Leibrecht and Libensteiner	アルメニア	2008-10	パネル	2	所得	高等教育	+	5007
2012	Habibov	アゼルバイジャン	1995, 2000	順序プロ ビット	2	消費水準	高等教育 都市居住 従属人口比率	no/+ -	2016-8157
2012	Kecmanovic	セルビア	2001-05	パネル	4	所得	高等教育 都市居住	+ +	1668-4234
2011	Verme	モルドバ	2001-04	パネル	4	支出額	移転所得受取 高等教育	+ +	24597
2011	Lacroix and Radtchenko	ロシア	1994, 2000	GLS	2	賃金	教育水準	+	3049-3920
2011	Hoti	コソボ	2002	GLS	4	賃金	教育水準一男 教育水準一女	no +	827-1313
2011	Akhmedjonov	ロシア	2000-02	OLS	4	賃金	教育水準 都市居住	+ +	9882-13789
2010	Bruck, Danzer, Muravyev and Weisshaar.	ウクライナ	1996, 2004	OLS	4	支出額	家計規模 失業者 教育水準 都市居住	+ - + -	22990
2010	Gerry and Li	ロシア	1996, 2000	OLS	1	支出額	都市居住 子供数 高等教育	+ - +	9125
2010	Nivorozhkin, Nivorozhkin, Nivorozhkina and Ovcharova	ロシア	2003	OLS	1	所得水準	都市居住	+	45520
2010	Jha, Dang and Tashrifov	タジキスタン	2004, 05	OLS	5	消費水準	都市居住 子供の割合	+ -	922
				OLS		消費水準	都市居住 子供の割合	+ no	925
2010	Jha, Dang and Tashrifov	カザフスタン, タジキスタン アゼルバイジャン, キルギス	1995, 96, 98 99	OLS	9	消費・所得 水準	都市居住 家計規模	+ -	1611-2869
2009	Fialova and Mysikova	チェコ・スロバキア・ポーランド・ハンガリー・エストニア	2004	GLS	5	賃金	教育水準	+	3322-10812
2008	Dimova and Wolff	ブルガリア	1995, 97, 2001	GLS	3	一人あたり 支出	子供数 都市居住 高等教育	- no +	2319-2633
2007	Kristic and Sanfey	ボスニアヘルツェゴビナ	2001-04	OLS	1	消費水準	家計規模 都市居住 高等教育	- + +	4994
2006	Bhaumik, Gang and Yun	コソボ	2000	OLS	2	一人あたり 支出	都市居住 高等教育 子供数	no + -	416-2101
2006	Pastore and Verashchagina	ベラルーシ	1996, 2001	OLS	12	所得	教育水準	+	3061-9546
2006	Alexandrova, Hamilton and Kuznetsova	ロシア	2002-03	OLS	4	一人あたり 支出	都市居住 高等教育 子供数	+ + -	3905
2005	Milcher and Zigova	チェコ・ルーマニア・ブルガリア・ハンガリー	2001	GLS	1	賃金	都市居住 高等教育 子供数	+ + -	4481
2004	Lokshin and Ravallion	ロシア	1994	GLS	3	一人あたり 所得	都市居住 子供数 教育水準	no no +	3937
		ハンガリー	1994	GLS	3	一人あたり 所得	都市居住 子供数 教育水準	+ + +	3040
2003	Giddings	ブルガリア	1993-97	OLS	1	賃金	教育水準 都市居住	+ no	2177
2001	Bisogno and Chong	ボスニア・ヘルツェゴビナ	1997	OLS	3	1人あたり 所得	都市居住 子供数	+ no	10523-12873

出所) 筆者作成。

表 4. 実証研究結果の報告形式：

1965年の米国雑誌論文 vs 1992-2006年のロシア語雑誌論文

	1965年米国	1992-2006年ロシア
何らかのパラメータ推計	100%	75%
標準誤差の報告	53%	8%
回帰分析	48%	12%

出所) Lokshin (2009), Table 3.

値を決定する (Borenstein *et al.*, 2009).  $t$  値については、学術雑誌のランキングやインパクト・ファク

ター等により重みを決定し、それによって加重した結合  $t$  値と重み付けを行わない結合  $t$  値とを提示する。また、フェイルセーフ数 (Mullen, 1989) を有意水準 5% で求めることにより、ここで算出する結合  $t$  値の信頼性を確認する<sup>7)</sup>。結果は表 5 及び表 6 の通りである。

全ての分析について、均質性の仮定に関わる帰無仮説は棄却されているため変量効果モデルの結果を見る。表 5 について言及する。全研究を統合した

表 5. 被説明変数が貧困確率・貧困度である研究による推定結果のメタ統合

	抽出推定 結果数	偏相関係数の統合結果			t 値の結合結果			フェイルセーフ数 (Rosental の手法)
		固定効果	変量効果	均質性の検定	重み無 t	重み付 t	中央値	
<b>全研究</b>								
家計規模変数	56	0.11*** (105.70)	0.067** (2.46)	809.57***	30.17***	4.63***	1.98	19455
教育水準変数	46	-0.05*** (49.31)	-0.069*** (8.38)	2152.08***	-42.48***	-6.21***	-3.37	30623
農村居住変数	43	0.044*** (44.63)	0.025*** (3.15)	1924.09***	28.33***	4.17***	1.98	17702
<b>ソ連 vs 中東欧</b>								
ソ連								
家計規模変数	31	0.073*** (42.54)	0.069*** (14.49)	131.53***	58.18***	8.98***	2.85	9621
教育水準変数	25	-0.063*** (35.97)	-0.078*** (12.88)	183.19***	-29.6***	-4.36***	-4.03	8070
農村居住変数	22	0.063*** (40.56)	0.035*** (3.08)	790.30***	23.60***	3.53***	1.75	4505
中東欧								
家計規模変数	25	0.020*** (14.47)	0.03*** (6.14)	202.07***	15.44**	2.36**	1.98	2177
教育水準変数	21	-0.050*** (34.15)	-0.059*** (3.94)	1898.29***	-30.57***	-4.43***	-1.98	7158
農村居住変数	21	0.03*** (23.31)	<b>0.015</b> <b>(1.43)</b>	909.20***	5.94***	<b>0.86</b>	1.98	252
<b>1990年代 vs 2000年代</b>								
1990年代								
家計規模変数	26	0.017*** (10.72)	0.036*** (6.82)	211.96***	14.69***	2.05*	1.98	2204
教育水準変数	26	-0.018*** (11.45)	-0.051*** (7.38)	297.92***	-16.9***	-2.36**	-1.98	2705
農村居住変数	24	0.011** (6.34)	<b>0.01</b> <b>(0.013)</b>	57.93***	5.79***	<b>0.8</b>	1.98	695
2000年代								
家計規模変数	30	0.06*** (42.60)	0.064*** (11.98)	217.94***	59.56***	10.16***	2.85	9398
教育水準変数	20	-0.088*** (56.64)	-0.093*** (7.55)	934.11***	-45.11***	-7.06***	-5.64	15021
農村居住変数	19	0.076*** (53.62)	0.043*** (3.77)	1044.69***	36.1***	5.79**	4.28	9133

注) カッコ内は漸近 z 値; \*\*\*: 1% 水準で有意; \*\*: 5% 水準で有意。  
出所) 筆者推計。

場合、稼得者の教育水準の上昇は貧困に陥る確率を引き下げ、家計規模が大きくなるほど貧困確率が高くなり、農村に立地している家計のほうが貧困に陥る確率が高くなる、という至って一般的な結果が得られている。ここで抽出した分析結果は全てマイクロデータによるものであり、移行経済に限らずこれまでに広く得られてきた認識を確認するに留まるものである。

しかしながら注目したいのは、1990年代/2000年代で個別に統合した場合と、ソ連/中東欧で個別に統合した場合の、それぞれの相違である。1990年代、農村に居住していることは、都市に立地している場合に比べてその家計の貧困確率を高める要因

では無かったのである。それが2000年代に入り、農村立地は家計の貧困確率を高めるようになった。

またソ連を構成していた諸国と中東欧諸国とに分けて統合した場合も差異を看取することが出来る。上記のことは中東欧の場合においてこそ該当していたということになる。即ち、中東欧では農村立地は貧困確率を高めない、という訳である。ここで注意しておきたいのは、この結果はサンプルの極端な偏りによるものではないことである。1990年代の農村居住変数が貧困確率に与えた影響を検討した際、24の分析結果を統合しているが、このうち10の分析はかつてソ連を構成していた国を対象としている。いずれについても、結合 t 値に関しても同様のこ

表 6. 被説明変数が消費水準・所得水準である研究による推定結果のメタ統合

	抽出推定 結果数	偏相関係数の統合結果			t 値の結合結果			フェイルセーフ数 (Rosental の手法)
		固定効果	変量効果	均質性の検定	重み無 t	重み付 t	中央値	
<b>全研究</b>								
家計規模変数	52	-0.04*** (19.11)	-0.055*** (6.06)	820.1***	-21.11***	-3.24***	-1.98	8510
教育水準変数	61	0.068*** (40.86)	0.092*** (9.89)	1779.53***	43.37***	7.48***	2.61	36501
都市居住変数	43	0.13*** (60.51)	0.10*** (4.98)	3733.99***	26.37***	4.16***	2.43	11004
<b>ソ連 vs 中東欧</b>								
ソ連								
家計規模変数	33	-0.057*** (19.38)	-0.07*** (7.45)	291.99***	-21.44***	-3.67***	-2.61	5573
教育水準変数	39	0.064*** (34.51)	0.085*** (7.57)	1270.41***	35.81***	5.91***	2.61	18223
都市居住変数	30	0.13*** (54.02)	0.091*** (3.45)	3126.96**	30.56***	5.39***	2.4	10322
中東欧								
家計規模変数	19	-0.023*** (7.02)	-0.029* (1.68)	468.65***	-6.66***	<u>-0.88</u>	-1.67	293
教育水準変数	22	0.081*** (22.26)	0.11*** (5.89)	492.21***	24.54***	4.63***	3.75	4872
都市居住変数	13	0.12*** (27.33)	0.13*** (4.05)	603.45**	21.32***	2.79**	7.14	2171
<b>1990 年代 vs 2000 年代</b>								
1990 年代								
家計規模変数	25	-0.031*** (9.11)	-0.038*** (4.01)	180.27***	-10.04***	<u>-1.49</u>	-1.98	907
教育水準変数	17	0.072*** (18.29)	0.089*** (5.38)	279.48***	20.33***	3.32***	4.19	2545
都市居住変数	22	0.062*** (16.78)	0.050** (2.43)	632.66***	9.97***	<u>1.55</u>	1.65	785
2000 年代								
家計規模変数	27	-0.049*** (17.25)	-0.072*** (4.89)	624.79***	-19.63***	-3.12***	-5.42	3818
教育水準変数	44	0.067*** (36.56)	0.093*** (8.30)	1498.63***	38.43***	6.78***	2.61	23612
都市居住変数	21	0.16*** (62.26)	0.16*** (5.01)	2604.74**	43.10***	6.94***	8.13	14151

注) カッコ内は漸近 z 値；\*\*\*：1% 水準で有意；\*\*：5% 水準で有意。  
出所) 筆者推計。

とが言える。掲載された学術雑誌の第三者評価を加味せず重み無しで統合した場合には全ての変数が全ての組み合わせで有意となるが、重み付きで統合した t 値は一律に重み無しの結合 t 値よりも小さくなり、上記の 2 ケースでは有意でなくなっている。フェイルセーフ数は全ての場合においてかなり大きく、結合 t 値の推定結果の信頼性の高さが示されていると言える。

一方、表 6 に目を転じてみると、少しく異なる結果が得られているものと見える。1990 年代・2000 年代での個別の統合では偏相関係数は全て有意となっている。このことは表 6 と表 5 との被説明変数の相違から生じているのかも知れない。貧困線を下回

るか否かという決定的水準に関わっては、都市に居住しようといまいと下回ることがあった、ということを表 5 は意味している。他方表 6 は、所得あるいは消費水準という連続変数が原則として被説明変数になっている場合である。都市に居住するほうが名目所得が大きくなることは自然であり、それがこの結果に表れたということも考えられる。しかしながら、重み付き結合 t 値は表 5 の場合と同じく有意ではない。その点では表 5 に通じる結果が得られていると解釈することが出来る。家計規模が一人あたり所得／消費水準を有意に引き下げない可能性がある、という表 6 の中東欧の結果の解釈は困難であるが、フェイルセーフ数が表 6 の結果の中で最も小

さくなっていることに言及しておく必要がある。

以上の結果が語るのは次のことである。即ち、1990年代には都市においても農村においても等しく貧困に陥る可能性があったということであり、それは移行諸国を襲った転換不況の下で見られた様相であった。都市居地域に比較して農村地域の家計が貧困に陥る確率は、相対的には中東欧よりもソ連を構成していた諸国において高い状況にあった。しかしながらそうした状況は2000年代に入って変化を見せ、Gerry, Nivorozhkin and Rigg(2008)の言う「貧困の農村化」という状況が生じた。それはある意味、体制転換に伴う経済的混乱が収束していく過程を示していると言えるものであるかも知れない。

### 5. 公開バイアスの検出と真の効果の有無

更にメタ分析において留意する必要があるのは、公表バイアスに関わる検討である(Mullen, 1989)。本稿では漏斗プロットおよび公表バイアスの検討。そして真の効果を確認するために用いられるメタ回帰モデルの推計によって分析を行う<sup>8)</sup>。図7a-cは各要因が貧困確率に与える影響に関する推計結果の漏斗プロット、図7d-fは各要因が所得水準あるいは消費水準に与える影響の推計結果の漏斗プロットを示している。これをもって左右対称あるいは三角形を描いているか否かは判別し難い。そこで公表バイアスの存在・不在を検証するため、公表バイアスの有無および真の効果の有無に関わるメタ回帰モデルの推定を行う。ここでの手法はStanley and Doucouliagos(2012)を踏襲するものである。

即ち、特定の符号関係(正負)を想定することによって生じうる公表バイアス(公表バイアスI型、岩崎・徳永, 2013, 参照)の検出について、第 $k$ 推定結果の $t$ 値を標準誤差の逆数に回帰させる。

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

これを推定し、(1)式の切片 $\beta_0$ がゼロであるという帰無仮説の検定を行う。切片 $\beta_0$ が有意にゼロでなければ、効果サイズの分布は左右対称ではなく、従って公表バイアスが存在すると判断する。これは漏斗非対象性検定(funnel-asymmetry test, FAT)と呼ばれる(Stanley and Doucouliagos, 2012; 岩崎・徳永, 2013)。

また有意である結果のほうが公表される頻度が高いということにより生じうる公表バイアス(公表バイアスII型、岩崎・徳永, 2013, 参照)については、(1)式の左辺を絶対値として推定式の切片 $\beta_0$ がゼロ

であるか否かの検定を行う。

$$|t_k| = \beta_0 + \beta_1(1/SE_k) + v_k \quad (2)$$

公表バイアスの有無にかかわらず、変数が有意な効果を有するということがあり得る。それは(1)式の係数 $\beta_1$ がゼロであるという帰無仮説を検定することで確認出来る。これは効果の推定精度を表していることから、精度=効果検定(precision-effect test, PET)と称される(Stanley and Doucouliagos, 2012; 岩崎・徳永, 2013)。また、定数項を有さない形の式(3)

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

を推定することで、公表バイアスを修正した効果サイズが得られるとされる。係数 $\beta_1$ がゼロであるという帰無仮説が棄却されるならば、実際に効果が存在しその推定値はこの $\beta_1$ である、ということである。これは標準誤差を用いた精度=効果推定(precision-effect estimate with standard error, PEESE)と名付けられている(Stanley and Doucouliagos, 2012; 岩崎・徳永, 2013)。

以上の推定において、結果の頑健性を確認するために最小二乗法のほかCluster-robust OLS推定並びにアンバランスド・パネル推定も実行する。結果は表7a-fに示した通りである。ここでは2通りの被説明変数(貧困確率であるか・所得水準であるか)ごとに3変数(家族数・教育水準・都市居住)に関わる漏斗プロットを描き、かつその全てについて公表バイアス・真の効果に関するメタ回帰モデルの推計を行った。

この結果によれば、貧困「確率」が被説明変数である場合、即ち表7a-7cでは、表7cの場合(農村居住が貧困確率に影響を与えるか否か)を除き各表(a)並びに(b)に示される通り、(1)式及び(2)式の切片 $\beta_0$ がゼロであるとする帰無仮説は棄却されており、公表バイアスの存在が示される。だが真の効果について見ると、表7a-7cの各表(a)の全てで(1)式における標準誤差の逆数の係数である $\beta_1$ がゼロであるという帰無仮説が棄却されており、かつ各表(c)に示されているように、(3)式の標準誤差の逆数の係数 $\beta_1$ は少なくとも3モデル中の2モデルで有意に推定されている。従って、家計が貧困に陥る確率に対して、家計規模と農村居住とが正に・教育水準が負に、真の効果を与えている可能性が高いと言える。

同様に解釈した時、「所得水準」が被説明変数である場合には、全ての場合で表7d-7fの各表(a)及び(b)が示す通り公表バイアスが存在すると共に、

図 7a. 家計規模／従属人口比が「貧困確率」に与える影響の推定結果の漏斗プロット

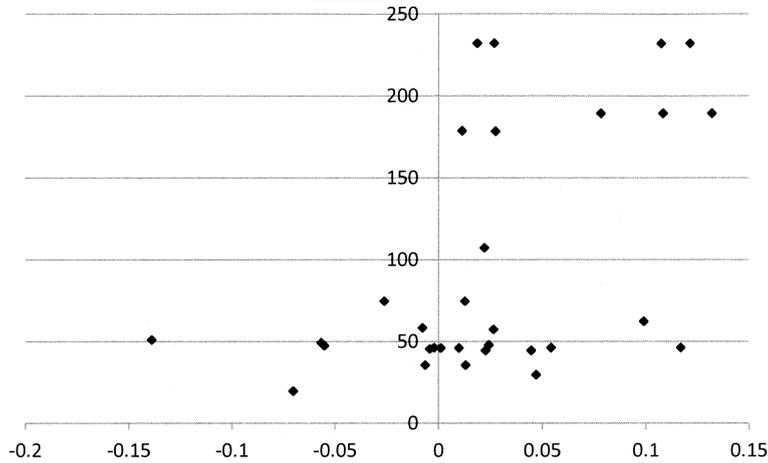


表 7a. 家計規模の貧困確率に対する効果研究の  
公表バイアスおよび真の効果の有無に関わるメタ回帰分析 (図 7a に対応)

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

推定量 モデル	OLS (1)	Cluster-robust OLS (2)	Random-effects Panel GLS (3)
切片 (FAT: $H_0: \beta_0 = 0$ )	2.43** (0.29)	2.43** (0.47)	2.74** (0.52)
1/SE (PET: $H_0: \beta_1 = 0$ )	0.046** (0.009)	0.046** (0.015)	0.043** (0.019)
# Observation	56	56	56
R-sqr.	0.5	0.5	0.5

Breusch-Pegan 検定:  $\chi^2 = 11.13, P = 0.000$ ; Hausman 検定:  $\chi^2 = 2.13, P = 0.14$

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

推定量 モデル	OLS (4)	Cluster-robust OLS (5)	Random-effects Panel GLS (6)
切片 ( $H_0: \beta_0 = 0$ )	2.44** (0.29)	2.44** (0.46)	2.69** (0.49)
1/SE	0.047** (0.0087)	0.047** (0.013)	0.045** (0.016)
# Observation	56	56	56
R-sqr.	0.56	0.56	0.56

Breusch-Pegan 検定:  $\chi^2 = 9.28, P = 0.001$ ; Hausman 検定:  $\chi^2 = 1.20, P = 0.27$

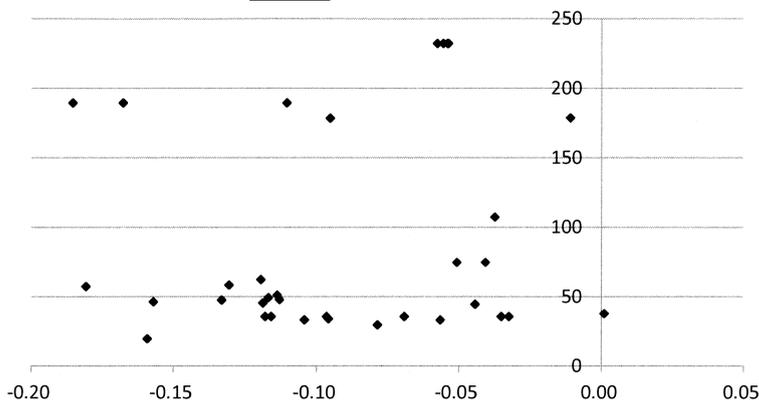
(c) PEESE 法 (推定式:  $t = \beta_0 SE + \beta_1 (1/SE) + v$ )

推定量 モデル	OLS (7)	Cluster-robust OLS (8)	Random-effects Panel ML (9)
SE	0.17** (0.038)	0.17** (0.041)	0.103 (0.18)
1/SE ( $H_0: \beta_1 = 0$ )	0.061** (0.008)	0.061** (0.012)	0.05** (0.011)
# Observation	56	56	56
R-sqr.	0.63	0.63	—

注) カッコ内は標準誤差. \*\*: 1% 水準で有意; \*: 5% 水準で有意; +: 10% 水準で有意.

出所) 筆者作成.

(a) (b) で切片=0 が棄却. 公表バイアス存在; (a-c) で 1/SE が有意. 真の効果存在.

図 7b. 教育水準が $\square$ 貧困確率 $\square$ に与える影響の推定結果の漏斗プロット表 7b. 教育水準の貧困確率に対する効果研究の  
公表バイアスおよび真の効果の有無に関わるメタ回帰分析(図 7b に対応)(a) FAT(公表バイアス I 型)-PET 検定(推定式:  $t = \beta_0 + \beta_1(1/SE) + v$ )

推定量 モデル	OLS (1)	Cluster-robust OLS (2)	Random-effects Panel GLS (3)
切片(FAT: $H_0: \beta_0=0$ )	-2.62** (0.44)	-2.62* (0.72)	-6.84* (2.97)
1/SE(PET: $H_0: \beta_1=0$ )	-0.046** (0.011)	-0.046* (0.019)	0.0057** (0.0097)
# Observation	46	46	46
R-sqr.	0.37	0.37	0.37

Breusch-Pagan 検定:  $\chi^2=8.78, P=0.001$ ; Hausman 検定:  $\chi^2=1.20, P=0.27$ (b) 公表バイアス II 型検定(推定式:  $|t| = \beta_0 + \beta_1(1/SE) + v$ )

推定量 モデル	OLS (4)	Cluster-robust OLS (5)	Random-effects Panel GLS (6)
切片( $H_0: \beta_0=0$ )	2.62** (0.44)	2.62** (0.72)	6.84* (2.97)
1/SE	0.046** (0.011)	0.046 (0.019)*	-0.0057 (0.0097)
# Observation	46	46	46
R-sqr.	0.06	0.37	0.37

Breusch-Pagan 検定:  $\chi^2=8.79, P=0.002$ ; Hausman 検定:  $\chi^2=1.20, P=0.27$ (c) PEESE 法(推定式:  $t = \beta_0 SE + \beta_1(1/SE) + v$ )

推定量 モデル	OLS (7)	Cluster-robust OLS (8)	Random-effects Panel ML (9)
SE	-4.82** (1.12)	-4.82** (0.89)	1.33 (2.82)
1/SE( $H_0: \beta_1=0$ )	-0.059** (0.011)	-0.059** (0.018)	0.019 (0.012)
# Observation	46	46	46
R-sqr.	0.61	0.61	—

注) カッコ内は標準誤差. \*\*: 1% 水準で有意; \*: 5% 水準で有意; +: 10% 水準で有意.

出所) 筆者作成.

(a) (b) で切片=0 が棄却.  $\square$ 公表バイアス $\square$ 存在; (a-c) で 1/SE が 2 カ所有意.  $\square$ 真の効果 $\square$ 存在.

図 7c. 農村居住が「貧困確率」に与える影響の推定結果の漏斗プロット

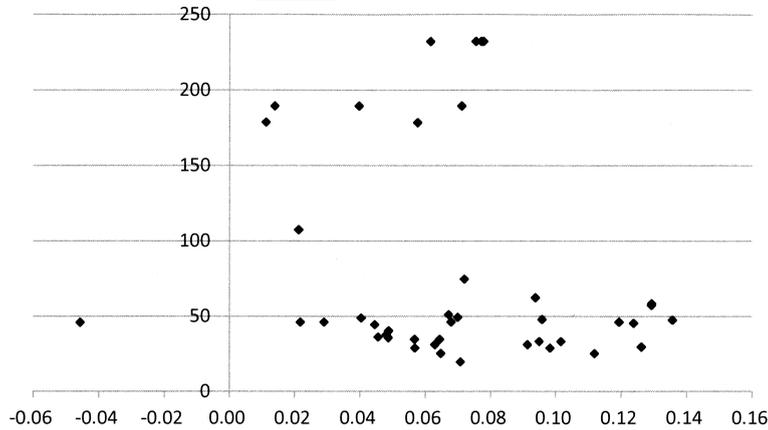


表 7c. 農村居住の貧困確率に対する効果研究の  
公表バイアスおよび真の効果の有無に関わるメタ回帰分析(図 7c に対応)

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

推定量 モデル	OLS (1)	Cluster-robust OLS (2)	Random-effects Panel GLS (3)
切片 (FAT: $H_0: \beta_0=0$ )	-0.73 (0.60)	-0.73 (1.23)	-0.9 (1.2)
1/SE (PET: $H_0: \beta_1=0$ )	0.093** (0.016)	0.93** (0.021)	0.094** (0.024)
# Observation	43	43	43
R-sqr.	0.59	0.59	0.59

Breusch-Pegan 検定:  $\chi^2=4.48, P=0.017$ ; Hausman 検定:  $\chi^2=0.50, P=0.48$

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

推定量 モデル	OLS (4)	Cluster-robust OLS (5)	Random-effects Panel GLS (6)
切片 ( $H_0: \beta_0=0$ )	0.41 (.046)	0.41 (0.85)	0.395 (0.87)
1/SE	0.087** (0.016)	0.087 (0.02)**	0.087 (0.021)**
# Observation	43	43	43
R-sqr.	0.58	0.58	0.58

Breusch-Pegan 検定:  $\chi^2=3.28, P=0.035$ ; Hausman 検定:  $\chi^2=0.09, P=0.76$

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

推定量 モデル	OLS (7)	Cluster-robust OLS (8)	Random-effects Panel ML (9)
SE	2.35 (1.7)	2.35 (3.12)	2 (6.86)
1/SE ( $H_0: \beta_1=0$ )	0.087** (0.015)	0.087** (0.019)	0.088** (0.011)
# Observation	43	43	43
R-sqr.	0.68	0.68	-

注) カッコ内は標準誤差. \*\*: 1% 水準で有意; \*: 5% 水準で有意; +: 10% 水準で有意.

出所) 筆者作成.

(a) (b) で切片=0 が棄却されない、公表バイアス「不在」; (a-c) で 1/SE が有意、真の効果「存在」.

図 7d. 家計規模が所得／消費水準に与える影響の推定結果の漏斗プロット

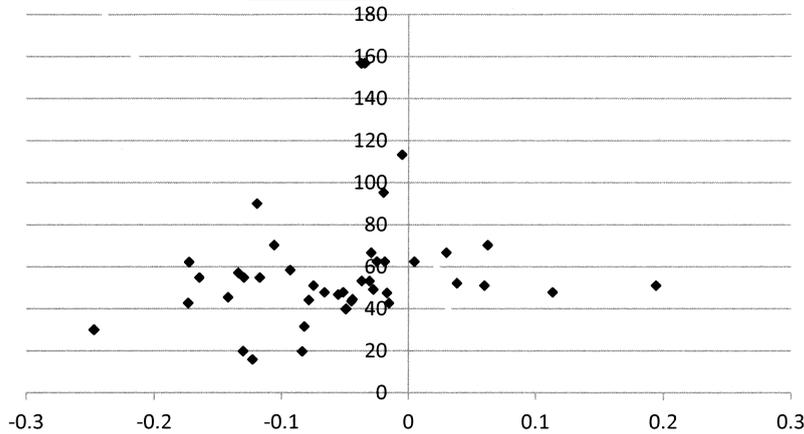


表 7d. 家計規模の一人あたり所得水準／消費水準に対する効果研究の公表バイアスおよび真の効果の有無に関わるメタ回帰分析(図 7d に対応)

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

推定量 モデル	OLS (1)	Cluster-robust OLS (2)	Random-effect Panel GLS (3)
切片(FAT: $H_0: \beta_0=0$ )	-4.08** (0.51)	-4.08** (0.71)	-4.15** (0.65)
1/SE(PET: $H_0: \beta_1=0$ )	0.031** (0.0062)	0.031** (0.0066)	0.029** (0.006)
# Observation	52	52	52
R-sqr.	0.25	0.25	0.25

Breusch-Pagan 検定:  $\chi^2=4.72, P=0.015$ ; Hausman 検定:  $\chi^2=0.29, P=0.59$

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

推定量 モデル	OLS (4)	Cluster-robust OLS (5)	Random-effects Panel GLS (6)
切片( $H_0: \beta_0=0$ )	3.45** (0.41)	3.45** (0.58)	3.52** (0.56)
1/SE	0.014** (0.0049)	0.014** (0.0040)	0.015** (0.0042)
# Observation	52	52	52
R-sqr.	0.095	0.095	0.095

Breusch-Pagan 検定:  $\chi^2=1.68, P=0.098$ ; Hausman 検定:  $\chi^2=0.17, P=0.68$

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

推定量 モデル	OLS (7)	Cluster-robust OLS (8)	Random-effects Panel ML (9)
SE	-20.24** (5.58)	-20.24** (5.98)	13.92 (10.66)
1/SE( $H_0: \beta_1=0$ )	0.0065 (0.012)	0.0065 (0.016)	0.028** (0.0083)
# Observation	52	52	52
R-sqr.	0.18	0.18	-

注) カッコ内は標準誤差. \*\*:1%水準で有意; \*:5%水準で有意; +:10%水準で有意.

出所) 筆者作成.

(a/b)で切片=0棄却, 公表バイアス存在; (c)で1/SEは1つ有意. 真の効果疑わしい.

図 7e. 教育水準が所得／消費水準に与える影響の推定結果の漏斗プロット

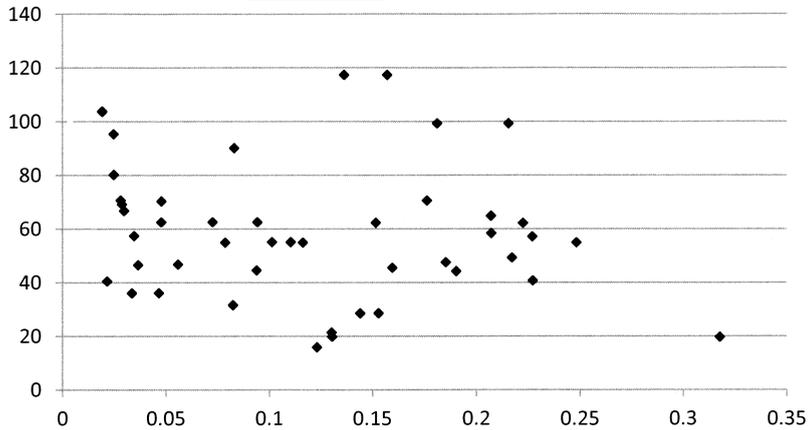


表 7e. 教育水準の所得水準／消費水準に対する効果研究の公表バイアスおよび真の効果の有無に関わるメタ回帰分析(図 7e に対応)

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

推定量 モデル	OLS (1)	Cluster-robust OLS (2)	Fixed-effects Panel LSDV (3)
切片 (FAT: $H_0: \beta_0=0$ )	5.002** (0.63)	5.002** (1.21)	4.82** (0.14)
1/SE (PET: $H_0: \beta_1=0$ )	0.0069 (0.0052)	0.0069 (0.0056)	0.0092** (0.0018)
# Observation	61	61	61
R-sqr.	0.06	0.06	0.06

Breusch-Pagan 検定:  $\chi^2=48.88, P=0.000$ ; Hausman 検定:  $\chi^2=2.90, P=0.09$

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

推定量 モデル	OLS (4)	Cluster-robust OLS (5)	Fixed-effects Panel LSDV (6)
切片 ( $H_0: \beta_0=0$ )	5.002** (0.63)	5.002** (1.21)	4.82** (0.14)
1/SE	0.0069 (0.005)	0.0069 (0.0056)	0.0092** (0.0018)
# Observation	61	61	61
R-sqr.	0.06	0.06	0.06

Breusch-Pagan 検定:  $\chi^2=48.88, P=0.000$ ; Hausman 検定:  $\chi^2=2.90, P=0.09$

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

推定量 モデル	OLS (7)	Cluster-robust OLS (8)	Random-effects Panel ML (9)
SE	8.98** (2.03)	8.93** (2.78)	8.93** -1.98
1/SE ( $H_0: \beta_1=0$ )	0.017* (0.0074)	0.017+ (0.008)	0.01** (0.003)
# Observation	61	61	61
R-sqr.	0.26	0.26	—

注) カッコ内は標準誤差. \*\*: 1% 水準で有意; \*: 5% 水準で有意; +: 10% 水準で有意.

出所) 筆者作成.

(a) (b) で切片=0 が棄却. 公表バイアス存在; (a) (b) で 1/SE は非有意. 真の効果疑わしい.

図 7f. 都市居住が所得／消費水準に与える影響の推定結果の漏斗プロット

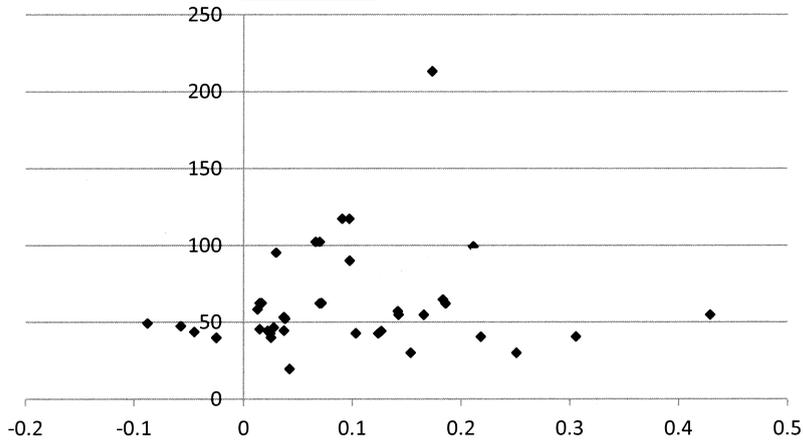


表 7f. 都市居住の所得水準／消費水準に対する効果研究の  
公表バイアスおよび真の効果の有無に関わるメタ回帰分析(図 7f に対応)

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

推定量 モデル	OLS (1)	Cluster-robust OLS (2)	Random-effects Panel GLS (3)
切片 (FAT: $H_0: \beta_0=0$ )	4.49** (1.65)	4.5** (1.66)	9.76** (3.45)
1/SE (PET: $H_0: \beta_1=0$ )	0.051 (0.039)	0.056 (0.04)	0.022 (0.026)
# Observation	43	40	40
R-sqr.	0.25	0.28	0.28

Breusch-Pagan 検定:  $\chi^2=9.16, P=0.001$ ; Hausman 検定:  $\chi^2=0.03, P=0.86$

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

推定量 モデル	OLS (4)	Cluster-robust OLS (5)	Random-effects Panel GLS (6)
切片 ( $H_0: \beta_0=0$ )	4.96** (1.56)	5.01** (1.54)	10.33** (3.13)
1/SE	0.05 (0.038)	0.057 (0.039)	0.025 (0.026)
# Observation	43	40	40
R-sqr.	0.27	0.31	0.31

Breusch-Pagan 検定:  $\chi^2=8.9, P=0.001$ ; Hausman 検定:  $\chi^2=0.02, P=0.89$

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

推定量 モデル	OLS (7)	Cluster-robust OLS (8)	Random-effects Panel ML (9)
SE	8.6 <sup>+</sup> (4.59)	7.81 <sup>+</sup> (3.98)	-25.5** (6.95)
1/SE ( $H_0: \beta_1=0$ )	0.068 <sup>+</sup> (0.035)	0.072 <sup>+</sup> (0.039)	-0.001 (0.0088)
# Observation	43	40	40
R-sqr.	0.39	0.42	—

注) カッコ内は標準誤差. \*\*:1%水準で有意; \*:5%水準で有意; +:10%水準で有意.

出所) 筆者作成.

(a/b)で切片=0棄却. 公表バイアス存在; (a-b)で1/SEが非有意. 真の効果疑わしい.

表 7d-7f 各(a)および(c)のように、(1)式の標準誤差の逆数の係数( $\beta_1$ )がゼロであるという帰無仮説を棄却出来ないか(表 7e 及び表 7f)、或いは(3)式の標準誤差の逆数の係数  $\beta_1$  を有意に推計出来ず(表 7d)、いずれも真の効果を検出出来ないという結果になった。但しこの場合はそもそも「貧困」問題の研究であるのか、はた所得関数や賃金関数の推計に関わる研究であるのか、という疑問があり、判断を留保する必要があるものと思われる。他方、より貧困を直接的に把握しようとする貧困「確率」(所得が一定の貧困線を下回っているか否かに関わる二値変数)が被説明変数である場合の3通り全てについては、真の効果を検出することが出来ている。公表バイアスを免れていないという問題はあがるが、本稿で採り上げた、そして数多くの移行経済における貧困研究で検討されてきた家計規模・教育水準・都市／農村居住という要因が、各家計の貧困確率に与えている効果が確かに存在したということ強く示唆していると言って良いであろう。

## 6. おわりに

本稿は移行開始後 20 有余年間のマクロ指標や研究動向との関連を鑑みつつ、かつてのソ連構成諸国そして中東欧における貧困研究による知見の統合を試みた。社会主義の遺制が強く働いたソ連構成諸国における体制転換不況と中東欧との相違、そして都市・農村間の体制転換進展度の相違等が各地域間や期間における貧困動態の相違に帰結した可能性を鑑み、家計の貧困状況を決定づける要因に関わる実証分析結果を、基本的なメタ分析の接近法により統合を行うことを通じて検証した。

社会主義体制の崩壊に伴って、欧州の移行経済諸国では貧困層の拡大が見られ、その研究は、体制転換の開始からほどなく始まった。しかしながらその様相は旧ソ連と中東欧とで異なり、また 1990 年代の貧困の拡大・安定フェーズと 2000 年代の貧困沈静化のフェーズがあるものと観測された。移行要因そのものを説明変数としている先行研究は残念ながら見いだせなかったが、伝統的な貧困研究に導入される家計規模・教育水準・都市居住という要素の与える影響が、年次によって或いは地域によって相異なるものと見られた。

その結果は概ね仮説を支持するものであった。1990 年代には都市に立地しようとして農村に立地しようとして貧困に陥る確率に差は無かった。それ

が 2000 年代に入り、都市居住は有意に貧困に陥る確率を引き下げるようになったのである。他方旧ソ連と中東欧との間でも、貧困状況に影響を与える要因には相異が見られた。制度的・歴史的遺制そして体制転換進展度の相違が、貧困動態の相違に帰結した可能性が示唆されていると言え、今後の移行経済における貧困研究が検討を進めるべき方向性の一端を指し示すものであると考えられよう。

しかしながら同時に、公表バイアスの存在が広い範囲で検出されたという問題に触れなくてはならない。このことは、移行経済諸国における貧困研究の進展が未だ十分なものであるとは言えないことを示唆するものであるかも知れない。だが同時に、家計属性要因が貧困確率に与える真の効果が存在することも示されている。ここで見た先行研究による分析結果の趨勢、すなわち一般的な家計分析で導入される貧困水準決定要因の適用可能性の拡大は、着実な「移行」の進展を示唆するものであると捉えることも出来よう。

(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)「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、代表者・岩崎一郎)および科学研究費補助金基盤研究(A)「ロシアにおける人口動態の研究：ミクロ計量分析による総合的把握」(課題番号：26245034、代表者・雲和広)による研究成果の一部である。岩崎一郎・一橋大学教授には沢山の助言を戴いた。また 2014 年 7 月 31 日に開催された一橋大学経済研究所定例研究会では、討論者の武田友加・九州大学准教授、並びに後藤玲子一橋大学教授・神林龍準教授・阿部修人教授・森口千晶教授らから多くの有益なコメントを賜った。文献調査及び収集に際しては、一橋大学経済研究所の吉田恵理子研究支援推進員及び資料室スタッフから多大な助力を得た。記して深謝申し上げる次第である。

1) 表 1 の貧困線は各国別に設定されており、国家間の所得水準の差が直接貧困水準に影響を与えるものではない。

2) Econlit のデータベースは刊行されることで書誌情報が即座に反映されるということはない、情報が十分データベースに反映されるまでの時間差と本稿による分析の再現可能性とを考慮し、本稿執筆の丁度 1 年前までに刊行された文献を検討の対象とする。

3) なお後述するが、メタ分析対象文献の抽出では恣意的な取捨選択は行わず、採り出される分析結果の全てを集めた。

4) キーワード検索であり、JEL コードを下に検索が実行されている。I300/I320/I390、P360、P460、が該

当し、Welfare, consumer economics 等も対象となり、教育や年金・医療関係の分析を主題とした論文がこの892編には数多く含まれているのである。

5) 更に一例を追記しておく。キーワードとして「Poverty/and/Russia」を指定し1989年1月—2013年10月の期間で検索を行うと191件が抽出される旨示した(図3)。しかしながら、うちロシア語論文が37本・学術誌 *Problems of Economic Transition* 掲載論文が32本、そしてDiscussion Paperの類が20本に上る。ロシア語論文とDiscussion Paperは対象とならないが、残る134本のうち32本(23.9%)が *Problems of Economic Transition* 誌掲載論文である。この雑誌 *Problems of Economic Transition* は通常理解されるような学術誌ではなく、ロシア語雑誌から英語訳で転載されたもので構成される「ロシア国内ロシア経済研究事情」の紹介的役割を有するものである。ロシア本国における貧困研究の状況はLokshin(2009)が示した通りであり、従って必然的に、*Problems of Economic Transition* に分析的な論文が掲載されることも非常に稀なものとなる。

6) 表2・表3の「推定期間」で判る通り、意図したものは全く無いが全ての研究において分析対象期間は1990年代か2000年代以降かに分割することが出来、双方の期間に跨がっているものは存在しない。

7) 研究水準の評価方法は岩崎・徳永(2013)に従う。また一連の手法は岩崎・徳永(2013)と同一であり、ここでは繰り返さない。

8) これらの手法については、邦語では岩崎・徳永(2013, 2014)がとりまとめている通りであり、ここではそれに従う。

### 参 考 文 献

- 岩崎一郎・鈴木拓(2010)『比較経済分析—市場経済化と国家の役割』ミネルヴァ書房。
- 岩崎一郎・徳永昌弘(2013)「外国資本と体制転換：市場経済化20年史のメタ分析」『経済研究』第64巻第4号, pp. 353-378。
- 岩崎一郎・徳永昌弘(2014)「外国直接投資と生産性波及効果：移行経済研究のメタ分析」『比較経済研究』第51巻第2号, pp. 1-29。
- 道上真有(2013)『住宅貧乏都市モスクワ』東洋書店。
- 大津定美(1988)『現代ソ連の労働市場』日本評論社。
- 武田友加(2011)『現代ロシアの貧困研究』東京大学出版会。
- 山村理人(1997)『ロシアの土地改革：1989～1996年』多賀出版。
- Akhmedjonov, A. (2011) “Do Higher Levels of Education Raise Earnings in Post-Reform Russia?” *Eastern European Economics*, Vol. 49, No. 4, pp. 47-60.
- Alexandrova, A., E. Hamilton and P. Kuznetsova (2006) “What Can Be Learned from Introducing Settlement Typology into Urban Poverty Analysis: The Case of the Tomsk Region, Russia,” *Urban Studies*, Vol. 43, No. 7, pp. 1177-1189.
- Bellaka, C., M. Leibrecht and M. Liebensteiner (2013) “Short-term Labour Migration from the Republic of Armenia to the Russian Federation,”

- Journal of Development Studies*, Vol. 50, No. 3, pp. 349-367.
- Bezemer, D. and Z. Lerman (2004) “Rural Livelihoods in Armenia,” *Post-Communist Economies*, Vol. 16, No. 3, pp. 333-348.
- Bhaumik, S., I. Gang and M. Yun (2006) “Ethnic Conflict and Economic Disparity: Serbians and Albanians in Kosovo,” *Journal of Comparative Economics*, Vol. 34, pp. 754-773.
- Bhaumik, S., I. Gang and M. Yun (2006) “A Note on Poverty in Kosovo,” *Journal of International Development*, Vol. 18, pp. 1177-1187.
- Bisogno, M. and A. Chong (2001) “Foreign Aid and Poverty in Bosnia and Herzegovina: Targeting Simulations and Policy Implications,” *European Economic Review*, Vol. 45, pp. 1020-1030.
- Bobkov, V. (2007) ed., *Kachestvo i uroven zhizni naseleniya v novoi Rossii*, Vserossiiskii tsentr urovnya zhizni, Moscow. (in Russian)
- Borenstein, M., L. Hedges, J. Higgins and H. Rothstein (2009) *Introduction to Meta-Analysis*, Wiley.
- Bradford M. and E. Mykerezib (2009) “Chronic and transient poverty in the Russian Federation,” *Post-Communist Economies*, Vol. 21, No. 3, pp. 283-306.
- Braithwaite, J. (1995) “The Old and New Poor in Russia: Trends in Poverty,” ESP Discussion Paper Series 21227, World Bank.
- Braithwaite, J., C. Grootaert and B. Milanovic (2000) *Poverty and Social Assistance in Transition Countries*, Macmillan, London.
- Brück, T., A. Danzer, A. Muravyev and N. Weisshaar (2011) “Poverty During Transition: Household Survey Evidence from Ukraine,” *Journal of Comparative Economics*, Vol. 38, pp. 123-145.
- Commander, S., A. Tolstopiatenko and R. Yemtsov (1999) “Channels of Redistribution: Inequality and Poverty in the Russian Transition,” *Economics of Transition*, Vol. 7, No. 2, pp. 411-447.
- Dimova, R. and F. Wolff (2008) “Are Private Transfers Poverty and Inequality Reducing? Household Level Evidence from Bulgaria,” *Journal of Comparative Economics*, Vol. 36, pp. 584-598.
- Fialova, K. and M. Mysikova (2009) “Labour Market Participation: The Impact of Social Benefits in the Czech Republic and Selected European Countries,” *Prague Economic Papers*, No. 3, pp. 235-250.
- Gerry, C., E. Nivorozhkin and J. Rigg (2008) “The Great Divide: ‘Ruralisation’ of Poverty in Russia,” *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 32, No. 4, pp. 593-607.
- Gerry, C. and L. Carmen (2010) “Consumption Smoothing and Vulnerability in Russia,” *Applied Economics*, Vol. 42, pp. 1995-2007.
- Giddings, L. (2003) “Continued Decline for Ethnic Minorities in the Transition? Changes in Ethnic Earnings Differentials in Bulgaria, 1986, 1993 and 1997,” *Economics of Transition*, Vol. 11, No. 4, pp.

- 621-648.
- Gustafsson, B. and L. Nivorozhkina (2004) "Changes in Russian Poverty during Transition as Assessed from Microdata from the City of Taganrog," *Economics of Transition*, Vol. 12, No. 4, pp. 747-776.
- Habibov, N. (2011) "Public Beliefs Regarding the Causes of Poverty during Transition: Evidence from the Caucasus, Central Asia, Russia, and Ukraine," *International Journal of Sociology & Social Policy*, Vol. 31, No. 1/2, pp. 53-74.
- Habibov, N. (2012) "How and Why Determinants of Household Welfare Changed in Azerbaijan During the Transition," *Problems of Economic Transition*, Vol. 54, No. 11, pp. 3-52.
- Hoti, A. (2011) "Returns for Education in Kosovo: Estimates of Wage and Employment Premia," *South East European Journal of Economics and Business*, Vol. 6, No. 1, pp. 71-84.
- Jha, R. and T. Dang (2009) "Vulnerability to Poverty in Select Central Asian Countries," *European Journal of Comparative Economics*, Vol. 6, No. 1, pp. 17-50.
- Jha, R. D, Tu and Y. Tashrifov (2010) "Economic Vulnerability and Poverty in Tajikistan," *Economic Change and Restructuring*, Vol. 43, No. 2, pp. 95-112.
- Kecmanovic, M. (2012) "Men's Wage Inequality in Serbia's Transition," *Economic Systems*, Vol. 36, pp. 65-86.
- Kolev, A. (2005) "Unemployment, Job Quality and Poverty: A Case Study of Bulgaria," *International Labour Review*, Vol. 144, No. 1, pp. 85-114.
- Kristic, G. and P. Sanfey (2007) "Mobility, Poverty and Well-being Among the Informally Employed in Bosnia and Herzegovina," *Economic Systems*, Vol. 31, pp. 311-335.
- Lacroix, G. and N. Radtchenko (2011) "The Changing Intra-household Resource Allocation in Russia," *Journal of Population Economics*, Vol. 24, No. 1, pp. 85-106.
- Lokshin, M. and M. Ravallion (2004) "Household Income Dynamics in Two Transition Economies," *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, Vol. 8, No. 3, article 4.
- Lokshin, M. (2009) "A Survey of Poverty Research in Russia: Does It Follow the Scientific Method?" *Economic Systems*, Vol. 33, No. 3, pp. 191-212.
- McAuley, A. (1979) *Economic Welfare in the Soviet Union: Poverty, Living Standards, and Equality*, University of Wisconsin Press, George Allen & Unwin.
- Milanovic, B. (1997) *Income, Inequality, and Poverty during the Transition from Planned to Market Economy*, World Bank.
- Milcher, S. and K. Zigova (2005) "Evidence of Returns to Education: Among Roma in Central and Eastern Europe and Their Policy Implications," *Managing Global Transitions*, Vol. 3, No. 1, pp. 51-69.
- Mills, B. and E. Mykerezzi (2009) "Chronic and Transient Poverty in the Russian Federation," *Post-Communist Economies*, Vol. 21, No. 3, pp. 283-306.
- Mullen, B. (1989) *Advanced Basic Meta-Analysis*, Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Nivorozhkin, E. A. Nivorozhkin, L. Nivorozhkina and L. Ovcharova (2010) "The Urban-Rural Divide in the Perception of the Poverty Line: the Case of Russia," *Applied Economics Letters*, Vol. 17, No. 16, pp. 1543-1546.
- Pastore, F. and A. Verashchagina (2006) "The Distribution of Wages in Belarus," *Comparative Economic Studies*, Vol. 48, pp. 351-376.
- Ravallion, M., S. Chen and P. Sangraula (2007) "New Evidence on the Urbanization of Global Poverty," World Bank Policy Research Working Paper No. 4199
- Razumov, A. and Yagodkina, M. (2007) *Bednost v sovremennoi Rossii*, Formula prava, Moscow. (in Russian)
- Rhoe, V., S. Babu and W. Reidhead (2008) "An Analysis of Food Security and Poverty in Central Asia: Case Study from Kazakhstan," *Journal of International Development*, Vol. 20, pp. 452-465.
- Robinson, S. and T. Guenther (2007) "Rural Livelihoods in Three Mountainous Regions of Tajikistan," *Post-Communist Economies*, Vol. 19, No. 3, pp. 359-378.
- Ruminska-Zimny, E. (1997) *Human Poverty in Transition Economies: Regional Overview for HDR 1997*, Human Development Report Office, United Nations Development Programme.
- Stanley, T. D. and H. Doucouliagos (2012) *Meta-regression Analysis in Economics and Business*, Routledge.
- Szulc, A. (2006) "Poverty in Poland during the 1990s: Are the Results Robust?" *Review of Income and Wealth*, Vol. 52, No. 3, pp. 423-448.
- Szulc, A. (2008) "Checking the Consistency of Poverty in Poland: 1997-2003 Evidence," *Post-Communist Economies*, Vol. 20, No. 1, pp. 33-55.
- Verme, P (2011) "The Poverty Reduction Capacity of Public and Private Transfers in Transition," *Journal of Development Studies*, Vol. 47, No. 6, pp. 870-893.
- World Bank (2004) *From Transition to Development: A Country Economic Memorandum for the Russian Federation*, the World Bank.