

ISSN 1883-1656

Центр Российских Исследований
RRC Working Paper Series
No. 53



ソ連の家計貯蓄率，1965—1989：

不足効果，非公式経済効果，相乗効果，強制貯蓄

志田 仁完

October 2015

**RUSSIAN RESEARCH CENTER
INSTITUTE OF ECONOMIC RESEARCH
HITOTSUBASHI UNIVERSITY
Kunitachi, Tokyo, JAPAN**

ソ連の家計貯蓄率, 1965—1989:

不足効果, 非公式経済効果, 相乗効果, 強制貯蓄

志田 仁完

[要旨] 1950年代末以降における家計貯蓄の急増は, 不足の深刻化の結果生じた「強制貯蓄」の問題として取り上げられ, その結果発生する「金融危機」という観点からも活発に議論されてきた. しかし, 資料制約を主たる理由として, 十分に説得的な実証的結論を得ていない. ソ連家計の貯蓄行動に関する議論の中心的な論点は, 貯蓄の増大が公式市場の不足に伴う非自発的な貯蓄によるものであるか, 非公式経済において利用可能であるか否か, という点にあった.

本稿では, この問題に取り組むために, 1965—1989年のソ連構成共和国のオリジナル・パネルデータを構築し, 家計貯蓄率に影響を与える自発的動機と非自発的動機を区別して, その決定要因の推定を行った. 分析の結果, 家計の貯蓄率に対して, (1) 不足要因, (2) 非公式経済要因, さらに, (3) 両者の相乗効果, というソ連特有の要因の影響が確認された. 即ち, 不足は非自発的な貯蓄を形成し, 非公式経済は取引動機としての自発的な貯蓄を形成する. 一方で, 公式市場の未充足需要が非公式経済に移転し消化される相乗効果の作用の結果, 非自発的貯蓄の一部は解消される. 推定結果に基づき算定したソ連の強制貯蓄は, 1980年代以降に急増し, ソ連崩壊直前には貯蓄の4割にも達した. 一方で, 各決定要因の影響は地域ごとに異なり, 不足が強く非公式経済が小さいスラブ・バルト地域では強制貯蓄率が貯蓄の3~5割と高い一方で, 非公式経済が発達した中央アジア・コーカサス地域では強制貯蓄率が1割以下という明確な地域的分化が確認された.

JEL Classification Codes: N34, P24, P32, P36, P51.

Keywords: Forced Savings, Shortages, Informal Economy, Soviet Union

1. はじめに

本稿は、公式市場の不足が家計貯蓄率に及ぼす影響を、ソ連構成共和国パネルデータを用いて数量的に検証することを課題としている。ソ連の家計貯蓄に関する議論は、1950年代末以降に生じた不足の悪化と、それと並行的に生じた貯蓄の急増を受けて提起された(Bronson and Severin, 1966; 1973; Keizer, 1971; Bush, 1973)。さらに、1970年代以降における貯蓄の一層の急増に伴う問題は、Birman(1980a)により「金融危機」(Financial Crisis)としてより明確に提起され、それに対する批判を踏まえた活発な議論が行われることになった(Birman, 1980a; 1980b; Pickersgill, 1980b; Birman and Clarke, 1985)。1980年代末期のゴルバチョフによる経済改革は、不足をより深刻化させ¹、行列の常態化と貯蓄のさらなる増大をもたらした。このような際立った不足現象の発生と貯蓄の著しい増大という2つの現象の同時発生を背景として、ソ連家計は貯蓄を「強制」(forced saving)されたのか否かに関して様々な側面から議論されてきた(Alexeev, 1988; 1991; 1992; Alexeev et al., 1991)。

しかしながら、社会主義経済体制の崩壊とそれに続く体制転換によって、この議論は未解決のままであり、十分に説得的な結論に至っていない。家計貯蓄の問題の重要性は、公式市場におけるモノ不足の結果としての過小消費とそれに伴う厚生の低下、そして未充足需要の結果としての過剰な購買力が過剰流動性として経済システムへ与える負のフィードバック、さらに経済システムの不安定化という計画経済システムの特性的観点から指摘できる。言うまでもなく、この問題は、国家による財の価格設定が歪曲的かつ硬直的であること、また消費財の輸入が制限されていたことを背景としている。これらの規制が撤廃

¹ その要因の1つとして、1985-1987年に実施された反アルコール・キャンペーンの実施が考えられる。同政策によって、1987年のアルコール生産量は1980年の半分の水準にまで減少し、リカーショップにおける行列の長さが伸びたという(Lane, 1992, p. 365)。また、この反アルコール・キャンペーンの実施は国家財政にも小さくない負の影響を与えられたことが指摘されている。Tarschys(1993, pp. 9-10)によれば、アルコール飲料販売に課せられる取引税は、1965年以降において国家歳入の12%前後を占める重要な税源であった。第11時五ヵ年計画期(1981-1985年)におけるこの税収は1670億ルーブルであったが、この節酒政策の実施によって370億ルーブルの税の喪失があった、という(ibid.)。このような供給面の要因に加えて、ペレストロイカの下での経済改革と賃金制度の改革によって1986-1990年には年平均4.8%(1981-1985年は2.0%：筆者算定、Госкомстат СССР, 1991, C. 38)の平均賃金額の成長を達成するという需要面の要因もソ連の不足状況に影響したと考えられる。ペレストロイカと賃金制度改革が企業経営に与えた影響に関しては、Aganbegyan(1989)を参照。

されれば、必然的に価格上昇が生じ、輸入品を含む財の供給量自体も増大するため、超過需要と強制貯蓄の問題は解消される。従って、移行期に実施された価格自由化及び貿易自由化と、その帰結としての急速なインフレプロセスに直接結び付いた問題であり、ソ連経済体制の歴史的再検証のみならず、移行期における経済政策の成功の可否という観点からも看過できない問題であった。また、貯蓄が自発的であったか否かによって、移行後の貯蓄率の激減の厚生上の影響の意味が変わりうることが指摘されている(Denizer and Wolf, 2000, p. 446)。このような問題の重要性を背景として、ソ連家計の強制貯蓄問題は、当時の現状分析のみならず、移行前後における旧社会主義諸国家計の貯蓄行動の比較分析、市場経済への家計の適応といった観点からも研究が行われてきた(Asgary et al., 1997; Kim, 1999; Denizer and Wolf, 2000; Denizer et al., 2002, Forely and Pyle, 2005)。

本稿での議論に先立ち、ソ連の家計貯蓄の特異性を、移行期との比較において確認し、問題の再提起を行いたい。図1は、ソ連期と移行期の統計システム上の断絶性を踏まえて、時系列的比較可能性をできる限り確保する為に、国民経済規模(NMP または GDP)と比較した預金ストックの比(%)を示したものである。ソ連期の預金/NMP 比率は1960年代以降一貫して顕著な上昇傾向を示し、体制崩壊直前の1990年には、ソ連全体では52.4%、スラブ53.6%、中央アジア38.6%、コーカサス62.0%、バルト51.8%の水準に達した²。一方で、1990年水準における名目GDP及び実質1人当たりGDPが回復した移行期における預金/GDP比率は、スラブでは、それぞれ2004年19.0%、2007年25.5%、中央アジアでは2003年13.4%及び2004年17.1%、コーカサスでは2005年9.0%及び2007年10.2%、バルトでは1996年12.4%及び2002年22.2%であり、いずれの地域においても、比率の大幅な低下が見られる。

[図1]

これらの差を説明するものとして、比較基準がNMPとGDPと異なることや流動性選好

² 本稿では、比較分析に際し、ロシア・ウクライナ・ベラルーシ・モルドヴァをスラブ地域、ウズベキスタン・カザフスタン・キルギスタン・タジキスタン・トルクメニスタンを中央アジア地域、グルジア・アゼルバイジャン・アルメニアをコーカサス地域、リトアニア・ラトヴィア・エストニアをバルト地域として設定している。

の相違，社会保障や社会経済状況の変化といった様々な要因の影響が考えられる。しかし，それらを考慮してもなお，同一地域における家計預金ストックの相対規模が，計画経済体制から市場経済へと移行する過程において大きく変化したことは明らかである，と指摘できるであろう³。家計貯蓄率を決定する最重要の要因の 1 つが所得水準にあることは言を俟たない。しかし，同図は，経済発展や所得水準を所与とした場合において，計画経済期の家計に対して貯蓄を促進する一定の要因が存在すること，何等かのソ連特有の要因が存在していたがゆえに，同一地域・国で比較した場合でも，市場経済では生じえないほど大きな貯蓄が存在していた可能性を示唆している。はたして，図 1 から直観的に捉えられる貯蓄行動のギャップがいかなる要因によって説明しうるか，このギャップを計画経済体制に固有の不足問題の直接的な結果として生じた強制貯蓄／過剰流動性と見なすことができるのであろうか。

上述のような研究の進展にも拘わらず，この議論に決着はついておらず，現時点では，図で示されるギャップをソ連特有の要因，特に不足の直接的な結果に還元することは困難であると思われる。その主たる理由は，ソ連家計の貯蓄動機に関する議論，即ち不足経済下の家計による貯蓄動機の自発性・非自発性に関する是非が，実証分析の過程において十分に考慮されていないことにある。特に，非公式経済の役割が十分に検証されていない点を問題として指摘しておきたい⁴。先行研究の議論では，第 1 に，強制貯蓄が不足の直接的な結果であるという主張，これに対して第 2 に，非公式経済によって解消されるという主張，第 3 に，非公式経済を前提としても，公式市場から非公式経済への消費者の行動転換が不十分なために解消されないという主張が提起されてきた。しかし，これらの主張を根拠付ける諸要因が統合的に検討されないために，結論が研究者の立脚点に左右されてしまっているのである(志田，2007)。

³ 2010-2011 年における移行諸国では，現金保有が資産保有の最も普及した形態である。移行国の家計が現金での貯蓄をより選好している理由は，第 1 に，銀行への不信や過去の金融危機の記憶，非公式経済の規模や経済のドル化があるという(Beckman et al., 2013, p. 14)。この傾向は移行期に進展したと考えられる。人口数に対する口座数を見ると，1990 年においては，スラブ 87.1%，中央アジア 36.9%，コーカサス 48.8%，バルト 75.0%であった(Госкомстат СССР, 1991, С. 48)。これに対して，世界銀行の Global Findex (Global Financial Inclusion Database)によれば，銀行・信用組合・その他の公的な金融機関に口座を有している 15 歳以上の人口の比率はスラブ 46.4%，中央アジア 23.6%，コーカサス 48.8%，バルト 85.7 であった(アクセス日:2015 年 1 月 17 日，<http://datatopics.worldbank.org/financialinclusion/>)。

⁴ 本稿では，非公式経済，非公式市場，第二経済，第二市場といった用語を同義的に用いている。

さらに、Kim and Shida (2014)が行った不足と非公式経済の構造的関係に関する実証分析の結果は、ソ連家計の貯蓄決定に関連するもう一つの潜在的な問題を提起している。それは、非公式経済と公式市場の不足の相互関係が喚起しうる問題である。そこでは、公式市場における不足の深刻化が非公式経済の拡大に対して正の影響を及ぼしていることが示されている。この際、非公式経済が公式経済に依存せずに発展可能であれば、公式市場の不足は緩和される。このような条件下では、非公式経済が公式市場における未充足需要を吸収する役割を果たしうるからである。しかし、それと同時に、Kim and Shida (2014)は、公式市場における不足が非公式経済の拡大を促す一方で、非公式経済の拡大が不足のさらなる深刻化をもたらすという双方の悪循環構造の存在を指摘するものであった⁵。後者のような条件下では、非公式経済が公式市場の未充足需要を部分的に吸収しえたとしても、その拡大に伴う不足の悪化は更なる貯蓄の増大を生じさせる可能性も成立すると考えられる。そのため、非公式経済の存在が家計貯蓄をネットで吸収しえたか否かをアプリアリに判断することはできない。非公式経済の拡大に伴う公式市場の不足の深刻化が過剰である場合には、非公式経済が存在することによって、それが存在しない場合よりも家計貯蓄を増大させてしまう可能性すら論理的には成立しうるのである。

さらに、関連する問題として、この悪循環関係の強度に地域的差異が確認されている点にも注意を促したい。不足はスラブやバルトといったソ連域内の相対的発展地域においてより深刻な問題であったことは当然であるが、同地域では非公式経済がそれに応じる形での十分な拡大を示していないのである。それに対して、不足の程度が相対的に小さい中央アジアでは非公式経済の規模が大きい。このような不足と非公式経済の関係性における地域差もまた家計の貯蓄率に影響を及ぼす要因となりうると予想される。そのため、これら2つの要因の構造的関係を考慮した分析が必要となる。以上の指摘は、地域や構成共和国のレベルに分析対象を掘り下げた場合に、強制貯蓄の問題の深刻度が異なる可能性を示唆し、結果として、それらを集計化したソ連全体レベルの議論にも影響をもたらしうることを含意している。従って、先行研究におけるソ連全体のみを分析対象とするだけで

⁵ 非公式経済で取引される財は、一部は個人副業経営などを通して供給されるが、残りの一部は、公式市場からの横流しや、公式市場で供給される財・設備・機械等を用いて生産される。そのため、公式経済への非公式経済の寄生的関係が強いほど、非公式経済の拡大には、公式経済からの資源の移動が必要となる。

は不十分であり、地域や共和国レベルといった下位レベルからの分析が要求されると筆者は考える。

そこで、本稿では、以上の問題に対して、ロシア国立経済文書館所蔵の未刊行アーカイブ家計調査資料を用いて、1965－1989年の期間を対象とするソ連構成共和国レベルのパネルデータを用いた家計貯蓄率の決定要因の推定を行い、その結果を踏まえて構成共和国レベルの強制貯蓄の有無に関する再検証を行った。分析の結果明らかとなった点は、以下にまとめられる。

第1に、ソ連家計の貯蓄率はライフサイクル仮説の枠組を考慮したモデルにおいて分析可能であるが、市場経済では作用するとは予想されない不足や非公式経済といったソ連特有の要因が影響していることが明らかになった。即ち、不足は貯蓄率を上昇させ、非公式経済は過剰な需要を吸収する役割を有している。

その一方で、第2に、不足と非公式経済の相互関係を考慮した場合、不足・非公式経済間関係は貯蓄率を引き下げる要因として機能するのに対して、非公式経済それ自体は貯蓄率を押し上げる要因となる。この分析結果に基づき、家計貯蓄率に影響を及ぼすソ連特有の要因を、(1)非自発的貯蓄を増加させる「不足要因」、(2)自発的動機・取引動機に基づく貯蓄を増加させる「非公式経済要因」、そして(3)公式市場における未充足需要が非公式市場へ移転・スピルオーバーし、そこで貯蓄を消化・吸収する要因としての「相乗効果」の3つに区別した。

第3に、以上の3要因を踏まえて、貯蓄率を不足要因のみに基づく粗・強制貯蓄率(gross forced saving rate)と、相乗効果により解消される貯蓄を考慮した不足要因により発生する純・強制貯蓄率(net forced saving rate)の2種類に区別し、試算を行った。その試算の結果は明確な地域的相違性を示している。即ち、不足要因が相乗効果によって解消されず、純・強制貯蓄率が貯蓄率の半分程度までに達するスラブ及びバルトに対して、不足要因の影響自体が小さく、相乗効果の影響もより大きいため、純・強制貯蓄率が低位で推移する中央アジア及びコーカサスという地域的相違が明確に示された。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、先行研究の整理を通してソ連家計の貯蓄動機を概観し、残された課題を整理する。この際、ソ連家計の貯蓄動機として子供の養育や退職後の生活水準の維持といった先行研究において十分に考慮されていない要因

が影響すること、さらに財の入手困難性が貯蓄形成の要因の 1 つであること、その結果、長期間に及び支出が困難であったことを、ソ連家計を対象とする貯蓄形成に関する意識調査資料(1982 年及び 1984 年の臨時家計調査)に基づき、第一次の接近として確認する。第 3 節では、推定モデル及びデータの説明を行う。第 4 節では、推定結果を検討し、得られた結果に基づき強制貯蓄率を算定した上で、地域間の比較分析を行う。最後に、第 5 節において結論をまとめる。

2. ソ連家計の貯蓄動機:先行研究の整理

計画経済下の家計の貯蓄行動を検討する際に特に重要な論点となっている強制貯蓄 (forced savings) とは、公式市場の価格上昇を伴わない抑圧型インフレーション (repressed inflation) の結果、住民が望む以上に過剰な流動資産が留め置かれることであり (Nutti, 1986, p. 46), 支出したいができない所の貯蓄を意味する (Birman and Clarke, 1985, p. 497)⁶。この議論は、1950 年代後半から 1960 年代初頭にかけての住民の貯蓄の急増を契機として注目されるようになり、計画経済システムの機能不全の問題の一部として議論されてきた。当時既に、行列をはじめとする不足現象が見られ、家計所得や小売取引総額の成長を上回る家計貯蓄の増大が「過剰」であると見なされたために、貯蓄が強制的であると考えられた。しかし、ソ連消費者は恒常的な不足に苦しんでいると主張する研究者がいる一方で (Howard, 1976; Birman, 1980), 不足の明確な証拠はないと主張する研究者も少なくない (Pickersgill, 1976; Ofer and Pickersgill, 1980)。

貯蓄の「過剰性」を巡る議論の背景には、計画経済体制における家計の貯蓄動機が市場経済と比較して弱いという考え方がある。貯蓄動機におけるソ連と西側の経済体制上の相違は以下の 3 点に整理される (Ofer and Pickersgill, 1980, pp. 123-127 を参照)。

- (1) 所得面:生涯にわたる所得の変化がより小さいため、現在から将来への所得移転が小さいと考えられる点、短期的な変動が小さい労働賃金・給料の所得に占める比重が最も大きく、その職業・技能・年齢による格差が西側よりも小さく、その格差が 1950

⁶ 抑圧型インフレーションとは総需要が総供給を超過し、価格統制及び配給の撤廃が平均価格水準の上昇をもたらす状況を意味する (バーロ・グロスマン, 1980)。

年代以降縮小傾向にある点、退職前の賃金よりもかなり低いとはいえ退職後の収入源が年金によって確保され、無償の医療、低価格の住宅・交通といった現物形態で、また基礎消費財への補助金によって補填されており、生涯を通した所得をスムーズ化させることに寄与している点が挙げられる。これらの要因は、ソ連家計における所得の異時点間移転の動機を弱化させる要因となると指摘されてきた。Birman(1988, p. 88)は、老齢期や子供の教育といった長期的視野に立った貯蓄はソ連において普及していない、と指摘している。また、Mikhalev(1996)及び Guariglia and Kim(2003)は、社会保障システムの充実と事実上存在しない失業問題が家計の予防的貯蓄インセンティブを減じた、と指摘している。

- (2) 支出面:生産財の私的所有が許可されないことに加え、証券や株式といった投資機会が存在せず、資産保有が主として固定的な利率(2~3%)のズベルカッサ預金、国債、耐久消費財、宝石またはタンス預金の形態で行われることが貯蓄動機を減じる要因となる。このことは、貯蓄が投資機能を有する市場経済と、そうではないソ連との間に貯蓄の役割の相違を生み出した(Birman, 1980a, p. 88)。

他方で、消費者信用の未発達、財購入のローンのクレジット供与が限られており、消費者はほとんどの財(自動車を含む)の購入に際して事前に全額を現金で用意する必要があった。この消費者信用の制約は貯蓄を増大させる一方で、若年家計が所得を高賃金の時期から低い時期に移転させることを困難にする要因となっていたと指摘されている。さらに支出面において家計貯蓄を促すもう1つの要因が財の入手可能性にある。財の入手可能性が不確実であったことは、予期せずして財を手でできる機会を有効に活用するための予防手段として、貯蓄を増加させる動機となりうるものであった。

- (3) その他の要因として、政治・社会的要因が指摘されている。その1つが、1947年通貨改革に伴う資産の大幅な減価であった。この記憶は、資産を形成したとしても将来没収の恐れがあるという脅威を住民に植えつけたと考えられている。さらに、私的な資産蓄積に対して政治権力は疑いの目を向けるため、家計は目立った行動を控える傾向にあるということも指摘されている。

このように、ソ連では、貯蓄を増加させる動機が家計に存在するとはいえ、総合的には貯蓄動機が弱いと考えられてきた。そのため、不足の深刻化を背景に増加していった貯蓄が「過剰」であると考えられてきたのである。また、所得面・支出面の双方で指摘されているように、生涯を通した所得の平準化という貯蓄動機の弱さが注目されていた。このことから、ソ連の家計貯蓄率を高めている要因は、市場経済で作用する要因以外に求められたのであり、その最重要要因が不足であった。しかし、強制貯蓄の有無の決定には不足と非公式経済の双方の検証の必要があることを、ここで再度強調しておく。そこで、貯蓄推定を行った主たる先行研究について、表 1 に従い、不足と非公式経済を中心として整理し、分析上の問題を確認していく。以下では先行研究を、用いたデータセット別に、公式統計／CIA 推計ベース、移民調査ベース、アーカイブ家計調査ベースの 3 つに分類して整理していく。

[表 1]

ソ連家計の貯蓄関数推定の端緒となった Pickersgill (1976) は 1955–1971 年におけるソ連の貯蓄関数を推計し、その限界貯蓄性向(絶対所得仮説)が 6.6%であり、資本主義諸国の推計値の範囲内にあると主張している。さらに、絶対所得仮説及び恒常所得仮説の枠組において推定された貯蓄関数では、不足の代理指標である Holzman 型の抑圧インフレ率(公定価格とコルホーズ市場価格の間の価格差)が統計的に有意ではないため、ソ連消費者の貯蓄に対して不足の影響は確認されない、という主張を行った⁷。Pickersgill (1980a) は、対象期間を 1977 年まで延長して推定し、同様の結論を得ている。また、Cottarelli and Blejer (1992) はライフサイクル仮説に基づき 1964–1985 年の貯蓄関数を推定したが、少なくとも 1980 年代半ば以前に関しては、同じく Holzman 型抑圧インフレ率による不足の影響が確認できず、西側の標準的な消費理論で説明可能であると結論付けている。しかし、これらの研究に関して、推定の際に公式統計または、公式統計

⁷ Holzman 型抑圧インフレ率とは、国営・協同組合小売商業とコルホーズ市場の取引規模をウェイトとする、公定価格のコルホーズ市場価格の価格差を示した指数である (Holzman, 1960, p. 170)。価格が固定的である国営・協同組合小売商業における不足の悪化に応じて、コルホーズ市場価格との間の価格差が増大する。

ベースの CIA 推計に基づく貯蓄額及びその他説明変数を用いており、現金保有の過小評価や不足指標の不適切さ⁸、非公式経済の役割の未検討等の問題があることを指摘することができる。また Kim(1997)はデータの定常性の問題を指摘している。

1980 年以降には、移民を対象とするマイクロサーベイを用いた研究が行われるようになった。Ofer and Pickersgill(1980)は、1970 年代前半にイスラエルへの移民者を対象としたマイクロデータを用いて、絶対所得仮説及び恒常所得仮説の枠組において移民家計レベルのクロスセクション OLS 推定を行った。推定の結果、変動の大きい一時所得と近似的である私的な収入源を有する家計の貯蓄行動は市場経済におけるのと同様であると主張したが、不足自体の影響は考慮されなかった。一方で、Mokhtari(1996)及び Asgary et al.(1997)は、1970 年代後半のイスラエル移民マイクロデータ(Soviet Interview Project: SIP)に基づき、財の入手可能性に関する主観的評価ダミー変数を用いて、数量的制約が貨幣需要に及ぼす影響を確認した。後者はさらに、非公式経済への参加ダミーが取引動機としての貨幣需要を増大させることを統計的に示した。このようなクロスセクション分析により、ソ連家計の貯蓄行動に関する実証分析は前進したが、分析対象が一時点のクロスセクションに限定されているため時系列的推移が明らかではない点、また動学的調整過程が検証されない点、調査対象の代表性の偏り、共和国に固有な効果が未制御である等の問題が残されている。

⁸ 家計が給与や社会保障給付等をどのように受け取るかによって、家計貯蓄におけるズベルカッサ預金の重要性は大きく異なってくるであろう。年金や障害給付はズベルカッサにおいて直接受け取ることが多かったと思われる。傍証ではあるが、例えば、1982 年 12 月 30 日付の「防衛省、内務省、国家保安院の年金受給者への国立銀行の諸機関による年金給付の手続き」に関するソ連国立銀行の第 44 号指示書(Государственный банк, Инструкция от 30 декабря 1982 год, №44, О порядке выплаты учреждениями Госбанка СССР пенсии пенсионерам министерства обороны, министерства внутренних дел и комитета государственной безопасности СССР)では、給付金の支払いに、年金手帳や障害者手帳等の証明書が必要であると記載されている。これらを提示して、給付金を受け取っていたと考えられる。これに対して、労働者やコルホーズ員への給与の支給方法は判然としない。各々が持つズベルカッサ口座へ給与振込が行われていた場合、預金は、給与の全額か一部が引き出され、残金が再度振り込まれた後で形成される。家計は、不足の深刻化を予想すれば、引き出し額を少なくするかもしれない。また、消費財の供給の不確実性を考慮して、財の購入に常時対応できるように現金保有の傾向を強める可能性もある。この場合、家計の最初の選択は、貨幣をいくら引き出すか、ということになる。一方で、企業の会計課やズベルカッサで給与を現金で受け取る場合、不足の深刻化を予想して、消費財の購入を諦めるのであれば、給与を預金としてズベルカッサに振り込むこともあると考えられる。この際の家計の最初の選択は、預金としていくら振り込むか、ということになるであろう。家計の貯蓄形態の選択と消費財市場の状況は密接に関係しており、それが家計による貯蓄保有形態の選択に影響すると考えられるため、家計貯蓄としてズベルカッサ口座預金のみを取り上げることが、実証分析の際の方法論上の問題となりうるのである。

最後に、現時点における研究の到達点である Kim (1997; 1999) は、アーカイブ所蔵未刊行家計調査資料を用いて、1965–1989 年のソ連の貯蓄関数に関して共和分検定及びベクトル自己回帰モデル (VAR) を用いた時系列解析により長期解及び短期解の推定を行った。家計の小売商業在庫残高に対する貨幣所得の比が不足の代理変数として導入され、不足が貯蓄を増大させる正の影響が統計的に有意に確認されている。誤差修正モデル (VEC) を用いた推定を行った Kim (1999) は、公式市場から非公式経済へのスピルオーバーを考慮した調整済み不足変数の正の効果を確認している。同研究によると、総貯蓄に占める強制貯蓄の割合は、1970 年では 16%、1975 年 27%、1980 年 14%、1985 年 17%、1990 年 58% であった (Kim, 1999, p. 662)。このように、Kim の分析は、公式市場の不足が家計貯蓄を増大させることを示しているが、それが、非公式経済のための取引動機であるのか、それとも実際に過剰な貨幣として死蔵した貯蓄であったのか区別されていない。Kim (1999) が採用した不足変数は、不足および非公式経済が家計の貯蓄行動に与える影響を個別的に考察していないのである。また、ソ連全体のみを分析対象とすることは、地域間集計化の問題を看過することになり、ソ連経済体制の特性の評価にバイアスを生じさせる可能性があることも指摘しておく (志田, 2011)。

ここで改めて先行研究における未解決の問題を以下 4 点において整理しておこう。第 1 に、Mokhtari (1996)、Asgary et al. (1997)、Kim (1997; 1999) から公式市場の不足が貯蓄を増大させることが確認できるものの、それがソ連全体に一貫した趨勢的かつ一般的な現象であったのか否かが検証されていない。前 2 者の研究は一時点に限定されており、かつ主観的な評価指標であるため、ソ連構成共和国レベルの再検証に用いる指標としての有効性を欠いている。さらに、ソ連全体にとどまる Kim の研究は、地域間集計化の問題を解消しない。

第 2 に、Asgary et al. (1997) を除き、非公式経済もしくは非公式経済特有の役割が検証に付されていない。ここでも、一時点・横断面分析の推定結果をソ連全土に敷衍して結論付けることは困難であるという問題を指摘できる。特に、非公式経済の規模が地域的に大きく異なり、それに反比例するかのように不足の程度も異なっている点 (志田, 2011; 志田, 2015, 第 3 章, 第 4 章) に注意する必要がある。

第 3 に、公式統計 / CIA 推計値を用いた Pickersgill (1976; 1980)、Cottarelli and

Blejer (1992)では、家計貯蓄が過小評価されているため、不足の影響も過小評価されている。

最後に、貯蓄仮説が、Cottarelli and Blejer (1992)を除いて、絶対所得仮説及び恒常所得仮説に基づくため、ライフサイクル要因の影響を考慮した分析が不十分なままである。この問題は、上に記述したソ連家計の貯蓄における異時点間の所得水準平準化の動機の検証が十分ではないことに関係する。しかし、このような認識をソ連家計による貯蓄行動にアприオリに適応させることが適切であるとは断言できない。

そこで、本節の最後に、ソ連家計の貯蓄動機を検討するための第一次接近として、『家計の貯蓄形成に関する意識調査』に関するアンケート調査 (RGAE アーカイブ資料) を概観してみよう。ソ連家計の 1982 年 (ф. 1562, оп. 65, д. 2733) と及び 1984 年 (ф. 1562, оп. 67, д. 2423) の 4 月 1 日時点の 15 構成共和国における労働者・職員家計及びコルホーズ員家計を対象とした家計貯蓄に関する意識調査の集計値は表 2 のように示される⁹。表から明らかなように、ソ連家計の大多数が貯蓄を行っており、将来のための高額出費に備えた貯蓄が動機の 1 つになっている。このことは消費者信用の制約によって説明可能である。同時に、子供の養育、退職後の年金生活の維持といったライフイベントが大きな貯蓄動機として機能する点は注目に値する。無償教育や保育施設の充実にも拘わらず、養育のために家計はあらかじめ資金の準備が必要であり、同じく、現物での補填にもかかわらず年金生活後の生活水準の維持のために貯蓄が重要な役割を有していたのである。調査結果から指摘される貯蓄動機は、ライフサイクル要因を考慮した上で貯蓄に対する不足の影響を検証する必要性を明確に提起している。

[表 2]

さらに、家計の意識調査の分析から、財の入手困難度が、貯蓄保有期間を延長させる

⁹ 本資料は家計に対する臨時調査の集計結果である。ロシア国立経済文書館において 1960～1989 年の期間に関して調査した限りにおいて、見つかった資料は上記 2 点のみであった。1984 年の調査結果の方がより詳細であるため、同調査に大きく依拠して家計の貯蓄行動を概観していく。なお、調査結果は、労働者・職員家計とコルホーズ員家計それぞれに関して示されており、可能な範囲で調査結果を全家計代表の数値に換算するために、人口センサスの世帯数をウェイトとする加重平均知として示している。

ということも示される。このことを表 3 及び図 2 に示した。表 3 では、高額商品に対する家計の貯蓄の準備の有無、貯蓄があると回答した家計が貯蓄を利用しない理由、高額商品を購入するための用意が完全に整っている(全額)家計が貯蓄を支出していない期間・準備に要した期間・両者の合計期間に関する相関行列が示されている。同表から、全額用意のある家計でも財の入手困難に直面し支出できなかったこと、財が入手困難であるほど貯蓄保持期間が長くなることが確認できる。図 2 はこの関係を示した。不足は家計貯蓄の増大に帰結する可能性が示される。節を変えて、データと推定モデルの検討を行う。

[表 3]

[図 2]

3. データと推定モデル

家計貯蓄率に関する研究はモデル・分析対象・推定方法において多岐・広範囲に及び、近年ではパネルデータ分析も一般的である。恒常所得／ライフサイクル仮説モデルに基づき国・地域といったマクロレベルの分析を行った研究としては、最近年に限っても、Hondroyannis (2006), Li et al. (2007), Horioka and Wan (2007), Hufner and Koske (2010), Horioka and Terada-Hagiwara (2012), Simleit et al. (2013), Mongale et al. (2013), Curtis et al. (2013), Bande and Riveiro (2013) 等を上げることができる。これらの論文に依拠し、市場経済の分析の際に用いられる一般的な変数及びライフサイクル変数を選択した。i 共和国の t 年におけるソ連家計の貯蓄率の推定式は以下のように示される：

$$saving_rate_{i,t} = \alpha + \beta shortage_{i,t} + \gamma informal_{i,t} + AX_{i,t} + BZ_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$X = (income_{i,t}, liquid_{i,t}, inflation_{i,t}, graduates_{i,t})$$

$$Z = (fertility_{i,t}, expectancy_{i,t}, young_{i,t}, old_{i,t}, dependency_{i,t})$$

従属変数として貯蓄率 (*saving_rate*, 自然対数値) を取り、その説明要因として、均衡経済下の一般的な貯蓄関数推定に用いられる変数ベクトル *X* とライフサイクル要因ベクトル *Z* を用いる。変数ベクトル *X* 及びライフサイクル要因ベクトル *Z* 以外に、不足変数

(*shortage*), 非公式経済 (*informal*) を導入し, これらの変数が統計的に有意に示されることによって初めて, 市場経済との比較におけるソ連家計の貯蓄行動の特異性を明らかにすることができる. 不足変数が統計的に正に有意に示されなければ, 強制貯蓄に関する議論自体が成立しない.

a, β, γ は各変数の係数であり, A 及び B は係数ベクトル, ε は誤差項である. 変数ベクトル X は, 実質可処分所得 (*income*), 前年流動資産・所得比率 (*liquid*), インフレ率 (*inflation*) から構成され, ライフサイクル要因ベクトル Z は, 出生率 (*fertility*), 平均余命 (*expectancy*), 若年従属率 (*young*), 老年従属率 (*old*), 総従属率 (*dependency*) というライフサイクル要因から構成される. 変数の定義及び出所は表 4 に示した通りである.

[表 4]

saving_rate は, 家計の貨幣可処分所得に対する貯蓄額の比として示される. 貯蓄額とは, ズベルカッサ預金, 期末現金残高, 国債購入額, 市民向け純信用額の増分として定義される. *shortage* は, 国営・協同組合小売商業における小売在庫残高に対する家計可処分所得の比を用いている¹⁰. 同指標は, 構成共和国別の時系列データとして唯一利用可能な不足の代理変数である:

$$shortage_{it} = \frac{disposable\ money\ income\ recieved\ from\ officail\ sector_{it}}{inventory\ at\ state\ and\ cooperative\ retail\ network_{it}}.$$

非公式経済変数 (*informal*) は Kim and Shida (2014) において整備された系列である:

$$informal_{it} = \frac{SEm_{it} \times Population_{it}}{Net\ Material\ Product_{it}}.$$

家計調査資料に基づき, 家計の総支出の内, 市民間の取引に支出された額 (SEm_{it}) を, 各構成共和国の年央総人口を用いてマクロ換算し, 物的純生産 (NMP: Net Material Product) との比率をとることによって, 非公式経済の相対規模を計測している.

¹⁰ 不足の代理指標の選択に関しては, 志田 (2015), 4-補論 1「不足と不均衡: 計測と代理指標」, 及び 4-補論 2「小売商業在庫統計と補足的検証」において詳細に検討している.

変数の記述統計量に関しては表 5 に示した。以上で導入した *shortage*, *informal*, 変数ベクトル X 及び *expectancy* は自然対数値を用いている。図 3 において、家計貯蓄率、公式市場の不足、非公式経済の規模の推移を示した。同図から明らかであるように、いずれの共和国においても家計貯蓄率(%)に趨勢的な上昇傾向が見られる。

[表 5]

上で定義された基本推定式を、パネルデータを用いた貯蓄推定の際に頻繁に用いられている固定効果モデルで推定し、そこで統計的に有意に示される係数を用いて、前期貯蓄率を導入した動学モデルを system GMM モデルで推定する¹¹。動学モデルへの拡張は、貯蓄行動の習慣的性質を考慮することを目的としている。

[表 6]

なお、表 6 で示されたように、本分析で用いられる変数には深刻な単位根の問題は生じていない。そのため分析では Hufner and Koske (2010) が採用したような Panel Co-integration 推定ではなく、Loayza et al. (2000), Schrooten and Stephan (2005), Horioka and Wan (2007), Horioka and Terada-Hagiwara (2012) に従い、構成共和国の固有効果と内生性バイアスを同時的にコントロールし、水準と階差を組み合わせた system GMM を用いて動学拡張モデルの推定を行う。この際、水準の操作変数である内部操作変数として NMP 実質成長率を用い、水準及び階差の双方に関する外部操作変数としてライフサイクル要因を用いた。

推定の際に特に注意すべき点を示しておこう。それは非公式経済変数 (*informal*) に関する問題である。その問題とは、非公式経済の貯蓄へ与える影響は 2 方向で示されるといふ点にある。第 1 に、公式市場よりも高い価格で取引が行われる非公式経済では、事前に資金の用意をする必要があり、自発的な取引動機に基づく貯蓄が喚起されるため、貯蓄に正の影響を与える。一方で、非公式経済が需要を吸収する場合には、家計の資産

¹¹ 固定効果モデルでは、誤差項は、 $\varepsilon_{i,t} = \mu_{i,t} + v_{i,t}$ となる。 $\mu_{i,t}$ は共和国個別効果である。

保有を減少させるという貯蓄への負の影響が生じる。事前的には正の影響，事後的には負の影響という2方向での影響が非公式経済の役割として併存しているのである。従って，非公式経済変数 (*informal*) によって捕捉される影響は，これら正負のネットの影響となる。

さらに，上述の通り，不足と非公式経済の関係は地域ごとに差が生じている。非公式経済の発展が公式経済とは相対的に独立的であるコーカサス及び中央アジアでは，公式市場における不足の影響が小さく，このことは公式市場における不足の結果としての未充足需要とは異なる取引の可能性を示唆している。そのため，公式市場と非公式経済の相互関係を検証する必要があるが生じる。そこで，次の式で示されるように，不足変数と非公式経済変数の交差項 (*shortage*×*informal*) を追加的に検証することによって，不足と非公式経済の相乗効果を検証する：

$$\begin{aligned} \text{saving rate}_{i,t} = & \alpha + \beta \text{shortage}_{i,t} + \gamma \text{informal}_{i,t} + \delta (\text{shortage} \times \text{informal}) \\ & + AX_{i,t} + BZ_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2) \end{aligned}$$

この交差項の導入によって，公式市場から非公式経済への消費者の移動を分析することができる。以上の結果，不足，非公式経済の個々の要因と共に，両者が存在することによって生じる効果を区別して検証することが可能となる。

4. 推定結果と強制貯蓄率の算定

4-1 ソ連における家計貯蓄率の決定要因

固定効果モデルの推計結果を表7に，動学拡張した system GMM モデルの推定結果を表8に示した。初めに固定モデル推定の結果を概観する。固定効果モデルでは，出生率 *fertility* (モデル[1])，平均余命 *expectancy* ([2])，老齡従属率 *old* ([3])，若年依存率 *young* ([4])，従属率 *dependency* ([5]) のライフサイクル要因を *stepwise* に追加し，最後に全ての変数 ([6]) を導入した推定を行った¹²。

¹² Kim (1997; 1999) に従い，国営・協同組合組織から支払われる賃金の固定部分と一時所得を変動がより大きいプレミア・ボーナスを区別して，前者を恒常所得 (*income_permanent*) とし，賃金所得に占める后者の比率を一時所得比率 (*transitory*) として，本章で採用した *income* 変数を用いた推定とは別に推計を行った。しかし，両変数の相関が高く多重共線性の問題を招くため，推定結果から除外している。このことは，賃金部分に関係する臨時所得の変動が小さく，短期的な変動ではなく，ほぼ

[表 7]

固定効果モデルの推定結果を示した表 7 では、所得変数 *income* に関して全てのモデルにおいて 1%水準以下で統計的に正に有意な係数をとっている。さらに、前期の流動資産・所得比率 (*liquid*) が全ての推定モデルにおいて 10%以下の水準において統計的に有意な結果として示されなかった。この結果は Kim (1999)とは異なるものとなっている。Kim (1999)は、流動資産の相対規模を最適化する行動がソ連家計においても取られる、即ち、過剰な流動資産を持つ家計は、貯蓄を減少させると主張しているが、本分析の結果からはそのような関係は示されていない。分析結果の相違の理由の一因は、流動資産推計値の相違に求められるであろう。本分析では、流動資産の算定においてデータの入手可能性の制約のため現物投資である家畜ストックを考慮していない。流動資産・所得比率の最適化は、労働供給の減少によって行われるが、構成共和国レベルの分析結果からはこのようなプロセスが確認できない。

次に、インフレ率 (*inflation*) は、全ての推定モデルにおいて、1%以下の水準において統計的に有意に負の係数として示された。この結果は先行研究と合致する。市場経済に一般的な変数として導入した最後の変数である教育水準 *graduates* は全ての推定モデルにおいて 10%以下の水準で統計的に非有意な値をとった。

以上の結果を踏まえて、ソ連特有の要因である不足変数と非公式経済変数を検証していく。不足変数 (*shortage*) は、全ての推定モデルにおいて 1%水準以下で統計的に有意に正であった。即ち、不足の悪化はソ連家計の貯蓄率を上昇させたことが確認される。一方で、非公式経済変数 (*informal*) は、家計が保有する金融資産を吸収する役割を有しており、全てのモデルにおいて 5%水準以下で統計的に有意に負の係数を示した。また係数の数値も安定している。このように、本分析はソ連特有の要因としての不足と非公式経済の役割が存在することを明確にしている。

固定効果モデルの最後にライフサイクル要因を検討しよう。表 7 で示されている通り、出生率、老齡従属変数、若年従属変数の係数が 1%水準以下で統計的に有意な係数をと

定額的に支払われているため、恒常所得と区別が難しいことによるものとして解釈されるであろう。

っている。老齡従属変数 (*old*) は負に有意な係数を得た。これに対して、若年従属変数 (*young*) は正に有意な係数をとった。従って、ソ連家計は、労働年齢期において将来消費のための貯蓄を行い、そこで蓄えた資産を老齡期に消化していく、というライフサイクル仮説が提起する異時点間所得水準平準化プロセスに合致した行動をとっていたと評価できる。さらに、これは平均余命変数 (*expectancy*) の観点からも支持される。ソ連家計は、平均余命の延長を予想するときに、労働可能年齢期において貯蓄をさらに増大させていたのであり、このことが *expectancy* において全てのモデルで 1% 以下の水準における統計的に有意な正の係数に示された。

固定効果モデルに基づく分析を通して、ソ連家計の貯蓄率はライフサイクルを考慮した分析枠組において説明可能であるが、不足及び非公式経済といったソ連・計画経済システムに特有の要因が作用していることが示された。なお、F 検定の結果が示す通り、全てのモデルにおいて、固定効果 vs プーリング OLS 推定において、固定効果モデルが支持されていることから、貯蓄率の決定には構成共和国に固有の個別効果が存在している。以上で得られた有意な係数、*income*, *shortage*, *informal*, *inflation* と *fertility*, *expectancy*, *old*, *young*, *dependency* の 5 つのライフサイクル要因を用いた拡張動学モデルの推定を行った結果を表 8 に示した。

[表 8]

表 8 では、モデル[1]からモデル[5]において、市場経済に一般的な変数を前提としてライフサイクル要因を *stepwise* に追加していった *system GMM* の推定結果が示されている¹³。全ての推定モデルにおいて前期貯蓄率 *saving_rate (lagged)* が 1% 水準で正に統計的に有意な係数をとるという結果が示された。従って、家計貯蓄における習慣的性質がソ連家計の場合においても指摘される。さらに、固定効果モデルの推定結果と同様に、全ての推定モデルにおいて、不足変数 (*shortage*) 及び非公式経済変数 (*informal*) が 10% 以下の水準で有意な係数をとった。*system GMM* の推定結果からも、不足の貯

¹³ *GMM* 推定では、操作変数を指定しない場合、操作変数を実質経済成長率 (*NMP*)、実質 1 人当たり所得成長率の 3 つの方法で推定を行ったが、推定結果に相違は見られなかった。表 8 は、実質経済成長率を、前期貯蓄率の操作変数として用いた推定結果である。

蓄率上昇効果と、非公式経済の貯蓄率低下効果がソ連経済において存在していたという仮説が支持される。また、インフレ率 (*inflation*) も固定効果モデルと整合的である。ライフサイクル要因に関しては、各変数の係数の符号は固定効果モデルと整合的であるが、老齢従属変数が 1% 以下の水準において統計的に有意に示されたのに対して、その他の変数では 10% 水準以下で統計的に非有意な結果となった。

次に、以上の推定結果を踏まえて、不足と非公式経済の相乗効果 (*shortage*×*informal*) を導入した推定を固定効果モデル及び system GMM モデルによって行った。その結果を表 9 に示した。不足と非公式経済の相乗効果を考慮した推定の結果として、特に注目すべき点は、*informal* の係数の符号の逆転である。この点に関しては、*informal* は、貨幣の吸収効果という事後的役割よりも、非公式経済での取引のための事前的な資金準備としての貯蓄の増大をもたらしたものと理解することができるであろう。この際、*shortage* は、これまでの推定と同様に、正に統計的に有意な係数を示した。さらに、交差項 (*shortage*×*informal*) は全てのモデルで 5% 以下の水準において負に統計的に有意な数値を示している。従って、不足と非公式経済の悪循環構造及び地域的な相違を考慮した場合、不足と非公式経済の相乗効果は、貯蓄率を引き下げる役割を果たしていると理解される。system GMM の推定結果も同様である。

[表 9]

4-2 不足要因、非公式経済要因、相乗効果と強制貯蓄率の算定

以上の推定を踏まえて、ソ連家計の貯蓄行動を改めて定式化する。ここでは、表 9 における相乗効果を考慮したモデルに基づき議論を進めていく。本稿冒頭で示した通り、ソ連家計貯蓄を検証する際の最重要の問題は、それが強制的であるか否かにある。不足が貯蓄の増大を喚起するだけでは、貯蓄の強制性・非自発性を指摘することはできない。非公式経済での取引に必要な自発的動機に基づく貯蓄が生じうるからである。そのため、貯蓄の強制性は、貯蓄に対する不足と非公式経済の影響度の相対的關係によって決定される。

ただし、ここで再度強調しなければならないのは、強制性の議論は、不足の結果生じた

未充足需要である過剰な貨幣が、不足の結果として拡大する非公式経済において解消されるか否かにある。公式市場における不足と独立に生じる非公式経済での取引動機に基づく貯蓄とは区別して議論する必要がある。ここで、ソ連経済システムに固有の貯蓄要因を、表 9 に従い、不足要因、非公式経済要因、相乗効果として区別して検討して行こう。不足要因は、不足の限界的な悪化に伴い生じる貯蓄率の上昇である。これに対して、非公式経済要因は、不足を所与とした際における、非公式経済の限界的な拡大がもたらす貯蓄率の上昇であり、不足レベルが一定である時の非公式経済が喚起する貯蓄動機として位置づけられる。そして、非公式経済の拡大が取引動機から生じる家計の貨幣需要を増大させる関係が確認されている。

これに対して、不足と非公式経済の相互作用である交差項 (*shortage × informal*) は、双方がともに限界的に拡大した場合における貯蓄率への影響の検証を可能にする。Kim and Shida (2014) 及び志田 (2015, 第 3 章, 第 4 章) が指摘する通り、不足は非公式経済の拡大を促すが、このような関係は共和国横断面に直接適応されるのではない。即ち、趨勢的な不足の悪化が非公式経済の趨勢的な拡大を喚起するとしても、不足が深刻である地域がより発展した非公式経済を有しているのではなく、その反対の関係が成立している。従って、非公式経済の規模に応じた／前提とした不足の影響、不足の程度に応じた／前提とした非公式経済の影響、という相乗効果の区別が必要となるのである。そして、この相乗効果を、公式市場における未充足需要の非公式経済へのスピルオーバーとして捉えることができると解釈し、非自発的貯蓄の解消または緩和効果として位置づける。

以上の議論を踏まえて、強制貯蓄率を、不足要因のみに起因する粗・強制貯蓄率、相乗効果による緩和効果を考慮した不足要因に伴う純・強制貯蓄率の 2 つに区別して検討する。算定式は以下に示した通りである：

$$\begin{aligned} \text{粗・強制貯蓄率} &= \text{不足要因} / \text{家計貯蓄率} \\ &= 100 * \frac{\exp(\beta * \text{shortage})}{\text{saving rate}} \end{aligned}$$

$$\text{純・強制貯蓄率} = (\text{不足要因} + \text{相乗効果 (需要のスピルオーバー)}) / \text{家計貯蓄率}$$

$$= 100 * \frac{\exp(\beta * shortage) + \exp(\delta * interaction)}{saving\ rate}$$

貯蓄率決定式は自然対数として示されているため、強制貯蓄に関係する要因を指数変換することによって、各要因に伴う貯蓄率を算定することができる¹⁴。saving rate は実際の貯蓄率である。表 9 モデル[1], [2], [3], [4], [5]の推計結果に基づき、それぞれ算定を行い、中位推定として平均値を計算した。各要因の算定結果を地域別に、図 4 に示し、その期間平均値を表 10 に示した。

[図 4]

[表 10]

以上の分析から、ソ連特有の貯蓄率決定要因である 3 つ要因における地域差が明確に示された。ソ連域内において相対的に経済発展が進み、従って所得水準の高いスラブ及びバルトでは不足問題もより深刻であり、不足要因は期間平均でそれぞれ家計貯蓄率を 10.4%ポイント及び 11.2%ポイント上昇させている。他方で、相対的に後進地域である中央アジアでは不足要因に伴う貯蓄率は 7.6%ポイントと不足の影響もより小さい。コーカサスではこれら地域の間中に位置し、不足要因による家計貯蓄率の上昇は期間平均で 9.7%ポイントとなった。非公式経済要因に関しては、不足要因と正反対の地域間関係が示されており、この要因が上昇させる貯蓄率の高い順に、コーカサス 5.9%、中央アジア 5.5%、スラブ 4.0%、バルト 3.6%となった。さらに、相乗効果に関しても、非公式経済要因と同じくより強い影響が確認されるのがコーカサスで -9.4%であり、それに続いて、中央アジア -6.5%、スラブ -6.1%、バルト -5.6%と算定された。以上の結果、不足と相乗効果を合計した、不足に伴う非自発的貯蓄の「純効果」(net effect)は、バルトにおいて最も強

¹⁴ 上記(2)式に基づき計算した： $saving\ rate_{i,t} = \alpha + \beta shortage_{i,t} - \gamma informal_{i,t} + \delta(shortage \times informal) + AX_{i,t} + BZ_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ 。貯蓄率 ($saving\ rate_{i,t}$) を含む全ての変は自然体数値である。議論と計算を単純化のために点推定を行った。不足要因を $saving\ rate_{i,t}^{shortage} = \beta shortage_{i,t}$ 、非公式経済要因を $saving\ rate_{i,t}^{informal} = \gamma informal_{i,t}$ 、相乗効果を $saving\ rate_{i,t}^{interaction} = \delta(shortage \times informal)$ とする。この計算値 $saving\ rate_{i,t}^*$ は自然体数値なので、指数変換値 $\exp(saving\ rate_{i,t}^*)$ を計算している。

く 5.6%、スラブにおいて 4.4%と強い影響が確認されるのに対して、中央アジア及びコーカサスではそれぞれ 1.2%及び 0.4%と極めて弱い影響が指摘される。

前掲の図 4 は、この地域的な相違性を踏まえて、各地域の不足要因、非公式経済要因、相乗効果、純効果の時系列的推移を示したものとなっている。同図から強制貯蓄問題を決定づける要因の地域的な相違性がよりはっきりと確認できる。中央アジア及びコーカサスでは純効果が一貫して低位で推移しているのに対して、バルト及びスラブでは、5%以上のレベルで推移し、さらに 1980 年代に上昇傾向を示した。

3 要因を用いた各構成共和国の強制貯蓄率の中位推定値を図 5 に示した。さらに、比較可能なソ連末期の最終年である 1988 年に関して、各構成共和国の貯蓄要因の分解を図 6 に示した。図 6 では、粗・強制貯蓄率の高い順に構成共和国が並べられている。同図から、不足要因の影響が強い場合においても、相乗効果の作用の弱いロシアでは貯蓄の 44%、エストニアでは 47%が非公式経済では解消しえない不足に伴う強制貯蓄であることが示されている。同様に、その他のスラブ・バルトの各構成共和国の純・強制貯蓄率も貯蓄の 3 割以上を占めている。一方で、カザフスタンを除く中央アジア及びコーカサスでは、純・強制貯蓄率は 10%未満であり、計画経済体制の崩壊直前の経済の混乱期においても、強制貯蓄の問題は深刻ではなかった、と筆者は評価している。

[図 5]

[図 6]

このような地域差は、地域及び構成共和国それぞれの体制転換にとって初期条件の差異を導くものであり、移行経済における価格自由化を中心とする経済政策への影響の観点から重要な示唆を含んでいると思われる。換言すれば、経済システム不安定化要因としての強制貯蓄や過剰流動性の問題は、先進地域において最も深刻に発生し、それが体制移行とその際の経済政策に与えた影響も最も大きかったと指摘できるであろう。

本稿の最後に、ソ連全体レベルの強制貯蓄率を Kim(1999)との比較において確認しておこう。図 7 に示されている通り、筆者推計値と、Kim 推計値はほぼ同一の軌跡を示しており、相関係数は 0.77 ときわめて近似的である。しかし、筆者推計値は、1980 年代以

前に関しては、20%のレベルで高位に安定的に推移しているのに対して、Kim 推計では、10%水準から 30%にまで著しい上昇傾向を示している。一方で、1980 年代に関しては、ともに強制貯蓄率の急上昇を確認できるが、Kim 推計値では 1982 年の 6%から 1989 年の 42%へと 7 倍の上昇であるのに対して、筆者推計値は、同期間に最低値 20%から 39%への約 2 倍の上昇であり、比較的緩やかである。両者の相違の要因の 1 つは、推計方法の相違にある。Kim 推計はソ連全体のみを分析対象とし、地域間集計化の問題を考慮していないこと、また非公式経済要因・相乗効果を個別的に検証していないため、不足要因・相乗効果の地域的な差異が反映されてないこと、換言すれば、ソ連全土が同一の貯蓄率モデルでとらえられていることにある。それに対して、筆者は構成共和国レベルの構造的差を考慮し、その集計値を算定したため、1970 年代までは安定的な推移が確認され、1980 年代においても不足要因に直結した粗・強制貯蓄率の算定という強制貯蓄の定義上必ずしも適切であるとは言えない算定方法を回避することができた。

[図 7]

5. 結論

本稿では、ソ連構成共和国レベルのオリジナル・パネルデータを用いて、家計貯蓄率の決定要因の分析をおこなった。ソ連家計貯蓄に関する議論は、1950 年代末以降の貯蓄の急増と不足問題の深刻化を背景に、ソ連体制末期及び移行期においても活発に議論されてきたが、データ、モデル、推定方法といった点で未解決な問題を残していた。本章では、先行研究の問題を明らかにし、貯蓄率に対するライフサイクル要因の影響を考慮した上で、固定効果モデル、system GMM を用いて動学拡張モデルを推定した。分析の結果、ソ連においては、市場経済では確認できない、3 つの要因、即ち、(1)不足要因、(2)非公式経済要因、さらに、(3)両者の相乗効果の影響を確認した。不足は非自発的な貯蓄を喚起し、非公式経済は取引動機としての貯蓄を形成する。一方で、不足と非公式経済の相乗効果により、公式市場で未充足となった需要の一部が非公式経済に移転・スピルオーバーするため、不足に伴う貯蓄の強制性が部分的に緩和されるのである。さらに、推定結果に基づき算定される強制貯蓄率は、ソ連全体では 80 年代以降に上昇

傾向を示し、ソ連末期には 4 割にも達した。一方で、要因の影響力は地域ごとに異なるため、ソ連末期では、不足が強く非公式経済が小さいスラブやバルトでは強制貯蓄率が貯蓄の 3～5 割と高い一方で、非公式経済が発達した中央アジア・コーカサスでは強制貯蓄率が 1 割以下という明確な地域的分化が確認された。

Birman(1980, p. 88)は、1976 年において、ソ連家計は 8 カ月間は働かないで済むほどの巨額の貯蓄を持っていた、と試算を示している。

参考文献

志田仁完(2007),「ソ連強制貯蓄論の再検討」『比較経済研究』, 第 44 巻第 1 号, pp. 49-59.

志田仁完(2011),「ソ連構成共和国における第二経済, 1969-1988 年-アーカイブ資料に基づく新推計-」『スラヴ研究』, 第 58 号, pp. 123-157.

志田仁完(2012),「ソ連構成共和国の住民貨幣収支推計, 1960-1989」『比較経済研究』, 第 49 号第 1 号, pp. 45-57.

志田仁完(2015),『不足と家計行動の経済分析:ソ連経済への数量経済史的接近』, 一橋大学経済学博士号学位論文.

中村靖(1992)『計画経済のミクロ分析』, 日本評論社.

バーロ, R. , H. グロスマン(1980),「所得と雇用の一般不均衡モデル」『ケインズ経済学の再評価』(花輪俊哉監修, 丹羽昇・丹羽明・清水啓典・外山茂樹[訳]), 東洋経済新報社, pp. 193-211.

Aganbegyan, A. (1989), "What Perestroika Means for Soviet Enterprises," *International Labour Review*, Vol. 129, No. 1, pp. 85-101.

Alexeev, M. (1988), "Are Soviet Consumers Forced to Save?" *Comparative Economic Studies*, Vol. 30, No. 1, pp. 17-23.

Alexeev, M. (1991), "If Market Clearing Prices Are So Good Then Why Doesn't

(Almost) Anybody Want Them?" *Journal of Comparative Economics*, Vol. 15, No. 2, pp. 380-390.

Alexeev, M. (1992), "Saving Behavior and Soviet Reform," *Contemporary Policy Issues*, Vol. 10, No. 3, pp. 39-48.

Alexeev, M., C. Gaddy, and J. Leitzel (1991), "An Economic Analysis of the Ruble Overhang," *Communist Economies and Economic Transformation*, Vol. 3, No. 4, pp. 467-479.

Asgary, N., P. Gregory, and M. Mokhtari (1997), "Money Demand and Quantity Constraints: Evidence from the Soviet Interview Project," *Economic Inquiry*, Vol. 35, pp. 365-377.

Bande, R., and D. Riveiro (2013), "Private Saving Rates and Macroeconomic Uncertainty: Evidence from Spanish Regional Data," *Economic and Social Review*, Vol. 44, No. 3, pp. 323-349.

Beckmann, E., M. Hake, and J. Urnova (2013), "Determinants of Household's Savings in Central, Eastern and Southeastern Europe," *Focus on European Economic Integration*, Q3/13, pp. 8-29.

Birman, I. (1980a), "The Financial Crisis in the USSR," *Soviet Studies*, Vol. 32, No. 1, pp. 84-105.

Birman, I. (1980b), "A Reply to Professor Pickersgill," *Soviet Studies*, Vol. 32, No. 4, pp. 586-591.

Birman, I., and R. Clarke (1985), "Inflation and the Money Supply in the Soviet Economy," *Soviet Studies*, Vol. 37, No. 4, pp. 494-504.

Bronson, D., and B. Severin (1966), "Recent Trends in Consumption and Disposable Money Income in the U.S.S.R.," In: *New Directions in the Soviet Economy: Studies Prepared for the Subcommittee on Foreign Economic Policy of Joint Economic Committee, Congress of the United States*, Part II-B, pp. 495-529.

Bronson, D., and B. Severin (1973), "Soviet Consumer Welfare: The Brezhnev Era," In: *Soviet Economic Prospects for the Seventies. A Compendium of Papers*

Submitted to the Joint Economic Committee Congress of the United States, pp. 376-403.

Bush, K. (1973), "Soviet Inflation," In: M. Yves Laulan, ed., *Banking, Money and Credit in Eastern Europe: Main Findings of Colloquium held 24th-26th January, 1973, in Brussel*, Brussels: NATO-Directorate of Economic Affairs, pp. 97-105.

Cottarelli, C., and M. Blejer (1992), "Forced Savings and Repressed Inflation in the Soviet Union, 1986-90: Some Empirical Results," *IMF Staff Papers*, Vol. 39, No. 2, pp. 256-286.

Curtis, C, S. Lugauer, and N. Mark (2013), "Demographic Patterns and Household Saving in China". Accessed on 19th January, 2014.

http://www3.nd.edu/~nmark/wrkpaper/CLM_May2013.pdf

Davis, C., and W. Charemza, eds., (1989), *Models of Disequilibrium and Shortage in Centrally Planned Economies*, London and New York: Chapman and Hall.

Denizer, C., and H. Wolf (2000), "The Saving Collapse during the Transition in Eastern Europe," *World Bank Economic Review*, Vol. 14, No. 3, pp. 445-455.

Denizer, C., H. Wolf, and Y. Ying (2002), "Household Savings in the Transition," *Journal of Comparative Economics*, Vol. 30, pp. 463-475.

Foley, M., and W. Pyle (2005), "Household Saving in Russia: During the Transition," *Middlebury College Economics Discussion Paper*, No. 05-22.

Guariglia, A., and B.-Y. Kim (2003), "The Effects of Consumption Variability on Saving: Evidence from a Panel of Muscovite Households," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 65, No. 3, pp. 357-377.

Holzman, F. (1960), "Soviet Inflationary Pressures, 1928-1957: Causes and Cures," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 60, No. 2, pp. 167-188.

Hondroyannis, G. (2006), "Private Saving Determinants in European Countries: A Panel Cointegration Approach," *Social Science Journal*, Vol. 43, pp. 553-569.

Howard, D. (1976), "The Disequilibrium Model in a Controlled Economy: An Empirical Test of the Barro-Grossman Model," *American Economic Review*, Vol. 66,

No. 5, pp. 871- 879.

Horioka, C., and J. Wan (2007), "The Determinants of Household Saving in China: A Dynamic Panel Analysis of Provincial Data," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 39, No. 8, pp. 2077-2096.

Horioka, C., and A. Terada-Hagiwara (2012), "The Determinants and Long-term Projections of Saving Rates in Developing Asia," *Japan and the World Economy*, Vol. 24, pp. 128-347.

Hüfner, F., and I. Koske (2010), "Explaining Household Saving Rates in G7 Countries: Implications for Germany," *OECD Economics Department Working Papers*, No. 754.

Keizer, W. (1971), *The Soviet Quest for Economic Rationality: the Conflict of Economic and Political Aims in the Soviet Economy 1953-1968*, Rotterdam: Rotterdam University Press.

Kim, B.-Y. (1997), "Soviet Household Saving Function," *Economics of Planning*, Vol. 30, No. 2-3, pp. 181-203.

Kim, B.-Y. (1999), "The Income, Savings, and Monetary Overhang of Soviet Households," *Journal of Comparative Economics*, Vol. 27, pp. 644-668.

Kim, B.-Y. (2002), "Causes of Repressed Inflation in the Soviet Consumer Market: Retail Price Subsidies, the Siphoning Effect, and the Budget Deficit," *Economic History Review*, Vol. 55, No. 1, pp. 105-127.

Kim, B.-Y. (2003), "Informal Economic Activities of Soviet Households: Size and Dynamics," *Journal of Comparative Economics*, Vol. 31, No. 3, pp. 532-551.

Kim, B.-Y., and Y. Shida (2014), "Shortages and the Informal Economy in the Soviet Republics: 1965-1989," *RRC Working Paper*, No. 43.

Kornai, J. (1980), *Economics of Shortage*, Amsterdam: North-Holland.

Lane, D. (1992), *Soviet Society under Perestroika*, London: Routledge.

Li, H., J. Zhang, and J. Zhang (2007), "Effects of Longevity and Dependency Rates on Saving and Growth: Evidence from a Panel of Cross Countries," *Journal*

of *Development Economics*, Vol. 84, pp. 138-154.

Loayza, N., K. Schmidt-Hebbel, and L. Serven (2000), "What Drives Private Saving around the World?" *Policy Research Working Paper*, No. 2309, World Bank.

Mikhalev, V. (1996), "Social Security in Russia under Economic Transformation Social Security in Russia under Economic Transformation," *Europe-Asia Studies*, Vol. 48, No. 1, pp. 5-25.

Mongale, I., J. Mukuddem-Ptersen, M. Petersen, and C. Meniago (2013), "Household Savings in South Africa: An Econometric Analysis," *Mediterranean Journal of Social Sciences*, Vol. 4, No. 13, pp. 519-530.

Mokhtari, M. (1996), "Saving under Quantity Constraints: What Can We Learn from Soviet Families?" *Journal of Political Modeling*, Vol. 18, No. 5, pp. 561-582.

Nuti, D. (1986), "Hidden and Repressed Inflation in Soviet-type Economies: Definitions, Measurement, and Stabilization," *Contributions to Political Economy*, Vol. 5, No. 1, pp. 37-82.

Ofer, G. and J. Pickersgill (1980), "Soviet Household Saving: A Cross-Section Study of Soviet Emigrant Families," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 95, No. 1, pp. 121-144.

Pickersgill, J. (1976), "Soviet Household Saving Behavior," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 58, No. 2, pp. 139-147.

Pickersgill, J. (1980a), "Recent Evidence on Soviet Household Saving Behavior," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 62, No. 4, pp. 628-633.

Pickersgill, J. (1980b), "The Financial Crisis in the USSR: A Comment," *Soviet Studies*, Vol. 32, No. 4, pp. 583-585.

Portes, R. (1989), "The Theory and Measurement of Macroeconomic Disequilibrium in Centrally Planned Economies," In: Davis and Charemza (1989), pp. 27-47.

Schrooten, M., and S. Stephan (2005), "Private Savings and Transition: Dynamic Panel Data Evidence from Accession Countries," *Economics of Transition*, Vol. 13,

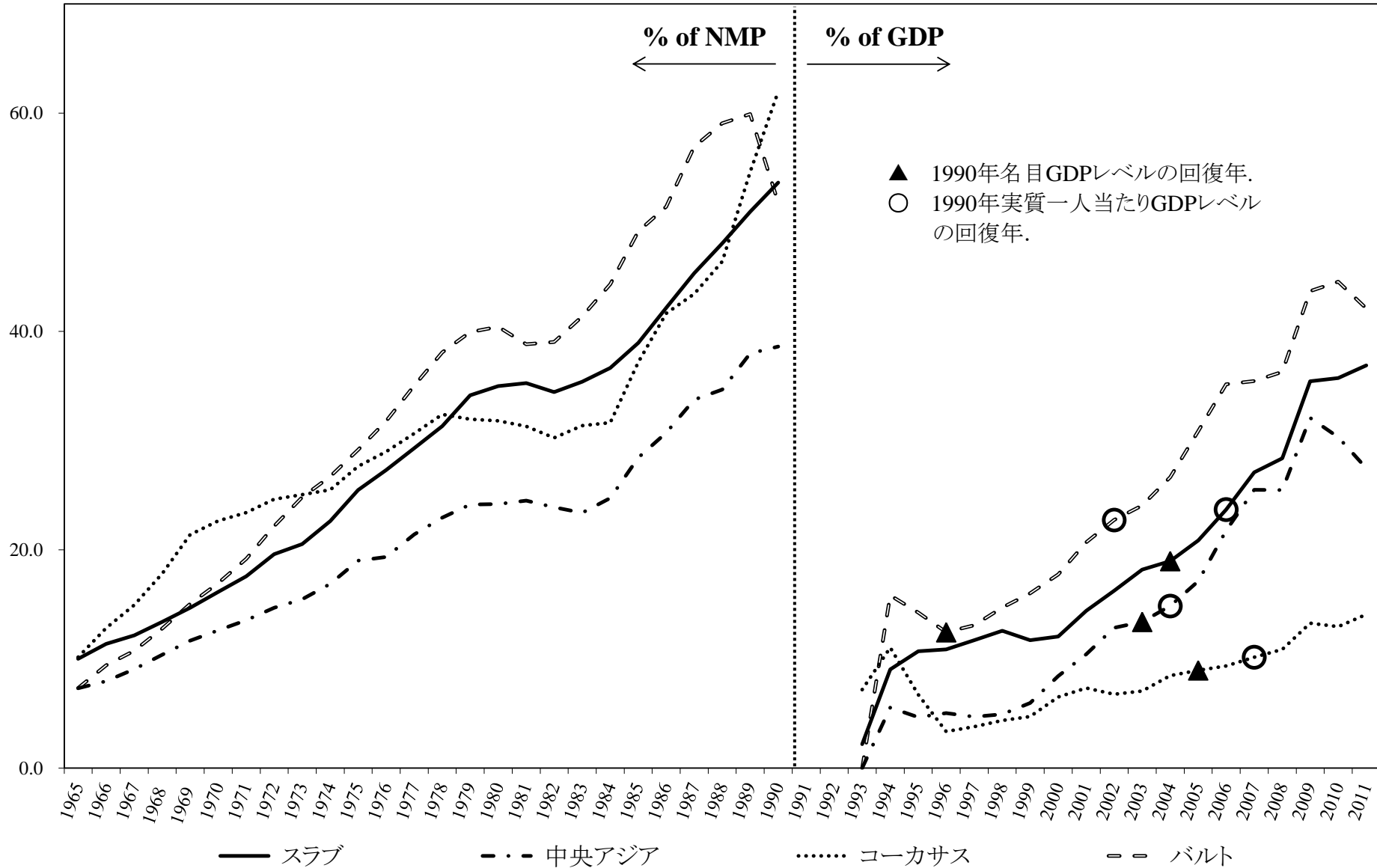
No. 2, pp. 287-309.

Simleit, C., G. Keeton, and F. Botha (2011), "The Determinants of Household Savings in South Africa," *Journal for Studies in Economics and Econometrics*, Vol. 35, No. 3, pp. 1-19.

Tarschys, D. (1993), "The Success of a Failure: Gorbachev's Alcohol Policy, 1985-1988," *Europe-Asia Studies*, Vol. 45, No. 1, pp. 7-25.

Лайн, Ник ван дер (1994), "Избыточный спрос, подавленная инфляция и вынужденные сбережения: оценки применительно к советскому рынку потребительских товаров, 1962-1991, ," *Экономика и математические методы*, Том 30, Вып. 1, с. 76

図1 ソ連構成共和国・旧ソ諸国の金融状況: 社会主義期と移行期の比較, 預金/NMP 比率と預金/GDP 比率



出所:筆者作成.

預金／NMP 比率(%):ズベルカッサ預金額は,ソ連国民経済統計年鑑(各年版)から, NMP データは,一橋大学・久保庭真彰名誉教授から提供された.

預金／GDP 比率(%):世界銀行による Global Financial Development database(アクセス日:2014年1月14日),

<http://data.worldbank.org/data-catalog/global-financial-development>

注1:各地域の比率は,年央人口をウェイトとする加重平均値として算定されている.

注2:ソ連末期1990年の名目GDP及び1人当たり実質GDP水準の回復年は, Global Financial Development database から得られる名目米ドルGDP,及び2005年価格評価実質GDP(人口1人当たりに換算)を地域別に集計し,1990年=100を初めて上回る年として特定されている.

注3:地域分類は下記のとおりである.

スラブ:ロシア,ウクライナ,ベラルーシ,モルドヴァ;

中央アジア:ウズベキスタン,カザフスタン,キルギスタン,タジキスタン,トルクメニスタン;

コーカサス:グルジア,アゼルバイジャン,アルメニア;

バルト:リトアニア,ラトヴィア,エストニア.

表1 先行研究一覧

論文	対象	期間	推定モデル		決定要因	
			仮説	推定方法	不足	非公式経済(第二市場)
Pickersgill(1976)	ソ連・時系列	1955-1971	絶対所得 恒常所得	OLS	—	—
Picckersgill(1980)	ソ連・時系列	1955-1977	絶対所得	OLS dynamic OLS	抑圧インフレ率(+) 純農業生産物(-)	—
Ofer & Pickersgill(1980)	移民家計・横断面	mid 1970's	恒常所得	OLS	—	—
Cottarelli and Bleger(1991)	ソ連・時系列	1964-1985	ライフサイクル	VEC	抑圧インフレ率(+)	
Moktari(1996)	移民家計・横断面	late 1970's	恒常所得	OLS	主観的評価(+) ^{***}	
Asgary et al.(1997)	移民家計・横断面	late 1970's	絶対所得	OLS	主観的評価(+) ^{***}	非公式支出比率(-) ^{***}
Kim(1997)	ソ連・時系列	1965-1989	恒常所得	dynamic OLS, co-integration	不足指標(+) ^{***}	—
Kim(1999)	ソ連・時系列	1965-1989	恒常所得	VAR, VEC	非公式経済調整済み不足指標(+) ^{***}	

出所:筆者作成.

注1:所得変数(絶対所得, 恒常所得, 一時所得)は全ての論文で, 10%以下の水準において統計的に有意な係数となっている.

注2:有意水準:^{***}:1%. 記号がない場合, 10%以下の水準において統計的に非有意.

注3:-(ハイフン):推定モデルに変数が導入されていない.

注4:係数の符号:(+)は正, (-)は負.

表2 家計における貯蓄の有無と貯蓄動機:1982年と1984年の平均値

(世帯当たり, %)

	貯蓄あり	内, 出費を日常的に 節約した家計	目的				
			将来の高額出費	養育	退職後の年金生 活の維持	予期しない出費 など	特定の目的なし
ソ連	85.5	39.1	27.1	35.6	19.2	47.7	10.2
ロシア	88.0	36.4	26.1	31.2	17.9	50.6	12.1
ウクライナ	86.4	45.5	27.6	40.8	23.9	44.3	6.9
ベラルーシ	86.0	43.6	22.9	43.5	23.9	42.1	8.1
ウズベキスタン	74.5	38.7	37.3	36.4	13.3	39.5	8.4
カザフスタン	82.4	37.9	26.6	44.5	15.1	46.8	7.4
グルジア	75.5	53.8	24.7	40.4	24.1	28.4	8.3
アゼルバイジャン	81.7	40.1	28.9	39.2	18.1	45.6	7.5
リトアニア	90.1	39.6	34.0	37.6	24.8	45.1	11.1
モルドヴァ	79.9	43.0	30.2	44.2	25.7	41.7	7.0
ラトヴィア	86.8	27.8	29.5	28.0	19.9	59.0	9.8
キルギスタン	75.2	41.6	24.1	48.8	13.7	37.9	5.1
タジキスタン	84.1	48.4	42.0	34.9	11.8	49.5	10.6
アルメニア	68.5	58.6	41.1	69.0	20.8	31.8	3.3
トルクメニスタン	64.2	30.4	33.6	35.3	10.5	38.5	10.7
エストニア	81.4	23.1	26.8	31.2	19.7	50.5	15.4

注:調査対象数は1982年労働者・職員家計30089世帯, コルホーズ員家計29078世帯, 1984年はそれぞれ36889及び22533世帯。世帯数構成比をウェイトとする加重平均値。
各年の世帯数構成比は, 1979年・1989年の人口センサスに基づく直線推計値を利用している。

出所:RGAE資料及び人口センサスデータを用いて筆者算定; ф. 1562, оп. 65, д. 2733; ф. 1562, оп. 67, д. 2423; *Итоги всесоюзной переписи населения 1979 года: число и состав семей в СССР, 1990, Том 6, ч. 2, С. 216-246; Итоги всесоюзной переписи населения 1989 года: число и состав семей в СССР, 1993, Том 3, С. 336-367.*

表3 貯蓄の準備度、未使用の理由・期間、形成期間、動機の関係：調整済み相関行列⁽¹⁾

	高額支出用の貯蓄の準備度			貯蓄を使わない理由			
	半分以上	全額	平均年数	入手困難	低品質	他	
高額支出用の貯蓄の準備度	半分以上	1.00					
	全額	0.55 ***	1.00				
	平均	0.72 ***	0.79 ***	1.00			
貯蓄を使わない理由	入手困難	0.24	0.41 **	0.32	1.00		
	低品質	0.05	0.29	0.08	0.21	1.00	
	他	0.43 **	0.43 **	0.49 ***	-0.05	0.26	1.00
貯蓄の未使用期間	平均年数	0.34 *	0.54 ***	0.43 **	0.56 ***	0.65 ***	0.52 ***
貯蓄の形成期間	平均年数	0.37 **	0.47 ***	0.31	0.77 ***	0.54 ***	0.28
貯蓄保持期間 ⁽²⁾	平均年数	0.32 *	0.43 **	0.32 *	0.76 ***	0.54 ***	0.30
貯蓄動機	将来の高額出費	-0.31 *	-0.06	-0.11	-0.04	-0.04	-0.18
	養育	-0.05	-0.03	-0.16	-0.19	-0.12	-0.30
	年金受給開始後の生活維持	0.36 **	0.17	0.27	-0.16	-0.05	0.00
	予期しない出費など	0.18	0.07	0.15	0.38 **	0.08	0.37 **
	特定の目的なし	-0.09	0.06	0.13	0.11	0.12	0.28

有意水準:***: 1%, **: 5%, *: 10%.

注1:1984年における15商品グループを対象とした15構成共和国の労働者・職員家計・コルホーズ員家計の貯蓄についての意識調査データを用いた推定。貯蓄無し(0%)の数値は欠損値としている。これらの数値に基づき、家計別の共和国集計値を算定した。共和国集計値は、各項目の共和国平均値と貯蓄対象商品数の積として算定される。

注2:財の購入に必要な全額を貯蓄するためにかかった期間(形成期間)とそれを使わなかった期間(未使用期間)の和。

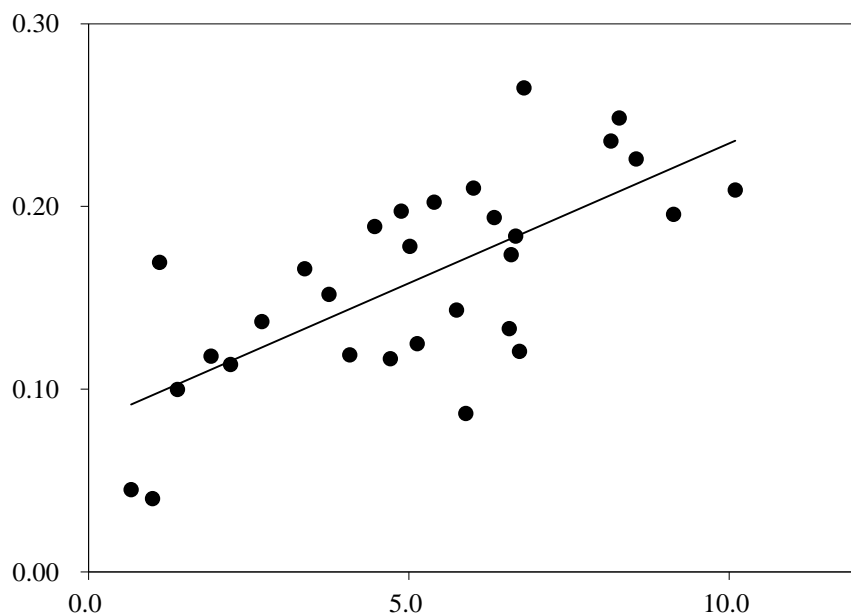
出所:RGAE資料を用いて筆者推定。前出 Φ.1562, Оп.65, д.2733, С. 13-44, 9-10, 49-79, 85-116; Φ.1562, Оп.67, д.2423, С. 7-38, 43-72, 77-106, 111-140.

図2 貯蓄対象財の入手困難性と貯蓄期間の関係

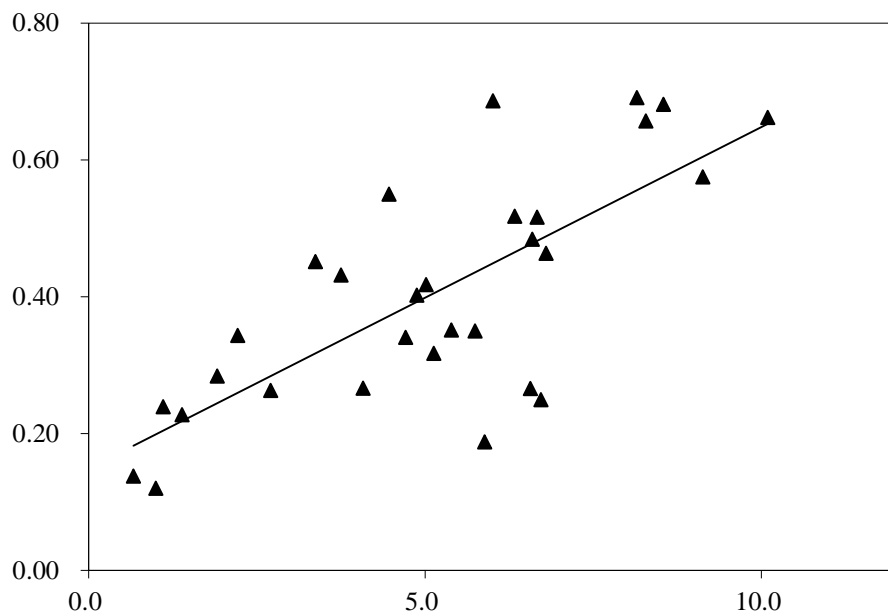
X軸: 貯蓄期間の長さの度合い = 商品別における購入対象商品のための貯蓄年数の平均 × 貯蓄対象品目数.

Y軸: 財の入手困難度 = 商品別の財入手困難度の平均 × 貯蓄対象品目数.

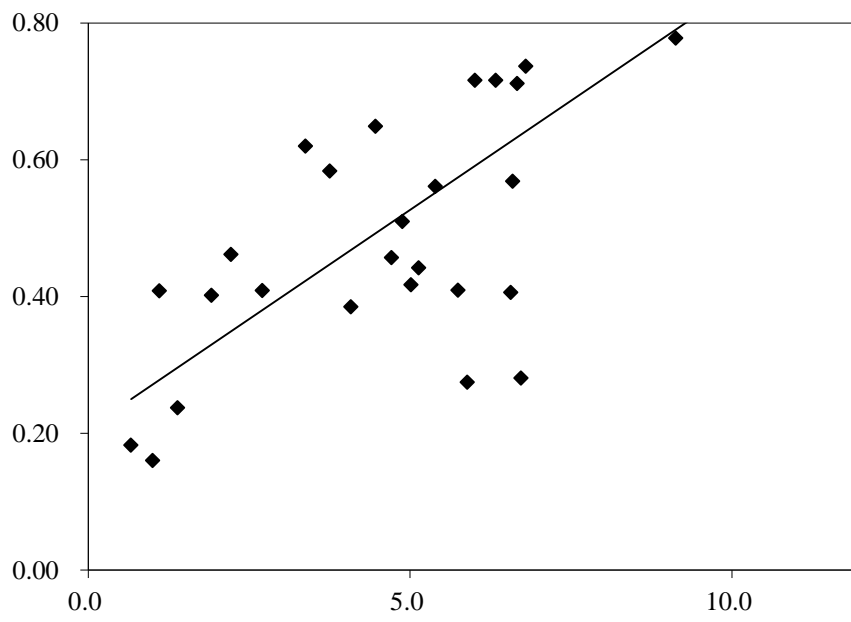
(A) 貯蓄の未使用期間



(B) 貯蓄の形成期間



(C) 貯蓄の保持期間



出所:表3のデータを用いて筆者作成.

表 4 変数の定義

変数	定義	データ出所
従属変数		
<i>saving rate</i>	家計貯蓄率, 自然対数値: 家計可処分所得に対する貨幣貯蓄の比率 (自然対数値). 貨幣貯蓄は, 現金保有・預金・市民向け純信用の増分.	家計調査資料に基づく筆者推計値: 用いた資料一覧は, 志田 (2015), Appendix 2を参照.
説明変数		
<i>shortage</i>	不足, 自然対数値: 小売商業在庫高に対する家計可処分所得総額の比. (自然対数値).	家計調査資料及び商業統計に基づく筆者推計値: Kim and Shida (2014).
<i>informal</i>	非公式経済の規模, 自然対数値: NMPに対する非公式経済支出総額の比.	筆者推計値: 非公式経済支出に関してはKim and Shida (2014), NMPは久保庭眞彰・一橋大学名誉教授及びCIS統計委員会からの提供データ.
<i>income</i>	実質所得, 自然対数値: 1965年価格家計可処分所得.	住民貨幣収支バランスに基づく筆者推計値: 志田 (2012), 志田 (2015), Appendix 1.
<i>liquid</i>	流動資産・所得比率, 自然対数値: 所得に対する流動資産の比率.	家計調査資料に基づく筆者推計値: 用いた資料一覧は, 志田 (2015), Appendix 2を参照.
<i>inflation</i>	インフレ率, 自然対数値: 非公式経済の価格上昇を考慮したインフレ率.	コルホーズ市場価格指数と家計調査資料に基づく筆者推計値: 用いた資料一覧は, 志田 (2015), Appendix 2を参照.
<i>graduates</i>	教育水準, 自然対数値: 人口1000人当たり高等教育機関卒業人数.	ソ連公式統計.
ライフサイクル要因		
<i>fertility</i>	出生率.	World Bank's World Development Indicators.
<i>expectacy</i>	平均余命, 自然対数値.	同上
<i>old</i>	老齢従属変数, 自然対数値: 総人口に対する65歳以上の人口の比率.	同上
<i>young</i>	若年従属変数, 自然対数値: 総人口に対する15歳未満の人口の比率.	同上
<i>dependency</i>	従属変数, 自然対数値: 老齢従属変数と若年従属変数の合計.	同上

出所: 筆者作成.

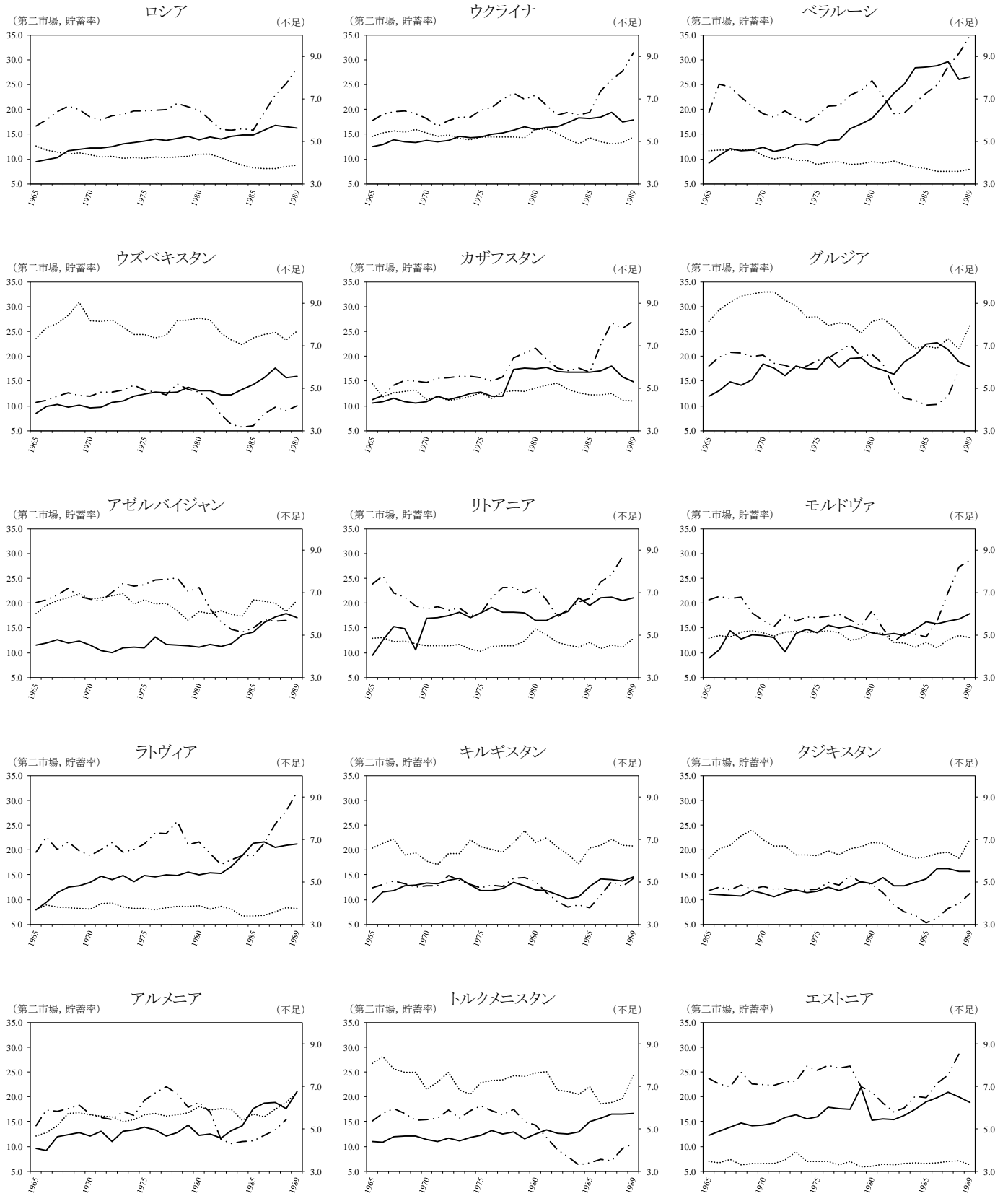
表5 変数の記述統計量

変数	Obs.	平均	標準偏差	最小値	最大値	貯蓄率との相関
<i>saving rate</i>	375	2.66	0.22	2.10	3.39	-
<i>shortage</i>	370	1.77	0.21	1.13	2.30	0.32 ***
<i>informal</i>	375	2.68	0.42	1.77	3.50	-0.32 ***
<i>income</i>	375	6.70	0.44	5.84	7.83	0.75 ***
<i>liquid</i>	375	3.60	0.44	2.68	4.59	0.75 ***
<i>inflation</i>	360	4.62	0.03	4.52	4.70	-0.15 ***
<i>fertility</i>	375	1.09	0.41	0.55	1.93	-0.50 ***
<i>expectancy</i>	375	4.20	0.06	4.03	4.28	0.53 ***
<i>graduates</i>	375	4.09	0.23	3.26	4.48	0.46 ***
<i>class structure</i>	375	4.41	0.12	3.92	4.57	0.47 ***
<i>old</i>	375	1.98	0.36	1.33	2.57	-0.57 ***
<i>young</i>	375	3.42	0.27	3.02	3.84	0.58 ***
<i>dependency</i>	375	0.44	0.25	-0.06	0.76	-0.13 **

有意水準:***: 1%, **: 5%, *: 10%.

出所:筆者作成.

図3 家計貯蓄率・不足・非公式経済の推移:構成共和国, 1965-1989年



———— 左軸:家計貯蓄率(%)
 左軸:第二市場の相対規模:NMPと比較した第二市場支出の規模(%)
 - - - - - 右軸:不足:公式市場の不足レベル=家計の可処分所得(人口換算値)(比)/小売市場在庫残高
 出所:筆者作成。

表 6 パネル単位根検定

Levin-Lin-Chu unit-root test	adjusted t-value	
	level	1st differences
<i>saving rate</i>	-1.93 **	-8.21 ***
<i>informal</i>	-2.53 ***	-4.31 ***
<i>income</i>	-3.01 **	-7.22 ***
<i>liquid</i>	-7.05 ***	-5.14 ***
<i>inflation</i>	-4.92 ***	-14.85 ***
<i>fertility</i>	-2.43 ***	-10.56 ***
<i>expectancy</i>	-0.06	-6.33 ***
<i>graduates</i>	-12.33 ***	-8.97 ***
<i>old</i>	-8.97 ***	-14.08 ***
<i>young</i>	-33.17 ***	-12.22 ***
<i>dependency</i>	-55.30 ***	-9.61 ***

Im-Pesaran-Shin unit-root test	Z-t-tilde-bar	
	level	1st differences
<i>shortage</i>	3.42	-6.12 ***

Ho: Panels contain unit roots

Ha: Panels are stationary

注: *shortage* 変数を除き, 全ての変数に関して, Levin-Lin-Chu 検定を行っている.

shortage に関しては, Im-Pesaran=shin 検定.

有意水準: ***: 1%, **: 5%, *: 10%.

出所: 筆者作成.

表7 家計貯蓄率の決定要因:固定効果モデルによる推定

<i>saving rate</i>	FE	FE	FE	FE	FE	FE
Model	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
<i>income</i>	0.478 *** (0.069)	0.479 *** (0.068)	0.484 *** (0.066)	0.470 *** (0.069)	0.449 *** (0.068)	0.469 *** (0.083)
<i>shortage</i>	0.195 *** (0.048)	0.170 *** (0.047)	0.250 *** (0.049)	0.168 *** (0.047)	0.180 *** (0.049)	0.282 *** (0.054)
<i>informal</i>	-0.185 *** (0.070)	-0.156 ** (0.068)	-0.199 *** (0.067)	-0.155 ** (0.068)	-0.163 ** (0.069)	-0.172 ** (0.068)
<i>liquid</i>	0.019 (0.059)	0.021 (0.057)	0.025 (0.053)	0.068 (0.055)	0.055 (0.055)	-0.032 (0.064)
<i>inflation</i>	-0.712 *** (0.194)	-0.695 *** (0.193)	-0.680 *** (0.190)	-0.719 *** (0.194)	-0.715 *** (0.194)	-0.646 *** (0.186)
<i>graduates</i>	-0.082 (0.054)	-0.084 (0.054)	0.003 (0.056)	-0.059 (0.056)	-0.077 (0.055)	0.069 (0.061)
<i>fertility</i>	-0.127 (0.080)					0.059 (0.175)
<i>expectancy</i>		0.654 ** (0.320)				0.145 (0.402)
<i>old</i>			-0.317 *** (0.077)			-1.149 ** (0.217)
<i>young</i>				0.145 *** (0.142)		-2.511 *** (0.591)
<i>dependency</i>					0.031 (0.093)	-1.713 *** (0.399)
定数	3.300 *** (0.994)	0.297 (1.708)	3.173 *** (0.969)	2.449 ** (1.204)	3.174 *** (0.996)	13.240 *** (2.957)
number of obs	355	355	355	355	355	355
R-sq	0.666	0.668	0.680	0.665	0.664	0.699
F test	14.640 ***	14.730 ***	16.160 ***	14.390 ***	14.310 ***	16.340 ***

有意水準: ***:1%; **:5%; *:10%.

注:括弧内の数値は標準誤差.

出所:筆者推定.

表 8 家計貯蓄率の決定要因:システム GMM モデルによる推定

<i>saving rate</i>	system GMM	system GMM	system GMM	system GMM	system GMM
Model	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
<i>saving rate</i> (lagged)	0.727 *** (0.035)	0.727 *** (0.035)	0.712 *** (0.035)	0.729 *** (0.035)	0.731 *** (0.035)
<i>income</i>	0.081 *** (0.026)	0.091 *** (0.025)	0.113 *** (0.025)	0.095 *** (0.033)	0.074 ** (0.030)
<i>shortage</i>	0.102 *** (0.032)	0.087 *** (0.030)	0.121 *** (0.032)	0.084 *** (0.030)	0.099 *** (0.032)
<i>informal</i>	-0.099 ** (0.046)	-0.085 * (0.045)	-0.100 ** (0.045)	-0.085 * (0.045)	-0.094 ** (0.045)
<i>inflation</i>	-1.283 *** (0.129)	-1.275 *** (0.129)	-1.248 *** (0.129)	-1.275 *** (0.130)	-1.278 *** (0.130)
<i>fertility</i>	-0.067 (0.046)				
<i>expectancy</i>		0.139 (0.196)			
<i>old</i>			-0.146 *** (0.049)		
<i>young</i>				0.003 (0.086)	
<i>dependency</i>					0.070 (0.058)
定数	6.163 *** (0.639)	5.425 *** (1.018)	6.060 *** (0.622)	5.966 *** (0.773)	6.081 *** (0.634)
number of obs	355	355	355	355	355
Wald chi-squared	3217.340 ***	3215.010 ***	3282.160 ***	3206.870 ***	3205.090 ***
Sargan test	340.570	341.880	340.210	342.150	340.480
Prob > chi2	(0.361)	(0.343)	(0.366)	(0.339)	(0.362)

有意水準: ***:1%; **:5%; *:10%.

注:括弧内の数値は標準誤差.

出所:筆者推定.

表9 家計貯蓄率の決定要因: 交差項の推定

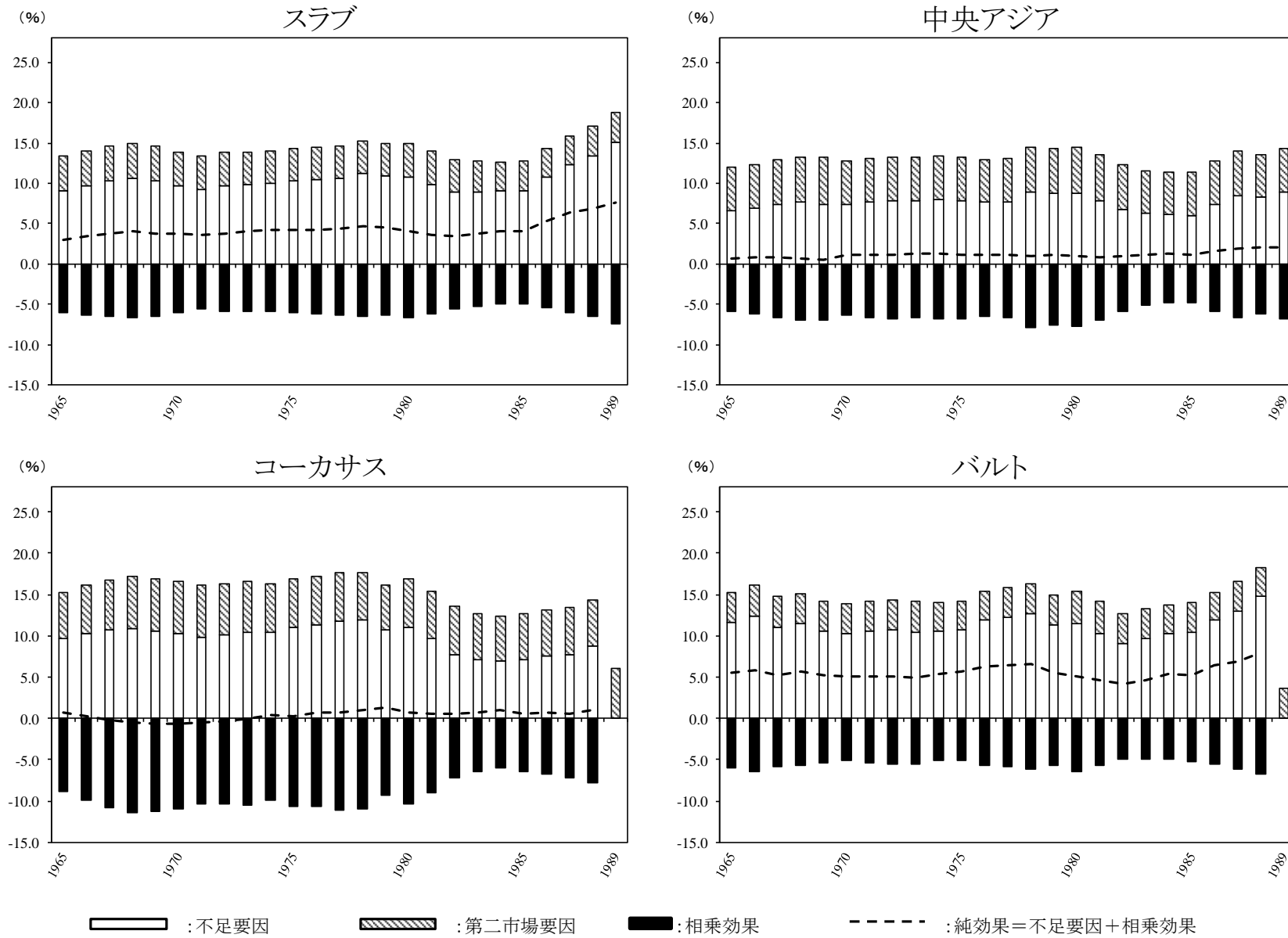
<i>saving rate</i>	FE	FE	FE	FE	FE	system GMM	system GMM	system GMM	system GMM	system GMM
Model	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]
<i>saving rate</i> (lagged)						0.848 *** (0.028)	0.847 *** (0.028)	0.847 *** (0.028)	0.846 *** (0.028)	0.845 *** (0.028)
<i>income</i>	0.459 *** (0.028)	0.459 *** (0.026)	0.493 *** (0.025)	0.509 *** (0.039)	0.477 *** (0.034)	0.021 (0.021)	0.027 (0.020)	0.026 (0.020)	0.017 (0.022)	0.013 (0.023)
<i>shortage</i>	1.278 *** (0.323)	1.231 *** (0.328)	1.051 *** (0.321)	1.324 *** (0.316)	1.335 *** (0.319)	0.391 ** (0.178)	0.367 ** (0.168)	0.384 ** (0.167)	0.385 ** (0.170)	0.425 ** (0.178)
<i>informal</i>	0.580 ** (0.239)	0.565 ** (0.236)	0.376 *** (0.236)	0.647 *** (0.228)	0.646 *** (0.233)	0.239 ** (0.119)	0.217 ** (0.108)	0.229 ** (0.108)	0.238 ** (0.112)	0.263 ** (0.117)
<i>interaction: shortage * informal</i>	-0.406 *** (0.120)	-0.392 *** (0.121)	-0.304 ** (0.120)	-0.433 *** (0.116)	-0.434 *** (0.118)	-0.124 ** (0.063)	-0.113 * (0.058)	-0.119 ** (0.058)	-0.122 ** (0.060)	-0.136 ** (0.063)
<i>inflation</i>	-0.721 *** (0.189)	-0.714 *** (0.189)	-0.677 *** (0.186)	-0.704 *** (0.189)	-0.713 *** (0.189)	-1.357 *** (0.135)	-1.358 *** (0.135)	-1.371 *** (0.134)	-1.355 *** (0.134)	-1.348 *** (0.134)
<i>fertility</i>	0.071 (-0.690)					-0.012 (0.019)				
<i>expectancy</i>		0.319 (0.303)					0.008 (0.110)			
<i>old</i>			-0.260 *** (0.075)					0.002 (0.019)		
<i>young</i>				0.167 (0.128)					-0.122 ** (0.060)	
<i>dependency</i>					-0.031 (0.088)					0.038 (0.033)
定数	1.055 (1.116)	-0.313 (1.487)	1.563 (1.057)	-0.112 (1.259)	0.715 (1.077)	5.810 *** (0.691)	5.786 *** (0.858)	5.840 *** (0.682)	5.918 *** (0.682)	5.736 *** (0.690)
number of obs	355	355	355	355	355	355	355	355	355	0
R-sq	0.675	0.676	0.686	0.676	0.675					
F test	21.750 ***	21.830 ***	23.390 ***	21.740 ***	21.360 ***					
Wald chi-squared						2786.600 ***	2787.360 ***	2788.100 ***	2789.480 ***	2792.710 ***
Sargan test						312.730	303.020	316.820	315.750	313.370
Prob > chi2						0.834	0.831	0.790	0.802	0.828

有意水準: ***: 1%; **: 5%; *: 10%.

注: 括弧内の数値は標準誤差.

出所: 筆者推定.

図4 決定要因の地域間比較(中位推定):不足要因, 第二市場要因, 相乗効果, 純効果



出所:筆者作成.

注:表 5-9 モデル [1], [2], [3], [4], [5] のそれぞれについて, *shortage*, *informal*, *interaction: shortage*informal* の係数と変数の積を指数変換して算定された, 各変数により生じる貯蓄率 (%) の平均値を示した.

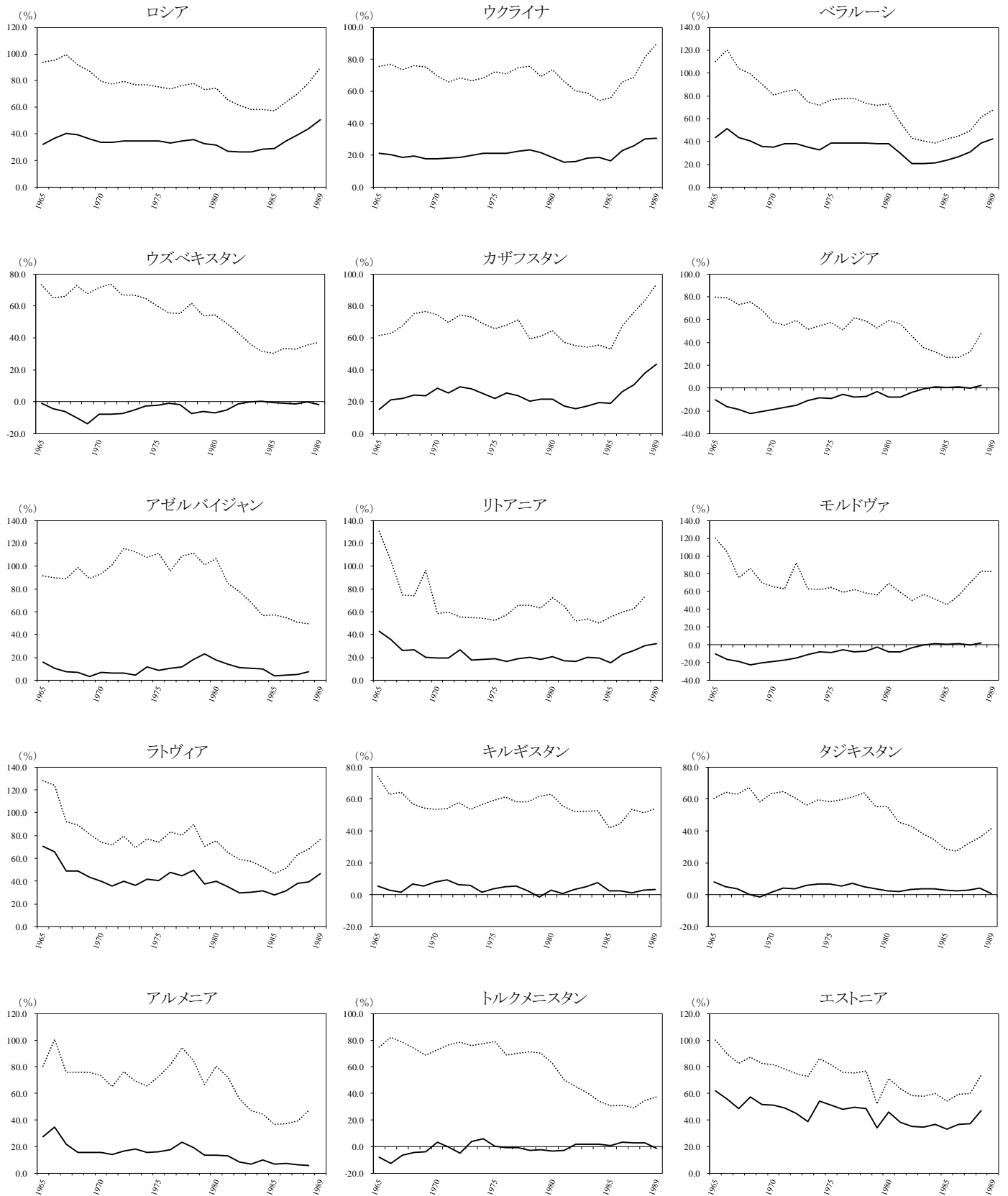
表 10 不足要因, 非公式経済要因, 相乗効果, 純効果: 期間平均値の地域間比較

(%)

	不足要因 [1]	第二市場要因 [2]	相乗効果 [3]	純効果 [4] = [1] + [3]
スラブ	10.4	4.0	-6.1	4.4
中央アジア	7.6	5.5	-6.5	1.2
コーカサス	9.7	5.9	-9.4	0.4
バルト	11.2	3.6	-5.6	5.6

出所:表 9 及び図 4 に基づき筆者算定.

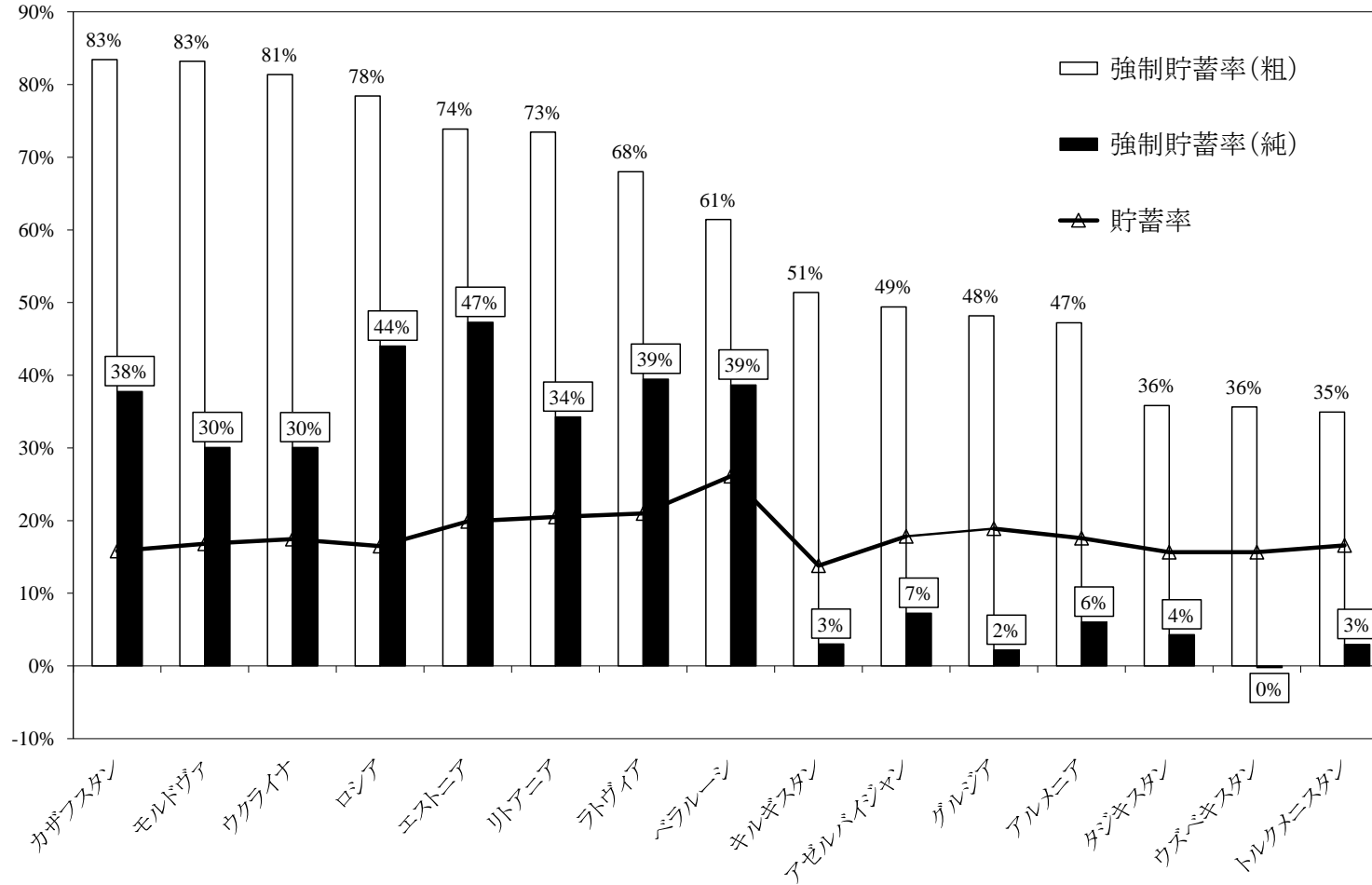
図5 強制貯蓄率の推移:構成共和国別, 1965-1989年



——: 強制貯蓄率(純): 相乗効果を考慮した不足要因に伴う貯蓄率が実際の貯蓄率に占める比率。
: 強制貯蓄率(粗): 不足要因のみを考慮した貯蓄率が実際の貯蓄率に占める比率。

出所: 筆者作成。

図6 強制貯蓄率の比較分析：構成共和国別，1988年

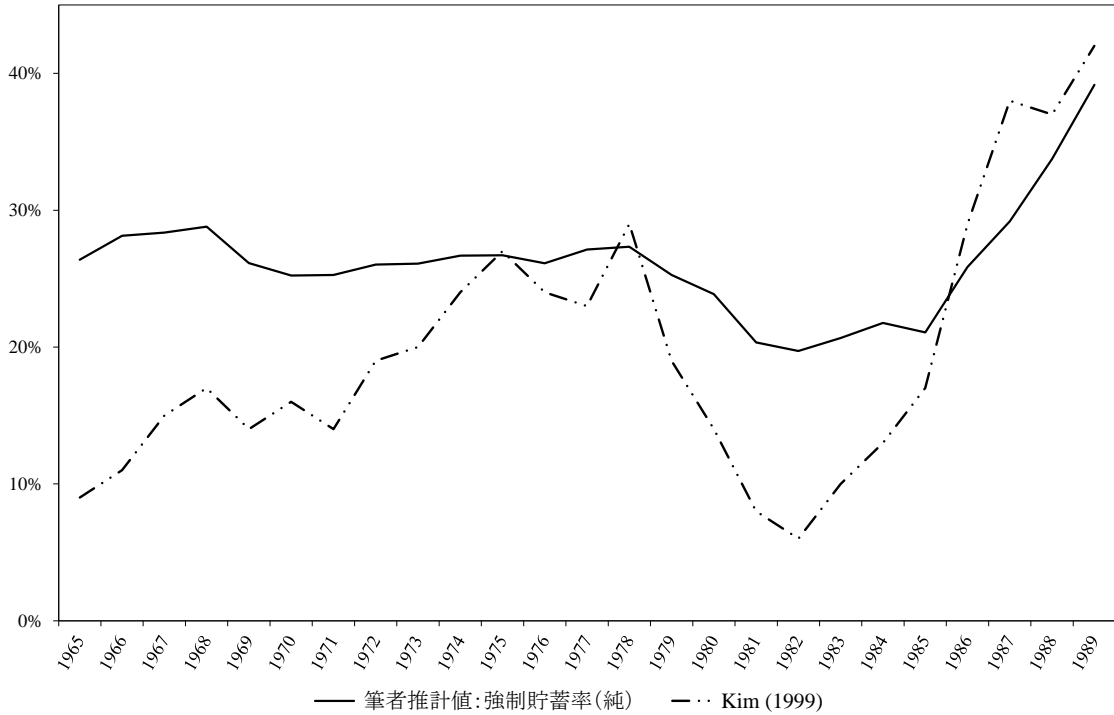


出所:筆者推計.

注1:強制貯蓄率(粗) = 不足要因 / 貯蓄率 × 100; 強制貯蓄率(純) = (不足要因 + 相乗効果) / 貯蓄率 × 100.

注2:図中の四角内に、強制貯蓄率(純)の数値を示した.

図7 ソ連の強制貯蓄率の推移:1965-1989年



出所:筆者推計及び Kim (1999), p. 662, table 6.

注:ソ連全体の強制貯蓄率(純)は、共和国レベルの強制貯蓄率(純)を年央人口をウェイトとして加重平均した値として算定される.