

ロシア地域出生率の動態と決定要因*

— 動学的パネルデータ分析 —

岩崎一郎・雲 和広

本稿の目的は、2005～2015年を観察期間とする、ロシア連邦構成主体のパネルデータを用いて、地域出生率の決定要因を実証的に検証することである。システム一般積率化推定量を用いた状態依存動学モデルの推定結果は、分析対象地域の経済成長、潜在的雇用機会、地元企業の良好な経営状態、教育機会、社会資本の質及び住宅供給の6要因は、当該地域の出生率を押し上げる効果を持つ一方、スラブ民族のプレゼンス、人口流入、貧困及び環境リスクの4要因は、対象地域の出生率を抑制する方向に作用する可能性を強く示唆した。更に、本稿の推定結果は、ロシア女性の出産行動に強く影響する諸因子の組み合わせは、異なる年齢間や地域間で大きく相違する事実も明らかにした。ロシアの少子化傾向を効果的に抑制するためには、年齢層や地域の異質性に配慮したきめ細かい政策の立案と実施が求められる。

JEL Classification Codes: C23, J11, J13, P25, R23

1. はじめに

社会主義体制の崩壊後、中東欧・旧ソ連諸国は、出生率と死亡率の同時的悪化に特徴付けられる人口危機に軒並み見舞われた。これらの国々の中でも、ロシアの危機的状況は、とりわけ強い関心を集めた(Philipov and Dorbritz, 2004)。何故なら、ロシアでは、1992年に始まり1998年まで続いた「転換不況」(岩崎・雲, 2018a)と称される国内総生産(GDP)の激しい縮小が、出生率と死亡率の双方に否定的な影響を及ぼし続けた結果として、1999年には、合計特殊出生率(total fertility rate)が、1.157という極めて低い水準を記録する等、その深刻度が際立っていたからである。この間、同国では、総人口も縮小に次ぐ縮小を続けた。

しかしながら、上述の出生率低下傾向は、1999年を底として反転し、その後持続的な改善を見せる。それは、ロシア経済全体の回復と軌を一にするものであった(Антонов, 2008; Росстат, 2009)。事実、1999年以降、総じて安定的に上昇した合計特殊出生率は、2015年に

は、1.777という新生ロシア史上の最高の水準に達しているのである。

そのような近年における出生率の改善傾向にも拘わらず、ロシアの人口危機は依然として深刻である。それは、1990年代初頭の極めて薄い年齢層が20歳以上に達して2010年代に再生産年齢の人口層が減少すること、そして同時に労働年齢人口も減少することが不可避となるロシア人口の年齢構造を見れば自明のことであった(雲, 2011)。2015年と2016年の2年間に続けてロシア全体の労働年齢人口¹⁾が、年当たり100万人以上減少したこと²⁾は、その一つの帰結であった。ウラジミール・プーチン大統領もこの問題に強い懸念を表明し、その意向を受けて、連邦政府及び議会は、幾つかの少子化対策を打ち出した。2006年12月に制定された「出産・育児手当増額法」³⁾や、国民一人当たり平均年収を超える金額の支援を行う「母親資本法」⁴⁾は、その象徴である⁵⁾。

しかしながら、ロシア政治体制の高度な中央集権制故か、これらの少子化対策は、総花的・全国一律的である上、年齢無差別的だとも評さ

れている。例えば「母親基金」は、二人以上の子を持つ親に対して、住居・教育・年金のいずれかのみに対する補助として、総額 25 万ルーブル(110 万円程度、当時)を支給するという内容のものであるが、この支援策は、合計特殊出生率が人口再生産水準を遥かに下回り、なおかつほぼ全ての住居が集合住宅である大都市圏においても、そして逆に、合計特殊出生率が 3.0 を遥かに超えており、更に世帯の多くが戸建て住居に暮らす地方においても、同様に適用されており、地域的な条件の相違が全く考慮されていないのである。同じ問題が「出産・育児手当増額法」にも該当する。このような政策体系が効果的であるのか、また、広大な領土と多様な民族性をその特質とするロシアの国内事情に対して十分適格的であるのか疑問視する向きがある。ロシアの出生率の改善に寄与するマクロ的要因とは一体何であるのか、そこに、地域的な経済状況の差や社会の人口構造の相違に起因する顕著な差異は存在しないのか、この点を把握することは、政策的に意義があり、人口経済学的にも興味深い問題である。

出産の意志決定は、言うまでもなく個人の条件に強く左右されるものであり、諸外国のそれと同様に、ロシアの出生率に係るこれまでの先行研究も、Russia Longitudinal Monitoring Survey(RLMS)に代表される家計パネルデータの利用を行うものが多くを占めている。しかしながら、個人特性に依らない条件を考慮することも必要であろう。この点は、ロシアのように広大な領域を抱える国に対して、とりわけ当てはまると言える。

ロシア全体として出生率の低下が見られたことは、上述の通りであるものの、それに対応した政策を策定するに当たっては、個人特性のみならず、地域毎に異なる社会状況や経済情勢が、出生率に与える影響の差を考慮する必要がある。ロシアにおける地域格差の大きさは、これまでも頻々と語られてきた(Dolinskaya and Tytell, 2002; Benini and Czyżewski, 2007)。端的な指

標をあげると、2015 年の首都モスクワ市における合計特殊出生率は 1.41 と、連邦でも最も低い水準に近いが、他方、ロシアで最も高い合計特殊出生率を記録しているトゥヴァ共和国のそれは 3.39 と、モスクワ市の 2 倍を遥かに超える値を示している。その一方、同年のモスクワにおける平均名目所得は、月額 59,900 ルーブル(連邦構成主体中第 4 位)であったのに対して、トゥヴァ共和国の所得水準は、月額 15,200 ルーブル(連邦構成主体中第 83 位)に過ぎず、両地域の差は、ほぼ 4 倍にも達しているのである(Poccrar, 2016)。ここで、比較のために、2015 年の日本の実績を示せば、東京都と沖縄県・宮崎県・青森県等との収入格差は、1.63 倍未満に収まっており(賃金構造基本統計調査)⁶⁾、また、合計特殊出生率についても、同年、47 都道府県中最低値を記録した東京都の 1.24 に対して、最高値を示した沖縄県のそれは 1.96 であり、後者は前者の 1.6 倍に過ぎないのである(人口動態統計月報年計)⁷⁾。

我が国の様に、民族的均一性が高く、領土の狭い国と比較すれば、ロシア国内の地域差が大きくなるのは当然のことかもしれない。しかしながら、それは、ある政策を適用するに当たって、日本であれば全国画一的な導入が大きいくは問題にならない場合であっても、ロシアにおいては不適切となる状況が生じ得ることを同時に意味する。従って、先述の通り、地域差が著しいロシアにおいては、出生率の上昇を意図した政策を勘案する上で、各地域の個別的な特性を考慮しない施策の導入が、果たして効率的であるのか否かがより真剣に問われなければならないのである。地域的特性が出生率の水準や動態に及ぼす効果の解明が、ロシア人口経済論において、重大な研究テーマに浮上する理由はここにある。

以上の研究課題を達成するために、本稿では、2005~2015 年を観察期間とするロシア連邦構成主体のパネルデータを用いて、地域出生率の決定要因を実証的に検証する。システム一般積

率化推定量を用いた状態依存動学モデルの推定結果は、分析対象地域の経済成長、潜在的雇用機会、地元企業の良好な経営状態、教育機会、社会資本の質及び住宅供給の6要因は、当該地域の出生率を押し上げる効果を持つ一方、スラブ民族のプレゼンス、人口流入、貧困及び環境リスクの4要因は、対象地域の出生率を抑制する方向に作用する可能性を強く示唆した。更に、本稿の実証結果は、ロシア女性の出産行動に強く影響する諸因子の組み合わせは、年齢層や地域間で大きく相違する事実も明らかにした。

本稿の構成は、次の通りである。次節では、先行研究の議論に基づいて、ロシア地域出生率の影響因子に関する筆者らの理論仮説を提示する。第3節では、ロシア連邦、連邦管区及び連邦構成主体における出生率の動態を、統計的に俯瞰すると共に、その基本的な特徴を論じる。第4節では、ロシア地域出生率決定モデルの動学パネルデータ推定によって、理論仮説を実証的に検証する。そして最終第5節で、分析結果の要約と筆者らの政策合意を述べる。

2. 地域出生率の影響因子：先行研究の議論と理論仮説

本稿冒頭で述べた通り、ソ連崩壊後、急激な出生率の低下に見舞われたロシアでは、その要因に関する検討も鋭意進められた。実際、それは、ソ連崩壊からほどなく開始されたと言って良いが(Вишневский, 1994)、定量分析の伝統を欠いていた新生ロシアの出生率に関する議論は、諸外国においてであれ、ロシア本国においてであれ、その多くが記述的な事実の積み上げに留まるものであり、統計・計量的手法を駆使して、出生率決定要因の検証を試みるものは、当初殆ど見られなかった。マイクロデータによる接近を図るにも、データの蓄積にある程度の時間を要するから、ロシアについては、概ね国レベルのデータや地域データに依拠した議論が行われたのである。実際、有力学術誌 *World Development* 誌において、1998年にロシアの

人口動態に関する特集が組まれ、そこでは、出生率の急激な低下も議論の俎上に挙げられたが、その全ての論説が記述的接近に依っていた。

この時期の論者達は、ロシアの出生率低下は、体制転換に伴う国民経済活動の著しい停滞に起因すると見なすものが多かった(DaVanzo and Grammich, 2001)。即ち、ある時の所得水準や経済・雇用状況が、同時期の出生率に直結するという見方である。こうした主張は、育児の経済コスト面を重視していると言えるが、その理論的・実証的な裏付けは不十分であった。また、コーホート出生率の歴史的推移を諸外国と比較するならば、ロシアは、長期的趨勢として他国の経験に沿っている、という見方も示されたが(Avdeev and Monnier, 1995; Kharikova and Andreev, 2000)、このような見解を打ち出した研究も、ロシア人口動態の長期的変動を決定付ける諸要因にまで立ち入った議論を展開しているわけではない。

そこで、以下本節では、先進諸国やロシアが少子高齢化時代を迎えた後に発表された比較的最近の人口経済学領域の研究成果に注意を払いつつ、ロシアにおける出生率の決定要因に焦点を当てた先行研究の議論を追跡することを介して、本稿で行う実証分析に導入すべき変数の選択を行い、その符号条件に関する仮説を提示する。

2.1 経済状況と出生率

先進国と途上国との関係の如く、経済発展水準が大きく異なる国家間の比較ではなく、一定以上の経済発展を実現した後における一国内の出生率の変動に対して、経済的な環境が与える影響を考える上では、Easterlin(1966)の「相対所得仮説」を援用するのが通例であろう。同仮説は、自身の経験してきた生活水準が、子供を持つか否かの意志決定に影響を及ぼし、将来において高い生活水準が期待されるならば、実際に子供を持つことになるかと予想するものである。この相対所得仮説からは、経済的な意味で

の将来的な展望が開けることによって、出生率の上昇が期待され得るという予想が導き出される。かかる文脈において、出生率の影響因子が論じられる際には、経済成長率は勿論のこと、雇用の安定度や物価水準の推移、社会資本の質やその充実度等に関する考察もなされるのが常である。

以上の観点に基づいて、経済状況と出生率との関係を論ずるものは数多い。例えば、Kohler *et al.* (2002) は、旧社会主義圏のみならず、欧州諸国の出生率の推移をも広く概観した上で、全般的経済状況の悪化や不確実性の増大は、出生率を引き下げる方向に働く、と主張した。同じことは、Billingsley (2010) が、旧社会主義移行諸国のマクロ経済データを用いて、GDP や国民所得の成長率が、出生率に対して有意に正の影響を与えること、逆に、物価の高騰は、有意に負の影響を及ぼすことを示した実証結果に端的に示されている。Rodin (2011) や Gentile (2005) も同様の指摘を行っている。実際、Rodin (2011) は、東欧諸国を対象に、経済成長は出生率を上昇させる一方、失業率やインフレーション、並びにリスクの増大は、当該国の出生率に否定的な影響をもたらすと論じている。また、中央アジア研究の Gentile (2005) は、良好な政治・経済状況やインフラ整備の進展は、同地域の出生率に肯定的に寄与する一方で、貧困の拡大や環境・衛生状況の悪化は、出生率の低下につながるとの指摘を行っている。経済水準の低下や生活リスクの増大が、出生率引き下げ効果を発揮するという論点は、中東欧地域における移行初期の経済危機と 2000 年代後半における力強い経済成長の時期とを包括的に検討した Sobotka (2011) においても強調されている。また、日本研究においても、鎌田・岩澤 (2009) が、都道府県データを用いた実証研究により、失業率と出生率の間には、有意な負の相関が看取される一方、就業率は、出生率に対して有意に正の影響を与えるという分析結果を導き出している。

移行期ロシアに関する諸研究も、上記の先行研究と同様の議論を展開してきた。その先駆けである先述の Kharikova and Andreev (2000) は、1994 年にロシアで実施されたマイクロセンサスの集計結果に基づいて、移行過程における経済の縮小が、出生率の低下に帰結していると指摘した。マクロ統計に依拠した DaVanzo and Grammich (2001) も、Kharikova and Andreev (2000) と同様に、体制転換に起因する経済活動の不調が、出生率の急減に直結したと説いている。Popova (2014) は、2000 年代を通じた検討により、同期間における経済の安定化あるいは経済成長が、ロシアにおける出生率の上昇につながったとの主張を、記述統計に基づいて展開している。Курушина и Дружинина (2015) は、地域データを用いて、高等教育を受ける機会の多さや、舗装道路密度によって表されたインフラ整備度、並びに住居面積で代理された居住条件等が、出生率に有意に正の影響を及ぼすとの結果を報告している。更に、ロシア政府の人口政策を検討した Попова (2016) は、地域レベルでの所得の増加や雇用の安定が、出生率の向上に果たす積極的な役割を論じている。

以上の通り、Easterlin (1966) の相対所得仮説に基づいて、経済的な将来展望が開けるか否かが、出生率に大きな影響を与えると仮定する場合、経済成長や雇用機会獲得の確実性及びこれらと同様の意味を有すると考えられる企業の健全な経営状態、社会資本の整備度や良好な居住環境、さらには教育機会の確保といった要因が、出生率に正の影響を与えるとの予想が得られる。他方、これら一連の要因とは表裏一体の関係にある貧困や環境のリスクは、出生率を引き下げる方向へ作用する可能性があると考えられるだろう。

2.2 地域特性への視点

経済状況が出生率の変動を説明すると論じる場合、それは、家計の経済的条件を捉えたマイクロデータによって分析するのが適当ではないか

という主張がなし得る。しかしながら、ここで強調したいのは、マイクロデータでは捉えきることの出来ない特質が、空間的に存在しているという側面である。この観点から、加藤(2017)は、個人の特性に帰着させるにはあまりにも大きな地方間出生率格差が日本で観察される事実を指摘しつつ、地域データを用いた実証分析の必要性を説いている。また、地域間の婚姻率の差が大きく、なおかつ結婚後の出生行動、即ち、有配偶出生率が、出生率の圧倒的部分を説明する我が国の場合、その「婚姻力」の差が、出生率の地域間格差を決定付けていることを示した山内他(2005)等も、地域的要因への分析的視点を重視する研究の一例である。移住先地域が、都市部であるか農村部であるかという違いは、居住条件や育児支援に大きな差を生じせしめるものであり、同一の個人特性を有する者であっても、結果としての出生率に相違が生じて何ら不思議は無い。人口移動転入率が高い地域の方が出生率も低くなるという鎌田・岩澤(2009)の観察結果も、都市における育児条件の不十分さを捉えるものである。

都市と農村との間の出生率格差は縷々語られてきたが(Kulu, 2011)、個人特性に帰着することが出来ない要因は、他にも様々にあり得る。個人レベルの視点から、民族的相違による出生率の差を見出した先行研究は、Jasilioniene *et al.*(2014)等多数あるものの、地域レベルに視点を巨視化した場合は、地域社会への同化の進展によって、民族的相違よりも、むしろ地域的相違の方が、出生率に対してより強い影響を与え得る可能性が、Basten *et al.*(2011)やFiori *et al.*(2014)によって示唆されている。この場合、個人特性は、出生率の地域差を説明する上で、適切な指標であるとは言い難い。事実、Wood *et al.*(2014)は、マクロ経済変数の出生力に対する影響力が、地域によって有意に異なることを示している。中東欧諸国を分析対象としたFrejka and Gietel-Basten(2016)や、中央アジアの人口地理を検討したGentile(2005)は共に、同じ

人口政策の効果が地域毎に異なっていることは、そもそも必要な政策自体が地域によって相異なることを意味するに他ならない、と異口同音に指摘している。

ロシアにおける出生率の地域間格差は、研究者によって強く認識されており、それに関する論説は多数存在する。例えば、Popova and Shishkina(2017)は、マガダン州やアルハンゲリ州等北極圏に位置する部分が多い北部地域の出生率は、連邦全体の平均値より低いものの、民族的ロシア人の比率が低い民族管区や民族共和国では逆に高い、と論じている。民族による出生率の相違と北部地域の出生率の低さは、Revich(2008)も注目しており、ロシア研究における地域特性への分析的配慮の必要を喚起している。ロシア民族との同化による出生率の低下あるいはスラブ民族の相対的な低出生率については長く論じられており、比較的近年の研究例であるAgadjanian *et al.*(2008)も、カザフスタンにおける民族的構成の違いによる人口動態の相違の存在を示している。これらの諸点に加えて、Shishkina and Popova(2017)は、年齢構造による地域出生率の差違の大きさにも注意を払っている。同論文の筆者らは、そこから、個別地域の特質を勘案した政策でなければ、その効果は期待を裏切るものになるであろうと述べている。地域の年齢構造が、地域レベルの出生率に差をもたらず点については、Archangel-sky and Dzhanaeva(2015)も注意を払っており、地域間人口移動による人口構造の変化が、出生率の変動に影響し得ると述べている。地域間人口移動の出生率効果については、世界の様々な国の研究においても、ロシア研究に限っても、肯定説と否定説とが混在している。但し、都市・経済集積地並びに資源産出地である北部地域への人口流入が大勢を占めるのであれば、地域間人口移動は、ロシア全体の出生率に負に作用する可能性がある。実際、同国の人口流入は、正にそうした地域に対して生じていることが、Kumo(2017)において示されていることを、こ

表 1. ロシア地域出生率の影響因子に関する理論仮説

影響因子	地域出生率に対する予想効果
気候上の困難性	-
スラブ民族のプレゼンス	-
人口流入	-
経済成長	+
潜在的雇用機会	+
地元企業の良好な経営状態	+
貧困リスク	-
教育機会	+
社会資本の質	+
住宅供給	+
環境リスク	-

注) + は、地域出生率との正の相関関係を、- は、負の相関関係を、それぞれ意味する。

出所) 第 2 節の議論に基づき筆者作成。

こに強調しておきたい。

以上に述べた先行研究のレビューを介して、地域出生率の影響因子として考慮すべき要因を特定することが出来た。その議論を要約すれば、表 1 の通りとなる。即ち、当該地域の経済成長、潜在的雇用機会、地元企業の良好な経営状態、教育機会、社会資本の質及び住宅供給は、ロシアの地域出生率と正の相関を示すと考えられる一方、気候上の困難性、地域社会におけるスラブ系民族のプレゼンス、人口の流入、貧困及び環境リスクは、地域出生率と負に相関すると予測されるのである。これら一連の理論仮説の現実適応性を検討すべく、まずは、ロシア地域出生率の動態と特徴を把握し、しかる後に、計量経済学的アプローチを以て、各影響因子の効果を実証的に検証する。

3. ロシア連邦及び地域における出生率の

動態：統計的概観

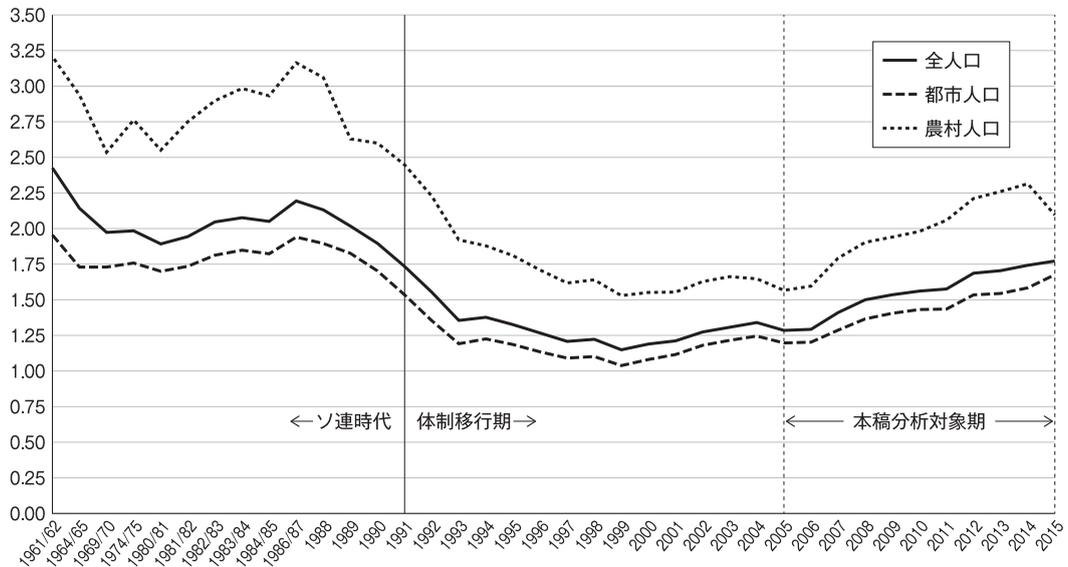
前節の考察結果を踏まえて、本節では、2005～2015 年の期間における、ロシア連邦、連邦管区及び連邦構成主体の出生率の動態を統計的に概観すると共に、その基本的な特徴を論じる。

図 1 には、ロシアにおける合計特殊出生率の 1960 年代から近年に至る長期的趨勢が描かれている。同図によると、1960 年代から 1980 年代末までの期間を通じて、ロシア全人口の合計

特殊出生率は、常に 2.0 前後又はそれ以上の水準を維持していた。しかし、社会主義体制崩壊の危機が非常な現実味を帯び、国家全体が大きく動揺した 1990 年以降、同指標は顕著な低落をはじめ、ソ連解体及びそれに引き続く未曾有の経済危機という社会的混乱を経て、1999 年には 1.157 という期間最低値を記録したのは、本稿冒頭でも述べた通りである。その後、合計特殊出生率は、2000 年から 2004 年の 5 年間を通じて微妙に上下し、そして 2005 年以後、回復速度は非常に緩やかながらも、ようやく長期上昇傾向に転じた。事実、2005～2015 年の期間年平均上昇率は 0.048 であり、なおかつ、この間一度も前年割れを起こしていない。言い換えれば、本稿の分析対象期間である 2005～2015 年という時期は、ロシア出生率の安定的回復期として特徴付けられるのである。

なお同図には、都市人口と農村人口の合計特殊出生率の推移も併せて示されているが、その傾向的特徴は、いずれも以上に述べた全人口のそれと基本的に符合している。但し、両者を比較すると、農村人口の合計特殊出生率が都市人口を上回る程度は、1986/87 年の時点で 1.215 もあったものが、2005 年には 0.369 へ縮小している。本稿が注目する 2005 年以降 2015 年の間、都市と農村の格差は総じて拡大傾向にあるが、2009 年と 2015 年に両者の差が再び縮まること

図1. ロシア連邦における合計特殊出生率の長期的推移：1961～2015年



出所) Росстат, Демографический ежегодник России(2005, Tables 2-4; 2016, Tables 2-6)及びロシア連邦統計局公開データ(<https://www.fedstat.ru/indicator/>)に基づき筆者作成。

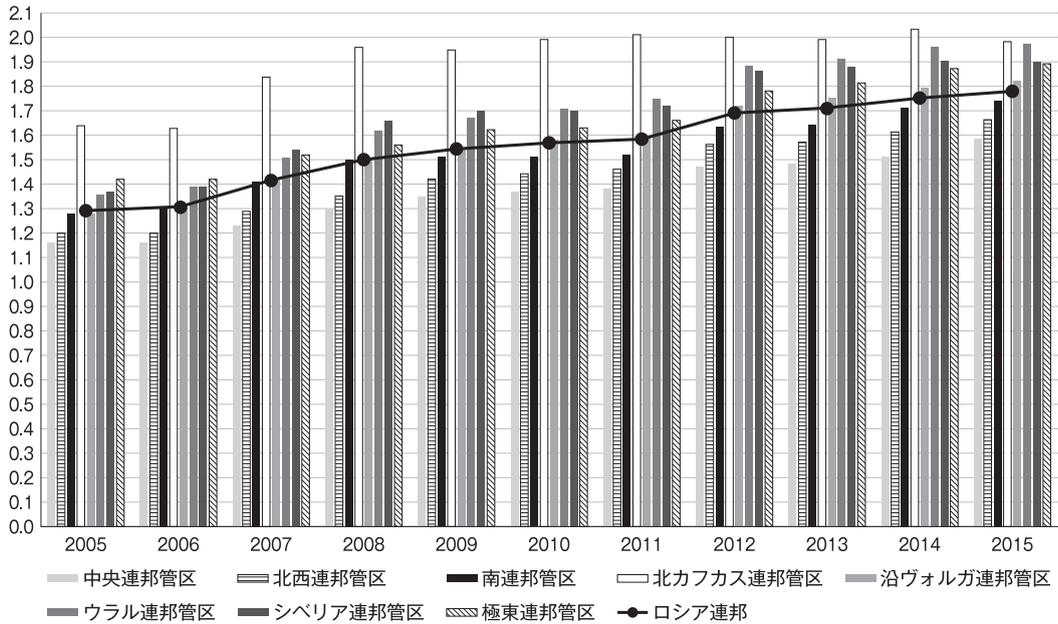
もあり、都市部と農村部の人口動態的相互関係は、強く安定的とまではいえない。この事実も、都市化率の差が大きいロシア地域の出生動態を理解する上で、重要な点であろう。

以上に述べたロシア連邦全体の趨勢を踏まえつつ、次に、地域出生率の動態を俯瞰しよう。図2には、近年のロシア全人口の合計特殊出生率の折れ線グラフに加えて、連邦管区別指標が棒グラフで表されている⁸⁾。同図の通り、これら8つの連邦管区は、いずれも、ロシア全体の回復傾向にほぼ歩調を合わせる形で、出生率の上昇傾向を示している。この点に加えて注目すべきは、出生率の上下で見る連邦管区間の相対的位置関係である。即ち、2005～2015年の期間を通じて、北カフカス連邦管区の合計特殊出生率が、8連邦管区の最高値を常に維持し、ウラル、シベリア及び極東連邦管区が、相互にほぼ同程度の指標を以て北カフカス連邦管区に続き、これら3連邦管区に、南及び沿ヴォルガ連邦管区が、第3グループとして連なり、北西連邦管区が、南・沿ヴォルガ連邦管区にやや離されながら第7位の位置を占め、残る中央連邦

管区が、8連邦管区中常に最低値を記録するという構図が、一度の例外もなく維持されているのである。図2から看取できるこれら2点の特徴は、ロシアの出生動向は、あらゆる地域に等しく作用する要因と共に、地域間の相対的關係を固定化するようなその他の要因にも大きく影響されていることを示唆している。

連邦管区別合計特殊出生率の観察から得られる上述の特徴は、連邦構成主体別指標の動態にも概ね当てはまることから、年毎にこれを視覚化した図3より確認することができる。同図は、2005～2015年の連邦構成主体別合計特殊出生率データから、同指標の10～90パーセンタイル値を計算し、それらを参照に、全89地域を8色に塗り分けたものである(白色はデータ欠損地域)⁹⁾。このため、図3の各パネルは、同期間における出生率の全国的な回復傾向を反映し、年の経過に従って、地図全体がより濃い色で彩画されている。同図の通り、合計特殊出生率は、圧倒的多数の連邦構成主体において、安定的上昇傾向を示しており、なおかつ、連邦管区[内]及び連邦構成主体[間]の相対的位置関

図2. 近年のロシア連邦及び連邦管区における合計特殊出生率の推移：2005～2015年



出所) ロシア連邦統計局公開データ (<https://www.fedstat.ru/indicator/>) に基づき筆者作成。

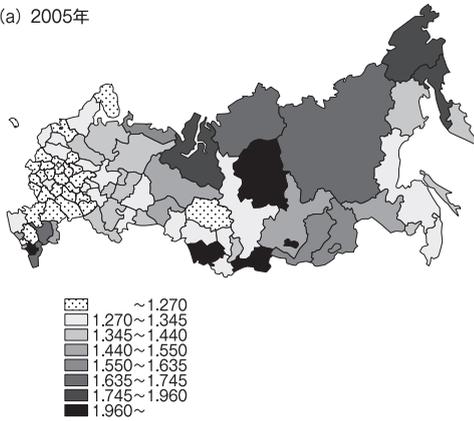
係には、大きな変動が見られない。実際、データ欠損地域を除く 83 連邦構成主体中、唯一チェチェン共和国のみが、2015 年の合計特殊出生率が 2005 年の水準を 0.150 下回っており、残る 82 地域のそれは、0.150(カラチャイ・チェルケス共和国)から 1.240(トゥヴァ共和国)の範囲で、全て増加を記録している(平均 0.491, 中央値 0.490)。更に、2005～2015 年における合計特殊出生率順位の 83 連邦構成主体別変動係数は、0.000(レニングラード州)から 0.996(イングーシ共和国)の範囲を取るが、その平均、中央値及び標準偏差は、それぞれ 0.172, 0.136 及び 0.151 に過ぎず、なおかつ、変動係数が 0.100 未満及び 0.100 以上 0.200 未満の連邦構成主体は、各々 32 及び 23 地域を数え、全体の 66.3% にも達するのである。このことから、実証分析の焦点となる連邦構成主体別出生率の決定要因も、連邦全土に亘って広範囲に影響をもたらす時系列的変動要因と、地域間の相対的格差を固定化する時系列的に変動性の低い要因の 2 種類から成る可能性が高いと云えよう。

以上に述べた合計特殊出生率に見る諸傾向は、しかしながら、あらゆる年齢層の出産行動に必ずしもそのまま当てはまるものではない。ロシア連邦統計局は、合計特殊出生率に加えて、年齢が 15～19 歳台、20～24 歳台、25～29 歳台、並びに 30～34 歳台である女性 1,000 名から生まれる子供の平均数を、年齢別出生率として公表している¹⁰⁾。例えば、2015 年の連邦構成主体別年齢別出生率は、15～19 歳台女性集団の平均(中央値)が、25.91(24.55)であるとすれば、20～24 歳台、25～29 歳台及び 30～34 歳台のそれは、それぞれ 97.06(91.75)、114.55(111.80)及び 82.87(82.60)である¹¹⁾。この通り、ロシアの女性は、20 歳代後半に出産機会のピークを迎えるが、その 5 歳前後の年齢帯においても多くの子供を儲けている。

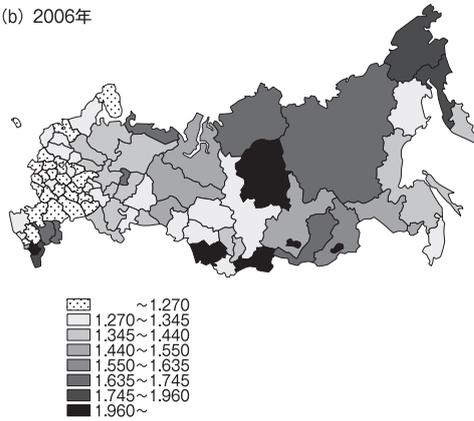
図 4 では、2005～2015 年の期間における連邦構成主体別合計特殊出生率及び上述した年齢別出生率の年別散布図に加えて、その分数多項式近似曲線及び 95% 信頼区間が、指標毎にパネル化されている。また、図 5 には、これら 5

図3. 近年のロシア連邦構成主体における合計特殊出生率の推移：2005～2015年

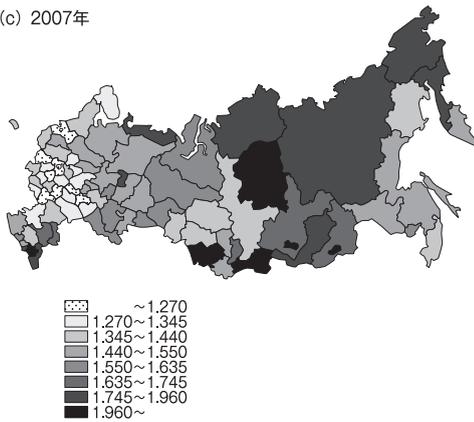
(a) 2005年



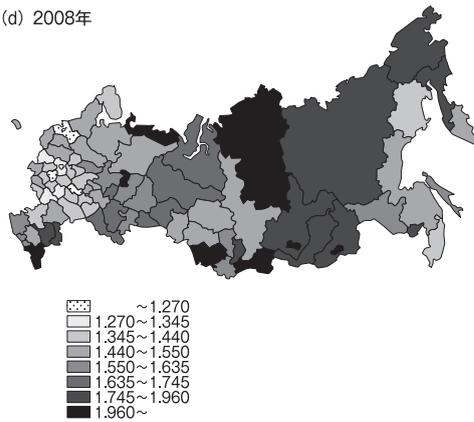
(b) 2006年



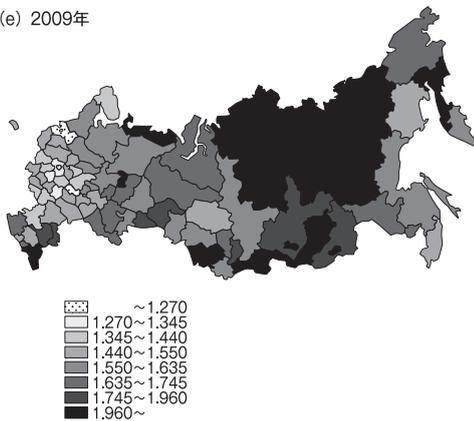
(c) 2007年



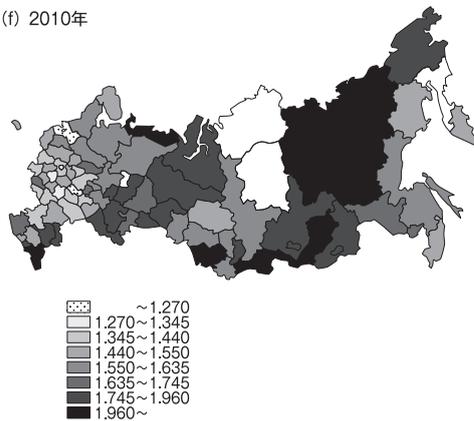
(d) 2008年



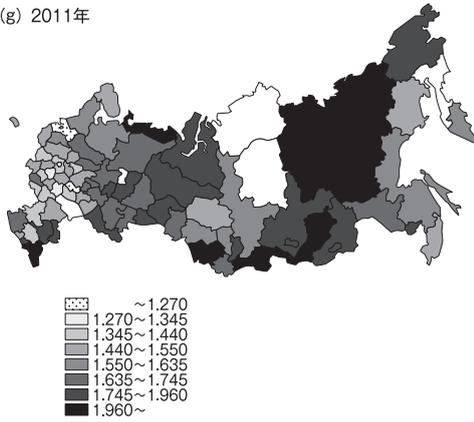
(e) 2009年



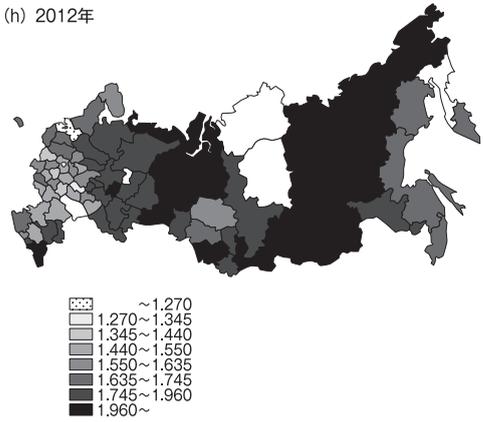
(f) 2010年



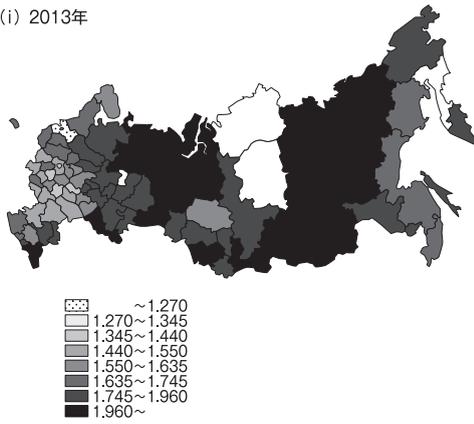
(g) 2011年



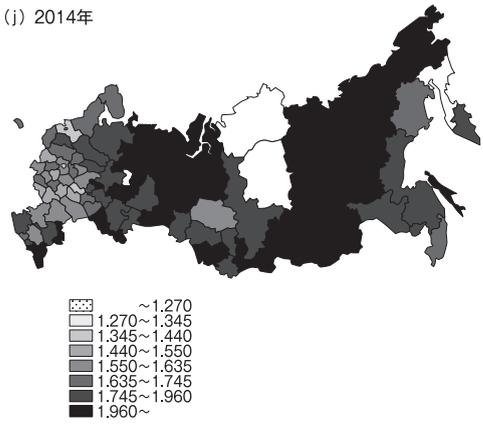
(h) 2012年



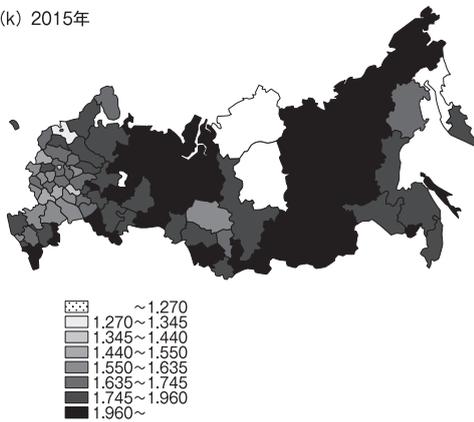
(i) 2013年



(j) 2014年



(k) 2015年

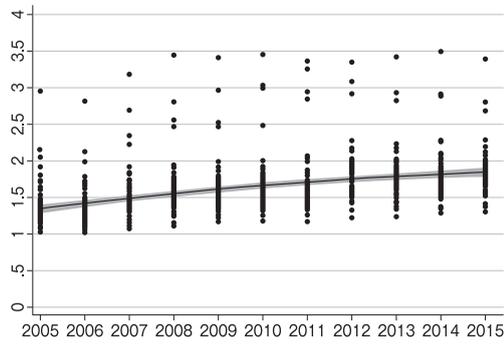


注) 白色部分は、データ欠損地域。

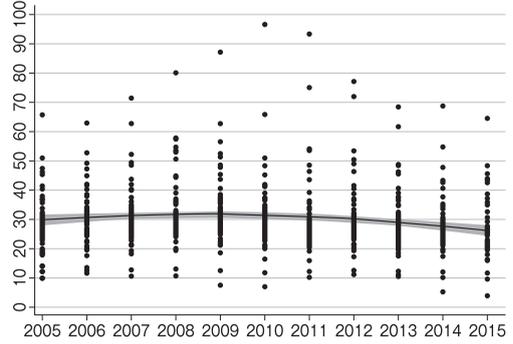
出所) ロシア連邦統計局公開データ (<https://www.fedstat.ru/indicator/>)に基づき筆者作成。

図 4. 連邦構成主体別合計特殊出生率及び年齢別出生率の年別散布図, 分数多項式近似曲線及び 95% 信頼区間: 2005~2015 年

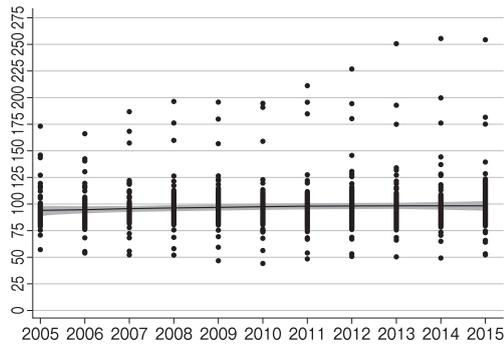
(a) 合計特殊出生率



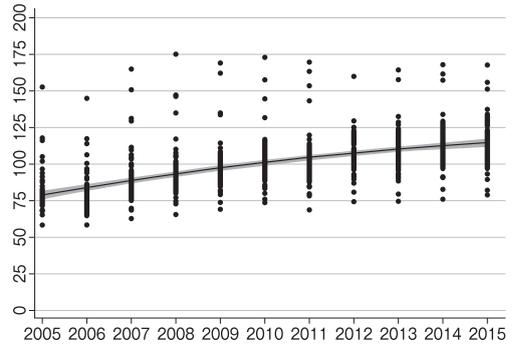
(b) 15~19歳台出生率



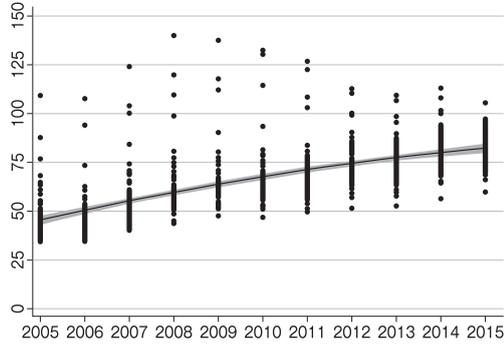
(c) 20~24歳台出生率



(d) 25~29歳台出生率

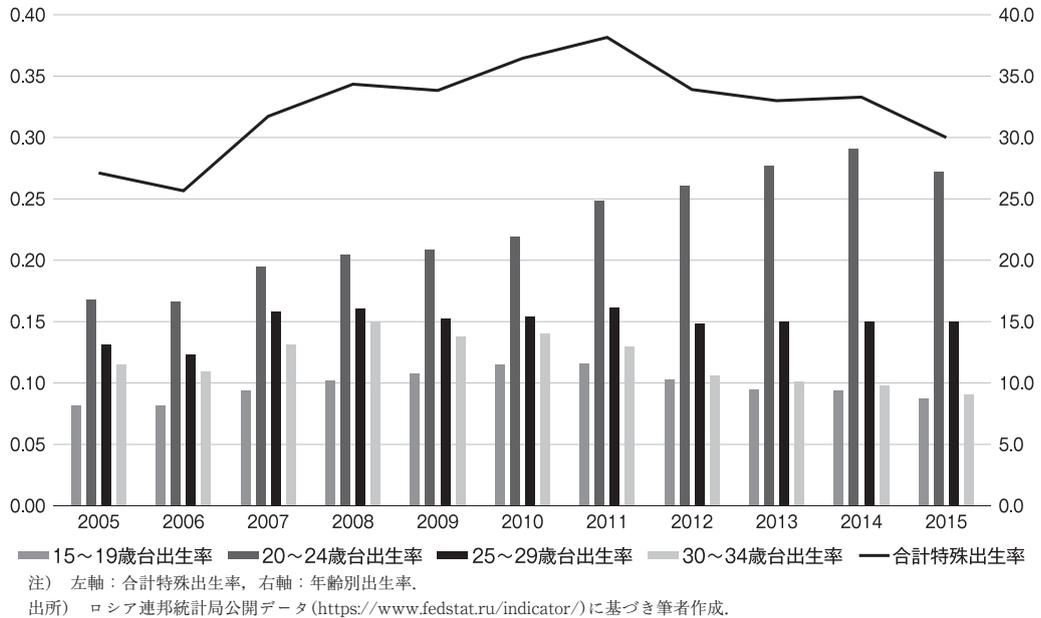


(e) 30~34歳台出生率



出所) ロシア連邦統計局公開データ (<https://www.fedstat.ru/indicator/>) に基づき筆者作成.

図5. 連邦構成主体別合計特殊出生率及び年齢別出生率標準偏差の推移：2005～2015年



指数の標準偏差の時系列的推移が、合計特殊出生率は折れ線グラフで、年齢別出生率は棒グラフで、それぞれ示されている。図4(a)の通り、合計特殊出生率の近似曲線は、緩やかな上方トレンドを描いており、なおかつ図5によると、同指標の地域間の分散は、2011年を境に、拡大傾向から縮小傾向に転じている。しかしながら、これら全ての特徴を共有する年齢別出生率はひとつも存在しない。即ち、図4(d)及び(e)によれば、25～29歳台及び30～34歳台出生率は、合計特殊出生率と同様の上方トレンドを示している一方、同図(b)や(c)の通り、15～19歳台出生率は、緩やかな逆U字型トレンドを示し、20～24歳台出生率は、全期間を通じてほぼ横ばいに推移している。また、図5の通り、15～19歳台出生率の標準偏差は、合計特殊出生率のそれに従う形で推移している一方、それ以外の年齢別出生率は、それぞれが非常に異なる時系列的変動を表しているのである¹²⁾。

以上の事実関係は、ロシアの地域出生率に影響する要因は、その符号関係、効果サイズ及び統計的有意性の観点から、合計特殊出生率の場合と年齢別出生率の場合とで、大きく異なる可

能性を暗示するだけではなく、年齢別出生率の間にも、同じ視点から著しい差異が存在し得ることを強く示唆している。次節では、この点も念頭に置きながら、前節に提起した一連の理論仮説の実証的検証を試みる。

4. ロシア地域出生率決定モデルの 動学パネルデータ推定

上述した研究課題の達成を目標として、本節では、ロシア地域出生率の回帰分析を行う。ここでは、出生率の経路依存的(自己回帰的)性質と人々の意思決定行動の過去参照性に対して分析的配慮を払った回帰モデルの推定を試みる。より具体的には、出生率を従属変数とし、出産・育児に関する社会的同調圧力(集団圧力)や地域社会的慣性が家庭や女性に及ぼす心理的効果を制御するラグ付き内生変数¹³⁾及び出産行動に影響を及ぼし得る他の要因のラグ付き3年移動平均を独立変数とする次の状態依存動学モデルを、地域パネルデータで推定するのである。

$$y_{it} = \mu + \gamma y_{it-1} + \sum_{j=1}^n \beta_j \left(\frac{\sum_{k=t-1}^{t-3} x_{ijk}}{3} \right) + \varphi_i + \varepsilon_{it}$$

ここで、 y_{it} は第 i 地域第 t 期の出生率 ($i=1, \dots, 83$; $t=2005, \dots, 2015$)、 μ は定数項(切片)、 x_{ijt} は第 j 出産行動影響因子 ($j=1, \dots, n$)、 φ_i は第 i 地域の個別効果、 ε_{it} は攪乱項であり、 γ 及び β_j は推定すべきパラメータ(母数)である。本節では、以上に定式化された動学モデルを、Arellano-Bover/Blundell-Bond システム一般化積率法(以下システム GMM)で推定する¹⁴⁾。以下、4.1 項では、回帰モデルに導入する変数を解説し、続く 4.2 項で、推定結果を報告する。そして 4.3 項において、推定結果の統計的頑健性を点検する。

4.1 変数の選択

従属変数 (y) には、前節で言及した連邦構成主体別合計特殊出生率及び 4 種類の年齢別出生率の自然対数を用いる。一方、回帰モデルの右辺に従属変数の 1 期ラグ値と共に導入する独立変数 (x) としては、以下に述べる 12 種類の変数を採用する。

気候上の困難性は、厳冬期である 1 月の平均気温で代表する。スラブ民族のプレゼンスが出生率に及ぼす影響は、当該地域の全住民に占めるロシア、ウクライナ、ベラルーシというスラブ系 3 民族の合計シェアで、これを推定する。人口流入の効果は、住民 1 万人当たりの移住者数(人口流入率)で捕捉する。経済成長が出産行動に及ぼす効果は、地域総生産(GRP)の対前年度比実質成長率で検出する。地域の潜在的雇用機会及び地元企業の経営状態は、住民 1 万人当たりの企業数(企業密度)の自然対数及び全地元企業に占める赤字企業の比率で、それぞれを代理する。

続く貧困リスクの影響は、地域レベルでの等価可処分所得の中央値に基づく相対的貧困度等のデータが得られないという制約の下、貨幣所得がロシア連邦政府によって地域毎に定められる最低生活費を下回る住民の全人口に占める比率(以下本稿ではこれを「貧困率」とする)を以てこれを推定する。教育機会の程度及び社会資

本の質は、住民 1 千人当たりの高等教育機関卒業業者数及び住民 1 万人当たりの医療施設内病床数で、それぞれを表現する。住宅供給の充実度は、住民 1 人当たりの住宅床面積をその代理変数に用いる。そして、環境リスクと出生率の関係は、ロシアの民間シンクタンク Expert RA 社が公表している環境リスクの連邦構成主体ランキングを利用して、その検証を行う。

第 2 節で論じた理論仮説が支持されるなら、1 月平均気温、GRP 実質成長率、企業密度、高等教育機関卒業業者数、病床数及び住宅床面積の回帰係数は正に、スラブ系民族比率、人口流入率、赤字企業比率、貧困率及び環境リスクの回帰係数は負に、それぞれ推定されると予想される。なお、本節冒頭で触れた通り、これら 11 種類の独立変数は、全てラグ付き 3 年移動平均をその値とする。変数値としてのラグ付き 3 年移動平均の採用は、出産に係る意思決定の中期的過去参照性の仮定に対応すると共に、従属変数と独立変数の内生性バイアスを回避する極めて有効な手段ともなっている。

上述の独立変数群に加えて、本稿では、出生率の長期的趨勢傾向を捕捉するために、時間トレンド変数も同時に導入する。以上 5 種類の従属変数及び合計 12 種類の独立変数の名称、定義、記述統計量及び出典は、表 2 に一覧されている。

4.2 推定結果

表 3 には、合計特殊出生率を従属変数とした回帰モデルの推定結果が披露されている。モデル[1]から[8]には、単独又は検証領域が類似的な独立変数毎に推定した結果が、一方のモデル[9]は、11 種類全ての独立変数を同時推定した結果が、各々報告されている。同表の通り、ラグ付き内生変数 (y_{it-1}) の回帰係数は、全 9 モデルにおいて、1% 水準で有意に正に推定されており、出生率の経路依存性や自己回帰性の強さが鮮明に表れている¹⁵⁾。同様に、時間トレンド変数にも、1% 水準で有意に正の回帰係数が

表 2. 実証分析に用いる変数の名称、定義、記述統計量及び出典

変数グループ及び変数名	補足的定義	記述統計量				出典	
		平均	標準偏差	中央値	最大値 最小値		
従属変数							
合計特殊出生率	一女性が一生に産む子供の平均値。自然対数。	0.47	0.20	0.45	1.25	0.01	ROSSTAT (http://www.gks.ru/)
15～19 歳台出生率	15～19 歳女性 1 千名が産む子供の平均値。自然対数。	3.35	0.32	3.35	4.57	1.28	ROSSTAT
20～24 歳台出生率	20～24 歳女性 1 千名が産む子供の平均値。自然対数。	4.55	0.21	4.52	5.54	3.78	ROSSTAT
25～29 歳台出生率	25～29 歳女性 1 千名が産む子供の平均値。自然対数。	4.58	0.18	4.58	5.16	4.06	ROSSTAT
30～34 歳台出生率	30～34 歳女性 1 千名が産む子供の平均値。自然対数。	4.16	0.25	4.18	4.94	3.54	ROSSTAT
独立変数							
1 月平均気温	摂氏。ラグ付き 3 年移動平均。	-11.72	7.68	-10.10	3.60	-36.70	ROSSTAT
スラブ系民族比率	スラブ系 3 民族の全人口に占める比率(%)。ラグ付き 3 年移動平均。	76.88	25.39	88.98	98.10	0.50	2002 年、2010 年及び 2015 年ロシア連邦国勢調査に基づき筆者推計。
人口流入率	住民 1 万人当たりの移住者数(名)。ラグ付き 3 年移動平均。	-11.07	66.78	-8.57	207.33	-501.90	ROSSTAT
地域総生産(GRP)実質成長率	対前年度比実質成長率(%), ラグ付き 3 年移動平均。	4.49	3.53	4.43	19.97	-7.73	ROSSTAT
企業密度	住民 1 万人当たりの企業数(社)。自然対数。ラグ付き 3 年移動平均。	5.48	0.40	5.45	6.96	4.05	ROSSTAT
赤字企業比率	全企業に占める比率(%), ラグ付き 3 年移動平均。	34.87	7.47	34.10	60.77	17.70	ROSSTAT
貧困率	全人口に占める貨幣所得が最低生活費以下の住民の比率(%), ラグ付き 3 年移動平均。	18.87	8.22	17.10	78.73	6.90	ROSSTAT
住民当たり高等教育機関卒業者数	住民 1 千人当たり卒業者数(名)。自然対数。ラグ付き 3 年移動平均。	2.24	1.01	2.19	5.60	-0.27	ROSSTAT
住民当たり病床数	住民 1 万人当たり病床数(床)。自然対数。ラグ付き 3 年移動平均。	4.66	0.21	4.65	5.50	3.78	ROSSTAT
住民当たり住宅床面積	住民 1 人当たり(平方メートル)。自然対数。ラグ付き 3 年移動平均。	3.08	0.16	3.10	3.51	1.88	ROSSTAT
環境リスク	連邦構成主体ランキング(最小環境リスク地域=1)。ラグ付き 3 年移動平均。	41.85	23.17	41.33	86.67	1.33	Expert RA Rating Agency (http://www.raexpert.ru/ratings/regions/)
時間トレンド	2005 年=0	5	3.16	5	10	0	筆者設定。

表 3. 合計特殊出生率のシステム GMM 推定：2005～2015 年

従属変数 モデル	合計特殊出生率								
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]
ラグ付き内生変数	0.39308*** (0.1398)	0.39411*** (0.0329)	0.37053*** (0.1244)	0.30921** (0.1397)	0.24233*** (0.0942)	0.39865*** (0.1264)	0.37882*** (0.0329)	0.38827*** (0.0334)	0.27375*** (0.0855)
1 月平均気温	-0.00413*** (0.0011)								-0.00317*** (0.0006)
スラブ系民族比率		-0.00701*** (0.0010)							-0.00272* (0.0016)
人口流入率		-0.00015*** (0.0000)							-0.00033** (0.0002)
GRP 実質成長率			0.00229*** (0.0007)						0.00168*** (0.0006)
企業密度				0.07718** (0.0394)					0.07185* (0.0401)
赤字企業比率				-0.00318*** (0.0006)					-0.00152** (0.0008)
貧困率					-0.00390** (0.0011)				-0.00153** (0.0008)
住民当たり高等教育機関卒業者数						0.16122*** (0.0214)			0.05631* (0.0313)
住民当たり病床数						0.16429*** (0.0458)			0.16034*** (0.0376)
住民当たり住宅床面積							0.05154* (0.0289)		0.13149** (0.0516)
環境リスク								-0.00077*** (0.0002)	-0.00018 (0.0004)
時間トレンド	0.01814*** (0.0050)	0.01832*** (0.0011)	0.02119*** (0.0043)	0.01765*** (0.0045)	0.01868*** (0.0025)	0.01872*** (0.0050)	0.02082*** (0.0012)	0.01925*** (0.0011)	0.01871*** (0.0035)
const.	0.15527*** (0.0419)	0.73926*** (0.0789)	0.18604*** (0.0305)	-0.07104 (0.2501)	0.33542*** (0.0462)	-0.93082*** (0.2239)	0.35333*** (0.0873)	0.23198*** (0.0122)	-1.17348*** (0.2607)
N	796	796	792	792	786	782	792	789	769
Arellano-Bond 検定 ¹⁾	0.116	-1.351	-1.190	-1.954*	-1.939*	-1.560	-1.530	-1.465	-0.167
Sargan 検定 ²⁾	766.533***	756.414***	764.956***	678.117***	704.600***	644.427***	778.856***	775.832***	521.767***
Wald 検定 (χ^2) ³⁾	3875.83***	2554.71***	3036.87***	3001.71***	2000.63***	2092.31***	3903.39***	3120.67***	3887.99***

注 1) 2 階の自己相関検定, 帰無仮説: 無相関。

2) 標準偏差を用いた検定結果, 帰無仮説: 過剰識別制約が有効。

3) 帰無仮説: 全ての回帰係数がゼロ。

括弧内は, 頑健標準誤差, ***: 1% 水準で統計的に有意, **: 5% 水準で有意, *: 10% 水準で有意, 出所) 筆者推定, 推定に用いた変数の定義, 記述統計量及び出所は, 表 2 を参照。

付与されており、前節で指摘した合計特殊出生率の安定的回復傾向が、この結果にも明確に示されている。

モデル[1]から[8]において、1月平均気温から環境リスクに至る一連の独立変数は、全て10%又はそれ以上の有意水準を以て推定された。更に、それらの符号関係は、1月平均気温を唯一の例外として、筆者らの理論的予測に合致している。即ち、経済成長、潜在的雇用機会、地元企業の良い経営状態、教育機会、社会資本の質及び住宅供給の6因子は、当該地域の出生率を押し上げる効果を発揮する一方、スラブ民族のプレゼンス、人口流入、貧困及び環境リスクの4因子は、これを抑制する方向に作用することが、これらの推定結果に示されているのである。但し、モデル[9]によれば、他の影響因子を同時に制御すると、環境リスクの統計的有意性は10%水準に達しない。従って、統計的頑健性という観点から見た環境効果の確かさとは、他の要因に劣ると評価される。

続く表4は、4種類の年齢別出生率を従属変数とした場合の推定結果である。前節で指摘した通り、これら年齢別出生率の時系列的動態や分布は、合計特殊出生率とも、また相互にも大きく異なる。同表の推定結果には、かかる指標間の相違性が如実に反映されており大変興味深い。具体的には、4年齢層全ての出生率に対して、統計的に有意な効果を発揮する要因は、社会資本の質に限られる。教育機会及び住宅供給の2要因は、3年齢層の出生率に影響を及ぼす。人口流入、経済成長、潜在的雇用機会、貧困及び環境リスクの5要因は2年齢層に、地元企業の経営状態は25~29歳台出生率に限って統計的に有意に作用する。スラブ民族のプレゼンスは、年齢別出生率とはなんら相関していない。気候条件は3年齢層の出生率に影響をもたらすが、合計特殊出生率のケースと同様に、その効果は理論的予測に反する。加えて、統計的に有意に推定された影響因子の組み合わせが、これら4年齢層の間で非常に異なることにも大きな

注意を払う必要がある。このような異なる年齢層間の非対称性の存在は、ロシアにおける高齢出産化や少子化の原因を把握するための重大な手掛かりとなろう。また、それは、年齢構造が地域間で大きく異なっている限り、適用すべき政策の重点や内容も、地域毎に調整する必要があるという点も同時に示唆している¹⁶⁾。

ロシアは広大で、なおかつ社会発展の歴史的経緯も、また開発水準や民族構成も、地域間で大きく異なる。かかる意味での地域異質性が、出生率決定メカニズムにもたらす影響を検証するため、8連邦管区を、経済社会的に相似性の高い4グループに区分した上で、グループ毎に推定を行った結果が表5である¹⁷⁾。年齢別出生率の分析結果がそうであった様に、ロシア女性の出産行動に対して有効に作用する地域的要因は、国の東西及び南北で著しく相違することが分かる。実際、同表によれば、モデル[1]から[4]の全てにおいて、有意に推定された独立変数は、ラグ付き内生変数を除いて一つとして存在しない。その中で、比較的広範な効果が認められるのは、人口流入、経済成長及び教育機会の3要因であり、4モデル中3モデルで有意な推定値を示している。一方、他の9要因は、2ないし1モデルにおいてのみ有意に過ぎない。なお、再び1月平均気温を除いて、これら有意に推定された諸変数の符号関係は、第2節で論じた理論的予測と一切矛盾していない。

ロシア地域の異質性は、主として、経済発展や都市化の程度、並びに民族構成の違いによって特徴付けられる。そこで、2005年の住民一人当たりGRP、都市住民比率及びスラブ系民族比率の中央値を基準に、連邦構成主体を上位地域と下位地域に二分した推定も行ってみた。その結果が、表6である。同表の通り、ペアとなるモデルの間で、推定結果に顕著な非対称性が生じており、経済発展度、都市化度及び民族構成の違いが、出生率影響因子の効果サイズや統計的有意性と密接に関係していることが読み取れる。こうした要因の複合的効果が、表5の

表 4. 年齢別出生率のシステム GMM 推定：2005～2015 年

従属変数	合計特殊 出生率	15～19 歳台 出生率	20～24 歳台 出生率	25～29 歳台 出生率	30～34 歳台 出生率
モデル	参照モデル ¹⁾	[1]	[2]	[3]	[4]
ラグ付き内生変数	0.27375*** (0.0855)	0.79972*** (0.0945)	0.39481*** (0.1075)	0.17845*** (0.0636)	0.42586*** (0.0740)
1 月平均気温	-0.00317*** (0.0006)	-0.00851*** (0.0018)	-0.00444*** (0.0008)	-0.00180** (0.0008)	-0.00059 (0.0010)
スラブ系民族比率	-0.00272* (0.0016)	-0.00398 (0.0028)	-0.00106 (0.0017)	0.00054 (0.0014)	-0.00073 (0.0020)
人口流入率	-0.00033** (0.0002)	-0.00140*** (0.0003)	-0.00009 (0.0001)	-0.00031 (0.0003)	-0.00045*** (0.0001)
GRP 実質成長率	0.00168*** (0.0006)	0.00062 (0.0020)	0.00171*** (0.0006)	0.00078 (0.0007)	0.00257** (0.0013)
企業密度	0.07185* (0.0401)	0.03051 (0.0685)	-0.01344 (0.0318)	0.10761** (0.0508)	0.21558*** (0.0470)
赤字企業比率	-0.00152** (0.0008)	-0.00053 (0.0015)	0.00011 (0.0007)	-0.00166* (0.0009)	-0.00220 (0.0015)
貧困率	-0.00153** (0.0008)	0.00018 (0.0021)	-0.00213** (0.0009)	-0.00167* (0.0009)	0.00031 (0.0012)
住民当たり高等教育機関卒業者数	0.05631* (0.0313)	0.12440* (0.0669)	0.04559 (0.0296)	0.12674*** (0.0376)	0.17102*** (0.0599)
住民当たり病床数	0.16034*** (0.0376)	0.23419*** (0.0798)	0.13100*** (0.0453)	0.12627** (0.0645)	0.22481*** (0.0751)
住民当たり住宅床面積	0.13149** (0.0516)	0.35857** (0.1658)	0.10660** (0.0518)	0.10616** (0.0513)	0.00904 (0.0808)
環境リスク	-0.00018 (0.0004)	-0.00101 (0.0007)	-0.00062* (0.0003)	-0.00053 (0.0003)	-0.00105** (0.0005)
時間トレンド	0.01871*** (0.0035)	-0.01481*** (0.0033)	-0.00116 (0.0019)	0.02292*** (0.0038)	0.03110*** (0.0047)
const.	-1.17348*** (0.2607)	-1.66272 (1.1209)	1.81482** (0.7319)	1.89782*** (0.4771)	-0.24308 (0.5617)
<i>N</i>	769	773	773	773	773
Arellano-Bond 検定 ²⁾	-0.167	0.972	0.463	1.717*	-0.344
Sargan 検定 ³⁾	521.767***	306.133***	364.650***	386.745***	526.879***
Wald 検定 (χ^2) ⁴⁾	3887.99***	1063.12***	1099.91***	4676.75***	6221.18***

注 1) 表 3 モデル[9]再掲.

2) 2 階の自己相関検定. 帰無仮説：無相関.

3) 標準偏差を用いた検定結果. 帰無仮説：過剰識別制約が有効.

4) 帰無仮説：全ての回帰係数がゼロ.

括弧内は、頑健標準誤差. ***：1% 水準で統計的に有意, **：5% 水準で有意, *：10% 水準で有意.

出所) 筆者推定. 推定に用いた変数の定義、記述統計量及び出所は、表 2 を参照.

表5. 合計特殊出生率の連邦管区グループ別システム GMM 推定：2005～2015年

従属変数	合計特殊出生率				
	全連邦	北カフカス・ 南連邦管区	中央・北西連 邦管区	沿ヴォルガ・ ウラル連邦管区	シベリア・極 東連邦管区
モデル	参照モデル ¹⁾	[1]	[2]	[3]	[4]
ラグ付き内生変数	0.27375*** (0.0855)	0.44963*** (0.0547)	0.08033* (0.0445)	0.24474*** (0.0569)	0.28107*** (0.0574)
1月平均気温	-0.00317*** (0.0006)	-0.00347 (0.0034)	-0.00039 (0.0012)	-0.00497*** (0.0010)	-0.00380*** (0.0009)
スラブ系民族比率	-0.00272* (0.0016)	-0.01232 (0.0091)	-0.00083 (0.0011)	-0.00385 (0.0046)	-0.00716* (0.0043)
人口流入率	-0.00033** (0.0002)	-0.00035*** (0.0001)	-0.00023* (0.0001)	0.00040 (0.0003)	-0.00050*** (0.0002)
GRP 実質成長率	0.00168*** (0.0006)	0.00309*** (0.0009)	0.00150* (0.0009)	0.00167** (0.0008)	-0.00049 (0.0014)
企業密度	0.07185* (0.0401)	0.16100** (0.0740)	0.04284 (0.0529)	0.09237* (0.0551)	-0.03390 (0.0240)
赤字企業比率	-0.00152** (0.0008)	0.00223 (0.0018)	0.00156 (0.0013)	-0.00144 (0.0010)	-0.00387*** (0.0011)
貧困率	-0.00153** (0.0008)	-0.00198 (0.0015)	0.00031 (0.0010)	-0.00205 (0.0013)	-0.00233* (0.0014)
住民当たり高等教育機関卒業生数	0.05631* (0.0313)	0.19602** (0.0853)	0.06320** (0.0300)	0.10253* (0.0564)	-0.03904 (0.0450)
住民当たり病床数	0.16034*** (0.0376)	0.29957*** (0.0902)	0.06586 (0.0517)	0.06218 (0.0641)	0.22479*** (0.0574)
住民当たり住宅床面積	0.13149** (0.0516)	-0.00488 (0.0621)	0.07616 (0.1199)	0.49530*** (0.1817)	0.30235*** (0.1180)
環境リスク	-0.00018 (0.0004)	-0.00236*** (0.0007)	-0.00078** (0.0004)	-0.00033 (0.0005)	-0.00006 (0.0006)
時間トレンド	0.01871*** (0.0035)	0.01128*** (0.0039)	0.02845*** (0.0034)	0.00923 (0.0063)	0.01700*** (0.0034)
const.	-1.17348*** (0.2607)	-1.73762*** (0.6082)	-0.64571 (0.4402)	-2.56289*** (0.8673)	-0.73209 (0.7047)
<i>N</i>	769	120	280	176	193
Arellano-Bond 検定 ²⁾	-0.167	-0.853	-0.665	2.879***	-1.018
Sargan 検定 ³⁾	521.767***	99.972**	173.407***	121.948***	146.724***
Wald 検定 (χ^2) ⁴⁾	3887.99***	15100.00***	5942.27***	12684.82***	2002.76***

注 1)表3モデル[9]再掲。

2)2階の自己相関検定。帰無仮説：無相関。

3)標準偏差を用いた検定結果。帰無仮説：過剰識別制約が有効。

4)帰無仮説：全ての回帰係数がゼロ。

括弧内は、頑健標準誤差。***：1%水準で統計的に有意、**：5%水準で有意、*：10%水準で有意。
出所)筆者推定。推定に用いた変数の定義、記述統計量及び出所は、表2を参照。

表 6. 合計特殊出生率の経済発展度、都市化度、スラブ系民族比率上位・下位地域グループ別システム GMM 推定：2005～2015 年

従属変数	合計特殊出生率					
	経済発展度 上位地域 ¹⁾	経済発展度 下位地域 ²⁾	都市住民比率 上位地域 ³⁾	都市住民比率 下位地域 ⁴⁾	スラブ系民族 比率上位地域 ⁵⁾	スラブ系民族 比率下位地域 ⁴⁾
モデル	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
ラグ付き内生変数	0.16292*** (0.0489)	0.35344*** (0.0827)	0.14519*** (0.0530)	0.37598*** (0.0858)	0.07206** (0.0344)	0.41782*** (0.0911)
1 月平均気温	-0.00252*** (0.0007)	-0.00346*** (0.0010)	-0.00221*** (0.0008)	-0.00370*** (0.0010)	-0.00248*** (0.0006)	-0.00536*** (0.0013)
スラブ系民族比率	-0.00132 (0.0011)	0.00148 (0.0032)	0.00086 (0.0022)	-0.00249 (0.0018)	0.00190 (0.0024)	-0.00372 (0.0024)
人口流入率	-0.00042*** (0.0001)	-0.00045*** (0.0001)	-0.00029* (0.0002)	-0.00038*** (0.0001)	-0.00018 (0.0002)	-0.00035** (0.0002)
GRP 実質成長率	0.00089 (0.0006)	0.00218** (0.0010)	0.00050 (0.0006)	0.00192** (0.0008)	0.00171** (0.0007)	0.00122 (0.0009)
企業密度	-0.00802 (0.0223)	0.15563*** (0.0451)	-0.02596 (0.0170)	0.16869*** (0.0457)	-0.02439 (0.0205)	0.09402* (0.0521)
赤字企業比率	-0.00341*** (0.0007)	0.00040 (0.0014)	-0.00374*** (0.0008)	0.00033 (0.0009)	-0.00255*** (0.0006)	-0.00041 (0.0013)
貧困率	-0.00162 (0.0012)	-0.00299*** (0.0008)	-0.00171* (0.0011)	-0.00295*** (0.0009)	-0.00245*** (0.0009)	-0.00108 (0.0012)
住民当たり高等教育機関卒業生数	0.02816 (0.0342)	0.14011*** (0.0505)	0.02010 (0.0404)	0.11497*** (0.0448)	0.05541* (0.0300)	0.06609 (0.0675)
住民当たり病床数	0.06526 (0.0456)	0.03766 (0.0562)	0.05067 (0.0423)	0.13612** (0.0618)	0.09025** (0.0388)	0.19777*** (0.0728)
住民当たり住宅床面積	0.10796 (0.1267)	0.17703*** (0.0674)	0.24995** (0.1086)	0.08838 (0.0710)	0.12714 (0.0882)	0.10825 (0.0890)
環境リスク	-0.00010 (0.0004)	0.00015 (0.0005)	-0.00033 (0.0003)	-0.00001 (0.0005)	0.00068* (0.0004)	-0.00051 (0.0005)
時間トレンド	0.02340*** (0.0027)	0.00699* (0.0040)	0.02126*** (0.0025)	0.01107*** (0.0043)	0.02395*** (0.0023)	0.01632*** (0.0041)
const.	-0.18577 (0.4760)	-1.65976*** (0.4332)	-0.59110 (0.4039)	-1.59369*** (0.2641)	-0.66784 (0.4179)	-1.45985*** (0.3284)
N	390	379	386	383	413	356
Arellano-Bond 検定 ⁵⁾	1.654*	-0.759	0.568	-0.476	-0.523	-0.217
Sargan 検定 ⁶⁾	250.854***	285.815***	255.312***	267.048***	224.209***	286.076***
Wald 検定 (χ^2) ⁷⁾	3544.06***	2254.13***	3790.39***	2122.06***	4013.49***	1796.54***

注 1)2005 年住民一人当たり GRP 中央値又はそれ以上の地域を意味する。

2)2005 年住民一人当たり GRP 中央値以下の地域を意味する。

3)2005 年中央値又はそれ以上の地域を意味する。

4)2005 年中央値以下の地域を意味する。

5)2 階の自己相関検定。帰無仮説：無相関。

6)標準偏差を用いた検定結果。帰無仮説：過剰識別制約が有効。

7)帰無仮説：全ての回帰係数がゼロ。

括弧内は、頑健標準誤差。***：1%水準で統計的に有意、**：5%水準で有意、*：10%水準で有意。

出所) 筆者推定。推定に用いた変数の定義、記述統計量及び出所は、表 2 を参照。

連邦管区グループ別推定結果をもたらした可能性は高い。

4.3 推定結果の統計的頑健性

表3から表5にかけて報告した推定結果の統計的頑健性を点検するために、筆者らは、様々なサンプル制約を課した補足的推定作業を行い、そのような操作が、本節の主要な分析結果に重大な変更をもたらさないことを確認した¹⁸⁾。即ち、(1)連邦直轄市であるモスクワ市及びサンクトペテルブルグ市を観察値から一切排除した場合、(2)民族構成が連邦全体の平均像と著しく異なる共和国、自治州及び自治管区を観察値から一切排除した場合、(3)資源賦存地域を分析対象から除外した場合、(4)推定期間を2005～2010年と2011～2015年に分けて推定した場合、(5)2005年住民一人当たりGRPの中央値を基準に分析対象地域を二分して推定した場合、(6)2005年合計特殊出生率や年齢別出生率の中央値を基準に分析対象地域を二分して推定した場合、(7)2005年合計特殊出生率や年齢階層別出生率が平均値 ± 1 標準偏差の範囲内にある地域に限定して推定した場合の7ケースである。

また、雇用機会、教育機会、社会資本の代理変数として、失業率、高等教育機関数や住民1千人当たりの中等教育機関卒業者数、住民1千人当たりの携帯電話やパーソナル・コンピュータ保有台数等の変数を用いた推定も行ったが、統計的に有意こそ本稿が採用した諸変数に劣るものの、その符号関係は、理論仮説に反するものではなかった。

以上の措置に加えて、ブーリング最小二乗推定量、between推定量、population averaged推定量、パネル変量効果推定量、パネル固定効果推定量、パネル1階自己相関変量効果推定量及びパネル1階自己相関固定効果推定量という一連の代替的推定方法での分析も試みたが、統計的に有意に推定された独立変数の符号関係は、本節に報告した推定結果と殆どが一致した¹⁹⁾。

従って、本節の推定結果は、以上の意味で統計的に頑健であると判断される。

5. おわりに

本稿において筆者らは、ロシアの出生率が、社会主義体制崩壊前後の長期的低迷期間を経て、緩やかだが、しかし安定的な上昇傾向に転じた2005～2015年を観察期間とする連邦構成主体のパネルデータを用いて、地域別合計特殊出生率及び年齢別出生率の水準と時系列的動態を決定付ける諸因子の特定を試みた。我々は、先行研究の理論的考察や実証成果に基づいて、気候上の困難性から環境リスクに至る11の要因が、ロシアの地域出生率に対して顕著な影響を及ぼすと仮定し、この理論的予測を、システムGMM推定量を用いた状態依存動学モデルのパネルデータ推定によって実証的に検証した。

前節に報告した推定結果は、次の7点に要約される。第1に、第2節に提起した理論的仮説に違わず、分析対象地域の経済成長、潜在的雇用機会、地元企業の良好な経営状態、教育機会、社会資本の質及び住宅供給から成る6つの要因は、当該地域の出生率に改善をもたらす可能性が極めて高い。一方、第2に、スラブ民族のプレゼンス、人口流入、貧困及び環境リスクの4要因は、対象地域の出生率を抑制する方向に作用する蓋然性が認められる。但し、環境効果の統計的確からしさは、他の要因にやや劣る。第3に、気候上の困難性は、筆者らの予測に反し、地域出生率に正に相関する。第4に、合計特殊出生率は、筆者らが注目する影響因子の殆ど全てと統計的に有意に相関する一方、年齢別出生率に対して有意な効果をもたらす因子はより限定的である。但し、第5に、有意に推定された要因の効果の方向性は、これら異なる指標間に矛盾はない。第6に、ロシア女性の出産行動に強く作用する諸要因の組み合わせは、異なる年齢層の間で大きく相違する。そして第7に、合計特殊出生率と有意に相関する影響因子は、国の東西及び南北で著しく異なる可能性が高い。

2005年以降、合計特殊出生率が、安定的上昇傾向に転じたといっても、その水準は依然低いままであり、従って、近未来におけるロシア人口動態の悲観的な予測を大きく覆すものではない。また、年齢別出生率の動態は、高齢出産化傾向が、ロシア国内で着実に深化していることを如実に物語っている。欧州諸国の経験が示しているように、少子化傾向に対して一定の政策的歯止めをかけることは、決して不可能ではないと思われる。この観点から、注目すべき本稿の実証結果は、上記7点の中でも、年代間及び地域間の相違性に関する第4から第7までの4点であろう。ロシア女性の出産行動に強く影響する因子が、年代間や地域間で著しく異なるのであれば、この事実に対応した政策指針と制度設計が極めて有効なはずである。本稿冒頭でも述べた通り、ロシア連邦政府や議会は、その強い中央集権性の故に、国家全土に亘って、総花的・年齢無差別的政策を採用する性向がある。しかし、本稿の実証成果は、少なくとも少子化対策に限っては、地域性や年齢構造の違いに考慮したきめ細かい政策の立案と実施が、期待される効果の大きさのみならず、財政面でも合理的である可能性を示唆している。この観点から、当該政策分野における予算と権限の大幅な地方分権化は、試みる価値の高い方策であるかもしれない。

実際、最初に述べたロシア連邦政府による統一的な全国レベルの施策に加えて、個別地域が、独自に様々な方策を導入していることを取りあげるべきであろう。これは、地域(連邦構成主体)毎の法令で定められるものであり、例えば、北部に位置するネネツ自治管区は、2016年以降第三子あるいはそれよりも出生順位の高い子を出生する場合、36万6千ルーブルを支給すると定めている²⁰⁾。この金額は、ロシア国民一人当たりの平均年収²¹⁾にほぼ等しく、実に大きな金額だと言うことが出来る。しかしながら、この驚くほど気前の良い政策は、極めて少ない人口の下で、石油を豊富に産出しているネネツ

自治管区の特事情に支えられている。事実、同自治管区に隣接するアルハンゲリスク州では、同様の支援額は、たかだか5万ルーブルに留まるのである²²⁾。他にも多数の地域がこうした「地域母親資本」と称する施策を導入しているが、金額や受給資格の条件等に照らして、その内容は、有り体に言って十分とはいえない。連邦法の「母親資本」は、第二子およびそれ以降に関わるものであるが、「地域母親資本」は、ほとんどの地域において、第三子以降のみに適用されるから、支給のハードルは非常に高いと言わねばならないのである。地域独自の施策導入それ自体は、本稿の実証結果に即して、肯定的な評価に値すると考えられるものの、ロシアの現実には、連邦主導の統一的施策を遥かに超えた、地域毎に更に強力かつ独自の手段を要請しているのかも知れない。プーチン政権の深慮と英断に期待したい。

(一橋大学経済研究所・一橋大学経済研究所)

注

* 本稿は、科学研究費補助金基盤研究(A)「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)の研究成果である。ロシア地域パネルデータの構築に際しては、日本大学生物資源科学部の菅沼桂子准教授から助力を得た。また、2018年7月25日に開催された一橋大学経済研究所定例研究会では、討論者である武田友加准教授(九州大学)の他、同僚である阿部修人教授、白井恵美子准教授、北村行伸教授、黒崎卓教授、後藤玲子教授、陣内了准教授、堤雅彦准教授、都留康特任教授及び森田穂高教授より、数多くの貴重な示唆やコメントを頂いた。記して謝意を表したい。無論、残された過ちは、全て筆者らの責にある。

1) ロシアの労働統計では男性16~59歳、女性16~54歳と定義される。一般的な年金の受給年齢が性によって異なっており、男性は60歳から、女性は55歳からとなっている。

2) ロシア連邦統計局ウェブサイト(http://www.gks.ru/free_doc/new_site/population/demo/demo14.xls)を参照(2018年5月23日アクセス)。

3) 2006年12月5日付「子供を持つ市民に対する国家支援に関するいくつかのロシア連邦の法令の改正に関する」連邦法。

4) 2006年12月29日付「子供を持つ家族に対する追加的国家支援措置に関する」連邦法。

5) ロシアにおける種々の少子化対策関連法令は、

溝口(2007)がその内容を簡便に紹介している。

6) 厚生労働省ウェブサイト(<http://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/chingin/kouzou/z2017/index.html>)を参照(2018年5月24日アクセス)。

7) 厚生労働省ウェブサイト(<http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/81-1a.html>)を参照(2018年5月24日アクセス)。

8) 「連邦管区」(federal district)とは、地方行政を監督・指導する目的で、連邦大統領が任命する全権代表の管轄区域区分であり、連邦直轄市、共和国、地方州、自治州、自治管区で構成される一般的行政区画の「連邦構成主体」(federal entity)とは厳に異なる。各連邦管区は、地理的、歴史的、民族的観点から、相互に共通性の強い連邦構成主体群を包含している。このため、連邦管区は、ロシア地域の特質を大掴みに把握・比較するための有効な地方区分である。

9) 2010年以降、ロシア連邦統計局は、6自治管区の出生率を公表していない。

10) 合計特殊出生率の算出対象になる女性の年齢範囲は15~49歳であるが、この通り、ロシア連邦統計局は、35歳以上の女性を対象とする年齢別出生率は公表しておらず、これら高年齢階層の分析は叶わない。

11) なお、同年の連邦構成主体別合計特殊出生率の平均(中央値)は、1.836(1.815)である。

12) ここで、15歳~19歳階層には若干の留意を要する。ロシア全体の婚外子割合は、分析対象期間において、29%超から22%弱までほぼ低下を続けたが、15~19歳階層では、常に47~49%の間にあり、当該期間中30%を一度も超えたことのない20~34歳階層の数字よりも遥かに高くなっている(Pocprar, 各年版)。つまり、最若年層は、「未婚の母」の割合が極めて高い訳であり、この要因が、他の年齢階層の場合とは異なった出生行動をもたらすことは十分あり得る。但し、この後に本稿で展開される分析の主眼は、「年齢階層毎に出生規定要因が異なる」という事を示す点にあり、何故各年齢階層で出生規定要因が異なるのか、という側面の検討は課題としていない。それには、マイクロデータを用いた分析が、別途求められるであろう。

13) ラグ付き内生変数の導入は、過少定式化バイアスの回避・軽減にも有効である。この点に関する北村行伸教授のご助言に感謝する。

14) 状態依存動学モデル推定方法としての、他の推定量との比較におけるシステムGMMの利点は、北村(2005, 第4章)を参照のこと。実際の推定は、STATA14のxtddpsys コマンドを用いた。

15) 同表の通り、2階の自己相関AR(2)に関するArellano-Bond検定は、9モデル中2モデルでのみ、10%水準で帰無仮説を棄却するに過ぎず、従って、システムGMM推定が求める攪乱項の仮定は十分満たされていると評価できる。なお、検定結果は割愛したが、1階の自己相関検定は、本稿に報告した全てのモデルについて、帰無仮説を1%または5%水準で棄却した。一方、操作変数の外生性に関するSargan検定は、全モデルにおいて、1%水準で有意に帰無仮説を棄却しており、この面で、本稿の回帰モデルには改善の余地が残されている。

16) 地域による年齢構造の違いが、出生率決定要因の相違に帰結するならば、各地域における女性の年齢階層別人口を、回帰分析の中で直接制御するという方法が採用され得る。しかしながら、ロシアでは、各年における5歳階級毎の出生率データは公開されておらず、また人口センサス間の年齢別人口補間推計も行われていない。そこで、本稿では、このような接近を行った。

17) 本稿のフルバージョンである岩崎・雲(2018b)の付録2から5には、年齢別出生率を用いた同様の推定結果が報告されている。

18) ここでは、ロシア企業の参入・退出行動を、地域パネルデータを用いて実証的に分析したIwasaki *et al.*(2016)の頑健性点検方針を大いに参照した。

19) これらの推定結果は、岩崎・雲(2018b)の付録6に報告されている。

20) 2011年7月11日付「子供を持つ家族に対する追加的国家支援措置に関する」ネネツ自治管区法。

21) 2016年で全国平均は年間36万9千ルーブル、ネネツ自治管区は同69万9千ルーブル(Pocprar, 2017)。

22) 2016年12月5日付「アルハンゲリスク州において子供を養育する家族への社会的支援に関する」アルハンゲリスク州法。

参考文献

- 岩崎一郎・雲和広(2018a)「転換不況と経済復興：Jカーブ型成長経路発生メカニズム」岩崎一郎編著『比較経済論講義—市場経済化の理論と実証』日本評論社, pp. 139-185.
- 岩崎一郎・雲和広(2018b)『ロシア地域出生率の動態と決定要因：動学的パネルデータ分析』(RRC Working Paper No. 78), 一橋大学経済研究所ロシア研究センター。
- 鎌田健司・岩澤美帆(2009)「出生力の地域格差の要因分析：非正常性を考慮した地理的加重回帰法による検証」『人口学研究』第45号, pp. 1-20.
- 加藤久和(2017)「市区町村別にみた出生率格差とその要因に関する分析」『フィナンシャル・レビュー』第3号, pp. 6-23.
- 北村行伸(2005)『パネルデータ分析』(一橋大学経済研究叢書53)岩波書店。
- 雲和広(2011)『ロシアの人口問題—一人が減り続ける社会』東洋書店。
- 溝口修平(2007)「ロシアの少子化対策をめぐる立法動向」『外国の立法』第233号, pp. 170-174.
- 山内昌和・西岡八郎・小池司朗(2005)「近年の地域出生力：都市圏を単位とした1980~2000年の変化と格差の検討」『人口問題研究』第61巻第1号, pp. 1-17.
- Agadjanian, V., P. Dommaraju and J. Glick (2008) "Reproduction in Upheaval: Ethnic-Specific Fertility Responses to Societal Turbulence in Kazakhstan," *Population Studies*, Vol. 62, No. 2, pp. 211-233.
- Archangelsky, V. N. and N. G. Dzhanavaeva (2015) "Using Cohort Fertility Indicators to Assess and Predict the Effectiveness of Demographic Policies,"

- Ekonomika regiona*, No. 4, pp. 170–184.
- Avdeev, A. and A. Monnier (1995) “A Survey of Modern Russian Fertility,” *Population*, Vol. 7, pp. 1–38.
- Basten, S., J. Huinink and S. Klüsener (2011) “Spatial Variation of Sub-national Fertility Trends in Austria, Germany and Switzerland,” *Comparative Population Studies*, Vol. 36, No. 2–3, pp. 573–614.
- Benini, R. and A. Czyżewski (2007) “Regional Disparities and Economic Growth in Russia: New Growth Patterns and Catching Up,” *Economic Change and Restructuring*, Vol. 40, No. 1–2, pp. 91–135.
- Billingsley, S. (2010) “The Post-communist Fertility Puzzle,” *Population Research and Policy Review*, Vol. 29, No. 2, pp. 193–231.
- DaVanzo, J. and C. Grammich (2001) *Dire Demographics: Population Trends in the Russian Federation*, RAND: Santa Monica.
- Dolinskaya, I. and I. Tytell (2002) “Transition and Regional Inequalities in Russia: Reorganization or Procrastination?” Working Paper No. WP/02/169, International Monetary Fund (IMF): Washington D.C.
- Easterlin, R. (1966) “On the Relation of Economic Factors to Recent and Projected Fertility Changes,” *Demography*, Vol. 3, No. 1, pp. 131–153.
- Fiori, F., E. Graham and Z. Feng (2014) “Geographical Variations in Fertility and Transition to Second and Third Birth in Britain,” *Advances in Life Course Research*, Vol. 21, pp. 149–167.
- Frejka, T. and S. Gietel-Basten (2016) “Fertility and Family Policies in Central and Eastern Europe after 1990,” *Comparative Population Studies*, Vol. 41, No. 1, pp. 3–56.
- Gentile, M. (2005) *Population Geography Perspectives on the Central Asian Republics*, Swedish Institute for Future Studies: Stockholm.
- Iwasaki, I., M. Maurel and B. Meunier (2016) “Firm Entry and Exit during A Crisis Period: Evidence from Russian Regions,” *Russian Journal of Economics*, Vol. 2, No. 2, pp. 162–191.
- Jasilioniene, I., V. Stankuniene and D. Jasilionis (2014) “Census-linked Study on Ethnic Fertility Differentials in Lithuania,” *Studies of Transition States and Societies*, Vol. 6, No. 2, pp. 57–67.
- Kharikova, T. and E. Andreev (2000) “Did the Economic Crisis Cause the Fertility Decline in Russia? Evidence from the 1994 Microcensus,” *European Journal of Population*, Vol. 16, No. 3, pp. 211–233.
- Kohler, H. P., F. C. Billari and J. A. Ortega (2002) “The Emergence of Lowest-low Fertility in Europe during the 1990s,” *Population and Development Review*, Vol. 28, No. 4, pp. 641–680.
- Kulu, H. (2011) “Why Do Fertility Levels Vary Between Urban and Rural Areas?” *Regional Studies*, Vol. 47, No. 6, pp. 895–912.
- Kumo, K. (2017) “Interregional Migration: Analysis of Origin-to-destination Matrix,” In: Karabchuk, T., K. Kumo and E. Selezneva, *Demography of Russia: From the Past to the Present*, Palgrave Macmillan: London, pp. 261–314.
- Philipov, D. and J. Dorbritz (2004) *Demographic Consequences of Economic Transition in Countries of Central and Eastern Europe* (Population Studies No. 39), Council of Europe.
- Popova, L. (2014) “The Results of the Modern Demographic Policy in Russia,” *International Journal of Regional Development*, Vol. 1, No. 1, pp. 26–38.
- Popova, L. and M. Shishkina (2017) “Birth Rate in the Northern Russian Regions,” *Global Journal of Archaeology and Anthropology*, Vol. 2, No. 3, pp. 1–3.
- Revich, B. (2008) *Climate Change Impact on Public Health in the Russian Arctic*, United Nations in the Russia Federation: Moscow.
- Rodin, J. (2011) “Fertility Intentions and Risk Management: Exploring the Fertility Decline in Eastern Europe during Transition,” *Ambio*, Vol. 40, No. 2, pp. 221–230.
- Shishkina, M. and L. Popova (2017) “Impact of Modern Pro-family Demographic Policy on Birth Rate Intensity in the Northern Regions of Russia,” *Ekonomicheskie i sotsialnie peremeny: fatky, tendentsii, prognoz*, Vol. 10, No. 1, pp. 161–177.
- Sobotka, T. (2011) “Fertility in Central and Eastern Europe after 1989: Collapse and Gradual Recovery,” *Historical Social Research*, Vol. 36, No. 2, pp. 246–296.
- Wood, J., K. Neels and T. Kil (2014) “The Educational Gradient of Childlessness and Cohort Parity Progression in 14 Low Fertility Countries,” *Demographic Research*, Vol. 31, pp. 1365–1416.
- Антонов, А. (ред.) (2008) Мониторинг демографической ситуации в Российской Федерации и тенденциях ее жизнедеятельности. Москва: Социологический факультет МГУ.
- Вишневский, А. (ред.) (1994) Население России: второй ежегодный демографический документ. Москва: Издательство «Евразия».
- Курушина, Е. В. и Д. И. Васильевна (2015) Демографические трансформации регионального пространства России // Экономические и социальные перемены: факты, тенденции, прогнозирование. №. 39, стр. 126–140.
- Попова, Л. (2016) Современная Российская демографическая политика в области рождаемости: результаты и направления совершенствования // Экономические и социальные перемены: факты, тенденции, прогнозирование. №. 44, стр. 79–93.
- Росстат (Федеральная Служба Государственной Статистики) Демографический ежегодник России. Москва: Росстат. (в разные годы)
- Росстат (2009) Демографическая ситуация в

Российской Федерации. Материал на Всероссийской конференции статистиков, 11-12 февраля 2009 года.

Росстат (2017) Регионы России. Москва: Росстат.

〈関連法令〉

Закон Архангельской области от 5 декабря 2016 г. №. 496-30-ОЗ «О социальной поддержке семей, воспитывающих детей, в Архангельской области»

Закон Ямало-Ненецкого автономного округа от 1 июля 2011 г. №. 36-ОЗ «О дополнительных

мерах государственной поддержки семей, имеющих детей» (с изменениями на 8 февраля 2018 г.)

Федеральный закон от 29 декабря 2006 г. №. 256-ФЗ «О дополнительных мерах государственной поддержки семей, имеющих детей»

Федеральный закон от 5 декабря 2006 г. №. 207-ФЗ «О внесении изменений в отдельные законодательные акты Российской Федерации в части государственной поддержки граждан, имеющих детей»