

# ロシアにおける出生規定要因

— マイクロデータによる接近 — \* \* \*

雲 和 広

本稿は、ロシアで実施されているサーベイ調査(Russia Longitudinal Monitoring Survey, RLMS)の個票データに依拠し、1995年から2004年までの出生を説明する要因の抽出を行う。

ソ連崩壊後のロシアにおける全国レベルで見る出生動態を概観すると、多く指摘される経済環境の変動のみならず、出生の近接要因もまた概ね出生率の動向と直感的に一致する形で推移していることが看取出来、ロシアにおける合計特殊出生率の低下及び上昇もまた人口学的なタイミング効果等によって影響を受けている事が示唆される。ロシアの出生率に関して、マイクロデータを利用した先行研究は多くはないが、体制転換に伴う経済の縮小を出生率低下の要因とする議論が頻繁になされる一方、ロシア本国の人口学者や社会学者を中心に、1990年代以降のロシアにおける出生率の低下は人口変動の長期的過程に位置付けるべきとする主張も根強い。

先行研究は全て2001年までの出生データを利用するに留まっていたが、本稿はそののち出生率が持続的に上昇し続けた2004年に至るデータを用いた分析を行った。家計の所得水準が出生率の決定に有意な影響を与えないことが示されたが、これは経済成長が直接的に出生率の回復につながるものとは言えない可能性があることを意味し得るものである。広い意味での社会状況が出生率を上昇させる可能性は示唆された。最後に本稿の分析から得られた示唆と併せ、プーチン政権(～2008年5月)末期から導入が開始されたロシアの出産奨励策を人口学的視点から鑑みる。

JEL Classification Codes: J11, J13, P29

## 1. はじめに

多くの国で出生率の低下が長らく論じられてきたことは周知の通りであるが(Kohler, Billari and Ortega, 2006; 大淵, 1988), 経済体制の移行が始まった1990年代初頭から21世紀に至る旧社会主義諸国においても、出生率の低下は焦眉の課題であり続けている(Philipov and Dorbritz, 2003). 1990年における当該諸国の合計特殊出生率(Total Fertility Rate, TFR)は概ね西部ヨーロッパ諸国のそれを上回っていたが、その後急速に低下を続け2000年には後進地域である旧ソ連圏の中央アジア/コーカサス諸国/モルドバ、そしてアルバニア及びモンテネグロを除き全ての地域でTFRは1.7未満となり、過半の国が1.5を下回る低い出生率を示している(Eurostat, 2002; Council of Europe, 2001; Council of Europe, 2005. 表1参照).

ロシア連邦は言うまでもなくそうした国々の

中の1つである。1989年のロシアのTFRは2.01という値を示していたが体制転換の開始から急激な低下を見せ、1999年・2000年にはTFRが1.20を下回る迄に至ったのである。これについては直感的にいくつもの要因を挙げることが出来る。GDPの急激な低下に伴う所得の減少は当然、家計の育児コスト負担能力を低下させたであろう。また元来旧ソ連圏は高い女性就業率を見せることで知られていたが、就業率がさして低下しないままかつて原則的に無料であった保育園・幼稚園等の社会的な子育て支援施設が有料化されたこと、また企業の管理下にあった幼稚園等の閉鎖が相次いだこと等も指摘される<sup>1)</sup>。

ロシアでは1992年から総人口の減少が生じ、ロシア政府もこれに対して様々な対策を掲げてきた(久保庭 2006; 溝口 2007)。TFRが1.2を下回った1999年・2000年を受けて2001年に作成されたロシア連邦政府「2015年までのロ

表1. 移行諸国の合計特殊出生率

		1965	1970	1975	1980	1985	1990	1992	1995	2000	2005	
旧ユーゴスラビア	アルバニア	5.4	4.8	4.4	3.7	3.2	2.9	2.8	2.6	2.3	1.8	
	ブルガリア	2.1	2.2	2.2	2.1	2.0	1.8	1.5	1.2	1.3	1.3	
	チェコ	2.2	1.9	2.4	2.1	2.0	1.9	1.7	1.3	1.1	1.3	
	スロバキア	2.8	2.4	2.6	2.3	2.2	2.1	2.0	1.5	1.3	1.3	
	ハンガリー	1.8	2.0	2.4	1.9	1.8	1.8	1.8	1.6	1.3	1.3	
	ポーランド	2.5	2.2	2.3	2.3	2.3	2.0	1.9	1.6	1.3	1.2	
	ルーマニア	1.9	2.9	2.6	2.4	2.3	1.8	1.5	1.3	1.3	1.3	
	モンテネグロ	2.5	2.4	2.4	2.3	2.3	2.0	1.8	1.8	1.8	1.6	
	クロアチア	2.2	2.0	2.0	1.9	1.8	1.6	1.5	1.6	1.4	1.4	
	セルビア	2.4	2.3	2.2	2.1	2.0	1.8	1.8	1.7	1.5	1.5	
	ボスニア・ヘルツェゴビナ	3.4	2.8	2.4	2.1	1.9	1.7	1.5	1.5	1.4	1.2	
	マケドニア	3.6	3.1	2.8	2.5	2.1	2.0	1.9	1.8	1.6	1.5	
スロベニア	2.3	2.2	2.2	2.1	1.7	1.5	1.3	1.3	1.3	1.3		
バルト	ラトビア	1.7	2.0	2.0	1.9	2.1	2.0	1.7	1.3	1.2	1.3	
	リトアニア	2.2	2.4	2.2	2.0	2.1	2.0	1.9	1.6	1.4	1.3	
	エストニア	1.9	2.2	2.1	2.0	2.1	2.0	1.7	1.3	1.3	1.5	
東スラブ	ロシア連邦	2.1	2.0	2.0	1.9	2.1	1.9	1.6	1.3	1.2	1.3	
	ベラルーシ	2.3	2.3	2.2	2.0	2.1	1.9	1.8	1.4	1.3	1.2	
	ウクライナ	2.0	2.1	2.0	2.0	2.1	1.8	1.7	1.4	1.1	1.2	
旧ソ連	モルドバ	2.9	2.6	2.5	2.5	2.6	2.3	2.1	1.9	1.6	1.7	
	コーカサス	アルメニア	3.8	3.2	2.7	2.4	2.5	2.5	2.4	2.0	1.7	1.7
		アゼルバイジャン	5.2	4.7	3.9	3.2	2.9	2.7	2.7	2.3	2.0	2.0
		グルジア	2.8	2.6	2.5	2.3	2.3	2.1	2.0	1.7	1.5	1.4
	中央アジア	タジキスタン	6.6	6.8	6.3	5.7	5.5	5.1	4.9	4.5	4.0	3.5
		カザフスタン	3.5	3.4	3.3	2.9	3.1	2.7	2.5	2.3	1.8	2.2
		キルギス	4.6	4.9	4.9	4.1	4.2	3.7	3.6	3.3	2.4	2.5
		トルクメニスタン	6.5	6.2	5.7	5.0	4.6	4.2	4.0	3.4	2.9	2.6
	ウズベキスタン	5.5	5.7	5.7	4.8	4.7	4.1	4.0	3.6	2.6	2.4	

出所) Council of Europe(2005).

シア連邦における人口発展構想<sup>2)</sup>では住民の健康状態の改善及び出生率向上のための施策実施といった指針を示した。だがそれはロシア政府が作成した他の様々な「構想」「プログラム」文書<sup>3)</sup>同様、現実的な意味を持っていたとは言い難く、そもそも当時、出生率の低下や死亡率の上昇に対するものとしては何ら新たな施策が導入されることはなかったのである。

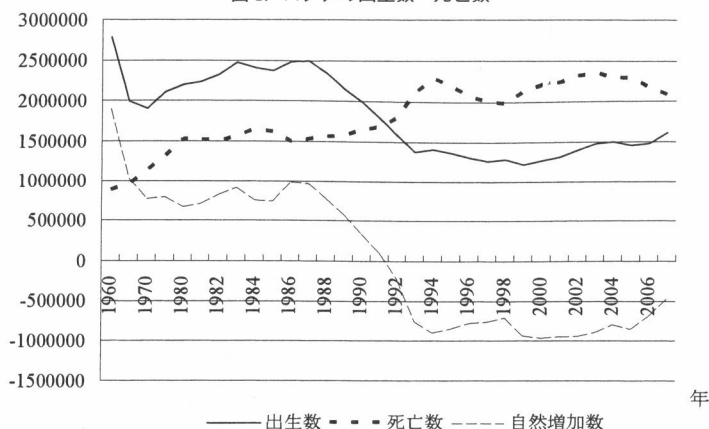
ここで年金制度の維持可能性、労働供給量の変動、市場規模の縮小等出生率低下一般の長期的影響に関して繰り返すことはしない(白波瀬2006; 高山・斎藤2006)。労働力の確保の問題がメディアで頻繁に採り上げられる<sup>4)</sup>等、ロシアは低出生力を見せる他の諸国と同様の課題に直面している(西村2006)。そうした状況にありつつ、日本や欧米における近年の出生率研究の動向と比較すれば、ロシアのそれに関する検

討は未だ十分なものとは言い難い。邦語によるロシアの出生要因の分析は皆無であり、また欧米及びロシアにおけるそれも量的には限られたものに留まっている。

ロシアでは我が国における厚生労働省「出生動向基本調査」に類するものが存在せず、データの利用可能性が限定されていることがその理由の1つであろう。とはいえ後述する「ロシア長期モニタリング調査」の個票を用いたマイクロ計量分析も既に行われ始めており、個人特性に基づく出生要因の検討は不可能ではない。

さて実のところ1999年を底として、そのうち2004年までロシアのTFRは上昇を続けた。以降も2005年の一時的な低下を除き全体としては上昇過程にある(Rosstat, 2008)。それには1999年以降持続している経済成長が寄与していることが指摘されることが多い(Antonov,

図1. ロシアの出生数・死亡数



出所) Rosstat(2008)より筆者作成。

2008; Rosstat, 2009). だが他方, 経済成長がそのまま出産率の回復につながるものではない, とする詳細な分析も存在する(Roshina and Boikov, 2006). 経済的要因によって出生が規定されるのか否か, それは資源産出により持続的な経済成長を見せてきたロシアの今後における出生動向を展望する上で欠かせない視点であろう. しかしながら定量的な分析を行っている先行研究は利用している最新のデータが2001年の出生に関するものであり, その後の動向を補足することが出来ないままに留まっている. そうした状況を鑑み本稿は, ロシアで実施されているサーベイ調査の個票データに依拠し, 1995年から2004年までの出生を説明する要因の抽出を行う.

本稿の構成は以下の通りである. 次節ではソ連崩壊後のロシアにおける全国レベルで見る出生動態を概観する. 多く指摘される経済環境の変動のみならず, 出生の近接要因も概ね出生率の動向と直感的に一致する形で推移していることが看取出来, ロシアにおけるTFRの低下及び上昇もまた人口学的なタイミング効果等によって影響を受けていることが示唆される. 続く第3節では先行研究を検討する. 出生率の研究に関して, ロシアのマイクロデータを利用した研究は多くはないが, 体制転換に伴う経済の縮小を出生率低下の要因とする議論が頻繁になされる一方, ロシア本国の人口学者や社会学者を中心に, 1990年代以降のロシアにおける

TFRの低下は長期的過程に帰すべきものであるとする主張も持続的に見られる. さらに第4節で分析を行う. 先行研究は全て2001年までの出生データを利用するに留まっていたが, 本稿はそのうち出生率が持続的に上昇し続けた2004年に至るデータを用いた. 結果は, 分析対象期間につき一貫して個人の所得が直接的に出生行動に有意な影響を与えないことを示した. このことは経済成長が

直接的に出生率の回復につながるものとは言えない可能性があることを意味し得る. 最後に本稿の結果や先行研究の知見を勘案しつつ, プーチン政権(~2008年5月)末期から導入が開始されたロシアの出産奨励策を鑑みる.

## 2. マクロ指標で見る出生動向

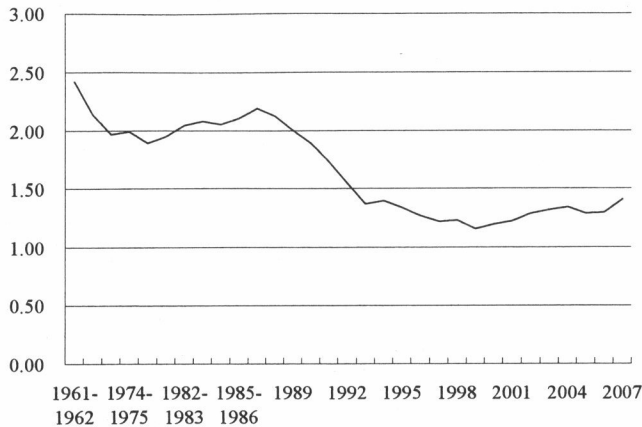
ロシアの人口危機はつとに知られる. *World Development* 誌では1998年, ロシアにおける人口動態に関する特集が組まれた. そこでは労働年齢にある男性の死亡率上昇・死亡要因に占める所謂「不慮の事故」の割合の高さ等に並び, 出生率の急激な低下が採り上げられた.

出生率の低下と死亡率の上昇により, ロシアの人口は1992年より自然減に転じた(図1). 出生率の低下そのものは先進諸国において広く見られた現象であることは言うまでもない. 移行諸国そしてロシアの場合, 最初に記した通りその変動が急速に進んだことが衆目を集めたのである.

ロシアでは, TFRが2.0を上回った最後の年次である1989年から, それが1.50を下回るまで(1993年)にはたかだか4年を要したに過ぎない(Rosstat, 2008). この出生率減少のテンポは, OECD加盟欧州諸国全てにおいて見られたそれを上回るものであり<sup>5)</sup>, かつその低い出生率が15年以上に渡って持続していることがロシアの出生動態を特徴付けている(図2).

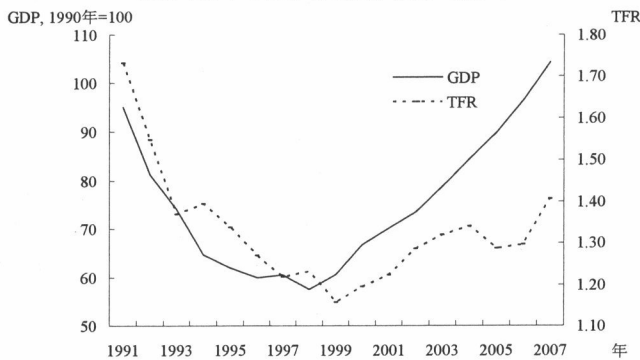
だがそのTFRは, 図2に示される通り1999

図2. ロシア・合計特殊出生率



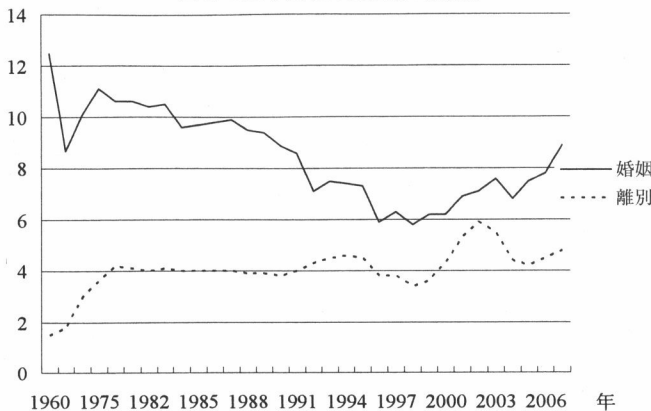
出所) Rosstat(2008)より筆者作成.

図3. ロシア：GDPとTFR, 1991～2007年



出所) Rosstat(2008)及びRSE, 2002, 2003, 2009より筆者作成.

図4. 1000人あたり婚姻数・離別数



出所) Rosstat(2008)より筆者作成.

年の1.16を底としてそののち緩やかな上昇過程に入る。転換初期のTFRの急低下と1999年以降の緩やかではあるが傾向的な上昇、とは如何に説明することが可能であろうか。直感的には、ソ連崩壊直後の経済危機と体制転換とい

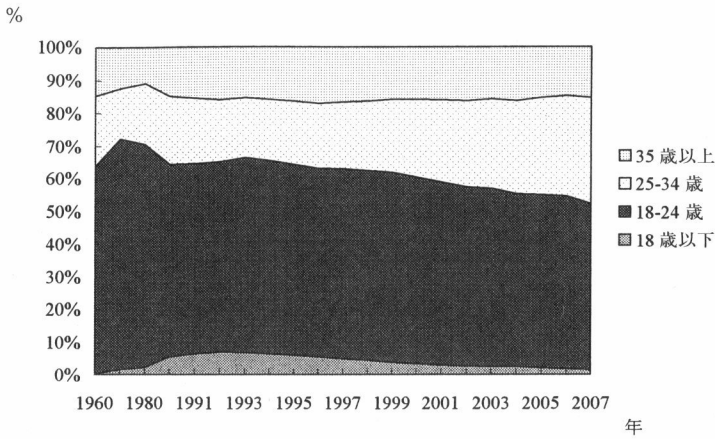
う社会制度の大規模な変化そのものが出生動向に対して否定的な影響を与えたであろうことが指摘されよう。また1999年以降のTFRの回復傾向についても、経済の回復と密接な関係があるということ想像するのは容易である。1991年以降のGDPの推移とTFRのそれとを並べた図3を見れば、それぞれが同様の動きを示していることが見て取れるであろう<sup>6)</sup>。しかしながらまずはここで少しく出生の近接要因の推移を検討し、それを補完する要素を看取し得るか否かを考えてみたい。

婚姻の動態を見るに、1990年代初頭から婚姻率は急激に低下し2000年周辺まで低い水準を維持していた(図4)。また、ここで体制転換との相関を云々することは置いておくとしても、結婚年齢のゆるやかな上昇と出生時の母親の年齢の上昇とを共に観測することが出来る(図5, 図6)。このことは、他国の経験と同様に出生のタイミング効果がこの期間におけるTFRの低下をより大きく見せていた可能性があることを示唆しているとも考えられる。

他方2000年以降について見ると、婚姻率の上昇が明瞭になっている。婚姻率の上昇、またそれと同時に先立つ時期から引き続く婚姻時の女性平均年齢の上昇が見られている。このことは、2000年以降趨勢として観測されるTFRの上昇が、婚姻および出生の緩やかな高齢化と関係を有しているのではないかという推察を可能ならしめる。

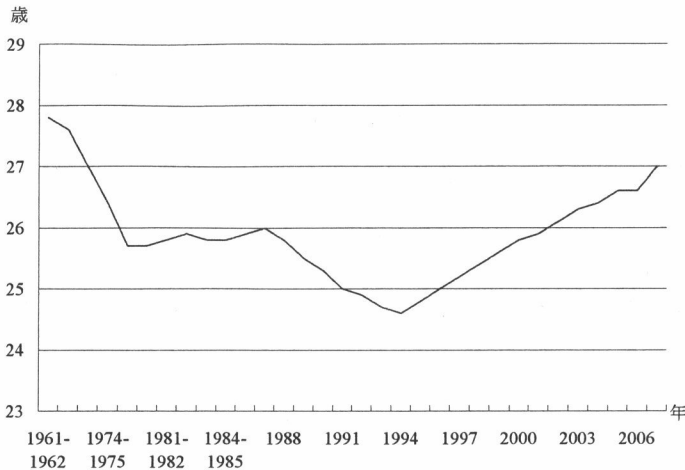
それをさらに端的に表しているであろう指標が女子年齢別出生率の経年推移(図7)である。1990年代、ロシアで最も出生率が高い年齢階層である20-24歳女性の出生率は急激かつほぼ一貫して低下した。それは他の年齢層における

図5. 女性年齢階層別婚姻数



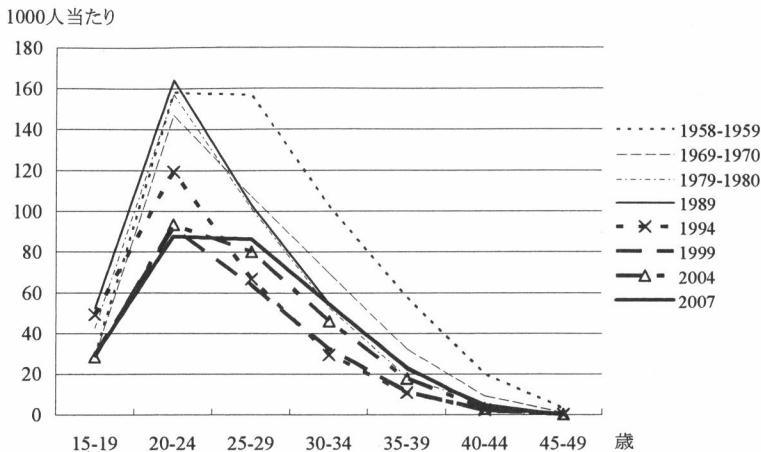
出所) Rosstat(2008)より筆者作成.

図6. 出生時母親平均年齢



出所) Rosstat(2008)より筆者作成.

図7. 女子年齢別出生率



出所) Rosstat(2008)より筆者作成.

出生率も漸減する中で生じたのであり、当然のこと出生率全般が低下したことと呼応する。20-24歳年齢階層の出生率は、その後変動を見せつつも顕著な上昇を見せてはいない。しかしながら注目したいのは、25-29歳から35-39歳までの5歳区分3年齢階層の女性出生率が1999年を底に反転し、上昇を始めていることである。実際、1999年を大きな底として、2005年の一時的な低下時を除いてマクロデータで見るTFRは上昇傾向を示しているのである(図2参照)。人口学的解釈を行えば、体制転換に起因する経済の縮小に伴った一時的な出生の延期に基づく現象であるという見方も出来る。はたロシアの出生タイミングが趨勢として高年齢化していることを意味しているという解釈も成り立つであろう。

人口学的要因を見る場合、これらに加えて出産経歴(parity, 出産児数・順位)に着目すべきであることは言うまでもない(金子2004)。だがロシアの出生・死亡・婚姻等登録所ZAGS<sup>7)</sup>における出生の登録方法は1998年に変更が加えられた。それまでの出生は出生順位が記録されていたが、1999年以降の出生に関しては出生登録申請書<sup>8)</sup>からその記録欄が削除され子供の出生順位の把握が出来なくなっており<sup>9)</sup>(Antonov, 2008, p. 59), そのためロシア連邦統計局は第一子出生時の母体年齢等を公表しなくなり、従って

これを検討することが出来ないという点を付記しておく<sup>10)</sup>。

### 3. 先行研究

1992年から持続的な総人口の減少が始まったこと、そして死亡率の急激な上昇が見られたということが背景にありつつ、ソ連崩壊ののち急速に出生率が低下したロシアでは、その現象は早くから採り上げられた(Vishnevskii, 1994)。

だがその要因の分析に着手するにはしばしの時間を要した。一定期間に渡るデータのある程度の蓄積が必要であったことは勿論である。Vishnevskii (1996)は1990年代前半における出生時の母体平均年齢の低下と出生率の低下という直感的に相反する現象の共存を指摘しロシアの独自性を強調する結果を示したが(図6参照)、1990年代後半以降の趨勢を見れば、結局のところそれは短期的な現象であったと言うべきであろう<sup>11)</sup>。また体制転換初期においては、マクロデータのみには依拠するほか無かったという状況が分析を制約していた。無論のこと、ロシア本国また欧米においても記述的な研究は持続的に進められてきた。体制転換に伴う経済の縮小に起因するとするものが多いが(DaVanzo and Grammich, 2001)、ソ連末期に導入された育児手当拡張等の出産奨励策に伴って1980年代末の出生率が上昇したことがそののち転換初期の1990年代前半における出生率低下の原因であったとするタイミング効果を指摘するもの(Zakharov and Ivanova, 1996)、ロシアの人口動態が長期的な過程を通じて現代化していく状況の一貫として位置づけ説明するものなどがある(Vishnevskii, 2006)。

Avdeev and Monnier (1995)はコーホート出生率の経年推移と国家間比較を通じ、ソ連末期から移行初期の1990年代前半に至るロシアにおける出生率低下の急速な進展を検討している。出生率の規定要因を分析したものではないが、20世紀後半における比較的長期のロシアにおける人口動態を簡便にとりまとめたものである。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<sup>12)</sup>の結果に

基づき、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ことを指摘しつつも、ソ連時代からの推移やコーホート毎の出生数の傾向等から、それは同時に長期的な傾向の延長線上にあるもの、との解釈を示している。

ロシアで実施されている家計調査(ロシア長期モニタリングサーベイ the Russia Longitudinal Monitoring Survey, RLMS, 後述)の個票を用いた出生率の分析は多くない。Kohler and Kohler (2002)は労働市場環境や出生に先立つ期間における女性の出生希望、そして経済状況に関する認識や将来的な生活の展望といった主観的判断がその後の出生確率に与える影響を検討しているが、コントロールしている変数の範囲が限定的であり、また対象が1995年～1997年という経済縮小期の短い期間であることが明瞭な結果を得難くしているものと思われる。

Grogan (2006)は1994年から2001年までのRLMSデータを用い、女性の所得・教育水準が出生確率を高め、他方年齢・既存の子供数がそれを低めるという結果を得た。そして所得が正に有意に効いていることから、経済成長の如何が出生率動態の方向性を決定する、と指摘している。Grogan (2006)の分析は対象期間全てにおいて持続的に有配偶であったサンプルのみを検討しており、総サンプル数は288に限られる。かつサンプルを有配偶者に限定していることは、出生の決定に大きな影響を及ぼしている可能性があることを指摘せねばならない。またKohler and Kohler (2002)と同様に、分析に導入している変数が限定的であることにも留意する必要がある。

Roshina and Boikov (2006)はその扱っている変数の多様性・サンプルそのものに対する検討・分析対象のカバリッジ等から、RLMSを利用した出生力研究のうちこれまでで最も包括的なものであると言える。彼らは年齢・既存子供数といった人口学的要因と、所得・就業状態等の経済状況、健康状態・教育水準・民族等の諸要因を勘案している。そして経済要因はモデルの特定化によって有意か否かが不安定であるが、人口学的要因はほぼ一貫して有意であり、

むしろ後者による説明を行うべきである、とする。これは経済状況と出生率とが直結する関係を持つものではないという指摘であり、本稿の問題意識と一致する。

ただし Roshina and Boikov (2005) は扱っているデータが Grogan (2006) 同様 2001 年時点のものが最後であり、出生力・経済活動の下降局面のみを対象としている。従ってその後の出生率の上昇傾向が見られる時期を捕捉することが出来ていない。また、移行諸国のほぼ全てにおいて同時に出生力の低下が生じたという現実を前に、経済的要因は影響を与えないという解釈を行うことにも疑問を覚える。本稿はこれらを鑑み、1994 年～2004 年に実施されたロシアのサーベイ調査で得られたデータを対象として出生を説明づける要因の分析を試みる。

## 4. 分析

### 4.1 データと手法

#### 4.1.1 データ

本稿で用いるデータは RLMS の個票である。RLMS の概要については邦語では武田 (2007) があるため詳述は避けるが、ここでも少しく RLMS Web サイトに従い紹介しておく<sup>13)</sup>。

RLMS は米国ノースカロライナ大学カロライナ人口センターが主体となって 1992 年から継続的に実施しているロシアの家計・個人のミクロ調査である。国レベルでの代表性(representativeness)を有しており、サンプル数は 3,700 以上の家計・10,000 以上の個人である<sup>14)</sup>。調査の目的は経済移行に伴う家計の消費水準及び健康状態の変化を探ることにあるが、雇用状態や所得等に関する詳細な情報も集められている。

実施回(round)毎に質問内容はある程度の修正が行われ、また時として質問票に大きな変更が加えられることもある。基本的に、当該調査の全ての round において実施されている「女性に関する質問」によって出生を把握し得る。そこでは「過去 1 年間に子供を産んだか」という質問が設定されており、これを出生のデータとして利用する<sup>15)</sup>。ただし「女性に関する質

問」は実施回によって質問項目の充実度合いに大きな差があり、例えば「これまでに生んだ子供の数」「これまで中絶を行ったことがあるか」といった出生率と密接に関わると推測され得る変数は Phase 2 の最初の 4 回、即ち第 5 round～第 8 round という限られた回についてしか得られない。元来消費水準・健康状態・雇用状態の把握といった目的のために設計された調査を転用するという事による制約が存在する。

基本的には繰り返しのクロスセクションデータ収集を意図したものであり、パネルとして利用可能なサンプルは限られる(Heeringa, 1997)。RLMS におけるサンプルの脱落(attrition)を検討している Grogan (2006) は 1994 年のサンプルと 2001 年のそれとを比較して、有配偶者や幼児を擁している家計の脱落頻度が有意に低いことを明らかにしている。これらは出生率に極めて強い影響を与え得る要因であり、パネルとして扱うことの限界に留意する必要がある。

#### 4.1.2 手法

ここで筆者は、経済状況とりわけ個人レベルの所得が女性の出生行動に影響を及ぼしているのか、それともそれ以外の要因がより強い影響を与えているのか、という視点で検討を行う。第 2 節で見た通り、GDP の動きと TFR のそれとの間には相関が存在する。それが直接的な因果関係を意味するものであれば、ロシアの経済成長はその出生率の回復に寄与するはずである。しかしながら他方、Vishnevskii (2006) や Roshina and Boikov (2005) が指摘するように、ロシアの出生動向が人口動態の現代化・第 2 の人口転換といった人口学的要因変動の長期的過程に位置づけられるべきものなのであれば、マクロデータで見る GDP と TFR との相関(図 3 参照)は見かけ上のものであり、より複雑な因果関係を想定すべきであるという解釈が成り立ち得るであろう。

本稿で用いるのは Phase 2 の最初の回である第 5 round(1994 年)から、得られた最新のデータである第 13 round(2004 年)までの個票であ

表 2a. 基本統計量：クロスセクション分析

	平均	標準偏差		平均	標準偏差
1995 年の出生	0.027	—	1998 年の出生	0.027	—
1994 年の個人特性：			1996 年の個人特性：		
年齢	31.640	10.03	年齢	31.740	10.35
子供を希望	0.312	—	子供を希望	0.218	—
家計内既存子供数	0.839	0.995	家計内既存子供数	1.203	—
有配偶	0.657	—	有配偶	0.633	—
本人の賃金	69276.6	155567.9	本人の賃金	260399.1	550861.5
家計所得(等価尺度)	3879.3	6689.5	家計所得(等価尺度)	2924.8	3676.5
持家	0.902	—	持家	0.886	—
生活の満足度	0.128	—	生活の満足度	0.116	—
有業者	0.670	—	有業者	0.641	—
中等専門教育履修者	0.259	—	中等専門教育履修者	0.258	—
高等教育履修者	0.451	—	高等教育履修者	0.423	—
農村地域在住	0.243	—	農村地域在住	0.239	—
サンプルの都市住民比率	0.76	(全国値：0.73)	サンプルの都市住民比率	0.80	(全国値：0.74)
年齢構成比(15-34 歳サンプル中, %)			年齢構成比(15-34 歳サンプル中, %)		
15-19 歳	23.6		15-19 歳	24.3	
20-24 歳	25.4		20-24 歳	26.8	
25-29 歳	24.6		25-29 歳	25.9	
30-34 歳	26.5		30-34 歳	23.0	
2001 年の出生	0.028	—	2004 年の出生	0.0254	—
2000 年の個人特性：			2003 年の個人特性：		
年齢	31.320	10.55	年齢	31.290	10.44
子供を希望	0.282	—	子供を希望	0.197	—
家計内既存子供数	0.784	0.958	家計内既存子供数	0.707	0.896
有配偶	0.528	—	有配偶	0.477	—
本人の賃金	780.9	2734.9	本人の賃金	1961.1	3214.2
家計所得(等価尺度)	2559.7	3728.5	家計所得(等価尺度)	3821.9	6275
持家	0.903	—	持家	0.902	—
生活の満足度	0.181	—	生活の満足度	0.327	—
有業者	0.605	—	有業者	0.639	—
中等専門教育履修者	0.247	—	中等専門教育履修者	0.256	—
高等教育履修者	0.431	—	高等教育履修者	0.438	—
農村地域在住	0.282	—	農村地域在住	0.261	—
サンプルの都市住民比率	0.72	(全国値：0.73)	サンプルの都市住民比率	0.74	(全国値：0.73)
年齢構成比(15-34 歳サンプル中, %)			年齢構成比(15-34 歳サンプル中, %)		
15-19 歳	26.0		15-19 歳	23.0	
20-24 歳	27.4		20-24 歳	26.4	
25-29 歳	25.7		25-29 歳	25.9	
30-34 歳	20.9		30-34 歳	24.8	

出所) RLMS 個票より筆者算出。都市住民比率全国値は Rosstat(2008)より筆者算出。

る。第  $t$  round における女性の個人特性と、その特性を有する女性が第  $t+1$  round において子供を産むか否かという関係について検討する。

分析対象は 15 歳～49 歳の女性である。ある round における出産の発生の有無を被説明変数とし、その直前の round の個人特性を説明変数とする<sup>16)</sup>。Roshina and Boikov (2006) の分析

では全ての推計モデル特定化において、様々な外性的ショックや、各種変数の有意性の変動が年次ダミーに吸収されてしまっている可能性があると考えられる。また 1999 年・2000 年を境にロシアの出生率が反転した事実に着目し、分析対象期間において出生規定要因に何らかの変化が生じたのか否かを見る必要がある。そこ



表 2b. 基本統計量：プールド・ロジット分析

	全観測数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
出生	20622	0	1	0.03	—
年齢	20622	14	48	31.51	10.20
子供を希望	20622	0	1	0.25	—
家計内既存子供数	19770	0	8	1.19	0.98
有配偶	20554	0	1	0.56	—
年金受給年齢男性同居	19770	0	1	0.07	—
年金受給年齢女性同居	19770	0	1	0.18	—
持家	20531	0	1	0.89	—
住居中居住面積	19650	3	230	35.72	16.08
住居全延床面積	19013	0	310	53.58	21.98
生活の満足度	20408	0	1	0.21	—
将来の生活の見通し	17369	0	1	0.28	—
有業者	20622	0	1	0.64	—
中等専門教育修了者	20622	0	1	0.26	—
高等教育修了者	20622	0	1	0.43	—
農村地域居住	19770	0	1	0.27	—
北西地域	20622	0	1	0.07	—
中央地域	20622	0	1	0.18	—
ヴォルガ・ヴァトカ	20622	0	1	0.18	—
コーカサス	20622	0	1	0.14	—
ウラル	20622	0	1	0.16	—
西シベリア	20622	0	1	0.09	—
東シベリア・極東	20622	0	1	0.09	—
家計所得(等価尺度)	19718	0	472915	3148.79	5960.26
家計支出(等価尺度)	19770	0	29500000	5485.05	209860.12
実質家計所得	19718	0	1040413	8175.47	15282.57
実質家計支出	19770	0	79588468	14213.72	566163.92

全項目に回答のあるケース数 15111

出所) RLMS 個票より筆者算出.

で本研究は最初にクロスセクション分析を行う<sup>17)</sup>. クロスセクション分析では無回答個票の増大によってサンプルが急減しほとんど有意な結果を得られなくなることを避けるため, 導入する変数を限定する. (1)年齢, (2)本人が出産を希望しているか否か, (3)家計に既に居る子供の数及びその自乗, (4)有配偶か否か, が人口学的要因である. (3)は収集されていない出産パリティに関わる情報の代用である. 他方経済要因として, (5)本人の所得, (6)家計の所得(実質所得を等価尺度で調整したもの<sup>18)</sup>及びその自乗, (7)持ち家か否か, (8)現在の生活に満足しているか否かの主観的判断, (9)有業者であるか否か, を用いる. そして(10)教育水準(中等専門教育・高等教育)と(11)農村地域に居住しているか否か, を説明変数とする. いくつかの年次に関する基本統計量を表 2a に掲げている. 出産の高年齢化等がこのデータから看取

し得るのであれば, (1)は変動を示すものと予測される.

(3)(4)については一般的に出生力の分析において導入される場合の通り, (3)は出産確率を低め, (4)はそれを高めることが予想される. 他方経済的要因である(5)~(9)はいずれも, 1999年以降の経済成長がロシアの出生率を上昇させている, という見方に則れば出産確率を高めるものと想定し得る. なお(5)は Becker (1960)流の解釈に従えば育児の機会費用として出生の可能性を低めると見なし得ることは言うまでもない.

(10)は通常出生確率を引き下げ, (11)は都市住民と比べ出生頻度が多いものであることが想定される.

そしてさらに, 全期間に渡って比較可能な説明変数を大幅に増やし, 十分なサンプル

数を確保するため全ての round についてのデータをプールドしたプールド・ロジット分析を行う. ここで新たに導入する変数は, (A)年金受給年齢男性の同居, (B)同じく女性の同居, (C)住居の居住面積(バスルーム等含まない), (D)住居の延床面積(同含む), (E)将来の生活見通し, (F)地域ダミー, (G)各種の家計所得指標, (H)年次ダミー, である. (A)~(E)は先行研究の知見によればいずれも出生確率を上昇させるものと考えられる<sup>19)</sup>. (F)により地域的特質を捕捉出来る. ここで着目したいのは (G)である. 果たしてロシアにおいて所得水準が出生に直結するものか否か, を見るため, 分析では様々な所得変数を繰り返し導入し検討を行う. プールド・ロジット分析で扱うデータの基本統計量は表 2b の通りである.

表3. ロシアにおける出生規定要因(15歳~49歳の女性)(1):  
クロスセクションロジスティック回帰の結果

	1995年(Round 6)			1996年(Round 7)			1998年(Round 8)			2000年(Round 9)		
	オッズ比	Z値	P> z	オッズ比	Z値	P> z	オッズ比	Z値	P> z	オッズ比	Z値	P> z
年齢	0.84**	-3.95	0.00	0.86**	-6.71	0.00	0.89**	-4.27	0.00	0.89**	-4.21	0.00
子供を希望	2.23 <sup>+</sup>	1.74	0.08	0.77	-0.85	0.40	4.42**	4.70	0.00	2.45**	2.88	0.00
家計内既存子供数	0.56	-1.60	0.11	0.32**	-4.64	0.00	0.52*	-2.55	0.01	0.90	-0.39	0.70
家計内既存子供数の自乗	1.14*	2.17	0.03	1.22**	5.09	0.00	1.14**	3.13	0.00	1.03	0.74	0.46
有配偶	2.91*	2.29	0.02	4.15**	4.32	0.00	3.40**	3.52	0.00	1.13	0.65	0.52
本人の賃金	0.99	-0.64	0.52	0.99	-0.69	0.49	0.99 <sup>+</sup>	-1.82	0.07	1.00	0.13	0.90
家計所得(等価尺度)	0.99	-1.09	0.28	1.00 <sup>+</sup>	1.67	0.10	1.00	0.26	0.79	0.99	-1.01	0.32
家計所得(等価尺度)の自乗	1.00	0.42	0.67	1.00	-1.37	0.17	1.00	-0.37	0.71	1.00	0.73	0.47
持家	0.45	-1.61	0.11	1.20	0.40	0.69	1.03	0.06	0.95	1.43	0.74	0.46
生活の満足度	1.01	0.02	0.98	0.98	-0.06	0.95	0.96	-0.09	0.93	1.79 <sup>+</sup>	1.33	0.09
(リファレンスカテゴリ: 5段階のうち上位2段階の「完全に満足」「概ね満足」以外)												
有業者	1.32	0.55	0.58	1.58	1.28	0.20	0.97	-0.09	0.93	2.60*	2.36	0.02
中等専門教育履修者	1.46	0.63	0.53	0.90	-0.26	0.80	0.94	-0.16	0.87	1.02	0.05	0.96
高等教育履修者	2.56 <sup>+</sup>	1.67	0.09	1.10	0.25	0.81	1.09	0.22	0.83	2.11 <sup>+</sup>	1.65	0.09
(教育のリファレンスカテゴリ: 中等教育以下)												
農村地域在住	0.79	-0.44	0.66	1.12	0.35	0.72	0.99	-0.04	0.97	1.34	0.88	0.38
カイ自乗	54.41**			96.85**			107.98**			65.06**		
N	1739			2164			2120			2208		
Pseudo R <sup>2</sup>	0.18			0.17			0.21			0.13		
対数尤度	-120.28			-243.44			-208.35			-213.78		
	2001年(Round 10)			2002年(Round 11)			2003年(Round 12)			2004年(Round 13)		
	オッズ比	Z値	P> z	オッズ比	Z値	P> z	オッズ比	Z値	P> z	オッズ比	Z値	P> z
年齢	0.87**	-7.31	0.00	0.87**	-7.36	0.00	0.88**	-7.31	0.00	0.87**	-7.21	0.00
子供を希望	0.38**	-3.47	0.00	0.54**	-2.58	0.01	0.53**	-2.65	0.01	1.05	0.19	0.85
家計内既存子供数	0.22**	-6.11	0.00	0.31**	-5.05	0.00	0.22**	-6.57	0.00	0.38**	-3.14	0.00
家計内既存子供数の自乗	1.22**	4.32	0.00	1.22**	3.66	0.00	1.34**	6.35	0.00	1.11	0.92	0.36
有配偶	3.38**	4.25	0.00	3.06**	4.25	0.00	1.63**	3.50	0.00	2.95**	4.09	0.00
本人の賃金	0.99	-0.13	0.90	0.99	-1.02	0.31	1.00	0.18	0.86	0.99	-1.58	0.11
家計所得(等価尺度)	0.99	-0.26	0.79	1.00	0.10	0.92	1.00	0.59	0.56	1.00	0.85	0.40
家計所得(等価尺度)の自乗	1.00	-0.10	0.92	1.00	0.75	0.46	1.00	-0.25	0.80	1.00	-0.59	0.55
持家	0.62	-1.53	0.13	0.83	-0.62	0.54	0.64	-1.57	0.12	0.66	-1.50	0.13
生活の満足度	1.59 <sup>+</sup>	1.62	0.10	2.67**	4.30	0.00	1.50 <sup>+</sup>	1.80	0.07	0.90	-0.43	0.67
(リファレンスカテゴリ: 5段階のうち上位2段階の「完全に満足」「概ね満足」以外)												
有業者	1.06	0.20	0.84	2.12**	2.71	0.01	1.27	0.89	0.37	3.05**	3.61	0.00
中等専門教育履修者	2.53*	2.56	0.01	2.20**	2.60	0.01	2.43**	2.63	0.01	0.95	-0.15	0.88
高等教育履修者	2.44*	2.37	0.02	1.46	1.17	0.24	2.81**	3.00	0.00	1.33	0.92	0.36
(教育のリファレンスカテゴリ: 中等教育以下)												
農村地域在住	2.05**	2.78	0.01	2.40**	3.70	0.00	1.16	0.57	0.57	1.25	0.88	0.38
カイ自乗	136.73**			157.9**			133.19**			123.1**		
N	2530			2776			2902			2959		
Pseudo R <sup>2</sup>	0.2			0.18			0.16			0.15		
対数尤度	-279.8			-348.3			-348.27			-344.88		

注) \*\*: 1%水準; \*: 5%水準; <sup>+</sup>: 10%水準で有意。

## 4.2 結果

クロスセクション分析の結果を表3に、プールド・ロジット分析の結果を表4に示す。

表3でほぼ一貫しているのは年齢・既存子供数・有配偶という極めて人口学的な変数が出生確率に有意な影響を与えていることである。1990年~1999年についてはそれ以外の変数は何ら有意に効いていない<sup>21)</sup>。

時を追って年齢が上昇することに伴う出生確率が上昇していく、といった傾向を見ることは

出来なかった<sup>21)</sup>。子供の数が増えれば増えるほど出生が見られなくなること、さらに有配偶であることが出生の確率を高めること、は当然予想される通りの結果であった。

だが他方家計所得そのものは、少なくとも1990年代の分析結果から見れば何ら有意な影響を与えていないと言える。2000年以降の結果について言及するに、教育水準、そして主観的な生活全般に対する満足度が有意であることが見られる。また時として有業者であることが

表4. ロシアにおける出生規定要因(15歳~49歳の女性)(2):  
プールド・ロジット分析の結果

	A		B		C		D	
	$\beta$	有意確率	$\beta$	有意確率	$\beta$	有意確率	$\beta$	有意確率
年齢	-0.13**	0.00	-0.13**	0.00	-0.13**	0.00	-0.13**	0.00
子供を希望	-0.07	0.51	-0.09	0.42	-0.07	0.51	-0.09	0.41
家計内既存子供数	-1.04**	0.00	-1.04**	0.00	-1.04**	0.00	-1.05**	0.00
家計内既存子供数の自乗	0.17**	0.00	0.17**	0.00	0.17**	0.00	0.17**	0.00
有配偶	0.92**	0.00	0.93**	0.00	0.92**	0.00	0.93**	0.00
年金受給年齢男性同居	0.43*	0.02	0.43*	0.02	0.43*	0.02	0.41*	0.03
年金受給年齢女性同居	0.14	0.30	0.16	0.24	0.14	0.29	0.14	0.27
住居中居住面積	-0.46**	0.00	-0.44**	0.00	-0.46**	0.00	-0.45**	0.00
住居全延床面積	-0.01	0.15	-0.01	0.18	-0.01	0.15	-0.01	0.16
住居全延床面積	0.01	0.13	0.01	0.17	0.01	0.14	0.01	0.17
生活の満足度	0.37**	0.00	0.35**	0.00	0.37**	0.00	0.36**	0.00
(リファレンスカテゴリ: 5段階の上位2段階「完全に満足」「概ね満足」以外)								
将来の生活の見通し	0.17	0.12	0.17	0.13	0.17	0.12	0.16	0.13
(リファレンスカテゴリ: 5段階の上位2段階「改善する」「多分改善する」以外)								
有業者	0.36**	0.00	0.33**	0.01	0.36**	0.00	0.33**	0.01
中等専門教育修了者	0.52**	0.00	0.52**	0.00	0.52**	0.00	0.52**	0.00
高等教育修了者	0.50**	0.00	0.48**	0.00	0.49**	0.00	0.49**	0.00
(リファレンスカテゴリ: 中等教育以下)								
農村地域居住	0.19	0.12	0.25 <sup>+</sup>	0.05	0.20	0.12	0.25 <sup>+</sup>	0.05
北西地域	0.68*	0.01	0.66*	0.02	0.69*	0.01	0.67*	0.01
中央地域	0.28	0.22	0.31	0.18	0.29	0.21	0.30	0.19
ヴォルガ・ヴァトカ	0.55*	0.02	0.60**	0.01	0.56*	0.02	0.60*	0.01
コーカサス	0.95**	0.00	0.97**	0.00	0.96**	0.00	0.96**	0.00
ウラル	0.64**	0.01	0.67**	0.01	0.64**	0.01	0.66**	0.01
西シベリア	0.59*	0.02	0.59*	0.02	0.60*	0.02	0.59*	0.02
東シベリア・極東	0.69**	0.01	0.72**	0.01	0.69**	0.01	0.72**	0.01
(リファレンスカテゴリ: モスクワ市およびサンクト=ペテルブルク市)								
家計所得(等価尺度)	0.00	0.72	—	—	—	—	—	—
家計所得(等価尺度)の自乗	0.00	0.48	—	—	—	—	—	—
家計支出(等価尺度)	—	—	0.00	0.15	—	—	—	—
家計支出(等価尺度)の自乗	—	—	0.00	0.82	—	—	—	—
実質家計所得	—	—	—	—	0.00	0.92	—	—
実質家計所得の自乗	—	—	—	—	0.00	0.52	—	—
実質家計支出	—	—	—	—	—	—	0.00	0.20
実質家計支出の自乗	—	—	—	—	—	—	0.00	0.97
1995年ダミー	-0.46 <sup>+</sup>	0.07	-0.49 <sup>+</sup>	0.05	-0.46 <sup>+</sup>	0.07	-0.48 <sup>+</sup>	0.06
1996年ダミー	0.17	0.40	0.17	0.39	0.17	0.40	0.18	0.38
1998年ダミー	0.05	0.81	0.08	0.71	0.05	0.80	0.08	0.69
2000年ダミー	-0.17	0.46	-0.12	0.59	-0.16	0.47	-0.12	0.59
2001年ダミー	0.06	0.76	0.08	0.68	0.06	0.74	0.08	0.67
2002年ダミー	0.11	0.56	0.17	0.36	0.11	0.55	0.17	0.35
2003年ダミー	-0.01	0.95	0.00	0.99	-0.01	0.96	0.00	0.99
(リファレンスカテゴリ: 2004年)								
定数	-0.85*	0.01	-0.96**	0.01	-0.87*	0.01	-0.93*	0.01
標本数	15111		15151		15111		15151	
カイ自乗	563.20**		568.10**		563.28**		567.68**	
Pseudo R <sup>2</sup>	0.15		0.15		0.14		0.15	
対数尤度	-1655.08		-1667.93		1655.04		-1668.14	

注) \*\*: 1%水準; \*: 5%水準; +: 10%水準で有意。

出生確率を高める結果が得られている。それ以外の変数は有意な結果を示していない。女性自身の賃金は影響を与えない。教育水準は中等教育以下の低い水準と比較すると、相対的に高い教育を得ている者のほうが出生の可能性が高い、ということになる。

さてこうした結果をどのように解釈すべきで

あろうか。1990年代初期、広く移行経済諸国一般において同時的に生じた出生率の低下を、Roshina and Boikov (2006)のように社会経済要因によって全く説明しないというのは不自然なことと思われる。

1つの解釈は、1990年代における経済の縮小そして個人所得の低下があまりに激しく、所得

が利き得ない水準にあるためその高低が何ら有意な影響を与えていない、ということである。即ち、ある程度以上の水準を超えた所得レベルの上昇がなければそれは出生の決定に影響を与え得ないのではないかという視点を要する可能性がある。2000年以降、経済の回復が進み始めた時期に至り、個人による経済状況の判断が出生確率を高める結果がいくつかの年次で見られた。所得の直接的影響を看取することは困難ではあるが、経済成長、そして体制転換過程への適応等主観的な感覚の好転が出生の可能性を高め得ること自体は不思議ではなからう。

プールド・ロジット分析の結果に目を転じてみる。既存子供数や年齢が有意であるのは予想される通りである。クロスセクション分析では導入しなかった、家計内に年金受給年齢に達した老人が同居していることが出生の可能性を高めていることも先行研究の含意に一致する。地域ダミーはモスクワ・ペテルブルクという大都市の出生可能性が他地域に比べて有意に小さいということを明瞭に示している<sup>22)</sup>。住居環境は有意な影響を与えなかった。持家であることが出生の可能性を低めるのは、出産活動を終えた層の持ち家率が高いことを示しているかも知れない。或いはサンプル全体の持ち家率が89%という高さであるということ(表2b)も影響していると考えられる。年次ダミーが有意な結果を見せなかったのは、全ての期間を通じて出生率が低い水準に留まっていたことによるものであろう<sup>23)</sup>。

だがこの分析結果において着目したいのは以下の諸点である。即ち、生活の満足度の高さ・有業者であること・教育水準の高さ、が安定的に有意な結果を見せていること、である。他方所得変数は、その定義を様々に変えて導入したものの、表2bにおける(1)式～(4)式のいずれの特定化においても有意な結果を与えなかったことが示されている<sup>24)</sup>。これらはクロスセクション分析の結果をより強調する形になっていると言えるであろう。経済的要因、より限定すれば所得水準によって出生が規定され得るか否かが本稿の関心であったが、見てきた通りその結

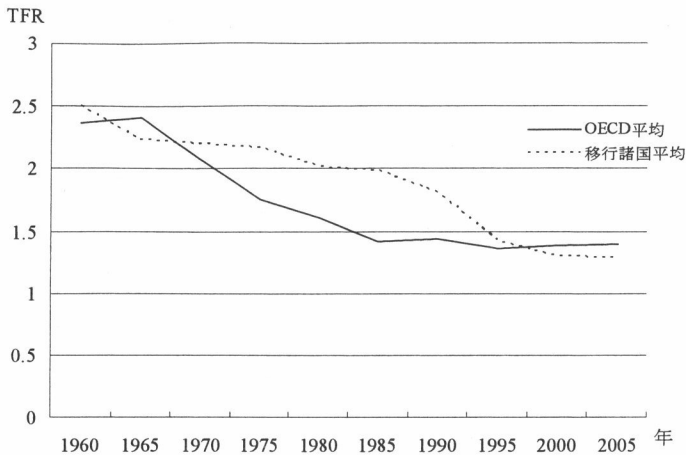
論は、家計所得の影響力に関する分析結果を直接的に解釈すれば「否」であり、ロシアの出生力の決定に関しては人口学的要因や安定的な生活環境といった社会状況等に関わる要因が強い影響を与えていると解釈することが可能であると思われる。

ここで2001年以降について教育水準が有意に出生確率を高めるという点、そしてプールド・ロジット分析において教育水準が出生の可能性を有意に高めるという結果が得られたことについてさらに解釈を加えておきたい。教育水準が出生確率を上昇させるという現象は、高等教育の修了が結婚・出生の遅滞や衛生・避妊知識の一般化等に帰結し出生力を低めることが通常である諸国の経験から見れば異例のことである(守泉 2005; 和田 2004; Eloundous-Enyegue, 1999; Axinn and Barber, 2001)。これを如何に捉えるべきであろうか。

1つには、1990年代において社会的混乱と所得水準の急激な低下を経験したロシアにおいて、教育水準が恒常所得の代理変数となっていることを示している可能性があると考えられる。1990年代について恒常所得が出生の主要な決定因となり得ないことは当時の外性的ショックによって説明するべきであって、他方成長軌道に乗り始め所得水準が上昇を開始した2000年以降に至って恒常所得が出生に肯定的影響を与えるようになった、と解釈することが可能であるかも知れない。職を有していることや生活の全般的な満足度の高さが有意な結果を与えている点も、同様の解釈をなし得るであろう。

また視点を変えれば、そもそも旧社会主義諸国即ち移行諸国は、欧州における一部の低出生国と比較すれば相対的には高いものの、途上国のように特段出生率が高い地域であるというわけではなかった。表1に掲げた移行諸国のうち旧ソ連中央アジア・コーカサスそしてアルバニアを除くTFRの単純平均値を欧州のOECD諸国<sup>25)</sup>のそれと比較すると図8ようになる。1960年代、両諸国の間の差はほとんど無かったのである。1970年代から徐々にOECD諸国のTFRが低下し1980年代初頭には差が開い

図8. OECD平均・移行諸国平均 TFR の推移



出所) 表1及び注5に同じ。

た。しかし1980年代の末から移行諸国が急速にOECD諸国におけるTFRの水準に追いつき、そしてそれよりもさらに低下していることが判る。これが人口転換過程のキャッチアップに過ぎなかったとすれば、Vishnevskii (2006)らの指摘の通り、出生率の低下は長期的な人口動態の変化の一貫であると見ることも出来る<sup>26)</sup>。

いずれにせよ、経済成長とそれに伴う所得の上昇そのものが直接的にロシアの出生力の回復に結びつくことを見ることは妥当ではないと言える。そういう視点では本稿の分析結果はRoshina and Boikov (2006)のそれと同様の知見を与える。とはいえ出生力の近接要因である婚姻率や婚姻時の年齢そして出産時の年齢は、所得水準や経済状況からも影響を受け得ることを考慮する必要がある。そうした観点から言えば、経済の成長が間接的な経路を通じて出生率の上昇に寄与する可能性を排除すべきではない。そしてそのことは、2000年以降に関するクロスセクション分析の結果において教育水準・生活全般への満足度・有業者であることが有意に出生確率を高める年次がある点、そしてプールド・ロジット分析においてそれら全てが有意に出生可能性を高めていることが示された点からも垣間見られるであろう。

## 5. 結語

個人の所得水準と出生確率とが単線的な関係

を有しないことは、出生に関する先行研究の蓄積を見れば自明であるとすら言えよう。だがソ連崩壊後のロシアの場合、マクロレベルでの経済回復・成長や社会の安定そして出生率の上昇が同時的に生じ、一見すると所得の上昇が出生率回復と相関を有していると判じられる状況が現出した。

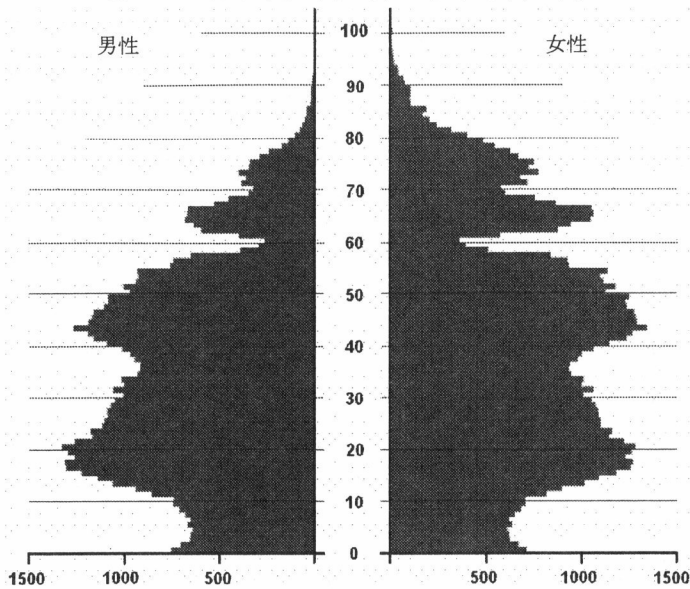
しかしながら本稿で見た通り、ロシアにおいても個人の所得水準は直接的に出生の可能性を有意に高めるものではないことが示された。勿論、体制転換に伴って所得

が劇的に低下しかつ将来の展望が極めて不明瞭になったことにより、転換開始直後において出生率が急低下したことは十分考えられる。従って経済の成長或いは社会の安定はある程度ロシアの出生率回復に寄与するものであろう。しかしながらそれは直接的な影響を与えるものではなく、今後においても同様の効果を与え続け得るか否かを判断することは困難であるものと思われる。

さて2005年・2006年のプーチン大統領(当時)による年次教書でも出生率が低迷している問題は触れられ、その上昇を目標とする旨が示された。これを受け、2006年12月に育児手当等の増額<sup>27)</sup>、さらに「母親基金」と称する育児支援制度<sup>28)</sup>が定められた。

「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(120万円程度、当時)が支給されるというものであり、2007年1月1日～2016年12月31日の期間に出生・縁組された子供に適用される。これは、2007年9月におけるロシアの月額平均所得が1万2千ルーブルであったことを勘案すれば非常に大きな額であると言って良からう<sup>29)</sup>。2007年10月9日付け大統領命令「2025年までのロシア連邦人口政策構想」<sup>30)</sup>はそうした中、かつての諸「構想」とは異なり実際の政策を伴った形で作成された。ただし勿論、こうした施策がどれほ

図9. 2004年におけるロシアの人口ピラミッド(1,000人)



出所) Rosstat 提供内部資料。

どの効果を持ちうるか、それは今後の推移を見なければ判断出来ない。本稿で見たように、直接的な所得給付が出生行動に与える影響はロシアにおいても単純なものではないであろうことが予測されるのである。

実際にはこれまで見たとおり、1999年以降出生数はほぼ継続的に増加傾向にある(図1参照)。ただし死亡数も概ね高い水準を維持したため、全体的な自然減少に歯止めがかかったとは言いがたい状況にあった。さてところが2007年・2008年の人口動態統計を見ると、粗出生率は2年連続してソ連崩壊後最も高い値を示した。さらに粗死亡率も近年では大きな低下を見せたのである。

このことについて、出生数の安定的増加傾向を見た2007年半ば以降には「人口政策の効果が既に現れている」とする当時のプーチン大統領や閣僚らによる言及が幾度も現れている<sup>31)</sup>。2007年1月に導入された政策が同じ年次の6月段階における出生行動に影響を及ぼすという見方は単なる政治的言辭に過ぎないであろうが、それをそのまま主張するメディア記事は少なくない。しかしながら、こうした主張は人口学的要因に対する考慮を看過しており、妥当なものとは言い難い。その意味するところは図9の、

一連の出生奨励策導入に先立つ2004年におけるロシアの人口ピラミッドを見ることによって明らかとなる。

第二次大戦後のロシアにおける出生者数の増加は40歳代後半世代の膨らみに、そしてその子の世代の規模が20歳代の膨らみによって把握出来る。図9は2004年の人口ピラミッドであり、21世紀初頭の時期における20歳代世代はこれよりの出生のピークを迎えることとなる。つまり、何の施策を講じることなくとも、2000年代初期の10数年間はほぼ確実に粗出生率は高い値を示し続けることが当然期待されていたのである。

そもそも2004年におけるロシア連邦統計局(Rosstat)の予測は、2016年まで一貫して出生数が増加することを既に見越していた<sup>32)</sup>。出生数は言うまでもなく再生産年齢人口の規模によって容易に変動する。出生奨励策の効果云々はあくまでもこうした要因の影響を除去して考えなければ無意味なものとなり得ることが自明である。上記「母親基金」の政策的影響により2007年以降の出生率の上昇が生じたのであるとすれば、これは単に将来あり得た出生が早められたに過ぎず、そののちの出生率の低下が見られる可能性もある。実際2009年におけるRosstat予測は2004年段階のものから改訂され、出生数の増加が(2004年時予測の2016年ではなく)2012年に終わりを見せるものとしていたのである<sup>33)</sup>。

なるほどTFRは上昇傾向を示している。だが出生は所得水準の上昇のような短期的要因、或いは経済環境によってのみ決定付けられるものではないことは他国の経験からも明らかであり、本稿で見たマイクロデータによる分析もそれを支持しているものと解釈される。政策的な出生奨励策は短期的な影響を与えるのみに留まる可能性があることもまたこれまでの経験が示している。2006年以降に見られる出生率の上

昇傾向が持続するか否か、を判断するにはより長期の変動を観察する他ないのである。

(一橋大学経済研究所)

#### 注

\* USAID 及び NIH (R01-HD38700) ・ロシア国立高等経済院及びロシア年金基金の資金を受け、カラライナ人口センター及びロシア社会学研究所が提供するロシア長期モニタリング調査フェーズ 2 (the Russia Longitudinal Monitoring Survey Phase 2) を利用可能として戴いたことに感謝する。

\*\* 本研究は科学研究費補助金若手研究(B) (21730221) 及び一橋大学グローバル COE プログラム「社会科学の高度統計・実証分析拠点構築」(G-COE Hi-Stat. 拠点リーダー: 深尾京司・一橋大学経済研究所教授) による成果の一部である。本論文の草稿は一橋大学経済研究所定例研究会にて報告し、阿部修人氏・黒崎卓氏・武田友加氏らから多くの有益な助言を賜った。また RLMS の利用について武田友加氏の助言を戴いたことも併せて記し深謝申し上げる次第である。

1) *Vechernaya Moskva*, No. 37, Feb. 3, 2007; *Vechernii Peterburg*, Aug. 25, 2009.

2) *Rasporyazhenie pravitel'stva RF* ot 24.09.2001 No. 1270-r.

3) 端的には「極東・ザバイカル地域の長期発展プログラム」(Postanovlenie pravitel'stva RF ot 15.04.1996 No. 480) 等。「2015 年までのロシア連邦における人口発展構想」の評価についてはロシア連邦会議議長 Milonov (2006) によるものを参照。

4) *Rossiiskaya gazeta-Privolzhie*, Mar. 31, 2007; *Agrmenty i fakty*, Oct. 15, 2008. ロシアにおける出生率の低下は 1980 年代末期から始まっており(1990 年以降継続的に TFR は 2.0 を大きく下回っている)、労働力の不足は既に焦眉の課題となっている。後出図 2 参照。

5) World Bank Website, "Key Development Data & Statistics", (<http://web.worldbank.org/WBSITE/EXTERNAL/DATASTATISTICS/0,,contentMDK:20535285~menuPK:1192694~pagePK:64133150~piPK:64133175~theSitePK:239419,00.html>)

6) ただし  $R=0.56$  であり、強い相関を有していると言うことは疑問なしとしない。

7) ZAGS は出生・死亡・婚姻・離縁等の登録を行う機関。詳細は雲・森永・志田(2007), Appendix 2, 参照。

8) 全ての出生登録申請書 *Zapis' akta o rozhdenii, forma No. 1, No. 2, No. 3, No. 4, No. 5*, のフォームから出生順位の記載欄は削除された。

9) *Obzor Federalnogo zakona No. 143-FZ* ot 15.11.1997 (Ob aktakh grazhdanskogo sostoyaniya) (v redaktsii Federalnikh zakonov ot 25.10.2001; N138-F3 ot 29.04.2002 N44-F3 ot 22.04.2003; N46-F3 ot 07.07.2003 N120-F3). 出生パリティについては連邦社会保険基金のデータを利用し得るが、これは明示

されていないものの恐らく育児手当支出等に関わるデータであり、出生記録のものではない。実際、連邦社会保険基金による 2007 年の出生数は、ZAGS のデータに基づき Rosstat が公表している年間出生数と 15 万人弱の乖離がある。Rosstat, *Sem'ya v Rossii*, 2008, Moskva, p. 77, 参照。

10) また利用可能なマイクロデータ(後出)においても、質問時までの出生数といった質問は実施初期の限られた年次のものにしか含まれておらず、出生パリティに関する包括的な分析を行うことは出来ない。

11) ただし同時に、何故体制転換初期にそのような現象が生じたのか、ということは別の課題とし得る。

12) 1994 年 2 月 14 日～23 日に実施された。総人口の 5%・730 万人を対象として、住居・家計及び出生地や居住地等・教育水準・婚姻関係・生計の手段・就業、そして出生力に関する調査が行われた。Goskomstat Rossii (1995), 参照。

13) Web サイトは <http://www.cpc.unc.edu/rlms/>.

14) サンプル数は round 毎に異なるが、概ね 1992-1993 年の Phase 1 では 6,000 程度、1994 年以降の Phase 2 では 4,000 程度の家計を確保することを旨としている。サンプルの中身が異なる等により Phase 1 の利用は一般的ではなく、ここでは Phase 2 についてのみ言及する。

15) ただし第 9 round (2000 年) では「過去 2 年間の出生経験の有無」を尋ねている。この場合、当該質問事項に yes と返答している個人のうち、家計内の個人特定変数(roster variable)によって満 12ヶ月未満の乳幼児の母であることが把握出来るサンプルを「過去 1 年の間に出生経験あり」とする。また第 13 round (2004 年) では出生経験を尋ねる質問そのものが存在しないのであるが、満 12ヶ月未満の乳児の属する家計の中から個人特定変数により母親である個人を割り出しそれを「過去 1 年の間に出生経験あり」のサンプルとした。この場合、共に 12ヶ月以内に死亡した乳児・出生後里子に出して家計内に所属しない乳児等の出生がカウントされない恨みがある。だが他の round において「(母親の回答による)出生経験の有無」「回答時点における満 12ヶ月未満の乳児の有無」の各々を被説明変数とした分析を行っても、それぞれの結果の間に顕著な相違は見られなかったため、二次的接近として許容されよう。(RLMS サンプル内では、「出生経験の有無」「回答時点における満 12ヶ月未満の乳児の有無」の 2 変数の間には 20 パーセント前後の乖離がある。なお 1994 年～2004 年のロシア全土の乳児死亡率は 11.6～18.6 パーセントであった。Rosstat, 2008, 参照)

16) 第 7 round (1996 年 10～12 月実施) と第 8 round (1998 年 10 月～1999 年 1 月実施) ・第 8 round と第 9 round (2000 年実施) との間には 2 年のブランクがある(その他は 1 年間隔で行われている)。第 9 round 及びそれ以降は一貫して毎年 9～12 月の間に実施されている。つまりラグは原則 1 年であるが、第 8 round と第 9 round については 2 年である(RLMS 個票データ内の変数より)。

17) ただし各 2 round 間においてはパネルとなっているデータのみを扱う。そのため第  $t$  round の個人

特性が第  $t+1$  round の出生要因たり得るか否かを検討出来る。

18) 等価尺度は OECD 基準に準拠。等価尺度に依らない実質家計所得・実質家計支出・名目所得等を導入することも試みたが、クロスセクション分析では実質家計所得・実質家計支出に関し本文の結果と同様であった。なお名目所得は基準化出来ないためこの後のプールド・ロジット分析に導入することは出来ない。

19) いずれの変数もクロスセクション分析では有意な結果を与えない。単年あたりにおけるサンプル数の小ささを鑑み、これらはプールド・ロジット分析でのみ導入する。

20) 1995 年そして 2000 年の結果はその他のものと毛色が異なる。これら年次のみ、家計内の子供数・有配偶であるか否か、という 2 変数が有意でない。これは先行研究で蓄積されてきた知見と大きく異なっている。2000 年次の出生は 1998 年に生じたロシア金融危機を跨ぎ説明変数から 2 年間のラグが与えられている。また 1994~1995 年は依然として 300%(1994 年)・200%(1995 年)程度のインフレーション率を見せた混乱期であり(1996 年に至ってようやくインフレーション率は 50% を下回る)、他と同列に論じるべきではないものかも知れない。

21) 5~19 歳・20~24 歳・25~29 歳・30~34 歳といった 5 歳階層区分を用いても、結果は大きく変わることはなかった。

22) ここでは結果を示さないが、全ての地域ダミーを導入しない場合、「農村地域居住」が全ての特定化において有意に出生確率を高めることになることを確認している。

23) 外性的ショックが最も大きかったであろう 1992 年~1994 年については比較可能なデータが無く、分析を行うことが出来ない恨みがある。

24) これは Roshina and Boikov(2006)よりも強く所得変数の影響を否定する結果である。本研究のプールド・ロジット分析において所得に関わる変数(実質所得および等価尺度表示の実質所得)の自乗項を導入しない(Roshina and Boikov, 2006 と同じ所得変数の特定化を踏襲した)形の推計を行うと、所得変数は 5% 水準で有意になる(支出はいずれも有意ではない)。ここでは所得の自乗項を導入しない Roshina and Boikov(2006)の特定化自体に疑問があることを指摘せねばならない。さらに、所得について平均値から 4 標準偏差以上乖離した異常値を排除して分析すると、自乗項を導入しない場合であっても全く有意ではなくなることを確認しており、データそのものに対する Roshina and Boikov(2005)の対処に疑問を覚える次第である。ちなみに本稿の分析については、量的変数について平均から 4 標準偏差以上乖離するケースを除去した場合もほぼ同様の結果を与える(有意な変数とその効き方は同一である)。なおクロスセクション分析では、本稿の結果と同様自乗項を導入しなくとも所得変数は有意ではない。

25) オーストリア・ベルギー・デンマーク・フィンランド・フランス・ドイツ・ギリシア・アイスランド・アイルランド・イタリア・ルクセンブルク・オランダ・ノルウェー・ポルトガル・スペイン・スウェー

デン・スイス・英国。

26) だがそのように位置づけるにしても、何故移行諸国が OECD 諸国よりも急速に TFR を低下させたのか、という点は説明を要する。

27) Federal'nyi zakon ot 5 dekabrya 2006, No. 207-FZ o bnesenii izmenenii v otdel'nye akty Rossiiskoi Federatsii v chasti gosudarstvennoi podderzhki grazhdan, imeyushchikh detei. 育児手当等は一律 700 ルーブル(3,000 円前後、当時)であった旧規定から第一子 1,500 ルーブル(7,000 円前後、同)・第二子以降 3,000 ルーブル(1 万 5 千円弱、同)と改訂された。Federal'nyi zakon ot 1 marta 2008, No.18-FZ o vnesenii izmenenii v otdel'nye zakonodatel'nye akty Rossiiskoi Federatsii v tselyakh povysheniya razmerov otdel'nykh vidov sotsial'nykh vyplat i stoimosti nabora sotsial'nykh uslug の如く、この金額は基本的にインフレーション率に合わせて改訂される。

28) Federal'nyi zakon ot 29 dekabrya 2006, No. 256-FZ o dopolnitel'nykh merakh gosudarstvennoi podderzhki semei, imeyushchikh detei. これについて邦文では溝口(2007)が簡便に紹介している。

29) この金額も育児手当同様、毎年インデクセーションにより改訂される。Rossiiskaya gazeta, Feb. 14, 2008.

30) Kontseptsiya demograficheskoi politiki RF do 2025 g., 9 oktyabrya 2007 No. 1351.

31) Izvestiya, June 1, 2007; Rossiiskaya gazeta, Dec. 25, 2007.

32) Rosstat 提供内部資料。

33) Rosstat Web サイト, <http://db2.gks.ru/visual2/>. 2009 年 9 月 30 日アクセス。

## 参 考 文 献

- 金子隆一(2004)「少子化の人口学的メカニズム」, 大淵寛・高橋重郷編『少子化の人口学』原書房, pp. 15-36.
- 久保庭真彰(2006)「ロシア人口の 1990 年代危機と長期展望」, 西村可明編『移行経済国の年金改革』ミネルヴァ書房, pp. 237-276.
- 雲和広・森永貴子・志田仁完(2007)『ロシアの長期人口統計: 1862~2002 年』一橋大学経済研究所 Discussion Paper Series No. 499. (2008 年 10 月改訂版)
- 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.
- 守泉理恵(2005)「少子化時代の教育と家族構成」, 大淵寛・兼清弘之編(2005)『少子化の社会経済学』原書房, pp. 107-132.
- 西村可明編(2006)『移行経済国の年金改革』ミネルヴァ書房.
- 大淵寛(1988)『出生力の経済学』中央大学出版部.
- 白波瀬佐和子編(2006)『変化する社会の不平等—少子高齢化に潜む格差』東京大学出版会.
- 高山憲之・斎藤修編(2006)『少子化の経済分析』東洋経済新報社.
- 武田友加(2007)「移行経済下ロシアの貧困の経済的分析における RLMS の個票データの活用——ミクロ



- 計量分析に向けて——」、『比較経済研究』第44巻第2号, pp.17-26.
- 和田光平(2004)「結婚と家族形成の経済分析」, 大淵寛・高橋重郷編『少子化の人口学』原書房, pp.65-84.
- Antonov, A. I. eds. (2008) *Monitoring demograficheskoi situatsii v Rossiiskoi Federatsii i tendentsii ee izmeneniya*, Moscow, Sotsiologicheskii fakritet MGU. (in Russian)
- Avdeev, A. and A. Monnier (1995) "A Survey of Modern Russian Fertility," *Population: An English Selection*, Vol. 7, pp. 1-38.
- Axinn, W. G. and J. S. Baeber (2001) "Mass Education and Fertility Transition," *American Sociological Review*, Vol. 66, No. 4, pp. 481-505.
- Becker, G. (1960) *An Economic Analysis of Fertility, Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Princeton, Princeton University Press, pp. 209-231.
- Council of Europe (2001) *Recent Demographic Developments in Europe 2001*, Council of Europe.
- Council of Europe (2005) *Recent Demographic Developments in Europe 2004*, Council of Europe.
- DaVanzo, J. and C. A. Grammich (2001) *Population Trends in the Russian Federation*, Santa Monica, RAND.
- Eloundous-Enyegue, P. M. (1999) "Fertility and Education: What do We Now Know?" Beldsoe, C. H., J. B. Casterline, J. A. Johnson-Kuhn and J. G. Haaga eds., *Critical Perspectives on Schooling and Fertility in Developing World*, National Academy Press, Washington, D.C.
- Eurostat (2002) *Eurostat Yearbook 2002*, European Commission.
- Goskomstat Rossii (1995) *Osnovnye itogi mikroperepisi naseleniya 1994g.*, Moscow, Goskomstat Rossii. (in Russian)
- Grogan, L. (2006) "An Economic Examination of the Post-Transition Fertility Decline in Russia," *Post-Communist Economies*, Vol. 18, No. 4, pp. 363-397.
- Heeringa, S. G. (1997) *Russia Longitudinal Monitoring Survey (RLMS) Sample Attrition, Replenishment, and Weighting in Rounds V-VII*, mimeo. (<http://www.cpc.unc.edu/projects/rlms/project/samprep.pdf>)
- Kharikova, T. L. and E. M. 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 (2006) "Low fertility in Europe: Causes, Implications and Policy Options," Harris, F. R. eds., *The Baby Bust: Who will do the Work? Who Will Pay the Taxes?* Rowman and Littlefield Publishers, Lanham, pp. 48-109.
- Kohler, H. P. and I. Kohler (2002) "Fertility Decline in Russia in the Early and Mid 1990s: The Role of Economic Uncertainty and Labour Market Crises," *European Journal of Population*, Vol. 18, No. 3, pp. 233-262.
- Milonov, S. (2006) *Sem'ya-osnova gosudarstva, pre-dsedatel' Soveta Federatsii-o demograficheskoi politike strany, Parlamentskoe obozrenie*, No. 4(20). ([http://www.council.gov.ru/inf\\_ps/parlisurvey/2006/02/34/item853.html](http://www.council.gov.ru/inf_ps/parlisurvey/2006/02/34/item853.html)) (in Russian)
- Philipov, D. and J. Dorbritz (2003) *Demographic Consequences of Economic Transition in Countries of Central and Eastern Europe*, Council of Europe.
- Roshina, Ya. M. and A. V. Boikov (2006) *Faktory ferti'lnosti v sovremennoi Rossii*, Moscow, EERC. (in Russian)
- Rosstat (2008) *Demograficheskii Ezhegodnik Rossii*, Moskva, Rosstat. (in Russian)
- Rosstat (2009) *Demograficheskaya situatsiya v Rossiiskoi Federatsii*, material distributed at the All-Russian Conference of Statistician held February 11-12 2009. (<http://www.gks.ru/perepis/2010/vcc/dem-doclاد.doc>) (in Russian)
- RSE: Rossiiskii statisticheskiy ezhegodnik*, Moscow, Rosstat, various years. (in Russian)
- Vishnevskii, A. G. (1994) *Naselenie Rossii: Vtoroi ezhegodniy demograficheskiiy doklad*, Izdatel'stvo Evraziya, Moskva. (in Russian)
- Vishnevskii, A. G. (1996) "Family, Fertility and Demographic Dynamics in Russia: Analysis and Forecast," in DaVanzo, J., eds., *Russia's Demographic "Crisis"*, RAND Conference Proceedings, Santa Monica, RAND, pp. 1-34.
- Vishnevskii, A. G. eds. (2006) *Demograficheskaya modernizatsiya Rossii 1900-2000*, Novoe izdatel'stvo, Moscow. (in Russian)
- Zakharov, S. V. and E. I. Ivanova (1996) "Fertility Decline and Recent Changes in Russia: On the Threshold of the Second Demographic Transition," in *Russia's Demographic "Crisis"* ed. J. Da Vanzo. Santa Monica, CA: Rand Conference Proceedings, pp. 36-83.