HOKKAIDO UNIVERSITY

Title	1990年代ロシアの貧困動態 ： 貧困者間の相違性の把握
Author(s)	武田, 友加
Citation	スラヴ研究, 51, 241-272
Issue Date	2004
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/39053
Type	departmental bulletin paper
File Information	51-008.pdf

Hokkaido University Collection of Scholarly and Academic Papers : HUSCAP

1990年代ロシアの貧困動態
－貧困者間の相違性の把握－

武　田　友　加

はじめに

本稿では、1990年代ロシアの貧困者間の相違性を明らかにするために、以下の２つを研究課題とする。第一は、都市と農村の貧困動態を把握することである。この分析において、貧困の規模も貧困に陥るリスク[1]も農村において圧倒的である南アジアの貧困とは様相を異にするロシアの貧困の諸相が指摘されるだけでなく、都市と農村の貧困動態の相違性が示されるであろう。第二は、労働力状態（就業・失業・非労働力）などの労働市場における局面と貧困動態との関係性を分析することである。貧困は多面的側面をもつが、後述されるように、ロシアの貧困がワーキング・プアーを特徴とするという点において、労働力状態などの労働市場における局面と貧困動態の関係について考察することは意味のあることであると考える。また、これらの研究課題を通じて貧困者間の相違性を明らかにすることは、貧困削減政策への一助になると考える。

本稿の分析方法は、貧困の動態的分析にある。1990年代のロシアでは、非常に小規模ではあるが極めて富裕な層が生じた一方で、実質賃金は最大で半分以下に落ち込み、貧困者数が急激に増大し、多くの人々の生活水準が不安定化した。その結果、貧困者層の細部に目を向けるとき、貧困線[2]を境界にした貧困への、あるいは、貧困からの流出入が生じていると想定できる。このような生活水準の不安定性や貧困線を境界にした流出入を想定するとき、ロシアの貧困研究に有効な分析方法は、静態的（static）な視点からの貧困分析ではなく、動態的（dynamic）な視点からの貧困分析であると考えられる。

ここで、静態的な視点からの分析とは、ある一時点における集計データ（aggregated cross-sectional data）をもとにした分析であり、そのため、ある家計や個人の、貧困線を境界とする生活水準の変動は分析の視野に含まれていない。一方、動態的な視点からの分析とは、ある家計や個人の複数時点におけるミクロのパネルデータ（cross-sectional time series data）をもとにした分析であり、ある家計や個人の、ある一定の期間における、貧困線を境界とする生活水準の変動が分析の視野に含まれることになる。生活水準の不安定化の下では、「ある時点では貧困に陥っていなくとも、別の時点では貧困に陥っている」あるいは「ある時点では貧困に陥っていたとしても、別の時点では貧困から抜け出している」という状況が比較

1　「貧困に陥るリスク」とは、ある一時点における、あるカテゴリーに属する貧困者数をそのカテゴリーに属する全人口で除した値であると定義する。これに対し、「貧困に陥る確率」とは、ある複数時点における、ある個人の貧困に陥る確率であると定義する。例えば、ある個人が、５年間（５つの時点）のうち４回貧困に陥った場合、「貧困に陥る確率」は0.8（= 4/5）ということになる。前者は貧困の静態的把握のための指標であるのに対し、後者は貧困の動態的把握のための指標であるといえる。

2　ロシアにおける貧困線の詳細については、2-4を参照。

的頻繁に起こりうると想定できる。従って、ある一時点だけではなく、複数時点にわたり、ある家計あるいは個人に関して分析する方法が、生活水準の不安定化がみられた1990年代ロシアにおける貧困分析には、より適した分析視点といえるであろう。本稿では、4-1において詳述されるように、貧困動態の分析のためのカテゴリーとして、「非貧困」、「一時的貧困」、「慢性的貧困」の３つの集計カテゴリーを導入し、これらのカテゴリーを利用して貧困者間の相違性を明らかにすることを試みた。

本稿の構成は以下のようになる。まず、これまでの主なロシアの貧困研究を簡潔にサーベイし、ロシアの貧困の特徴について述べる。次に、ロシア的コンテクストを考慮した貧困測定の方法について議論する。ここで、等価尺度（equivalence scale）が計測され、採用されることになる。そして、以上の貧困測定の方法論に基づいて、1990年代ロシアの貧困の規模と貧困に陥るリスクを、都市・農村別、社会カテゴリー別に分析し、貧困者のプロファイルをする。さらに、貧困動態の分析のためのカテゴリーを提示し、都市・農村別の分析、貧困線を境界とする流出入とマクロ経済状況との関係、貧困動態と労働力状態（就業・失業・非労働力）との関係、貧困動態と職業タイプの関係について分析する。最後に、議論の総括をし、結びとする。

１．1990年代ロシアの貧困研究史と貧困の特徴

移行開始以前にはロシアの貧困に関する研究はほとんどなかったが、計画経済から市場経済への移行による大量失業到来の予測とともに[3]、ロシアの貧困問題もロシア国内外でひろく関心を集めるようになった。ロシア国内での1990年代の貧困研究はリマシェフスカヤを中心とするタガンログ研究に端を発する[4]。また、ロシアに関する貧困研究は、貧困規模の把握、貧困層のプロファイル、貧困層のターゲティングのための測定方法などが研究関心の中心となり[5]、加えて、所得格差の研究において貧困問題が部分的に議論されてきた[6]。近年、ロシアにおける貧困と、雇用など労働市場の局面との関係を考察する必要性が認識されているが、本格的な研究はまだ極めて数少ない。また、従来のロシアの貧困分析は静態的分

3　実際にはロシアでは急激に失業率が上昇するのではなく、他の移行諸国と比較するとやや緩やかに失業率が上昇した。移行開始後のロシアの労働市場の展開の詳細については、例えば以下の文献を参照。V. Gimpelson and D. Lippoldt, *The Russian Labour Market: Between Transition and Turmoil* (Lanham: Rowman and Littlefield Publishers, Inc., 2001); *Капелюшников Р.И.* Российский рынок труда: адаптация без реструктуризации. M., 2001.

4　N. M. Rimashevskaya, ed., *Taganrog Studies*: *Family Well-Being, Conditions, Standards, Way and Quality of Life of the Population of Russia* (M.: ISPEN RAN, 1992).

5　例えば以下の文献を参照。J. Klugman, ed., *Poverty in Russia: Public Policy and Private Responses* (Washington, D.C.: The World Bank, 1997); *Московский центр Карнеги.* Бедность: альтернативные подходы к определению и измерению. M., 1998; 武田友加「移行初期ロシアにおける不平等の固定化と貧困：賃金支払遅延と第２雇用」『スラヴ研究』47、2000年、71-90頁；*Корчагина И., Овчарова Л. и Турунцев Е.* Система индикаторов уровня бедности в переходный период в России // Российская программа экономических исследований. Научный доклад. №98/4. M., 1999.

6　例えば、S. Commander, A. Tolstopiatenko and R. Yemtsov, “Channels of Redistribution: Inequality and Poverty in the Russian Transition,” *Economics of Transition* 7:2 (1999), pp.411-447; *Богомолова Т. и Тапилина В.* Мобильность населения России по доходам в середине 90-х гг. // Российская программа экономических исследований. Научный доклад. №99/11. M., 1999.

析が主であり、本稿において展開されるような貧困の動態的分析は、ロシアに関する貧困研究において稀であるといえる[7]。

現代ロシアの貧困分析の上で着目すべき点は、第一に、移行後の急激な貧困線以下の所得あるいは支出をもつ人々の増大である。1988～1991年の貧困者比率は約10～11%であったが、移行後の貧困者比率は1992年に33.5%、貧困者比率が下がった1997年でも20.8%と高く、その推移の変動も激しい[8]。第二に、このような生活水準の不安定性が、不完全就業（賃金支払遅延や労働時間削減など）や労働力状態（就業・失業・非労働力）などの、労働市場における局面と関連があり、ワーキングプアーが貧困者の多くを占めると想定できる。国家統計委員会（以下、Госкомстатと略す）のデータによれば、2000年に（登録）失業者が貧困に陥るリスクは63.9%であったが、全貧困者数における失業者の比率はわずか1%であった。これに対し、就業者が貧困に陥るリスクは36.2%であったが、全貧困者数に占める比率は41.6%にのぼっている[9]。失業者だけでなく就業者も貧困に直面する可能性は高い。第三に、個人レベルでの貧困線を境界とする流出入も大きく、人々の経済ステータスは安定的ではない。後述するように、1994～2000年の間に恒常的に貧困に陥っていた人々は調査対象人口全体の7.7%であったが、貧困からあるいは貧困へと移動したことのある人々の比率は高く、1994～2000年の間に一度でも貧困に陥ったことのある個人は約60%にも上った。

以下、ロシアにおける貧困線を境界とする流出入、特に都市と農村における相違、さらに、労働力状態、職種との関係性を考察することから、移行国ロシアの貧困分析を試みる。データは、家計調査[10]の集計データであるГоскомстатのデータと、ミクロのパネルデータであるRLMS（the Russia Longitudinal Monitoring Survey）[11]のデータを利用する。貧困分

---

7 以下の文献において、極めて若干ではあるが、ロシアにおける貧困の動態的分析が行われている。しかし、ここでは貧困者間の相違性については関心が向けられていない。M.C. Foley, "Static and Dynamic Analyses of Poverty in Russia," in J. Klugmen, ed., *Poverty in Russia: Public Policy and Private Responses* (Washington, D.C.: The World Bank, 1997). 但し、ロシア以外の貧困研究に目をむけるとき、南アジアの貧困研究においては、貧困を動態として捉える本格的な研究が近年進んできている。例えば、以下の文献を参照。黒崎卓・山崎幸治「南アジアの貧困問題と農村世帯経済」絵所秀紀編『現代南アジア２　経済自由化のゆくえ』東京大学出版会、2002年、67-96頁。

8 *Госкомстат.* Социальное положение и уровень жизни населения России. M., 1999. C.161.

9 *Госкомстат.* Социальное положение. M., 2001. C.142.

10 調査対象はロシア連邦に居住している家計であり、病院、養老院、寄宿舎、そして、修道院などの宗教機関、その他の共同住宅に長期にわたり居住している人々は調査対象から除外されている。調査家計数は四半期ごとに49,175家計であり、データの代表性は連邦レベルと地域レベルにおけるものである。家計調査の結果は、2001年以降は年間データのみでなく四半期データも入手可能である。

11 RLMSは、家計調査、労働力調査、国勢調査の内容を包括するような調査項目が設けられており、ロシアの貧困分析において有用なデータソースである。また、RLMSは、ロシアや欧米の研究者による貧困研究や労働市場研究において頻繁に利用されている。調査時期はPhase I（1992～1993年）とPhase II（1994年～）からなり、全国的に代表性のあるデータとパネルデータが混在するデータソースである。サンプル数はPhase Iが約6,000世帯、Phase IIが約4,000世帯であり、調査員が訪問し調査票に記入をする。経済地域別の比較はできない。RLMSのデータはパネルデータを含むため、Госкомстатの集計データでは不可能な貧困の動態分析を可能にしており、また、現在のところ、動態分析を可能にする唯一のデータソースである。但し、RLMSのデータにも欠点はある。RLMSへの調査参加率は80%以上であるが、より裕福な家計は調査に参加しない傾向があり、そのため、例えば、所得データに関してみるとき、RLMSの平均所得データはГоскомстатの平均所得データよりもかなり低めの値をとる。しかし、RLMSのデータの欠点を理解した上でデータを利用すれば、有用性を失うことのないデータソースであると考える。RLMSに関するさらなる詳細は以下のWWWを参照：http://www.cpc.unc.edu/projects/rlms/rlms_home.html

析をする際には、貧困を測定しなければならない。そこで、まず、次節において、貧困の測定方法について議論することにしたい。

2．貧困の測定方法：個人副業経営（ЛПХ）[12]と等価尺度（equivalence scale）

2-1. 貧困者比率の測定:所得ベースか支出ベースか?

代表的な貧困指標として、貧困の規模（prevalence）を示す貧困者比率（headcount ratio: 以下、HI と略す）、貧困の深さ（depth）を示す貧困ギャップ比率（poverty gap ratio）、貧困の厳しさ（severity）を示す二乗貧困ギャップ比率（squared poverty gap ratio）が挙げられる[13]。本稿では貧困の流出入の考察が目的であるので、貧困指標として HI を採用する。「一人当たりの支出または所得(y)」が貧困線よりも小さいとき、ある個人は貧困に陥っていると定義する。このような条件のもと、HI は次式から得られることになる。

$$P_0=q/N$$

ここで、P_0 は HI、q は貧困線よりも低い支出（または所得）をもつ人々の数（家計数）、N は人口(全家計数)を意味する。

HI を計測する際、「一人当たりの支出」と「一人当たりの所得」のどちらを採用するべきであろうか？　センの考えに従えば「ある人に最低限の必要を満たすことのできる可能性があるか否か」が生活水準の測定の際に重要であり、所得ベースで測定することが望ましいということになる[14]。しかし、一般に、実証的見地からみて、支出ベースで生活水準を測定する方が望ましいと考えられている。ロシアにおいても、以下の点から所得統計の真意性は相対的に低いと考えられるため、支出ベースで HI を測定する方がよいであろう。

第一に、ロシアでは賃金支払遅延や副収入が定期的あるいは不定期的にありえるため、所得の変動性が大きいと想定できる。そのため、ある一時点の所得がある個人の生活水準をより正確に反映しているかどうか疑問である。所得の変動が大きい条件の下では、将来、所得が下向きに変動することを想定して、人々は支出をある程度平準化するであろう。

第二に、消費を計測するよりも所得を計測することの方がより困難である。例えば、雇主側は、社会保険の支払い回避などを目的として労働者と正規の雇用契約を結ばずに労働者を雇用するかもしれない。また、労働者側は、税金逃れを目的として、副業などからの所得に関する情報を隠そうとするであろう。

2-2. ЛПХ の役割と支出の構成

支出ベースでの生活水準測定の際に注意すべきことは、ЛПХから得られる食糧の自家消

12　個人副業経営（личное подсобное хозяйство. 以下、ЛПХ と略す）とは、個人的消費や零細的販売を目的とした小規模の菜園経営を意味する。また、農村であれば、家畜経営もしている場合もある。

13　J. Foster, J. Greer and E. Thorbecke, “A Class of Decomposable Poverty Measures,” *Econometrica* 52:3 (1984), pp.761-766.

14　A. Sen, “Issues in the Measurement of Poverty,” *Scandinavian Journal of Economics* 81:2 (1979), pp.285-307. センなどの貧困計測の概念に関する研究のサーベイとしては、次の文献を参照されたい。山崎幸治「貧困の計測と貧困解消政策」絵所秀紀・山崎幸治編『開発と貧困：貧困の経済分析に向けて』アジア経済研究所、1998 年、77-80 頁。また、所得面からのロシアの貧困分析は、例えば、武田「移行初期ロシアにおける不平等」などを参照。

費を食費として支出に含めるべきだということである。表1に示されているように、ЛПХから得られる食糧の自家消費が食費（月当たり）に占める比率は高く、1999年に全家計では14.9%、都市では7.6%、農村では37.3%を占めた。さらに、RLMSのデータに基づく筆者の推計では、自家消費を含めない場合とりわけ農村のHIが極めて高くなった[15]。また、一人当たりの支出を五分位数でみた場合、第一分位数（下位20%）では自家消費の食費に占める比率が25.9%であったのに対し、第五分位数（上位20%）では14.7%であった[16]。ЛПХから得られる食糧の自家消費が家計の生活水準向上に役立っていることは明らかであり、特に、より生活水準の低い家計にとっては貧困に陥ることを防ぐ役割を果たす可能性が高い。つまり、ЛПХから得られる食料の自家消費を食費に含めなければ、生活水準を実際よりも過小評価することになる。従って、ЛПХから得られる食料の自家消費を食費として支出に含める必要がある。

表1　月当たり食費の構造（%）

	全家計		内訳			
			都市		農村	
	1999	2000	1999	2000	1999	2000
食費	100	100	100	100	100	100
内訳：						
食費(外食を含まない)	79.1	79.1	85.9	85.7	57.4	59.4
外食費	2.2	2.8	2.9	3.4	0.6	0.8
現物で得た食料(貨幣換算)	18.7	18.0	11.2	10.9	42.1	39.8
内訳：						
ЛПХから	14.9	14.5	7.6	7.7	37.3	35.4
贈与など	3.8	3.6	3.6	3.2	4.8	4.4

出所：*Госкомстат.* Доходы, расходы и потребление домашних хозяйств в 2000 году. M., 2001. C.34. に基づき筆者が計算。

また、HIを求める際に「一人当たりの支出*(y)*」を計測する必要があるが、実際の測定においては、家計データからある家計の総支出を計測し、そこから「一人当たりの支出*(y)*」を推計することになる。RLMSの家計質問紙票から得られるデータのうち、筆者が家計の総支出に関するデータとして利用したものは以下の5つの部分から構成される。第一に、食料への支出（食費（外食を含む）やЛПХから得られる食糧の自家消費）[17]、第二に、食料以外

15　但し、都市においてはЛПХの考慮の有無はHIの増減にほとんど影響していなかった。

16　T. Mroz, L. Henderson and B. Popkin, *Monitoring Economic Conditions in the Russian Federation: The Russia Longitudinal Monitoring Survey 1992-2000* (North Carolina: Carolina Population Center, University of North Carolina at Chapel Hill, report submitted to the U.S. Agency for International Development, 2001), p.11.

17　RLMSの家計質問紙票では、家計全体が実際に支出した食費に関して3つの質問が設けられている。第一は、この7日間に56～57の品目に関して実際にどれだけ支出をしたのかを問うものであり（質問A）、第二は、この7日間の外食に対する支出を問うもの（質問B）、第三は、この30日間に外食も含めて実際にどれだけ支出をしたのかを問うもの（質問C）である。例えば、ある家計において、質問Aに関してx Rbl.、質問Bに関してy Rbl.、質問Cに関してz Rbl.という回答を得たとするとき、原則としては、$(x+y) \times (30/7)$ (= expd1)がz (= expd2)とほぼ等しくならなければいけないが、データから実際に計測するときexpd1とexpd2が上手くバランスしないことが多い。ここでどちらを採用するかが問題になる。筆者は、所得に関してと同様に支出に関しても、過少申告はあっても過大申告することは稀であろう、と考えた。そこで、この基準に従って、ある家計が実際に支出した食費として、expd1 > expd2のときはexpd1を、expd1 < expd2のときはexpd2を採用することにした。

への支出（衣類、耐久消費財、ガスなどの燃料、必要なサービス料、アパート費などの公共料金）、第三に貸出、第四に貯蓄、第五に私的移転（アウトフロー）である。本稿では、これらの項目データから家計の総支出を計測した。

2-3.　ロシアにおける等価尺度（equivalence scale）と家計の規模の経済性

ГоскомстатのHIは家計の規模の経済性を考慮していないデータになっている。これが意味するところは、例えば、家族で共有する財の存在や食費などに関する節約を考慮せずに、家計データから「一人当たりの支出（所得）」を求める際に、家計の総支出（総所得）を単純に家計人数で除するということである。

より正確に生活水準を把握するためには家計の規模の経済性を考慮する方がよい。家計の規模の経済性を考慮するための尺度として等価尺度（equivalence scale）がある。等価尺度は家計データから「一人当たりの支出（所得）」を計測する際に広く使われており、OECDのそれなどがよく知られている。OECDの等価尺度では、ある家計に大人が1人いるとした場合、子供は大人0.5人と同等であり、追加的に増えた大人は大人0.7人と同等であるということになる（表4の2列目を参照）。但し、等価尺度を利用すると生活水準が過大評価されることも確かであり、その結果、貧困が過小評価される可能性がありえる。しかし、等価尺度の利用は、第一に、子供のコストを考慮しているという点において、第二に、結果として家計の規模の経済性をも考慮することになるという点において、次善の策と考えられる。

以上のような理由から、家計の規模の経済性も考慮するために、本稿では等価尺度を利用して「一人当たりの支出」を推計することにした。しかし、OECD諸国と移行国ロシアでは支出構造に違いがあろうし、また、規模の経済性にも違いがあると想定されるため、OECDの等価尺度をそのまま利用することは不適切であると思われる。そこで、本稿では、RLMSのデータを利用して、ロシアにおける等価尺度を推計することにした。

表2　所得・支出水準別の食費のシェア

1）2000年第IV四半期における所得水準別食費のシェア(%)*：Госкомстат

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
食費	65.3	64.0	62.6	60.3	57.1	56.1	50.6	49.5	48.5	39.4

注：最終消費支出に対する食費のシェア。最終消費支出は、食費（外食、現物を含む）、食費以外の購入した財への支出、アルコールへの支出、サービスへの支出、現物で支給される補助金や特典からなる。
出所：*Госкомстат.* Доходы, расходы и потребление домашних хозяйств в I - IV кварталах 2001 года. М., 2002. С.85.

2）2000年10月における支出水準別食費のシェア*：RLMS

	I	II	III	IV	V
食費	66.2	64.9	63.8	59.9	36.8

注：総支出に対する食費のシェアを示している。総支出は食料（外食、ЛПХからの現物、アルコール飲料を含む）に対する支出と食料以外に対する支出からなり、後者には貯蓄、株式などの購入などの項目も含まれる。
出所：Mroz et al., *Monitoring Economic Conditions*, p.11. より筆者作成。

等価尺度を求める方法としてはエンゲルの方法が広く利用されている。実際、表2から明らかなように、ロシアにおいても所得水準あるいは支出水準が上昇するにつれて食費のシェ

アが小さくなっており、エンゲルの法則が成立している。そこで、ある家計の生活水準を食費のシェアが表していると仮定するエンゲルの方法からロシアの等価尺度を測定することにした。等価尺度は「子供のコスト」(a child cost) を測定することから算出される[18]。ここで、大人2人の夫婦からなる家計（家計S）と、夫婦と子供1人からなる家計（家計L）を想定しよう。家計Sの総支出がx^0、食費のシェアがw_f^0であったとするとき、家計Lが家計Sと同様の生活水準を得るためには総支出が$x^1(x^1>x^0)$にならなければいけないとする。このとき、対大人2人の子供のコストは$(x^1-x^0)/x^0(=(x^1/x^0)-1)$と表せる。

エンゲル曲線として以下の（1.1）式を利用した[19]。ここで、w_fはある家計の食費の全支出に占めるシェア、xはある家計の全支出、nはある家計の構成人数、n_jは年齢別クラスjにおける人数、Kは年齢別クラスの数、zは社会経済的変数ベクトルを示している。本稿では、年齢別クラスjとして労働可能人口、子供、年金生活者を、社会経済的変数ベクトルzとして都市居住ダミー、農村居住ダミーを設定した。

$$(1.1)\quad w_f=\alpha+\beta\ln(x/n)+\eta\ln n+\sum_{k=1}^{K-1}\gamma_k(n_k/n)+\tau\cdot z+u$$

表3は上記のエンゲル曲線の推計結果を示している。この推計結果から、表4に示されているように、大人1人に対する子供のコストが0.5、追加的大人のコストが0.9という結果を得た（表4の4列目）[20]。さらに表4には、比較のためにГоскомстат、OECD、LIS (Luxenbourg Income Study)の等価尺度と規模の経済性が示されている。規模の経済性はθ (equivalence elasticity)として表すことができ、次式のような関係式が存在する。

$$(1.2)\quad y_e=Y/n^\theta$$

ここでy_eは等価所得 (household equivalent income)、Yは家計の全可処分所得 (total household disposable income)、nは家計の人数を意味する。また、θは0から1までの値をとり、1に近いほど家計の規模の経済性が小さい。表4にみられるように、筆者の推計ではロシアにおける規模の経済性は小さく、また、その他の研究者たちも筆者と同様の結論に達している[21]。例えば、オヴチローヴァらの推計した等価尺度からθを推計すると、θは0.75あたりの値をとった。本稿では、等価尺度として筆者の計測したものを利用することにする。

2-4. 貧困線

Госкомстатは最低生存費を公表しており、これがロシアの公式貧困線になる。最低生存費の定義は1992年（旧方法）と2000年（新方法）に改定されている[22]。この改定に関して次

18 本稿では、以下の文献を参考にエンゲルの方法に基づいて「子供のコスト」を測定した。A. Deaton, *The Analysis of Household Surveys* (Washington, D.C.: The World Bank, 1997), pp. 251-255. 但し、ディートンはエンゲルの方法よりもロスバースの方法を修正したものを勧めている。両者の方法の最大の相違点は厚生 (welfare) の定義にある。前者は厚生を食料消費のシェア、後者は大人の財に関する支出で定義している。実証的には「大人の財」の選択が極めて困難であり、かつ、RLMSのデータからそれらを特定することも難しい。そこで、筆者は一般に広く利用されているエンゲルの方法を採用することにした。

19 Deaton, *The Analysis*, pp.231-232, 252.

20 得られた係数の推計結果から「子供のコスト」を計測するための式は、以下を参照。Deaton, *The Analysis*, pp.252-253.

21 Foley, "Static and Dynamic," p.70; *Корчагина и др*. Система индикаторов уровня бедности. С.18.

22 1997年10月24日付け連邦法No.134「ロシア連邦の最低生存費について」（О прожиточном минимуме в Российской Федерации）と関連して、2000年4月から最低生存費が新方法に基づいて計測されてい

表 3　RLMS データからのエンゲル曲線の推計結果*

係　数	推　計
α（定数）	2.264　(46.777)
β	-0.119　(-30.751)
η	-9.47E-03　(-1.148)
γ_a	-9.87E-02　(-9.624)
γ_c	-0.154　(-7.717)
τ	-1.58E-02　(-2.068)

N（標本数）：3940
R^2：0.244；調整済み R^2：0.243

注：RLMS の Round5（1994 年）のデータより筆者が推計。括弧内は t 値。いずれも 5% 水準で有意。Round5 は Phase II の最初の Round であり、全国的に代表的なサンプルのみによって構成されている。係数 γ の添え字 a は労働可能人口、添え字 c は子供を意味する。

表 4　様々な等価尺度（equivalence scales）

家族構成	Equivalence scales				θ : Equivalence elasticity [3]			
	GKS[1]	OECD	LIS[2]	武田	GKS	OECD	LIS	武田
単身者	1.0	1.0	1.0	1.0	0.96	0.69	0.63	0.74
大人 1 人 + 子供 1 人	1.9	1.5	1.5	1.5	0.92	0.58	0.58	0.58
大人 1 人 + 子供 2 人	2.8	2.0	2.0	2.0	0.94	0.63	0.63	0.63
大人 2 人	2.0	1.7	1.5	1.9	1.00	0.77	0.58	0.93
大人 2 人 + 子供 1 人	2.9	2.2	2.0	2.4	0.97	0.72	0.63	0.80
大人 2 人 + 子供 2 人	3.8	2.7	2.5	2.9	0.96	0.72	0.66	0.87
大人 2 人 + 子供 3 人	4.7	3.2	3.0	3.4	0.96	0.72	0.68	0.76

注：1）Госкомстатの equivalence scale は、労働可能人口の最低生存費を 1 とし，それに対する子供の最低生存費の比を求め、それを暗黙の equivalence scale とした。2）Luxembourg Income Study 3）θ の第一行目は、それぞれの列の θ の平均を表している。
出所：「GKS」は *Госкомстат*. Социальное положение. 2001. C.140. に基づき筆者が算出。「武田」は RLMS の Round 5（1994 年）のデータに基づくエンゲル曲線の推計結果から推計。

の点に注意すべきであろう。第一に、新方法の最低生存費は旧方法よりも15%大きくなっている。最低生存費は「消費バスケットの費用(食料費、非食料費、サービス料)」と「義務的支払と税金」から構成されるが、新方法では非食料費とサービス料の費用がより大きくなり、その結果、新方法の最低生存費は旧方法よりも 15% 大きくなった。

第二に、新方式への移行に伴い最低生存費の構成項目の比率が固定されなくなり、地域別最低生存費の計測が困難になったため、2000年の地域別最低生存費は公表されていない[23]。また、2001 年に関しても地域の貧困線データが一部公表されているのみで、全ての地域に

る。*Госкомстат*. Социальное положение. M., 2001. C.128-129. L. Ovcharova, *What Kind of Poverty Alleviation Policy Does Russia Need?* (M.: Russian-European Centre for Economic Policy, Working Paper, 2001), pp.3-4.

23　ここで地域別最低生存費(貧困線)とは、連邦構成主体別の最低生存費を意味している。連邦構成主体とは、共和国（республика）、地方（край）、州（область）、市（モスクワ市とサンクト・ペテルブルク市）、あるいは、自治管区（автономный округ）を指す。

関して最低生存費が公表されているわけではない[24]。

ロシアのHIを測定する際には地域別貧困線を利用する必要がある。物価の地域的差異が大きく、結果として最低生存費の地域的差異も大きいからである。しかし、上記のような事情から2000年の貧困線は公表されていないため、筆者は地域別貧困線を推計するための係数（coefficient）を算出し[25]、次式を用いて2000年の地域の貧困線の推計値を得た。

(1.3)　$PL_R = PL_N \times coef_R$

ここでPL_Rは「地域の貧困線」、PL_Nは「全国平均の貧困線」、$coef_R$は「算出されたある地域の係数」を意味している。

以下、1994～1999年はГоскомстатが公表している地域の最低生存費を地域の貧困線として利用し、2000年に関しては（1.3）式から推計された地域の貧困線を利用する。

3．ロシアにおける貧困指標の推移と貧困のプロファイル

変動性はみられるものの1990年代を通じてロシアは高い貧困水準を示し、ロシア全体として貧困から抜け出していない。様々な事情から必ずしも国際比較が可能であるわけではないが、ロシアと他の中所得国[26]のHIを比べてみてもロシアのHIは決して小さくない。例えば、世界銀行の『世界開発指標』によれば、ロシアのHIは30.9%（1994年）であり、中所得国のグループに入る中・東欧諸国のルーマニア、ポーランド、ハンガリーのHIはそれぞれ、21.5%（1994年）、23.8%（1993年）、8.6%（1993年）であった。また、中所得国のグループに入るラテンアメリカ諸国のブラジル、メキシコのHIはそれぞれ、17.4%（1990年）、10.1%（1988年）であった[27]。

本節では、まずロシアのHIの推移と貧困に陥るリスクを概観し、次に貧困の代表的グループに関して考察する。以下、RLMSのミクロデータを利用する場合は前節で示した方法からHIを計測し、目的に応じてГоскомстатの集計データとRLMSのミクロデータに基づく筆者の推計を利用することにしたい。

3-1．貧困者比率と貧困に陥るリスク：都市と農村

表5は、1994～2000年のロシアにおける、貧困に陥った家計の比率と家計が貧困に陥るリスク[28]を示している。「PL」の列は貧困線を基準とする計測結果を、また、「1/2 PL」の列は貧困線の2分の1の水準を基準とする計測結果を表している。例えば、1994年に貧困

24　1994～1999年と2002年第II四半期以降は各地域の貧困線データが公表されている。2001年第IV四半期に関しては部分的に公表されているのみである。

25　$coef_R$は、2001年にその地域の最低生存費が公表されている場合には2001年の最低生存費の全国平均を1とし、公表されていない場合には1999年の地域の最低生存費の全国平均を1として算出した。

26　世銀の一人当たりGNP（1998年）を基準にした所得分類。ロシアは低位中所得国のグループに属する。

27　World Bank, *The 2002 World Development Indicators CD-ROM* (Washington, D.C.: The World Bank, 2002). 世銀の貧困に関するデータは世銀のカントリー貧困アセスメント（country poverty assessment）に基づく世銀スタッフによる推計である。その国全体の貧困者比率（national poverty rate）とはその国全体の貧困線（national poverty line）以下で生活をしている人口の比率であり、その推計値は家計調査から得られたサブグループの推計値を人口で加重平均した値に基づく。

28　「貧困に陥るリスク」の定義は、注1を参照。

線以下の支出水準をもつ家計は21.6%であり、そのうち都市世帯が76.0%、農村世帯が24.0%を占めていたこと、また、都市世帯が貧困に陥るリスクは21.8%、農村世帯が貧困に陥るリスクは20.9%であったことを示している(29)。「PL」以下の家計は「貧困層」、「1/2PL」以下の家計は「最貧困層」と定義することもできる。

表5において以下の事項に注目できる。第一に、1994年と比較して、都市においても農村においても貧困に陥るリスクが大きいことである。第二に、1996年以前は都市と農村におけるリスクの差はそれほど大きくなかったが、1998年以降、農村におけるリスクがより増大しつつある。しかし、1998年以降も依然として都市に居住する貧困家計数は貧困家計全体の約7割を占めていることである(30)。2000年に都市におけるリスクが小さくなってはいるが、都市における貧困家計数の規模を軽視することはできない。この2つの事項は、ロシアの貧困が、貧困規模においてもリスクにおいても農村世帯が優勢である南アジアなどの貧困と異なることの証左といえるであろう。

第三に、モスクワ市とペテルブルク市の二大都市は危機の中で貧困に陥るリスクが急激に高まっても、危機からの回復が比較的早かったことである。1998年、二大都市と農村では貧困に陥るリスクが15%以上増加したのに対し、その他の都市では10%以下の上昇に留まった。また、二大都市のリスクが1998年から2000年に4.5%減少したのに対し、その他の都市におけるリスクは2.4%の減少であった。

但し、モスクワ市とペテルブルク市の家計を合わせた都市のサブグループの推計の解釈には、以下の注意が必要である。第一に、モスクワ市の生活水準のロシアにおける突出性を考慮するとき、表5に示される1998年以降の二大都市の状況はモスクワ市の状況を上手く反映していないのではないか、という疑問が生じる。前述の通り、Госкомстатは地域のHIを2000年には公表しておらず、また、2001年には全国の家計調査に基づく貧困に関する集計データも作成していない。しかし、2001年の地域別の五分位数別貨幣所得分布を公表しているので、モスクワ市やペテルブルク市の2001年におけるHIを推計できる(31)。推計結果は、ロシア全国で約38%、モスクワ市で約32%、ペテルブルク市で約45%であった。さらに、Госкомстатが公表した1998年のHIは、ロシア全国で23.4%、モスクワ市で16.3%、ペテルブルク市で24.3%であった。以上から推察されることは、モスクワ市とペテルブルク市はいずれも大都市であるがHIの差は大きく、両者を一つのグループにした場合、モスクワ市に関してはHIが過大評価され、ペテルブルク市に関しては過小評価されるということである。モスクワ市のみを都市のサブグループの一つに設定すればその特殊性を他の都市と区別できるが、モスクワ市のサンプル数はその代表性を失わないほど十分な大きさではないため、モスクワ市とペテルブルク市を二大都市という一つのサブグループとした。

第二に、上述のような欠点はあるが、モスクワ市とペテルブルク市からなるサブグループはこの二大都市の混合データとしてはそれほど誤っていない。例えば、2001年の二大都市のHIを検討するとき、RLMSのデータに基づくHI推計では43.7%であり、Госкомстатのデー

29　新方式の貧困線の下では、1998年以降のHIの減少が過小評価される可能性がある。

30　1994～2000年のロシアにおける都市人口比率は73%、農村人口比率は27%である。*Госкомстат.* Российский статистический ежегодник. M., 2002. C.82.

31　*Госкомстат.* Социальное положение. 2002. C.152-154.

表５　貧困家計比率と貧困に陥るリスクの推移[1)]：%

	1994		1995		1996		1998		2000	
	PL	1/2 PL	PL	1/2 PL	PL	1/2 PL	PL	1/2 PL	PL	1/2 PL
HI：PCE [2)]	21.6	5.1	30.3	7.3	30.0	8.1	41.5	12.3	39.2	10.1
内訳：										
都市	76.0	71.9	76.3	68.4	74.8	66.9	72.5	67.8	71.0	66.1
農村	24.0	28.1	23.7	31.6	25.2	33.1	27.5	32.2	29.0	33.9
貧困に陥るリスク										
都市	21.8	4.8	30.5	6.6	29.6	7.2	40.6	11.5	37.8	9.1
- モスクワ市＆ペテルブルク市	21.3	2.9	23.7	2.9	21.3	1.3	46.3	12.3	41.8	10.4
- その他の都市	21.9	5.1	31.4	7.1	30.7	8.0	39.9	11.4	37.5	8.9
農村	20.9	6.0	29.8	9.6	31.1	10.9	44.6	15.8	42.9	12.9
標本数（世帯数）[3)]	3940		3696		3491		3418		3301	

注：１）2000年は新方式の貧困線を利用。２）等価尺度に基づくPCE（per capita expenditure）。３）RLMSのデータは「国全体として代表性のあるサンプル（nationally representative data）」と「パネルデータとしてのみ利用すべきサンプル（samples for panel analysis）」が混在するデータベースである。ここでは、Round5~9に参加した、国全体として代表性のある世帯。
出所：RLMS（Round 5~9）のデータより筆者が算出。

タに基づく推計は36.6%であった[32]。RLMSのデータに基づく推計はГоскомстатのデータよりも高めの傾向にあるので、二大都市のデータはそれなりに現実を反映しているといえるであろう。

3-2. 貧困層のプロファイル：危機への脆弱性と代表的な社会経済的グループ

その後回復はみられているが、都市においても農村においても1998年の金融危機後に急激に貧困家計が増加した。危機の中で貧困に直面しやすかったのはどのような人々であったのか？　さらに、どのような社会経済的グループがロシアの貧困の代表的なグループであるのか？　まず、マクロ経済が安定し始めた危機以前の1997年から、危機の起こった1998年、危機直後の1999年、経済成長の中の2000年における社会カテゴリー別の貧困者分布を考察することから、貧困者のプロファイルを試みたい。

表6は1997～2000年の全国におけるHI、社会カテゴリー別の貧困に陥るリスク、社会カテゴリー別貧困者の分布を示している。表6から各社会カテゴリーの貧困に陥るリスクの増減率も知ることができる。この増減率から危機への脆弱性について考察するとき、1998年の金融危機の影響を最も被ったと思われる層は、年金受給者と雇用労働者（работающие по найму）であった。危機以前の年金受給者の貧困に陥るリスクが他の社会的グループよりも小さいことに起因しているが、危機直後の1998～1999年、年金受給者のリスクは55.5～61.8%増加し最も高い増加率をみせた。但し、その一方で、年金受給者のリスクは1999～2000年に23.8～27.2%減少し、他の社会的グループよりもリスクを相対的に大きく減少させた。また、雇用労働者のリスクは35.4%増加し、他の社会的グループと比較して相対的に高い危機への脆弱性がみられた。

次に、1997年から2000年のロシアの貧困層における代表的な社会的グループに関して考察しよう。経済活動人口（15～72歳の就業者と失業者）に含まれる社会カテゴリーに関してみるとき、以下のことに注目することができる。第一に、一時的に働いていない人（временно не работающие）[33]（以下、「一時的失業者」と略す）と働いている年金生活者[34]の貧困に陥るリスクは、圧倒的に一時的失業者のリスクが高い。例えば、危機直後の1999年に、働いている年金生活者のリスクは25.0%だったのに対し、一時的失業者のリスクは64.5%にまで達した。一時的失業者のリスクの高さは、最貧困に陥るリスクに関しても同様である。さらに、一時的失業者が貧困に陥るリスクは、失業手当受給者のリスクと同じぐらいの高さを示している。失業手当受給者のリスクは、マクロ経済状況が安定を見せはじめた1997年においても54.8%であったが、一時的失業者のリスクも50.9%を示した。このように、一度職を失うことは貧困へのリスクを高める。

第二に、雇用労働者は年金生活者よりも貧困に陥るリスクが高い。例えば、危機直後の1999年、雇用労働者の貧困に陥るリスクは46.3%、「働いていない」年金生活者のリスクは

32　RLMSのデータに基づく2001年の貧困者比率の推計は、モスクワ市が40.7%、ペテルブルク市が49.5%だった。また、Госкомстатのデータからの二大都市のHIの推計は、2001年のモスクワ市の人口（854万6千人）とペテルブルク市の人口（462万8千人）、さらに、各都市のHIの推計をもとに計測した。

33　「一時的に働いていない」と自分でみなした人がこのカテゴリーに入る。例えば、職はあるが強制休暇中の人、また、現在職がなく職を探している人などもこのカテゴリーに入る。ILO定義の失業者（職がなく、実際に職を探し、職に就く意志がある人）もこのカテゴリーの中に含まれているといえるであろう。

表 6　貧困者の分布：%

	貧困に陥るリスク								貧困者の分布		
	貧困者				最貧困者						
	1997	1998	1999	2000	1997	1998	1999	2000	1998	1999	2000
全体：	32.1	37.8	50.2	40.0	7.8	9.8	16.8	10.3	100	100	100
社会カテゴリー別：											
雇用労働者	27.8	34.2	46.3	36.2	6.0	7.8	14.2	8.3	40.0	41.7	41.6
企業家	26.7	32.5	41.8	23.5	6.4	9.8	15.6	6.0	0.3	0.3	0.2
一時的に働いていない人	50.9	54.8	64.5	56.5	17.3	19.2	29.1	20.4	10.5	9.2	9.3
働いている年金受給者	11.0	15.9	25.0	18.2	1.6	2.7	5.2	3.1	1.1	1.4	1.3
働いていない年金受給者	21.5	25.4	39.5	30.1	3.9	5.1	10.1	5.9	12.2	14.2	13.5
老齢年金受給者	17.1	21.7	35.1	25.7	2.9	3.9	8.2	4.6	10.0	12.1	10.9
障害年金受給者	34.2	41.9	53.7	43.8	7.4	11.5	18.1	11.3	2.2	2.2	2.8
遺族年金受給者	37.8	48.6	62.2	51.0	8.0	12.6	22.7	12.7	1.5	1.4	1.6
社会年金受給者	30.9	38.9	45.4	49.6	6.0	7.9	14.5	12.9	0.2	0.2	0.2
奨学生	30.3	38.1	51.0	40.4	5.6	7.5	13.5	8.3	1.5	1.8	1.8
児童手当受給者（1.5 歳まで）	51.0	55.9	63.9	49.8	15.6	18.6	26.6	16.6	1.1	0.9	0.9
失業手当受給者	54.8	60.0	71.0	63.9	18.5	21.4	31.8	24.3	1.8	1.2	1.0

注：Госкомстатの家計調査データ
出所：*Госкомстат.* Социальное положение. 2001. С.142; 1999. С.163.

39.5%であった。さらに、雇用労働者のリスクは「働いている」年金生活者のリスクよりも16.8～21.3%も高かった。また、雇用労働者のリスクを老齢年金受給者のリスクと比較した場合も、前者のリスクが後者のリスクを10.5～12.5%上回った。

最後に、貧困者における規模は小さいが、児童手当受給者、奨学生、遺族年金などの年金受給者の貧困に陥るリスクが高い[35]。特に、児童手当受給者の貧困に陥るリスクは1999年に63.9%という高水準に達しており、子供のいる家計が貧困に陥る可能性が高いと思われる。例えば、子供が1～2人いる家計において、両親の揃っている家計でも1999年に貧困に陥るリスクは54.9%にまで上昇しており、片親の家計と同じぐらいの貧困に陥るリスクや最貧困に陥るリスクに直面している[36]。

以上の議論から、貧困に直面しやすいと一般に想定されやすい高年齢者層は、総合的かつ相対的な観点からみて、ロシアの貧困を特徴付けるグループとしては妥当でないといえる。加えて、子供が1～2人いる家計において、両親の揃っている家計でも片親の家計と同じぐらい貧困に陥る可能性があり、片親の家計が必ずしも貧困の印になるわけではない。つまり、現代ロシアの貧困を特徴付けているのは、リスクの高さと貧困者全体における規模からいって、雇用労働者と一時的失業者であると想定できる。さらには、非労働力の状態に位置するグループにも目を向ければ、仕事を探すことをあきらめ非労働力化した人々も含まれるかもしれない。年金が労働と関連付けられていることを考慮するとき、雇用維持の問題と賃金水準の問題を解決しようとすることが、将来の貧困者削減のためにも必要になるであろう。

4．ロシアにおける貧困動態とその要因の一考察

以上の議論は全て、該当年度における貧困者（あるいは貧困家計）比率に関するものである。しかし、例えば、ある個人（家計）はある年に貧困であったかもしれないが、翌年は貧困から抜け出したかもしれない。また、ある個人（家計）はある年に貧困であったかもしれないが、翌年には貧困から抜け出したかもしれない。このような個人レベルの貧困線を境界とする流出入は、以上の議論では明らかにできない。

そこで、本節では貧困線を境界とする個人レベルでの貧困への、あるいは、貧困からの移動[37]に関して分析したい。個人レベルでの貧困の流出入についての分析は、貧困削減政策と密接に関わる事項である。実際には、貧困者への社会的援助は、個人の総所得ではなく、家計における一人当たりの所得が最低生存費を下回った際に付与される。しかし、技術的に、RLMSのデータからある一家計の生活水準の変動について分析することは不可能である。第

34　働いている年金受給者は、通常の年金を全額受領できる上に、受給開始から1年ごとに3年間を限度として、年金の10%を付加給付として受領できる。稲子恒夫・武井寛・小森田秋夫『世界の社会福祉2　ロシア・ポーランド』旬報社、1998年、172頁。

35　ロシアの年金は、老齢年金、障害年金、遺族年金、功労年金、社会年金の4つが基本をなしている。前者3つの年金は労働と関連付けられた労働年金であるのに対し、社会年金は労働年金無資格者に給付される年金である。稲子・武井・小森田『世界の社会福祉2』162-186頁。

36　*Госкомстат.* Социальное положение. 1997. C.124; 1999. C.162; 2001. C.145.

37　本稿では、以下、簡略化のために、「貧困の流出入」という語を用いることにする。また、この同義語として「貧困の動態」、「経済ステータスの移動」という語が用いている。これらはいずれも、貧困へ陥ること、貧困から抜け出すこと、あるいは、同じ生活水準に留まることを意味している。

一に、家計構成が変化する可能性がある。例えば、ある一時点において、ある家計の構成員が4人だったが（旧家計）、異時点において、そのうちの1人が新たな別の家計（新家計）を持ったとする。このような2つの新・旧家計を生活水準の変動に関する分析サンプルに含めることは難しい。第二に、旧家計を分析に含めることを認めたとしても、技術的にこのような家計を抽出することは不可能である。これは、家計に全ラウンドを通じたID番号が付与されていないことと関係する。ある家計が完全にRLMSへの参加をやめたことが明らかになった場合、その家計の番号は別の新たに参加した家計に付与されている。

以上のように、少なくともRLMSのデータに関しては、ある一家計の貧困動態を考察することは不可能である。但し、RLMSのデータから個人レベルの貧困動態を分析することはできる。よって、本節では個人の貧困の変動に関して分析する。個人に関してみることは、最終的には、その家計の情報を含めることもできるので、生活水準の変動の分析に適切な視点といえるであろう。以下ではまず、貧困動態分析のカテゴリーを導入し、都市と農村の貧困のタイプを明らかにする。次に、経済ステータスの上昇と下降の移動性とマクロ経済状況に関して考察し、最後に、貧困動態と労働市場における局面(労働力状態と職種)に関して分析する。

4-1. ロシアにおける貧困に陥る確率：都市・農村の貧困動態

1990年代ロシアにおいて人々の経済ステータスは安定的なものではない。ロシアのHIは高いが、貧困に陥る人々と貧困に留まる人々の他に、貧困から抜け出す人々もおり、貧困線を境にした流出入は大きい。以下では、まず、ロシアにおける一時的貧困と慢性的貧困に関して居住地域別の検討も含めて考察する。

表7において、1994～2000年の間にある個人が貧困に陥る確率(p)が示されている[38]。pは0から1の値をとり、p=0の場合、その個人はこの6年間に一度も貧困に陥ったことがない、p=1の場合、その個人はこの6年間常に貧困に陥っていた、と定義する。前者を「継続的非貧困者」（the never poor）、後者を「恒常的貧困者」（the always poor）と呼ぶことにしよう。さらに、p=0.25の場合を「単発的貧困者」（the occasionally poor）、p=0.50の場合を「変動的貧困者」（the churning poor）、p=0.75の場合を「多発的貧困者」（the usually poor）と定義する。そして、ハルムらが指摘するように、これらをさらに3つのカテゴリーにまとめることができる。つまり、恒常的貧困者と多発的貧困者から構成される「慢性的貧困者」（the chronic poor）、変動的貧困者と単発的貧困者から構成される「一時的貧困者」

38　ここでの定義は、ハルムらが提示する慢性的貧困研究のための5つのカテゴリーとほぼ一致している。ハルムらは、所得・支出のほかに、資産（assets）と栄養（nutrition）の指標も含めた複合的指標に基づく貧困分析の概念化について議論しており、その議論の中で次の5つのカテゴリーを導入した。第一は、貧困スコア（所得、支出、資産、栄養などの）がどの時点においても貧困線を下回る「恒常的貧困者」(the always poor)、第二に、全期間に渡って貧困スコアの平均（下線は筆者）が貧困線を下回るが、どの時点においても常に貧困線を下回るわけではない「多発的貧困者」(the usually poor)、第三に、貧困スコアの平均が貧困線のあたりに位置するが、貧困に陥っているときもあるし、そうでないときもある「変動的貧困者」(the churning poor)、第四に、貧困スコアの平均は貧困線よりも上であるが、少なくとも一度は貧困に陥ったことがある「単発的貧困者」(the occasionally poor)、第五に、全ての期間において貧困スコアが貧困線を上回る「継続的非貧困者」(the never poor）である。さらなる詳細は、以下を参照されたい。D. Hulme and A. Shepherd, "Conceptualizing Chronic Poverty," *World Development* 31:3 (2003), pp.404-406.

(the transient poor)、そして、「非貧困者」(the non-poor) の 3 つのカテゴリーである。以上の貧困の動態分析のためのカテゴリーは、図 1 に示されているように整理できる。

表 7 に示されているように、継続的非貧困者(e)はロシア全体の33.8%であり、貧困に一度でも陥ったことのある人々（=A + B）は 66.2% にも達した。また、ロシア全体での一時的貧困(B)は 45.3%、慢性的貧困(A)は 20.9% であり、一時的貧困者が多い。さらに、この 6 年間に貧困に陥ったり、逆に、貧困から抜け出したりするなど、経済ステータスを移動した人々(= b + c + d) はロシア全体で58.5%に達しており、この点からもロシアにおける経済ステータスの不安定性を知ることができる。また、恒常的貧困者(a)はロシア全体の 7.7% を占める一方で、 2 期間以上継続して貧困に陥っていた人はロシア全体で約 30% にも達した。総じて、ロシア全国レベルにおいて、一時的貧困の規模は大きく、2 期間以上の長期的貧困に直面していた人々の規模も大きい。

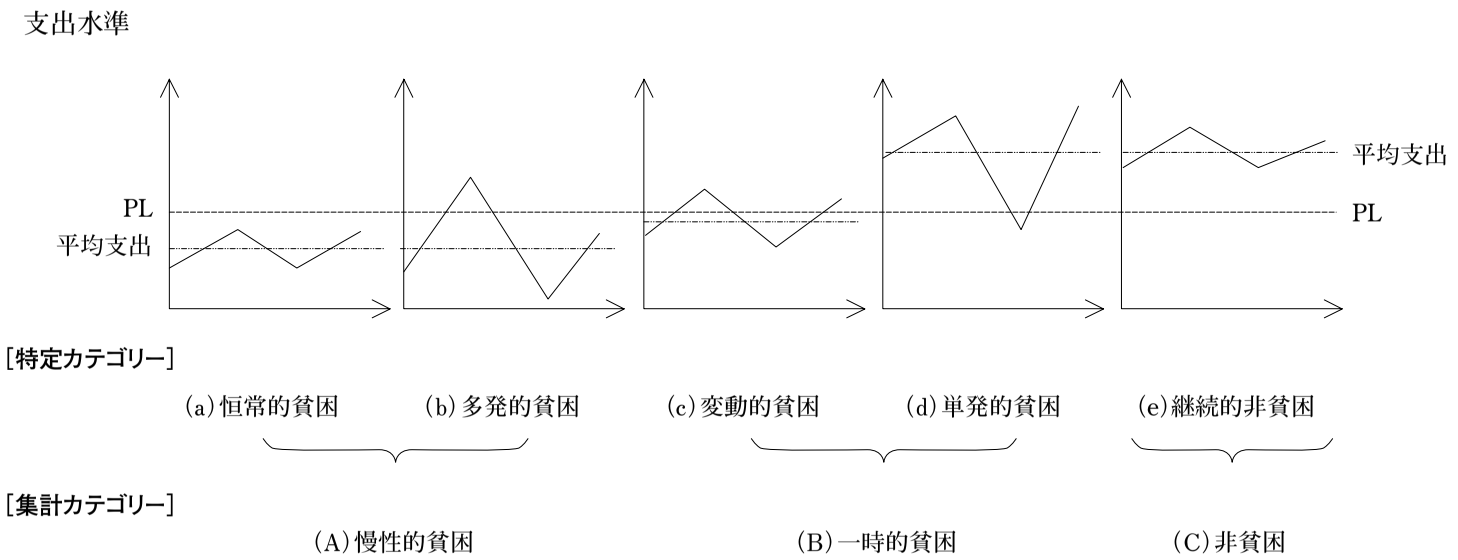
次に、「二大都市（モスクワ市とペテルブルク市)」、「その他の都市」、「農村」の 3 つの居住地域の貧困の流出入について考察しよう。第一に、その他の都市では貧困の流出入が相対的に小さく、他の居住地域と比較した場合、生活水準の格差が固定する傾向にあると思われる。その他の都市では、継続的非貧困者(e)はその人口の35.2%を占め相対的に多いのと同時に、恒常的貧困(a)に直面した人が相対的に多く、恒常的貧困に直面した人々は、その他の都市で 8.0%、農村で 7.2% であり、二大都市でその人口の 6.3% であった。

また、長期的貧困に陥るリスクは農村においてわずかに高いが、長期的貧困に直面した人々の規模は、都市部、とりわけ、その他の都市において大きい。例えば、恒常的貧困に陥るリスクは農村よりもその他の都市でわずかに高かったが、2 期間以上継続して貧困に陥っていた長期的貧困に関してみるとき、農村人口の 37.1%、二大都市人口とその他の都市人口のそれぞれ31.8%と34.1%が継続的に貧困に陥っていた。慢性的貧困(A)のリスクも農村においてわずかにリスクが高い。しかし、農村人口よりも都市人口のほうが多いため、長期的貧困に陥った人々の規模は都市部において大きい。以上の点からも、ロシアにおける貧困が、南アジアなどの農村における貧困のリスクと規模の優勢という状況とその性質を異にしていることは明らかであろう。

第二に、モスクワ市とペテルブルク市の二大都市においても貧困に陥る可能性は大きいが、それと同時に、貧困から抜け出す可能性も大きいといえる。例えば、この 6 年間に経済ステータスを移動させる可能性（= b + c + d）は二大都市において最も高く、その人口の 64.1%がその経済ステータスを移動させたのに対し、その他の都市では56.7%、農村では61.6%が経済ステータスを移動させた。また、二大都市では、継続的非貧困者(e)は他の居住地域と比較して少なくその人口の 29.6% であったが、単発的貧困(d)に陥った人はその人口の 36.7%を占め相対的に多かった。つまり、二大都市における貧困の流出入の相対的な高さは、主に、一度貧困に陥ってもそこから抜け出す人が多かったことに起因している。これは、二大都市では貧困が相対的に単発的であるということ、貧困から抜け出すチャンスも多いことを示唆しているといえるであろう。

第三に、農村においては二大都市と同様に経済ステータスの移動性 (= b + c + d) が61.6%と高いが、二大都市と比較して貧困から抜け出す可能性が大きいとはいい難い。農村の貧困の特徴は、相対的な長期性にあるといえるであろう。 3 期間連続して貧困に陥っていた人

図１　貧困の動態分析のための５つのカテゴリーとその集計カテゴリー



出所：Hulme and Shepherd, “Conceptualizing Chronic Poverty,” p.406. の Figure 1 を若干改訂。Hulme らの図は、J. Jalan and M. Ravallion, “Is Transient Poverty Different? Evidence for Rural China,” *Journal of Development Studies* 36:6 (2000)の改訂。

表 7　個人が貧困に陥る確率（1994 ～ 2000 年）：
居住地域別（モスクワ＆ペテルブルク、その他の都市、農村）

貧困に陥る確率 (p)		ロシア全体		都市・農村別					
				モスクワ＆ペテルブルク		その他の都市		農村	
(e) p=0	貧困に陥ったことはない（the never poor）	33.8%	33.8%	29.6%	29.6%	35.3%	35.3%	31.2%	31.2%
(d)p= 0.25 (occasionally poor)	N - N - N - P (1/4)	9.1%	25.0%	15.6%	36.7%	7.7%	23.7%	11.0%	25.9%
	N - N - P - N (1/4)	8.4%		16.7%		7.9%		8.1%	
	N - P - N - N (1/4)	4.4%		2.6%		4.5%		4.4%	
	P - N - N - N (1/4)	3.1%		1.9%		3.6%		2.4%	
(c)p= 0.50 (churning poor)	N - N - P - P (2/4)	8.0%	20.3%	10.4%	13.7%	7.3%	20.3%	9.0%	21.4%
	N - P - N - P (2/4)	3.0%		0.0%		3.0%		3.5%	
	N - P - P - N (2/4)	4.5%		0.7%		4.6%		5.0%	
	P - N - N - P (2/4)	1.3%		1.5%		1.4%		0.8%	
	P - N - P - N (2/4)	2.0%		0.4%		2.4%		1.5%	
	P - P - N - N (2/4)	1.5%		0.7%		1.5%		1.6%	
(b)p= 0.75 (usually poor)	N - P - P - P (3/4)	7.9%	13.2%	7.8%	13.7%	7.5%	12.7%	8.9%	14.3%
	P - N - P - P (3/4)	2.8%		4.8%		2.6%		2.7%	
	P - P - N - P (3/4)	1.2%		0.0%		1.2%		1.2%	
	P - P - P - N (3/4)	1.4%		1.1%		1.4%		1.5%	
(a) p=1.0	恒常的貧困（the always poor）	7.7%	7.7%	6.3%	6.3%	8.0%	8.0%	7.2%	7.2%
標本数（個人）		5527（100%）		270（100%）		3608（100%）		1649（100%）	

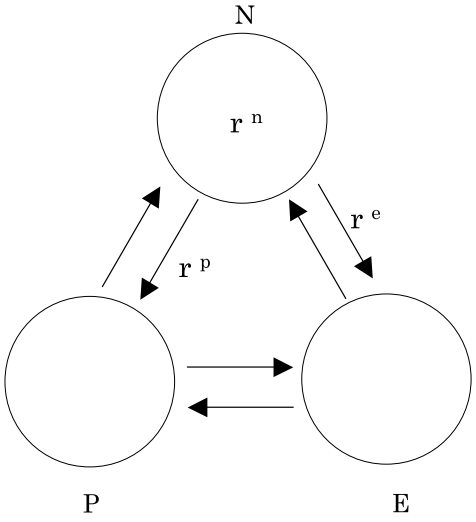
注： RLMS の Rounds 5, 7, 8 & 9 の全てに参加した個人。「N」は貧困でないこと、「P」は貧困であることを意味。
出所： RLMS のデータより筆者が算出。

は、農村ではその人口の10.4%、二大都市とその他の都市ではそれぞれその人口の8.9%であった。また、農村における変動的貧困者は農村人口の21.4%、多発的貧困者は14.3%であり、農村における貧困に陥るリスクが相対的に高かったことを確認できる。

以上のように、ロシアにおいて、個人レベルでの貧困の流出入はいずれの居住地域でも高いが、次のような相違がみられた。二大都市における貧困は相対的に単発的であり、農村の貧困は相対的に長期的である。その他の都市では、相対的に、長期的な貧困が生じる可能性は農村より小さいが、長期的貧困の規模は農村よりも大きい。さらに、その他の都市では恒常的貧困のリスクが相対的に高く、生活水準格差が固定化しやすい傾向にある。

4-2. 経済ステータスの移動とマクロ経済状況

図2　経済ステータスの移動の推計方法

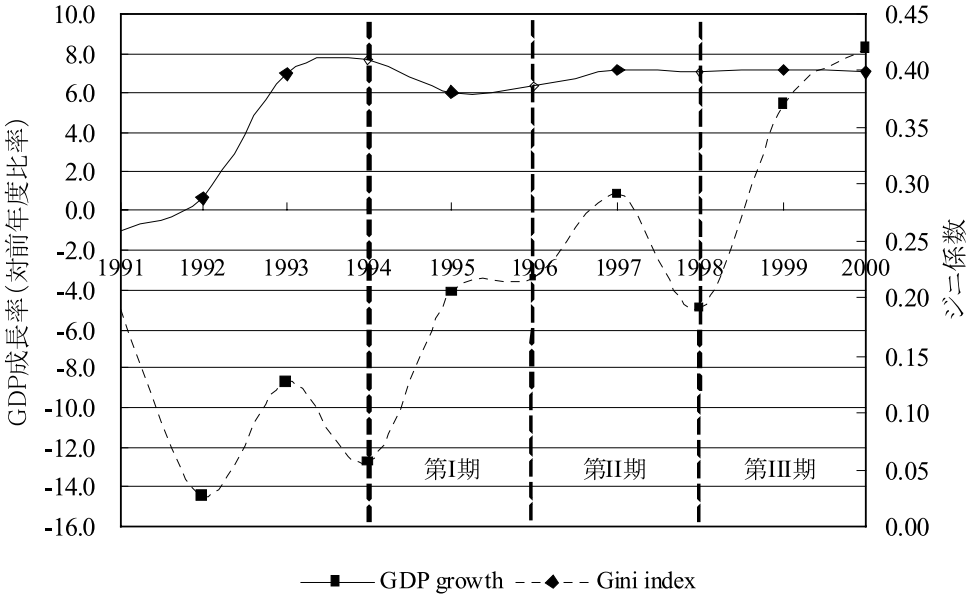


貧困の流出入は、1994～2000年のマクロ経済状況の中でどのような変動をみせたであろうか？　マクロ経済状況の経済ステータスへの影響を概観する前に、まず、経済ステータスの移動の推計方法について言及したい。図2において、経済ステータスは非貧困（ステータスN）、貧困（ステータスP）、最貧困（ステータスE）の3つに分類されている。M時点でステータスNであった人々がS^{1}_{M}人いたとし、次のM+1時点でステータスNのままであった人々が$S^{11}_{(M+1)}$人、ステータスNからステータスPへと移動した人が$S^{12}_{(M+1)}$人、また、ステータスEに移動した人が$S^{13}_{(M+1)}$人であったとする。このとき、ステータスNに留まった人の比は$r^{n} = S^{11}_{(M+1)} / S^{1}_{M}$、ステータスNからステータスPに移動した人々の比は$r^{p} = S^{12}_{(M+1)} / S^{1}_{M}$、ステータスNからステータスEに移動した人々の比は$r^{e} = S^{13}_{(M+1)} / S^{1}_{M}$と表すことができる（$r^{n} + r^{p} + r^{e} = 1$）。つまり、これらの比はあるステータスからあるステータスへの移動率を示している。

1994～2000年は以下のような経済状況であった。図3にみられるように、1994～1996年（第I期）は、回復の方向に進みつつあるとはいえGDP成長率がマイナス記録を連続してい

た大不況期であった。そして、しばしば言及されるように、移行初期のロシアの不況は1929年の大恐慌と比較されるほどの大不況であり、かつ、長期に渡るものであった。1997年にはインフレも抑制され僅かなプラス成長をみせたが、1998年８月に金融危機が発生し再び成長率がマイナスとなった。このため、1996～1998年（第II期）における経済ステータスの移動は金融危機直後の影響を受けていると想定できる。また、危機後のドル高の中で生活必需品の需要が外国製品から国内製品へ移り、国内産業が生産を再開し始め、さらに、石油高騰によって1999年からGDP成長率はプラス化した。つまり、1998～2000年（第III期）は経済成長開始の中での変化を表していると思われる。以下、この３期間における、非貧困者、貧困者、最貧困者の経済ステータスの移動について詳細に考察したい。

図３　ロシアにおけるGDP成長率とジニ係数



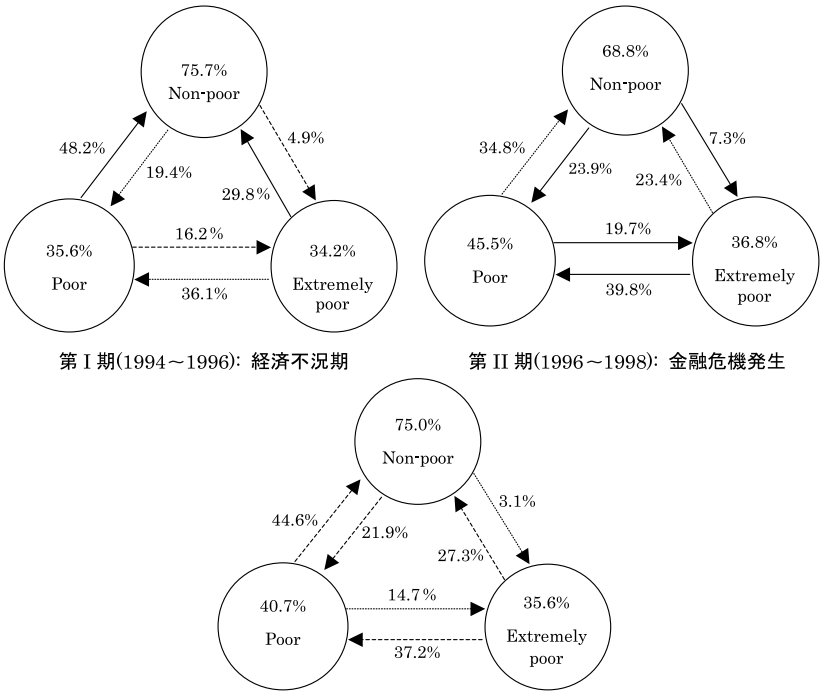
出所：*Госкомстат.* PCE. 2001. C.36; *Госкомстат.* Социальное положение. 1997. C.107; 2001. C.130.

図４は、1994～2000年の３期間に個人の経済ステータスがどのように変化したかを示している。ここで示されている移動率は上記の推計方法に基づく推計である。RLMSデータに基づく筆者の推計によれば、大不況期であった1994～1996年に、HIは21.4%から31.0%へと上昇した。しかし、経済ステータスの移動の方向は逆説的である。第一に、非貧困者が非貧困に留まる可能性が75.7%であり、３期間の中で最も高い定着性を示した。第二に、非貧困から貧困への経済ステータスの下方移動率は19.4%であり、３期間中で最も低い下方移動率を示した。第三に、貧困から非貧困への上方移動率は48.2%であり、プラスの経済成長をしていた1998～2000年よりも高かった。さらに、最貧困から非貧困への上方移動率もこの期間に最も高く、1998～2000年の27.3%を上回って29.8%であった。しかし、その一方で、非貧困から最貧困への下方移動率が4.9%、貧困から最貧困への下方移動率が16.2%であり、３期間のうちやや強い下方移動率を示した。つまり、大不況期の1994～1996年は、強い上

方移動とやや強い下方移動が混在したカオス的な時期といえるであろう。

金融危機直後の 1998 年に HI は 42.9% にまで上昇した。1996 ～ 1998 年には、貧困に留まる可能性（45.5%）、さらには、最貧困に留まる可能性（36.8%）が 3 期間を通じて最も高く、貧困や最貧困から抜け出すことが困難な時期であった。また、最貧困から貧困への上方移動率は 3 期間を通じて最も高くはあるが、非貧困への移動率は 3 期間を通じて最も低く、総じて、弱い上方移動率を示していた。それと同時に、この期間には極めて強い下方移動がみられ、非貧困から貧困への下方移動率は 23.9%、貧困から最貧困への下方移動率は 19.7%、非貧困から最貧困への下方移動率は 7.3% であり、いずれも 3 期間を通して最も下方移動率が高かった。このような強い下方移動は、8 月危機直後の急激なルーブル安と物価高が、あらゆる経済ステータスの人々の消費水準に直接大きな影響を与えたことが理由と思われる。金融危機後にそれまで生産を停止していた工場も生産を再開し、賃金支払遅延の全国水準も減少していくことにはなるが、直接すぐにはこのような成長の果実が人々の生活水準改善には向かわず、危機のショックが上回ったといえるであろう。

図 4　経済的ステータスの移動性（1994 ～ 2000 年）：非貧困・貧困・最貧困



第 I 期(1994～1996): 経済不況期　　第 II 期(1996～1998): 金融危機発生

第 III 期(1998～2000): 経済成長開始

注：等価尺度を用いて算出された家計の一人当たりの支出（PCE）が地域貧困線（PL_R）を下回ったときに「貧困」であると定義し、PCE が PL_R の 2 分の 1 を下回ったときに「最貧困」と定義する。円内の数値はステータスを変更しなかった人口の比率を示し、矢印上の数値は円内から別のステータスへ移動した人口の比率を示している。該当年度のどちらのラウンドにも参加した場合に、標本として抽出した。
出所：RLMS のデータより筆者が算出し作成。

1998～2000年はマクロ的には経済成長を始めた時期であるが、2000年のHIは40.5%と依然として高い水準のままであり、その減少は2.4%に留まった[39]。1998～2000年は、やや強い上方移動と弱い下方移動が混在している時期である。貧困から非貧困、そして、最貧困から非貧困への上方移動率は、それぞれ44.6%、27.3%であり、最貧困から貧困への上方移動率も37.2%であった。また、非貧困から貧困への下方移動率は21.9%を示した。この時期には、緩やかながらも上方への移動がみられ、貧困から抜け出せる可能性が少し高まったと同時に、非貧困者がその経済ステータスに留まる可能性も高くなった。

以上のことから、特に次の点に注目できる。第一に、第I期の大不況の中でHIが9.6%上昇したが、この増加は、非貧困者が貧困あるいは最貧困へと経済ステータスを変更させた規模（1994年の対象人口の19.1%）が、貧困あるいは最貧困から非貧困へと上方移動した人々の規模（1994年の対象人口の9.5%）を上回ったことによって起こっていた。貧困でなかった人々が多く貧困に陥ったこと、また、貧困あるいは最貧困である人々が経済ステータスを上方移動させる可能性が高かったことは、移行後の社会･経済ステータスの構造の変化を示唆しているといえるかもしれない。第二に、第II期と比較して、第III期に経済ステータスの上方への移動率が高くなり、3期間のうち初めて、前年よりも経済ステータスを上方移動する人（貧困あるいは最貧困から非貧困への移動）の規模（調査対象人口の21.9%）が経済ステータスを下方移動させる人（非貧困から貧困あるいは最貧困への移動）の規模（調査対象人口の18.6%）をわずかに上回ったが、金融危機後の成長の果実は、貧困削減という観点からみるとそれほど大きくはなかった。また、図3にみられるようにこの時期に経済格差はほとんど改善されず、さらに、2002年第IV四半期にはジニ係数は0.41に達した[40]。経済成長は貧困削減のために必須であるのは確かだが、経済成長が自然と貧困や経済格差を解消するとはいえないことも確かであろう。

4-3. 貧困動態と労働市場における局面

最後に、貧困動態を、労働力状態（就業・失業・非労働力）やその移動、また、職種など、労働市場における局面との関連から分析する。労働市場における局面は貧困の流出入の一つの要因に過ぎないが、既に議論したように、ロシアにおける貧困の特徴が雇用・失業、賃金など労働市場における局面と密接な関わりがあることは否めない[41]。貧困と労働市場における局面に関する分析は、貧困者のターゲティングや貧困削減政策について議論する上でも重要であろう。

4-3-1. 貧困動態と労働力状態

表8は貧困動態と労働力状態の関係を示している。ここで、労働力状態は経済活動人口（就業者と失業者）と非経済活動人口（非労働力）から構成されている[42]。RLMSでは、就業形態として、第一雇用（主業）、第二雇用（副業）、第三雇用（別の追加的就業）に関する

39　但し、2000年の最低生存費は新方式で計測されているので、旧方式よりも高いHIを得る。

40　*Госкомстат.* Социально- экономическое положение России январь 2003 года. М., 2003. С.213.

41　そのほか、貧困の移動と関わると思われる重要な要素として、住宅などの資産や人的資本などがあげられるであろう。これらの考察に関しては今後の課題としたい。

42　経済活動人口と非経済活動人口は、15～72歳の人口によって構成される。

表8　貧困動態と労働力状態の関係

労働力状態／貧困動態		貧困動態のタイプ（1994～2000）						全体	
		非貧困 (p = 0)		一時的貧困 (p = 0.25～0.5)		慢性的貧困 (p = 0.75～1.0)			
		1994	2000	1994	2000	1994	2000	1994	2000
就　業	(A) 労働力状態内の %	37.7	38.4	43.9	42.4	18.4	19.2	100.0	100.0
	(B) 貧困動態のタイプ内の %	69.6	64.0	63.0	54.4	61.3	54.6	65.0	57.8
失　業	(A) 労働力状態内の %	24.7	32.2	43.0	39.9	32.3	27.9	100.0	100.0
	(B) 貧困動態のタイプ内の %	3.2	3.9	4.4	3.7	7.6	5.7	4.6	4.2
非労働力	(A) 労働力状態内の %	31.3	29.2	48.7	49.5	20.0	21.2	100.0	100.0
	(B) 貧困動態のタイプ内の %	27.1	32.1	32.7	41.9	31.1	39.7	30.4	38.1
全　体	(A) 労働力状態内の %	35.1	34.6	45.3	45.0	19.5	20.3	100.0	100.0
	(B) 貧困動態のタイプ内の %	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

注：R5 (1994) と R9 (2000) の双方に参加した 15～72 歳の個人。「就業」は、第一・第二・第三雇用のうち少なくとも一つに従事している人。濃い灰色部分は調整済み残差がプラスで特徴的であったこと、薄い灰色部分は調整済み残差がマイナスで特徴的であったことを示す。
出所： RLMS のデータより筆者が算出。

質問項目が設けられている。表8において、これらのいずれか一つに従事している場合、就業のカテゴリーに属することになる。つまり、就業のカテゴリーには、例えば、第一雇用（主業）には従事していないが、修理作業など零細的な就業（第三雇用）に従事する人も含まれることになる。

表8における貧困動態と労働力状態の間には、χ^2乗検定において有意な連関がみられた（有意水準5%）。そこで、残差分析を行い、特徴がみられた組合せを表8において濃い灰色部分（調整済み残差がプラス）、あるいは、薄い灰色部分（調整済み残差がマイナス）で示した[43]。示されているように、1994年のいずれの労働力状態においても、その後の6年間において一時的貧困に陥る可能性(A)は43.0～48.7%と高いが、残差分析の結果から、一時的貧困は非労働力が被る傾向が相対的に強く、就業者は一時的貧困に陥る傾向は相対的に弱いといえる。また、慢性的貧困における就業者数の規模は61.3%と大きいが、慢性的貧困は失業者が被る傾向が相対的に強く、就業者が被る傾向は相対的に弱い。さらに、非貧困は就業者が相対的に享受している傾向が強く、非労働力は相対的に享受していない傾向が強い。このような一連の傾向は、2000年においても当てはまる。総じて、一時的貧困者数や慢性的貧困者数における就業者数の規模は大きいが、就業は一時的あるいは慢性的貧困に陥る傾向を弱めること、失業は慢性的貧困に陥る傾向を強めること、また、非労働力は一時的貧困に陥る傾向を強め、非貧困化の傾向を弱める、といえるであろう。

また、1994～2000年を通じて共通にみられた貧困への流出入と労働力状態の移動の関係を考察するとき、貧困へ陥った人（N→P）は就業を継続している傾向は弱く、職のない状態を継続している傾向が強かった。さらに、貧困継続者（P→P）の場合、就業してもすぐ

43　調整済み残差から、どの質的データの組合せが特徴的であるかを知ることができる。調整済み残差が絶対値2以上のとき、関係性のある組合せであるとみなす。調整済み残差の絶対値が2以上の組合せを、本稿では、濃い、あるいは、薄い灰色部分で示している。表8において、例えば、慢性的貧困と失業の組合せの濃い灰色部分は、「他の労働力状態に比べて、慢性的貧困を失業者が被る傾向が強い」ことを意味している。

に貧困から抜け出せるわけではないが、就業継続の状態である傾向は弱い。これは、低賃金であろうと就業が貧困への緩衝になる傾向が強いことを示唆している。賃金削減や低賃金であろうとも、人々は失業よりも就業継続を望むことになる(44)。

しかし、貧困への流出入と労働力状態の移動の関係は、居住地域によって相違があると想定できるため、以下、居住地域別の相違点の考察を試みたい。表９は、1998～2000年における貧困への流出入と労働力状態の移動の関係を居住地域別に示している(45)。貧困の流出入と労働力状態の間には、χ^2乗検定において有意な連関がみられた（有意水準5%）。下線が付されている組合せは1994～2000年の６年間（３期間）を通じて共通にみられた傾向を示している。表にみられるように、非貧困から非貧困への移動（N→N）に関しては、６年間を通じて共通した傾向が特に多くみられた。そこで、まず、非貧困維持者に関してみていくことにしたい。第一に注目すべき点は、都市部（二大都市とその他の都市）の状況と農村の状況の対照性であろう。農村では、非労働力化人口が非貧困の状態を維持した人口の36.0%をも占めており、非労働力化人口でも貧困に陥っていない人が相対的に多い。さらに、都市部では、就業を維持していた人口が非貧困の状態を維持した人口に占める比率は約64～65%であったのに対し、農村では45.8%と相対的に小さかった。都市部においては雇用維持が非貧困を維持するための重要な要素であるのに対し、農村においては必ずしもそうでないのは何故なのであろうか？

このような対照性の原因は、都市部と農村の労働力状態の構造の違いからも説明が可能であろう。例えば、都市部では、非経済活動人口比率が1998年においても2000年においても30%前後であったのに対し、農村では非経済活動人口比率が相対的に高く、1998年に46.3%、2000年には42.2%であった(46)。非経済活動人口には、主婦、学生、働いていない年金受給者、職を探すことをあきらめた人などが含まれるが、ロシア的コンテクストにおいて非経済活動人口として含まれるべきは、雇用はされていないが自家消費を目的としてЛПХに従事している人、であろう(47)。

以上のような労働力状態の構造を考慮しても、農村での非労働力人口の非貧困に留まっている人口における36.0%という比率の高さは際立っている。これは、都市部との比較から明らかである。二大都市での比率は12.0%、その他の都市では17.2%という低い比率であった。農村では、ЛПХから得られる食料の支出の総支出に占める比率が高いことも考慮するとき、雇用されていなくともЛПХへの従事が貧困に陥ることを防ぐ可能性が高いと思われる。そして、貧困から抜け出した人々（P→N）に関しても、都市部では非貧困を維持している人は雇用維持の傾向が強く、農村では非労働力のままである傾向が強い。

次に、貧困を継続した人（P→P）に関して考察しよう。農村での貧困継続の特徴は、非労働力から就業へ労働力状態を移動させた人が相対的に多く、貧困を継続した人口の12.1%

44　「人々は職を失うことを恐れ、就業維持のために賃金削減や低賃金を受け入れ、多くの人々が貧困に陥っている」というギンペリソンの説とも一致する結論である。Время новостей. 121(557). 10 июля 2002. С. 3.

45　1998～2000年は、貧困への移動、あるいは、貧困からの移動と労働力状態との間に特徴的な関係がみられるため、特に議論することにした。

46　1998年と2000年の調査に参加した15～72歳の人口に対する比率。

47　販売を目的としてЛПХに従事し、それが生計の重要な部分を占めている場合には、その人は就業者のカテゴリーに含まれることになる。

表 9　貧困からの流出入と労働力状態の移動： 1998 ～ 2000

貧困の流出入（1998 ～ 2000年）		労働力状態の移動（1998 ～ 2000）									Total
		empl → empl	empl → unempl	empl → inactive	unempl → empl	unempl → unempl	unempl → inactive	inactive → empl	inactive → unempl	inactive → inactive	
N → N	モスクワ＆ペテルブルク	64.8%	3.7%	9.3%	4.6%	0.0%	0.9%	4.6%	0.0%	12.0%	100.0%
	その他の都市	63.9%	1.6%	4.6%	2.9%	1.0%	1.3%	5.2%	2.1%	17.2%	100.0%
	農村	45.8%	1.1%	5.3%	2.0%	0.8%	0.5%	7.0%	1.5%	36.0%	100.0%
N → P	モスクワ＆ペテルブルク	54.5%	0.0%	11.4%	2.3%	4.5%	4.5%	2.3%	0.0%	20.5%	100.0%
	その他の都市	50.2%	2.1%	7.4%	2.7%	1.0%	2.2%	5.1%	1.2%	28.1%	100.0%
	農村	42.8%	1.5%	4.8%	2.6%	1.1%	2.2%	7.8%	1.9%	35.3%	100.0%
P → N	モスクワ＆ペテルブルク	51.4%	1.4%	4.1%	4.1%	2.7%	2.7%	12.2%	1.4%	20.3%	100.0%
	その他の都市	53.8%	2.8%	5.1%	4.7%	1.2%	2.0%	6.6%	1.6%	22.3%	100.0%
	農村	44.4%	1.1%	4.0%	3.6%	1.1%	0.7%	9.8%	1.8%	33.5%	100.0%
P → P	モスクワ＆ペテルブルク	46.7%	1.1%	9.8%	4.3%	1.1%	2.2%	4.3%	2.2%	28.3%	100.0%
	その他の都市	45.5%	2.7%	5.2%	5.2%	1.7%	2.5%	5.7%	1.7%	29.6%	100.0%
	農村	43.0%	1.9%	4.4%	3.5%	0.2%	3.7%	12.1%	2.5%	28.7%	100.0%
全体		52.7%	1.9%	5.2%	3.5%	1.1%	1.8%	6.6%	1.8%	25.3%	

注： R8 と R9 いずれにも参加した 15-72 歳の人を抽出。「P」は貧困、「N」は非貧困。表において、労働力状態は、経済活動人口（就業者と失業者）と非経済活動人口から構成されている。「empl」は就業者、「unempl」は失業者、「inactive」は非経済活動人口（非労働力）。濃い灰色部分は調整済み残差がプラスで特徴的であったことを示し、薄い灰色部分は調整済み残差がマイナスで特徴的であったことを示している。下線の付された枠は 1994 ～ 2000 年を通じて共通の傾向がみられたことを意味している。
出所： RLMS のデータより筆者が算出。

を占めたことであろう。これに対し、失業を継続した人は貧困継続者の0.2%を占めるに留まり相対的に少なかった。逆に、都市部では、失業継続者が貧困を継続する傾向が強く、非労働力から就業へ移動する傾向は弱かった。

また、貧困に陥った人々（N→P）に関しても、農村では、就業が貧困から抜け出すことにあまり影響しない傾向が強く、非労働力の状態を維持している傾向が強い。このように農村で就業が貧困から抜け出すことにあまり影響していてないようにみえるのは、農村における就業者の極めて低い賃金と関係していると思われる[48]。都市部では、就業から非労働力へ移動した人の比率が高いこと、さらに、継続して失業している人の比率が高いことを考慮するとき、職を失うことが貧困の長期化や貧困へと陥る要因になっていると想定できる。

以上のように、都市部と農村とでは貧困への流出入と労働力状態の移動の関係に相違がみられる。貧困から抜け出す要因として、都市部では賃金水準が低かろうとも就業(あるいは多就業)が大きな役割を果たす可能性があるのに対し、農村では賃金水準が極めて低すぎるためにЛПХなどへの従事が大きな役割を果たす可能性が高いと想定できる。

4-3-2. 貧困動態と職業タイプ

最後に、非貧困者、一時的貧困者、慢性的貧困者がどのような職業に従事する傾向が強いかについて考察したい。表10は、1994年と2000年における貧困動態と職種の関係を表している。ここで、職種は第一雇用（主業）におけるものであり、ILO定義の国際標準職業分類（ISCO88）の大分類に基づいてカテゴリー化されている[49]。χ^2乗検定において、貧困動態と職種の間には有意な連関がみられた（有意水準5%）。そこで、残差分析を行い、表10において特徴のみられた組合せを、濃い灰色部分（調整済み残差がプラス）、あるいは、薄い灰色部分（調整済み残差がマイナス）で示した。

示されているように、貧困動態のタイプの中で最も規模の大きなものは一時的貧困であり、慢性的貧困の規模は相対的に小さい。ほとんどの職業において一時的貧困に陥るリスクは高かったが（26.7～52.9%）、相対的に、一時的貧困者は事務的職業や初級の職業に従事している傾向が強く、専門的職業に従事している傾向は弱かった。一方、サービス職業、熟練の農林漁業職業、熟練職業、装置・機械操作員及び組立工、初級の職業に従事している場合、他の職種に比べて、慢性的貧困に陥るリスクが高かった（20.5～33.3%）。そして、慢性的貧困者は管理的職業や専門的職業に従事する傾向が弱く、熟練職業や初級の職業に従事している傾向が強かった。また、非貧困は管理的職業、専門的職業、テクニシャン及び準専門的職業に従事する傾向が強く、事務的職業、サービス職業・販売、熟練職業、装置・機械操作員及び組立工、初級の職業に従事する傾向は相対的に弱かった。

以上が示唆することは、第一に、1990年代のロシアにおいて、一時的貧困に陥るリスクはいずれの職業においても高くなった、ということである。第二に、それと同時に、慢性的

48　Госкомстатは支出ベースではなく賃金ベースの経済部門別HIを公表している。例えば、農業部門における2000年の平均賃金は月当たり891ルーブルであった。そして、2000年4月、農業部門における賃金ベースのHIは84.6%であり、他のいずれの経済部門においてよりも貧困に陥るリスクが高かった。*Госкомстат*. Социальное положение. 2001. С.149-150.

49　国際労働事務局編『国際労働経済統計年鑑』日本ILO協会、1999年、1292-1295頁。

表 10　貧困動態からの貧困者プロファイル

国際標準職業分類(ISCO88)：大分類(ILO 定義)		貧困動態のタイプ（1994 ～ 2000）						全体	
		非貧困 (p = 0)		一時的貧困 (p = 0.25 ～ 0.5)		慢性的貧困 (p = 0.75 ～ 1.0)			
		1994	2000	1994	2000	1994	2000	1994	2000
管理的職業	職業分類内の %	58.0	53.5	34.1	38.9	8.0	7.6	100.0	100.0
	貧困動態タイプ内の %	5.3	8.6	2.7	5.8	1.5	2.6	3.5	6.3
専門的職業	職業分類内の %	53.8	53.6	37.8	38.1	8.4	8.3	100.0	100.0
	貧困動態タイプ内の %	26.8	25.0	16.2	16.6	8.6	8.3	18.8	18.4
テクニシャン及び準専門的職業	職業分類内の %	43.2	45.3	40.9	36.9	15.9	17.8	100.0	100.0
	貧困動態タイプ内の %	15.7	16.7	12.8	12.6	11.9	14.0	13.7	14.5
事務的職業	職業分類内の %	29.1	36.5	52.9	50.0	18.0	13.5	100.0	100.0
	貧困動態タイプ内の %	5.7	6.3	9.0	8.1	7.3	5.0	7.5	6.8
サービス職業・販売	職業分類内の %	30.7	30.6	47.4	47.2	21.9	22.3	100.0	100.0
	貧困動態タイプ内の %	6.2	6.6	8.2	9.4	9.1	10.2	7.6	8.4
熟練の農林漁業職業	職業分類内の %	33.3	46.7	33.3	26.7	33.3	26.7	100.0	100.0
	貧困動態タイプ内の %	0.4	0.8	0.4	0.4	0.9	1.0	0.5	0.7
熟練職業及び関連職業	職業分類内の %	31.3	33.6	44.4	43.4	24.2	22.9	100.0	100.0
	貧困動態タイプ内の %	13.0	12.2	15.9	14.7	20.7	17.8	15.7	14.3
装置・機械操作員及び組立工	職業分類内の %	35.1	34.8	43.6	44.6	21.2	20.5	100.0	100.0
	貧困動態タイプ内の %	19.0	16.2	20.4	19.4	23.8	20.4	20.5	18.3
初級の職業	職業分類内の %	21.8	21.7	52.6	46.4	25.6	31.9	100.0	100.0
	貧困動態タイプ内の %	6.6	6.3	13.7	12.6	16.0	20.0	11.4	11.5
全体	職業分類内の %	37.8	39.3	43.9	42.3	18.3	18.4	100.0	100.0
	貧困動態タイプ内の %	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

注：サンプルは R5(1994) と R9(2000) に参加した、第一雇用に従事している人。職業分類から軍隊は除外しているが、「貧困動態タイプ内の %」は軍隊従事者数も考慮した数値になっている。また、濃い灰色部分は調整済み残差がプラスで特徴的であったこと、薄い灰色部分は調整済み残差がマイナスで特徴的であったことを示している。下線の付された枠は、R5 と R9 の 2 期間に雇用を維持した人のみのサンプルにおいて特徴的であった組合せであることを示している。
出所： RLMS のデータに基づき筆者算出。

貧困と非貧困では、従事する職業の種類からみて二極分化がみられる。例えば、非貧困者は管理的職業や専門的職業などに従事している傾向が強いのに対し、慢性的貧困を被る人は初級の職業などに従事する傾向が強い。これは、移行後のロシアにおける賃金水準格差の拡大さらには生活水準格差の拡大という現象と整合的であると思われる。第三に、管理的職業、専門的職業、技術的及び準専門的職業に従事する人でも貧困に陥る可能性が生まれはしたが、それでもやはり、教育（特に、高等教育）が貧困への防御策になる可能性は十分に高いといえるであろう[50]。

結び

本稿では、貧困者間の相違性を把握するために、動態的視点を中心に据えて1990年代ロシアの貧困の分析を行ってきた。この分析によって、都市・農村間や労働市場における局面（就業・失業・非労働力や職種との関係）に関して、以下のような貧困者間の相違性が明らかにされた。

1990年代のロシアにおける政治的・経済的不安定化の中で、急激に貧困者比率が増加した。ここで、ある一時点において、貧困の規模と貧困に陥るリスクは都市と農村のどちらにおいてより深刻であるのかを考察するとき、貧困に陥るリスクは、都市においても農村においても高まったが、貧困の規模は、都市において大きいことが明らかにされた。この点から、ロシアにおける貧困の構造は、貧困の規模においてもリスクにおいても農村において優勢であるという南アジアにおける貧困の構造とは性質を異にしていることが想定できる。

複数時点にわたるある個人の生活水準に関して考察するとき、慢性的貧困に陥る人々は都市でも農村でもそれほど多くなかったが、一度でも貧困に陥ったことがある人は約60%にも上り、1990年代のロシアにおいて多くの人々が貧困を経験したことが明らかにされた。また、その一方で、1990年代に人々の生活水準が非常に変動的になったことと関係して、1990年代のロシアの貧困動態のタイプにおいて一時的貧困が多くみられた。このような生活水準の不安定性と一時的貧困の傾向の強さは、貧困から抜け出す可能性がないわけではないが、再び貧困に陥る可能性が十分にあることを示唆している。

また、二大都市、その他の都市、農村における住民の貧困に陥る確率における相違性が示された。農村、特に、二大都市において貧困線を境界とする流出入が大きかったが、農村においては多発的貧困に陥る人々の割合が相対的に大きく、二大都市においては単発的貧困に陥る人々の割合が相対的に大きかった。一方、その他の都市においては、相対的に流出入が小さく、単発的貧困に陥る人々の割合が相対的に小さかった。また、その他の都市において、非貧困の人々の割合は相対的に大きかったが、恒常的貧困に陥る人々の割合も相対的に大きく、その規模も都市において大きいことが明らかにされた。

経済ステータス（非貧困・貧困・最貧困）の上方・下方の移動とマクロ経済状況との関係についても明らかにされた。貧困線を境界とする流出入はマクロ経済状況と関係があり、経済成長開始期（1998～2000年）には経済ステータスの上方移動の規模が下方移動の規模を

50　2000年第Ⅳ四半期において、教育別のHIは、例えば、高等教育修了者が20.6%、中等専門教育修了者が31.9%、一般中等教育修了者が38.8%であった。*Госкомстат.* Социальное положение. 2002. С.141.

上回ったが、貧困削減に関して、その成長の果実はわずかであったことが示された。

さらに、都市と農村のそれぞれに適した貧困への防御策があることが、労働力状態（就業・失業・非労働力）との関係から示された。都市・農村別に貧困の流出入と労働力状態の移動の関係を考察した際、特に、以下の際立った結果がみられた。都市部（二大都市とその他の都市）においては、非貧困化人口は就業維持の傾向が強く、非労働力化している傾向は弱かった。それに対し、農村においては、非貧困化人口は就業維持の傾向が弱く、非労働力化している傾向が強かった。この点から、都市部では就業や多就業が貧困への防御策となるのに対して、農村では、賃金水準があまりにも低いために、むしろ非労働力化してЛПХなどに従事することが貧困への防御策になると想定される。

また、一時的貧困に陥るリスクはあらゆる職種において高まったが、慢性的貧困と非貧困は特定の職種との関係性が強いことが明らかにされた。貧困動態と職業のタイプとの関係を考察した際、1990年代のロシアにおいて、いずれの職業分類においても一時的貧困に陥っている人々の割合は大きかった。また、慢性的貧困は初級の職業などへの就業との関係が強く、非貧困は管理的職業や専門的職業などへの就業との関係が強かった。これらは、一時的貧困に陥る可能性は全般的に高まってはいるが、教育が貧困への防御策になる可能性が高いことを示唆している。

本稿において明らかにされたような、貧困線を境界とする流出入が大きい条件のもとでは、貧困者への社会支援の付与の選定や効率性の追求は難しくなる[51]。所得の変動性に関する研究においてボゴモロヴァとタピーリナが指摘しているように、一般に、下方移動を上方移動が上回る場合、所得変動は望ましいものと評価される。この議論は、貧困線を境界とする流出入に関してもあてはめることができる。ロシアにおける貧困線を境界とする流出入は、1998～2000年になって初めて、経済ステータスの上方移動が下方移動をわずかに上回り始め、従って、貧困が多少緩和された。しかし、それと同時に、経済格差が改善されない、あるいは、その悪化もみられた。貧困線付近の支出水準をもつ人々は、経済成長によって貧困から抜け出す可能性が高まるかもしれないが、貧困線よりも離れた支出水準をもつ人々は、経済成長のみで貧困から抜け出すことは難しい。また、限られた財源かつ貧困線を境界とする流出入が大きい条件の下では、貧困線以下の所得水準の家計への社会支援の付与という要件からなるターゲティング方法では、貧困削減政策の効率性は高まらないであろう。

さらに、居住地域別や職種別による貧困動態タイプの相違性の条件下では、貧困者間の相違性に留意した貧困削減政策が望ましいと想定できる。例えば、都市と農村の貧困動態の相違は、ロシア全国に関する包括的な貧困削減戦略よりも、地方政府レベルでそれぞれに適した貧困削減戦略をとる必要があることを示唆している。地方政府は貧困者のニーズをより把握しやすいので、地方政府への主な権限の委譲は社会的支援の有効性を向上させる一助になるであろう[52]。

51　ボゴモロヴァの所得の変動性に関する研究においても、所得の変動性の下では、経済成長に依存した社会政策は、貧困克服という点において、効率的とはいえないという点が指摘されている。*Богомолова и Тапилина.* Мобильность населения. С.53-54.

52　ロシアでは社会的支援の主な財源は地方予算から賄うことが原則になっている。但し、貧困者の多い地域は社会的支援を実施するのに十分な財源がないのが普通である。モスクワ中心の経済成長であることを考慮するとき、地方の貧困問題が置き去りにされる可能性は高い。

今後は、以上で明らかにされた貧困者間の相違性に留意し、現在実施されている貧困削減政策が有効に機能しているのか、また、有効に機能していない場合には、何が阻害要因になっているのかなど、制度と貧困問題の関係についても研究の領域を広げることにしたい。

Poverty Dynamics in Russia during the 1990s

TAKEDA Yuka

This paper analyzes poverty dynamics in Russia during the 1990s in order to identify the differences among the poor. Here, poverty dynamics mean the transition into and out of poverty. The analysis uses the aggregated data of household surveys by Goskomstat and the panel data set of RLMS (the Russia Longitudinal Monitoring Survey). Considering the turmoil and economic instability as well as the extent of poverty ratios after the collapse of the USSR, it might be quite natural to pay attention to poverty dynamics. However, poverty dynamics in Russia have not been thoroughly studied before. This paper represents the first attempt to deal with this issue directly.

The main subjects of the study are as follows: 1) to analyze relations between the poverty dynamics and the labour market, such as labour force status (i.e. employment, unemployment and inactivity) and occupations. Although poverty has multidimensional aspects, it is worthwhile to focus on its relations with the labour market, because the working poor dominate the poor in Russia; 2) to identify the characteristics of and differences between urban and rural poverty dynamics. The results from these subjects will also be helpful in discussing the targeted social help for the poor in Russia.

Section 1 is devoted to a brief survey of the studies on poverty in Russia. In addition, the characteristics of Russian poverty are pointed out: first, the drastic increase of poverty ratios after the collapse of the USSR; second, the fluctuations of poverty ratios; finally, the high risk of falling into poverty among not only the unemployed, but also the employed.

Section 2 discusses the measurement of poverty in the Russian context. Neither the poverty gap ratio (PG) nor the squared poverty gap ratio (SPG) but the headcount ratio (HI) is taken as a poverty index, because we intend to capture the move into and out of poverty. When we measure poverty, the following should be noted. Firstly, the HI should be measured on the base of expenditures. Secondly, food production on a plot intended for household consumption should be included in the structure of household expenditure. Thirdly, it would be better to use the equivalence scales in the Russian context. Finally, regional poverty lines should be employed. This paper takes this methodology in measuring HIs in Russia.

Section 3 shows the trends of HIs and the poverty profile in Russia. HIs in the 1990s are fluctuating but continuously high in both urban and rural areas. Although the risk of falling into poverty in rural areas is recently getting a little higher than in urban areas, the number of the poor in urban areas is much larger than in rural areas. Besides, it is noted that the representative social groups among the poor in Russia are as follows: working people, those who are temporarily not working and the unemployed.

Section 4 examines poverty dynamics, particularly its relationship with the Russian labour market, and identifies who are the transient and the chronic poor. In the whole country, the scale of the transient poor is much larger than that of the chronic poor. However, considering the difference between urban and rural poverty, rural poverty is more inclined to chronic poverty than transient poverty. Moreover, analyzing upward and downward moves of economic status, economic development is essential for the alleviation of poverty, but does not necessarily lead to the automatic reduction of poverty. It is also indicated that, in spite of the low wage level, employment plays an important role in alleviating poverty in urban areas, while inactivity, such as production of foods on a plot for household consumption is helpful

to the rural residents in getting out of poverty and staying at the non-poor status. Finally, it is pointed out that almost all occupations have relations with transient poverty, and that the polarization of poverty dynamics is associated with the stratification of occupations. It could follow that, although there would be a probability that even managers, professionals, or technicians could fall into poverty, education could be a buffer against poverty.

In conclusion, the paper briefly reviews the results of the analyses. Here, more attention is paid particularly to the high mobility into and out of poverty in Russia and the difference of types of poverty dynamics. With this in mind, a strategy for poverty alleviation is also mentioned.