

季 刊

# 經濟學論集

第72卷 第1号

2006年4月

〔論 文〕

貨幣の価値継承性と多態性  
——流通手段と支払手段——

小 幡 道 昭

移行経済下ロシアの貧困緩和と貧困化の決定要因  
——都市と農村——

武 田 友 加

官営八幡製鉄所の賃金管理（2・完）

森 建 資

〔書 評〕

東京大学経済学会

【論文】

- 貨幣の価値継承性と多態性  
——流通手段と支払手段—— 小幡道昭 2
- 移行経済下ロシアの貧困緩和と貧困化の決定要因  
——都市と農村—— 武田友加 30
- 官営八幡製鉄所の賃金管理（2・完） 森建資 51

【書評】

- 片桐正俊著『アメリカ財政の構造転換 連邦・州・地方財政関係の再編』  
2005年9月 東洋経済新報社刊 小泉和重 97

# 移行経済下ロシアの貧困緩和と貧困化の決定要因

——都市と農村——

武 田 友 加

## 1. はじめに

1998年の金融危機以後ロシアで経済成長が始まり、<sup>1)</sup> その結果、移行初期の1992年には33.5%であった貧困者比率は、2004年には17.8%にまで減少した。<sup>2)</sup> 一般に、経済成長は貧困削減に有効であり (Dollar & Kraay 2002)、特に、多くの国民の生活水準が貧困線近傍に位置するという意味において貧困が「浅い」ロシアでは、経済成長は一時的貧困の削減に有効であったといえる (Takэda 2005; World Bank 2004; 武田 2006)。しかし、ロシアの経済成長は、石油・ガスの価格に過度に依存しており (田畑・塩原 2004, pp. 5-13)、持続可能かどうか予測不能である。また、依然として高水準である不平等度が経済成長の貧困削減効果を減少させる可能性もあり、都市と農村では貧困削減のテンポも異なる (武田 2006, pp. 4-5)。ロシアにおいてどのような要因が貧困削減を妨げるのだろうか？

本稿では、武田 (2006) の議論を拡張し、年齢、教育水準、職種など個人の属性、そして、家計人数、家計の適応戦略など家計の属性が、都市と農村の貧困動態にどのような影響を与えているのかについて分析する。分析の目的は、都市と農村の貧困動態の決定要因の相違点を明らかにすることにある。本稿の分析を通じて、貧困緩和のために経済成長は必要であるが、農村では自助努力による貧困緩和を困難にする要因が存在し、それらが貧困削減のテンポを遅らせることが示されるであろう。

ロシアの貧困動態に関する研究は多くはない

が、ロシアの貧困動態に注目した研究として武田 (武田 2004a; Takэda 2005; 武田 2006) が挙げられる。<sup>3)</sup> 武田は、ロシアの貧困動態を分析の中心に据え、ロシアの貧困は「働く貧困者」(the working poor) と一時的貧困を特徴とすることを示した。さらに、農村の貧困は都市の貧困と異なり「働く貧困者」(the working poor) だけでなく非労働力人口の中の隠れた失業とも関連し、農外雇用の不足が貧困の根本的原因になっていること、また、農村の貧困は長期化する傾向があることを指摘した。一方、Ravallion & Lokshin (2002) は、主観的評価に基づく厚生 (welfare) の決定要因を分析し、健康、教育、雇用、資産、将来への期待などが主観的厚生を決定する要因であることを示した。また、Lokshin & Yemtsov (2004) は、1998年の金融危機に対する家計の適応戦略の決定要因を分析し、家計の人的資本が高いほど、積極的戦略をとる傾向が強く、教育水準の低い家計や年金生活者が家長である家計は社会的に排除される傾向があることを示した。本稿では、Ravallion & Lokshin (2002) と異なり、厚生を「主観的評価」ではなく「客観的評価に基づく消費水準」として定義しているという違いはあるが、上記の一連の研究が本稿の研究の背景となっている。<sup>4)</sup>

本稿の構成は以下ようになる。第2節では、分析の際に利用する調査データについて簡潔に解説し、貧困動態の決定要因を調べるために利用する多項ロジット・モデルとその解釈方法について簡単に述べる。第3節では、分析で利用される説明変数について議論した後、貧

困動態の多項ロジット・モデルの構造が都市と農村で異なるかどうかを分析する。第4節では、都市と農村における決定要因がどのように異なるのかについて議論する。最後に、第5節において議論を総括する。

## 2. データと方法

### 2.1 データと貧困動態の定義

ロシアの貧困動態の分析を可能にする唯一の個票データは、ロシア長期モニタリング調査 (the Russia Longitudinal Monitoring Survey: RLMS) である。<sup>5)</sup> RLMS は家計調査と労働力調査の特徴を備えており、また、地域レベルの代表性はないが全国レベルの代表性を維持している。本稿では、1994年 (Round 5)、1996年 (Round 7)、1998年 (Round 8)、2000年 (Round 9) のパネルデータを用い、これら4期間に関する貧困動態を議論する。

本稿では、貧困を以下のように定義する。つまり、家計の総支出と等価尺度 (equivalence scales) から計測された一人当たりの支出が貧困線を下回る場合、その個人 (家計) は貧困である、と定義する。<sup>6)</sup> ここで利用される貧困線は、ロシア連邦統計局が公表している連邦構成主体別貧困線 (最低生存費) である。<sup>7)</sup> 世銀がロシアの貧困線として推奨している水準 (2002年) は一人当たり1,056ルーブル/月であり、それより高い水準でも1,251ルーブル/月である (World Bank 2004, pp. 11-12)。<sup>8)</sup> これに対し、ロシア連邦統計局が公表している平均公式貧困線 (2002年) は一人当たり1,808ルーブル/月であった。<sup>9)</sup> ロシア連邦統計局の公式貧困線を利用する場合、貧困者比率が高めになることには留意すべきであろう。但し、公式貧困線の一部を構成している最低食料バスケットのエネルギー摂取量は一人当たり2,236.7キロカロリー/日 (16~59歳男性) であり、これはFAO/WHOが最低必要であるとしている食料エネルギー摂取量の3,000キロカロリー (外気温10°C, 体重65キログラム、

25~39歳男性) を下回っている。一方、RLMSの家計調査票において、家計の総支出に含められるべき項目は、①食料費 (外食や個人副業経営において生産・採取される食料の自家消費分を含む)、②非食料費 (衣類、耐久消費財、ガスなどの燃料、必要なサービス料、住宅費などの公共料金)、③貸出、④貯蓄、⑤私的移転 (アウトフロー) の5つの項目である。家計内における消費の分配は平等であると仮定し、等価尺度と上記の5項目より算出された家計の総支出を用いて、各家計における一人当たりの支出を推計した。

貧困動態分析のためのカテゴリーは、非貧困、一時的貧困、慢性的貧困の3つに分類できる。<sup>10)</sup> 本稿で扱われる上記4期間中 (1994、1996、1998、2000年)、いずれかの1期間のみ貧困に陥っていた場合、貧困の遷移確率 (P) が0.25 (=1/4) であると定義する。このとき、各カテゴリーの貧困の遷移確率 (P) は次のようになる。つまり、非貧困は  $P=0$ 、一時的貧困は  $P=0.25\sim 0.5$ 、慢性的貧困は  $P=0.75\sim 1$  である。1994~2000年の4期間中に常にRLMSの調査に参加した者で、かつ、食費がゼロでなかった家計に属する者の数は5,527人であった。これらの人々の都市・農村別貧困動態分布は第1表に示される通りである。標本における都市と農村の人口比率は、それぞれ、全体の70.2%と29.8%であった。1989年と2002年の国勢調査の結果によれば、ロシアの都市・農村人口比率は都市人口が73%、農村人口が27%であり、<sup>11)</sup> 従って、本稿における標本の都市・農村の人口比率は、国勢調査の都市・農村の人口比率とほぼ同じ比率であるといえる。また、第1表にみられる通り、1994~2000年、一時的貧困者は全体の45.3%、慢性的貧困者は20.9%であり、この間に一度でも貧困に陥ったことのある人は全体の66.2%に及んだ。また、都市の貧困者比率よりも農村の貧困者比率の方が高いが、貧困者全体に占める人口比率は農村よりも都市において大きい。また、1994~2000年、ロシアの都市・農村と貧困動態には



第1表 1994～2000年におけるロシアの都市と農村の貧困動態 (%)

		非貧困	一時的貧困	慢性的貧困	全体
都市	居住地内	34.9	44.4	20.7	100.0
	貧困動態内	72.4	68.8	69.4	70.2
農村	居住地内	31.2	47.3	21.5	100.0
	貧困動態内	27.6	31.2	30.6	29.8
全体	居住地内	33.8	45.3	20.9	100.0
	貧困動態内	100.0	100.0	100.0	100.0

注： $\chi^2(2)=7.030$ ,  $p<0.05$ ; Cramer's  $V=0.04$ .  
出所：RLMS の個票データより筆者算出。

統計的に有意な連関がみられた ( $\chi^2(2)=7.030$ ,  $p<0.05$ ).<sup>12)</sup> さらに, U 検定を行ったところ, 貧困動態の分布状況に関して都市・農村間に統計的に有意な相違がみられた ( $p<0.05$ ). 貧困動態と居住地に有意な連関があり, また, 居住地間で貧困動態の分布に差があるといえる。

## 2.2 都市と農村の貧困動態の相違

ロシアの貧困動態に影響を与える要因, また, 都市・農村間でそれらの要因の効果 (影響) がどのように異なるのかを分析するために, 本稿では多項ロジット・モデル (Multinomial logit model: MNLM) を利用する。<sup>13)</sup> MNLM は, 被説明変数である複数 (3つ以上) の結果カテゴリー (outcome categories) 間の比較のために, 複数の二項ロジット (binary logits) を同時に推計する非線形モデルである。一般に, MNLM を次のように表すことができる。

$$\Pr(y_i=0|\mathbf{x}_i) = \frac{1}{1 + \sum_{j=1}^J \exp(\mathbf{x}_i\beta_j)}$$

$$\Pr(y_i=m|\mathbf{x}_i) = \frac{\exp(\mathbf{x}_i\beta_m)}{1 + \sum_{j=1}^J \exp(\mathbf{x}_i\beta_j)} \quad \text{for } m > 0$$

本稿における結果カテゴリー (被説明変数)  $y_i$  は, 非貧困 ( $m=0$ ), 一時的貧困 ( $m=1$ ), 慢性的貧困 ( $m=2$ ) の3つであり, 非貧困をベースカテゴリー (base category) とする。  $\Pr(y_i=m|\mathbf{x}_i)$  は,  $\mathbf{x}_i$  の下で結果  $m$  が観測される確率を示しており,  $\mathbf{x}\beta_m$  の関数であると仮定している。また, ベクトル  $\beta_m=(\beta_{0m}\cdots\beta_{km}\cdots\beta_{Km})'$  は交差項  $\beta_{0m}$  と係数  $\beta_{km}$  を含んでいる。ここで, 係数  $\beta_{km}$  は変数  $x_k$  が結果  $m$  に与える影

響を示しており, その符号は結果への影響の方向を示している。しかし, MNLM の係数の解釈は線形モデルなどと異なり複雑である。何故なら, MNLM はロジット (対数オッズ) において線形になるからである。MNLM をオッズ・モデル (odds model) として書き直すと以下のようなになる。

$$\Omega_{m|n}(\mathbf{x}_i) = \frac{\Pr(y_i=m|\mathbf{x}_i)}{\Pr(y_i=n|\mathbf{x}_i)} = \frac{\exp(\mathbf{x}_i\beta_m)}{\exp(\mathbf{x}_i\beta_n)}$$

$$= \exp(\mathbf{x}_i[\beta_m - \beta_n])$$

ここで,  $\Omega_{m|n}(\mathbf{x})$  は,  $\mathbf{x}$  の下での, 結果  $n$  に対する結果  $m$  のオッズである。従って, ベースカテゴリー  $n$  が 0 ( $\beta_0=0$ ) の下でのロジット (対数オッズ) を以下のように表せる。

$$\ln \Omega_{m|0}(\mathbf{x}_i) = \mathbf{x}_i(\beta_m - \beta_0) = \mathbf{x}_i\beta_m$$

以上のように, MNLM はロジットにおいて線形になるため, 限界効果などを求めることにはあまり意味がない。MNLM の場合, 推計された係数  $\beta_m$  からオッズ比 (odds ratios) を求めるとより直観的な解釈が可能になる。例えば, 以下のように, その他の変数が不変の下で  $x_k$  が  $\delta$  だけ変化したとき, 結果  $n$  に対する結果  $m$  のオッズの要素変化 (オッズ比) は  $\exp(\beta_{k,m|n})$  と等しくなる。<sup>14)</sup>

$$\frac{\Omega_{m|n}(\mathbf{x}, x_k + \delta)}{\Omega_{m|n}(\mathbf{x}, x_k)}$$

$$= \frac{e^{\beta_{0,m|n}} e^{\beta_{1,m|n}x_1} \cdots e^{\beta_{k,m|n}x_k} e^{\beta_{k,m|n}\delta} \cdots e^{\beta_{K,m|n}x_K}}{e^{\beta_{0,m|n}} e^{\beta_{1,m|n}x_1} \cdots e^{\beta_{k,m|n}x_k} \cdots e^{\beta_{K,m|n}x_K}}$$

$$= e^{\beta_{k,m|n}\delta}$$

上式において, オッズ比は  $x_k$  の変化の効果 (影響) を示しており,  $\delta=1$  の場合, オッズ比を次のように解釈できる。「その他の全ての変数が不変の下で,  $x_k$  が1単位変化した場合, 結果  $n$  に対する結果  $m$  のオッズは  $\exp(\beta_{k,m|n})$  だけ変化する」。<sup>15)</sup> MNLM では,  $x_k$  の水準が変化すると限界効果も変化するが,  $x_k$  の変化に対するオッズの要素変化, つまり, オッズ比は,  $x_k$  の水準や他のいかなる変数の水準にも依存しない。以上のように, オッズ比を求めることは, MNLM の推計結果を解釈する上で有益である。

### 3. 都市と農村における貧困動態の 決定要因の相違性

#### 3.1 貧困動態に関わる説明変数

本節では、まず、ロシア全体に関して貧困動態の MNLM を推計し、都市と農村で MNLM の構造が異なるかどうかを調べることにしよう。一般に、貧困と関連があるとされているのは、人的資本、失業・雇用、成長・不平等などである（例えば、絵所 2004, pp. 3-9）。本稿では、Lokshin & Ravallion (2005), Lokshin & Yemtsov (2004), 武田 (2004a; 2006) など、市場経済への移行下にあるロシアの貧困に関する既存研究結果も踏まえ、貧困動態に影響を与えらると思われる説明変数として以下の変数を用いることにする。<sup>16)</sup>

##### (1) 個人の属性

個人の属性に関わる説明変数は、性別ダミー（男性ダミー）、教育水準カテゴリー（中等教育ダミー、中等専門教育ダミー、高等教育ダミー）、配偶者ダミー、職業カテゴリー（管理職ダミー、専門職ダミー、技術職ダミー、事務職ダミー、サービス職ダミー、熟練職ダミー、装置・機械操作員または組立工ダミー、初級の職業ダミー）である。

教育水準カテゴリーにおけるリファレンス・カテゴリーは不完全中等教育以下である。ロシアにおける教育制度は日本と異なり、基本的に、3・6・2 制である。1～3 学年が初等教育 (начальное), 4～9 学年が不完全中等教育 (неполное среднее), 10～11 学年が一般中等教育 (среднее общее) となる。<sup>17)</sup> また、職業カテゴリーにおける職業は、個人が主な職業とみなしている職業のことであり、職業分類は ILO の ISCO88 (国際標準職業分類) の大分類に基づいている。但し、軍隊従事者に関しては、分析に十分なデータ数を確保できなかったため分析から除外し、また、同様の理由から、「熟練の農林漁業職業」と「熟練職業及び関連職業」を「熟練職」として一つのカテゴリーにまとめた。

職業カテゴリーにおけるリファレンス・カテゴリーは無業者である。

##### (2) 家計の属性

家計の属性に関わる説明変数は、家計人数（対数）、子供の数、年金受給者数、失業者数、家計の総教育水準、個人副業経営ダミー、賃金支払遅延ダミー、追加的就業従事ダミー、1994 年における一人当たり所得（対数）、マクロ経済ショックに対する家計の適応行動ダミー（4 タイプの適応行動ダミー）である。

家計の総教育水準とは、不完全中等教育以下の場合を 1 ポイント、一般中等教育の場合を 2 ポイント、中等専門教育の場合を 3 ポイント、高等教育の場合を 4 ポイントとしたときの、家計の各構成員の教育水準の合計である。

1994 年における一人当たり所得（月ベース）は、家計の総所得を家計人数で除したものである。<sup>18)</sup> ここで家計の総所得は、①各構成員の税引き後の賃金所得の合計、②個人副業経営で生産した食料の販売、飼育していた家畜や蜂などの販売、また、採取したキノコ類などの販売からの所得、③児童手当など各種手当、④私的移転（インフロー）、⑤借入、⑥貯蓄の取り崩し、から構成されている。家計所得水準に関する初期条件の効果をみるために、1994 年の一人当たり所得を説明変数として用いることにした。

賃金支払遅延ダミーと追加的就業従事ダミーに関しては、家計の構成員のうち一人でも賃金支払遅延を被っていた場合、また、家計の構成員のうち一人でも追加的就業に従事した場合に、それぞれのダミー変数を 1 とした。

金融危機直後の 1998 年 10 月～1999 年 1 月に実施された Round 8 の成人調査票の中で、経済ショックに対する適応行動に関して、以下のような質問が設けられている。「この数年、わが国（ロシア—筆者注）では大きな変化が起きました。人々はそれぞれ、新たな生活状況に適応しようとしていました。これから列挙する中であなたが実際にとった行動を教えてください

第2表 経済ショックに対する家計の4つの適応行動タイプ

<b>hs1: 人的資本</b>
—副業をみつけた —転職した —国営企業から私営企業へ転職した —新たな仕事獲得のため再訓練を受けた
<b>hs2: 物的資本</b>
—菜園での栽培を増やした —所持品を売った —アパートの貸出し・部屋等の間貸しをした —引越しをした
<b>hs3: 援助</b>
—親戚に物質的援助を求めた —友人に物質的援助を求めた —政府系組織に物質的援助を求めた —節約のため親戚と同居した
<b>hs4: 節約</b>
—節約のため親戚との同居をやめた —衣類への支出を節約した —食費を節約した —休暇の際の支出を節約した

注：各適応行動タイプの詳細な内容は、RLMS (Round 8) の成人調査票における、経済ショックへの適応行動に関する質問への回答に基づく。ここでは、該当する適応行動を実際にとったかどうか問われている。

出所：RLMS の調査票 (Round 8) より筆者作成。

い。」

第2表では、実際にとられた適応行動を、人的資本を利用した適応行動 (hs1)、物的資本を利用した適応行動 (hs2)、援助を利用した適応行動 (hs3)、節約を利用した適応行動 (hs4) の4つに分類している。家計の適応戦略の決定要因を分析した Lokshin & Yemtsov (2004) では、家計の人的、物的、金銭的、社会的資本の利用度合いに基づき、家計の適応戦略を、積極的な行動戦略、既存の社会的支援網を利用した戦略、支出や休暇の削減による戦略の3つに分類している (Lokshin & Yemtsov 2004, p. 22)。本稿における分類も Lokshin & Yemtsov とほぼ同じであるが、調査票の項目の設定意図を直接的に反映させるために、家計の適応行動を上記の4つに分類した。<sup>19)</sup> 本稿では、家計構成員のうち少なくとも一人が実際に適応

行動を起こした場合、その家計を該当する適応行動をとった家計とみなしている。

### (3) 地域の属性

地域の属性に関わる説明変数は、都市ダミー、地域失業率、<sup>20)</sup> 行政地域区分カテゴリー (中央連邦管区ダミー、北西連邦管区ダミー、南連邦管区ダミー、沿ヴォルガ連邦管区ダミー、ウラル連邦管区ダミー、シベリア連邦管区ダミー) である。地域失業率は連邦構成主体レベルでの失業率であり、失業の定義はILO定義に基づく。また、行政地域区分カテゴリーにおけるリファレンス・カテゴリーは極東連邦管区である。

### 3.2 都市・農村間で貧困動態の決定要因は異なるのか？

第3表には上述の説明変数に関する基本統計量が示されている。標本は、1994～2000年の4期間全ての調査に参加した15～72歳の男女であり、かつ、家計の食費と家計所得がゼロでない者である。ロシアでは経済活動人口 (就業者と失業者) を15～72歳の男女と定義しているため、15～72歳の男女のみを標本とした。例えば、ある家計において、ある一人の家計構成員だけが貧困で、その他の家計構成員は貧困でないという状況は現実的でないため、<sup>21)</sup> 貧困分析の際、個人ではなく家計を標本単位とすることが望ましいとも考えられる。しかし、貧困動態分析において家計を標本単位とすることは、ある家計 (旧家計) の構成員が独立して別の家計 (新家計) を作った場合に新家計を分析に含めるべきかどうかなど、分析上困難が生じる。<sup>22)</sup> そこで、本稿では、個人を分析の標本単位とし、各個人にその家計の情報を付与する、つまり、家計の属性に関わる変数を説明変数として付け加えることにした。<sup>23)</sup> また、推計に用いる説明変数が多いため、MNLMの推計のために多くの標本数が必要になる。そこで、分析に必要な標本数を確保するために、上述の標本からパネルデータを作成しこれをプールド・データとして扱うことにした。従って、第3

第3表 データの基本統計量

	ロシア全体		都市		農村	
	平均	S.E.	平均	S.E.	平均	S.E.
都市ダミー	0.715	—				
[個人の属性]						
男性ダミー	0.400	—	0.392	—	0.418	—
配偶者ダミー	0.729	—	0.718	—	0.758	—
年齢カテゴリー						
15～19歳	0.028	—	0.029	—	0.025	—
20～29歳	0.134	—	0.137	—	0.125	—
30～39歳	0.212	—	0.206	—	0.226	—
40～49歳	0.229	—	0.238	—	0.207	—
50～59歳	0.168	—	0.169	—	0.165	—
60～72歳	0.229	—	0.220	—	0.253	—
教育水準カテゴリー						
中等教育以下	0.266	—	0.223	—	0.373	—
中等教育	0.356	—	0.349	—	0.373	—
中等専門教育	0.213	—	0.230	—	0.170	—
高等教育	0.166	—	0.199	—	0.084	—
職業カテゴリー						
管理職	0.025	—	0.025	—	0.025	—
専門職	0.117	—	0.135	—	0.073	—
技術職・準専門職	0.090	—	0.102	—	0.060	—
事務職	0.035	—	0.037	—	0.031	—
サービス職	0.044	—	0.048	—	0.036	—
熟練職	0.093	—	0.102	—	0.073	—
操作員・組立工	0.116	—	0.110	—	0.132	—
初級の職	0.070	—	0.061	—	0.091	—
職業不明の有業者	0.028	—	0.029	—	0.025	—
無業者	0.380	—	0.351	—	0.453	—
[家計の属性]						
ln(家計人数)	1.112	0.474	1.089	0.459	1.171	0.506
子供の数	0.737	0.916	0.676	0.838	0.889	1.071
年金受給者数	0.666	0.817	0.631	0.801	0.754	0.849
失業者数	0.117	0.360	0.118	0.350	0.116	0.382
家計の教育水準	4.879	2.659	5.058	2.664	4.431	2.593
個人副業経営ダミー	0.756	—	0.673	—	0.962	—
賃金支払遅延ダミー	0.477	—	0.446	—	0.553	—
追加的就業ダミー	0.158	—	0.171	—	0.126	—
ln(1994年の一人当たり所得/1000)	-2.076	0.896	-1.932	0.845	-2.435	0.916
家計の適応行動ダミー						
hs1: 人的資本	0.273	—	0.307	—	0.190	—
hs2: 物的資本	0.407	—	0.374	—	0.492	—
hs3: 援助	0.405	—	0.425	—	0.354	—
hs4: 節約	0.851	—	0.864	—	0.819	—
[地域の属性]						
地域失業率 (/10)	1.048	0.340	1.006	0.312	1.151	0.382
行政地域区分カテゴリー						
中央連邦管区	0.245	—	0.275	—	0.170	—
北西連邦管区	0.090	—	0.091	—	0.085	—
南連邦管区	0.170	—	0.106	—	0.330	—
沿ヴォルガ連邦管区	0.246	—	0.303	—	0.104	—
ウラル連邦管区	0.100	—	0.107	—	0.083	—
シベリア連邦管区	0.108	—	0.100	—	0.126	—
極東連邦管区	0.041	—	0.017	—	0.101	—
標本数	14,712		10,513		4,199	

注：標本には、1994～2000年の4期間全てのRoundに参加した15～72歳の男女が含まれている。但し、食費がゼロ、また、一人当たり所得(1994年)がゼロあるいは欠損値であった場合、標本から除外した。

出所：RLMSの個票データより筆者推計。



第4表 ロシア全体の貧困動態に関する多項ロジット分析（ベースカテゴリー=非貧困）

	一時的貧困		慢性的貧困	
	$\beta$	S.E.	$\beta$	S.E.
都市ダミー	0.420***	0.052	0.684***	0.071
[個人の属性]				
男性ダミー	-0.124***	0.046	-0.064	0.062
配偶者ダミー	-0.218***	0.052	-0.502***	0.066
年齢 (vs. 15~19 歳)				
20~29 歳	0.317**	0.141	0.526***	0.174
30~39 歳	0.289**	0.144	0.836***	0.177
40~49 歳	0.322**	0.141	0.488***	0.174
50~59 歳	0.281**	0.143	0.614***	0.176
60~72 歳	0.348**	0.151	0.420**	0.186
教育水準 (vs. 中等教育以下)				
中等教育	-0.058	0.062	-0.116	0.078
中等専門教育	-0.216***	0.072	-0.374***	0.096
高等教育	-0.330***	0.089	-0.744***	0.130
職業 (vs. 無職)				
管理職	-0.134	0.131	-0.884***	0.226
専門職	-0.362***	0.084	-0.890***	0.131
技術職・準専門職	-0.378***	0.085	-0.521***	0.114
事務職	0.045	0.115	-0.582***	0.161
サービス職	0.018	0.107	-0.163	0.139
熟練職	-0.022	0.086	-0.109	0.108
操作員・組立工	-0.131	0.081	-0.368***	0.104
初級の職	0.321***	0.093	0.316***	0.114
職業不明の有業者	0.127	0.134	0.181	0.168
[家計の属性]				
ln(家計人数)	0.499***	0.082	1.015***	0.107
子供の数	0.118***	0.036	-0.065	0.045
年金受給者数	0.287***	0.037	0.105**	0.049
失業者数	0.120*	0.064	0.414***	0.076
家計の総教育水準	-0.072***	0.012	-0.114***	0.016
個人副業経営ダミー	-0.317***	0.052	-0.667***	0.067
貸金支払遅延ダミー	0.105**	0.045	0.209***	0.061
追加的就業ダミー	-0.214***	0.057	-0.301***	0.077
ln(1994年の一人当たり所得/1000)	-0.609***	0.028	-1.264***	0.037
家計の適応行動ダミー				
hs1: 人的資本	-0.292***	0.047	-0.637***	0.064
hs2: 物的資本	-0.179***	0.043	-0.259***	0.058
hs3: 援助	0.137***	0.044	0.468***	0.057
hs4: 節約	0.195***	0.056	0.386***	0.082
[地域の属性]				
地域失業率 (/10)	0.206***	0.067	0.035	0.090
行政地域区分 (vs. 極東連邦管区)				
中央連邦管区	-1.293***	0.123	-1.754***	0.156
北西連邦管区	-1.013***	0.131	-0.870***	0.162
南連邦管区	-1.273***	0.123	-1.957***	0.156
沿ヴォルガ連邦管区	-1.020***	0.124	-1.140***	0.154
ウラル連邦管区	-1.255***	0.129	-1.358***	0.163
シベリア連邦管区	-0.954***	0.129	-1.460***	0.163
切片	-0.521**	0.204	-2.631***	0.264
Prob > chi2			0.000	
Pseudo R <sup>2</sup>			0.125	
Log likelihood			-13,462.025	
標本数			14,712	

注: \* p&lt;0.10; \*\* p&lt;0.05; \*\*\* p&lt;0.01.

出所: RLMS の個票データより筆者推計.

表の基本統計量はプールド・データに関する記述である。

ロシア全体に関して、非貧困（ベースカテゴリー）、一時的貧困、慢性的貧困を被説明変数としてMNLMを推計した結果は第4表の通りである。<sup>24)</sup> ここでMNLMの適合度を調べるために、一時的貧困、慢性的貧困のそれぞれに関して、非貧困をベースカテゴリーとして別々に二項ロジット・モデルを推計したところ、HosmerとLemeshowの適合度検定(Hosmer-Lemeshow goodness-of-fit test)において、いずれも、ロジット・モデルは適合していた( $p > 0.05$ )。従って、推計されたMNLMはロジットにおいて線形であるとみなすことができる。<sup>25)</sup> Pseudo  $R^2$  は0.125であり、モデルのあてはまりも悪くない。

係数 $\beta$ の符号の向きに関してみると、例えば、個人レベルでも家計レベルでも教育水準は中等専門教育以上に関して有意にマイナスであり( $p < 0.01$ )、また、教育水準が高い方がその絶対値は大きくなっている。個人副業経営ダミーや追加的の就業ダミーも有意にマイナスである( $p < 0.01$ )。係数 $\beta$ の符号の向きや大きさからみても、モデルの推計は妥当といえるであろう。

注意すべきは、家計の適応行動ダミーが内生性(endogeneity)の問題を生じさせる懸念がある点であるが、これらの変数を除く場合、都市に関するMNLMがロジットにおいて線形でなくなった。また、これらの変数を入れても統計的に有意なその他の変数の係数の向きは変わらず、しかも、大きさもそれほど変化しなかった。そこで、本稿では、家計の適応行動ダミーを除かずに、説明変数として残すことにした。<sup>26)</sup>

貧困動態の決定要因に関して、都市・農村間に有意な差はみられるのであろうか？ 都市ダミーの係数 $\beta$ は、一時的貧困は0.420、慢性的貧困は0.684であり、いずれも統計的に有意であった( $p < 0.01$ )。そして、他の全ての変数が一定のもとで、都市ダミーが0から1に変化したときのオッズ比は、一時的貧困に関して

は1.52(=exp(0.420))、慢性的貧困に関しては1.98(=exp(0.684))であった。また、Lokshin & Ravallion (2005)による厚生(自己評価)に関する順序プロビット分析においても、都市と農村に関して、本稿でえられた結果と符号の向きが同じであった。<sup>27)</sup> 都市ダミーの符号の向きはプラスであるという本稿の結果は妥当であり、都市と農村の居住地間で貧困動態に与える影響には差がある。従って、都市・農村では貧困動態の決定要因の構造が異なっていると考えられる。

そこで、都市と農村で貧困動態に関するMNLMの構造が統計的に有意に異なっているかどうかを調べるために、尤度比チャウ検定(a likelihood-ratio Chow test)をおこなったところ、「貧困動態のMNLMの構造は都市・農村間で同じである」という帰無仮説は棄却された( $p < 0.01$ )。次節では、都市と農村で、貧困動態の決定要因がどのように異なるのかを議論することにしよう。

#### 4. 都市と農村における貧困動態の決定要因

都市の貧困動態と農村の貧困動態のそれぞれのMNLMの推計結果は第5表の通りである。<sup>28)</sup> 都市においても農村においても、貧困動態への性別の影響はほとんどみられなかった。しかし、配偶者の有無は、都市においても農村においても貧困動態に対し統計的に有意な影響を示しており、いずれにおいても、非貧困である確率よりも、一時的貧困あるいは慢性的貧困である確率が小さかった。また、初期条件としての所得水準の貧困動態への影響は都市においてより大きく、初期所得水準が高いほど一時的貧困や慢性的貧困に陥る傾向は弱まった。以下、その他の説明変数の貧困動態に与える影響について議論しよう。

##### 4.1 年齢の影響

第6表には都市・農村における各年齢グループのオッズ比(相対リスク比)が示されて

第5表 都市・農村別貧困動態の多項ロジット分析(1994~2000年)

	都市(ベースカテゴリー=都市の非貧困)				農村(ベースカテゴリー=農村の非貧困)			
	一時的貧困		慢性的貧困		一時的貧困		慢性的貧困	
	$\beta$	S.E.	$\beta$	S.E.	$\beta$	S.E.	$\beta$	S.E.
<b>[個人の属性]</b>								
男性ダミー	-0.134**	0.055	-0.091	0.073	-0.073	0.091	0.020	0.125
配偶者ダミー	-0.205***	0.062	-0.425***	0.079	-0.250**	0.104	-0.763***	0.133
年齢(vs. 15~19歳)								
20~29歳	0.149	0.164	0.441**	0.209	0.953***	0.290	0.968***	0.334
30~39歳	0.240	0.169	1.014***	0.213	0.599**	0.289	0.618*	0.336
40~49歳	0.180	0.165	0.658***	0.209	0.860***	0.286	0.220	0.334
50~59歳	0.248	0.167	0.706***	0.211	0.522*	0.290	0.599*	0.337
60~72歳	0.443**	0.178	0.613***	0.223	0.314	0.301	-0.017	0.358
教育水準(vs. 中等教育以下)								
中等教育	-0.118	0.077	-0.149	0.096	0.039	0.112	-0.053	0.147
中等専門教育	-0.247***	0.086	-0.459***	0.114	-0.242*	0.141	-0.235	0.200
高等教育	-0.418***	0.103	-0.858***	0.149	-0.126	0.202	-0.441	0.310
職業(vs. 無職)								
管理職	-0.125	0.156	-1.011***	0.281	-0.214	0.257	-0.768*	0.407
専門職	-0.249***	0.095	-0.857***	0.148	-0.677***	0.187	-1.184***	0.310
技術職・準専門職	-0.298***	0.096	-0.638***	0.133	-0.534***	0.192	-0.118	0.243
事務職	0.181	0.135	-0.592***	0.192	-0.300	0.231	-0.595*	0.318
サービス職	0.303**	0.126	-0.117	0.165	-0.699***	0.216	-0.185	0.274
熟練職	0.028	0.101	-0.137	0.126	-0.224	0.178	-0.193	0.229
操作員・組立工	-0.041	0.097	-0.561***	0.127	-0.428***	0.155	-0.217	0.198
初級の職	0.393***	0.116	0.333**	0.142	0.086	0.168	0.284	0.206
職業不明の有業者	0.064	0.154	-0.005	0.197	0.257	0.280	0.560	0.346
<b>[家計の属性]</b>								
ln(家計人数)	0.513***	0.097	0.948***	0.128	0.534***	0.162	1.474***	0.212
子供の数	0.085*	0.045	-0.106*	0.056	0.141**	0.065	-0.041	0.081
年金受給者数	0.254***	0.045	0.161***	0.059	0.360***	0.070	-0.017	0.094
失業者数	0.055	0.078	0.291***	0.093	0.194*	0.118	0.594***	0.140
家計の総教育水準	-0.069***	0.013	-0.091***	0.019	-0.105***	0.025	-0.188***	0.034
個人副業経営ダミー	-0.285***	0.055	-0.742***	0.072	-1.151***	0.256	-1.724***	0.281
賃金支払遅延ダミー	0.040	0.053	0.183**	0.071	0.297***	0.096	0.212*	0.126
追加的就業ダミー	-0.182***	0.065	-0.433***	0.092	-0.230*	0.123	0.048	0.156
ln(1994年の一人当たり所得/1000)	-0.636***	0.035	-1.456***	0.048	-0.595***	0.050	-1.032***	0.065
家計の適応行動ダミー								
hs1: 人的資本	-0.354***	0.055	-0.728***	0.075	-0.076	0.104	-0.342**	0.136
hs2: 物的資本	-0.095*	0.052	0.069	0.069	-0.480***	0.085	-1.163***	0.115
hs3: 援助	0.134***	0.051	0.572***	0.068	0.079	0.087	0.177	0.113
hs4: 節約	0.442***	0.071	0.210**	0.097	-0.294***	0.100	1.051***	0.174
<b>[地域の属性]</b>								
地域失業率(/10)	0.220***	0.084	0.240**	0.111	0.129	0.122	-0.365**	0.170
行政地域区分(vs. 極東連邦管区)								
中央連邦管区	-1.485***	0.212	-0.805**	0.320	-1.485***	0.175	-2.643***	0.234
北西連邦管区	-1.491***	0.220	-0.250	0.328	-0.277	0.203	-0.361	0.235
南連邦管区	-1.793***	0.220	-1.358***	0.330	-0.100***	0.159	-1.833***	0.196
沿ヴォルガ連邦管区	-1.281***	0.212	-0.405	0.318	-0.972***	0.187	-0.979***	0.225
ウラル連邦管区	-1.469***	0.217	-0.742**	0.328	-1.464***	0.200	-1.077***	0.230
シベリア連邦管区	-1.023***	0.220	-0.371	0.329	-1.310***	0.176	-2.170***	0.228
切片	-0.065	0.285	-3.345***	0.413	0.611	0.425	-0.604	0.508
Prob>chi2	0.000				0.000			
Pseudo R <sup>2</sup>	0.142				0.154			
Log likelihood	-9,454.1244				-3,692.7079			
標本数	10,513				4,199			

注: \* p&lt;0.10; \*\* p&lt;0.05; \*\*\* p&lt;0.01.

出所: RLMS の個票データより筆者推計.

## 第6表 貧困動態に対する年齢の影響

## 第6-1表 都市（ベースカテゴリー＝都市の非貧困）

年齢 (vs. 15～19歳)	一時的貧困		慢性的貧困	
	Odds ratio	95% C.I.	Odds ratio	95% C.I.
20～29歳	1.16	(0.84, 1.60)	1.55**	(1.03, 2.34)
30～39歳	1.27	(0.91, 1.77)	2.75***	(1.82, 4.19)
40～49歳	1.20	(0.87, 1.65)	1.93***	(1.28, 2.90)
50～59歳	1.28	(0.92, 1.78)	2.03***	(1.34, 3.06)
60～72歳	1.56**	(1.10, 2.20)	1.85***	(1.19, 2.86)

## 第6-2表 農村（ベースカテゴリー＝農村の非貧困）

年齢 (vs. 15～19歳)	一時的貧困		慢性的貧困	
	Odds ratio	95% C.I.	Odds ratio	95% C.I.
20～29歳	2.59***	(1.47, 4.58)	2.63***	(1.37, 5.06)
30～39歳	1.82**	(1.03, 3.20)	1.86*	(0.96, 3.58)
40～49歳	2.36***	(1.35, 4.14)	1.25	(0.65, 2.40)
50～59歳	1.69*	(0.95, 2.98)	1.82	(0.94, 3.52)
60～72歳	1.37	(0.76, 2.47)	0.98	(0.49, 1.98)

注：\*  $p < 0.10$ ; \*\*  $p < 0.05$ ; \*\*\*  $p < 0.01$ .

出所：RLMSの個票データより筆者推計。第5表に基づき作成。

いる。都市では、15～19歳と比べて、30～39歳が非貧困よりも慢性的貧困である確率が2.75倍ほど高かった ( $p < 0.01$ )。また、15～19歳と比べて、60～72歳が非貧困よりも一時的貧困である確率が1.56倍ほど高かった ( $p < 0.05$ )。つまり、都市では、比較的若い層が慢性的貧困である傾向が強く、また、高齢者層が一時的貧困である傾向が強い。一方、農村では、15～19歳と比べて、20～29歳が非貧困よりも一時的貧困である確率が2.59倍ほど高く ( $p < 0.01$ )、また、慢性的貧困である確率が2.63倍ほど高かった ( $p < 0.01$ )。

以上から次の点を指摘することができる。第一に、都市でも農村でも比較的若い年齢層が一時的貧困あるいは慢性的貧困である確率が相対的に高くなる。この理由の一つとして、若年層における賃金の相対的な低水準化が指摘できるであろう(第1図)。第二に、農村の中老年層は、都市の中老年層と異なり、貧困に直面する確率が相対的に低いといえる。都市では、値は相対的に小さくはあるが、60～72歳の年齢グループが、一時的貧困とも慢性的貧困とも統計的に有意なプラスの連関を示した。これに対し、

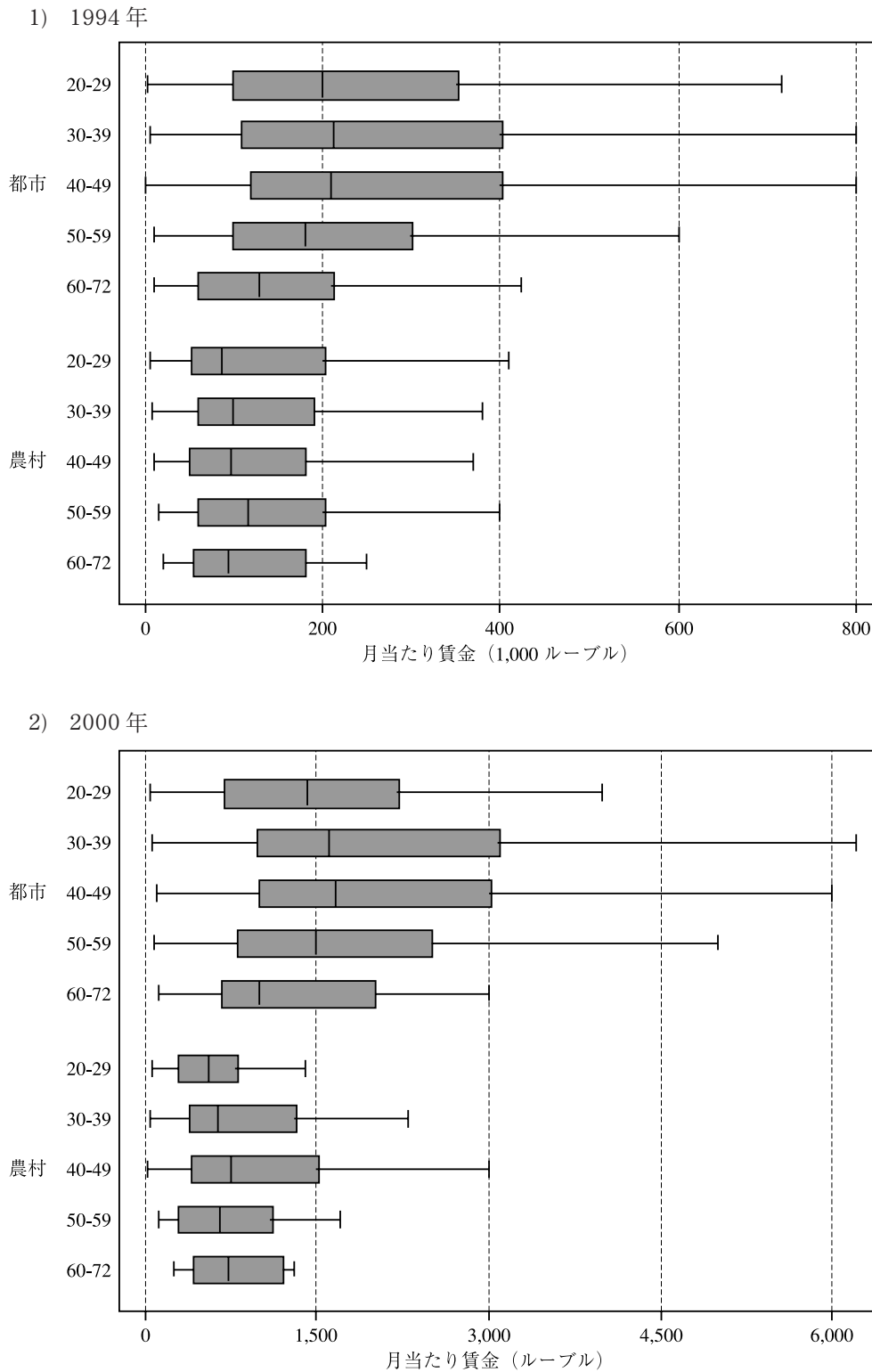
農村では、50歳以上の年齢グループに関して、慢性的貧困だけでなく一時的貧困とも有意なプラスの連関がみられず、あるいは、連関が相対的に小さかった。都市はマクロ経済ショックに脆弱であり(詳細は4.6)、インフレなどの影響をより受けやすく、特に、年金のみに頼って生活している中高年の場合、このようなマクロ経済ショックに対して脆弱であると考えられる。一方、貨幣所得の獲得機会が少ない農村では、たとえ大きな額でなくとも年金受給によって家計の生活水準が多少なりとも改善され、また、個人副業経営への従事なども貧困に陥るリスクを相対的に軽減していると解釈できる。

## 4.2 教育水準の影響

第5表にみられるように、都市では、教育が一時的貧困や慢性的貧困に与える影響は統計的に有意であった ( $p < 0.01$ )。また、一時的貧困に関して、中等専門教育を修了している場合のオッズ比は0.78、高等教育修了であることのオッズ比は0.66であった(第7表)。つまり、教育水準が高いほど一時的貧困である傾向は弱まるといえる。このような教育水準の影響



第1図 都市・農村における年齢別名目賃金のボックスプロット



注：賃金は主な職業における賃金。賃金が極端な外れ値を示したケースは分析から除外されている。  
出所：RLMS の個票データより筆者作成。

第7表 都市の貧困動態に対する教育(個人)の影響(ベースカテゴリー=都市の非貧困)

教育水準 (vs. 中等教育以下)	一時的貧困		慢性的貧困	
	Odds ratio	95% C.I.	Odds ratio	95% C.I.
中等教育	0.89	(0.76, 1.03)	0.86	(0.71, 1.04)
中等専門教育	0.78***	(0.66, 0.92)	0.63***	(0.51, 0.79)
高等教育	0.66***	(0.54, 0.81)	0.42***	(0.32, 0.57)

注：\*  $p < 0.10$ ; \*\*  $p < 0.05$ ; \*\*\*  $p < 0.01$ .

出所：RLMSの個票データより筆者推計。第5表に基づき作成。

の大きさと傾向は慢性的貧困に関しても同様にみられた。以上のように、都市では、中等専門教育修了以上であることが、一時的貧困あるいは慢性的貧困である傾向を弱め、その効果は教育水準が高いほど大きかった。

しかし、農村では、教育が一時的貧困や慢性的貧困に与える影響は統計的に有意ではなく、都市でみられたような教育の効果が弱まり、あるいは、消えてしまっている(第5表)。都市と異なり、農村においては、教育が貧困削減政策としてあまり効果がないというこの帰結は一見不可解であるが、一般的な結論といえる。つまり、このような推計結果はロシア以外の農村においてもみられ、例えば、インドの農村36村における貧困の流入に関する研究においても、調査農村において教育は貧困削減に関して効果的ではない、という推計結果がみられた(Krishna 2006, pp. 283-284)。また、中国の農村における教育の経済効果に関する研究においても、貧困である県や市場未発達農村において教育の効果は小さい、あるいは、統計的に有意な効果はみられないことが示されている(中兼 2005, pp. 173-176)。

以上のように、農村では、都市と異なり、一時的貧困や慢性的貧困に関して、個人の教育水準の効果は統計的に有意ではない、あるいは、連関が弱かった。しかし、家計の属性としての教育水準、つまり、家計の総教育水準についてみると、都市だけでなく農村においても、家計レベルでの教育の効果は統計的にプラスに有意であり( $p < 0.01$ )、家計の総教育水準が高まると、一時的貧困あるいは慢性的貧困である確率が低くなった(第5表)。<sup>29)</sup>

従って、農村においても、教育は一時的貧困や慢性的貧困である確率を相対的に下げる重要な要因ではある。しかし、上述のように、農村において個人レベルの教育水準は貧困動態と有意に連関していない。その原因として、農村における経済活動の構造と低い賃金水準を指摘できる。農村では、就業者の大半が農林業に従事しているが、この産業の賃金水準は極めて低い。例えば、2000年2~11月の労働力調査の結果によれば、農村における農林業従事者の全就業者数に占める比率は47.6%、工業が12.1%、教育が9.9%であり、<sup>30)</sup> 全国レベルでの平均賃金水準を100としたときの平均月収(2000年)は、農業が40、林業が61、教育が56であった。<sup>31)</sup> このような農村における農外雇用の不足は、より賃金の高い仕事の不足、即ち、より高い教育水準を持つ者が就くような仕事不足していることを意味しており、これらが個人の教育水準と貧困動態が有意なマイナスの連関を示さなかった原因になっている。

#### 4.3 職業の影響とトリックル・ダウン

職業に関して、都市では、初級の職業とサービス職に関して統計的に有意なプラスの連関がみられ、また、農村でも、統計的に有意ではなかったが初級の職業に関してプラスの連関がみられた(第5表)。つまり、都市でも農村でも、初級の職業を主な職業としている者は、無業者と比べて、非貧困であるよりも慢性的貧困や一時的貧困である確率が相対的に高く、また、都市でサービス職を主な職業としている者は、無業者と比べて、非貧困よりも一時的貧困である確率が相対的に高かった。一方、都市でも農村

でも、専門職に従事することは一時的あるいは慢性的貧困である確率を小さくし、その影響の大きさは都市内よりも農村内で大きかった。しかし、高い教育水準が必要である専門的な仕事は農村では少ない。また、都市では、技術職に従事することは一時的貧困あるいは慢性的貧困である確率を有意に小さくしたが、農村では一時的貧困である確率を有意に小さくした。初級の職業は貧困化と結びつきやすく、また、専門職や技術職への従事が貧困緩和と結びつきやすいという結論は、教育水準が高いほど貧困が緩和されやすいという上記の結論と整合的である。

基本的に、都市では農村と比べて職業が貧困動態と有意にマイナスの連関を示す傾向が強かった。つまり、有業者であることは、都市では慢性的貧困である確率を相対的に低くし、農村では一時的貧困である確率を相対的に低くした。個々人は経済成長の果実を賃金所得の上昇、即ち、仕事を通じて享受するが、以上の結果から、都市では経済成長が慢性的貧困を緩和させる方向に作用したのに対し、農村では慢性的貧困の緩和の方向に作用しにくかったといえる。このような都市・農村間の相違が、都市と農村において貧困削減のテンポが異なる原因の一つになっている。<sup>32)</sup>

#### 4.4 失業と主な職業以外の就業に関わる要因の影響

家計人数は一時的貧困や慢性的貧困と統計的に有意なプラスの連関があり ( $p < 0.01$ )、特に農村において、家計人数の影響が大きかった (第5表)。家計内の子供の数、年金受給者の数、失業者の数が貧困動態に与える影響についてみると、失業者数が慢性的貧困に与える影響が最も大きく、特に農村では、失業者数が0人から1人に変化したとき、非貧困である確率よりも慢性的貧困である確率が1.81倍上昇した (都市は1.34倍)。農村において失業の影響がより大きいことの原因の一つとして、失業期間の長さが挙げられる。ロシア連邦統計局の労働力調査 (1999~2000年) の集計結果によ

ると、12ヶ月以上仕事を探していた者は、都市では都市失業者数の40.8~49.6%であったのに対し、農村では農村失業者数の46.6~54.8%であった。<sup>33)</sup> 農村では失業がより長期化しやすく、その結果、慢性的貧困である確率が相対的に高まったといえる。

個人副業経営への従事は、都市でも農村でも一時的貧困や慢性的貧困と統計的に有意なマイナスの連関を示し ( $p < 0.01$ )、また、慢性的貧困に対する影響がより大きい。ここで、個人副業経営への従事に関して販売目的か自家消費目的かは問われていない。特に農村において個人副業経営の効果は大きく、個人副業経営への従事は、慢性的貧困であるよりも非貧困である確率を5.60倍 ( $= 1/\exp(-1.724)$ ) 上昇させ、一時的貧困であるよりも非貧困である確率を3.16倍 ( $= 1/\exp(-1.151)$ ) 上昇させた。<sup>34)</sup> ここで注意すべきは、農村において、個人副業経営への従事は主な職業を持っているか否かと大きく関係するという点である。つまり、農村では、個人副業経営で必要となる種子、飼料、機械などを主な職場である農業企業から調達することができる。従って、農村において、失業は個人副業経営の状況にも影響を与えかねず、たとえ賃金が低かろうとも職場とのつながりを保つことは極めて重要である。

家計の中で一人でも賃金支払遅延を被っている場合、都市では、影響はそれほど強くはないが慢性的貧困である確率が相対的に高まり ( $p < 0.05$ )、農村では一時的貧困である確率が相対的に高まった ( $p < 0.01$ )。そして、賃金支払遅延の影響の大きさは農村においてより大きかった。一方、家計の中で一人でも追加的就業に従事している場合の影響は都市においてより大きく、相対的に、慢性的貧困よりも非貧困である確率が1.54倍 ( $= 1/\exp(-0.433)$ )、一時的貧困であるよりも非貧困である確率が1.20倍 ( $= 1/\exp(-0.182)$ ) 上昇した。農村で追加的就業が非貧困である確率を高める効果が小さいのは、農村における追加的就業は賃金水準が極めて低い産業におけるものが主であることと

関連している。ロシア連邦統計局のデータによれば、ロシア全体における追加的就業（1999～2000年）は、未登録の企業家的活動、つまり、インフォーマルな形態が主であり、そのような形態は追加的就业者数全体の79.1～85.6%を占めた。また、追加的就业の従業上の地位(craryc)は自営業が主であった。<sup>35)</sup> RLMSでは就業先の産業に関する質問は設けられておらず、また、ロシア連邦統計局も都市・農村別の産業別追加的就业に関するデータは集計していない。そこで、代わりに、ロシア連邦統計局による都市・農村別のインフォーマルな就労（2001年の労働力調査）に関するデータをみると、都市でのインフォーマルな就労は非農業活動が78.5～94.8%であったのに対し、農村でのインフォーマルな就労は非農業活動が21.2～29.8%、農業活動が70.2～78.8%であった。<sup>36)</sup> つまり、農村での追加的就业の多くは、個人副業経営によって得られる食料からの販売所得など、稼得所得額が小さい経済活動であるのに対し、都市では、追加的就业によって得られる所得は農村においてよりも大きいと考えられる。追加的就业の観点からも、農村における農外雇用の不足が農村の貧困化の重要な原因の一つになっていることがわかる。

#### 4.5 都市と農村におけるマクロ経済ショックへの家計適応行動

マクロ経済ショックが生じたときに家計がとる経済ショックへの適応行動は、貧困動態にどのような影響を与えるのだろうか？ また、都市と農村で家計の適応行動に相違はあるのだろうか？

第8表には、家計が実際にとった適応行動の貧困動態への影響（オッズ比）が示されている。一時的貧困や慢性的貧困である確率を下げた家計の適応行動は、都市では人的資本を利用した適応行動(hs1)であり、農村では物的資本を利用した適応行動(hs2)であった。例えば、hs1の適応行動として追加的就业への従事、hs2の適応行動として個人副業経営への従事が挙げられる（第2表）。都市では、hs1の適応行動をとった場合、慢性的貧困であるよりも非貧困である確率が相対的に2.07倍(=1/exp(-0.728))上昇し、一時的貧困であるよりも非貧困である確率が相対的に1.42倍(=1/exp(-0.354))上昇した。また、農村では、hs2の適応行動をとった場合、慢性的貧困であるよりも非貧困である確率が3.20倍、一時的貧困であるよりも非貧困である確率が1.62倍上昇した。これは、貧困削減に関して、都市では追加

第8表 家計の適応行動の貧困動態に対する影響

第8-1表 都市（ベースカテゴリー＝都市の非貧困）

	一時的貧困		慢性的貧困	
	Odds ratio	95% C.I.	Odds ratio	95% C.I.
hs1: 人的資本	0.70***	(0.63, 0.78)	0.48***	(0.42, 0.56)
hs2: 物的資本	0.91*	(0.82, 1.00)	1.07	(0.94, 1.23)
hs3: 援助	1.14***	(1.03, 1.26)	1.77***	(1.33, 2.02)
hs4: 節約	1.56***	(1.35, 1.79)	1.23**	(1.02, 1.49)

第8-2表 農村（ベースカテゴリー＝農村の非貧困）

	一時的貧困		慢性的貧困	
	Odds ratio	95% C.I.	Odds ratio	95% C.I.
hs1: 人的資本	0.93	(0.76, 1.14)	0.71**	(0.54, 0.93)
hs2: 物的資本	0.62***	(0.52, 0.73)	0.31***	(0.25, 0.39)
hs3: 援助	1.08	(0.91, 1.28)	1.19	(0.96, 1.49)
hs4: 節約	0.75***	(0.61, 0.91)	2.86***	(2.03, 4.02)

注：\* p<0.10; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01.

出所：RLMSの個票データより筆者推計。第5表に基づき作成。



的就業の効果が大きく、農村では個人副業経営の効果が大きいという上述の結果とも極めて整合的である。

都市では、農村と異なり、hs2の適応行動は貧困動態と有意な連関がほとんどなく、また、農村では、都市と異なり、hs1の適応行動は一時的貧困と有意に連関しなかった。hs1もhs2もともに積極的な適応行動であるが、農村と比べて都市では、hs2が貧困緩和のための積極的な適応行動とはいえなくなっている。

消極的な適応行動である援助を利用した適応行動(hs3)と節約を利用した適応行動(hs4)は、一時的貧困や慢性的貧困である確率を相対的に下げる方向には作用せず、貧困削減の観点からみて有効な適応行動とはいえない。例えば、農村において、hs4の適応行動は一時的貧困である確率を相対的に下げるがその影響の大きさはそれほど大きくなく、慢性的貧困である傾向を強めた(オッズ比=2.86)。慢性的貧困者はhs4の適応行動をとらざるをえなかったが、hs4の適応行動は貧困を緩和する方向には作用しなかったとも考えられる。また、農村では、hs3の適応行動は貧困動態と有意な連関も示さなかった。農村では相互扶助的行動が多くみられるために、援助が貧困動態へ与える影響に関して貧困動態間で差異が生じず、また、農村では自分を取り巻く人々の生活水準も高くないため、相互扶助が貧困削減の方向に作用するほど大きな影響を与えていないのが原因として考えられる。

以上のように、貧困緩和の手段として、都市でも農村でも積極的な家計適応行動が有効であるが、都市では人的資本を利用した適応行動が、農村では物的資本を利用した適応行動が貧困緩和の主な手段であった。このような都市と農村の家計適応行動の相違は、農村では農外雇用の不足のために貧困緩和の手段として物的資本を利用する適応行動をとるしかないことを示している。

#### 4.6 マクロ経済ショックの影響と都市・農村間人口移動の減少

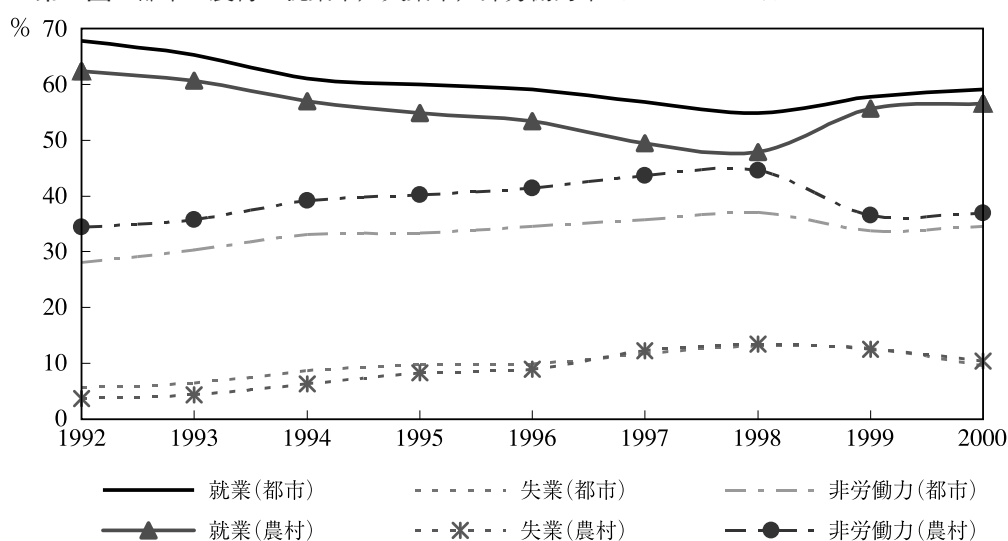
マクロ経済ショックは貧困動態にどのような影響を与えたのだろうか？ 本稿では、地域経済の不況度の指標として地域失業率、即ち、連邦構成主体レベルの失業率(ILO定義)を用いている。その他の移行諸国と異なり、ロシアでは失業率は緩やかに上昇し、その水準もその他の移行諸国と比較して低かった(武田2006, p.11)。また、都市と農村の失業率の水準は1992~2000年を通じてほぼ同じ水準を推移していた(第2図)。

都市において、地域失業率が貧困動態に与える影響の大きさは極めて小さかったが、地域失業率と貧困動態は有意にプラスの連関を示した(第5表)。つまり、都市では、その影響は小さいながらも、失業というマクロ経済ショックは貧困である確率を上昇させた。一方、農村において、地域失業率は慢性的貧困と有意な連関を示したが、その影響の大きさは小さく、また、影響の方向はマイナスであった。

ここで、以下の点に留意すべきであろう。農村では都市と比較して非労働力人口の中に隠れた失業が多く、実際に職探しの行動をとっていても働くことを希望している者、また、働きたいが職探しを諦めた者が都市よりも多い(武田2006, p.18)。また、農業企業の賃金水準は極めて低く、賃金支払遅延も起こりやすい。従って、ロシアの場合、地域失業率は農村の雇用状況や不況を理解する上で不十分なマクロ指標とも考えられ、その結果、マクロ経済ショックの影響が小さくなった可能性がある。また、農村において、その影響の大きさは小さくはあるが、地域失業率の変化が慢性的貧困よりも非貧困である確率を高めたのは、地域失業率が上昇方向へ変化すると、個人副業経営従事のインセンティブが一層高まり、個人副業経営に多くの時間を費やした結果、慢性的貧困である傾向が農村において相対的に弱められたとも考えられる。

マクロ経済ショックの指標として地域失業率

第2図 都市と農村の就業率、失業率、非労働力率（1992～2000年）



出所：ロシア連邦統計局のデータより筆者作成。Госкомстат России. Экономическая активность населения России. 2002. С. 12-13.

は不十分な指標である可能性があるが、<sup>37)</sup> 総じて、マクロ経済ショックの貧困動態への影響は都市においてより直接的であった。転じて、都市では経済成長の果実を享受しやすいが、農村では享受しにくいと解釈できる。トリックル・ダウンが相対的に農村で起こりにくい、つまり、経済成長の果実が農村まで達しにくい原因として、都市・農村間人口移動の阻害要因の存在が考えられる。

都市・農村間人口移動に関する研究として、ズバーレヴィッチの研究が挙げられる(Зубаревич 2005, С. 103-157)。ズバーレヴィッチによれば、ロシアでは、連邦構成主体間の人口移動、また、都市から都市、農村から都市への人口移動は少なく、振り子移動も未発達である。<sup>38)</sup> その理由としては、人口が少なく人口密度が低いこと、都市間の距離が非常に大きいこと、交通費が高いなど高い移動コスト、住宅市場の未発達などが挙げられる(Зубаревич 2005, С. 104-105, 116, 120)。西ヨーロッパ諸国では都市間の平均距離は20～30 km であるのに対し、例えば、ロシアの都市の77%が位置するロシア・ヨーロッパ部では都市間の平均距離は70 km 以上であった(Зубаревич 2005, С. 104)。<sup>39)</sup> また、移動コストが高いだけでなく、例えば、都市・農村間のバスの運行

回数の大幅な削減なども都市・農村間の人口移動を減少させる原因として考えられる。<sup>40)</sup> 農村において、農産物などの商品化を目指した家族的個人農が誕生し、それを近接する都市へ販売しに出かける、いわゆる、企業家的精神を持った農村住民も出てきてはいるがその規模は小さい(Зубаревич 2005, С. 143, 145)。

以上のように、ロシアにおいて都市・農村間の人口移動は減少あるいは不活発化している。都市・農村間の人口移動の不活発化は、農村への経済成長のトリックル・ダウンの可能性を制約し、都市・農村間の貧困削減のテンポを乖離させる一因になっている。また、理論的には、地域間の人口移動が制約されているとしても、地域間の財の移動が自由であれば要素価格が均等化し、地域間格差は次第に縮小すると考えられる。しかし、移行後のロシアにおいても、未熟な流通システムやインフラの未整備が財のスムーズな移動を制約しており、それが農村への経済成長のトリックル・ダウンを阻害する一因になっていると考えられる。

## 5. 結 論

本稿では、1992～2000年のロシアの都市と農村の貧困動態がどのような要因によって決定

されるのか、そして、それらの決定要因に関する都市と農村の相違について議論してきた。主な結論は以下ようになる（第9表）。

年齢が貧困動態に与える影響は大きく、都市でも農村でも比較的若い年齢グループが一時的貧困や慢性的貧困である傾向が強かった。また、都市では60～72歳の年齢グループに関して貧困動態と有意な連関がみられたが、農村では有意な連関がみられなかった。このように中高年層よりも若年層が貧困である傾向が強いという帰結は、世代間格差の結果であるかもしれない。この問題に関してはさらなる分析が必要になるであろう。

農村では、個人の教育水準が貧困緩和の方向に作用していなかった。しかし、農村でも、家計レベルの教育水準が高いほど貧困緩和の傾向は強く、教育の重要性を否定できない。都市では個人の教育水準は貧困緩和の手段として有効であるため、例えば、農村住民が都市へ移動する際、より高い賃金水準の職を獲得するために、教育水準が重要な要因になるであろう。また、農村における個人レベルの教育効果の消失は、賃金水準のより高い農外雇用の不足、教育水準の高い労働力への需要不足と関係があると考えられる。

基本的に、有業者であることは貧困を緩和させる方向に働く傾向があるが、慢性的貧困である確率を下げるという意味において、その効果は都市において大きい。また、都市では農村と比較して賃金の高い追加的就業の機会も多く、追加的就業への従事による貧困緩和の効果は都市において大きかった。一方、失業は貧困化する方向に作用し、貧困動態に与えるその影響は農村において大きかった。また、マクロ経済ショックに関しては、都市では貧困化の方向に作用したが、農村では貧困化の方向に作用しなかった。これらは以下の点を示唆している。第一に、都市はマクロ経済ショックに脆弱ではあるが、仕事を通じて経済成長の果実を享受しやすくもあること、第二に、農村ではマクロ経済ショックの影響は貧困化の方向に直接的には作用しないが、仕事を通じて経済成長の果実を享受しにくいことである。第9表に示されているように、都市では貧困緩和の機会が多く、振り子移動なども含めて農村から都市への移動が、農村における貧困緩和の可能性を高めると想定できる。しかし、問題はそれほど単純に解決しないであろう。例えば、農村住民にとって農村からの移動コストは高い。また、都市への移動後には、教育水準がより賃金の高い職を獲得す

第9表 都市と農村における貧困緩和と貧困化に関わる主な要因

主な要因		都市	農村
貧困緩和要因	男性（個人）	○	×
	個人の教育水準（個人）	◎	×
	家計の教育水準（家計）	◎ 小	◎ 大
	専門職（個人）・技術職（個人）	◎	○
	個人副業経営（家計）	◎ 小	◎ 大
	追加的就業（家計）	◎	×
	家計適応行動（家計）	人的資本：◎	物的資本：◎
貧困化要因	若年（個人）	○	◎
	高齢（個人）	◎	×
	初級の職業（個人）	○	×
	家計人数（家計）	◎ 小	◎ 大
	年金受給者（家計）	◎	○
	失業者（家計）	○	◎
	賃金支払遅延（家計）	○	◎
	マクロ経済ショック（地域）	◎	×

注：一時的貧困と慢性的貧困の双方と有意な連関がみられた場合は◎、どちらか一方と有意な連関がみられた場合は○。連関が弱い、あるいは、連関がない場合は×。記号が同じ場合、居住地内での効果の大きさが大きい方に「大」、小さいほうに「小」と記した。

出所：筆者作成。



るための重要な要素となり、また、振り子移動でない場合には住宅問題も生じることになる。

個人あるいは家計の自助努力で貧困緩和は可能だろうか？ 経済ショックに対する積極的な適応行動、つまり、人的資本あるいは物的資本を利用した適応行動をとる場合、都市でも農村でも貧困が緩和される方向に作用した。しかし、教育水準が低いだけでなく農外雇用の限られている農村においては、より賃金の高い職への追加的従事など人的資本を利用した適応行動をとる機会は制限されており、そのため、物的資本を利用した適応行動、即ち、個人副業経営への従事などによる適応行動をとるしかなかった。確かに、飢えはしないという意味において、個人副業経営への従事は農村住民の貧困を緩和する方向に大きく作用するが、収入の大幅な上昇には結びつきにくく、従って、農村における教育や医療などのサービスの向上、あるいは、農村住民の都市における教育や医療へのアクセスの改善にはつながりにくい。

以上のように、都市では貧困緩和の機会が農村よりも多いという点において、自助努力による貧困緩和が比較的可能である。しかし、農村では収入を大幅に上昇させるような貧困緩和の機会は少なく、貧困緩和の方法として個人副業経営への依存を強めるしかなかった。また、農村から都市への移動の可能性も物理的に制約されている。このような意味において、農村では自助努力による貧困緩和は困難である。より賃金の高い農外雇用の創出、都市へのアクセスの改善を目的としたインフラの整備など、政府や地方自治体が貧困削減のために解決すべき課題が残されている。

\* 澤田康幸（東京大学）、中西徹（東京大学）の両氏から貴重なコメントを頂いたことに感謝したい。但し、あり得る誤りは全て筆者に属するものである。なお、本稿は科学研究費補助金若手研究 B（課題番号：17730178）の成果の一部である。

1) ロシアで現在進行している経済成長は楽観的要素と悲観的要素の双方を含んでいる。例えば、

2006年1月に関して、経営者のオプティミズムによる生産や投資の増大という楽観的要素とルーブル高による国産品の競争力低下の下での在庫増加という悲観的要素がみられる。（*Райская Н., Сергиенко Я., и Френкель А. С оптимизмом — на склад // Финанс. №. 7 (144) 20–26 февраля 2006.* (<http://www.finansmag.ru/index/ekonomika/25645>))

2) Госкомстат России. Социальное положение и уровень жизни населения России. 1997. С. 116; Росстат. Социальное положение и уровень жизни населения России. 2005. С. 162.

3) その他、World Bank (2004) においてもロシアの貧困の「浅さ」について議論されている。

4) その他、ロシアの農村の貧困に関する研究として、Серова и др. (2004) などがある。

5) RLMS の調査は Phase I (1992~1994年1月) と Phase II (1994年11月~) から構成されており、それぞれの Phase の標本数は約 6,000 世帯と約 4,000 世帯である。詳細については RLMS のサイトを参照 (<http://www.cpc.unc.edu/projects/rlms>)。また、RLMS の詳細の他、RLMS とロシア連邦統計局の家計調査や労働力調査の比較に関しては、武田 (2004b) を参照。

6) 本稿における貧困測定方法や、一人当たりの支出を計測する際に用いられた等価尺度 (equivalence scales) の詳細については武田 (2004a, pp. 244–249) を参照。なお、本稿で利用した等価尺度は、大人一人に対する子供のコスト (a child cost) が 0.5、追加的大人のコスト (cost of an additional adult) が 0.9 である。

7) 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。また、本稿で利用した連邦構成主体別貧困線については、武田 (2004a, pp. 247–249) を参照。

8) 世銀は、ロシア、CIS 諸国、中・東欧諸国の移行地域に関する絶対的貧困線 (an absolute poverty line) として一人当たり 2.15 ドル/日 (PPP 換算) の基準を利用している。また、絶対的貧困ではないが貧困に陥る可能性のある者を識別するための基準として一人当たり 4.30 ドル/日 (PPP 換算) の基準を利用している (Alam *et al.*



- 2005, pp. 227-229).
- 9) Госкомстат России. Социальное положение и уровень жизни населения России. 2004. С. 174.
- 10) 貧困動態のカテゴリーの詳細については、武田 (2004a, pp. 255-256) を参照.
- 11) Госкомстат России. Социальное положение и уровень жизни населения России. 2004. С. 48.
- 12) 労働力状態を議論の中心に据えて、移行経済下ロシアの都市と農村における貧困動態の特徴とその相違について分析した研究として、武田 (2006) が挙げられる.
- 13) MNLM の詳細については、例えば、Hosmer and Lemeshow (1989), Long (1997) などを参照. また、本稿における結果カテゴリーは、順序カテゴリーではなく名義カテゴリーである.
- 14) オッズ比は、要素変化係数 (factor change coefficients) と呼ばれている.
- 15) また、 $\delta$  が  $x_k$  の標準偏差である場合 ( $\delta = s_k$ )、オッズ比の解釈は次のようになる。「他の全ての変数が不変の下で、 $x_k$  が  $s_k$  だけ変化した場合、オッズは  $\exp(\beta_{k,m|n} \times s_k)$  だけ変化する」.
- 16) いずれの説明変数も、カテゴリー変数については  $\chi^2$  検定において、連続変数についてはノンパラメトリック検定において、貧困動態と統計的に有意な連関がみられた.
- 17) ロシアの高等教育は4~5年制である.
- 18) 一人当たり所得を算出する際、等価尺度は利用せず、家計の総所得を単純に家計人数で除すことから算出した. その理由の一つとして、MNLM を推計する場合、加工度合いの低いなるべく単純な数値データを説明変数として用いる方が推計が上手くいくという実証上の経験則が挙げられる.
- 19) Lokshin & Yemtsov (2004) では「親戚との同居をやめた」という項目を積極的な行動戦略に分類しているが (Lokshin & Yemtsov 2004, p. 20), 調査票 (ロシア語) には「節約のため親戚との同居をやめた」と明記されているため、本稿では、この項目を節約を利用した適応行動に分類した.
- 20) Госкомстат России. Регионы России. Том 2. 2001. С. 101-102.
- 21) 本稿では、家計内における男女間格差については考慮していない.
- 22) 貧困動態の分析上、家計を標本単位とすることは技術上困難である. つまり、RLMS では、各家計に Round ごとに家計 ID 番号が付与されているが、全 Round 共通の家計 ID 番号は付与されていないからである. 詳細は武田 (2004a) を参照.
- 23) 個人を分析の標本単位とする場合、家計ベースではなく個人ベースの消費水準から貧困を定義し、その動態カテゴリーを結果カテゴリーとするのが妥当と考えられる. しかし、個人ベースの消費水準について RLMS は調べていない. そのため、本稿では、家計ベースの消費水準からの貧困定義を用いて分析をした.
- 24) モデルの頑健性を調べるために、説明変数に家計の就業者比率 (= 家計の就業者数/家計構成員人数) をさらに加えてモデルを再推計したところ、結果を大きく変えるほどの統計的に有意な係数の変化はみられなかった.
- 25) 完全予測 (perfect prediction) が生じていないことも確認した. 完全予測とは、ある説明変数のカテゴリーのうちの一つが、被説明変数を完全に予測できてしまうことである. 例えば、ある説明変数カテゴリーのうちの一つのカテゴリーの標本数がゼロの場合、完全予測が生じる.
- 26) Lokshin & Ravallion (2002) も、将来への期待などの態度に関する変数 (attitudinal variables) が、被説明変数である主観的評価に基づく厚生 (self-rated welfare) に対し、内生性の問題を生じさせる可能性があると言及している. そして、態度に関する変数をコントロールした場合とそうでない場合とを比較し、最終的にコントロールしたモデルを選択している.
- 27) Lokshin & Ravallion (2005) では、被説明変数である厚生は昇順であるため、都市ダミーがマイナス (農村ダミーがプラス) になっている ( $p < 0.05$ ). 但し、Lokshin らの関心の中心は都市・農村間ではなく男女間の相違にある. 詳細は Lokshin & Ravallion (2005, Table 9) を参照.
- 28) ロシア全体における MNLM 推計と同様、都市に関する MNLM と農村に関する MNLM のいずれも、ロジットにおいて線形であった (有意水準 1% で採択). 推計されたモデルの頑健性を調べるため、ロシア全体に関する MNLM と同様、家計の就業者比率 (= 家計の就業者数/家計構成

- 員人数) をコントロールして都市と農村の MNLM を再推計したところ、結論を大きく変えるほどの統計的に有意な係数の変化はみられなかった。また、農村の MNLM に関しては、再推計モデルよりも再推計前のモデルの方がモデルとして妥当であった。以上の結果を踏まえて、本稿で選択された再推計前のモデルは頑健であるといえる。
- 29) 中兼 (2005) は、説明変数に基幹労働力の教育水準を含んだミンサー型収入関数を推計し、さらに、基幹労働力の代わりに家族内の全労働力の教育水準 (成年総教育水準) を説明変数とする修正ミンサー型収入関数を推計した。これらの推計結果から、成年総教育水準に関してはある程度の経済効果がみられることを明らかにしている (中兼 2005, pp. 176-179)。
- 30) Госкомстат России. Обследование населения по проблемам занятости. 2001. ноябрь. С. 94-95.
- 31) Госкомстат России. Социальное положение и уровень жизни населения России. 2001. С. 109.
- 32) 都市と農村の貧困削減の速度に関しては、武田 (2006, pp. 4-5) を参照。
- 33) Госкомстат России. Обследование населения по проблемам занятости. 2001. ноябрь. С. 203, 206.
- 34) 都市においてはそれぞれ、2.10 倍と 1.33 倍。
- 35) 以下のデータを基に筆者算出。Госкомстат России. Обследование населения по проблемам занятости. 2001. ноябрь. С. 112, 114.
- 36) 以下のデータを基に筆者算出。Госкомстат России. Обследование населения по проблемам занятости. 2002. ноябрь. С. 370.
- 37) マクロ経済指標の変数として、該当する連邦構成主体の地域失業率の代わりに、該当する連邦構成主体の一人当たり GRP (一人当たり地域総生産) をコントロールし、都市と農村それぞれに関する MNLM の推計も行った。但し、ここでは、一人当たり GRP は、該当する連邦構成主体の一人当たり GRP を全国平均の一人当たり GRP で叙した数値である。一人当たり GRP をコントロールしても、その他の変数の値はほとんど変化しなかった。そして、都市では、一人当たり GRP は慢性的貧困と統計的に有意なマイナスの

連関を示し ( $p < 0.01$ )、農村では一時的貧困と統計的に有意なマイナスの連関を示した ( $p < 0.01$ )。また、農村では、一人当たり GRP が慢性的貧困にプラスの影響を与えたが、その影響は統計的に有意ではなかった。一人当たり GRP をコントロールした推計結果からも、マクロ経済の影響は農村よりも都市においてより直接的であると結論できる。但し、一人当たり GRP をコントロールしたとき、都市の MNLM はロジットにおいて線形とはいえなかった。

- 38) 但し、モスクワ市周辺に位置するモスクワ州に関しては、例外的に、モスクワ市-モスクワ州間の振り子移動が多い (Зубаревич 2005, С. 105)。
- 39) ロシア東部での都市間の平均距離は 225 km を超え、また、極東にいたっては 300 km を超えている (Зубаревич 2005, С. 104)。
- 40) コストロマ州ガリチスク地区 (Галичский район) の農村において 1998 年にシュヴィルコフ (Швырков С. Л.) が実施した調査によれば、住民の大半が、州都を 5 年以上訪れておらず、また、病院や専門学校以外の都市のサービス機関を利用していなかった (Зубаревич 2005, С. 142)。

## 参 考 文 献

- Alam, A., M. Murthi, R. Yemtsov, E. Murrugarra, N. Dudwick, E. Hamilton and E. Tiongson, 2005, *Growth, Poverty and Inequality: Eastern Europe and the Former Soviet Union*, Washington D.C.: The World Bank.
- Dollar, D. and A. Kraay, 2002, "Growth is Good for the Poor," *Journal of Economic Growth* 7(3), pp. 195-225.
- Hosmer, D. W. and S. Lemeshow, 1989, *Applied Logistic Regression*, John Wiley & Sons, Inc.
- Hulme, D. and A. Shepherd, 2004, "Conceptualizing Chronic Poverty," *World Development* 31 (3), pp. 403-424.
- Krishna, A., 2006, "Pathways Out of and Into Poverty in 36 Villages of Andhra Pradesh, India," *World Development* 34(2), pp. 271-288.
- Lokshin, M. and R. Yemtsov, 2004, "Household Strategies of Coping with Shocks in Post-

- crisis Russia," *Review of Development Economics* 8(1), pp. 15–32.
- Lokshin, M. and M. Ravallion, 2005, "Rich and Powerful?: Subjective Power and Welfare in Russia," *Journal of Economic Behavior & Organization* 56(2), pp. 141–172.
- Long, J. S., 1997, *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*, SAGE Publications.
- Long, J. S. and J. Freese, 2003, *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*, Stata Press.
- Ravallion, M. and M. Lokshin, 2002, "Self-Rated Economic Welfare in Russia," *European Economic Review* 46(8), pp. 1453–1473.
- World Bank, 2004, *Russian Federation: Poverty Assessment*, Report No. 28923-RU.
- Бюро экономического анализа. Обзор занятости в России. Выпуск 1 (1991–2000 гг.). М., 2002.
- Госкомстат России. Обследование населения по проблемам занятости. М.: Госкомстат России, 2001. ноябрь.
- Госкомстат России. Регионы России. М.: Госкомстат России. (各年版)
- Госкомстат России. Социальное положение и уровень жизни населения России. М.: Госкомстат России. (各年版)
- Госкомстат России. Экономическая активность населения России. М.: Госкомстат России, 2002.
- Зубаревич Н. В. Социальное развитие регионов России: проблемы и тенденции переходного периода. Изд. 2-е. М.: Едиториал УРСС, 2005.
- Овчинцева Л. А. Занятость жителей села: трудности измерения // Мир России. 2000. № 3. (<http://www.socio.ru/wr/00-3/Ovchin.htm>)
- Родионова Г. А. Сельская бедность в России // Мир России. 2000. № 3. (<http://www.socio.ru/wr/00-3/Rodionova.htm>)
- Росстат. Россия в цифрах. М.: Росстат, 2005.
- Серова Е. В., Тихонова Т. В., Храмова И. Г., Храмова С. В., и Шук О. В. Сельская бедность и сельское развитие в России // Научные труды. № 79 Р. М.: ИЭПП, 2004.
- Такэда Ю. Временная или хроническая бедность в России? // XX век и сельская Россия (CIRJE Research Report Series. CIRJE-R-2)/ Под ред. Х. Окуды. Токио, 2005. С. 364–391.
- 絵所秀紀, 2004, 「貧困と開発: 主要論点の整理」 絵所秀紀・穂坂光彦・野上裕生編著『貧困と開発』日本評論社, pp. 1–20.
- 澤田康幸, 2003, 「教育開発の経済学: 現状と展望」 大塚啓二郎・黒崎卓編著『教育と経済発展: 途上国における貧困削減に向けて』東洋経済新報社, pp. 13–48.
- 武田友加, 2004a, 「1990年代ロシアの貧困動態: 貧困者間の相違性の把握」『スラヴ研究』51, pp. 241–272.
- , 2004b, 「ロシアの貧困分析に関わる統計: 貧困・生活水準・雇用問題に関する統計調査」 CIRJE Discussion Paper Series, CIRJE-J-114.
- , 2006, 「移行経済下ロシアの農村における貧困動態: 都市の貧困動態との比較から」 CIRJE Discussion Paper Series, CIRJE-J-154.
- 田畑伸一郎・塩原俊彦, 2004, 「ロシア: 石油・ガスに依存する粗野な資本主義」西村可明編著『ロシア・東欧経済: 市場経済移行の到達点』, 日本国際問題研究所, pp. 1–27.
- 中兼和津次, 2005, 「中国農村教育の経済効果: 天長市と貴定県における教育の収益率を中心に」田島俊雄編『構造調整下の中国農村経済』東京大学出版会, pp. 155–183.
- 山形辰史, 2004, 「経済成長と貧困・雇用: Pro-Poor Growth 論の系譜」 絵所秀紀・穂坂光彦・野上裕生編著『貧困と開発』日本評論社, pp. 21–36.
- (東京大学大学院経済学研究科・経済学部助手)