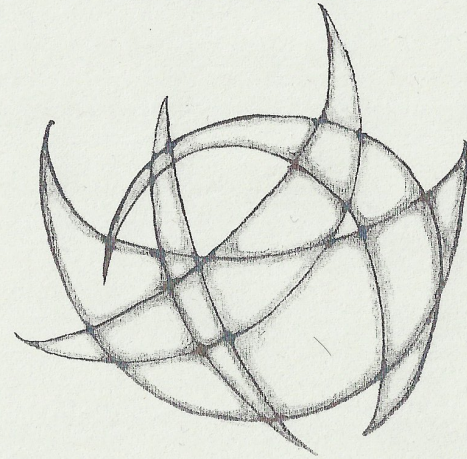


MODERN
ECONOMICS
MINERVA 現代経済学叢書 06

中国経済の成長と 東アジアの発展

坂田 幹男 編著



ミネルヴァ書房

- (14) UN, Comtrade DB (comtrade.un.org/db/)を利用して計算したもの。
- (15) 以下での論議は、楊平燮外『韓中交易特性と韓中FTAに対する示唆点』対外経済政策研究院, 2007年, 52~54ページ, 参照。
- (16) 韓国貿易協会のデータベースによる計算結果 (www.kita.net)。
- (17) 韓国産業技術評価院『産業技術水準調査分析』2006年, 三星経済研究所, 前掲書, 三星経済研究所『韓中貿易構造変化と示唆点』2008年 (SERI経済フォーカス)。
- (18) 国際貿易研究院『韓中日3国の技術水準別貿易構造分析』韓国貿易協会, 2008年。

第3章

ロシアの地域格差と地域政策

—日本モデルは有効か—

アンドレイ・ペロフ

はじめに

2000年代では、ロシア経済の動向に関しては、肯定的な動きが優勢となった。すなわち、経済成長が早く進み、国家の予算が安定化し、投資が進んだことなどがそれである。一方、否定的な動きとしては、インフレーションの昂進、原料と資本の面で世界市場への依存性の深まり、特に収入とその水準の点で地域格差が増大したことなどを挙げるができる。多くの国々において、経済の成長は不平等を引き起こしている。しかしながら、世界経済の歴史を見ると、異なる場合もある。特に、日本の経験がそれである。

すなわち、日本においては1950~70年代の高度経済成長の時期に、同時に地域格差を縮小させ、かつ収入上の不平等を減少させたのである。1970~80年代、韓国および台湾でも、同様な格差の減少が見られた。高成長と格差の縮小は、「東アジア発展モデル」の重要な特徴となった。この場合、主要な役割を果たしたのは各国の政府政策であり、そのなかには国家予算の地域配分にあたって取られた政府の予算による投資が含まれている。この要素こそ、ロシアの地域政策作成に際して有益なものとなるであろう。

最近、ロシア政府によって、いくつかの地方の開発の方向が打ち出された。2013年までの極東の開発計画、2012年のアジア太平洋サミットに向けたウラジオストク市の開発計画、2014年の冬期オリンピック挙行的ための都市建設などがそれである。ロシア連邦のこの投資計画の実現のため、GDPの約1%が充当されることになっている。この様な巨額の予算による投資は、ロシアの地域における資本と労働力の地域配分の点で著しい変化をもたらし、したがって収入についての地域配分に対しても大きく影響を及ぼすであろう。

生産要素の地域的偏りの問題は、国の経済に複雑な影響を与えている。労働と資本が効率の高い地域に集中している場合には、総生産を引上げ、しばしば地域間格差を拡大する帰結を招いている。それ以外の地域分布バリエーションの場合、潜在的に可能な成長率を引下げることが、原則的には大きな平等性をもたらす。効率性と平等性を確保する最適バランスは理論的には存在する。実際には、多くの国で、国家政策の評価方法について、十分な研究が進んでいない。国家の影響力は不足しており、政策目標はしっかりと認識されていない。

ロシアも、地域政策を作成する際、明らかに難しい問題を抱えている。2000年以降、地域発展関連の国家財源は拡大したが、その経済効果に関する研究は不十分である。しかし、日本においてはこのような研究は広汎に行われている。特に、財政投資配分と地域内総生産の成長率への影響（効率）および、労働者一人当たりの総収入の地域配分（平等性）のモデルの作成である（Yamano, Ohkawara, 2000; Kataoka, 2005）。本章においても、このモデルのロシアへの適用を試みてみたい。

上に述べたような意味で、生産要素の地域分布と生産効率の関連を迫及することは興味深く、本章でもこの点について検討している。第1節ではこの分野の先行研究の検討を行う。第2節では生産関数パラメーターの計算方法と、利用した統計データについて述べている。第3節では、限界生産性の視点から、連邦管区別に効率性と生産要素の分布を分析する。第4節では、財政投資の各種バリエーションと労働力移動のモデル化を行う。第5節では結論と成果を述べる。

第1節 ロシアの地域格差の検討

ロシアでの地域格差問題は、研究者の大きな関心の的となっている。2000年以前に刊行されたこの問題分野での比較的詳細な文献リストは、Hanson and Bradshaw (2000) が作成した。最近の研究展望は、Solanko (2003), Yemtsov (2005) およびその他の研究者が行っている。

地域格差の諸問題は、地域的視点からのさまざまな経済分析がある。不平等問題は、たとえばLugovoi et al. (2006), Berkowitz and DeJong (2003), Ahrend (2002), Dolinskaya (2002b), Yudaeva (2001) の研究のように、経済成長の地域的要素の研究の一環として取上げられるのが最も普通である。

Kumo (2007), Gerber (2006), Andrienko and Guriev (2003) は、人口移動と地域的不平等の相互関係に注目した。Kolenikov and Shorrocks (2003), および Yemtsov (2005) は、貧困を地域的視点で分析した。Rosefielde and Vennikova (2004), Popov (2002), Zhuravskaya (2000) は、財政資源の地域的格差に注目した。制度的、経済的、民主的などの視点で地域的不平等性を分析した研究も存在する。

公刊された研究の大部分は、1990年代と2000年代初期における地域格差の拡大を証明している。ただし、結論の相違もあるが、それは利用した指標と分析対象期間の相違に由来している。たとえばHanson (1999) は、1993~97年に住民の平均実質所得に関して格差がたえず増大したと述べている。Fedorov (2002) は、1991~96年の時期に、6つの指標について地域格差の拡大を指摘した。しかし、それは90年代末の反対の作用要因で、速度が遅くなり消滅したという。Baranov and Skufjina (2005) は1998年および2004~05年の時期に、地域格差が若干縮小したことを観測した。したがって、1998~2005年の期間に対し、12の指標に関してははっきりした趨勢を示すことに成功しなかった。Belov (2006) は1999~2003年の期間、16から21の指標に関して地域格差の拡大を検出した。Lugovoi et al. (2006) は、1996~2004年の時期に、一人当たりの地域総生産（GRP）について、地域格差の拡大を確認した。UNDPのロシアに関する専門家（UNDP, 2007）は、1990年代末と比較して、2003~04年の人間開発指数（human development index）に関して地域格差が拡大したことを指摘している。

地域格差の拡大は学界だけでなく、政界の注目をも集めている。格差是正に関する政策は、歳出の地域間格差の平等化とインフラストラクチャーの地域間格差の是正という2つから構成されている。この分野の政策は、2001年の「ロシアの社会——経済発展の地域間格差縮小プログラム」で詳述されている。歳出の平等化は、連邦予算から地方予算へ財政資金の移転によって行われる。インフラストラクチャー改善政策の主要な手段は、後発地域に対する連邦財政投資である。政府の政策を分析すると、効率基準をベースとする財政投資よりも、後発地域への財政支援の平等化を重視していることが分かる。

財政投資は、経済成長と密接な関連をもっている。周知のように、ロシアの深刻な経済停滞の主要な原因は、貯蓄と投資の関係が劇的に変化した点にある。

1998年の危機以降、個人消費に依存する新しい成長メカニズムが生まれた(田畑, 2006)。財政投資は民間投資の不足を補うとともに、地域間および経済セクター間の再分配を一定程度行っている。このことが改めて強調していることは、地域別資本分配に関する経済政策の分析が重要であるということだ。

科学的研究および政策装置が多数あるにもかかわらず、現代ロシアに関する資本と労働資源の分布を地域格差との関係で研究した業績は十分あるとはいえない。まさにこの意味で、本章は地域の基本的要素と地域生産との関連をより一層正確に関連付けること、効率性と平等性の視点から地域分布のバリエーションとその結果を評価するモデルを作成することを目的としている。それにより新しい視点で地域格差を観察すること、経済発展に与えるその影響を数量的に決定することが可能になる。

第2節 生産関数の分析

労働と資本の生産高との関連については、コップ=ダグラス生産関数がしばしば利用される。

$$Y = AE^{\alpha} K^{\beta}$$

ここで、Yは生産高、Aは技術進歩係数(TFP)、Eは労働、Kは資本のストック、 α は労働に関する生産高弾力性、 β は資本に関する生産高弾力性を示す。

通常、パラメーターA、 α 、 β は下記の生産関数から計量経済学的手法で推計される。

$$\ln Y = A + \beta_1 \ln E + \beta_2 \ln K + \beta_j X_j + \varepsilon$$

$\alpha = \beta_1$ 、 $\beta = \beta_2$ 、 X_j はj変数のベクター(トレンド変数、ダミー変数、ロシア地域経済の特色を現すさまざまな変数)、 ε は誤差項である。中央、南、ウラル管区のダミー変数をいれた推計の結果、Adj.R-sq. = 0.991となった。しかし、残差(residual)の分析によってモデルの有意性に関するいくつかの問題点が明らかとなった。たとえば、DW = 0.724となり、相応しい数値(2.0以上)を大きく下回った。そして、 β_1 および β_2 の数値は安定せず、j変数の追加によって大き

表3-1 生産要素の使用率および労働の総所得でのシェア (単位: %)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
U_E	73	75	75	83	87	87	87	88	88
U_K	47	48	46	51	56	60	62	65	68
α	59	60	57	47	48	51	56	56	55

資料: U_E 、 U_K はOomes and Dynnikova (2006), pp. 8-10から作成。 α はロシア統計局「ロシア統計年鑑」2006年、306ページから作成。

く変動した。件数が少ないため(N=63)、プールしたデータの代わりに、時系列パネルデータを利用する分析は困難であった。

理由として、分析期間が余りにも短すぎるし、1999年には経済成長トレンドが変化したと考えられる。このような状況では、生産関数の計量手法の推計は不可能である。この場合、一連の研究者は非計量手法(non-econometric)を利用している。De Broeck and Koen (2000) およびDolinskaya (2002a)は、移行経済諸国とロシアを分析するために生産関数を推計しないままで、 $\alpha=0.7$ 、 $\beta=0.3$ という数値を利用した。Gavrilencov (2002)は0.7と0.3ないしこれに近い複数の数値として処理した。Oomes and Dynnikova (2006)は、 α と β 係数が、総所得のうちの資本と労働の取分であり、この値は各年の国民経済計算統計から取り出すことができると指摘した。その他、Oomes and Dynnikovaの意見では、ロシアで生産関数を評価するには、1990年代の終わりから2000年代の初期にかけて各年の急速な構造変化(地域別の変化より)を考慮することが重要であるという。このことは、生産要素の稼働率(capacity utilization)と係数 α と β に關係する。したがって、コップ=ダグラス関数は次の形をとる。

$$Y = A(U_E E)^{\alpha} (U_K K)^{\beta}$$

ここで、 U_E と U_K は労働と資本の稼働率(labor utilization, capital utilization)を表す。ロシアでのこの評価は、若干の研究機関が行っている。 α と β 係数は、総所得のうちの資本と労働の取分であり、この値は各年の国民経済計算統計から取り出すことができる(表3-1)。

ここでの U_E は労働要素の稼働率で、Russian Economic Barometer (REB)で公表されている。 U_K は鉱工業での固定資本稼働率を示しロシア統計で公表されている。 α は課税を差し引いた所得源泉別GDP構成の中の労働所得比率を示す。表3-1で分かるように、1996~2004年の労働所得率 α は50%の周囲で変

表3-2 ロシア主要経済指標・連邦管区の比重(2004年) (単位:%)

	面積	人口 (2005年 1月1日 現在)	雇用	地域総 生産 (GRP)	固定資本	鉱工業 生産	小売 販売高	設備投資
中央	3.8	26.2	27.4	31.5	26.6	21.5	38.6	26.7
北西	9.8	9.6	10.1	10.1	10.5	12.3	9.0	12.8
南	3.4	15.9	13.2	7.6	9.4	5.8	11.1	9.2
沿ボルガ	6.1	21.4	21.8	16.6	18.5	22.7	16.8	16.6
ウラル	10.5	8.6	9.1	18.0	17.9	21.2	8.7	18.9
シベリア	30.0	13.8	13.3	11.6	11.4	12.3	11.7	9.2
極東	36.4	4.6	4.9	4.7	5.7	4.2	4.1	6.6

資料:ロシア統計局『ロシアの地域』2005年, 28~31ページ。設備投資は872~873ページ。GRPはロシア統計局『ロシア統計年鑑』2006年, 349~351ページ。

動している。これは1970~86年の期間、ソ連邦構成共和国の生産関数推計に際してKumo (2003) が得た数字と大体同じである。

Oomes and Dynnikovaによるコップ=ダグラス関数の推計手法は、分析期間におけるロシア経済発展の特色を非常によく表現しているため、他の論文でもよく利用されている。

マクロレベルでの全生産要素の貢献度は一定、つまり $\alpha + \beta = 1$ として計算される。パラメーター U_E , U_K , α は、ロシアでは全体でしか計算されていない。本章では、すべての地域について、このパラメーターを利用している。結局、生産関数のすべてのパラメーターは、非計量経済学的方法で評価することができる。最終的な生産関数は次のようになる。

$$Y = A(U_E E)^{\alpha} (U_K K)^{1-\alpha}$$

ここで、 Y は地域総生産 (GRP)、 A は労働、資本を除く地域の生産性を反映した係数 (技術係数)、同時に統計誤差も含む。 E は年平均雇用者数、 K は固定資本額、 i はロシア連邦の地域 (連邦管区) を意味する。連邦構成主体別の場合には、利用可能なデータは計算上必要な正確性を確保できない。これに加えて、構成主体でなく管区を対象とすることで、生産要素の分布をより鮮明にすることができると考えられる。表3-2に、各管区の特徴指標が示されている。

GRP、固定資本、雇用データは、ロシアの公式統計もしくは公式サイト (www.gks.ru) から収録した。分析期間は1996~2004年。GRPと固定資本は2000年価格ベースで (公式統計の) 実質指数に換算した。固定資本の地域別実

表3-3 ロシア経済における中央連邦管区・極東連邦管区の比重 (単位:%)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
中央									
地域総生産	26.0	27.5	29.4	32.1	33.0	32.3	33.8	34.1	31.5
雇用	26.6	26.8	27.0	27.3	27.2	27.0	27.0	27.0	27.4
設備投資	24.1	24.8	30.4	29.1	26.1	23.2	24.7	25.8	26.7
極東									
地域総生産	5.9	6.0	6.0	5.7	5.0	5.1	5.1	5.0	4.7
雇用	5.2	5.2	5.1	5.0	5.0	5.1	5.0	5.0	4.9
設備投資	5.1	5.0	5.1	6.1	4.6	5.7	6.5	6.2	6.6

資料:ロシア統計局『ロシアの地域』2005年から作成。GRP (実際価格) は349~350ページ、雇用は80~81ページ、設備投資 (実際価格) は872~873ページ。

質指数系列に関する資料はない。したがって、ロシア全体の指数を管区にも適用した。この措置は十分妥当なものと思われる。というのは、対象期間の実質成長率はロシア全体で-0.4%から0.9%の範囲に収まり、ロシア全体の固定資本に占める管区別構成比率は変化しなかったからである。

第3節 生産要素の地域別分布

生産要素の地域分布は非常に不均等である。中央連邦管区と極東管区との2つを比較しよう (表3-3)。全ロシア経済での比重で見れば、中央は最大、極東は最小の地域である。この意味で、中央と極東はロシアの地域における2つの極を構成している。

1996~2004年に中央管区のGRP比率は26.0%から31.5%、雇用は26.6%から27.4%、設備投資は24.1%から26.7%まで上昇した。極東管区ではGRP比率は5.9%から4.7%になり、雇用の対全国比率は、5.2%から4.9%へ、設備投資は5.1%から6.6%へ変化した。このような労働力・設備投資の移動方向を説明するためには、労働および資本の効率性の分析が必要である。

コップ=ダグラス生産関数では、労働・資本に関係しない経済的な要因および統計的な誤差は技術進歩係数 (TFP) で現される。ロシア連邦管区のTFP変動の中で、1999年の激減、2000~03年の急成長、2004年の低下が目目される (表3-4)。この結果はロシア全体のTFPに関するOomes and Dynnikova (2006) の結論に一致している。下記の計算でTFPは各連邦管区の経済発展の

表3-4 技術進歩係数 (TFP)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
中央	16.6	18.2	15.2	8.6	9.6	11.6	15.9	16.7	16.4
北西	13.7	14.0	11.8	6.8	7.2	8.5	11.8	12.3	12.3
南	9.5	9.4	8.0	4.7	5.1	6.1	8.0	8.1	8.2
沿ボルガ	12.4	13.4	10.9	6.1	6.5	7.7	10.0	10.4	10.2
ウラル	20.5	21.7	17.7	9.2	10.0	12.3	16.7	17.4	17.0
シベリア	13.6	13.5	11.1	6.2	6.4	7.7	10.3	10.7	10.6
極東	14.1	14.5	11.9	6.6	6.6	7.9	10.6	10.9	10.7

資料：筆者計算。

特色を配慮するために利用されている。TFPの詳しい分析は重要だが、本論文の範囲を超えている。

要素利用効率は、それらの限界生産性で表現される (MP-marginal productivity)。

$$MPE = \alpha \frac{Y}{E} ; MPK = \beta \frac{Y}{K}$$

限界生産性は、1996～97年の不安定期、1998年の危機、その後の急速な成長期などにより変動している (表3-5)。このような変動にもかかわらず、労働・資本の限界生産性の管区別順位は、事実上ほとんど変動していない。1999～2004年、雇用はGRPよりゆっくり成長した。したがって労働の限界生産性MPEはすべての管区で上昇した。資本の稼働率と蓄積額は、若干異なる動きを見せている。資本の限界生産性 (MPK) のピークは1999～2000年に現れた。2001～02年にはMPKは縮小し、その後再び上昇した。これは生産能力の相対的不足を意味している。

経済が競争的であるならば、企業は合理的に行動し、結果として生産要素は、より高い生産性をもつ地域に集中するはずである。したがって、労働と資本の地域比重は、地域の労働・資本限界生産性の全国平均からの乖離度と相関をもつに違いない。地域の限界生産性の全国平均からの乖離度 (σ -discrepancy) は、Yamano and Ohkawara (2000) で与えられる。

$$\sigma_{F_{it}} = \frac{MP_{F_{it}} - \frac{\sum_{i=1}^7 F_{it}}{\sum F_t} MP_{F_{it}}}{\frac{\sum_{i=1}^7 F_{it}}{\sum F_t} MP_{F_{it}}}$$

表3-5 労働の限界生産性 (MPE) および資本の限界生産性 (MPK) の推移

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
労働の限界生産性*									
中央	79.3	84.3	76.9	58.0	64.6	74.1	83.9	89.7	92.1
北西	67.1	66.7	61.7	48.1	50.8	56.5	64.7	68.2	72.7
南	42.8	41.2	38.5	29.5	32.0	35.9	39.4	40.5	42.7
沿ボルガ	59.2	61.6	55.2	41.4	43.5	49.2	52.6	55.9	57.9
ウラル	121.6	124.2	112.9	83.3	89.7	102.1	111.5	117.2	122.2
シベリア	65.5	63.2	57.0	43.0	44.7	50.7	55.8	59.0	62.2
極東	76.4	76.0	68.9	54.2	53.5	59.4	64.8	68.1	71.7
資本の限界生産性									
中央	0.333	0.340	0.362	0.427	0.437	0.412	0.400	0.413	0.429
北西	0.268	0.252	0.272	0.324	0.317	0.291	0.285	0.290	0.304
南	0.209	0.192	0.204	0.247	0.245	0.231	0.221	0.219	0.233
沿ボルガ	0.253	0.251	0.260	0.303	0.292	0.273	0.253	0.256	0.262
ウラル	0.305	0.295	0.311	0.355	0.349	0.332	0.312	0.320	0.331
シベリア	0.272	0.248	0.257	0.298	0.285	0.267	0.251	0.255	0.266
極東	0.239	0.225	0.235	0.277	0.254	0.235	0.220	0.221	0.228

注：*従業員一人当たり1,000ルーブル。

資料：筆者計算。

ここで、 $F=K, E$, i は連邦管区, t は年である。

1996～2004年の雇用者数の管区別分布は、労働の限界生産性とほとんど相関がなかった。筆者の計算による、全雇用に占める管区雇用比重 ($U_{Ei}/\sum U_{Ei}$) と、労働の限界生産性の全国平均からの乖離度 (σ_E) との間の相関係数 (r) は0.093であり、統計的に有意でなかった。したがって、管区別で計算した労働資源地域分布は非効率であったと考えられる。問題は労働の総量 (ストック) であって、移動量 (フロー) ではない。労働移動は、地域間の距離、所得水準、インフラの程度、その他の理解可能な諸要素の従属変数である (Kumo, 2007)。労働移動の方向は、合理的であるが、労働力の非効率的な地域分布を改善するためには不十分である。

固定資本の分布に関しては、異なった状況がある。固定資本の管区別比重 ($U_{K_i}/\sum U_{K_i}$) と限界生産性の平均からの乖離度 (σ_K) との相関係数は0.748であり、1%の水準で統計的に有意であった。それゆえ、固定資本の分布は労働分布より限界生産性基準をよりよく反映しているといえる。投資 (固定資本の増大) と限界生産性からの乖離度との相関は、もっと強く0.845である。さらに政府の財政投資との相関係数は0.898で、その他の投資との相関係数0.777を

上回っている。これは正常ではない。というのは、多くの国では、財政投資は、効率性基準ではなく、地域の発展、格差解消、インフラ創設などを目的として実施されるからである。明らかにロシアの場合、財政投資が資金不足の条件下で、行政は通常民間資本が行う機能を果たしているのだ。

第4節 連邦管区別生産要素の分布モデルと結果

1996～2004年の期間、2000年価格ベースでのGRPの総額は5兆6024億ルーブルから8兆1481億ルーブルに拡大した。一人当たりの加重平均 (weighted average) によるGRPは8万7497ルーブルから12万2699ルーブルへ成長した。労働者一人当たりの管区別GRPの加重変動係数 (weighted coefficient of variation) は0.322から0.325の範囲である。このような労働と資本の実際の分布を以下では「基準バリエーション」(base) 分布と呼ぶ (表3-6, Base)。その他の分布の方法を考察しよう。

連邦政府も地方政府も、積極的な投資政策や人口移動政策を通じて要素配分に影響を与えることができる。投資政策では連邦予算と構成主体予算を通じて財政投資の地域配分を調整している。連邦政府はすべての地方予算による財政投資を再配分することは不可能であるが、その他の非常に強力な投資政策の手段をもっている⁽²⁾。それゆえ、すべての地方財政投資の再配分は純理論的ではあるが検討可能なものである。

Yamano and Ohkawara (2000) 提案による財政投資の次のバリエーションを考察しよう。「刺激誘導バリエーション」(retributive) では、雇用者一人当たりGRPが最低の管区に最大の投資を与える。⁽³⁾「均等バリエーション」(equal) では、管区への投資比重は雇用者比重に等しくする。⁽⁴⁾「効率バリエーション」(effective) では、最大の投資を受取るのは、最大の限界生産性をもつ管区とする。⁽⁵⁾「効率バリエーション」計算の第1段階では、労働力の地域配分は不変と仮定する。次の段階ではKataoka (2005) の提案に沿って労働力の配分は、所得弾力性に従うとする。⁽⁶⁾弾力性の高い水準と低い水準を定義し、各管区の労働者の新しい人数を決め、この数字を上述の「効率バリエーション」に挿入してみよう。これに応じて大きな移動と小さな移動をもつ「効率バリエーション」が得られる。

各バリエーションによる財政投資・労働力再配分の主な結果を分析しよう。

表3-6 シミュレーションの結果

		Base	Retributive	Equal	Effective	Effective+ Low Migration	Effective+ High Migration
効 率 性	地域総生産*						
	合計 (100万ルーブル)						
	1996	5,602,363					
	2000	6,219,254	6,196,049	6,208,987	6,259,418	6,263,318	6,303,330
	2004	8,148,079	8,078,846	8,118,387	8,244,973	8,271,920	8,370,238
	従業員一人当たり (ルーブル)**						
平 等 性	1996	87,497					
	2000	96,681	96,321	96,522	97,306	97,403	97,988
	2004	122,699	121,657	122,252	124,158	124,417	126,045
	従業員一人当たり 地域総生産 Max/Min						
	1996	2.840					
	2000	2.807	2.713	2.736	2.781	2.701	2.481
加 重 変 動 係 数	2004	2.861	2.676	2.716	2.939	2.775	2.400
	加重変動係数						
	1996	0.322					
	2000	0.324	0.313	0.313	0.321	0.312	0.282
	2004	0.325	0.304	0.305	0.343	0.333	0.287

注：*2000年の価格、**加重平均。

資料：筆者計算。

「刺激誘導バリエーション」(retributive) の基準によれば最大の財政投資を受取ったのは、一人当たりのGRPが最低の管区 (第1に南部管区、ついで沿ボルガ) であった。財政投資が縮小したのは、上位2管区つまりウラルと中央管区だけであった。GRP総額はベース年に比較して低下した。しかし同時にGRPの地域間分布は最大の均等性を達成した。

「均等バリエーション」(equal) のバリエーションでは財政投資は、投資比重が雇用比重より小さい管区に有利なように再配分される。したがって計算結果では、投資は南部、沿ボルガ、シベリア、北西管区で高く、ウラル、中央、極東で低い。実際のデータと比較してみると、GRPの低下と平等性の高まりが見られる。

「効率バリエーション」(effective) のバリエーション、つまり限界生産性に対応した配分という条件下では、1996～2000年の投資は中央管区だけが受取っていたし、2001～04年の投資は、中央管区とウラル管区だけが受取っていた。その結果、

GRP総額は2004年にかけて増加したが、成長の中心は中央とウラルに集中していた。残りすべての管区のGRP生産は実際データで見て縮小した。したがって、GRPの成長と分配の不平等性は、他のバリエーションと比較して最大であった。

「領域内労働移動を伴う効率バリエーション」(effective + low migration; effective + high migration)の計算によれば、弾力性が低い場合 ($\delta_1=0.01$)でも、対象期間のウラル管区の総雇用は9.1%から9.6%へ、中央管区のそれは26.6%から27.2%に上昇した。反対に南管区では、12.7%から12.3%へ縮小し、沿ボルガでは22.1%から21.7%に縮小した。労働力の高い移動性 ($\delta_2=0.05$)を前提にすると、もっと高い変動が現れる。特にウラル管区では9.1%から11.5%、中央では26.6%から28.4%に上昇した。これら2つの管区を総合した雇用増大は、4.2% (2004年に278万9000人)であった。反対に南管区の比重は12.7%から10.9%へ、沿ボルガでは22.1%から20.7%へ低下した。その他、北西管区とシベリア管区では労働力の若干の流出が見られ、極東だけは全雇用に占める比重は不変に保たれた。GRPは極大になったが、雇用の不平等性は事実の数字と比較してかなり小さい値になった。

上記の理論的に可能な労働移動量は、実際のデータに一致しないことが分かる。1996~2004年にウラル管区と中央管区で、雇用者一人当たりの所得水準は安定的に上昇した。したがって、労働弾力性に基けば、労働力は雇用者一人当たりGRPの低い地域 (特に南部、沿ボルガ、シベリア) から、この両管区へ移転すべきであった。北西や極東では、労働力移動は不変のままとして予測された。実際にはもっと複雑な事態が観測された。原因は、労働力の地域間移動が経済的要因だけでなく、非経済的要因によっても生じるためである。

1996~2004年に中央管区の実際の比重は、26.6%から27.4%へ上昇し、ウラルでは9.1%のレベルで動かず、南部の比重は12.7%から13.2%へ上昇した。こうした変化は、労働の所得弾性を完全には説明していない。このことは、労働資源の地域分布の非効率性を間接的に確認するものである。

生産要素の新分布に基づいて、可能なGRPを決定できる。得られたデータを用いて、効率性と平等性の観点から、実際値と比較しよう。表3-6に効率性と平等性に関する評価の計算結果が示されている。

基準バリエーション (base) と比較してGRP引上げの観点から最高に効率的なのは、資本の限界生産性に即した財政投資の配分を行う場合に達成される。「効

率バリエーション」(effective)では、労働資源の分布を不変とした場合、GRPの増加は1.2%、低移動では1.5%、高移動では2.7%となる。残りのあらゆるケースではGRPは縮小する。なかでも、「刺激誘導バリエーション」(retributive)の場合には0.8%、平等分配の場合は0.4%の縮小である。

労働者一人当たりGRPの一層均等な指標は、労働力の高度移動のもとで財政投資の効果的分配のとき観測される (effective + high migration)。この場合、加重変動係数は0.287まで低下する。すなわち基準値 (0.325) より低くなる。地域的不平等の低下は、「刺激誘導バリエーション」(retributive)、「均等バリエーション」(equal)に即した分配の場合にも同じく起きる。

追加的住民移動がない場合、もしくは、低移動の場合、GRPの成長は原則として地域的不平等の強度とともに増大する。その例外は、1999~2000年の不安定な短期間におそらく起こっている。この期間、大きな構造変化が起きた結果、財政投資の効率的分配の下で、地域的成長の増加と地域間格差の若干の低下が同時に起きることが可能であった。このような状況 (格差縮小での成長) は、産業構造の急速な変動下で可能であり、過去に観測されたものである。たとえば、日本では、1950年代にそれは始まった (Merriman, 1991)。しかし、その他のケースでは、特に現代のロシアに関する本章の計算では、不平等の縮小は、GRPの縮小もしくは労働力の大規模な移動のもとで生起する。地域格差の同時的引下げとGRP成長の促進の条件は、第1に、限界生産性に対応した財政投資配分、そして第2に、高い労働資源の所得弾性である。

第5節 ロシア地域政策の方向性

これまでの分析によれば、連邦管区間の生産要素の地域的分布において、深刻な問題が存在することが示された。労働資源の分布は労働の限界生産性とは事実上関係をもたない。したがって、この視点からいえば労働の配置は効率的ではない。固定生産資本の分配は、特に投資の場合、限界生産性基準により良く反応している。それにもかかわらず、労働と資本要素の総量一定の下で、産出高を高めることを可能にする財政投資の地域配分の効率的方法が存在する。

原則として、労働移動が少ない場合、投資効率の引上げは地域格差の増大を伴う。反対に、地域格差の引下げは効率と産出高の引下げを伴う。したがって、

ロシア政府はその投資政策で、効率性と平等性の二者択一 (trade off) という広く認められる問題に遭遇する。1996~2004年の財政政策でみれば、生産性と格差の妥協点を探すのは非常に困難である。理論的には、完全に効率的な財政政策と労働資源の大きな追加的移動が提案できれば、地域生産高を高め、同時に地域の不平等を引下げることは可能である。この意味で住民の地域的移動は、平等な地域発展の重要な要素である。しかしこの2つの条件を満たすことは、すべての財政投資を中央とウラル管区に集中し、同時に対象期間にわたって約280万人の労働者を追加的に再移動させることを意味する。明らかにこれを実行することは非常に困難である。

もし、管区に代えて連邦構成主体別統計データが利用でき、生産関数のパラメーターをいっそう綿密化し、民間投資と社会的投資を分離し、それぞれの限界生産性を個別に評価できれば、この研究を根本的に拡大し発展させることが可能である。しかし、こうしたことが実現できたとしても、主要な結論、つまり、労働資源の不合理的な地域分布、投資政策における効率性と平等性の二者択一、地域の均衡的発展を保つために労働力を移動させることの重要性などは変化しないであろう。現状のままでも、投資と人口移動政策における効率性と平等性の関係を数量的に評価することは、一定の関心を引起すと思われる。

いずれにしても、財政投資を通じて、成長と格差の縮小を達成した日本モデルは、ロシアの地域政策にとってなお有効であると思われる。

おわりに

本章では、分析の焦点をロシア全国の財政投資政策および地域政策に集中し、北東アジアの一部であるロシア極東地域について具体的な言及を行う余裕がなかった。しかし、本章で行った分析結果から、当地域開発に関しては、すくなくとも以下のような結論を指摘することができる。

ロシア極東地域の特徴は、天然資源・エネルギー資源が豊富で限界生産性が比較的にもかかわらず、現状ではインフラ整備が遅れているために中央政府の財政支援を受けている。しかし、この地域は、ロシア全国にとって東アジア・太平洋への唯一の「窓口」であり「戦略的な」開発の対象となっている。したがって、ロシア政府がどんな財政投資政策を選択しても(上に述べた「効率

的バリエーション」、「刺激誘導バリエーション」、「均等バリエーション」)、極東地域にとってはメリットになる。2008年現在、極東地域では、サハリン大陸棚の石油・天然ガス輸出の拡大、東シベリア油田開発・パイプライン敷設の具体化、ウラジオストク社会インフラ整備の始まりなどが注目を集めている。もちろん、地域開発はロシア全体の経済景気によって左右されるが、極東地域において東アジアとの関係を安定的に拡大するために必要な基盤はできつつある。将来的にも、このような基盤整備は継続するだろうということを、上の計算モデルに基づいて確認できる。

注

- (1) 地域別の限界生産性と生産要素との関係、特に労働力の移動については注意すべきである。しかし、実際の統計データで判断すれば、限界生産性の高い地域では労働市場の状況はロシア全体より良い。たとえば、2004年にウラル連邦管区では失業率は7.5% (ロシア全体は8.6%)、経済活動人口比率は66.7% (65.3%)、失業者一人当たりの求人者の数は2.8人 (2.7人)であった。2000~04年の間、ロシア統計によれば、鉱工業、建設業、輸送、商業、財政セクターにおいて雇用が上昇した。したがって、ウラル連邦管区は限界生産性が高いだけでなく、雇用拡大の可能性が存在していたので、労働力は他のロシア地域から移動すべきであった。
- (2) ロシア政府は、連邦管区別に地方予算へ財政投資を再分配していないが、連邦と地方との財政投資活動は深い関係をもつ。まず、多数の投資プロジェクトは共同負担の形で連邦財政も地方財政も負担する。たとえば、2000年代、サンクト・ペテルブルグ市においていくつかの大規模な開発プロジェクトが始まった。環状自動車道路の建設費は約95%が連邦予算、5%が市予算で賄われた。地下鉄拡張費においてその比率は80%と20%であり、洪水防止用のダム建設では、建設費用の負担比率は60%と40%であった。港湾道路建設計画では、連邦、市、民間の3者が資金を分担するのだが、その割合は現在のところ未定である。連邦資金の一部は、利用目的と支出期限を特定し、市財政へ移転された。それによって、連邦と市の財政投資を分けるのは事実上困難であった。他の地域についても同様のことが指摘できる。そして、2000年代後半から、連邦予算はすべてのロシア地域で財政投資を大幅に拡大した。したがって、地域別に財政投資の再分配を考える場合、特に1996~2004年における公式的な連邦財政投資額を上回っている財政資金についてより詳細かつ総合的に検討することが必要である。これに基づいて、以下の計算で財政投資は連邦予算と地方予算による財政投資を含む。連邦と地方と

表A 設備投資

	1996				2000				2004			
	総額 (10億 ルーブル)	うち：財政投資の比重 (%)			総額 (100万 ルーブル)	うち：財政投資の比重 (%)			総額 (100万 ルーブル)	うち：財政投資の比重 (%)		
		統合 予算	連邦 予算	連邦構 成主体 予算		統合 予算	連邦 予算	連邦構 成主体 予算		統合 予算	連邦 予算	連邦構 成主体 予算
中央	90,280	28.7	9.1	19.2	303,920	36.6	7.5	28.2	689,025	24.4	4.2	19.7
北西	30,299	19.2	9.7	9.5	116,664	15.8	5.7	7.6	330,854	13.9	8.0	5.0
南	34,118	22.3	18.2	4.0	134,905	14.6	9.4	4.3	238,467	18.7	10.9	13.1
沿ボルガ	75,296	14.0	5.3	8.7	206,782	18.7	3.6	12.9	429,492	17.4	6.8	9.4
ウラル	77,325	14.2	4.1	10.0	250,732	16.5	2.4	11.2	488,980	13.8	1.3	10.6
シベリア	47,785	19.6	10.0	9.5	98,647	17.7	9.1	7.3	237,433	14.5	5.1	8.3
極東	19,129	24.1	15.2	8.9	53,589	22.0	10.2	11.3	170,047	15.9	5.9	9.6

資料：2000年、2004年はロシア統計局『ロシアの地域』2005年、872～873、882～885ページ、1996年は、同『ロシアの地域』1999年、799～801ページより作成。

の財政投資の比率に関する公式な統計データは表Aに現れている。

- (3) 「刺激誘導バリエント」(retributive) のバリエントでは、財政投資配分基準は雇用者一人当たりのGRP (Y/E) 水準である。投資を受取る順位は、一人当たりGRPがより小さい管区ほどより大きな投資を受取るというようにする。Yamano and Ohkawara (2000) の論文に従い、各管区の投資 (IB_i^{Re}) の計算式と分配条件は次のようになる。

$$IB_1^{Re} > IB_2^{Re} > \dots > IB_n^{Re}; (Y/E)_1 < (Y/E)_2 < \dots < (Y/E)_n$$

$$AIB = \sum_{i=1}^n IB_i^{Re}$$

$$IB_i^{Re} = \frac{(1-\lambda_i)}{\sum_{i=1}^n E_i} AIB$$

$$\lambda_i = \left[\frac{(Y/E)_i - (Y/E)_{Max}}{(Y/E)_{Max}} \right]$$

- (4) 「均等バリエント」(equal) のバリエントでは、総財政投資 (AIB) に占める管区比率 (IB_i^{Eq}) は、総雇用比重に等しい。

$$IB_i^{Eq} = \frac{E_i}{\sum_{i=1}^n E_i} AIB$$

- (5) 「効率バリエント」(effective) のバリエントでは、投資は資本の限界生産性 (MPK) に応じて分配される。

$$IB_i^{Ef} > IB_2^{Ef} > \dots > IB_n^{Ef}; MPK_1 > MPK_2 > \dots > MPK_n$$

管区は資本の限界生産性によって順序付けられる。財政投資は第1に、最高の

表B 「効率バリエント」計算の説明 (1996年、100万ルーブル、2000年の価格)

	1	2	3	4	5	6	7
	固定資本 (実際)	MPK (再分配前)	財政投資 (実際)	固定資本 (再分配前 (1-3))	固定資本 (再分配後 (4+3...))	MPK (再分配後)	1997年の固 定資本 (再分配前、 実際の変わ りに利用) (5*0.996)
中央	4,372,058	0.333	60,314	4,311,745	4,492,172	0.324	4,474,203
北西	1,795,006	0.268	17,959	1,777,047	1,777,047	0.271	1,769,939
南	1,800,269	0.209	18,453	1,781,816	1,781,816	0.211	1,774,688
沿ボルガ	3,581,136	0.253	26,579	3,554,557	3,554,557	0.254	3,540,339
ウラル	2,502,901	0.305	26,299	2,476,601	2,476,601	0.308	2,466,695
シベリア	2,317,955	0.272	20,633	2,297,323	2,297,323	0.274	2,288,133
極東	1,147,748	0.239	10,191	1,137,557	1,137,557	0.241	1,133,007
合計	17,517,073		180,427		17,517,073		

資料：筆者計算。

生産性をもつ管区が受取る。そこに累積される投資は増大し、その限界生産性は低下する。限界生産性が第2順位の管区の水準にまで低下すると、第2順位の管区は、第1順位の管区とともに投資を受取り始める。上位2者の限界生産性は上位3者の水準にまで落ちない間は、上位2管区が投資を受け続ける。したがって、高い生産性をもつ管区がより多くを受取るために、低い生産性をもつ管区は投資を受取れない可能性がある。

「効率バリエント」計算の説明

- a) 1996年に中央管区の実際固定資本は4兆3720億5800万ルーブルである (表B欄1)。資本の限界生産性 (以下MPK) は0.333、ロシア全体で最高である (表B欄2)。中央管区の実際財政投資は603億1400万ルーブルで、全ロシア財政投資総額は1804億2700万ルーブルである (表B欄3)。連邦管区の間でMPKの順位で財政投資を再分配してみよう。
- b) まず最初に、実際固定資本から財政投資を引き算する。中央管区の場合、4,372,058-60,314=4兆3117億4500万ルーブルになる (表B欄4)。財政投資の引き算によって固定資本は縮小する。したがって、 $MPK = \beta \cdot (GRP/K)$ であるので、すべての管区でMPKは上昇するが、投資額は小さいため、管区別のMPK順位は変わらない (GRPおよびTFPを固定する)。最高MPKの中央管区の実際固定資本 (4兆3117億4500万ルーブル) へ10億ルーブルの単位で財政投資を入れ (4,311,745+10,000+10,000+...), MPKの変更を見る。投資の追加によって、固定資本は拡大し、中央管区のMPKは減少する。中央のMPKは上位2ウラル管区のレベルまで落ちれば、ウラルも中央とともに財政投資を入れる。しかし、1996年にすべての

財政投資（1804億2700万ルーブル）を中央管区に入れても、中央のMPKは最高に残る（0.324、表B欄6）。再分配後の固定資本（中央は4,311,745+180,427=4兆4921億7200万ルーブル、表B欄5）を利用し、生産関数に基づいて新たなGRPおよび雇業者一人当たりのGRPを計算できる。ただし、1996年は基準投資（Base Year）であるので、この計算は次年から始まる。

c) 1997年の固定資本Index（99.6）および1996年の再分配後の固定資本（中央は4492172百万ルーブル、表B欄5）に基づき、1997年の再分配前の固定資本を計算する。中央の場合、 $4492172 \times 0.996 = 4兆4742億300万ルーブル$ になる（表B欄7）。欄7を1997年の「出発点」として上記の方法で再分配が続く。

(6) 「領域内労働移動を伴う効率バリエーション」(effective + low migration; effective + high migration) のバリエーションでは、財政投資は限界生産性（MPK）に応じて分配される（「効率バリエーション」）。その他、一人当たりの所得に応じて労働力は管区間に再配置されること（つまり、労働の所得力弾力性）が前提となっている。実際の計算は、Kataoka論文（Kataoka, 2005）が提起した算式で行われる。

$$\frac{E_{it+1}}{\sum_{i=1}^7 E_{it+1}} = \left(1 + \delta_{1i} \frac{\omega_{it} - \omega_t}{\omega_t}\right) \frac{E_{it}}{\sum_{i=1}^7 E_{it}}$$

$$\omega_{it} = \frac{Y_{it}}{E_{it}}$$

$$\omega_t = \frac{\sum_{i=1}^7 Y_{it}}{\sum_{i=1}^7 E_{it}}$$

$$\delta_1 = 0.01; \delta_2 = 0.05$$

ここで δ は雇業者一人当たり所得（GRP）の労働弾力性係数である。その値 $\delta_1 = 0.01$ は、低いと考えられる。この場合、もし i 管区 t 年の労働者一人当たりの所得（ ω_{it} ）が、全国平均の水準（ ω_t ）を2倍上回るなら、翌年（ $t+1$ 年）の雇用比重（ E_{it+1}/E_{t+1} ）は1%上昇する。弾力性がもっと高く $\delta_2 = 0.05$ なら、その比重は5%上昇する。

参考文献

- 田畑伸一郎（2006）「ロシア経済構造の変更（1991～2005年）」『経済研究』第57巻第2号。
- Andrienko, Y. and S. Guriev (2003) "Determinants of Interregional Mobility in Russia: Evidence from Panel Data", William Davidson Institute Working Papers Series 551, William Davidson Institute, the University of Michigan.
- Ahrend, R. (2002) "Speed of Reform, Initial Conditions, Political Orientation, or

- What? Explaining Russian Regions' Economic Performance", DELTA Working Paper Number 2002-10, available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=587301> (as of October 25, 2008).
- Baranov, S. and T. Skufjina (2005) "Dynamics of Inter-regional Differentiation Among Russian Regions in 1998-2005 (In Russian)", *Federalism*, Number 3.
- Belov, A. (2006) "Regional Inequalities and Effectiveness of Investment: Russia and China in the Period 1999-2003", *The Business Review*, Cambridge, Volume 5, Number 2.
- Berkowitz, D. and D. N. DeJong (2003) "Policy Reform and Growth in Post-Soviet Russia", *European Economic Review*, Volume 47.
- De Broeck, M. and V. Koen (2000) "The Great Contractions in Russia, the Baltics and the Other Countries of the Former Soviet Union: A View from the Supply Side", IMF Working Paper WP/00/32, International Monetary Fund.
- Dolinskaya, I. (2002a) "Explaining Russia's Output Collapse", IMF Staff Papers, Volume 49, Number 2, International Monetary Fund.
- Dolinskaya, I. (2002b) "Transition and Regional Inequality in Russia: Reorganization or Procrastination?" IMF Working Paper 02/169, International Monetary Fund.
- Fedorov, L. (2002) "Regional Inequality and Regional Polarization in Russia, 1990-99", *World Development*, Volume 30, Number 3, March 2002.
- Gavrilencov, E. (2002) "Economic Growth and Crises: Evidence from Russia and Some Other Hysteric Economies", Working Paper Number 5, Carnegie Moscow Center.
- Gerber, T. P. (2006) "Regional Economic Performance and Net Migration Rates in Russia, 1993-2002", *International Migration Review*, Volume 40(3).
- Hanson, P. and M. Bradshaw (2000) *Regional Economic Change in Russia*, Edward Elgar.
- Hanson, P. (1999) "Understanding Regional Patterns of Economic Change in Post-Communist Russia". In *Russian Regions: Economic Growth and Environment*, Edited by T. Murakami, S. Tabata, Proceedings of the July 1999 International Symposium at the SRC (Sapporo: SRC, 2000).
- Kataoka, M. (2005) "Effect of Public Investment on the Regional Economies in Postwar Japan", *Review of Urban and Regional Development Studies (RURDS)*, Volume 17, Number 2.
- Kolenikov, S. and A. Shorrocks (2003) "A Decomposition Analysis of Regional

- Poverty in Russia”, WIDER Discussion Paper, Number 2003/74.
- Kumo, K. (2007) “Interregional Migration in Russia: Using an Origin-to-Destination Matrix”, *Post-Communist Economies*, Volume 19, Number 2, June 2007.
- Kumo, K. (2003) *Migration and Regional Development in the Soviet Union and Russia: A Geographical Approach*, Moscow, Beck Publishers.
- Lugovoi, O. et al. (2006) “Determinants of Economic Growth of Russian Regions”, Paper submitted to the EcoMod International Conference on Regional and Urban Modeling, Brussels, June 2006, available at www.ecomod.org/files/papers/1324.pdf (as of October 25, 2008).
- Merriman, D. (1991) “Public Capital and Regional Output: Another Look at Some Japanese and American Data”, *Regional Science and Urban Economics*, Volume 20, Issue 4, February 1991.
- Oomes, N. and O. Dynnikova (2006) “The Utilization-Adjusted Output Gap: Is the Russian Economy Overheating?” IMF Working Paper WP/06/68, International Monetary Fund.
- Popov, V. (2002) “Fiscal Federalism in Russia: Rules versus Electoral Politics”, Working Paper, Institute of European and Russian Studies, Carleton University, Ontario.
- Rosefelde, S. and N. Vennikova (2004) “Fiscal Federalism in Russia: a Critique of the OECD Proposals”, *Cambridge Journal of Economics*, Volume 28, Issue 2.
- Solanko, L. (2003) “An Empirical Note on Growth and Convergence Across Russian Regions”, BOFIT Discussion Paper, Number 9, Bank of Finland Institute for Economies in Transition.
- World Bank (2005) *Equity and Development. World Development Report*, New York: Oxford University Press.
- Yamano, Norihiko and Toru Ohkawara (2000) “The Regional Allocation of Public Investment: Efficiency or Equity?” *Journal of Regional Science*, Volume 40, Number 2.
- Yemtsov, R. (2005) “Quo Vadis: Inequality and Poverty Dynamics Across Russian Regions”, in *Spatial Inequality and Development*, Edited by Ravi Kanbur and Anthony J. Venables, Oxford University Press.
- Yudaeva, K. et al. (2001) “Down and up the Stairs: Paradoxes of Russian Economic Growth”, Working Paper, Centre for Economic and Financial Research (CEFIR), Russian Federation, 2001.
- Zhuravskaya, E. (2000) “Incentives to Provide Local Public Goods: Fiscal

- Federalism, Russian style”, *Journal of Public Economics*, Volume 76, Number 3.
- UNDP-Russia (2007) *Russian Regions: Aims, Problems, Achievements. Human Capital Development in Russian Federation (in Russian)*, 2006/2007, Moscow.

侯 玲玲 (こう・れいれい) 第9章

1975年 中国・湖北省生まれ。
湖南大学経済・貿易学院博士課程修了。
現在 中国・深圳大学法学院講師。弁護士。経済学博士。
専門 労働法、社会保障論。
主 著 『労働法学』（共編著）人民法院出版社、2005年。
『グローバル経済下の中国企業賃金形成メカニズムの研究』華師範大学出版社、2007年。

福山 龍 (ふくやま・りゅう) 第10章

1962年 中国・山東省生まれ。
龍谷大学大学院法学研究科博士課程修了。
現在 福井県立大学経済学部准教授。法学博士。
専門 商法、会社法。
主 著 『中国における外資系合弁企業の法規制と問題点』日本評論社、2003年。
『小規模閉鎖会社と従業員持株制度』朋友書店、2006年。

加藤 健太郎 (かとう・けんたろう) 第11章

1973年 福井県生まれ。
福井県立大学大学院経済・経営学研究科博士課程修了。
現在 福井県立大学経済学部訪問研究員。経済学博士。
主 著 「温州経済の歴史的展開」環日本海学会編『環日本海研究』第5号、1999年。
『「第11次5カ年計画」の策定と中国経済の展望』『世界経済評論』第50巻第2号、2006年2月。

《編著者紹介》

坂田 幹男 (さかた・みきお)

1949年 山口県生まれ。
1980年 大阪市立大学大学院経済学研究科後期博士課程単位取得満期退学。
東亜大学経営学部講師・助教授、福井県立大学経済学部助教授を経て、
現在 福井県立大学経済学部・大学院教授。経済学博士。
中国吉林大学東北亜研究院客員教授（1995年7月～）。
北東アジア学会会長（2008年10月～）。
専門 アジア経済、開発経済。
主 著 『北東アジア経済論』ミネルヴァ書房、2001年。
『北東アジア経済圏の形成』（共著）新評論、1995年。
『アジア経済を学ぶ人のために』（共編著）世界思想社、1996年。
『北東アジアの未来像』（共著）新評論、1998年。
『北東アジア経済入門』（共著）クレイン、2000年。
『北東アジア事典』（共編著）世界書院、2006年。
主論文 「塗り変わる北東アジアの経済地図」『世界経済評論』（世界経済研究協会）第52巻第1号、2008年1月。
「キャッチ・アップ型工業化と国家資本主義」『北東アジア地域研究』（北東アジア学会編）第14巻、2008年9月。

MINERVA 現代経済学叢書®

中国経済の成長と東アジアの発展

2009年7月15日 初版第1刷発行

検印廃止

定価はカバーに
表示しています。

編 著 者 坂 田 幹 男
発 行 者 杉 田 啓 三
印 刷 者 藤 森 英 夫

発行所 株式会社 ミネルヴァ書房
607-8494 京都市山科区日ノ岡堤谷町1
電話代表 (075)581-5191番
振替口座 01020-0-8076番

© 坂田幹男、2009

亜細亜印刷・兼文堂

ISBN978-4-623-05419-0

Printed in Japan