

Discussion Paper Series A No.605

ロシアへの外国直接投資と地域経済成長
— パネルデータによる実証分析 —

岩崎一郎 (一橋大学経済研究所)
菅沼桂子 (日本大学生物資源科学部)

2014年5月

Institute of Economic Research
Hitotsubashi University
Kunitachi, Tokyo, 186-8603 Japan

IER Discussion Paper Series No. A605
May 2014

ロシアへの外国直接投資と地域経済成長*

－ パネルデータによる実証分析 －

Foreign Direct Investment and Regional Economic
Growth in Russia: An Econometric Assessment

岩崎一郎[†]・菅沼桂子[‡]

【要旨】

本稿は、2003年以降の直接投資ブームや外国資本受入れ実績に見る激しい地域間格差に注目した独自のパネルデータ分析を試みることで、ロシア地域経済に対する外国直接投資(FDI)の成長促進効果を実証的に検証した。また筆者らは、FDIと研究開発潜在力の相乗効果を推定することにより、吸収能力仮説のロシア地域における妥当性も検証した。我々の推定結果は、ロシア諸地域の経済発展を決定付ける要因の一つとして、外国資本がいまや重要な位置にあることを強く示唆した。また、FDIの成長促進効果は、必ずしもより多くの外国資本を惹き付けた地域に限られるものではないことも確認された。更に筆者らは、FDIと地域研究開発潜在力の極めて頑健な正の相乗効果を検出することにより、ロシア地域に即した吸収可能仮説の現実適応性を強く支持する実証結果を得た。

JEL classification numbers: F21, O11, P25, P33, R11

Keywords: foreign direct investment (FDI), regional economic growth, R&D potential, absorptive capacity hypothesis, Russia

* 本稿は、平成25年度日本大学生物資源科学部学術助成研究費及び科学研究費補助金基盤研究(A)「比較移行経済論の確立：市場経済化20年史のメタ分析」(課題番号:23243032)の研究結果であり、同名の雑誌論文(岩崎・菅沼, 2014)の大幅な拡張版である。『比較経済体制研究』誌編集代表の一人である徳永昌弘氏(関西大学)及び同誌2名の匿名審査員からは、我々の投稿原稿に対して、非常に貴重な示唆やコメントを賜った。ここに記して謝意を表したい。無論、同論文及び本稿に残された過ちは、全て筆者らの責に帰するものである。

[†] 一橋大学経済研究所教授 〒186-8603 国立市中2-1 E-mail: iiwasaki@ier.hit-u.ac.jp

[‡] 日本大学生物資源科学部准教授 〒252-0880 神奈川県藤沢市亀井野 1866 E-mail: suganuma.keiko@nihon-u.ac.jp

1. はじめに

2012年のロシアでは、その世界経済への統合を象徴する重大な出来事が相次いだ。第一に、同国は、同年8月に世界貿易機関(WTO)への正式加盟を果たした。同国が、WTOの前身である「関税及び貿易に関する一般協定」(GATT)に加盟申請を行ったのは1993年のことであるから、連邦政府は、18年以上もの歳月を費やして、この国家目標を達成したことになる。また第二に、翌9月には、沿海地方のウラジオストクにおいて、ロシアでは初めてのアジア太平洋経済協力(APEC)首脳会議が開催され、この結果、「貿易投資の自由化及び地域経済統合」、「信頼できるサプライチェーンの構築」、「革新的成長のための緊密な協力」等の合意内容を盛り込んだ首脳宣言が採択された¹⁾。加えて第三に、ロシアは、これらに先立つ同じ年の1月に、ベラルーシ及びカザフスタンと共に、関税同盟の発展的進化形である「統一経済圏」を発足させている。これら一連の政策イベントは、ロシアと諸外国との貿易活動のみならず、資本移動をも加速させ、ロシア経済の発展に大きく寄与するであろうとの期待を高めている。

外国投資家や多国籍企業の資本投下は、それを引き受ける国々に、様々な側面から肯定的な経済効果をもたらすと広く信じられている。そのため、資本の不足や技術力の立ち遅れに苦しむ旧社会主義国や発展途上国の政策当局は、外国直接投資(FDI)を積極的に誘致し、それを自国の発展につなげようと懸命な努力を続けている。経済学者も、これらの国々の動きに呼応して、諸外国からの直接投資が、受入国経済に如何なる、そしてどの程度のインパクトをもたらすのかに大いなる研究関心を払い、その解明に向けて多様な実証分析を繰り広げている。その研究蓄積は、いまや相当の数と広がりを見せているとあって過言ではない。しかしながら、これら先行業績に占める旧社会主義移行経済研究の比重は非常に小さく、しかも、その大部分は、欧州連合(EU)への加盟を果たした一部の中東欧諸国に集中しており、ロシアを含む旧ソ連諸国研究はむしろ少数派に属する(岩崎・徳永、2013)。

一方、ロシアは、新興市場の雄である BRICS の一翼を担い、中国やインドには劣るものの、その経済は成長基調にあり、国民所得の増大と共に消費活動も大変活発である。現に、ロシア経済は、1998年の国内金融危機を克服して以降、世界金融危機の影響を受けて景気が一時腰折れする2009年までの10年間、期間年平均6.9%もの実質成長率を記録した。この間、鉱工業生産も総じて好調であり、消費者物価や失業率も比較的安定的に推移し、貿易収支も黒字を重ねた(表1)²⁾。かかる高度経済成長傾向を背景に、後述の通り、2003

¹ 経済産業省ウェブサイト(http://www.meti.go.jp/policy/trade_policy/apec/index.html)を参照。

² なお、ロシア連邦国家統計局の公開データ(<http://www.gks.ru/>)によれば、2011年及び2012年のGDP実質成長率は、各々4.3%及び3.4%を記録し、2010年にほぼ等しい水準を達成したが、2013年のそれは速報値で1.3%に下落し、長期経済成長に急ブレーキがかかった模様である。また、2014年3月のウクライナ政変に伴うクリミア半島の強行編入とそれに続く同国との衝突は、ロシアと主要先進国との関係を著しく悪化させており、この要因が、ロシアの

年以降、諸外国からの直接投資も急速に拡大し、2000年代末に至ってロシアは、他の中東欧・旧ソ連諸国を遥かに引き離し、同地域最大の FDI 受入国として君臨するまでになっている³⁾。このように、ロシアの著しい経済発展と目覚ましい直接投資活動に緊密な相関関係が成立している可能性は高く、その実証的検証の意義は非常に大きいと思われる。

しかしながら、ロシアの FDI と経済発展の関係を、国民経済レベルのマクロデータを用いた時系列分析で検証するには、現在の所、余りにも観察期間が短い。そこで本稿は、連邦構成主体の経済成長に対する直接投資の影響を実証的に検証することで、この問題への接近を試みる。Ahrend (2005; 2008)、Brock (2005)及び Ledyeva and Linden (2008)は、この分野の代表的な先行研究であるが、後述の通り、そのいずれも、ロシア地域の経済成長と FDI の間に、統計的に頑健な相関関係を見出すことに成功していない。本稿において、筆者らは、2003 年以降の直接投資ブームや外国資本受入れ実績に見る激しい地域間格差に注目した独自のパネルデータ分析を試みることで、ロシア地域経済に対する直接投資の成長促進効果を実証的に再検証する。

また本稿では、ある企業が開発した新技術から他企業が便益を得るためには、後者に一定水準の吸収能力が必要であることを理論的に定式化した Lapan and Bardhan (1973)や、この考え方を FDI と経済成長の関係に応用し、FDI が投資享受国経済により高い生産性をもたらすためには、先進的技術の習得と応用が可能な人的資本の存在が不可欠であることを示唆した Borensztein et al. (1998)らが提起したいわゆる「吸収能力仮説」(absorptive capacity hypothesis)が、生産技術面では先進諸国の後塵を拝しているものの、国際的にも優れた人的資本を誇るロシアにおいても果たして妥当するのか否かを検証するために、FDI と地域研究開発潜在力の相乗効果の推定も試みる。

我々の推定結果は、ロシア諸地域の経済発展を決定付ける要因の一つとして、外国資本がいまや重要な位置にあることを強く示唆した。また、FDI の成長促進効果は、必ずしもより多くの外国資本を惹き付けた地域に限られるものではないことも確認された。更に筆者らは、FDI と地域研究開発潜在力の極めて頑健な正の相乗効果を検出することにより、ロシア地域に即した吸収可能仮説の現実適応性を強く支持する実証結果を得た。

本稿の構成は、次の通りである。次節では、1995～2010 年の期間における対ロシア FDI 動向の基本的特徴を把握すると共に、先行研究のレビューから得られた実証分析上の検討課題を論じる。第 3 節では、FDI 成長促進効果の実証方法を解説し、第 4 節で、その推定結果を報告する。続く第 5 節では、吸収能力仮説のロシア地域における妥当性を検証する。そして最終節で、分析結果の要約と筆者らの結論を論じる。

経済成長率を一層低下させる恐れは高い。

³⁾ 実際、国連貿易開発会議(UNCTAD)の公開データ(<http://unctadstat.unctad.org/>)によれば、1989～2009 年の累積投資額(グロスベース)で、ロシアは、中東欧・旧ソ連 28 カ国中第 2 位のポーランドを 235.7 億ドル上回る直接投資を引き受けている。

2. 対ロシア外国直接投資動向の統計的概観及び先行研究からの示唆

初めに、1995～2010年の16年間における対ロシアFDIの動向を、連邦国家統計局の統計データに基づいて把握する。ロシア地域経済との係わりで指摘しておきたいその基本的特徴は、大別して以下4点に要約し得る。

第1に、表1の通り、1995～2002年の対ロシアFDI実績は、総じて非常に振るわないものであり、中東欧地域の大国であるポーランドはおろか、チェコやハンガリーへの投資額をも下回る年が殆どであったが、この低迷傾向は、2003年以降大幅に払拭された。実際、1995～2002年にロシアが引き受けた直接投資は、年平均37.3億ドルであったのに対して、2003年から2010年に至る期間は、年平均159.4億ドルにも達しているのである。この結果、前者8年間の累積投資額が、258.2億ドルに止まったのとは対照的に、後者8年間のそれは1,315.0億ドルと、1995～2002年実績の実に5.1倍の投資規模を記録した。かかる劇的な変化は、ロシア経済における外国資本の存在感が根本的に改まった可能性を強く示唆している。

但し、第2に、上垣(2005)や菅沼(2006)が強調している通り、2003年以降のFDI急増傾向にも係らず、ロシアにおける国民一人当たりの投資額は、中東欧諸国と比較して、決して高い水準ではない。再び表1の通り、1995年以後16年間の国民一人当たり累積投資額は1,100.8ドルに過ぎず、この額は、例えばチェコの7分の1、ハンガリーの5分の1にも満たない⁴⁾。換言すれば、ロシアは、いまや中東欧・旧ソ連諸国中最大のFDI受入国ではあるものの、その経済規模に鑑みれば、依然相対的に小規模な投資実績に甘んじているのである。この事実は、近年の投資ブームにも係らず、外国資本参入のロシア経済へのインパクトは、国民経済レベルのみならず、地域レベルにおいても限定的である可能性を含意している。

第3に、ロシアへの直接投資が、特定産業に傾斜的に投じられる傾向は、観察期間を通じて非常に顕著である。表2は、2004～2008年における対ロシアFDIの産業部門別構成であるが、同表によれば、この5年間に、燃料・エネルギー産業は、総投資額の33.5%を、不動産取引・賃貸業及び卸売・小売・修繕業は、同様にそれぞれ14.4%及び10.8%を占めており、これら3部門の合計シェアは58.7%にも達する。一方、製造業は、14下位部門全てを合わせても全体の23.7%を占めるに過ぎない。なお、2004年に、連邦国家統計局は、国際基準に準拠すべく、自国の産業分類法を大幅に改定したため⁵⁾、厳密な比較にはならないが、1995～2003年の期間合計FDIの約16%が燃料・エネルギー産業に、約18%が商業・外食産業に、約30%が食品産業を中心とする製造業に、それぞれ投じられた事実に鑑

⁴⁾ 前掲のUNCTAD公開データに基づき筆者算定。

⁵⁾ その詳細は、菅沼(2013, 100頁)の注3を参照。

みると⁶⁾、近年、ロシアに進出した外国投資家や多国籍企業は、同国の豊かな天然資源の獲得か、さもなければ、投資の回収期間が比較的短い不動産取引や商業活動に事業展開を限定する投資性向を高めており、その一方、ロシア政府が希求する製造業への投資には、過去以上に及び腰の態度を強めているものと推察される。長期投資リスクの高さを背景に、ロシアでの物作りに対する外国資本の関心が希薄であることは、直接投資の技術移転効果が十分に発揮されない恐れがあることを暗に示唆している。

第4に、FDIが目覚ましく増加した2003年以降も、連邦構成主体間の激しい投資実績格差は依然として顕著である。実際、表3(a)の通り、2003～2010年の累積投資額で、71連邦構成主体⁷⁾中最高順位にあるモスクワ市と最低順位に位置付けられるアルタイ共和国とでは19,532倍の、同様に同表(b)の通り、住民一人当たり投資額で最高順位のサハリン州と最低順位のマリ・エル共和国とでは6,473倍もの差が生じている。更に、累積投資額の平均値及び標準偏差は、各々1,792.8百万ドル及び5,970.8百万ドルであり、住民一人当たり投資額のそれは、各々1,120.2ドル及び5,209.6ドルであるから、標準偏差を平均値で除することから得られる変動係数は、前者が3.33、後者が4.65となり、これら71連邦構成主体間の直接投資実績に現れた格差は、各地域の人口規模を考慮するとより大きくなるのが分かる。加えて、同期間に10億ドル以上のFDIを受け入れた連邦構成主体は18地域に、住民一人当たり1,000ドル以上の投資実績を記録した連邦構成主体は13地域にそれぞれ止まっており、従って、諸外国からの直接投資が、地域経済に顕著な影響をもたらした可能性が高い連邦構成主体は、極めて限られるのではないかと推測される。

ところで、筆者の一人である菅沼が、諸外国からの直接投資がロシアにもたらした経済効果を、計量的手法を用いて実証的に検証した文献を渉猟したところ、合計11点の英語及び露語論文が見出された(菅沼、2013)。表4に、その一覧が示されている。同表の通り、総じて殆どのマクロ経済研究が、統計的に頑健に有意なFDI効果を検出できておらず、また、Ahrend (2005; 2008)、Brock (2005)、Ledyeva and Linden (2008)の様に、ロシア地域を分析対象としてFDI効果を検証した研究の殆どは、推定期間や分析対象地域に一定の制約を課した上で、ようやく統計的に有意な推定結果を得ている。他方、Brown and Earle (2000)やYudaeva et al. (2003)等、企業レベルのマイクロデータを用いた研究は、統計的に有意な外国所有効果や外国企業から国内企業への技術移転効果を実証した場合が少なくない。しかし、近年、連邦国家統計局は、公式統計のベースとなる個票データへの部外者によるアクセスを、学術目的といえども厳しく制限しており、従って、政府データを用いたマイクロ計

⁶⁾ Iwasaki and Suganuma (2005)の Table 7 (p. 168)を参照。

⁷⁾ なお、ロシアは、合計83の連邦構成主体で構成されるが、政情不安定な北カフカス連邦管区を中心とする12連邦構成主体の投資実績が、多くの年について公式統計から欠落しており、従って、これら12地域は表3にも登場していない。

量分析の可能性は、いまや非常に狭まっているのが現状である⁸⁾。

以上に述べた対ロシア FDI 動向の基本的特徴と先行研究の概観から、筆者らが行う実証分析にとって、次のような示唆が得られる。

第 1 に、2003 年以降、ロシアへの直接投資は顕著な増加傾向を示したが、表 4 に列挙した先行研究は、主に研究時期的な理由から、Долгопятова (2009) を唯一の例外として、この直接投資ブームがロシアに及ぼした経済的影響を全くといってよいほど考察していない。この間、外国資本のロシアにおける経済的プレゼンスが大幅に向上した可能性は高く、従って、2003 年以降に推定期間を延長した実証分析が、統計的に有意な FDI 効果を見出す可能性は、それ以前を推定期間とする研究よりも高いと予想される。但し、上述の通り、中東欧諸国との比較における国民一人当たりの投資額で見た外国資本参入規模の小ささや、資源・エネルギー産業を中心とする特定産業への傾斜的な投資性向の強さに鑑みると、2003 年以降の直接投資ブーム期を推定期間に含めてもなお、マクロ経済レベルで有意な FDI 効果を検出するのは依然として難しいとも予測される。

第 2 に、2003 年以降も変わらず顕著な連邦構成主体間の直接投資格差は、推定期間に次いで重要な実証分析上の考慮点である。再び表 3 の通り、ロシアには、非常に僅かな額の外国資本しか誘致できていない連邦構成主体が数多く存在している。これらの地域(例えば辺境の小さな自治共和国)で、計量分析が捕捉し得るほどのマクロ経済効果が FDI から生じていると期待するのは難しい。Ledyeva and Linden (2008) は、分析対象地域を高所得地域と低所得地域に二分する推定方法を採用することで、統計的に有意な FDI 効果の検出に成功しているが、同論文に倣い、分析対象地域を投資実績の程度で区分してみるの是有効な実証戦略であるかもしれない。そこで、以下では、上記 2 点の検討課題を踏まえつつ、ロシアへの FDI と地域経済成長の因果関係に関する独自の实証分析を試みる。

3. 実証方法

前節で論じた実証分析上の検討課題に対応して、本稿では、2003 年以降の直接投資ブーム期をも包含する長期パネルデータを用いて、ロシア連邦構成主体のマクロ生産関数を推定する。また、これに際しては、全観測値を用いたベースライン推定に加えて、分析対象地域を直接投資実績上位地域に限定した推定も合わせて試みる。

上記の研究目的を達成するために、以下では、第 i 連邦構成主体の第 t 期の実質地域総生産($GRP_{i,t}$)を従属変数としたマクロ生産関数のパネル推定を行う。筆者らは、その基本モデルとして、下記に表されるコブ=ダグラス型生産関数を採用する。

⁸⁾ なお、Bessonova et al. (2003)によれば、国家統計委員会(現連邦国家統計局)の要請に対して、自発的にデータを提供する企業の数は大幅に減少しており、このことも、政府データを利用した学術研究の可能性を制限している一因だと思われる。

$$GRP_{i,t} = F(A_{i,t}, K_{i,t}, L_{i,t}) = A_{i,t} K_{i,t}^{\alpha} L_{i,t}^{\beta} \quad (1)$$

ここで、 A は全要素生産性を、 K 及び L は資本及び労働の投入量を表し、 α 及び β はこれら投入要素各々の分配率である。(1)式を対数変換し、確率項を付加すれば、

$$\ln GRP_{i,t} = a_{i,t} + \alpha \ln K_{i,t} + \beta \ln L_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

が得られる。ここで、 $a = \ln A$ であり、 ε は確率項である。本稿では、この(2)式右辺第1項は、連邦構成主体が引き受けた諸外国からの直接投資(FDI)及び同地域の全要素生産性に影響を及ぼすその他諸要因の関数であると仮定する。

さて、本稿の最大の問題関心は、FDIの経済成長促進効果にあるが、外国資本が投資受入地域の経済活動に及ぼす影響経路は、理論的に必ずしも明らかではない。そのため研究者は、様々な変数を用いてそのルートを探り当てようと試みてきた(Iwasaki and Tokunaga, 2014)。筆者らも、先行研究の分析方針に倣い、合計7種類の直接投資変数を推定することとする。具体的には、(1)年間直接投資額の自然対数($\ln FDIANN$)、(2)年間直接投資額3年移動平均の自然対数($\ln FDI3AVE$)、(3)住民一人当たり年間直接投資額の自然対数($\ln FDIIPC$)、(4)累積直接投資額の自然対数($\ln CUMFDI$)、(5)住民一人当たり累積直接投資額の自然対数($\ln CUMFDIPC$)、(6)年間直接投資額対実質地域総生産比($FDIGRP$)及び(7)累積直接投資額対実質地域総生産比($CUMFDIGRP$)である。

上記に述べた7種類のFDI変数の内、 $\ln FDIANN$ から $\ln CUMFDIPC$ までの5つの変数が、外国資本の投入・蓄積規模を表すものであるとすれば、 $FDIGRP$ 及び $CUMFDIGRP$ の2変数は、外資系企業の進出地域における経済的プレゼンスを表現するものと見なすことができる。なお、投資活動が一定の時差を伴って投資受入地域の生産活動に影響を及ぼす可能性を考慮して、 $\ln FDI3AVE$ を除く残り6種類のFDI変数は、全て1期前の先決変数を用いる。強調するまでもなく、先決変数の採用は、地域経済成長と直接投資の間に起こり得る内生的関係(endogeneity)を回避する上でも有効な分析手段である。

上記FDI変数と同時制御する独立変数として、以下10種類の変数を採用する。即ち、(1)全企業数に占める累積私有化企業数の比率($PRICOM$)、(2)住民千人当たり固定電話台数の自然対数($\ln TELEPHONE$)、(3)大都市及び大都市近接地域ダミー($BIGCITY$)、(4)大規模港湾地域ダミー($BIGPORT$)、(5)欧州国境隣接地域ダミー($EUROPE$)、(6)太平洋沿岸地域ダミー($PACIFIC$)、(7)資源賦存地域ダミー($RESOURCE$)、(8)利用最新生産技術数の自然対数($\ln NEWTECH$)、そして、(9)固定資本総額の自然対数($\ln FIXCAP$)及び(10)年平均労働者数の自然対数($\ln LABOR$)である。 $PRICOM$ は、経済自由化の進展度を、 $\ln TELEPHONE$ は、通信インフラの充実度を表す変数としてそれぞれ用いる。 $BIGCITY$ は、大都市の集積効果及びその周辺地域へのスピルオーバー効果を捕える変数である。 $BIGPORT$ は、諸外国との交易活動が港湾施設所在地域にもたらす影響を、 $EUROPE$ 及び $PACIFIC$ は、外国市場への地理

的近接性が発揮する経済効果を、*RESOURCE* は、豊かな天然資源の存在が地域経済の発展に寄与する効果を、それぞれ捕捉するために採用した。また、*lnNEWTECH* は、研究開発活動がもたらす地域レベルの成長促進効果を検証するために導入する。これら8種類の変数は、FDI変数と共に、上述した(2)式の右辺第1項、即ち、全要素生産性を決定する。残る*lnFIXCAP*及び*lnLABOR*は、(2)式右辺第2項及び第3項に当たる資本及び労働投入の代理変数である。これら一連のコントロール変数は、FDI変数と共に、全て従属変数と正に相関すると予測される。

以上に述べた各変数の詳しい定義及び記述統計量は、表5の通りである。*lnGRP*をはじめとする連続変数は、連邦国家統計局の公開データを情報源としている。一方、*BIGCITY*等のダミー変数は、インターネット公開地理資料に基づいて、筆者らが独自に設定した⁹⁾。

これらの変数に、第*i*連邦構成主体の個別効果と第*t*年の時間効果をも加味したパネル回帰式は、(2)式に基づいて、次のように定式化される。

$$\begin{aligned} \ln GRP_{i,t} = & \mu + \beta_1 FDI_{i,t \text{ or } t-1} + \beta_2 PRICOM_{i,t} + \beta_3 \ln TELEPHONE_{i,t} + \beta_4 BIGCITY_i \\ & + \beta_5 BIGPORT_i + \beta_6 EUROPE_i + \beta_7 PACIFIC_i + \beta_8 RESOURCE_i \\ & + \beta_9 \ln NEWTECH_{i,t} + \beta_{10} \ln FIXCAP_{i,t} + \beta_{11} \ln LABOR_{i,t} + \varphi_i + \vartheta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3) \end{aligned}$$

ここで、 μ は定数項、 β は推定すべきパラメータ、 φ は連邦構成主体の個別効果、 ϑ は時間効果である¹⁰⁾。

上記(3)式の推定には、基本的に1996～2010年を観察期間とする71連邦構成主体のパネルデータを用いる。分析対象地域の内訳は、表3と一致している。(3)式の通り、*BIGCITY*等、独立変数の一部は通時的に不変であるから、これら時間不変変数の推定値を得るために、プーリングOLS推定量又は変量効果推定量を以て、同式のパネル推定を行う。推定量の選択は、個別効果の分散がゼロであるという帰無仮説を検定するBreush-Pagan検定の結果に従う。同検定の帰無仮説棄却域は、有意水準5%に設定する。

4. 推定結果

前節に定式化した(3)式の推定結果は、表6の通りである。同表下欄に示した通り、Breush-Pagan検定は、全14モデルについて、有意水準1%で帰無仮説を棄却している。従

⁹⁾ 同時推定する独立変数の相関係数は、全て多重共線性の発生を疑うべき閾値0.70を下回っている(Lind et al., 2004)。

¹⁰⁾ 独立変数や推定量の選択を含む回帰モデルの特定化に際しては、表4に掲げた先行研究に加えて、Popov (2001), Piliarov (2003), Solanko (2003), Benini and Czyzewski (2007), Brock (2009), Bajo-Rubio et al. (2010), Kirillova and Kantor (2011)及びLedyeva et al. (2012)を参照した。

って、同表では、変量効果推定の結果を報告した¹¹⁾。モデル全体の説明力を示す決定係数 (R^2)は、全てのケースで 0.90 を上回っており (平均 0.92)、大変満足すべき水準にある。

表 6 (a)は、全ての観測値を用いたベースライン推定の結果である。第 2 節で述べた我々の予測に違わず、ロシア経済における外国資本の役割は、2003 年以降の直接投資ブーム期を通じて、大幅に増進した可能性がある。事実、この投資急増期を観察期間に含めない先行研究の大部分とは異なり、年間直接投資額の 3 年移動平均 ($\ln FDI3AVE$)、累積直接投資額 ($\ln CUMFDI$)及び住民一人当たり累積直接投資額 ($\ln CUMFDIPC$)の 3 変数は、有意に正に推定され、なおかつ後者 2 変数の統計的有意性は、従属変数との極めて強い相関を示唆する 1%水準に達しているのである。これらの推定結果は、ロシア諸地域の経済発展を決定付ける要因の一つとして、外国資本がいまや重要な位置にあることを強く裏付けるものである。

その一方、年間直接投資額 ($\ln FDIANN$)及び住民一人当たり年間直接投資額 ($\ln FDIIPC$)の回帰係数は、上記 3 変数と共に正に推定されたが、その統計的有意性は 10%水準に届いていない。このことは、諸外国からの直接資本の投入は、要素投入の短期的な所得増大効果よりも、むしろ、長期的・累積的な生産性改善効果を通じて、地域経済に貢献している姿を我々に指し示しているものと考えられる。

なお、地域市場における外国資本の相対的なプレゼンスを表現する残り 2 種類の FDI 変数の内、累積直接投資額対実質地域総生産比 ($CUMFDIGRP$)は、筆者らの予想に反して、1%水準で有意に負に推定された。この結果は、外資系企業の国内企業に対するクラウドイング・アウト効果の可能性を示唆するものである。

表 6 (b)は、第 2 節の終わりに述べた問題意識に基づいて、分析対象地域を住民一人当たり 2003~2010 年累計投資額上位 35 連邦構成主体に制限した分析結果である。この通り、統計的に有意に推定された FDI 変数の符号と係数値は、ベースライン推定のそれと大きくは相違しておらず、なおかつ、 $\ln CUMFDIPC$ の係数は依然として正であるが、その統計的有意性は、1%水準から 10%水準以下へとむしろ大幅に低下した。この結果から、FDI の経済成長促進効果は、必ずしもより多くの外国資本を惹き付けた地域に限られるものではないことが確認される。

再び表 6 (a) の通り、コントロール変数の中では、通信インフラの充実度を表す $\ln TELEPHONE$ 、太平洋沿岸地域ダミーの $PACIFIC$ 及び天然資源の賦存性を代理する $RESOURCE$ の 3 変数が、資本と労働の要素投入量を捕える $\ln FIXCAP$ 及び $\ln LABOR$ と共に、

¹¹⁾ なお、変量効果推定と固定効果推定の選択に関するモデル特定化検定である Hausman 検定は、殆どの場合、個別効果は独立変数と無相関であるという帰無仮説を受容し、従って変量効果推定は、固定効果推定との比較においてもより適切な推定量であることが確認された。また、Hausman 検定が帰無仮説を棄却する数例のケースについては、固定効果推定も行い、その結果と変量効果推定のそれを対比したが、両者に殆ど差は見られなかった。このことは、第 5 節で報告する推定結果にも当てはまる。

筆者らの予測通り、頑健に正に推定された¹²⁾。欧州国境隣接地域ダミーである *EUROPE* が、*PACIFIC* の推定結果とは対照的に、悉く非有意であることを鑑みると、外国市場への地理的近接性のロシア地域にとっての経済的意義は、アジア太平洋地域と欧州地域で著しく異なる可能性が高い。近年、連邦政府が、極東地域活性化のために、成長著しいアジア諸国との経済的結びつきに大きな関心を払うのも、この観点から故無きことではないのである。

全企業に占める旧国有・公有私有化企業の比率を値とする *PRICOM* も、全てのモデルで正の推定値を示したが、その統計的有意性はいずれも 10%水準には届かなかった。更に、*BIGCITY* や *BIGPORT* の 2 変数も、その推定結果は非有意であり、これらダミー変数に反映された大都市圏や湾港地域という地理的要因も、ロシア地域の経済成長にとって重要なファクターではないことが示された。残る *lnNEWTECH* も非有意な推定結果を示しており、国内研究開発活動それ自身だけでは、地域経済の全要素生産性に対して、目に見えて顕著な改善効果をもたらさないことが示された。これらの推定結果は、大都市・周辺地域間の経済的紐帯の深化を通じた地域分断化問題の克服、貿易振興を介した港湾地域の再活性化、研究開発活動の効率化とその成果の地域社会への還元促進という一連の政策課題が、いまだ十分には解決されていない可能性を強く示唆している¹³⁾。

5. 吸収能力仮説の検証

FDI が投資享受国経済の生産性を高めるためには、資本投下に伴って海外から導入される高度な知識や技術が、企業経営や生産活動の現場で実際に適用されねばならない。この時、非常にしばしば現地特殊な事情や条件に対応した改良・変更が必要となるが、このためには、当該国の経済主体に一定水準以上の理解力や応用力が求められる。とりわけ、進出外国企業の観察や模倣を通じて、自社の生産性向上を図る国内企業は尚更である (Iwasaki et al., 2012)。以上を言い換えるなら、FDI に起因した技術移転の実現可能性は、投資享受国の吸収能力と正に相関するのである (Girma, 2005)。

以上は、本稿冒頭に言及した吸収能力仮説の基本的発想であり、反駁の余地はあまり無いように思われる。しかし、あらゆる先行研究が、同仮説を裏付ける実証的証拠を提示しているわけではない (Crespo and Fontoura, 2007)。また、幾つかの中東欧研究が、FDI の生産性改善効果と投資享受国の吸収能力の関係を検証しているが、その実証結果も決して首尾一貫していない (Campos and Kinoshita, 2002; Altomonte and Pennings, 2009; Bijsterbosch and Kolasa, 2010; Nicolini and Resmini, 2010; Damijan et al., 2013)。更に、ロシアについては、表

¹²⁾ これら要素投入量の回帰係数の和 ($\beta_{10} + \beta_{11}$) は、7 モデル平均 1.03 であり、従って、ロシア地域の生産活動は、規模に対してほぼ収穫一定であることが分かる。

¹³⁾ なお、推定結果は割愛したが、分析対象地域に制限を課した表 6 (b) においても、ベースライン推定との比較において、これらコントロール変数の符号関係や統計的有意性に大きな違いは見られなかった。

4に掲げられている Brock (2005)が、FDI と人的資本の相乗効果を検出するために、累積投資額対地域総生産比変化率と住民 1 万人当たり中等学校生徒数の交差項の推定を試みているが、その回帰係数は、全サンプル推定では非有意、高度汚職地域に観測値を限定したサブサンプル推定ではむしろ負に有意であり、吸収能力仮説を支持する実証結果は得られていない。

このように、吸収能力仮説の妥当性に関する実証研究の結論は賛否両論である。その主たる理由の一つは、投資享受国の吸収能力をどう捕えるかによって、実証結果が大きく左右されると考えられるからである。この観点から、技術移転の媒介要素として、研究開発活動の役割を強調する Todo and Miyamoto (2006), Fu (2008), Lööf (2009)及び Huang et al. (2012)らの研究成果は、大変注目に値する。そこで筆者らは、ロシア地域に即して吸収能力仮説の再検証を行うに当たり、多くの先行研究が採用する投資享受国の平均的教育水準ではなく、研究開発潜在力を吸収能力の代理変数に用いることとする。周知の通り、ロシアは、体制移行期の経済的苦境などから、研究開発活動の著しい縮小に直面したが、それでもソ連から継承した膨大な研究開発施設と世界最大級の研究開発者集団を誇る国であることに変わりはない。問題は、かかる大規模な研究開発資本が、必ずしも民間企業部門で有効に活用されていない点にある(Algieri, 2006; Yegorov, 2009; Gutierrez and Correa, 2012)。一連の研究者によるこのような指摘は、前節で報告した利用最新生産技術数の自然対数 ($\ln NEWTECH$) が、非有意な推定結果を示したことも整合的である。

この国内的に過剰な研究開発施設や人材と、外国資本が具備する先端知識や技術が効果的に結合すれば、国内企業との激しい競争を生むことなく、FDI 享受地域の生産性を高めることができるかもしれない。また更に、ロシアの研究開発潜在力は、決して地理的に均一的ではなく、すぐ後に報告する通り、むしろ地域間の偏在性こそ顕著である。この事実は、FDI と研究開発潜在力の結合可能性が、地域毎に大きく相違する可能性を暗示しており、従って、この要因が、各地域の経済成長率に一定の影響を及ぼすことは十分にあり得る。我々が、吸収能力仮説を検証する分析視角として、地域の研究開発潜在力に注目する理由はここにある。

ロシアでは、国内企業と同様に、外資系企業と研究開発部門の結びつきが満足できる状態から程遠いことは、紛れも無い事実である(Dyker, 2004)。しかし、外国資本が研究開発潜在力の高い地域に向かう傾向がないわけではない。図 1 (a)は、利用最新生産技術数の自然対数($\ln NEWTECH$)を縦軸、年間直接投資額の自然対数($\ln FDIANN$)を横軸とする散布図であるが、この通り、両者には緩やかな正の相関関係が看取される。同様の傾向は、利用最新生産技術数の代替変数として採用した研究開発要員一人当たり技術刷新経費額、研究開発・高等教育機関総数及び住民一人当たり高等教育機関学生数各々の自然対数 ($\ln INNOVCOST$, $\ln INSTITUTE$, $\ln STUDENT$)を用いた同図の他の散布図からも、容易に見取ることができる。なお、同図から、これら 4 種類の R&D 変数の分散は、程度の差こそ

あれ、いずれも大変大きく、FDI 受入れ実績と共に、この観点からも、ロシアの地域間格差は非常に顕著であるといえる。

吸収能力仮説は、FDI 変数と吸収能力代理変数との交差項を推定することによって検証することができる。そこで、前節で報告したベースライン推定の他の条件を全く変えることなく、回帰式の右辺に FDI 変数と *lnNEWTECH* 変数の交差項を追加し、再推定を試みた。表 7 がその結果である。同表の通り、交差項は、FDI 変数の定義の違いにも係らず、7 モデル中 6 モデルで、1%又は 5%水準で有意に正に推定された。この結果は、ロシア地域において、FDI と研究開発潜在力は、大変顕著な相乗的成長促進効果を発揮している可能性を強く示唆している。一方、Borensztein et al. (1998)の推定結果がそうである様に、表 7 において有意に推定された FDI 変数それ自身は全て負の係数値を示しており、外資系企業と地元研究開発部門の相互連携が乏しく、従って両者の相乗的な成長促進効果が望めない地域であればあるほど、FDI クラウディング・アウト効果による地域経済への弊害がより顕在化し易い傾向がここに示されている。また、FDI 変数と共に、*lnNEWTECH* 変数も、7 モデル中 4 モデルで有意に負に推定された。つまり、ロシアの研究開発施設や人材は、外国資本と有効に結びつかない限り、地域経済にとってむしろ成長の重石となっている恐れが高いのである。なお、その他のコントロール変数は、*EUROPE* 変数が、7 モデル中 4 モデルにおいて、10%水準で有意に正に推定されたことを除けば、表 6 のベースライン推定の結果と殆ど大差はない。

以上に見た FDI と地域研究開発潜在力の相乗効果が、統計的に頑健な実証結果となるのか否かを点検するために、図 1 で取り上げた *lnNEWTECH* の代替変数を用いた推定も行ってみた。その結果は表 8 に報告されているが、同表の通り、FDI 変数とこれら 3 種類の R&D 変数の交差項も、全 21 モデル中 17 モデルで有意に正に推定されており、FDI と研究開発資本は、地域経済成長に対して統計的に大変頑健な相乗作用を発揮していることが確認される。この通り、本節の実証分析は、ロシア地域における吸収能力仮説の現実適合性を強く支持する結果となった。

6. おわりに

18 年以上もの長きに亘る交渉期間を経て、2012 年 8 月によりやく実現した WTO 加盟やその他近年における一連の政策イベントが象徴する通り、ロシアは、様々な紆余曲折を経ながらも、しかし着実に国際社会との経済的な結びつきを強めてきた。再び表 1 に見る通り、対ロシア直接投資は、ここ十数年間に著しく拡大し、新興市場としての威力を如何なく発揮してきたように思われる。

このように、ロシアの世界経済への統合プロセスがダイナミックに進展する今日、同国の経済発展に果たす外国資本の役割が、確実に政策当局者や経済学者の注目を集めている。

何故ならロシアは、いまや中東欧・旧ソ連諸国の中でも最大の FDI 受入国であるが、第 2 節で指摘した通り、その経済的規模に鑑みれば、諸外国からの資本投下や多国籍企業の現地進出が行われる余地は、まだまだ十分に残されているからである。しかし、FDI という切り口で、ロシアの経済発展問題を取り上げた実証研究は、これまでの所、非常に限られており、しかもこれら先行業績には克服すべき研究課題も少なくない。そこで本稿は、ロシアへの直接投資が地域経済発展に及ぼす影響を、マクロ計量経済学的パネルデータ分析の手法を用いて、実証的に計測する試みを行った。

第 2 節の対ロシア FDI 動向の統計的概観や先行研究のレビューから得られた分析的示唆を踏まえて、第 3 節及び第 4 節では、71 連邦構成主体を網羅するパネルデータに基づいて、地域総生産を従属変数とするコブ＝ダグラス型マクロ生産関数を推定した。この結果、筆者らは、FDI と地域経済成長の間に緊密な相関関係の存在を見出すことができた。即ち、1996～2010 年を観測期間とするベースライン推定において、年間直接投資額の 3 年移動平均($\ln FDI3AVE$)は 10%水準で、累積直接投資額($\ln CUMFDI$)及び住民一人当たり累積直接投資額($\ln CUMFDIPC$)は 1%水準で、それぞれ正に推定されたのである(表 6 (a))。とりわけ、前者 2 つの変数は、分析対象地域を直接投資実績上位 35 連邦構成主体に限定した場合でも(同表(b))、繰り返し有意に正に推定された。これら 2 種類の FDI 変数が頑健に正の係数を示した推定結果からは、投資受入地域における外国資本の長期的・累積的な成長促進効果が明確に表れている。Ahrend (2005; 2008)、Brock (2005)及び Ledyeva and Linden (2008)といった一連の先行研究が、地域レベルデータを用いた FDI 成長促進効果の検出に必ずしも成功していないことを鑑みると、2003 年以降の直接投資ブームを含む観測期間の大幅な延長は、より多くの情報量の確保及び第 2 節で述べた論拠から、大変有効な実証戦略であるといえるだろう。

但し、累積直接投資額対実質地域総生産比($CUMFDIGRP$)として表現された外国資本の経済的プレゼンスに関する推定結果からは、ロシアに進出した外資系企業が、国内企業に対して一種のクラウドニング・アウト効果を発揮した可能性が示された。今後、外国資本の更なる誘致を進めるに当たっては、外資系企業と地元企業の苛烈な市場競争から生じる地域経済への負の影響を、一定程度緩和する政策措置の立案も視野に入れるべきなのかもしれない。

この観点から注目に値するのは、Lapan and Bardhan (1973)や Borensztein et al. (1998)が提起した吸収能力仮説に関する第 5 節の検証結果である。表 7 及び表 8 の推定結果が示す通り、FDI 変数と地域研究開発潜在力を代理する R&D 変数の交差項は、28 種類もの異なる組み合わせの中、実に 23 のケースで繰り返し有意に正に推定された。この驚くべきほど頑健な推定結果は、ロシア地域における吸収能力仮説の妥当性を強く実証している。しかし、第 5 節の分析結果からは、直接投資額と地域研究開発潜在力のバランス次第では、FDI の成長促進効果が、国内企業に対するクラウドニング・アウト効果によって相殺され、ネッ

トで負に転じる地域が現れる可能性も同時に示された。また、外国資本によって有効活用されていない研究開発施設や人材の存在も、地域経済にとっては成長の重荷となっている恐れが高いことも判明した。外資系企業を含む企業セクターと国内研究開発部門の連携強化は、以上の観点から、ロシア政府にとって非常に重要な政策課題であるといえよう。

更に本稿の推定結果は、アジア太平洋地域への地理的近接性及び天然資源の賦存性は、我々の予測に違わず、ロシア地域の経済発展に顕著な貢献をもたらしている一方、大都市圏、港湾地域の保有、欧州市場への近接性といった一連の地理的要因は、統計的に捕捉し得るほどに十分な成長促進効果を発揮していないことも明らかにした。ロシア地域の均齊的かつダイナミックな経済発展を目指して、更なる市場開放と規制緩和を通じた FDI のより積極的な誘致及び外資系企業を含む企業セクターと地域研究開発部門の協力関係促進と共に¹⁴⁾、これらの分析結果が含意する諸問題に対応した政策措置の速やかな立案及び実施を求めたい。

¹⁴ FDI の更なる誘致及び国内研究開発部門との相互連携を促進すべきという観点からすると、昨今におけるエネルギー・資源産業を含むいわゆる「戦略産業」に対する国家統制の強化や政治的権利や人権問題をめぐる欧米諸国との外交的摩擦は、外国投資家や多国籍企業に極めて否定的なシグナルを送るものであり、プーチン政権の速やかな政策変更が望まれる(Iwasaki and Suganuma, 2013)。無論、2014 年春に惹起したウクライナとの衝突が、早急に解決されるべきであるのは論を俟たない。

参考文献

- 岩崎一郎・菅沼桂子(2014)「ロシアへの外国直接投資と地域経済成長」『比較経済体制研究』第20号, 54-75頁.
- 岩崎一郎・徳永昌弘(2013)「外国資本と体制転換：市場経済化20年史のメタ分析」『経済研究』第64巻第4号, 353-378頁.
- 上垣彰(2005)『経済グローバリゼーション下のロシア』日本評論社.
- 菅沼桂子(2006)「移行国への外国直接投資：ロシアを中心に」『比較経済研究』第43巻第2号, 15-30頁.
- 菅沼桂子(2013)「対ロシア直接投資の経済効果研究に関する一考察」『人間科学研究』第10号, 81-107頁.
- Ahrend, R. (2005), "Speed of Reform, Initial Conditions or Political Orientation? Explaining Russian Regions' Economic Performance," *Post-Communist Economies*, Vol. 17, No. 3, pp. 289-317.
- Ahrend, R. (2008), *Understanding Russian Regions' Economic Performance during Periods of Decline and Growth: An Extreme Bound Analysis Approach*, Working Paper No. 644 ECO/WKP (2008) 52, Paris: OECD.
- Algieri, B. (2006), "Human Capital in Russia," *European Journal of Comparative Economics*, Vol. 3, No. 1, pp. 103-129.
- Altomonte, C. and Pennings, E. (2009), "Domestic Plant Productivity and Incremental Spillovers from Foreign Direct Investment," *Journal of International Business Studies*, Vol. 40, No. 7, pp. 1131-1148.
- Bajo-Rubio, O., Díaz-Mora, C. and Díaz-Roldán, C. (2010), "Foreign Direct Investment and Regional Growth: An Analysis of the Spanish Case," *Regional Studies*, Vol. 44, No. 3, pp. 373-382.
- Benini, R. and Czyzewski, A. (2007), "Regional Disparities and Economic Growth in Russia: New Growth Patterns and Catching Up," *Economic Change and Restructuring*, Vol. 40, No. 1/2, pp. 91-135.
- Bessonova, E., Kozlov, K. and Yudaeva, K. (2003), *Trade Liberalization, Foreign Direct Investment, and Productivity of Russian Firms*, Working Paper No. 39, Centre for Economic and Financial Research at New Economic School – CEFIR: Moscow.
- Bijsterbosch, M. and Kolasa, M. (2010), "FDI and Productivity Convergence in Central and Eastern Europe: An Industry-Level Investigation," *Review of World Economics*, Vol. 145, No. 4, pp. 689-712.
- Borensztein, E., De Gregorio, J. and Lee, J-W. (1998), "How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth?" *Journal of International Economics*, Vol. 45, No. 1, pp. 115-135.
- Brock, G. (2005), "Regional Growth in Russia during the 1990s: What Role Did FDI Play?" *Post-Communist Economies*, Vol. 17, No. 3, pp. 319-329.
- Brock, G. (2009), "Growth and Foreign Direct Investment in American States, 1977-2001," *Review of Urban and Regional Development Studies*, Vol. 21, No. 2/3, pp. 110-123.
- Brown, J. D. and Earle, J. S. (2000), *Competition and Firm Performance: Lessons from Russia*, Working Paper No. 296, William Davidson Institute, University of Michigan: Ann Arbor.
- Campos, N. and Kinoshita, Y. (2002), "Foreign Direct Investment as Technology Transferred: Some Panel Evidence from the Transition Economies," *The Manchester School*, Vol. 70, No. 3, pp. 398-419.
- Crespo, N. and Fontoura, M. P. (2007), "Determinant Factors of FDI Spillovers: What Do We Really Know?" *World Development*, Vol. 35, No. 3, pp. 410-425.
- Damijan, J. P., Rojec, M., Majcen, B. and Knell, M. (2013), "Impact of Firm Heterogeneity on Direct and Spillover Effects of FDI: Micro-Evidence from Ten Transition Countries," *Journal of*

- Comparative Economics*, Vol. 41, No. 3, pp. 895-922.
- Dyker, D. A. (2004), *Catching Up and Falling Behind: Post-Communist Transformation in Historical Perspective*, Imperial College Press: London.
- Fu, X. (2008), "Foreign Direct Investment, Absorptive Capacity and Regional Innovation Capabilities: Evidence from China," *Oxford Development Studies*, Vol. 36, No. 1, pp. 89-110.
- Girma, S. (2005), "Technology Transfer from Acquisition FDI and the Absorptive Capacity of Domestic Firms: An Empirical Investigation," *Open Economies Review*, Vol. 16, No. 2, pp. 175-187.
- Gutierrez, J. J. and Correa, P. (2012), *Commercialization of Publicly Funded Research and Development (R&D) in Russia: Scaling up the Emergence of Spinoff Companies*, Policy Research Working Paper No. 6263, World Bank: Washington, D.C.
- Huang, L., Liu, X. and Xu, L. (2012), "Regional Innovation and Spillover Effects of Foreign Direct Investment in China: A Threshold Approach," *Regional Studies*, Vol. 46, No. 5, pp. 583-596.
- Iwasaki, I., Csizmadia, P., Illéssy, M., Makó, Cs. and Szanyi, M. (2012), "The Nested Variable Model of FDI Spillover Effects: Estimation Using Hungarian Panel Data," *International Economic Journal*, Vol. 26, No. 4, pp. 673-709.
- Iwasaki, I. and Suganuma, K. (2005), "Regional Distribution of Foreign Direct Investment in Russia," *Post-Communist Economies*, Vol. 17, No. 2, pp. 153-172.
- Iwasaki, I. and Suganuma, K. (2013), *A Gravity Model of Russian Trade: The Role of Foreign Direct Investment and Socio-Cultural Similarity*, Working Paper No. 40, Russian Research Center, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University: Tokyo.
- Iwasaki, I. and Tokunaga, M. (2014), "Macroeconomic Impacts of FDI in Transition Economies: A Meta-Analysis," *World Development*, Vol. 61, pp. 53-69.
- Kirillova, S. A. and Kantor, O. G. (2011), "Regional Growth: the Quality of Economic Space," *Regional Research of Russia*, Vol. 1, No. 3, pp. 199-209.
- Lapan, H. and Bardhan, P. (1973), "Localized Technical Progress and Transfer of Technology and Economic Development," *Journal of Economic Theory*, Vol. 6, No. 6, pp. 585-595.
- Ledyeva, S. and Linden, M. (2008), "Determinants of Economic Growth: Empirical Evidence from Russian Regions," *European Journal of Comparative Economics*, Vol. 5, No. 1, pp. 87-105.
- Ledyeva, S., Karhunen, P. and Kosonen, R. (2012), "The Global Economic Crisis and Foreign Investment in Russia from the EU: Empirical Evidence from Firm-Level Data," *Eurasian Geography and Economics*, Vol. 53, No. 6, pp. 772-789.
- Lind, D. A., Marchal, W. G. and Wathen, S. A. (2004), *Statistical Techniques in Business and Economics*, Twelfth Edition, McGraw-Hill: Irwin.
- Löf, H. (2009), "Multinational Enterprises and Innovation: Firm Level Evidence on Spillover via R&D Collaboration," *Journal of Evolutionary Economics*, Vol. 19, No. 1, pp. 41-71.
- Nicolini, M. and Resmini, L. (2010), "FDI Spillovers in New EU Member States: Which Firms Create Them and Which Firms Really Benefit?" *Economics of Transition*, Vol. 18, No. 3, pp. 478-511.
- Peter, K. S., Svejnar, J. and Terrell, K. (2004), *Distance to the Efficiency Frontier and FDI Spillovers*, Discussion Paper No. 1332, Institute for the Study of Labor – IZA: Bonn.
- Piliarov, A. (2003), "Political and Economic Factors in the Development of Russia's Regions," *Problems of Economic Transition*, Vol. 46, No. 6, pp. 32-55.
- Ponomareva, N. (2000), *Are There Positive or Negative Spillovers from Foreign-Owned to Domestic Firms?* Working Paper No. BSR/00/042, New Economic School: Moscow.
- Popov, V., (2001), "Reform Strategies and Economic Performance of Russia's Regions," *World Development*, Vol. 29, No. 5, pp. 865-886.
- Solanko, L. (2003), *An Empirical Note on Growth and Convergence across Russian Regions*, Discussion Paper No. 9, Institute for Economics in Transition, Bank of Finland – BOFIT: Helsinki.
- Todo, Y. and Miyamoto, K. (2006), "Knowledge Spillovers from Foreign Direct Investment and the

- Role of Local R&D Activities: Evidence from Indonesia,” *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 55, No. 1, pp. 173-200.
- Tytell, I. and Yudaeva, K. (2006), *The Role of FDI in Eastern Europe and New Independent States: New Channels for the Spillover Effect*, Working Papers No. 217, Centro Studi Luca D’agliano, Università Degli Studi Di Milano: Milano.
- Yegorov, I. (2009), “Post-Soviet Science: Difficulties in the Transformation of the R&D Systems in Russia and Ukraine,” *Research Policy*, Vol. 38, No. 4, pp. 600-609.
- Yudaeva, K., Kozlov, K., Melentieva, N. and Ponomareva, N. (2003), “Does Foreign Ownership Matter?” *Economics of Transition*, Vol. 11, No. 3, pp. 383-409.
- Долгопятова, Т. (2009), Изменение структуры собственности на предприятиях обрабатывающей промышленности (по данным мониторинга)// Вопросы Экономики, 12, С. 111-124.

表1 ロシアのマクロ経済及び外国直接投資主要指標(1995～2010年)

	1995年	1996年	1997年	1998年	1999年	2000年	2001年	2002年	2003年	2004年	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年
国内総生産(GDP)成長率 ¹⁾	-4.1	-3.6	1.4	-5.3	6.4	10.0	5.1	4.7	7.3	7.2	6.4	8.2	8.5	5.2	-7.8	4.3
鉱工業生産成長率(%) ¹⁾	-4.6	-4.5	2.0	-5.2	11.0	8.7	2.9	3.1	8.9	8.0	5.1	6.3	6.8	0.6	-9.3	8.2
消費者物価指数上昇率(%) ²⁾	131.3	21.8	11.0	84.4	36.5	20.2	18.6	15.1	12.0	11.7	10.9	9.0	11.9	13.3	8.8	8.8
失業率(%) ³⁾	9.6	9.8	12.0	13.4	12.9	10.0	9.0	8.7	8.0	8.1	7.3	7.0	5.9	7.1	8.7	7.7
貿易収支(10億ドル)	31.5	38.7	32.0	27.7	42.6	69.2	58.1	60.5	76.4	106.0	142.8	163.4	152.1	200.5	134.4	167.6
各年外国直接投資額(100万ドル)	2,020	2,440	5,333	3,361	4,260	4,429	3,980	4,002	6,781	9,420	13,072	13,678	27,797	27,027	15,906	13,810
累積外国直接投資額(100万ドル) ⁴⁾	2,020	4,460	9,793	13,154	17,414	21,843	25,823	29,825	36,606	46,026	59,098	72,776	100,573	127,600	143,506	157,316
国民一人当たり各年外国直接投資額(1ドル) ⁵⁾	13.6	16.5	36.0	22.7	28.9	30.2	27.2	27.5	46.8	65.3	91.1	95.8	195.4	190.3	112.1	96.6
国民一人当たり累積外国直接投資額(1ドル) ^{4) 5)}	13.6	30.1	66.2	89.0	118.0	148.7	176.5	204.8	252.5	319.3	411.9	509.8	707.2	898.5	1011.3	1100.8

(注) 1. 対前年度比実質成長率。

2. 12月時点での対前年比上昇率。

3. 労働人口(男性は16～59歳, 女性は15～54歳)の年平均失業率。

4. 累積額は, データが公表されている1995年を起点として合計している。

5. 各年1月1日現在の人口数に基づき筆者算定。

(出所)ロシア連邦国家統計局の公開データ(<http://www.gks.ru/>)に基づき筆者作成。

表2 対ロシアFDIの産業部門別構成(2004~2008年)

(単位:100万ドル)

	2004年		2005年		2006年		2007年		2008年		2004~2008年 期間合計	
	投資額	構成比 (%)	投資額	構成比 (%)	投資額	構成比 (%)	投資額	構成比 (%)	投資額	構成比 (%)	投資額	構成比 (%)
産業全体	9,420	100.0	13,072	100.0	13,678	100.0	27,797	100.0	27,027	100.0	90,994	100.0
農業・畜産・林業	89	0.9	118	0.9	190	1.4	224	0.8	503	1.9	1,124	1.2
水産業	1	0.0	1	0.0	4	0.0	26	0.1	2	0.0	34	0.0
鉱業	4,080	43.3	4,012	30.7	4,521	33.1	13,933	50.1	4,979	18.4	31,525	34.6
燃料・エネルギー資源	3,984	42.3	3,913	29.9	4,313	31.5	13,670	49.2	4,645	17.2	30,525	33.5
それ以外の鉱物資源	96	1.0	99	0.8	208	1.5	263	0.9	334	1.2	1,000	1.1
製造業	2,911	30.9	6,028	46.1	2,602	19.0	4,101	14.8	5,918	21.9	21,560	23.7
食品・飲料・タバコ	336	3.6	550	4.2	629	4.6	1,147	4.1	1,060	3.9	3,722	4.1
繊維・縫製	35	0.4	19	0.1	8	0.1	49	0.2	40	0.1	151	0.2
皮・革製品・靴	5	0.1	10	0.1	2	0.0	0	0.0	0	0.0	17	0.0
木材加工・木製品	326	3.5	329	2.5	296	2.2	234	0.8	566	2.1	1,751	1.9
紙パルプ・出版印刷	44	0.5	95	0.7	81	0.6	178	0.6	559	2.1	957	1.1
コークス・石油製品	5	0.1	3,555	27.2	7	0.1	21	0.1	15	0.1	3,603	4.0
化学	238	2.5	229	1.8	282	2.1	371	1.3	324	1.2	1,444	1.6
ゴム・プラスチック製品	75	0.8	154	1.2	208	1.5	273	1.0	296	1.1	1,006	1.1
その他非鉄金属鉱物製品	449	4.8	397	3.0	481	3.5	550	2.0	814	3.0	2,691	3.0
冶金・金属加工	1,142	12.1	173	1.3	221	1.6	565	2.0	782	2.9	2,883	3.2
機械・設備	60	0.6	166	1.3	127	0.9	77	0.3	197	0.7	627	0.7
電気・電子・光学製品	29	0.3	71	0.5	34	0.2	118	0.4	258	1.0	510	0.6
輸送手段・設備	114	1.2	217	1.7	172	1.3	353	1.3	893	3.3	1,749	1.9
電力・ガス・水道	0	0.0	149	1.1	50	0.4	152	0.5	2,332	8.6	2,683	2.9
建設業	87	0.9	117	0.9	271	2.0	891	3.2	958	3.5	2,324	2.6
卸売・小売・修繕	958	10.2	767	5.9	840	6.1	3,256	11.7	3,994	14.8	9,815	10.8
ホテル・レストラン	20	0.2	21	0.2	21	0.2	49	0.2	72	0.3	183	0.2
運輸・通信	196	2.1	245	1.9	379	2.8	591	2.1	1,282	4.7	2,693	3.0
通信	41	0.4	54	0.4	159	1.2	327	1.2	126	0.5	707	0.8
金融仲介	356	3.8	589	4.5	1,502	11.0	1,123	4.0	1,713	6.3	5,283	5.8
不動産取引・賃貸	650	6.9	930	7.1	3,210	23.5	3,273	11.8	5,043	18.7	13,106	14.4
その他	72	0.8	95	0.7	88	0.6	178	0.6	231	0.9	664	0.7

(出所) ロシア連邦国家統計局の公開データ(<http://www.gks.ru/>)に基づき筆者作成。

表3 ロシア連邦構成主体別FDI実績(2003~2010年)

(a) 累積投資額			(b) 住民一人当たり投資額		
順位	地域名	投資額 (百万ドル)	順位	地域名	投資額 (ドル)
1	モスクワ市	44,650.3	1	サハリン州	44,034.5
2	サハリン州	21,885.2	2	モスクワ市	3,868.8
3	モスクワ州	12,617.7	3	カルーガ州	2,411.3
4	サンクト・ペテルブルグ市	4,962.0	4	ノヴゴロド州	1,892.6
5	オムスク州	3,725.1	5	オムスク州	1,884.2
6	チェリヤビンスク州	2,523.5	6	モスクワ州	1,775.6
7	チュメニ州	2,488.1	7	トムスク州	1,577.9
8	カルーガ州	2,433.0	8	コミ共和国	1,449.5
9	レニングラード州	2,412.3	9	アルハンゲリク州	1,443.9
10	アルハンゲリク州	1,768.8	10	レニングラード州	1,403.3
11	タタールスタン共和国	1,745.5	11	リペツク州	1,286.4
12	クラスノダール地方	1,716.3	12	アムール州	1,112.6
13	トムスク州	1,655.3	13	サンクト・ペテルブルグ市	1,012.9
14	リペツク州	1,507.6	14	ウラジーミル州	922.8
15	ウラジーミル州	1,329.8	15	ハカシヤ共和国	783.1
16	コミ共和国	1,303.1	16	チュメニ州	730.7
17	ニジェゴロド州	1,240.5	17	チェリヤビンスク州	726.0
18	ノヴゴロド州	1,198.0	18	コストロマ州	717.0
19	アムール州	922.4	19	カムチャッカ州(地方)	587.5
20	スヴェルドロフスク州	912.2	20	トゥーラ州	563.2
21	トゥーラ州	873.0	21	カーリーニングラード州	557.4
22	沿海地方	843.3	22	カレリヤ共和国	482.6
23	サマラ州	825.3	23	タタールスタン共和国	460.9
24	ロストフ州	802.3	24	沿海地方	431.8
25	イルクーツク州	745.6	25	ニジェゴロド州	375.0
26	オレンブルグ州	694.3	26	オレンブルグ州	341.7
27	ケメロヴォ州	578.7	27	チタ州(ザバイカル地方)	331.3
28	バシコルトスタン共和国	534.4	28	クラスノダール地方	328.2
29	カーリーニングラード州	525.1	29	リャザン州	315.2
30	コストロマ州	477.5	30	イルクーツク州	307.1
31	ハカシヤ共和国	416.6	31	ヤロスラブリ州	303.5
32	ヤロスラブリ州	385.7	32	サマラ州	256.7
33	クラスノヤルスク地方	383.5	33	トヴェリ州	256.1
34	チタ州(ザバイカル地方)	366.4	34	オルロフ州	237.5
35	リャザン州	363.1	35	ブスコフ州	233.8
36	ノヴォシビルスク州	346.2	36	ハバロフスク地方	212.4
37	トヴェリ州	345.8	37	スヴェルドロフスク州	212.3
38	サラトフ州	323.1	38	ケメロヴォ州	209.6
39	カレリヤ共和国	310.3	39	チュヴァシ共和国	200.3
40	ベルミ地方	310.0	40	ユダヤ自治管区	197.0
41	ハバロフスク地方	285.2	41	ロストフ州	187.7
42	スタヴロポリ地方	256.7	42	キーロフ州	171.2
43	チュヴァシ共和国	250.6	43	サハ(ヤクーチア)共和国	169.6
44	キーロフ州	229.3	44	マガン州	160.4
45	ベルゴロド州	225.1	45	ベルゴロド州	146.9
46	カムチャッカ州(地方)	189.2	46	イワノヴォ州	142.5
47	オルロフ州	186.7	47	クラスノヤルスク地方	135.6
48	ウドムルト共和国	183.9	48	バシコルトスタン共和国	131.2
49	ヴォルゴグラード州	169.1	49	ムールマンスク州	130.6
50	サハ(ヤクーチア)共和国	162.4	50	アストラハン州	129.9
51	ブスコフ州	156.9	51	ノヴォシビルスク州	129.9
52	イワノヴォ州	151.0	52	サラトフ州	128.3
53	アストラハン州	131.2	53	ウドムルト共和国	121.0
54	アルタイ地方	126.8	54	ベルミ地方	117.7
55	ヴォログダ州	117.3	55	モルドヴァ共和国	116.4
56	クルスク州	117.1	56	クルスク州	104.0
57	ウリヤノフスク州	112.7	57	ヴォログダ州	97.7
58	ムールマンスク州	103.7	58	スタヴロポリ地方	92.2
59	ヴォロネジ州	99.2	59	クルガン州	89.9
60	モルドヴァ共和国	97.1	60	ウリヤノフスク州	87.4
61	ブリャンスク州	96.5	61	スモレンスク州	78.7
62	クルガン州	81.7	62	ブリャンスク州	75.7
63	スモレンスク州	77.3	63	ヴォルゴグラード州	64.9
64	ペンザ州	71.9	64	タンボフ州	63.6
65	タンボフ州	69.3	65	アルタイ地方	52.5
66	ユダヤ自治管区	34.7	66	ペンザ州	52.0
67	マガン州	25.0	67	トゥヴァ共和国	46.2
68	ブリヤート共和国	14.8	68	ヴォロネジ州	42.5
69	トゥヴァ共和国	14.2	69	ブリヤート共和国	15.2
70	マリ・エル共和国	4.7	70	アルタイ共和国	11.0
71	アルタイ共和国	2.3	71	マリ・エル共和国	6.8

(出所) ロシア連邦国家統計局の公開データ(<http://www.gks.ru/>)に基づき筆者作成。

表4 対ロシアFDIの経済効果に関する先行研究一覧

文献名	推定期間	分析対象	推定方法 ¹⁾	従属変数	FDIの効果に関する主な実証結果 ²⁾
Brown and Earle (2000)	1992～1998年	ロシアの14,961社	OLS, RE	1992年12月時点の価格で生産された企業の産出の価値	<生存帰帰分析結果>1993年の外国所有ダミー(-), 外国との合併企業ダミー(-), <通常の帰帰分析結果>外国所有(+), 外国との合併企業ダミー(+), <所有形態別分析>外国所有(+), 外国との合併企業ダミー(+), 逆ミルズ比の外国所有(+), 外国との合併企業ダミー(+)
Ponomareva (2000)	1993～1997年	ロシアの常勤の従業員5～1,000人の企業(4桁分類企業)	OLS, FE	総産出	<クロスセクション分析>FDIダミー(+), FDIスピルオーバー(-), <産業特性を追加した分析>FDIダミー(+), FDIスピルオーバー(-), <輸出志向のスピルオーバー効果>FDIスピルオーバー(+), 輸出ダミー×FDIスピルオーバー(-), <その他>中等教育水準×FDIスピルオーバー(+), 経済改革進展指標(-)
Bessonova et al. (2003)	1993～2000年(前半:1994～1998年;後半:1999～2000年)	ロシアの83産業の企業	OLS, FE, RE	TFP成長率	<全産業>全期間:①FDIの割合(+), ②供給者間でのFDIの割合(+), ③消費者間でのFDIの割合(+), 前半:②(+), ③(+), 後半:②(-), <輸入競争産業>全期間:①(+), ②(+), ③(+), 前半:②(+), ③(+), 後半:②(-), <輸出志向産業>全期間:①(-), ③(+), 前半:①(-), ③(+), 後半:①(+), ②(-), ③(-), <非貿易産業>全期間:①(+), ③(+), 前半:②(+), ③(+), 後半:①(+), ②(-), ③(-), <産業間貿易の活発な産業>全期間:①(+), ②(+), 前半:③(+), 後半:①(+), ②(-)
Yudaeva et al. (2003)	①1996年あるいは1997年(外国企業と国内企業との比較);②1993～1997年(外国企業からのスピルオーバー効果)	ロシア	FE	企業の付加価値	水平的スピルオーバー(+), 上流産業へのスピルオーバー(-), 下流産業へのスピルオーバー(-)
Peter et al. (2004)	1993～2000年	ロシア, チェコ	OLS, RE, FE, 2SLS-RE	外国のフロンティア企業の生産効率とのギャップ	<ロシア>国内企業へのスピルオーバー(初期⇒その後-), 外国所有企業へのスピルオーバー(初期⇒その後+)
Ahrend (2005)	1990～1998年	ロシア77地域+ロシア欧露部	OLS, RE, 2SLS	(1)住民一人当たり地域総生産(GRP)成長率, (2)住民一人当たり所得の成長率, (3)工業生産の成長率	<従属変数(1)～(3)>全てのFDI指標(no) 但し, <従属変数(1)>住民一人当たりFDI(+)(欧露部)
Brock (2005)	1995～2000年(前半:1995～1997年, 後半:1998/1999～2000年)	ロシア地域(+40のサブグループ)	OLS	GRP成長率	<全サンプル>前半:GRPに占めるFDI(+), 後半:累積FDI対GRP比変化率(-), <高度汚職地域サブサンプル>全期間・後半:累積FDI対GRP比変化率(+), 累積FDI対GRP比変化率×住民1万人当たり中等学校生徒数(-)
Tytell and Yudaeva (2006)	不明	ロシア, ウクライナ, ポーランド, ルーマニアの企業データ	OLS, GMM	(1)付加価値, (2)生産性(TFP), (3)1期後の資本・労働比率	<ロシア>FDI(+), 輸出志向のFDIスピルオーバー効果(+), <低汚職地域>FDI(+), FDIスピルオーバー(-)
Ahrend (2008)	1993～2004年	ロシア77地域	EBA	(1)危機前の成長要因:1995～1998年の年平均のGRP成長率, (2)危機後の成長要因:1999～2004年の年平均GRP成長率	危機前・危機後:1995年のFDI(no)
Ledyeva and Linden (2008)	1996～2005年(前半:1996～1999年, 後半:2000～2005年)	ロシア74地域	OLS, LAD, FE, GMM	GRP成長率	<全体>全期間:FDI(基本的にno), 前半:OLS分析ではFDI(+), GMMではFDI(no), <所得別分析>高所得地域:OLSではFDI(-), 低所得地域:GMMではFDI(+)
Долгопятова (2009)	2009年	64地域(882社)	Logit, Probit	所有集中度低下率	<戦略的發展>外国の戦略的パートナーの出現(+), <経営の方法・技術>外国のライバルとの基準化(+)

(注) 1. 英語略語は, OLS:最小二乗法, RE:変量効果推定法, FE:固定効果推定法, 2SLS:二段階最小二乗法, GMM:一般化モーメント法, EBA:極限分析法(Extreme Bound Analysis), LAD:最小絶対偏差法(Last Absolute Deviation method), Logit:ロジット推定法, Probit:プロビット推定法を, それぞれ意味する。

2. 括弧内の符号は, +:正に推定されかつ統計的にも有意, -:負に推定されかつ統計的にも有意, no:統計的に非有意, であることをそれぞれ意味する。

(出所)筆者作成。

表5 実証分析に用いる変数の定義及び記述統計量

変数名	定義	記述統計量		
		平均	標準偏差	中央値
<i>lnGRP</i>	実質地域総生産額(自然対数) ^{1) 2)}	8.73	1.05	8.65
<i>lnFDIANN</i>	年間直接投資額(自然対数) ^{1) 3)}	9.26	2.55	9.51
<i>lnFDI3AVE</i>	年間直接投資額3年移動平均(自然対数) ^{1) 3)}	9.61	2.35	9.81
<i>lnFDIPC</i>	住民一人当たり年間直接投資額(自然対数) ^{1) 4)}	1.93	2.34	2.12
<i>lnCUMFDI</i>	累積直接投資額(自然対数) ^{1) 3)}	11.27	2.44	11.60
<i>lnCUMFDIPC</i>	住民一人当たり累積直接投資額(自然対数) ^{1) 4)}	3.73	2.61	3.92
<i>FDIGRP</i>	年間直接投資額対実質地域総生産比 ¹⁾	0.02	0.07	0.00
<i>CUMFDIGRP</i>	累積直接投資額対実質地域総生産比 ¹⁾	5.20	11.05	1.40
<i>PRICOM</i>	全企業数に占める1995年以降の累積私有化企業数の比率 ¹⁾	0.01	0.01	0.01
<i>lnTELEPHONE</i>	住民千人当たり固定電話台数(自然対数) ¹⁾	9.80	0.32	9.86
<i>BIGCITY</i>	大都市及び大都市近接地域ダミー ⁵⁾	0.70	0.91	0.00
<i>BIGPORT</i>	大規模港湾地域ダミー ⁶⁾	0.34	0.82	0.00
<i>EUROPE</i>	欧州国境隣接地域ダミー ⁷⁾	0.08	0.28	0.00
<i>PACIFIC</i>	太平洋沿岸地域ダミー ⁷⁾	0.07	0.26	0.00
<i>RESOURCE</i>	資源賦存地域ダミー ^{1) 8)}	0.29	0.64	0.00
<i>lnNEWTECH</i>	利用最新生産技術数(自然対数) ¹⁾	6.54	1.64	6.77
<i>lnFIXCAP</i>	固定資本総額(自然対数) ^{1) 2)}	9.95	0.05	9.96
<i>lnLABOR</i>	年平均労働者数(自然対数) ^{1) 9)}	6.49	0.02	6.42
<i>lnINNOVCOST</i>	研究開発要員一人当たり技術刷新経費額(自然対数) ^{1) 10)}	11.92	1.92	12.06
<i>lnINSTITUTE</i>	研究開発・高等教育機関総数(自然対数) ¹⁾	3.58	0.98	3.47
<i>lnSTUDENT</i>	住民一人当たり高等教育機関学生数(自然対数) ¹⁾	5.74	0.57	5.83

(注) 1. ロシア連邦国家統計局の公式データを用いて筆者算出。

2. 単位は1998年までは10億ルーブル、それ以降は100万ルーブル。

3. 単位は千ドル。

4. 単位はドル。

5. 10大都市所在連邦構成主体には2、大都市所在連邦構成主体隣接地域には1を、それぞれ付与した変数。

6. 国内最大級の港湾地域には3、大規模港湾地域には2、中規模港湾地域には1を与え、連邦構成主体毎に点数を合計した変数。

7. 該当する地域には1、それ以外には0を、それぞれ付与した変数。

8. 鉱物資源生産額を用いたクラスター分析(4分類)の結果に基づき、チュメニ州には3、タートルスタン共和国、ケメロヴォ州、サハリン州、オレンブルグ州には2、サハ共和国(ヤクーチア)、コミ共和国、アルハンゲリク州、バシコルトスタン共和国、ペルミ地方、サマーラ州、トムスク州、クラスノヤルスク地方、ウドムルト共和国には1を、それぞれ付与した変数。

9. 単位は千人。

10. 単位は1998年までは千ルーブル、それ以降はルーブル。

(出所) ロシア連邦国家統計局公開データ(<http://www.gks.ru/>)及びその他インターネット公開地理資料を用いて筆者作成。

表6 ロシア地域経済成長モデルのパネル推定

(a) ベースライン推定¹⁾

推定期間	1996~2010年						
分析対象地域	全71連邦構成主体						
モデル	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]
FDI変数							
<i>lnFDIANN</i>	0.0024 (0.004)						
<i>lnFDI3AVE</i>		0.0089* (0.005)					
<i>lnFDIIPC</i>			0.0020 (0.004)				
<i>lnCUMFDI</i>				0.0734*** (0.015)			
<i>lnCUMFDIIPC</i>					0.0288*** (0.008)		
<i>FDIGRP</i>						-0.0385 (0.158)	
<i>CUMFDIGRP</i>							-0.0032*** (0.001)
コントロール変数							
<i>PRICOM</i>	1.1338 (2.626)	1.2001 (2.605)	1.1587 (2.625)	0.6043 (2.540)	1.4393 (2.585)	1.4902 (2.562)	0.9722 (2.580)
<i>lnTELEPHONE</i>	0.2195*** (0.066)	0.2184*** (0.065)	0.2206*** (0.066)	0.1676*** (0.063)	0.1799*** (0.064)	0.2141*** (0.066)	0.1916*** (0.064)
<i>BIGCITY</i>	-0.0197 (0.036)	-0.0220 (0.036)	-0.0197 (0.036)	-0.0432 (0.034)	-0.0284 (0.036)	-0.0177 (0.033)	-0.0106 (0.035)
<i>BIGPORT</i>	-0.0153 (0.041)	-0.0144 (0.041)	-0.0151 (0.041)	0.0054 (0.039)	-0.0125 (0.041)	-0.0158 (0.038)	-0.0178 (0.040)
<i>EUROPE</i>	0.1543 (0.105)	0.1455 (0.105)	0.1542 (0.104)	0.0369 (0.102)	0.1270 (0.104)	0.1589 (0.098)	0.1733* (0.103)
<i>PACIFIC</i>	0.3928*** (0.129)	0.3804*** (0.130)	0.3921*** (0.129)	0.1208 (0.135)	0.3095** (0.130)	0.3971*** (0.122)	0.4466*** (0.128)
<i>RESOURCE</i>	0.2880*** (0.045)	0.2868*** (0.045)	0.2880*** (0.045)	0.2630*** (0.043)	0.2857*** (0.044)	0.2877*** (0.042)	0.2940*** (0.044)
<i>lnNEWTECH</i>	-0.0006 (0.009)	-0.0003 (0.009)	-0.0004 (0.009)	-0.0052 (0.009)	-0.0044 (0.009)	-0.0017 (0.009)	0.0008 (0.009)
<i>lnFIXCAP</i>	0.2477*** (0.014)	0.2431*** (0.013)	0.2478*** (0.014)	0.2581*** (0.012)	0.2324*** (0.014)	0.2520*** (0.013)	0.2431*** (0.013)
<i>lnLABOR</i>	0.8047*** (0.049)	0.7992*** (0.049)	0.8064*** (0.049)	0.6680*** (0.054)	0.7958*** (0.049)	0.8037*** (0.046)	0.8036*** (0.048)
定数項	-1.2494* (0.664)	-1.2183* (0.651)	-1.2547* (0.664)	-0.6898 (0.639)	-0.7074 (0.651)	-1.2070* (0.655)	-0.9031 (0.644)
連邦構成主体個別効果	yes						
時間効果	yes						
<i>N</i>	855	872	856	878	878	856	878
決定係数(R^2)	0.91	0.91	0.91	0.92	0.91	0.91	0.90
Breush-Pagan検定(χ^2) ²⁾	1794.20***	1883.47***	1799.14***	1629.63***	1825.04***	1824.66***	1596.56***
Wald検定(χ^2) ³⁾	3857.07***	3962.00***	3862.67***	4185.86***	4063.58***	3969.34***	4065.49***

(b) 分析対象地域を直接投資実績上位連邦構成主体に制限した場合^{1) 4)}

推定期間	1996~2010年						
分析対象地域	住民一人当たり2003~2010年累計投資額上位35連邦構成主体						
モデル	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]	[13]	[14]
<i>lnFDIANN</i>	0.0042 (0.005)						
<i>lnFDI3AVE</i>		0.0126* (0.007)					
<i>lnFDIIPC</i>			0.0043 (0.005)				
<i>lnCUMFDI</i>				0.0801*** (0.022)			
<i>lnCUMFDIIPC</i>					0.0147 (0.011)		
<i>FDIGRP</i>						-0.0959 (0.162)	
<i>CUMFDIGRP</i>							-0.0044*** (0.001)
<i>N</i>	432	433	432	433	433	432	433
決定係数(R^2)	0.94	0.94	0.94	0.94	0.94	0.94	0.93
Breush-Pagan検定(χ^2) ²⁾	551.87***	555.31***	552.38***	364.50***	522.53***	523.92***	473.28***
Wald検定(χ^2) ³⁾	2312.45***	2330.11***	2309.44***	2465.86***	2383.00***	2445.51***	2388.45***

(注) 1. 変量効果推定。従属変数は、全て実質地域総生産額の自然対数(*lnGRP*)。独立変数推定値の上段は回帰係数。下段括弧内はWhiteの修正法による分散不均一性の下でも一貫性のある標準誤差。***:1%水準で有意, **:5%水準で有意, *:10%水準で有意。

2. プーリングOLSと変量効果モデルの選択に関するモデル特定化検定。帰無仮説:個別効果の分散がゼロ。

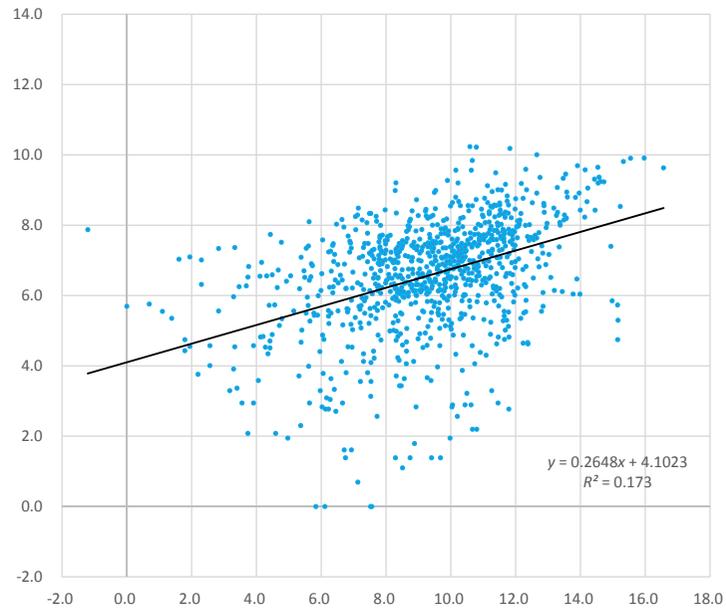
3. 帰無仮説:全ての係数がゼロ。

4. コントロール変数の推定結果は省略したが、その構成はベースライン推定のそれと同一であり、連邦構成主体の個別効果と時間効果も制御されている。

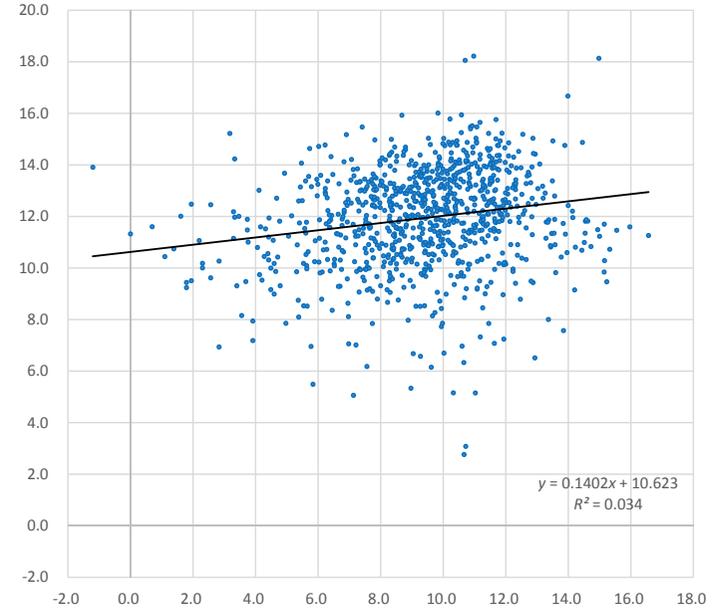
(出所)筆者推定。推定に用いた変数の定義及び記述統計量は、表5を参照。

図1 ロシア地域の研究開発潜在力と外国直接投資実績の散布図(1996~2010年)

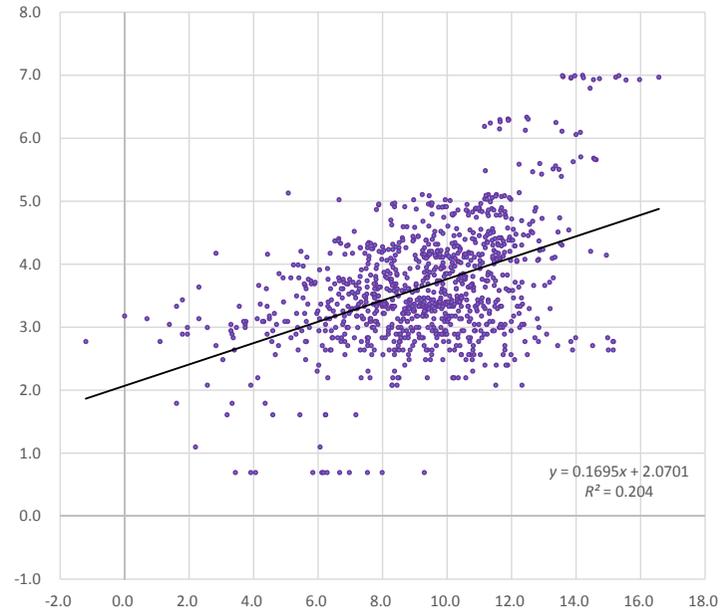
(a) 縦軸：利用最新生産技術数の自然対数($\ln NEWTECH$)



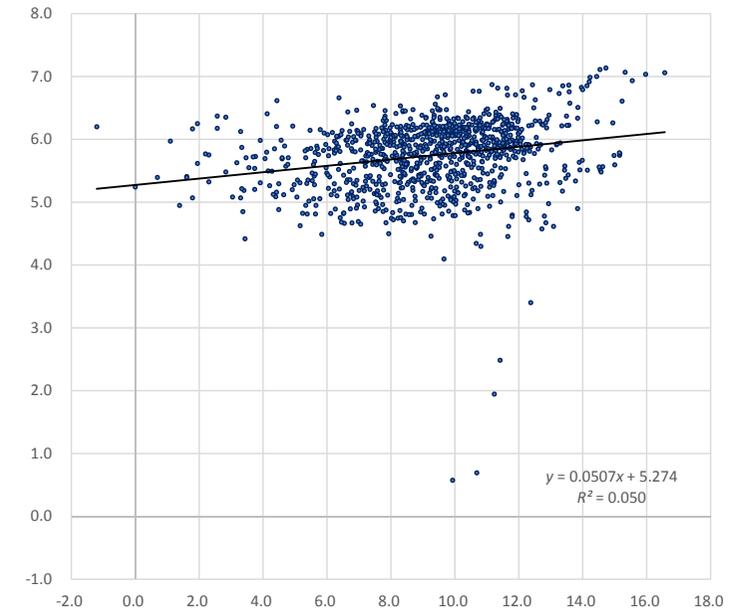
(b) 縦軸：研究開発要員一人当たり技術刷新経費額の自然対数($\ln INNOVCOST$)



(c) 縦軸：研究開発・高等教育機関総数の自然対数($\ln INSTITUTE$)



(d) 縦軸：住民一人当たり高等教育機関学生数の自然対数($\ln STUDENT$)



(注)横軸は、年間直接投資額の自然対数($\ln FDIANN$)。
(出所)筆者作成。各変数の定義及び記述統計量は、表5を参照。

表7 外国直接投資と地域研究開発潜在力の相乗効果に関するパネル推定¹⁾

推定期間	1996～2010年						
分析対象地域	全71連邦構成主体						
モデル	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]
FDI変数							
<i>lnFDIANN</i>	-0.0434 *** (0.013)						
<i>lnFDI3AVE</i>		-0.0655 *** (0.015)					
<i>lnFDIPC</i>			-0.0415 *** (0.013)				
<i>lnCUMFDI</i>				0.0237 (0.021)			
<i>lnCUMFDIPC</i>					-0.0515 *** (0.017)		
<i>FDIGRP</i>						-1.5157 * (0.761)	
<i>CUMFDIGRP</i>							-0.0028 (0.003)
R&D変数							
<i>lnNEWTECH</i>	-0.0573 *** (0.018)	-0.0977 *** (0.022)	-0.0060 (0.010)	-0.1192 *** (0.033)	-0.0405 *** (0.012)	-0.0017 (0.010)	0.0034 (0.010)
FDI変数とR&D変数の交差項							
<i>FDI × lnNEWTECH</i>	0.0073 *** (0.002)	0.0119 *** (0.002)	0.0068 *** (0.002)	0.0107 *** (0.003)	0.0134 *** (0.003)	0.2654 ** (0.134)	-0.0001 (0.000)
コントロール変数							
<i>PRICOM</i>	1.3527 (2.594)	1.6480 (2.557)	1.1063 (2.585)	0.2530 (2.510)	1.3010 (2.550)	1.2218 (2.541)	0.9066 (2.583)
<i>lnTELEPHONE</i>	0.2174 *** (0.066)	0.2116 *** (0.064)	0.2196 *** (0.066)	0.1694 *** (0.063)	0.1800 *** (0.063)	0.2119 *** (0.066)	0.1811 *** (0.064)
<i>BIGCITY</i>	-0.0233 (0.035)	-0.0297 (0.035)	-0.0199 (0.035)	-0.0610 * (0.034)	-0.0395 (0.036)	-0.0178 (0.033)	-0.0095 (0.034)
<i>BIGPORT</i>	-0.0175 (0.040)	-0.0172 (0.040)	-0.0173 (0.040)	0.0000 (0.039)	-0.0217 (0.041)	-0.0175 (0.038)	-0.0173 (0.039)
<i>EUROPE</i>	0.1731 * (0.103)	0.1750 * (0.102)	0.1674 (0.102)	0.0452 (0.101)	0.1616 (0.104)	0.1638 * (0.096)	0.1747 * (0.100)
<i>PACIFIC</i>	0.3980 *** (0.127)	0.4009 *** (0.126)	0.4024 *** (0.126)	0.1072 (0.133)	0.3626 *** (0.130)	0.4006 *** (0.120)	0.4392 *** (0.125)
<i>RESOURCE</i>	0.2975 *** (0.044)	0.3009 *** (0.044)	0.2964 *** (0.044)	0.2634 *** (0.042)	0.3053 *** (0.044)	0.2928 *** (0.041)	0.2952 *** (0.043)
<i>lnFLXCAP</i>	0.2413 *** (0.014)	0.2323 *** (0.013)	0.2430 *** (0.014)	0.2526 *** (0.012)	0.2163 *** (0.014)	0.2509 *** (0.013)	0.2443 *** (0.013)
<i>lnLABOR</i>	0.7987 *** (0.048)	0.7950 *** (0.048)	0.7980 *** (0.048)	0.6516 *** (0.053)	0.7930 *** (0.048)	0.7996 *** (0.046)	0.7974 *** (0.047)
定数項	-0.7845 (0.665)	-0.4347 (0.656)	-1.1169 * (0.658)	-0.0348 (0.650)	-0.3439 (0.644)	-1.1501 * (0.654)	-0.7892 (0.644)
連邦構成主体個別効果	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
時間効果	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>N</i>	852	868	854	874	874	854	874
決定係数(R^2)	0.91	0.91	0.91	0.92	0.91	0.91	0.90
Breusch-Pagan検定(χ^2) ²⁾	1725.69 ***	1797.45 ***	1744.13 ***	1635.67 ***	1861.68 ***	1796.38 ***	1536.22 ***
Wald検定(χ^2) ³⁾	3930.17 ***	4083.29 ***	3940.82 ***	4248.25 ***	4172.55 ***	3995.87 ***	4072.31 ***

(注) 1. 変量効果推定。従属変数は、全て実質地域総生産額の自然対数(*lnGRP*)。独立変数推定値の上段は回帰係数。下段括弧内はWhiteの修正法による分散不均一性の下でも一貫性のある標準誤差。***: 1%水準で有意, **: 5%水準で有意, *: 10%水準で有意。

2. プーリングOLSと変量効果モデルの選択に関するモデル特定化検定。帰無仮説: 個別効果の分散がゼロ。

3. 帰無仮説: 全ての係数がゼロ。

(出所)筆者推定。推定に用いた変数の定義及び記述統計量は、表5を参照。

表8 外国直接投資と地域研究開発潜在力の相乗効果に関する統計的頑健性の検証¹⁾

(a) 研究開発要員一人当たり技術刷新経費額の自然対数を用いた場合

推定期間	1996～2010年						
	全71連邦構成主体						
分析対象地域							
モデル	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]
FDI変数							
<i>lnFDIANN</i>	-0.0699 *** (0.017)						
<i>lnFDI3AVE</i>		-0.0659 *** (0.019)					
<i>lnFDIPC</i>			-0.0644 *** (0.017)				
<i>lnCUMFDI</i>				0.0335 (0.024)			
<i>lnCUMFDIPC</i>					-0.0340 * (0.018)		
<i>FDIGRP</i>						-2.9074 *** (0.815)	
<i>CUMFDIGRP</i>							0.0015 (0.003)
R&D変数							
<i>lnINNOVCOST</i>	-0.0525 *** (0.014)	-0.0534 *** (0.016)	-0.0090 (0.007)	-0.0399 ** (0.020)	-0.0157 * (0.008)	-0.0038 (0.007)	0.0085 (0.006)
FDI変数とR&D変数の交差項							
<i>FDI × lnINNOVCOST</i>	0.0061 *** (0.001)	0.0063 *** (0.002)	0.0056 *** (0.001)	0.0042 ** (0.002)	0.0051 *** (0.001)	0.2434 *** (0.072)	-0.0004 (0.000)
<i>N</i>	864	884	866	892	892	866	892
決定係数(R^2)	0.90	0.91	0.90	0.92	0.91	0.91	0.91
Breush-Pagan検定(χ^2) ²⁾	2096.81 ***	2197.05 ***	2084.7 ***	1925.51 ***	2191.07 ***	1950.82 ***	1873.43 ***
Wald検定(χ^2) ³⁾	3947.62 ***	4116.13 ***	3966.47 ***	4296.81 ***	4259.23 ***	4093.68 ***	4218.48 ***

(b) 研究開発・高等教育機関総数の自然対数を用いた場合

推定期間	1996～2010年						
	全71連邦構成主体						
分析対象地域							
モデル	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]	[13]	[14]
FDI変数							
<i>lnFDIANN</i>	-0.0091 ** (0.005)						
<i>lnFDI3AVE</i>		-0.0352 ** (0.014)					
<i>lnFDIPC</i>			-0.0246 * (0.014)				
<i>lnCUMFDI</i>				-0.0159 (0.032)			
<i>lnCUMFDIPC</i>					-0.0253 (0.017)		
<i>FDIGRP</i>						-0.2216 (0.619)	
<i>CUMFDIGRP</i>							0.0022 (0.003)
R&D変数							
<i>lnINSTITUTE</i>	-0.0753 *** (0.047)	-0.1174 ** (0.055)	-0.0164 (0.043)	-0.3243 *** (0.106)	-0.0628 (0.042)	0.0045 (0.042)	0.0023 (0.041)
FDI変数とR&D変数の交差項							
<i>FDI × lnINSTITUTE</i>	0.0071 *** (0.002)	0.0136 *** (0.004)	0.0080 ** (0.004)	0.0270 *** (0.009)	0.0170 *** (0.005)	0.0156 (0.211)	-0.0012 (0.001)
<i>N</i>	867	891	868	909	909	868	909
決定係数(R^2)	0.91	0.92	0.91	0.93	0.92	0.91	0.91
Breush-Pagan検定(χ^2) ²⁾	1976.10 ***	1989.96 ***	1865.03 ***	1816.48 ***	2064.31 ***	1836.10 ***	1874.28 ***
Wald検定(χ^2) ³⁾	3992.37 ***	4197.50 ***	3978.62 ***	4469.07 ***	4336.57 ***	4118.22 ***	4264.57 ***

(続く)

(表8 続き)

(c) 住民一人当たり高等教育機関学生数の自然対数を用いた場合

推定期間	1996～2010年						
分析対象地域	全71連邦構成主体						
モデル	[15]	[16]	[17]	[18]	[19]	[20]	[21]
FDI変数							
<i>lnFDIANN</i>	-0.1625 *** (0.038)						
<i>lnFDI3AVE</i>		-0.1738 *** (0.045)					
<i>lnFDIPC</i>			-0.1649 *** (0.040)				
<i>lnCUMFDI</i>				-0.0569 (0.048)			
<i>lnCUMFDIPC</i>					-0.1997 *** (0.046)		
<i>FDIGRP</i>						-2.7888 ** (1.142)	
<i>CUMFDIGRP</i>							-0.0084 (0.006)
R&D変数							
<i>lnSTUDENT</i>	-0.2820 *** (0.070)	-0.3094 *** (0.081)	-0.0848 ** (0.037)	-0.2826 *** (0.109)	-0.1500 *** (0.044)	-0.0336 (0.033)	-0.0563 (0.041)
FDI変数とR&D変数の交差項							
<i>FDI × lnSTUDENT</i>	0.0282 *** (0.007)	0.0310 *** (0.008)	0.0285 *** (0.007)	0.0233 *** (0.009)	0.0400 *** (0.008)	0.4758 ** (0.208)	0.0012 (0.001)
<i>N</i>	866	891	868	909	909	868	909
決定係数(R^2)	0.91	0.91	0.91	0.93	0.92	0.91	0.91
Breush-Pagan検定(χ^2) ²⁾	2107.61 ***	2200.46 ***	2094.71 ***	1784.45 ***	2114.14 ***	1941.05 ***	1835.91 ***
Wald検定(χ^2) ³⁾	4014.50 ***	4217.59 ***	4023.84 ***	4483.36 ***	4423.82 ***	4251.99 ***	4321.51 ***

(注) 1. 変量効果推定。従属変数は、全て実質地域総生産額の自然対数(*lnGRP*)。コントロール変数の推定結果は省略したが、その構成は表7と同一であり、連邦構成主体の個別効果と時間効果も制御されている。独立変数推定値の上段は回帰係数。下段括弧内はWhiteの修正法による分散不均一性の下でも一貫性のある標準誤差。

***: 1%水準で有意, **: 5%水準で有意, *: 10%水準で有意。

2. プーリングOLSと変量効果モデルの選択に関するモデル特定化検定。帰無仮説: 個別効果の分散がゼロ。

3. 帰無仮説: 全ての係数がゼロ。

(出所)筆者推定。推定に用いた変数の定義及び記述統計量は、表5を参照。