

〔論文〕

中央アジア諸国における海外直接投資の経済効果

稲葉和夫

立命館大学経済学部

要 旨

本研究では、中央アジア地域における海外直接投資が当該地域に及ぼした経済効果を実証的に検討する。入手可能なデータの制約から対象地域をカザフスタン、ウズベキスタン、キルギスタン、タジキスタンに限定している。先行研究を踏まえ、経済効果を水平効果、垂直効果（前方効果、後方効果）の3つの側面から捉え、企業の生産から原材料、資本、労働の効果を除いた全要素生産性を考察の対象とする。

分析に用いるデータは、世界銀行が主に発展途上国を対象としている企業調査（Business Environment and Enterprise Performance Survey）、およびアジア開発銀行・EORA Global Supply Chain Databaseを用いる。分析対象期間は、2009年、2013年、2019年である。分析結果は、水平効果、垂直的效果ともに有意な結果が検出されていない。この点は、直接投資による外資系企業の浸透が見られる東南アジアにおける実証結果と対照的である。

キーワード：海外直接投資、中央アジア、全要素生産性、スピルオーバー効果

Economic impact of foreign direct investment in Central Asia

Kazuo INABA

Faculty of Economics
Ritsumeikan University

1. はじめに

1991年の旧ソビエト連邦崩壊、1990年代の政治的経済的変動を経た幾つかの中央アジア諸国では2000年代以降比較的安定した成長経路への兆しも見え始めている。しかしながら、社会的政治的基盤が脆弱なままでの急激な市場経済への移行は、天然資源が乏しい国では、対外負債が拡大し、政治的経済的な不安定な状態が依然として続いている。特に、1990年代の国家の建設計画が明確にならない段階における当面の運営資金をIMFなどの国際機関、あるいは他国のからの借りに依存した国は、対外負債比率の拡大を招くに至っている。

4カ国のうちカザフスタンは2000に入り比較的高い成長を享受しているものの、他の諸国は政府による強い規制、政治的不安定性から直接投資受入れはまだ低い段階にとどまっている。

他方、ASEAN諸国は1990年代より、南アジア諸国は2000年代後半より、直接投資の受入れによって、製造業への新技術の導入を通じて国際競争力の強化を図り、当該地域の企業の生産性向上に一定の役割を果たしているかに見える。

本稿は、中央アジア諸国のうち、カザフスタン、ウズベキスタン、タジキスタン、キルギスタンに焦点をあわせ、外資導入が当該地域での企業活動に及ぼす効果について数量的に検討を行うことを目的としている。企業活動の指標としては、生産水準、労働生産性などがあるが、本稿では後に述べるように全要素生産性（Total Factor Productivity, TFP）を念頭に置いている。

本稿の構成は、以下の通りである。第2章においては、関連する先行研究を検討する。続いて、第3章では分析の枠組みとデータを紹介する。第4章では分析結果を検討し、まとめを第5章で行う¹⁾。

2. 先行研究

直接投資が受入れ国経済、とりわけ発展途上国に及ぼす経済効果についての実証研究は、これまで様々な視角から行われているが、本稿では直接投資の産業間、産業内のスピルオーバー効果に焦点をあわせることから、先行研究も関連する研究に限定している。

1) 本稿における分析は、筆者が2014年4月-9月にオーストリア経済研究所（WIFO, Wien Institute für Wirtschaftsforschung）滞在中に最初の研究を手掛けた。当時の研究成果は、2014年11月に Korea Economics and Business Association 2014 International Conference、および12月に中京大学第6回計量分析研究会（山田光男教授主催）にて“Does DFI spillover exist in Central Asian countries?”というタイトルで報告を行った。その後、更新したデータを用いて、Dr. Arif UR RahmanとASEAN諸国と中央アジア諸国の直接投資のスピルオーバー効果についての共同研究を進めた。研究成果は、2021年9月25日に開催された The 5th International Conference on Business and Economics (Virtual), Dhakaにて“FDI Spillover Variations among Different Asian Regions: A Firm-Level Analysis”というタイトルで報告を行った。本稿は、その研究成果の一部に基づいている。なお、本稿は、科学研究費基盤C（2019-2021年）「南アジア地域における外資系企業が及ぼすスピルオーバー効果についての実証研究」（課題研究番号19K01664）の研究成果の一部でもある。

2.1 産業内スピルオーバー

外資系企業参入による宣伝効果、競争、労働力の移動などを通じて国内企業は生産性の上昇を享受することができる。まず、Das (1987)、Wang and Blomstrom (1992)は、外資系企業の先進的な技術、生産戦略、組織化されたスキルによって宣伝効果が作用するとする。第二に、Wang & Blomström, (1992)、Glass and Saggi (2002)は、競争相手の外資系企業の参入を通じて国内企業には生産効率の改善を実行する強制力により競争効果がもたらされるとみなす。市場の集中は、競争プロセスを通じて低下しうる。ただ、この競争効果はマイナスかもしれない。Glass and Saggi (2002)が主張するように、外資系企業との激しい競争によって、国内企業の中には競争に太刀打ちできず市場退出を余儀なくされる。Aitken and Harrison (1999)はまた、このような効果を「市場争奪効果」と特徴づけ、実際には需要が国内企業から外資系企業に移行したにすぎないことになる。第三には、Fosfuri et al., (2001)、Glass and Saggi (2002)が指摘するように、海外企業からもたらされる熟練の労働者の流入は、正の知識面でのスキルオーバーをもたらすかもしれない。

他方、外資系企業によって比較的高い給与が提供されると技術を有する労働者は、国内企業から外資系企業に移動することになり、その結果生産性の低下が生じる。

水平効果がどのように作用するかの検証を試みた多くの実証研究からは、国内企業への生産性に利益が生じるという点での頑健性のある結果はまだ見られない。Javorcik (2004)、Bwalya (2006)、Barrios 他 (2011)、Blalock and Gertler (2008)、Damijan 他 (2008)、Kugler (2006)などは、直接投資から水平効果の実証を得ておらず、Javorcik (2004)はこの点について、国内企業と競争関係にある外資系企業は内蔵された知識・技術の流出を阻止しようと図ると説明する。彼は、また多国籍企業がサプライヤー・顧客に技術伝搬が生じたかどうかを点検する術を持たないことも強調する。

次に、スピルオーバー効果を産業内から産業間（垂直的波及）で検討すると、外資系企業と国内企業との川上（後方連関）・川下（前方連関）の関係で取らえることができる。

2.2 産業間スピルオーバー

後方連関は、川上の国内企業が川下の外資系企業へ原材料の供給プロセスを通して生産性上昇を獲得する時に生じる。Lall (1978)は、このような状況が外資系企業による国内企業への知識の移転を通じて起こりうるとしている。また、より良質な原材料を得るために外資系企業は、受入れ国の原材料を供給する企業の労働者に対する訓練や技術援助を通じて可能となる。更に、Javorcik (2004)によれば、海外外の顧客からの中間製品と完成品に対する強い需要は、生産効率と製品の質改善の要因として働く。

前方連関は、これまで先行研究ではそれほど注目を集めなかったが、スピルオーバー効果の流れは川上の中間財を供給する外資系企業から川下の国内企業へ発生する。Grossman and Helpman (1993)は、国内企業はより進んだ技術を体化する外資系企業のサプライヤーから次のことを学ぶとしている。川上での海外直接投資は競争を刺激し、他の国内サプライヤーは自らの企業存続のため当該産業の生産効率改善を余儀なくされる。結果として、Newman 他 (2015) が指摘するように、川上の外資系企業がより効率的な生産に基づいた中間財を提供することを通じて、川下の国内企業に生産性の改善

をもたらすかもしれない。このように、理論的には正のスピルオーバー効果が予想されるものの、従来の実証研究では、結果は期待されたものばかりではない。

2.3 先行研究における実証結果

Caves (1974), Globerman (1979), Blomstrom and Persson (1983)などは、企業レベルでの直接投資スピルオーバー効果に関する先駆的な研究といえる。クロスセクションデータを用いた彼らの研究では、大半において直接投資の正のスピルオーバー効果が報告されているが、産業の異質性と時間の効果を考慮に入れていない点で批判を余儀なくされている。なぜならば、多国籍企業は高い生産性を持つ産業に投資を行う傾向があり、その結果として海外投資企業から正のスピルオーバー効果が得られる結果となる。

クロスセクションデータの持つ制約を克服するためその後の多くの研究では、パネルデータを用いた分析に依拠するようになっていく。Mona Haddad and Ann E. Harrison (1993)はモロッコについて、Aitken and Harrison (1999)はベネズエラについて、Djankov and Hoekman (2000)はチェコ共和国について、Konings (2001)はブルガリア、ルーマニア、ポーランドについて、パネルデータを用いて現地企業の生産性が外資系企業の出現によって影響を受けるか否かの検討を行っている。これら発展途上国における研究では、大半の場合有意性を持たない負の水平効果しか得られていない。それとは対照的に、先進諸国を対象にした研究では、異なる結果が得られている。Haskel 他 (2002)はイギリスについて、Keller and Yeaple (2003)はアメリカについて、ともに正のスピルオーバー効果を得ている。他の欧州諸国では、Konings (2001)はブルガリア、ルーマニアにおいて負の直接投資スピルオーバーを見出し、ポーランドにおいては有意な結果が得られていない。他方、Barrios 他 (2004)は、スペイン、アイルランドにおいて正の効果を見出している。

以上の水平効果に加えて、産業間の後方効果、前方効果などを加えた研究には以下のものがある。Schoors and van der Tol (2002)はハンガリーについて、Javorick (2004)はリトアニアについて、Blalock (2002)はインドネシアについて後方効果、前方効果を通じた正のスピルオーバー効果を得ている。同様に、Merlevede and Schoors (2005)は正の前方効果を、しかし後方効果についてはルーマニアの輸出志向産業においてのみ正の効果を得ている。

本稿は、中央アジア地域における外資系企業の事業活動が地元企業に及ぼすスピルオーバー効果を検討することを目的としているが、当該地域を含む先行研究は限られている。世界銀行が提供する5カ国（ポーランド、モルドバ、タジキスタン、ウズベキスタン、キルギスタン）の企業サーベイデータを用いた分析はYasar and Morrison Paul (2007)に見られ、正の産業間スピルオーバー効果を得ている。以上の先行研究に基づき、次章では本稿の分析の枠組みと使用するデータについて述べることにする。

3. データと分析の枠組み

3.1 データ

本稿の分析で用いるデータは、基本的には二つのソースからなる。第一は、世界銀行が151カ国で行っている企業サーベイ（Business Environment and Enterprise Performance Surveys (BEEPS)）によって提供されるデータベースである。第二は、分析対象国の産業連関表である。

第一の世界銀行のBEEPSからは、対象企業に対する調査から売上、雇用、資本、原材料購入などの企業規模の関する基本的資料をはじめとして、本稿が目的とする外資系企業の比率、輸出入状況、

表1 中央アジア調査対象企業の国別・産業別分布

産業	カザフスタン	キルギスタン	タジキスタン	ウズベキスタン	産業合計	産業構成 (%)
食品	308	112	136	216	772	12.1 %
繊維	123	36	86	276	521	8.1 %
皮革	5	3	6	8	22	0.3 %
木材	27	2	9	5	43	0.7 %
紙。印刷	80	44	26	29	179	2.8 %
石油製品	8	3	0	1	12	0.2 %
化学	37	16	13	35	101	1.6 %
ゴム・プラスチック	77	14	15	131	237	3.7 %
非鉄	137	56	60	181	434	6.8 %
鉄鋼・鉄鋼製品	171	23	13	51	258	4.0 %
機械	104	11	12	27	154	2.4 %
電器	41	9	8	15	73	1.1 %
輸送機器	33	5	2	24	64	1.0 %
家具・リサイクル	54	11	12	77	154	2.4 %
建設	237	93	155	138	623	9.7 %
自動車修理	51	20	32	64	167	2.6 %
卸売	256	82	70	90	498	7.8 %
小売	537	191	292	384	1404	21.9 %
ホテル・レストラン	54	40	50	83	227	3.5 %
運輸・通信	102	81	67	102	352	5.5 %
IT	34	13	6	58	111	1.7 %
合計	2476	865	1070	1995	6406	100.0 %
国別比率 (%)	38.7 %	13.5 %	16.7 %	31.1 %	100 %	

企業活動に対する融資の難易度などの情報を得ることができる。対象国への調査は、一定の期間をおいて行われ、その調査結果が公表されるものの、国によって公表の時期と頻度は異なる。本稿が対象とする中央アジア4カ国は、2000年初めより調査が行われている。ただし、2012年以降とそれ以前では調査項目が異なっているところもあり全ての公表データの利用するには困難が伴う。分析においては、4カ国ともに2009年、2013年、2019年の調査データを用いている。表1は、調査対象となった企業の国別、産業別企業数を示している。調査企業数は、3か年合計が6,406で、国別構成では表の最下欄に掲載されているようにカザフスタン、キルギスタン、タジキスタン、ウズベキスタンがそれぞれ38.7%、13.5%、16.7%、31.1%となっており、カザフスタン、ウズベキスタン2カ国で全体の約7割を占めている。産業別には、製造業では食品が12.1%、繊維8.1%、非鉄6.8%が目立つ程度で、卸売、小売の高い割合が高い。また、調査対象企業のうち、株式の10%以上を占めるいわゆる外資系企業は553社と全体の8%程度にとどまっている。

第二の産業連関表は、後述するようにスピルオーバー効果のうち、後方効果、前方効果を推定するためのデータとして用いられる。中央アジア4カ国のうち、タジキスタンを除く3カ国は独自の産業連関表を作成していることが確認されている²⁾。他方、本稿の分析で必要とされる産業連関表は2009年、2013年、2019年である。ウズベキスタンのみ2019年産業連関表が公表されているにとどまる。他の3カ国については公表されている産業連関表をそのまま分析に用いるには無理がある。カザフスタン、キルギスタン2カ国については2010年以降2017年まで利用可能なアジア開発銀行（ADB）が編纂した産業連関表を利用し、2010年を2009年として、2017年と2019年として分析に用いる。ADB編纂の産業連関表が存在しないウズベキスタン、タジキスタンについては、The Eora Global Supply Chain Databaseを用いることにする³⁾。

3.2 分析の枠組み

モデル推定の基本的枠組みは、基本的にはJavorcik (2004)に依拠している。まず、第一に売上高の対数 $\log(Y_{cjt})$ を説明する(1)式でコブダグラス生産関数の形式となっている。

$$\begin{aligned} \log(Y_{cjt}) = & \beta_1 + \beta_2 \log(L_{cjt}) + \beta_3 \log(K_{cjt}) + \beta_4 \log(M_{cjt}) + \beta_5 \text{Horizontal}_{cjt} + \\ & \beta_6 \text{Backward}_{cjt} + \beta_7 \text{Forward}_{cjt} + \beta_8 \text{Fin_obstacle}_{ijct} + \beta_9 \text{Dummy}_c + \beta_{10} \ln \text{Age}_{ijct} + \\ & \beta_{11} \text{Dummy}_t + \varepsilon_{cjt} \end{aligned} \quad (1)$$

ここで、 L_{cjt} は、常用雇用労働者数、 K_{cjt} は企業の固定資本、 M_{cjt} は原材料額、 Horizontal は水平効果、 Backward は後方効果、 Forward は前方効果、 Fin_obstacle は企業が融資を受ける上の制約の程度、 Dummy_c は国別ダミー、 Age_{ijct} は企業の生存年数、 Dummy_t は時間ダミー、 ε_{cjt} は誤差項をあらわしている。変数の下の添え字c、i、j、tはそれぞれ国識別、企業識別、産業識別、時点をあらわす。

2) 2021年12月の段階で、ウズベキスタンが独自に2019年産業連関表を公表している。

3) EORA データベースは、環境問題分析のために作成されたノン・サーバイデータでADBが開発した産業連関表とは作表の仕方が異なるので、双方の比較には注意を必要とする。

Y_{ijt} , L_{ijt} , K_{ijt} , M_{ijt} はインフレーションを考慮するため各国の産業別デフレーターで除し、実質化した値となっている。これらの実質値は各国の通貨単位で評価したものであるから、国家間での額自体の比較はできないので、国別ダミー $Dummy_c$ で調整を行っている。資金制約ダミー $Fin_obstacle_{ijt}$ は、資金制約があるか否かのダミー変数であらわしている。

さて、推定に用いるもう一つのモデルは、全要素生産性 (TFP) を被説明変数とする。(2) コブダグラス関数に自然対数を施した (3) 式を推定し

$$Y_{ijt} = A_{ijt} K_{ijt}^{\alpha_K} L_{ijt}^{\alpha_L} M_{ijt}^{\alpha_M} \quad (2)$$

$$\ln Y_{ijt} = \ln A_{ijt} + \alpha_K \ln K_{ijt} + \alpha_L \ln L_{ijt} + \alpha_M \ln M_{ijt} \quad (3)$$

その残差を TFP と定義し、(4) を推定する。

$$TFP = \delta_0 + \delta_1 Horizontal_{ijt} + \delta_2 Backward_{ijt} + \delta_3 Forward_{ijt} + \delta_4 Fin_obstacle_{ijt} + \delta_5 Dummy_c + \delta_6 \ln Age_{ijt} + \delta_7 Dummy_t + \eta_{ijt} \quad (4)$$

ここで、 η_{ijt} は誤差項。

スピルオーバー効果をあらわす変数は、以下のように作成する。水平効果 $Horizontal_{ijt}$ は、

$$Horizontal_{ijt} = \frac{\sum_{i \text{ for all } i \in j} (Foreignshare_{it} * Y_{it})}{\sum_{i \text{ for all } i \in i} Y_{it}} \quad (5)$$

で示される。すなわち、この指標は同一産業内では共通で、分子のように当該産業の売上額に個々の企業の外資系比率 $Foreignshare_{ijt}$ に売上額を掛け合わせたものを産業内の外資系企業の貢献度とし、産業内の売上額合計で除したものである。(4) 式 $Horizontal_{ijt}$ の係数 δ_1 が正であれば、外資系企業の比率が高くなることによってその産業内の経済活動は促進されることになる。反対に、係数 δ_1 が負となれば産業内の経済活動が抑制され、直接投資が受入れ国の競争を阻害する可能性を示唆することになる。 δ_1 がどちらの符号を持つのかは、受入れ地域の経済発展の段階にも依存するものと考えられる。

次に、後方効果、前方効果は以下のように示される。両効果は、同一産業では共通のものとなっている。

$$Backward_{ijt} = \sum_{hijh \neq j} \alpha_{jxt} * Horizontal_{xt} \quad (6)$$

(6) の後方効果の指標では、産業連関表の投入係数が用いられる。投入係数 α_{jxt} は、 x 産業 (外資系企業) が企業活動のため j 産業 (地元企業) から供給を受ける、 x 産業の生産額に対する比率で、それに外資系企業の生産貢献度 $Horizontal_{xt}$ を掛け合わせた合計として定義される。(4) 式 $Backward_{ijt}$ の上昇は、 $Horizontal_{xt}$ の増加だけでなく、 α_{jxt} の増加をもたらすことになり、その結果係数 δ_2 が正であれば、外資系企業は地元企業への原材料調達を増加させることに結び付くと解釈する。その意味では、直接投資が受入れ国の新技術導入、生産性の向上にもつながる可能性を持つ。し

かし、係数 δ_2 が負であれば、外資系企業は地元企業への調達を避け、外資系本国、ないしは第三国からの調達に依存することになり、直接投資が当該地域へ及ぼす効果は限定されたものとなる。

(7) 式の前方向効果では、産業連関表の投入係数 σ_{jzt} が用いられる。(6) 式の投入係数 α_{jzt} が投入係数表の縦方向を用いていたのに対して、投入係数 σ_{jzt} は投入係数表の横方向を用いることになる。つまり、外資系企業産業 z の経済活動増加がどれだけ地元企業 j の需要を呼び起こすかの指標となる。投入係数の縦方向を用いるか横方向を用いるかの違いはあるにしても、投入係数に $Horizontal_{it}$ を掛け合わせて産業内合計を施したという点では、後方効果、前方効果は類似している。ただ、産業連関表の横方向の最終需要には、輸出需要も含まれているため、国内需要に限定する意味から、輸出需要を控除した $(Y_{it}-Export_{it})$ を Y_{it} の代わりに用いる点で異なっている。この方式は、Javorcik (2004)を踏襲している。

$$Forward_{jt} = \sum_{x \neq j} \sigma_{jzt} \left[\frac{\sum_{i \text{ for all } i \in j} foreignshare_{it} * (Y_{it} - Export_{it})}{\sum_{i \text{ for all } i \in z} (Y_{it} - Export_{it})} \right] \quad (7)$$

4. 分析結果の検討

表2は、中央アジア地域の外資系企業の事業活動が及ぼすスピルオーバー効果を示している。まず、最小二乗法では、外資系企業を含めた全産業では外資比率が高い企業ほど全要素生産性が高く、水平効果の係数は正で有意で、競争をより促進するという結果となる。他方、後方効果、前方効果の係数はともに負で有意である⁴⁾。標本数を国内企業のみ限定した場合も同様な結果が得られている。

通常、最小二乗法は企業の異質性を考慮しておらず、推定結果に偏りをもたらすので、異質性を考慮した固定効果モデルについては、従属変数が販売額の自然対数の場合と全要素生産性の場合の推定結果を示している⁵⁾。従属変数が売上高、全要素生産性いずれの場合も、全企業・国内企業に限らず、水平効果、後方効果、前方効果ともに係数が有意でなくなる⁶⁾。

Arif UR Rahman and Inaba (2021b)は、ASEAN諸国、南アジア諸国のスピルオーバー効果を固定効果モデルで推定を試みている⁷⁾。ASEAN諸国においては、水平効果が負で、後方効果が正の伴に有意、南アジアにおいては水平効果が有意に正で、後方効果、前方効果は有意でないという結果を得ている。このように中央アジア地域の推定結果が、ASEAN、南アジア地域とは異なる理由は何処にあるのだろうか？

-
- 4) コブダグラス生産関数の推定において、労働、資本、原材料の係数推定値はともに正で有意な結果となっており、妥当な推定結果といえる。
 - 5) ハウスマン検定により、帰無仮説が棄却され、変量効果モデルより固定効果モデルが妥当するという結果となっている。
 - 6) 2002年、2005年、2009年の世界銀行のデータを利用したInaba (2014)においても、同様な結果を得ている。
 - 7) 利用データの制約の関係で、ASEANの対象国はベトナム、マレーシア、インドネシア、フィリピン、南アジアの対象国は、インド、バングラデシュ、スリランカ、ネパールに限定している。

中央アジア諸国における海外直接投資の経済効果

3地域のスピルオーバー効果の違いは、それぞれの地域の発展段階に対応した効果を反映しているとも考えることができる。Arif UR Rahman and Inaba (2021a)は、ASEANのベトナム、南アジアのバングラデシュの直接投資のスピルオーバー効果を検討したところ、先のASEAN、南アジアでの推定結果とほぼ同じ結果を得た。

その背景として、ベトナムの場合は、2000年代半ばより直接投資の増大が見られ、GDPに対するネットのネットの直接投資額比率は5-10%と高い水準にある。外資系企業のウェイトが当初は繊維などの軽工業の傾斜していたのが、近年は電気機械、輸送機械などの重工業へのシフトが見られる。ベトナムの場合、調査対象企業2196社のうち直接投資企業とみなされる株式10%以上保有の外資系企業数は359社と全体の11.2%に達する。それに対して、バングラデシュ、中央アジア4カ国は、直接投資企業はそれぞれ72社、165社と調査対象企業2917社、6904社のうちどちらも2.5%にすぎない。バングラデシュについては、軽工業に外資系企業の占めるウェイトは中央アジア諸国より高い。バングラデシュにおけるネットの直接投資GDP比率は1-2%とベトナムと比較すると低い水準にあるが、

表2 最小二乗法、固定効果モデルによるスピルオーバー効果の推定結果

変数	最小二乗法		固定効果モデル			
	全企業	国内企業	従属変数：販売額		従属変数：全要素生産性	
	全企業	国内企業	全企業	国内企業	全企業	国内企業
労働	0.2585*** (0.0358)	0.2515*** (0.0351)	-0.1996 (0.4426)	-0.1645 (0.4540)		
資本	0.2564*** (0.0187)	0.2554*** (0.0182)	-0.1823 (0.1383)	-0.1494 (0.1507)		
原材料	0.6286*** (0.0197)	0.6256*** (0.0191)	0.5835** (0.1792)	0.5327* (0.2217)		
外資比率	0.0036** (0.0016)		0.1443* (0.0659)		0.0701 (0.0696)	
水平効果	1.3593** (0.5087)	1.5856** (0.5691)	2.0361 (2.2069)	2.0563 (2.2600)	2.3986 (3.1490)	2.1220 (3.1167)
後方効果	-1.8642* (1.0737)	-2.5233** (1.2828)	-6.0119 (4.6946)	-6.9583 (5.0400)	-0.7876 (6.0502)	-3.0745 (6.3510)
前方効果	-3.7231** (1.4266)	-4.3324** (1.5678)	0.4923 (6.1127)	1.6573 (6.5445)	6.7434 (8.4167)	8.1545 (8.4427)
金融制約	-0.1390* (0.0808)	-0.1524* (0.0828)	-0.0358 (0.4474)	-0.3462 (0.7227)	-0.0643 (0.6020)	-0.5817 (0.7731)
存続年数	0.0143 (0.0514)	-0.0190 (0.0530)	0.3565 (0.4553)	0.3657 (0.4825)	0.2041 (0.6479)	0.1582 (0.6637)
定数項	2.7644*** (0.2515)	2.7601*** (0.2577)				
標本数	775	667	775	667	775	667
決定係数	0.8916	0.8961	0.9045	0.8915	0.6783	0.4735

(注) カッコ内は係数の標準誤差

2010年代の直接投資増大による外資系企業の浸透の高まりは国内企業の競争効果をもたらしたともいえる。

推定結果からすれば、ベトナムは外資系企業の浸透のよる競争に伴い、企業の淘汰も進行し、企業内競争の水平効果は負に作用している反面、競争は中間財製品を提供する現地企業に対しては海外からの技術伝搬をもたらし、より効率的な生産が促進され、正の後方効果をもたらしているのかもしれない。バングラデシュについては、外資系企業の存在が高まった軽工業を中心として産業内の競争効果が働き、正の水平効果が得られたと考えることもできる。それに対して、中央アジアの場合は、2000年代より各国での直接投資は増加し始めたものの、外資系企業の浸透度は、まだ国内経済に及ぼす影響にまではなっていないかもしれない（付表1参照）。

5. まとめと課題

本稿では、中央アジア4カ国における海外直接投資が当該地域へ及ぼすスピルオーバー効果について、世界銀行による企業サーベイデータを用いて検討を行った。後方効果、前方効果の推定については、ADB、およびEORAが提供する産業連関表を利用した。企業、産業の異質性を考慮した固定効果モデルの推定では、水平効果、後方効果、前方効果のいずれも有意性を持たない結果となった。この結果は、既に外資系企業の活動が浸透しつつあるASEAN諸国、南アジア諸国の先の推定結果と比較しても解釈可能なものともいえる。

しかしながら、以下に述べるように利用可能なデータの制約などから、断定的な結論には慎重にあらざるを得ない。

第一に、中央アジア4カ国の対象企業数は、表1で示すように6,406社であったが、実際に推定に用いられた表2の標本数は、全企業で775社と8.2%にすぎない。このように推定可能な標本数が極端に減少した理由は、説明変数のうち固定資本額と原材料額を報告しない企業数がかなりの数にのぼり欠損値が表れたことによる。ASEAN諸国、南アジア諸国の場合は、対象企業数がそれぞれ9,264社、14,464社で、推定に用いられた標本数はそれぞれ4,394社、6,671社であるから、欠損値の割合は中央アジアのケースよりは高くない。その意味では、推定結果のバイアスの可能性を排除できない。

第二に、投資相手国の産業連関表を用いることによって、産業間取引関係は現地企業も外資系企業も同一であることを前提にしている。多国籍企業が発展途上国に直接投資を行い、現地生産を開始した当初は、生産のための部品等の調達現地企業から行うのではなく、投資本国、ないしは第三国からの調達に依存するというケースが報告されている。そうであるとするならば、後方効果、前方効果を推定する際の産業間取引関係については、投資相手国の状況を反映したものであることが望ましいかもしれない⁸⁾。特に、中央アジア諸国のうち、ウズベキスタンを除く3カ国は2014年に発足したユー

8) Inaba (2014)では、2000年代の中央アジアの直接投資の効果を分析したことから、当時はEU諸国との関係が比較的強かったこともあり、直接投資を行った企業はEUの取引関係を重視すると想定して、EUの産業連関表を用いた後方効果、前方効果を推定している。

ロシア経済連合のメンバーであることから、ロシアを中心とした経済取引関係を考慮した産業間取引を念頭に置く必要もある。

第三に、(1)式、(4)式の推定においては、右辺の説明変数は独立変数として扱っているが、被説明変数との相互関係、すなわち内生性の可能性も考慮する必要がある⁹⁾。また、第一の制約とも関連するが、推定に際してのサンプル数の制約を克服する課題がある。

本稿での分析は、新型コロナ感染以前のデータに基づくもので、ポストコロナでの世界における経済社会状況変化とともに、カザフスタンをはじめとする昨今の政治経済不安定な状況は、中央アジア諸国を取り巻く環境も大きな変化を余儀なくされると想定される。そうであればこそ、これまでの分析課題をできる限り解決することが、ポストコロナ以降の分析の展望を明確にする道筋であると考えられる。

参考文献

- Arif UR Rahman and Inaba K., (2021a). Foreign Direct Investment and Productivity Spillovers: A Firm-level Analysis of Bangladesh in Comparison with Vietnam. *Journal of Economic Structures*. Springer. 10(17), 1–23.
- Arif UR Rahman and Inaba K., (2021b). FDI Spillover Variations among Different Asian Regions: A Firm-Level Analysis. *Proceedings of the 5th International Conference on Business and Economics (Virtual)*, Dhaka. Faculty of Business Studies, Dhaka University.
- Aitken, B. J., & A. E. Harrison (1999). Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment? Evidence from Venezuela. *American Economic Review*, 89: 605–618.
- Barrios, S., Dimelis, S., Louri, H., & Strobl, E. (2004). Efficiency Spillovers from Foreign Direct Investment in the EU Periphery: A Comparative Study of Greece, Ireland, and Spain. *Review of World Economics*, 140(4): 688–705.
- Blalock, G. (2002). Technology Adoption from Foreign Direct Investment and Exporting: Evidence from Indonesian Manufacturing. PhD Thesis, Haas Business School, University of California Berkley.
- Blalock, G., & Gertler, P. (2008). Welfare Gains from Foreign Direct Investment through Technology Transfer to Local Suppliers. *Journal of International Economics*, 74: 402–421.
- Bwalya, S. M. (2006). Foreign Direct Investment and Technology Spillovers: Evidence from Panel Data Analysis of Manufacturing Firms in Zambia. *Journal of Development Economics*, 81(2): 514–526.
- Costa, I., & S. R. de Queiroz. (2002). Foreign Direct Investment and Technological Capabilities in Brazilian Industries. *Research Policy* 31: 1431–1443.
- Damijan, J., Rojec, M., Majcen, B., & Knell, M. (2008). Impact of Firm Heterogeneity On Direct and Spillover Effects of FDI: Micro Evidence from 10 Transition Countries. *LIOS Discussion Paper Series* 218.
- Das, S. (1987). Externalities, and Technology Transfer through Multinational Corporations: A Theoretical Analysis. *Journal of International Economics*, 22 (1–2): 171–182.

9) Inaba (2014)では、操作変数法を用いて内生性を考慮した推定を試みたが、満足のいく結果を得ることができなかった。

- Djankov, S., & Hoekman, B. (2000). Foreign Investment and Productivity Growth in Czech Enterprises. *World Bank Economic Review*, 14(1): 49–64.
- Fosfuri, A., Motta, M., & Ronde, T. (2001). Foreign Direct Investment and Spillovers through Worker Mobility. *Journal of International Economics*, 53(1): 205–222.
- Glass, A. J., & Saggi, K. (2002). Multinational Firms and Technology Transfer. *Scandinavian Journal of Economics*, 104(4): 495–513.
- Globerman, S. (1979). Foreign Direct Investment and Spillover Efficiency Benefits in Canadian Manufacturing Industries. *Canadian Journal of Economics*, 12: 42–56.
- Haddad, M. & A. E. Harrison (1993). Are There Positive Spillovers from Direct Foreign Investment? Evidence from Panel Data for Morocco. *Journal of Development Economics*, 42: 51–74.
- Haskel, Jonathan E., Pereira, Sonia C., & Slaughter, Matthew J. (2002). Does Inward Foreign Direct Investment Boost the Productivity of Domestic Firms. National Bureau of Economic Research (Cambridge, MA) Working Paper No. 8724.
- Inaba K., (2014). Does FDI Spillover Effect Exist in Central Asian Countries? Prodedings of Korea Economics and Business Association 2014 International Conference. 1,103–120.
- Javorick, B. S. (2004). Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Firms? In Search of Spillovers through Backward Linkages. *American Economic Review*, 1.94: 605–627.
- Keller, W., & Yeaple, S. (2003). Multinational Enterprises, International Trade and Productivity Growth: Firm Level Evidence from the United States. National Bureau of Economic Research (Cambridge, MA) Working Paper No. 9504.
- Konings, J. (2001). The effects of Direct Foreign Investment on Domestic Firms: Evidence from Firm Level Panel Data in Emerging Economies. *Economics of Transition*, 9(3): 619–633.
- Kugler, M. (2006). The Diffusion of Externalities from Foreign Direct Investment: The Sectoral Pattern of Technological Spillovers. mimeo, University of Southampton.
- Lall, S. (1978). Transnational, Domestic Enterprises and Industrial Structure in Host LDCs: A Survey. *Oxford Economic Papers*, 30(2): 217–248.
- Merlevede, B., & K. Schoors (2005). Conditional Spillovers from FDI within and Between Sectors: Evidence from Romania. Department of Economics and CERISE, University of Ghent.
- Newman, C., Rand, J., Talbot, T., & Tarp, F. (2015). Technology Transfers, Foreign Investment and Productivity Spillovers. *European Economic Review*, 76: 168–187.
- Nguyen, T. (2016). A Review of Foreign Direct Investment in Vietnam and Implications for Improvements. *International Trade and Economic Series*. Available at: <https://www.tradeeconomics.com/wp-content/uploads/2019/07/A-review-of-foreign-direct-investments-in-Vietnam-and-implications-for-improvement-min.pdf>
- Olley, S., & Pakes, A. (1996). The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry. *Econometrica*, 64 (6): 1263–1297.
- Rugman, A., & Caves, R. (1983). Multinational Enterprises and Economic Analysis. *The Canadian Journal of Economics*, 16(4): 742–744.
- Sasidharan, S. (2006). Foreign direct investment and technology spillovers: Evidence from the Indian manufacturing sector. MERIT Working Papers010, United Nations University – Maastricht Economic and Social Research Institute on Innovation and Technology.

中央アジア諸国における海外直接投資の経済効果

- Schoors, K., & B. Van Der T. (2002). Foreign Direct Investment Spillovers within and between Sectors: Evidence from Hungarian Data. Ghent University Working Paper 02/157, Belgium.
- Grossman, G., & Helpman, E. (1993). Innovation and Growth in the Global Economy. MIT Press Books, Cambridge, MA: The MIT Press.
- Tondl, G., & Fornero, J. A. (2010). Sectoral Productivity and Spillover Effects in Latin America. Austrian Institute for International Economics, FIW Working Paper Series, No. 53,
- Wang, J-Y., & Blomstrom, M. (1992). Foreign Investment and Technology Transfer: A Simple Model. European Economic Review, 36(1): 137-155.
- Yasar, M., & Morrison Paul, C. J. (2007). Firm Performance and Foreign Direct Investment: Evidence from Transition Economies. Economics Bulletin, 15(21): 1-11.

付表1 ベトナム・バングラデシュにおける外資系企業の浸透度 (%)

産業	ベトナム		バングラデシュ	
	企業数	売上高	企業数	売上高
食品	10.6 %	42.7 %	0.3 %	0.2 %
繊維	21.0 %	31.8 %	3.5 %	6.2 %
皮革	16.7 %	35.8 %	2.7 %	12.7 %
木材	6.3 %	20.4 %	0.0 %	0.0 %
紙。印刷	6.2 %	7.1 %	0.0 %	0.0 %
石油製品	40.0 %	23.9 %	20.0 %	3.8 %
化学	12.2 %	15.9 %	4.5 %	6.6 %
ゴム・プラスチック	13.1 %	20.6 %	0.0 %	0.0 %
非鉄	7.1 %	25.1 %	2.2 %	0.4 %
鉄鋼・鉄鋼製品	13.1 %	43.0 %	0.0 %	0.0 %
機械	16.8 %	72.6 %	2.4 %	7.1 %
電器	19.2 %	44.7 %	7.4 %	24.5 %
輸送機器	22.9 %	57.4 %	5.9 %	35.3 %
家具・リサイクル	6.7 %	4.1 %	2.5 %	7.0 %
建設	0.7 %	0.1 %	0.0 %	0.0 %
自動車修理	0.0 %	0.0 %	0.0 %	0.0 %
卸売	3.4 %	12.5 %	3.7 %	0.0 %
小売	1.3 %	0.5 %	1.5 %	6.5 %
ホテル・レストラン	4.3 %	0.4 %	0.0 %	0.0 %
運輸・通信	8.5 %	54.3 %	0.0 %	0.0 %
IT	0.0 %	0.0 %	0.0 %	0.0 %