

ASEANに対する中国の 直接投資効率と影響要因の研究

(Revised August 4, 2023)

張璟霞

Zhang Jingxia

滋賀大学大学院 経済学研究科 /
博士後期課程

ASEANは、経済成長力が高く、中国と地理的にも隣接しており、伝統、文化、価値志向などの面での相似点が多い。また、ASEAN各国と中国では、地理的規模、人口、資源賦存の差が小さく、相互補完性が高いと予想される。それらの点で、両者の協力と発展は大きな可能性を持つと考えられる。

この可能性を実現する政策として、中国とASEAN間の経済協力も進展しており、2002年にはASEAN中国包括経済協力枠組協定(ACFTA)が締結されている。この協定は、物品の自由貿易にとどまらず、サービス貿易協定(2007年発効)、投資協定(2010年発効)も含むものとなり、初期の関税引き下げをおおむね達成し、2019年には改訂議定書が発効している。2023年現在、その更なる改訂が交渉されているところである。

以上の経済的・地理的条件、また政策取り組みを反映して、ASEANと中国間の経済的相互依存関係は深化を続けてきた。UNCTAD「世界投資報告書2021」によれば、中国は世界第一位の対外直接投資国であるが、ASEANは、地域として中国の第一の直接投資先となっている(香港を除く)。

しかし、中国は移行経済国かつ発展途上国であり、ASEANもその多くが発展途上国であり、移行経済諸国をも含む地域となっている。このような中国とASEAN間の直接投資の水準は、市場経済を支える諸制度が先進諸国と比較して十分整備されていない、あるいは自由化や緩和が十分行われていないために、その潜在的可能性を下回る水準にとどまっている可能性がある。このことを踏まえれば、中国の一带一路構想にとって重要な対

象国とされるASEANへの投資が、潜在的可能性を実現できているのかを、つまり現実の水準が潜在的可能性を十分実現できていない「非効率」な状況にあるか否かを分析することは一つの課題となりうる。また、もし「非効率」であるとするれば、ASEAN諸国の市場制度の整備状況に関するどのような要因がその原因となっているのか、それらの要因の作用の在り方が、通常の理論から想定されるあり方と一致しているのか否か、を明らかにしておくことは、移行経済・発展途上国間の経済関係の在り方の特徴を明らかにすることにつながりうる。また、今後の投資協定や貿易協定の見直しや強化を通じて、ASEANの一層の自由化や経済制度整備を進展させること、また地域の政治経済安定へのコミットメントを通して、中国の対ASEAN投資を拡大していく政策についての示唆を得ることができる。

以上のような関心から、本稿は、直接投資の効率(理論的に想定される直接投資の潜在的可能性に対する現実の投資の割合)の検証を、2003～2020年度の中国のASEAN各国への直接投資データを用いて、確率的フロンティア投資重力モデルにより行う。それにより、非効率要因(潜在的実現の可能性の障害となっている要因)を明らかにすることを目的としている。このことにより、中国の対ASEAN投資を拡大していくための課題を明らかにし、課題解決のための研究の方向性を探っていきたい。

本稿の分析の結果の概要は以下の通りである。第一に、中国のASEAN諸国への直接投資の効率性は、平均としては低い水準にあること、また低下傾向にあることが明らかになった。第二に、分析対象とした国内の市場制度整備に関する要因のうち、ASEAN各国の経済自由度、投資協定の締結については、理論等からの予想と一致し、中国の

対ASEAN直接投資効率にプラスの影響を及ぼす要因であることが明らかになった。第三に、その一方、ASEAN各国のインフラ充実度、国民の声と説明責任指数、中国の一带一路構想の実施については、中国の対ASEAN直接投資効率にマイナスの効果を及ぼしている要因となっていることが示された。この点は、理論等から予想される結果とは逆となった。この結果は、共に発展途上国である中国とASEAN間の直接投資の特徴を示している可能性があり、中国の対先進国・地域投資、他の発展途上国・地域投資との比較等を通じて、今後、分析していくことが必要である。

キーワード：一带一路構想；対外直接投資効率；確率的フロンティア重力モデル

I はじめに

中国及びASEAN諸国は、1980年代以降自由化政策を推進し、世界及び東アジアにおける重要な経済地域として成長してきた。この間、ASEANは1992年のASEAN自由貿易協定(AFTA)の締結に始まり、2008年のASEAN憲章の採択を経て、2015年にはASEAN共同体の設立に至っている。

他方、中国は、1999年に打ち出された走出去政策を経て、2013年の一带一路構想により、企業の対外進出の拡大を支援する政策を推進してきている。このような中国の政策において、ASEANは、重要な地域となっている。

国連貿易開発会議(UNCTAD)のデータによると、2019年は、世界経済がCOVID-19の影響を受ける前年であったが、世界経済の成長の鈍化に伴って、世界的に直接投資が低迷し、世界の対外直接投資は1.39兆ドルと、前年比1%減少となった。そのような状況下においても、同年の中国と

表1. 2019年の中国の主要経済ブロックへの投資フローと主要経済ブロックの中国への投資フロー

経済ブロック	中国の主要経済ブロックへの投資フロー			主要経済ブロックの中国への投資フロー		
	金額	前年比 (%)	割合 (%)	金額	前年比 (%)	割合 (%)
中国香港	905.5	4.2	66.1	962.99	7.1	69.7
ASEAN	130.24	-4.9	9.5	78.77	37.8	5.7
欧州連合	106.99	20.7	7.8	73.01	-29.9	5.3
米国	38.07	-49.1	2.8	26.87	-0.1	1.9
オーストラリア	20.87	5.1	1.5	4.29	48.3	0.3
ロシア連邦	-3.79	-152.3	-0.3	0.54	-4.8	0.04
合計	1197.88	0.1	87.5	1146.46	5.1	83.0

出 所：Ministry of Commerce of the People's Republic of China, National Bureau of Statistics and State Administration of Foreign Exchange, eds, [2019] *Statistical Bulletin of China's Outward Foreign Direct Investment*, より筆者作成。単位：億ドル。

ASEAN間の双方向投資額は209億ドルに達し、7.7%拡大している。ただ、中国の対ASEAN投資は130.2億ドルで、前年比4.9%低下となったのに対し、ASEAN諸国の対中国投資は78.8億ドルで、前年比37.8%増大した。これにより、2019年、ASEANは初めてEUを超えて、香港に次いで中国の第二位の対内直接投資の源泉となった。中国の対外直接投資先としてASEANをみると、2019年に投資額は低下したものの、第二位の規模を誇る。このように、対内外ともASEANは香港に次ぐ直接投資先であり、中国经济にとって重要な地域といえる。

改革開放政策以降、中国は、対外経済関係の発展を開発戦略の重要な柱としてきた。2013年から取り組みが始まった一帯一路構想は、そのような中国の対外経済関係拡大の政策において、特に、アジア、ヨーロッパ、アフリカ地域における地域協力の促進を目的としている。これら地域との地域協力を促進することが、中国の経済的地位を強化することにつながるという認識を基礎としている。

しかしながら、図1に示すように、一帯一路地域において最大の経済体であるASEANへの直接投資フロー額は、2015年以降でみると停滞がみら

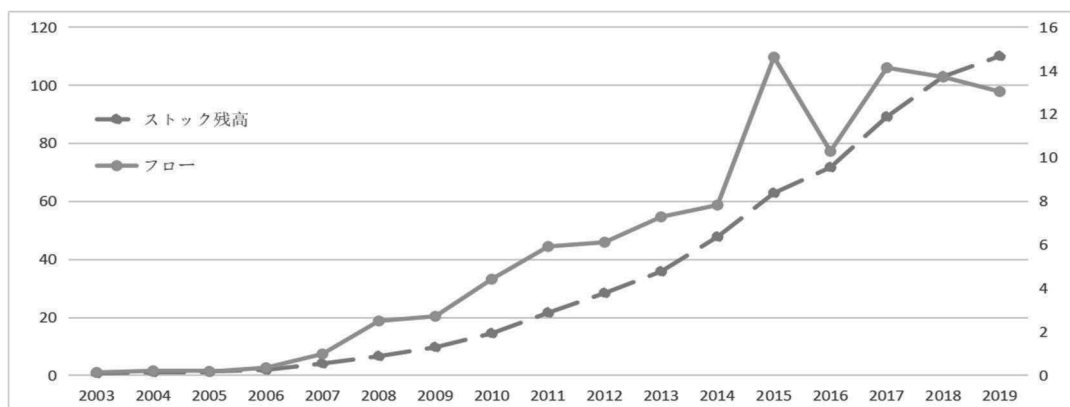


図1. 2003-2019年中国のASEANに対する直接投資フロー（実線、右軸）とストック残高（破線、左軸）
出所：「中国商務年鑑」より筆者作成、単位：10億ドル

表2. 2018-2019年の中国のアジア地域における対外直接投資フロー

国	2018年		2019年		FDIフローの成長率
	FDI額(10億ドル)	シェア(%)	FDI額(10億ドル)	シェア(%)	
ASEAN	13.69	13.0	13.02	11.8	-4.9
合計(アジア)	105.51	100	110.84	100	5.1

出所: 表1と同じ。

れる。また表2のように、2019年、中国の対世界への投資が拡大する一方、中国の対アジア直接投資に占めるASEAN諸国のシェアは低下した。これらは、対ASEAN投資の拡大には依然として課題がある可能性を示している。

一帯一路構想が対象とする諸地域の中で、ASEANの重要性は低くはない。先に見た相互の直接投資だけでなく、貿易額でみても、さらに経済規模の点からも、ASEANは中国の対外経済関係にとって重要な地域である。また、今後の可能性に関しても、ASEANの経済的潜在力は高い。その対内直接投資流入額をみたRyan(2014)によれば、ASEANは、2014年に初めて中国を抜いて世界最大の直接投資受け入れ経済圏となっており、中国だけでなく世界において重要性を高めている。ASEANは、地域の競争力を高めることを狙いとして、ASEAN共同体(AEC)を設立する等、加盟国の間でより深い一体化、経済的つながりを促進するための政策を進めており、今後より強大な経済圏として機能していくことが期待されている。

以上のような状況を踏まえ、本稿では、中国の対ASEAN投資に影響する要因について分析を進めていく。中国の対外経済関係拡大策である一帯一路構想の重要な要素であるASEANに対する中国の直接投資が、なぜ伸長していないのか、どのような要因が影響しているのか、を明らかにしたい。これにより、中国のASEANへの直接投資を促進するために必要な政策課題の設定や論点整理に貢献したいと考えている。

II 先行研究の概要及び 本稿のアプローチ

1. 対外直接投資効率 (Efficiency of foreign direct investment) による アプローチ

本稿では、中国の対ASEAN投資に影響する要因を明らかにするために、理論的に推定される対外直接投資の潜在的水準に対する現実の水準の比率を効率性として分析するアプローチを取る。この比率を、直接投資効率(Efficiency of foreign direct investment)と定義する。

このようなアプローチを採用する理由は、中国やASEAN諸国の市場経済を支える諸制度が先進諸国と比して未整備であることや、自由化や規制緩和が不十分であることが投資の抑制につながっているのではないかと、という問題意識による。

経済学において、理論的潜在可能性と現実の水準を比較して効率性を測る分析は、生産性分析において発展してきたものである。一定の技術レベルの下で、投入された労働、資本、土地などの要因によって生産され得る最大の産出規模に対する実際の産出規模の比率を効率性と定義し、最大産出規模の達成を妨げている要因を非効率要因として分析するアプローチである。

このような、現実の水準と潜在的可能性の比率により効率性を定義し、効率性を分析するアプローチを国際経済関係に適用した先行研究としては、1990年代の東欧移行経済諸国とEU間の貿易関

係の発展を分析したものがあある。Baldwin and Portes (1994)、Papazoglou, Pentecost, and Marques (2006)、Nilsson(2000)などは、1990年代のEUと東欧移行経済諸国との貿易関係の発展に各国間で差が生じていることの要因に、「貿易効率(Trade efficiency)」のコンセプトによりアプローチした。彼らは、貿易関係を重力モデルにより分析し、そこから得られる係数値で推定される各国の理論値と現実の値の比を「貿易効率(Trade efficiency)」と定義し、それを考察することにより、貿易拡大を阻害している要因を明らかにしようとしたのである。ここでは、移行経済諸国の市場経済制度の整備が十分ではないことに焦点を当てる意図で「貿易効率」の分析が行われている。

通常の重力モデルによる貿易の分析が、現実の値を基に、その推移に影響を与える要因を明らかにしようとしているのに対し、このアプローチでは、現実の水準そのものが理論的に想定される水準に対しどれほど非効率なのかを検証し、そのうえで、実現を阻害している要因を分析するというアプローチとなる。

本稿の目的も、移行経済・発展途上国間の経済関係の分析として、中国の対ASEAN投資の拡大を阻害している要因を解明することにある。そこで、中国のASEAN各国に対する直接投資が、理論的に想定される水準に対して、どの程度「非効率」であるのか、拡大する余地が大きいのか小さいのか、という点を検討し、その要因を分析するというアプローチをとる。よって、貿易効率に関する先行研究に示された「効率性」の考え方により分析を進めていく。

貿易効率に関する研究では、生産性分析における展開を応用し、本稿が採用する確率的フロンティアモデル等の理論的な潜在的可能性の水準

を推定する方法が重力モデルに適用され展開されている(Armstrong, (2007))。前述のBaldwin and Portes (1994)等の方法では、重力モデルで、最小二乗法(OLS)を用いて推定を行い、フィッティング値、すなわち貿易潜在力値を求めることができる。そして、実際の値と貿易潜在力値の比率分析を通じて、貿易効率を決定していた。最小二乗法は、サンプルデータと推定値の誤差の2乗和を最小にする推定法である。つまり、この手法により得られる推定値は平均的にはサンプルデータにフィットするものである。一方、貿易潜在力は理論的に推定される貿易の潜在的な最大値を表している。したがって、最小二乗法による推定値は貿易潜在力の定義に適さないといえる。この点を改善するために提案されたモデルが、確率的フロンティア重力モデルである。同モデルによるアプローチでは、理論的に推定される最大値(フロンティア)との対比により、効率を把握することが可能となり、より現実の水準との乖離を明確に把握することが可能となる。さらに、どのような要因がその最大値の実現を妨げている要因となっているかを検証することができる。

本稿では、このモデルを中国の対ASEAN投資の分析に適用する。モデルの構造については後述するが、モデルは、確率的フロンティア重力モデルから想定される潜在的直接投資額と実際の直接投資額との乖離がさまざまな阻害要因により生じているとの考え方に基づいている。そして、想定される潜在的直接投資額に対する実際の投資額の比率を、直接投資効率として定義する。つまり、直接投資効率は実際の直接投資値と直接投資を妨げる要因が存在しない場合に推定される最大値との比として定義される。

2. 中国の対外直接投資の効率問題に関する先行研究

中国の対外直接投資の非効率性に着目した先行研究は少なくなく、理論モデルや実証分析によりアプローチされている。

理論モデルに基づく分析としては次のような研究がある。趙春艳・程璐(2017)は、対外投資理論(例えば、国際生産折衷理論(Dunning(1977, 1981))、小規模技術理論(Wells(1983)))の分析とケーススタディの方式を採用し、先進国と発展途上国の対外直接投資は異なる発展段階にあり、効率性に関して異なる特徴を持っていると指摘した。

以上のような、理論モデルによる対外直接投資の効率性の分析は、投資効率に影響する要因を理論的に推測するものであり、実証的な検証が課題となる。実証研究の多くで、重力モデルが用いられている。

Tinbergen(1962)が重力モデルを貿易に初めて適用して以来、貿易や直接投資の拡大、それらに影響を及ぼすと想定される政策要因などの効果の分析において、重力モデルは広範に採用されてきた。本稿が採用する確率的フロンティア重力モデルを適用する研究は、比較的新しい試みであるが、貿易効率の研究として、途上国の貿易の分析に用いられている。例えば、Hassan(2017)はこの方法を用いてバングラデシュの輸出の主な決定要因と制約要因の分析を行った。Anh, Ha, and Phuong(2021)は、2001～2018年間のベトナムの50の貿易パートナーとの間の靴類の輸出についてのデータを用い、その輸出効率とそれに影響を及ぼす要因を分析している。Ravishankar and Stack(2014)は、東欧諸国の貿易潜在力を分析している。

重力モデルが貿易の分析から直接投資の分析に展開していったのと同様に、確率的フロンティア重力モデルも以上に挙げたような貿易効率の分析から、対外直接投資の分析へと適用が広がっており、本稿が課題とする中国の直接投資効率の検証にも適用されている。これまでの先行研究では、いずれも中国の対外直接投資の特徴として、効率が低いこと、また直接投資効率が投資先国ごとに大きな差があることを示している。Cheng and Nan(2017)は、中国の一路沿線諸国・地域への直接投資の効率を分析した。その結果、腐敗管理のレベル、規制管理の質などが中国の一路沿線諸国・地域への投資の効率性を左右する主な要因であり、投資先国の法規範の水準の重要性を明らかにした。また、国ごとに直接投資効率に明らかな差があることを示した。黄宁(2018)は、中国の一路沿線諸国・地域への直接投資の投資効率指数の平均値は0.18にとどまることを示した。時系列的にみると、2006年以降、中国の一路沿線諸国・地域への直接投資効率は緩やかに上昇傾向にあるが、全体の効率向上の幅は小さい。そして地域別に見ると、投資効率は東アジア(0.49)、中央アジア(0.25)、旧ソ連諸国(0.21)、中東欧(0.17)、西アジア(0.16)、南アジア(0.16)、そしてASEAN(0.15)であった。2003～2016年の間、ASEANへの中国の直接投資フロー総額の平均値は49億ドルで、受け入れ額の57.2%と大きな割合を占めた。それにもかかわらず、その投資効率はすべての地域の中で最も低く、0.15にすぎず、投資潜在力に比べて低い水準にとどまっていることを指摘している。また、張亞斌(2016)も同様に、一路沿線諸国・地域の中で東南アジアの投資効率が最も低く、潜在力が最も大きい地域だと指摘した。宋林他(2017)は、152カ国のデータを分析し、中国の経済発展は、中国による非一帯一

路沿線諸国・地域や「一帯」(シルクロード経済ベルト)沿線諸国・地域への投資に顕著な促進作用を与えるが、中国の「一路」(21世紀海上シルクロード)沿線諸国・地域への投資に顕著なマイナス作用を持っていることを示した。これは、Fan et al. (2016)などの結果と一致しており、中国の経済発展に伴い、対外直接投資の重心は東南アジア諸国から中央アジアなどの内陸地域に徐々に移転している可能性が示唆されている。また、宋林他(2017)は、一帯一路沿線諸国・地域での投資潜在可能性の水準は常に非一帯一路沿線諸国・地域より高いが、投資効率から見ると、非一帯一路沿線諸国・地域での投資効率は一帯一路沿線諸国・地域より著しく高くなっていることを指摘した。さらに、効率の推移をみると、2006年以降、中国の非一帯一路沿線諸国・地域と「一路」沿線諸国・地域に対する直接投資効率は緩やかに上昇傾向を示した後、2011年以降低下傾向にあること、そして一帯一路沿線諸国・地域と「一帯」沿線諸国・地域への直接投資効率は2006年から低下傾向を続け、2012年に一時的に上昇した後、2014年には再び低下し始めたことを示した。

以上のような先行研究を踏まえ、本稿では、確率的フロンティア重力モデルを採用し、ASEAN10カ国に対する中国の直接投資効率を推定し、その影響要因を分析する。先述した先行研究では、世界各国あるいはすべての一帯一路沿線諸国・地域を対象として分析が行われているが、それらにおいては、対ASEANへの投資効率が低いことが指摘されている。そこで本稿では、中国にとって重要な近隣地域であるASEANへの投資効率の低さの要因をより詳細に検討するため、対象国をASEAN10カ国に絞り、投資効率に影響する要因を明らかにしていきたい。それを通じて、

中国の対外直接投資の効率に関する研究の蓄積に貢献することを意図している。

III 確率的フロンティア重力モデル による直接投資効率分析

本稿で採用する確率的フロンティア重力モデルは以下のような考え方によるものである。確率的フロンティア分析(SFA)は、生産の最適化に関する研究から始まっている。1977年、Meeusen and van den Broeck(1977)、Aigner, Lovell, and Schmidt(1977)、オーストラリアのBattese and Corra(1977)と、ほぼ同時にSFAに関する学術論文が発表されている。この3つの論文はモデルに複合残差項を採用しており、彼らのモデルは基本的に次のように表現できる。

$$y_{it} = f(x_{it}) \exp(v_{it} - \mu_{it}) \quad (3.1)$$

式(3.1)の中で、 y_{it} は企業*i*の*t*期の産出である。 x_{it} は企業*i*の*t*期における投入である。 $f(x_{it})$ は生産関数であり、企業の技術のフロンティアを表している。ここで、 v_{it} は確率的誤差項であり、正規分布 $N(0, \sigma_v^2)$ に従う変数である。 μ_{it} は非負の非効率性を示す項であり、ゼロで切断された非負の正規分布 $N(Z_{it}\delta, \sigma_\mu^2)$ に従う。 Z_{it} は技術的非効率性を説明する変数のベクトルであり、 δ はその未知の係数である。 v_{it} と μ_{it} は独立であり、この両者が複合残差項を構成する。このモデルの基本的な意味は、個々の生産者の現実の産出量は、確率的誤差項 v_{it} と確率的非効率性 μ_{it} の2つの要因の影響を受けてフロンティアから離れてしまう、ということである。ある企業の技術効率はサンプルの中で当該生産者の実際の産出と確率的フロンティアの産出の比率で決定される。すなわち次のように表現できる。

$$TE_{it} = \frac{E[f(x_{it})\exp(v_{it}-\mu_{it})]}{E[f(x_{it})\exp(v_{it}-\mu_{it})|\mu_{it}=0]} = \exp(-\mu_{it}) \quad (3.2)$$

この技術効率測定は0と1の間で値を取り、同じ投入量を使って得られる、i番目の企業の時間tの産出と、想定される完全に効率的な企業の産出(潜在的な最大値)との比率となっている。

完全に効率的な企業の産出(潜在的な最大値)は、モデル(3.1)の $f(x_{it})$ のパラメータを推定することで得ることができる。これが確率的生産フロンティアとなる。これを図に例示すると、図2の通りである。横軸が投入値を表し、縦軸が産出値を表す。 $f(x_{it})$ は確率的フロンティア生産関数の確定部分を表す。企業Aは X_A を投入して q_A を産出し、企業Bは X_B を投入して q_B を産出する。図2では、非効率がない場合の企業Aと企業Bの潜在的に生産可能な産出を、それぞれ q_A^* と q_B^* としている。この場合、企業Aの潜在的に生産可能な産出は確率的生産フロンティアの確定部分よりも上方に位置するものとしており、このような場合、そのノイズ(誤差項)の影響は正である。企業Bの潜在的に生産可能な産出は確率的生産フロンティアの確定部分の下方に位置するものとしており、このような場合、そのノイズの影響は負となる。この図のような場合、確率的フロンティアが示す技術に対して、企業Aの技術効率は $TE_1=X_A A/X_A A^*$ で、企業Bの技術効率は $TE_2=X_B B/X_B B^*$ となる。このようにして、十分に多くの企業の標本値が得られるならば、フロンティア生産関数 $f(x)$ を推定でき、各企業の技術効率を決定することができる。

Armstrong(2007)は、伝統的な重力モデルについて以下のような課題を指摘し、この方法を貿易効率の分析に適用した。重力モデルは、貿易決定要因の平均的な効果を推定するが、貿易を阻害する要因について、重力モデルにおいて変数と

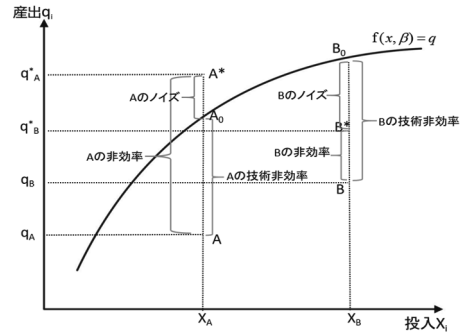


図2. 確率的生産フロンティア
出所: Dar (2018)より筆者作成

して分析に組み入れることができるものは限られており、多くの阻害要因は数量化しにくい、観察されていない攪乱項に分類されるか、あるいは通時的に変化しない固定効果の導入によって処理されることになる。それに対し、重力モデルに確率的フロンティア分析を適用することによって、このような観測不可能な貿易の阻害要因の影響を貿易非効率として推定することが可能になり、実際の貿易実績と推定されるフロンティア(潜在的に可能な最大貿易値)との間の乖離として把握し測定できるとしている。また、確率的フロンティアモデルでは、変数の組み込み数の許容度が高く、欠落変数バイアスリスクがなく、より多くの貿易阻害要因を考慮することを可能にする旨指摘している。

貿易に関する重力モデルに組み込まれている、対象国間の相対的な経済規模、距離、境界などの国際間貿易に影響を与える基本的要因は、国際間の直接投資にも影響しており (Brenton, Mauro, and Lücke(1999), Eichengreen and Tong(2005)), また、関連政策要因も同様に国際間の直接投資に作用している。そこで、貿易効率を分析するための確率的フロンティア重力モデルが、国際間の直接投資の効率を分析するために応用されてきているのである。

本稿でも、貿易効率分析での確率的フロンティア重力モデルを参考にして、被説明変数を貿易額から国際直接投資額に置き換え、国際直接投資に影響を及ぼすと考えられる説明変数を選択し、確率的フロンティア投資重力モデルを構築していく。それによって国際間の直接投資の潜在力、効率及び影響要因を分析する。確率的フロンティア投資重力モデルの一般的な表現は以下の通りである。

$$FDI_{ijt} = f(x_{ijt}, \beta) \exp(v_{ijt}) \exp(-\mu_{ijt}), \mu_{ijt} \geq 0 \quad (3.3)$$

$$FDI^*_{ijt} = f(x_{ijt}, \beta) \exp(v_{ijt}) \quad (3.4)$$

$$TE_{ijt} = \frac{FDI_{ijt}}{FDI^*_{ijt}} = \exp(-\mu_{ijt}) \quad (3.5)$$

(3.3)～(3.5)式において、 x_{ijt} は直接投資の潜在的可能性に影響を及ぼす基礎的諸要因であり、基本的な重力モデルで想定される、経済規模や距離等の要因となる。 FDI_{ijt} と FDI^*_{ijt} はそれぞれt期におけるiのjに対する実際の直接投資総額と潜在的に可能な直接投資額を表している。 TE_{ijt} はt期の投資効率を表している。 v_{ijt} は正規分布 $N(0, \sigma_v^2)$ に従う確率的誤差項である。 μ_{ijt} は直接投資を妨げる政策要因から影響を受ける投資の非効率性を表す確率変数で、ゼロの地点で切断された非負の正規分布 $N(Z_{ijt}\delta, \sigma_\mu^2)$ に従い、 Z_{ijt} は非効率性を説明する変数のベクトルであり、 δ がはその未知の係数である。また、 $cov(v_{ijt}, \mu_{ijt})=0$ である。

Battese and Coelli(1992)によって提案された時変減衰モデル(Time-varying Decrease, TVD)に対して、 μ_{ijt} を(3.6)のように仮定すれば、投資非効率の変動傾向を観察することができる。

$$\mu_{ijt} = \{\exp[-\eta(t-T)]\} \mu_{ij} \quad (3.6)$$

(3.6)において、Tは総時間帯であり、{ }内は投資非効率の時間による変動を示す。 μ_{ij} は時間による変化部分を除いた非効率を示す。 η は推計が必要な時変パラメータである。直接投資効率の

変動傾向を反映しており、 $\eta > 0$ 、 $\eta = 0$ 、 $\eta < 0$ の場合、それぞれ直接投資の非効率要因が時間とともに減少、不変、上昇することを表し、直接投資効率の上昇、不変、減少に対応している。

本稿では投資に影響を与える政策要因を投資非効率項 μ_{ijt} の決定式に組み入れる。組み入れた場合の、 μ_{ijt} は以下の式で示される。

$$\mu_{ijt} = z_{ijt}\delta + \varepsilon_{ijt} \quad (3.7)$$

式(3.7)において、 z_{ijt} は本稿が分析しようとするような政策要因を表し、 μ_{ijt} は非負値である。 $\mu_{ijt} = 0$ のとき、iのjに対する直接投資が最適であり、効率損失が存在しないことを示している。 $\mu_{ijt} > 0$ では、政策等の障害要因が両者間の直接投資を妨げていることを意味し、iからjへの直接投資は最適を実現できておらず非効率性が存在していることを示す。確率的誤差項である ε_{ijt} は、平均ゼロ、分散 σ^2 の正規分布の半正規分布として定義される。こうした仮定は、非負の切断された正規分布 $N(Z_{ijt}\delta, \sigma_\mu^2)$ に従う μ_{ijt} と整合的である。

本稿では以上の式(3.6)と式(3.7)をもとに、2003～2020年の中国の対ASEANへの直接投資、およびそれに関連する諸要因のパネルのデータを利用し、最尤推定法(MLE)によりパラメータを推定し、中国によるASEAN諸国への直接投資の効率性を分析する。

IV 変数選択と実証分析

1. 変数選択

採用したデータは中国商務部、世界銀行のWDI(World Development Indicators)およびWGI(Worldwide Governance Indicators)、CEPIIデータベース、The Heritage Foundationから収集した。データの入手可能性とデータの質に基づいて、選択したサンプル区間は2003～

2020年で、対象被投資国はASEANの10ヵ国である。

まず、被説明変数は、中国のASEANの10ヵ国に対する対外直接投資のストックである。投資フローを選択していないのは、外国の直接投資のフローは短期的経済環境の変化の影響を受けやすく、変動幅が大きいことにより、それを被説明変数とするとバイアス誤差(bias error)を引き起こしやすく、しかも説明変数の数が大きくなると、深刻な多重共線形問題を引き起こし、明確な関数式を構築することが難しいことによる。また、直接投資フローはマイナスの数値となることが少なく、データ処理するときもバイアス誤差を引き起こしやすい。それに対し、ストックは過去の投資額の累積残高であるから、残高の拡大に伴い毎年の流出入の変化の割合を過少に評価してしまう可能性がある。しかし、ストックの時系列は安定しており、フローのデータに比べて取り扱いが容易である。そこで、本稿では、被説明変数としてストックのデータを採用した。

次に、中国の対ASEAN10ヵ国への投資に影響する要因として、ASEAN各国の政治および経済発展の状況などの要因、そして中国とASEANの10ヵ国の経済相互依存関係を考慮して、表3の変数を選択した。

まず、表3でフロンティア要因として示す変数は、中国の対外直接投資に影響すると重力モデルで想定される基礎的な要因、つまり直接投資の潜在的フロンティアに影響する要因である。投資国(中国)と被投資国(ASEAN諸国)のGDP、経済距離、被投資国の経済成長率、公用言語の共通性(以下、公用言語と表記)、陸路国境の有無(以下、共通境界と表記)、両国間の為替レート、被投資国労働力人口一人当たりGDPを選択している。

GDPと経済距離は、重力モデルの考え方により選択している。公用言語、共通境界は、貿易・投資に関する多くの重力モデルによる分析において、貿易・投資を拡大させる要因として挙げられている。被投資国労働力人口一人当たりGDPは、ここでは投資決定に影響を及ぼすと考えられる市場の購買力レベルかつ賃金水準を示す変数として導入している。また、被投資国の経済成長率、両国間の為替レートは、マクロ経済パフォーマンスのファンダメンタルズを示す指標として組み込んでいる。経済成長の動向や経済の安定性も投資決定に影響すると考えられるからである。それらを示す経済変数は多数存在するが、多重共線性の可能性を考慮して実物経済の状況を把握する指標として経済成長率を、金融・通貨に関する指標として為替レートを選択した。

そして、非効率性 μ_{ijt} を左右する要因(表3で非効率要因として示す変数)として、市場経済制度の整備度を、市場の自由度や市場を支える法制度及び政府の統治能力を示す諸側面から指数化しているHeritage財団の経済自由度指数、世界銀行作成のWGIから政治的自由度および民主主義制度の機能を示す諸要因によって構成される国民の声と説明責任指数、そして経済活動の基盤となるインフラストラクチャーの整備度を示すインフラ指数(指数導出方法については後述)を導入した。

そのうえで、投資を促進するための政策について、中国側の推進政策として一帯一路構想の開始、また、中国とASEAN間の投資協定の影響を示すダミー変数も非効率要因側に導入する。

表3の投資フロンティア要因に分類され変数の符号がプラスである場合、それは投資の潜在最大値を増加させる効果を持つということになる。他方で投資非効率要因に含まれる各変数は、モデルにおいてマイナスの符号である場合、それは投資の

表3. 各変数について

変数タイプ	変数名	変数略記	変数の意味	想定符号条件	データソース
被説明変数	ASEAN諸国への中国の直接投資	OFDI	ASEAN各国への中国の直接投資ストック(万ドル)		『中国商務年鑑』
フロンティア要因(直接投資(被説明変数)の潜在力に影響する要因)	ASEAN諸国の実質GDP	GDP	ASEAN各国の市場規模を反映する(2015年の固定価格、ドル)	+	『世界銀行』
	中国の実質GDP	GDPC	中国の市場規模を反映する(2015年の固定価格、ドル)	+	『世界銀行』
	経済距離	DIST	中国とASEAN各国間の経済水準差を示す(2015年の固定価格、ドル)	-	『世界銀行』
	GDP成長率	GDPGR	被投資国の実部経済面でのパフォーマンス、成長力を表す(2015年の固定価格、ドル)	+	『世界銀行』
	公用言語	LANG	中国と被投資国が共通の言語を使うかどうかを示すダミー変数	+	CEPII
	共通境界	CONTI	中国と被投資国に共通の境界があるかどうかを示すダミー変数	+	CEPII
	為替レート	EXR	ASEAN各国通貨の対人民元の実質為替レート(人民元を1とした値。ASEAN各国通貨の対米ドル名目を為替レートから2015=100のCPI指数を通じて実質化)	+	『世界銀行』
労働力人口一人当たりGDP	WAGE	ASEAN各国の15歳~64歳の一人あたり実質GDP(実質GDPを15-64歳の人口のデータで割ったもの、2015年の固定価格、ドル)	-	『世界銀行』	
非効率要因(直接投資(被説明変数)の潜在力の実現を阻害する要因)	経済自由度指数	FREE	ASEAN各国の経済自由度を示す(指数は100点満点で採点方法を採用)	-	The Heritage Foundation
	投資協定	ACIA	中国とASEAN間の投資協定の有無を示すダミー変数	-	
	「一带一路」構想の実施	OBOR	「一带一路」構想の実施前と実施後を示すダミー変数	-	
	インフラ指数	TINF	被投資国のインフラ建設の水準を示す(指数は0-100の間である)	-	『世界銀行』
	国民の声と説明責任	VA	国民が政権選択・政治家の選出に参加できる程度と言論の自由などの程度を示す(-2.5~+2.5の間で推定値として表示される)	-	『世界銀行』

出所:筆者作成

非効率性を縮減し投資効率を高める影響があることを意味し、現実の投資の実現水準を引き上げる方向に作用していることを示す。

以上の変数を用いて、中国の対外直接投資の効率を測る確率的フロンティア重力モデルを構築すると以下ようになる。

$$\ln OFDI_{ijt} = \ln f(X_{ijt}, \beta) + v_{ijt} - \mu_{ijt}, \mu_{ijt} \geq 0 \quad (4.1)$$

この中で、 $\ln OFDI_{ijt}$ はt期の中国iのj国に対する直接投資総額を示す、 X_{ijt} は重力モデルの諸変数(フロンティア要因)を示す。 v_{ijt} は確率的誤差、 μ_{ijt} は投資非効率である。

フロンティア要因諸変数を組み込み展開すると、確率的フロンティア重力モデルは以下の通りとなる。

$$\ln OFDI_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_{jt} + \beta_2 \ln GDPC_{it} + \beta_3 \ln DIST_{ijt} + \beta_4 GDPGR_{jt} + \beta_5 LANG_{ijt} + \beta_6 CONTI_{ijt} + \beta_7 \ln WAGE_{jt} + \beta_8 EXR_{ijt} + \nu_{ijt} - \mu_{ijt} \quad (4.2)$$

投資フロンティア要因について、各変数の内容と予想される符号については、表3の通りと想定した。ASEAN諸国の実質GDP、中国の実質GDPについては、重力モデルの想定にしたがって、GDP拡大が直接投資の拡大につながることから正の符号を予想している。GDP成長率については、経済パフォーマンスを示す変数として、良好なパフォーマンスが直接投資を誘引すると考えられるので、正の符号を予想している。公用言語、共通境界については、多くの先行研究で経済相互依存関係の深化にプラスの効果を与えるものとされていることから、正の符号の予想とした。

経済距離については、通常重力モデルにおける距離を経済的距離に置き換えている。ここでの経済距離は、両国の経済発展の格差を示す変数である。経済の格差は1人当たりの所得水準の差で定義している。符号の予想は、負、つまり経済距離が大きいほど、中国にとって投資に不利になると想定している。このように予想するのは、本稿で定義する経済距離が近いほど、市場構造や技術水準、労働者やサービスの質等の差が小さく、直接投資への障害が小さくなると考えられるからである。

経済距離の計算については、i国(母国)を基準とした計算とj国(被投資国)を基準とした計算の結果が一致しないものがある。本稿は式(4.3)の計算式を採用した。この式では、i国またはj国のどちらを基準として計算を行っても、結果は同じになる。

$$DIST_{ijt} = \frac{|\bar{Y}_{it} - \bar{Y}_{jt}|}{\frac{1}{2}(\bar{Y}_{it} + \bar{Y}_{jt})} \quad (4.3)$$

ここで、 \bar{Y}_{it} と \bar{Y}_{jt} はそれぞれi、j国のt期の1人当たりGDPを表す。

他の二つの変数、労働力人口一人当たりGDPと為替レートについては、議論があるところである。労働力人口一人当たりGDPは所得水準を示すので、被投資国市場の消費者の購買力水準と考えることができる。そのように考えた場合、市場志向的な直接投資(いわゆる水平的投資)にとっては、その上昇は正の効果を与えると考えることができる。他方同変数は、賃金水準を示すとも考えることができ、その場合低賃金国を目指す垂直的 direct 投資にとっては、それが低い方が投資を促進する可能性がある。ただし、賃金水準が低いだけでは必ずしも投資対象国として選択されないので、この側面の効果は限定的である可能性がある。ASEANは低賃金国が多いので、表3においては負の符号の予想とした。

為替レート(ASEAN各国通貨/人民元)について、一般にある国の通貨高は对外投资を促進する効果を持つので、被投資国通貨に対する人民元高は、投資を拡大する効果を持つと考えられる。ただし、この人民元高が、被投資国の経済的な不安定、極端な場合には経済危機のような要因によって生じている場合には、当該国から資金流出が引き起こされるので、直接投資を縮小させる効果を持つ。表3では、一般的な想定にしたがって正の符号を持つ予想とした。

分析に使用した各年次の実質為替レートの計算式は、以下の(4.4)式から(4.5)式の通りである。

まず、ASEAN各国通貨の対米ドルの年平均(月平均値から計算した年平均値)名目為替レートから年平均実質為替レートに換算する。

$$EXR_{j/usd} = \frac{NomEXR_{j/usd}}{CPI_{2015=100}} * 100 \quad (4.4)$$

表4. インフラレベル指数の構成指標

次元	指標	ウェイト
交通インフラ	航空運輸(旅客輸送量)対数	0.25
エネルギーインフラ	通電率(人口に占める割合)	0.25
通信インフラ	携帯端末普及率(100人に対する指数)	0.25
都市インフラ	都市の基礎的飲料水供給サービス受益者(都市人口に占める比率)	0.25

出所:張軍他(2007)を参考して、『世界銀行データベース』のデータにより筆者作成

ここで、 $EXR_{j/usd}$ はASEAN各国通貨の対米ドルの年平均の実質為替レート、 $NomEXR_{j/usd}$ はASEAN各国通貨の対米ドルの年平均の名目為替レート、 $CPI_{2015=100}$ は2015年を100に基準化した消費者物価指数を表している。

次に、ASEAN各国通貨の対米ドルの年平均の実質為替レートから、各国通貨の対中国人民元の年平均の実質為替レートに換算する。

$$EXR_{j/rmb} = \frac{EXR_{j/usd}}{EXR_{rmb/usd}} \quad (4.5)$$

ここで、 $EXR_{j/rmb}$ はASEAN各国通貨の対中国人民元に対する年平均の実質為替レート、 $EXR_{rmb/usd}$ は中国人民元の対米ドルの年平均の実質為替レートである。

次に投資非効率 μ_{ijt} は、以下のように設定される。 $\mu_{ijt} = \delta_0 + \delta_1 VA_{jt} + \delta_2 FREE_{jt} + \delta_3 OBOR_{ijt} + \delta_4 TINF_{jt} + \delta_5 ACIA_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$ (4.6)

ここで、 ε_{ijt} は確率的誤差項、iは中国、jはASEAN諸国、tは期(2003~2020年)を表している。各変数の予想される符号については、表3の通りである。

国民の声と説明責任指数については、民主制、政治的自由度の向上は、自由主義の市場制度の質を高め、直接投資にプラスの影響を与えると考えられるので、負の符号を予想している。

経済自由度指数については、Heritage財団の指数を用いている。これは、4つの面(法制度、政府の規模、管理監督の効率、市場の開放)の12の指標(財産権の保護、政府の清廉度、司法の有効性、租税負担、政府財政支出、財政健全性、経済活動自由度、労働者の自由度、通貨の健全性(自由度)、貿易自由度、投資自由度、金融自由度)で構成されている。政治的な自由度に関する指標は含まれないが、単に市場の視点での自由度だけではなく、法制度や政府のキャパシティを含む観点から、経済自由度を評価するものである。これらの改善は、直接投資にプラスの影響を与えると考えられるので、負の予想としている。

次に、インフラ指数TINFについては以下のよう手順で指標を作成している。張軍他(2007)は、世界銀行(1995)とPrud'homme(2004)の定義を参考にし、データの入手可能性を踏まえ、交通、エネルギー、通信、都市の4つの分野での中国インフラのレベルと発展状況を指標化した。この考え方に従い、表4に示す4つのインフラ分野を示す指標を一つずつ選択し、李青・黄亮雄(2015)の重み付け法を採用してASEAN諸国のインフラ指数を構築した。指数の定義式は以下のとおりである。

$$TINF_{jt} = \sum_k score_{kjt} \times w_k \quad (4.7)$$

ここで、 $TINF_{jt}$ はj国のt年のインフラレベル指数である。 $score_{kjt}$ はj国のt年の指標kの数値を表

し、 w_k はそれに対応するウェイトである $score_{kjt}$ の値は以下の式通りである。

$$score_{kjt} = (Z_{kjt} - MinZ) / (MaxZ - MinZ) \times 100 \quad (4.8)$$

ここで、 Z_{kjt} はt年におけるj国の指標kの数値であり、 $MinZ$ は指標kの分析期間中の全ての国の数値の最小値、 $MaxZ$ は指標kの分析期間中の全ての国の数値の最大値である。これによって、指標kは0-100の間に指数化される。

ウェイト w_k については、総インフラレベル指数は4つの分野を等しいウェイトで含むとし、0.25に設定している。

上記から構築されたインフラレベル指数の大きさは0-100の間であり、数値が大きいほどインフラレベルが良いことを示している。インフラの整備は直接投資にプラスの影響を持つと想定されるので、負の符号の予想としている。

投資協定は、中国とASEAN間の投資協定の影響を示すダミー変数なので、直接投資にプラスの影響を与えると考えられる。よって負の符号を予想している。

一帯一路構想は、中国側の対外投資を促進するための政策なので、直接投資にプラスの影響を与えると考えられる。よって負の符号を予想している。

2.実証分析とその結果

(1) 相関分析

まず、変数の多重共線性をチェックするために、相関関係を検証した。各変数の相関関係は表5にまとめた。変数の多重共線性をチェックするために、Buckley et al.(2007)を参考にしてVIFテストを行った。VIFテストの結果は全て10を下回るため、各変数間の多重共線性がないと考えられる。

(2) モデルの検証

適切なモデルを確立することを保証するために、関連する仮説検定を行う。まず、中国の対外直接投資に非効率があるかどうかを確認する。尤度関数は分散のパラメータで $\sigma^2 \equiv \sigma_v^2 + \sigma_\mu^2$ 、 $\gamma = \sigma_\mu^2 / \sigma^2$ と表現される(σ_v^2 と σ_μ^2 はそれぞれ確率的誤差項 v_{ijt} と非効率項 μ_{ijt} の分散である)。 γ (尤度関数における

表5. 相関分析

	lnOFDI	lnGDPC	lnGDP	GDPGR	lnDIST	CONTI	LANG	lnWAGE	EXR	TINF	FREE	VA	OBOR	ACIA
lnOFDI	1													
lnGDPC	0.762	1												
lnGDP	0.411	0.179	1											
GDPGR	-0.051	-0.336	-0.140	1										
lnDIST	-0.057	-0.013	-0.444	0.236	1									
CONTI	0.069	0.000	-0.320	0.388	0.264	1								
LANG	0.259	0.000	0.316	-0.082	-0.166	-0.327	1							
lnWAGE	0.015	0.141	0.192	-0.508	-0.036	-0.514	0.601	1						
EXR	0.130	-0.004	0.099	0.165	0.104	0.537	-0.335	-0.373	1					
TINF	0.204	0.192	0.702	-0.457	-0.383	-0.514	0.454	0.682	-0.008	1				
FREE	0.193	0.166	0.291	-0.411	-0.076	-0.666	0.684	0.871	-0.432	0.643	1			
VA	0.083	0.038	0.642	-0.322	-0.296	-0.801	0.384	0.482	-0.321	0.620	0.626	1		
OBOR	0.575	0.805	0.148	-0.279	-0.007	0.000	0.000	0.120	0.004	0.122	0.175	0.036	1	
ACIA	0.682	0.870	0.154	-0.183	0.015	0.000	0.000	0.120	-0.002	0.155	0.131	0.063	0.636	1
VIF		8.92	5.93	2.16	1.69	5.89	2.69	9.28	2.45	8.66	8.46	6.33	3.19	4.90
1/VIF		0.112	0.169	0.464	0.592	0.170	0.372	0.108	0.408	0.115	0.118	0.158	0.313	0.204

出所：STATA17.0の計算より筆者作成。

効率性のパラメータ)がゼロに近い値を取るということは、変数として内部化できていない外部からのランダムな衝撃が投資の非効率を引き起こす主な原因であることを意味する。 γ が1に近い値を取ると、モデルに組み込んだ変数が投資の非効率の主要因であることを示す。

帰無仮説 $H_0: \gamma=0$ 「投資非効率が存在しない((4.6)式の係数 δ が全てゼロである)」

対立仮説 $H_1: \gamma \neq 0$ 「投資非効率が存在する」

次に、中国の対外直接投資の非効率性が時間とともに変化するかどうかを検証する。 η は時変性を考慮した推定パラメータであり、

帰無仮説 $S_0: \eta=0$ 「投資の非効率が時間とともに変化しない」

対立仮説 $S_1: \eta \neq 0$ 「投資の非効率が時間とともに変化する」

とする。以上の仮説について、尤度比検定(Likelihood Ratio Test; 以下LR検定)を行う。LR検定統計量は、統計的に混合カイ二乗分布(Mixed Chi-Square Distribution)に従う。

表6の示す検証結果によると、二つのLRの検定量が、混合カイ二乗分布の臨界値 $\chi^2_{1-0.05}(k)$ よりも大きく、帰無仮説を棄却できる。構築した確率的フロンティア投資重力モデルによって、中国のASEANへの直接投資の潜在力と非効率を検証すること、また、非効率性の時間的な変化を分析することが適切であることが示された。

表6.モデル適合性検査

仮説	制限モデルの対数尤度関数 値 $\ln(H_0)$ と $\ln(S_0)$	無制限モデルの対数尤度関数 値 $\ln(H_1)$ と $\ln(S_1)$	LR検定量	df	$\chi^2_{1-0.05}(k)$	検定結論
$H_0: \gamma=0$ 「投資非効率が存在しない。 $H_1: \gamma \neq 0$ 」	-255.272	-133.949	242.646	3	7.05	棄却
$S_0: \eta=0$ 「投資の非効率は時間とともに変化しない」。 $S_1: \eta \neq 0$	-154.506	-133.949	41.114	2	5.14	棄却

出所:筆者作成。LR $=-2x[\ln L(H_0)-\ln L(H_1)]$ 、 $\ln(H_0)$ は制約付きモデル(最小二乗法(OLS)を用いて推定を行う)の対数尤度関数値を表し、 $\ln(H_1)$ は制約のないモデル(最尤推定法(MLE)を用いて推定を行う)の対数尤度関数値を表す。 S_0 、 S_1 についても同様。そのうち、 $\ln(S_0)$ は制約付きモデル(時不変モデル)の対数尤度関数値を表し、 $\ln(S_1)$ は制約のないモデル(Battese and Coelli(1992)によって提案された時変減衰モデル(Time-varying Decrease, TVD)の対数尤度関数値を表す。

表7.確率的フロンティア投資重力モデル回帰結果

変数	係数	標準誤差	t値	変数	係数	標準偏差	t値
β_0	-165.515***	9.872	-16.767	lnWAGE	-1.491***	0.146	-10.240
lnGDPC	5.719***	0.323	17.728	EXR	0.0004**	0.0002	2.202
lnGDP	0.950***	0.147	6.467	σ^2	8.237***	0.983	8.375
lnDIST	-0.139**	0.068	-2.033	γ	0.978***	0.005	204.653
GDPGR	0.013	0.013	1.036	μ	5.676***	1.744	3.254
CONTI	-1.703***	0.578	-2.946	η	-0.028***	0.003	-9.056
LANG	4.898***	0.694	7.059				

出所:筆者作成。***,**,*,***はそれぞれ10%、5%、1%のレベルで有意であることを表す。 σ^2 :モデルにおける確率的誤差項 v_{ijt} と非効率項 μ_{ijt} の分散の和、 γ :尤度関数における効率性のパラメータ、 μ :非効率項 μ_{ijt} の期待値、 η :時変パラメータ。

(3) 確率的フロンティア投資重力モデルによる推定結果

2003～2020年の中国のASEANへの直接投資に関する変数のパネルデータを用い、式(4.2)を推定した結果を表7に示す。

モデル回帰結果での γ 値は0.978で1に近く1%レベルで有意であり、実際の直接投資額と直接投資潜在的最大値に差があることを示し、この差は確率的誤差項ではなく、主にモデルの非効率項に組み込んだ変数により、投資の非効率が生じる可能性を示している。 μ 値は0ではなく、1%の有意なレベルで、直接投資に非効率因子が存在していることを示す。 η 値は0ではなく、1%レベルで有意であり、非効率項には時変性があることを示している。 η は0より小さいので、直接投資の潜在的可能性の実現を阻害する要因が時間変化とともに増大し、直接投資効率が悪化することを示している。

表7で、モデルのフロンティア要因諸変数についての検証結果を見ると、以下のようにまとめることができる。

① 中国のGDP(GDPC)とASEAN諸国のGDP(GDP)変数はいずれも1%レベルで有意であり、係数はいずれも正であり、予想符号と一致し、双方の経済規模の拡大が中国のASEANに対する直接投資の潜在的可能性を拡大することを示している。中国のGDPが1%増加するごとに、中国の対ASEAN諸国の直接投資総額は5.719%増加し、ASEAN諸国のGDPが1%増加するごとに、中国の対ASEAN投資総額は0.950%増加することになる。中国のGDPの係数はASEAN諸国より高く、中国の経済規模の拡大がASEAN諸国への直接投資の拡大に対する影響がより大きいことを示している。

② 中国とASEAN諸国の経済距離DIST変数の係数は、-0.139で予想符号と一致し、有意であ

る。中国が、ASEANにおいては、相対的に自国と所得水準が近い国に投資する傾向があることを示している。所得水準が近い国では、相対的に需要構造や競争環境が近いことが考えられ、被投資国企業での展開がより容易になるのではないかと考えられる。

③ GDP成長率GDPGRの係数は、プラスではあるが有意ではない。中国の対ASEAN投資においてはASEAN各国のGDP成長率が有意なプラスの要因となりえていないと考えられる。

④ 共通境界CONTIは有意で、予想した符号とは逆に負を示している。中国からラオス、ミャンマーへの投資は注目されているが、両国はASEANでは相対的に後進地域に属していること、またベトナムとの関係が歴史的にセンシティブな問題を持っていることから、中国の対ASEAN投資においては国境共有がプラスの要因となりえていないと考えられる。

⑤ 共通公用語LANGの係数はプラスで有意であり、中国の直接投資に対して促進作用がある。言語文化は国際経済交流の重要な要因である。中国語はシンガポールでは公用語の一つ、マレーシアでは教育言語の一つとなっており、これは中国の両国への直接投資を促進するうえでプラスとなっている可能性がある。

⑥ 労働力人口一人当たり所得WAGEの係数は、マイナスで有意である。中国はASEANにおいて相対的に低い所得水準の国に投資する傾向があることを示している。所得水準の低さは、賃金水準の低さを反映していると考えれば、中国の投資が、垂直型であることを示す可能性があるが、中国の労働力人口一人当たりGDPは、分析対象期間の当初からASEAN10ヵ国の中位レベルにあり(2003年11カ国中5位、2020年4位)、②の経済距離の結果と併せ考えれば、相対的に同水準あるい

は下位の所得水準の国の市場を志向した投資である可能性もある。

⑦ 為替レートはプラスで有意であり、予想符号と一致する。推定結果によって、人民元為替レートの切り上げが、中国の対外直接投資効率のプラス要因であることが示された。人民元の切り上げが行われれば、外貨で換算した中国国内の生産コストが上昇し、中国企業は生産コストを抑えるため海外へ生産を移転させる要因となる。また、ASEANにおける資産の人民元での価値が低下し、より取得しやすくなることも、直接投資にプラスの影響を与えることが作用していると考えられる。

(4) 投資非効率モデルによる推定と結果の分析

本稿では、Battese and Coelli(1995)が提案した「一段階」モデルにより、投資非効率の推定を行う。従来、確率的フロンティアを用いた実証研究は、生産関数の確率的フロンティアにより、効率値を予測し、効率値を変数として相関影響因子を回帰する2段階推定を行ってきた。この方法には、2つの段階の仮定が一致していないという問題があった。それを克服しようと提案されたのが、Battese and Coelli(1995)のモデルである。

その方法に従って、(4.6)を(4.2)に代入し、パネルデータにより、中国のASEAN10ヵ国への直接投資効率の検証を試みた。

表8の左欄に示した確率的フロンティアに影響するフロンティア要因諸変数の結果を、表7と比較すると、経済距離DIST、共通境界CONTIが有意でなくなっているが、他の諸変数については、係数の符号及び有意性について同様の結果が得られており、前項(3)でのフロンティア的諸要因に関する分析は、この一段階モデルにおいても概ね支持される結果となった。

投資非効率モデル側の結果は、表8の右欄に示した。各変数の分析結果は、以下に記すとおりである。

① 経済自由度FREEの係数はマイナスで有意である。結果は、経済自由指数が高いほど、中国のASEAN諸国への直接投資を誘致し、投資効率を改善する可能性があることを示している。

経済自由度指数には、政府の清廉度、司法の有効性、という政府の腐敗や法規範の有効性を示す指数も含まれている。Brada, Drabek, and Perez(2012)、Subasat and Bellos(2013)らの研究では、多国籍企業は腐敗の程度が低い国に対す

表8. 投資非効率モデルの結果分析

確率的フロンティアモデル				非効率モデル			
変数	係数	標準誤差	t値	変数	係数	標準誤差	t値
β_0	-115.938***	0.923	-125.658	δ_0	7.400***	0.365	20.295
lnGDPC	3.817***	0.059	65.035	TINF	0.047***	0.011	4.184
lnGDP	0.788***	0.137	5.749	FREE	-0.128***	0.026	-4.903
GDPGR	-0.01	0.028	-0.344	VA	0.736***	0.261	2.821
lnDIST	0.131	0.096	1.365	OBOR	0.995***	0.231	4.313
CONTI	0.077	0.21	0.366	ACIA	-0.762*	0.435	-1.753
LANG	1.978***	0.289	6.841				
lnWAGE	-0.577***	0.106	-5.453				
EXR	0.001***	0.000	6.683				
σ^2	1.050***	0.096	10.976	対数尤度		-213.84	
γ	0.999***	0.000	46080.878	片側過誤のLR検定		82.864	

出所：筆者作成。*、**、***はそれぞれ10%、5%、1%のレベルで有意であることを表す。

る投資に消極的になる可能性、場合によっては腐敗度の高い国に投資する傾向があることが指摘されている。このことは、「grease the wheels」(Brada, Drabek, and Perez(2012))の観点と呼ばれ、多国籍企業が、賄賂を利用して、手続きの煩雑さや国の監督管理を比較的低いコストで回避する可能性があることによると推測されている。また、これらの研究では、腐敗認識度の高い国の多国籍企業が、腐敗の程度が低い国に対する投資に消極的になる可能性を指摘している。本稿で利用した経済自由度指数は、統合指数であるため、彼らの研究結果を否定することはできないが、市場経済制度の整備の上昇が直接投資にプラスの影響を与えるという点で、中国の対ASEAN投資が、より整備された市場経済を選好することが示された。

② 投資協定のダミー変数ACIAはマイナスで有意であり、予想と一致する。2002年にはASEAN中国包括経済協力枠組協定(ACFTA)が締結されている。この協定の下で、物品の自由貿易にとどまらず、投資協定(2010年発効)も結ばれている。2010年発効された投資協定は中国企業の進出を促進し、投資効率にプラスの影響を与えている。

以上の変数は、予想に適合している。しかし以下の変数は予想に反する結果となった。

① インフラ係数TINFがプラスで有意であることは、中国企業がインフラ状況の悪い国に投資する傾向を示している。2008年以来、中国のASEANインフラへの投資残高は毎年急速に上昇しており、「2020年中国対外直接投資公報」によると、中国のASEANインフラへの投資ストックは約315.5億ドルで、中国のASEANへの投資残高ストック全体の24.8%を占めている。直接投資ストックの主要な業界構成から見ると、電力/熱力/ガス及び水の生産と供給業は119.4億ドルで、

9.4%を占め、建設業は105.6億ドルで8.3%を占める。ASEAN諸国の大部分の経済発展レベルが低く、インフラの面で大きな投資潜在力があるため、大量の中国の直接投資を引きつけている可能性を示唆している。

② 国民の声と説明責任指数VAの係数はプラスであり、予想と一致しない。ASEAN諸国の民主制度の質の向上や政治的自由度は非効率に対してプラスの影響が存在している。つまり中国のASEAN諸国への投資効率に対してマイナスの影響がある。民主化度、政治的自由度と経済の関係は、従来から複雑な問題がある点である。いわゆる「開発独裁」の評価をめぐっても議論された点である。

分析対象期間において、ASEAN諸国の一部の国において政治的動揺が見られたケースがあるが、その際、欧米の企業が撤退する、あるいは欧米政府による投資制限措置が行われた。しかし、そのようなケースでも、中国企業は撤退せず、しばしばその間隙を埋めるように進出したというケースも見られた。ミャンマー国軍のクーデターで事業環境は一変した時、ミャンマー投資委員会によると、2021年の外国からの投資を認可した金額は前年から34%減り、欧米からの新規投資はほとんどない。

このことが中国企業に特徴的な選択を反映しているのか否かも含めて、さらに探求する必要がある。

③ 一帯一路のダミー変数OBORは有意であるが、符号は正であり、予想とは一致しない。中国は一帯一路沿線の対外直接投資を大いに推進しているにもかかわらず、その効果は実現していないことになる。本稿において分析したASEAN側の要因だけではなく、中国の一帯一路構想における対

外進出支援策や国内要因も含めて、課題がある可能性があり、今後の研究が必要である。

(5) 投資効率と投資潜在力

表10は、(3.5)で定義される、2003年から2020年にかけて中国のASEAN諸国への直接投資の効率の値を示している。

これを、表9に示す、Gulati(2011)が提供する効率スコア基準を用い評価していく。

表10のMean Efficiencyは、中国のASEAN 10ヵ国への直接投資の各年について算出された180の投資効率の平均である。これは0.289で、Gulati(2011)の基準では、ランク7($E < 0.5$)で、非効率レベルに属している。このことは、中国の対ASEAN直接投資がその潜在的可能性に対する実現のレベルが低いことを意味し、大きな改善余地があることを示している。

表10のMean Aは、各年の中国からASEAN諸国への直接投資の効率の平均を示している。2003～2020年の各年の効率スコアの範囲は0.195～0.409であった。Mean Bは、期間中の国別の中国の直接投資効率の平均を示している。2003～2020年の中国の対外直接投資の各ASEAN諸国での効率スコア範囲は0.023から0.688である。ASEAN諸国の中で中国の対外直

接投資のパフォーマンスが最も低いのはベトナム (Mean B=0.023)で、非効率レベル(ランク7)に属している。ASEAN諸国の中で中国の対外直接投資のパフォーマンスが最も高いのはシンガポール (Mean B=0.688)で、半低効率レベル(ランク5)となっている。

図3によって、期間中の各国のスコアの推移をみる。期間中のスコアが相対的に高い位置にあるのは、ラオス、シンガポール、カンボジアである。2005年ACFTAの物品貿易協定の発効と関税引き下げ開始後の時期に、投資効率の上昇がみられるのは、以上の3国とミャンマーである。それに対し、一貫して低い水準で推移しているのは、フィリピン、マレーシア、インドネシア、ベトナムとなっている。ブルネイ、タイは、その中間のパフォーマンスで推移している。

先の非効率要因の分析では、投資協定が直接投資にプラス効果を持つことが示された。それにもかかわらず、表10、図3からは、2010年の投資協定発効以降の期間において、2010年代前半に上昇がみられるラオスを除き、直接投資効率の低下傾向を見て取ることができる。他のいずれかの要因によるマイナスの効果を投資協定締結のプラスの効果では相殺できていないということが示されている。

表9. 効率スコアのベンチマーク

効率スコア	効率レベル	ランク
$E < 0.5$	非効率	7
$0.5 < E < 0.6$	低効率	6
$0.6 < E < 0.7$	半低効率	5
$0.7 < E < 0.8$	中効率	4
$0.8 < E < 0.9$	半高効率	3
$0.9 < E < 1$	高効率	2
$E = 1$	フル効率	1

出所:Gulati (2011).より筆者作成。

表10 2003～2020年中国のASEAN諸国への直接投資の効率スコア

	ブルネイ	フィリピン	インドネシア	ベトナム	ラオス	マレーシア	ミャンマー	タイ	カンボジア	シンガポール	MeanA	Min	Max
2003	0.019	0.044	0.041	0.012	0.123	0.121	0.087	0.723	0.962	0.464	0.260	0.012	0.962
2004	0.013	0.033	0.060	0.046	0.149	0.101	0.116	0.596	0.982	0.464	0.256	0.013	0.982
2005	0.124	0.041	0.044	0.047	0.212	0.098	0.087	0.474	0.552	0.406	0.208	0.041	0.552
2006	0.080	0.028	0.049	0.033	0.410	0.065	0.366	0.330	0.444	0.361	0.217	0.028	0.444
2007	0.105	0.032	0.084	0.029	0.743	0.054	0.340	0.345	0.414	0.642	0.279	0.029	0.743
2008	0.107	0.043	0.041	0.028	0.521	0.049	0.438	0.323	0.651	0.939	0.314	0.028	0.939
2009	0.202	0.047	0.039	0.028	0.636	0.044	0.559	0.197	0.679	0.935	0.337	0.028	0.935
2010	0.371	0.089	0.044	0.023	0.696	0.047	0.772	0.328	0.844	0.874	0.409	0.023	0.874
2011	0.378	0.075	0.044	0.020	0.714	0.037	0.582	0.242	0.906	0.974	0.397	0.020	0.974
2012	0.274	0.068	0.054	0.019	0.781	0.035	0.556	0.306	0.870	0.820	0.378	0.019	0.870
2013	0.218	0.058	0.054	0.019	0.847	0.042	0.462	0.247	0.780	0.724	0.345	0.019	0.847
2014	0.160	0.047	0.052	0.019	1.000	0.035	0.378	0.223	0.656	0.753	0.332	0.019	1.000
2015	0.133	0.033	0.043	0.016	0.807	0.033	0.294	0.191	0.564	0.881	0.300	0.016	0.881
2016	0.282	0.025	0.043	0.021	0.726	0.042	0.261	0.193	0.525	0.710	0.283	0.021	0.726
2017	0.244	0.022	0.038	0.016	0.658	0.044	0.225	0.175	0.502	0.738	0.266	0.016	0.738
2018	0.188	0.016	0.032	0.014	0.600	0.058	0.146	0.149	0.418	0.638	0.226	0.014	0.638
2019	0.300	0.010	0.032	0.014	0.469	0.045	0.103	0.140	0.358	0.527	0.200	0.010	0.527
2020	0.243	0.009	0.031	0.015	0.494	0.082	0.084	0.144	0.323	0.526	0.195	0.009	0.526
MeanB	0.191	0.040	0.046	0.023	0.588	0.057	0.325	0.296	0.635	0.688			
Mean Efficiency	0.289												

出所：筆者作成

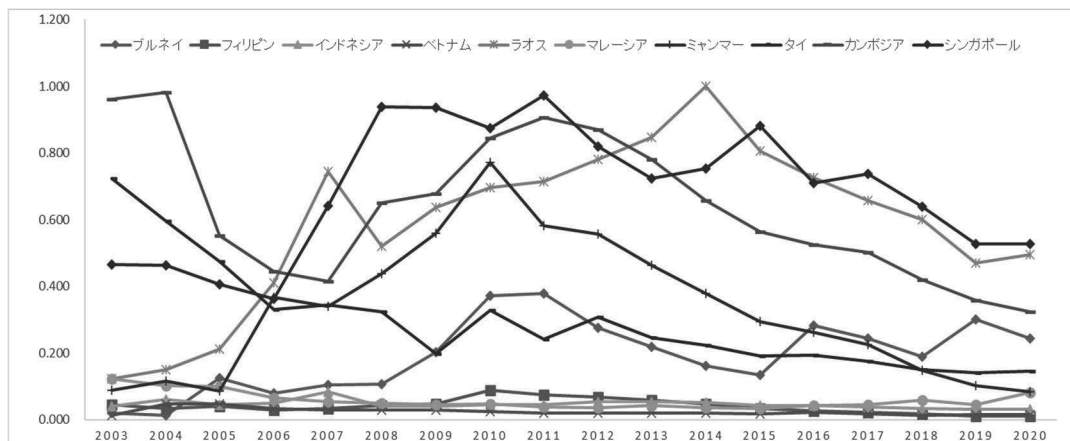


図3. 2003年～2020年における中国のASEAN諸国への直接投資の効率スコア

出所：筆者作成

本稿では、現在入手可能な中国のASEAN諸国への直接投資に関する最新のデータを用いて、確率的フロンティア重力モデルを構築し、Battese and Coelli(1995)が提案した一段階モデルの方法を用いて推定を行った。

中国の一带一路沿線国家・地域への直接投資の効率性に関する先行研究では、対ASEAN諸国投資の非効率性が指摘されている。この点について、本稿では、ASEAN諸国の中国の対外関係における重要性にかんがみ、一带一路沿線国家・地域全体ではなく、ASEAN諸国を対象を絞り、先行研究において指摘されている非効率性の要因の特徴を明らかにしようとした。

本稿の分析結果は以下の通りである。

- ① 中国のASEAN諸国への直接投資効率が低水準にあり、ASEAN全体としては、非効率性が時間とともに高まる傾向にある。
- ② 非効率性要因の分析結果において、投資先国のインフラ充実度、国民の声と説明責任指数、一带一路構想の実施は、想定と逆の結果が得られた。

以上の分析結果をもとに、本稿の貢献と今後の課題を以下に記す。

第一に、先行研究と同様に、中国のASEANへの直接投資に非効率性があることを本稿でも確認した。本稿の分析は2020年までの期間をカバーしている点で、先行研究の結果を補強するものである。対象期間の効率性の推移をみると、中国が走出去政策の強化や一带一路構想が打ち出して以降、その効率が低下傾向に移っていることは、中国の対外直接投資推進政策に大きな課題があることを示唆している。

第二に、中国の対ASEAN投資は、市場経済制度の整備に対しては、通常反応を示すことが示されたが、他方で投資先国のインフラ充実度、国民の声と説明責任指数が、予想とは逆の結果となった。このことは、中国の対外直接投資の特徴を示す。これらの指数の結果は、中国政府の対途上国インフラ整備支援や、欧米の価値観とは異なる中国の外交政策という、中国の戦略との関連が推測できる結果となっている。中国のASEAN諸国への直接投資では、低所得国段階にあるインフラ未整備の開発独裁型の国にバイアスがある傾向が考えられる。政治的自由度・民主制という要因の影響を受けやすい先進諸国の直接投資を代替することにより投資を拡大している可能性がある。この点を明確にするためには、ASEAN各国の政治経済状況と中国との関係について、詳細に分析することが必要となる。

第三に、一带一路構想においても、中国は諸国間の経済関係を強化するためのインフラ建設を重視しているといわれており、被投資国側のインフラ水準の低さが、むしろ中国によるインフラ建設関連分野における直接投資機会となっている可能性がある。しかし、他方で一带一路構想のダミー変数が、有意で、予想とは逆の係数となったことは、先に指摘した効率低下傾向と併せ、一带一路構想が持つ直接投資拡大効果に疑問を抱かせる結果となっている。ASEANとの投資協定が有効性を示していることと対比すると、その疑問はより強まる。このような疑問を解決するために、更なる研究の展開が必要である。本稿では中国側の要因として一带一路構想の影響だけを扱っており、他の影響要因、例えば、近年の中国の「企業海外投資管理弁法」の影響も考えなければならない。また、本稿においては、中国側の投資推進政策である一带一路構想を単純にダミー変数として扱っ

ており、その政策詳細を十分に反映できないので、今後その点を改善していく必要がある。

他方で、経済自由度や投資協定に関する変数が想定と一致したことは、ASEANによる市場経済制度の質の向上を図る政策が、中国のような移行経済諸国にとっても対外直接投資推進に有利な条件となる可能性を示している。この点は、中国にとって現在進行中であるASEAN中国包括経済協力枠組協定(ACFTA)改訂交渉における課題となろう。

本稿では、中国の対ASEAN直接投資の効率性が悪化傾向にあることを明らかにした。中国の対ASEAN直接投資の効率性の改善(潜在的に可能な水準に投資規模を引き上げていくこと)は、中国にとって重大であるだけでなく、(中国の世界経済における地位が高まっていることを踏まえれば、)世界経済の今後の成長にも影響を及ぼしうる問題でもありうる。この課題をさらに解明していくためには、第一に、本稿では、主として被投資国側の要因について分析を行ったが、一帯一路政策を含め投資国である中国側の要因についても分析を行う必要がある。

第二に、予想と反する結果となった非効率要因について、他の先進諸国の対ASEAN投資、また中国の他の途上国地域や先進国地域への投資に同様な傾向が確認できるか検証しておくことは、中国の対外直接投資の特徴を確認するうえで必要なことであろう。

第三に、それらの分析を踏まえ、投資決定を行う主体である個々の企業レベルの要因や、産業毎の競争環境の要因からも分析を進めていくことも課題となる。

今後、以上の3つの方向からもアプローチしていきたい。

【付記】

本稿は、学内外査読者2名によって審査され、2023年8月4日に掲載が認められたものである。(『彦根論叢』編集委員会)

参考文献

- ◎ Aigner, D., C. K. Lovell, and P. Schmidt, (1977), Formulation and estimation of stochastic frontier production function models, *Journal of Econometrics*, 6(1), 21–37.
- ◎ Anh, T., N. Ha, and C. Phuong, (2021), Determinants efficiency of Vietnam's footwear export: A stochastic gravity analysis, *Accounting*, 7(2), 311–322.
- ◎ Armstrong, S., (2007), Measuring trade and trade potential: A survey, *Crawford School Asia Pacific Economic Paper*, (368).
- ◎ Baldwin, R. E., and R. D. Portes, (1994), Towards an integrated Europe, *London: Centre for Economic Policy Research*, Vol. 25, No. 234
- ◎ Battese, G. E., and T. J. Coelli, (1992), Frontier production functions, technical efficiency and panel data: With application to paddy farmers in India, *Journal of Productivity Analysis*, 3, 153–169.
- ◎ Battese, G. E., and T. J. Coelli, (1995), A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data, *Empirical Economics*, 20, 325–332.
- ◎ Battese, G. E., and G. S. Corra, (1977), Estimation of a production frontier model: With application to the pastoral zone of eastern Australia, *Australian Journal of Agricultural Economics*, 21(3), 169–179.
- ◎ Brada, J. C., Z. Drabek, and M. F. Perez, (2012), The effect of home–country and host–country corruption on foreign direct investment, *Review of Development Economics*, 16(4), 640–663.
- ◎ Brenton, P., F. Di Mauro, and M. Lücke, (1999), Economic integration and FDI: An empirical analysis of foreign investment in the EU and in Central and Eastern Europe, *Empirica*, 26, 95–121.

- ⊙ Buckley, P.J., J. Clegg, A. R. Cross, X. Liu, H. Voss, and P. Zheng, (2007), The determinants of Chinese outward foreign direct investment, *Journal of International Business Studies*, 38 (4), pp. 499–518.
- ⊙ Cheng, Z.H., and N. Nan, (2017), China's direct investment efficiency and potential evaluation for the countries along "Belt and Road", *Commercial Research*, (8), 10.
- ⊙ Dar, Q. F., (2018), Efficiency Evaluation through Slack-Based Measure in Data Envelopment Analysis, *Ph.D. Thesis, Department of Statistics, Pondicherry University*.
- ⊙ Dunning, J. H., (1977), Trade, Location of Economic Activity and the MNE: a Search for an Eclectic Approach, *Palgrave Macmillan UK*.
- ⊙ Dunning, J. H., (1981), Explaining the International Direct Investment Position of Countries: Towards a Dynamic or Developmental Approach, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 117, 30–64.
- ⊙ Eichengreen B., and H. Tong, (2005), Is China's FDI coming at the expense of other countries? *NBER Work in Paper*, No.11335.
- ⊙ Fan, Z., R. Zhang, X. Liu, and L. Pan, (2016), China's outward FDI efficiency along the belt and road, *China Agricultural Economic Review*, 8(3), 455–479.
- ⊙ Gulati, R., (2011), Evaluation of technical, pure technical and scale efficiencies of Indian banks: An analysis from cross-sectional perspective, *Proceedings of the 13th Annual Conference on Money and Finance in the Indian Economy*, Indira Gandhi Institute of Development Research Mumbai, 1–31.
- ⊙ Hassan, M. T., (2017), An analysis of prime determinants and constraints of Bangladesh's export market: Stochastic frontier gravity model approach, *World Customs Journal*, 11(2), 77–92.
- ⊙ Meeusen, W., and J. van Den Broeck, (1977), Efficiency estimation from Cobb–Douglas production functions with composed error, *International Economic Review*, 18 (2)435–444.
- ⊙ Nilsson, L., (2000), Trade integration and the EU economic membership criteria, *European Journal of Political Economy*, 16(4), 807–827.
- ⊙ Papazoglou, C., E. J. Pentecost, and H. Marques, (2006), A gravity model forecast of the potential trade effects of EU enlargement: Lessons from 2004 and path-dependency in integration, *The World Economy*, 29(8), p.1077–1089.
- ⊙ Prud'homme R., (2004), Infrastructure and Development, *Paper Prepared for ABCDE (Annual Bank Conference on Development Economics)*.
- ⊙ Ravishankar, G., and M. M. Stack, (2014), The gravity model and trade efficiency: A stochastic frontier analysis of eastern European countries' potential trade, *The World Economy*, 37.
- ⊙ Ryan, F., (2014), ASEAN overtakes China in FDI, Retrieved from <https://www.ft.com/content/910b19c1-5363-38ad-aea-ca73d267f677>
- ⊙ Subasat, T., and S. Bellos, (2013), Governance and foreign direct investment in Latin America: A panel gravity model approach, *Latin American Journal of Economics*, 50(1), 107–131.
- ⊙ Tinbergen, J., (1962), *Shaping the world economy: Suggestions for an international economic policy*, New York: Twentieth Century Fund.
- ⊙ UNCTAD (2021), *World Investment Report 2021: Investing in Sustainable Recovery*, United Nations, New York, <https://unctad.org/webflyer/world-investment-report-2021>
- ⊙ Wells, L.T., (1983), Third World Multinationals: The Rise of Foreign Investments from Developing Countries, *MIT Press, Cambridge, MA*.
- ⊙ 黄宁. (2018), “一带一路”背景下中国对外直接投资效率与投资风险研究——基于随机前沿模型(SFA)的经验证据, *区域金融研究*(9), 7。
- ⊙ 李青, 黄亮雄. (2015), 中国的产业结构调整与全球经济失衡治理, *国际经贸探索*, 31(1), 13。
- ⊙ 世界银行. (1995), 1994年世界发展报告(中文版) [R], *中国财政经济出版社*。
- ⊙ 宋林, 谢伟, 郑雯. (2017), “一带一路”战略背景下我国对外直接投资的效率研究, *西安交通大学学报(社会科学版)*(4), 45–54。
- ⊙ 赵春艳, 程璐. (2017), 发达国家与发展中国家对外直接投资效率比较研究, *河南社会科学*(5), 3037。

- ◎张军, 高远, 傅勇, 张弘. (2007), 中国为什么拥有了良好的基础设施?, *经济研究*, 57(3), 4-19。
- ◎张亚斌. (2016), “一带一路”投资便利化与中国对外直接投资选择——基于跨国面板数据及投资引力模型的实证研究, *国际贸易问题* (9), 12。

Research on the Efficiency and Influencing Factors of China's Direct Investment in ASEAN

Zhang Jingxia

This article examines data on China's direct investment in ASEAN countries from 2003 to 2020 to verify the efficiency of direct investment (the proportion of actual investment to the theoretically assumed potential for direct investment) using a stochastic frontier investment gravity model, with the aim of identifying the negative factors that become obstacles to achieving potential possibilities. The article will shed light on the issue of China's expanding investment in ASEAN and explore research directions to resolve the problems arising.

The results analyzed in this article are summarized as follows. First, the efficiency of China's direct investment in ASEAN countries is low on average and trending downward. Second, among the factors related to the development of domestic market institutions as targets of analysis, the economic freedom of ASEAN countries and the signing of investment agreements are consistent with theoretical expectations as factors having a positive impact on the efficiency of China's direct investment in ASEAN. Third, and in contrast, the infrastructure adequacies of ASEAN countries, the level of voice and accountability of ASEAN countries, and the implementation of China's Belt and Road Initiative are viewed as factors negatively affecting the efficiency of China's direct investment in

ASEAN and contrary to theoretical expectations. These results may reflect the characteristics of direct investment between developing China and ASEAN, and in the future, analyses should focus on comparing China's investment in developed countries and regions, and in other developing countries and regions.

Key words: Belt and Road Initiative; efficiency of direct investment; stochastic frontier gravity model