

アジアの発展途上国における貿易・海外直接投資の 経済効果に関して

——モンゴルと中国をケースとして——

宝 樂 爾

(受付 2010年5月31日)

[目 次]

- はじめに
 - I. 貿易・海外直接投資と持続的経済発展—概念及び先行研究
 - I-1. 貿易から見た持続的経済発展
 - I-2. 海外直接投資から見た持続的経済発展
 - II. アジアの発展途上国における貿易・海外直接投資の特徴
 - II-1. 貿易
 - II-2. 海外直接投資
 - III. アジアの発展途上国における貿易・海外直接投資の経済効果
- む す び

はじめに

現代社会において、我々の日常用品として消費されている米、野菜といった食卓の食べ物から携帯電話、冷蔵庫、車といった高度な科学技術商品までは、色々な国から産出したものが益々多くなっている。ということは、経済のグローバル化によって、各国間の国際貿易を通じて、我々は品質、デザインなどが優れた商品を手出し易くなったといえよう。これは世界中の各国における大規模な経済活動のグローバル化が急速に進んだことによるものである。

一方、持続的経済発展という面から、貿易・海外直接投資といった外貨形式は国家間の経済をグローバル化したものである。それに伴って、経済上で結び付けられている国々の経済が将来的持続的発展を維持できるかについて、検討を加える必要がある。その上、発展途上国間の貿易・海外直接投資と持続的経済発展に関する研究には、更に注目を集める必要があると思われる。

そこで、次に、貿易・海外直接投資と持続的経済発展の概念および先行研究を要約する。

I. 貿易・海外直接投資と持続的経済発展—概念及び先行研究

I-1. 貿易から見た持続的経済発展

近年、世界経済における経済活動のグローバル化によって、国にまたがる国際的生産・流通ネットワークなどのフレームワークが先進国と先進国同士、先進国と発展途上国相互間、発展途上国と発展途上国同士と多様化が進行している。このような国際貿易の発展に伴って、先進国の国際競争力が更に高まる。一方、発展途上国の工業化も益々進んだ。アジアの新興国の経済成長に拍車をかけたことはその1つ実例である。それで、1国経済の将来的持続的経済発展において、国際貿易はどの程度の役割を果たしているかについて、両者の因果関係を深く探求する必要がある。本研究は発展途上国を対象とするものであるから、先進国の事情に深く触れないことにする。

そこで、先ず貿易と持続的経済発展の概念から説明しよう。貿易とは、ある国（またはそれに準ずる地域）と別の国（同）との間で行なわれる商品の売買のことをいう。商品を外国に対して送り出す取引を輸出、外国から導入する取引を輸入という。

持続可能な発展（Sustainable Development）という表現は、国際自然保護連合（IUCN）によって導入された。その定義は「将来世代が自らのニーズを満たす能力を損なうことなく、現在世代のニーズを満たすような発展」とされた¹⁾。持続可能な発展について、これまでの研究は、環境資源との関連で議論されることが多かった²⁾。しかし、本研究は経済の視点から、長期的に1国における外貨の流れがどのようなメカニズムでその国の持続的経済発展を維持するにつなげるかに重点を置いたものである。したがって、発展途上国における貿易がそれらの国々の開発および将来的な持続的経済発展にどのような貢献をしているかに関して先行研究に沿って、説明しよう。

経済学において、貿易・海外直接投資と経済成長に関する従来の研究は数多くなされている。理論説においては、イギリスの経済学者ジョン・ステュアート・ミル（1848）が貿易を経済成長の原動力と見ていたことは広く知られている。ロバートソンは貿易が「成長のエンジン」である、と表現した（Robertson, 1938, p. 5）。そして、ミャンマーの経済学者ら・ミントは外国の資本（つまり、輸出によって得る外貨）によって開発が進められることにより経済発展がもたらされる（1965；1971）とする。バラッサは貿易が経済発展における役割には大きな期待が寄せられるとする（Balassa, 1989; Meier, 1963）。

1) パーサ・タスクプタ著 植田和弘監訳『サステイナビリティの経済学：人間の福祉と自然環境』岩波書店 2007年12月 p. 169

2) 浦田秀次郎・小浜裕久著『東アジアの持続的経済発展』勁草書房 2001年3月 p. 3

先達たちの従属論として、上村敦（1966, 1993）は後進国（発展途上国）における輸出ベースをめぐって得られた貿易の利益と成長の利益の関連について、ハーバラー、キンドルバーガー、マイヤー、ビエ等の主張を纏めたものである。または、1国の長期的な経済発展を外国貿易に中心をおき、時系列分析と横断面分析により論じたものである。川田富久雄（1972）はヌルクセの貿易の拡大によって成長が促進されたという主張とクレイヴィスの貿易は「成長のエンジン」ではなく、「成長の侍女」であったという主張を論じた。

実証分析においては、商品貿易に関して、リカードウの比較生産費説の原理に基づいて、労働生産性の国際的比較を中心に、2国間の比較優位、比較劣位産業について、柳田義章（1994, 2002）、西手昭満（2007）の研究が挙げられる。

I-2. 海外直接投資からみた持続的経済発展

海外直接投資とは、高中公男（2001）において、IMF（International Monetary Fund）では、「ある経済（国）に居住するもの（投資家）が、居住地以外に所在する企業に対して永続的な利益を得る目的で行う国際投資」とした。そこで、発展途上国における長期的な持続的経済発展に海外直接投資の果たしている役割と貢献を従来の研究に沿って、説明しよう。

海外直接投資の理論的先駆的研究としては、「スティーブン・ハイマー（1960）は従前の伝統的な資本移動論の範疇のなかでの議論から産業組織論の範疇へと大きく転回することとなった⁴⁾。」といった主張がスタートとなる。その後の理論的な展開は、産業組織、内部化、一般均衡、貿易などを中心にアプローチしたものである⁵⁾。

実証分析においては、マクロ経済からミクロ経済まで、実際の統計データを用いた実証研究も数多くなされている。マクロ経済面では、主な研究が1国における経済成長に海外直接投資の及ぼす経済効果である。その分析手法としては、一般的に1国における海外直接投資と主要な経済指標の時系列データを取り上げて、計量分析により因果関係を検定するものである⁶⁾。一方、1国における海外直接投資（非説明変数とする）を誘発する諸要因に関して、国家間の社会的習慣、文化、距離、為替レート、教育レベル、利子率、言語などを説明変数として取り上げて、計量分析（主にパネルデータ分析）により検定されている研究が挙げられる⁷⁾。

4) Stephen H. Hymer, *The International Operations of National Firms: A Study of Foreign Direct Investment*, Cambridge, Mass., The MIT Press, 1960（宮崎義一訳『多国籍企業論』岩波書店、1979年）

5) 高中公男著『海外直接投資論』勁草書房 2001年2月25日 p. 17

6) 岑智偉（2006）「海外直接投資による中国経済発展への効果」において、崔新建（2000）、許・頼・錢（2002）、陳・陳（2002）、杜・高（2002）、杜（2002）、任（2002）、呉（2004）等の研究がある。

7) 岑智偉（2006）「海外直接投資による中国経済発展への効果」において、張・裘（2002）、孫俊（2002）、王・李（2004）、劉・王（2005）等の研究がある。

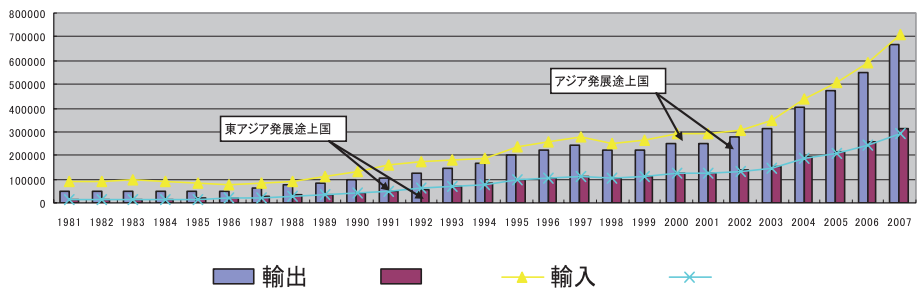
ミクロ経済面においては、企業の生産と技術を対象とした人的資本アプローチ、つまり、外国企業と海外直接投資を受入国の企業間に生じる技術のスピルオーバーの研究が挙げられる。

しかしながら、これまでの研究は経済成長、経済効果をめぐる研究が多い。一方、1国（モンゴルのような低発展途上国の場合）における長期的な持続的経済発展に貿易・海外直接投資といった外貨はどの程度の貢献をしているか、あるいはマイナスの経済効果を及ぼしているかについて、十分に検討されていない。そして、本研究の目的は、発展途上国であるモンゴルにおける長期的な貿易・海外直接投資が持続的経済発展に果たしている役割を明確にすることにある。それはどのようなプロセスによって長期的モンゴルの持続的経済発展に経済効果を果たしているかについて、実際の貿易・海外直接投資のデータを用いて、計量分析により検討したい。

II. 発展途上国における貿易・海外直接投資の特徴

II-1. 貿易

モンゴルのような低発展途上国における貿易の特徴を明確にするため、まず、背景としてアジアの発展途上国⁸⁾の貿易推移と東アジア⁹⁾の発展途上国の貿易額の推移をみる必要がある。それは下 [図1.1] に示す通りである。



(単位：1億ドル)

出所：UNCTAD DATABASE (<http://www.unctad.org>) により作成した。

[図1.1] アジアと東アジアの発展途上国の貿易額推移

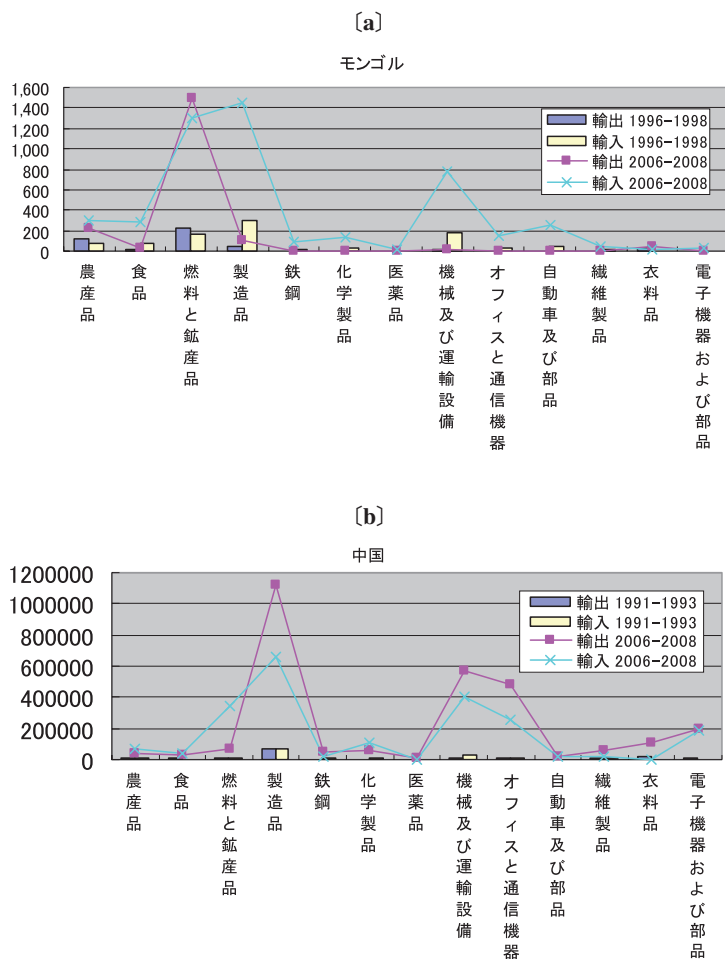
[図1.1] によると、1980年～2007年にかけて、アジアの発展途上国の貿易は、全体として増加傾向であることが見られる。しかし、輸出額と輸入額を比較してみると、輸入額が輸出

8) 一般的に、アジアの域内は中央アジア、南アジア、東アジア、東南アジア、西アジアに分けられる。

9) 地理範囲で東アジアには、台湾島、日本列島、朝鮮半島、モンゴル高原、中国大陸が属する。

額を上回っていることが見られる。そこで、アジアの発展途上国の貿易構造を更に詳細に把握するため、品目別貿易構造を見る必要がある。

次に、輸出と輸入の連結関係を以下の〔図1.2〕に示すアジアの発展途上国であるモンゴルと中国の貿易の商品指標をサンプルとして、アジアの発展途上国の貿易商品構造の変化を述べる。そのうち、モンゴルの商品貿易構造においては、1990年代中期の3年（1996年－1998年）と最近の3年（2006年－2008年）に分けて比較する。一方、中国の商品貿易構造においては、1990年代初期の3年（1991年－1993年）と最近の3年（2006年－2008年）に分けて比較する。



(単位：100万ドル)

出所：UN DATABASE (<http://data.un.org>) Merchandise trade by commodity により作成した。

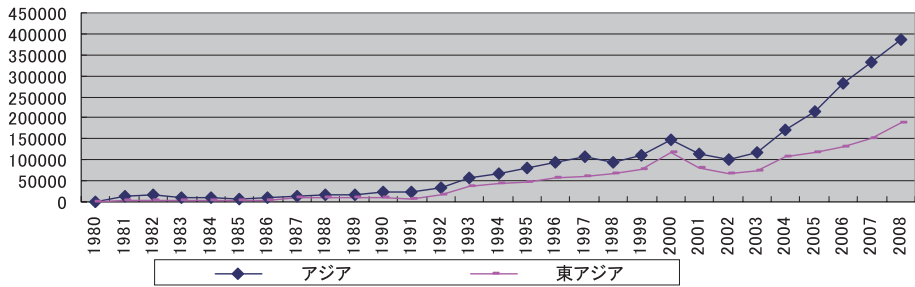
注：モンゴルと中国における各貿易取引商品の平均値により作成した。

〔図1.2〕 モンゴルと中国における商品別貿易構造

[図1.2] によれば、モンゴルの1990年代の中期の3年（1996年－1998）と最近の3年（2006年－2008年）の商品貿易構造においては、輸出商品の中で燃料と鉱産品といった一次産品のシェアが大きい。輸入商品の中で燃料と鉱産品、製造品、機械及び運輸設備などのシェアが大きい。一方、中国の1990年代初期の3年（1991年－1993年）と最近の3年（2006年－2008年）の商品構造においては、輸出商品の中で最も大きなシェアを示しているのが製造品である。そして、機械及び運輸設備、オフィスと通信機器の示すシェアも大であることが見られる。輸入商品の中でも最も大きなシェアを示しているのが製造品である。そして、燃料と鉱産品、機械及び運輸設備、オフィスと通信機器などの示すシェアも大であることが見られる。

II-2. 海外直接投資

同じく、モンゴルのような低発展途上国における海外直接投資の特徴をみるため、背景としてアジアと東アジアの発展途上国への海外直接投資の推移をみる必要がある。それは下 [図1.3] に示された通りである。



(単位：100万ドル)

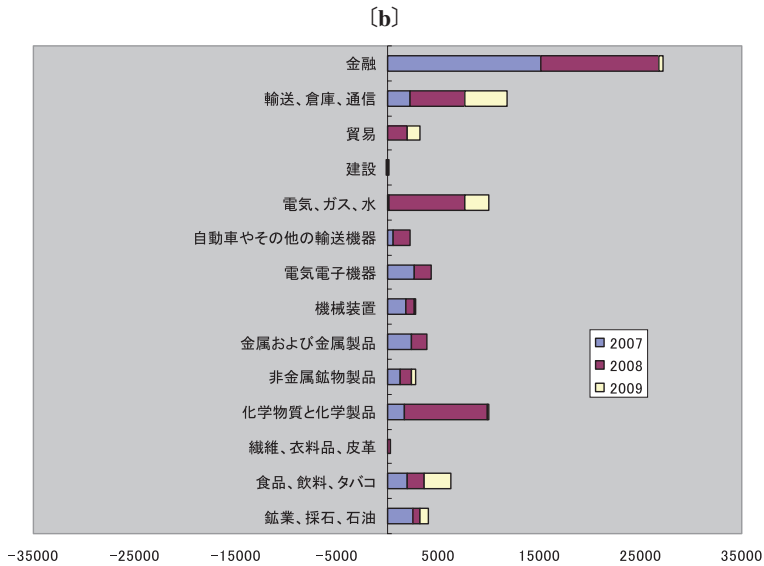
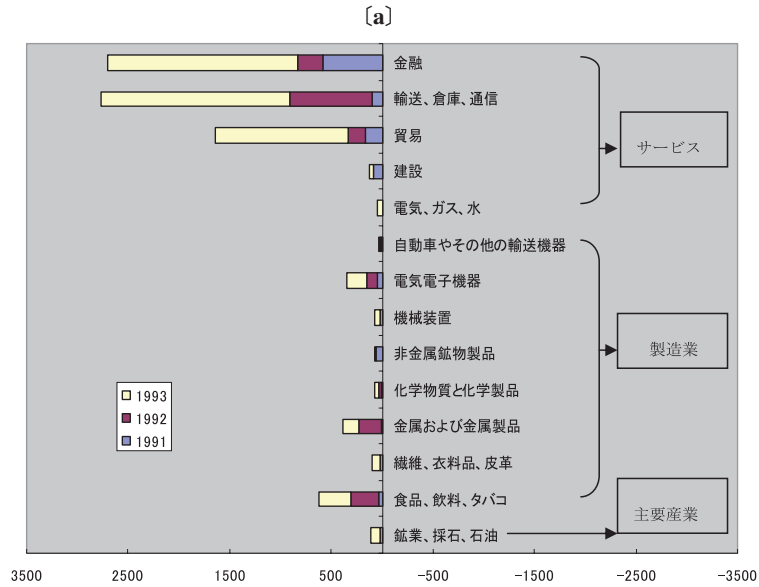
出所：UNCTAD DATABASESE (<http://www.unctad.org>) により作成した。

[図1.3] アジアと東アジアにおける海外直接投資の推移

[図1.3] によると、外国資本の流れにおいて、アジアにおける海外直接投資は、1970年から開始し、1990年までにさほど発展が見られない。そして、1990年代から2008年に至る海外直接投資は基本的に急増傾向であることがわかる。そのうえ、対アジア諸国への海外直接投資の特徴および変化（つまり、アジア諸国のどのような産業は海外直接投資を中心に誘発しているか）を一層詳細に把握するため、産業別海外直接投資の推移に注目する必要がある。ここで、その産業別海外直接投資の特徴および変化を1990年代初期（1991年－1993年）と最近の3年（2007年－2009年）に分けて比較してみると、下 [図1.3] に示された通りである。

[図1.4] は、アジア諸国における海外直接投資の産業別流れを示すものである。アジア向けの海外直接投資の特徴と変化をみるため、ここで、1990年初期の3年と最近の3年の産業別海外直接投資の推移を取り上げた。[図1.3] によると、1991年－1993年にかけて、アジア

アジアの発展途上国における貿易・海外直接投資の経済効果に関して



(単位：100万ドル)

出所：World Investment Report (<http://www.unctad.org>) 2000, 2009により作成した。

注1：1991年-1993年と2007年-2009年の業種別海外直接投資の変化を目安くするため、両期間の業種の分類を同じにした。

注2：1991年-1993年における業種別海外直接投資額は、2007年-2009年における業種別海外直接投資額より過度に小さく、その期間毎での業種別海外直接投資を目安くするため、[a]と[b]のグラフの数値軸を同一せず、それぞれの金額基準により作成した。

[図1.4] アジアと東アジアにおける業種別海外直接投資の推移

向けの産業別海外直接投資は金融、輸送、倉庫、通信、ホテルやレストラン、貿易と食品、飲料、タバコなどの産業が中心であったことが見られる。同時にその他の産業への海外直接投資が僅かであることも見られる。一方、2007年-2009年にかけて、アジア向けの海外直接投資は金融、輸送、倉庫、通信、電気、ガス、水と化学物質と化学製品などの産業を中心に行われていることが見られる。貿易（サービス）、自動車およびその他の輸送機器、電気電子機器、機械装置、金属および金属製品、非金属鉱物製品、食品、飲料、タバコと鉱業、採石、石油などの産業への海外直接投資は1990年代初期と比べると、大きく増加したことが見られる^{注1}。

そこで、上記のような発展途上国における、貿易・海外直接投資は発展途上国（特にアジアの発展途上国）の経済成長にどのような経済効果を及ぼしたかに関して、次節により説明を加えたい。

III. 発展途上国における貿易・海外直接投資の経済効果

発展途上国における国際貿易と海外直接投資の経済効果を従来の先行研究の結果に沿って、説明しよう。

経済企画庁経済研究所（1998）は応用一般均衡モデル（GTAP モデル）を用いて、貿易自由化により増加する所得が貯蓄・投資を拡大させ、経済成長を促進するという結論を提示した¹⁰⁾。木下宗七（2001）はタイのマクロモデルを用いて、経済成長と貿易・直接投資の計量モデルを推定した¹¹⁾。小島清（2003）は両国間の貿易において、比較生産費原理に従って、比較優位財を輸出し、比較劣位財の生産を縮小ないし放棄しそれを輸入すれば、両国の経済的厚生（国民的利益）が高まるという主張した¹²⁾。Liu, X., Burridge, P. and Sinclair, P. J. N. (2002) は中国の経済成長における貿易（輸出と輸入）と FDI の経済効果について、グレンジャーの因果性を検定した¹³⁾。Shujie Yao (2006) は中国の経済成長における輸出と FDI の

注1 両期間で建設と繊維、衣料品、皮革の業種について、増加傾向が見られなく、むしろ建設業種に関して、減少傾向がある。両期間において、金融、輸送、倉庫、通信などの業種への海外直接投資が増加一方であることがみられる。

10) 経済企画庁経済研究所編集「応用一般均衡モデルによる貿易・投資自由化と環境政策の評価」『経済分析』第156号 平成10年3月 pp. 1-84

11) 木下宗七（2001）「東アジアの経済成長と貿易・直接投資に関する計量モデル——タイ経済のケース・スタディ——」財団法人 国際東アジア研究センター・ペンシルベニア大学協同研究施設 Working Paper Series pp. 1-27

12) 小島清（2003）「貿易・直接投資の小島命題：PROT-FDI 対 ANT-FDI」駿河台経済論集，12（2），p. 65

13) Liu, Xiaohui, Burridge, Peter and Sinclair, P. J. N. (2002) 'Relationships between economic growth, foreign direct investment and trade: evidence from China', Applied Economics, Vol. 34, No. 11, pp. 1433-1440

経済効果について、コブ・ダグラス生産関数を用いた研究を行っている¹⁴⁾。

そこで、本研究では、発展途上国における貿易・海外直接投資の経済成長に及ぼす経済効果を求めるため、先ず発展途上国のマクロ経済への経済効果を推定する必要があると考えている。すると、基本モデルであるコブ・ダグラス型生産関数は、

$$Y = AL^\alpha K^\beta \quad (1)$$

で表わせる。

ここで、 Y は発展途上国のGDP、 L は労働、 K は資本を指す。 A に関して、本来の技術ではなく、それに輸出と海外直接投資額などの経済指標を含めることにした。そして、上記の経済指標のデータを用いて、コブ・ダグラス型生産関数を推定する。ここで、海外直接投資は輸出に影響しないと仮定する。すると、発展途上国のマクロ経済（つまり、GDP）における経済効果を次式（2）により推定すると

$$\ln(GDP) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(K) + \alpha_2 \ln(L) + \alpha_3 \ln(FDI) + \alpha_4 \ln(EXPORT) + \ell \quad (2)$$

で表わせる。

ここで、式（2）において、 K 、 L 、 FDI 、 $EXPORT$ はそれぞれ資本、労働、海外直接投資、輸出などのマクロ経済指標を指す。

ここで、式（2）より厳密な推定を主張するため、1人当たりGDPに与える経済効果に変えると、式（2）の両辺を労働（ L ）で割り算する。そうすると

$$\ln \frac{GDP}{L} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \frac{K}{L} + \alpha_2 \ln \frac{FDI}{L} + \alpha_3 \ln \frac{EXPORT}{L} + \ell \quad (3)$$

で表せる。

本研究では、モンゴルと中国をアジアの発展途上国のサンプルとして取り上げる。推計に用いられるデータは、1990年から2008年までの世界銀行のデータベース、中国統計年鑑、モンゴル統計年鑑の年次データである。必要となるデータは、GDP、資本、労働、海外直接投資、輸出である。それについて、まとめたものが[表1]に示される。

資本のデータに関して、Hamilton, Kirk; Ruta, Giovanni; Tajibaeva, Liaila (2005)¹⁵⁾の手法に基づいて、各年度の現実資本を推定したものである。

ここで、モンゴルと中国のGDPを目的変数とし、両国の労働、資本、輸出、海外直接投

-
- 14) Yao, Shujie (2006) 'On economic growth, FDI and exports in China', Applied Economics, Vol. 38, No. 3, pp. 339-351
- 15) Hamilton, Kirk; Ruta, Giovanni; Tajibaeva, Liaila (2005), 'Capital accumulation and resources depletion — a Hartwick rule counterfactual', Policy research Working Paper no. WPS 3480, Washington: The World Bank.

【表1】 モンゴルと中国の各経済指標

モンゴルの各経済指標

	GDP (1)	資 本 (2)	労 働 (3)	海外直接投資 (4)	輸 出 (5)
1990	2,093	296	0.90	0.96	468
1991	1,990	308	0.93	11.12	1,286
1992	1,110	149	0.96	2.00	381
1993	658	75	0.97	7.70	456
1994	786	86	0.99	6.90	413
1995	1,227	200	1.00	9.80	589
1996	1,179	191	1.02	15.90	478
1997	1,054	168	1.05	25.00	622
1998	972	205	1.07	18.90	538
1999	906	211	1.10	30.40	530
2000	1,089	210	1.13	53.70	614
2001	1,169	210	1.17	43.00	638
2002	1,273	249	1.20	77.80	708
2003	1,448	398	1.24	131.50	835
2004	1,816	510	1.28	92.90	1,211
2005	2,306	731	1.32	185.30	1,483
2006	3,132	992	1.35	191.10	2,046
2007	3,930	1,502	1.38	360.00	2,526
2008	5,258	2,031	1.40	682.50	3,007

中国の各経済指標

	GDP (1)	資 本 (2)	労 働 (3)	海外直接投資 (4)	輸 出 (5)
1990	356,937	51,243	644	3,487.1	67,971
1991	379,469	57,313	655	4,366.3	78,909
1992	422,661	69,690	663	11,007.5	94,198
1993	440,501	90,782	671	27,515.0	102,643
1994	559,225	115,097	679	33,766.5	137,378
1995	728,007	156,572	688	37,520.5	167,974
1996	856,085	187,080	695	41,725.5	171,678
1997	952,653	205,624	703	45,257.0	207,239
1998	1,019,459	226,461	711	45,462.8	207,425
1999	1,083,278	250,869	719	40,318.7	220,964
2000	1,198,480	279,226	726	40,714.8	279,561
2001	1,324,805	335,535	734	46,877.6	299,409
2002	1,453,828	404,671	742	52,742.9	365,395
2003	1,640,959	523,172	748	53,504.7	485,003
2004	1,931,640	680,675	755	60,630.0	655,827
2005	2,235,914	843,808	761	72,406.0	836,888
2006	2,657,881	1,068,525	766	72,715.0	1,061,681
2007	3,382,262	1,385,126	771	83,521.0	1,342,206
2008	4,326,996	1,922,839	777	108,312.0	1,581,713

(単位：(1)、(2)、(4)、(5)は100万ドル、(3)は100万人)

出所：世界銀行のデータベース (World Development Indicators & Global Development Finance)、モンゴル統計年鑑、中国統計年鑑により作成した。

注1)：両国の資本のデータは $K_t = \sum_{s=0}^{t-1} I_{t-s}(1-\gamma)^s$ に基づいて計算した。

資額などを説明変数とする、回帰分析により検定する。

上記の式(2)に沿って、OLSで推計可能な時系列の回帰分析を行う上で、1) 単位根を持つ見せかけの回帰¹⁶⁾であるか(つまり、時系列変数のX, Yが共に定常性を満たしているか)、2) 非説明変数の間に場合によっては誤差項に系列相関が存在する可能性があるというポイントに関して、十分に注意しなければならない。3) コブ・ダグラス型生産関数と収穫一定(一次同時性)の仮定の検定する必要がある。したがって、まず、変数X, Yの過去の値を含む次のような形(下式(4))の回帰式を考えて、ADF検定(単位根の検定)を行う必要がある。

$$\Delta y_t = \mu + \delta t + \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \mu_t \quad (4)$$

$$t = 1, \dots, T; \quad i = 1, \dots, N$$

[表1] 各変数の単位根検定

モンゴル					
(a)	GDP	K	L	FDI	EXPORT
ADF 検定	4.728421	7.499452	1.154856	5.703515	0.976139
PP 検定	1.995376	7.499452	1.899881	5.703515	0.976139
(b)	GDP	K	L	FDI	EXPORT
ADF 検定	0.586079	-1.527183	-1.305187	3.746079	-1.800763
PP 検定	-2.495105	-1.571697	-1.723799	-0.898980	-9.440702***
中 国					
(a)	GDP	K	L	FDI	EXPORT
ADF 検定	1.377413	0.594010	-7.623524***	1.020443	10.21462
PP 検定	7.099788	14.80019	-6.889695***	1.020443	9.258169
(b)	GDP	K	L	FDI	EXPORT
ADF 検定	1.380666	4.609748	-3.906941**	-0.312472	-1.645183
PP 検定	2.925360	4.609748	-3.872118**	-1.750622	-1.528918

注：1) 単位根検定において、t統計量はt分布に従わず、DF分布(Dickey-Fuller分布)に従う。両テストには定数項を含む。

拡張項の次数を、AICやSBIC等の情報量基準を用いて決める。

テストの推定値は、Fuller(1976)とElliott, Rothenberg and Stock(1996)の臨界値表を基準として引用した。

***, **, *はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%で帰無仮説が棄却されたことを示す。

注：2) ここで、Kは資本であり、Lは労働であり、EXPORTは輸出である。

16) ①決定係数(R^2)が高い。②DW比が低い(系列相関が大きい)。③t値が高い。羽森茂之(2009)『ベーシック計量経済学』において、単位根とは、 $y_t = \mu + \phi y_{t-1} + u_t$ において、 $\phi = 1$ であるような根を指す。単位根検定は、 $\Delta y_t = \beta y_{t-1} + u_t$ において、 $\beta = \phi - 1$ である。このとき、 $H_0: \beta = 0$, $H_A: \beta < 0$ は帰無仮説を棄却すると、検定対象である系列が「単位根あり」と判断される。帰無仮説を選択されれば、検定対象である系列が「単位根なし」と判断される。

一般的に使用されている単位根検定としては、DF 検定と ADF 検定がある。本研究では、一層厳密な推定結果を得るため、広く使われてきた ADF 検定以外、時系列構造を仮定せず
に検定が可能である PP (Phillips – Perron) 検定を加えて試みたい。ここで、経済レベルと
1 階の階差を取った系列が定常となる時系列データであることを確認するため、ADF 検定
および PP 検定による「単位根検定」を行う。モンゴルと中国の各変数に関しては、経済レ
ベル (a) と 1 階の階差をとり、ラグの数が 3 であり、定数項とトレンドがあるという条件
(b) に基づいて、EViews により検定する。

上記の単位根検定の結果をまとめると：

1) モンゴルにおいて、経済レベル (a) と 1 階の階差をとり、ラグの数が 3 であり、定
数項とトレンドがあるという条件 (b) といった 2 つの単位根検定を行った。その結果をみ
ると、まず、経済レベル (a) による検定対象である GDP、資本 (K)、労働 (L)、海外直接
投資 (FDI)、輸出 (EXPORT) の ADF と PP 検定により得られた臨界値は Fuller (1976)
と Elliott, Rothenberg and Stock (1996) の臨界値表に基づく EViews¹⁷⁾ の結果によれば、系
列に「単位根がある」という帰無仮説は採択される。

次に、1 階の階差をとり、ラグの数が 3 であり、定数項とトレンドがあるという条件 (b)
による検定対象である GDP、資本 (K)、労働 (L)、海外直接投資 (FDI)、輸出 (EXPORT)
の ADF 検定による臨界値は 0.586079, -1.527183, -1.305187, 3.746079, -1.800763 で
ある。一方、PP 検定の結果においては、ADF 検定の結果に比較すると、GDP、資本 (K)、
労働 (L)、海外直接投資 (FDI)、の臨界値はそれぞれ -2.495105, -1.571697, -1.723799,
-0.898980 である以外、輸出 (EXPORT) の臨界値は -9.440702*** と改善された。したが
って、Fuller (1976) と Elliott, Rothenberg and Stock (1996) の臨界値表に基づく
EViews¹⁸⁾ の結果¹⁷⁾ によれば、それぞれの臨界値が 1 %, 5 % 水準で帰無仮説を棄却し、系

17) EViews による各変数の経済レベル (a) の ADF 検定の臨界値は以下の通りである。GDP の 1 %
レベル：-3.886751, 5 %レベル：-3.052169, 10%レベル：-2.666593であり、資本 (K) の
1 %レベル：-3.886751, 5 %レベル：-3.052169, 10%レベル：-2.666593であり、労働 (L)
の 1 %レベル：-3.857386, 5 %レベル：-3.040391, 10%レベル：-2.660551であり、海外直
接投資 (FDI) の 1 %レベル：-3.857386, 5 %レベル：-3.040391, 10%レベル：-2.660551
であり、輸出 (EXPORT) の 1 %レベル：-3.857386, 5 %レベル：-3.040391, 10%レベル：
-2.660551である。

同じく、EViews による各変数の経済レベル (a) の PP 検定の臨界値は以下の通りである。GDP
の 1 %レベル：-3.857386, 5 %レベル：-3.040391, 10%レベル：-2.660551であり、資本
(K) の 1 %レベル：-3.857386, 5 %レベル：-3.040391, 10%レベル：-2.660551であり、労
働 (L) の 1 %レベル：-3.857386, 5 %レベル：-3.040391, 10%レベル：-2.660551であり、
海外直接投資 (FDI) の 1 %レベル：-3.857386, 5 %レベル：-3.040391, 10%レベル：
-2.660551であり、輸出 (EXPORT) の 1 %レベル：-3.857386, 5 %レベル：-3.040391,
10%レベル：-2.660551である。

18) EViews による各変数の 1 階の階差をとり、ラグの数が 3 であり、定数項とトレンドがあるとい
う条件 (b) の ADF 検定の臨界値は以下の通りである。GDP の 1 %レベル：-4.800080, 5 %レ

列に「単位根なし」と判断される。一方、検定対象である労働 (L)、為替レート (XR) の ADF 検定と PP 検定による臨界値は -1.469470 , -2.066821 , -1.902936 , -2.406992 である。同じく、Fuller (1976) と Elliott, Rothenberg and Stock (1996) の臨界値表に基づく EViews の結果によれば、系列に「単位根がある」という帰無仮説は採択される。

2) 中国において、同じく経済レベル (a) と 1 階の階差をとり、ラグの数が 3 であり、定数項とトレンドがあるという条件 (b) といった 2 つの単位根検定を行った。その結果をみると、まず、経済レベル (a) による検定対象である GDP、資本 (K)、海外直接投資 (FDI)、輸出 (EXPORT) の ADF と PP 検定により得られた臨界値は Fuller (1976) と Elliott, Rothenberg and Stock (1996) の臨界値表に基づく EViews の結果によれば、系列に「単位根がある」という帰無仮説は採択される。一方、検定対象である労働 (L) の ADF 検定と PP 検定により得られた臨界値は Fuller (1976) と Elliott, Rothenberg and Stock (1996) の臨界値表に基づく EViews の結果によれば、1%水準で帰無仮説を棄却し、系列に「単位根なし」と判断される。

次に、検定対象である労働 (L) の ADF 検定による臨界値は -3.906941^{**} である。一方、PP 検定の結果においては、労働 (L) の臨界値は -3.872118^{**} である。同じく、Fuller (1976) と Elliott, Rothenberg and Stock (1996) の臨界値表に基づく EViews の結果によれば、それぞれの臨界値が 1%水準で帰無仮説を棄却し、系列に「単位根なし」と判断される。一方、検定対象である GDP、資本 (K)、海外直接投資 (FDI)、輸出 (EXPORT) の ADF 検定と PP 検定の結果による臨界値は、それぞれ 1.380666 , 4.609748 , -0.312472 , -1.645183 , 2.925360 , 4.609748 , -1.750622 , -1.528918 である。同じく、Fuller (1976) と Elliott, Rothenberg and Stock (1996) の臨界値表に基づく EViews の結果によれば、系列に「単位根がある」という帰無仮説は採択される。すると、この変数として取り上げデータに単位根

→ ベル： -3.791172 , 10%レベル： -3.342253 であり、資本 (K) の 1%レベル： -4.616209 , 5%レベル： -3.710482 , 10%レベル： -3.297799 であり、労働 (L) の 1%レベル： -4.616209 , 5%レベル： -3.710482 , 10%レベル： -3.297799 であり、海外直接投資 (FDI) の 1%レベル： -4.728363 , 5%レベル： -3.759743 , 10%レベル： -3.324976 であり、輸出 (EXPORT) の 1%レベル： -4.728363 , 5%レベル： -3.759743 , 10%レベル： -3.324976 である。ただし、検定のためのデータ数は 13 から 17 までであるが、サンプルの大きさとして小さく、正確な判断できない難点がある。

同じく、EViews による各変数の 1 階の階差をとり、ラグの数が 3 であり、定数項とトレンドがあるという条件 (b) の PP 検定の臨界値は以下の通りとなる。GDP の 1%レベル： -4.616209 , 5%レベル： -3.710482 , 10%レベル： -3.297799 である。資本 (K) の 1%レベル： -4.616209 , 5%レベル： -3.710482 , 10%レベル： -3.297799 であり、労働 (L) の 1%レベル： -4.616209 , 5%レベル： -3.710482 , 10%レベル： -3.297799 であり、海外直接投資 (FDI) の 1%レベル： -4.616209 , 5%レベル： -3.710482 , 10%レベル： -3.297799 であり、輸出 (EXPORT) の 1%レベル： -4.616209 , 5%レベル： -3.710482 , 10%レベル： -3.297799 である。ただし、検定のためのデータ数は 13 から 17 までであるが、サンプルの大きさとして小さく、正確な判断できない難点がある。

が存在する。つまり非定常性になる。これに基づくと、見せかけの回帰が起こっていることが判明した。つまり、一般的な計量経済学的手法により推定することが困難である。

そこで、非説明変数および説明変数に単位根があるという検定結果を如何に解決するかという問題にアプローチするには、多変量時系列の共和分関係を考察する必要がある。つまり「非定常変数の間の均衡関係は、それらの確率的トレンドが互いに結びついていることを示している。この確率的トレンドの間のリンクによって、変数は共和分の関係を持つことになる¹⁹⁾。」という共和分²⁰⁾の分析を加えたい。これから、共和分検定である Johansen 検定を行ってみたい。ここで、本研究の主要な主張である海外直接投資、貿易量が長期的に GDP の成長と共和分関係にあるかどうかについて検定する。検定手法として、定数項とトレンド項をもつモデルを使用して、Johansen のトレース検定と最大固有値検定を行う。その結果は [表2-1] と [表2-2] に示されている。

[表2-1] モンゴルの GDP, 資本, 労働, 海外直接投資, 輸出の Johansen 検定の結果

ランク	$r \leq 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r \leq 3$	$r \leq 4$
トレース検定 (5%水準の臨界値)	212.5089* (69.81889)	110.0730* (47.85613)	53.57098* (29.79707)	12.91183 (15.49471)	0.016165 (3.841466)
最大固有値検定 (5%水準の臨界値)	102.4359* (33.87687)	56.50203* (27.58434)	40.65915* (21.13162)	12.89567 (14.26460)	0.016165 (3.841466)

注：* は 5%水準で有意、** は 1%水準で有意であることを示す。括弧内は、5%水準の臨界値である。

[表2-2] 中国の GDP, 資本, 労働, 海外直接投資, 輸出の Johansen 検定結果

ランク	$r \leq 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r \leq 3$	$r \leq 4$
トレース検定 (5%水準の臨界値)	121.1796* (69.81889)	50.46574* (47.85613)	27.32244 (29.79707)	7.690098 (15.49471)	0.083766 (3.841466)
最大固定値検 (5%水準の臨界値)	70.71384* (33.87687)	23.14330 (27.58434)	19.63234 (21.13162)	7.606332 (14.26460)	0.083766 (3.841466)

注：* は 5%水準で有意、** は 1%水準で有意であることを示す。括弧内は、5%水準の臨界値である。

上記の Johansen 検定の結果をまとめると：

全サンプル期間1990年から2008年において、モンゴルの場合では、トレース検定の結果では、

19) 羽森茂之著『ベーシック計量経済学』中央経済社 2009年2月25日 p. 183

20) (小峰隆夫著『経済用語辞書』東洋経済新報社 2007年8月9日)において、単位根を有する階差定常な時系列データの間における線形結合の誤差項は、非定常となる場合が多いが、定常となる場合を共和分関係という。回帰分析においては、「見せかけの相関」を避けることが必要であり、非定常な時系列データの回帰は「見せかけの相関」となりやすいが、共和分関係が確認されれば、非定常な時系列変数どうしに見せかけではない安定的な均衡関係があることになる。

仮説を「 $H_0: r \leq 0$ vs $H_1: r \leq 2$ 」とする帰無仮説が5%の有意水準で棄却された。ということは、独立な共和分ベクトルは3つあることが判明した。最大固有値検定の結果において、仮説を「 $H_0: r \leq 0$ vs $H_1: r \leq 2$ 」とする帰無仮説が5%の有意水準で棄却された。ということは、独立な共和分ベクトルは3つあることが判明した。以上の結果によれば、モンゴルのマクロ経済指標である各変数に共和分の関係がある。ということは、全サンプル期間において、GDP、資本、労働、海外直接投資、輸出に共和分関係が存在する。つまり、長期的な均衡関係が見られる。

一方、中国の場合には、トレース検定の結果では、仮説を「 $H_0: r \leq 0$ vs $H_1: r \leq 1$ 」とする帰無仮説が5%の有意水準で棄却された。ということは、独立な共和分ベクトルは2つあることが判明した。GDP、海外直接投資、輸出に共和分が存在しないという帰無仮説が棄却された。最大固有値検定の結果において、仮説を「 $H_0: r \leq 0$ 」とする帰無仮説が5%の有意水準で棄却された。同じく、以上の結果によれば、中国のマクロ経済指標である各変数に共和分の関係が認められる。ということは、独立な共和分ベクトルは1つあることが判明した。しかし、GDP、資本、労働にトレース検定で2つの共和分関係があるということを判明した。つまり、長期的な均衡関係が見られる。

次に、式(3)に基づくモンゴルと中国の対数線形化されたコブ・ダグラス型生産関数の規模に関する収穫一定(一次同時性)の仮定

$$H_0: \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 = 1$$

をEViewsによりワルド検定(Wald Test)を行う。その推定結果は以下の[表3]に示される。

[表3] モンゴルと中国のワルド検定の結果

	モンゴル	中国
F 検定 (有意水準)	20.25181 (0.0004)	409.3820 (0.0000)
Chi- 検定量 (有意水準)	20.25181 (0.0000)	409.3820 (0.0000)

[表3]の検定結果によれば、モンゴルと中国の $H_0: \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 = 1$ という係数制約が成立つといえよう。つまり、式(3)に基づくモンゴルと中国の対数線形化されたコブ・ダグラス型生産関数の一次同時性を満たされる。

以上のデータの定常性と係数制約検定を行った上で、モンゴルと中国のコブ・ダグラス型生産関数を推定しよう。その推定結果は[表4]に示される。

[表4] モンゴルと中国の各変数の推定結果

変数	モンゴル		中 国	
	係 数	t 値	係 数	t 値
定数	2.236082	5.582608**	3.613715	29.93392**
資本／労働 (K/L)	0.554876	7.076933**	1.111824	7.584935**
海外直接投資／労働 (FDI/L)	-0.151718	7.543008**	-0.078811	7.584935*
輸出／労働 (EXPORT/L)	0.360295	3.408831**	-0.433415	2.913188**
決定係数 (R^2)	0.9682		0.9956	
調整済決定係数 (Adj- R^2)	0.9618		0.9947	
DW	1.446250		1.800616	

注：* は 5 % 水準で有意，** は 1 % 水準で有意であることを示す。

[表4] の推定結果のまとめは以下の通りである。

モンゴルの生産関数の推計結果：

$$\begin{aligned} \ln(GDP/L) = & 2.236082 + 0.554876(K/L) - 0.151718(FDI/L) + 0.360295(EXPORT/L) \\ & (5.582608^{**}) \quad (7.076933^{**}) \quad (7.543008^{**}) \quad (3.408831^{**}) \\ R^2 = & 0.9682 \quad DW = 1.446250 \end{aligned}$$

中国の生産関数の推計結果：

$$\begin{aligned} \ln(GDP/L) = & 3.613715 + 1.111824(K/L) - 0.078811(FDI/L) - 0.433415(EXPORT/L) \\ & (29.93392^{**}) \quad (7.584935^{**}) \quad (2.528600^*) \quad (2.913188^{**}) \\ R^2 = & 0.9956 \quad DW = 1.800616 \end{aligned}$$

1990年から2008年において、モンゴルの1人当たりGDPに関しては、海外直接投資、輸出間が統計学的に有意となっている。海外直接投資のパラメータが負であり、t値は統計学的に1水準で有意となっている。資本と輸出のパラメータは正であり、t値は1%水準で有意となっている。DW推計値は $DW(1.446250) < d_L(1.68)^{21)}$ となり、判定不能領域となる。したがって、式(3)による推定式は成り立つといえよう。

一方、中国の1人当たりGDPに関しては、海外直接投資、輸出が統計学的に有意となっている。海外直接投資と輸出のパラメータが負であり、t値はそれぞれ統計学的に5%、1%水準で有意となっている。資本のパラメータは正であり、t値は1%水準で有意となっている。DW推計値は $DW(1.800616) > d_L(1.68)$ となり、 $H_0: \rho = 0$ は採択され、1階の系列

21) 白砂堤津耶著『[[例題で学ぶ] 初歩からの計量経済学] 第2版 日本評論社 1998年1月 p. 187 (表7-1)

相関なしと判明できる。同じく、式(3)による推定式は成り立つといえよう。

以上、1990年から2008年までのモンゴルと中国の主要な経済指標のデータを取り上げて、コブ・ダグラス生産関数を用い、両国の1人当たりの経済成長(GDP)に及ぼす経済効果について、外性変数として海外直接投資、輸出を加えて分析を行った。その結果、海外直接投資は両国の経済成長に経済効果がないと判明した。輸出はモンゴルの1人当たりの経済成長に正の経済効果を及ぼしたと判明したが、中国の1人当たりの経済成長に経済効果がないと判明した。一方、内生変数である資本は両国の1人当たりの経済成長に大きく貢献したことを判明した。

む す び

本研究では、貿易・海外直接投資という2つの視点から見た持続的経済発展について、それぞれの定義および先行研究を説明した。そして、アジアの発展途上国における貿易・海外直接投資の特徴を資金の流れと産業別の流れに分けて、説明した。その上、アジアの発展途上国における貿易・海外直接投資の経済成長に及ぼす経済効果について、1990年から2008年までの世界銀行と国連のデータベースに基づいて、コブ・ダグラス生産関数を用いて、計量分析を行った。ここでの経済効果について、本研究の対象国であるモンゴルと中国をサンプルとして取り上げた。両国の1人当たりの経済成長(GDP)に及ぼす経済効果について、外性変数として海外直接投資、輸出を加えて分析を行った。その結果、海外直接投資は両国の1人当たりの経済成長に経済効果がないと判明した。輸出はモンゴルの1人当たりの経済成長に正の経済効果を及ぼしたが、中国の1人当たりの経済成長に経済効果がなかったと判明した。一方、内生変数である資本は両国の1人当たりの経済成長に大きく貢献したことを判明した。

しかし、本研究は資金の流れを中心に分析したものである。今後の課題として、地域別の貿易・海外直接投資の資金の流れを取り上げて分析を行う必要がある。

参 考 文 献

- [1] 宮崎義一訳『多国籍企業論』岩波書店、1979年
- [2] 蓑谷千風彦著『計量経済学：数量経済分析シリーズ』多賀出版 1997年1月20日
- [3] 山本 拓著『経済の時系列分析』創文社 1988年2月15日
- [4] 高中公男著『海外直接投資論』勁草書房 2001年2月25日
- [5] 浦田秀次郎・小浜裕久著『東アジアの持続的経済発展』勁草書房 2001年3月
- [6] パーサ・タスクブタ著 植田和弘監訳『サステイナビリティの経済学：人間の福祉と自然環境』岩波書店 2007年12月

- [7] 羽森茂之著『ベーシック計量経済学』中央経済社 2009年2月25日
- [8] 縄田和満著『EViewsによる計量経済分析入門』朝倉書店 2009年3月25日
- [9] 柳田義章著『労働生産性の国際比較と商品貿易および海外直接投資——リカード貿易理論の実証研究——』文真堂 1992年
- [10] 柳田義章著『労働生産性の国際比較研究——リカード貿易理論と関連して——』文真堂 2002年
- [11] 西手満昭著『日韓主要産業の推移とFTA：日・韓物的工業労働生産性の国際比較のデータに基づく統計分析』溪水社 2007年2月
- [12] 太田辰幸（1982）「低開発国における輸出と経済発展——輸出と成長の相関分析」名古屋商科大学論集 27(1), pp. 145–161
- [13] 小島 清（2003）「貿易・直接投資の小島命題：PROT-FDI対ANT-FDI」駿河台経済論集 12(2), pp. 47–70
- [14] 尾崎タイヨ（2005）「アジア各国のFDI受入と経済成長」京都学園大学経済学部論集 Vol. 15, pp. 1–27
- [15] 川崎能典（1992）「Johansenの共和分検定について」金融研究 日本銀行金融研究所 11(2), pp. 99–120
- [16] 岑 智偉（2006）「海外直接投資による中国経済発展への効果」pp. 1–45 <http://www.cc.kyoto-su.ac.jp>
- [17] 白砂堤津耶著『[[例題で学ぶ] 初歩からの計量経済学] 第2版 日本評論社 1998年1月
- [18] Liu, Xiaohui, Burridge, Peter and Sinclair, P. J. N. (2002) 'Relationships between economic growth, foreign direct investment and trade: evidence from China', *Applied Economics*, Vol. 34, No.11, pp. 1433–1440
- [19] Yao, Shujie (2006) 'On economic growth, FDI and exports in China', *Applied Economics*, Vol.38, No.3, pp. 339–351
- [20] Hamilton, Kirk; Ruta, Giovanni; Tajibaeva, Liaila (2005), 'Capital accumulation and resources depletion — a Hartwick rule counterfactual.' Policy research Working Paper no. WPS 3480, Washington: The World Bank.

統 計 資 料

http://www.worldbank.org	World Development Indicators & Global Development Finance
http://www.unctad.org	Foreign Direct Investment database
http://www.unctad.org	World Investment Report 2000, 2009
http://data.un.org	Commodity Trade Statistics Database
http://www.statis.mn	Mongolian Statistical Yearbook 1999, 2002, 2005, 2007
http://www.stats.gov.cn	中国統計年鑑2004, 2009