

対(中国)山東省FDIの決定要因に関する一考察

李明権

キーワード：FDI、決定要因、時系列データ、市場追及型FDI、生産効率追及型FDI

1. はじめに

周知のように、中国は改革開放以来、積極的に外国直接投資（Foreign Direct Investment; FDI）を誘致してきた。UNの統計によると、2002年に中国の誘致したFDIは527億ドルに達し、すでにアメリカを超え、世界最大のFDI流入国になっている⁽¹⁾。FDI誘致は中国の膨大な過剰労働力に就業チャンスを提供し、先進的な経営理念と技術をもたらしたばかりでなく、中国産業構造のレベルアップを加速し、中国経済の成長を牽引してきた。さらにFDI誘致を拡充し、外国資本をより効率的に利用するためには、対中国FDIの決定要因を把握し、適当な対応をとることが中国政府の重要な課題になっている。

対中国FDIの決定要因に関しては、いくつかの先行研究が存在する。中国国務院発展研究センターが行った470件の日韓系企業に対するアンケート調査によると、潜在的な生産規模、安定した中国経済、効率的な政府運営、FDI誘致の優遇政策、良好なインフラ、低廉な土地価格、質が高いが低廉な労働力等が対中国FDIの要因になっ

ている⁽²⁾。魯明泓の1988-1995年間の対中国FDIに関する研究では、GDP、第三次産業の割合、都市住民の割合、経済の開放度、労働力コスト、総工業生産額に占める国有工業企業の割合等が対中国FDI要因であることが明らかにされた⁽³⁾。黄華雲の回帰分析からは、人的資本、一人あたり所得、賃金等がFDI誘致に影響を及ぼすが、インフラはほとんど影響を与えていないという結論が導かれた⁽⁴⁾。

これに対し、張立の多変量モデルに基づく実証研究では、GDP、経済発展水準、累計FDI、賃金のみならず、インフラも各省のFDI誘致に顕著な影響を与えていることが見出された⁽⁵⁾。韓国の研究者である李洪植による中国省別パネルデータを用いた回帰分析では、GDP、賃金、改革程度、開発区等が韓国の対中国FDIに相当の影響を与えるが、インフラ水準はFDIに影響を与えないという結果が導出されている⁽⁶⁾。また李は、全世界及び韓国の対中国FDIの動機は、初期には中国と投資国との生産要素の価格差を活用するための生産効率追求型（Factor proportions hypothesis）が支配的だったが、近年では中国市場をいち早く占領するための市場追及型（Market access hypothesis）がより一般的な傾向になっていると指摘している⁽⁷⁾⁽⁸⁾。

(1) UN, World Investment Report 2003『山東統計年鑑（2005）』国際統計資料から孫引き。

(2) 張琦「経済発展の助推器---中日韓三国投資問巻調査結果分析」『国際貿易』2003年1月、50-52ページ

(3) 魯明泓「制度因素与国際直接投資区分布：一項実証研究」『経済研究』1999年7月、17-23ページ

(4) 黄華雲「中国利用外商直接投資の影響因素分析」『重慶工商大学学报（西部論壇）』2004年8月、32-34ページ

(5) 張立等「FDI在中国省際分布の決定因素」『天津大学学报（社会科学版）』2002年6月、117-121ページ

(6) （韓国）李洪植等「韓国の対中国직접투자 결정요인 분석」『対外経済研究』2004年12月、257-287ページ

上述した先行研究から対中国FDIの主な決定要因を抽出することはできるものの、まだ未解決の問題も残されている。第一に、時系列データを用いて分析を行った先行研究では、その分析に先駆けてデータの定常性 (Stationary) 及び変数間の共和分 (Cointegration) 検定を行っていない点が指摘される。時系列分析を行う際に、データが定常であることが前提条件となるが、実際には大部分のデータは非定常であり、こうした場合には、全てのデータについて共和分検定をし、変数間に共和分が存在するかを確認することが必要である⁽⁹⁾。共和分が存在しないにもかかわらず、回帰分析 (OLS) を行うと、偽回帰 (Spurious regression) になってしまうため、回帰結果が実際の経済現象を正しく反映しない恐れがあるからである⁽¹⁰⁾。そのため、上の研究成果がどれだけ正しいかを確認する必要がある。

第二に、対中国FDI決定要因に関する分析結果を見ると、その要因はほとんど共通しているが、インフラに関する結論だけは異なっている点が注目に値する。どちらが正しいのだろうか。イ

ンフラが果たしてFDI誘致に影響を与えないのだろうかを確認する必要がある。

第三に、対中国FDIが、従来の生産効率追求型から中国市場追及型へ転換しているとの分析結果が導かれているが、こうした変化がすべての地域で現れているのかという点が先行研究では十分検討されていない。FDI類型の転換は、FDI企業の労働集約型から資本集約型への変化も伴うが、人口・就業圧力の強い省においても市場追及型FDIが支配的になっているだろうか。この点について、さらに確認する必要があるだろう。

本稿では人口大省の山東省を事例に、上述した問題点を解明し、FDI誘致決定要因及びその変化の有無を明らかにする⁽¹¹⁾。本稿の構成は次のとおりである。まず、第二節では山東省におけるFDI誘致概況を述べる。第三節では計量経済手法を用いて対山東省FDI決定要因を解明し、さらに中国全体のそれとの比較分析を通じて山東省における特徴を明らかにする。第四節では第三節で見出された決定要因の特徴が、実際にどのように現れているのかについてさらに検討する。最後に、本文の結論を要約する。

(7) 生産効率追求型FDIとは、主に先進国と途上国の間に行われるFDIで、垂直型FDIとも呼ばれるが、その目的は、投資誘致国 (途上国) との生産要素の価格差を利用することにより、生産コストを削減し、生産効率を高めることである。垂直型FDIに関する研究としては、Helpman, E, "A Simple Theory of International Trade with Multinational Corporations." *Journal of Political Economy* 92, 1984. 451-471ページ; Helpman, E and .Krugman. *Maret structure and Foreign Trade*. Cambridge: MIT Press. 1985. 等が挙げられる。

(8) 市場追及型FDIとは、主に先進国の間で行われるFDIで、水平型FDIとも呼ばれるが、その目的は現地で生産し、現地で販売することにより、投資誘致国における貿易障壁や輸送費用の負担を低減させたり、または消費者のニーズに似合う商品・サービスをいち早く提供したりして、投資誘致国の市場シェアを拡大することである。こうした市場追及型FDIは長い期間、外国直接投資の主流を形成してきた。しかし、90年代以来、対発展途上国FDIの迅速な増加により、生産効率追求型FDIが増加してきている。水平型FDIに関する研究としては、Brainard, L. "A Simple Theory of Multinational Corporations and Trade with a Trade-off between Proximity and Concentration." *NBER Working Paper* No.4269 1993; Carr, "Extimating the Knowledge-Capital Model of the Multinational Enterprise." *American Economic Review* 91 (3), 2001. 693-708ページ等が挙げられる。

(9) 小サンプルを対象にした単位根検定については、その有効性を疑問視する見解もある。例えば、DeLong, D., J.C.Nankervis, N.E.savin, and C.H.Whiteman "The power problems of unit root tese in time series with autoregressive errors," *Journal of Econometrics*, Vol.53, Issues1-3, 1992.323-343ページ

(10) 孫敬水編集『計量経済学』清華大学出版社、2004年、340ページ

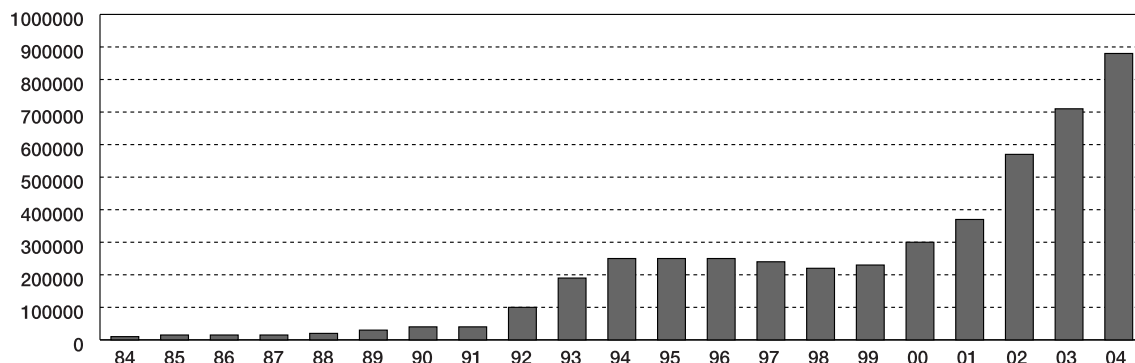
(11) 中国統計年鑑 (2005) によると、山東省の2004年の人口は9,180万人で第二位の人口大省である。第一位は河南省で9,717万人である。

2. 山東省におけるFDI誘致概況⁽¹²⁾

山東省におけるFDI誘致過程は図1に示されるように、4段階に分けられる。1978年（改革開放開始）～1991年までは模索段階で、この間に誘致したFDIは累計で5億ドルに過ぎない。中国

市場経済化の方針が確立された1992年からFDI誘致は高度成長段階に入り、1996年までの短い4年の間に実際に誘致したFDIは累計で105億ドルに達し、過去10年より20倍も増加した。しかし、順調な発展はアジア金融危機の影響により足を縛られ、1997年～1999年間は減足を余儀なくされたが、2000年にはその影響から脱却し、1996

図1 山東省におけるFDI誘致の推移(万ドル)



出所:山東統計年鑑各年版より計算。

表1 各市におけるFDI誘致の推移(万ドル、%)

	1999		2000		2001		2002		2003		2004	
	金額	割合	金額	割合	金額	割合	金額	割合	金額	割合	金額	割合
青島市	91742	37.16	158004	43.64	158004	43.64	244949	43.85	281480	39.68	379917	43.67
煙台市	31832	12.89	68287	18.86	68287	18.86	120271	21.53	107750	15.19	174068	20.01
威海市	16748	6.78	33975	9.38	33975	9.38	60104	10.76	109820	15.48	109891	12.63
淄博市	6480	2.62	13463	3.72	13463	3.72	20021	3.58	27249	3.84	30941	3.56
維坊市	11781	4.77	15841	4.37	15841	4.37	25898	4.64	39214	5.53	37163	4.27
済南市	9014	3.65	12089	3.34	12089	3.34	19796	3.54	11193	1.58	18307	2.10
済寧市	2193	0.89	8572	2.37	8572	2.37	8302	1.49	19813	2.79	14727	1.69
徳州市	3141	1.27	6496	1.79	6496	1.79	10153	1.82	33215	4.68	30376	3.49
聊城市	2158	0.87	3660	1.01	3660	1.01	6004	1.07	11126	1.57	5747	0.66
枣庄市	3460	1.40	4009	1.11	4009	1.11	4661	0.83	4681	0.66	7801	0.90
東営市	3852	1.56	2654	0.73	2654	0.73	7294	1.31	15778	2.22	16172	1.86
泰安市	1577	0.64	3048	0.84	3048	0.84	5572	1.00	10070	1.42	8038	0.92
日照市	9255	3.75	3589	0.99	3589	0.99	5573	1.00	5241	0.74	5849	0.67
萊芑市	908	0.37	1808	0.50	1808	0.50	2806	0.50	6156	0.87	7912	0.91
臨沂市	2510	1.02	4332	1.20	4332	1.20	6639	1.19	12326	1.74	9224	1.06
濱州市	4248	1.72	4830	1.33	4830	1.33	6658	1.19	6716	0.95	3245	0.37
荷沢市	3028	1.23	3809	1.05	3809	1.05	3990	0.71	7543	1.06	10686	1.23

出所:山東統計年鑑各年版より計算。

(12) 本稿における山東省の全てのデータは山東統計年鑑各年版による。

年の水準に戻った。その後、山東省のFDI誘致は再び高度成長段階に入り、年々最高記録を更新している。特に2004年には87億ドル相当のFDIを誘致し、史上最高を記録した。全国的にみて、山東省のFDI誘致は2001年には第五位であったのが、2002年以後は上海と福建省を超え、江蘇省と広東省に続く第三位になっている。

このように、山東省のFDI誘致は急速な発展を遂げてきたが、省内各地域の発展は非常に不均衡である。表1に示しているように、山東省におけるFDI誘致は主に沿海部の青島、煙台、威海に集中しており、その総額は全省の70%以上を占めている。特に青島のFDI誘致は全省の半分弱を占めるほど突出している。それに対し、立地条件が相対的に不利な西部及び中部の大部分の市の占める割合はごく一部である。近年、韓国DAEWOOグループが済寧市（西部に位置）に3億ドルを投資し、近代的セメント企業を設立する等、西部への進出が増加する動きがあるものの、沿海部の都市に集中する分布は短期間には変わらないだろう。

産業別にFDI誘致を考察してみると、製造業は従来からもFDI誘致の主要部門であったが、近年

にはさらに増加する動きを見せている。表2に示したように、2000年～2004年間では、第一次産業の割合は5%から3%へと若干減少し、第三次産業は29%から11%へと半分以上減少した。同期間中、第二次産業の割合は68%から20%弱上昇し、2004年には86%を占めている。

外資の出資国（地区）は多元化に向かっているものの、韓国等従来からの主な出資国（地区）の直接投資も継続的に増加しているため、こうした主要国（地区）の占める割合は相変わらず大きい。ベスト5になっているのは、香港、韓国、アメリカ、日本、台湾である（表3）。特に、近年韓国の直接投資が持続的に増加し、すでに香港を超え、第一位になっている。2004年韓国からの直接投資は35.9億ドルに達し、山東省におけるFDI誘致の半分弱を占めている。一方、韓国側から見ても、山東省は韓国の対中国FDIの主な

表2 FDI誘致の産業別の推移(%)

	2000	2001	2002	2003	2004
第一次産業	5	4	3	3	3
第二次産業	68	70	78	79	86
第三次産業	29	19	20	15	11

出所:山東統計年鑑各年版により計算。

表3 主要国家(地区)の対山東省実際FDIの総額と割合の推移(万ドル、%)

国家(地区)	2000	2001	2002	2003	2004
香港	69010 (23.23)	89300 (24.66)	118841 (21.27)	135273 (19.07)	174250 (20.0)
日本	33382 (11.24)	34305 (9.47)	49465 (8.86)	46133 (6.50)	56157 (6.45)
アメリカ	30635 (10.31)	32158 (8.88)	60888 (10.90)	55918 (7.88)	64081 (7.36)
台湾	18667 (6.28)	24569 (6.79)	48370 (8.66)	102090 (14.39)	66045 (7.59)
韓国	56744 (19.10)	88426 (24.42)	155713 (27.88)	283958 (40.03)	359194 (41.28)

出所:山東統計年鑑各年版により計算。

表4 FDI誘致企業の投資方式の推移(%)

	2000	2001	2002	2003	2004
合資企業	39	34	26	22	19
合併企業	18	8	7	5	3
独資企業	42	55	67	72	77
その他	1	3	0	1	1

出所:山東統計年鑑各年版により計算。

拠点になっている。2003年韓国の対中国FDI総額は44億ドルに達するが、うち63%の28億ドルが山東省に投資された。2004年にも、韓国対中国FDI総額62億ドルの58%に達する35.9億ドルが山東省に投資された⁽¹³⁾。

外国資本の投資の方式は近年大きな変化を見せている。2000年に外資独資企業は全体の42%を占めていたが、2001年には50%を超えて、2004年には77%を占めるようになった。他方、中外合資企業と合弁企業の割合は急速に減少した(表4)。こうした外資企業の独資化は全国の傾向とも一致するが、その原因はいくつか考えられる。第一に、外国投資企業が異なる経営理念やシステムによる中国側との摩擦を避けるためである。第二に、外国企業が自分の先進技術やノウハウを中国側に漏出したくないためである。第三に、中国各レベルの政府の政策の透明化と規範化により、以前のように中国側人脈を通じなくても事業ができるようになったからである。

3. 山東省におけるFDI誘致の決定要因分析

1) 推定モデルの設定

FDI誘致の決定要因を分析するため、まず先行研究の成果を基礎に次のようなモデルを設定する⁽¹⁴⁾。

$$\ln FDI_t = a + b_1 \ln PGDP_t + b_2 \ln WAGE_t + b_3 \ln INFRA_t + b_4 \ln DOR_t + b_5 D + u_t \quad (1)$$

但し、aは定数項で、 b_i は推定されるパラメータで、 u は攪乱項である。各変数の定義と予想される符号は次のとおりである(表5参照)。

1.FDI：実際に誘致したFDI金額である。これは統計年鑑に掲載されている契約FDI額やFDIを含んだ外資利用額より、対山東省FDIの実態を反映していると判断した。

2.PGDP：市場規模(Market size)を表す変数である。本稿では一人あたり実質GDP(1980年の価格基準)を採用する。投資誘致国(省)の一人あたり実質GDPが高いほど、購買力も高くなり(市場規模が大きい)、投資も増加すると考えられる。そのため、予想される符号は正である。

3.WAGE：生産コストを表す変数で、本稿では1980年の価格を基準に計算した実質平均賃金を用いる。他の条件が同一の場合、賃金が高いほど、外国の投資を阻害すると思われるので、予想される符号は負である。

4.INFRA：インフラを代表する変数で、本稿では道路距離で表す。インフラの整備がFDI誘致に積極的な意義を持つと思われるため、予想される符号は正である。

5.DOR：改革程度を表す変数で、本稿では総工業生産額に占める国有工業企業の割合を代理変

表5 利用変数の説明

変数	記号	予想符号	定義
実際FDI誘致額	FDI		実際に誘致したFDI額
市場規模	PGDP	+	一人あたり実質GDP(1980年=100)
生産要素価格	WAGE	-	実質価格で計算した平均給与(1980年=100)
インフラ	INFRA	+	道路距離
国内改革程度	DOR	-	国有工業企業の生産値の総工業生産値に占める割合
ダミー変数	D	-	アジア金融危機の影響を表す変数で、1997-1999年には1、その他の年は0

(13) 中国統計年鑑2005年

(14) FDIに影響する要因は様々で、また複数の変数が相互作用するため、最適な推定モデルを特定することは非常に困難である。しかし、ここでは簡便化のため、多くの先行研究で用いられているこのモデルを採用する。

数 (Proxy variable) として利用する。改革の深化は、中国の市場経済の発展と国際ルールへの融合を意味し、それはFDI誘致に有利に作用すると思われる。従って、総工業生産額に占める国有工業企業の割合が低いほど、FDI誘致は活発になると考えられるので、予想される符号は負である。

6.D：アジア金融危機の影響を表すダミー変数で、1997-1999年には1、その他の年は0と設定する。予想される符号は負である。

本稿では1984年～2004年のデータで分析を行った。山東省のFDI誘致は1981年から始まったが、1982年と1983年の実際に誘致したFDIがゼロであるため、1984年以降を分析対象にした。すべてのデータは山東省ベースの数値で、山東省統計年鑑各年版から直接引用或いは名目値から筆者が計算したものである (PGDP、WAGE、DOR等、詳細は付録1を参照)。

なお、モデルの設定において、各変数を対数変換したのは、そのデータの定常性を強化するためである。従って、元のデータが定常であると検定された場合には、対数変換せず、元のデータを利用することにした。

2) 単位根検定と共和分検定

ここでは、Engle-Granger (EG) 法に従って、共和分検定を行った。

まず、モデルの各変数について拡張ディッキー・ヒューラー (Augmented Dickey-Fuller; ADF) 検定による単位根の検定を行った。ある変数Xの定常性ADF検定は次の回帰式に基づいて行う。

$$\Delta X_t = a + bt + (p-1)X_{t-1} + \sum r_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (2)$$

帰無仮説は $H_0: p=1$ で、対立仮説は $H_1: p<1$ である。帰無仮説を棄却できなければ、時系列が単位根を含んでおり、非定常系列であることが判明される。検定式は①定数項とトレンド付き、②定数項付きトレンドなし、③定数項とトレンドなしの順に計測し、定数項とトレンド項の有意性をみて選択した。またラグの最大数を4として、赤池情報基準 (AIC) が最小となる次数を選択した。

検定の結果は表6のとおりである。まず、DORについて5%水準で単位根を持つという帰無仮説は棄却され、I(0)定常系列であることが判明された。ここでDOR自体が定常系列であるので、回帰の推定を行う際、対数変換をしないことにし

表6 ADF単位根検定

変数	検定形式 (C,T,K)	ADF統計量	臨界値
FDI	(C,T,2)	-1.628314	-3.2856*
lnFDI	(C,T,0)	-3.821261	-3.6591**
lnPGDP	(C,T,1)	-2.155093	-3.2762*
Δ lnPGDP	(C,N,0)	-3.234616	-3.2762*
lnWAGE	(C,T,2)	-1.716418	-3.2856*
Δ lnWAGE	(C,N,0)	-4.029897	-3.8304***
DOR	(C,T,1)	-3.834118	-3.6746**
lnINFRA	(C,T,0)	-2.093194	-3.2762*
Δ lnINFRA	(C,N,0)	-2.003853	-3.2762*
Δ^2 lnINFRA	(C,N,0)	-4.718105	-3.8572***

注: 1) Cは定数項付き、トレンドなし; Tはトレンド付き; Nはなし; Kはラグ次数。

2) Δ は一階の階差、 Δ^2 は二階の階差である。

3) Eviews3.1により計算。

4) ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意の臨界値である。

た。FDIは、それ自体は非定常系列だが、対数変換をした後はI(0)定常系列であるため、対数変換をすることにした。次に、lnPGDPとlnWAGEについては10%水準でも単位根を持つという帰無仮説を棄却できないので、非定常系列だが、各一階の階差(△lnPGDPと△lnWAGE)は定常系列であるから、lnPGDPとlnWAGEはI(1)(Integrated series)定常系列であることが判明された⁽¹⁵⁾。しかし、lnINFRAは検定の結果、I(2)定常系列であることが明らかになった。従って、インフラの変数はその他の変数との共和分が存在せず、回帰式から除外するのが妥当であると判断した。

簡便化のため、共和分検定はI(1)系列のlnPGDPとlnWAGEの2変数のみを使って行った。EG法の第2段階目の推定式を、 $\ln PGDP_t = a + b \ln WAGE_t + e_t$ (3)とし、回帰式の残差 e_t の定常性を検定した。検定に用いる方程式は次のとおりである。

$$\Delta e_t = \lambda e_{t-1} + \sum \lambda_i \Delta e_{t-i+1} + u_t \quad (4)$$

仮に e_t が定常であれば変数の間に共和分が存在すると判断し、 e_t が非定常であれば変数の間に共和分が存在しないと判断する。検定結果、DF統計量は-3.37であり、10%水準で有意であることから、 e_t が定常であることが判明された(表7)。従って、変数の間には共和分が存在すると判断される。以上の検定結果から、次項で示す計測結果が偽回帰でないことが裏付けられた。

表7 残差の検定

残差のDF統計量	EG臨界値(トレンドなしの場合)			
	サンプル	変数の数	臨界値	有意水準
-3.367239	25	2	-3.22	10%

注:ラグ次数は2

3) 推定結果及び考察

以上の共和分検定を踏まえ、以下の回帰式を設定し、推定した。

$$\ln FDI_t = a + b_1 \ln PGDP_t + b_2 \ln WAGE_t + b_3 DOR_t + b_4 D + u_t \quad (5)$$

上式の推定において、インフラの変数を除外したのは、偽回帰を避けるためである。またインフラとGDPとの間に強い相関関係(lnPGDPとlnINFRAの相関係数は0.99である)によって生じてしまう多重共線性を避けることもインフラを除外した理由の一つであり、インフラがFDI誘致に影響を与えないからではない。

(5)式の推定結果は表8のモデルIに示したとおりである。自由度修正済み決定係数は0.91、DW統計量は1.39で、全ての係数が1%、5%或いは10%水準で有意であった。

GDPは予想通りFDIに有意な正の影響を与えている。推定結果によると、PGDP(一人あたりGDP)が1%成長することにより、対山東省FDIは6%増加することが明らかになった。これは対山東省FDIが市場規模と密接な関係をもっており、市場追及型FDIであることを示唆している。他方、賃金も1%水準で有意であり、賃金が1%上昇することにより、対山東省FDIは11%減少するという結果が得られた。この結果は、対山東省FDIは安い賃金とも密接な関係をもっており、それは生産効率追及型であることを示唆している。つまり、対山東省FDIは単なる市場追及型あるいは生産効率追及型ではなく、両者の複合型になっているのである。とはいえ、GDPよりも賃金の影響がより大きく、対山東省FDIは生産効率追及型性格が強いと言える。

改革開放程度を示すDORは1%水準で有意であり、この推定結果は山東省の改革開放の深化に

(15) △lnPGDPは10%水準で有意ではないが、ADF統計量が-3.23で臨界値の-3.27に近づいており、従って11%左右で有意であると推測できよう。

より、対山東省FDIもさらに増加する傾向にあることを示している。アジア金融危機の影響も顕著であり、山東省におけるFDI誘致には安定的な国際環境が非常に重要になっていることが明らかになった。

さて、冒頭で述べたように、一部の先行研究では、インフラがFDI誘致に影響を与えないとの結果が導かれているが、それは時系列データの特徴を十分考慮していなかったことが一因になっていると考えられる。それを確かめるため、共積分が存在しないインフラ変数を上の(5)式に入れ、再推定を試みた。その推定結果は表8のモデルⅡに示されたとおりである。回帰式の自由度修正済み決定係数は0.95、DW統計量は2.03であるが、インフラ変数の影響は有意ではなかった。しかし、こうした結果は、偽回帰の結果であり、事実を正確に反映できないのである。

以上、山東省におけるFDI誘致の決定要因を分析したが、導かれた結果は山東省でのみ観察される特異な現象なのだろうか。中国全体におけるFDI誘致の決定要因はどうなっているだろうか。以下、中国全体との比較分析を通じて対山東省FDIの決定要因における特徴を浮き彫りにさせることを目的として、中国全体におけるFDI決

定要因について同じモデルと手順による分析を試みる。

4) 中国全体におけるFDI決定要因

まず、山東省と同様に(1)式を推定モデルと設定した上で、中国統計年鑑各年版により、1985-2004年間の中国全体ベースの実行FDI、実質GDPと実質給与(1985年を基準に計算)、道路距離、国有工業企業の生産値の総生産値に占める割合等必要なデータを抽出し(付録2を参照)そのデータの定常性を検定した。

各変数のデータのADF単位根検定結果は表9のとおりである。lnFDI、lnWAGE、lnDOR(ここでDOR自体が定常系列ではないため、対数変換をすることにした)、lnINFRAは非定常系列だが、各1階の階差($\Delta \ln \text{FDI}$ 、 $\Delta \ln \text{WAGE}$ 、 $\Delta \ln \text{DOR}$ 、 $\Delta \ln \text{INFRA}$)は定常系列であるから、lnFDI、lnWAGE、lnDOR、lnINFRAはI(1)系列である。lnPGDPについて10%水準で単位根を持つという帰無仮説は棄却され、I(0)定常系列であることが確認された。

以上の結果から、EG法の第2段階目の推定式を、 $\ln \text{FDI}_t = a + b_1 \ln \text{WAGE}_t + b_2 \ln \text{DOR}_t + b_3 \ln \text{INFRA}_t + b_4 \ln \text{PGDP}_t + e_t$ (6) とし、回帰式の

表8 山東モデルの計測結果

モデルⅠ			モデルⅡ		
変数	推定値	t値	変数	推定値	t値
a	66.03768	4.342442***	a	41.46338	3.554319***
lnPGDP	5.953821	2.238655**	lnPGDP	6.177345	3.502336***
lnWAGE	-10.67863	-4.054232***	lnWAGE	-7.896596	-3.850937***
DOR	-21.25447	3.470356***	DOR	-11.95869	-2.886918**
D	-1.254168	-1.870292*	D	-1.070227	-2.62397**
			$\Delta \ln \text{INFRA}$	9.848027	1.349293
Adjusted R-squared		0.911673	Adjusted R-squared		0.955810
F-statistic		41.28645	F-statistic		60.56217
DW		1.390857	DW		2.028542

注: 1) ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意である。
2) Δ は一階の階差である。

残差 e_t の定常性を検定した。OLSで計測した回帰式の残差についてDF検定をした結果は表10のとおりである。残差のDF統計量は-4.18で、10%水準で有意であると言えず⁽¹⁶⁾、変数間には共和分が存在しないことが判明した。

偽回帰を避けるためには、変数間に共和分が存在しなければならない。EG法の第2段階目の(6)推定式で $\ln INFRA$ を除外して検定(7)式を基礎)した結果、変数の間に共和分が存在することが確認された(表10)。そこで次の回帰式について推定した。

$$\ln FDI_t = a + b_1 \ln PGDP_t + b_2 \ln WAGE_t + b_3 \ln DOR_t + b_4 D + u_t \quad (7)$$

OLS法で推定した結果は表11のモデルIに示されたとおりである。ダミー変数Dは有意でなか

った。Dは山東省においては有意だが、中国全体においては有意でない原因は、対山東省の投資国は韓国に集中しているのに対し、対中国の投資国は分散しており、アジア金融危機の影響の少なかった国が多数を占めるからであると思われる。

(7)式からダミー変数を除外したモデルIIについて再び推定してみた。推定結果、自由度修正済み決定係数は0.97、DW統計量は1.27で(1%水準で有意)、全ての係数が1%或いは5%水準で有意であった。

推定結果から、中国のPGDP(一人あたりGDP)が1%増加することにより、対中国FDIは4%増加することがわかった。また賃金(WAGE)も1%水準で有意であり、中国全体の賃金が1%アップ

表9 ADF単位根検定

変数	検定形式(C,T,K)	ADF統計量	臨界値
$\ln FDI$	(C,T,1)	-1.847674	-3.2856*
$\Delta \ln FDI$	(C,N,0)	-2.972852	-2.6672*
$\ln PGDP$	(C,T,1)	-3.569835	-3.2856*
$\ln WAGE$	(C,T,5)	-1.534929	-3.2856*
$\Delta \ln WAGE$	(C,T,6)	-3.795329	-3.6920**
DOR	(C,T,1)	-1.665041	-3.2762*
$\ln DOR$	(C,T,1)	-2.00749	-3.2856*
$\Delta \ln DOR$	(C,N,0)	-3.797644	-3.0400*
$\ln INFRA$	(C,T,1)	-1.07738	-3.2856*
$\Delta \ln INFRA$	(C,T,0)	-3.539301	-3.0400**

- 注: 1) Cは常数項付き、トレンドなし; Tはトレンド付き; Nはなし; Kはラグ次数。
 2) Δ は一階の階差である。
 3) Eviews3.1により計算。
 4) **は5%水準、*は10%水準で有意の臨界値である。

表10 残差の検定

	残差のDF統計量	サンプル	EG臨界値(トレンドなしの場合)		
			変数の数	臨界値	有意水準
$\ln INFRA$ あり	-4.184321	∞	5	-4.1327	10%
$\ln INFRA$ なし	-4.39705	25	4	-4.15	10%

(16) EG臨界値は、サンプルが ∞ の場合、-4.15であるが、本稿のサンプルは20しかないのに、-4.18であることから、有意であるとは言えないだろう。

することにより、対中国FDIは2%減少することが明らかになった。こうした結果は、対中国外国投資も市場追及型と効率追求型の複合型であることを示し、この点では山東省と同様である。

両者が異なっている点は、山東省の場合、賃金のFDI誘致に与える影響がGDPの影響の2倍になっているのに対し、中国全体の場合、GDPの影響が賃金の2倍になっていることである。つまり、山東省に比べ、対中国FDIは生産効率追求型よりも、市場追求型性格を強く有していると言えよう。近年、多国籍大企業の中国への積極的な進出は中国市場をいち早く支配するための動きだと考えてもよいだろう。

改革程度の役割は山東省と同様で、中国の市場化が1%発展することで、対中国FDIも1%増加することが分かった。

さて、上のモデルⅡにインフラの変数を加えて回帰してみるとどうなるだろうか。表11のモデルⅢに示されているように、自由度修正済み決定係数は0.97であり、インフラの影響は有意ではなかった。山東省モデルにおいてもこうした結果が導出されたが、これは偽回帰であり、インフラがFDI誘致に影響を与えないとは判定できない。事実、インフラ状況がFDIに影響を与えないという結果は理解しにくい。道路もなし、給排水も不便、電力も不足しているところに外国

資本が進出することはめったにないだろう。

4. 山東省における二つのFDI類型の表現

前節での分析から、対山東省FDIは市場追求型と生産効率追及型の複合型になっていることが明らかになった。本節ではさらにこうした二つの類型のFDIが何に反映されているのかについて補足的考察を試みる。

まず、FDI誘致とFDI誘致企業の輸出の相関関係という視角から生産効率追及型について考察してみよう。理論的に言って、仮に対山東省FDIが生産効率追及型とすれば、投資の目的はコストを削減して競争力を高め、その後本国または第三国に輸出することにある。そのため、FDIとそのFDI誘致企業の輸出は強い正の相関関係を持つことになり、逆に中国市場追求型だとすれば、弱い相関関係をもつことになるだろう。

図2に示したように、FDI誘致の増加により、FDI企業の輸出も増加していることがわかる。つまり両者の間は正の相関関係が存在するのである。両者の相関関係を計測した結果、相関係数は0.96であって、両者間には非常に強い正の相関関係が存在することが確認できた。以上の結果は、山東省におけるFDI誘致は生産効率追及型であることを示している。

次に、市場追求型について考察してみよう。

表11 中国モデルの計測結果

モデルⅠ			モデルⅡ			モデルⅢ		
変数	推定値	t値	変数	推定値	t値	変数	推定値	t値
a	-22.07752	-7.78162***	a	-22.24822	-8.061994***	a	-22.8611	-6.416715***
lnPGDP	4.265389	4.974984***	lnPGDP	4.288839	5.119198***	lnPGDP	4.317594	4.969623***
lnWAGE	-2.095413	-2.809858**	lnWAGE	-2.102473	-2.882165***	lnWAGE	-2.442207	-1.73464*
lnDOR	-1.204565	-2.503701**	lnDOR	-1.211357	-2.574387**	lnDOR	-1.233616	-2.512978**
D	0.111021	0.560606				lnINFRA	0.600558	0.285335
Adjusted R-squared	0.974533		Adjusted R-squared	0.973999		Adjusted R-squared	0.974139	
F-statistic	143.4975		F-statistic	199.7877		F-statistic	141.2585	
DW	1.289934		DW	1.268229		DW	1.299455	

注:***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意である。

上の分析では対山東省FDIは複合型であることが判明されたが、最初から市場追求型も含んだ複合型であったとは言い難いだろう。言い換えれば、生産効率追求型から次第に市場追求型も含んだ複合型に変遷してきたと思われる。これを解明する最適な方法は、サンプルを二つの時期にわけて、それぞれ回帰分析して、その推定結果を比較すればよいが、サンプル数が少ないため事実上不可能である。そこでここではFDI誘致企業における生産要素集約度の推移という視点からFDIの類型の変遷を考察してみる。

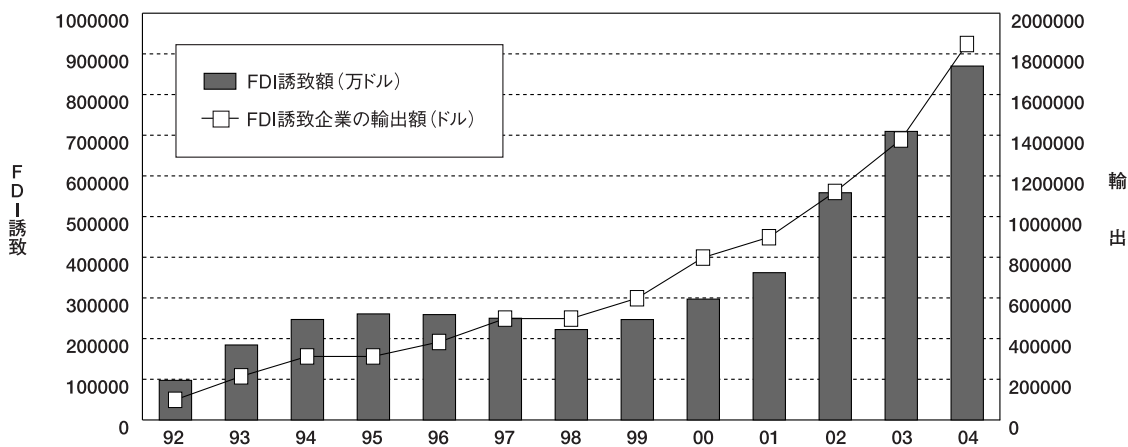
仮にFDI誘致企業の生産要素の集約度が労働集約型から資本技術集約型に変化したとすれば、それはある程度、外国投資が中国の安い労働力利用によるコスト削減の動機から中国市場に進出するための動機に変化したと言えよう。中国

におけるFDI誘致が活発に行われ、世界の大企業が積極的に中国に進出するなか、従来の労働集約型だけに依存しては、膨大な中国市場のシェアを維持・拡大することが難しくなるからである。

商品の資本集約型あるいは労働集約型とは相対的な概念である。生産過程で、もしX產品に投入した資本と労働の比率がY產品より大きければ、Xを資本集約型產品と呼び、Yを労働集約型產品と呼ぶ。こうした產品における集約度の判別は異なる年の比較にも適用できる。ある產品のある年の資本対労働の比率が同じ產品の異なる年のそれと比較して大きい(小さい)場合、この產品は資本集約型(労働集約型)に変化したと言えよう。

表12で見られるように、山東省におけるFDI誘

図2 FDI誘致と企業の輸出推移



出所:山東統計年鑑2005年より計算

表12 FDI誘致企業における要素集約度の推移

	FDI(万ドル)	労働者人数(万人)	一人あたり資本(ドル/人)
1999	246878	45	5486.18
2000	297119	49.6	5990.30
2001	362093	55.1	6571.56
2002	558603	64.1	8714.56
2003	709371	69	10280.74
2004	870064	77	11299.53

出所:山東統計年鑑各年版より計算

致企業の資本/労働比率は1999年の5,486.16ドル/人から2004年には11,299.53ドル/人へと二倍弱上昇している。これは近年のFDI誘致企業が労働集約型から資本集約型へ変遷していることを示し、ひいては対山東省FDIの動機も生産効率追求型から市場追求型へ変遷しつつあることを示しているのである。

5. 結論

本稿では山東省におけるFDI誘致概況を俯瞰した上で、計量経済手法を用いて対山東省FDIの決定要因を分析し、さらに対中国全体FDIの決定要因との比較分析を通じて山東省における特徴を明らかにした。また近年におけるFDI誘致とFDI企業の輸出との相関関係、生産要素の集約度の変遷という二つの視角から対山東省FDI類型の表現と動態的变化についての考察を試みた。以下、その要点をまとめ、結びに変える。

改革開放以来、特に90年代以降、山東省のFDI誘致は急速な発展を遂げ、現在では全国で第三位になっている。その特徴としては、地域間の不均衡、第二次産業への集中、韓国中心の投資、独資化等が挙げられる。

対山東FDIの決定要因は次のように要約できる。

第一に、対中国全体のFDIは市場追求型が支配的で、賃金よりGDPが重要な決定要因になっているのに対し、対山東省FDIは生産効率追求型が支配的で、GDPより賃金が重要な決定要因になっている。この結果は、中国平均に比べ、対山東省FDIは中小規模が多く、労働集約型企業による投資が多いという状況を反映している。中国平均水準に比べ、低い段階のFDI誘致だと判断されるが、人口大省の山東省においては、ある程度現状に即した選択だと言えよう。従って、中国の各地域におけるFDI誘致要因は多少異なっているという結論を導き出すことができよう。

第二に、対山東省FDIは生産効率追求型が支配的だとはいえ、近年には生産効率追求型から市場追求型へ変遷しつつあり、GDPの影響が増大する傾向にある。

第三に、山東省の市場化の速度もFDI誘致に顕著な影響を与えている。

第四に、アジア金融危機は、対中国全体のFDIには大きな影響を与えなかったが、対山東省FDIには深刻な影響を与えた。山東省における韓国中心のFDI誘致が主な原因だと考えられる。今後、投資国の分散化が望ましいだろう。

第五に、変数間の共和分の問題で、インフラ整備状況が山東省FDI誘致にプラスに作用するかどうかについては、本稿で設定したモデルからは明らかにすることができなかった。しかし、先行研究における影響を与えないという結論は偽回帰に起因する結果である可能性が高いことが明らかにされた。インフラの整備状況はGDPと強い相関関係があり、GDPの影響が顕著であれば、インフラも相当の影響を与えていると考えるのが妥当である。

以上の分析結果から、山東省における経済の持続的な発展とインフラの整備及び改革の深化により、対山東省FDIは今後一層増加していくと予測される。特にWTOへの加盟により、開放分野もますます拡充し、こうした新部門に対するFDIもさらに活発になると思われる。もちろん、経済発展に伴い賃金も上昇するだろうが、今後、市場追求型FDIに拍車がかかると予想されるため、賃金の影響は限定的規模に止まるだろう。

【付記】本稿は、中国萊陽農學院校級課題(課題番号:610651)——『山東省吸引FDI的決定因素及其变化分析(責任者:張紹江)』の成果の一部である。

付録1：山東省における諸データ

年度	FDI 誘致額 (万ドル)	国 有 企 業 の生産値の 総 工 業 生 産値に占め る割合	GDP (億元)	価格指数 (%) (1980年 =100)	実質 GDP (億元)	人口 (万人)	一人あ たり実 質GDP (十元)	賃金 (元)	実質賃金 (元) (1980年 =100)	道路 距離 (Km)
1984	40	0.5951	581.56	112.9	515.1107	7637	67.4494	985	872.4535	35935
1985	559	0.5815	680.46	122.7	554.5721	7711	71.9196	1110	904.6455	36327
1986	1939	0.5293	742.05	128.2	578.8222	7818	74.0371	1313	1024.1810	37005
1987	2381	0.5051	892.29	138.7	643.3237	7958	80.8399	1428	1029.5602	37530
1988	3908	0.4552	1117.66	164.7	678.6035	8061	84.1835	1782	1081.9672	38759
1989	13132	0.4341	1293.94	199.1	649.8945	8160	79.6439	1920	964.3395	39783
1990	15084	0.4143	1511.19	199.7	756.7301	8493	89.1004	2150	1076.6149	40772
1991	17950	0.3996	1810.54	209.5	864.2196	8570	100.8424	2292	1094.0334	41937
1992	97335	0.4177	2196.53	223.7	981.9088	8610	114.0428	2601	1162.7179	43134
1993	184319	0.3562	2779.49	252.2	1102.0975	8642	127.5281	3149	1248.6122	46033
1994	253566	0.2866	3872.18	311.2	1244.2738	8671	143.4983	4338	1393.9589	50225
1995	260719	0.2920	5002.34	365.9	1367.1331	8705	157.0515	5145	1406.1219	54243
1996	259041	0.2656	5960.42	401.1	1486.0184	8738	170.0639	5809	1448.2673	57271
1997	250044	0.2517	6650.02	412.3	1612.9081	8785	183.5980	6241	1513.7036	59260
1998	222262	0.2059	7162.20	409.8	1747.7306	8838	197.7518	6854	1672.5232	64145
1999	246878	0.1839	7662.10	406.9	1883.0425	8883	211.9827	7656	1881.5434	67847
2000	297119	0.1978	8542.44	407.7	2095.2759	8997	232.8861	8772	2151.5820	70686
2001	362093	0.0921	9438.31	415.0	2274.2916	9041	251.5531	10007	2411.3253	71128
2002	558603	0.0883	10552.06	412.1	2560.5581	9082	281.9377	11374	2760.0097	74029
2003	709371	0.0700	12435.93	416.6	2985.1008	9125	327.1343	12567	3016.5627	76266
2004	870064	0.0700	15490.70	444.9	3481.6132	9180	379.2607	14332	3221.1895	77768

出所:山東統計年鑑各年版により計算。

付録2: 中国における諸データ

年度	実行FDI (億ドル)	GDP (億元)	价格指数 (%)	実質GDP (億元)	道路距離 (Km)	国有企業の生産値の 総工業生産値に占める割合	平均賃金 (元)	実質賃金 (元) (1985年 =100)
1985	16.61	8964.4	100.0	8964.4	94.24	0.6485	1148	1148
1986	18.74	10202.2	106.5	9579.5	96.28	0.6227	1329	1247.89
1987	23.14	11962.5	114.3	10465.9	98.22	0.5973	1459	1276.47
1988	31.94	14928.3	135.8	10992.9	99.96	0.5680	1747	1286.45
1989	33.93	16909.2	160.2	10555.1	101.43	0.5606	1935	1207.87
1990	34.87	18547.9	165.2	11227.5	102.83	0.5461	2140	1295.40
1991	43.66	21617.8	170.8	12656.8	104.11	0.5617	2340	1370.02
1992	110.07	26638.1	181.7	14660.5	105.67	0.5152	2711	1492.02
1993	275.15	34634.4	208.4	16619.2	108.35	0.4695	3371	1617.56
1994	337.67	46759.4	258.6	18081.7	111.78	0.3734	4538	1754.83
1995	375.21	58478.1	302.8	19312.5	115.70	0.3397	5500	1816.38
1996	417.26	67884.6	327.9	20702.8	118.58	0.3632	6210	1893.87
1997	452.57	74462.6	337.1	22089.2	122.64	0.3162	6470	1919.31
1998	454.63	78345.2	334.4	23428.6	127.85	0.2824	7479	2236.54
1999	403.19	82067.5	329.7	24891.6	135.17	0.2821	8346	2531.39
2000	407.15	89468.1	331.0	27029.6	140.27	0.4734	9371	2831.12
2001	468.78	97314.8	333.3	29197.4	169.80	0.4443	10870	3261.33
2002	527.43	105172.3	330.6	31812.6	176.52	0.4078	12422	3757.41
2003	535.05	117390.2	334.6	35083.7	180.98	0.3754	14040	4196.05
2004	606.30	136875.9	347.7	39366.1	187.07	0.3524	16024	4608.57

出所:中国統計年鑑各年版により計算。