

海外直接投資による中国経済発展への効果

- 中国はどのように FDI を評価しているのか -

岑 智偉*

京都産業大学

2006 年 10 月

概要

1990 年代の半ばより、FDI 導入の動機付けとされる dual gap は中国で観察されず、にもかかわらず、1992 年の鄧小平の「南巡講話」により、中国は本格的に FDI を導入し、その実績として、20 世紀後半から 21 世紀にかけて、中国に流入する FDI の総額は開発途上国の 16 %、東アジアの 55 % を占めるようになった (UNCTAD)。そこで、中国の FDI 導入は何を狙い、FDI は中国経済発展に対し、どのような経済的效果をもたらしているのかについて、1990 年代後半より、中国国内において FDI の経済的效果をめぐる議論が行われた。本稿は中国国内で出版された 70 種類以上の学術専門誌から 100 ほどの FDI の経済的效果に関する研究論文を用いて、これらの議論 (主に FDI の決定要因、FDI と経済成長、FDI のスピルオーバー効果、FDI と国内投資など) についてクリティカルサーベイを行っている。これらの研究の主な結果は以下のようにまとめられる。第一に、FDI の決定要因について、多くの研究は Lee and Hounde (2000) の結論を支持し、特に、市場規模などが中国に流入する FDI を決める大きな要因であると分析されている。第二に、FDI と中国の経済成長に関する研究の多くは、時系列データによる分析であり、殆どの研究では中国の FDI と GDP の時系列データについて非定常性を示す単位根が検出された上、共和分も有意に検定された。そして、Granger の因果性テストにより FDI が GDP の原因である研究結果が最も多い。その他、マクロ生産関数を特定化することにより、中国の GDP 成長に対する FDI の貢献度が大体 10% 以下である結果が報告された。第三に、FDI とスピルオーバー効果について、Borenstein et al. (1998) を中国に適応した分析が最も多く、中国でも threshold hypothesis が成立するという結論が得られ、人的資本が 25.07% 以上でなければ FDI による成長に対する外部効果が現れないという結果が示された。また、外資による技術的スピルオーバー効果を動学的に捉える分析では、外資による技術的スピルオーバーの計測値は 1992 年と 1993 年において最も高く、その後は低下していることが示された。第四に、FDI と中国国内投資の関係について、Agoisn and Mayer (2000) の研究が適応された分析では、地域により FDI によるクラウディング・アウト (イン) 効果が異なる結果が報告された。

Kyoword: FDI, 経済成長, スピルオーバー, crowding out(in)

* 本研究は京都産業大学 ORC 中国プロジェクトの援助を受けており、論文作成において、同プロジェクトのメンバーから多くの意見を頂戴し、また、2005 年 12 月に開催された京都産業大学 ORC 中国プロジェクト主催のコンファレンスでは、桃山学院大学の厳善平教授、東アジア研究センターの戴二彪上級研究員、中国上海社会科学院の王振教授からも貴重なコメントを頂き、ここに記して感謝を申し上げたい。そしてありうべき事実或は分析上の誤りに対してその責任の全ては筆者にあることを予めにお断りしたい。

1 はじめに

1990年代の半ばより、FDI (Foreign Direct Investment : 外国直接投資) 導入の動機付けとされる dual gap¹は中国で観察されず(馬・鞠(1999)、単(2004)など)にもかかわらず、1992年の鄧小平の「南巡講話」により、中国は本格的に FDI を導入し、その実績として、1993年から1997年までの5年間、中国はアメリカに次ぐ世界第2番目の FDI 受け入れ国となり、20世紀後半から21世紀にかけて、中国に流入する FDI の総額は開発途上国の16%、東アジアの55%を占めている(UNCTAD)。

では、中国の FDI 導入は何を狙い、FDI は中国経済発展に対し、どのような経済的効果をもたらしているのだろうか。1990年代後半より、中国国内において、FDI の経済的効果をめぐる議論が行われた。²大きく分けて、次のようなものが挙げられる。(1) FDI の決定要因 ; (2) FDI による経済成長とスピルオーバー効果 ; (3) FDI による貿易効果 ; (4) FDI の地域経済発展に与える効果 ; (5) FDI による産業集積効果 ; (6) FDI による国内投資へのクラウディング・アウト(イン)効果 ; (7) FDI による負の経済的効果(国際収支への影響や資本逃避)などである。

1992年より中国の外資政策において資金・外貨重視型から技術追求型への政策転換が見られた(金(2005))。 (1) から (7) の議論はこの政策変化の意義と妥当性をタイミングがよく理論的に検証しようとしたものと思われる。2003年及び2004年の中国国内における社会科学に関する主要な専門誌の中で、経済学に関する研究論文はそれぞれ1775本と1930本であり、その中で FDI の関連論文はそれぞれ1.18%と1.81%となっている。³一方、経済学研究論文における FDI 研究論文の論文数から見た順位は、2003年は19位であったが、2004年は11位となり、僅か一年で FDI に関する論文の生産数が1.6倍増となった。⁴これらは中国の FDI に対する研究関心度の高さを示している。これらの論文の著者の中で、政策関係者あるいは政府系シンクタンク研究所に所属する者も少なくない。このような関心は中国の政策関係者の関心でもあると推測される。FDI に対する中国の経済政策は、直接にこれらの議論に左右されるとは考えられにくい、FDI による経済的効果あるいは FDI そのものを再評価することにより、多かれ少なかれ今後の中国外資政策に影響を与えられることは間違いのないことであろう。

本稿は以上の議論(1)、(2)、(6)を中心に、FDI の経済的効果に対する中国国内の研究を紹介しながらクリティカルサーベイを行う。第2節は中国の外資導入政策(金(2005))と中国が FDI

¹ saving gap と trade gap のこと(Chenery and Strout (1966)、Maizels (1968))、あるいは開発途上国が直面する貯蓄制約と外貨制約のことである。これらについての分析はツーギャップモデルやリソースモデルとも呼ばれている(白井(2005)など)。

² 最近の中国国内の経済研究論文はかつてのイデオロギーばかりを強調していたものとはかなり異なり、欧米の新しい経済理論・実証的分析方法を積極的に取り入れている。これらの論文の中で、非常に優れているものがあれば、欧米の新しい経済理論・実証的分析方法をあまり正確に理解せず、あるいは方法論をばかり注目してデータの性質や経済学の意味を吟味しないで簡単に結論を出す論文も少なくない。このような研究論文を重要視としない学者もいるが、中国で展開されている各種の経済論争は経済発展に関わる中国の政策関係者の関心度を示しているものと思われ、これらの研究動向を知ることにより、中国の政策過程、或は経済政策に影響を与えるものを少し理解できよう。

³ 黄・楊(2005、pp.2-pp3)、黄・楊(2005)によれば中国人民大学が中国国内における社会科学に関する主要な専門誌をA類とB類に分類し、A類としては、『中国社会科学』と『新華文摘』があり、B類としては、『経済研究』、『金融研究』、『管理世界』、『財貿経済』、『経済学動態』、『世界経済と政治』、『経済理論と経済管理』、『北京大学学報』、『復旦学報』などがある(黄・楊、2005、表-1)。それらの分類には入っていないが、最近出版されるようになり、中国では学術レベルの高い経済学専門誌として、『経済学(季刊)』(China Economic Quarterly)(北京大学中国经济研究センター編集)が挙げられる。その専門誌に掲載されている一部の公表論文は北京大学中国经济研究センターのURLからダウンロードができる。

⁴ 黄・楊(2005、pp.2-pp3)。

の選定場所として選ばれる理由（魏（1997） Lee and Hounde（2000） 孫（2002） 徐（2003）など）に関する文献を概略し、前述の中国国内の議論の理論的背景として、この分野に関する最近の国際的な実証研究（JBICI（2002））を紹介する。第3節～第5節はFDIの中国経済発展への効果についての中国国内の研究を理論的に整理しまとめる。第3節はFDIと経済成長（陳・陳（2002） 杜・高（2002） 任（2003） 呉（2004a）など） 第4節はFDIとスπιルオーバー（沈・耿（2001） 包・頼（2002） 陳（2003） 王・李（2004） 袁・陸（2005）など） 第5節はFDIと国内投資（陸（2003） 賈・杜・黎（2004） 王・李（2004））とその関連研究（叶・高（2003） 姚・何（2004））についてサーベイを行う。第6節は全体のまとめとこの分野について今後の課題を言及する。

2 中国の外資政策とFDIの決定要因

2.1 中国はなぜ積極的にFDIを導入するのか：中国の外資政策

前述のように、中国のFDI導入は1992年（鄧小平の「南巡講話」）以降に本格化されたと思われる。そのため、1992年と1993年に中国に流入するFDI（実行ベース）の増加率はそれぞれ152%と150%であり（図 - 1）、21世紀前半、中国に流入するFDIフローは開発途上国と東アジアの15.7%と55.8%を占め、1990年代に比べて、21世紀前半のこの2つの割合はそれぞれ52%増と25%増となっている（表 - 1）。

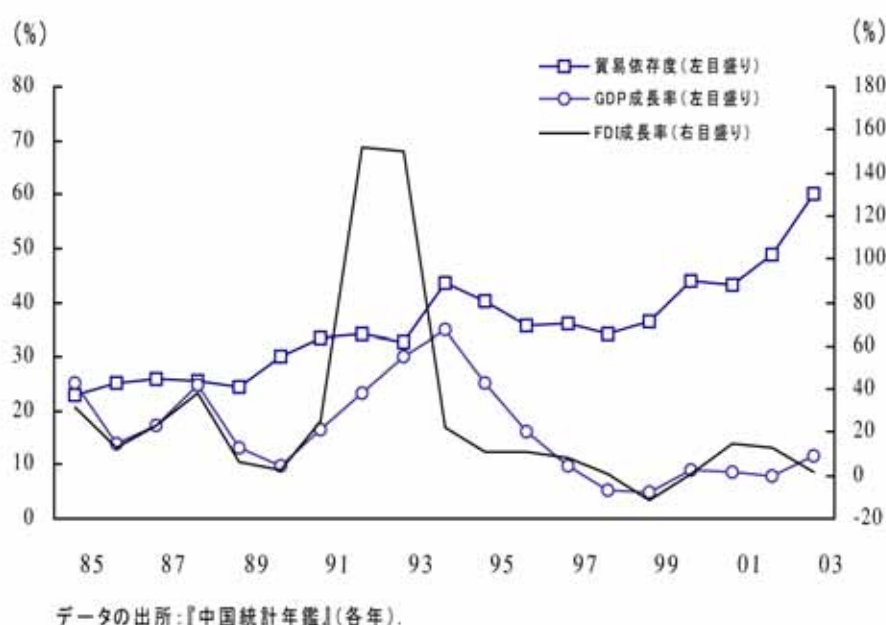


図 - 1 中国における FDI 成長率、GDP 成長率と貿易依存度（85 - 04）

しかしその一方、同時期（90年代以降）に FDI 導入の動機付けとされる dual gap、すなわち貯蓄制約と外貨制約のいずれも中国で観察されることはなかった（図 - 2）。そこで、なぜ中国はこのように FDI 導入に執着するのかについて疑問に思われる。JBICI（2002）は世界でも有数な高貯蓄率を誇っている中国があれほどまでに FDI 誘致に執着する理由として、FDI は投資受け入国に資本提供以外に、技術、知識移転のための重要な推進媒体として、国内投資よりも経済成長の機会をより多く生み出しているからと分析している。金（2005）は 1980 年代から 1990 年代前半までの中国の外資導入の主な目的は投資資金と外貨の獲得であったが、1992 年より中国政府は「市場と技術の交換」を新たな戦略として、外資導入政策目標を技術移転に変化したと指摘した。⁵それは中国国内資本形成における外資の役割が低下していること（FDI 対固定資本形成比率の低下、表 - 2 を参照）と中国国内の技術開発能力が不足していることが原因であると分析している。特に、技術能力について、金（2005）は中国が韓国と対照的に、アセアン諸国と同様に自国の工業化過程に必要な技術は外資企業に依存し、中国に導入された FDI の 7 割が製造業に集中し、⁶このような外資政策はこれまでの中国輸出志向型の経済モデルと一致しているが、その結果として、中国製品が世界中に溢れ、多額の外貨を貯めた一方、資源浪費と環境問題を生じさせていると指摘している。

⁵ 金（2005）は中国の経済成長と産業育成における FDI の役割は、次の 2 点において評価されるものと考えられている。すなわち、資本形成、輸出促進、雇用創出、技術移転と人材育成（直接効果）、競争促進、企業ガバナンスの改善、市場制度の近代化、国際化（間接効果）である。金（2005）は携帯端末や自動車などをケーススタディとして、これらのことを検証している。

⁶ 2003 年の対中投資（実行ベース）の 69 % は製造業に集中し、不動産と商業分野はそれぞれ、10 % と 2 % であった（金（2005、pp.3））。

表 - 1 自国地域・経済の FDI 流入（流出）の規模（％）

	FDI 流入			FDI 流出		
	1980-91	1992-2001	2002 - 04	1980-91	1992-2001	2002 - 04
世界	100	100	100	100	100	100
1. 先進国	77.5	75.9	74.5	93.7	88.0	90.8
欧州	37.3	38.3	38.5	53.8	60.8	54.8
EU	35.6	36.7	37.1	50.1	57.0	51.9
EU 対先進国	45.9	48.3	49.7	53.4	64.7	57.1
北米	35.0	32.2	30.9	21.5	22.1	29.0
アメリカ	31.3	28.9	27.6	17.4	18.6	24.2
（EU+北米対先進国）	91.0	90.8	91.1	76.3	89.8	89.1
（EU+北米対世界）	70.6	68.9	67.9	71.5	79.1	80.8
日本	0.4	0.6	1.2	16.0	4.1	4.6
2. 開発途上国	22.4	23.9	25.1	6.3	11.7	8.0
アジア	12.4	13.7	15.1	4.5	7.7	6.1
東南アジア	5.1	5.4	5.7	3.5	5.8	4.8
東アジア	4.8	5.5	7.1	0.4	0.5	0.2
中国	1.8	2.5	3.9	0.6	1.7	1.3
（中国対開発途上国）	8.2	10.3	15.7	6.2	4.4	2.6
（中国対アジア）	14.8	18.0	26.1	8.7	6.6	3.4
（中国対東アジア）	38.2	44.7	55.8	11.1	8.8	4.4

出所：UNCTAD, Key Data from WIR Annex Tables により筆者作成。



図 - 2 中国の外貨準備高と貯蓄投資差額の推移 (1978 - 2003)

FDI による技術移転ないし技術拡散効果の実態について、金 (2005) は中国の携帯端末製造業や自動車産業などをケーススタディとして取り上げ、携帯端末製造業においては 1999 年の中国政府による一連の産業育成政策により、地場完成品メーカーと地場ブランドの育成に成功しているという点から技術移転が行われていると見なし、自動車産業については、地場独立系のメーカーや地場ブランドがあまり育成されていないため、技術移転に対する評価が低いものと考えられている。

表 - 2 FDI 対 GDP・国内投資比率、GDP 成長率、国内投資率（％）

		FDI 対 GDP 比	FDI 対固定 資本投資比	FDI に占める M&A の割合	GDP 成長率	国内投資率
1980-1991	中国	0.7	2.1	-	5.8	34.5
	世界	0.7	3.3	-	7.1	22.5
	先進国	0.7	3.3	-	7.5	22.1
	EU	1.4	4.2	-	6.6	34.2
	開発途上国	0.9	3.7	-	4.4	23.5
	アジア	0.9	3.3	-	5.5	25.8
1992-2001	中国	4.5	12.6	3.6	10.2	35.6
	世界	2.1	9.2	68.6	3.0	22.2
	先進国	1.9	8.9	84.0	2.5	21.1
	EU	2.8	15.0	72.2	0.4	18.8
	開発途上国	2.8	10.5	29.5	4.6	26.2
	アジア	2.7	9.0	16.9	5.2	29.4
2002-2004	中国	3.9	8.9	7.6	14.1	43.2
	世界	1.8	8.4	52.5	12.4	22.5
	先進国	1.6	8.1	64.4	11.9	19.8
	EU	2.8	15.4	52.6	18.4	18.5
	開発途上国	2.5	8.7	25.1	13.0	28.8
	アジア	2.4	7.5	18.7	13.9	31.3

出所：UNCTAD, Key Data from WIR Annex Tables により筆者作成。

2.2 なぜ中国が選ばれるのか：FDI の決定要因

FDI の場所選定にかかる決定要因について、Dunning (1979) の「折衷理論 (the eclectic of international production) が知られている。Lee and Hounde (2000) はそれにつき、FDI を誘致する上で優位性をもつ国に見られる 6 つの主要な特徴、すなわち、市場規模と経済成長見込、労働コストと生産性を含む人的資源と天然資源の賦存、物理的・金融・技術的インフラ、対外開放度と国際市場へのアクセス、規制・政策枠組みと政策の一貫性、投資保護と促進を定義し、中国はこれらの全てを満たしていると説明している。⁷

この問題に関する中国国内の多くの研究は、Lee and Hounde (2000) と同様に、市場規模 (GDP)、経済発展状況 (一人当たり GDP)、インフラ状況 (郵政サービスや物流状況など)、貿易開放度 (貿易依存度)、投資環境 (地理条件など)、市場化指数、産業優位指数、教育レベル、労働コスト (平均賃金など)、関税率、外資優遇制度の有無などを FDI 決定要因の説明変数として、時系列データに

⁷ JBIC (2002) のコラム 2.2 を参照。

よる重回帰分析やパネル回帰分析が行われている（付表 - 1 を参照）。これらの研究は、FDI の決定要因としての上記の説明変数について殆どの係数推定値が正であり、統計的にも有意である。但し、関税率（魏（1997）、方燕（2000）、許他（2002））や平均労働賃金水準（楊（2004）、黄（2004）、張・李（2004）、劉・王（2005））と外国為替（楊（2004））の上昇が FDI 流入に負の効果を与えていると報告されている。楊（2004）は一人当たり GDP の 1 単位の上昇が 0.15 単位の FDI 流入を減少させるという異なった結果を示している。他方、徐（2003）は FDI と中国の最終需要の関係を検証し、FDI の消費、固定資産投資（とその 1 期前の投資）と貿易に対する弾性値はそれぞれ 0.39、0.59（0.24）と 0.33 であると報告している。王（2004）は開放度（貿易依存度）と FDI について時系列分析を行い、両者の間に共和分が検出され（共和分については数学付録 7 - 1 を参照）長期において、1 期前の開放度の 1% の上昇が 0.81% の FDI の上昇をもたらすという結果を示している。張・裘（2002）は地域特徴が FDI を吸収する大きな要因として、各地域の GDP、一人当たり GDP、FDI の累計額と運輸密度が地域の FDI 流入に大きな影響を与え、FDI が中国の東部地域に偏っている大きな原因は、中西部に比べて東部地域が高い GDP、一人当たり GDP、FDI 累計額と低い効率賃金を有し、良好な運輸条件があるからと分析している。

これらの実証研究に対し、徐（2005）は最も簡略な理論モデルで外資系企業の中国での投資形態に対する選択要因を分析している。FDI を行う外資系企業は合併か独資かという投資形態を選択するとして、合併が選択される場合、技術漏れというコストが発生し、独資が選ばれる場合、現地の仕事をうまく実現するための賄賂（腐敗）という費用が発生することをモデル化し、賄賂（腐敗）に対する費用が低ければ、独資が選択され、逆の場合は合併が選ばれ、その費用が一定のレベルを超えると、外資企業は撤退することをモデル的に説明し、当然のことでありながら、興味深い結果を示した。ちなみに、1995 年～2003 年の中国の腐敗指数（Transparency International 1995-2003）は 2.16～3.5 であり、減少する傾向が見られないと報告されている（徐（2005）の表 - 2）。

2.3 FDI の経済的効果に関する国際的実証研究

FDI による経済的効果（経済成長、技術移転など）に関する最近の国際的な学術研究として、Blomstrom and Persson（1983）、Kokko（1994）、De Mello（1999）、Blomstrom and Sjöholm（1999）、Aitken and Harrison（1999）、Borensztein et al.（1998）、Blomstrom and Sjöholm（1999）、Agosin and Mayer（2000）などが挙げられる。⁸これらの研究は 1980 年代後半から行われた内生的成長理論の影響を受け、4 つの点について検証が行われている。すなわち、（ ）FDI は投資受入れ国の所得増加あるいは要素生産性の成長に有意に影響を与えているのか；（ ）FDI が投資受入れ国の国内投資をクラウドディング・アウトするのか、それともクラウドディング・インするのか；（ ）FDI を通して、投資受入れ国の国内経済で技術と知識のスピルオーバーが発生しているのか；（ ）こうした正の効果を実現させるための必要な前提条件とは何かといったものである（JBICI（2002））。

FDI による経済成長へのインパクトを検証する研究の多くは De Mello（1999）らのように FDI

⁸ JBIC（2002）はこれらについて、詳しくサーベイを行っている。

が投資受入れ国の所得増加と要素生産性の両方に正の効果を与えていることが示されている (JBICI (2002))。De Mello (1999) は定常性・共和分分析、動学パネル推定法を用いて、1970 - 1990 の期間における OECD 加盟国と 16 非加盟国 (アジア) の () と () の問題について検証を行い、OECD 加盟国 (技術的優位国) の FDI による産出量増加は高い生産性を通して実現されるものに対し、16 非加盟国 (技術的劣位国) の FDI による成長は資本蓄積を通じて達成されることを示した。Borensztein et.al. (1998) は SUR と操作変数法で、69 の開発途上国 (1980-1989) の () ~ () の問題について検証を行い、FDI は技術移転の重要な推進媒体として、国内投資よりも経済成長に効果を与えるが、ホスト国において最小限の人的資本がなければ実現できないことを示した。Borensztein et.al. (1998) の研究は後に述べるように、FDI とスピルオーバー効果の検証モデルとして、多くの中国国内研究に参照されている (沈・耿 (2001)、王・李 (2004) など)。

一方、Carkovic and Levine (2001) のように FDI による成長効果が有意に得られない研究結果もある。Carkovic and Levine (2001) は 1960 - 1995 期間の 72 カ国のパネルデータを用いて動学パネル推定方法で検証を行い、FDI が産出量成長に有意な影響を及ぼさない上、生産性成長との相関もないことを示した。

一方、FDI と技術移転、技術拡散ないしスピルオーバーについての研究は、ミクロ経済データに基づくクロスセクション分析とパネル回帰分析で行われ、多国籍企業子会社から地場企業への技術移転が行われ効率が向上しているという報告もあれば (Blomstrom and Persson (1983)、Kokko (1994)、Blomstrom and Sjöholm (1999) など)、それを否定するものもある (Haddad and Harrison (1993)、Aitken and Harrison (1999) など)。Blomstrom and Persson (1983) と Kokko (1994) は 1970 年のメキシコ製造業 215 社のミクロデータを用いてクロスセクション分析を行い、労働生産性と外国資本割合変数の間に正の相関があったことを有意に検出し (Blomstrom and Persson (1983))、多国籍企業と地場企業との生産性ギャップが小さい場合、技術的スピルオーバー効果があり、生産性ギャップが大きい場合は地場企業生産性に負のインパクトを与える可能性があることを示した (Kokko (1994))。Blomstrom and Sjöholm (1999) のインドネシアの 1,300 社に関する 1991 年の調査データによるクロスセクション分析では、同じく FDI から産業内への正のスピルオーバー効果があったことが報告された。これらに対し、Haddad and Harrison (1993) は 1985 - 1989 のモロッコの工業データを用いて、セクターにおける地場企業の生産性成長率と外国プレゼンスの間に、有意な結果が見られなかったことを報告し、Aitken and Harrison (1999) はベネズエラの企業別の 4,000 社の調査データ (1976 - 1996) で、外国所有の割合が高い小規模工場ほど生産性が高く、外国資本参加のない地場工場は海外資本が増えると、競争により生産性が低くなることを示した。これらの研究の特徴として、スピルオーバー効果を認める Blomstrom and Persson (1983) や Kokko (1994) らの分析は産業データに基づくクロスセクションの分析であり、スピルオーバー効果を肯定しない Haddad and Harrison (1993) や Aitken and Harrison (1999) らの分析は企業データに基づくパネルデータの回帰分析である。

3 FDI と中国の経済成長

3.1 定常性・共和分検定と Granger の因果性テストによる分析

中国国内で行われている FDI と経済成長に関する研究の多くは表 - 3 のように、時系列データによる分析であり、1990 年代から注目された定常性分析（単位根検定）や共和分分析（数学付録 7 - 1 を参照）が適応され、そして、FDI と経済成長の関係について、Granger の因果性テスト（数学付録 7 - 2 を参照）が用いられる。

表 - 3 FDI と GDP の関係に関する時系列分析と Granger 因果性テスト

	分析期間	単位根検定	共和分検定	Granger 因果性テスト	EMC 推計 (長期安定性)
杜・高 (2002)	84 - 99	GDP $\sim$ I (1), FDI $\sim$ I (2)	-	FDI $\Leftrightarrow$ GDP (lag 2, 3, 4)	-
任 (2003)	83 - 02	lnGDP, lnFDI $\sim$ I (1)	1 個検出	FDI $\Leftrightarrow$ GDP (lag 3, 4)	安定
呂 (2003)	80 - 00	lnGDP, lnFDI $\sim$ I (1)	1 個検出	-	-
呂・呂 (2003)	80 - 02	lnGDP, lnFDI $\sim$ I (1)	1 個検出	lnFDI $\rightarrow$ lnGDP (lag 1, 2)	安定
陳・趙 (2004)	79 - 03	lnGDP, lnFDI $\sim$ I (1)	1 個検出	lnFDI $\rightarrow$ lnGDP (lag 2)	-
王 (2004)	不明	GDPG, FDIG $\sim$ I (1)	検出	FDIG $\Leftrightarrow$ GDPG (lag 4)	安定
呉 (2004a)	78 - 02	lnGDP, lnFDI $\sim$ I (1)	1 個検出	lnGDP $\Leftrightarrow$ lnFDI (lag ?)	安定
易他 (2004)	83 - 02	lnGDP, lnFDI $\sim$ I (1)?	-	lnGDP $\Leftrightarrow$ lnFDI (lag ?)	-
賀・屠 (2005)	83 - 02	GDP, FDI $\sim$ I (2)	検出	FDI $\rightarrow$ GDP (lag 3)	-

これらの研究の殆どが中国の FDI と GDP の時系列データについて非定常性を示す単位根が検出された上、共和分も有意に検定されたため、FDI と 中国の経済成長の間に長期均衡関係があったことが確認された。そして、一部の分析では、ECM（誤差項修正モデル、数学付録 7 - 1 を参照）の推計が行われ、長期均衡の安定性も認められた（付表 - 2 を参照）。

任 (2003) は 1983 - 2002 の時系列データを用いて、FDI と GDP について次数 1 次の和分を検出したと同時に、Johansen の共和分検定により 1 個の共和分が検出されたため、中国の GDP と FDI の間に、長期均衡関係が確認され、長期において、1% の FDI の上昇が 0.1033% の GDP の上昇をもたらすという結果を報告した。これはこの期間の中国経済成長におけるフローの FDI の貢献が 10.33% であると説明されている。一方、Granger の因果性テストでは、ラグを 3 と 4 とした場合のみ、FDI と GDP が互いに Granger の意味での因果性（双方向因果性）が有意に検出された。これらの結果、すなわち、FDI のフローが 10.33% しか経済成長に貢献せず、かつ一定のラグがなければ FDI と GDP が互いに影響し合わないということから、任 (2003) は今後の中国の FDI 導入政策として、フローとしての FDI に期待するよりも、ストックの FDI の役割を重視し FDI によるスピルオーバー効果をもたらすような政策を進めるべきと主張した。

呉 (2004a) も同期間の 1978 - 2002 の時系列データを用いて、FDI と GDP の間に、1 個の共和分を検出し、長期における GDP の FDI に対する弾性値が 0.39 である結果を示した。この長期の

弾性値は任（2003）の 0.1033 よりはるかに高く、任（2003）と同様にこれを経済成長への貢献と解釈すれば、この期間の中国経済成長の約 3 分の 1 が FDI によるものとなる。しかし、後に紹介する陳・陳（2002）や張（2004）と包・頼（2003）の分析のように、FDI による中国経済成長への貢献は国際的に比べてそれほど高いものではない。よって、呉（2004a）よりも任（2003）の結果の方がより現実的なものと思われる。この分析では ECM 推計と Granger の因果性テストも行われ、それによると、GDP が短期でも長期でも FDI に影響を与えるが、FDI の GDP に対する影響は長期のみとなり、その場合、FDI の GDP に対する影響は GDP の FDI に対する効果より小さいという結果が示された。

賀・屠（2005）は同期間（1983 - 2002）について、FDI と GDP とともに次数 2 次の和分であることを検出した上、MWALD 検定（非定常性がある場合の Granger 因果テスト）により、FDI は Granger の意味で GDP と因果関係があるが、GDP は Granger の意味で FDI と因果関係がない、つまり、FDI のみが GDP の原因（一方向の因果性）であると報告した。また、FDI と GDP の間に共和分関係も検出され、長期において、追加的に 1 単位の FDI の上昇が 48 単位の GDP 上昇をもたらすということが示された。GDP が Granger 意味で FDI と因果関係がない理由として、中国に流入する FDI は、「低賃金志向型」と「資源密接型」のものであり、「市場接近型」のものではないと説明されている。ちなみに、2001 年の年末で、実行ベースの FDI の 70.3% が「低賃金志向型」のもので、26.39% が「市場接近型」のものであり、3.29% が M&A 方式のものであると説明された。

このような時系列分析方法を用いた分析が多いものの、計量的な方法を正確に理解しなかった報告もある。易他（2004）は定常性分析と Granger の因果性テストを行い、FDI と GDP が互いに Granger 意味での因果性があったことが報告されたが、単位根検定で示された諸統計量（ADF 統計量と臨界値（5%））を当該論文の表 - 2）を見る限りでは、1 回階差でも検定の帰無仮説が棄却されなかった。つまり、1 回階差でも単位根が存在している。その上で行われた Granger の因果性テストの結果は意味を持たなくなる。

3.2 その他の実証結果

FDI と中国の経済成長について、以上のような時系列分析の他に、Alfaro et al.（2001）を先行研究とした地場金融市場の要因を考慮に入れた分析（任・張（2003））、最終需要に FDI を取り入れた場合の 2SLS によるマクロモデルの連立方程式の推計（杜（2002））、FDI を含むマクロ生産関数の推計（叶・郭（2004））、GDP 成長率における FDI の貢献率の分析（陳・陳（2002）、張（2004））が挙げられる（付表 - 2 を参照）。

Alfaro et al.（2001）は 1981 - 1997 の 31 - 41 カ国の平均データを用いて、クロスカントリー OLS と操作変数法で、FDI は経済成長に貢献しているが、地場の金融市場が十分に発達しなければ、正の効果が現れないことを示した。任・張（2003）は Alfaro et al.（2001）と同じ方法で、1985 - 2000 の中国のマクロデータで検証を行い、1985 年と 1986 年を除けば、FDI によるネットの効果が正であり、⁹ これは中国の金融市場が FDI による経済成長効果を十分に発揮させるように発展し

⁹ ネットの FDI 効果は $NFE_1 = \beta_1 FDI_1 + \beta_2 FDI_1 \times finance_1$ と定義されている。但し、 $finance_1$ は金融市場の特徴を表す変数であり、流動性（LIY）、銀行の資産（BTOT）、銀行の信用（BANKCR）の 3 つに分け、それぞれ $M2 \cdot / GDP$ 、

ているからと報告している（任・張（2003）表 - 3）。さらに、FDI によるネットの効果は 1991 年から 1993 年まで急激な上昇を見せてくれたが、その後、やや減少していることも報告された（任・張（2003）の図 - 1）。任・張（2003）はこのような実証結果は Alfaro et al.（2001）の仮説、すなわち、地場金融市場の発展水準が FDI の正の効果をもたらすのに重要であるということは中国でも立証されたものの、株式市場を含む中国の金融市場が既に完熟しているとは言えず、金融市場における外資企業に対する傾斜的な優遇制度は必ずしも適切なものではないと指摘した。

杜（2002）は最終需要に FDI 効果を取り入れ、消費、国内投資、輸出、輸入と GDP を内生変数としたケインズ体系のマクロ連立方程式について、2SLS（two-stage least squares：2 段階最小 2 乗法）で推計を行い、次の結果が得られている。すなわち、1 ドルの FDI の上昇が 24.21 元の国内投資をもたらし、FDI 対輸出乗数は 18.83 であり、対輸入乗数は 9.16 である。そして、1 ドルの FDI の上昇が経済全体の乗数波及効果により、67.35 元の GDP と 33.48 元の消費の増加をもたらす。

陳・陳（2002）と張（2004）はマクロ生産関数を特定化し、そのマクロ生産関数を推計する際の決定係数を加重のウェイトとして、GDP 成長率に対する各要素の貢献度を定義し（数学付録 7 - 3 を参照）中国経済成長における FDI の貢献度を計測した。結果はそれぞれ表 - 4 と表 - 5 でまとめられている。

表 - 4 陳・陳（2002）の成長分解と GDP 成長に対する各要素の貢献率（%）

	成長率					貢献度			
	GDP	国内投資	FDI	労働	その他	国内投資	FDI	労働	その他
82-91	10.55	3.03	0.05	3.4	4.07	29.32	0.52	32.34	37.81
92-98	10.98	4.81	0.45	1.14	4.59	43.83	4.15	10.3	41.72
82-98	10.73	3.76	0.21	2.47	4.28	35.29	2.02	23.27	39.42

出所：陳・陳（2002、表 - 3）により筆者作成

表 - 5 張（2004）の成長分解と GDP 成長に対する各要素の貢献率（%）

	成長率						貢献度				
	国内資本		FDI		労働	その他	国内資本		FDI		その他
	GDP	ストック	ストック	人的資本			ストック	ストック	人的資本	労働	
82-91	9.34	3.99	0.34	0.48	0.51	4.02	42.69	3.64	5.09	5.5	43.04
92-98	11.00	5.06	0.56	0.21	0.44	4.73	45.97	5.08	1.87	4.04	43.04
99-02	7.65	3.78	0.02	0.16	0.40	3.29	49.38	0.29	2.12	5.16	43.04
82-02	9.20	4.42	0.13	0.19	0.50	3.96	48.03	1.46	2.03	5.45	43.04

出所：張（2002、表 - 2）により筆者作成

業銀行の資産/商業銀行の資産 + 中央銀行の資産、預金・家計部分信用比/GDP のデータで代用している。

経済成長における FDI の貢献が 3 割であるという考え方 (Temple (1999)) もあったが、2 つの分析により、中国の GDP 成長に対する FDI の貢献度が 10% 未満であり、中国の経済成長に対する貢献は、依然として国内投資ないし国内資本ストックに頼っていることがうかがえる。もちろん、張 (2004) の分析のように、1992 年と 1993 年において、FDI の貢献度がそれぞれ 9.3% と 11.6% となった時期もあったが、全体として、FDI の中国経済成長への寄与はそれほど高いものではなく、しかも安定していないことが指摘されている (張 (2004))。但し、1990 年代以降、人的資本の要因を除けば、他の要素の全てが経済成長率と連動していることがこの分析で見られている。

4 FDI とスピルオーバー効果

FDI によるスピルオーバー効果について、Blomstrom and Kokko (1998) は linkage effects、effects of competition and demonstration と training of employees を通して実現されるものと考え、孟他 (2004) は模倣、人的資本の移動によるものだと説明している。しかし、前述のように FDI によるスピルオーバー効果について定性的な結論は国際的には得られていない、分析方法や使用のデータにより分析結果が異なっている (孟他 (2004))。

中国で行われている FDI とスピルオーバー効果関係の分析の中で、Borenstein et al. (1998) を中国に適応したもの (沈・耿 (2001)、王・李 (2004)、王他 (2002)、姜・高 (2004) など) が最も多く、その他、包・頼 (2003) のように動学的な技術的スピルオーバー効果を理論的に分析し測定する研究もあれば、袁・陸 (2005) のように、外資系企業 (「三資」企業) に勤務した経験がその後の経営業績などに影響を与えることをスピルオーバーとして分析するものもある。また、陳 (2003a) のように地場企業と外資系企業との色々なギャップ (技術や企業規模などのギャップ) の大きさを考慮して、スピルオーバー効果の有意性を検証する研究もある (付表 - 3 を参照)。

4.1 Borenstein et al. (1998) の応用

Borenstein et al. (1998) は FDI による成長効果を Romer (1990)、Grossman and Helpman (1991)、Barro and Sala-i-Martin (1995) らの expanding variety of products ないし技術拡散モデルの枠組みで分析し、これらのモデルを実証研究に適応した (詳しくは数学 7 - 4 を参照)。Borenstein et al. (1998) の主な結論として、ホスト国に最低限の人的資本がなければ、FDI による正の効果が現れないことである。王・李 (2004) はこれを threshold hypothesis として捉え、中国でもそれが成立すると報告している。また、FDI による成長効果はスピルオーバー効果として考え、沈・耿 (2001) や沈 (2003) はその効果があると報告し、王・李 (2004) は Borenstein et al. (1998) と同様に、最低限の人的資本がなければその効果が中国で現れないことを示した。

沈・耿 (2001) と沈 (2003) の主な実証結果は次の通りである。(1) 経済成長に対する人的資本と FDI の交差項の係数が正であり、FDI による成長効果が一定の人的資本に依存することを意味する。(2) 地域別の推計により、中西部の人的資本係数の推定値が東部地域によりはるかに大きく、人的

資本の分布が東部地域に偏っていることがわかる。(3) 地域間の収束性を示す一人当たり GDP の初期値の係数は正であり、地域間の収束性がないと判断された。そして、Barro and Saia-i-Martin (1995) の「 σ 収束」を中国地域分析に適応し、FDI と人的資本の分布の不均衡が地域間の格差を拡大する大きな要因であると分析している。

王・李 (2004) 王他 (2002) は Borenstein et al. (1998) の理論モデルとしての問題点を指摘し、それを修正しより納得できる理論モデルを示した (数学付録 7 - 5)。但し、実際の推計は Borenstein et al. (1998) の推計式 (数学付録 7 - 4 の式 (23)) を用いている。王・李 (2004) は次のように沈・耿 (2001) らと違った実証結果を示している。第一に、スピルオーバー効果と考える FDI の係数が負であり、人的資本係と FDI の交差項の係数が正であるという推計結果から、人的資本の量 (在校生総数に占める大学生と高校生の割合) が 25.07% 以上でなければ、¹⁰FDI による成長効果が現れないことを示した。これは中国において threshold hypothesis が成立していることを意味すると説明した。第二に、雲南、広西、海南、貴州とチベットではこの閾値 (25.07%) を超えることはなく、これらの地域は FDI による正の効果を享受することができないと分析している。但し、他の推計パラメーターで計算すれば、threshold hypothesis を成立させる閾値は 21.26% となり、この場合、チベットのみがこの値を超えないことになる。第三に、一人当たり GDP の初期値の係数が負であり、条件付き収束が認められる。これは各地域の教育水準などといった地域性を表す要因を考慮した結果だと説明している。

4.2 その他の実証結果

地場企業と外資系企業との技術ギャップなどにより、技術的スピルオーバー効果が異なる結果を示した国際的な研究が既にあった (Kokko (1994))。陳 (2003a) は地場企業と外資系企業との色々なギャップ (技術ギャップや企業規模ギャップなど) を定義し、それぞれの大きさによるグループについて、推計を行い、正のスピルオーバー効果はそれらのギャップが小さい場合にみに現れるものという結果を示した。FDI とそれらのギャップとの交差項 (「能力ギャップ」と定義されている) を考慮に入れた推定についても同じ結果が得られている。陳 (2003a) は「国内企業と外資企業の競争力の違いが FDI による産業内へのスピルオーバー効果の有無に大きな影響を与える」ことを結論として、国内企業と外資企業の競争力が、産業内のスピルオーバー効果を決める大きな要因であると説明している。

袁・陸 (2005) は 1997 年、2000 年と 2002 年に行われた 9000 以上の民営企業経営者を対象としたアンケート調査データに基づき、外資系企業 (「三資」企業) に勤務した経験がその後の企業経営業績や経営能力などに影響を与えている否かということをスピルオーバー効果として、Treatment Effect や Probit などの方法で実証分析を行った。それによれば、外資系企業の勤務経験者は全サンプルの 3.75% を占め、これらの経験者の中で、現在 30.95% は製造業、18.45% は商業・飲食産業、

¹⁰ この値は次のように計算される。数学付録 7 - 3 の式 (24) により、 $(c_1 + c_2H) \times FDI > 0$ は FDI の経済成長に対する全効果を表し、その効果が実現されるための条件は、 $c_1 + c_2H > 0$ 、すなわち、 $H > -c_1/c_2$ であり、 c_1/c_2 は threshold hypothesis の閾値である。王・李 (2004) の c_1 と c_2 の推定値はそれぞれ 0.267 と 1.0649 であったため、その値は $0.267/1.0649 = 0.2507$ となる。

11.31% は社会サービス業、4.46% は不動産業に従事している（袁・陸（2005）の表 - 1）。一方、外資系企業の勤務経験者の学歴を見ると、修士号を持っている者が最も多く 39.7% を占め、その次は専科大学（25.3 %）の卒業生、大学の正規卒業生（17.35%）と博士号の所有者（15 %）である（袁・陸（2005）の表 - 2）。これらのデータに基づき、推計された主な実証結果は次の通りである。（1）外資系企業で「職業訓練」を受けられるのは、若い年齢階層で高学歴、大都市の出身者に限られている。（2）外資系企業での経験はこれらの経営者が経営する民営企業の利潤などには正の効果を与えているが、経営者の経営能力などに対し正の効果（スピルオーバー効果）が有意に得られていない。袁・陸（2005）はその原因として、「三資」企業に勤めていた中国の現地スタッフは廉価な労働力として雇われていたのか、あるいは「職業訓練」を受けたとしても、主要な経営ポストや企業の中堅になれるほど「三資」企業に信頼されていなかったからと指摘した。袁・陸（2005）はこの点において、中国政府の「市場と技術の交換」という政策が必ずしも成功しているとは言えないと指摘し、教育強化などを通して、中国政府はもっと積極的にこの問題を真剣に取り込むべきと強調した。

包・頼（2003）は Feder(1982) のモデルを修正し、適応的期待形成で外資部門による国内部門への技術的スピルオーバー効果（因子）を定義し、その理論モデルを示すと共に、モデルの推計を行った（数学付録 7 - 6 を参照）。主な結果は次の通りである。（1）国内部門産出の外資による技術的スピルオーバー因子に対する弾力性は 0.199 であり、これは中国経済成長における資本や労働の弾性値より低く、FDI による外部性が思ったより高いものではない。（2）外資部門と国内部門の限界生産性ギャップを表す値（数学付録 7 - 6 の式（e））は - 0.167（正確には - 0.339 である、詳しくは数学付録 7 - 6 を参照）であり、これは国内部門より外資部門の限界生産性が低く、外資部門の限界生産性は国内部門の限界生産性の 83.3%（正確には 66.1%）しかないことを意味する。但し、限界生産性ギャップの推定値は統計的に有意ではない。（3）スピルオーバー効果として計算された値（数学付録 7 - 6 の式（36）を参照）は、図 - 4 のように、1992 年と 1993 年の 2 年間が最も高く、その後は低下する傾向にある。また 1979 - 1991 期間における計測値の平均は 0.10 であり、1991 - 2000 では 0.078 である。

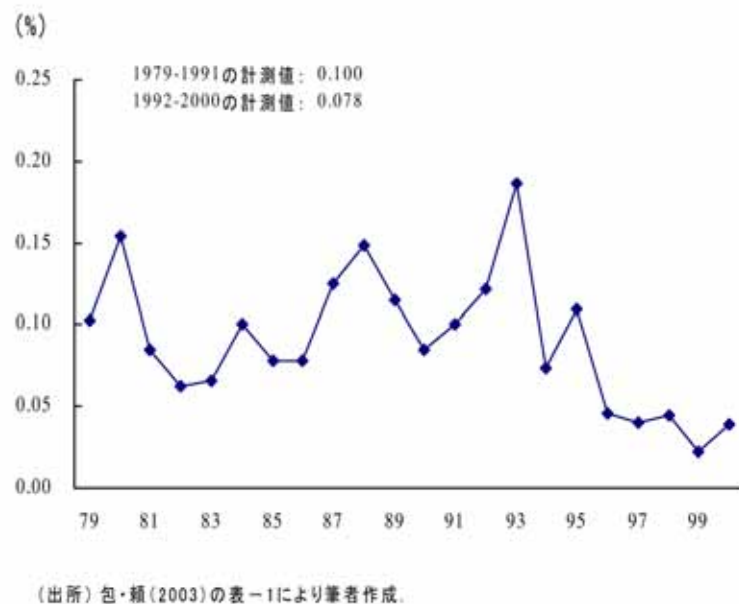


図 - 3 包・頼 (2003) のスピルオーバー効果計測値 (79 - 99)

5 FDI と中国の国内投資とその他の関連研究

5.1 Agosin and Mayer (2000) の応用

FDI によるホスト国の国内投資へのクラウディング・アウト (イン) 効果に対する研究として、Borensztein et.al. (1998) や、McMillan (1999)、Agoisn and Mayer (2000) が挙げられる。Borensztein et.al. (1998) は状況によりクラウディング・イン効果が異なることを報告し、McMillan (1999) は動学パネルデータ分析方法を用いて、開発途上国において、FDI が国内投資の呼び水として、ラグを伴う FDI が国内民間投資に強い影響を与えたことを示している。Agoisn and Mayer (2000) は SUR 推計方法で 32 の開発途上国 (1970 - 1996) について、国内投資がクラウディング・インされたケース (アジア) とクラウディング・アウトされたケース (ラテン・アメリカ) を報告した。Agoisn and Mayer (2000) の分析方法 (数学付録 7 - 7 を参照) は、この問題に関する多くの中国国内研究に適応されている (付表 - 4)。

陸 (2003) は 1987 - 2001 の中国 30 省・市・自治区のデータを用いて、全国レベルでは FDI によるクラウディング・イン効果が確認されたが、地域により効果が異なる結果を報告した (詳しくは付表 - 4 を参照)。王・李 (2004) は同じ時期の 1987 - 2001 の中国 30 の省・市に関するパネルデータを用いて、全国レベルと東部地域において、FDI によるクラウディング・アウトを検出し、1

単位の FDI 上昇が 0.754 ~ 0.821 単位の全国投資、0.907 単位の東部地域の投資を減らす結果を示した。一方、中部地域ではクラウディング・イン効果があり、1 単位の FDI 上昇が 1.8 ~ 2.3 単位の投資増加をもたらす、西部地域では、クラウディング・インもクラウディング・アウトも検出されていないことが報告された。

5.2 FDI による負の経済的效果

以上のように、FDI によるクラウディング・アウトという負の効果が中国の一部の地域で確認された。FDI による負の経済的效果を分析する他の研究もある。叶・高 (2003) は 2006 年における FDI の投資収益が 800 億ドルであると予測し、この投資収益はこの年の予測 FDI フローの 700 億ドルを上回り、国際収支から流出される可能性があることを指摘した。もしそうであれば、国際収支面で、FDI が中国経済にマイナスの影響を与えることになる。これに対し、姚・何 (2004) は FDI による輸出効果を考慮に入れば、FDI の総効果はプラスである可能性が高いことを示している (付表 - 5)。その他に、楊 (2002)、胡 (2003)、jin (2003) のように資本逃避という視点から FDI による負の経済的效果を分析しているものもある。

6 まとめと今後の課題

1992 年より「市場と技術の交換」を新たな戦略として、中国の外資政策における政策変化が見られた。1990 年代後半から中国国内で行われた FDI の経済的效果をめぐる議論はその政策変化の意義と妥当性を理論的に検証しようとしたものと思われる。本章は中国国内で出版された 70 種類以上の学術専門誌から 100 ほどの FDI の経済的效果に関する研究論文を用いて、これらの議論 (主に FDI の中国における決定要因、FDI と中国の経済成長、中国における FDI のスピルオーバー効果、FDI と中国の国内投資など) についてクリティカルサーベイを行い、これらの研究に関する主な結果は以下のようにまとめられる。

第一に、FDI の決定要因について、多くの研究は Lee and Hounde (2000) の結論を支持し、特に、市場規模や国際開放度合、関税率、労働コストといったものが中国に流入する FDI を決める大きな要因であると分析している。

第二に、FDI と中国の経済成長に関する研究の多くは、時系列データによる分析であり、殆どの研究では中国の FDI と GDP の時系列データについて非定常性を示す単位根が検出された上、共和分も有意に検定されたため、FDI と中国の経済成長の間に長期均衡関係があったことが確認された。そして、Granger の因果性テストにより FDI と中国の GDP が互いに Granger の意味で因果関係があることも報告され、特に FDI が GDP の原因である研究結果が最も多い。その他、マクロ生産関数を特定化することにより、中国経済成長における FDI の貢献度を計測する研究もあり、中国の GDP 成長に対する FDI の貢献度が大体 10% 以下である結果が報告された。

第三に、FDI とスピルオーバー効果について、Borenstein et al. (1998) を中国に適応した分析が最も多く、中国でも threshold hypothesis が成立するという結論が得られ、人的資本が 25.07% 以

上でなければ FDI による成長に対する外部効果が現れないという結果が示された。その他、中国市場企業と外資企業の技術ギャップが大きい場合は、FDI による正のスピルオーバー効果が有意に得られないという結果も報告され、その原因は国内企業と外資企業の競争力にあると説明された。また、外資による技術的スピルオーバー効果を動学的に捉える分析では、外資による技術的スピルオーバーの計測値は 1992 年と 1993 年において最も高く、その後は低下していることが示された。

第四に、FDI と中国国内投資の関係について、Agoisn and Mayer (2000) の研究が適応された分析では、地域により FDI によるクラウディング・アウト (イン) 効果が異なる結果が報告された。

中国国内における FDI 研究について、2 点を指摘しておきたい。第一に、これらの研究は中国国内の FDI に対する評価や関心度、あるいは FDI に対する政策的な注目点などについて、良い情報を与えている。しかしながら、一部の学術専門誌を除き、提出された実証研究の結果に対して、読者にわかる形で情報が示されていないため、理解を難しくしている。第二に、これらの研究のほとんどが中国で公表されたマクロデータを使用したものである。FDI の経済的効果を正確に見るためには、最近の国際的な研究 (2 - 3 節) のように、産業別や企業別といったミクロデータに基づく研究が必要であり、そのため、より厳密な分析方法が要求されるのであろう。

F D I による成長効果の今後の課題として、第一に、中国の要因を考慮に入れたミクロ経済学、マクロ動学的な理論・実証分析が必要である。特にミクロデータを使用した実証分析が要求されるが、データの制約を如何に克服できるかは今後の課題であらう。第二に、中国の経済事情に照らし、Borenstein et al. (1998) の分析方法よりも、Barro and Sala-i-Martin (1995) の技術拡散モデル、あるいは Barro and Sala-i-Martin (2004) の FDI 行動を直接にモデルに取り入れる技術拡散モデルの適応の方がより現実的な結果を得ることが期待できよう。第三に、FDI による産業集積効果と中国の地域経済発展に与える効果についての理論・実証研究が殆ど行われていない。その問題のモデル化と実証分析を今後の課題としたい。

7 数学付録

7.1 単位根、共和分と ECM (誤差項修正モデル)

7.1.1 データの定常性 (stationarity) と単位根検定 (unit root test)

AR (1) に従うある時系列データの確率過程 (stochastic process) を考えよう。¹¹

$$m_t = \phi_1 m_{t-1} + \nu_t \quad \nu_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2) \quad (1)$$

$E(m_t) = \phi_1$ 、 $\text{var}(m_t) = \sigma^2 \sum_{i=0}^{t-1} \phi_1^{2i}$ 、 $\text{cov}(m_t, m_{t-s}) = \phi_1^s \sigma^2 (1 - \phi_1)^{-1}$ であり、データが定常であれば、分散と自己共分散が $\text{var}(m_t) = \mu$ 、 $\text{cov}(m_t, m_{t-s}) = \gamma$ であるように一定となる。データの定常性を調べるため、ラグオペレーター ($Lm_t = m_{t-1}$, $L^2 m_t = m_{t-2}$, $L^3 m_t = m_{t-3}$, $\dots$, $L^k m_t = m_{t-k}$) を用いて、上の式を $(1 - \phi_1 L) m_t = \nu_t$ と書き換え、以下の特性方程式

$$(1 - \phi_1 L) = 0 \quad (2)$$

とその解 (根) $L = 1/\phi_1$ を用いて、データの定常性を判別する。

$$\begin{aligned} |L| = \left| \frac{1}{\phi_1} \right| > 1 &\Leftrightarrow |\phi_1| < 1 && \text{定常} \\ |L| = \left| \frac{1}{\phi_1} \right| < 1 &\Leftrightarrow |\phi_1| > 1 && \text{発散} \\ |L| = \left| \frac{1}{\phi_1} \right| > 1 &\Leftrightarrow |\phi_1| = 1 &\Leftrightarrow \phi_1 = \begin{cases} -1 & \text{発散 (周期 2)} \\ 1 & \text{random walk} \end{cases} \end{aligned} \quad (3)$$

最後の $\phi_1 = 1$ ($\Leftrightarrow L = 1$ 、単位根) の場合、つまり、AR (1) が random walk となる場合、 $E(m_t) = m_0$ 、 $\text{var}(m_t) = t\sigma^2$ 、 $\text{cov}(m_t, m_{t-s}) = (t-s)\sigma^2$ となり、 $\lim_{t \rightarrow \infty} \text{var}(m_t) = \lim_{t \rightarrow \infty} \text{cov}(m_t, m_{t-s}) = \infty$ となるので、データの定常性が満たされない。単位根検定は $\phi_1 = 1$ であるか否かを調べるテストである。一般的に単位根検定は以下のように、DF テスト (Dickey-Fuller test) や ADF テスト (augmented Dickey-Fuller test)、PP テスト (Phillips-Perron test) と呼ばれるテストで行われる。

¹¹ 以下のサーベイは 養谷 (1997)、山本 (1999)、森棟 (1999)、Greene (2000)、松浦/マッケンジー (2004、2005) を参照している。EconLit の CD-ROM (Sliver Platter, 1996) によれば、1991 年 - 1994 年までの共和分と単位根に関する論文はそれぞれ 184 本と 62 本であり、1995 年までの共和分と単位根に関する論文はそれぞれ 992 本と 424 本であった。

$$\Delta m_t = a_0 + \phi_0 t + \omega m_{t-1} + \sum_{k=1}^n \zeta_k \Delta m_{t-k} + v_t \quad (4)$$

a_0 は定数項であるが、ドリフト付き random walk と呼ばれる。また $\phi_1 t$ 項はトレンドである。AR (1) の場合は、 $H_0 : \omega = 0 (\phi_1 = 1)$ の帰無仮説を行い、 $m_t = a_0 + \phi_0 t + \phi_1 m_{t-1} + \phi_2 m_{t-2} + v_t$ であるような AR (2) の場合は、 $H_0 : \omega = 0 (\phi_1 + \phi_2 = 1)$ の帰無仮説を行う。単位根があると判断される場合、そのまま推計を行うと、見せかけの回帰 (spurious regression) となる可能性がある。つまり、全く関係ない 2 つの時系列データを用いて回帰分析を行う場合、恰も関係しているように、高い決定係数と t 値が得られてしまうことが経験的に発見された (Granger and Newbold (1974))。但し、この場合のダービン・ワトソン統計量が非常に低い。

7.1.2 共和分 (cointegrated) と誤差項修正モデル (ECM : error correction model)

以上のような非定常の系列が d 回階差をとることにより、定常となる (階差定常 : difference-stationary) 場合がある。このことを次数 d 次の和分 (integrated) と言う。 $m_t \sim I(d)$ で表す。以下の式は 1 回階差で定常となるので、 $m_t \sim I(1)$ で表す。

$$\Delta m_t = v_t \quad v_t \sim NID(0, \sigma^2) \quad (5)$$

2 つの次数 1 次の和分をもつ時系列データ $m_t \sim I(1)$ と $n_t \sim I(1)$ を考えよう。もし、 m_t と n_t の関係が以下の式のように共和分関係であれば、すなわち、以下の式 (7) のように、誤差項が m_t と n_t の 1 次結合により、定常となる場合、見せかけの回帰とはならず、長期均衡関係が認められる。 $m_t, n_t \sim CI(1, 1)$ で表される。

$$m_t = a_0 + a_1 n_t + v_t \quad (6)$$

$$v_t (= m_t - a_0 - a_1 n_t) \sim I(0) \quad (7)$$

共和分検定には EG (Engle-Granger) 検定と Johansen 検定などがある。EG 検定は最も簡単な検定であるが、変数の数が大きくなると、どの変数が共和分であるかを調べる手順が明確ではない。これに対し、Johansen 検定は変数間に何通りの共和分の関係があるかを VAR (vector autoregressive model) モデルの係数行列のランク (特性根) を知ることで、共和分関係の数を決定する方法

である。簡単なため、ここでは EG 検定を見ることにする。EG 検定ではまず $m_t, n_t \sim I(1)$ であるかどうかを確認（単位根検定）した上で、以下のように、残差項の自己回帰式の係数 b_t について、ADF など $H_0 : b_1 = 0$ という単位根検定を行う。

$$\Delta v_t = b_1 v_{t-1} + \sum_{i=1}^l b_{i+1} v_{t-i} + \varphi_t \quad (8)$$

単位根がない ($H_0 : b_1 = 0$ が棄却される) と判明されれば、残差項が定常となり (すなわち、 $v_t \sim I(0)$)、変数 m_t と変数 n_t は共和分関係であると判断される。変数が共和分である場合、一般的に推定残差を用いて、ECM (誤差項修正モデル) を推定し、統計的に長期均衡の安定性についての調べが行われる。

$$\Delta m_t = q_0 - q_1 v_{t-1} + \sum_{i=1}^l \lambda_{i+1} \Delta m_{t-i} + \sum_{j=1}^k \pi_{j+1} \Delta n_{t-j} + \varphi_t \quad (9)$$

但し、 $v_t = m_{t-1} - a_0 - a_1 n_{t-1}$ であり、前期の乖離幅を表し、誤差修正項と呼ばれる。推定に当たっては推定残差が使用される。 q_1 ($0 \leq q_1 \leq 1$) は長期均衡への調整速度を表し、長期均衡安定性を示すパラメーターである。このモデルでは変数間における短期的なダイナミックと長期的な安定性を同時に見ることができる。つまり、短期において、 $v_{t-1} > 0$ ($m_{t-1} > a_0 + a_1 n_{t-1}$) であれば、式 (9) より、誤差修正項は Δm_t に負の影響 ($\Delta m_t < 0$) を与え、 m_t を長期均衡 ($m_t = a_0 + a_1 n_t$) に戻すように動き、 $v_{t-1} < 0$ であれば、 $\Delta m_t > 0$ となるように、短期の乖離を長期均衡に戻す調整メカニズムが存在する。 q_t が 0 でない限りでは、長期均衡が安定的であると判断される。が大きいほど、長期均衡への調整が早く実現される。誤差項修正モデルと呼ばれるのは、正にこのように誤差修正項が長期均衡への短期的な誤差を修正するメカニズムをもっているからである。

7.1.3 Granger の因果性テスト

以下の VAR (2) モデルを考えよう。Granger の因果性テストはこの VAR (2) モデル

$$\begin{aligned} m_t &= a_1 + \sum_{j=1}^2 a_{1j} n_{t-j} + \sum_{i=1}^2 b_{1i} m_{t-i} + u_{1t} \\ n_t &= a_2 + \sum_{j=1}^2 a_{2j} n_{t-j} + \sum_{i=1}^2 b_{2i} m_{t-i} + u_{2t} \end{aligned} \quad (10)$$

において、以下の帰無仮説で行われる。

$$\begin{aligned} H_0 : a_{11} = a_{12} = 0 & \quad (a) \\ H_0 : b_{21} = a_{22} = 0 & \quad (b) \end{aligned} \tag{11}$$

$a_{11} \neq 0$ かつ $a_{12} \neq 0$ であれば (帰無仮説 (a) が棄却される場合)、 m_t は過去の n_t に影響され、Granger 意味での因果性 (Granger causality) が認められ、 n_t は Granger 意味で m_t と因果関係がある (n_t は m_t の原因である) と判断される。また、 $b_{21} \neq 0$ かつ $b_{22} \neq 0$ であれば (帰無仮説 (b) が棄却される場合)、 m_t は Granger 意味で n_t と因果関係がある (m_t は n_t の原因である) と判断される。具体的には、帰無仮説 (a) を行う場合、係数制約 $a_{11} = a_{12} = 0$ を付けると付けない場合の推計を行う。

$$\begin{aligned} m_t &= a_1 + \sum_{j=1}^2 a_{1j} n_{t-j} + \sum_{i=1}^2 b_{1i} m_{t-i} + u_{1t} \\ m_t &= a_1 + \sum_{i=1}^2 b_{1i} m_{t-i} + e_{1t} \end{aligned} \tag{12}$$

それぞれの残差平方和を用いて、以下の F 検定を行う。

$$F = \frac{(\sum \hat{e}_{1t}^2 - \sum \hat{u}_{1t}^2) / k}{\sum \hat{u}_{1t}^2 / (l - p - 1)} \tag{13}$$

但し、 $(k, l - p - 1)$ は自由度である。帰無仮説 (b) についても同様な方法で行われる。

7.2 陳・陳 (2002) と張 (2004) の「GDP 成長の要素貢献率」

マクロ生産関数を $Y = f(A, K, LH)$ として考えている (但し、 $LH \equiv L \times H$ 、 L は労働で、 H は人的資本である)。成長会計は $g = g_A + \beta_K g_K + \beta_{LH} g_{LH}$ であり ($g_X \equiv \frac{\dot{X}}{X}$ は成長率を表す)、投資は国内投資と外国直接投資に分ける。GDP 増加に占める各要素の割合は以下の式で定義されている。

$$W_i = R^2 \times \frac{\beta_i g_i}{\sum \beta_i g_i} \quad (i = K, LH) \tag{14}$$

$$W_{FDI} = R^2 \times \frac{R_{FDI} \beta_K g_K}{\sum \beta_i g_i} \quad (i = K, LH) \quad (15)$$

式 (14) は GDP 増加に対する国内固定資本と労働による部分であり、式 (15) は GDP 増加に対する FDI による源泉である。 R^2 は最小乗法の決定係数を、 R_{FDI} は外国直接投資の国内固定資産投資に対する貢献度を表す。これにより、GDP 成長率に対する要素貢献率は以下のように定義される。

$$M_j = g_j \times W_j \quad (j = K, LH, FDI) \quad (16)$$

一方、張 (2004) はマクロ生産関数を以下のように考える。

$$Y = AK^\alpha H^{1-\alpha} = A \left(K_d^\gamma K_f^{1-\gamma} \right)^\alpha (e^{\lambda E} L)^{1-\alpha} \quad (17)$$

但し、 K と H はそれぞれ総資本と人的資本を表し、 K_d 、 K_f 、 E と λ はそれぞれ国内資本、外国資本、労働者の平均教育年数と一人当たりの人的資本を表す。総資本は国内資本と外国資本に関する 1 次同次の関数であり、人的資本は労働者の平均教育年数と一人当たりの人的資本の指数関数である。成長率は以下になる。

$$\begin{aligned} g &= g_A + \alpha \gamma g_{K_d} + \alpha (1 - \gamma) g_{K_f} + (1 - \alpha) \lambda \dot{E} + (1 - \alpha) g_L \\ &\equiv \eta_0 g_A + \eta_{K_d} g_{K_d} + \eta_{K_f} g_{K_f} + \eta_E \dot{E} + \eta_L g_L \end{aligned} \quad (18)$$

よって、GDP 増加に占める各要素の割合と GDP 成長の各要素の貢献率は陳・陳 (2002) と同様に、以下のように定義される。

$$P_i = R^2 \times \frac{\eta_i g_i}{\sum \eta_i g_i} \quad C_i = P_i \times g_i \quad (i = A, K_d, K_f, E, L) \quad (19)$$

7.3 Borensztein et al. (1998) の FDI によるスピルオーバー効果検定モデル

Borensztein et al.(1998) は Romer(1990)、Barro and Sala-i-Martin (1995, Chap.6) らの expanding variety of products モデルの企業 i の最終財生産関数を以下のように修正した (簡略のため、時間 t を省略する)。

$$Y_i = BL_i^{1-\mu} \int_0^{a+a^*} z_{ij}^\mu dj = BL_i^{1-\mu} [(a+a^*) z_i]^\mu (a+a^*)^{1-\mu} \quad (0 < \mu < 1) \quad (20)$$

但し、 Y 、 L_i 、 z_i は最終財生産量、人的資本と資本財 (中間財) を表し、 a と a^* はそれぞれ自国企業と外国企業が生産する資本財の数 (資本財の種類) を表し、資本財の総数は $a + a^* = A$ で表される。限界費用を 1 とし、利子 (収益) 率 r を一定とすれば、資本財発明に対する収益の現在価値は以下ようになる。

$$\begin{aligned} V_j &= \int_0^\infty (v_j - 1) z_j e^{-r(s-t)} ds = \int_0^\infty \frac{1-\mu}{\mu} \cdot L \cdot B^{\frac{1}{1-\mu}} \cdot \mu^{\frac{2}{1-\mu}} \cdot e^{-r(s-t)} ds \\ &= \frac{1-\mu}{\mu} \cdot L \cdot B^{\frac{1}{1-\mu}} \cdot \mu^{\frac{2}{1-\mu}} \int_0^\infty e^{-r(s-t)} ds = \left(\frac{1-\mu}{\mu} \cdot L \cdot B^{\frac{1}{1-\mu}} \cdot \mu^{\frac{2}{1-\mu}} \right) \cdot \frac{1}{r} \end{aligned} \quad (21)$$

この経済では、長期成長を支える内生的技術進歩は新しい種類の資本財の増加によって達成され、新しい種類の資本財をもたらすのに、固定費用 (setup cost) が必要であり、固定費用 η 以下のように想定される。¹²

$$\eta = \eta \left(\frac{a^*}{A}, \frac{A}{A^*} \right) \quad \frac{\partial \eta}{\partial (a^*/A)} < 0; \quad \frac{\partial \eta}{\partial (A/A^*)} > 0 \quad (22)$$

但し、 A^* は外国の利用可能な資本財数を表している。外国資本財の技術レベルが自国より高いと仮定すれば、資本財に占める外国製品数が多ければ、新しい資本財を生産 (模倣) するための費用

¹²この分析は Barro and Sala-i-Martin (1995, 2004, Chap.6) の expanding variety of products モデルに基づいているが、外国の中間財に関しては、Barro and Sala-i-Martin (1995, 2004, Chap.8) の diffusion of technology、すなわち、主導国・追随国モデルを参照していると思われる。しかし、主導国・追随国モデルでは、中間財の国間の移動が不可能であると仮定されている。そのため、固定費用 η は追随国の模倣費用 (cost of imitation) と想定され、模倣による技術拡散が追随国の成長率を高める。技術革新を行う主導国の固定費用 (R&D 費用) と長期成長率を ν と g' とし、国間の技術レベルと人的資本が同じであると仮定すれば、 $\nu \geq \eta > 0$ である限り、 $g' < g$ となる。 $A \in A^*$ と考えているので、模倣費用 η は技術格差 A/A^* の増加関数と想定される (Barro and Sala-i-Martin (2004, pp.353 - pp.355))。外国直接投資については、Barro and Sala-i-Martin (2004, pp.368 - pp.370) が別のモデルを展開している。その場合、模倣費用 η は直接投資を行う主導国の移転費用と置き換えられ、海外投資の一括的な参入料金に含まれる。知的所有権が保障される状況では、主導国の収益率も成長率も海外投資を行わない場合に比べて、高くなる。この分析は expanding variety of products モデルの open economy の拡張版である。

が安くなり、 η は a^*/A の減少関数となる。一方、 A/A^* (但し $A \leq A^*$) は catch-up 効果或は技術格差 (technology gap) を表し、その格差 ($A < A^*$) が大きいほど、模倣による収益率が高くなり、模倣費用が相対的に安くなるので、この部分の費用は技術格差の増加関数となる。¹³ 効用関数を $u = (c^{1-\delta} - 1) / 1 - \delta$ (c と δ はそれぞれ消費と異時点間の代替弾力性の逆数) と考え、時間選好率を ρ とすれば、Ramsey - Cass - Koopmans の最適成長モデルの 1 階条件、参入条件 $v \geq \eta$ 、式 (20)、式 (21) より、長期均衡における成長率は以下ようになる。

$$g = \frac{1}{\delta} (r - \rho) = \frac{1}{\delta} \left[\left(\frac{1-\mu}{\mu} \cdot L \cdot B^{\frac{1}{1-\mu}} \cdot \mu^{\frac{\mu}{1-\mu}} \right) \cdot \eta \left(\frac{a}{A}, \frac{a^*}{A^*} \right)^{-1} - \rho \right] = \xi(\eta, L, \Lambda) \quad (23)$$

但し、 Λ は時間選好率といった他のパラメーターを表す。よって、長期成長はこれらのパラメーターと固定費用 η (模倣費用)、人的資本に影響される。模倣費用 η が低くなるほど、収益率 r が高くなるので、長期成長率 g が高くなる。 η は資本財製品総数に占める外国製品数の割合 (a^*/A) の減少関数となるので、外国製品数 (外国資本) が多ければ、より低い費用で新しい資本財を模倣することができ、模倣による技術拡散あるいはスピルオーバーは長期成長を加速させる。長期成長率が内生的決定されるので、模倣による技術拡散がもたらす長期成長への効果は永久なもの (growth effect) となる。¹⁴ a^*/A を FDI 対 GDP 比に書き直すことにより、推計式は以下のように簡略化される。

$$g = c_0 + c_1 FDI + c_2 FDI \times H + c_3 H + c_4 Y_0 + c_5 A \quad (24)$$

ここで、 FDI 、 H と Y_0 はそれぞれ FDI 対 GDP 比 (技術拡散の代理変数)、人的資本、初期の GDP (catch-up 効果) を表し、は技術受容力ないし Threshold Hypothesis を表す。

7.4 王・李 (2004) と王他 (2002) による Borensztein et al. (1998) の修正

王・李 (2004) は Borensztein et al. (1998) モデルについて、 a^*/A は外生的に与えられることと、FDI 投資企業への所得支払いを考慮に入れていないことを指摘し、Borensztein et al. (1998) の expanding variety of products の適応の代わりに、Romer (1986) の Learning-by-Doing による資本蓄積のアイデアを生かし、最終財生産関数を以下のように修正した。

$$Y_i = B (K_{d,i})^a (K_{f,i})^b \left[A \left(\frac{K_f}{L} \right) \cdot L_i \right]^{1-a-b} = B (K_{d,i})^a (K_{f,i})^b \left[A \left(\frac{\sum_0^\infty K_{f,i}}{L} \right) \cdot L_i \right]^{1-a-b} \quad (25)$$

¹³ この仮定は Barro and Sala-i-Martin (2004, pp.353 - pp.355) と同じである。(脚注 12 を参照)

¹⁴ 主導国の模倣される資本財数に上限があれば、国間の収束が起きる。

但し、 Y_i 、 L_i 、 $K_{d,i}$ 、 $K_{f,i}$ 、 K_f は最終財生産量、労働投入、国内資本投入、外国資本投入と外国資本ストックを表す。FDI に対する報酬（所得収支）をとすれば、一人当たりレベルの資源制約は $(1 - \beta) y_t = c_t + \dot{k}_t$ （原価償却を省略する）となる。FDI による Learning-by-Doing 効果（ $A'(K_f/L) > 0$ ）とそれによるスピルオーバー効果（ $k_f = k_{f,i}$ ）を考慮に入れた場合の長期成長率は以下ようになる。

$$g = \frac{1}{\delta} (r_d - \rho) = \frac{1}{\delta} \left(a(1 - \beta) B \left(\frac{k_f}{k_{d,i}} \right)^{1-a} - \rho \right) = \xi \left(\frac{k_f}{k_{d,i}}, \Phi \right) \quad (26)$$

時間選好率といったパラメーター以外に、長期成長率は FDI への報酬 βy_i と FDI の累積投資に付随する社会的知識資本の蓄積に影響される。知識資本が非競合性をもつものと想定されるので、FDI の累積投資によるスピルオーバーが発生し、長期成長が高められる。

一方、王他（2002）は FDI がホスト国の国内資本形成に貢献する他、資本深化と職業訓練によりホスト国の知識ストックないし技術レベルを向上させ、スピルオーバーをもたらすと考えている。よって、最終財生産関数は以下のように定義している。

$$y_i = B k_d^\varepsilon H^{1-\varepsilon} = B k_d^\varepsilon \left[(k_d k_f^d)^w \right]^{1-\varepsilon} = B k_d^{\varepsilon + w(1-\varepsilon)} k_f^{dw(1-\varepsilon)} \quad (27)$$

但し、 H 、 y_i 、 k_d と k_f はそれぞれ当該国の知識総量、一人当たりの産出、国内資本と外国資本を表し、 d と w はそれぞれ一人当たりの国内資本と外国資本の限界代替率と異時点間の代替弾力性を表す。よって、長期成長率は以下ようになる。

$$g = \frac{1}{\delta} \left[(\varepsilon + w(1 - \varepsilon)) B k_d^{\varepsilon + w(1-\varepsilon)-1} k_f^{dw(1-\varepsilon)} - \rho \right] \quad (28)$$

$\varepsilon + w(1 + d)(1 - \varepsilon) \geq 1$ なら、収穫逓増モデルとなるが、 $\varepsilon + w(1 - \varepsilon) = 1$ 、すなわち、 $w = 1$ となれば、成長率は

$$g = \frac{1}{\delta} \left(B \cdot k_f^{d(1-\varepsilon)} - \rho \right) \quad (29)$$

となり、以下の条件が満たされれば、長期持続経済成長が実現される。

$$\lim_{t \rightarrow \infty} B \cdot k_f^{d(1-\varepsilon)} > \rho \quad (30)$$

これは、外国資本の継続的な上昇が資本深化や職業訓練などを通して、当該国の長期持続成長をもたらすことを意味する。

実際の推計に当っては王・李（2004）、王他（2002）は（24）式を用いて、Borensztein et al.(1998)と同じ方法で行っている。

7.5 FDI による動学的なスピルオーバー効果の測定（包・頼（2003））

包・頼（2003）は以下のように Feder（1982）の2部門モデル（式（a）～式（c））をもとにその修正（式（d）、式（e））を行った。

$$\begin{aligned}
 (a) \quad & Y_t = F_t + R_t \\
 (b) \quad & K_t = K_{R,t} + K_{F,t} \quad L_t = L_{R,t} + L_{F,t} \\
 (c) \quad & F_t = \phi(L_{F,t}, K_{F,t}) \quad R_t = \vartheta(L_{R,t}, K_{R,t}, F_t^*) \\
 (d) \quad & F_t^* = \lambda F_t + (1 - \lambda) F_{t-1}^* \quad (0 < \lambda \leq 1) \\
 (e) \quad & \frac{\phi_i}{\vartheta_i} = 1 + \delta \Leftrightarrow \phi_i - \vartheta_i = \phi_i \cdot \frac{\delta}{1 + \delta} \quad (i = L, K)
 \end{aligned} \tag{31}$$

但し、 Y_t 、 F_t 、 R_t はそれぞれ総産出、外資部門の生産量と国内部門の生産量を表し、 $K_{F,t}$ と $K_{R,t}$ はそれぞれ外国資本と国内資本を表す。また、 $L_{F,t}$ と $L_{R,t}$ は外資部門と国内部門に投入する労働を表す。式（b）と式（c）は資源制約と2つの部門の生産関数を表し、外資部門の国内部門への技術的スピルオーバーは国内部門の生産関数の中で（当該論文ではこれをスピルオーバー因子と呼んでいる）で表され、それは式（d）のように、適応的期待形成（adaptive expectations）、すなわち、 $F_t^* - F_{t-1}^* = \lambda(F_t - F_{t-1}^*)$ のように、今期の期待 F_t^* （スピルオーバー）は実際の F_t （ここでは外資部門の産出ないし FDI）と前期の期待 F_{t-1}^* に基づいて形成されるものと考えている。そして、その期待は各期ごとに、当期の実際の F_t と過去の期待を利用して修正（調整）が繰り返される。 λ は式（d）のようにその調整の度合を表す。 $\lambda = 1$ なら、 $F_t^* = F_t$ であり完全に調整が行われ、 $\lambda = 0$ なら、 $F_t^* = F_{t-1}^*$ であるように、調整がまったく行われない。そして、包・頼（2003）は外資企業による技術的スピルオーバー効果を表す式（d）は次の条件を満たすものとしている。すなわち、技術的スピルオーバー効果は式（d）のように時間と共に弱めていくことと、長期スピルオーバー乗数 $\lambda \sum_{k=0}^{\infty} (1 - \lambda)^k$ （式（d）を $t-1$ 期、 $t-2$ 期…について各期繰り返してまとめられる）が1である。これは、スピルオーバー F_t^* は外資企業産出（投資）の当期と前期の加重平均によるものを意味する。上記の最後の式（e）は2つの部門の限界生産性のギャップを表し、 $\delta \neq 0$ である限りギャップが存在する。式（31）の全てを考慮し、式（a）について全微分し、 Y_t で割り、 $\lambda = 1$ （ $F_t^* = F_t$ ）とすれば、以下の経済成長と外資による技術的スピルオーバー効果の関係式が導かれる。

$$\begin{aligned}
\frac{dY_t}{Y_t} &= \frac{\phi_L dL_{F,t} + \phi_K dK_{F,t} + \vartheta_L dL_{R,t} + \vartheta_K dK_{R,t} + \vartheta_{F^*} dF_t^*}{Y_t} \\
&= \phi_L \frac{dL_t}{Y_t} + \phi_K \frac{dK_t}{Y_t} + \vartheta_{F^*} \frac{dF_t^*}{Y_t} + \frac{\delta}{1+\delta} \cdot \frac{dF_t}{F_t} \cdot \frac{F_t}{Y_t} \\
&= \phi_L \frac{dL_t}{Y_t} + \phi_K \frac{dK_t}{Y_t} + \left(\vartheta_{F^*} + \frac{\delta}{1+\delta} \right) \cdot \frac{dF_t}{F_t} \cdot \frac{F_t}{Y_t} \quad (\lambda = 1)
\end{aligned} \tag{32}$$

さらに、外資部門の生産関数を以下のように特定化する。

$$R_t = \vartheta(L_{R,t}, K_{R,t}, F_t^*) = F_t^{*\psi} f(L_{R,t}, K_{R,t}) \tag{33}$$

正し、 ψ は国内部門産出の外資による技術的スピルオーバー因子に対する弾力性を表す。長期の技術的スピルオーバー効果に関する推計式は以下の式を用いて求められる。

$$\vartheta_{F^*} = \partial R_t / \partial F_t^* = \psi(R_t / F_t^*); \quad \vartheta_L = \varpi(Y_t / L_{R,t}); \quad F_t^* = \lambda \sum_{k=0}^{\infty} (1-\lambda)^k F_{t-k} \tag{34}$$

第1式は式(32)の F_t^* について偏微分されるものであり、そして、第2式は国内部門の労働限界生産性が Y の線形関数であると仮定したもので、最後の式は長期の技術的スピルオーバー効果(式(d)を各期繰り返して得られるもの)を表すものである。以上の式を用いて、長期成長と外資部門による技術的スピルオーバーの関係は以下の式でまとめられる。

$$\begin{aligned}
\frac{\Delta Y_t}{Y_t} &= \lambda \vartheta_K \frac{\Delta K_t}{Y_t} + \lambda \varpi \frac{\Delta L_t}{L_{R,t}} + \lambda \frac{\delta}{1+\delta} \frac{F_t}{Y_t} \frac{dF_t}{F_t} + \lambda \psi \frac{R_t}{Y_t} \frac{dF_t}{F_t} + (1-\lambda) \cdot \frac{\Delta Y_{t-1}}{Y_{t-1}} + \mu_t \\
&= a_0 + a_1 \frac{\Delta K_t}{Y_t} + a_2 \frac{\Delta L_t}{L_{R,t}} + a_3 \frac{F_t}{Y_t} \cdot \frac{dF_t}{F_t} + a_4 \frac{R_t}{Y_t} \frac{dF_t}{F_t} + a_5 \frac{\Delta Y_{t-1}}{Y_{t-1}} + \mu_t
\end{aligned} \tag{35}$$

包・頼(2003)はそれを推計し、各パラメーター推定値は $\hat{a}_1 = 2.273$ 、 $\hat{a}_2 = -0.759$ 、 $\hat{a}_3 = -0.326$ 、 $\hat{a}_4 = 0.127$ と $\hat{a}_5 = 0.363$ である。これらの推定値を用いて、パラメーター λ 、 ψ と δ は以下の式で求められる。

$$\lambda = 1 - a_5; \quad \psi = \frac{a_4}{1 - a_5}; \quad \delta = \frac{a_3}{1 - a_3 - a_5} \neq \frac{a_3(1 - a_5)}{1 - a_3(1 - a_5)} \tag{36}$$

よって、 $\lambda = 1 - 0.363 = 0.637$ 、 $\delta = -0.326 / (1 + 0.326 - 0.363) \simeq -0.3385$ （本論文では以上の第3式が一番右側の式で計算され、 -0.167 という計算値が得られたが、明らかに間違っている）、 $\psi = 0.127 / (1 - 0.363)$ である。スピルオーバー効果は以下の式で計算され、当該論文の表-1でまとめられている。

$$Spill = \psi \cdot \left(\frac{\Delta F_t^*}{F_t^*} \right) = \psi \cdot \left(\frac{\Delta F_t}{F_t} \right) \quad (\lambda = 1 \Leftrightarrow F_t^* = F_t) \quad (37)$$

7.6 Agosin and Mayer (2000) の crowding out (in) 検定モデル

理論モデルは以下のように考えられている。総投資 I_t は外国直接投資 (FDI) $I_{f,t}$ と国内投資 $I_{d,t}$ の合計であり、 $I_{f,t}$ は過去の FDI に依存し、 $I_{d,t}$ はストック調整モデルとして、調整係数 λ 、望ましい資本ストック $K_{d,t}^*$ と国内資本ストック $K_{d,t}$ の関数である。 $K_{d,t}^*$ は y_t （適正成長産出と現実産出の差）とその成長率 g_t^e の増加関数である。

$$\begin{aligned} I_t &\equiv I_{d,t} + I_{f,t} \\ I_{f,t} &= c_0 F_t + c_1 F_{t-1} + c_2 F_{t-2} \\ I_{d,t} &= \lambda (K_{d,t}^* - K_{d,t}) \\ K_{d,t}^* &= a_0 + a_1 g_t^e + a_2 y_t \quad (a_1 > 0, a_2 > 0) \\ K_{d,t} &= (1 - d) K_{d,t-1} + I_{d,t-1} \end{aligned} \quad (38)$$

以上により、推計ための理論モデルが以下のように導かれる。

$$I_t = a'_0 + a'_1 g_t^e + a'_2 y_t + c_0 + c'_1 F_{t-1} + c'_2 F_{t-2} + \lambda I_{t-1} + \lambda' I_{t-2} \quad (39)$$

但し、 $a'_0 \equiv a_0 + \lambda^2 (1 - d)^2 K_{d,t-2}$ 、 $a'_1 \equiv \lambda a_1$ 、 $a'_2 \equiv \lambda a_2$ 、 $\lambda' \equiv \lambda^2 (1 - d)$ 、 $c'_1 \equiv c_1 - \lambda$ 、 $c'_2 \equiv [c_2 - \lambda^2 (1 - d)]$ である。¹⁵ 実際の推計は以下の式で行われる。

$$i_{i,t} = a + \beta_1 f_{i,t} + \beta_2 f_{i,t-1} + \beta_3 f_{i,t-2} + \beta_4 f_{i,t-3} \quad (40)$$

¹⁵ 計算結果は原論文に忠実しているが、原論文には計算ミスがあった。

但し、 $i_{i,t} \equiv I_{i,t-j} / GDP_{i,t-j}$ 、 $f_{i,t} \equiv F_{i,t-j} / GDP_{i,t-j}$ である。定常状態 (steady- state) において、 $i_{i,t} = i_{i,t-1} = i_{i,t-2} = i$ 、 $f_{i,t} = f_{i,t-1} = f_{i,t-2} = f$ であるため、長期に当たるクラウディング・アウト (イン) 検定は以下の推定されたパラメーターを用いて、Wald 検定で行われる。 $\hat{\beta}_{LT} > 1$ なら、クラウディング・インであり、 $\hat{\beta}_{LT} < 1$ なら、クラウディング・アウトであると判別される。

$$\hat{\beta}_{LT} = \frac{\sum_{j=1}^3 \hat{\beta}_j}{1 - \sum_{j=4}^5 \hat{\beta}_j}$$

参考文献

- [1] 包群·賴明勇 (2002)「中国外商直接投資与技術進步的實証研究」『經濟評論』第 6 期。
- [2] 包群 (2003)「FDI 技術溢出的動態測算及原因解釋」『統計研究』第 6 期
- [3] 陳浪南·陳景煌 (2002)「外国直接投資对中国經濟增長影響的經驗研究」『世界經濟』第 6 期。
- [4] 陳偉国·范大良 (2005)「我国中国對外貿易与經濟增長關係的協整性分析」『數量經濟技術經濟研究』第 5 期。
- [5] 崔校寧·李智 (2003)「外商对華直接投資經濟效應實証分析」『世界經濟研究』第 6 期。
- [6] 陳詩陽 (2003)「FDI 对我国經濟增長的溢出效應的實証分析」『南京航空航天大学學報 (社会科学版)』第 3 期。
- [7] 陳濤濤 (2003a)「影響中国外商直接投資溢出效應的行業特徵」『中国社会科学』第 4 期。
- [8] 陳濤濤 (2003b)「中国 FDI 業行內溢出效應的內生機制研究」『世界經濟』第 9 期。
- [9] 崔新建 (2000)「外商对華直接投資決定因素的實証分析」『当代經濟科学』第 4 期。
- [10] 陳曉紅 (2004)「外資利用与我国外貿出口關係的實証分析」『北方經貿』第 5 期。
- [11] 曹勇 (2004)「外国直接投資对我国行業溢出效應的比較分析」『商業經濟』第 5 期。
- [12] 陳偉国·趙兵 (2004)「外国直接投資与經濟增長的相關分析」『西南民族大学學報·自然科学版』第 4 期。
- [13] 陳国宏·鄭紹濂·桑 geng 陶 (2005)「外国直接投資与技術移轉關係的技術研究」『科研管理』第 3 期。
- [14] 杜江·高建文 (2002)「外国直接投資与中国經濟增長的因果關係分析」『世界經濟文匯』第 1 期。
- [15] 杜江 (2002)「外国直接投資与中国經濟發展的經驗分析」『世界經濟』第 8 期。
- [16] 方燕 (2000)「外商直接投資決定因素的統計分析」『北京統計』第 182 期。
- [17] 国家發展改革委工業司總合处 (2004)「壮大產業集群促進經濟發展」『宏觀經濟管理』第 7 期。
- [18] 高然 (2003)「FDI 对我国對外貿易相關性實証分析」『商業經濟与管理』第 136 期。
- [19] 郭燕青 (2002)「对技術移轉的基本理論分析」『大連大學學報』第 3 期。
- [20] 賀紅波·屠新曙 (2005)「FDI 与中国經濟增長之間關係的實証檢驗」『統計觀察』第 2 期。
- [21] 胡景芸 (2003)「外国直接投資与中国資本外逃關係探析」『福建財會管理幹部學院學報』第 4 期。

- [22] 胡君茹 (2004)「外商直接投資與我國出口貿易額的回歸分析」『上海電機技術高等專科學校學報』第 2 期。
- [23] 賀燦飛・魏後凱 (2001)「信息成本、集聚經濟與中國外商投資區位」『中國工業經濟』第 9 期。
- [24] 吳湧超 (2004a)「FDI 與中國經濟增長的協整分析」『決策參考』第 8 期。
- [25] 吳湧超 (2004b)「外國直接投資與中國經濟增長的實證分析」『財政理論與實踐』第 129 期。
- [26] 吳振宇 (2004)「中國出口生產性外溢性的實證研究 - 1996 ~ 2001 省際的數拋分析」『數量經濟技術經濟研究』第 1 期。
- [27] 吳振宇 (2005)「中國出口生產外溢性的實證研究 - 1996 ~ 2002 年省際的數拋分析」『數量經濟技術經濟研究』第 2 期。
- [28] 姜磊・高雲超 (2004)「FDI 的技術溢出效應與經濟增長」『生產力研究』第 10 期。
- [29] 江錦凡 (2004)「外國直接投資在中國經濟增長中的作用機制」『世界經濟』第 1 期。
- [30] 江小涓・李蕊 (2002)「FDI 對中國工業增長和技術進步的貢獻」『中國工業經濟』第 7 期。
- [31] 賈建華・杜方・黎志峰 (2004)「我國東西部外商直接投資產出效應的實證分析」『東南大學學報 (哲學社會科學版)』第 3 期。
- [32] 江小涓 (2002)「中國的外資經濟對增長結構升級和競爭力的貢獻」『中國社會科學』第 6 期。
- [33] jin 玉英 (2003)「中國的外商直接投資與資本外逃」『財貿研究』第 2 期。
- [34] 康麗麗 (2005)「我國 FDI 分布狀況對經濟發展的影響分析」『商業研究』第 311 期。
- [35] 賴明勇・包群・陽小曉 (2002a)「外商直接投資的吸收能力：理論及中國的實證研究」『上海經濟研究』第 6 期。
- [36] 賴明勇・包群・陽小曉 (2002b)「我國外商直接投資吸收能力研究」『南開經濟研究』第 3 期。
- [37] 賴明勇・包群 (2003)「外商直接投資技術溢出效應的實證分析」『湖南大學學報 (自然科學版)』第 4 期。
- [38] 呂光明 (2003)「國內投資、外商直接投資與經濟增長」『山東工商學院學報』第 3 期。
- [39] 陸建軍 (2003)「FDI 對中國國內投資影響的實證分析」『財經問題研究』第 9 期。
- [40] 李潔 (2003)「中國出口貿易對經濟增長作用的實證研究」『世界經濟研究』第 4 期。
- [41] 廖傑 (2003)「FDI 的技術效應的實證分析」『商業研究』第 274 期。
- [42] 李麗 (2001)「外商直接投資與我國經濟增長的實證分析」『經濟問題』第 12 期。

- [43] 林毅夫・李永軍 (2003)「出口与中国的經濟增長：需要導向的分析」『經濟學 (季刊)』第 4 期。
- [44] 呂曉英・呂勝利 (2003)「外商在華直接投資与經濟增長關係的實証分析」『甘肅社會科學』第 6 期。
- [45] 王志鵬・李子奈 (2004a)「外商直接投資对國內投資擠入擠出效應的重新檢驗」『統計研究』第 7 期。
- [46] 王志鵬・李子奈 (2004b)「外商直接投資、外溢效應与內生經濟增長」『世界經濟文匯』第 1 期。
- [47] 劉幫成・王重鳴 (2005)「影響 FDI 在中國的模因因素分析」『中國地質大學學報 (社會科學版)』第 1 期。
- [48] 李永軍 (2003)「中國外商直接投資行業分布的決定因素」『世界經濟』第 7 期。
- [49] 莽麗 (2003)「產業集群：吸引 FDI 的新取向」『天津商學院學報』第 5 期。
- [50] 孟亮・宣國良・王洪慶 (2004)「國外 FDI 技術溢出效應實証研究綜述」『外國經濟与管理』第 6 期。
- [51] 寧鐘・劉學心 (2004)「產業集群演進的系統動力學分析」『預測』第 2 期。
- [52] 錢曉英・賴明勇・張大奇 (2001)「外商直接投資与中國國際貿易關係的實証分析」『湖南大學學報』第 5 期。
- [53] 任永菊 (2003)「外國直接投資与中國經濟增長之間的實証分析」『經濟科學』第 5 期。
- [54] 任永菊・張岩貴 (2003)「外國直接投資对我国經濟增長貢獻的計量分析」『當代財經』第 9 期。
- [55] 宋豐景 (2003)「關於國際資本流入对就業影響的探討」『北京市計劃勞動管理幹部學院學報』第 3 期。
- [56] 沈坤榮・耿強 (2000)「外國直接投資的外溢效應分析」『金融研究』第 3 期。
- [57] 沈坤榮・耿強 (2001)「外國直接投資、技術溢出与內生經濟增長」『中國社會科學』第 2 期。
- [58] 孫俊 (2002)「中國 FDI 地點選址的因素分析」『經濟學 (季刊)』第 3 期。
- [59] 孫舒平 (2004)「FDI 对中國經濟增長的影響」『西安財經學院學報』第 1 期。
- [60] 石伝玉・王亜菲・王可 (2003)「我国對外貿易与經濟增長關係的實証分析」『南開經濟研究』第 1 期。
- [61] 沈坤榮 (1999)「外國直接投資与中國經濟增長」『管理世界』第 5 期。
- [62] 沈坤榮 (2003)『新增長理論与中國經濟增長』南京大學出版社。
- [63] 孫勇 (2003)「外商直接投資決定因素的定量分析」『經濟師』第 4 期。

- [64] 史小龍・張峰 (2004)「外商直接投資對我國出口貿易影響的協整分析」『亞太經濟』第 3 期。
- [65] 童昕・王緝慈 (2003)「全球商品鏈中的地方產業群 - 以東莞的“商圈”現象為例」『地域研究與開發』第 1 期。
- [66] 唐根年・徐維祥・汪少華 (2003)「浙江區域塊狀經濟地理分布特徵、績效及其形成機制研究」『人文地理』第 4 期。
- [67] 王惠珍・崔大滬・歐陽歆子 (2003)「外商投資與中國經濟增長」『世界經濟研究』第 1 期。
- [68] 王飛 (2003)「論外商直接投資促進了國內工業企業技術進步嗎?」『世界經濟研究』第 4 期。
- [69] 魏貴賢 (1997)「外商在中國直接投資的決定因素分析」『預測』第 3 期。
- [70] 黃華雲 (2004)「中國利用外商直接投資的影響因素分析」『重慶工商大學學報 (西部論壇)』第 66 期。
- [71] 文肅政・沈艷 (2002a)「FDI 對中國經濟增長影響的實證分析」『世界經濟研究』第 11 期。
- [72] 文肅政・沈艷 (2002b)「外國直接投資與經濟增長的關係影響」『經濟理論與經濟管理』第 1 期。
- [73] 王玉榮 (2004)「中國經濟增長與外國直接投資的葛蘭傑因果檢驗及協整分析」『統計觀察』第 7 期。
- [74] 王雁茜・周啓功・程惠芳 (2000)「外商直接投資技術進步效果評價指標體系」『科學管理研究』第 1 期。
- [75] 王成岐・張建華・安輝 (2002)「外國直接投資、地區差異與中國經濟增長」『世界經濟』第 4 期。
- [76] 王志鵬 (2004)「外商直接投資“擠入”還是“擠出”了國內投資」『當代財經』第 8 期。
- [77] 王晨鐘 (2004)「FDI 對我國出口貿易及出口商品結構影響的實證分析」『黑龍江對外經貿』第 5 期。
- [78] 王坤・張書雲 (2004)「中國對外貿易與經濟增長關係的協整性分析」『數量經濟技術經濟研究』第 4 期。
- [79] 黃先海・張雲帆 (2004)「我國外貿技術溢出效應的國別差異分析」『經濟經緯』第 1 期。
- [80] 國慶・黃文軍 (2004)「我國 FDI 吸收能力實證分析」『中國軟科學』第 6 期。
- [81] 謝建國 (2003)「外商直接投資與中國的出口競爭力」『世界經濟研究』第 7 期。
- [82] 徐俊武 (2005)「FDI 進入模式的決定因素實證分析」『統計教育』第 1 期。
- [83] 許和連・賴明勇・錢曉英 (2002)「外商直接投資影響因素的偏最小二乘回歸建模分析」『中國管理科學』第 5 期。

- [84] 徐濤 (2003) 「引進 FDI 与中国技術進步」『世界經濟』第 10 期。
- [85] 許羅丹・譚衛紅 (2003) 「外国直接投資聚集效應在我国的實証分析」『管理經濟』第 7 期。
- [86] 向鉄梅 (2003) 「國際貿易与直接投資的關係及其中国情況的實証分析」『世界經濟研究』第 3 期。
- [87] 徐維祥 (2001) 「浙江”塊狀經濟”地理區間分布特徵及成因分析」『中国工業經濟』第 12 期
- [88] 新望 (2002) 「產權、”斯密動力”和產業聚集 - 浙江經濟發展新趨勢」Adam Smith Forum、南京大學長江三角洲經濟社會發展研究中心、第 23 期。
- [89] 徐幸福 (2003) 「我國經濟增長对外商直接投資影響的實証分析」『淮海工學院學報』第 3 期。
- [90] 國明・嚴兵・張岸元 (2003) 「中国出口与外商在華直接投資 - 1983 ~ 2000 年數拋的計量研究」『南方經濟研究』第 1 期。
- [91] 叶耀明・高平平 (2003) 「外国直接投資大量流入对我国國際收支的影響分析」『上海金融』第 7 期。
- [92] 叶莉・郭繼鳴 (2004) 「外国直接投資与經濟增長之關係研究」『現代財經』第 3 期。
- [93] 楊海珍 (2002) 「中国資本外逃与外国直接投資關係的實証分析 (1984 - 1999)」『經濟學 (季刊)』第 3 期
- [94] 姚枝仲・何帆 (2004) 「外国直接投資是否会带来國際收支危機？」『經濟研究』第 11 期。
- [95] 於俊艷 (2005) 「外部效應、技術進步与經濟增長 - 評 FDI 技術溢出对我国經濟的影響」『內蒙古科技与經濟』第 1 期。
- [96] 袁誠・陸挺 (2005) 「外商直接投資与管理知識溢出效應：来自中国民營企業家的証拋」『經濟研究』第 3 期。
- [97] 楊莎莉 (2004) 「外商直接投資影響因素的計量模型与分析」『統計觀察』第 5 期。
- [98] 易行健・易君健 (2004) 「我國經濟增長与外商直接投資之間關係的實証檢驗」『湖南商業學院學報』第 1 期。
- [99] 楊沢文・楊全發 (2004) 「FDI 对中国實際工資水平的影響」『世界經濟』第 12 期。
- [100] 易行健・易君健・楊碧雲 (2004) 「我國經濟增長和外国直接投資之間關係的實証檢驗」『河南商業高等專科學校學報』第 1 期。
- [101] 楊先明・趙果慶 (2004) 「中国城市对外商直接投資的聚集吸引力研究」『南開經濟研究』第 2 期。
- [102] 周啓功・程惠芳 (1999) 「外商直接投資技術進步效果評價指標体系」『華東科技』第 12 期。

- [103] 張海洋 (2003)「影響我国 FDI 区域分布因素變遷的實証分析」『當代財經』第 6 期。
- [104] 朱華晟 (2004)「基於 FDI 的產業集群發展模式與動力機制」『中國工業經濟』第 3 期。
- [105] 程進 (2004)「我國技術引進與外國直接投資背離的分析」『南京財經大學學報』第 2 期
- [106] 張紀鳳・李平 (2004)「FDI 在華區域分布基礎因素的實証分析」『淮海工學院學報 (自然科學版)』第 2 期。
- [107] 張建華・歐陽軼 wen (2004)「外商直接投資、技術外溢與經濟增長 - 對廣東數拋的實証分析」『經濟學 (季刊)』第 3 期。
- [108] 周兵・蒲勇健 (2003)「產業集群的增長經濟學解釋」『中國軟科學』第 5 期。
- [109] 張立・裘玉池 (2002)「FDI 在中國省際分布的決定因素」『天津大學學報 (社會科學版)』第 2 期。
- [110] 張天頂 (2004)「FDI 對中國經濟增長影響的實証分析」『世界經濟研究』第 10 期。
- [111] 鄭小梅 (2003)「外商直接投資地區分布的影響因素分析」『計劃與市場探索』第 11 期。
- [112] 鄧小艷 (2004)「FDI 對我國經濟增長的影響」『重慶郵電學院學報 (社會科學版)』第 61 期。
- [113] 朱雲高 (2004)「FDI、產業集群和國際競爭力」『吉林財稅高等專科學校學報』第 1 期。
- [114] 金堅敏 (2005)「外國直接投資在中國產業發展中與之影響とその示唆 - ケーススタディを中心に」富士通総研 (FRI) 經濟研究所、研究レポート、NO.230.
- [115] 蓑谷千鳳彦 (1997)『計量經濟學』多賀出版。
- [116] 松浦克己・コリン・マッケンジー (2004)『Eviews による計量分析』東洋經濟新報社。
- [117] 松浦克己・コリン・マッケンジー (2005)『Eviews による計量經濟學入門』東洋經濟新報社。
- [118] 森棟公夫 (1999)『計量經濟學』東洋經濟新報社。
- [119] 白井早由里 (2005)『マクロ開発經濟學 - 對外援助の新潮流』有斐閣。
- [120] 山本拓 (1999)『經濟の時系列分析』創文社。
- [121] Alfaro L., A. Chanda, S. Kalemil-Ozacan and S. Sayek (2001), "FDI and Economic Growth: The Role of Local Financial Markets ", University of Houston Working Papers.
- [122] Agosin,M. and R.Mayer (2000) , "Foreign Investment in Developing Countries: Does It Crowd in Domestic Investment? ",UNCTAD Papers No.146.
- [123] Aitken, B. J. and A.E. Harrison (1999) , "Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment? ", American Economic Review, Vol.146.

- [124] Barro,R. and X. Sala-i-Martin (1995) ,**Economic Growth**, McGraw-Hill, New York.
- [125] Barro,R. and X. Sala-i-Martin (2004) ,**Economic Growth**, MIT Press.
- [126] Blomstrom,M. and A.Kokko (1998), "Multinational Corporations and Spillovers ", **Journal of Economic Surveys**, pp.247-277.
- [127] Blomstrom, M. and H. Persson (1983) , " Foreign Direct Investment and Spillover Efficiency in an Underdeveloped Economy: Evidence from the Mexican Manufacturing Industry", **World Development**, Vol.11.
- [128] Boensztien,E.,J.De Gregorio and J - W.Lee (1998), "How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth? ", **Journal of International Economics**, 45,pp.115-135.
- [129] Blomstrom, M and F. Sjöholm (1999) , "Technology Transfer and Spillover: Does Local Participation with Multinationals Matter?", **European Economic Review**, Vol.43.
- [130] Carkovic, M and R. Levine (2001) , "Does Foreign Direct Investment Accelerate Economic Growth?", **University of Minnesota Working Paper**.
- [131] Chenery,Hollis B. and Strout,A.(1966),"Foreign Assistance and Economic Development ", **American Economic Review** ,56,680-733.
- [132] Feder (1982) , "On Export and Economic Growth", **Journal of Development Economics** ,12,59-33.
- [133] Granger,C.W.J.and P.Newbold (1974) , "Spurious Regressions in Econometrics ", **Journal of Econometrics**,14,pp.114-120.
- [134] Greene,W.H (2000) , **Econometric Analysis**, Prentice Hall International,Inc.
- [135] De Mello,L., JR (1999) , " Foreign Direct Investment-Led Growth: Evidence from Time Series and Panel Data ", **Oxford Economic Papers**,Vo51, pp.133-151.
- [136] Dunning,J.H. (1979) " Explaining Changing Patterns of International Production:In Defense of the Eclectic Theory ", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**,Vo41.
- [137] Haddad, M and A.E. Harrison (1993) , "Are There Positive Spillovers from Direct Foreign Investment? Evidence from Panel Data for Morocco " , **Journal of Development Economics**, pp.51-74.
- [138] JBIC (2002) , "Foreign Direct Investment and Development: Where Do We Stand? ", **JBIC Research paper** No.15.
- [139] Kokko, A (1994) , "Technology, Market Characteristics and Spillover " , **Journal of Development Economics**, pp.279-293.

- [140] Kokko, A (1996) , “Productivity Spillover from Competition between Local Firms and Foreign Affiliates ” , **Journal of International Development**, pp.517-530.
- [141] Lee,H-L. and M-F.Houde(2000),”Recent Trends and Main Characteristics of Foreign Direct Investment in China ”, **Financial Market Trends**, No 77,105-120.
- [142] Maizels,Arthur(1968), **Exports and Economic Growth of Developing Countries**, Cambridge University Press.
- [143] McMillan, M. (1999) , ”Foreign Direct Investment: Leader or Follower? ”, **Tufts University, Department of Economics Discussion Paper** 99-01.
- [144] Romer,P.M. (1986) , ”Increasing Returns and Long-Run Growth ”, **Journal of Political Economy**, 94,1002-1037.
- [145] Temple J. (1999) , ”The New Growth Evidence ”, **Journal of Economic Literature**, 112-156.

付表 - 4 FDIと国内投資:文献調査

著者(年)	データ/説明変数	分析方法	主要な結果
陸建軍(2003)	中国30省・市の時系列データ(1987 - 2001)/説明変数:総投資/GDP;被説明変数(2つ):FDI/GDP、GDP成長率。	OLS、Wald検定。	全国レベルではFDIによるcrowding in効果が確認されたが、地域により効果が違う。crowding in効果があった地域として、東部では浙江、山東、河北という3つの地域、中西部では安徽、江西、湖北、湖南、雲南、内モンゴル、青海という7つの地域であった。これに対し、crowding out効果があった地域は広東、江蘇、海南といった東部の地域のみであった。一方、中立あるいはどちらの効果も明確ではない地域として、東部では北京、上海、福建であり、中西部では河南、広西、黒竜江、吉林、山西、甘肅、寧夏、貴州、陝西、四川、新疆といった11の地域あった。
賈・杜・黎(2004)	中国広東省と陝西省の時系列データ(1987 - 2002)/説明変数と被説明変数:同王・李(2004)	不明	広東省では、crowding out効果、陝西省では、crowding in効果があったことが検出された。
王・李(2004)	中国国内パネルデータ(1987 - 2001;中国30の省・市)/説明変数:総投資/GDP;被説明変数(7つ):総投資/GDP(t-1から2期)FDI/GDP(tから3期)、GDP成長率(t-1から2期)。	Hausman検定;固定効果(fixed effects)を考慮に入れたSUR(Seemingly Unrelated Regressions);CSW(Cross-Section Weighting);Wald検定。	全国レベルと東部地域では、FDIによるcrowding outが検出され、前者では1単位のFDI上昇が0.754 ~ 0.821単位の国内投資を減少させ、後者では1単位のFDIの上昇が0.907単位の国内投資を減らすことが示された。これらに対し、中部地域では、crowding inがあり、1単位のFDI上昇が1.8 ~ 2.3単位の国内投資の増加をもたらし、西部地域では、crowding inもcrowding outも検出されていない。
王志鵬(2004)	上記の王・李(2004)の再掲載		

付表 - 5 FDIと国際収支:文献調査

著者(年)	データ/説明変数	分析方法	主要な結果
叶・高(2003)	時系列データ(1993 - 2001)	データ分析	1993年から2001年までの国際収支に占める所得収支(「収入項目差額」)の全てが負であり、FDI純流入の30% ~ 50%を占めている。また、1997年から2001年までの中国が外国に支払った特許とライセンス料の規模は5.4 億ドルから19.4億ドルに上った。一方、2006年のFDI総規模は8000億ドルと予測されるが、投資収益が10%とすれば、800億ドルが国際収支から流出され、その年のFDIフローの700億ドル(予測)を上回る。よって、国際収支面では、FDIがマイナスの影響を与える。
姚・何(2004)		理論モデル分析	国際収支に対するFDIの純影響をモデル化する1階差分方程式系で、FDIの国際収支に対する長期的な影響を考察し、長期において、FDIに対する資本収益の流出が確かにFDIの純流入を上回る可能性があるが、FDIによる輸出効果を考慮に入れば、国際収支におけるFDIの効果がプラスである可能性が高いことを示している。

付表 - 3 FDIとスピルオーバー：文献調査

著者(年)	データ/説明変数	方 法	主要な結果
沈・耿(2001)	パネルデータ(1987 - 1998、中国29の省)/被説明変数：成長率；被説明変数(8つ)：FDI、人的資本、FDI×人的資本、GDPの初期値、その他の変数。	SUR(Seemingly Unrelated Regressions)、Granger test。	(1) Grangerの因果性テストでは、FDIがGDPの原因となるが、逆は成立しない(一方向の因果関係)ことがわかった；(2) GDPのFDIに対する弾性値は0.27である；(3) 人的資本×FDIの係数は正であり、地域間のFDIの成長に対する効果は一定の人的資本に依存することを意味する；(4) 地域別の推計により、() 中西部の人的資本係数推定値(すなわち、成長の人的資本に対する限界値)は東部地域に比べて中西部の方がはるかに大きく、人的資本の分布が偏っていることを意味する。() 中西部の人的資本×FDI項の推定係数が負であり、FDIによる技術拡散は中西部地域では発生していない；(5) 地域間の収束性を示す一人当たりGDPの初期値の係数は正であり、地域間の収束性がないと判断される。人的資本とFDIの分布の不均衡がその原因であると分析されている。(6) Barro and Saia-i-Martin(1995)の「 σ 収束」を中国地域分析に適用し、FDI分布の不均衡は地域間の格差を拡大する要因の1つであると分
沈(2003)	同沈・耿(2001)		
包群・頼明勇(2003)	時系列データ(1979 - 2000)/非説明変数：工業生産成長率；説明変数：就業社数など(詳しく数 学付録9 - 1を参照)	OLS	Feder(1982)モデルを修正し、適応的期待形成で外資部門の国内部門への技術的スピルオーバー効果(因子)を定義し、その理論モデルを示すと共に、モデルの推計を行った。外資部門の技術的スピルオーバー効果を表す因子が1%の上昇が0.199%の国内産出の増加をもたらすという結果を示した。また、国内部門よりも外資部門の方が限界生産性が低く、外資部門の限界生産性が国内部門の83.3%しかないことが示された(この計算にはミスがある)。但し、その結果は統計的に支持されていない。そして、スピルオーバー効果として計算された値は79 - 91では0.10であり、91 - 2000では0.078であった。
陳(2003a)	2000年84の4桁製造業データ/被説明変数：地場企業の一人当たり労働平均生産性；説明変数：FDI対全社会資本形成、資本集約(K/L)、産業内労働者の質(産業内の技術者対全産業就業者)。	OLS	(1) 地場企業と外資系企業の技術ギャップ、企業規模ギャップが小さい場合、正のスピルオーバー効果があるが、そのギャップが大きい場合、スピルオーバー効果が有意に現れない；そのことは資本集約度についても同じと言える。(2) FDIとギャップの交差項(「能力ギャップ」と定義されている)を考慮に入れた場合の推定結果により、技術ギャップあるいは企業規模ギャップが小さい場合のみ、正のスピルオーバー効果が現れる。
王・李(2004)	パネルデータ(1982 - 2001、中国29の省)/被説明変数：経済成長率；説明変数：FDI、人的資本、FDI×人的資本、GDPの初期値、その他の変数。	SUR(Seemingly Unrelated Regressions)、3SLS(three-stage least squares)、GMM(Generalized Method of Moments)。	(1) 一人当たりGDPの初期値の係数が負であり、条件付き収束が認められる。(2) 人的資本係とFDIの交差項の係数が正であり、FDIの係数は負である。よって、中国におけるthreshold hypothesisが成立し、教育人口に占める高校以上の人口の割合が25%以上でない限りでは、FDIによるスピルオーバー効果が発生しない。

袁・陸 (2005)	1997、2000、2002の全国私営企業のsurvey data set/変数:私営企業の業績、私営の企業家の特性や企業の特徴を表すを現す。	OLS、Probit moodel、Treatment Effect、Multinomial Logit model、Ordered Probit model、Tobit model。	(1)OLS分析により、「三資」企業に勤務する経験をもつ経営者はその経験が自分の経営する企業の利潤といった経営業績に正の効果を与えるが、FDIによるスピルオーバー効果が有意に現れていない;(2)Probit model分析により、外資系企業で教育を受けられる人は高学歴、大都市の出身者に限られることがわかった;(3)Multinomial Logit l、Ordered Probit、Tobit の分析により、「三資」での経験は独立した中国の民営企業経営者に経営理念や組織力などに正の効果(スピルオーバー効果)に及ばず、これは「三資」企業時代では主要な経営ポストが与えられていないからと説明している。
------------	---	--	---

付表 - 2 FDIと経済成長:文献調査

著者(年)	データ/説明変数	方 法	
陳・陳(2002)	時系列データ(1970 - 1989)/変数: GDP増加源泉とGDP成長率の要素貢献率(指標)	マクロ生産関数の推計; Wald検定(生産関数の1次同次性)	要素弾性値を推計し、労働と資本の弾性値について1次同次であることがWald検定でわかった。そこで、人的資本を含む労働投入のみを説明変数として、パラメーターを推計し、それを基準に独自の2つの指標を作成した(数学付録を参照)。それによると、中国のGDP増加は殆どが国内投資と労働(特に国内投資)によるものであり、FDIの貢献が1990年代以降、大きくなっているものの、全体に占める割合が小さい。
杜・高(2002)	時系列データ(1984 - 1999)/変数: FDIとGDP	単位根検定; Granger因果性テスト	単位根検定ではGDPとFDIがそれぞれ次数1回と2回の階差で定常となり、ラグ2以上のGranger因果性テストでは、GDPとFDIがGrangerの意味で互いに因果性が認められた(双方向因果性)。
杜(2002)	時系列データ(1984 - 1998)/変数: FDI, GDP, 国内投資、最終消費、輸出、輸入	2SLS(two-stage least squares: 2段階最小2乗法)	連立方程式の推計により、1ドルのFDIの上昇が24.21元の国内投資をもたらす、FDI対輸出乗数は18.83であり、対輸入乗数は9.16である。また、1ドルのFDIの上昇が乗数効果により、67.35元のGDPと33.48元の消費の増加をもたらす。
任(2003)	時系列データ(1983 - 2002)/変数: FDIとGDP	単位根検定; VAR; Granger因果性テスト; 共和分検定(Johansen検定); ECM(error correction model: 誤差項修正モデル)	定常性検定では、両変数とも次数1次の和分(単位根がある)であることがわかり、階差モデルでGranger Testが行われ、ラグ4からはFDIとGDPとの双方向の因果性が確認された(フィードバック関係)。一方、共和分検定では、中国のGDPとFDIの間に、長期均衡関係が確認され、長期において、1%のFDIの上昇が10.33%のGDPの上昇をもたらす。また、ECMを用いた推定では、長期均衡からの乖離(誤差修正項にかかわるパラメーターの値)は期間内に調整されることも確認された。
任・張(2003)	時系列データ(1985 - 2000)/非説明変数: GDP成長率; 説明変数:	O L S	1985年と1986年を除けば、FDIによるネットの効果が正であり、これは中国の金融市場がFDIの経済成長に対する効果を十分に発揮させるように発達していることによるものであると説明している。
呉(2004a)	時系列データ(1978 - 2002)/変数: FDIとGDP	単位根検定; 共和分検定(Johansen検定); ECM(error correction model: 誤差項修正モデル)	両変数ともに次数1次の和分が検出された(単位根がある)。そして、Johansen検定では、1個の共和分が検出され、GDPとFDIの間に長期均衡関係が認められ、長期におけるGDPのFDIに対する弾性値は0.39である。一方、ECM分析では、それぞれFDIとGDPを説明変数とした推計が行われ、それぞれの誤差修正項にかかわるパラメーターと2本のECM推計式より、GDPが短期でも長期でもFDIに影響を与えるが、FDIのGDPに対する影響は長期のみとなり、GDPのFDIに対する影響がそれより効果が大い。

呉 (2004b)	呉 (2004a) と同論文		
王 (2004)	不明/変数: FDIとGDP。	単位根検定; Granger Test; 共和分検定 (EG Test); ECM (誤差項修正モデル)	単位根検定では、両変数とも次数1次の和分(単位根がある)であることがわかり、階差モデルでGranger Testが行われ、ラグ4からはFDIとGDPとの双方向の因果性が確認された(フィードバック関係)。一方、共和分検定では、中国のGDPとFDIの間に、長期均衡関係が確認され、長期において、1%のFDIの上昇が0.044%のGDPの上昇をもたらす。また、ECMを用いた推定では、長期均衡からの乖離(誤差修正項にかかわるパラメーターの値)は期間内に調整されることも確認された。
易・易・楊 (2004)	1983 - 2002/変数: FDIとGDP(前期比)	単位根検定; 共和分検定 (Johansen検定); Granger Test	単位根検定で両変数が1次和分であると説明され、共和分検定では両変数の長期関係が認められない。Grangerの因果性テストでは、FDIとGDPが互いにGrange意味での因果性が認められた。しかし、単位根検定で示されたADF統計量と臨界値(5%)を見る限りでは、1回階差でも検定の帰無仮説が棄却されることができない。つまり、1回階差でも単位根が存在している。よって、Grangerの因果性テストが意味を持たなくなる。
易・易 (2004)	易・易・楊 (2004) の再掲載		
賀・屠 (2005)	時系列データ(1983 - 2002)/変数: FDIとGDP	単位根検定; MWALD Test(非定常場合のGranger Test); EG Test(Engle-Granger Test: 共和分検定)	データの定常性に関する単位根検定により、FDIとGDPともに次数2次の和分であること(単位根がある)がわかり、そして、MWALD検定の結果として、FDIはGrangerの意味でGDPと因果関係となるが、GDPはGrangerの意味でFDIと因果関係とならない(一方向の因果性)。つまり、FDIのみがGDPの原因である。最後に、EGの共和分検定により、FDIとGDPの間に共和分関係が検出され、FDIとGDPの長期均衡関係が認められ、長期において、追加的に1単位のFDIの上昇が48単位のGDP上昇をもたらす。GDPがFDIのGranger意味で因果関係とならない理由として、中国のFDI流入は、「低賃金志向型」と「資源密集型」であり、「市場接近型」ではないと分析されている。ちなみに、2001年の年末で、実行ベースのFDIの中で、70.3%が「低賃金志向型」のもの、26.39%が「市場接近型」のもの、3.29%M&A方式のものであると説明している。

付表 - 1 FDIの決定要因:文献調査

著者(年)	データ/説明変数	方 法	主要な結果
魏貴賢(1997)	時系列データ(1982 - 1995)/被説明変数:FDI;説明変数(9):GDP、GDP成長率、平均関税率、中米平均賃金比、米国長期債権収益率、為替レート、輸出の変化率、OECD国の編平均成長率、独立採算工業労働生産性の変化率。	OLS	平均関税率と独立採算工業労働生産性変化率以外は全ての説明変数がFDIと正の相関をもっている
方燕(2000)	時系列データ(1982 - 1998)/被説明変数:FDI;説明変数(6):GDPをはじめとする6つの説明変数。	OLS	政策ダミー(86年～87年と89年～90年を1、その他は0とする)以外の、工業生産に占める国有企業の工業生産額を含めた全ての説明変数がFDIと正の相関をもっている。
崔新建(2000)	時系列データ(1983 - 1998)/被説明変数:FDI;説明変数(6):GDPをはじめとする6つの説明変数。	OLS	政策ダミー(86年～87年と89年～90年を1、その他は1とする)以外の、工業生産に占める国有企業の工業生産額を含めた全ての説明変数がFDIと正の相関をもっている。
許・頼・銭(2002)	時系列データ(1980 - 2000)/被説明変数:FDI;説明変数(15):GDP、GDP年成長率、1人当りGDP成長率、平均賃金、エネルギー生産量、貨物流通量、郵政サービス、関税税率、為替レート、輸出、貿易依存度、政策ダミー(1992年以前 = 1、1992年以降 = 2)、世界成長率、労働生産性、個人貯蓄。	PLS(Partial Least Squares regression:部分最小2乗法);VIP(Variable Importance in Projection)	関税率以外の全ての説明変数はFDIと正の相関をもっている。一方、VIP値(説明変数の中で最も影響が強いもの)から、外国為替、輸出、GDPと1人当りGDPがFDIに対する最も強い影響力をもつものであると示されている。
張・裴(2002)	パネルデータ(1983 - 1995)/被説明変数:FDI;説明変数(6):GDP(市場規模)、一人当たりGDP(経済発展状況)、効率賃金(労働コスト)、累計のFDI(投資環境)、運輸の密度(輸送状況)、政策ダミー(14の沿岸都市と内陸を区別して、1987 - 1991と1992 - 1994のダミー)。	OLS	地理的情況はFDIを吸収する最も大きな要因であり、各地域のGDP、一人当たりGDP、FDIの累計額と運輸密度もFDI流入に大きな要因となっている。FDIが東部地域に偏っている大きな原因として、3大地域の中で、東部地域が高いGDP、一人当たりGDP、FDI累計額と低い効率賃金を有し、良好な運輸条件があるからである。
孫俊(2002)	パネルデータ(1985 - 1999)/被説明変数:FDI;説明変数(5):産業優位指数(産業比較優位指数が1より大きい地域の加重平均)、外資誘致優遇政策(ダミー変数)、貿易依存度、市場化指数(非国有経済の全国に占める割合)、教育レベル(地域総人口に占める高校以上の人数)、FDIの規模(地域投資総額に占めるFDI総額)。	Hausman検定;固定効果(fixed effects)をダミー変数として入れるLSDV(Least Squares Dummy Variable Model:最小2乗ダミー変数モデル);構造変化有無を検定するChow forecast test。	1985 - 1991、1992 - 1999、1985 - 1999の3期間で推計が行われ、教育レベルの符号以外の他の説明変数の推定値符号はプラスである。構造変化がみなれていない。
徐幸福(2003)	時系列データ(1980 - 2001)/被説明変数:FDI;説明変数(3つ):総消費、固定資産投資、貿易総額(政府支出以外の最終需要)。	多重共線性測定:VIF(Variance Inflation Factor:分散拡大要因);リッジ推定(Ridge Estimation)	政府支出以外の最終需要である消費、固定資産投資と貿易総額の全てがFDIを増加させる要因となっている。FDIの消費、固定資産投資(とその1期前)と貿易に対する弾性値は、それぞれ0.39、0.59(0.24)と0.33である。

楊莎莉 (2004)	時系列データ(1983 - 2001)/被説明変数: FDI; 説明変数(7つ): 労働平均賃金(労働コスト); 為替レート(貿易政策); 一人当たりGDP(経済発展水準); GDP成長率(経済発展状況); 貿易依存度(開放度); 政策ダミー(1992年以前を0、1992以降を1とする)	多重共線性測定: VIF (Variance Inflation Factor: 分散拡大要因); リッジ推定 (Ridge Estimation)	殆どの説明変数間に多重共線性が検出され、そのため、リッジ推定が行われ、次の結論が得られている。(1)1983年から2001まで、労働平均賃金が上昇傾向にあり、労働平均賃金が1単位増加が0.15単位のFDI流入の減少をもたらす。(2)為替レート(元ドルレート)の単位当りの切り下げは0.093FDIの上昇をもたらす。よって、人民元の切り上げは確実にFDIを減らす。(3)一人当たりGDPの1単位の上昇は0.15単位FDI流入を減らし、これはFDIがもたらすcrowding outによるものと説明されている。(4)GDP成長率と貿易依存度のいずれもFDIとプラスの相関をもっている。
王莉 (2004)	時系列データ(1979 - 2001)/説明変数: FDI; 被説明変数: 開放度(貿易依存度)	単位根検定; 共和分検定; ECM(error correction model: 誤差項修正モデル)	対外開放度がFDIと正の相関をもち、前期と同期の単位当り開放度の増加が0.81%と0.36%のFDI流入の上昇をもたらす。
黃華雲 (2004)	時系列データ(1985 - 2002)/説明変数: FDI; 被説明変数(4): 効率賃金(労働コスト対労働生産性比)、一人当たりGDP、人的資本(総人口に占める高校生数)、インフラ。	OLS	効率賃金以外の説明変数はFDIと正の相関を持っている。
張・李 (2004)	地域クロスセクションデータ(1995と2000)/被説明変数: FDI; 説明変数(7): 労働賃金と地理的要因(ダミー変数: 東部地域 = 1、中西部 = 0)をコスト要因、GDPと一人当たりGDPを市場要因、工業企業数、GDPに占める第3次産業のシェアとインフラ設備を産業集積要因とする。	OLS	2つの期間とも、GDP、地域の工業企業数、地理的要因とインフラ設備がFDIに影響を与える大きな要因であり、その他は第3次産業と地域の平均賃金である。平均賃金はFDIと負の相関をもっている。
徐俊武 (2005)		理論モデル分析	FDIを行う外資系企業を合弁と独資に分け、技術漏れ(合弁企業)と腐敗に対する費用(独資企業)をFDIのコストとして、中国へのFDI決定要因を分析している。FDIを行う企業の選択として、腐敗が低ければ、独資を選び、腐敗が高くなると、合弁が選ばれる。腐敗が一定のレベルを超えると、外資は撤退される。ちなみに、1995年～2003年の中国の腐敗指数(Transparency International 1995-2003))は2.16～3.5であると報告され、減少する傾向が見られない(表2)。
劉・王 (2005)	パネルデータ(1984 - 2002)/説明変数: FDI(合弁、独資、合作); 被説明変数(6): 為替レート、教育レベル、インフラ、平均賃金、R&D投資額、貿易依存度の変化率。	多重共線性測定: VIF (Variance Inflation Factor: 分散拡大要因)、OLS、GLS(Generalized least squares: 一般化最小2乗法)	3種類のFDI(独資、合弁、合作)を決める最も大きな要因はGDP(国内市場規模)であり、教育レベルが上がれば、FDI水準が下がる。また、平均賃金が上がれば、FDI水準も上がる(しかし、統計的には有意ではない)。