

# 中国の対内直接投資と地域の成長、および格差

——地域成長会計による接近——

あお き こう じ  
青 木 浩 治

## 《要 約》

本稿は、OECD (2001a, b) の方法に従って新たに推計された中国の地域レベル生産資本ストック (据付ベース) および人的資本系列を基礎として、1987～2005年における中国の地域の成長と地域格差に対する対内直接投資の寄与を数量的に評価する。その結果によると、中国の経済成長に対する対内直接投資の寄与は、全国レベルでは1.8パーセントの実質成長率嵩上げ、成長率に対して17パーセントの寄与率と評価される。また、直接投資は地域の成長パターンを左右するキー・ファクターのひとつであり、1987～2005年における中国の地域間成長率変動の48パーセントを説明すること、そして、90年代以降において地域格差尺度を12～24パーセント程度高めていたことを示す。

はじめに

- I 直接投資と地域の成長
- II 直接投資と地域格差  
おわりに

## はじめに

海外直接投資 (以下、単に直接投資と呼ぶ) は一国にどのようなインパクトをもたらすのであろうか? この疑問に答えることは、実はそれほど簡単ではない。ひとつに、例えば成長、産業構造、産業組織、雇用・賃金、国際収支への影響等、直接投資のもたらすインパクトが多岐にわたる。また、直面する経済的背景によってもその焦点が異なるであろう。実際、Blonigen and Wang (2005) が示唆しているように、効果の大きさそのものが発展途上国と先進国とで異なるかもしれない。さらに、投資国と被投資国と

でその政策関心が異なるのは自然である。

しかし、1980年代後半から経済成長、もしくは経済発展という観点からの直接投資の役割が注目を浴びるようになった。貿易・投資障壁のシステムティックな削減や情報通信技術の急激な発達等による国際経済統合の進展 [Mayer and Zignago 2005] を背景として、一国の経済発展政策のメイン・ストリームが国内企業を軸とする幼稚産業育成から、生産のグローバリゼーションの進展を背景とした外国企業誘致に変質しているからである。特に東アジアを主舞台として、いわば「投資が貿易を創る」時代が到来しており、日本やアジアNIEsからの直接投資と生産移管が東アジア・レベルでの巨大な分業・貿易システムを形成し、この循環に組み込まれていくことによって一国の成長が可能となってきた。その代表例が中国 (および東南アジア)

であり、まさにこの世界経済の構造変化がその経済的台頭の国際的背景であった。

その一方で、直接投資をテコとした経済発展戦略は、新しい政策課題を提起している。実際、国際的次元から最適立地として選択される地域は特定の条件を満たしたそれに限られ、一国全体にあまねく均等に分布するわけではない。確かに小国であれば、こうした地域間の不均等分布はさほど問題とならず、例えばマレーシアの経験が示唆するように、毎年100億ドルにも満たない対内直接投資でも転換点通過という発展途上国が最初に直面するハードルを越えることは比較的容易であるかもしれない。ところが、中国のような広域経済がこうした経済発展戦略を採用すると、異なった経済問題に直面する。第1に、特定地域の成長の果実は必ずしも他の地域に自動的に波及・拡散するわけではない。発展途上国一般がそうであるように、国内経済統合が十分に進展していないからである。第2に、国内労働市場の統合が不完全であるため、人の移動によってこのギャップを埋めることも難しく、まして戸籍制度や農村部土地利用制度に問題を抱える中国ではなおさらのことであろう。そして第3に、発展途上国ではそれを補完すべき財政その他の制度設計が未完備であり、所得再分配制度による成長果実均霑にも限界がある。その結果として、グローバリゼーションの機会をうまく活用できる地域とそうでない地域のアンバランスが顕著となり、格差という問題に直面する。このように、発展途上国は一般に国内経済統合の未発達という次善の状態に置かれていることが通例であり、グローバリゼーションの提供する機会を活用する戦略は、こうした次善の世界において別の緊張をもたらす可

能性が高い。そして中国は、いわばそのショーケースなのである。

本稿の目的は、中国を分析対象として、直接投資の経済的インパクトを「地域の成長と格差」という視点から数量的に評価してみることである。また、このケース・スタディは、評価が必ずしも定まらない国際統計を活用した直接投資のマクロ実証分析を部分的に補完する役割を持つと期待されよう<sup>(注1)</sup>。

この分析目的に適したアプローチとして、幾つかの可能な接近が考えられる。例えば、直接投資で拡張された条件付収束 (conditional convergence) 理論の適用がその最も簡単な接近であり、このアプローチは資本ストックという構築が難しい変数が不要というメリットを持っているため、広範囲にわたって応用・分析が行われてきた [Aziz and Duenwald 2001; Dayal-Gulati and Husain 2002; Chen and Fleisher 1996; Demurger 2001; Li, Liu and Rebelo 1998]。しかし、その理論上の大前提は「収穫逦減」であり、それが中国の実情に適した前提であるか否かは議論の余地があろう。事実、1990年代以降の地域格差拡大傾向 (あるいは1人当たり所得分布のいわゆる2つのピーク [twin peaks] 形成傾向) を反映して、実証的にもそのよって立つ前提自身が怪しくなっており [陳 2000a; 川畑・孟 2000; Demurger et al. 2002a, b]、また、従来の実証結果について、ダイナミック・パネルの推定に伴う技術的観点からも疑問が提起されてきた [Carkovic and Levine 2005]。

第2の接近は、中国経済の国際化を支える貿易および直接投資という2つの変数に着目し、実質GDP、輸出もしくは輸入、および対内直接投資の3つのマクロ変数 (もしくはその部分

集合) について、VARあるいはVECMを応用するそれである [Baharumshah and Thanson 2006 ; Choe 2003 ; Liu, Burridge and Sinclair 2002]。しかし、改革・開放以降の中国の歴史は浅く、マクロの単純な時系列分析はほとんど不可能であり、特にこの制約は実質GDPについて厳しい。また、サンプル数不足をパネル・データの活用によって補完することは自然な接近であるが、従来の研究では、条件付き収束モデルと同様にダイナミック・パネルの処理に対する関心が希薄である [Choe 2003]。さらに、VAR分析はデータに語りしめるという側面が強く、月並みな問題指摘ではあるものの、機械的な計測結果の背後に潜む経済メカニズムの洞察が乏しい。

第3に、外資企業部門の生産するGDPを推計し、これに基づいて直接投資の成長寄与を直接推計する接近も現れてきた [Whalley and Xin 2006]。しかし、このアプローチを地域レベルに拡張するためには多くの追加的仮定が必要であり、現状ではその適用可能性は難しいように思われる。

代替的にわれわれは、直接投資の生産性改善効果を明示的に組み込んだ生産関数を推定することによってその成長寄与を計測するという、よりプリミティブかつ簡単な接近を試みる。この目的のために、われわれはAlfaro et al.(2006), Ciccone and Hall(1996), Markusen and Venables (1999), Rodríguez-Clare (1996) 等の直接投資の垂直的スピルオーバー効果(後方連関効果)を強調した先行研究を基礎として、直接投資が地域の生産性を改善するメカニズムを明示する。特に、地域の集計産出を外資企業の生産性優位、および地域集積効果の2つのチャンネルを通じた生産性改善効果と生産要素投入に分解する簡単

な理論枠組みを構築し、その枠組みをベースとして直接投資の生産性改善効果(および資本蓄積効果)を推定する。

この接近の最大のハードルは、地域レベル資本ストック・データの利用可能性であるが、中国のデータ開示状況を所与とすると、現在ではそれはまったく乗り越え難い障害ではなくなっている。しかし、近年Holz(2006b)は、支出としての投資と実際の生産能力増加の区別、および物理的意味での資本除却と減価償却の区別という従来の代表的な資本ストック推計方法では十分考慮されてこなかった(もしくは資本財の年齢-効率プロファイルについて暗黙のうちに幾何分布を仮定することによって回避されてきた)問題を指摘し、中国全体に関する新しい資本ストック推計を示した。ただし、Holzの接近は、通常の固定資本形成データに基づく進捗ベース実質資本ストックに対して、建設仮勘定(建設中の機械・建物ストック)を除いた据付ベース実質資本ストックの推計可能性を指摘しているものの、物理的損壊や摩耗によるスクラップ等の文字通りの資本除却しか考慮されていないため、その「新しい資本ストック推計」は現存資本ストックの実質価値という意味での粗資本ストック概念に対応するものに留まっている(注2)。そこでわれわれは、Holzの論点を部分的に考慮しつつ、生産要素としての資本ストック(および生産性)計測の国際標準と考えられるOECD(2001a, b)の方法によって据付ベース実質生産資本ストック系列を中国の29省レベルで新たに推計し、人的資本および直接投資を加味した拡張された生産関数を推定する。この作業を通じて、従来ほとんど行われることのなかった直接投資の成長寄与に焦点を当てた地域レベルの

成長会計を試みることで、以下の第1の分析課題である。

他方、1990年を転機として中国の地域格差が明らかに拡大に転じており [陳 1996; 2000b; 加藤・陳 2002; 加藤 2003; Aziz and Duenwald 2001; Demurger et al. 2002a, b; Chen and Fleisher 1996; Kanbur and Zhang 1999; Lyons 1991; Tsui 1991; 1993], その要因のひとつとして、その85パーセント以上が東部沿海部地域に集中しているという直接投資の地域偏在があることは誰しもが推測できることである。しかし、最近、Wan, Lu and Chen (2007) は1987~2002年における中国地域格差の要因を半対数非線形モデルによる所得生成関数の推定を基礎として分析し、1人当たり直接投資額で表されたグローバル化要因の地域格差尺度に対する寄与率は、使用される格差尺度とは無関係に7パーセント程度ときわめて小さいことを示した。同様に、Tsui (2007) は、1965~99年の長期タイムスパンから中国の地域格差の要因を分析し、直接投資の対GDP比で代理された開放度指数の地域格差尺度(タイトルの平均対数偏差尺度)に対する累積寄与率が1999年時点で9パーセント程度と、やはり小さいことを報告している。しかし、モデルや説明変数の選択、ならびにその解釈の相違等を差し置いても、直接投資の地域格差に対するインパクトについてのこれら先行研究では明らかに外資企業による生産要素投入の寄与が無視されており、その結果として直接投資の寄与が過小評価されている可能性が高い。

本稿の第2の目的は、生産関数の推定結果を基礎として、このギャップを埋めることである。特に、直接投資の生産性改善効果だけでなくその要素投入の貢献を明示的に考慮すると、中国

の地域格差に対する直接投資の寄与率はTsui (2007) やWan Lu and Chen (2007) の示唆するオーダーよりも大きく、直接投資はそれだけで地域格差尺度を12~24パーセント程度押し上げてきたことを示唆するひとつの試算を示してみたい。

以下、本稿の構成を示しておこう。まず第I節において、直接投資で拡張された生産関数を推定し、この結果に基づいて直接投資の寄与を明示した中国の成長会計分析を行う。第II節では中国の地域格差動向を簡潔に整理した後、直接投資がどの程度これに寄与したかを数量的に明らかにする。最後の節は結論部分である。

## I 直接投資と地域の成長

### 1. 生産関数アプローチ

経済成長の源泉を分析するスタンダードな接近は、いわゆる成長会計である。その最もポピュラーな方法は、各投入量増加率を要素分配率でウェイト付けして集計したものを生産要素投入寄与と考え、残差を全要素生産性(Total Factor Productivity: TFP)の寄与と解釈するものである [Ezaki and Sun 1999; 橋口・陳 2006]。また、最近ではTFPの中身を技術変化と資源利用の効率性に分解するDEA(Data Envelop Analysis)アプローチも現れてきた [Unel and Zebregs 2006]。しかし、これらの地域成長会計では、われわれの主要関心事である直接投資の役割は明示的でない。

ところで、そもそもなぜ直接投資が地域の成長を促進・加速するのかというファンダメンタルな疑問に答えることは、実は容易なことではない。実際、直接投資に期待される技術のスピ

ルオーバー効果 (spillover effect) について、ミクロ・データに基づく膨大な先行研究事例の評価はまちまちであり、これまでのところ必ずしもコンセンサスが得られていない<sup>(注3)</sup>。その結果として、一見自明に思われる地域やマクロ・レベルの直接投資の成長促進効果を実証的に分析するための理論枠組みは、現在までのところ十分確立されているとはいえない状況にあるのである [Alfaro et al. 2006]。

しかし、少なくとも中国に関して、次の2つの経験則を考慮することが分析上重要と考えられる。その第1は、日本においても確認されているように [深尾・天野 2004 第4章]、外資企業の生産性が現地の国内企業のそれに比べて平均的に高いという事実である。例えばOECD (2005, Chap.2) およびその準備論文である Dougherty and Herd (2005) は、国家統計局の内部資料である1998~2003年の工業企業個票データを使用して、所有制別企業のTFPの水準および上昇率を計測している。その結果を活用すると、1998年および2003年の平均付加価値シェアで加重平均した国内企業の平均TFP (国家持ち株比率50パーセント超の国家直接統治企業のTFPを100とする指数, 1998~2003年平均) は160.7であるのに対し、外資企業 (非大陸投資家所有比率50パーセント超の企業) のTFPはそれよりも約20パーセント高い192.3であった [OECD 2005, Table 2.A2.1, 129; Table 2.A2.3, 132より計算]。また、戸堂 (2008, 146-147) は、北京の中関村科技园の企業レベル・データにより、同工業園区で操業する外資企業 (華人系を含む) のTFPが国内企業のそれに比べて約40パーセント高いことを報告している<sup>(注4)</sup>。したがって、この外資企業の生産性優位を所与とすると、外資シェ

アの上昇は投資受け入れ国・地域の生産性を改善するはずである。

第2に、集積利益により直接投資が特定地域に集中・偏在する傾向があるだけでなく [Belderbos and Carree 2002; Braunerhjelm and Svensson 1996; He 2008; Head, Ries and Swenson 1995; Head and Ries 1996]、逆にこの直接投資の特定地域集中が、同時に集積効果という地域レベルの生産性改善効果をもたらしている可能性が高い。例えばRan, Voon and Li (2007) は、2001年より公表が始まった中国工業部門の産業・地域別内外資出資データを用いて、Aitken and Harrison (1999) のスピルオーバー効果の実証分析枠組みを産業だけでなく地域 (省) レベルに拡張し、直接投資の産業スピルオーバー効果は内陸部国有企業に対する市場侵食効果によりマイナスである可能性があるものの、地域レベルのそれはプラスであることを強く示唆する実証的証拠を示した。また、Madariaga and Poncet (2007) は、条件付収束モデルに直接投資の空間計量経済学 (spatial econometrics) [Blonigen et al. 2004; Coughlin and Segev 2000] のアイデアを組み込み込んだ分析枠組みにより、1990~2002年の中国180地区級市データを活用して中国の地域経済成長に対する直接投資の成長促進効果を分析している。それによると、当該地域だけでなく地理的に近い他地域の直接投資が地域成長に対して相互にプラスの外部効果をもたらしている事実が実証的に明らかにされている。

このように、直接投資のインパクトは多様でありうるものの、その役割を明示した地域成長会計を行う第一歩として、最低限、外資企業の生産性優位、および集積効果の2つの要因の影

響を捉えることが重要と考えられる。そこで本稿は、Alfaro et al. (2006), Ciccone and Hall (1996), Markusen and Venables (1999), Rodríguez-Clare (1996) 等の洞察に依拠した次のような簡単な理論枠組みを基礎として直接投資のインパクトを分析する。いま、特定地域（一級行政区である省・自治区・直轄市を念頭に置く）に立地する2つのタイプの企業を考え、それらを国内企業と外資企業と呼ぶ（前者を記号  $D$  で、後者を記号  $F$  でそれぞれ識別する）。そして各企業の生産関数を

$$Y_s = A_s F_s^{b_s} X_s^{1-b_s} \quad (0 < b_s < 1, s = D, F)$$

と特定化しよう。ここで、 $A_s$  は全要素生産性、 $F_s$  は後述する資本と労働からなる合成生産要素投入、 $X_s$  は中間財投入指数であり、混乱のおそれは少ないと考えられるので、とりあえず地域を区別するためのインデックスを明示していない。また、中間財は地域・国際間で貿易できないと仮定し、最終財をニューメレールに選ぶ。そして、地域レベルの集積効果を組み込む理論トリックとして、Ciccone and Hall (1996) に従い

$$X_s = \left\{ \sum_{i=1}^n (x_s(i))^a \right\}^{1/a} \quad (0 < a < 1)$$

という集計関数を仮定しよう。ここで  $n$  は中間財バラエティ数、 $x_s(i)$  は個別中間財の投入量である。そして、決定的な前提として、外資企業の中間財生産弾力性  $1 - b_F$  は国内企業のそれ  $1 - b_D$  に比べて大きいとする。このとき、Rodríguez-Clare (1996) が明らかにしたように、外資企業の地域集中は後方連関効果を通じて地域の中間財バラエティ数  $n$  を増加させ、地域全

体としての生産性を改善する。

最終財を生産する企業の最適化問題は、二段階に分けて考えることができる。まず、総中間財投入量  $X_s$  を所与として、費用最小化により個別中間財需要が決定され、それは  $x_s(i) = [p(i)/P]^{-\sigma} X_s (s = D, F)$  という需要関数に集約される。ここで、 $\sigma = 1/(1-a) (> 1)$  は中間財の代替弾力性、 $p(i)$  は個別中間財価格、 $P$  は

$$P = \left\{ \sum_{i=1}^n p(i)^{1-\sigma} \right\}^{1/(1-\sigma)}$$

によって定義される中間財の集計価格である。そして、 $w$  を合成生産要素の価格指数と定義すると、最終財の費用最小化により、 $wF_s = b_s Y_s$ ,  $PX_s = (1 - b_s) Y_s$  という関係が導かれる。

地域の非貿易財である中間財の供給者は国内企業からなり、当該地域に立地する内外資企業から派生する中間財需要合計  $x_D(i) + x_F(i)$  を所与として、利潤を最大にするように価格を設定する。一般性を失うことなく、各中間財生産には1単位の固定費的要素投入と、産出に比例した1単位の限界要素投入が必要と仮定しよう。したがって、利潤総額は  $p(i)\{x_D(i) + x_F(i)\} - w\{x_D(i) + x_F(i) + 1\}$  であるので、十分大きい  $n$  の下で自らの行動が他の生産者に及ぼす反応を無視して行動すると仮定すれば、中間財価格は共通の  $p = w/(1 - 1/\sigma)$  の水準に決定される。また、自由参入・退出により均衡では超過利潤が消滅するため、利潤ゼロ条件より、個別中間財の生産総量は  $x_D(i) + x_F(i) = \sigma - 1$  の水準に確定する。このように個別の中間財生産量は共通の定数となるので、煩雑化を避けるために、以下ではバラエティを表すインデックス  $i$  を省略する。

次に、外資・国内企業から派生する中間財需要を考える。最適化条件より、集計中間財投入は  $X_s = [(1 - b_s)/b_s](w/P)F_s (s = D, F)$  であるので、個別中間財需要関数、および中間財の最適価格を考慮すると、最終財単位要素投入当たりの中間財需要量（および固定費部分を除く同要素投入量）は  $nx_s = [a(1 - b_s)/b_s]F_s (s = D, F)$  と表せる。ここで、新たに記号を  $k_s \equiv a(1 - b_s)/b_s (s = D, F)$  で定義し、Rodríguez-Clare (1996) に従ってこれらを「連関係数」(linkage coefficient) と呼ぶことにしよう。すると、競争均衡条件より  $x_D + x_F = \sigma - 1$  であるので

$$n(\sigma - 1) = k_D F_D + k_F F_F \quad (1)$$

という関係が得られる。他方、地域全体としての生産要素投入総量  $F$  を所与とすると、中間財生産に投入される生産要素は  $n(x_D + x_F + 1)$  であるので

$$n + (1 + k_D)F_D + (1 + k_F)F_F = F \quad (2)$$

が成立する。われわれの問題は直接投資のインパクトにあるので、Alfaro et al.(2006) に従って外資企業の要素投入  $F_F$  を外生変数と考えよう。すると、上の(1)(2)式より中間財のバラエティ数  $n$  および国内企業の要素投入  $F_D$  が決定される。このとき、簡単な計算により、

$$n = n(FK) = \frac{F}{1 + (\sigma - 1)(1 + k_D)/k_D} \cdot \left[ 1 + k_F \left( \frac{1+k_D}{k_D} - \frac{1+k_F}{k_F} \right) FK \right] \quad (3)$$

が得られる。ここで、 $FK = F_F/F$  は外資企業

による地域の要素投入シェアであり、以下ではそれを単に外資シェアと呼ぼう。したがって、外資企業の連関係数が国内企業のそれよりも大きい ( $k_F > k_D$ ) という仮定の下では、外資シェア  $FK$  の上昇は地域の中間財バラエティ数  $n$  を増加させる ( $n'(FK) > 0$ )。外資企業の参入は最終財を生産する国内企業の退出を余儀なくさせるものの（競争効果）、その一方で中間財需要を増加させる（後方連関係数）[Markusen and Venables 1999]。そして、上記の仮定の下では、外資企業の参入に伴う中間財需要増加が国内企業の退出に伴う中間財需要減少を凌駕するので、地域全体としての中間財バラエティ数が増加するのである [Rodríguez-Clare 1996] (注5)。

残る問題は、地域全体としての生産関数の導出である。まず、 $nx_s = k_s F_s$  という関係を利用する

と、 $X_s = n^{1/a} x_s = n^{1/(\sigma-1)} k_s F_s$  である。したがって、最終財の生産関数は  $Y_s = [A_s k_s^{1-b_s} n^{(1-b_s)/(\sigma-1)}] F_s (s = D, F)$  と表現可能である。

一方、(1)式より、中間財産業全体としての要素投入量は  $n + k_D F_D + k_F F_F = n\sigma = (1/a)(k_D F_D + k_F F_F)$  であるので、地域全体としての生産要素投入を表す(2)式は、 $(1 + k_D/a)F_D + (1 + k_F/a)F_F = F$  と表現できる。修正された要素投入を  $F_s^* \equiv (1 + k_s/a)F_s$  によって、また修正外資シェアを  $FK^* \equiv (1 + k_F/a)FK$  によってそれぞれ定義しよう。ここで、 $F_s^*$  は最終財だけでなく投入中間財の生産に要した生産要素投入を含むという意味で、直接・間接の要素投入総量と解釈できる。そして、国内企業の修正されたTFPを  $A(n) \equiv A_D k_D^{1-b_D} n^{(1-b_D)/(\sigma-1)} / (1 + k_D/a)$  によって定義する。なお、関数  $A(n)$  は  $n$  の増加関数 ( $A'(n) > 0$ ) であることに注意しよう。この

とき、国内企業の最終財生産関数は $Y_D = (1 - FK^*)A(n)F$ と簡潔に表現できる。

他方、 $A_F > A_D$ を仮定し、国内企業の修正TFPに対する外資企業の修正されたTFPの倍率 $1 + \theta$ を

$$[1 + \theta(n)]A(n) \equiv A_F k_F^{1-b_F} n^{(1-b_F)/(\sigma-1)} / (1 + k_F/a)$$

によって定義する。ここで $\theta(n) (> 0)$ は外資企業の国内企業に対する生産性優位の程度を表しており、 $n$ の増加関数( $\theta'(n) > 0$ )である。このとき、外資企業の生産関数は簡潔に $Y_F = [1 + \theta(n)]FK^*A(n)F$ と表現できるので、地域全体としての付加価値は最終財産出量の合計 $Y = Y_D + Y_F$ に一致することに注意すると、地域の実質総産出は

$$\ln Y = \ln(1 + \theta(n)FK^*) + \ln A(n) + \ln F \quad (4)$$

のように3つの要素に分解可能である。第1に、外資企業の生産性優位を所与とすると、地域における外資シェア上昇は地域全体の生産性を改善する(右辺第一項)。第2に、外資企業の連関係数が国内企業のそれに比べて高い場合、外資企業のシェア上昇は地域の集積効果を通じて生産性を改善する(右辺第二項)。また、それは外資企業の生産性優位を強化するかもしれない(右辺第一項の $\theta(n)$ 項)。そして第3に、地域の生産要素投入増加により地域の生産が拡大する(右辺第三項)。したがって、 $n$ が外資シェア $FK$ の関数であることに留意して、(4)式右辺の二項を $\ln FK = 0$ の近傍で対数線形近似すると(後ほど二次近似式に拡張する)、地域レベルの集計生産関数は、

$$\ln Y_{it} = \gamma \ln FK_{it} + \ln F_{it} + \eta_{it} \quad (\gamma > 0) \quad (5)$$

と簡潔に表現できる(インデックス $s_i$ は地域を、インデックス $t$ は時間をそれぞれ表わす)。そして、以下においてわれわれは、(5)式右辺第一項を直接投資の生産性改善効果と呼ぶ。ここで、 $\eta_{it}$ はその他の要因による生産性を表す変数である。

最後に、生産要素投入 $F$ について、最も単純なCobb-Douglas型関数

$$F_{it} = K_{it}^\beta (H_{it}L_{it})^{1-\beta} \quad (0 < \beta < 1) \quad (6)$$

を想定する。ここで $K_{it}$ は実質資本ストック、 $H_{it}$ は人的資本、 $L_{it}$ は就業者数であり、直接投資の生産性改善効果を識別するため、外資企業の現地生産資本ストックや雇用は対応する生産要素投入に含めて定義されている。したがって、われわれはこの(5)(6)式の推定モデルをベンチマークとして地域成長会計を試みることになる。

ただし、以上の枠組みでは、伝統的な産業レベルにおける直接投資のスピルオーバー効果が明示的でない。ひとつに、われわれの分析関心・焦点が直接投資の地域成長効果の評価にあり、ミクロの産業面でのスピルオーバー効果のメカニズム分析自体にはないこと、第2に、中国に限らず全産業・地域のカバレッジを持つミクロ・データの利用可能性が極めて限られていること、そして既説のように、なによりも研究者の間でスピルオーバー効果に関する評価がこれまでのところ必ずしも定まっていないからである。そのため、十分捉えられていない直接投資の効果が残存するかもしれない、この意味でわれわれの接近は部分的であるかもしれない。

さて、人的資本で拡張された労働単位当たりの変数にモデルを変換した後、Chow (1993), Chow and Li (2002), Chow and Lin (2002), Li (2003) のように水準モデルで生産関数を推定することも可能であるが、その前に変数の定常性のチェックを行っておくことが望ましい。この目的のために、標準的なパネル単位根テストを行ってみた(表1)。その結果によると、水準変数は非定常である可能性が高いものの、一階階差をとることにより変数の定常化が可能であるようである。したがって推定は水準ではなく、次式の階差モデルによって行われる<sup>(注6)</sup>。

$$\Delta \ln \left( \frac{Y}{HL} \right)_{it} = \alpha_{it} + \beta \Delta \ln \left( \frac{K}{HL} \right)_{it} + \gamma \Delta \ln FK_{it} + u_{it} \quad (7)$$

ここで $\Delta$ は一階階差を表わす記号であり、省別効果を表わす $\alpha_{it}$ は直接観察できないその他の要因による当該地域のTFP増加率である。また、

$u_{it}$ は攪乱項を表す。

説明変数の内生性の問題に対処するひとつの工夫として、以下では説明変数に1期のラグをとるという最も簡単な方法を採用する。その結果、直接投資ストックがすべての省において正となるのは1986年であるので、ストック変数が全て期末値で定義されていること、および一階階差をとることを考慮して、1988~2005年を推定期間とする。なお、1986年は、國務院の外国投資奨励規則により、輸出志向・先進技術外国投資企業に対して諸種優遇措置を認める奨励体制に移行したという意味で、1979年・84年の特区・経済開発区設置、92年の「以市場換技術」(市場を以って技術に換える)政策、および2001年12月のWTO加盟とともに、中国対内直接投資体制のひとつの転換点であったことに注意を喚起しておこう [Huang 2003]。要するに1986年は、中国の対内直接投資奨励体制が本格化した最初の年なのであり、それゆえそれ以降に分析期間を限定することには十分な意味があると

表1 パネル単位根検定：1987~2005年

	IPS	(p-values)	Maddala-Wu	(p-values)
$\ln(Y/HL)$				
水準	15.305	(1.000)	5.599	(1.000)
一階階差	-3.821	(0.000)	111.39	(0.000)
$\ln(K/HL)$				
水準	15.067	(1.000)	5.549	(1.000)
一階階差	-4.644	(0.000)	117.05	(0.000)
$\ln(FK)$				
水準	6.930	(1.000)	8.466	(1.000)
一階階差	-3.511	(0.000)	125.60	(0.000)

(出所) 筆者作成。

(注) IPSはIm, Pesaran and Shin (2003) のt-barテスト、Maddala-WuはMaddala and Wu (1999) によるフィッシャーテスト。検定統計量は $IPS = \sqrt{29} * |ADFテストのt値平均 - t値の期待値の平均| / t値の分散期待値平均の平方根$ 、 $Maddala-Wu = -2 \sum \ln(p_i)$  ( $p_i$ は説明変数の一期ラグ値の係数推定値に関わるp値)である。ここで29は省・市数である。検定の帰無仮説はいずれも「29省・市全ての系列が単位根を持つ」、対立仮説は「一部もしくは全ての系列が単位根を持たない」であり、帰無仮説の下で統計量IPSは漸近的に平均ゼロ、分散1の基準正規分布に、Maddala-Wuは漸近的に自由度 $2 \times 29$ の $\chi^2$ 分布に従う。

考えられる。

推定は西藏自治区を除く29省レベルで行われる（重慶・四川は統合した）。直接投資ストックはドルベース直接投資実行額（再投資を含む）を人民元換算し、それを固定資産投資デフレーターによって実質化した額を積み上げた金額とした（以下、実質変数は全て2000年価格）。この部分が中国における外国投資家の持分価値を表わすからである。そして、直接投資のスピルオーバー効果分析の慣行に倣って、この金額を建設仮勘定を含む進捗ベース実質資本ストックで割った比率を外資シェア $FK$ とした。しかし、Holz (2006b) が主張するように、生産過程において実際に稼働する資本ストックは建設仮勘定を除いた据付ベース資本ストックと考えられるので、生産要素としてしての資本ストック $K$ には進捗ベースではなく、据付ベース生産資本ストックを使用する。なお、この異なった資本ストック概念の影響は後ほど言及する。また、推定に使用された変数の作成方法およびデータの出所等は、補論において記述されている。

推定結果を報告する前に、われわれの分析の限界について簡単に触れておこう。第1に、設備稼働率や労働時間変動の影響が考慮されていない。中国では現在までのところこの2つのデータは作成されていないため、この問題はわれわれの分析に限らず全ての成長会計分析の共通の欠陥となっている。第2に、直接投資の生産性改善効果を識別するために、実質資本ストック（および雇用量）の中に外資企業のそれを含めている。しかしこの処理は、時折問題となる直接投資のクラウド・インもしくはクラウド・アウト効果（直接投資が現地投資をさらに喚起もしくは抑制する効果）を捨象することを意味す

る [Blonigen and Wang 2005; Borenstein, De Gregorio and Lee 1998]。その結果として、直接投資の効果が過小評価（もしくは過大評価）される可能性がある。第3に、直接投資の資本ストック面からの寄与を評価する上で、M&Aとグリーンフィールド（greenfield）投資の区別が重要である。実際、クロスボーダーM&Aは実物資産所有者のリシャッフルに過ぎないので、その生産資本ストック増加に対する寄与はゼロと見なければならぬ。ところがデータの不備により、地域レベルにおいてこの区別を行うことが難しい。しかし、従来、中国はクロスボーダーM&A投資の受入れにあまり積極的ではなく [OECD 2006], UNCTADの公表しているデータを観察しても1990年代中頃までほとんど投資実績がみられなかった。そして、1990年代後半からWTO加盟直後の2002年までは毎年20億ドル前後、総対内直接投資の4～5パーセント程度を占めていたに過ぎない。ただし近年やや拡大に転じており、2005年において82.5億ドル（金融を含む全対内直接投資の11.4パーセント）の実績となっている [UNCTADウェブサイト]。しかし、中国では先進国間のようなクロスボーダーM&Aが主要な投資形態とはいえない難い状況にあり、したがってその区別は当座のわれわれの目的にとってそれほど重要ではないと考えられる。

## 2. 推定結果

推定結果は表2に整理されている。まず、事前の予備的作業として、モデルのスペシフィックーション・テストを実施したところ（表の統計量 Hausman (1)を参照）、地域個別効果と説明変数の直交性を前提した変量効果（random effect）モデルがより適切な特定化であることが判明し

表2 生産関数の推定結果：変量効果モデル

説明変数	1988—2005年		
	(1)	(2)	(3)
<i>constant</i>	0.002 (0.003)	0.0004 (0.003)	0.001 (0.007)
$\Delta \ln(K/HL)$	0.810 (0.024)***	0.800 (0.023)***	0.790 (0.021)***
$\Delta \ln(FK)$	0.017 (0.004)***	0.058 (0.011)***	0.064 (0.016)***
$\Delta \{\ln(FK)\}^2$		0.0028 (0.0007)***	0.0031 (0.0008)***
<i>Hausman</i> (1) [ $\chi^2$ stat. ] [p-values]	1.525 [0.466]	4.399 [0.222]	4.219 [0.239]
<i>F stat.</i> for time effects [p-value]			18.64 [0.000]
<i>Hausman</i> (2) [ $\chi^2$ stat. ] [p-value]			2.874 [0.412]
adjR <sup>2</sup>	0.695	0.703	0.730
No. of Obs.	522	522	522
労働生産弾力性推定値	0.190 (0.024)***	0.200 (0.023)***	0.210 (0.021)***

(出所) 筆者作成。

(注) 推定はすべて変量効果 (random effect) モデルによっている。*Hausman* (1)は地域効果のみを考慮した場合の、また*Hausman* (2)は地域・時間効果の双方を考慮した場合のハウスマンの特定化テスト統計量であり(帰無仮説は変量効果モデル, 対立仮説は固定効果モデル), 下段のカッコ内はその*p*値(以下, 同じ)。*F stat.*は時間効果に関するFテスト統計量(帰無仮説は「時間ダミーの係数推定値がすべてゼロ」である)。カッコ内の計数は推定値の標準誤差。

\*\*\* 1%の水準で統計的に有意

たので、ここではそれを採択することにした。この場合、地域個別効果 $\alpha_i$ は定数と個別効果を表す確率変数の合計と解釈され、直接投資以外の要因による地域TFPが確定的 (deterministic) トレンド部分と確率的 (stochastic) トレンド部分からなることを想定することになる。

まず、最初の(1)式の結果では、推定されたパラメーター(定数項を除く)はすべて1パーセントの水準で統計的に有意であり、かつ符号条件も満たされている。しかし、資本の生産弾力性推定値0.81は、省レベル分配国民所得勘定から得られる中国のマクロ資本分配率(約0.5)

はもとより、概ね0.6近辺に集中している他の推計例に比べても高めである[南・牧野 1999, 第7・8章; Chow 1993; Chow and Lin 2002; Jefferson, Rawski and Zheng 1996, 155; Li 2003; Wu 2000]<sup>(注7)</sup>。詳細は省略するが、そのひとつの理由は、われわれが人的資本を明示しているのに対し、その他の研究事例ではそれが無視されていることにあると考えられる。この点推定値を使用すると、労働の生産弾力性は0.19 (= 1.0-0.81)と推定され、1パーセントの水準で統計的に有意であった(最終行を参照。標準誤差はデルタ法によって計測した)。もっとも、

資本の生産弾力性とは逆に、他の推計例に比べて労働の生産弾力性に関するわれわれの推定値は小さい。そして最後に、われわれの焦点である直接投資の生産性改善効果は、予想通り正でかつ1パーセントの水準で統計的に有意に推定されている。この推定結果によると、1パーセントの外資シェア増加により生産性が1.7パーセント改善される。

一方、よく知られているように、中国の対内直接投資は特定地域に偏在する傾向があり、1990年代初頭の政策転換以降その傾向は若干改善されたとはいえ、現在でもその85パーセント以上が東部の沿海部地域に集中している。その帰結として、直接投資の生産性改善効果が地域によって異なり、特にそれが集中する地域において顕著であるとの推測はごく自然なものと考えられる。実際、われわれの推定モデルは地域の集積効果を含んでいるので、珠江デルタ地域や長江下流域地域といった外資の集積する地域における顕著な生産性改善効果を許容した特定化による推定の必要性は高い。

この集積密度による異なった生産性改善効果を捉えるひとつの工夫は、トランスログ型関数のように、直接投資の生産性改善効果を外資シェア対数の二次形式 $\{\gamma_0 + \gamma_1 \ln(FK)\} \ln(FK)$ によって近似することである。表2の(2)式はこの代替的な特定化による推定結果であり、それによると、予想通り直接投資の生産性改善効果が存在する( $\gamma_0 > 0$ )だけでなく、それが通増的である( $\gamma_1 > 0$ )との仮説は強く支持されている(該当項の推定値はいずれも1パーセントの水準で有意であった)。

他方、これまで地域変数効果は考慮されているものの、時間効果は特に明示されていない。

しかし、パネル・データ分析においてしばしばそうであるように、(直接観察できない)地域に共通のマクロ経済ショックが結果を左右しているかもしれない。その可能性をチェックするため、まず時間ダミー変数を入れてモデルを再推計し、すべての時間ダミーの係数がゼロとの帰無仮説をテストしてみた。その結果によると(表の*F stat.*を参照)、仮説は1パーセントの水準で棄却されており、このことはまた、横断面の地域効果だけでなく、時間効果を加えた特定化による推定を行うことが望ましいことを意味する。ただし、地域・時間効果の双方を考慮した変数効果モデルを帰無仮説とする検定結果によると、仮説は棄却されていないので(表の*Hausman* (2)を参照)、変数効果モデルによって推定を行うことにした。

推定結果は表の(3)式に整理されており、それによると、(2)式と同様に外資シェアの一次、二次項ともに正でかつ1パーセントの水準で有意に推定されている。このように、直接投資の生産性改善効果が通増的であるとの結論は、モデルの特定化に依存しないという意味で頑健であるといえよう。

いずれにしても、非常に簡単なスペシフィケーションではあるものの、中国に関する限り、直接投資は雇用や資本ストック以外の面でも地域の成長にプラスの効果を発揮していると考えられ、しかもその生産性改善効果は、直接投資が集中する地域において比例以上に増加するという意味で通増的であるようなのである。

### 3. 地域成長会計

#### (1) 国内資本と外国資本

さて、先に進む前に、さらに2つの技術的問

題を解決しておく必要がある。第1に、直接投資の成長寄与は生産性改善効果と生産要素としての資本ストック投入寄与の2つから構成される（雇用については後述する）。しかし、生産関数が後者を含む全資本ストック $K$ によって定義されているため、その寄与を内外資本ストック部分に分解する必要がある。

その要因分解方法として、 $\ln(K)$ を時間に関して微分した $d\ln(K)/dt = (K^D/K)d\ln(K^D)/dt + (K^F/K)d\ln(K^F)/dt$ という関係を活用する。ここで $K^D$ は国内資本、 $K^F$ は外資企業保有資本ストックである。つまり、総資本ストックの対数ベース成長率は各構成資本ストック成長率の加重平均であるので、この関係式の右辺第一項を国内資本投入寄与、右辺第二項を外国資本投入寄与とみなす。なお、実際の計算では、基準時点と比較時点間の対数ベース資本ストック成長率 $\ln(K_{2005}/K_{1987})$ が隣接する対数ベース資本ストック成長率 $\ln(K_t/K_{t-1})$  ( $t=1987\sim 2005$ )の累積合計に等しいという関係を活用し、隣接する時点の資本ストック・シェアの平均値をウェイトとして使用することにより計測精度を高めている。

第2に、Lipsey (2006) 等によって強調されているように、金融フローとして計上される直接投資と実際の生産資本投資を区別する必要がある。確かに投資リスクの高い初期段階では、しばしば現物出資（本国からの機械搬送）による資本参加のみられたため、直接投資額が現地における実物投資に対応しているとの観測も可能である。しかし、外資企業はなにも本国もしくは第三国の親会社からの資金のみに依存して投資活動を行っているわけではなく、また出資された資金や内部留保資金は、投資されずに運

資金や金融資産で運用されることも考えられる。

そこでわれわれは、固定資産投資統計等の観察に基づき、次のようにして外資企業の実質投資および実質生産資本ストックを推計した。まず、外資企業の行う投資として、データが得られない1993年以前については直接投資実行額でそれを代理し、データが利用可能な93年以降についてその固定資産投資を使用する。次に、建設中の資本ストックを除外した据付ベース資本ストックを計測するため、外資企業の据付ベース新設投資（中国では「新增固定資産」と呼ばれている）を「省レベル交付使用率×省レベル外資企業固定資産投資」により推計する。ここで交付使用率とは、固定資産投資に対する新增固定資産の比率を指す。そして、2002年以降については『中国固定資産投資統計年鑑』において公表されるようになった外資企業の新増固定資産データを使用し、この実効投資額を固定資産投資価格指数（2000年基準）によって実質化した。

次に、OECD (2001a, b) の資本ストック計測方法に従って、この実効実質投資額を効率単位投資額に変換する（加齢に伴う資本減耗・効率低下の考慮）。ただし、外資企業の投資に関する投資資産別投資額データは2002年以降しか利用可能でないので、建物・構築物投資と機械機器・その他投資の年齢-効率プロファイル（補論を参照）を2002~2005年の実際の外資企業投資項目別構成比率で合成した。そして、各年の実質実効投資額にこのプロファイル係数を乗じることによって効率単位実質実効投資額を計測し、その年次別合計を生産資本ストックとみなした。なお、直接投資が全省で出揃うのは1986年からであるので、79~86年の累計額をその初期値と仮定し、それに合成年齢-効率プロファ

イルを乗じることによりその後の効率単位資本ストックを計算している。

このようにして推計された外資企業の生産資本ストックは、2005年末時点において全生産資本ストック推計値(据付ベース)の8.0パーセントであった(進捗ベースでは8.4パーセント)。外資企業の行う固定資産投資は、ブーム期の1992年以降でも恒常的に全社会固定資産投資の1割弱であり、また、90年代初頭までその水準は非常に小さかったことを考慮すると、その生産資本ストックが全資本ストックの1割弱とのわれわれの推計結果はそれほど非現実的ではないように思われる(注8)。

## (2)結果

さて、以上の推定結果およびその他の準備を踏まえて、次に成長会計を行ってみよう。表3は全国レベルに集計化された結果の要約表であり、また、表4は三大地域別および東部沿海地域内部のサブ・リージョン別成長会計結果を示している(個別省・市レベルの結果は、巻末の表

9にまとめられている)。ここで、表の成長率は全て対数ベースで定義されており、実質経済成長率と個別要因寄与の集計は、ディヴィジア指数の離散近似であるTörnqvist indexの要領に従って、基準・比較年時の名目GDPシェア平均をウェイトとした加重平均集計によった。そして、表2の(3)式の推定結果を使用して計算が行われている(以下、同じ)。なお、分析期間は1987~2005年であるが、実質経済成長率に関するわれわれの全国レベル集計値10.58パーセントが、同期間の実績値9.08パーセントを1.50パーセント上回っていることに注意しよう(注9)。

まず、全国レベルの集計表に注目すると、表3から得られる第1の結論は、中国の成長が資本投入依存적であるということであろう。実際、国内資本に限定してもその寄与率はきわめて高く、78.2パーセントの圧倒的な説明力となっている。このように、中国の高度経済成長は高い投資率によって可能になっており、この結論はマクロ経済や地域経済に関わらず等しく共通に

表3 中国の実質経済成長率とその要因(1987~2005年):全国レベル集計結果

	寄与度 (%/年)	構成比 (%)
実質経済成長率	10.58	100.0
<要因>		
国内資本	8.27	78.2
労働	0.63	6.0
人的資本	0.39	3.7
就業者数	0.24	2.3
直接投資	1.77	16.7
資本ストック	0.86	8.1
生産性改善効果	0.91	8.6
残差	-0.10	-0.9

(出所)筆者作成。

(注)29省レベルの経済成長率およびその要因を、名目GDPシェアの平均値をウェイトとして集計した。生産弾力性は表2の(3)式の推定値を使用している。

表4 地域別成長会計（1987～2005年）

A. 寄与度（年率，％）

	東部地域			中部地域	西部地域	
		渤海湾沿岸	長江下流域	華南		
実質経済成長率	11.45	10.59	11.64	12.79	9.38	9.63
<要因>						
国内資本	8.88	8.07	10.39	8.08	7.50	7.53
労働	0.62	0.53	0.34	1.23	0.62	0.69
人的資本	0.39	0.34	0.24	0.70	0.38	0.41
就業者数	0.23	0.19	0.09	0.53	0.24	0.27
直接投資	2.28	1.71	2.19	3.50	1.22	0.98
資本ストック	1.27	0.70	1.09	2.60	0.37	0.29
生産性改善効果	1.02	1.01	1.10	0.90	0.85	0.69
残差	-0.33	0.28	-1.28	-0.03	0.03	0.43

B. 寄与率（％）

	東部地域			中部地域	西部地域	
		渤海湾沿岸	長江下流域	華南		
実質経済成長率	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	
<要因>						
国内資本	77.5	76.2	89.2	63.2	80.0	78.2
労働	5.4	5.0	2.9	9.6	6.6	7.1
人的資本	3.4	3.2	2.1	5.5	4.1	4.3
就業者数	2.0	1.8	0.8	4.2	2.6	2.8
直接投資	19.9	16.2	18.8	27.4	13.0	10.2
資本ストック	11.1	6.7	9.4	20.3	4.0	3.0
生産性改善効果	8.9	9.5	9.4	7.1	9.1	7.2
残差	-2.9	2.6	-11.0	-0.2	0.3	4.5

（出所）筆者作成。

（注）名目GDPシェアの平均値をウェイトとして集計化した。地域区分は次の通りである。渤海湾沿岸地域は北京・天津市、河北・遼寧・山東省、長江下流域地域は上海市、江蘇・浙江省、華南地域は福建・広東・海南省、東部地域は渤海湾沿岸地域、長江下流域地域、および華南地域。中部地域は山西・吉林・黒龍江・安徽・江西・河南・湖北・湖南省、西部地域は内蒙古・広西・四川（重慶市と四川省）・貴州・雲南・陝西・甘肅・青海・寧夏・新疆の省もしくは自治区。

得られるコンセンサスとあってよい [橋口・陳 2006；Bosworth and Collins 2007；Chow 1993；Chow and Li 2002；Chow and Lin 2002；Ezaki and Sun 1999；Hu and Kahn 1997；Kuijs and Wang 2005；Ren and Lin 2005；Unel and Zebregs 2006；Wang and Yao 2003；Young 2003]。

第2に、人的資本の役割を考慮しても労働投

入の寄与は逆に非常に低く、その寄与度は0.6パーセント程度である。また、その中身を観察すると、人的資本の寄与が就業者のそれに比べて高く現れている。なお、Wang and Yao (2003)とは異なり、われわれの計測では人的資本の成長寄与度は0.4パーセントであり、それほど大きくない。その最大の原因は労働の生産弾力性

の差であり、彼らがわれわれのそれに比べてはるかに高い0.4~0.5を採用していることである。しかし、程度の差はあれ、中国の経済成長に対する労働投入の寄与が小さいとの評価は広く見られるものであり、その意味でこの論点は一般的な結論であろう。なお、具体的計数は示されていないが、中国の人的資本の成長寄与は、義務教育普及のテンポが加速した1980年代において高く、90年代以降ではその飽和により小さくなっていることを記しておきたい。

第3に、われわれの主要関心事である直接投資の成長促進効果を観察すると、その成長寄与度は中国全体で1.77パーセント、10.58パーセントの経済成長率に対する寄与率は16.7パーセントと推計されている。ここで、われわれの推計結果は、貿易における外資企業のシェア(2006年時点で58パーセント)や工業部門の粗生産・付加価値に占める外資企業シェア(同32パーセント、および28パーセント)から類推される予想からややかけ離れていると感じられるかもしれない。実際、「中国の成長は外資依存」とのイメージ・認識は、中国の内外を問わず広く浸透しているように思われる。しかし、繰り返しになるが、中国における外資企業の資本ストック・シェア(推計値)は2005年で8.0パーセント、また、後に触れる雇用シェアに到っては2004年時点で僅か3.1パーセントであり、要素投入面からみたそのプレゼンスは非常に小さいこと、したがってその相対プレゼンスとの対比で直接投資の成長寄与を評価すべきである。

一方、中国における直接投資の成長寄与の大きさを評価する上で、国際比較を行ってみることも有益であろう。そのため、現在、おそらく世界で唯一整合的かつ包括的なデータが利用可

能なアメリカの対内直接投資が参考になる。また、中国は2007年においてドイツを抜き、世界三大経済大国の一角を占めるまでに至っている現状を所与とすると、アイルランドやシンガポール、北欧、マレーシアといった小国ではなく、(先進国とはいえ)アメリカのような大国との比較がより有意義であろう。この関連で、米国GDPの3割弱を占めるに過ぎない在米多国籍企業(米国籍の多国籍企業と在米外資系企業)の生産性寄与が1995~2000年のITブーム期における米国非農業民間部門労働生産性上昇率2.8パーセントの過半に相当する1.8パーセントであったという事実を発見したCorrado, Lengermann and Slifman (2007, Table A4, 34)のデータが有益な情報を与えている。<sup>(注10)</sup>それによると、1977~2000年の米国実質GDP成長率(対数ベース)は3.31パーセントであったが、そのうち米国籍多国籍企業の寄与が0.864パーセント、在米外資系企業の寄与が0.384パーセントであった(期間平均GDPシェア×対数ベース成長率により計算した)。したがって、直接的な寄与しか捉えていないものの、世界最大の直接投資受け入れ国であるアメリカの同期間実質経済成長率の11.6パーセント [=100\*0.384/3.31] が在米外資系企業の貢献分ということになる。このアメリカとの比較が明らかにしているように、中国の直接投資成長寄与に関するわれわれの推計結果は、一見したところ小さく映るかもしれないが、国際比較の観点からは必ずしもそうではないのである。

ちなみにWhalley and Xin (2006)は、1995~2004年の外資企業のGDP推計から直接投資の成長寄与を推計し、1995~2004年の実質経済成長率に対する直接投資の寄与率は単純平均で

32.7パーセント（2003・2004年では40パーセント以上）あったことを示している。しかし、彼らの推計は年商500億元以上の比較的規模の大きい工業企業を対象としたデータから計算されたシェアを直接経済全体に適用して得られたものであり、外資企業の付加価値を過大評価している可能性が高い [Branstetter and Lardy 2006, 19, fn.27]。

しかし、その地域偏在を所与とすると、中国の直接投資の成長促進効果は一国全体ではなく、地域レベルで観察することがより重要であるかもしれない。実際、表4によると、予想通りその効果は内陸部では小さく、逆に東部の特定地域において大きく現れている。例えば、これまで最も外資が集中している華南地域を観察すると、直接投資の成長寄与は3.50パーセント、同地域の実質経済成長率に対する寄与率は27.4パーセントであった。いわばその高度経済成長の源泉の3割近くが、直接投資によっているわけである。また、華南地域は他の地域と異なり、労働投入の寄与が比較的高い点でも特徴的である。外資依存度の高さに加え、内陸部からの出稼ぎ労働者の大量動員による成長パターンがその実態なのであろう。第2に、全国レベルで確認されたように、成長の最大の要因は程度の差はあれどどの地域においても国内資本投入であることを指摘しておきたい。この関連で特筆すべきは長江下流域地域（上海市、江蘇・浙江省）の成長要因であり、当該地域はいまや華南地域と並ぶ中国最大の外資集中地域であるにもかかわらず、国内資本投入の寄与が主要地域の中で最も高い。

このように、当然であるものの直接投資の中国経済に及ぼすインパクトは地域によって異なる

のであり、東部と内陸部の差はもちろんのこと、同じ東部沿海部にあってもその役割は地域によって異なるはずである。そこで、Shorrocks（1982）のアイデアを援用した簡単な要因分解により、地域の成長と直接投資の関係を数量的に評価する試みを行っておこう。いま、 $i$  地域の実質経済成長率を  $g_i$ 、その第  $s$  要因の寄与を  $z_{i,s}$  と置くと、成長会計の結果により  $g_i = \sum_s z_{i,s}$  と分解できる。このとき地域間の成長率変動をその分散  $Var\{g_i\}$  で捉えたと、それは

$$Var\{g_i\} = \sum_s \beta_s Var\{z_{i,s}\} \quad (8)$$

と表現可能である。ここで  $\beta_s$  は  $\beta_s = Cov\{z_{i,s}, g_i\} / Var\{z_{i,s}\}$  と定義されており、特定要因  $z_{i,s}$  を成長率  $g_i$  に回帰したときのOLS推定値の確率極限という意味を持つ。したがって、地域間成長率変動は(8)式に従って個別要因に分解可能であり、後者はその地域間変動に回帰係数を乗じた  $\beta_s Var\{z_{i,s}\}$  によって捉えられる。

表5は、以上の考え方に従って地域間成長率変動の要因分解を行った結果である。この表によると、第1に、成長率の最大の説明要因であった国内資本ストックがやはり地域間成長率変動の最大の説明要因であり、その寄与率は68パーセントに及んでいる。第2に、労働投入は2パーセント弱の説明力しかなく、地域間成長率変動の主要説明要因とは言えない。そして第3に、地域間の成長率変動要因としての直接投資の寄与率は実に47.9パーセントとなっており、国内資本に続く第2番目の要因となっている。ちなみに、資本ストック投入変動の寄与率は外資系企業のそれを含めると106.8パーセント(=67.7+39.1)に達しており、この結果は「地域

表5 地域間実質経済成長率変動の要因：1987-2005年

	分散・共分散	寄与率 (%)
実質経済成長率	1.5338	100.0
< 要因 >		
国内資本	1.0387	67.7
労働	0.0295	1.9
人的資本	0.0158	1.0
就業者数	0.0138	0.9
直接投資	0.7340	47.9
資本ストック	0.6002	39.1
生産性改善効果	0.1337	8.7
残 差	-0.2684	-17.5

(出所) 筆者作成。

(注) 表2の推定結果(3)を使用して計算した。

間成長率格差の最大の要因は資本投入の地域間格差」という従来の地域成長会計分析から得られた結論を再確認していると言えよう [Ezaki and Sun 1999; 橋口・陳 2006; Unel and Zebregs 2006]。

いずれにしても、われわれの分析は、直接投資の成長促進効果をマクロの集計レベルだけでなく、リージョンという横断面で観察することの重要性を強く示唆している。そこで、直接投資の成長寄与に焦点を絞って、地域の成長との関係を直接観察してみると(図1)、確かに中国の地域成長は直接投資の成長寄与と密接な正の相関関係があり、直接投資を多く吸引してきた地域では一般に高い成長が可能になっている。特にこの効果が顕著であるのは、早くから開放政策を採用してきた福建・広東・海南省の華南地域、そして、いまや広東省を追い抜く勢いの投資集中地域である上海市・江蘇省といった地域である。また、華北地域では予想通り北京・天津市のプレゼンスが目立っている。

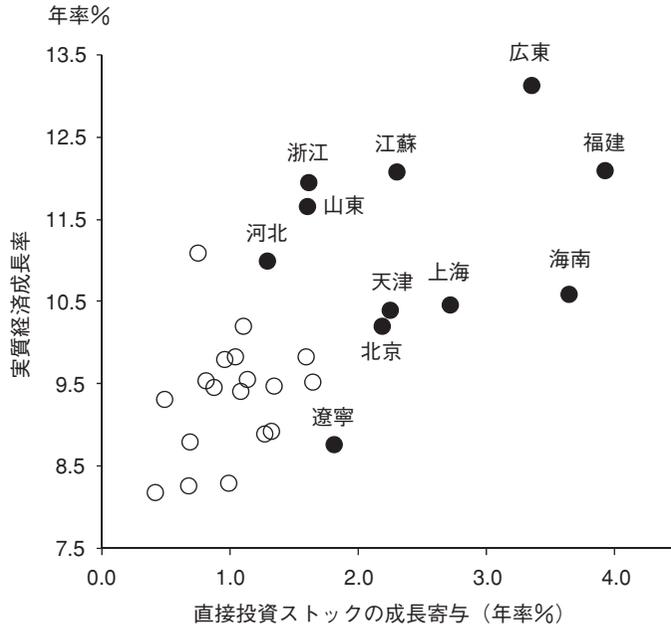
その一方で、同じ東部地域にありながら直接投資ではなく、国内企業の成長により台頭して

きた地域が存在することにも等しく留意すべきかもしれない。例えば、浙江省は民間企業の台頭により現在の地歩を築いたその代表例であり、寧波から杭州、上海に至る一部の地域を除けば、同じ東部地域にあっても顕著な直接投資受入れ地域とは言えない(同様の傾向は山東・河北省でも観察される)。逆に遼寧省のように、東北地域としては比較的多くの外資を吸引しながら(ただし大連・瀋陽に集中)、どちらかという低迷してきた地域も存在する。しかし、これら若干の留保にもかかわらず、全般的にみて地域間の成長パターンの相違が直接投資の吸引力の差によってかなりの程度説明できることは明らかであり、本稿はそのオーダーを数量的に明らかにしたことになる。

### (3) 若干の補足

最後に、若干の補足を行っておこう。その第1は、外資企業の雇用に関連した成長寄与であり、信頼に足る雇用データが得られないため、これまでその評価を意識的に避けてきた。しかし、第二次・第三次産業をカバーした2004年の第一次経済センサスの結果によっても外資企業

図1 実質経済成長率と直接投資の成長寄与：1987-2005年



(出所) 筆者作成。

(注) ●は東部沿海地域の省・市, ○は内陸部の省を表わす。作図に使用された計数は表9に示されている。

雇用の相対規模は3.1パーセントと非常に小さく、また、われわれの労働生産弾力性推定値が0.2前後であることを考慮すると、その寄与が無視できるほどに小さいことは容易に推測できる。実際、データが得られる1993~2005年についてその成長寄与を計算すると（人的資本は内外資企業ともに同じと仮定した）、工業統計ベース雇用では表6のAのような結果が得られた<sup>(注11)</sup>。この表の結果が示しているように、外資企業雇用の成長寄与率は全国レベルで1パーセントにも満たないオーダーであり、わずかに華南地域（および程度は小さいが長江下流域地域）において比較的大きい寄与が観察されるに過ぎない。確かに中国における外資企業の雇用規模は、2004年時点において2334万人と〔国務院第

一次経済普查領導小組弁公室 2005, 19〕、同年におけるOECD 19カ国の外資企業総雇用数2028万人〔OECD (2008) より計算した。ただし一部の国について対象年・対象産業が異なる〕との対比でみても非常に大きい。しかし、7億5200万人という中国の就業者総数との対比では外資企業の雇用シェアはきわめて小さいといわざるをえず、その結果として外資企業の雇用寄与を考慮しても、それはわれわれの結論にほとんど影響しないのである。

第2に、成長会計で使用される実質生産資本ストックは、データの制約上、通常は建設仮勘定を含む進捗ベースで計測されるのに対し、ここでは従来の方法と異なり、Holz (2006b) の示唆に従って、それを除いた据付ベース生産資

表6 地域成長会計：代替的な推計結果

## A. 外資企業雇用の寄与：1993～2005年

	全国	東部				中部	西部
			渤海湾沿岸	長江下流域	華南		
実質経済成長率 <要因>	10.91	11.58	11.09	11.93	11.88	10.06	9.91
外資雇用寄与度 [寄与率]	0.10 [0.9%]	0.16 [1.4%]	0.06 [0.5%]	0.17 [1.4%]	0.31 [2.6%]	0.01 [0.1%]	0.01 [0.1%]

(出所) 筆者作成。

(注) 表2の推定式(3)を使用して計算した。

## B. 進捗ベース資本ストックを使用した場合の成長会計：1987～2005年

	進捗ベース資本ストックを使用した場合 (全国集計結果)		備考：据付ベース資本ストックを使用した場合 [表3]	
	寄与度	構成比, %	寄与度	構成比, %
実質経済成長率 <要因>	10.58	100.0	10.58	100.0
国内資本	8.50	80.3	8.27	78.2
労働	0.63	6.0	0.63	6.0
人的資本	0.39	3.7	0.39	3.7
就業者数	0.24	2.3	0.24	2.3
直接投資	1.83	17.3	1.77	16.7
資本ストック	0.91	8.6	0.86	8.1
生産性改善効果	0.91	8.6	0.91	8.6
残差	-0.38	-3.6	-0.10	-0.9

(出所) 筆者作成。

(注) 表2の推定式(3)を使用して計算した。

本ストックの推計値を使用した<sup>(注12)</sup>。したがって、この資本ストック概念の違いが結果にどの程度影響しているかについて触れておくことは無益ではなからう。

表6のB.に掲載されている数値は、据付ベース資本ストックの代わりに、進捗ベース資本ストックを用いた場合の成長会計結果（全国レベル）である（外国資本も同様に進捗ベース計数を使用している）。ちなみに、比較を容易にするために、同表の備考欄に据付ベース資本ストックによる表3の結果が再掲されている。容易に予想されるように、進捗ベース資本ストックは据

付ベース計数よりも大きい（2005年末時点で前者は後者の1.36倍）、その使用は資本投入の寄与を膨らませている。しかし、そのオーダーは国内資本で0.23パーセント、直接投資で0.06パーセント、合計0.29パーセントであり、必ずしも大きくない。その理由は単純であり、両者を架橋する交付使用率（当年投資支出額に対する当年新規生産能力増加額の割合）が大きく変動しない限り、成長会計で重要な伸び率に大きな差が生じないからである。このように、水準が問題である場合両者の違いは大きい、成長率が分析対象である限り、資本ストック概念の違

いの影響は大きくないといえよう。

## II 直接投資と地域格差

前節において、浙江省等の例外はあるものの、中国の地域の成長パターンがかなりの程度直接投資の吸引力の差によって説明できることを示した。その自然な帰結として、直接投資が中国の著しい地域格差拡大の重要な要因となってきたのではないかとの推測が生まれるのは自然であろう。最後にこの節では、この推測を数量的に評価するひとつの試みを行ってみたい。

### 1. 中国の地域格差

先に進む前に、中国の地域格差の展開について簡単にレビューしておこう。この作業はまた、われわれの分析結果を解釈する上でも有益である。

そのためには格差を測る対象変数を特定する必要があるが、ここでは最も単純な1人当たり実質GDP(2000年価格)を使用する。また不平等尺度として、加法分解可能性(additive separability)等のいくつかの望ましい特性を持つタイルの平均対数偏差(Mean Logarithmic Deviation: MLD)尺度を採用する。ここでタイルのMLDは

$$MLD = \sum_{i=1}^N p_i \log\left(\frac{\mu}{y_i}\right) \quad (9)$$

によって定義され、 $p_i$ は*i*省の人口シェア、 $y_i$ は*i*省の1人当たり実質GDP、 $\mu$ はその全国平均、 $N$ は省の数をそれぞれ表す。<sup>(注13)</sup>

一方、MLD尺度は、 $MLD_s$ をグループ化された地域*s*内部のMLD尺度、 $q_s$ をその人口シェア、 $\mu_s$ をグループ化された地域*s*の平均1人当たり

実質GDPと定義すると、次式のように分解可能である(グループは伝統的な東部、中部、西部の三地带区分を採用する)。

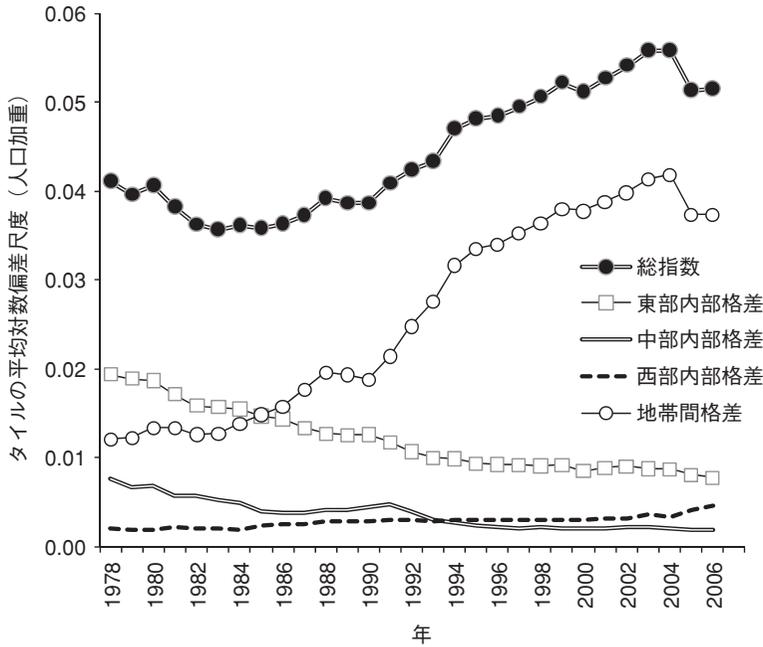
$$MLD = \sum_{s=1}^3 q_s MLD_s + \sum_{s=1}^3 q_s \log\left(\frac{\mu}{\mu_s}\right) \quad (10)$$

この(10)式右辺の第一項は、グループ化された各地域内部の不平等尺度の人口ウェイト加重平均値であるので、「地域内部格差」尺度と捉えうる。また右辺第二項は各地域グループをひとつの地域単位と考えた場合のMLD尺度であり、「地帯間格差」尺度と解釈可能である。したがって(10)式は、全体の地域格差尺度を地域内部格差と地帯間格差の2つに分解している。

図2は、1978年の改革・開放以後に絞って、タイルのMLDによる中国の地域格差動向およびそのグループ別要因分解結果を示したものである。なお、西藏自治区を含めた30省ベースで計測が行われており(ただし、人口ウェイトを使用する限り、西藏自治区を含めるか否かは結果に影響しない)、地域区分は表4の脚注に示されている。この図によると第1に、1990年代、特に90年以降中国の地域格差は明確に拡大トレンドに転じている。第2に、その要因を観察すると、東部(および中部)の地域内部格差が趨勢的に縮小する一方で、地帯間格差が逆に拡大傾向を示している。そして、この2つの要因の帰趨が中国全体としての地域格差動向を左右しており、1990年代以降の格差拡大はもっぱら東部と内陸部の地帯間格差によってもたらされている。

その背後にある中国の地政学的変化はよく知られている。第1に、計画期における中国の富の源泉はもっぱら3つの直轄市(北京・天津・上海市)および遼寧・黒竜江省の東北部であっ

図2 中国の地域格差とその要因



(出所) 筆者作成。

(注) 西藏自治区を含む30省・市ベースで計測している。2005年以降の総格差および地帯間格差の不規則な変化は、人口統計の精度変化(2005年1%人口サンプル調査結果の使用による常住人口統計の精度改善)による。地帯区分は表4の脚注を参照。

た。ところが、改革・開放以降における山東・江蘇・浙江・福建・広東省のいわばニューリッチの台頭(もしくはキャッチアップ)によって、これらオールドリッチの地位が相対的に後退した。この東部内部における新旧の地位交代が中国地域経済展開の第1の軸であり、それが東部内部格差の縮小として現れている。第2に、こうした東部のニューリッチ地域の台頭の一方で内陸部の成長が相対的に遅れてしまい、これが中国の地域経済展開の第2の軸を形成した。その結果として、第1の東部内部格差縮小と第2の地帯間格差拡大が中国全体としての地域格差動向を左右し、1980年代では前者が、90年代以降では後者の役割が大きく現れてきたのである。

このように、改革・開放以後の中国の地域経済の地殻変動をひとことで表現すると、東部のオールドリッチとニューリッチの新旧交代を伴った東部沿海地域の相対的に高い成長と要約できよう[陳 1996; 2000b; 加藤・陳 2002; 加藤 2003]。<sup>(注14)</sup>

## 2. 直接投資の寄与

さて、以上の展開を念頭において、直接投資の地域格差に対する寄与の大きさを数量的に評価してみよう。この目的のため、他の事情を一定として外資シェアおよび同業生産資本ストックが1986年末水準を維持した場合の仮想的な経済を想定する。いま、その仮想的な経済にお

ける実質総資本ストックおよび外資生産資本ストックを、それぞれ $K'$ および $K^{F'}$ と表記しよう。ここで $K' = K - (K^F - K^{F'})$ である（混乱の恐れは少ないので、時間および地域を表すインデックスを省略している。また、プライム（'）のない変数は実際値を表す）。このとき、仮想的な経済における実質産出 $Y'$ と実際のそれ $Y$ との間には $\ln(Y'/Y) = \beta \ln(K'/K) + \gamma_0 \ln(FK'/FK) + \gamma_1 \{(\ln FK')^2 - (\ln FK)^2\}$ という関係があるので、この関係式より計算された $Y'$ を用いて仮想的な経済における1人当たりGDPの地域格差尺度を計測可能である。したがって、現実の不平等尺度とこの仮想的経済における不平等尺度の差が地域格差に対する直接投資の寄与を表すと考えることができる。なお、データ制約により雇用面の寄与を無視するが、既に説明した理由により、この処理は結果に大きく影響しないと考えられる。

表7は、以上の考え方に基づいて行われたシミュレーション結果の要約である。ここで、計測に必要なパラメーターの推定値として、これまでと同様に表2の(3)式のそれを使用した。まず表の左上段には、現実のMLD（西藏自治区を除く29省ベース人口加重計数。以下同じ）と仮想的な経済におけるそれが示されており、第三列には後者を基準にした場合の地域格差尺度の増加率が示されている。この表の結果によると、予想通り直接投資は中国の地域格差を拡大させる要因として作用しており、その程度は直接投資ブームが始まった1992年以降増加している。そして、そのオーダーは2005年において24.0パーセントに達した。<sup>(注15)</sup>

ちなみに、このオーダーは、最近の研究事例におけるそれよりも大きい。例えばWan, Lu and

Chen (2007) は、1987～2002年における中国地域格差の要因を半対数非線形モデルによる所得生成関数の推定を基礎として分析し、中国の地域格差拡大の最大の要因が地域間の資本投入格差であることを示す一方で、一人当たり直接投資額で表されたグローバル化要因の地域格差尺度に対する寄与率は、使用される格差尺度とは無関係に7パーセント程度（MLDでは2001年時点で7.24パーセント）[Wan, Lu and Chen 2007, 54] と、きわめて小さいことを報告している。同様に、Tsui (2007) は、文革期直前の1965年から99年の長期タイムスパンから中国の地域格差の要因を分析し、やはり地域格差拡大の最大の要因が（70年代以降の長期趨勢的な）東部地域への資本投入偏在であることを明らかにするとともに、直接投資の対GDP比で代理された開放度指数の地域格差尺度（タイルのMLD）に対する累積寄与率が99年時点で9パーセント程度と[Tsui 2007, 79, Figure 5から概算]、やはり小さいことを報告している。しかし、モデルや説明変数の選択、およびその解釈等の相違もさることながら、これら先行研究ではわれわれのいうところの直接投資の生産性改善効果のみが分析対象となっており、外資企業による生産要素投入の寄与が無視されている。実際、われわれのシミュレーションにおいて直接投資の生産性改善効果のみを考慮した場合、2005年時点における仮想経済のMLDは0.0479となり、直接投資の地域格差尺度に対する寄与率は24.0パーセントから7.2パーセントに大幅に低下する。そして、この生産要素投入を無視した場合のオーダーはTsui (2007), Wan, Lu and Chen (2007)のそれとほぼ同じである。このように、彼らの推計は、生産要素投入を無視している点で、明

表7 地域格差と直接投資の寄与率

年	タイルのMLD尺度			地帯間格差要因		
	a. 実際値	b. 仮説値	$100 \times (a-b)/b$	a. 実際値	b. 仮説値	$100 \times (a-b)/b$
1987	0.0373	0.0373	0.0	0.0176	0.0176	0.0
1988	0.0392	0.0385	1.8	0.0195	0.0190	2.4
1989	0.0387	0.0372	4.1	0.0193	0.0182	5.6
1990	0.0387	0.0364	6.2	0.0188	0.0170	10.5
1991	0.0409	0.0379	7.9	0.0213	0.0188	13.4
1992	0.0423	0.0385	9.8	0.0247	0.0212	16.7
1993	0.0433	0.0384	13.0	0.0275	0.0225	22.5
1994	0.0470	0.0410	14.7	0.0316	0.0254	24.6
1995	0.0481	0.0410	17.4	0.0334	0.0262	27.8
1996	0.0484	0.0405	19.5	0.0340	0.0261	30.3
1997	0.0495	0.0405	22.3	0.0352	0.0264	33.3
1998	0.0506	0.0408	23.9	0.0364	0.0271	34.4
1999	0.0522	0.0419	24.6	0.0379	0.0282	34.4
2000	0.0512	0.0409	25.1	0.0377	0.0281	34.5
2001	0.0527	0.0424	24.2	0.0387	0.0291	33.2
2002	0.0541	0.0436	24.2	0.0398	0.0300	32.7
2003	0.0558	0.0451	23.6	0.0413	0.0314	31.7
2004	0.0565	0.0460	22.8	0.0418	0.0318	31.5
2005	0.0514	0.0414	24.0	0.0373	0.0278	34.0

年	地域内部格差要因			参考：東部内部格差		
	a. 実際値	b. 仮説値	$100 \times (a-b)/b$	a. 実際値	b. 仮説値	$100 \times (a-b)/b$
1987	0.0198	0.0198	0.0	0.0134	0.0134	0.0
1988	0.0197	0.0195	1.3	0.0128	0.0125	2.0
1989	0.0194	0.0189	2.6	0.0125	0.0120	4.6
1991	0.0196	0.0191	2.5	0.0118	0.0113	4.6
1992	0.0176	0.0174	1.5	0.0107	0.0104	3.4
1993	0.0158	0.0159	-0.4	0.0100	0.0098	2.0
1994	0.0154	0.0156	-1.3	0.0099	0.0098	1.8
1995	0.0147	0.0148	-0.8	0.0094	0.0091	3.3
1996	0.0144	0.0144	0.0	0.0093	0.0088	4.8
1997	0.0143	0.0140	1.7	0.0092	0.0086	7.6
1998	0.0142	0.0138	3.4	0.0091	0.0083	10.2
1999	0.0143	0.0137	4.4	0.0092	0.0083	11.8
2000	0.0135	0.0129	4.6	0.0085	0.0076	12.7
2001	0.0140	0.0134	4.6	0.0089	0.0079	12.2
2002	0.0143	0.0136	5.2	0.0090	0.0080	12.8
2003	0.0145	0.0138	5.1	0.0088	0.0078	13.0
2004	0.0147	0.0142	3.4	0.0087	0.0078	11.4
2005	0.0141	0.0136	3.6	0.0081	0.0073	10.8

(出所) 筆者作成。

(注) 表2の(3)式を使用して計測した。寄与率は仮説的経済を基準として計算されている。

らかに地域格差に対する直接投資の寄与を過小評価していると考えられるのである。

第2に、同表上段右側には地帯間格差に対する直接投資のインパクトが示されている。前節で説明されたように、1990年代以降の中国の地域格差拡大は主として地帯間格差拡大によって牽引されており、その要因を探ることがきわめて重要な意味を持つ。そして、容易に予想されるように、われわれの簡単なシミュレーション結果は、そのおそらく最も重要な要因のひとつが直接投資の地域偏在であったことを示唆している。実際、表の結果によると、直接投資は中国の地帯間格差変動のかなりの部分を説明しており、2005年時点ではそれを34パーセントも押し上げる要因であった。

一方、表の下段の左側は、地域内部格差に対する直接投資の寄与を示している。なお、地域内部格差の最大の変化は東部地域において起こっている（図2を参照）、東部内部格差に焦点を絞ったシミュレーション結果を下段右側に示しておいた。この下段の2つの結果を観察すると、やや意外なことに、直接投資は同時に地域内部格差、特に東部内部の格差を拡大させる要因であり、その効果は1990年代後半から顕著となっている。直接投資が集中する広東省や福建省、あるいは江蘇省などは、現在でこそ躍進著しい地域であるものの、改革・開放が始動する以前では相対的に貧しい地域であった。しかし、程度の差はあれこうした相対的に貧しい地域が直接投資をテコとして台頭してきたのであり、これが東部内部におけるオールドリッチに対するニューリッチのキャッチアップの一要因となった。ところが、1990年代後半からはこうした地域は中国経済をリードする先進地域とな

り、かつての中国の富の源泉であった遼寧省や首都近辺であるにもかかわらずやや生彩を欠く河北省といった地域との東部内部格差が顕在化してきたのであろう。ただし、その寄与率のオーダーは東部内部格差要因でも10パーセント程度であり、必ずしも大きくない。いずれにしても、直接投資は主として地帯間格差を拡大させることにより中国の地域格差拡大に無視できない影響力を持ってきた要因であることは間違いないようである。

### 3. 代替的な不平等尺度による評価

もちろん以上の結論は、使用される不平等尺度にも依存している。そこで最後に、代替的な不平等尺度により同様の評価を行った場合の結果を示しておこう。

より具体的には、代替的な不平等尺度として、変動係数、ジニ係数、タイルのエントロピー尺度、およびアトキンソン尺度の四つの代表的な尺度を採用し、直接投資の地域格差に対する寄与率を各々の尺度により計測する（各尺度の定義は表8の脚注1を参照）。ここで、Tsui (1991; 1993) に従って、アトキンソン尺度の相対不平等回避度 $\epsilon$ を2.0と仮定して計測を行った。

結果は表8に整理されており、参考までにタイルのMLD尺度による結果も合せて掲載している（配列は降順とした）。この表が示しているように、直接投資が地域格差に及ぼすインパクトの程度は使用される不平等尺度に依存しており、最大24.0パーセント（MLD尺度）から最小11.6パーセント（変動係数）の間に分布している。ここで、変動係数やジニ係数による寄与率が低いのは、これら尺度が直接投資の集中する相対的に高所得地域の所得変動を敏感に映し

表8 代替的な不平等尺度の下での直接投資のインパクト

尺 度	直接投資の寄与率 (%)
タイルのMLD尺度	24.0
タイルのエントロピー尺度	23.4
アトキンソン尺度	21.1
ジニ係数	12.8
変動係数	11.6

(出所) 筆者作成。

- (注) (1) タイルのMLDを除く不平等尺度の定義は次の通りである ( $\mu$ は平均1人当たり所得,  $\varepsilon$ は相対不平等回避度。ウェイトとして通常の等分ウェイト $1/N$ ではなく, 人口シェアウェイト $p_i$ を使用した)。タイルのエントロピー尺度 $=\sum(p_i y_i / \mu) \log(y_i / \mu)$ , アトキンソン尺度 $=1 - \{\sum p_i (y_i / \mu)^{1-\varepsilon}\}^{1/(1-\varepsilon)}$ , ジニ係数 $=(1/2) \sum_i \sum_j p_i p_j |y_i / \mu - y_j / \mu|$ , 変動係数 $=\text{SQRT}\{\sum p_i (y_i - \mu)^2\} / \mu$
- (2) 外資シェア $FK$ および外資実質資本ストックを1986年水準に固定した仮説的経済における不平等尺度に対する実際の不平等尺度の, 2005年時点における増加率。配列は降順とした。
- (3) ベースラインの選択に依存しない対数ベースで寄与率を計算すると, MLD尺度は21.5パーセント, エントロピー尺度は21.0パーセント, アトキンソン尺度は19.1パーセント, ジニ係数は12.1パーセント, 変動係数は11.0パーセントである。

出す尺度であることによると考えられる。同様に, タイル尺度や1.0以上の相対格差回避度を仮定したアトキンソン尺度は, 相対的に低所得地域のステータスに敏感な尺度であるため, 直接投資の高所得地域成長促進効果による格差拡大を大きく映し出す傾向がある。しかし, どの尺度を採用するにせよ, 直接投資の地域格差に及ぼすインパクトが無視できない程度であることには変わらない。

もちろんわれわれの接近には, 部分均衡論という意味で明らかな限界がある。また, 不平等尺度は定性的なものであり, 定量的評価に不向きとの批判もありえよう。しかし, 直接投資の地域格差に対するインパクトに関する数量的評価が, 従来, 部分的にしか試みられていないことを所与とすると, われわれの第一次的接近にも十分な意味があると考えられる。

## おわりに

本稿は, 直接投資で拡張された生産関数を直

接推定する接近により, 中国経済に対する直接投資のインパクトを, 地域の成長と格差という視点から分析した。その結果によると, 第1に, 中国の経済成長に対する対内直接投資の寄与は, 全国レベルでは1.8パーセントの実質成長率嵩上げ, 成長率に対する寄与率は17パーセントとの数量評価が得られた。しかし, 第2に, 直接投資は地域に不均等に分布しており, そのインプリケーションが重要であることも確認された。特に, 対内直接投資は1987~2005年における中国の地域間成長率変動の48パーセントを説明するきわめて重要な要因であり, 直接投資を吸引することが地域の成長にとってひとつの重要な鍵となってきたことを示した。そして第3に, 直接投資の地域偏在のインパクトは決して小さくなく, 地域格差尺度を12~24パーセント程度押し上げる要因として作用してきたことを示した。この意味で, 多様な地域から構成される中国経済にとって, 対内直接投資は無視できない要因であったのである。このように, われわれの推計結果はマクロとリージョンのギャップを

浮かび上がらせており、このことはまた、特定地域に集中する直接投資のインパクトを一国全体に引き伸ばしてイメージすることの危険性だけでなく、同時にまた、一国のマクロ・データの観察からそのインパクトを推し量ることの困難をも示唆しているように思われる。

もちろん、われわれの採用した接近は考えうるもののひとつに過ぎず、代替的なアプローチを排除するものではない。しかし、一国のマクロ経済的視点からはもとより、地域レベルにまでブレークダウンした直接投資の成長寄与分析は、その重要性にもかかわらず従来ほとんど行われてこなかったと考えられる。その間隙を若干なりとも埋めることに成功したとしたら、本稿の目的は達成されたといつてよい。

#### 補論 データの作成方法、および出所

実質生産資本ストック（据付ベース）：OECD（2001a, b）に従って、次のようにして推計した。いま、第 $j$ 資産の $t$ 期における据付ベース実質投資額を記号 $I_t^j$ で、またその耐用年数を $T^j$ で、年齢 $s$ の資本財の残存確率（survival probability）関数を $F_s$ で、年齢 $s$ の資本ストックの年齢-効率プロファイル（age-efficiency profile）関数を $h_s$ でそれぞれ表わす。そして、 $t$ 時点において新規に据付けられた資本財の使用者費用を $u_t^0$ で表記する。このとき、生産資本ストックの集計数量指数 $K_t$ は

$$\ln \left( \frac{K_t}{K_{t-1}} \right) = \sum_{j=1}^N 0.5 \{v_t^j + v_{t-1}^j\} \ln \left( \frac{PK_t^j}{PK_{t-1}^j} \right)$$

$$\text{where } PK_t^j = \sum_{s=0}^{T^j} h_s^j F_s^j I_{t-s-1}^j$$

により計測される。ここで、 $PK_t^j$ は資産 $j$ の効率単位で測った実質生産資本ストック、 $v_t^j$ は $v_t^j = u_t^{0j} PK_t^j / \sum_k u_t^{0k} PK_t^k$ によって定義される第 $j$ 資本財の使用者費用シェアである。そして、実質化の基準年（2000年）における資産別効率単位実質生産資本ストックの単純合計にこの資本サービス数量指数を乗じたものを、2000年価格実質生産資本ストックと考える。

まず、Holz（2006b, c）の示唆に従い、省別粗固定資本形成に省別交付使用率（固定資産投資に対する新增固定資産の比率）を乗じた額を「据付ベース」新設投資とみなす（進捗ベース計数は交付使用率を1.0として得られる）。次に、中国では「建物・構築物」（以下単に建物投資）、「設備・機械機器」（以下単に設備投資）、および「その他費用」の3つの資産区分による固定資産投資データが利用可能であるので、省レベルの基本建設投資、更新改造投資、その他投資データから3つの資産項目別投資シェアを省別に計測し、この投資シェアを据付けベース投資額に乘じることにより投資資産項目別据付ベース投資額を推計する。なお、計測開始年次は1981年である。そして最後に、3つの資産項目に対応する投資デフレーターで三投資系列をデフレートすることにより実質投資額を計測した（資産別固定資産投資価格指数が利用可能でない1990年以前は、Bai, Hsieh and Qian（2006）に従って、省別建設業GDPデフレーターで建物投資デフレーターを、また機械工業工場出荷価格指数〔全国計数〕で設備投資デフレーターを、省レベル固定資本形成デフレーターでその他投資デフレーターをそれぞれ代用した）。また、1980年末投資資産項目別資本ストックは、同様の要領により推計された全国ベース生産資本ストックと基本建設投資の

新增固定資産の省別データにより推計した。

次に、OECD (2001b, 58, 62), Schreyer, Bignon and Dupont (2003) に従い、資本財の残存確率関数を  $F_s = 1 - \text{累積対数正規分布}$  と特定化し、年齢-効率プロファイルとして双曲線関数 (hyperbolic function)  $h_s = \{T + 1 - s\} / \{T + 1 - \beta s\}$  ( $s=0, 1, \dots, T$ ) を仮定する (パラメーター  $\beta$  として建物は0.75, 設備およびその他は0.5を想定した)。また、Bai, Hsieh and Qian (2006, 11), Holz (2006c), 野村 (2004, 137, 156), OECD (2001b), Ren and Lin (2005, 24), 張・呉・張 (2004) 等を参考に、建物の耐用年数を45年, 設備・その他のそれを15年とした。

最後に、Hall-Jorgenson流の均衡条件  $u_t^0 = P_t \{r + d - \rho\}$  を活用して資本の使用者費用を計測した。ここで、 $P_t$  は新規資本財取得費用 (資本財デフレーター),  $r$  は名目資本コスト ( $\{1 + \text{実質金利}(rr)\} \{1 + \text{予想インフレ率}(p)\}$  により計測。予想インフレ率として消費者物価上昇率の過去5年間移動平均を使用),  $d$  は新規資本財の加齢に伴う資本減価率 (Schreyer, Bignon and Dupont (2003, 18) の公式に従い、内生的に推計した実質金利18パーセントを使用して計測した),  $\rho$  は新規資本財価格予想上昇率 (投資デフレーター上昇率の過去5年間移動平均を使用) であり、増値税や税制の効果は、データの制約により無視している。使用したデータの出所は次の通りである。国家統計局統計司 (1997), 国家統計局国民経済核算司 (1997), 国家統計局国民経済総合統計司 (2005), 国家統計局国民経済核算司 (2007), 『中国統計年鑑』各年版, 国家統計局固定資産投資統計司 (2002; 2003~2006)。

実質GDP: 2004年の第一次経済センサスに

伴い、全国同様、地方レベル国民所得統計も1993年まで遡って改訂が行われており、本稿はこの遡及改訂統計を使用している。使用された資料の出所は次の通りである。国家統計局国民経済核算司 (1997), 国家統計局国民経済核算司 (2007), 国家統計局 (2006; 2007)。

就業者数: 国家統計局国民経済総合統計司 (2005), および『中国統計年鑑』各年版によった。

人口・人的資本: まず、地域別に利用可能な唯一の教育水準データである6歳以上人口の教育水準データから、最大公約数分類である短大以上, 高校, 中学, 小学校, 文盲・半文盲の5段階教育水準別人口シェア ( $S^j$ ) を計算し ( $j = 1 \sim 5$ ), 「 $S^j \times$  就業者数」を教育水準別就業者数 ( $L_t^j$ ) とみなした (省を表す添え字は省略している)。ただし、1983~86年, 88~89年, 91~92年はデータが欠落しているので、毎年同率でシェアが変化すると仮定してその間を補完した。次に、中国の教育投資収益率の最初の体系的な推計であるZhang et al. (2005, 739, Table 3) から無学歴者 (文盲) 賃金を1.0に基準化した学歴別賃金 (倍率) を逆算し、各教育レベル別賃金総額シェア ( $w_t^j$ ) を計測した。そして、実効労働投入量指数  $E_t$  を、

$$\ln \left( \frac{E_t}{E_{t-1}} \right) = \sum_{j=1}^5 0.5 \{w_t^j + w_{t-1}^j\} \ln \left( \frac{L_t^j}{L_{t-1}^j} \right)$$

により計測し、実効労働投入 ( $E_t$ ) = 人的資本 ( $H_t$ )  $\times$  就業者数 ( $L_t$ ) という関係から、人的資本 ( $H_t$ ) を派生的に計測した。なお、6歳以上人口データによる人的資本の推計は、6~14歳人口を含むため、一般に就業人口ベースのそれを

過小評価している。しかし、人口センサスおよび1パーセント人口サンプル調査の所収データを活用してその誤差をチェックしたところ、過小評価率は最大4パーセントであることを確認している。省別人口を含めて使用したデータの出所は、次の通りである。國務院人口普查弁公室・国家統計局人口統計司（1985）、国家統計局人口統計司（1988）、國務院人口普查弁公室・国家統計局人口統計司（1993）、全国人口抽样調査弁公室（1996）、國務院人口普查弁公室・国家統計局人口和社会科技統計司（2002）、国家統計局人口和社会科技統計司（1994～2006）、

國務院全国1%人口抽样調査領導小組弁公室・国家統計局人口和就業統計司（2007）。

対内直接投資：実行ベース直接投資（ドルベース）は国家統計局国民經濟綜合統計司（1999）、国家統計局貿易外經統計司（1994～2005）、および国家統計局（1999～2005）によっており、中国統計年鑑等において従来様式の統計の公表が停止された2005年以降は、中華人民共和國商務部（2007, 190）によった [OECD（2006, 82）にも2005年データが掲載されている]。なお、1994年以前の人民元換算用為替レートは、二次レートを考慮した世銀の実効為替レートを使用して

表9 省レベル成長会計（1987～2005年）

（単位：年率％）

省・市	実質經濟 成長率	国内資本	労働	直接投資				残差	
				人的資本	就業者数	資本ストック	生産性改善効果		
北京	10.20	8.65	1.18	0.68	0.50	2.18	1.44	0.75	-1.82
天津	10.39	7.11	-0.07	0.04	-0.11	2.25	1.18	1.07	1.10
河北	11.00	8.96	0.71	0.43	0.28	1.29	0.41	0.88	0.04
山西	9.83	6.71	0.58	0.36	0.22	1.04	0.39	0.65	1.49
内蒙古	11.09	8.70	0.51	0.33	0.18	0.75	0.13	0.62	1.14
遼寧	8.76	5.13	0.30	0.21	0.09	1.81	0.67	1.14	1.52
吉林	8.93	6.64	0.25	0.18	0.07	1.32	0.46	0.86	0.71
黒龍江	8.29	6.57	0.59	0.36	0.23	0.99	0.17	0.81	0.15
上海	10.46	8.48	0.35	0.25	0.10	2.72	1.67	1.06	-1.09
江蘇	12.07	10.52	0.04	0.10	-0.06	2.30	1.08	1.22	-0.79
浙江	11.95	11.69	0.76	0.45	0.32	1.61	0.66	0.96	-2.12
安徽	9.42	7.50	0.87	0.51	0.36	1.08	0.28	0.80	-0.04
福建	12.09	8.05	1.13	0.65	0.48	3.93	2.81	1.12	-1.02
江西	9.48	8.31	0.70	0.43	0.27	1.34	0.33	1.01	-0.87
山東	11.65	9.33	0.46	0.31	0.15	1.60	0.51	1.09	0.26
河南	10.20	8.36	1.11	0.63	0.47	1.11	0.35	0.76	-0.37
湖北	9.53	7.56	-0.08	0.02	-0.10	1.64	0.66	0.98	0.42
湖南	8.90	7.53	0.67	0.40	0.27	1.27	0.32	0.95	-0.58
広東	13.12	8.22	1.29	0.73	0.56	3.36	2.53	0.83	0.25
広西	9.84	7.38	0.90	0.52	0.37	1.60	0.67	0.92	-0.03
海南	10.59	5.61	0.84	0.49	0.35	3.65	2.60	1.05	0.49
四川	9.56	7.69	0.44	0.27	0.17	1.14	0.36	0.78	0.29
貴州	8.27	7.46	1.17	0.66	0.51	0.68	0.16	0.52	-1.04
雲南	9.46	7.14	0.93	0.55	0.38	0.87	0.21	0.65	0.52
陝西	9.79	6.89	0.76	0.46	0.31	0.96	0.22	0.74	1.18
甘肅	9.54	5.96	0.56	0.37	0.20	0.81	0.22	0.59	2.21
青海	8.19	6.79	0.62	0.43	0.19	0.41	0.09	0.32	0.36
寧夏	8.81	7.15	1.21	0.69	0.53	0.68	0.10	0.58	-0.24
新疆	9.32	8.59	0.77	0.46	0.31	0.49	0.15	0.34	-0.54

（出所）筆者作成。

（注）成長率および寄与度の計算はすべて自然対数ベースによる。四川省は重慶・四川の統合計数。

いる。

(注1) 国レベルのパネル・データを活用した直接投資のマクロ実証分析は、人的資本賦存量や金融制度、政策レジーム等の条件が充足されたときに限りその成長加速効果が発揮されるという意味で、なんらかの閾値 (threshold) もしくは吸収能力 (absorptive capacity) 仮説を支持している [Alfaro et al. 2004; Balasubramanyam, Salisu and Sapsford 1996; Borensztein, De Gregorio and Lee 1998; Durham 2004; Xu 2000]。しかし、ダイナミック・パネル特性を考慮した上で直接投資の効果を再検討したChoe (2003), Carkovic and Levine (2005) は、その成長加速効果に否定的である。なお、Lipse (2006) は金融フローしか捉えていないマクロ統計とそれに基く分析の限界を指摘しており、Kosa et al.(2006) は資本自由化の功罪というより広い視点からの包括的なサーベイを行っている。

(注2) この問題点は、日本の内閣府が作成・公表している民間企業資本ストックのそれと同じである [野村 2004, 70-78]。また、全社会固定資産投資そのものに基づく資本ストックの計測にも問題が多い。実際、国民所得概念である固定資本形成と中国において最も注目を集める全社会固定資産投資との間に近年著しいギャップが観察されており、後者が前者を大幅に上回るようになった (2005, 2006年においてそれぞれ1兆1500億元<対GDP比6.2パーセント>, 1兆9900億元<同9.4パーセント>)のギャップが存在 [国家统计局 2007]。そのおそらく最大の原因は、全社会固定資産投資に含まれている不動産取引の拡大であり (両者間の関係は「粗固定資本形成=全社会固定資産投資+不動産業付加価値+探鉱調査費+土地改良投資-既存建物・機械機器・土地取得額-植栽投資」となっている)、この部分は土地使用権の移転取引にすぎないので、それを除外した粗固定資本形成ベースによって投資を計測することが望ましい [Bai, Hsieh and Qian 2006]。

(注3) 直接投資のスピルオーバー効果に関する包括的なサーベイについては、Görg and Greenaway (2004), 戸堂 (2008, 第4章) 等を参照されたい。なお、中国に限定して若干の研究事例について触れておけば、個別企業レベル・データによる分析として、外資が最も集中する電子産業における負の水平的スピルオーバー効果の可能性を示したHu and Jefferson (2002) や、スピルオーバー効果の所有制別相違に着目し、国有企業に対しては負であるものの民営企業に対しては正のスピルオーバー効果を見出したHale and Long (2006), あるいは北京市の中関村科技园に立地する企業を分析対象として、産業レベルの水平的スピルオーバー効果は見出せないものの、スピルオーバー効果の有無が進出企業の現地における研究開発活動に依存していることを明らかにした戸堂 (2008 第5章, 121-156) 等がその代表例である。また、Liu and Lin (2004), Liu (2008) は、川上の部品産業に対する正の垂直的スピルオーバー効果 [Javorcik 2004; Blalock and Gertler 2008] の存在を、中国について実証している。一方、Ran, Voon and Li (2007) は、2001~2003年の30省・19製造業パネル・データに基づいて、直接投資が国有企業の集中する内陸部に対して負のスピルオーバー効果をもたらしているものの、製造業全体ではネットで13.71~34.62パーセントの生産性改善に寄与していることを報告している。その他、深圳経済特区という特定空間に限定して直接投資のスピルオーバー効果を実証的に分析したLiu (2002) や、地域別特許申請データを活用してそのスピルオーバー効果を分析したCheung and Lin (2004) も、それぞれ異なった観点から正のスピルオーバー効果を報告している。

(注4) 同様の事実は、よりマクロの工業統計によっても確認でき、例えば次式は、1995年工業センサス [第三次全国工業普查弁公司 1997] において公表されている所有制別データをプールした生産関数の推定結果である (推定方法はSUR, 括弧内の計数は $t$ 値)。

$$\begin{aligned} \ln(Y/L) = & -0.2563 + 0.6084 \cdot \ln(K/L) \\ & (-2.044) \quad (9.927) \\ & + 0.989 \cdot D_{JH} + 0.2558 \cdot D_{SH} \\ & (1.471) \quad (3.778) \\ & + 0.2103 \cdot D_{FFE} + 0.1368 \cdot D_{Others} \\ & (2.843) \quad (0.936) \\ \text{adj}R^2 = & 0.455 \quad \text{NOB} = 143 \end{aligned}$$

ここで $Y$ は付加価値、 $K$ 、 $L$ は生産用固定資産および同職工数、 $D_{JH}$ 、 $D_{SH}$ 、 $D_{FFE}$ 、 $D_{Others}$ はそれぞれ連営企業、株式制企業、外資企業（華人系を含む）、その他所有制企業を表すダミーであり、これら係数推定値は国有企業との生産性格差を表す。この結果によると、外資企業の生産性は株式制企業とともに最も高く、国有企業のそれの $\exp\{0.2103\} = 1.234$ 倍である。この推定結果を利用すると、国内企業の平均生産性（国有企業を100、付加価値シェア平均）は102.6であるので、外資企業の生産性は国内企業に比べて約20パーセント高かったことになる。

（注5）（3）式が示しているように、正確には、バラエティ数 $n$ は外資シェア $FK$ だけでなく、地域の生産要素投入密度 $F/Area$ のポジティブ関数と考えるべきである [Ciccone and Hall, 1996; Ciccone 2002]。ここで、 $Area$ は地域の空間面積である。しかし、①集積効果は地理的範囲に強く依存しており、その範囲が広がると急速に低減することが知られているが [Ciccone 2002; Rosenthal and Strange 2003; 2004; 森川 2008]、われわれの分析対象とする中国の一級行政区（省・自治区・直轄市）は諸外国で言えば「国」に匹敵する規模であるため、省レベルでの実証上の検証は難しい。加えて、②変数の非正常性の可能性に対処するため、推定は水準ではなく階差により行われる。その結果、集積効果の分析に不可欠のスペース $Area$ が地域固定効果として処理されてしまい、推定式から消滅するという不都合が発生する。このように、われわれの分析対象が一級行政区に置かれている限り、この要素投入密度の影響を捉えることは難しいため、ここでは外資シェアの効果のみに限定して分析

を進めている。ちなみに、Ciccone and Hall (1996), Ciccone (2002) の枠組みに従って、データが得られる中国の267地区級市レベル（日本の県にほぼ相当）の集積効果を2004年に限定して推定してみたところ、次のような結果が得られる（ $Y$ は非農業GDP、 $L$ は非農業就業者数、 $P$ は人口、 $Area$ は面積、 $RFGIO$ は外資企業工業生産額シェアであり、推定方法はGMM。操作変数は前年人口対数、面積対数、前年外資企業工業生産額シェアおよび全ての省固定効果ダミーとした。カッコ内の計数は標準誤差、 $Sargan$ は過剰識別制約テスト統計量、 $p$ はその $p$ 値、データは国家統計局城市社会経済調査司（2004；2005）によった。

$$\begin{aligned} \ln(Y/L) = & \text{provincial fixed effects} \\ & + 0.1078 \cdot \ln(P/Area) + 0.4274 \cdot RFGIO \\ & (0.0439) \quad (0.1872) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} Sargan = & 1.857 (p = 0.173) \quad \text{adj}R^2 = 0.507 \\ \text{NOB} = & 267 \end{aligned}$$

この推定結果によると、人口密度で測定された地域の集積密度、および外資シェアの代理変数としての外資企業工業生産シェア項はともに5パーセントの水準で有意に正に推定されており、外資シェアの増加が地域の生産性を改善するというわれわれの仮説を支持している。

（注6）長期の均衡関係を推定するという意図から、水準モデル（共和分関係）を推定する接近も可能である [Yao and Wei 2007]。しかし、ここでは成長会計を行う上で必要な生産弾力性、および直接投資の生産性改善効果の情報を得ることに分析を限定する。

（注7）ただし、中国のマクロ分配率については、国有企業の労働への過剰分配 [Li 1997; Jefferson, Rawski and Zheng 1996; Jefferson et al. 2000; 南・牧野 1999] や自営業者所得の帰属計算の困難（2003年まで全額雇用者所得扱い）等の面で歪みの可能性があることに注意すべきである。

(注8) 2004年第一次経済センサスの結果によると、在中国外資企業15万2370社の資産総額は10兆4114億元(約136兆円)、総法人企業資産の10.8パーセントであった[国務院第一次経済普查領導小組弁公室 2005, 19, 222-223]。したがって、非法人部門の存在を考慮すると、その資本ストックが中国全体水準の1割弱というわれわれの推計結果の妥当性は、この第一次経済センサスの結果によっても支持されているように思われる。

(注9) 従来、地域GDP統計は全国レベル統計に比べて信頼性に乏しく、過大評価との一般的評価が定着していたが、2004年第一次経済センサスに伴うGDP統計の改訂は、この通念をみごとに覆してしまった(旧全国GDPは大幅な過小評価であり、過大と考えられていた地域GDPの積み上げ額が改訂値にほぼ一致していた)。もっとも、デフレーターの過小評価仮説は相変わらず根強く[Bosworth and Collins 2007]、また、例えばTsui (2007)、Young (2003)のように、異なったデフレーターの使用によってGDP統計の修正を試みることも可能である。しかし、①公式統計を否定する根拠がしばしば曖昧であること(例えば過小デフレーター仮説に対するHolz (2006a)の批判を参照)、そして②公式統計に対峙する代替的なGDP推計が多様である現状では[Wu, 2000]、不安は残るものの公式統計による条件付き分析に限定せざるを得ない。それゆえわれわれの計測結果は幅を持って解釈されるべきである。なお、現行国民所得統計の残存する問題については、ADB (2007)を参照。

(注10) 製造業、および部分的にサービス産業における外資企業の労働生産性寄与について、Crisuolo (2005a, b)も有益な情報を提供している。

(注11) 外資企業の雇用データとして、ここでは人口変動サンプル調査に基づく都市部就業者数ではなく、工業統計のそれを用いるが、工業統計にも①1993年以降についてのみデータが利用可能であり、しかも96・98年データが欠落している。加えて②1998年において報告義務を

負う企業が郷および郷以上独立採算工業企業から年間売上高500万元以上の大・中規模企業に変更されており、しかも2004年の第一次経済センサス実施に伴い、報告企業数が大幅に増加した(統計連続性の欠如)、等の問題がある。そのため、連鎖法ではなく、1993年と2005年のシェア平均のみを活用して外資企業雇用の成長寄与を計算した。使用したデータの出所は、国家统计局工業交通統計司(1994;2006)である。

(注12) 中国における国民所得勘定の粗資本形成は粗固定資本形成と在庫増加の2系列のみからなり、それ以上の詳細情報は公表されていない。しかし、伝統的投資概念である固定資産投資に関して(両者の関係は注2を参照)、建築・設備・その他の3つの投資財区分、当年の固定資産投資額、および当年において新たに生産能力化した固定資産額(新增固定資産と呼ばれている)などの詳細なデータが産業・地域・所有制別に作成・公表されている。本稿では、当年の固定資産投資額に対する新增固定資産投資の割合(交付使用率と呼ばれている)を活用し、国民所得勘定の粗固定資本形成額にその比率を乗じた額を当年の新規生産能力増加額とみなすことにより据付ベース資本ストックを推計している(詳細は補論を参照されたい)。これに対し、粗固定資本形成そのものを使用して作成された系列が進捗ベース資本ストックであり、両者の差が建設途上で生産能力化していない資本ストック、つまり建設仮勘定である。

(注13) タイルのMLD尺度は①豊かな地域の変化と貧しい地域の変化の双方を等分に映し出すという意味で、相対的に偏りの少ない尺度である、②タイルのエントロピー尺度と同様、加法分解可能性という便利な特性を持つ、③格差の変化がタイルのエントロピー尺度のように所得ウェイトの変化に依存しないので、変化の要因の解釈が明確である[Shorrocks 1980]、等の望ましい特性を持つ。もっとも中国の地域格差動向に関する分析結果は、どのような不平等尺度を用いても定性的にはほぼ同じである。

(注14) ここではこれ以上言及しないが、発

展途上国一般がそうであるように、中国において地域格差以上に深刻なのは都市・農村格差である [Kanbur and Zhang 1999]。また、われわれは一級行政区レベルでの所得格差を問題としているが、より下級レベルの地域単位での格差も、同じ東部内部でさえ非常に大きいことが知られている [鍾非 2005, 164-167]。

(注15) ここでは直接投資が1986年水準を維持した場合をベースラインと考え、この仮説的経済から直接投資が増加した場合を現実経済とみなしてその効果を評価する。そのため、表ではこのベースラインに対応する「b. 仮説値」を基準として直接投資の寄与率を計算している。これに対して、現実経済をベースラインとみなす考え方もありえよう。ただし、その場合、直接投資が1986年水準に減少した場合の効果を問うことになる。このベースラインの選択に左右されない寄与率の計算方法は対数ベースで変化率を計算することである。しかし、2005年の対数ベース寄与率は21.5パーセントであり、われわれの方法によるそれ24.0パーセントと大差ない。

#### 文献リスト

##### <日本語文献>

- 加藤弘之 2000. 「中国における国内市場の統合と地域発展——産業立地の観点から——」中兼和津次編『現代中国の構造変動2：経済——構造変化と市場化——』東京大学出版会 107-130.
- 2003. 『シリーズ現代中国経済6：地域の発展』名古屋大学出版会.
- 加藤弘之・陳光輝 2002. 渡辺利夫監修・拓殖大学アジア情報センター編『東アジア長期経済統計12：中国』勁草書房.
- 川畑康治・孟健軍 2000. 「中国における地域経済の収束性——横断面および時系列分析による統計的接近——」『アジア経済』第41巻第6号 20-33.
- 陳光輝 1996. 「改革開放後中国の地域格差」『国際

協力論集』(神戸大学国際協力研究科) 第4巻第1号 155-170.

- 2000a. 「改革開放後中国の省間所得格差と収束仮説」『国民経済雑誌』第181巻第6号 89-100.
- 2000b. 「中国の省間所得格差の長期分析」『国際開発研究』第2巻第3号 33-41.
- 戸堂康之 2008. 『技術伝播と経済成長——グローバル化時代の途上国経済分析——』勁草書房.
- 野村浩二 2004. 『資本の測定——日本経済の資本深化と生産性——』慶應義塾大学出版会.
- 橋口善浩・陳光輝 2006. 「中国の省別資本ストックの推計——江崎・孫の方法と代替の方法——」『国民経済雑誌』第193巻第6号 73-86.
- 深尾京司・天野論文 2004. 『対日直接投資と日本経済』日本評論社.
- 南亮進・牧野文夫編著 1999. 『大国への試練——転換期の中国経済——』日本評論社.
- 森川正之 2008. 「サービス産業の生産性と密度の経済性——事業所データによる対個人サービス業の分析——」*RIETI Discussion Paper Series* 08-J-008 (4月).
- 鍾非 2005. 『現代中国経済論——体制転換の歴史的・理論的・実証的分析——』新世社.

##### <中国語文献>

- 第三次全国工業普查弁公司編 1997. 『中華人民共和國1995年第三次全国工業普查資料匯編(地区編)』北京 中国統計出版社年.
- 国家統計局編『中国統計年鑑』各年版. 北京 中国統計出版社.
- 国家統計局城市社会経済調査司編 2004・2005. 『中国城市統計年鑑』北京 中国統計出版社.
- 国家統計局工業交通統計司編 1994. 『中国工業経済統計年鑑』北京 中国統計出版社.
- 2006. 『中国工業経済統計年鑑』北京 中国統計出版社.
- 国家統計局固定資産投資統計司 2002. 『中国固定資産投資統計数典 1950-2000』北京 中国統計出版社.
- 2003~2006. 『中国固定資産投資統計年鑑』

- 北京 中国統計出版社.
- 国家統計局国民経済核算司編 1997. 『中国国内生産総値核算歴史資料 1952-1995』大連 東北財経大学出版社.
- 2007. 『中国国内生産総値核算歴史資料 1952-2004』北京 中国統計出版社.
- 国家統計局国民経済総合統計司編 1999. 『新中国五十年統計資料匯編』北京 中国統計出版社.
- 2005. 『新中国五十五年統計資料匯編 1949-2004』北京 中国統計出版社.
- 国家統計局貿易外経統計司編 1994~2005. 『中国对外経済統計年鑑』北京 中国統計出版社.
- 国家統計局人口和社会科技統計司編 1994~2006. 『中国人口統計年鑑』北京 中国統計出版社.
- 国家統計局人口統計司編 1988. 『中国1987年1%人口抽樣調查資料』北京 中国統計出版社.
- 国家統計局統計司編 1997. 『改革開放十七年の中国地区経済』北京 中国出版社.
- 國務院第一次經濟普查領導小組弁公室編 2005. 『中国經濟普查年鑑 2004：総合卷』北京 中国統計出版社.
- 國務院全国1%人口抽樣調查領導小組弁公室・国家統計局人口和就業統計司編 2007. 『2005年全国1%人口抽樣調查資料』北京 中国統計出版社.
- 國務院人口普查弁公室・国家統計局人口統計司編 1985. 『中国1982年人口普查資料』北京 中統計出版社.
- 1993. 『中国1990年人口普查資料』北京 中国統計出版社.
- 2002. 『中国2000年人口普查資料』北京 中国統計出版社.
- 全国人口抽樣調查弁公室編 1996. 『1995年全国1%人口抽樣調查資料』北京 中国統計出版社.
- 張軍・呉桂英・張吉鵬 2004. 「中国省際物質資本存量估算：1952-2000」『經濟研究』第10期：35-44 (<http://www.usc.cuhk.edu.hk/wk.asp>).
- 中華人民共和國商務部 2007. 『2007' 中国外商投資報告』北京 公共商務信息服務.
- <英語文献>
- Aitken, B. and A. E. Harrison 1999. “Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment? Evidence from Venezuela.” *American Economic Review* 89(3) (June): 605-618.
- Alfaro, L., A. Chanda, S. Kalemli-Ozcan and S. Sayek 2004. “FDI and Economic Growth: The Role of Local Financial Markets.” *Journal of International Economics* 64(1) (October): 89-112.
- 2006. “How Does Foreign Direct Investment Promote Economic Growth? Explaining the Effects of Financial Markets on Linkages.” *NBER Working Paper No.12522*(September).
- Asian Development Bank 2007. *The National Accounts of the People's Republic of China: Measurement Issues, Recent Development, and the Way Forward*. Manila: ADB(September).
- Aziz, J. and C. Duenwald 2001. “China's Provincial Growth Dynamics.” *IMF Working Paper WP/01/3*(January).
- Baharumshah, A.Z. and M. A.-M. Thanoon 2006. “Foreign Capital Flows and Economic Growth in East Asian Countries.” *China Economic Review* 17(1): 70-83.
- Bai, C.-E., C.-T. Hsieh and Y. Qian 2006. “The Return to Capital in China.” *NBER Working Paper No.12755*.(December).
- Balasubramanyam, V.N., M. Salisu and D. Sapsford 1996. “Foreign Direct Investment and Growth in EP and IS Countries.” *Economic Journal* 106: 92-105.
- Belderbos, R. and M. Carree 2002. “The Location of Japanese Investments in China: Agglomeration Effects, and Firm Heterogeneity.” *Journal of the Japanese and International Economies* 16(2) (June): 194-211.
- Blalock, G. and P.J. Gertler 2008. “Welfare Gains from Foreign Direct Investment through Technology Transfer to Local Suppliers.” *Journal of International Economics* 74(2) (March): 402-421.
- Blonigen, B.A., R.B. Davies, G.R. Waddell and H.

- Naughton 2004. "FDI in Space : Spatial Autoregressive Relationships in Foreign Direct Investment." *NBER Working Paper* No.10939.
- Blonigen, B.A. and M.G. Wang 2005. "Inappropriate Pooling of Wealthy and Poor Countries in Empirical FDI Studies." In *Does Foreign Direct Investment Promote Development?* eds. T.H. Moran, E.M. Graham and M. Blomstrom, 221–244. Washington D.C. : Institute for International Economics.
- Borensztein, E., J. De Gregorio and J.–H. Lee 1998. "How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth?" *Journal of International Economics* 45(1) (June) : 115–135.
- Bosworth, B. and S.M. Collins 2007. "Accounting for Growth : Comparing China and India." *NBER Working Paper* No.12943 (February).
- Branstetter, L. and N. Lardy, 2006. "China's Embrace of Globalization." *NBER Working Paper* No.12373 (July).
- Braunerhjelm, P. and R. Svensson 1996. "Host Country Characteristics and Agglomeration in Foreign Direct Investment." *Applied Economics* 28 : 833–840.
- Carkovic, M. and R. Levine 2005. "Does Foreign Direct Investment Accelerate Economic Growth?" In *Does Foreign Direct Investment Promote Development?* eds. T. H. Moran, E.M. Graham and M. Blomstrom, 195–220. Washington D.C. : Institute for International Economics.
- Chen, J. and B.M. Fleisher 1996. "Regional Income Inequality and Economic Growth in China." *Journal of Comparative Economics* 22(2) (April) : 141–164.
- Cheung, K.–Y. and P. Lin 2004. "Spillover Effects of FDI on Innovation in China : Evidence from the Provincial Data." *China Economic Review* 15(1) : 25–44.
- Choe, J. I. 2003. "Do Foreign Direct Investment and Gross Investment Promote Economic Growth?" *Review of Development Economics* 7 (1) : 44–57.
- Chow, G. C. 1993. "Capital Formation and Economic Growth in China." *Quarterly Journal of Economics* 108(3) : 809–842.
- Chow, G. C. and K.–W. Li 2002. "China's Economic Growth : 1952–2010." *Economic Development and Cultural Change* 51(1) : 247–256.
- Chow, G. C. and A.–L. Lin 2002. "Accounting for Economic Growth in Taiwan and Mainland China : A Comparative Analysis." *Journal of Comparative Economics* 30(1) (September) : 507–530.
- Ciccone, A. 2002. "Agglomeration Effects in Europe." *European Economic Review* 46(2) (February) : 213–227.
- Ciccone, A. and R. Hall 1996. "Productivity and the Density of Economic Activity." *American Economic Review* 86(1) (March) : 54–70.
- Coughlin, C. C. and E. Segev 2000. "Foreign Direct Investment in China : A Spatial Econometric Study." *World Economy* 23(1) : 25–44.
- Corrado, Carol, Paul Lengermann and Larry Slifman 2007. "The Contribution of Multinational Corporations to U.S. Productivity Growth, 1977–2000." *Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series* 2007–21 (November).
- Criscuolo, C. 2005a. "The Contribution of Foreign Affiliates to Productivity Growth : Evidence from OECD countries." *OECD Statistical Analysis of Science, Technology and Industry (STI) Working Paper* 2005/8 (August).
- 2005b. "Foreign Affiliates in OECD Economies : Presence, Performance and Contribution to Host Countries Growth." *OECD Economic Studies* No.41, 2005/2 : 109–137.
- Dayal–Gulati, A. and A. M. Husain 2002. "Centripetal Forces in China's Economic Takeoff." *IMF Staff Papers* 49(3) (September) : 364–394.
- Demurger, S. 2001. "Infrastructure Development and Economic Growth : An Explanation for Regional Disparities in China." *Journal of Compar-*

- tive Economics* 29(1) (March) : 95–117.
- Demurger S., J. D. Sachs, W. T. Woo, S. Bao, and G. Chang 2002a. “The Relative Contributions of Location and Preferential Policies in China’s Regional Development : Being in the Right Place and Having the Right Incentives.” *China Economic Review* 13 : 445–465.
- Demurger S., J. D. Sachs, W. T. Woo, S. Bao, G. Chang and A. Mellinger 2002b. “Geography, Economic Policy, and Regional Development in China”. *NBER Working Paper* No.8897 (April).
- Dougherty, S. and R. Herd 2005. “Fast–Falling Barriers and Growing Concentration : The Emergence of a Private Economy of China.” *OECD Economics Department Working Papers* ECO/WKP(2005)58 (December).
- Durham, J. B. 2004. “Absorptive Capacity and the Effects of Foreign Direct Investment and Equity Foreign Portfolio Investment on Economic Growth.” *European Economic Review* 48(2) (April) : 285–306.
- Ezaki, M. and L. Sun 1999. “Growth Accounting in China for National, Regional, and Provincial Economies : 1981–1995.” *Asian Economic Journal* 13(1) (March) : 39–71.
- Fleisher, B. M. and J. Chen 1997. “The Coast–Non-coast Income Gap, Productivity, and Regional Economic Policy in China.” *Journal of Comparative Economics* 25(2) (October) : 220–236.
- Görg, H. and D. Greenaway 2004. “Much Ado about Nothing? Do Domestic Firms Really Benefit from Foreign Direct Investment?” *World Bank Research Observer* 19(2) : 171–197.
- Hale, G. and C. Long 2006. “Firm Ownership and FDI Spillovers in China.” *Stanford Center for International Development Working Paper* No.284 (July).
- He, C. 2008. “Foreign Manufacturing Investment in China : The Role of Industrial Agglomeration and Industrial Linkages.” *China and World Economy* 16(1) (January) : 82–99.
- Head, K., J. Ries and D. Swenson 1995. “Agglomeration Benefits and Location Choice : Evidence from Japanese Manufacturing Investments.” *Journal of International Economics* 38(3/4) (May) : 223–247.
- Head, K. and J. Ries 1996. “Inter–City Competition for Foreign Investment : Static and Dynamic Effects of China’s Incentive Areas.” *Journal of Urban Economics* 40(1) (July) : 38–60.
- Holz, C.A. 2006a. “China’s Reform Period Economic Growth : How Reliable Are Angus Maddison’s Estimates?” *Review of Income and Wealth* 52(1) (March) : 85–119.
- 2006b. “New Capital Estimates for China.” *China Economic Review* 17(2) : 142–185.
- 2006c. “Measuring Chinese Productivity Growth, 1952–2005.” Social Science Division, Hong Kong University of Science & Technology (July).
- Hu, A. G. Z. and G. H. Jefferson 2002. “FDI Impact and Spillover : Evidence from China’s Electronic and Textile Industries.” *World Economy* 25(8) (August) : 1063–1076.
- Hu Z. F. and M. S. Kahn 1997. “Why Is China Growing So Fast?” *IMF Staff Papers* 44(1) (March) : 103–131.
- Huang, Y. 2003. “One Country, Two Systems : Foreign–Invested Enterprises and Domestic Firms in China.” *China Economic Review* 14(4) : 404–416.
- Im, K. S., M. H. Pesaran and Y. Shin 2003. “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels.” *Journal of Econometrics* 115(1) (July) : 53–74.
- Javorcik, B. S. 2004. “Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Firms? In Search of Spillovers through Backward Linkages.” *American Economic Review* 94 (3) (June) : 605–627.
- Jefferson, G. H., T. G. Rawski and Y. Zheng 1996. “Chinese Industrial Productivity : Trends, Measurement Issues, and Recent Develop-

- ment." *Journal of Comparative Economics* 23 : 146–180.
- Jefferson, G. H., T. G. Rawski, W. Lin and Z. Yuxin 2000. "Ownership, Productivity Change, and Financial Performance in Chinese Industry." *Journal of Comparative Economics* 28(4) : 786–813.
- Kanbur, R. and X. Zhang 1999. "Which Regional Inequality? The Evolution of Rural–Urban and Inland–Coastal Inequality in China from 1983 to 1995." *Journal of Comparative Economics* 27(4) (December) : 686–701.
- Kosa, M. A., E. Prasad, K. Rogoff and S.–J. Wei 2006. "Financial Globalization : A Reappraisal." *NBER Working Paper* No.12484 (August).
- Kuijs, L. and Wang 2005. "China's Pattern of Growth : Moving to Sustainability and Reducing Inequality." *China and World Economy* 14(1) (January–February) : 1–14.
- Li, H., Z. Liu and I. Rebelo 1998. "Testing the Neoclassical Theory of Economic Growth : Evidence from Chinese Provinces." *Economics of Planning* 31(2–3) : 117–132.
- Li, Kui–Wai 2003. "China's Capital and Productivity Measurement Using Financial Resources." Yale University, Economic Growth Center, *Center Discussion Paper* No.851 (February).
- Li, W. 1997. "The Impacts of Economic Reform on the Performance of Chinese State Enterprises, 1980–1989." *Journal of Political Economy* 105 (5) : 1080–1106.
- Lipsey, R.E. 2006. "Measuring the Impacts of FDI in Central and Eastern Europe." *NBER Working Paper* No.12808 (December).
- Liu, T. and K.–W. Li 2006. "Disparity in Factor Contributions between Coastal and Inner Provinces in Post–Reform China." *China Economic Review* 17(4) : 449–470.
- Liu, X., P. Burridge and P.J.N. Sinclair 2002. "Relationships between Economic Growth, FDI and Trade : Evidence from China." *Applied Economics* 34(11) (July) : 1433–1440.
- Liu, Z. 2002. "Foreign Direct Investment and Technology Spillover : Evidence from China." *Journal of Comparative Economics* 30(1) (September) : 579–602.
- 2008. "Foreign Direct Investment and Technology Spillovers : Theory and Evidence." *Journal of Development Economics* 85(1) : 176–193.
- Liu, Z. and P. Lin 2004. "Backward Linkages of Foreign Direct Investments : Evidence from China." Mimeo.(Hong Kong University of Science and Technology, Center on China's Transnational Relations) (December).
- Lyons, T. P. 1991. "Interprovincial Disparities in China : Output and Consumption, 1952–1987." *Economic Development and Cultural Change* 39 (3) (April) : 471–506.
- Maddala, G. S. and S. Wu 1999. "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61 (September) : 631–652.
- Madariaga, N. and S. Poncet 2007. "FDI in Chinese Cities : Spillovers and Impact on Growth." *The World Economy* 30 : 837–862.
- Markusen, J. R. and A. J. Venables 1999. "Foreign Direct Investment as a Catalyst for Industrial Development." *European Economic Review* 43 (2) (February) : 335–356.
- Mayer, T. and S. Zignago 2005. "Market Access in Global and Regional Trade." Mimeo. (February).
- Naughton, B. 2007. *The Chinese Economy : Transition and Growth*. Cambridge MA and London : The MIT Press.
- OECD 2001a. *Measuring Productivity OECD Manual : Measurement of Aggregate and Industry–Level Productivity Growth*. Paris : OECD.  
(<http://www.oecd.org/dataoecd/59/29/2352458.pdf>)
- 2001b. *Measuring Capital OECD Manual : Measurement of Capital Stocks, Consumption of Fixed Capital and Capital Services*. Paris :

- OECD.  
 (<http://www.oecd.org/dataoecd/61/57/1876369.pdf>)
- 2005. *OECD Economic Surveys: China*. Paris: OECD (September).
- 2006. *OECD Investment Policy Reviews, China: Open Policies towards Mergers and Acquisitions*. Paris: OECD.
- 2008. *Measuring Globalisation: Activities of Multinationals*, 2007/2008 edition. Paris: OECD.
- Ran, J., J. P. Voon and G. Li 2007. “How Does FDI Affect China? Evidence from Industries and Provinces.” *Journal of Comparative Economics* 35(4) (December): 774–799.
- Ren, R. and S. L. Lin 2005. “Total Factor Productivity Growth in China Industries, 1981–2000.” 経済産業研究所『環太平洋諸国の生産性比較研究 (ICPA) プロジェクト』報告論文。
- Rodríguez-Clare, A. 1996. “Multinationals, Linkages, and Economic Development.” *American Economic Review* 86(4) (September): 852–873.
- Rosenthal, S. S. and W. Strange 2003. “Geography, Industrial Organization, and Agglomeration.” *Review of Economics and Statistics* 85(2): 377–393.
- 2004. “Evidence on the Nature and Sources of Agglomeration Economies.” In *Handbook of Regional and Urban Economics* Vol.4. eds. J. V. Henderson and J. F. Thisse, 2119–2171. Amsterdam: Elsevier B.V.
- Schreyer, P., P.-E. Bignon and J. Dupont 2003. “OECD Capital Services Estimates: Methodology and the First Set of Results.” *OECD Statistics Working Paper* 2003/6 (June).
- Shorrocks, A. F. 1980. “The Class of Additively Decomposable Inequality.” *Econometrica* 48(3) (April): 613–625.
- Shorrocks, A. F. 1982. “Inequality Decomposition by Factor Components.” *Econometrica* 50(1): 193–211.
- Tsui, K.Y. 1991. “China’s Regional Inequality, 1952–1985.” *Journal of Comparative Economics* 15(1) (March): 1–21.
- 1993. “Decomposition of China’s Regional Inequalities.” *Journal of Comparative Economics* 17(3) (September): 600–627.
- 2007. “Forces Shaping China’s Interprovincial Inequality.” *Review of Income and Wealth* 53 (1) (March): 60–92.
- Unel, B. and H. Zebregs 2006. “The Dynamics of Provincial Growth in China: A Nonparametric Approach.” *IMF Working Paper* WP/06/55 (February).
- Wan, G., M. Lu and Z. Chen 2007. “Globalization and Regional Income Inequality: Empirical Evidence from Within China.” *Review of Income and Wealth* 53(1) (March): 35–59.
- Wang, Y. and Y. Yao 2003. “Sources of China’s Economic Growth 1952–1999: Incorporating Human Capital Accumulation.” *China Economic Review* 14(1): 32–52.
- Whalley, J. and X. Xin 2006. “China’s FDI and Non-FDI Economies and the Sustainability of Future High Chinese Growth.” *NBER Working Paper* No.12249 (May).
- Wu, H. X. 2000. “China’s GDP Level and Growth Performance: Alternative Estimates and the Implications.” *Review of Income and Wealth* 46 (4) (December): 475–499.
- Xu, B. 2000. “Multinational Enterprises, Technology Diffusion, and Host Country Productivity Growth.” *Journal of Development Economics* 62 (2) (August): 477–493.
- Yao, S. and K. Wei 2007. “Economic Growth in the Presence of FDI: The Perspective of Newly Industrializing Economies.” *Journal of Comparative Economics* 35(1) (March): 211–234.
- Young, A. 2003. “Gold into Base Metals: Productivity Growth in the People’s Republic of China during the Reform Period.” *Journal of Political Economy* 111(6) (December): 1220–1261.

Zhang, J., Y. Zhao, A. Park and X. Song 2005. "Economic Returns to Schooling in Urban China, 1988-2001." *Journal of Comparative Economics* 33: 730-752.

<インターネット>

UNCTADウェブサイト Foreign Direct Investment Statistics  
[www.unctad.org/fdistatistics](http://www.unctad.org/fdistatistics) (2007年5月アクセス)

[付記] 本稿を作成するに当たって、陳光輝氏(神戸大学)、および2名の匿名レフェリーから貴重なコメント・ご批判を頂いた。特に1名の匿名レフェリーからの批判・示唆は、本稿を改善する上で非常に有益であった。ここに記して謝意を表わしたい。もちろん残る過誤は筆者に帰する。

(甲南大学経済学部教授, 2007年11月19日受付, 2008年11月10日レフェリーの審査を経て掲載決定)