

【論文】

輸出の企業生産性に与える影響に関する実証研究： 中国広東省の事例*

阮 玉玲

【キーワード】：輸出、全要素生産性、所有制、PSM モデル、貿易制度

【JEL 分類番号】：F14, L60, O12

はじめに

本論文の主な目的は、輸出活動の中国企業の生産性改善に果たす役割を、対外開放の最前線にある広東省の工業企業のデータベースを用いて実証的に分析することである。周知のとおり、改革開放政策の実施プロセスにおいて、中国企業の経営自主権は徐々に拡大され、対外貿易制度も大きく変化してきた。かつて計画経済体制下の工業企業は、行政的に配分された諸投入財（生産設備、原材料、中間財、労働など）を用いて、行政的指令によって生産活動を行い、その製品の帰属も行政によって決められていた。したがって、生産要素市場と製品市場が存在しなかった当時の企業の機能は、行政によって定められた生産計画を実行することであった。市場経済体制下の企業のように利益を追求する（その反面経営リスクを負う）ため、製品の選択や技術の選択、売り手と買い手の選択、資金調達方法の選択など、本来企業が持つべき経営自主権は、中国の企業にはなかった。このような実態を調査した小宮隆太郎教授は、中国には本来の意味での企業は存在しておらず、あるのは「工場」（「工廠」）のみだと喝破し、また、経営自主権を持たない工場には、生産性向上とイノベーションが生まれてこない、と断言した¹。

改革開放政策が執行されて以来、このよう

な企業体質にフィットするような輸出活動の形態が考案され、それはいわゆる「加工貿易」制度であった。Naughton (2007)² が指摘したように、1987年前後に、「加工貿易」と「一般貿易」からなる二重貿易制度（Dualist Trade Regimes）が中国において確立された。そのうち、「加工貿易」³ の主な特徴は「両頭在外」であり、原材料などの投入財が海外企業によって供与され、製品はすべて海外企業に納付するというものである。加工貿易に携わる企業は経営上の自主権を持たないかわりに、関税や為替、市場変化などのリスクも負わない。このような状況のもとで、中国企業の輸出活動が「加工貿易」から始まることは容易に想像できよう。外資企業のみではなく、国有企業や民営企業もこの「加工貿易」制度を活用している。

ところが、中国の輸出加工貿易は、貿易増加

* 本論文の作成にあたり直接の御指導を戴いた杜進教授（拓殖大学）に深謝する。また、中国経済経営学会2018年度春季研究集会では劉曙麗先生（福山大学）及び本誌匿名レフリーから貴重なコメントをいただきました。ここに深く感謝の意を表します。

1 小宮隆太郎（1989, 66-67ページ）

2 Barry J. Naughton（2007, pp.386-387）

3 加工貿易とは、大橋（2013）によると、保税制度のもとで工業原料や中間財を輸入し、組立や加工した後に工業製品の最終財を輸出する貿易方式である。

と雇用機会の創出に寄与しているが、産業連関効果を通じて国内産業の高度化に対して大きく寄与することは考え難い⁴。したがって、中国政府は次第に加工貿易に対する規制を強化し、技術水準が低く、付加価値が低い輸出加工の高度化を目指し、「一般貿易」への移行を求めようになった。「加工貿易」とは異なり、「一般貿易」に従事する企業は、経営上の自主権が与えられる反面、市場を開拓し経営リスクを負わなければならないため、経営効率の改善と新製品・サービスの開発を行うインセンティブが比較的高いと考えられる。

企業の経営自主権の拡大や貿易制度改革も進められており、2001年のWTO加盟の前には、一部の商社にしか与えられていなかった自主貿易権も、その対象が徐々に拡大され、2005年前後にはすべての企業に貿易権を与えるようになった⁵。これに伴い、企業の自主経営による「一般貿易」が「加工貿易」を凌駕するようになってきた。それに対し、改革開放政策の推進に伴い、外資導入が活発になり、多くの外資企業が中国に進出するようになったが、これらの外資企業の子会社の意思決定が海外の本社にあるため、経営上の自主権を持つか否か、それは生産性の向上にどのような影響を与えるか、を議論する必要がある。本論文では、企業の経営上の自主権に焦点を当て、企業の輸出行動とその生産性の向上に与える影響を明らかにする。

このような中国の現実に照らして、本論文は「加工貿易」活動の中心地であった広東省の製造業企業のパネルデータを使用し、非輸出企業と輸出企業を二つのグループに分け、労働集約的産業と資本集約的産業の生産性比較、および所有制別企業の生産性比較を通じて、①輸出行動が企業の生産性向上に及ぼす影響、②所有制属性の面から見た経営上の自主権の獲得が生産性向上に及ぼす影響について分析を試みる。

本論文は次のように構成されている。第2節

では、広東省産業発展データベース⁶と中国鉱工業（規模以上）の個票データベースをあわせて、広東省における輸出の概況を分析した。第3節においては、輸出行動と生産性の関係性に関する理論的分析、および数多くの実証分析の成果をレビューし、中国企業の輸出行動と生産性の関連性に関する「生産性パラドクス」問題を提起する。第4節では、Melitzが提起した新々貿易理論の「生産性が高い企業は輸出する」という観点から中国での適用性を検証するために、Olley-Pakes (1996)を参考に、2001年から2007年までの企業レベルでの全要素生産性(TFP)を算出し、産業別で輸出企業と非輸出企業の全要素生産性を比較する。次に第5節においては、まず、所有制別企業の輸出企業と非輸出企業のTFPを比較し、その理由を経営上の自主権の視点から分析する。また、輸出政策の調整により、加工貿易主導から一般貿易主導へ転換しつつある時期において、輸出行動を選択する企業について、その生産性に影響が及ぼされたかを分析する。実証的分析の方法については、プロペンシティー・スコア・マッチング(Propensity Score Matching method、下記PSM法)を採用し、経営上の自主権の獲得と貿易制度の変化が、所有制別の企業の輸出による学習効果に及ぼす影響を実証的に分析する。結びの部分は、本論文から得られた主な知見の意味について私見を述べる。

2、広東省における輸出企業の位置づけ

広東省は中国の対外開放の最前線にあり、輸出行動と外資導入が最も盛んに行われている地域である。本節では、まずデータベースを用いて広東省における輸出企業の特徴とその推移を確認しておこう。

伊藤ら(2011)⁷の計算によれば、2000年代

4 大橋英夫(2013, 187ページ)

5 張紅詠(2016, 6ページ)

6 広東省産業発展データベース：<https://gdidd.jnu.edu.cn/page/StatisticDB.aspx?type=Search&ProductTreeID=2861D02D-0AED-427B-A625-E2E61694DECE&ID=gdshgijsk>

7 伊藤恵子、乾友彦、権赫旭、戸堂康之(2011,

表1 広東省の輸出企業のシェア

| 年 | 企業数 | 輸出企業数 | 輸出企業のシェア (%) | 売上高 (億元) | 輸出企業の売上高 (億元) | 売上高における輸出企業のシェア (%) | 輸出企業における輸出/売上比の平均値 (%) |
|------|-------|-------|--------------|----------|---------------|---------------------|------------------------|
| 2001 | 17941 | 8591 | 47.88 | 12268.96 | 8307.42 | 67.71 | 78.64 |
| 2002 | 19477 | 9419 | 48.36 | 14516.99 | 10078.46 | 69.43 | 77.29 |
| 2003 | 22169 | 10797 | 48.70 | 19250.23 | 14113.59 | 73.32 | 76.66 |
| 2004 | 31321 | 16119 | 51.46 | 25532.10 | 19499.52 | 76.37 | 74.92 |
| 2005 | 33434 | 15984 | 47.81 | 31387.24 | 21805.13 | 69.47 | 75.68 |
| 2006 | 35829 | 16435 | 45.87 | 39129.49 | 28432.55 | 72.66 | 74.59 |
| 2007 | 40895 | 18072 | 44.19 | 49368.96 | 33856.34 | 68.58 | 73.30 |

出所：広東省鉱工業企業データベース

の中国全国の製造業企業に占める輸出企業の割合は約20%であり、売上高における輸出企業のシェアは50%程度である。広東省の特徴を検出するために、筆者は広東省鉱工業企業（規模以上⁸）のデータベースを用いて、輸出企業の状況を調べた。表1に示されているように、広東省における輸出企業数の比率は50%前後であり、売上高に対する輸出企業のシェアは65%を超え、2004年のピーク時には76%に達している。さらに、輸出企業における輸出額対売上比の平均値も70%台で安定的に推移している。全国と比べ、対外開放の先頭を走る広東省においては輸出企業の割合が高く、売上の輸出依存度が高いことが分かる。

ただし、趨勢的に見れば、輸出企業数に対する全体企業数の比率や、輸出企業の売上高に対する全体企業の売上高の比率などの指標は2004年以降から若干低下しはじめており、これは全国の場合と同じ傾向を示すものであり、その背景には、2000年代半ば以降の国内市場の拡大が著しく、非輸出企業の売上高が順調に伸びてきたことが指摘されている⁹。

次に、広東省企業の輸出活動を貿易方式別で見してみる。本論文で使用する広東省鉱工業企業データベースは、貿易方式別の輸出額が示されていないため、代わりに広東省産業発展データベース¹⁰を使用して分析する。貿易方式別で統計された輸出額の推移（図1）で示したように、輸出総額が伸びている中、かつての主力である「来料加工」の輸出額の規模拡大が相対的に停滞し、加工貿易の輸出のウェイトが次第に「進料加工」にシフトしている。また、自主貿易権が全ての企業に与えられたことにより、2005年には一般貿易の輸出額も来料加工の輸出を追い抜いた。その理由として、中国政府は次第に加工貿易に対する規制を強化し、技術水準が低く、付加価値が低い輸出加工の高度化を目指していたことを挙げられる。また、沿海部の賃金高騰が顕著になり、加工貿易の中・西部への移転を加速させる政策も打ち出された。これらの要因が重なり合い、広東省企業の貿易方式は加工貿易から一般貿易へ転換するようになった。

最後に、広東省における輸出を産業別で見よう。表2は2001年と2007年の産業別の輸出

14ページ)

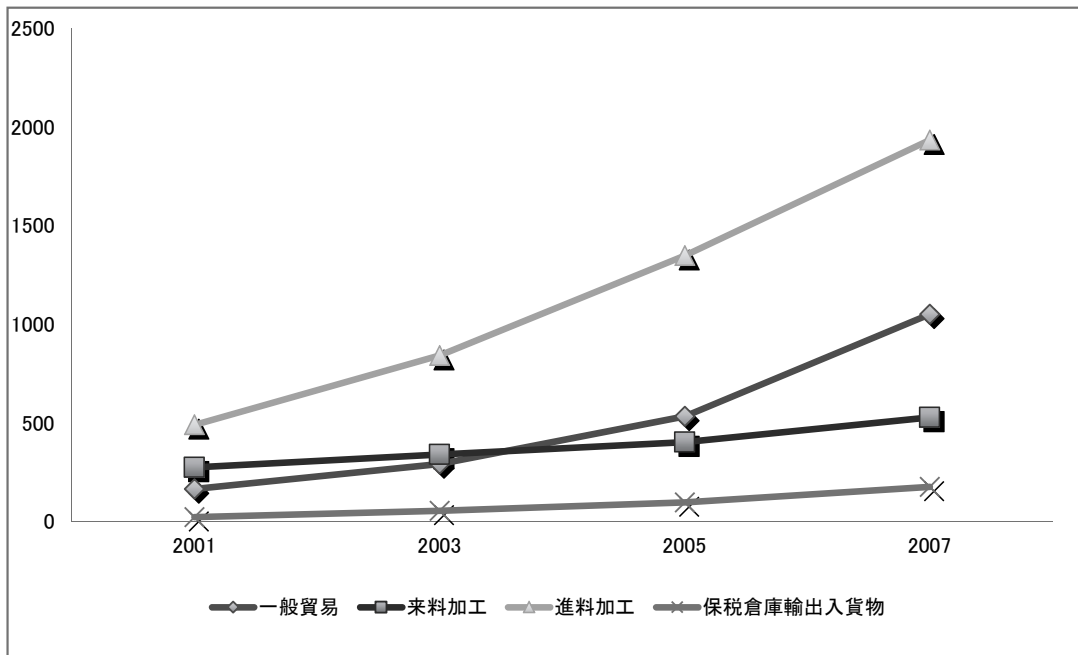
8 本データベースが全ての国有企業と年間売上高500万元以上の非国有企業のデータを収録した。本論文では製造業（産業コード：13-43）のみのデータを抽出した。

9 伊藤恵子、乾友彦、権赫旭、戸堂康之（2011、13ページ）

10 <https://gdidd.jnu.edu.cn/page/StatisticDB.aspx?ID=gdshgijjsjk&type=Search&ProductTreeID=3E1B03CA-2945-40EE-972A-0D795E6BAC26>

図1 広東省の貿易方式別輸出額の推移 (2001年～2007年)

単位：億ドル



出所：広東省産業発展データベース

額と外資企業と国内企業(国有企業と民営企業)が占める割合を表したものである。まず、輸出額からみたトップは電子及び通信設備製造業であり、この産業は広東省輸出の担い手となっている。また、2001年の時点では、紡織、アパレル、皮革・毛皮・ダウン及び同製品のような軽工業の消費財の輸出額が上位にあったが、2007年には電気機械及び器材製造業や、金属製品業、計器・メーター及び文化・オフィス用機械製造業、プラスチック製品業などの消費財の製造業も広東省の主要な輸出産業となり、輸出の主役が労働集約型産業から技術集約型産業へシフトする傾向にある。最後に、これらの主要な輸出産業において、外資系企業の輸出額は国内企業のそれを大幅に上回っており、本論文の考察期間にあたる2001年から2007年にかけては、中国の加工貿易は外資系企業によって牽引されているということが言える¹¹。

以上の分析が示しているように、筆者の分析

の対象期間である2001年から2007年の期間は、広東省の加工貿易が盛んに行われていた時期であり、一般貿易へのシフトが顕著に行われた時期でもある。すなわち、政府政策の指導と賃金上昇などの市場の変化に加え、企業の輸出経営の自主権が拡大されており、これらの要因によって貿易方式の変化が促進された。また、輸出活動の変化に伴い企業の生産性にも変化が生じていることが考えられる。このことを分析するために、まず先行研究をレビューしてみよう。

3、先行研究のレビュー

輸出による学習効果を検証するために、企業の輸出活動と生産性の関係性について考察しなければならない。輸出と生産性の関係性に関する数多くの先行分析は、①企業の異質性が輸出開始の意思決定に影響するのか否か、②輸出による学習が生産性の向上につながるのか否か、という二つの論題に集中しているように見受けられる。

Melitz (2003) は、企業の異質性が輸出活動

11 大橋英夫 (2013, 179ページ)

表2 広東省の産業別輸出額と外資企業、国内企業の割合（2001/2007）

| 産業 | 2001年 | | | 2007年 | | |
|---------------------------|--------------|-----------|-----------|--------------|-----------|-----------|
| | 輸出額 (百万元) | 外資 (%) | 国内 (%) | 輸出額 (百万元) | 外資 (%) | 国内 (%) |
| 食品加工 | 400.08 | 68.07 | 31.93 | 1122.07 | 74.53 | 25.47 |
| 食品製造 | 258.56 | 86.58 | 13.42 | 518.95 | 84.29 | 15.71 |
| 飲料製造 | 73.72 | 88.39 | 11.61 | 129.38 | 93.66 | 6.34 |
| タバコ | 21.14 | 0.00 | 100.00 | 31.76 | 0.00 | 100.00 |
| 紡織 | 2984.45 | 83.89 | 16.11 | 6209.42 | 84.65 | 15.35 |
| アパレル及びその他繊維製品製造 | 3271.85 | 77.02 | 22.98 | 6487.98 | 78.49 | 21.51 |
| 皮革・毛皮・ダウン及び同製品 | 2800.42 | 84.00 | 16.00 | 6238.60 | 85.82 | 14.18 |
| 木材加工・竹藤・棕櫚・草製品 | 372.76 | 42.78 | 57.22 | 835.86 | 42.15 | 57.85 |
| 家具製造 | 618.45 | 80.50 | 19.5 | 3681.27 | 79.90 | 20.10 |
| 製紙及び紙製品 | 2668.48 | 92.59 | 7.41 | 2302.09 | 91.40 | 8.60 |
| 印刷業及び記録媒体の複製 | 474.72 | 99.17 | 0.83 | 1421.72 | 92.21 | 7.79 |
| 文教体育用品製造 | 1930.09 | 82.01 | 17.99 | 5503.64 | 80.80 | 19.20 |
| 石油加工 | 287.44 | 1.81 | 98.19 | 23.50 | 31.13 | 68.87 |
| 化学原料及び化学製品製造 | 1146.68 | 84.86 | 15.14 | 3499.40 | 84.43 | 15.57 |
| 医薬製造 | 68.72 | 40.34 | 59.66 | 286.91 | 81.13 | 18.87 |
| 化学繊維製造 | 98.74 | 63.27 | 36.73 | 399.58 | 76.61 | 23.39 |
| ゴム製品 | 346.81 | 92.31 | 7.69 | 1059.77 | 79.44 | 20.56 |
| プラスチック製品 | 2619.66 | 86.65 | 13.35 | 8022.31 | 88.91 | 11.09 |
| 非金属鉱物製造 | 792.46 | 72.41 | 27.59 | 2937.53 | 57.61 | 42.39 |
| 鉄金属精錬・圧延加工 | 182.61 | 79.69 | 20.31 | 1222.75 | 87.91 | 12.09 |
| 非鉄金属精錬・圧延加工 | 267.70 | 51.91 | 48.09 | 2426.34 | 66.34 | 33.66 |
| 金属製品 | 2727.60 | 72.83 | 27.17 | 10171.20 | 76.95 | 23.05 |
| 一般機械製造 | 385.20 | 73.85 | 26.15 | 2818.20 | 79.37 | 20.63 |
| 専用機械製造 | 324.39 | 86.06 | 13.94 | 3193.53 | 82.17 | 17.83 |
| 交通運輸設備製造 | 1094.01 | 66.05 | 33.95 | 5574.60 | 70.77 | 29.23 |
| 電気機械及び器材製造 | 4996.43 | 75.98 | 24.02 | 26483 | 70.17 | 29.83 |
| 電子及び通信設備製造 | 18577.90 | 92.64 | 7.36 | 100850.10 | 89.35 | 10.65 |
| 計器・メーター及び文化・ オフィス用機械製造 | 2846.85 | 97.28 | 2.72 | 10342.80 | 95.62 | 4.38 |

出所：広東省鉱工業企業データベース

の開始という意味決定に影響するか否かを分析した。彼の言う異質性とは、企業間の生産性の相違に着眼するものである。Melitz モデルの前提は、輸出活動に従事するために、企業は国内生産に比べ、より多くの固定費用を必要とするため、高い固定費用をカバーできる生産性の比較的高い企業が輸出活動を開始するということがある。これまでに行われた先進国を分析対象にした多くの実証分析の結果は、このモデルと一致するものであった¹²。

しかし、このモデルで中国企業の輸出と生産性の関係について調べた場合、異なる結果が出ているとの報告があった。李、尹（2009）は、1998年から2007年までの中国鉱工業企業（規模以上）の個票データベースを用いて、輸出と生産性の関係を検証した結果、中国の輸出企業が非輸出企業に比べ生産性が低いとの発見があり、すなわち企業の輸出がその生産性とは逆相関の関係が検出されたということである。彼らは、この発見を中国における「生産性のパラドックス」と名付け、その理由としては、中国式の加工貿易が輸出の主体であることを挙げている。

他方、途上国の企業が先進国市場に輸出することにより、生産技術の習得ができ、生産性の向上につながるという「輸出による学習効果」も提唱されている。張、李、劉（2009）は1999年から2003年までの中国鉱工業企業（規模以上）の個票データベースを用いて、「輸出による学習効果」の検証を行った結果、輸出によって企業の全要素生産性が向上したとの事実を発見した。しかし、このような効果は一時的なものであると彼らは言う。その理由としては、このような学習効果による生産性の向上は、生産工程の改善や企業の組織とマネジメントなどの改善によるものであり、企業自身がもつイノベーション能力の向上によるものではないと彼らは説明している¹³。

伊藤（2011）は、1994年から2006年までの日本企業のデータを使用し、輸出の学習効果による生産性の向上の有無について検証した結果、輸出先によって、輸出の学習効果のばらつきが大きいことを発見した。具体的には、北米、ヨーロッパ向けの輸出を開始した企業の生産性パフォーマンスはそうでない企業のそれより比較的高いが、アジアへの輸出を開始した企業は、その売上、雇用と研究開発活動の企業パフォーマンスにプラスの効果が認められるが、生産性の向上につながる効果は検証されなかった¹⁴。

以上にレビューした先行研究が示唆しているように、研究対象と企業の特徴により、輸出による学習効果は大きく異なる可能性がある。このような研究結果を踏まえて、筆者は広東省の製造業企業を研究対象にし、企業の異質性が輸出開始の意思決定に影響するか否かについて、輸出企業と非輸出企業の全要素生産性の比較を通じて解明してみたい。そして、企業の特徴によって輸出による学習効果に違いがあるか否かも検証してみよう。

4、全要素生産性の試算と比較

ここで、まず広東省製造業企業の全要素生産性（Total Factor Productivity, 下記 TFP）を計測し、輸出企業の TFP と非輸出企業の TFP の比較を通じて、先行研究に触れていた「企業の異質性が輸出の意思決定に影響するか否か」を検証してみよう。

4.1 データ

本論文が使うデータベースは、中国国家统计局が集計した2001年から2007年にかけての、一定の規模以上（年間売上高は500万元以上）の企業の、生産と財務情報を収録したものである。

検証拠：1999-2003『管理世界（月刊）』Vol.12を参照されたい。

12 Clerides, S. Lauch, S. Tybout, J (1998, pp.903-947) を参照されたい。

13 張傑、李勇、劉志彪（2009）「出口促進中国企業生産率提高吗？来自中国本土製造業企業的経

14 伊藤恵子（2011）「輸出による学習効果の分析：輸出開始とイノベーション活動の相互作用」RIETI Discussion Paper Series, No.11-J-066を参照されたい。

データベースに対して次のようなクリーニング作業を行った。聂、江、楊 (2012)、劉 (2014) によると、このような大型データベースの入力ミスや異常値により、分析結果に大きな影響を与える可能性が高いため、以下のような異常値を除外する必要があるという。したがって、本論文で使用したデータベースは、①総資産、年平均労働人数、生産値、固定資本、売上高の数値が入っていない会社を削除する。②年平均労働人数が8人以下、売上高が500万元以下、払込資本、開業年、総資産、付加価値、輸出がマイナスの値を削除する。③鉱業とインフラ産業（水道業、ガス業など）を削除し、製造業だけを取り出したものである。そして、3年以上存続している企業を残した。

さらに、本論文の目的に沿って、国内市場向けの独占的な産業と一部の資源集約型産業を除外した。残された産業は：食品加工（産業コード13）、食品製造（同14）、飲料製造業（15）、繊維業（17）、アパレル及びその他繊維製品製造（18）、皮革・毛皮・ダウン及び同製品（19）、文教体育用品製造（24）、化学原料及び化学製品製造（26）、医薬製造（27）、ゴム製品（29）、プラスチック製品（30）、金属製品（34）、一般機械製造（35）、専用設備製造（36）、交通運輸設備製造（37）、電気機械及び器材製造（39）、電子及び通信設備製造（40）、計器・メーター及び文化・オフィス用機械製造（41）、となる。

クリーニング作業後の対象企業は、2001年においては企業全体の58%、2007年においては、企業全体の49%となっている。

4.2 全要素生産性の試算

全要素生産性（TFP）の試算は、想定した生産関数で資本と労働の寄与を計算し、その寄与を差し引いた残差として計算する方法は最も広く使われている。生産関数はコブ-ダグラス生産関数を使用し、以下の式となっている。

$$Y_{it} = A \cdot K_{it}^{(1-\alpha)} \cdot L_{it}^{\alpha} \quad (1)$$

このうち、Yは産出、Kは資本、Lは労働、 α は労働分配率である。iは企業を指し、tは年を指している。そしてAは全要素生産性である。

(1)式は自然対数をとって、以下の線形形式となる。

$$\ln Y_{it} = \beta + \alpha \ln L_{it} + (1-\alpha) \ln K_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

そのうち、 ε_{it} は誤差項である。ところが、コブ-ダグラス生産関数を用いて全要素生産性を試算する際に、同時性バイアス（Simultaneity bias）とセレクションバイアス（Selection bias）を生じる可能性が高い。それは誤差項 ε_{it} がTFPとすれば、観察可能な部分は生産要素の投入に影響し、誤差項が説明変数と相関関係を持つようになるからである。このバイアスを回避するために、Marschak and Andrews (1944)は誤差項 ε_{it} を企業が観察可能な当期生産要素投入に影響する生産性ショック μ_{it} と予期されていない ε_{it} を分解するという方法を提起した。それを基に、全要素生産性の試算は、固定効果モデルや、Olley-Pakes法、Levinsohn-Petrin法のような代理変数法がよく使われている。本論文は固定効果モデルとOlley-Pakes法（下記：OP法）で全要素生産性を試算し、その結果を比較する。

(1) 固定効果モデル

固定効果モデルを使用してバイアスを取り除く根拠は誤差項の中で、説明変数と相関を持つ部分が観察期間中に時間とともに不変であれば、固定効果の推定を行うことで、その部分を固定効果として取り除くことができる。これにより、誤差項 ε_{it} は、

$$\varepsilon_{it} = \omega_i + \epsilon_{it} \quad (3)$$

とし、固定効果部分 ω_i は説明変数と相関するのに対し、 ϵ_{it} は説明変数と無相関の部分とする。したがって、固定効果を考慮したTFPの計算式は以下となる。

$$\ln Y_{it} = \beta + \alpha \ln L_{it} + (1-\alpha) \ln K_{it} + \omega_i + \epsilon_{it} \quad (4)$$

しかし、時間とともに不変であるという仮定は現実の中に不可能であり、固定効果から得た係数は偏差が存在する可能性が高い。

(2) 代理変数法：Olley-Pakes法

Olley and Pakes (1996) は同時性バイアスを修正するために、企業は当期の生産性によって投資の意思決定に影響すると仮定し、当期設備投資を観察できない生産性ショックの代理変数として入れることを提唱した。張 (2009) によれば、OP法のような生産関数によるセミパラメトリックな推計方法を使用する利点は、①操作変数を使用せずに、資本とTFPの相互決定による内生性問題を解決できること、②企業の参入と退出による selection bias を回避することができること¹⁵である。その中、当期設備投資は企業の生産要素投入に影響する生産性ショック μ_{it} と資本ストック k_{it} と関わり、その関数は以下となる。

$$I_{it} = \pi(k_{it}, \mu_{it}) \quad (5)$$

その中、 μ_{it} は一階のマルコフ過程に従い、設備投資は μ_{it} の単調増加関数であると仮定すれば、

$$\mu_{it} = \varphi(k_{it}, I_{it}) \quad (6)$$

これにより、生産関数推定の式に代入すれば、以下の式となる。

$$Y_{it} = \beta + \alpha L_{it} + \varphi(k_{it}, I_{it}) + \epsilon_{it} \quad (7)$$

本論文では (7) 式に基づき、張 (2009)、連、魯 (2012) を参考に、以下のモデルで TFP を

15 張傑、李勇、劉志彪 (2009) 「出口促進中国企業生産率提高吗？来自中国本土製造業企業的經驗証拠：1999-2003」『管理世界 (月刊)』Vol.12 を参照されたい。

計算する。

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_k \ln K_{it} + \beta_l \ln L_{it} + \beta_{age} age_{it} + \beta_Y Exp_{dm} + \beta_\eta State_{dm} + Year_{dm} + Ind_{dm} + \epsilon_{it} \quad (8)$$

そのうちに、age は企業の創業以来の年数を表しており、 Exp_{dm} は輸出ダミー¹⁶ 変数、 $State_{dm}$ は国有企業のダミー、 $Year_{dm}$ は年のダミー、 Ind_{dm} は産業のダミー変数である。 ϵ_{it} は誤差項である。

(3) 変数の説明

① 付加価値 (被説明変数)

中国統計局は2003年から産業コードを調整した。本論文はパネルデータの一貫性を維持するために、一部の産業コードを調整した。したがって、付加価値は改めて計算した。具体的には聂、江、楊 (2012) による総生産額-中間投入額+付加価値税から計算したものを使用した¹⁷。そして自然対数を取る前に、2000年を基準年として実質化した。生産性を表す変数として総生産ではなく、付加価値を使用する理由は、中国の場合、総生産が中間投入との間に強い相関関係を持つため、資本と労働の係数が小さくなるからである¹⁸。

② 資本と労働

本論文において、パネルデータ分析に使う資本ストックは、実質化した固定資本である。その計算法は、徐 (2011)¹⁹ を参考にし、次のように求めた。具体的に t-1 期の実質固定資本から実質化した投資を加えたものである。

16 輸出額に正の値が記録された場合は1となる。

17 付表1は計算した付加価値のデータの開示と広東省工業統計年鑑のデータとの比較を示している。

18 魯曉東、連玉君 (2012, 550頁)

19 徐涛 (2011, 3ページ)

$$RK_t = \begin{cases} RK_{t-1}(1-\sigma) + I_t/q_t & I_t \geq 0 \\ RK_{t-1}(1-\sigma) & I_t < 0 \end{cases} \quad (9)$$

初期 (t = 1) の実質資本は：

$$RK_1 = \overline{NF}_1/q_1 \quad (11)$$

ただし、t=2,3, ...；

RK：実質固定資本；

σ：(経済) 減価償却率、5%とした；

ただし、 \overline{NF}_1 は1期目の固定資産純額の年平均値である。

労働投入は年末時点での労働者数とする。

③ 投資

また、投資活動を通じて新たに増加した固定資産(名目値) I は以下のように求めた。

$$I_t = NF_t - NF_{t-1} + D_t \quad (10)$$

②で資本を計測する際に投資を算出することができるが、その方法で計算する場合、欠損値が多数生じてしまうので、以下の式で改めて投資を計算することとした。表3は実質資本、労働と投資を示したものである。

ただし、NF は固定資産純額であり、固定資産取得価値と累積減価償却の差と定義した。 D_t は当年減価償却である。

$$I_{it} = K_{it} - (1-\sigma)K_{it-1} \quad (12)$$

q：固定資本投資デフレーター(2005年の固定資産を1とする)

4.3 計測結果の比較

表4は固定効果モデルと Olley-Pakes 法で計

表3 各変数の平均値

| 年 | 実質資本(千元) | 労働(人) | 投資(千元) |
|------|----------|--------|---------|
| 2001 | 22467.66 | 357.23 | - |
| 2002 | 23230.05 | 365.03 | 7138.52 |
| 2003 | 21999.36 | 373.07 | 6648.80 |
| 2004 | 18427.33 | 352.20 | 8620.14 |
| 2005 | 19692.36 | 354.46 | 6811.13 |
| 2006 | 21239.66 | 384.63 | 6815.18 |
| 2007 | 23925.67 | 401.46 | 7279.27 |

表4 TFP 試算結果

| 分析手法 | 固定効果モデル | Olley-pakes 法 |
|-----------------|--------------------|--------------------|
| K_{it} | 0.16*** (43.50) | 0.26*** (25.93) |
| L_{it} | 0.51*** (96.31) | 0.50*** (76.20) |
| Number of Group | 28051 | 27883 |
| TFP(Mean) | 4.93 | 3.96 |

注：t statistics in parentheses：* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。

括弧内はt値を表わしている。

算した $\ln K$ (資本)、 $\ln L$ (労働) の係数を示し、図2は計算した TFP を示している。まず、二つの計算方法は、労働投入の弾力値が資本のそれより高く、労働集約型産業を中心とする広東省の産業構造の特徴と一致するものだと考えている。ただし、Olley-Pakes 法の資本の係数は固定効果モデルより高く、労働の係数は固定効果モデルより低くなったという結果を得ており、Olley-Pakes (1996) と連、魯 (2012) の結果と一致である。したがって、本論文では Olley-Pakes 法を用いて計算した TFP で分析を行う。

表5は2001年と2007年の2時点における産業別の輸出企業と非輸出企業の TFP の比較、および産業別輸出企業数の割合を表したものである。全体からみると、多くの産業においては、非輸出企業の TFP が輸出企業より高いことが分かる。そして、2001年と2007年を比較すると、すべての産業は2007年の TFP が向上している。

資本・労働比率を比較しながら各産業の TFP を分析してみよう。まず、資本・労働比率が比較的高い飲料、医薬、食品加工、食品製造業の TFP は他産業より高く、その輸出企業の TFP も非輸出企業より高い。一方、資本・労働比率が比較的低い産業、いわゆる労働集約型産業の

場合、非輸出企業の TFP が輸出企業より高いという傾向がある。また、資本・労働比率が最も低いアパレルおよびその他繊維製品と皮革・毛皮・ダウンおよび同製品製造業の輸出企業数が全体輸出企業に対する比率も低下した。

また、2001年の時点では専用機械、電気機械及び器材、電子及び通信設備と計器・メーター及び文化・オフィス用機械製造業の輸出企業の TFP は低かった。そして、非輸出企業の TFP との間に大きな格差が見られている。しかし、2007年に、輸出企業と非輸出企業の TFP の差が縮小し、電子及び通信設備と計器・メーター及び文化・オフィス用機械製造業の輸出企業の TFP が非輸出企業を抜いたことが示されている。そして、これらの産業の輸出企業対全体輸出企業の比率も拡大した。

以上の分析をまとめると、広東省では、概して国内市場向けの非輸出企業の生産性が輸出企業の生産性より高いことが検証されている。この現象は、Melitz が提起した新々貿易理論の「生産性の高い企業は輸出する」という仮説とは反するが、張、李、劉 (2009) が検証してきた「生産性のパラドックス」とは一致するものである。中国において「生産性のパラドックス」

図2 固定効果モデルと Olley-pakes 法で計算した TFP の比較

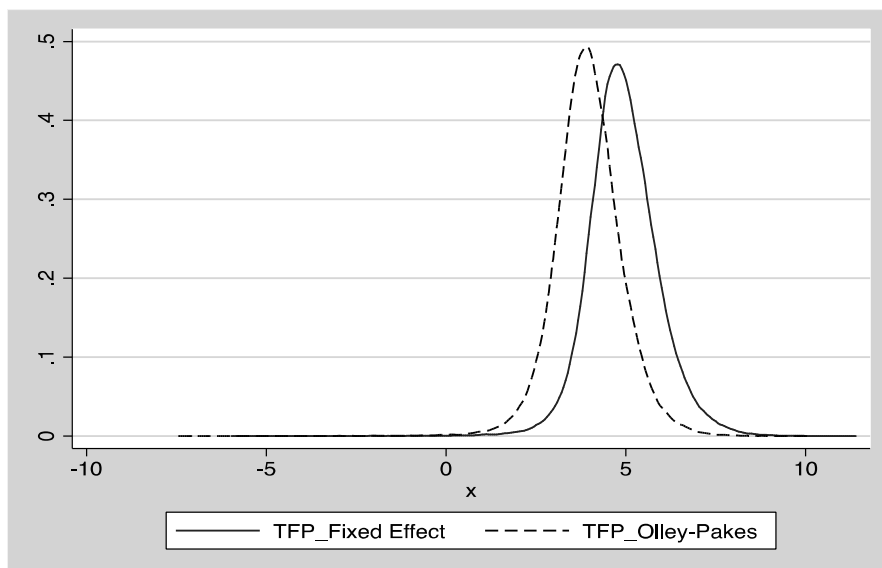


表5 広東省の産業別の輸出企業と非輸出企業のTFPの比較（2001/2007）

| 産業 | 2001年 | | | | 2007年 | | | |
|---------------------|---------|-----------|------|------|---------|-----------|------|------|
| | 資本・労働比率 | 輸出企業数 (%) | 輸出 | 非輸出 | 資本・労働比率 | 輸出企業数 (%) | 輸出 | 非輸出 |
| アパレル及びその他繊維製品 | 25.00 | 13.12 | 3.57 | 3.83 | 24.60 | 8.95 | 4.01 | 4.24 |
| 皮革・毛皮・ダウン及び同製品 | 35.75 | 6.89 | 3.57 | 3.88 | 24.66 | 5.25 | 4.02 | 4.22 |
| 計器・メーター及び文化・オフィス用機械 | 54.28 | 2.13 | 3.65 | 4.00 | 45.40 | 2.67 | 4.09 | 4.08 |
| ゴム製品 | 58.41 | 1.13 | 3.56 | 3.86 | 49.02 | 1.31 | 3.97 | 4.30 |
| 電気機械及び器材 | 65.94 | 8.83 | 3.82 | 4.03 | 50.30 | 11.50 | 4.28 | 4.41 |
| 専用機械 | 69.32 | 1.19 | 3.60 | 3.80 | 67.75 | 3.17 | 4.20 | 4.31 |
| 金属製品 | 69.64 | 8.47 | 3.65 | 3.94 | 54.26 | 8.68 | 4.23 | 4.33 |
| 一般機械 | 70.34 | 1.90 | 3.94 | 3.85 | 64.63 | 2.74 | 4.28 | 4.29 |
| 電子及び通信設備 | 79.20 | 10.98 | 3.80 | 4.26 | 65.85 | 12.69 | 4.29 | 4.28 |
| 紡織 | 80.09 | 6.73 | 3.65 | 3.81 | 76.40 | 5.55 | 4.00 | 4.24 |
| 交通運輸設備 | 81.11 | 1.54 | 4.04 | 3.84 | 103.29 | 2.15 | 4.49 | 4.36 |
| プラスチック製品 | 89.41 | 8.04 | 3.59 | 3.87 | 79.03 | 8.46 | 4.10 | 4.29 |
| 食品 | 109.70 | 1.52 | 3.99 | 3.82 | 84.16 | 1.14 | 4.25 | 4.24 |
| 食品加工 | 130.03 | 1.13 | 4.21 | 4.12 | 120.59 | 1.08 | 4.41 | 4.69 |
| 医薬 | 132.38 | 0.64 | 4.57 | 4.27 | 163.95 | 0.38 | 4.80 | 4.49 |
| 飲料 | 222.56 | 0.43 | 4.46 | 4.02 | 214.06 | 0.25 | 5.05 | 4.40 |

出所：広東省鉱工業企業データベース

の主な原因は、加工貿易という特殊な制度的アレンジメントと無関係ではないだろう。具体的には、広東省の輸出の大部分が加工貿易であるという事実に求めるべきであり、「両頭在外」という制度的制約のもとで輸出加工に携わる企業は、計画経済時期の「工廠」のように、市場的機會を捉えて企業業績の改善に役立てるための経営的自主権を十分に持っていないからである。ただし、産業別の分析が示しているように、輸出産業の産業構成に注目すべき変化が見られており、労働集約型産業の割合が大幅に低下している。それに対し、資本・労働比率が比較的高い産業の輸出企業の全要素生産性が非輸出企業より高いことも確認できる。つまり、資本・

労働比率が高い産業において、「企業の異質性が輸出の開始の意思決定に影響する」という命題が成り立つことも考えられる。次節では、これを実証的に分析してみよう。

5、輸出による学習効果に関する実証分析

5.1 推計方法の選定

市場の発達と貿易自由化の進展により、広東省の対外貿易は加工貿易主導から一般貿易主導へと転換しつつある。このような転換期において、輸出を開始する企業のほとんどは加工貿易ではなく一般貿易を選択することが考えられる。これらの新規の輸出企業を分析の対象とし、輸出が企業の生産性に与える影響を分析すること

表6 各種企業のサンプル数 (2001年～2007年)

| 種類 | 企業数 | 割合 (%) | 外資系企業 | 国有企業 | 民営企業 |
|------------|-------|--------|-------|------|-------|
| 継続的に輸出する企業 | 85236 | 42.39 | 38927 | 1014 | 9050 |
| 輸出を開始した企業 | 23233 | 11.55 | 6940 | 470 | 8654 |
| 非輸出企業 | 71374 | 35.50 | 6375 | 2411 | 31993 |

は重要な意味を持つ。そこで、筆者は、まず次の式を用いて実証分析を試みた。

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_t EXP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

ただし、 y_{it} は企業 i の t 年における TFP であり、 EXP_{it} は企業 i が t 年に輸出を行ったダミー変数であり、 β_t は輸出による変数 y に与える効果を表す係数であり、 α_i は企業 i の固定効果であり、 ε_{it} は誤差項である。

前節の分析結果が示しているように、全体的に非輸出企業は輸出企業より生産性が高いが、資本・労働比率が高い産業において、輸出企業の生産性が比較的高いこともわかった。したがって、(13) 式の推計式を用いて生産性向上と企業の輸出活動の間の因果関係を特定する際に、Sample Selection Bias が発生してしまう。したがって、ここでは、プロペンシティー・スコア・マッチング (Propensity Score Matching method、下記 PSM 法) を用いて分析することにした。

PSM について簡単に説明すると、輸出した企業 (Treatment Group) と同じ条件を持つが、輸出しなかった企業 (Control Group) を選定し、その生産性の差異を検証する手法である。乾 (2011) によると、この手法は、企業のサンプルから輸出企業と非輸出企業をランダムに分け、実験的に輸出の効果を計ることができる。すなわち、この手法は輸出企業をすべての非輸出企業と比較するのではなく、事前的には輸出する可能性が高かったにもかかわらず、結果的には輸出しなかった企業と比較する、ということである²⁰。

実証分析を行う前に、分析対象とする企業を

選別しなければならない。2001年より以前の時期において、加工貿易が一般貿易を遥かに上回っていたため、一般貿易へ転じる期間と見なすことは難しいと考えている。従って、世界貿易機関 (WTO) に加盟した2001年以降に輸出開始した企業を分析対象にした。ただし、今回の分析期間は2001年から2007年であるため、2001年以前に輸出を行っていたか否かを特定することはできない。

本論文では、継続的に輸出する企業、輸出を開始した企業、非輸出企業の三種類の企業を特定した。「継続的に輸出する企業」とは、分析期間では継続的に輸出額が正であった企業を指し、これに対して「輸出を開始した企業」とは、分析期間の初年度に輸出額がゼロであったが、分析期間中に輸出額が正の値となった企業を指す。また、「非輸出企業」とは分析期間において輸出額がゼロであった企業を指す。

表6は、上述の方法で特定した三種類の企業とその他企業の構成を示すものである。この時期においては、継続的に輸出する企業のうち外資系企業が最も多いが、輸出を開始した企業のうちでは、民営企業が最も多い。ただし、民営企業の大部分は国内市場をターゲットとする非輸出企業である。

5.2 プロペンシティー・スコアの測定

前述のように、筆者の分析の目的は、加工貿易主導から一般貿易主導への転換時期において、企業の輸出行動と生産性との関係性を検出することである。したがって、ここでは「継続的に輸出する企業」を除いて、分析期間中に輸出を

20 乾友彦 (2011, 211ページ)

表7 基本統計量

| 変数 | 企業数 | Mean | Std.Dev. | Min | Max |
|--------|-------|-------|----------|------|-----|
| FDI | 56843 | 0.19 | 0.37 | 0 | 1 |
| CR4 | 56843 | 33.31 | 21.61 | 5.02 | 100 |
| age | 56840 | 7.83 | 7.40 | 0 | 107 |
| regcon | 56843 | 0.08 | 0.09 | 0 | 1 |
| Pearl | 56843 | 0.82 | 0.39 | 0 | 1 |

開始した「輸出を開始した企業」と輸出の経験を持たない「非輸出企業」を分析の対象とする。

PSM法を使用するには、第一段階では、プロベンシティー・スコア（以下、PS）を測定しなければならない。PSの測定は、ロジットモデルでTreatment groupとControl groupの輸出行動を行う確率を計算し、輸出企業が輸出を行う確率（ P_{it} ）は、以下の式で求める。

$$P_{it}(EXP = 1) = F(FDI_{it}, CR4_{jt}, age_{it}, regcon_{jt}, Pearl) \quad (14)$$

輸出の確率は企業の属性により異なる。本論文では企業の属性について、外資の比率（FDI）²¹、産業内上位4企業の市場シェア合計（CR4）²²、操業年数（age）、産業集積（regcon）²³、珠江デルタ都市（Pearl）²⁴であるか否か、が含まれている。表7は、これらの変数の基本統計量を示している。

PSの測定から得た値に基づきマッチングの作業を行う。すなわち、実際に輸出を行った企業から得られる確率値と、その確率値に近いが輸出を開始していない企業を3社選択してマッチングさせることにした。表8はロジットモデ

ルの推計結果である。そのうち、モデル①は全体企業を分析対象とし、モデル②、③、④はそれぞれ外資系企業、民営企業と国有企業を分析対象としている。図3と表9はマッチングの結果である。

表8によると、まず、企業全体を分析対象にした場合、外資比率が高ければ高いほど、企業が輸出する傾向が高いことが分かる。外資が入っている企業は、海外市場へのアクセスがよりスムーズになり、輸出を開始する可能性が高くなると考えられる。次に、産業の市場集中度を表すCR4指数がマイナスで推定有意な統計結果となっている。つまり、競争的な市場においては、企業がより積極的に輸出活動に携わる傾向がある、ということを示している。さらに、珠江デルタ年ダミーは、統計的に有意な結果が得られていない。最後に、操業年数については、操業年数が長ければ長いほど、輸出を開始する確率が高くなるという結果が得られた。それは、企業内の技術と経営ノウハウの蓄積が、輸出活動の開始につながる可能性が高いことを示唆するものである。

所有制企業別で分析した場合、まず、外資比率については、外資の出資比率が高ければ高いほど、企業の輸出傾向が高いという統計的に有意な結果を得た。

次に、市場集中度について見てみると、外資系企業と民営企業の場合、より競争的な市場において、輸出を開始する企業の確率が高くなる。他方、国有企業の場合は統計的に有意な結果を得られなかった。つまり、市場競争が国有企業の輸出を促進するか否かは、その効果が明確で

21 外資の比例の計算について、外国または中華系資本と出資資本の比を指している。

22 CR4：Concentrate Ratio 4、当該産業における上位4企業の市場シェアの合計。

23 各区の特定産業の企業数/当該産業の全省の企業数の比率（産業コードが4桁を取り、地域は「区」を単位として使用する）

24 珠江デルタ都市とは、広州、深圳、佛山、東莞、江門、珠海、中山、肇慶、惠州を指している。

表8 ロジットモデル分析結果

| 変数 | 全体企業 | 外資企業 | 民営企業 | 国有企業 |
|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| | ① | ② | ③ | ④ |
| FDI | 1.62*** (55.53) | 0.61*** (9.57) | 2.74*** (9.60) | 2.77*** (4.02) |
| CR4 | -0.01*** (-5.57) | -0.01*** (-5.24) | -0.04*** (-3.37) | 0.01 (0.69) |
| pearl | -0.012 (-0.41) | 0.09 (1.32) | -0.14*** (-3.14) | 0.35* (1.57) |
| regcon | 1.24*** (9.03) | 0.93*** (3.62) | 1.77*** (10.50) | -1.31 (-1.46) |
| age | 0.02*** (11.03) | 0.07*** (15.14) | 0.02*** (5.77) | -0.01** (-1.99) |
| Industry | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Year | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Constant | -1.60*** (-15.93) | -2.17*** (-10.03) | -1.79*** (-12.90) | -3.07*** (-4.50) |
| Pseudo-R ² | 0.10 | 0.07 | 0.04 | 0.08 |
| AUC | 0.72 | 0.67 | 0.64 | 0.70 |
| Observations | 52112 | 12147 | 37480 | 2471 |

注：t statistics in parentheses：* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。

括弧内はt値を表わしている。

はない。

珠江デルタ都市ダミーについては、民営企業の場合はマイナスで有意な結果が得られ、珠江デルタ地域以外の地域においては民営企業が輸出活動を開始する確率が高いということを意味している。考えられる理由としては、珠江デルタ都市においては、外資系企業が主導する加工貿易が盛んに行われているが、これまで経済成長と輸出活動が相対的に立ち遅れている珠江デルタ以外の地域（広東省東部地区、西部地区、山地地区）においては、民営資本が積極的に企業を興し、輸出活動を展開しているということである。一方、国有企業の場合はプラスで有意な結果が得られ、珠江デルタにおける国有企業がより積極的に輸出活動を開始していることを意味している。

さらに、産業集積が輸出活動に与える影響を計測した結果、産業集積が進んでいる地域において、企業が輸出を開始する確率が高いということを確認できた。なお、係数の値を比較すると、産業集積の民営企業の輸出意向に与える影響は、外資系企業より高いことが分かった。ただし、国有企業の場合は統計的に有意の結果が得られなかった。その理由は、国有企業改革が比較的進んだ広東省においても、国有企業と国有企業の産業集積の数が比較的少ないことが考えられる。

最後に、企業の操業年数と輸出を開始する確率の関係については、外資系企業と民営企業については、全体企業の場合と同じ結果を得ているが、国有企業の場合は、操業年数と輸出を開始する確率との間に統計的に有意なマイナスの

図3 マッチング結果

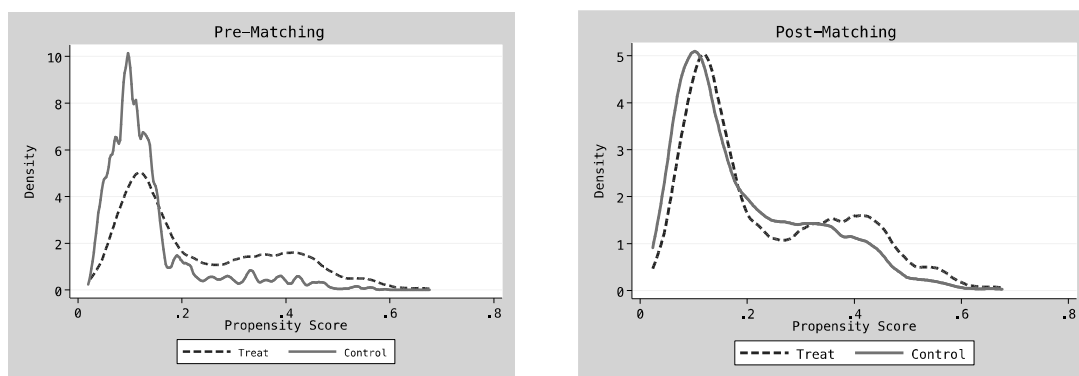


表9 バランシングテストの結果 (PSM:3-Nearest Neighbor Matching)

| 分析対象 | サンプル | treat | control | ATT | s.e. | t-value |
|------|--------|-------|---------|-------|------|----------|
| 全体企業 | マッチング前 | 4.14 | 4.07 | 0.07 | 0.01 | 6.07*** |
| | マッチング後 | 4.14 | 4.10 | 0.04 | 0.01 | 2.23** |
| 民営企業 | マッチング前 | 4.16 | 4.05 | 0.11 | 0.02 | 7.50*** |
| | マッチング後 | 4.15 | 4.06 | 0.09 | 0.02 | 5.76*** |
| 外資企業 | マッチング前 | 4.10 | 4.17 | -0.07 | 0.02 | -3.57*** |
| | マッチング後 | 4.10 | 4.15 | -0.05 | 0.02 | -2.14** |
| 国有企業 | マッチング前 | 4.33 | 4.03 | 0.30 | 0.07 | 4.21*** |
| | マッチング後 | 4.33 | 4.16 | 0.17 | 0.90 | 1.86* |

相関関係が計測されている。操業年数が長い国有企業が輸出事業を開始する確率が低いことは、その経営意思決定の硬直性を反映しているように思われる。他方、新たに創業した国有企業が海外市場の開拓をより重視していることも意味している。

図3は、マッチングした後、Treatment group と Control group の傾向が整合されており、マッチングの結果が比較的に良好であることを示している。

次に、バランシングテストの結果を通じて所有制別の輸出企業と非輸出企業の TFP を比較してみる。表9で示したバランシングテストの結果において、マッチング前の「Treatment」グループは輸出企業の TFP の平均値であり、「Control」グループは輸出していない企業の

TFP の平均値を指している。その結果が示しているように、民営企業、国有企業の輸出企業の TFP が非輸出企業の TFP より高いという統計的に有意な結果を得ている。それに対し、外資系企業の輸出企業の TFP が非輸出企業の TFP より低いという統計的に有意な結果を得ている。

その理由について筆者は次のように考えている。Melitz (2003) は、貿易活動に伴う固定費用の増加という理由で、生産効率のより高い企業が輸出を行うということを想定しているが、それはいわゆる「一般貿易」に当てはまる議論であろう。前述のように、広東省は中国最大の加工貿易の基地であり、2000年代において加工貿易の輸出額が一般貿易のそれを遥かに凌駕していた。加工貿易の担い手である外資企業は、

企業の意思決定権が海外の本社にあり、経営上の自主権を持たず、中国の市場ニーズの変化への迅速的な対応も困難である。また、海外にある本社が技術開発や設計の工程を行い、加工貿易を通じて広東省の安価な工賃を利用し、労働集約的な組立作業を行い、その最終財を輸出していた。したがって、外資系輸出企業のTFPが相対的に劣っていることは不思議ではない。また、「両頭在外」のため、これらの企業の貿易活動には、関連産業の技術進歩を促進する上で大きな限界が存在することとなる²⁵。この結果は、前述の李、尹（2009）が発見した「生産性のパラドックス」に合致するものである。

それに対し、民営輸出企業のTFPが民営非輸出企業のそれより高い理由は、2001年にWTO加盟後、次第に企業は経営上の自主権が与えられたことにより、一部の民営企業が「一般貿易」を行う権限を持つようになったため、民営企業が海外市場のニーズに対応するために、製品の品質の向上や新製品の開発などを努力したからである。国有企業の場合も輸出企業のTFPが相対的に高い。その理由は、国有企業の貿易が主に「一般貿易」であるから、日本企業のように、輸出活動に相対的に高い固定費用を要するため、より生産性の高い企業が輸出を行うことになるのだろう。

マッチング後の結果と比較して分析すると、マッチングする前は輸出した企業の平均的TFPが4.14であるのに対し、非輸出企業は4.07であり、その差が検出された。マッチングした後は、非輸出企業のTFPは4.10となり、その差が縮小した。輸出する企業のTFPが輸出しない企業のTFPより相対的に高いことが分かる。このようなマッチング結果から、輸出する企業と非輸出企業のTFPの差異は0.067から0.04まで縮小しており、この差異の縮小に貢献したのは、輸出活動であると考えられる。すなわち、輸出がTFPの向上に寄与したことが統計的に確認されたことになる。

また、民営企業と国有企業についてそれぞれ計測した結果、企業全体の計測結果と同じパターンであることが分かった。注目すべきことは、国有企業のTFPが企業グループの中で最も高いことである。そして、マッチングする前の国有企業の非輸出企業のTFPは4.03であるのに対し、マッチング後は、非輸出企業のTFPは4.16まで上昇し、各所有制企業グループの中でTFPの差異が縮小した幅が最も大きい。その意味するところは、国有企業について言えば、輸出活動が企業の生産性向上にもっとも顕著な効果がある、ということである。

最後に、外資系企業についての推計結果を見てみると、マッチングする前は、輸出企業のTFPが非輸出企業のTFPより低く、これは1%の水準で統計的に有意な結果である。考えられる理由は、外資系輸出企業は広東省の低賃金労働力を利用するのが主な目的であり、その技術と管理は海外で成熟したものを中国に持ち込むものであり、中国現地の状況に適應して研究開発や経営改革を行うインセンティブが低いと考えられる。これに対して、非輸出の外資系企業は、中国市場を開拓することが目的であり、現地市場のニーズに合わせた製品開発や経営管理手法の工夫が要求され、TFPが比較的高くなる。マッチングした後は、輸出する企業と非輸出企業のTFPの差が縮小したが、非輸出外資系企業のTFPが輸出企業のそれより高いことが確認できる。

冒頭で触れたように、中国政府は2005年よりすべての国内企業に貿易自主権を与えるようになった。表10と表11は国内企業を分析対象とし、分析期間を2001年-2004年、2005年-2007年とに分け、それぞれの期間のPSMを計測した。ロジットモデルの結果によると、2001年-2004年の外資比率が輸出意思決定に与える影響は2005年-2007年のそれより大きい。市場がますます開放されるにつれて、かつては外資を通じて海外市場へアクセスしていたのが、貿易自主権が与えられたことによって、国内企業が自主的に海外とのつながりを強化しつつあること

25 関権（2013, 181ページ）

表10 ロジットモデル分析結果（国内企業）

| 国内企業（国有企業＋民営企業） | | |
|-----------------|---------------------|---------------------|
| 変数 | 2001年－2004年 | 2005年－2007年 |
| FDI | 3.02*** (8.04) | 2.56*** (7.08) |
| CR4 | -0.00** (-2.05) | -0.00*** (-2.77) |
| pearl | -0.13* (-1.75) | -0.12** (-2.24) |
| regcon | 0.97*** (3.26) | 1.91*** (9.78) |
| age | 0.01* (1.77) | 0.01*** (3.27) |
| Industry | Yes | Yes |
| Year | Yes | Yes |
| Constant | -3.03*** (-8.76) | -1.38*** (-9.29) |
| Pseudo-R2 | 0.03 | 0.03 |
| AUC | 0.64 | 0.64 |
| Observations | 15693 | 24272 |

注：t statistics in parentheses：* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。
括弧内はt値を表わしている。

表11 バランシングテストの結果（PSM:3-Nearest Neighbor Matching）

| 年 | サンプル | Treat | control | ATT | s.e. | t-value |
|-----------|--------|-------|---------|------|------|---------|
| 2001－2004 | マッチング前 | 4.05 | 3.88 | 0.17 | 0.03 | 6.51*** |
| | マッチング後 | 4.05 | 3.90 | 0.15 | 0.03 | 4.80*** |
| 2005－2007 | マッチング前 | 4.22 | 4.16 | 0.06 | 0.02 | 3.87*** |
| | マッチング後 | 4.22 | 4.17 | 0.05 | 0.02 | 2.50** |

を示唆している。

また、マッチングの結果によると（表11）、2001年－2004年の期間において、マッチングする前は、国内企業のうち、輸出企業のTFPは4.05であったのに対し、非輸出企業は3.88であった。マッチング後は、非輸出企業のTFPが3.9に向上し、その差異は0.17から0.15に縮小している。

2005年－2007年の結果は、2001年－2004年の結果と同じ傾向を示しており、マッチングすることによって、輸出企業と非輸出企業の差異は0.06から0.05に縮小している。ただし、2005－2007年の輸出と非輸出企業のTFPの差異が2001－2004年それのよりもかなり小さくなっている。つまり、輸出が生産性向上に与える効果は、国内企業の生産性向上に寄与し、加工貿易

から一般貿易へのシフトが大きく進んでいるこの時期に現れてきたということが考えられる。

6 結び

本論文は、中国広東省における企業の輸出行動が企業の生産性に与える効果を実証的に分析するものである。多くの先行研究においては、①企業の特異性（生産性が相対的に高いこと）が輸出活動につながることで、②輸出活動による学習効果を通じて企業の生産性が向上されること、が証明されている。しかし、中国企業を対象とする実証研究ではその逆の関係が検出されていることから、いわゆる「生産性のパラドクス」が提起されている。

このパラドクスを解明するために、本論文は企業の経営自主権を主眼に置き、輸出行動における加工貿易と一般貿易の選択の違いに注目し、また、所有制の特徴も考慮に入れて、広東省企業のデータベースを用いて実証的に分析を行った。

筆者の実証分析から得られたもっとも重要な知見のひとつは、貿易制度に関するものである。「両頭在外」式の加工貿易に従事する企業は、ある意味において計画経済時代の「工場」のように、市場の変化に合わせて技術と経営を変えていくための自主経営権を持ち合わせていない。したがって、加工貿易に従事する企業は必ずしも生産性が高い企業とは限らず、また、輸出活動を通じて企業の生産性を改善するインセンティブも相対的に弱い。このことを裏返しに言えば、市場の変化に適応し商機を掴むための経営自主権を持つ一般貿易に移行することで、中国の輸出企業は、日本などの先進国の企業と同様に、輸出活動による学習効果を通じて生産性の向上が得られることとなる。

筆者の研究から得られるもう一つの重要な知見は、異なる所有制の企業が経営上の自主権の獲得の程度によって行動パターンが異なることである。広東省の外資企業の場合、その大部分は加工貿易に従事しており、輸出による学習に必要な企業の経営意思決定の権限が不完全なた

め、生産性の改善が相対的に遅れている。これに対して、民間企業の場合、特に貿易自主権を獲得した2000年代の半ば以降は、積極的に輸出活動に参入し、海外市場とのつながりを強化したことにより、企業の生産性が顕著に改善されている。また、国有企業については、経営に関する重要な意思決定の権限が行政組織にあるため、海外市場への進出が活発ではないが、そのうちの一部の生産性が高い企業は国際市場に進出し、高い成長パフォーマンスを得ている。

本論文の実証分析から得た発見は、今後の中国の貿易政策と企業の制度の改革を考える際に多くの示唆を与えると考えられる。本論文で残された課題については、一般貿易を行う中国企業が海外市場を適応するためにR&D活動を増やす可能性があるため、貿易方式の転換が研究開発活動にどのような影響を与えるか、という課題も研究する価値があろう。この課題を別の論文に委ねることとする。

参考文献

日本語文献：

- 小宮隆太郎 (1989) 『現代中国経済：日中の比較考察』 東京大学出版会。
- 張紅詠 (2016) 「中国の産業貿易政策と経済成長」 RIETI Discussion Paper Series 16-J-043。
- 伊藤恵子、乾友彦、権赫旭、戸堂康之 (2011) 「中国輸出企業の特徴：日本の輸出企業との比較」 ESRI Discussion Paper Series, NO.274。
- 伊藤恵子 (2011) 「輸出による学習効果の分析：輸出開始とイノベーション活動の相互作用」 RIETI Discussion Paper Series, No.11-J-066。
- 大橋英夫 (2013) 「貿易政策－輸出振興策の調整」 中兼和津次編 『中国経済はどう変わったのか』 国際書院。
- 乾友彦 (2011) 「日本企業の海外進出が国内親企業のパフォーマンスに与える影響－業種別、投資先国、投資別タイプの分析－」 『経

済科学研究所紀要』第41号。

関権 (2013) 「外資は何をもたらしたか」南亮進、牧野文夫編著『中国経済入門』日本評論社。

徐涛 (2011) 「中国鋁工業企業の参入・退出と生産性の変化－規模以上鋁工業個票データベース(1998-2007)による実証分析－」『中国経済研究』第8巻第2号。

劉曙麗 (2014) 「中国における企業の研究開発活動及びその決定要因の実証分析」『中国経済研究』第11巻第1号。

中国語文献：

聂輝華, 江艇, 楊汝岱 (2012) 「中国工業企業データベースの使用現状和潜在問題」『世界経済』Vol.5.

李春頂, 尹翔碩 (2009) 「我国出口企業的“生産率悖論”及其解释」Finance & Trade Economic, No.11。

鲁晓東, 連玉君 (2012) 「中国工業企業全要素生産性估計：1999－2007」『経済学 (季刊)』Vol.11, No.2。

張傑, 李勇, 劉志彪 (2009) 「出口促進中国企業生産率提高吗？来自中国本土製造業企業的經驗証据：1999－2003」『管理世界 (月刊)』. Vol.12。

英語文献：

Barry J. Naughton (2007), *The Chinese Economy: Transition and Growth*, MIT Press.

Clerides, S. Lauch, S. Tybout, J (1998), “Is “Learning-by-Exporting” Important Micro-dynamic Evidence from Colombia, Mexico and Morocco”, *Quarterly Journal of Economics*, 113(3):903-947.

Levinsohn, James and Amil Petrin. (2003), “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables.” *The Review of Economic Studies*, 70:317-341.

Marschak, J. and W. H. Andrew (1944), “Random Simultaneous Equations and the Theory of Production,” *Econometrica*, 12(34):143-205.

Melitz, M. (2003), “The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate productivity,” *Econometrica*, 71(6):1695-1725.

Olley, G. Steven and Ariel Pakes (1996), “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry”, *Econometrica*, 64(6):1263-1297.

(げん ぎょうくれい・拓殖大学大学院)

付表1 データベースと広東省統計年鑑の付加価値の比較

| 年 | データベース | 広東省工業統計年鑑 |
|------|----------|-----------|
| 2001 | 3179.01 | 3170.33 |
| 2002 | 3834.77 | 3721.12 |
| 2003 | 4955.53 | 5000.31 |
| 2004 | 6604.67 | 6025.77 |
| 2005 | 8028.64 | 8157.46 |
| 2006 | 9981.86 | 10185.56 |
| 2007 | 12241.26 | 12253.01 |

出所：広東省工業統計年鑑 (2002－2008)

Learning by Exporting? An Empirical Investigation of Manufacturing Firms in Guangdong, China

Yuling RUAN

Keywords: Export, TFP, Ownership, PSM method, Trade regimes

JEL Classification Numbers: F14, L60, O12

The accession to the membership of the WTO has accelerated China's foreign trade development, and made China the top exporting nation since 2010. Do export activities contribute to the productivity improvement of China's industrial enterprises? and how? These are the main research questions of this paper. Previous researches on the relationship between export and productivity have divided into two distinct campuses: the "learning by exporting" school and the "self-selection" school. This paper tried to introduce a new variable into the debate. We argue that the autonomy of a firm's management is a key factor connecting its exporting activity and productivity improvement.

The working hypotheses of this study is two-fold: firstly, trade regime matters. That is, the enterprises engage in "ordinary trade" should make more efficiency improvement from exporting than those engage in "export-assembly trade", since the latter has a more limited autonomy in making managerial decisions; Secondly, ownership matters. The foreign invested enterprises might have disadvantages in exploring potential benefits from exporting than the domestic private enterprises, since they do not enjoy a full-raged decision making autonomy in market competition. Our empirical analysis using a firm-level database of manufacturing enterprises in Guangdong province (2001-2007), has supported the above hypotheses.