

# 中国内陸部産業の生産効率の変化と輸出拡大過程

——重慶のオートバイ産業の事例 1995～2001年——

やま むら えい じ  
山 村 英 司

シン イン ヨン  
申 寅 容

## はじめに

- I 重慶と日本のオートバイ産業発展の比較と概観
- II 仮説の提示
- III 推定方法の定式化と推定結果の検討
- 結論
- 補論 生産の効率性の推計に関して

## はじめに

周知のとおり中国における製造業の発展は目覚しいものがある。そして、これまでこの発展を説明するべく、いくつかの発展モデルが提起されてきた。例えば、上海に隣接する長江の下流に位置する地域の発展を描いた「蘇南モデル」、「温州モデル」などがその代表的なものとして挙げられよう [Chen, Jefferson and Singh 1992 ; Jefferson, Rawski and Zheng 1996 ; 大塚・劉・村上1995；園部・大塚2004；伊藤 2003]。

1980年代の江蘇省では、郷鎮企業の成長を中心とした産業発展がみられた [大塚・劉・村上1995]。なかでも江蘇省南部では町営や村営の郷鎮企業が、国有企業から生産技術や経営に関するノウハウを学ぶことにより飛躍していったところが、「蘇南モデル」の核心となっている。

これに対して、浙江省は主に零細な私有企業が中心となって1990年代以降急速な成長を遂げた。とりわけ温州市はその代表例といえよう。このような「温州モデル」は、私有企業が特定地域に集中して立地することによって得られる利益を享受したことに特徴がある<sup>(注1)</sup>。

さらに近年中国では、沿岸部ばかりではなく内陸部における産業発展が注目されるようになっている [関・西沢 2002 ; 丸川 1993]。内陸部の都市としては重慶が大規模であり、もともと軍需産業が発達していることで知られていた。それが現在、オートバイを中心とした製造業の一大拠点となっている。重慶は江蘇省や浙江省とは地理的条件を始め様々な条件が異なる。しかしこれまで中国内陸部における産業発展を企業レベルのデータを利用して、厳密に統計分析を行っている研究は数少ない [園部・大塚 2004]。内陸部で産業発展を進めている重慶では、いかにして産業発展が推し進められてきたのだろうか。そして、「蘇南モデル」や「温州モデル」とどのような点で類似し、どのような点で異なるのか。このような問いは現代中国の産業発展を考察する上で興味深いテーマである。

中国に先行して産業発展を遂げた NIEs 諸国では海外の技術模倣による技術導入と、それに続く生産技術の上昇と国際市場への参入が観察される [Hobday 1997]。一般的に産業が未成熟で既存技術が低い段階では国内市場におけるマーケティングが重要である。それが、技術上昇により効率的な生産が行われるようになると、より大きな需要が存在する海外への輸出が増大する<sup>(注2)</sup>。ただし中國では社会主義的な計画経済から市場経済への移行を進めている点で NIEs とは異なる経済環境にある。このような条件の下で、NIEs における輸出拡大を基調とした産業発展は中国にどの程度妥当するのだろうか。もし妥当するのだとしたら、輸出志向を実現させる企業はどのような特徴を持つのであろうか。

現在中国のオートバイ産業は日本のオートバイ産業における1940年代後半から1960年代までの急速な発展とほぼ同様な発展過程を歩んでいる。この時期に日本のオートバイは、世界一の生産台数を誇るまでになったが、その過程において顕著な輸出拡大がみられた [出水 2002]。この点で NIEs 的な産業発展パターンと日本のオートバイ産業発展は類似している。また、日本のオートバイ産業の集積地である浜松においては、オートバイに先行する在来産業として鋳物産業、織機産業があり、戦時中は日本楽器が軍需産業に従事し、プロペラ生産などを行っていた。終戦直後のオートバイ産業において、存在していた企業は軍需産業に従事していた大規模企業であった。一方、重慶はもともと「三線建設」に基づいて推し進められた計画によって、軍需産業が発達した地域であり、大規模な国有企业が存在していた [関・西沢 2002]。私

有企業が次々と誕生するまでの重慶の産業の状況は、終戦直後の浜松における状況と共通性があるように思われる。日本の浜松と類似した条件のもと開始され、同じように輸出拡大を進めていった重慶のオートバイ産業を、詳細に検証することはアジアの経済発展を比較する上で意義深い。

本稿では「重慶モデル」を構築するための事例研究として、比較的技術模倣が容易であるオートバイ産業を取り上げる。1995年から2001年の企業レベルのパネル・データを用いた数量分析によって重慶のオートバイ産業の特徴を明らかにしたい<sup>(注3)</sup>。

具体的にはまずは企業の生産性に着目し、その決定因を検討する<sup>(注4)</sup>。近年 DEA 分析 (Data Envelopment Analysis) によって最初に生産の効率性を計測し、次いでその決定因を分析するアプローチが増えている。この手法は中国の製造業研究にも適用されてきた [Zheng, Liu and Bigsten 1998 ; Zheng, Liu and Bigsten 2003]。本論ではこれらの研究と同様に産業集積の効果、国有企业からの技術・経営ノウハウの吸収、企業の所有形態の違い、経営者の人的資本や特性などが、いかに生産の効率性に影響を与えてきたかを検証する。

以下、第Ⅰ節では重慶と日本のオートバイ産業発展の比較を行う。また、1995年から2001年までの最近の重慶のオートバイ産業を概観する。続く第Ⅱ節では検証可能な仮説を提起する。さらに第Ⅲ節では仮説の統計的推定方法を示した後で、得られた推定結果をもとにして仮説の妥当性を検証する。そして、結論では本稿で明らかになったことの含意、および今後に残された研究課題について論じ結びとする。最後に、補

論で DEA 分析について詳述する。

## I 重慶と日本のオートバイ産業発展の比較と概観

### 1. 重慶と日本の比較

「中国で近代的な大量生産型消費財産業としてオートバイ産業が確立されたのは改革・開放時代に入ってからである」[大原 2001, 7]。そこで活躍したのは軍需関連の国有メーカーで、これらの企業が外国メーカーからの技術を学ぶことにより大量生産を推進した。その後、1990年には100万台に達し、現在では1300万台を超えており、世界の生産台数の約半分を占める最大の生産国にのぼりつめた。このような急速な生産台数の増大は、日本における1940年代後半から1960年代にかけてのオートバイ生産の増大の推移と類似している [Yamamura, Sonobe and Otsuka 2003]。日本の場合も、海外から生産技術などを吸収することにより、飛躍的なオートバイ産業発展が起きている。

ホンダ、スズキ、ヤマハなどが誕生した浜松は日本オートバイ産業の集積地といえる。浜松の産業集積の形成過程をみると、「紡績機とモーターサイクルとは生産技術に関する限り無縁ではない。どちらも“軽機械”であって、加工技術では共通するものがある。織機製造で培われた鋳造技術は、そのままモーターサイクルに生かすことが出来る。しかも紡織機産業は、戦時中の軍需品生産で高精度の機械加工技術を手に入れていた。伝統地場産業の強みで、鉄工所や木型加工業など、腕の立つ下請工場も多い。浜松の紡織機業界は地場産業としての有利な特質を保ちながら、モーターサイクル界に参入し

たのである」[八重洲出版編 1987, 84]。その後、浜松をはじめとして日本においては、急速な町工場レベルの企業の参入がおこり、数量的な拡大がみられた [Yamamura, Sonobe and Otsuka 2005]。一方、中国のオートバイ産業集積地である重慶は、もともと「三線建設」によって形成されていった軍需産業の拠点である。「90年代に入って活発化した中国のバイク市場は、全国に生産者の乱立を促し、当初、重慶の嘉陵と建設のみとされていたものが、現在では郷営、村営、個人経営にいたるまでのメーカーが参入してきた。(中略)特に、重慶は(中略)郷営、私営のバイクメーカーの乱立」[関・西沢 2002, 137] がおきている。そして「近年、四川、重慶ではベンチャー型の私営企業が大量に登場し、機械部品、電子部品生産に新境地を拓きはじめている。そして、それらの私営企業の人々は、工業集積の厚み、多様な技術者の存在を指摘しているのである。実際、中国の工業技術の良質な部分は国有企業、軍需工場に蓄積してきた。それら国有企業は現在、企業改革の渦中にあり、有能技術者ほどスピノフしていく」[関・西沢 2002, 27] という状況である<sup>(注5)</sup>。重慶を中心として中国では国有企業によって構成されていた産業に蓄積された技術を生かして、スピノフなどにより町営企業や私有企業の参入が起きて産業が拡大していったのである。このようにオートバイ産業の集積地の発展過程において、浜松と重慶の間には共通点を見出すことが出来る。さらには東京や大阪から離れている浜松地域は、上海などの大都市から離れている重慶と立地面での共通性がある。制度的な違いはあるものの、技術導入の経緯や産業構造、大都市との位置関係において浜松と重慶には類似性

があるように思われる。以上の浜松との類似性と国有から私有への企業形態の移行に注意を払いつつ、オートバイの国内生産の約3割をしめ、内陸部に位置する重慶のオートバイ産業発展を概観していく。

## 2. 重慶の概観

利用するデータは2002年において、重慶企業への聞き取り調査によって収集したものである。データの構造は1995年から2001年にいたるまでのパネル・データになっている。1995年以降において操業していても、2002年になる前に退出した企業には聞き取り調査が出来ない。したがって、サンプルは2002年に存在していた企業に限られる。表1をみると、サンプル内で、2001年まで新規参入が続いていることがわかる。さらに増加している企業が私有企業であることが

見て取れる。そして企業形態として、いずれの年次においても全体の過半数を私有企業が占めている。表2では、創業者の前職によってサンプルわけを行っている。これをみると、前職については偏りがほとんどないことが分かる。

図1はDEA分析によって計測した企業ごとの生産効率性の平均値の時系列の推移を示したものである。安定的ではあるものの、全般的に生産効率が下がる傾向にある。日本のオートバイ産業では産業が発展していく過程で、企業の新規参入を伴っていた。そして概して新規参入企業は技術水準が低いので、新規参入が起きると、産業全体の平均的技術水準は低下する[Yamamura, Sonobe and Otsuka 2003]。サンプルの特質から、重慶においても同様の現象が起きているように思われる。

表1 サンプル企業の種別

	国有企业	町営企業	私有企業(老舗)	私有企業(新興)	全 体
1995	5	3	8	3	19
1997	5	3	8	10	26
1998	5	3	8	14	30
1999	5	3	8	15	31
2000	5	3	8	16	32
2001	5	3	8	16	32

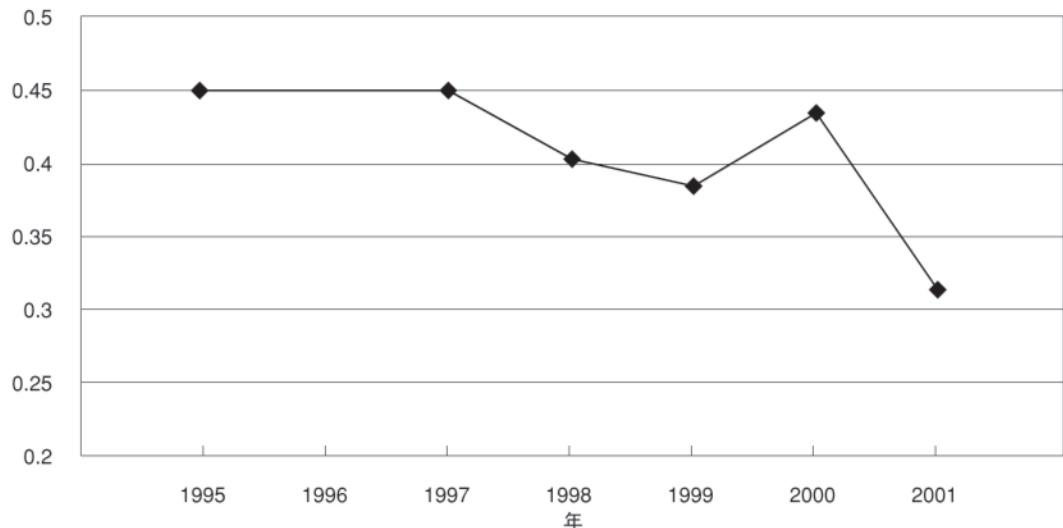
(出所) (注4)参照。

表2 サンプル企業の創業者の経歴

	技術者	経営の専門家	セールスマン	その他	全 体
1995	3	5	4	7	19
1997	4	7	6	9	26
1998	6	7	7	10	30
1999	6	8	7	10	31
2000	6	8	7	10	32
2001	6	8	7	10	32

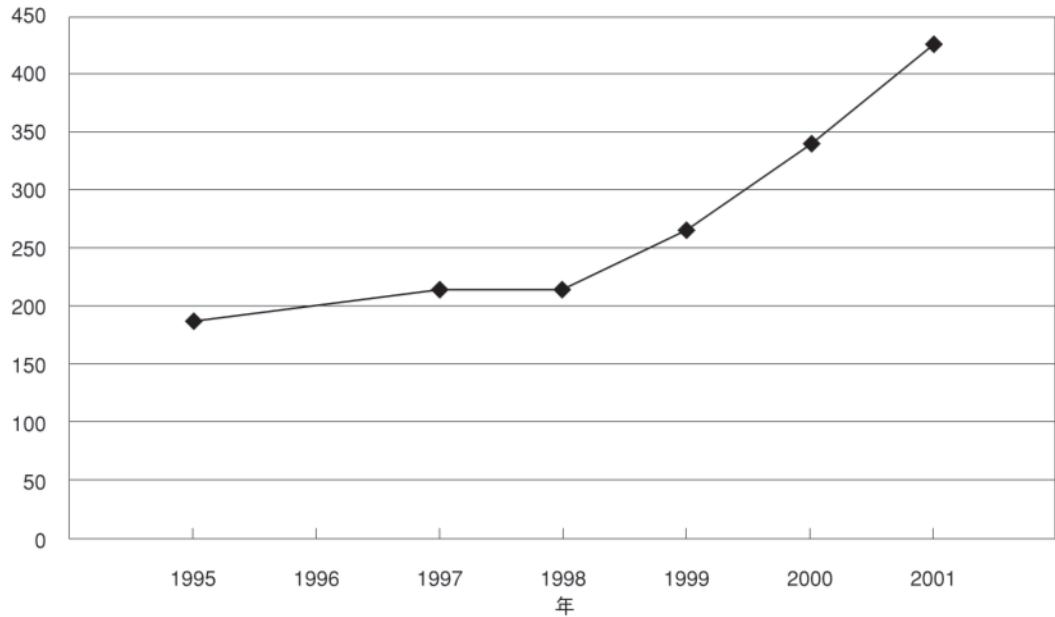
(出所) (注4)参照。

図1 生産の効率水準の推移（単純平均）



(出所) (注4)参照。

図2 総生産台数の推移（万台）

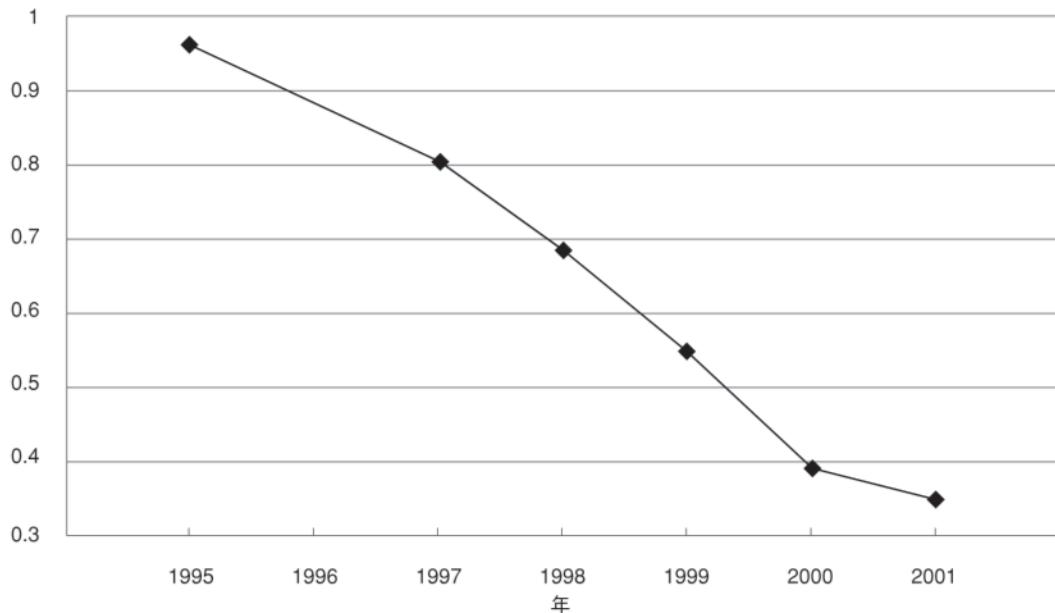


(出所) (注4)参照。

図2は総生産台数の推移を示している。線は一貫して右上がりであるが、とりわけ1998年以降の期間では、急速に生産台数が拡大している様子がうかがえる。さらに、図3は生産台数の

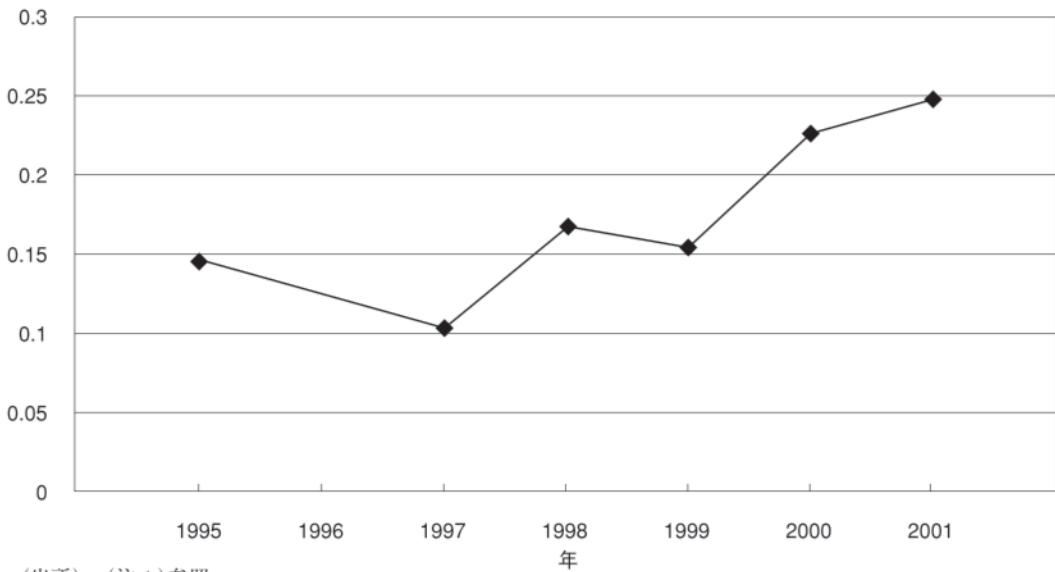
うち上位2社のメーカーの生産が占める割合の推移を示している。1995年においては明らかに2社の寡占状態であったのが、その後次第に2社が占める割合が低下し、2001年にはおよそ3

図3 生産上位2社の占有率の推移



(出所) (注4)参照。

図4 海外輸出比率の推移（単純平均）



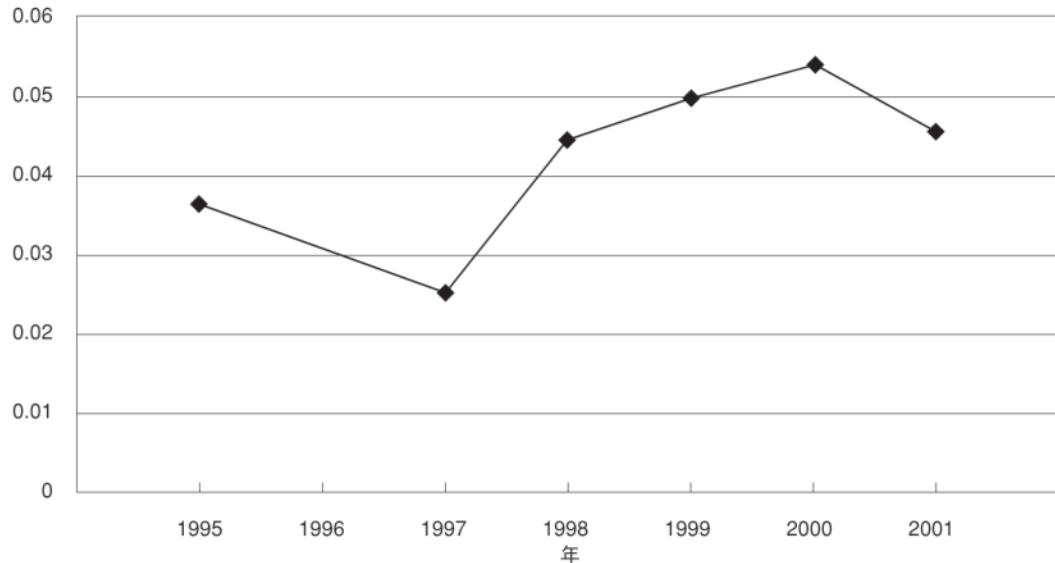
(出所) (注4)参照。

分の1にまでなったことが分かる<sup>(注7)</sup>。一部の巨大企業以外の企業の生産台数の拡大と企業の新規参入が、生産の拡大と巨大企業の占有率の

低下をもたらしたように考えられる<sup>(注8)</sup>。

図4は販路に占める輸出割合の推移を表している。輸出割合は全般的に増加傾向にあるが、

図5 国有企業出身の技術者比率の推移（単純平均）



(出所) (注4)参照。

とりわけ2000年以降に顕著な増加を示しており、2001年には全体の25パーセント程度が輸出されるようになった。中国には巨大な市場があるが、オートバイ産業では国内市場ばかりではなく海外市場への進出が本格化していることがわかる。ただし、海外市場では低品質の製品は売れないとするならば、とりわけ高品質の製品を生産することが出来る企業が輸出を進めているであろう。世界の市場で受け入れられるためには高品質の製品を競争的な価格で作り出せる能力を持っていなければならない。実際、中国に先んじて経済発展を成し遂げたアジアNIEsは海外技術を取り入れ、輸出品目をより付加価値の高いものへとシフトさせた。

「蘇南モデル」では国有企業から技術や経営ノウハウを吸収することが企業発展の源泉となっている。国有企業から私有企業への情報のスピルオーバーは、例えば国有企業出身の技術者を引き抜くことによりすすめられるであろう。

したがって、雇用している技術者全体に占める国有出身技術者の比率は、国有企業からの情報のスピルオーバーを表す代理変数と考えられよう。図5は国有以外の企業における国有企業出身の技術者比率の推移を表している。国有技術者割合は、全体として上昇傾向にあることが分かる<sup>(注9)</sup>。図5と図2をあわせると、生産量の増加と国有技術者比率は正の相関がある。

以上のように、重慶オートバイ産地の発展は、大規模企業の占有率の低下、海外輸出比率の上昇、国有技術者比率の上昇を伴っていることがわかった。

## II 仮説の提示

発展途上国においては、産業を始発させるための技術が不足している。このような技術をどのような経路で獲得するかが問題となる。ガーシュンクロンが提起した「後発性の利益」によ

れば、不足している技術を自力で開発することは実質的に困難であり、もし開発できるとしてもそのためには大きな費用がかかる。そこで、先進国から技術を吸収することによって、技術獲得の費用を低下させることが出来る [Gerschenkron 1962]<sup>(注10)</sup>。

中国政府はもともと軍需関連メーカーに対して「優先的に外国からの技術導入を許可した。彼らは輸入技術と設備によって急速に新モデルの大量生産体制を確立」した<sup>(注11)</sup> [大原2001, 7]。またこのような新技術を生かした大量生産システムを効率的に活用するには独自の経営ノウハウなどが必要となろう。1990年代半ばに非国有企业の急速な成長が見られたが、その要因のひとつとして、国有企业からの経営ノウハウの吸収が見られたのではないだろうか。ここで国有企业からの経営ノウハウ吸収に関する（仮説1）を提起したい。

（仮説1）非国有企业にとって、より進んだ経営のノウハウを国有企业から移転することの重要性が高まる。

企業が特定の地域に集中して立地することによって得られる集積の利益は、技術情報のスピルオーバー、熟練労働市場の形成などがある [Marshall 1920]。さらにメーカーとサプライヤーが近隣に立地することにより、次のような利益が発生するだろう。第1に、生産工程で発生する輸送費や取引費用が低下していく。第2に多数のサプライヤーが存在するために、産地内でのサプライヤー企業間に競争圧力がかかり、生産の効率性が上昇する<sup>(注12)</sup>。ここで、集積の利益に関する（仮説2）を提起したい。

（仮説2）集積の利益を享受することにより、企業の生産性が高まる。

オートバイ産業の創成期においては、オートバイは主に農村部における需要が多かった〔大原 2001〕。その後、急速な経済成長にともない、沿海部の都市を中心に需要増大がみられた。沿海部向けに大量に製品を供給するためには、効率的で安定した生産が重要になる。競争力のある企業は、国内の市場で一定のシェアを占めるようになると、さらに国内市場から海外への市場へ目を向けるであろう。実際に最近ではインドネシアを中心とした「アジアや中南米などで中国メーカーが低価格を武器に販売を伸ばし」ており〔日本経済新聞 2004〕、輸出の増大が起きている。このように市場が拡大したわけであるが、効率的な生産技術や経営のノウハウをもつ大規模メーカーは、「途上国が経済を開放し積極的に海外へ打って出れば、狭隘な国内市場から広大な国際市場へ国内産業が進出でき、それにより規模の経済性を享受できる」〔中兼 1999, 273〕。そこで、海外への輸出拡大に関する（仮説3）を提起したい。

（仮説3）海外への輸出の重要性が高まるとともに、効率的な生産方法を確立することで、海外需要に対応する。

ここまでみてきたように、産業発展を引き起こす要因として、国有企业からの技術の導入、集積の利益、海外への輸出販路の形成などが重要なようと思われる。ただし、国有企业からの技術導入や集積の利益は、外部的な要因である。このような外部的な要因のほかにも、教

育や学習などを通じて蓄積される人的資本も経済的なパフォーマンスを上昇させる要因となろう。例えば、日本の備後地方の縫製業産地においては、経営者の人的資本や、操業を通じて蓄積される企業の経験が産地発展を進める際に非常に重要であった。とりわけ、教育を受けている経営者ほど、問屋を通さない販路の形成や、生産拠点の海外への移動などの先進的経営を推し進めて行ったのである [Yamamura, Sonobe and Otsuka 2003]。重慶のオートバイ産地においても、生産効率の上昇や海外への販路の形成を進める上で経営者の人的資本が重要になるようと思われる。以上の推論から、人的資本に関する（仮説4）を提起したい。

（仮説4）生産や販路の選択において、教育を通じて蓄積された人的資本の重要が高まる。

教育を通して蓄積される一般性を持つ人的資本のほかに、特定の部門における就業経験によって身につける知識も重要なとなるであろう。このような知識は教育のように一般性はないが、特定の役割についていたときにそのパフォーマンスを高めるように思われる。例えば、縫製業のように生産技術よりも販路情報が重要なとなる産業においては、問屋をしていった経験が重要なとなる商人主導型の発展がみられる [Yamamura, Sonobe and Otsuka 2003]。より生産技術が複雑な産業になると技術者としての経験の重要性が高くなる、技術者主導型の産業発展がみられるであろう [園部・大塚 2004]。オートバイ産業では産業発展初期では縫製業などに比べて相対的に高度な技術が必要な産業であろう。しかしながら、その技術水準は自動車ほどには高くな

い。産業が発展し市場が国内から海外へ拡大していく段階では、生産技術よりもむしろ技術以外の知識の重要性が高まるであろう。例えば、市場情報や通信事務などの能力を想定できる。そう考えると、産業発展初期ではまず生産を効率的に行うためのシステムを管理する能力が要求されよう。さらに、産業が発展すると海外への販路開拓にかかる能力の重要性が高まろう。ここに、経営者の前職に関する（仮説5）を提起したい。

（仮説5）効率的な生産を行うには生産管理システムや生産技術に精通している経営者が重要な役割を果たす。それが海外への輸出が大きくなる過程で、生産技術以外のマーケティングや事務処理能力などの能力をもつ経営者が重要な役割を果たすようになる。

### III 推定方法の定式化と推定結果の検討

#### 1. 推定方法の定式化

まず DEA 分析による生産の効率性水準の推計を行った。DEA 分析については補論で詳述する。DEA 分析より推計された生産の効率性水準を、被説明変数として生産効率性水準の決定因に関する回帰分析を行う。生産の効率性に関する（仮説1）、（仮説2）、（仮説4）を検証するための回帰モデルは（モデル1）のように定式化される。

推定期間は1995年から2001年で、企業レベルのデータを利用している。国有企業出身技術者比率は技術者の中に占める国有企業出身者の比率を示す。国有部門勤務経営者ダミーは、現在

の企業の経営者になる前に国有部門で働いていた経験がある場合を1, そうでない場合を0とするダミー変数である。国有企業出身者比率と国有部門勤務経営者ダミーは国有企業から技術や経営ノウハウの吸収を表す代理変数とする。期待される係数の符号はいずれも正である。

中心部からの距離は次のように計測した。重慶の中で最も企業が集中して立地する集積地の中心とされる場所（人民解放碑）を基点とし、そこからトラックを利用してかかった平均時間のデータがある。これを時間で測った距離とした<sup>(注13)</sup>。集積の中心部ほど、集積することによって得る利益は大きいと思われる。したがって、中心から離れていないほど、生産の効率水準は高くなると考えられるので、期待される係数の符号は負となる。

経営者の就学年数は経営者の人的資本を、操業年数の対数値は操業を通じて企業に蓄積されるノウハウをそれぞれ表す代理変数と考える。いずれの変数も生産の効率性を高めると考える所以、期待される係数の符号は正となる。

私有企業ダミーと国有企業ダミーは企業形態を表す変数である。私有企業ダミーは1995年以降に参入した私有企業を1, それ以外の企業を0とするダミー変数である。国有企業ダミーは、国有企业を1それ以外の企業を0とするダミー変数である。国有企业は対象とする時期において、生産台数を大幅に減少させており、これは生産効率性に起因していると予想される。したがって、期待される係数の符号は負である。

管理者出身ダミーと技術者出身ダミーは経営者が以前働いていた職種を表すダミー変数である。管理者出身ダミーは経営者になる前に管理部門に勤務していた場合に1, それ以外は0と

するダミー変数である。技術者出身ダミーは経営者になる前に技術者であった場合に1, それ以外は0とするダミー変数である。(仮説5)から、管理部門で働いていた経験は、効率的な生産システムに関する知識を蓄積させるだろう。また、オートバイの生産を効率的にするために技術的な知識が要求されるだろう。したがって、技術部門での就業経験もまた生産の効率性を上昇させると予想される。これらのことから、管理者出身ダミーと技術者出身ダミーの係数の符号はいずれも正であると期待される。

利用するデータはパネル・データになっているために、企業の固体効果をコントロールするRandom effect モデルを用いることができる。したがって、本稿の推計には（モデル1）（モデル2）ともに、固体効果をコントロールしないOLS推計と、コントロールしたRandom effect推計の2通りの推計を行う。

#### （モデル1）

##### 生産の効率性水準

$$\begin{aligned}
 &= a_0 + a_1 \ln(\text{国有企業出身者比率})_{it} \\
 &+ a_2 \ln(\text{中心部からの距離})_{it} \\
 &+ a_3 \text{経営者の就学年数}_{it} \\
 &+ a_4 \ln(\text{操業年数})_{it} \\
 &+ a_5 \text{私有企業ダミー}_{it} \\
 &+ a_6 \text{国有企業ダミー}_{it} \\
 &+ a_7 \text{管理者出身ダミー}_{it} \\
 &+ a_8 \text{技術者出身ダミー}_{it} \\
 &+ a_9 \text{国有部門勤務経営者ダミー}_{it} + e_{it}
 \end{aligned}$$

#### （モデル2）

##### 海外輸出比率

$$\begin{aligned}
 &= \beta_0 + \beta_1 \text{生産の効率性水準}_{it} \\
 &+ \beta_2 \ln(\text{国有企業出身者比率})_{it}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & + \beta_3 \ln(\text{中心部からの距離})_i \\
 & + \beta_4 \text{経営者の就学年数}_i \\
 & + \beta_5 \ln(\text{操業年数})_i \\
 & + \beta_6 \text{私営企業ダミー}_i \\
 & + \beta_7 \text{国有企業ダミー}_i \\
 & + \beta_8 \text{管理者出身ダミー}_i \\
 & + \beta_9 \text{技術者出身ダミー}_i \\
 & + \beta_{10} \text{国有部門勤務経営者ダミー}_i + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}$$

海外輸出に関する（仮説3）、（仮説4）を検証するための回帰式は（モデル2）のように定式化される。生産の効率性水準が説明変数に加わっていることと中心部からの距離が時間ではなく、実質距離で測っている以外は、説明変数は（モデル1）と全く同じである<sup>(注14)</sup>。なお諸変数の効率性水準への効果は（モデル1）において観察され、（モデル2）では効率性水準を通じた輸出拡大効果は既にコントロールされている。つまり（モデル2）において、諸変数の係数は効率性水準を通じた間接的な効果ではなく、それ以外直接的な輸出拡大への効果をあらわす。

海外市場に進出するためには、国際市場における価格競争に負けないよう、生産コストを低下させる必要がある。そうするために、効率的な生産を行う重要性が高くなる。生産の効率性水準が高くなると輸出が拡大するという（仮説3）から、生産効率性水準の係数の符号は正であると期待される。教育を受けることによって人的資本が蓄積されているほど輸出が増加するという（仮説4）から、経営者の就学年数の係数の符号は正であると期待される。

なお（モデル2）においては、2つほど推計する際に問題がある。まず生産の効率性水準が内生変数であるので、この問題を処理しなければ推計結果にバイアスがかかる。内生性の問題を

処理するために本稿では、操作変数法を行う。

2つ目の問題は、輸出を全くしない企業の場合被説明変数の輸出比率が0でセンサーされるのである。輸出比率の回帰分析では120のサンプルを利用するが、その中で輸出比率が0であるものが37ある。このため、推計値はバイアスをもつであろう。バイアスを補正するため、通常はTobitモデルにより推計を行う。しかし、Tobitモデルにおける操作変数法は技術的に困難である<sup>(注15)</sup>。したがって、本稿ではTobitモデルにおいては操作変数法を利用しないので内生性の問題が残っている。推計結果を検討する際にはこの点に注意を払う必要がある。

## 2. 推定結果の検討

国有企業からの技術吸収に関する（仮説1）を検討するために、表3の推定結果をみていく。①列では、1行目の国有企業出身技術者比率の係数の符号は期待されたとおり正であるが、統計的には有意とならない。一方、最終行の国有部門勤務経営者ダミーの係数の符号も正であり、統計的にも1パーセント水準で有意となっている。管理者出身経営者ダミーと技術者出身経営者ダミーを除いた場合の推計結果は③列に示されている。ここでも国有企業出身技術者比率および国有部門勤務経営者ダミーの係数の符号は正となっている。さらに国有企業出身技術者比率は統計的に5パーセントの有意水準に達している。ここまでではOLS推定を用いていたが、それぞれの企業がもつ個体効果をコントロールするRandom effect推計の結果は②と④列に示されている。なお、OLS推計とRandom effect推計の間にシステムティックな違いがあるかどうかをチェックするHausman testを行ったところ、いずれもp値

が0.90を上回っている。これは、システムティックな違いが見られないことを示しており、Random effect 推計が正当化される。(2) と(4) 列ともに、国有企業出身技術者比率および国有部門勤務経営者ダミーの係数の符号は正となっている。しかしながら、(4) 列の国有部門勤務経営者ダミーの  $z$  値は小さくなり、統計的に有意とはならない。ここまで推計結果は、概ね国有企業からの技術吸収に関する（仮説1）を支持しており、仮説は妥当であると考えられる。

ついで集積の利益に関する（仮説2）を検討しよう。表3の(1) と(3) 列の2行目に示されている中心部からの距離の係数の符号はいずれも負である。さらに、統計的にも1パーセントで有意水準に達している。固体効果をコントロールした推計結果は(2) と(4) 列の2行目に示されている。いずれも中心部からの距離の係数の符号は負である。統計的な有意性は低下しているものの、いずれも5パーセントで有意水準に達している。これらの結果から、集積の利益に関する（仮説2）が支持される。

つぎに海外への輸出拡大に関する（仮説3）を検討していこう。表4の1行目をみると、(1) と(5) 列に示されている OLS 推計による結果以外は、いずれも生産の効率性水準の係数の符号は正であり、統計的にも有意な水準に達している。(1) と(2) 列、(3) と(4) 列のように、生産の効率性水準の内生性の問題がある場合と内生性をコントロールした場合の推計結果を比較すると、内生性をコントロールした推計では、係数が大きくなっていることが分かる<sup>(注14)</sup>。このような関係は、(5) と(6) 列、(7) と(8) 列の間にも認められる。これは、生産の

効率性水準の変数が誤差項と正の相関があることを表している。この正の相関は例えば次のように解釈できよう。生産の効率性が高い企業は、海外の企業から生産技術を学ぶだけでなく、マーケティングなど生産技術以外の知識も学び輸出を進めているとしよう。そうならば生産の効率性水準と誤差項は正の相関をしている。この場合、内生性をコントロールしないならば、係数の値は負のバイアスを受けて過小となる。また、企業の固体効果をコントロールしていない場合とコントロールした場合の違いを検討しておこう。(1) と(3) 列、(2) と(4) 列を比較すると、固体効果をコントロールした場合係数の値は大きくなり、統計的な有意性も上昇していることが分かる。

さらに表5に示されている Tobit 推計の結果もみておこう。表5の1行目の(1) と(3) 列の係数の符号はそれぞれ、正と負と異なっている。また統計的にも有意とはならない。それが、固体効果をコントロールした Random Tobit 推計である(2) と(4) 列の推計においては、いずれも係数は正となり、統計的にも1パーセントで有意な水準に達している。ここまで検討した結果は、海外への輸出拡大に関する（仮説3）は支持している。

ついで人的資本に関する（仮説4）を検討しよう。まず人的資本が生産効率にどのような影響をもたらすかをみるために、表3をみていく。表3の3行目の(1) と(3) 列に示されているように、経営者の就学年数の係数の符号は正であり、統計的にも1パーセントで有意な水準に達している。Random effect 推計をした(2) と(4) 列においても同様に経営者の就学年数の係数の符号は正である。統計的な有意性は低

~~~~~研究ノート~~~~~

下しているものの、いずれも有意な水準に達している。さらに OLS 推計の結果に比べて、係数の値が大きくなっている。

人的資本に関する（仮説 4）の販路に関する部分を検討しよう。表 4 の 4 行目の経営者の就学年数の係数の符号は一定せず、またいずれの推計においても統計的に有意な水準には達していない。しかし、Tobit モデルにおける推計結果を示している表 5においては、4 行目の経営者の就学年数の符号は全て正である。さらに、(1) と (3) 列においては統計的に有意な水準に

は達していないが、(2) と (4) 列のように企業ごとの固体効果をコントロールした場合には、統計的に非常に高い有意水準に達するようになる上に、係数の値は大きくなる。ここまで結果から、人的資本に関する（仮説 4）が支持される。

最後に経営者の前職に関する（仮説 5）を検討しよう。生産の効率性に関する部分を検討するため表 3 をみよう。表 3 の 7 行目をみると管理者出身経営者ダミーの係数の符号がいずれも正で統計的に有意な水準に達している。一

表 3 生産の効率性水準の決定因

|                    | (1) OLS            | (2) Random effect | (3) OLS            | (4) Random effect |
|--------------------|--------------------|-------------------|--------------------|-------------------|
| 国有出身技術者比率          | 3.11<br>(1.51)     | 3.18<br>(1.55)    | 3.66*<br>(1.69)    | 3.43*<br>(1.66)   |
| ln (時間距離)          | -0.96**<br>(-4.09) | -0.75*<br>(-1.91) | -0.77**<br>(-3.20) | -0.66*<br>(-1.69) |
| 経営者の就学年数           | 0.07**<br>(2.67)   | 0.09*<br>(1.81)   | 0.09**<br>(3.27)   | 0.11**<br>(2.51)  |
| ln (操業年数)          | 0.01<br>(0.06)     | 0.17<br>(0.65)    | -0.09<br>(-0.45)   | 0.09<br>(0.34)    |
| 私有企業ダミー            | -0.56**<br>(-2.56) | -0.33<br>(-0.89)  | -0.67**<br>(-2.91) | -0.46<br>(-1.27)  |
| 国有企业ダミー            | -0.15<br>(-0.64)   | -0.22<br>(-0.48)  | -0.10<br>(-0.42)   | -0.26<br>(-0.59)  |
| 管理者出身経営者ダミー        | 0.62**<br>(3.55)   | 0.66*<br>(2.08)   |                    |                   |
| 技術者出身経営者ダミー        | 0.59**<br>(2.78)   | 0.58<br>(1.45)    |                    |                   |
| 国有部門勤務経営者ダミー       | 0.62**<br>(3.19)   | 0.62*<br>(1.77)   | 0.49**<br>(2.44)   | 0.54<br>(1.59)    |
| Hausman test の p 値 |                    | 0.95              |                    | 0.90              |
| サンプル数              | 135                | 135               | 135                | 135               |

(出所) (注 4) 参照。

(注) 切片および年次ダミーも加えた推計であるが、その推定結果は省略してある。

括弧内の値は、OLS と 2SLS 推計は t 値、Random と Random 2 SLS 推計では z 値。

\* は 5 % で有意な場合。 \*\* は 1 % で有意な場合である。

表4 輸出比率の決定因

|                 | (1) OLS            | (2) 2SLS           | (3) Random effect | (4) Random 2SLS   | (5) OLS            | (6) 2SLS           | (7) Random effect  | (8) Random 2SLS    |
|-----------------|--------------------|--------------------|-------------------|-------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 生産の効率性水準        | 0.00<br>(0.01)     | 0.14*<br>(1.89)    | 0.06**<br>(2.52)  | 0.21*<br>(1.96)   | -0.04<br>(-1.53)   | 0.24*<br>(1.92)    | 0.05*<br>(2.22)    | 0.28*<br>(2.21)    |
| 国有出身技術者比率       | -0.87<br>(-1.26)   | -1.59*<br>(-1.89)  | -0.36<br>(-0.76)  | -1.04<br>(-1.37)  | -0.60<br>(-0.79)   | -2.00*<br>(-1.71)  | -0.36<br>(-0.76)   | -1.94*<br>(-1.73)  |
| In (距離)         | 0.10*<br>(2.10)    | 0.12*<br>(2.33)    | 0.17*<br>(1.80)   | 0.17**<br>(2.53)  | 0.08<br>(1.64)     | 0.13*<br>(1.87)    | 0.15<br>(1.61)     | 0.16*<br>(2.14)    |
| 経営者の就学年数        | 0.01<br>(1.54)     | 0.00<br>(0.34)     | 0.01<br>(0.79)    | -0.00<br>(-0.15)  | 0.00<br>(0.84)     | -0.01<br>(-1.04)   | 0.00<br>(0.02)     | -0.02<br>(-1.39)   |
| In (操業年数)       | -0.12*<br>(-1.85)  | -0.14*<br>(-1.94)  | 0.08<br>(1.13)    | -0.05<br>(-0.58)  | -0.05<br>(-1.01)   | -0.07<br>(-0.71)   | -0.06<br>(-0.71)   | -0.03<br>(-0.33)   |
| 私有企業ダメー         | 0.14*<br>(1.92)    | 0.20*<br>(2.32)    | 0.32*<br>(2.25)   | 0.28**<br>(2.60)  | 0.17*<br>(2.13)    | 0.32**<br>(2.62)   | 0.37**<br>(2.59)   | 0.38**<br>(2.87)   |
| 国有企业ダメー         | 0.26**<br>(3.31)   | 0.26**<br>(3.01)   | 0.23<br>(1.18)    | 0.28*<br>(2.19)   | 0.29**<br>(3.54)   | 0.30**<br>(2.71)   | 0.30<br>(1.60)     | 0.30*<br>(2.32)    |
| 管理者出身経営者ダメー     | -0.24**<br>(-4.09) | -0.33**<br>(-4.23) | -0.24*<br>(-1.82) | -0.24*<br>(-3.18) | -0.37**<br>(-3.18) | -0.37**<br>(-3.18) | -0.37**<br>(-3.18) | -0.37**<br>(-3.18) |
| 技術者出身経営者ダメー     | -0.29**<br>(-3.90) | -0.36**<br>(-4.08) | -0.33*<br>(-1.94) | -0.33*<br>(-3.27) | -0.41**<br>(-3.27) | -0.41**<br>(-3.27) | -0.41**<br>(-3.27) | -0.41**<br>(-3.27) |
| 国有部門勤務経営者ダメー    | -0.02<br>(-0.17)   | -0.08<br>(-0.10)   | -0.03<br>(-0.22)  | -1.11<br>(-1.03)  | 0.04<br>(0.62)     | -0.05<br>(-0.52)   | -0.00<br>(-0.04)   | -0.06<br>(-0.58)   |
| Hausman testのp値 |                    |                    | 0.97              |                   |                    |                    | 0.83               |                    |
| サンプル数           | 120                | 120                | 120               | 120               | 120                | 120                | 120                | 120                |

(出所) (注4) 参照。

(注) 切片および年次ダメーも加えた推計であるが、その推定結果は省略してある。括弧内の値は、OLSと2SLS推計ではt値、RandomとRandom 2SLS推計ではz値。

\*は5%で有意な場合、\*\*は1%で有意な場合である。

表5 輸出比率の決定因

|              | (1) Tobit          | (2) Random Tobit   | (3) Tobit        | (4) Random Tobit |
|--------------|--------------------|--------------------|------------------|------------------|
| 生産の効率性水準     | 0.01<br>(0.32)     | 0.04**<br>(2.79)   | -0.05<br>(-1.32) | 0.06**<br>(4.16) |
| 国有出身技術者比率    | -0.43<br>(-0.47)   | -0.18<br>(-0.39)   | 0.04<br>(0.04)   | 0.60<br>(1.42)   |
| ln(距離)       | 0.13*<br>(2.16)    | 0.13**<br>(4.73)   | 0.12*<br>(1.90)  | 0.15**<br>(5.71) |
| 経営者の就学年数     | 0.01<br>(1.47)     | 0.02**<br>(3.33)   | 0.00<br>(0.61)   | 0.01**<br>(2.65) |
| ln(操業年数)     | -0.07<br>(-0.86)   | 0.11**<br>(2.72)   | -0.00<br>(-0.01) | 0.27**<br>(6.28) |
| 私有企業ダミー      | 0.16*<br>(1.83)    | 0.19**<br>(4.89)   | 0.21*<br>(2.15)  | 0.47**<br>(11.4) |
| 国有企業ダミー      | 0.31**<br>(3.11)   | 0.15**<br>(3.40)   | 0.35**<br>(3.33) | 0.27**<br>(6.49) |
| 管理者出身経営者ダミー  | -0.32**<br>(-4.09) | -0.21**<br>(-5.03) |                  |                  |
| 技術者出身経営者ダミー  | -0.34**<br>(-3.61) | -0.39**<br>(-9.15) |                  |                  |
| 国有部門勤務経営者ダミー | 0.07<br>(0.80)     | 0.11**<br>(2.50)   | 0.16*<br>(1.70)  | 0.06<br>(1.41)   |
| センサーされたサンプル数 | 37                 | 37                 | 37               | 37               |
| サンプル数        | 120                | 120                | 120              | 120              |

(出所) (注4)参照。

(注) 切片および年次ダミーも加えた推計であるが、その推定結果は省略してある。括弧内の値はz値。  
\*は5%で有意な場合、\*\*は1%で有意な場合である。

方、8行目の技術者出身経営者ダミーは、いずれも係数が正であるが固体効果をコントロールした(2)列の推計では統計的に有意水準に達していない。販路に関する部分は表4と表5をみていこう。管理者出身経営者ダミーも技術者出身経営者ダミーも、表4の8行目と9行目の結果から分かるように係数の符号はいずれも負で、統計的に有意な水準となっている。さらにTobit推定を行った結果である表5においても同じように、管理者出身経営者ダミーも技術者

出身経営者ダミーも係数の符号はいずれも負で、統計的に有意な水準となっている。この結果は、技術者と管理者出身の経営者は生産効率性向上を通じて輸出拡大に貢献している。しかし、生産効率性向上以外のプロセスから輸出拡大への貢献は技術者と管理者出身の経営者とりそれ以外の出身の経営者の方が高いことを示している。効率性向上以外のプロセスあるいは能力としては、マーケティング能力や事務処理能力などが考えられ、これらは、販路開拓を進める要因だ

ったように思われる。以上の推計結果から、経営者の前職に関する（仮説5）が支持される。

仮説に直接関わらない結果の中で特徴的であるのは、次のことである。企業の特性を示す私有企業ダミーおよび国有企業ダミーの推計結果では、表4と表5において全ての係数の符号が正であることと、ひとつの例外を除いて統計的に有意であるということである。このことは、国有企业と新規参入の私有企業が積極的に海外へのマーケティングを行っている先導的企業であることを示唆している。

これまでの検討結果から、（仮説1）から（仮説5）までの諸仮説が全体として支持されることがわかった。

## 結論

1980年代から1990年代前半にかけてNIEs諸国では、電子産業を中心とした産業発展は、海外からの技術を模倣することによって開始され、その後輸出の拡大によって大きく進展した[Hobday 1997]。このような産業発展の過程は果たしてNIEs以外のアジアでも妥当性を持つのであろうか。本稿では重慶のオートバイ産業の集積を事例にとり、NIEs諸国に統いて目覚しい発展をしている中国の1990年代半ば以降における生産性変化と輸出拡大に着目した。その結果、海外から技術を学んだ国有企业から、さらに私有企業への技術伝播がおき、輸出拡大を進めていく過程が明らかになった。この点で東アジアの技術模倣と輸出主導による産業発展モデルは中国においても妥当性をもつ。

本稿の分析によって、企業の生産性の向上は、集積の利益による貢献が大きかったことがわか

った。これまで、アメリカなどでは集積の利益は長期的な産業発展の原動力になったことが観察されている[Hederson, Kuncoro and Turner 1995]。同様の現象が中国においても起きているのである。この背景には、中国の経済自由化における市場メカニズムの活用が私有企業の参入を促したことがある。さらに経済自由化のもとで、人的資本を蓄積している経営者が、存分に潜在能力を発揮できるようになった。産業集積の利益や人的資本の特性を生かした産業発展は、市場経済の導入という制度変化によって引き起こされるのである。

日本におけるオートバイ産業においても輸出拡大が産業発展の原動力になった。また、NIEsも内向きの経済政策から外向きの輸出主導型政策へ転換することで産業発展をすすめた。重慶のオートバイ産業も典型的な輸出主導型産業と言えよう。さらに、これまで長江下流の国有企业から町営企業への技術や経営のノウハウのスピルオーバーを特徴とする「蘇南モデル」、小規模の私有企業が先導的役割を果たした「温州モデル」などが、中国の発展モデルとして提起されてきた。重慶のオートバイ産業発展の特徴は、国有企业からの情報のスピルオーバーが生産の効率性を高めたという点で「蘇南モデル」と類似している。しかし、輸出を拡大し産業発展の主役となったのは町営企業ではなく、雨後のたけのこのように出現した私有企業であったという点で「温州モデル」にも類似している。このような特徴を有する「重慶モデル」は、「蘇南モデル」と「温州モデル」の混合型発展モデルと言えよう。本稿では、重慶のオートバイ産業の発展を、「蘇南モデル」、「温州モデル」との比較を通して、その共通性や異質性を

検証した。また本稿では重慶の中でもオートバイ産業のみを対象としており、ここで得られた結論は産業の特徴に依存している可能性がある。重慶における他の産業のデータを収集し統計分析を行うことで、本稿の結論が重慶における産業一般について妥当性を持つかどうかを検証する必要がある。さらにもし「重慶モデル」が重慶における産業一般の発展について説明力をもつとしても、中国の地域間の発展過程がなぜ違うのかは明らかではない。これら地域別の発展モデルの異質性を解明するために、制度条件の比較を通じて考察することが今後の課題として残されている。

### 補 論

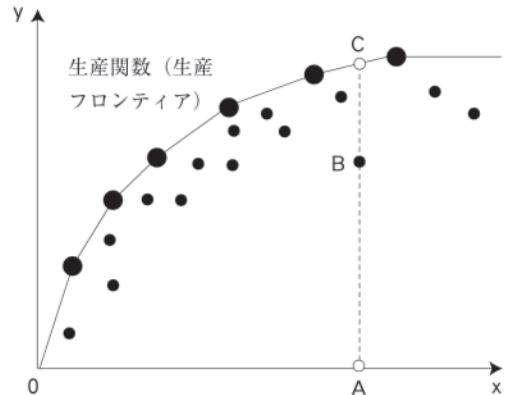
生産の効率性の推計に関して、DEA分析によって計測される産出志向的指標 (output-oriented measures) を用いた。DEA分析も近年では様々な手法が開発されているが、本稿では、生産フロンティア（あるいは生産関数）をNIRS (Non-Increasing Return to Scale) 技術より求めた。生産フロンティアを求める方法を簡単に幾何的に説明すると生産フロンティアはデータ  $x$  と  $y$  を  $x$ - $y$  空間をプロットし、原点を含んで一番外側にある点を結ぶことによって求められる。例えば、以下の概念図は投入要素がひとつ ( $x$ ) で生産物がひとつ ( $y$ ) の場合の例である。概念図の中の20個の●が観測値であるとすると、1番外側にある6つの点（ひと回り大きい点）から生産フロンティアが求められる。

効率性はある投入量において、最も効率よく生産した場合の生産量と実際その投入量で生産された生産量との比率で計算した。つまり、ある投入量において  $x$  軸と生産フロンティアとの距離と実際生産された生産量までの距離との

比率である。この効率性の値は0と1の間の値をとる。生産フロンティア上で生産を行う場合、効率性は1となる。ある企業が投入要素  $x$  を  $A$  投入し、財  $y$  を  $B$  生産した場合、この企業の効率性は  $\frac{AB}{AC}$  である。

本稿では、生産フロンティアを求めるため個別企業の3つの変数、生産量、資本ストック、労働者数を用いた。そして、生産量と資本ストックを労働者数で割り、つまり1人当たり生産量と1人当たり資本ストックに直した。そして、1人当たり資本ストックを投入要素  $x$ 、1人当たり生産量を生産物  $y$  とし、生産フロンティアを求めた。各々の企業の1人当たり資本ストックから実際に生産された1人当たり生産量  $y$  と1人当たり資本ストックに対する生産フロンティアとの距離比  $\frac{AB}{AC}$  を計算し、生産効率性を求めた。

### 概念図



(注1) 「蘇南モデル」と「温州モデル」では、主役となる企業の所有制が異なる点がポイントであるが、むしろそれは産業の違いによって説明される可能性もある。本稿ではある地域の特定産業を取り上げることにより、地域全体を説明する「重慶モデル」を提起している。本稿のアプローチでは産業の違いと所有制の関係は不明である。この点を吟味するために、広範囲

の地域にわたる複数産業の企業レベルのデータを収集し、厳密に統計的分析を行う必要がある。

(注2) アジアのNIEsは1960年代に開放政策・輸出志向政策をとることで輸出を中心に成長率が高かつた。

(注3) ただし、1996年のデータは抜けている。

(注4) 中国企業の生産性の変化を分析したものとしては、伊藤(2003)や王(1999)がある。伊藤(2003)では、集積が生産性向上に正の効果をもたらすと報告されている。また本稿は園部・大塚(2004)と同じデータを利用している。データは中国農業科学研究所の胡定寰研究員が、2002年の11月から12月にかけて調査を行うことにより収集した〔園部・大塚2004, 58-160も参照〕。33社は全てオートバイ生産を行っている企業である。この中にはエンジンおよび関連部品も自社生産している企業も含まれている。

園部・大塚(2004)では通常の生産関数分析を行っている。本稿では、まずDEA分析を用いることにより生産性を推計し、さらにその生産性を説明変数として用いて、輸出比率の決定因を検証している。本稿と園部・大塚(2004)の違いは、(1)生産効率性に関する推計方法、(2)輸出拡大に重点をおいた統計分析をおこなっている点である。(1)に関しては、DEA分析を用いた場合でも園部・大塚(2004)の結果とはほぼ同様の結果が得られた。園部・大塚(2004)の結果で示された生産関数推計結果の頑強性が確認できた。(2)に関しては、中国のオートバイ産業発展を考察するならば、輸出の動向に注目すべきであろう。しかしながら、園部・大塚(2004)では、輸出の拡大については全く検討していない。本稿では輸出の拡大の決定因の分析に重点をおきつつ、生産効率性がどのように輸出拡大に影響したかを検討している点で特徴がある。

(注5) 今でも重慶のオートバイ産業における国有の企業のシェアは低くない点にも注意を払いつつ、私有企業が台頭しているという時系列的な動きを観察することが重要である。

(注6) 現在私有企業と言われるものの中には、従来「郷鎮企業」とよばれながら、その後私有化した企業も相当多く含んでいるといわれており、この点にも注意を払う必要があろう。

(注7) この結果は、中国全体のオートバイ産業における上位企業の占有率の推移と対応する〔大原2001, 7〕。

(注8) 大原(2001)によれば、1990年代に入ってから私有企業などが大量に参入し目覚しく活躍しているものに対して、大型国有企業の経営が悪化し90年半ばから急激に生産台数を低下させているという。

(注9) 国有企業からの他の形態の企業へ移動する技術者数も年を追うにつれて増加している。一方、国有企業の技術者数も増えているが、国有企業の技術者総数に対する移動技術者総数の比率も年々上昇している。

(注10) 雁行形態論においてはこのような技術導入を、輸入を通して行うと想定している。

(注11) 重慶のような内陸部では、1960年代半ばからすめられた三線建設によって、軍需工場が建設された〔丸川1993〕。

(注12) 中国のオートバイや自動車産業は、日本と異なりメーカーとサプライヤーの間に長期的な取引関係ではなく、より市場メカニズムが強く働く競争的かつ短期的なスポット取引が行われるようになってきているという〔大原2001; 丸川2003〕。

(注13) 実測距離は中心とされる場所(人民解放碑)からコンパスで同心円を描いて計測した。

(注14) 重慶という起伏の激しく、道路混雑もある場所の集積を論じる場合は、情報の豊富さという点で時間距離を用いるのが好ましい。しかし、モデル2では実測距離を用いた。モデル1と同様に時間距離を用いた場合は、符号は正であるが推定結果が統計的に有意とはならない。したがって、本稿の推定結果は恣意性の問題が残る。この点に注意を払いつつ推定結果を解釈する必要がある。この点に関してはレフェリーから有益なコメントをいただいた。記して感謝したい。

(注15) 筆者の知見の範囲では、固体効果をコントロールした上で2段階のTobit推定を行う方法は開発されていない。

(注16) 2段階推計で用いた操作変数は次の5個である。経営者の就学年数の2乗、中心部からの時間距離(乗り物を利用したときにかかる時間)、中心部からの時間距離の2乗、中心部からの時間距離の対数値、

## ~~~~~研究ノート~~~~~

国有企业出身の技術者数。

(注17) 表には出でていない、経営者前職のダミー変数の基準となるデフォルトの経営者は、セールスマント出身および事務員出身、そして、その他職種である。ちなみに、マーケティング出身経営者をダミー変数とした場合には、係数は正で有意水準に達しない。したがって、ここではマーケティングを含む、生産技術や管理能力以外の能力を持つ経営者が輸出を推し進めたと解釈できる。

### 文献リスト

#### <日本語文献>

- 伊藤順一 2003. 「『蘇南型』郷鎮企業の所有権改革と生産効率の変化」『アジア経済』44 (11).
- 出水力 2002. 『オートバイ・乗用車産業経営史——ホンダにみる企業発展のダイナミズム——』日本経済評論社.
- 王振 1999. 「中国における郷鎮企業の生産効率のその変化」『アジア経済』40 (11).
- 大塚啓二郎・劉徳強・村上直樹 1995. 「中国のミクロ市場改革——企業と市場の数量分析——」日本経済新聞社.
- 大原盛樹 2001. 「中国オートバイ産業のサプライヤー・システム——リスク管理と能力向上促進メカニズムから見た日中比較——」『アジア経済』42 (4).
- 関満博・西沢正樹 2002. 『挑戦する中国内陸の産業——四川、重慶の開発戦略——』新評論.
- 園部哲史・大塚啓二郎 2004. 『産業発展のルーツと戦略——日中台の経験に学ぶ——』知泉書館.
- 中兼和津次 1999. 『中国経済発展論』有斐閣.
- 日本経済新聞 2004. 「二輪、中国から輸出拡大」『日本経済新聞』9月16日付.
- 丸川知雄 1993 「中国の『三線建設』」『アジア経済』44 (2/3)
- 2003. 「中国自動車産業のサプライヤー・システム——歴史的分析——」『アジア経済』44 (5/6).
- 八重洲出版編 1987. 『モーターサイクリスト 国産モーターサイクルの戦後史』八重洲出版.

#### <外国語文献>

- Chen, K., G. H. Jefferson and I. Singh 1992. "Lesson from China's Economic Reform." *Journal of Comparative Economics*. Vol. 16(2): 201-225.
- Gerschenkron, A. 1962. *Economic Development in Historical Perspective*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Henderson, J. V., A. Kuncoro and M. Turner 1995. "Industrial Development in Cities." *Journal of Political Economy* Vol. 103(5): 1067-1090.
- Hobday, M. 1997. *Innovation in East Asia: The Challenge to Japan*. Guildford: Edward Elgar.
- Jefferson, G. H., T. G. Rawski and Y. Zheng 1996. "Chinese Industrial Productivity: Trends, Measurement, and Recent Developments." *Journal of Comparative Economics* Vol. 23(2): 146-180.
- Marshall, A. 1920. *Principles of Economics: An Introductory Volume*. 8th ed. New York: Macmillan.
- Yamamura, E., T. Sonobe and K. Otsuka 2003. "Human Capital, Cluster Formation, and International Relocation: The Case Study of The Garment Industry in Japan, 1968-98." *Journal of Economic Geography* Vol. 3(3): 37-56.
- 2005. "Time Paths in Innovation, Imitation, and Growth: The Case of the Motorcycle Industry in the Postwar Japan." *Journal of Evolutionary Economics* Vol. 15(2): 169-186.
- Zheng, J. and X. Liu and A. Bigsten 1998. "Ownership Structure and Determinants of Technical Efficiency: An Application of Data Envelopment Analysis to Chinese Enterprises (1986-1990)." *Journal of Comparative Economics* Vol. 26(3): 465-484.
- 2003. "Efficiency, Technical Progress, and Best Practice in Chinese State Enterprises (1980-1994)." *Journal of Comparative Economics* Vol. 31(1): 134-152.

[付記] 本稿を作成するにあたり、大塚啓二郎先生（政策研究大学院大学教授）、園部哲史先生（政策研究大学院大学教授）にデータの利用を快諾していただいた。また匿名レフェリー2名には貴重なコメントをいただいた。これにより本稿の質を高めることができた。記して感謝の意を表する次

第である。

（山村・西南学院大学経済学部助教授／申・亜細亞大学経済学部専任講師、2004年8月27日受付、2005年1月5日レフェリーの審査を経て掲載決定）