

地域製造業の全要素生産性に関する計量分析

－生産性収束に関する統計的検討－

Econometric analysis of the total factor productivity in Japanese manufacturing industry

キーワード: 地域製造業、TFP、確率的収束

大塚章弘

経済活動のグローバル化、産業空洞化といった地域経済が直面する現状を踏まえて、地域経済の競争力を高めるためには全要素生産性を向上させることが必要とされている。そのため、本稿では地域製造業を対象として全要素生産性を計測し、その現状と構造を分析した。その結果、1980年以降の期間では、全要素生産性が持続的に成長しているとともに、それは地域的な収束を伴っていることが明らかとなった。確率的収束モデルを用いた全要素生産性の収束に関する統計的検討によると、全要素生産性は地域固有の水準に収束しているという結果が得られた。

1. はじめに
2. 地域製造業の生産性の動向
 - 2.1 全要素生産性の定義
 - 2.2 全要素生産性の計測
 - 2.3 全国 TFP の動向と要因分析
 - 2.4 地域 TFP の動向と構造
3. TFP 水準の収束に関する統計的検討
 - 3.1 確率的収束モデル
 - 3.2 検定方法
 - 3.3 検定結果
4. おわりに

1. はじめに

地域経済の競争力を決定する要素は、比較優位から競争優位へと移行する傾向にある。もともと 1970 年代から 1980 年代中頃までは、地域経済の競争力を左右する要因は労働費用や用地費用の違いといった要素費用の影響が大半であった。つまり、豊富で安価な生産要素を提供できる地域が競争力を有し、そうした地域に産業が集中することで地域経済の成長がもたらされるという循環が働いていた。しかし、1990 年代半ばから経済のグローバル化が進展し、製造業は国際地域間において激しい競争にさらされている。特に東南アジアや中国への工場移転が加速しており、各地域では産業の空洞化問題が深刻化している状況にある。経済のグローバル化によって地域間で経済的な結びつ

きが強まっており、それは地域製造業への影響を通じて地域経済のパフォーマンスに影響を与えている可能性は高い。

Krugman(1991)や Porter(1990)は、こうした比較優位に起因する競争力よりもむしろ国際競争に耐えられる財・サービスを提供する能力が重要であることを指摘している。地域経済の競争力は企業間競争と連携を促し、イノベーション活動を支援する生産環境に求められる。この種の優位性は競争優位性(competitive advantages)と呼ばれており、全要素生産性(TFP: Total factor productivity)を追求することが地域経済の競争力を高める上で必要とされる(Porter(1990))。

そこで本稿では以下の点を明らかにする。第一に全国と地域の製造業における TFP 水準の

動向を観察し、その要因を分析する。特に、生産の集中が TFP を向上させているかどうかを検討する。第二に地域間において TFP 水準が収束しているかどうかに関する統計的検討を行う。地域間の経済パフォーマンスの格差は、すでに Barro and Sala-i-Martin(1995)による研究によってその収束の存在が認められているが、これに対する Kawagoe(1999)および Togo(2002)による批判的検討結果も存在する。特に、製造業を対象とした Togo(2002)の研究では、1985 年から 1997 年における生産性格差の動向が分析されているが、そこでは生産性収束の存在は観察されていない。

以下では、第 2 節において製造業の TFP 水準を計測し、全国と地域の TFP 水準の現状と構造を分析する。第 3 節では、TFP 水準の地域的な収束に着目して収束を表現するモデルを構築し、パネルデータを用いた統計的検討を行う。最後の節は結論にあてられる。

2. 地域製造業の生産性の動向

本節では『工業統計表』における都道府県別のデータを用いて、TFP の動向とその要因を分析する。分析対象期間は 1980 年から 2001 年の 22 年間とする。

2.1 全要素生産性の定義

全要素生産性とはアウトプットの集計量をインプットの集計量で除したもので定義される。全要素生産性は技術進歩を意味し、それは主に直接的な技術進歩と間接的な技術進歩からなる(表 1)。

直接的な技術進歩には、自組織内における研究開発フローの投入がある。自組織の研究開発支出や技術知識ストックは直接的に組織の生産性を向上させる役割を果たす。また、他組織の技術知識の一部が自組織の技術進歩に貢献

表 1 全要素生産性の要素

直接的	組織内	研究開発投資、 技術知識ストック
	組織外	技術のスピルオーバー
間接的		規模の経済性、資本の熟度 学習効果、労働の質の向上 分業の進展、産業構造の変化 経営の改善、外部経済 制度改革、規制、政策効果

(注) 渡辺 (2001) を参考に加筆して作成。

するという技術のスピルオーバーもこの技術進歩に含まれる。このような技術進歩は、体化されない技術進歩 (disembodied technical progress) と呼ばれる。

一方、間接的な技術進歩には、資本や労働に体化された技術進歩 (embodied technical progress) がある。例えば、資本投資によって古い資本ストックが新しい資本ストックに置き換えられたとしよう。資本ストックの総量が同じであったとしても、新機能の付加や歩留まりの改善、資本の熟練度の向上によって新しい資本ストックは古い資本ストックよりも多くの産出量を生産できる能力をもつ。同様に、一人の労働者が熟練度の高い労働者におきかえられたとき、労働者数が不変であったとしても、より多くの産出量が得られるようになる。また、規模の経済性が存在する場合、大量生産のメリットにより生産性は高まる。さらに、経営組織における効率性の上昇、すなわち意思決定プロセスの見直しやその迅速化によって業務効率が改善される場合、生産性は向上する。加えて、産業レベルで分業が進展すると、範囲の経済やネットワーク外部性を通じて生産性は向上する。

ところで、地域の生産性分析では、労働生産性の動向に着目されることが多い。労働生産性は労働単位あたり産出を通じて計測され、単純に要素生産性とも呼ばれる。労働生産性は算出が容易であるので頻繁に利用される傾向にある。比較する経済主体間で投入財の構成割合がほとんど同じであれば、この生産性を用いて生産性の違いを比較することができる。つまり、比較する経済主体の間で、また比較する時点の間で使用される技術が同一であることが確認できれば、この指標は十分に有用である。しかし、現実には各地域によって産業構造が異なるため、投入財の構成も異なる。例えば、資本集約的な産業が集中する地域では、資本装備率の大きな技術が採用されるため、労働生産性は高くなりやすい。また、ある地域の労働生産性が平均よりも高く表れたとしても、それが労働という資源を効率的に使用したことによるものなのか、単にその地域では資本装備率が高いことによるのかが判別できないという問題がある。

2.2 全要素生産性の計測

TFP の計測では、経済主体間における TFP の格差をノンパラメトリックに計測する比較的新しい方法である Good et al.(1997)の方法を用いる。この方法は、ある時点において平均的な産出と投入規模を有する代表的主体を想定し、各経済主体の TFP が代表的主体との相対的な格差として算出されるというものである。想定する代表的主体の TFP が時間を通じて変化することが考慮されるため、この方法は TFP の時系列比較を可能にするという特徴を有する。

この方法によると、 t 期における地域 j の TFP 水準は、初期における TFP 水準の平均値との比較の形で(1)をもとに計測される。

$$\ln TFP_{jt} = (\ln Y_{jt} - \overline{\ln Y_t}) + \sum_{s=1}^t (\overline{\ln Y_s} - \overline{\ln Y_{s-1}}) - \left[\sum_{i=1}^n \frac{1}{2} (S_{ijt} + \overline{S_{it}}) (\ln X_{ijt} - \overline{\ln X_{it}}) + \sum_{s=1}^t \sum_{i=1}^n \frac{1}{2} (\overline{S_{is}} + \overline{S_{is-1}}) (\overline{\ln X_{is}} - \overline{\ln X_{is-1}}) \right] \quad (1)$$

ここに Y_{jt} は t 期における地域 j の産出量、 X_{ijt} は t 期における地域 j の生産要素 i ($i=1, \dots, n$) の投入量、 S_{ijt} は t 期における地域 j の生産要素 i のコストシェアである。また、各記号の上付の傍線は各変数の地域間平均値を表す。(1)は任意の時点、任意の地域における相対的な TFP 水準に加えて、時系列的な TFP 水準の変化も考慮した形で地域製造業の TFP 水準が計測可能であることを示している。

TFP の計測では、『工業統計表』の従業者 30 人以上の事業所に関する統計を用いる。産出量は『工業統計表』の生産額、デフレーターは『国民経済計算報告—長期遡及生産系列編』の産出デフレーターである。

投入量については、資本投入と労働投入が試算される。実質資本ストックは、大河原・松浦・中馬 (1985) による推計方法をもとに作成したデータである¹。設備稼働率の影響を考慮するため、鉱工業稼働率指数を各県の実質資本ストックに掛けた値を各県の資本投入量とする。設備稼働率を考慮することで、景気循環の影響をある程度排除できると考えられるが、都道府県レベルの景気変動まで考慮していない点には注意が必要である。

労働投入については、各都道府県の従業者数に対して労働時間を掛けて労働投入量とする。

¹ 工業統計表には資本に対応するデータとして有形固定資産年初現在高が収録されている。このデータは貸借対照表の帳簿価格(簿価)評価額であるため、このデータを直接利用することは、時系列とクロスセクションのどちらの分析を行うに際しても問題がある(中島・北村・木村・新保(2000))。

労働時間は『毎月勤労統計調査』から規模 30 人以上の総実労働時間数である。ただし、全国値であるので、都道府県および産業別一人平均月間労働時間数(規模 30 人以上)において地域格差を反映したウェイトを計算し、全国の総実労働時間数に乗じることで都道府県別の総実労働時間数を作成する。最後に、中間投入は『工業統計表』の中間財消費額である。デフレーターは『国民経済計算報告—長期遡及生産系列編』の製造業活動業種別の中間投入デフレーターである。

各生産要素のコストシェアの計算では、まず総費用を資本コスト、労働費用、中間投入額の合計値として定義する。資本コストは実質資本ストックに資本のサービス価格を乗じることで算出され、資本のサービス価格は次式を通じて算定される。

$$\text{資本のサービス価格} = p_K (r + d) / (1 - \tau)$$

p_K は資本財価格であり、ここでは『国民経済計算報告—長期遡及生産系列編』の民間固定資本形成デフレーターを資本財価格として用いる。 r は利子率であり、日本銀行の全国銀行貸出約定平均金利である。 d は減価償却率であり、『工業統計表』における減価償却額を有形固定

資産年初現在高で除して計算したものである。 τ は法人基本税率(留保分)である。

労働費用には『工業統計表』の現金給与総額を、中間投入費用には『工業統計表』の中間財消費額を利用する。各生産要素のコストシェアは、総費用を各生産要素のコストで割って求めた。

2.3 全国 TFP の動向と要因分解

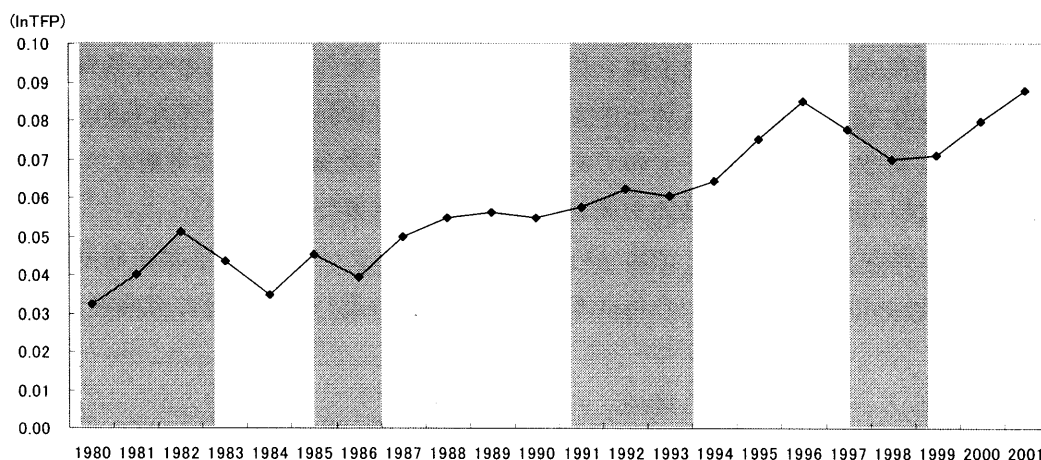
t 期における全国製造業の TFP 水準を、各地域の TFP 水準の加重平均であるとして、次式で定義する。

$$\ln TFP_t = \sum_{j=1}^{47} \theta_{jt} \ln TFP_{jt}$$

ここに $\ln TFP_{jt}$ は t 期における地域 j の TFP 水準、ウェイト θ_{jt} は t 期における地域 j の全国における産出シェアである。

図 1 は上式で計算された全国製造業の TFP 水準の動向を示したものである。全国の TFP 水準は観測期間を通じて変動が観察されるものの、長期的には上昇傾向にある。図のシャド一部分は不況の時期を表している。計測では景気変動の影響を取り除くために設備稼働率を考慮したが、その影響は完全には除去されてい

図 1 全国製造業の TFP 水準の推移(対数値)



(注) 内閣府の景気基準日付。

ない²。TFP 成長率は 1980 年代では平均して年率 0.22%であったが、1990 年代に入るとその成長が加速しており、成長率は年率で 0.24%に達している。観測期間を通じて TFP は上昇しており、2001 年は 1980 年と比較して 5.6%程度上昇している。

先行研究では、集計レベルで顕在化している TFP 成長の要因分解を行う方法が開発されている。Forster et al.(1998)は先行研究で用いられた方法に関するサーベイを行っているが、先行研究では異なった生産性指標と分解方法が採用されている。本稿では、全国の TFP 水準の変動を分解する方法として、Forster et al.(1998)の方法を地域製造業の集計データに適用した。彼らの方法によると、基準年($t-\tau$)から比較年(t)における TFP 全体の変動は、近似的に以下 3 つの効果に分解される³。

1. 内部効果(within effect) : 各地域で達成された生産性の上昇分($\Delta \ln TFP_{jt}$)に関して基準時点である $t-\tau$ 期の産出シェア $\theta_{jt-\tau}$ をウェイトとして加重平均した値。

$$\sum_{j=1}^{47} \theta_{jt-\tau} \Delta \ln TFP_{jt}$$

2. シェア効果(between effect) : 各地域の産出シェアの変化 $\Delta \theta_{jt}$ に対して、 $t-\tau$ 期における地域間平均 $\overline{\ln TFP_{t-\tau}}$ を基準とした各地域の相対的な生産性の大きさを乗じてそれを地域間で合計した値。

$$\sum_{j=1}^{47} \Delta \theta_{jt} \left(\ln TFP_{jt-\tau} - \overline{\ln TFP_{t-\tau}} \right)$$

3. 共分散効果(covariance effect) : 各地域の生産性成長 $\Delta \ln TFP_{jt}$ と産出シェアの変化 $\Delta \theta_{jt}$ との積の合計値。

$$\sum_{j=1}^{47} \Delta \theta_{jt} \Delta \ln TFP_{jt}$$

内部効果は、個別地域の生産性成長を基準時点の産出規模をウェイトとして評価した効果である。シェア効果は、基準時点において生産性が地域間平均よりも高い地域がその後産出規模を拡大することで全国の生産性を成長させる効果である。共分散効果は生産性を上昇させた地域が同時に産出の相対的な規模を拡大することで、全国の生産性を成長させる効果である。このシェア効果と共分散効果を合わせたものは再配分効果と呼ばれる(深尾・権(2004))。つまり、再配分効果とは特定地域の生産特化の影響で生産性が成長する効果であることを意味する。その意味において再配分効果は産業集積に伴う規模の経済性を表すものとして捉えられる。

表 2 は、1980 年から 2001 年における全国製造業の TFP 成長率を要因分解した結果をまとめたものである。この表から TFP 成長率に関して次の特徴が指摘できる。

第一に、TFP の変動を規定した最大の要因は内部効果である。この効果は 1980 年代では TFP 成長率に対して 65%程度の影響を及ぼしているが、1990 年代ではその傾向を強めている。1990 年代の TFP 成長率は内部効果によって完全に説明される一方、再配分効果は弱く、TFP の変動に対してほとんど影響を与えていない。

第二に、その再配分効果を観察すると、1980

² 例えば、1980 年代後半と 1990 年代半ば以降では、TFP の変動と景気変動との間である程度の相関が観察される。

³ 通常は企業レベルのデータを利用して計算されるので、内部効果とシェア効果、共分散効果に加えて、参入効果と退出効果が考慮される。

表 2 全国製造業の全要素生産性上昇の要因分解

期間	TFP 成長率	内部効果	再配分効果		
			(合計)	シェア効果	共分散効果
1980-1990	0.02246	0.01469 (0.65)	0.00777 (0.35)	0.00326 (0.14)	0.00452 (0.20)
1990-2000	0.02499	0.02489 (1.00)	0.00010 (0.00)	-0.00363 (-0.15)	0.00373 (0.15)
1980-2001	0.05558	0.05204 (0.94)	0.00354 (0.06)	-0.00151 (-0.03)	0.00506 (0.09)

(注) 括弧内の数字は各効果の相対的な寄与度である。

年代では TFP を 35%程度増加させるだけの影響を有していた。しかし、1990 年代ではその影響はほとんど観察されない。再配分効果は、観測期間全体を通じて TFP を約 1 割程度しか上昇させない。その再配分効果を構成するシェア効果と共分散効果は観測期間を通じてともに低下しており、特にシェア効果の寄与度は 1980 年代で 0.14 であったのが、1990 年代には -0.15 と大きく低下している。結果として、観測期間を通じた TFP の成長に対するシェア効果の影響は -3%、共分散効果の影響は 9% である。各地域の生産性成長が生産シェアの拡大を伴っている傾向は観察されるものの、生産性の高い地域が生産シェアを拡大させた傾向は観察されない。その意味では、製造業の地域構造が産業集積の影響に応じて変化している状況であるとは言い難いように思われる。

2.4 地域 TFP の動向と構造

次に具体的に各地域の TFP の動向を観察しよう。1980 年における TFP 水準は、関東と中部、近畿の 3 地域でおおむね高水準にあるが、その後、1980 年から 2001 年の 22 年間にかけて TFP 水準の高い地域が年々拡散化している傾向にある。観測期間を通じて TFP 水準がもっとも上昇している地域は徳島であり、鳥取、

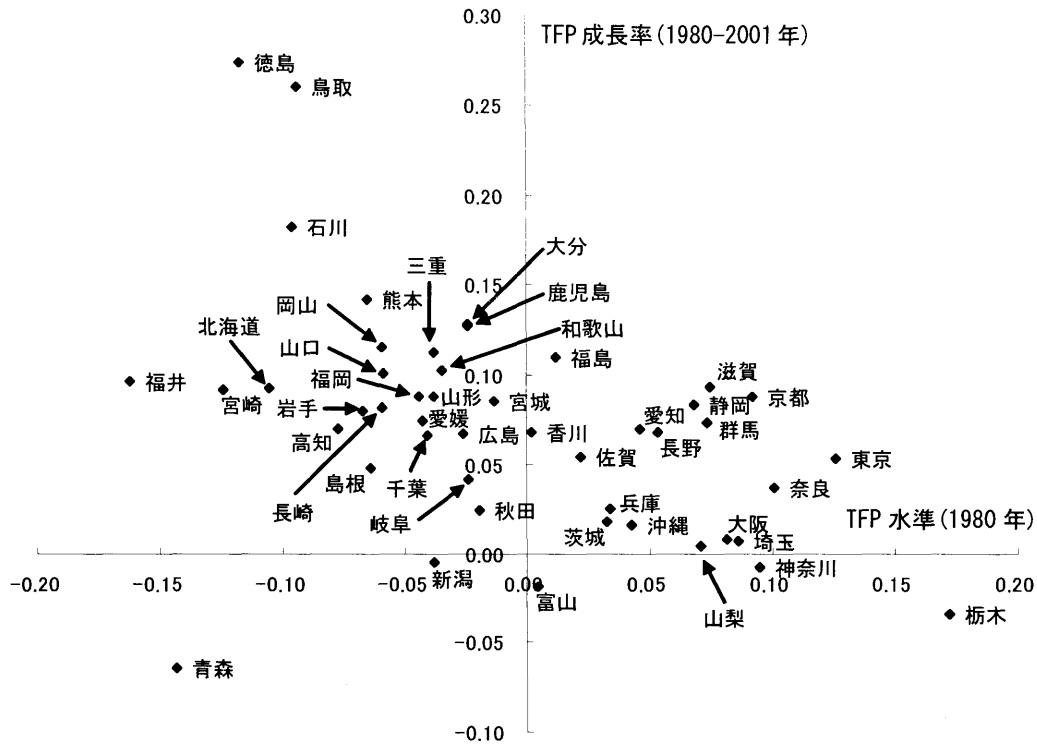
石川、熊本と続いている(図 2)。全体として、関東や中部、近畿といった既存の集積地域よりもむしろ東北地方や九州地方で成長が著しいのが特徴的である。1980 年の TFP 水準と 2000 年の 1980 年対比でみた TFP 成長率との関係は、右下がりの関係が成立している。図によると TFP の成長が観察される地域は初期時点において生産シェアが相対的に小さい地域である。これは、全国製造業の生産性成長が、TFP 水準の地域間収束を伴いながら進展したことを示している。

これらの結果は、1970 年代から 1990 年代にかけて行われた工場立地に関する政策誘導において、地方に生産基盤整備を目的とした公共投資が優先配分されたため、地方の生産機能が高まったことを反映している可能性がある⁴。あるいは、既存の集積地において土地価格の高騰や混雑費用、環境汚染といった外部不経済の要素が生産活動に影響を及ぼしている可能性も推察される⁵。

⁴ 1970 年代から 1990 年代半ばにかけて、わが国経済の成長拠点を地方に分散させ、成長拠点からの波及効果によって周辺の地域経済を牽引し、活性化させることを目的とした施策が実施されてきた。具体的には、工業再配置法(1972 年～)、テクノポリス法(1983 年～1998 年)、頭脳立地法(1988 年～1998 年)、地方拠点法(1992 年～)などがあげられる。

⁵ この点に関しては藤田(2003)を参照。

図2 1980年のTFP水準とTFP成長率との関係



3. TFP水準の収束に関する統計的検討

新古典派成長理論によると、各地域の生産性は条件付で収束するという状況が想定される。条件付収束に関する検証方法は、クロス・セクション分析と時系列分析に大別される。前者は、Barro and Sala-i-Martin(1995)に代表される方法であり、例えば、国民一人あたりGNPといった経済パフォーマンス指標に関して、その初期の水準と変化率との間にマイナスの相関関係が存在しているかどうかを検証するものである。後者の時系列分析は、確率過程に従う経済パフォーマンスに与えられるショックが一時的なのか、恒久的なものなのかに焦点をあて、その収束の定常性を検定する方法である。収束の条件としては、ショックが一時的なものであることに加えて、初期段階で経済パフォーマンスが低水準の主体はその時点で高い水準を持つ主体よりも早い成長率をもたらすことが求められる。これはβ収束として知られてい

る。

クロス・セクションによる分析方法では、経済パフォーマンスの短期動学移行過程と長期定常状態との区別ができず、収束の存在が認められても、それが長期的には定常かどうかは何も示されていないという問題があるため、ここでは時系列分析の方法を用いてTFP水準の収束を検証する。

3.1 確率的収束モデル

確率モデルを用いた生産性の収束は、Dowrick and Nguyen(1988)および Bernald and Jones(1996)で検討されている。これらの先行研究では、いずれもOECDのデータをもとに国レベルの生産性収束に関して確率的収束モデルによる分析が行われている。このうちBernald and Jonesによる確率的収束モデルでは、各国のTFP水準と代表国のTFP水準との差異が確率変数として取り扱われ、この確率

過程が定常ならば各国は漸近的成長率を有すると解釈される。ただし、彼らは条件付収束の検討は行っていない。

まず、 t 期における地域 j の TFP 水準は次のような関係式で表わされる。

$$\ln TFP_{jt} = \gamma_j t + \lambda \ln F_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

ここに γ_j は地域 j の外生的な技術進歩率、 F_{jt} は地域 j のキャッチアップ変数である。 λ はキャッチアップのスピードを表すパラメーターである。 $\lambda > 0$ ならばキャッチアップが存在し、 $\lambda = 0$ ならばキャッチアップは存在しない。 ε_{jt} は平均 0 で分散 σ_ε^2 のランダムな誤差項を表す。

ここでキャッチアップ変数の変化経路 \widehat{TFP}_{jt-1} ($\equiv F_{jt}/F_{jt-1}$) は、TFP の代表的地域 ($j=0$) に対する比率の逆数に比例するものとして次式を仮定する。

$$\widehat{TFP}_{jt-1} = \frac{1}{TFP_{jt-1}/TFP_{0t-1}} \quad (3)$$

このとき、(3)を対数で表現すると、

$$\begin{aligned} \ln \widehat{TFP}_{jt-1} &= \ln F_{jt} - \ln F_{jt-1} \\ &= \ln TFP_{0t-1} - \ln TFP_{jt-1} \end{aligned}$$

として表されるので、地域 j の TFP 成長は次の関係が得られる。

$$\ln \frac{TFP_{jt}}{TFP_{jt-1}} = \gamma_j + \lambda \ln \frac{TFP_{0t-1}}{TFP_{jt-1}} + \hat{\varepsilon}_{jt} \quad (4)$$

ただし、 $\hat{\varepsilon}_{jt} = \varepsilon_{jt} - \varepsilon_{jt-1}$ である。(4)は各地域の TFP 成長率が地域の技術進歩率に加えて、キャッチアップ変数の変化率、つまり前期における当該地域と代表的地域との TFP の差異として表現されることを示している。これより地域 j における TFP 水準の時間経路は、

$$\ln TFP_{jt} = \gamma_j + \lambda \ln \widehat{TFP}_{jt-1} + \ln TFP_{jt-1} + \hat{\varepsilon}_{jt} \quad (5)$$

となる。

その一方、代表的地域におけるキャッチアッ

プの時間経路は、

$$\ln TFP_{0t} = \gamma_0 + \ln TFP_{0t-1} + \hat{\varepsilon}_{0t} \quad (6)$$

となるので、地域 j における TFP のキャッチアップの時間経路は、(5)と(6)の関係から次のように導かれる。

$$\begin{aligned} \ln \widehat{TFP}_{jt} &= \ln TFP_{0t} - \ln TFP_{jt} \\ &= (\gamma_0 - \gamma_j) + (1 - \lambda) \ln \widehat{TFP}_{jt-1} + u_{jt} \end{aligned} \quad (7)$$

このフレームワークにおいて誤差項 u_{jt} ($u_{jt} = \hat{\varepsilon}_{0t} - \hat{\varepsilon}_{jt}$) が j と t に関して独立に分布すると仮定するならば、地域 j の TFP の代表的地域に対するキャッチアップは、地域 j の TFP の相対的差異を表す $\ln \widehat{TFP}_{jt}$ が定常的であるかどうかという単位根検定の問題に帰着される。もし $\lambda = 0$ ならば、両地域の TFP 水準の差異を表す確率過程は単位根を持つので $\ln \widehat{TFP}_{jt}$ は非定常であると解釈される。このとき地域の生産性ショックは恒常的であり、TFP 水準の差異が確率的に収束することは認められないのでキャッチアップは存在しない⁶。もし $\lambda > 0$ ならば、両地域の TFP 水準の差異を表す確率過程が定常であると解釈される。つまり、地域の生産性水準に与えられるショックは恒久的なものではなく一時的なものであるため、収束が存在することを示唆している。この場合、各地域の生産性は漸近的な成長率に収束することになる。

3.2 検定方法

パネルデータを利用したパネル単位根検定では、ある系列 y_{jt} について次のような式が想定される。

$$y_{jt} = \rho_j y_{jt-1} + X'_{jt} \delta + \varepsilon_{jt}$$

ここに $j=1, 2, \dots, N$ はクロス・セクション、

⁶ これは、地域の長期的な平均成長率が収束しないと新しい成長理論に一致する。

$t=1,2,\dots,T_j$ は観測期間である。 X_{jt} は外生変数であり、固定効果が含まれる。 ρ_j は自己回帰係数で、 δ はパラメーターである。誤差 ε_{jt} は j と t に関して独立に分布すると仮定される。このとき、 $|\rho_j|<1$ の場合、 y_{jt} は弱定常状態である。 $|\rho_j|=1$ の場合、 y_{jt} には単位根が存在すると解釈される。

ここでは、パネル単位根検定として Levin et al.(2002 ; LLC)による方法を用いる。LLC の方法では次の式が用いられる。

$$\Delta y_{jt} = \alpha y_{j,t-1} + \sum_{l=1}^{p_j} \beta_{jl} \Delta y_{j,t-l} + X'_{jt} \delta_j + \varepsilon_{jt}$$

($j=1,\dots,N ; t=1,\dots,T$)

LLC では共通の単位根として $\alpha = \rho - 1$ が仮定され、ラグの次数はクロス・セクション項によってそれぞれ異なることが想定される。帰無仮説は $\alpha = 0$ ($\rho = 1$) である。このとき、当該地域と代表的地域との生産性水準の乖離はドリフト項を有する非定常過程となる。対立仮説は $\alpha < 0$ ($\rho < 1$) である。このとき、生産性の乖離が定常過程であるという意味で収束が成り立つ。

3.3 検定結果

表3は、 $\alpha = 0$ を帰無仮説とする検定統計量を計算した結果である。ここでは個別効果を考慮しない式も同時に検定を行った。検定結果によると、「全ての地域のTFPが共通の単位根を持つ」という帰無仮説が棄却される。この結果は地域におけるTFP水準が収束することを示唆しており、各地域の生産性は各地域の漸近的な成長率へ収束すると判断される。

条件付収束の存在、すなわち個別効果の有無は、Doldado et al.(1990)の検定手順に従う。具体的には、最初に個別効果を考慮したモデル

表3 パネル単位根検定(LLC)結果

N	α	固定効果	LLC 検定 (検定統計量)
921	-0.16574 ** (-8.72)	有	-2.20812 ** [0.01]
911	0.00187 (0.32)	無	0.29280 [0.62]

(備考) 1. 「**」、「*」はそれぞれ 1%、5%水準で有意であることを示す。
2. Nはサンプル数である。
3. ()はt値、[]はp値を示す。

で単位根検定を行い、そこで単位根の存在が棄却されれば検定は終了となる。しかし、棄却されない場合は個別効果を考慮しないモデルで再度推定を行い、単位根検定を行うという手順が採られる。分析結果では、個別効果を考慮したモデルで単位根の存在は棄却されるため、個別効果を考慮したモデルが採用される。つまり、わが国の地域製造業のTFPは、平均レベルに収束するというよりもむしろ、各地域の漸近水準に収束すると判断され、条件付収束仮説が支持される結果となる。

4. おわりに

本稿では、『工業統計表』のデータを利用して、地域製造業におけるTFPの動向に関する統計的検討を行った。観測期間とした1980年から2001年の22年間ではTFPは若干の変動を伴いながらも長期的には上昇していることが明らかとなった。生産規模はTFPの成長に対してほとんど影響を与えておらず、特定地域へ同一産業の生産が集中することによってTFPが成長したという結果は得られていない。この結果は、経済活動のグローバル化の影響を受ける製造業では、産業集中に伴う投入資源の多様性や規模の経済性がTFPの持続的成長に対して重要な影響をもたらさないというPorter(1998)の見解に一致している。

また本稿では、地域の TFP 水準が観測期間を通じて収束していることも確認された。TFP の収束に関する統計的検討を行ったところ、各地域が地域固有の水準に収束するという結果が得られた。条件付収束の存在は分析対象や分析方法などの違いから必ずしも整合的な比較はできないものの、Kawagoe(1999) や Togo(2002)による実証結果とは相反し、Baro and Sala-i-Martin(1995)の結果をおおむね支持する結果である。

TFP の条件付収束は、地域特有な要素が地域企業の R&D 活動を刺激することなどを通じて技術知識の蓄積に貢献する可能性を示唆している。これは、地域レベルにおける技術知識のスピルオーバー効果の重要性を提起しており、この影響について分析を進める必要がある。

謝 辞

本稿は筆者の博士学位論文（「日本の製造業における集積効果に関する実証研究」）の一部を加筆修正したものである。改訂に際して、山野紀彦氏よりコメントを頂いた。記して感謝します。

【参考・引用文献】

- [1] Barro, R. J. and Sala-i-Martin, X. (1995) *Economic Growth*, McGraw-Hill, Inc.
- [2] Bernard, A. B. and Jones, C. I. (1996) "Productivity across industries and countries: Time series theory and evidence," *The Review of Economics and Statistics*, 78(1), 135-146.
- [3] Dolado, J. J. and Sosvilla-Rivero, S. (1990) "Cointegration and unit roots," *Journal of Economic Surveys*, 4(3), 250-273.
- [4] Dowrick, S. and Nguyen, D. T. (1989) "OECD comparative economic growth 1950-85: Catch-up and convergence," *American Economic Review*, 79(5), 1010-1030.
- [5] Foster, L., Haltiwanger, J., and Krizan, C. J. (1998) "Aggregate productivity growth: Lessons from microeconomic evidence," *NBER working paper*,

No.6803

- [6] Good, D. H., Nadiri, M. I. and Sickles, R. C. (1997) "Index number and factor demand approaches to the estimation of productivity," *Handbook of Applied Econometrics vol.2: Microeconometrics*, 14-80.
- [7] Kawagoe, M. (1999) "Regional dynamics in Japan: A reexamination of Barro regressions," *Journal of the Japanese and International Economics*, 13(1), 61-72.
- [8] Krugman, P. (1991) *Geography and Trade*, Cambridge, Mass. and London: MIT Press.
- [9] Levin, A., Lin, C. -F., and Chu, C. -S. J. (2002) "Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties," *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.
- [10] Porter, M. E. (1990) *The competitive advantage of nations*, Free Press, New York.
- [11] Porter, M. E. (1998) *On competition*, Harvard Business School Press.
- [12] Togo, K. (2002) "Productivity convergence in Japan's manufacturing industries," *Economics Letters*, 75(1), 61-67.
- [13] 大河原透・松浦良紀・中馬正博(1985)「地域経済データの開発 その1 製造業資本ストック・社会資本ストックの推計」、電力中央研究所研究報告、No.585003.
- [14] 中島隆信・木村行伸・木村福成・新保一成(2000)『テキストブック経済統計』東洋経済新報社.
- [15] 深尾京司・権 赫旭(2004)「日本の生産性と経済成長」『経済研究』55(3), 261-281.
- [16] 渡辺千仞編(2001)『技術革新の計量分析』日科技連.

大塚 章弘 (おおつか あきひろ)

電力中央研究所 社会経済研究所