

# 省内地域間の経済成長と収束性：中国江蘇省の区・県データによる\*

江蘇省行政学院江蘇応用経済研究センター教授 範 金  
江蘇省常州市国家税務局 楊 建宏

## 1. はじめに

経済成長に関する先行研究は、主に2つの視点から分析がなされている。1つ目の視点は、貧困地域が裕福な地域に追いつくことで、地域間の経済の収束性が実現するかどうかである。2つ目は、各地域の経済成長を決定づけ、地域間の経済の収束性を引き起こしている要因は何であるか、という視点である。本稿では、中国政府の現行政策である「和諧社会（調和の取れた社会）」の構築を前提に、前掲の2つの視点のうちの前者に基づき、分配アプローチによって、中国の特定省内における各区・県間の経済成長の収束性に的を絞って分析を進める。

経済成長の収束理論モデルの研究は、新古典派成長理論（Solow, 1956 ; Swan, 1956）に遡る。この理論は、初期時点の生産性が低い国・地域の経済成長率は、生産性の高い国・地域を上回り、最終的には経済格差が収束に向かうという観点に基づく。分析モデルの進化を受け、新古典成長理論の支持者は収束理論を発展させ、これらを $\sigma$ 収束、絶対 $\beta$ 収束、条件付き $\beta$ 収束に分類した。 $\sigma$ 収束とは、異なる国・地域の経済格差の動的推移を毎年計測し、収束性を実証したものである（Barro and Sala-i-Martin, 1995）。絶対 $\beta$ 収束とは、経済構造特性の似通った国・地域の1人当たりGDPが、長期的にみて最終的に収束へ向かうことである（Galor, 1996）。条件付き $\beta$ 収束とは、経済構造特性の異なる国・地域間の1人当たりGDPが、長期的には収束に向かうことだが（Barro and Sala-

i-Martin, 1995 ; Mankiw et al., 1992）、絶対 $\beta$ 収束との最大の違いとして、成長の回帰方程式の右辺に一連の条件変数（インフレ率、沿海・農村部比重、人口増加率、技術進歩率、人的資源および政策変数、市場化レベルなど）が附加される。これらの理論は、経済成長をめぐる研究の中で盛んに応用されてきた。しかし、上述の分析スキームに対しては、疑問や批判の声が絶えなかった（Quah, 1993, 1996, 1997）。Quahは前掲論文で① $\beta$ 収束と $\sigma$ 収束の分析には、「Galtonの誤謬（Friedman, 1994）」の恐れがあり、つまり $\beta$ 収束で回帰係数が負の相関となっても、必ずしも収束を意味せず、 $\sigma$ 収束における格差の動的減少も、特殊な条件下では必ずしも収束を意味しない、②収束に関して重要なのは、経済間の経済状況の比較であって、条件付き $\beta$ 収束で強調されるような、各経済自身の定常状態との比較ではない、と明確に指摘している。こうした原因から、Quahは $\sigma$ 収束と $\beta$ 収束を用いた収束性の研究はミスリードに繋がると考え、分配アプローチを用いて収束性の問題を研究することを提案した。分配アプローチでは、主にノンパラメトリック法の1つであるカーネル密度推定によって各地域の1人当たりGDPの分布を描き出し、マルコフ連鎖の推移確率行列を用いて、各地域の1人当たりGDPが長期的には定常状態に向かうという動的変化を説明する。後の収束性の研究では、この手法が重宝されるようになった。中国国内の経済成長に関する現行研究では通常、 $\beta$ 収束および $\sigma$ 収束のモデルが採用されている（蔡、都、2000 ; 沈、耿、2001 ; 沈、馬、2002 ; 林、

\* 本研究は中国国家自然科学基金の「社会核算矩阵更新的路径分析理論と実証研究」（70471083）、「全球化背景下中国居民消費収斂的結構性路径分析和政策研究」（70873052）、中国江蘇省高校哲学社会科学重大項目「江蘇省擴大消費需求的思路与对策研究」（2011ZDAXM011）より資金援助を受けた。なお、中国語で書かれた原文のタイトルは『省域内地区間經濟收斂的分布動態研究：来自江蘇区县的数据』である。本研究に際してはICSEADの坂本博主任研究員から有益なコメントをいただいた。

劉, 2003 ; 林, 劉, 2003等)。しかし, 中国における地域間の収束性の問題はかなり複雑で, 単純な図式で示せるものではなく,  $\beta$  収束や  $\sigma$  収束の理論モデルでえられる簡単な情報では, その複雑性を把握しがたい (Raiser, 1998)。このため, 本稿では分配アプローチを用いて中国の経済成長の収束性を研究し, 新古典成長理論の土台である限界効用逓減の法則や技術拡散機会の減少といった仮説を基に, 収束性が中国で成立するのかどうかを判断し, 中国における収束性の研究に新たな思考を提供したい。

ある国で地域間の完全な収束性を実現するには, 通常は全国における省といった大きな (行政) 地域間の収束性と, 地域内部における区・県といったより小さな地域間の収束性との両方が必要になる。全国の各省間の収束が実現しても, 省内部における区・県間の収束が実現しなければ, その国には全体として地域間の貧富格差が存在すると判断される。逆に, 省内部の区・県間の収束が実現しても, 全国の各省間の収束が実現していなければ, もちろん地域間の収束も起きていないことになる。このため, 収束性の研究に着手するにあたり, 各省間および省内部という2つの視点は等しく重要である。しかし, 先行研究は全国の各省間の収束に注目しすぎ, 省内部の区・県間の収束に着目した研究は非常に少ない。省内部の区・県間の収束に対する研究を強化することこそ, 本稿の狙いである。そして先述の通り, 本稿では分配アプローチを用いて地域間の収束性の問題を取り上げる。当然ながら, 同手法による中国の地域間の収束性に関する研究には, 各省間, 省内部という2つの階層がある。Sakamoto and Islam (2008) が採用した分配アプローチでは, 中国の1952～2003年における各省間の収束性を研究し, ノンパラメトリックなカーネル密度推定を行ったところ, 改革前の中国各省の1人当たりGDPは1つの

山 (モード) をもつ分布をなし, かつ収束傾向にあることが分かった。しかし, 改革後の1人当たりGDPは2極分化型の分布をなし, 格差が広がり, 収束傾向はみられなかった。さらに, マルコフ連鎖の推移確率行列を用いて中国各省の1人当たりGDPの分布について研究を行ったところ, カーネル密度分布と同様の結果が検証され,  $\beta$  収束および  $\sigma$  収束より合理的に各省間の収束性が説明された。ただ, 残念ながらSakamoto and Islam (2008) の研究では省内部の区・県間の経済収束について踏み込んだ研究がなされず, 地域間の人口ウェイトが収束に大きな影響を与えることも見過ごされている。Gisbert (2003) の研究では, ノンパラメトリック法による収束性の研究にあたり, もし区域間の人口差が収束にもたらす影響が考慮されなければ, 計算結果がミスリードになりかねないと指摘している。本稿ではこれを踏まえ, 分配アプローチを用いた省内部の区・県間の収束性の研究を進めるにあたり, 前掲研究の不足を補い, モデルに人口ウェイトへの配慮を加味した。これは, 「ヒト」や「モノ」の役割を結びつけ<sup>(注1)</sup>, ひいては計算結果の正確性・真実性の向上に資するものである。

本稿の構成は, 第1節を導入部とし, 第2節でモデル設定状況を, 第3節でデータ選択およびモデル推定の結果を述べ, 第4節で本稿の結論と政策的啓発を示す。

## 2. モデル設定

導入部で述べた通り, 分配アプローチでは, 主としてノンパラメトリック法の1つであるカーネル密度推定によって各地域の1人当たりGDPの分布を描き出すとともに, マルコフ連鎖の推移確率行列を用いて各地域の1人当たりGDPが長期的にみて定常状態へ向かうことを説明する。このため,

モデル設定については、ノンパラメトリックなカーネル密度推定やマルコフ連鎖の推移確率行列を順次取り上げ、改善を加えることとする。

## 2.1 ノンパラメトリックなカーネル密度推定

カーネル密度推定は、各地区の1人当たりGDPの分布状況を示すために用いる (Silverman, 1986)。カーネル密度推定にあたっては、分析の便宜上、まずデータを正規化する必要がある。本稿では、 $y_i$ と $\bar{y}$ の比に対して対数を取り、これを1つの変数 $x_i$ としてデータを正規化した。ここで、 $y_i$ は区・県 $i$ の1人当たりGDPを、は江蘇省における1人当たりGDP (いわゆる平均) を指す。

$x_i$ の式は次のように記すことができる。

$$x_i = \ln \left( \frac{y_i}{\bar{y}} \right) = \ln y_i - \ln \bar{y} \quad (1)$$

カーネル密度関数は次の通りである。

$$\tilde{f}(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{\left( -\frac{1}{2} \left( \frac{x-x_i}{h} \right)^2 \right)} \quad (2)$$

式中、 $x_i$ の計測値は式 (1) から求めることができる。 $n$ は計測サンプル数である。 $h$ は関数のバンド幅であり、分布図の平滑化に用いる。 $x$ は分布図の横座標の範囲である。分析の便宜上、本稿では、 $h$ の値を0.27に固定し、 $x$ の範囲を $(-2, 2)$ に取った<sup>(注2)</sup>。なお、前掲のカーネル密度分布関数では人口ウェイトが考慮されていないが、その重要性に鑑み、本稿ではカーネル密度分布関数について人口ウェイトを考慮した修正を施した。

人口ウェイトを加味したカーネル密度分布関数は次の通りである。

$$\tilde{f}(x) = \frac{1}{h} \sum_{i=1}^n w_i \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{\left( -\frac{1}{2} \left( \frac{x-x_i}{h} \right)^2 \right)} \quad (3)$$

式中、 $W_i$ で表す区・県 $i$ の人口ウェイトとは、つまり区・県 $i$ の人口と各区・県総人口との比を指す。この中で $\sum_{i=1}^n w_i = 1$ となる。

## 2.2 マルコフ連鎖の推移確率行列

マルコフ連鎖の推移確率行列は、各地区における1人当たりGDPの分布構造の動的変動を描くために用いるもので、データが任意変化する確率に主眼を置いた動学研究である (Durlauf and Quah, 1998 ; Quah, 1993, 1996)。以下、Sakamoto and Islam (2008) に基づき、マルコフ連鎖について簡単に説明する。

$n \times 1$ 階ベクトル $F_t$ を用いて時間 $t$ 上の分布を表す。 $n$ は $t$ 時点の分布において現れた各状態の種類数を表し、各状態はそれぞれ同一の1人当たりGDP水準に属するグループを反映している。 $n \times n$ 階マルコフ連鎖の推移確率行列 $M$ を用いた $F_t$ から $F_{t+1}$ への推移の計算は式 (4) の通りである。

$$F_{t+1} = M' \cdot F_t \quad (4)$$

もし $n=3$ であれば、マルコフ連鎖の推移確率行列は次の形を取る。

$$M = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix} \quad (5)$$

式中、行列内の要素 $a_{jk}$ は状態 $j$ から状態 $k$ へ推移する確率を示しており、これをマルコフ連鎖の推移確率と呼ぶ。

マルコフ連鎖の推移確率が時間を経ても変化しない場合（つまりマルコフ連鎖の推移確率行列に変化がない）、式（4）に対して時間 $s$ が経過した後の分布をえることができる。

$$F_{t+s} = (M^s)' \cdot F_t \quad (6)$$

$s$ が無限大に近づくとき、マルコフ連鎖に含まれる要素は一定の法則性に従って1つのエルゴード分布へ収束する。通常、これは定常状態下の分布 $\bar{F}$ とされる。ここで次の式がえられる。

$$F_{t+s} = (M^s)' \cdot F_t \xrightarrow{s \rightarrow \infty} \bar{F} \quad (7)$$

注意すべき点として、全ての推移確率行列からエルゴード的な、または定常状態の分布が生じる訳ではない。推移確率行列の固有値の1つが1で、かつ他の固有値の絶対値が1未満の場合にのみエルゴード分布が起こる。これら条件の下では、推移確率行列は既約で非周期的な行列であると考えることができる。

エルゴード性または定常状態の分布には改変が起こりえないため、次の通りとなる。

$$\bar{F} = M' \cdot \bar{F} \quad (8)$$

式（8）は、ある特定の推移確率をもつ行列 $M$ から、相応の定常状態またはエルゴード分布がえられることを説明している。技術的には、エルゴード分布は固有値1に対する固有ベクトルであり、計測された分布が長期的な時間を経て得られた分布を反映する。

マルコフ連鎖の行列計算過程において、本稿では人口ウェイトという重要な要素が結果に与える影響も考慮した。通常、人口ウェイトの問題を解決する方法としては2つある。1つは、マルコフ連鎖

の推移確率 $a_{jk}$ を計算する場合に、それぞれの区・県の状態が $t$ 時点から $t+1$ 時点へ移行する際に、人口ウェイトを直接掛け合わせる縮小型の計算で、もう1つは、 $a_{jk}$ の算出にあたり、先に人口ウェイトにある数を掛けて（例えば1,000）、整数をえた後に、この整数値と推移状況とを掛け合わせる拡大型の計算である。本稿では、前者を採用して人口ウェイトを計算した。もちろん、いずれの方式をとっても計算結果は一致する。

### 3. データの選択とモデル推定の結果

分配アプローチを用いた省内部の区・県間の収束性を研究する上で、代表的な省の選定は非常に重要なステップである。省の選択にあたっては、本稿への強い適合性が求められる一方、他省の研究にとっても一定の啓発価値があることが求められる。本稿では江蘇省を研究対象に選んだ。なぜなら、江蘇省内部の区・県間の経済格差が非常に大きく、本稿の研究に非常に適している上、江蘇省は中国でも省域経済が最も発展した省の1つであり、江蘇省を例に取って研究することは、他省の研究に対して強い啓発価値があると考えたからである。以下に、本稿におけるデータ選択やモデルの推定結果を紹介する。

#### 3.1 サンプルデータの選択

本稿では、江蘇省における1990～2005年の65区・県の1人当たりGDPデータを用いた。うち1991～92年のデータは「江蘇年鑑」を、他の年のデータは「江蘇統計年鑑」を根拠としている。データ処理にあたり、本稿ではできる限り年鑑のデータを採用したが、1991～92年は一部区・県の人口が公表されなかったため、一定のペースで増加したものとみなし、空白前後の2年のデータを基に、等差数列の公式を用いて空白部のデータを求めた。

データの使用対象について、本稿ではある地域の1人当たりGDPはその地域の経済レベルを反映していると考え、各区・県の1人当たりGDPを経済水準指標として扱った。また、「江蘇統計年鑑」では、全ての区・県の1人当たりGDPをそのまま公表している訳ではない。そこで、省内部の各区・県の1人当たりGDPデータの整合性を確保し、合理的に研究するため、筆者は省内各区・県の1人当たりGDPを自ら再計算した<sup>(注3)</sup>。えられた結果と統計局が公表した数値はほぼ一致している。

### 3.2 カーネル密度分布の推定結果

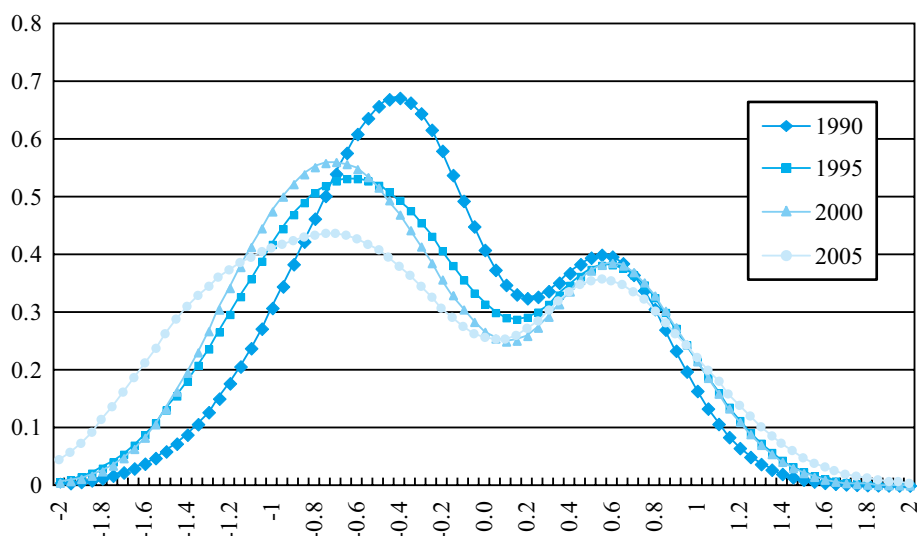
ノンパラメトリックなカーネル密度推定を用いた収束性を研究するにあたり、まずはどのような状況で収束が起こり、どのような状況で起きないのかを明確にする必要がある。本研究では、次の点が明らかになった。まず、各区・県のある年の1人当たりGDPのカーネル密度分布が1つの山をもち、かつその相対所得値 $x_i$ が0付近に集中するのであれば、その年の江蘇省各区・県の1人当たりGDPが収束に向かって動いたことを示す。逆の場合は、収束が起きなかったことを示す。本研究では、1990、1995、2000、2005年<sup>(注4)</sup>をサンプル年として、江蘇省各区・県の1人当たりGDPの分布構造を描き出すとともに、比較研究によって各区・県間の収束性の問題をより合理的に把握した。

図1は、人口ウエイトを考慮したノンパラメトリックなカーネル密度分布関数の実証結果であり、次のことを示している。まず、江蘇省各区・県における1人当たりGDPの1990、1995、2000、2005年における分布構造はいずれも2つの山を持ち、江蘇省各区・県の1人当たりGDPがこれらの年において2極分化傾向にあることを示している。つまり、2つの収束クラブ（Convergence Clubs）を形成している<sup>(注5)</sup>。省内の区・県の間には収束は存在せず、かつ集中度の高い左側の山は0未満の

位置にある。このことは、絶対多数の区・県の経済が立ち遅れていることを示している。次に、分布構造の動的变化が、時期によってそれぞれ異なる特徴をみせている。1990、1995年の江蘇省各区・県の1人当たりGDPの分布構造の変化を比較すると、左側の山は-0.5付近から-0.65付近まで動いた。右側の山は0.6付近から0.7付近に動いた。2つの山の間の距離が拡大し、両方の山の高さが下降したことから、全ての区・県の集中度が下降したことが分かる。このことから、1990、1995年の江蘇省において各区・県の2極分化が拡大し、各区・県の1人当たりGDPの格差が収束とは逆方向へ拡大していることが分かる。1995、2000年を比較すると、左側の山がさらに左の-0.7付近へ動き、右側の山の値は0.6付近へと左方向に動いた。2つの山の間の距離が縮まり、両方の山の高さは安定的ながら、やや上昇した。このことは、1995～2000年にかけて、江蘇省の各区・県の2極分化現象がやや逆転し、各区・県の1人当たりGDP格差が縮小したことを示している。2000～05年において、左側の山は-0.75付近へと左へ移動し、右側の山はほぼ動かず0.6付近にあり、2つの山の間の距離はやや拡大し、両方の山の高さがいずれも下降した。このことは、2000～05年にかけての江蘇省の各区・県の1人当たりGDPの格差が拡大したことを示している。最後に、全体としてみれば、こうした2極分化現象は収束傾向に逆行するもので、1990年と2005年を比べると、左側の山は-0.5から-0.75へ左方向に動き、右側の山はほぼ安定し、2つの山の間の距離は拡大し、両方の山の高さも下がった。このことは、1990～2005年の江蘇省において、各区・県間の2極分化の格差は広がりつつあり、各区・県の1人当たりGDPに収束傾向がみられないことを示している。

人口の加重計算に使用するノンパラメトリック推定は、江蘇省内の各区・県の1人当たりGDPの

図1 江蘇各区・県の1990, 1995, 2000, 2005年の1人当たりGDPカーネル密度分布図



(注) 図中の横軸は $x$ の範囲を示す。縦軸は $x$ における集中度つまり密度を示す。  
(出所) 筆者計算

選択年次における分布構造を示している。この構造は、一方では江蘇省内における各区・県間の経済格差を映し出し、一方では異なる5ヵ年計画期間における各区・県の経済成長の変化を表しているが、いずれも従来の $\beta$ 収束や $\sigma$ 収束から導くことはできない。

### 3.3 マルコフ連鎖による推定結果

マルコフ連鎖の推移確率行列は、各区・県の1人当たりGDPの分布構造の長期的な変動傾向を分析するために用いられるが、分布状態の階層数選択にかかわってくる重要な問題が存在する。本稿では、各区・県の毎年の1人当たりGDPの分布構造を5分割し、1人当たりGDPの分布構造が長期的に動態的に変化する傾向を分析する。もし、 $x_t$ の値が0付近にある場合にそのエルゴード分布値が最大になれば、収束傾向があることを示している。逆の場合は、収束傾向が存在しないことを示している。

表1中の各グループのデータは、そのグループ

データの当該期間内の各年における状態変化に基づいたマルコフ連鎖の推移確率行列を示している。第1列のサンプル数は、各所得階層における計測件数を示す。例えば、表1におけるサンプル数「189」は、1990～2005年の間で一番所得が低い状態であった時の件数である。「サンプル数」の横に書かれた数字は、5分された各所得状態における最高値を取ったものであり、例えば、表1における「-0.9011」とは、もっとも所得水準の低い階層における相対所得の最高値を示す。各行列内の数字 $a_{jk}$ は、先に説明したマルコフ推移確率、つまり状態 $j$ から状態 $k$ へ移る確率であり、対角線上の数字 $a_{jj}$ は、状態 $j$ にて安定を維持する可能性を示している。最後の行は、このマルコフ連鎖の推移確率行列から得られたエルゴード分布であり、江蘇省各区・県の $x_t$ の分布のうち、特定時期のデータから示された、各区間における確率傾向を説明するものである。

表1からは、次のことが分かる。まず、江蘇省各区・県の $x_t$ のそれぞれの状態が1990～2005年に

表1 江蘇省の5分法による推移確率行列およびエルゴード分布

| 1990～2005年 |         |         |         |        |        |
|------------|---------|---------|---------|--------|--------|
| サンプル数      | -0.9011 | -0.5495 | -0.2062 | 0.5082 | inf    |
| 189        | 0.9206  | 0.0741  | 0.0053  | 0.0000 | 0.0000 |
| 196        | 0.1224  | 0.8265  | 0.0510  | 0.0000 | 0.0000 |
| 200        | 0.0100  | 0.0950  | 0.8250  | 0.0700 | 0.0000 |
| 193        | 0.0052  | 0.0052  | 0.0622  | 0.8497 | 0.0777 |
| 197        | 0.0000  | 0.0000  | 0.0000  | 0.0863 | 0.9137 |
| エルゴード分布    | 0.3990  | 0.2432  | 0.1262  | 0.1218 | 0.1097 |
| 1990～95年   |         |         |         |        |        |
| サンプル数      | -0.9011 | -0.5495 | -0.2062 | 0.5082 | inf    |
| 54         | 0.8333  | 0.1481  | 0.0185  | 0.0000 | 0.0000 |
| 68         | 0.1765  | 0.7500  | 0.0735  | 0.0000 | 0.0000 |
| 80         | 0.0250  | 0.1125  | 0.7625  | 0.1000 | 0.0000 |
| 56         | 0.0179  | 0.0179  | 0.0893  | 0.7321 | 0.1429 |
| 67         | 0.0000  | 0.0000  | 0.0000  | 0.1045 | 0.8955 |
| エルゴード分布    | 0.2786  | 0.2691  | 0.1700  | 0.1441 | 0.1382 |
| 1995～2000年 |         |         |         |        |        |
| サンプル数      | -0.9011 | -0.5495 | -0.2062 | 0.5082 | inf    |
| 62         | 0.9355  | 0.0645  | 0.0000  | 0.0000 | 0.0000 |
| 61         | 0.0492  | 0.9180  | 0.0328  | 0.0000 | 0.0000 |
| 65         | 0.0000  | 0.0615  | 0.9077  | 0.0308 | 0.0000 |
| 68         | 0.0000  | 0.0000  | 0.0294  | 0.8971 | 0.0735 |
| 69         | 0.0000  | 0.0000  | 0.0000  | 0.0870 | 0.9130 |
| エルゴード分布    | 0.2293  | 0.3009  | 0.1603  | 0.1677 | 0.1418 |
| 2000～05年   |         |         |         |        |        |
| サンプル数      | -0.9011 | -0.5495 | -0.2062 | 0.5082 | inf    |
| 73         | 0.9726  | 0.0274  | 0.0000  | 0.0000 | 0.0000 |
| 67         | 0.1343  | 0.8209  | 0.0448  | 0.0000 | 0.0000 |
| 55         | 0.0000  | 0.1091  | 0.8182  | 0.0727 | 0.0000 |
| 69         | 0.0000  | 0.0000  | 0.0725  | 0.8986 | 0.0290 |
| 61         | 0.0000  | 0.0000  | 0.0000  | 0.0656 | 0.9344 |
| エルゴード分布    | 0.7098  | 0.1448  | 0.0594  | 0.0596 | 0.0264 |

(注) 表の「サンプル数」の横に書かれた数字は5段階に分割した所得状態 $x_i$ のうち、 $x_i$ の最高値を示したものである。

(出所) 筆者計算

かけて推移する確率は、対角線上の要素 $a_{jj}$ の時に最も大きい値を取る。つまり大多数の区・県の $x_i$ の1990～2005年にかけての状態は比較的安定し、状態が変化する可能性が小さいことを示している。例えば、最低所得状態で安定する確率は

0.9206で、最低所得から次に低い所得状態へ移動する確率は0.0741、中間の所得状態へ移動する確率は0.0053だった。次に、エルゴード分布において、所得の中間層に分布が集中する傾向が見られず、1990～2005年にかけて江蘇省内の区・県間の

1人当たりGDPに収束傾向が見られなかったと言える。さらに、0未満の所得階層区間で出現する確率が、他の区間で出現する確率より大きく、このことは大多数の区・県が、1990～2005年にかけて低水準の状態に置かれていたことを示している。

表1の第2グループおよび第4グループは、それぞれ1990～95年、2000～05年の動的变化を示している。第1グループ同様、対角線上の要素 $a_{jj}$ の時に最も大きい値を取ることが分かる。つまり、1990～95年、2000～05年にかけて、大多数の区・県の1人当たりGDPは一貫して定常状態にあり、それぞれの状態が変化しない可能性が最も大きかったことを示している。同様に、エルゴード分布においても、所得の中間層に分布が集中する傾向が見られず、この期間に対しても収束傾向は見られなかった。さらに、エルゴード分布の値が0未満の所得階層区間にある確率が最大で、このことは絶対多数の区・県が低収入状態にあったことをここでも示している。

表1の第3グループは1995～2000年の動的变化を示しており、次のことが読み取れる。対角線上において要素の値が最大となる。つまり1995～2000年にかけても大多数の区・県で1人当たりGDPが比較的安定し、かつ互いの状態が変化しない可能性が最も大きかったことを示している。同様に、エルゴード分布においても、所得の中間層に分布が集中する傾向が見られず、この期間に対しても収束傾向は見られなかった。しかし、他の期間と比べ、所得の2番目に低い階層に分布が集中していることから（0.3009）、相対的に所得格差の縮小傾向が見られる。もっとも、エルゴード分布の値が0未満の所得階層区間にある確率が最も大きいことは、同様に絶対多数の区・県が低収入状態にあったことを示している。

最後に、1990～95年、1995～2000年、2000～05

年という3つの時期における動的变化の傾向をみると、1990～95年、2000～05年に比べ、1995～2000年はエルゴード分布の形状が若干異なっており、これは1990～95年、2000～05年の区・県間収入格差が広がり、逆に1995～2000年の区・県間収入格差が相対的に縮小したことを示している。ただし、全体としては1990～2005年の区県間経済格差は拡大している。このため、全体としてみれば、上述の人口ウェイトを考慮したマルコフ連鎖の遷移行列やエルゴード分布の計算結果については、いずれも上述の人口ウェイトを考慮したノンパラメトリックなカーネル密度分布計算の結果と合致している。

#### 4. 結論および政策的啓発

本稿では、人口ウェイトを考慮した分配アプローチを用い、中国の省内部における区・県間の収束性の問題を検討した。江蘇省のデータから、次のことが示された。

第1に、中国における省内部の経済状況として、区県間の2極分化傾向がみられ、これは1人当たりGDPの分布におけるツイン・ピークス型（2つの山）構造やエルゴード分布が中間所得階層に集中していないことに現れている。こうした構造は、省内部の区県間の経済状況が、貧困・富裕という2つの収束クラブに2分化している構造を説明している。中間レベルの区・県は現在消えつつある。こうした構造が変わらなければ、たとえ各省間の経済が収束したとしても、経済全体としてみれば貧困・富裕という異なる階層のクラブが残存しており、こうした収入格差は依然として経済発展の足かせになる。

第2に、江蘇省の65区・県を取り上げた研究を通して、2極分化の分布構造が1990～2005年にかけて異なる動的变化傾向をみせたことが分かつ

た。2極分化傾向は1990～95年、2000～05年に拡大し、1995～2000年には縮小したが、1990～2005年全体としては拡大した。このことは、省内部の区・県の経済発展状況に時期的な特徴があったことを示しており、また各時期における実情や政府の政策とも合致している。

第3に、江蘇省のデータからは、絶対多数の区・県が相対的貧困の側に置かれていることが示された。このことは、2極分化の分布構造において、相対的貧困の側の山の高さが富裕側の山の高さより高いことにも、エルゴード分布において、大多数の値が低レベル区間に置かれていることにも現れている。省の大多数の区・県の経済が相対的に立ち後れているのであれば、現行の経済成長の政策やモデルを調整し、社会の調和と安定を促す必要がある。

江蘇省内の区・県の1990～2005年にかけてのデータからえられる結論として、以下のような政策的啓示をえた。

第1に、1つの省の内部における地域間の1人当たりGDPが2極分化傾向にあり、この問題が中国全体の経済収束の成否にかかっている点を強く重視すべきである。なおかつ、富裕・相対的貧困の両極端に置かれた各地域の経済構造にはそれぞれ異なる特徴があり、富裕地域と相対的に立ち後れた地域の経済構造を比較分析し、各自の特色に合わせた政策を取る必要がある。そうしてこそ、地域間の経済格差を効果的に縮小し、省内、ひいては各省間の経済の調和ある発展を促すことができる。

第2に、省内部の区・県間の経済格差を縮小させるには、時宜に見合った経済政策を打ち出し、各地域の各時期における発展戦略の違いを十分に考慮し、各時期の基本的な発展状況を十分に認識しておかなければならない。これにより、地域間の経済格差を収束軌道に向かわせるために迅速か

つ確な調整策を打ち出し、地域間の経済収束をより良い形で促せるようにすべきである。

第3に、省内部の各地域間の経済発展は、バランス化のプロセスである。経済が中位レベルにある地域数の減少、あるいは低位レベルへの収束傾向の拡大、さらには2極分化問題の深刻化を防ぎ、社会安定へのマイナス影響を食い止めなければならない。

## 注

(注1) 許 (2006) 参照。

(注2)  $h$ の選択にあたっては、一方で図形の平滑度を考慮する必要があり、その一方で選択した年度の図形との比較分析が可能かどうかも考慮しなければならない。2つの要素のバランスを踏まえた後、本研究では $h$ が0.27の時に二乗適合の誤差が最小となることを導き出した。その公式は、 $p(h)=n^{-1}\sum_{i=1}^n(m(x_i)-\hat{m}_h(x_i))^2w(x_i)$  であり、 $\hat{m}_h(x_i)$ は $x$ 付近のある領域におけるサンプルの加重平均であり、 $w(x_i)$ はウエイトである。 $x$ が取る値の範囲は $x_i$ の幅に左右される。

(注3) 計算式は $y_{it}=Y_{it}/n_{it}$ である。うち $y_{it}$ は $t$ 時点における $i$ 区・県の1人当たりGDP； $Y_{it}$ は $t$ 時点における $i$ 区・県のGDP； $n_{it}$ は $t$ 時点における $i$ 区・県の人口を示す。

(注4) 1990、1995、2000、2005年の4つの年を選んだ理由として、1990年は「第8次5ヵ年計画」のスタートの年で、1995年は同計画の最終年（第9次5ヵ年計画のスタートの年）であり、1990～95年にかけての分布構造の変化は、第8次5ヵ年計画期間における江蘇省の各県・市における1人当たりGDPの分布構造の変化を反映しているためである。同様に、1995～2000年の変化は「第9次5ヵ年計画」期間の、2000～05年の変化は「第10次5ヵ年」期間中の、各県・市における1人当た

りGDP分布構造の変化を反映している。

(注5) 裕福な区・県と相対的に立ち後れた区・県が、それぞれのグループの中心値付近に集中する形で現れること。つまり、1人当たりGDPが平均レベルより高い区・県の分布の山は0を超える位置に集中し、1人当たりGDPが平均レベルを下回る区・県の分布の山は0未満の位置に集中する。

## 参考文献

- 蔡昉, 都陽 (2000) 「中国地区経済増長の趨同与差異: 陝西部開発の啓示」『経済研究』第10期, pp. 4~14
- 林毅夫, 劉培林 (2003) 「中国经济發展戰略与地区收入差距」『経済研究』第3期, pp. 19~25
- 林毅夫, 劉明興 (2003) 「中国的經濟增長收斂与收入分配」『世界經濟』第8期, pp. 3~15
- 沈坤榮, 耿強 (2001) 「外商直接投資, 技術外溢与内生經濟增長: 中国データの計量検驗与実証分析」『中国社会科学』第5期, pp. 82~93
- 沈坤榮, 馬俊 (2002) 「中国經濟增長的“俱樂部趨同”特征及其成因分析」『経済研究』第1期, pp. 33~39
- 許冰 (2006) 「一個可選擇的新方法: 加權人均GDP」『數量經濟技術經濟研究』第七期, pp. 14~23
- Barro, R. J. and X. Sala-i-Martin (1995), *Economic Growth* (First Edition), New York: McGraw-Hill.
- Durlauf, S. N. and D. Quah (1998), “The New Empirics of Economic Growth,” in J. B. Taylor and M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1, pp. 235-308, Amsterdam: North Holland.
- Friedman, M. (1994), “Do Old Fallacies Ever Die?,” *Journal of Economic Literature*, 30 (4), pp. 2129-2132.
- Gisbert, F. J. G. (2003), “Weighted Samples, Kernel Density Estimators and Convergence,” *Empirical Economics*, (28), pp. 335-351.
- Galor, O. (1996), “Convergence? Inferences from Theoretical Model,” *Economic Journal*, (106), pp. 1056-1069.
- Mankiw, N. G., D. Romer and D. Weil (1992), “Contribution to the Empirics of Economic Growth,” *Quarterly Journal of Economics*, (107), pp. 407-438.
- Quah, D. (1993), “Galton's Fallacy: and Tests of the Convergence Hypothesis,” *Scandinavian Journal of Economics*, 95 (4), pp. 427-443.
- Quah, D. (1996), “Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics,” *Economic Journal*, 106, pp. 1045-1055.
- Quah, D. (1997), “Empirics for Growth and Distribution: Strati-fication, Polarization, and Convergence Clubs,” *Journal of Economic Growth*, 2 (1), pp. 27-59.
- Raiser, M. (1998), “Subsidizing Inequality: Economic Reforms, Fiscal Transfers and Convergence across Chinese Prov-inces,” *Journal of Development Studies*, 34(3), pp. 1-26.
- Sakamoto, H. and N. Islam (2008), “Convergence across Chinese Provinces: An Analysis Using Markov Transition Matrix,” *China Economic Review*, 19(1), pp. 66-79.
- Silverman, B.W. (1986), *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Chapman and Hall.
- Solow, R. M. (1956), “A Contribution to the Theory of Economic Growth,” *Quarterly Journal of Economics*, 70 (5), pp. 65-94.
- Swan, T. M. (1956), “Economic Growth and Capital Accumulation,” *Economic Record*, November, 32, pp. 334-361.