

## 中国における地域経済の収束性

—横断面および時系列分析による統計的検証—

かわ 川 もう 孟	ぼた 畑	こう 康 けん 建	し 治 ぐん 軍
--------------------	---------	--------------------	-------------------

はじめに

- I 分析の枠組み
  - II 推定および検定方法とデータ
  - III 推定および検定結果と考察
- 結論

## はじめに

各地域経済における1人当たり所得が経済発展とともに同じ水準に収束するか、という収束性の問題は、きわめて重要な命題のひとつである。

この問題に対し、Barro and Sala-i-Martin (1992;1995)、あるいは Mankiw, Romer and Weil (1992)では、収束回帰(convergence regression)と呼ばれる手法を用いて、日本・米国・欧州における各国内の地域経済、あるいは OECD 諸国を対象とした分析を行い、その収束性を主張した。

一方、近年成長著しい中国においてもこうした収束性の問題は盛んに論じられている。ここでは、主に(1)地域区分、(2)対象指標、(3)統計的検証手法および尺度の組み合わせによりさまざまな検証結果が報告されている。ここでは、以下で示す我々の検証との関係上、一級行政単位(以下、省と呼称)を地域区分とし、また地域別1人当たりの経済力指標(省レベルでの国民収

入、あるいはGDP)を対象指標とした先行研究について概観する。代表的なものでは、渡辺(1994)、呉(1994)、加藤(1995;1999)、陳(1996)などの研究があるが、いずれも変動係数、ジニ係数などといった記述統計による分析に基づくものである(注1)。ここでは対象指標や計測方法により若干の相違が見られるが、概ね以下の3点の特徴が指摘されている。まず第1に、改革・開放以降、全国的な地域格差の縮小が見られる。第2に、対象地域を全国ではなく、沿海部、内陸部に分けた場合、あるいは東部、中部、西部に分けた場合、それらの地帯間において所得格差の拡大が確認される。第3に、1990年以降、全国的に地域格差の拡大が見られる。

これらの記述統計による分析は重要ではあるが、より厳密に仮説を検定するためには確率論を援用する推測統計を用いる必要がある。そこで最近では、Barro and Sala-i-Martin (1992)などの研究を中国経済に応用する研究も行われている。1978~93年の省別1人当たり実質付加価値額を対象とした Jian, Sachs and Warner (1996)、あるいは78~92年の省別労働者1人当たりの実質付加価値額を対象にした Raiser (1998)では、いずれも収束回帰式による分析を行い、改革・開放期の中国における地域経済の収束性を主張している(注2)。また Jian, Sachs and

Warner (1996) と同じ定義のデータを用いた Chen and Fleisher (1996) のように、統計的に収束性が認められない推定結果もある。このように同じ定義のデータを用いた検証において結果が相反するのは、Raiser (1998) が指摘しているように、中国の統計は各省、あるいは各年版において収集方法の違いがあり、その結果、データの比較可能性あるいは一貫性についての問題が生じていることに起因すると思われる。しかもこれらの研究では、いずれも上記の記述統計による検証結果と同じ結果を得ている。これは、記述統計による分析では各研究には大差ないが、推測統計による分析ではデータによって結果が異なることを意味する。従って、真のデータを決定できない以上、この分野においてさらなる実証分析の蓄積が必要と思われる。

さらに近年では、収束性の検証についての方法論上の問題点として、収束回帰に基づく分析が収束性の検証に対応していない、といった指摘が相次いでいる。例えば Bernard and Durlauf (1996)、あるいは Durlauf and Quah (1998) では、収束回帰に基づく分析は、収束性の一側面であるキャッチアップ過程を捉えているにすぎないことを数学的、あるいはグラフを用いて明示している。従ってより厳密に収束性の分析を行うのであれば、収束回帰による分析を補完、あるいはこれに代わる分析手法が必要となる。この点について、Bernard and Durlauf (1996)、Kocherlakota and Yi (1995) では、収束性の必要条件として地域格差の定常性を指摘している。最近ではこうした点を考慮して、従来の横断面ではなく、時系列での分析による収束性の研究が行われるようになってきた。なかでも OECD 諸国の産業別生産性を対象とした Bernard and

Jones (1996)、あるいは世界各国の労働生産性などを対象とした Evans (1998) では、パネル単位根検定という手法を用いてより横断面分析の概念に近い時系列分析を行っている<sup>(注3)</sup>。

本稿はこれらの先行研究に基づき、中国における収束性について推測統計を中心に考察したものである。ここでは、1978～96年における省別1人当たり実質付加価値額をその対象とした。先行研究と比較して、我々の分析では1996年とかなり最近年までの統計を使用し、また上記の推測統計による先行研究がいずれも数省のデータが欠損しているのに比べ、全30省のデータを用いて検証を行っており、より不偏的な分析が可能である。

収束性の分析には、単にその有無を検証するだけでなく、複数の手法を用いることでより詳細な考察が可能になると思われる。従って本稿では、以下2点の分析を中心に行う。第1に、従来の収束回帰などの手法を用いて、横断面での分析を行う。その際、地域の限定による収束係数の変化についても考察する。第2に、より厳密な収束性の検証として時系列分析を行う。ここでは省間の1人当たり所得格差が定常過程に従うという仮説について、パネル単位根検定が用いられる。これは収束傾向の安定性の検定を意味している。なおこうした時系列分析による収束性の検証は、中国を対象とした研究では例がなく、その他の経済に対しても適応例が少ないため、方法論上の問題としても、有益であると思われる。

以下、第I節では分析の枠組みとして、横断面・時系列の推定および検定モデルについて説明する。第II節では推定方法と使用するデータについて述べ、前述の記述統計による先行研究

の分析結果が本データにおいても見出されることを示す。第Ⅲ節では推定および検定結果に基づき、中国における収束性について考察する。最後に結論を述べる。

## I 分析の枠組み

### 1. 横断面分析

すべての省の1人当たり所得が同じ水準に収束していくためには、相対的に貧しい省は豊かな省に比べてより高い成長率を達成する、という仮定が必要となる。この概念は推定式として次のように指数関数で表わすことができる(注4)。

$$\frac{y_{it} - y_{i0}}{t} = a - \frac{1 - e^{-\beta t}}{t} y_{i0} + u_{it,0},$$

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

ここで  $y_{it}$  は  $t$  期における省  $i$  の1人当たり付加価値額(対数表示)、 $y_{i0}$  はその初期値を表わす。また  $a$  は定数、 $\beta$  は収束係数、 $t$  は時間、 $u$  は誤差項をそれぞれ表わす。(1)式において収束係数  $\beta$  が正であるならば、 $\beta$  収束性と呼ばれる収束性が成立する(注5)。

中国の省は東部、中部、西部の3地帯に分けることができる(注6)。そのとき地帯内における  $\beta$  収束性を明示するために、(1)式において地帯ダミー変数を加えることが考えられる(注7)。

$$\frac{y_{it} - y_{i0}}{t} = a - \frac{1 - e^{-\beta t}}{t} y_{i0}$$

$$+ \gamma_1 \text{dummy1} + \gamma_2 \text{dummy2} + u_{it,0}$$

$$i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (2)$$

ここで  $\text{dummy1}$  は東部地帯ダミーであり、 $\text{dummy2}$  は中部地帯のダミーを表わしている。また  $\gamma$  はそれぞれの係数である。

$\beta$  収束性はキャッチアップ過程を捉えたもの

であって、省間格差拡大の可能性が残る。すなわち所得水準に関して、初期の貧しい省が豊かな省を追いぬいた後、さらに引き離しつづける可能性を排除できない。そこで省間の1人当たり所得格差縮小を検証するために、 $\sigma$  収束性と呼ばれる概念が用いられる(注8)。一般に  $\sigma$  収束性は、(1)式における  $y_{it}$  の  $i$  に対する標準偏差の通時的な低下、と定義される。なお  $\sigma$  収束性は、記述統計として用いられる変動係数の低下と同義である(注9)。ここでは  $\sigma$  収束性を確率的な変動として捉え、対象期間内において、統計的に  $\sigma$  収束性が成立したことを検定する。これはタイムトレンドとの間に線形の関係が成立するとすれば、次のように定式化することができる。

$$\text{Var}^{V2}[y_{it}] = c + \lambda \text{TIME} + u_t \quad (3)$$

ここで左辺は  $y_{it}$  の標準偏差、 $\text{TIME}$  はタイムトレンド、 $c$  および  $\lambda$  は係数である。 $\sigma$  収束性が成立するためには、第2項の係数が負となる必要がある。この式を用いて全国、および各地帯ごとの  $\sigma$  収束性を検証する。

### 2. 時系列分析

横断面分析は対象期間内の分析であるため、複数水準への収束の可能性が残る。すなわち省間格差の縮小( $\sigma$  収束性)にもかかわらず、将来的には各省の所得水準が二極、あるいはそれ以上の極に収束する可能性を排除できない。従って横断面分析は、収束性の検証ではなく、いわば収束傾向の検証にすぎない。これに対して、時系列分析では、漸近理論を援用することで、長期予測としての収束点での変数の性質を観測することができる。各省の1人当たり所得が同一水準に収束するためには、その格差がゼロ平

均定常過程 (zero-mean stationary process) に従うことが必要となる。ここではその必要条件として、各省の平均からの偏差が単に定常過程に従う、という仮説についての単位根検定を行う。これはゼロ平均定常性の仮定に比べ、複数の水準に収束する可能性は残るが、収束傾向の安定性を検定することになる。

従来単位根検定はその検出力の低さが指摘されていたが、Im, Pesaran and Shin (1997) ではパネルデータを利用した手法により、小標本のもとで検出力が大幅に改善することが報告されている(注10)。そこで本稿でもその手法を適用し、誤差項における各省ごとに異なる系列相関を考慮したうえで次のような定式化を行った(注11)。

$$\begin{aligned} \Delta A_{it} &= \mu_i + (\rho_i - 1) A_{i, t-1} \\ &+ \sum_{j=1}^{p_i} \delta_{ij} \Delta A_{i, t-j} + \varepsilon_{it}, \\ i &= 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \end{aligned} \quad (4)$$

ここで  $A_{it} = y_{it} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_{it}$ 。横断面分析と同じく、 $y_{it}$  は  $t$  期における省  $i$  の 1 人当たり付加価値額 (対数表示) を表わす。また  $\mu$ 、 $\rho$ 、 $\delta$  はそれぞれ省別の係数であり、 $p$  はラグ次数を示す。 $\Delta$  は 1 階の階差オペレーターである。誤差項  $\varepsilon_{it}$  は、時点  $t$  に対するホワイトノイズであるとする。

この検定式のもとで以下の帰無仮説、対立仮説について定常性の検定を行う。

$$\begin{aligned} H_0: \rho_i - 1 &= 0 \quad \forall i \\ H_1: \rho_i - 1 &< 0 \quad i = 1, 2, \dots, N_1, \\ \rho_i - 1 &= 0, \quad i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N \end{aligned}$$

ただし、 $\lim_{N \rightarrow \infty} (N_1/N) = \phi$ 、 $0 < \phi < 1$ 。この方法では対立仮説において各省の  $\rho_i - 1$

の違いを許容しており、すべての経済主体で係数が等しいとした Bernard and Jones (1996) などが行った検定に比べて、より一般化されている(注12)。またここでは、対立仮説のもとでいくつかの省が非定常であることを許容している。ただし全体の経済主体数  $N$  が十分大きいときにも、定常性を満たす経済主体数  $N_1$  がある一定の比率を占めることを仮定している。

実際の検定には、各省の単位根  $t$  統計量の平均値を用いた、 $\bar{t}$  検定 ( $t$ -bar test) と呼ばれる単位根検定を行う。各省の単位根  $t$  統計量の平均値は、中心極限定理により漸近的に正規分布に従うため、次の標準化された平均  $t$  統計量を検定統計量とする。

$$\begin{aligned} \phi_{\bar{t}} &= \frac{\sqrt{N} \left\{ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{iT}(p_i, \delta_i) \right. \\ &\quad \left. - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N E[t_{iT}(p_i, 0) | \rho_i - 1 = 0] \right\}}{\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \text{Var}[t_{iT}(p_i, 0) | \rho_i - 1 = 0]}} \end{aligned}$$

ここで  $t_{iT}$  は (4) 式における  $\rho_i - 1 = 0$  の検定に対する各省の  $t$  統計量である。また  $E[t_{iT}(p_i, 0) | \rho_i - 1 = 0]$  および  $\text{Var}[t_{iT}(p_i, 0) | \rho_i - 1 = 0]$  は、 $\rho_i - 1 = 0$  のもとで漸近的な  $t_{iT}(p_i, \delta_i)$  の期待値と分散である。この期待値と分散に関しては、Im, Pesaran and Shin (1997) によるモンテ・カルロ実験によって得られた数値が数表化されているので、その数値を用いて漸近的な検定が可能である。このとき検定統計量  $\phi_{\bar{t}}$  は漸近的に標準正規分布に従う(注13)。

## II 推定および検定方法とデータ

### 1. 推定および検定方法

横断面分析について、(1)式、(2)式は非線型最小二乗法で推定する。なお(2)式に関しては分散不均一性 (Heteroscedasticity) の疑いがあり<sup>(注14)</sup>、また誤差分散の推定も困難なことから、ホワイトの分散推定量 (White Heteroscedasticity Consistent Estimator) を用いた (漸近的な)  $t$  統計量を表示する<sup>(注15)</sup>。推定期間は1978～96年であるが、中国全体の30省に対して回帰するため、標本数は30である。従って(1)式の自由度は28、(2)式の自由度は26である。

次に(3)式を用いた推定式では、当初最小二乗法による推定結果ではすべての対象地帯内において系列相関が認められた。そこで誤差項が自己回帰過程に従うと仮定して、これを非線型最小二乗法で推定する。全国および中部、西部では誤差項がAR(1)に、東部ではAR(2)に従う式の特定化を行った。観測期間は19カ年であり、従って自由度は東部が13、東部以外では15である。

時系列分析では(4)式のもとでパネル単位根検定を行う。後述するように、ここでは横断面分析の結果に基づき、東部地帯12省、中西部地帯18省を対象とした検定を行う。(4)式におけるラグ次数は、SBIC (Schwarz の情報量基準) に基づいて決定した<sup>(注16)</sup>。

### 2. データについて

本稿で使用するデータは、1978～95年と96年の2種類のデータから構成される。まず1978～95年に関して、1人当たり実質省内付加価値総額の作成は基本的に各省における統計年鑑に拠

っている。しかし13省 (河北、海南、天津、内蒙古、江西、山西、甘肅、貴州、寧夏、青海、西藏、新疆、雲南) に関しては、他との比較可能性において困難であったため、中国国家统计局『改革開放十七年』北京 1998年に拠った。

実質省内付加価値総額は、各省統計年鑑を利用する場合、各年版より1978年を基準値とする (実質) 指数系列を作成し、それに1978年名目省内付加価値総額を掛け合わせることで算出した。『改革開放十七年』を利用する場合には、すでに記載されている両系列から算出した。

各省人口は公安局による推計値を利用している。この系列は各省年鑑、『改革開放十七年』のいずれも利用可能である。

1996年値はすべての省において、実質省内付加価値総額は中国国家统计局『中国統計年鑑』1998年版より作成し、人口は同『中国人口統計年鑑』1998年版を利用している。いずれの系列も1978～95年と同じ定義のものを使用した。

こうして作成されたデータは付表に示されており、またデータに基づいた関連指標を掲載している。ここでは前述した先行研究における記述統計による収束性の特徴を本データにおいても読み取ることができる。すなわち中国全体を対象とした変動係数では、1990年までは低下傾向にあり、その後上昇傾向にある。また西部を基準とした平均比では、中部は低下傾向にあるものの、東部は上昇傾向にあり、沿海・内陸格差が拡大していることを物語っている。このように、多くの先行研究と同じ記述統計による特徴を見出したことから、本稿のデータは検証に使用するデータとして妥当性をもつと考えられる。

表1 中国における $\beta$ 収束性

推定式	$\beta$	$\delta_1$	$\delta_2$	$\bar{R}^2$	標準偏差
(1)式	0.005 (0.833)			-0.008	0.006
(2)式	0.017* (2.697)	0.013** (4.412)	0.004* (2.583)	0.509	0.004

(出所) 筆者計算。

(注) (1) カッコ内の数字は $t$ 値である。なお(2)式の $t$ 値はホワイト分散推定量に基づく。

(2) \*, \*\*はそれぞれ5%, 1%の有意水準を表わしている。

### III 推定および検定結果と考察

表1には、(1)式および(2)式の推定結果が示されている。第1行は(1)式の推定結果を示しているが、そこでは帰無仮説 $\beta = 0$ を統計的に棄却することができず、その結果、全国レベルにおける $\beta$ 収束性は認められない。この点で我々の推定結果は、Chen and Fleisher (1996)の主張を支持するものとなっている。第2行には各地帯間における1人当たり所得の成長率格差を考慮した(2)式での推定結果を示している。ここではすべての係数が統計的に有意であり、各地帯内部での $\beta$ 収束性を示唆するものである。収束係数は1.7%であり、多くの研究に見られる収束係数( $\beta \approx 2\%$ )と比較して、収束係数としてほぼ妥当な数値であることを示している。

表2には(3)式の推定結果が示されている。タイムトレンドの係数は、全国では非負であるが、すべての地帯内では負であることを示している(注17)。従って、 $\sigma$ 収束性は全国では成立せず、各地帯内において認められる。 $\sigma$ 収束性が全国では成立しない、との結果は、変動係数で示される記述統計の結果と異なっているようであるが、変動係数の1990年以降の上昇傾向、ま

表2 中国における $\sigma$ 収束性

範囲	$c$	$\lambda$	$\bar{R}^2$
全国	0.317 (0.617)	0.011 (0.717)	0.839
東部	0.717** (75.757)	-0.006** (-7.358)	0.930
中部	0.236** (22.432)	-0.004** (-4.356)	0.829
西部	0.249** (17.277)	-0.002* (-1.885)	0.547

(出所) 筆者計算。

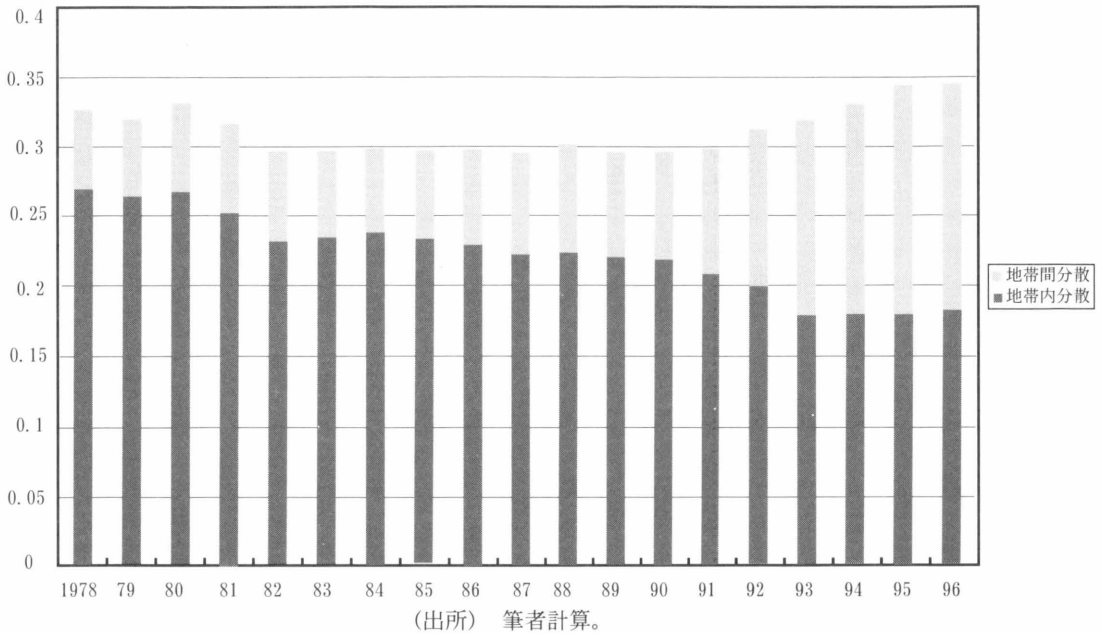
(注) (1) カッコ内の数字は $t$ 値である。

(2) \*, \*\*はそれぞれ5%, 1%の有意水準を表わしている。

た90年までの低下傾向も軽微であることなどを考慮すると、妥当な結果であろう。また中部と西部は(3)式における切片、傾きともにほぼ同値であり、この両者を単一地帯としてみなすことも可能である(注18)。

表1および表2の推定結果は記述統計によっても確認することができる。図1では、各省の1人当たり所得(対数表示)について全国での分散を表示し、その内訳を地帯間および地帯内部に区分したものである(注19)。ここで示されるように、各地帯内での分散は低下傾向にあり、その反面地帯間での分散は上昇傾向にある。この結果、両者の相殺により、全国では収束傾向

図1 中国における省間分散 (1978~96年)



にないことが示されている。

時系列の分析では、(4)式の検定結果が表3に示されている。ここでは横断面分析の結果を受けて、東部および中西部を対象に検定を行った。漸近的な検定結果ではあるが、両者ともに1人当たり所得に関する省間偏差の定常性は認められない。この結果は常に外生的ショックによって発散する可能性があること、すなわち東部および中西部における不安定な収束傾向を示している(注20)。

これらの結果を地域研究の観点から考察する

表3 パネル単位根検定

t-bar test	東部	中西部
帰無仮説	$1-\rho = 0$	$1-\rho = 0$
検定統計量	0.550	-0.832
確率	0.709	0.203

(出所) 筆者計算。

(注) ラグ次数はSBICにより決定した。

と、どのようなことが言えるであろうか。経済発展と地域経済における収束性との関係について、これまで多くの理論的推論が提起されてきたが、ここでは伝統的な新古典派成長理論の観点によって、これらの結果を考察することにする。伝統的な新古典派成長理論では、(1)各地域経済において同一かつ収穫逓減型の生産関数の想定、(2)財および生産要素の流動性、の2点の経路から経済発展は生産性格差の縮小、地域経済の収束性を促進させると考える(注21)。こうした観点に基づけば、まず中国は1978年以降、すべての省においてプラス成長であったことから、地域経済の非収束性は上記の2点に問題があったと考えられる。こうした技術や制度の違い(生産関数の違い)、あるいは生産要素の移動制限などは単一市場の未形成を意味し、中国の場合、東部(沿海部)における経済特区の設立、移住制限などがそうした要因に相当する。従っ

て現在の中国では、市場経済化の進展に伴う計画経済体制下における経済構造の溶解、新市場の形成にもかかわらず、こうした要因によって市場の形成が局地的である可能性が高い。その結果、市場の分断、あるいはその統合が阻害され、非収束性という形で示されていると考えられる。なかでも図1に示されるように、地帯間における省間個人所得の分散拡大は、1990年代より始まった外資導入と軌を一にしており<sup>(注22)</sup>、今後外資の流入が収束性にとって重要な要因となると思われる。

また各地帯内における不安定な収束傾向は、現在の中国が経済発展の初期段階であること、あるいは計画経済から市場経済への移行過程にあることが要因と考えられる。定常性の仮定は漸近分布に類似したデータを必要とするため、収束点から遠くに位置する経済ほど非定常性を示すことが予想される。従って、現在中国における各地帯内の経済は収束傾向にあるにもかかわらず、収束点からかなり離れていることが予想される。

最後にこうした考察に関して留意すべき点は、経済発展と地域格差の拡大との相関性を主張する内生成長論などの観点から考察すると、また違った推論ができるかもしれない、ということである<sup>(注23)</sup>。しかし、多くの研究が示唆しているように、同一の制度的機構や法体系など各経済主体の同質性が高い国内経済においては、いずれ収束性が成立する可能性が高く、我々の考察の方向性は妥当であると思われる。

## 結 論

本稿では中国における各省の収束性について、

横断面、時系列の両面から分析を行った。その結果、横断面での分析からは、全国的な収束傾向は見られないものの、東部および中西部内における収束傾向が明らかとなった。また時系列の分析では、東部、中西部ともに収束傾向の安定性を認めることはできなかった。従って、中国における地域経済の収束性については、東部および中西部内においてのみ不安定な収束傾向が見られる、という結論が得られる。このことから中国では市場の統合度が低く、依然として移行過程にあることが推測される。

今後の課題としては、県レベルなどのデータを用いてより詳細な分析を行うことが考えられる。これはより多くのデータを用いて推定の精度を高めるとともに、どのレベルで収束性が生じているのかを検証することが可能になる。またそこから導かれる推論として、こうした分析は中国の市場形成の範囲、あるいは市場経済化の進捗度の研究に有益であろうと思われる。

(注1) 中国における収束性を扱った研究のサーベイについては、中兼(1996)などを参照のこと。

(注2) 類似の研究としては、Gundlach(1997)が挙げられる。なお Jian, Sachs and Warner(1996)の推定結果では、変数の追加によって収束係数が有意でなくなるなど安定的な検定結果ではない。恐らく収束回帰式において関連変数が誤差項に含まれたため、分散不均一性(Heteroscedasticity)が発生し、係数の標準偏差を過小推定したものと思われる。

(注3) いずれの研究もカテゴリーの違いによって、収束性、非収束性の混在を示している。

(注4) (1)式の導出は以下の通りである。収束点に近い省ほどその成長率は低くなることを仮定すると、 $t$ 期の1人当たり所得の成長率は次のように表わすことができる。

$$\frac{dy_t}{dt} = \beta (y^* - y_t) \quad \beta > 0$$

ここで $y^*$ は収束点における1人当たり所得の水準



(対数表示)であり、また $\beta$ は時間に関して一定の収束係数である。収束点では変数が一定であることに留意して、0期から $T$ 期の期間において上式を $y_t$ について解き、左辺を離散型の成長率で表示すると次のようになる。

$$\frac{y_t - y_0}{t} = a - \frac{1 - e^{-\beta t}}{t} y_0$$

ただし、 $a = \frac{(1 - e^{-\beta t}) y^*}{t}$ 。

この式に誤差項を付け加え、各省を $i$ で明示すると本文の(1)式となる。

(注5) (1)式の右辺において変数を加えることによって、 $\beta > 0$ が成立するとき、条件付 $\beta$ 収束性と呼ぶ。条件付 $\beta$ 収束性と区別するために、本文の例では絶対的 $\beta$ 収束性とも呼ばれる。

(注6) それぞれの地帯を構成する省に関しては次の通りである。

東部：北京、福建、広東、広西、河北、海南、江蘇、遼寧、山東、上海、天津、浙江。

中部：安徽、河南、黒龍江、湖北、湖南、内モンゴ、吉林、江西、山西。

西部：甘肅、貴州、寧夏、青海、四川、陝西、西藏、新疆、雲南。

なお、ここでは1996年度より一級行政単位に昇格した重慶市は四川省に含まれている。

(注7) (2)式の推定に加え、地帯ごとに収束係数が異なる定式化も行ったが、統計的に有意な数値を得ることができなかった。

(注8)  $\beta$ 収束性と $\sigma$ 収束性の関係については付論1およびDurlauf and Quah (1998, Figure 10. (a)-(d))を参照のこと。

(注9)  $\sigma$ 収束性と変動係数の低下が同義であることについての証明は付論1を参照のこと。

(注10) 彼らのシミュレーションによれば、自己相関係数 $\rho = 0.9$ 、誤差項の系列相関なし、定数項を持つデータ生成過程において、標本期間50、系列1のデータでは、定常性検定の検出力は15%であるが、系列50では100%である[Im, Pesaran and Shin 1997, Table 5を参照のこと]。

(注11) (4)式ではタイムトレンド項を含んでいないため、趨勢を持たない定常性の検定を意味する。趨勢を持つ定常性は省間格差拡大を生ずるため、収束性の検証という観点から(4)式の定式化は適当と思われる。

(注12) Im, Pesaran and Shin (1997)のシミュレ

ーションによると、この手法はBernard and Jones (1996)などが採用した従来の検定方法に比べ、ラグ次数の高いケースにおいて、帰無仮説の検出力が格段に高まることを示している[Im, Pesaran and Shin 1997, Table 6を参照のこと]。

(注13) より正確には、観測期間 $T$ と経済主体 $N$ が有限比率のもとで、十分大きくなるのであれば、 $\phi_i$ は標準正規分布に収束する。証明はIm, Pesaran and Shin (1997, Section A.4)を参照のこと。

(注14) 交差項を含むホワイトの不均一分散検定を行ったところ、観測数 $\times$ 決定係数は13.22であり、 $\chi^2(6)$ の基準値において、均一分散の仮説は有意水準4%で棄却される。

(注15) ここでは、本来の推定量に自由度調整を行った以下の分散推定量を用いた。

$$Var[b] = \frac{N}{N-k} (X'X)^{-1} X' \hat{V} X (X'X)^{-1}$$

$$\hat{V} = diag(e_1^2, \dots, e_N^2)$$

ここで $b$ は係数推定値、 $X$ は説明変数、 $k$ は説明変数の数、 $e$ は残差である。なお太字は行列(ベクトル)表示であることを示す。分散不均一性に関する統計的推論およびホワイトの分散推定量については、Greene (1997, ch.12)などを参照のこと。

(注16) 決定されたラグ次数は次の通りである(カッコ内はそれぞれ東部、中西部の省数)。0次[6,6]、1次[2,1]、2次[1,1]、3次[0,3]、4次[1,3]、5次[2,4]。単位根 $t$ 統計量の漸近的な期待値および分散は、観測期間 $T=19$ が数表化されていないため、表より $T=20$ のものを使用した。

(注17) ここで帰無仮説は $\lambda < 0$ 、対立仮説は $\lambda \geq 0$ である。従って、片側検定を行っている。

(注18) (3)式において、中部の切片、傾きが西部と等しいとする帰無仮説のもとで検定を行った結果、LM統計量は7.14であり、有意水準1%( $\chi^2(2) = 9.21$ )でこの仮説を棄却し得ない。

(注19) 地帯間分散と地帯内分散の関係については付論2を参照のこと。

(注20) (2)式において1978~84年、84~90年、90~96年の3期間を対象とした推定結果では、84~90年において $\beta$ 収束性は認められず、この推論と整合的である。

(注21) 新古典派成長理論における経済発展と地域経済における収束性との関係は、Barro and Sala-i-Martin (1995)、およびRomer (1996, ch.1)などを参

付表 1人当たり実質付加価値額 (1978年価格)

(単位: 元)

	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	年平均 成長率 (%)
中国	373	396	422	435	465	506	573	654	701	769	843	864	884	953	1,076	1,207	1,345	1,471	1,650	8.26
東部																				
上海	2,484	2,588	2,772	2,886	3,047	3,248	3,592	4,034	4,158	4,408	4,804	4,894	5,038	5,372	6,157	7,045	8,028	9,142	10,306	7.90
北京	1,280	1,371	1,507	1,458	1,528	1,740	2,020	2,165	2,325	2,505	2,789	2,855	2,979	3,177	3,743	4,170	4,686	5,225	5,638	8.23
天津	1,141	1,230	1,335	1,377	1,411	1,507	1,775	1,940	2,026	2,144	2,240	2,241	2,324	2,445	2,713	3,021	3,439	3,934	4,458	7.57
遼寧	672	695	748	724	748	837	969	1,087	1,170	1,280	1,406	1,420	1,409	1,478	1,643	1,873	2,071	2,367	2,556	7.42
江蘇	427	474	493	540	585	652	750	874	956	1,071	1,263	1,275	1,293	1,385	1,722	2,047	2,367	2,714	3,114	11.04
広東	365	387	442	470	515	541	612	725	795	921	1,048	1,141	1,184	1,366	1,638	1,967	2,303	2,609	2,843	11.41
河北	362	381	388	386	423	466	527	586	607	668	747	781	789	867	994	1,159	1,320	1,492	1,687	8.55
浙江	330	370	427	470	516	553	668	806	894	987	1,086	1,070	1,105	1,267	1,498	1,872	2,211	2,563	2,869	12.02
山東	315	332	370	386	424	478	556	614	646	725	803	818	836	946	1,100	1,334	1,545	1,754	1,957	10.15
海南	310	313	312	347	421	438	505	557	598	655	708	735	798	902	1,247	1,484	1,638	1,681	1,733	9.56
福建	271	281	326	366	389	403	463	531	553	609	681	715	730	828	990	1,231	1,646	1,874	2,131	11.47
広西	223	227	246	260	287	292	307	335	349	375	385	393	411	455	531	635	728	830	915	7.85
中部																				
黒龍江	558	568	618	634	667	720	793	835	857	920	987	1,036	1,086	1,151	1,217	1,297	1,398	1,521	1,725	6.27
吉林	381	392	412	428	460	550	611	644	678	789	898	847	860	895	1,004	1,138	1,393	1,507	1,694	8.28
山西	363	395	398	396	451	505	605	637	669	692	733	759	784	805	905	1,004	1,086	1,194	1,333	7.23
湖北	330	377	396	418	462	485	582	668	697	745	790	813	830	874	985	1,110	1,250	1,419	1,605	8.79
内蒙古	318	344	345	376	438	474	544	630	659	709	769	779	822	875	961	1,050	1,142	1,233	1,403	8.24
湖南	285	307	319	332	357	386	418	463	495	533	563	574	588	628	702	789	868	954	1,062	7.32
江西	273	312	321	335	361	381	431	488	511	545	598	624	642	689	781	876	1,012	1,146	1,326	8.77
安徽	242	261	262	305	329	355	423	483	530	549	568	588	584	570	657	788	937	1,062	1,206	8.93
河南	231	246	280	298	306	373	405	453	466	525	564	577	592	625	703	806	909	1,035	1,166	9.00
西部																				
青海	426	380	442	430	468	517	574	627	656	682	724	723	737	760	805	871	928	987	1,115	5.35
西藏	372	394	474	568	561	521	639	730	653	635	649	694	745	735	776	825	942	1,091	1,218	6.60
寧夏	365	380	399	398	422	480	535	618	655	689	755	796	805	830	886	958	1,010	1,083	1,257	6.87
甘肅	346	347	373	338	362	410	448	515	563	604	676	723	739	778	844	929	1,011	1,084	1,214	6.97
新疆	317	349	367	392	425	476	539	622	681	736	795	825	877	986	1,098	1,193	1,299	1,409	1,469	8.52
陝西	293	322	316	327	352	374	435	501	529	573	681	691	697	746	800	898	966	1,044	1,142	7.56
四川	252	290	313	303	328	360	415	475	499	541	581	590	609	658	737	835	921	1,006	1,097	8.17
雲南	223	227	243	258	293	313	354	395	404	447	510	532	565	594	650	709	781	857	966	8.14
貴州	174	189	195	204	232	259	307	327	341	372	393	405	415	449	480	524	560	595	641	7.26
(変動係数)																				
中国	0.97	0.97	0.97	0.96	0.93	0.92	0.91	0.90	0.89	0.87	0.87	0.86	0.86	0.86	0.87	0.87	0.88	0.90	0.90	
東部	0.98	0.97	0.96	0.95	0.93	0.92	0.90	0.89	0.87	0.84	0.83	0.83	0.83	0.81	0.78	0.76	0.74	0.75	0.76	
中部	0.30	0.27	0.28	0.26	0.25	0.25	0.24	0.22	0.21	0.21	0.22	0.21	0.22	0.23	0.21	0.18	0.18	0.17	0.17	
西部	0.26	0.22	0.26	0.30	0.26	0.23	0.23	0.24	0.22	0.20	0.20	0.20	0.20	0.21	0.21	0.21	0.21	0.21	0.21	
(西部を基準とした平均比)																				
東部	2.22	2.25	2.25	2.25	2.24	2.26	2.25	2.22	2.27	2.32	2.34	2.30	2.29	2.35	2.54	2.70	2.85	2.96	2.98	
中部	0.32	0.30	0.31	0.29	0.28	0.28	0.27	0.24	0.23	0.24	0.24	0.24	0.25	0.25	0.23	0.21	0.21	0.20	0.21	

(出所) 中国国家统计局『改革開放十七年』北京 1998年/同『中国統計年鑑』各年版/同『中国人口統計年鑑』各年版, その他。

照のこと。また定式化によっては、新古典派成長モデルが必ず収束するとは限らず、内生成長モデルが発散するとは限らないことが示されている [Kocherlakota and Yi 1995 を参照のこと]。

(注22) 中国における直接投資受入額は、56億ドル (1988年)、55億ドル (90年)、131億ドル (92年)、397億ドル (95年) と90年を境に急増している。なおこのうち東部の受入比率は常に85%を超えている。詳しくは、孟 (1997) を参照のこと。

(注23) 内生成長理論における概略は、Barro and Sala-i-Martin (1995)、および Romer (1996, ch.3) などを参照のこと。

付論1  $\beta$  収束と  $\sigma$  収束、変動係数の関係について

省  $i$  の第  $t$  期の1人当たり所得 (対数表示) を  $y_{it}$  で表わすとする。ここで  $y_{it}$  を定数項と  $y_{i0}$  に回帰したとすると、 $y_{it}$  の条件付期待値は次のように表わすことができる。

$$E[y_{it}|1, y_{i0}] = E[y_{it}] + b(y_{i0} - E[y_{i0}])$$

ここで  $b = Cov[y_{it}, y_{i0}] / Var[y_{i0}]$ 、また平均、分散、共分散はすべて横断面に対するものである。上式の左辺を対数差で近似した成長率で書き換えると、次のようになる。

$$\begin{aligned} E[y_{it} - y_{i0} | 1, y_{i0}] \\ = (E[y_{it}] + bE[y_{i0}]) + (b-1)y_{i0} \end{aligned} \quad (a.1.1)$$

ここで本文(1)式より

$$b - 1 = -\frac{1 - e^{-\beta t}}{t}$$

が成立し、これを  $\beta$  について表わすと、

$$\beta = \frac{\ln \{1 - t(b-1)\}}{t}$$

となる。この関係式より、 $\beta > 0$  に対して、 $b - 1 < 0$  は必要 (十分) 条件となる。よって  $\beta$  収束性が成立するためには、(a.1.1) 式右辺第2項の係数が負となる必要がある。

ここでコーシー・シュワルツ (Cauchy-Schwarz) の不等式より、

$|Cov[y_{it}, y_{i0}]| \leq Var^{1/2}[y_{it}] \cdot Var^{1/2}[y_{i0}]$  が成立するため、(a.1.1) 式右辺第2項の係数に対して次の関係式が成立する。

$$\begin{aligned} -\frac{Var^{1/2}[y_{it}]}{Var^{1/2}[y_{i0}]} - 1 \leq b - 1 \\ \leq \frac{Var^{1/2}[y_{it}]}{Var^{1/2}[y_{i0}]} - 1 \end{aligned} \quad (a.1.2)$$

$b - 1$  が必ず負となるためには、次の関係式が成立する必要がある。

$$Var^{1/2}[y_{it}] / Var^{1/2}[y_{i0}] < 1 \quad (a.1.3)$$

(a.1.3) 式は  $\sigma$  収束性を示す。よって  $\sigma$  収束が生じるとき、 $\beta$  収束は成立するが、その逆は必ずしも生じない。

次に  $\sigma$  収束性と変動係数との関係を示すために、対数表示ではない  $i$  省の1人当たり所得を  $Y_i$ 、その平均を  $\bar{Y}$  とする。 $\ln Y_i$  を  $\bar{Y}$  についてテイラー展開すると、次のように表わすことができる。

$$\ln Y_i = \ln \bar{Y} + \frac{1}{\bar{Y}}(Y_i - \bar{Y}) + R_n$$

ここで  $R_n$  は2次以降の剰余項である。 $\ln Y_i$  の平均、分散は以下のように表わされる。

$$\begin{aligned} E[\ln Y_i] &= \ln \bar{Y} + E[R_n] \\ Var[\ln Y_i] &= E\left[\left(\frac{1}{\bar{Y}}(Y_i - \bar{Y})\right)^2\right] \\ &= \frac{Var[Y_i]}{(E[Y_i])^2} \end{aligned}$$

従って  $\ln Y_i$  の標準偏差は次のように表わすことができる。

$$\begin{aligned} Var^{1/2}[\ln Y_i] &= Var^{1/2}[y_i] \\ &= \frac{Var^{1/2}[Y_i]}{E[Y_i]} \end{aligned}$$

右辺は変動係数であることに注意すると、 $\sigma$  収束性は変動係数の低下と同義であることを示している。

**付論 2** 地帯内分散と地帯間分散について

すべての統計データが  $n$  個あり、これが  $k$  地帯に分けられるとする。第  $j$  地帯に属する第  $i$  番目のデータを  $x_{ij}$  ( $i=1,2,\dots,n_j, j=1,2,\dots,k$ ) と表わし、各地帯ごとのデータ数  $n_j$  を、平均を  $E[x_j]$ 、分散を  $Var[x_j]$  で表わす。このとき、全データから計算される分散は以下のようになる。

$$\begin{aligned} Var[x_{ij}] &= \frac{1}{n} \sum_j^k \sum_i^{n_j} (x_{ij} - E[x_{ij}])^2 \\ &= \frac{1}{n} \sum_j^k \left\{ \sum_i^{n_j} (x_{ij} - E[x_j])^2 \right. \\ &\quad \left. + E[x_j] - E[x_{ij}] \right\}^2 \\ &= \frac{1}{n} \sum_j^k \left\{ \sum_i^{n_j} (x_{ij} - E[x_j])^2 \right. \\ &\quad \left. + n_j (E[x_j] - E[x_{ij}])^2 \right\} \\ &= \frac{1}{n} \sum_j^k n_j Var[x_j] \\ &\quad + \frac{1}{n} \sum_j^k n_j (E[x_j] - E[x_{ij}])^2 \end{aligned}$$

ここで第 1 項は各地帯ごとに分類されたデータの分散の加重和を示す。また第 2 項は各地帯における平均値の分散を示している。これにより全国の分散は地帯内および地帯間の分散に分けられる。

**付論 3** 単位根検定について

単位根検定とは、確率過程  $\{A_t\}$  が定常性に従う、という仮説に対する検定である。確率過

程  $\{A_t\}$  が定常性に従うとは、時点  $t$  の確率変数  $A_t$  に関して、その平均、分散が有限かつ一定であり、また自己共分散が 2 時点の差  $s$  にのみ依存している状態を指す。

次に具体的な検定式の一例として、次のような 1 階の自己回帰過程に従う  $A_t$  を想定する。

$$A_t = \alpha + \rho A_{t-1} + u_t \quad (\text{a.3.1})$$

ここで  $\alpha$ 、 $\rho$  はパラメーターであり、 $u$  はホワイトノイズである誤差項である。

(a.3.1) 式を繰り返し用いれば、以下のように書くことができる。

$$\begin{aligned} A_t &= \alpha + \rho (\alpha + \rho A_{t-2} + u_{t-1}) + u_t \\ &= \alpha + \rho \alpha + \rho^2 A_{t-2} + \rho u_{t-1} + u_t \\ &\quad \vdots \\ &= \rho^t A_0 + \rho^0 (\alpha + u_t) + \rho^1 (\alpha + u_{t-1}) \\ &\quad + \dots + \rho^{t-1} (\alpha + u_1) \end{aligned}$$

このとき、 $A_t$  の期待値は次のように書くことができる。

$$\begin{aligned} E[A_t] &= \rho^t A_0 + \rho^0 \alpha + \rho^1 \alpha + \dots + \rho^{t-1} \alpha \\ &= \rho^t A_0 + \frac{\alpha (1 - \rho^t)}{1 - \rho} \end{aligned}$$

このとき  $|\rho| < 1$  が成立するのであれば、以下の等式が成立する。

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E[A_t] = \frac{\alpha}{1 - \rho} < \infty$$

従って  $A_t$  の期待値は時間に関して有限であり、漸近的に一定となる。また分散、自己共分散に関しても同じ手順で以下のように導出される (註 1)。

$$\lim_{t \rightarrow \infty} Var[A_t] = \frac{\alpha}{1 - \rho^2} E[u_t^2] < \infty$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} Cov[A_t, A_{t-s}] = \rho^s Var[A_t]$$

これらは定常性の定義を満たしており、結局 (a.3.1) 式において  $|\rho| < 1$  が成立するのであ

れば、 $A_t$ は定常性に従うことになる。実際には、 $\rho$ が負になるケースは稀であり、また検定の便宜上から、

$$\Delta A_t = A_t - A_{t-1} = \alpha + (\rho - 1)A_{t-1} + u_t \quad (\text{a.3.2})$$

のもとで $\rho - 1 < 0$ を検定することになる(注2)。このような検定は単位根検定のなかでも代表的なものであり、DF検定(Dickey-Fuller test)と呼ばれる。このとき検定統計量である $t$ 値は $t$ 分布をしないため、一般にはモンテカルロ実験によって得られた経験分布によって検定を行う。

誤差項 $u$ が系列相関を持つケースでは、 $p$ 次のラグ付従属変数を右辺に加えることで、(a.3.2)式を次のように拡張することができる。

$$\Delta A_t = \mu + (\rho - 1)A_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta A_{t-j} + \varepsilon_t \quad (\text{a.3.3})$$

$\mu$ 、 $\delta$ はパラメーターであり、 $\varepsilon$ はホワイトノイズの誤差項である。この検定式のもとで $\rho - 1 < 0$ の検定を行う。これはDF検定に対応して、ADF検定(Augmented Dickey-Fuller test)と呼ばれる。この $t$ 値に関しても、漸近的にDF検定と同じ経験分布をもつことから、一般にDF検定と同じ経験分布表を用いて検定する。

また2個以上の経済主体を構成するグループ全体を対象とした変数の定常性を検定する、いわゆるパネル単位根検定の場合、(a.3.2)式において各経済主体 $i$ を明示したものに拡張する必要がある。

$$\Delta A_{it} = \mu_i + (\rho_i - 1)A_{i,t-1} + u_{it} \quad (\text{a.3.4})$$

ここで誤差項 $u$ は系列相関を持たないと仮定している。実際の検定では、第2項の係数について、グループ内の $t$ 値の平均値を検定統計量と

して検定を行う。このとき平均検定統計量の経済主体 $i$ に対する漸近分布は、中心極限定理より正規分布となる。

(注1) この導出過程は山本(1988)などを参照のこと。

(注2) (a.3.2)式以外にも、定数項 $\alpha$ のない式、タイムトレンド項を含めた式を併せた定式化が一般に行われる。

### 文献リスト

#### <日本語文献>

- 加藤弘之 1995.「中国の市場経済化と地域格差」『国民経済雑誌』171(4)(4月): 57-80.  
 —— 1999.「中国の地域格差, 国内市場の統合と地域政策」『国民経済雑誌』179(6)(6月): 77-96.  
 呉軍華 1994.「地域間経済格差の指標」総合研究開発機構編『中国の地域経済格差と地域開発に関する実証研究』.  
 陳光輝 1996.「改革開放後中国の地域格差」『国際協力論集』4(1)(6月): 155-170.  
 中兼和津次 1996.「中国の地域格差とその構造」『アジア経済』37(2)(2月): 2-34.  
 孟建軍 1997.「局地経済圏の形成と環黄海地域」『東アジアへの視点』国際東アジア研究センター.  
 山本拓 1988.『経済の時系列分析』創文社.  
 渡辺利夫 1994.『社会主義市場経済の中国』講談社.

#### <外国語文献>

- Barro, R. J. and X. Sala-i-Martin 1992. "Convergence." *Journal of Political Economy* 100(2)(April): 223-251.  
 —— and —— 1995. *Economic Growth*. New York: McGraw-Hill (邦訳は大住圭介訳『内生的経済成長論』九州大学出版会 1997年(I), 1998年(II)).  
 Bernard, A. B. and C. I. Jones 1996. "Productivity across Industries and Countries." *Review of Economics and Statistics* 78(1)(February): 135-146.  
 Bernard, A. B. and S. N. Durlauf 1996. "Interpreting Tests of Convergence Hypothesis." *Journal of Econometrics* 71(2)(March): 161-173.  
 Chen, J. and B. M. Fleisher 1996. "Regional Income

- Inequality and Economic Growth in China." *Journal of Comparative Economics* 22(2)(April) : 141-164.
- Durlauf, S. N. and D. T. Quah 1998. "The New Empirics of Economic Growth." NBER Working Paper 6422.
- Evans, P. 1998. "Using Panel Data to Evaluate Growth Theories." *International Economic Review* 39(2) (May) : 295-306.
- Greene, W. H. 1997. *Econometric Analysis*. 3rd. edition. Englewood Cliffs, N. J.: Prentice-Hall.
- Gundlach, E. 1997. "Regional Convergence of Output per Worker in China: A Neoclassical Interpretation." *Asian Economic Journal* 11(4) (December) : 423-442.
- Im, K. S., M. H. Pesaran and Y. Shin 1997. "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels." Cambridge University Working Paper (なおこの文献は [www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/public.htm](http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/public.htm) より取得することができる)。
- Jian, T., J.D. Sachs and A. M. Warner 1996. "Trends in Regional Inequality in China." *China Economic Review* 7(1)(March) : 1-21.
- Kocherlakota, N. R. and K. M. Yi 1995. "Can Convergence Regressions Distinguish between Exogenous and Endogenous Growth Models?" *Economics Letters* 49(2) (August) : 211-215.
- Mankiw, G., D. Romer and D. Weil 1992. "A Contribution to the Empirics of Economic Growth." *Quarterly Journal of Economics* 107(2) (May) : 407-438.
- Raiser, M. 1998. "Subsidising Inequality: Economic Reforms, Fiscal Transfers and Convergence across Chinese Provinces." *Journal of Development Studies* 34(3) (February) : 1-26.
- Romer, D. 1996. *Advanced Macroeconomics*. New York: McGraw-Hill.
- (川畑・拓殖大学国際開発学部専任講師/孟・同専任講師)
- [付記] 本稿の作成に際して、木村福成教授(慶應義塾大学)、加藤篤助教授(青山学院大学)、山崎幸治助教授(関西学院大学)、山形辰史氏、錦見浩司氏、渡邊真理子氏、久保研介氏(以上、日本貿易振興会アジア経済研究所) およびレフェリーより有益なコメントをいただいた。ここに記して感謝する。なおあり得べき誤謬はすべて筆者の責任に帰する。