

分配アプローチによる東アジアの経済成長と収束性

財団法人 国際東アジア研究センター  
上級研究員 坂本 博

Working Paper Series Vol. 2007-17  
2007年08月

この Working Paper の内容は著者によるものであり、必ずしも当センターの見解を反映したものではない。なお、一部といえども無断で引用、再録されてはならない。

財団法人 **国際東アジア研究センター**  
ペンシルベニア大学協同研究施設

## 分配アプローチによる東アジアの経済成長と収束性<sup>◆</sup>

国際東アジア研究センター 上級研究員 坂本 博

### 要旨

本研究は、東アジアの経済成長と収束性との関係について、分配アプローチを用いて検証したものである。まず密度関数の推計において、所得分配が、低所得（経済）層と高所得（経済）層の2極に分かれることが明らかになった。2極間の所得格差は分析期間中に一度拡大するものの、その後は縮小する傾向となっており、所得格差の解消が予想できるものとなっている。次に、これらの推計結果からマルコフ連鎖の推移確率行列を推計し、エルゴード収束分布を求めることによって所得格差の収束仮説を検証した。結果は比較的直近の計測期間になるほど収束仮説を強く支持する結果となっている。

JEL : D39, O53

キーワード：経済成長，東アジア，収束，分配アプローチ

---

◆ 本研究は2006年6月に行われた第1回応用経済学会春季大会（福岡大学）および2006年7月の9th PRSCO Summer Institute（クアラルンプール）で報告したものの「Economic Growth and Catch up: An Evidence from Asian Economies」の一部をもとに大幅に拡張，改訂したものである。

## 1. はじめに

1960年代に日本が著しい経済成長を遂げたあと、1970年代にはアジアの新興工業経済(NIES)が成長への離陸を開始した。NIESに続き ASEAN 経済が1980年代の後半に成長軌道に入り、その後は中国やベトナムなどの国が経済成長を加速した。この「重層的追跡過程」は、すでに発展した国に対して、後続国が次から次へと発展の道を歩んでいく様子を表している。

東アジアにおけるこのような動きは、1997年に起きた経済危機で一度挫折したかに見えたが、21世紀に入り、ほとんどの東アジア経済で回復基調となっている。また、東アジアの経済成長の過程で、地域内で経済的な結びつきが強くなっていることがうかがえる。これらの結びつきは、貿易にとどまらず、資本、技術、労働力さらには情報にまで及んでいる。そしてその結果、経済統合に向けた動きが出始めている。

もっとも東アジアの経済統合といった問題に答えることは容易ではないが、経済が統合するための1つの条件として、対象国(経済)間で格差が小さいことが考えられる。そこで、本研究では東アジアの経済格差について着目し、長期的な動向を捉えることを目的としている。

本研究の経済学的な理論背景として、経済の収束仮説がある。収束仮説とは、それまで1人当たり所得などの異なる経済が、将来的にはある一定の所得水準に収束することを意味する。<sup>(注1)</sup> Barro and Sala-i-Martin (2004)によると、収束仮説には2つの概念があるとされている。1つは絶対的な収束で、他方は条件付収束である。絶対的な収束は、貧しい経済が豊かな経済よりも高い経済成長をする傾向がある、言い換えれば、貧しい経済は、豊かな経済に「追いつく」傾向があるということである。また、条件付収束は、各経済の成長率がそれ自身の定常状態に接近することを意味する。

本研究では、1960年以降の東アジアの経済成長を収束仮説の観点から分析する。この研究は一見ありふれたように見えるが、本研究では、収束仮説について分配アプローチ(distribution approach)を用いて分析を行うところに特徴がある。収束仮説の検証においては、記述分析のほかにも、収束仮説の2つの概念を検証するために、 $\beta$ 収束性や $\sigma$ 収束性に基づく Barro 回帰といった手法が多く採用されている。しかしながら、このような手法が Galton の誤謬といった批判にさらされているのも事実である。そこで、このような Barro 回帰に対する批判に対して提案されたものが、分配アプローチである。分配アプローチでは、まず対象経済の所得分配構造を把握し、それが時間を通じてどのような変化をしていくかを分析する。本研究で取り上げる分配アプローチは密度関数を用いて所得分布を推計する部分と、マルコフ連鎖を用いて所得分配の収束分布を求める部分に分かれる。これは Quah が提案したものであるが(Quah 1993)、実証例は比較的少ない。そこで本研

究では、この分配アプローチを説明しつつ、東アジア経済の収束性について検証する。

## 2. 先行研究

貧困の状態にある経済が豊かな経済より 1 人当たりでより急速に成長する傾向があるという仮説を絶対的な収束と呼んでいる。つまり国（地域）と国（地域）との間で所得格差が縮小することを意味する。この研究は非常に盛んに行われているが、多くの国で絶対的な収束が見られていないことが知られている。しかしながら、収束仮説は、ある共通の特性を持ったグループ内、地域内といった限られた経済間では支持されている。これは、定常状態における 1 人当たりの所得の決定要因がコントロールされていることを意味し、条件付収束性と呼ばれている。Barro and Sala-i-Martin (2004) に代表されるように、条件付収束性についてはいくつかの実例が存在する。<sup>(注 2)</sup>

東アジア経済の収束仮説に関する研究も盛んに行われている。Gapinski (1999) は、1960 年から 1990 年までのアジア太平洋の国々の収束性について、ある国が定常状態になるために必要な時間と、アメリカの労働生産性に達するための収束インデックスを計測した。この結果、香港、シンガポール、韓国、台湾は日本と同じような収束傾向を見せていると指摘している。Hsiao and Hsiao (2003, 2004) は、Maddison のデータ (*Monitoring the World Economy, 1820-1992*, OECD, 1995) を用いて、日本と韓国と台湾の経済成長について戦前と戦後にわたる長期的な収束傾向を分析している。また、Zhang (2003) は、1960 年から 1997 年の東アジア 10 カ国について、複数の収束解の存在を主張している。

続いて、収束性と経済統合に関する議論から、Engelbrecht and Kelsen (1999) は、1965 年から 1990 年の APEC 経済について、OECD や欧州経済連合のような「収束クラブ」になる傾向があると指摘している。Park (2003) はアジア太平洋内の経済相互作用によって、域内で所得が収束するようになったどうかを 1960 年から 2000 年のデータで検証しており、期間後半にかけて収束の傾向が見られることを指摘している。

これまで紹介した東アジア経済の収束性に関する分析は、時系列データやクロスセッションデータを用いた、記述ないしは回帰分析である。特に回帰分析は、Barro 回帰と呼ばれる初期時点の所得水準と所得の成長率を回帰する手法が盛んに用いられている。しかしながら、こういった手法は先述の Galton の誤謬といった批判にさらされている。また、所得分配について集約された情報（推計・計測値）に基づいて行われるため、所得分配のより詳しい動きについては言及されていない (Sakamoto and Islam 2007)。そのため、これまでの分析手法だけで収束性を議論するのは不十分であり、この分析上の欠点を補うためにも、分配アプローチを用いて分析する必要がある。

分配アプローチでは所得分配構造を把握し、それが時間を通じてどのような変化をして

いくかに関心がもたれる。特に、所得分配が平均の周辺に集中していく傾向が見られる場合、それは（絶対的な）収束傾向にあると解釈できる。統計的な判断でとらえることが難しい点に若干の弱点を持つが、所得分配を視覚的、感覚的にとらえるのには非常に有効なアプローチである。

さて、このアプローチを進めるためには、先に述べたように2つの技術が必要である。まずは、密度関数を用いて所得分配構造を推計することである。もう1つは、マルコフ連鎖を用いて所得分布構造のエルゴード的な特性を検討することである。このマルコフ連鎖を用いたアプローチは、Quah (1993, 1996a, b) の世界119カ国の分析が始まりであるが、Quah (1996a) ではアメリカにも応用している。Kawagoe (1999) は日本の地域間格差を検討し、Togo (2002) は日本の製造業を分析している。また、中国の地域間格差に応用した例として Sakamoto and Islam (2007) がある。以下、本研究ではこの2つの技術を用いて、東アジアの収束性について検討する。

### 3. 密度関数の推計

本研究では東アジア経済の比較可能なデータを用いた。基本的なデータソースは Penn World Tables (PWT) のバージョン6.1で、購買力平価により評価された1人当たりの実質GDPを使用する。また、World Development Indicator (WDI) に掲載されているGDPの成長率指標を用いることで2003年までデータを拡張させている。これにより分析対象期間は1960年から2003年までとするが、この期間についてすべての対象経済でデータがそろっているわけではない点に注意する必要がある。なお、対象経済は、中国(1960-2003)、香港(1960-2003)、インドネシア(1960-2003)、日本(1960-2003)、カンボジア(1993-2003)、韓国(1960-2003)、ラオス(1984-2003)、マカオ(1982-2001)、モンゴル(1981-2003)、マレーシア(1960-2003)、フィリピン(1960-2003)、シンガポール(1960-2003)、タイ(1960-2003)、台湾(1960-1998) およびベトナム(1989-2003) の15経済である。

まず、これらのデータを用いて東アジア全体の所得分布を推計する。1人当たりのGDPと人口が分かっているため、これらを集計することで(データの利用できる範囲内での)東アジア全体の所得が推計できる。ここから東アジア全体の所得を1とし、各経済に分配された所得に対して、人口を度数とにおいて相対度数分布を形成することができるが、この分布は離散的なものである。そこで、段階別に分かれた離散的な分布状況を連続的な曲線に変換することで比較可能な所得分配構造を形成することができる。なお、方法として、カーネル密度推定が幅広く採用されている。基本的には、離散的な分布の離散幅を細かくすることによって連続的な分布となるわけであるが、データが必ずしも満遍なく分布しているとは限らないため、そこに関数を仮定することでそれを補うことになる。関数はガウ

スカーネルと呼ばれる以下の関数が多く用いられている (Silverman 1986)。

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

ここで  $X_i$  は観測されたデータ,  $n$  はサンプル数,  $h$  はバンド幅である。

まず, データセットより,  $y_i$  を経済  $i$  の 1 人当たりの GDP とし,  $\bar{y}$  を  $y_i$  の人口による加重平均とする。そして式 (1) に当てはめる  $X_i$  は, 式 (2) のように,  $y_i$  の  $\bar{y}$  からの乖離とすることで相対的な尺度とする。

$$X_i = \ln\left(\frac{y_i}{\bar{y}}\right) = \ln y_i - \ln \bar{y} \quad (2)$$

式 (2) の  $X_i$  を使用して, いくつかの年における密度関数を推計する。ここで  $X_i$  に人口加重を反映させるため, 式 (1) の  $n$  は人口のシェアを意味し, 合計は 1 に基準化される。しかし, 推計の際, データセットに存在しない経済についてはあらかじめ推計から除去されている。よって, この推計が必ずしも東アジア 15 経済全体の所得分配を示しているものではない。なお, ここでは, バンド幅  $h$  を一律の 0.3 と仮定する。(注 3) また,  $x$  の範囲は平均を 0 として -2.4~2.8 までで推計している。

図 1 は, 密度関数の推計による 1960 年, 1970 年, 1980 年, 1990 年, 2000 年および 2003 年の所得分布を示したものである。ここで分かることは, いずれの年も 2 つの分布の山を持ついわゆる所得の 2 極分化 (ツインピーク) 現象を示していることである。通常, 所得格差の指標として計測される変動係数や対数標準偏差などが意味を持つのは, 所得分布が正規分布ないしそれに近い分布の場合であり, 図 1 のような分布で上記のような指標を適用することは望ましくない。分配アプローチを用いる必要性は図 1 の結果から明らかである。

もっとも, 2 つの分布の山の密度は大きく異なり, 平均以下の低所得 (経済) 層が大きく, 平均以上の高所得 (経済) 層は小さい。この密度の差はおおむね 5 倍以上である。また, 山の頂点の位置が計測年度で異なることも注目すべき点である。例えば, 1960 年と 1970 年の所得分配を比較すると, 低所得層で, 1960 年に相対値で約 -0.4 だった分布の山の頂点が, 1970 年には約 -0.9 まで下がってきていることが分かる。これは 1980 年と 1990 年においてはあまり変化していないが, 2000 年と 2003 年には -0.4 以上まで回復している。同様の現象は高所得層でもいえる。それは分布の山の頂点が, 1970 年, 1980 年および 1990 年

は約 1.4 で、1960 年、2000 年および 2003 年は約 1.8 であることから判断できる。

この所得の 2 極分化構造は、東アジア経済が豊かな経済と貧しい経済に分かれることを意味する。具体的に、低所得層を形成している経済は主に中国とインドネシアである。一方、高所得層を形成している経済は主に日本である。これは、人口加重による推計を行っているため、人口の多い経済の影響を大きく受けることによるものである。2 つの分布の山の密度の違いも人口加重を反映したものである。しかも、この構造に変化はなく、一見 2 極分化が続くことが予想される。しかしながら、2 つの山の頂点における所得格差が一度は拡大したもののその後は縮小していることは注目すべき点で、この事実から、東アジアの所得格差が縮小し、将来的に収束する可能性も考えられる。つまり、中国やインドネシアといった貧しい経済が豊かな経済の日本に追いつく可能性があるということである。では、本当に追いつく可能性があるのか、分配アプローチでは、所得分布が将来的に収束するのかどうかという点に関心に移る。この収束性については、Quah が提唱するマルコフ連鎖のエルゴード性を利用することで検証可能である。

#### 4. マルコフ連鎖による収束分布の計測

マルコフ推移確率行列を使った収束分布の計測は以下の考えに基づく。F<sub>t</sub> は t 期における所得分布である。マルコフ過程とは、次期の所得分布が今期の所得分布に左右される状況を数学的に表現したもので、この F<sub>t</sub> の運動法則を以下のように定義する。

$$F_{t+1} = F_t \cdot M \quad (3)$$

この式を繰り返すことによって長期的な分布状況が以下のように表される。

$$F_{t+s} = F_t \cdot M^s \quad (4)$$

ここで M は推移確率行列 (transition matrix) である。そして  $s \rightarrow \infty$  となる時、所得分布はある分布に収束すると仮定する。(注 4) このときの分布はエルゴード収束分布 (ergodic distribution) と呼ばれ、このエルゴード収束分布の状態を分析するのがこのアプローチの考え方である。

それでは、推移確率行列 M をどのように推計するのがここからの問題となる。図 1 より、密度関数の推計値を平均からの乖離によって 5 段階の階層に分割し、その階層ごとの分布状況の推移を計算する。図 2 はこの結果をまとめたものである。ここでは 5 つの階層を形成するための境界線を式 (2) の相対値を基準に  $-\infty \sim -0.75$ ,  $-0.75 \sim -0.25$ ,  $-0.25 \sim 0.25$ ,

0.25~0.75 および 0.75~∞とした。そして、これらの分布の合計が 1 であることを利用して、今期から次期への分布の状態変化が確率過程に従っていると仮定する。この場合、推移確率行列はすべての期間で変化するが、それら行列を連続的に掛け合わせることによって、集計された推移確率行列を定義し、その行列のもとで Quah の提唱する分析が可能になると考える。

この場合、マルコフ連鎖による分布状況の長期の運動法則は以下のようにになる。

$$\begin{aligned} F_{t+s} &= F_t \cdot M_t \cdot M_{t+1} \cdots \cdots M_{t+s-1} \\ &= F_t \cdot \prod_{i=0}^{s-1} M_{t+i} \end{aligned} \quad (5)$$

また、推移確率行列は時間によって変化し、 $3 \times 3$  行列で以下のように表わされる。

$$M_t = \begin{pmatrix} a_{t,11} & a_{t,12} & a_{t,13} \\ a_{t,21} & a_{t,22} & a_{t,23} \\ a_{t,31} & a_{t,32} & a_{t,33} \end{pmatrix} \quad (6)$$

行列の各要素  $a_{t,jk}$  は  $t$  期に状態  $j$  から  $t+1$  期に状態  $k$  に変化する確率である。

次に、エルゴード収束分布を推計するため、推計された推移確率行列を集計した行列を定義する。 $\overline{M}$  を集計推移確率行列と定義し、以下のように特定化する。

$$\overline{M} = M_t \cdot M_{t+1} \cdots \cdots M_{t+s-1} = \prod_{i=0}^{s-1} M_{t+i} \quad (7)$$

そして、集計推移確率行列を用いた形でエルゴード収束分布を推計する。つまり、式 (7) の  $M$  が  $\overline{M}$  に置き換わる。ところで、集計推移確率行列の固有値 1 に対する固有ベクトルを求めると以下の関係式が成立する。

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

これはマルコフ連鎖の収束時に見られる関係と同じものであるから、結局エルゴード収束分布  $\overline{F}$  は、 $\overline{M}$  の固有値 1 に対する固有ベクトルを求めたものとなる。

さて、集計する前の各時点の推移確率行列の推計方法について説明したい。Quah などでは、データから得られたサンプル全体に対して適切な境界線を仮定し、その境界線に基づいてサンプルを状態ごとに分類し、その状態の時間的変化を集計することで行列を推計す

ることができた。本研究でもこの方法による行列の推計は可能である。しかしながら、各経済間の人口格差が大きく、状態変化の集計に問題が生じたため、先ほど述べたようにすでに推計された所得分布の密度関数の情報（図 2）より推計を試みる。<sup>(注 5)</sup> したがって、推計方法が Quah などの行列とは大きく異なる。

本研究では、推移確率行列の要素を推計するのに、最小二乗法の考え方をを用いることにする。仮に、期間中に分布の状態が変動しない場合、推移確率行列は単位行列と等しくなる。状態は短期間であまり変動しないものだとすると、推計したい推移確率行列は単位行列に近い形になると予想される。そこで推計したい推移確率行列の要素と単位行列の要素との乖離の 2 乗和の最小化を図ることにする。この最小化問題の制約条件は、式 (2) の運動法則と、行列の各行和が 1 となることで、以下のように定式化する。

$$\begin{aligned}
 & \text{Minimize} && \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n (a_{t,jk} - i_{jk})^2 \\
 & \text{Subject to} && f_{t+1,j} = \sum_{k=1}^n f_{t,k} \cdot a_{t,jk} \quad \forall j \\
 & && \sum_{k=1}^n a_{t,jk} = 1 \quad \forall j
 \end{aligned} \tag{9}$$

ここで  $f_{t,j}$  は  $F_t$  の要素で、 $i_{jk}$  は単位行列  $I$  の要素である。集計推移確率行列はこの方法によって各時点で推計した行列を式 (7) のように掛け合わせたものになる。<sup>(注 6)</sup>

さて、ここまでの段階を経て計測された集計推移確率行列  $\overline{M}$  に対して、そこから得られるエルゴード収束分布を表 1 で示した。集計推移確率行列を計測するための計測期間は、1960-2003 年、1970-2003 年、1980-2003 年および 1990-2003 年の 4 つとする。なお、集計する前の各時点の推移確率行列は 1 年間隔で推計している。したがって、1960-2003 年の集計推移確率行列を計測するにあたって、43 年分の推移確率行列を式 (9) の方法で計算し、それらを掛け合わせたことになる。境界線は先述の図 2 に基づいたものである。<sup>(注 7)</sup> 集計推移確率行列の数字は状態  $j$  から状態  $k$  に移動する確率を表し、最後の行はエルゴード収束分布を示している。例えば、1960-2003 年のエルゴード収束分布は、階層の低い順に 0.14, 0.45, 0.31, 0.04, 0.07 となっており、平均より 1 つ低い階層に 45% 集まることを示している。

このアプローチにおいて、所得格差の収束仮説は分布が平均に集中することによって成立すると考えられる。また、分布の集中する階層が複数となれば、条件付収束と解釈できよう。なお、エルゴード収束分布と所得格差の収束仮説とは異なる概念であり、エルゴード収束分布の分布状態によっては所得格差の収束仮説が成立しない分布も存在する。例え

ば、この 1960-2003 年のエルゴード収束分布も、わずかながら所得の最も高い階層のほう  
が次に高い階層よりも集中しているので、所得格差が収束するのではなく、図 1 のように  
所得分布が豊かな層と貧しい層の 2 極に分かれるツインピークの傾向になると解釈するこ  
とができる。しかし、45%の集中度と 7%の集中度とは大きく異なるため、ここでは分  
布が 45%の階層 1 つに集中していると結論付けることにする。ただし、この階層は平均の  
階層ではないことから、厳密には収束仮説が成立しているとはいえない。しかしながら、  
収束仮説は、それ以降の計測期間では成立し、しかも計測機関が直近になるほど強い傾向  
を示す。特に、1990-2003 年のエルゴード収束分布においては、所得分布が平均の階層に  
87%が集中する結果となっている。1970-2003 年、1980-2003 年のエルゴード収束分布も平  
均の階層に集中しているが、50%前後である。

これは、1990-2003 年のような発展パターンを続ければ、東アジアのほとんどすべての  
経済が平均のあたりまで所得格差を縮小させる可能性があることを示唆する。一方、それ  
以前の 2 つの発展パターンでは平均の階層に 50%程度しか集中せず、それより 1 つ下の階  
層に 40%弱がとどまっている。つまり、1990-2003 年と比べて、やや貧しい経済が多く存  
在していることを示唆する。東アジアの経済が収束傾向を持つこと自体に違いはないが、  
収束分布に大きな違いがあることが分かる。

ところで、図 2 より、1960 年から 1970 年にかけては、所得格差が拡大傾向にあったた  
め、5 段階に分けた階層が、特により低い階層に移ってきていることが分かる。この状態  
が 1990 年代までほとんど動かなかったものの、その後急速により平均の階層の分布が拡大  
している。集計推移確率行列は計測期間すべての年の状態変化を反映して計測されるため、  
一度格差が拡大したあと、格差が縮小する場合、拡大した分だけエルゴード収束分布が、  
平均から離れていくものと思われる。1960-2003 年のエルゴード収束分布が平均より低い  
階層に集中したのは、これが要因であると思われる。一方で、分布があまり大きく変化し  
ない場合は、推移確率行列が単位行列に近くなる。このような推移確率行列が長く掛け合  
わされることによって、1970-2003 年、1980-2003 年の集計推移確率行列は 1990-2003 年と  
比べて変化の乏しい行列になったものと思われる。<sup>(注 8)</sup> これにより平均への集中度に差が  
出たものと思われる。

このように計測期間を変えることによって集中度の異なるエルゴード収束分布を得る結  
果となったが、集計推移確率行列の推計値が異なった要因として、図 2 でも示したように、  
5 段階に分けた階層が、期間中に大きく変化したことが挙げられる。これは東アジア経済  
が期間中に均等に発展していなかったことを示している。つまり「重層的追跡過程」で見  
られるように、先に経済発展を開始した経済に対して、後から追いかける経済が、その時  
点で経済発展を開始していなかったため、先行する経済と差が開いたからだと考えられる。  
とはいえ、1980 年代後半以降は、東アジアのほとんどの経済が経済発展の軌道に乗ったた

め、格差が縮小方向になっている。また、本研究で計測したエルゴード収束分布もおおむね平均に収束する傾向を示している。これにより、東アジア経済は長期的には収束傾向を持つ経済となっていることがいえる。

## 5. 結びにかえて

本研究では、東アジア経済の経済成長と収束性の関係について、分配アプローチを用いて検証した。分配アプローチは2段階に分けられ、まずは、与えられたデータから密度関数を推計し、その形状を比較した。この推計においては、所得分配が、低所得層と高所得層の2極に分かれることを示しているが、2極間の所得格差は分析期間中に一度拡大するものの、その後は縮小する傾向となっており、所得格差の解消が予想できるものとなっている。そこで、これらの推計結果からマルコフ連鎖の推移確率行列を推計し、エルゴード収束分布を求めることによって所得格差の収束仮説を検証した。結果は比較的直近の計測期間になるほど収束仮説を強く支持する結果となっている。

分配アプローチは、所得分配についてのより詳しい動きを観察することが可能である。さらに、所得分配が単に収束するかどうかだけでなく、どのような分布状況に収束するかについても情報を提供する。これまでの分析により、東アジア経済は1960年代から一貫して収束する傾向にはなく、1970年代、1980年代と格差が拡大した後に、1990年代から再び収束性を加速させていることが判明した。現在、2極分化といった分布構造は維持されたままであるが、エルゴード収束分布により将来的には平均のあたりに分布が集中する可能性を持つ。このように所得分布構造の動きに変化がある場合には、直線的な傾向を調べる計量分析に加えて、分配アプローチを用いて分布構造を観察し、分布構造の変化や収束性も調べる必要があるだろう。

東アジア経済は全体として収束傾向をもつ経済であるといえる。これは、貧しいとされている経済が高度成長に成功しているからで、今後も引き続き高度成長することが望まれよう。そのためには、日本などの比較的豊かな国が、貧しい国をさまざまな方法でサポートすることが重要で、そのためのリーダーシップが今一度必要であることを示唆しているといえよう。

注

- 1 収束仮説の理論的な直観は Solow-Swan の新古典派的成長モデルに基づくものである。ここでは、資本の限界収入の逓減性と、相対的な資本賦存の差が、貧しい国でより高い資本の限界生産性をもたらすことを指摘している。これが貧しい国の成長が豊かな国より高く、また豊かな国に追いつく要因となっている。
- 2 収束仮説に関する展望 論文として、De la Fuente (1997), Durlauf and Quah (1999), Islam (2003), Magrini (2004) および Sala-i-Martin (1996) などがある。この中でいくつかは分配アプローチについての記述がある。
- 3 Silverman (1986) の「経験則」として、標準偏差と 1.34 倍で割った四分位偏差の小さい方を 0.9 倍したものを標本数の 1/5 乗で割った形でバンド幅を選択する方法がある。しかしながら、この規則が適用される場合、毎年異なるバンド幅を仮定することになる。
- 4 推移確率行列が必ずしも厳密に定常状態を引き起こすとは限らない。定常状態が存在する推移確率行列の条件は、絶対値が 1 である固有値を 1 つ持ち、それ以外の固有値は 1 未満となる場合である。この場合の推移確率行列は既約で非周期的である。
- 5 Quah などの方法による推計の場合、ある状態  $j$  から異なる状態  $k$  へ変化するサンプルが必要である。もしこういった状態変化を示すサンプルが存在しなかった場合、絶対値が 1 である固有値を 2 つ持つなど、安定したエルゴード収束分布が得られない。本研究でもこの方法で推計を試みたが、サンプル数が不十分であるため、異なる計測期間に対して安定したエルゴード収束分布が得られなかった。
- 6 坂本 (2005) でも同様のアプローチで集計推移確率行列  $\bar{M}$  を推計している。
- 7 境界線の決定については、特に決まったものはない。本研究ではこの境界線以外のケースも推計したが、本質的な結論に大きな違いはなかった。
- 8 Shorrocks (1978) は推移確率行列の特徴を示す指標をいくつか提示しており、状態移動の容易さや、エルゴード収束分布への収束スピードなどが厳密に計測可能である。

## 参考文献

- Barro, Robert J. and Xavier Sala-i-Martin. (2004), *Economic growth* (Second edition), Cambridge: MIT Press
- De la Fuente, Angel. (1997), The Empirics of Growth and Convergence: A Selective Review. *Journal of Economic Dynamics and Control* 21: 23-73.
- Durlauf, Steven N and Danny T. Quah. (1999), The New Empirics of Economic Growth. In *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1A, edited by John Taylor and Michael Woodford, 235-308. Amsterdam, North-Holland.
- Engelbrecht, Hans J. and Brent Kelsen. (1999), Economic Growth and Convergence Amongst the APEC Economies 1965-1990. *Asian Economic Journal* 13 (1): 1-17.
- Gapinski, James H. (1999), *Economic Growth in the Asia Pacific Region*, New York: St. Martin's Press
- Hsiao, Frank .S.T. and Mei-Chu W. Hsiao. (2003), 'Miracle Growth' in the Twentieth Century: International Comparisons of East Asian Development. *World Development* 31 (2): 227-257.
- Hsiao, Frank .S.T. and Mei-Chu W. Hsiao. (2004), Catching Up and Convergence: Long-run Growth in East Asia. *Review of Development Economics* 8 (2): 223-236.
- Islam, Nazrul. (2003), What have we learnt from the convergence debate? A Review of the Convergence Literature. *Journal of Economic Surveys* 17(3): 309-362.
- Kawagoe, Masaaki. (1999), Regional dynamics in Japan: A reexamination of Barro regressions. *Journal of the Japanese and International Economics* 13 61-72
- Magrini, Stefano. (2004), Regional (Di) Convergence. In *Handbook of Regional and Urban Economics*, Vol. 4, edited by J. Vernon Henderson and Jacques F. Thisse, 2741-2796. Amsterdam: North-Holland.
- Park, Donghyun. (2003), An empirical examination of income convergence in the Asia-Pacific region. *Journal of Asian Economics* 14 (3): 497-502.
- Quah, Danny. (1993), Empirical Cross-Section Dynamics in Economic Growth. *European Economic Review*, 37, 426-434
- Quah, Danny. (1996a), Empirics for economic growth and convergence. *European Economic Review* 40 1353-1375
- Quah, Danny. (1996b), Twin peaks: Growth and convergence in model of distribution dynamics. *Economic Journal* 106 1045-1055
- 坂本博 (2005), 『上海市の所得格差』, 国際開発研究, 第14巻第2号, pp. 1-14
- Sakamoto, Hiroshi and Nazrul Islam, (2007), Convergence across Chinese Provinces: An Analysis

using Markov Transition Matrix, *China Economic Review*, forthcoming

• Sala-i-Martin, Xavier. (1996), Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence. *European Economic Review* 40: 1325-1352.

• Shorrocks, A. F. (1978), The Measurement of Mobility. *Econometrica* 46: 1013-1024

• Silverman, Bernard W. (1986), *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Chapman and Hall

• Temple, Jonathan. (1999), The New Growth Evidence. *Journal of Economic Literature* 37: 112-156.

• Togo, Ken. (2002), Productivity convergence in Japan's manufacturing industries. *Economics Letters* 75, pp.61-67.

• Zhang, Zhaoyong. (2003), Can the rest of East Asia catch up with Japan: some empirical evidence. *Japan and the World Economy* 15 (1): 91-110.

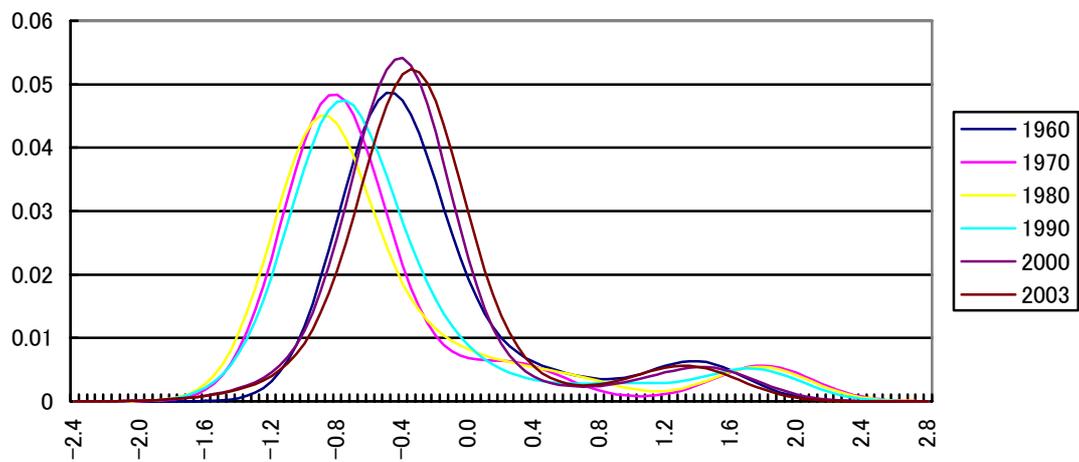


図1 東アジア対象経済による密度関数の推計

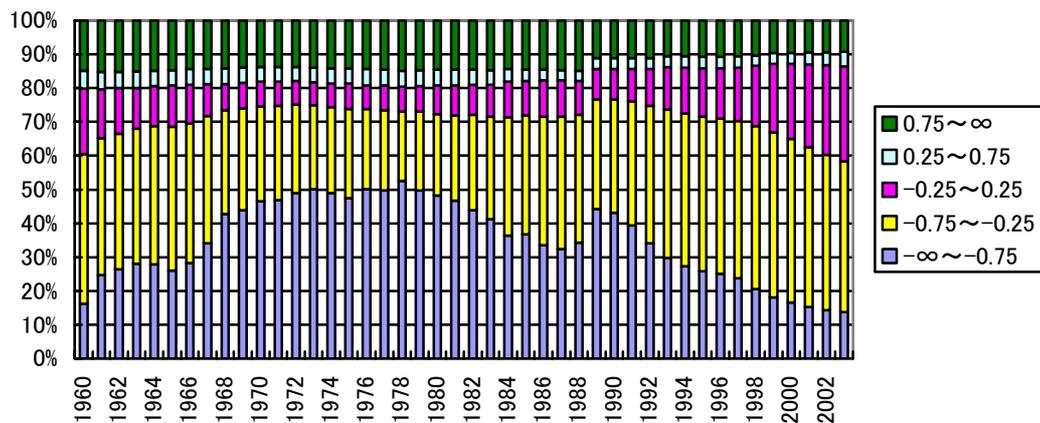


図2 5つの階級による所得分布の推移

表1 マルコフ連鎖の集計推移確率行列とエルゴード収束分布

計測期間		境界線 (対数値)				
		$-\infty \sim -0.75$	$-0.75 \sim -0.25$	$-0.25 \sim 0.25$	$0.25 \sim 0.75$	$0.75 \sim \infty$
1960-2003	$-\infty \sim -0.75$	0.195930	0.458130	0.297390	0.025633	0.022918
	$-0.75 \sim -0.25$	0.143970	0.563200	0.244400	0.021429	0.026996
	$-0.25 \sim 0.25$	0.122130	0.338000	0.436800	0.029202	0.073868
	$0.25 \sim 0.75$	0.076630	0.266760	0.208090	0.370720	0.077802
	$0.75 \sim \infty$	0.095522	0.291370	0.196900	0.026201	0.390000
	エルゴード分布	0.138690	0.450220	0.306070	0.037976	0.067043
1970-2003	$-\infty \sim -0.75$	0.201870	0.454360	0.296720	0.025285	0.021770
	$-0.75 \sim -0.25$	0.098702	0.650230	0.201920	0.018221	0.030924
	$-0.25 \sim 0.25$	0.057378	0.144820	0.749480	0.017706	0.030621
	$0.25 \sim 0.75$	0.048411	0.203950	0.187450	0.487330	0.072853
	$0.75 \sim \infty$	0.068862	0.239830	0.171230	0.026614	0.493460
	エルゴード分布	0.084942	0.361530	0.458960	0.035934	0.058635
1980-2003	$-\infty \sim -0.75$	0.224230	0.441340	0.293730	0.022714	0.017974
	$-0.75 \sim -0.25$	0.062149	0.764110	0.162340	0.008421	0.002981
	$-0.25 \sim 0.25$	0.042727	0.106400	0.828980	0.007381	0.014506
	$0.25 \sim 0.75$	0.040089	0.182240	0.176210	0.534410	0.067055
	$0.75 \sim \infty$	0.059526	0.217200	0.159080	0.025910	0.538290
	エルゴード分布	0.061721	0.383230	0.511890	0.019380	0.023774
1990-2003	$-\infty \sim -0.75$	0.317810	0.328860	0.311650	0.029187	0.012496
	$-0.75 \sim -0.25$	0.000000	0.871120	0.125840	0.003036	0.000000
	$-0.25 \sim 0.25$	0.000000	0.017805	0.982130	0.000062	0.000000
	$0.25 \sim 0.75$	0.000957	0.050944	0.063708	0.866070	0.018320
	$0.75 \sim \infty$	0.000005	0.093369	0.122470	0.012897	0.771260
	エルゴード分布	0.000004	0.122250	0.874290	0.003202	0.000257

図表はすべて筆者作成