

Discussion Paper No. 696

**銀行部門と地域の経済発展：  
金融深化と収束仮説**

山根 智沙子  
筒井 義郎

July 2007

The Institute of Social and Economic Research  
Osaka University  
6-1 Mihogaoka, Ibaraki, Osaka 567-0047, Japan

## 銀行部門と地域の経済発展：金融深化と収束仮説\*

山根智沙子（広島大学社会科学部研究科）

筒井義郎（大阪大学社会経済研究所）

連絡先：

筒井義郎

〒567-0047 茨木市美穂ヶ丘 6-1

大阪大学社会経済研究所

電話 06-6879-6850

e メール [tsutsui@econ.osaka-u.ac.jp](mailto:tsutsui@econ.osaka-u.ac.jp)

---

\* 矢野順治氏(広島大学)、沓澤隆司氏（大阪大学）、柴本昌彦氏（神戸大学）から助言をいただいた。記して感謝申し上げたい。筒井は、日本経済研究奨励財団から本件について奨励金を受けている。

## 要旨

本稿は過去 50 年の期間を対象に、日本の都道府県において金融深化仮説と収束仮説が成立するかどうかを検証した。終点時点を 2003 年度に、始点を 1955 年以降のいろいろな年にとり、その期間の経済成長率を、始点の GDP と銀行部門の規模を表す貸出残高にクロスセクション回帰した。その結果、始点を高度成長期にとった場合には両仮説とも支持されるが、1975 年以降の低長期を始点にとると、両仮説の有意性や説明力が低下することが明らかになった。次に、経済成長を左右すると考えられる変数を追加すると、人口成長率、第 2 次産業構成比の変化率と平均値、晴天日数、公共事業費が予想通りの影響を及ぼしたが、教育は有意でなく、地方交付税は予想とは逆の影響を及ぼしたことが見出された。これらの変数を追加しても、両仮説は成立する。最後に、銀行パフォーマンス（経費率、非効率性、市場集中度）が経済成長に与える影響を検討したが、それは明確に確認できなかった。

JEL Classification Number: C81, G21, O18

Keywords: 金融深化、収束仮説、地域経済、地域間所得格差

## 1. はじめに

金融部門は経済発展に大きな役割を果たしてきたであろうか。これは古くから経済学が大きな関心を払ってきた問題である。貨幣がヴェールにすぎないのかどうかは、「古典派の二分法」論争を経て、貨幣の中立性命題の問題として、現在でも精力的に実証的検討が行われている（Fisher and Seater, 1993）。もう一つの論争点は、貸出を通じる銀行部門の重要性に関するものであった。日本の金融論においては、貸出がキー変数であるとの認識が強かったが、欧米においては、伝統的なIS-LM分析に表されているように、貨幣が最も重要な金融変数であった。<sup>1</sup>しかし、欧米においても、金融部門が経済発展に重要な役割を果たすという考えがあり、国際比較によってこの命題が検討されてきた（Goldsmith, 1969, McKinnon, 1973, Fry, 1995）。これが「金融深化」と呼ばれる研究分野である。

この研究領域は、当初は理論なき実証の印象を免れなかったが、Stiglitz and Weiss (1981) が均衡信用割り当ての理論を提示し、合理的経済主体を前提としても信用割り当てが起こりうることを明らかにしてから、欧米においても、貸出は実体経済に影響する有力な変数として扱われるようになった。<sup>2</sup>金融深化の研究も再び脚光を浴びるようになり、理論モデルをつけた実証分析が多数行われた（King and Levine, 1993, Levine, 1992, Demircug-Kunt and Levine, 2001）。その理論的なアイデアは、銀行部門の貸出審査技術が発達していれば、貸し手と借り手の情報の非対称性を緩和することができ、エージェンシーコストを下げることにより、厚生を高めることができるというものである。

金融深化の考えは、必ずしも、国際的な経済成長の相違のみについて適用されるものではない。<sup>3</sup>本論文は、「金融部門の大きい地域ほどその後の経済発展が大きい」という「金融深化」の命題が、日本の都道府県について成立するかどうかを検討する。<sup>4</sup>

金融深化仮説の実証研究に加え、本論文は二つの特徴をもっている。第一は、金融深化仮説を条件付き収束仮説の一形態としてみる点である。収束仮説は Solow-Swan の最適成長理論の実証研究であるが、どの経済も（一定の条件を満たしていれば）同一の経済水準（以下では GDP）に収束するという命題（絶対収束仮説）は、南北問題という深刻な政治経済問題に直面していた世界にとって、現状の世界政治システムを是とするか非とするかというイデオロギー闘争でもあった。

金融を生産要素に追加する形で Solow-Swan モデルを拡張すると、収束する GDP レベルはその金融の大きさに依存することになる。これは、絶対収束性に対して、条件付き収束性と呼ばれる（Barro, 1991, Mankiw et al., 1992, Barro and Sala-i-Martin, 1992）。<sup>5</sup>

---

<sup>1</sup> Hicks (1974) はこの違いを貸越経済と貨幣経済というように整理している。

<sup>2</sup> たとえば、Blinder (1987) は貸出額を生産要素とする生産関数を用いてマクロモデルを構築し、Bernanke and Blinder (1988)は、IS-LM を、貸出を追加変数として含む体系に拡張した。

<sup>3</sup> 地域経済分析の例としては、Funke (2005) は、西ドイツの 71 の地方を対象に、人的資本の経済成長に果たす役割について分析している。

<sup>4</sup> 金融深化仮説を国内に適用する際の問題点については 2 節で議論する。

<sup>5</sup> 通常、金融の状況に加え、教育水準やその国の開放度等を変数として考慮する。

第二は、地域間格差の問題である。小泉政権は市場化・民営化の改革方針を推し進めた  
が、それに対抗する勢力は、小泉改革によっていろいろな「格差」が拡大し、深刻な状況  
に達していると主張している。安倍政権に移行してからは、とりわけ地域間格差が取り上  
げられ、選挙の争点にもなっている。<sup>6</sup>本論文は格差の問題を全面的に扱うものではないが、  
収束仮説の可否は必然的に（世界経済における南北問題のように）都道府県間の経済格差  
が長期的に拡大したのか縮小したのかを明らかにする。本論文では、その結果をふまえて、  
地域間格差の変化について、若干の考察を加えることにしよう。

以下の部分は次のように構成される。まず、2節では、基本命題を述べ、「金融深化仮説」  
を日本の地域経済に適用する際の留意点を議論したうえで、定式化とデータについて説明  
する。3節では、基本モデルの推定結果を述べ、さらに、期間別の分析を行って収束速度  
を推定する。4節では、経済成長を規定するその他の要因を考慮し、3節での分析を拡張す  
る。5節は、銀行部門を表す変数として、規模だけでなく、効率性や市場集中度といった  
パフォーマンスを考慮する。6節では本稿の結論をまとめる。

## 2. 理論的枠組み

### 2.1 基本的な命題

分析対象とする期間を $t$ 年から $T$ 年と書くと、検定すべき命題は次のように定式化される。

命題 1： 金融深化仮説

$t$ 年の銀行部門が発達している県ほど、 $t\sim T$ 年の経済成長率が高い。

命題 1 は、金融が実体経済に対してプラスの影響を与えるという仮説を体しており、金  
融深化理論の基本的な仮説である。

長期的に銀行部門と実体経済部門が並行的に成長する（安定した関係がある）と思われ  
る。また、短期的に銀行部門の成長と実体経済部門の成長が相互依存するであろうと想像  
される。このような、金融と実体経済の相互依存関係を分析することも興味深い課題であ  
るが、命題 1 の問題意識とは若干異なる。<sup>7</sup>命題 1 は、金融から実体経済への因果にとりわ  
け関心を持ち、それを検定する。

命題 2： 収束仮説

$t$ 年の経済水準が高い県ほど、 $t\sim T$ 年の経済成長率が低い。

---

<sup>6</sup> 格差の実態は主として労働経済学の研究対象であり、そこでは活発な研究が展開されている  
（大竹, 2005）。

<sup>7</sup> 短期的な関係について、野間(2007)は貸出が経済に影響することをパネル分析によって明らか  
にしている。

この二つの命題を確認するために、 $t \sim T$ 年の経済成長率  $GGDP_i^{t,T}$  を  $t$ 年の  $GDP_i^t$  と  $t$ 年の銀行部門を表す変数  $BANK_i^t$  に回帰する。すなわち、

$$GGDP_i^{t,T} = \alpha + \beta GDP_i^t + \gamma BANK_i^t + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, I \quad (1)$$

ここで、 $i$  は都道府県を示しており、回帰は都道府県についてのクロスセクション回帰であることに注意されたい。(1)式の回帰において、命題1は  $\gamma > 0$ 、命題2は  $\beta < 0$  と表される。<sup>8</sup>初期水準において低所得の県は、高所得の県より高い成長率を達成し、地域間所得格差が縮小していく。

この方法には、金融深化の状況がその後の経済発展にどのような影響を与えるかという、一方向の因果関係を特定できるというメリットがある。Goldsmithらが当初行っていた、同時期における金融深化の程度とGDP水準の相関を調べるという方法では、たとえ高い相関が見出されたとしても、それが、金融深化が原因で高いGDPがもたらされているのか、それとも、GDPが高いために銀行部門が充実したのかを見分けることはできない。

また、 $t$ 年と  $T$ 年のデータさえあればよく、必要なデータ数が限定されている点も、発展途上国を含む多数の国のデータを必要とする国際版の金融深化や収束仮説の検定では、メリットといえるかもしれない。しかし、データが各年で利用可能な場合には、利用可能な情報を十分に使用していないというデメリットをもたらす。<sup>9</sup>

時系列分析は非定常性の問題を含み、複雑な計量経済学的手法が必要である。これに対し、(1)式の推定には、非定常性や内生性といった問題が少なく、基本的にOLSで推定できるという推定手法の簡便性のメリットがある。

## 2.2 金融深化と収束仮説を地域（都道府県）分析に適用する問題点

各国は独自の歴史を持っており、産業革命の時期を初めとして、経済発展のパターンが互いに異なっている。ある時点で国際比較をすると、各国のGDP水準が大きく異なる。長期的にこの格差が縮小する方向にあるのかどうかは大きな問題である（収束仮説）。また、将来の経済発展を促進するために、まず優れた銀行部門を整備すべきかどうかとも重要な政策上の問題である（金融深化）。

日本国内で、そもそもこのような問題が重要であろうか。歴史的に見て、出稼ぎが社会問題となり、東京一極集中と地方の過疎が指摘され、現在、「地域格差」が選挙における最大の政策問題としてクローズアップされていることは、地域間の経済格差が、研究対象と

<sup>8</sup> この回帰式は、金融深化仮説においては、King and Levine (1993a,b)が採用したものであるが、収束仮説の文脈では、Barro 回帰と呼ばれ、広く使われている(Barro, 1991, Berthelemy and Varoukakis, 1995, 1996)。

<sup>9</sup> すべての時系列データを使ってパネル単位根の有無で収束仮説を検定する方法としては、Evans and Karras (1996)を参照のこと。

すべき重要な問題であることを示唆している。実際、2003年の一人あたり所得は、最高の東京都と最低の奈良県で約2.6倍の開きがあり、一人あたり預金額では東京都と宮崎県で約6倍の格差が、一人あたり貸出額では、東京都と宮崎県で約11倍の格差が存在する。

金融深化仮説や収束仮説を、国内の地域で実証するには、分析対象とする地域（県）が独立した経済や市場を形成しているという前提が必要である。もし、日本国内で、人々の移動と資金の移動が完全であるならば、地理的特性を所与として最適な経済が構築されており、人々の厚生（生涯効用レベル）は均等化しているはずである。観察されるGDP格差は見せかけであり、GDPに反映されていないメリット（環境などの豊かな生活指標）が、その格差を埋めていると想像される。

しかし、現実はそのような均等化は達成されていない可能性がある。筒井他(2005)は、アンケート調査の結果に基づいて、人々の幸福感が地域によって異なることを見出しているが、このことは、人々の厚生水準が地域によって異なることを意味しているかもしれない。もしそれが事実だとすると、居住と資金の地域間移動は完全ではない。

短期金融市場、債券市場、株式市場においては、日本国内での資金移動は完全であろう。<sup>10</sup>しかし、貸出については、借り手の返済リスクに関する情報が重要であり、そのため、取引が対面で行われる必要があり、したがって、支店が重要であり...という経路を経て、市場の地域分断が成立する可能性が強い。一県一行主義に基づく金融制度も、支店が地域的に偏在する理由であるかもしれない。Kano and Tsutsui (2003a,b)は、貸出金利が均等化しているかどうかを調べることによって、信用金庫の貸出市場が県別に分断されていることを見出している。Ishikawa and Tsutsui (2006)は、より長い期間を分析して、地方銀行を含んだ場合にも、貸出市場が県別に分断されていることを見出している。このような研究によると、県別の金融市場を前提とすることは是認される。したがって、金融深化仮説と収束仮説を国内に適用するための前提は、ある程度確保されていると思われる。

## 2.3 定式化と利用データ

### 従属変数：

従属変数は、県民総生産を県民人口で割った、一人あたりの県民総生産の成長率である。これは以下のような手順で算出される。<sup>11</sup>

### 実質値化

経済合理的な主体は物価水準を勘案した実質で考えるであろう。そこで、名目値の県民総生産を県民人数で割り（*NPGDP*）、この*NPGDP*をさらに県の物価指数で割って、一人あたり実質県民総生産*RP GDP*を算出する。本稿では、実質値をデフォルトとし、補助的に名目値を検討する。

---

<sup>10</sup> しかし、このような金融市場においても、国際的な資金移動は完全でないという、自国バイアスが広く知られている。

<sup>11</sup> データの詳しい定義については補論を参照されたい。

### 成長率の計算

従属変数は、 $RPGDP$  の  $t$  年から  $T$  年の成長率である。本稿ではその変数として、2つの定義を用いる。第1は、 $t$  年から  $T$  年の対数値の差（1年あたり）である。すなわち、実質値の場合、

$$\frac{1}{T-t}(\log RPGDP^T - \log RPGDP^t) \quad (2)$$

である。もう一つは成長率(年率)、

$$\left( \frac{RPGDP^T - RPGDP^t}{RPGDP^t} + 1 \right)^{\frac{1}{T-t}} - 1 \quad (3)$$

である。よく知られているように、対数値の差は、線形近似すると成長率になる。どちらの定義も年率を取っているが、その目的は、1つは、近似を正確にするためである。また、異なる期間の推定結果を比較する便利のためでもある。本稿では成長率をデフォルトとして採用し、対数の差の結果については補足的に示すこととする。

### 説明変数：

#### 貸出と預金

金融部門の重要性として、Goldsmith 以来注目されてきたのは、金融仲介ないしは銀行部門の重要性である。この考えは Stiglitz-Weiss (1981) の均衡信用割り当て理論により、一層確固としたものになった。もっとも、銀行に注目した考えだけではない。アメリカとイギリスは銀行型ではなく、債券や株式が中心の市場型金融であるが、高度な経済発展を遂げた。このため、銀行型と市場型のどちらがより経済発展に寄与するかという分析も行われている(Levine, 2002, Beck and Levine, 2002 a, b, 岡部, 2007, 岡部・光安, 2005)。このような金融制度や金融法制の違いが経済発展に重要である可能性は否定できないが、日本においては、県が違って、金融制度や金融法制が違うとは考えられない。

このような考えに沿って、本稿では、 $BANK$  の変数として、銀行貸出 ( $LOAN$ ) をとる。また、補足的な変数として、預金 ( $DEPO$ ) も検討する。日本の金融では、地方においては預金が潤沢であるが貸出機会が限定されているという「資金偏在」という現象が知られている(鈴木, 1974) ので、両者はかなり違った結果をもたらす可能性がある。

さらに、5 節では、銀行部門の規模に加えて、パフォーマンスを  $BANK$  の変数として採用する。

#### 全国銀行データ、全金融機関データ

県別貸出残高と預金残高のデータ(日本銀行『都道府県別経済統計』)として、全国銀行に関するデータ(以下、全銀データ)と、全国銀行・相互銀行・信用金庫・農業協同組合の合計データ(以下、全金融機関データ)の両方が利用可能である。本稿では全金融機関デー



タをデフォルトとし、全銀データを補助的に取り扱う。<sup>12</sup>

#### 回帰の観測数：

回帰に用いる観測数は、利用可能な都道府県数である。すなわち、沖縄返還前（ $t$  が 1972 年以前）では 46、以後では 47 である。

#### 開始年と終了年：

開始年の選択は、各国のデータを使って金融深化や収束仮説を検定する場合には、決定的に重要である。経済が本格的な成長を始めた時点（たとえば産業革命）は国によって大幅に異なるので、各国の事情を考慮せずに同一の開始年を採用すると、国によっては、産業革命以前の時期を分析期間に含めたり、低成長期（定常均衡）以降の時期を含めたりしてしまう可能性がある。しかし、日本の都道府県の比較で、とりわけ、本稿のように戦後期間を対象とする場合には、初期時点の選択によって、そのような問題が発生する懸念はない。したがって、本稿では、全都道府県について同一の開始時点をとる。そして、利用可能な 1955 年から 5 年毎を初期時点にとり、金融深化や収束仮説がそれぞれの期間でどのように変化するかを見る。デフォルトは 1965 年とする。

終了年  $T$  については、データが利用可能な直近の 2003 年をとる。

#### 定式化とデータと推定期間による推計の種類

本稿の推計は以下の種類についておこなう。太字は、デフォルトの推計である。

{**実質値**、名目値}、{対数値の差、**成長率**}、{**貸出**、預金}、{全銀データ、**全金融機関データ**}、{1955 年、1960 年、**1965 年**、1970 年、1975 年、1980 年、1985 年、1990 年、1995 年、2000 年}

### 3. 基本モデルの推定結果

#### 3.1 変数の記述統計

表 1 には、デフォルトの変数 3 つと、4 節、5 節で推計に用いる変数の記述統計として、平均値、標準誤差、最小値、最大値を記載している。

1965～2003 年の一人あたり実質 GDP の年率の成長率は約 2%～4%であり、最大と最小の県で約 2 倍の差がある。これに対し、1965 年の一人あたり実質 GDP が最大の県は最小の県の約 2.6 倍、一人あたり実質貸出、実質預金が最大の県は、それぞれ最小の県の約 11.8 倍、8.6 倍である。

---

<sup>12</sup> ただし、1980 年ごろ、相互銀行が第 2 地銀に変換し、全国銀行は第 2 地銀を含むように定義が変更された。このデータの不連続を防ぐために、「本稿での全国銀行」は、最初から全国銀行に相互銀行を含むものと定義する。

### 3.2 基本定式化の結果

(1)式の推定結果は表2に示されている。ここでは、開始年 $t$ を1965年に固定し、デフォルトの定式化と、その定式化から、実質値を名目値に変えた定式化、全金融機関貸出を全国銀行貸出に変えた定式化、成長率を対数の差に変えた定式化、貸出を預金に変えた定式化、説明変数のGDPと貸出をレベルから対数値に変えた定式化、の合計6つの定式化に関する結果を報告している。また、推定においては、5種類の分散不均一性の検定を行なったが、いずれの検定においても分散均一の帰無仮説は棄却されなかった。<sup>13</sup>したがって、本稿ではOLS推定の結果を記載する。<sup>14</sup>

表2の左端の列にはデフォルトの推定結果を記載している。デフォルトとは、従属変数は(3)式で定義される成長率をとり、全ての変数を実質値で定義し、銀行の変数としては貸出をとり、貸出としては各県に存在する全ての民間金融機関の合計データを用い、説明変数の一人あたりGDPと貸出は対数をとらない値を用いるというケースである。

決定係数は0.60であり、フィットは良好である。一人あたり銀行貸出の係数は0.1%水準で有意に正であるので、1965年における銀行貸出額はその後の経済成長率にプラスの影響を及ぼす。つまり、金融部門の大きい都道府県ほどその後の経済成長が大きいという金融深化仮説(命題1)が採択される。また、1965年の一人あたり実質GDPの係数は0.1%水準で有意に負であり、これは収束仮説(命題2)が採択されることを示している。

2列目には、上記のデフォルトの定式化から、全ての変数を実質値ではなく名目値に変更した場合の結果を記載している。この場合も、GDPと貸出の両変数とも0.1%水準で有意であり、命題1と2が採択される。

3列目は、デフォルトの定式化から、貸出の変数を全ての民間金融機関の合計から、全国銀行の合計に変更した場合の結果を記載している。この結果はデフォルトの結果とほとんど同じである。

4列目は、デフォルトの定式化から、従属変数を、(3)式で定義される成長率から(2)式で定義される対数の差に変更した場合の結果を記載している。この結果はデフォルトの結果とほとんど同じである。

5列目は、デフォルトの定式化から、銀行の変数を、全金融機関の貸出から、全金融機関の預金に変更した場合の結果を記載している。このとき、預金は5%水準で有意に正

<sup>13</sup> クロス・セクションデータのため、データを金融指標の昇順でソートし、サンプルを2個に分割して推計しGoldfeld-Quandtテストを行なった。しかし、このサンプル分割の基準には恣意性の問題がある。また、複数の要因が分散不均一に影響している可能性を考慮するため、Breush-Paganテストを行なった。しかしながら、誤差項が正規分布にしたがわない場合、この統計量は不安定になることが知られている。そこで、全ての定式化についてJacque-Bera検定を行なった。その結果、誤差項が正規分布に従わない定式化もあることが確認されたため、Breush-Paganテストに加え、ラグランジュ乗数テスト、Whiteテスト(交差項あり、交差項なし)を追加的に行なった。同じように、4節、5節で推計する定式化においても分散不均一の検定を行なった。それぞれの推定結果の表には、Goldfeld-Quandtテストの結果を記載する。

<sup>14</sup> Whiteの分散不均一頑健標準誤差(Heteroskedasticity robust standard error)によっても、基本的な結論は変わらない。

であり、やはり、両命題は採択される。

右端の列は、デフォルトの定式化から2つの説明変数を、対数をとらない水準から対数値に変更した場合の結果を記載している。このとき、GDPは0.1%水準で、貸出は5%水準で有意であり、両命題は採択される。

このように、いろいろな変数の定義を用いても、1965年～2003年の期間については、金融深化仮説と収束仮説の両方が支持される。

### 3.3 地域間所得格差の解消速度

開始年を1955年から5年ごとに間隔を取った結果を表3に記載している。ここで、開始年以外は、デフォルトの定式化を採用している。<sup>15</sup>

金融深化仮説の検定は一人あたり貸出額の係数の有意度で判定される。この係数は開始年が1955年から1970年までは5%水準で有意であるが、 $t=1975$ 年のときは有意でなくなる。その後、1995年までは5%または10%水準で有意である。1970年までは、有意度が高く、係数も大きかったのが、1980年から1990年には有意度が若干下がり、係数の大きさも小さくなっている。<sup>16</sup>それ以降は、もはや、金融深化仮説は成立していない。

収束仮説の検定は、一人あたりGDPの係数の有意度で判定される。この係数は開始年が1975年のときに5%水準で有意である他は、1990年まで1%（多くは0.1%）水準で有意である。しかし、2000年～2003年の期間ではまったく有意でない。

収束仮説に関する結果の変化は、係数の大きさが減じている点まで、金融深化仮説に関する結果とかなり並行的であり、次のようにまとめることができる。1975年以前の「高度成長」と「人為的低金利政策」で特徴付けられる時期には、収束仮説と金融深化仮説の両方が成立していた。これに対し、その後の「低成長期」には、とりわけ1990年以降の「平成不況期」には、両仮説の有意性や説明力は低下する。

次に、収束の速さについてみてみよう。それは、表3の $\beta$ の大きさを表される。2県(A,B)の初期時点 $t$ の所得水準が $y_A^t, y_B^t (> y_A^t)$ であったとしよう(図1)。従属変数である成長率は終点 $T$ の所得 $y_A^T, y_B^T$ に引いた直線の傾き( $\theta_A, \theta_B$ )に相当する。<sup>17</sup> $\beta$ が負であることは、この所得水準格差が減少したことを意味し、 $\beta$ の絶対値が大きいほど、その減少度合いが大きいと考えられる。表3を見ると、1970年以前には、2%～4.8%という比較的大きな値をとっているが、1975年以降は0.7%程度という小さな値で安定している。この結果は、収束仮説は支持されるものの、所得格差の縮小速度は、1975年以降、格段に小さくなったことを示唆している。

<sup>15</sup> 貸出の対数をとった定式化では、より多くの開始年で貸出の係数が有意でない。こうした結果を生む原因の解明とその評価は将来の課題である。

<sup>16</sup> 1975年は第1次オイルショック(1973年～1974年)の影響による攪乱のために特殊な結果になっている可能性がある。

<sup>17</sup> 成長率を複利で定義しているので、正確には指数関数であるが、説明を簡便にするため、直線としている。

この結果は、これまでの知見と整合的であろうか。標準的な成長理論に基づく収束仮説の文献は、収束仮説を各県が同一の均衡成長経路を歩むと定義し、収束速度として、 $\beta$ とは若干違った尺度を用いている。<sup>18</sup>図 2 に示しているように、均衡成長経路は全県で同じであり、 $t$ 年において県 A の所得が県 B の所得より低いのは、同一経路の初めの方を歩んでいるからである。成長経路は凹関数であるので、時間とともに格差は縮小し、無限の先には同じ定常状態に収束する。

この枠組みにおいて、収束速度は単位時間に経路をどれだけ進むか ( $\ln y$  の時間微分) で定義される。収束速度が時間的に一定であると仮定してそれを  $\lambda$  と書こう。この  $\lambda$  は、所得の対数の 2 時点の差を初期の所得の対数に回帰した時の係数  $\tilde{\beta}$  と、

$$\tilde{\beta} = \frac{1 - e^{-\lambda(T-t)}}{T-t} \quad (4)$$

という関係にある。

そこで、われわれも、これまでの収束仮説の文献と比較するために、対数の差 (2) 式を従属変数として、初期の所得の対数に回帰してみよう。推定式は

$$(1/(T-t)) \cdot \log(y^T_i / y^t_i) = \alpha - [(1 - e^{-\lambda(T-t)})/(T-t)] \cdot \log(y^t_i) + \gamma BANK^t_i + u^{t,T}_i \quad (5)$$

である。

その結果は表 3 の右の列に示されている。<sup>19</sup> $\tilde{\beta}$  の値をみると、1975 年を開始年とする推定では、それ以前を開始年とする場合の半分程度に落ち込んでいることが分かる。もし、 $\lambda$  が一定であれば、

$$\frac{\partial \tilde{\beta}}{\partial (T-t)} = -\frac{1}{(T-t)^2} [1 - e^{-\lambda(T-t)} - (T-t)\lambda e^{-\lambda(T-t)}] < 0 \quad \forall \lambda > 0, T-t > 0 \quad (6)$$

であり、今  $T$  は固定しているから、開始時点  $t$  が早いほど  $\tilde{\beta}$  は小さくなるはずである。表 3 の結果はこの逆であり、 $\lambda$  が一定でないことを示唆している。実際、開始年を 1975 年以前とした場合の収束速度は年率約 2.5%~4% であるのに対し、1975 年以降は 0.9%~1.5% と、速度が遅くなっている。すなわち、1975 年前後で所得格差の縮小速度が遅くなったという上述の結果は、標準的な収束仮説の定式化による収束速度の推定値によっても確認される。

この結果は、標準的な収束仮説で採用されている「収束速度一定」という想定を否定する。この結果が正しければ、1975 年前後でサンプルを分けて推定をする方が、適切であろう。表 4 には、1955 年から 1975 年と、1975 年から 2003 年にサンプルを分割して、デフォ

<sup>18</sup> 説明を簡便にするため、絶対収束の場合を想定している。本稿の場合には、各県は銀行部門の影響の分だけ、平行移動した均衡成長経路を歩む。

<sup>19</sup> ただしここでは、一人あたり実質貸出も変数に含めている。また、 $\lambda$  の標準偏差を得るため、非線形推定をしている。

ールトの結果と収束速度が計算できる(5)式の結果を示している。 $\beta$ の値は、-0.026 と-0.008 であり、絶対値でみると前半期間の方が所得格差の減少度合いが大きい。収束速度 $\lambda$ は、前半期間には3.6%であったのが、後半期間には0.96%に減少している。

このように、収束速度が遅くなっているという結果は、Barro and Sala-i-Martin (1992,1995)によっても報告されている。彼らは、われわれと同様、日本の県別データを用いて、収束速度は1930-1955年では3.8%、1955-1990年では2.2%と報告している。したがって、日本において、最近期間の方が収束速度が遅いという結果はロバストであると思われる。<sup>20</sup>

彼らの結果とわれわれの結果を比較し、総合すると、彼らが計測した1930~1955年とわれわれが計測した1955年~1975年の期間については、収束速度は3.8%と3.6%であり、両期間の収束速度には変化がないとみなすことができよう。一方、Barro and Sala-i-Martin が1955~1990年の期間について、2.2%と若干低い収束速度を見いだしているのに対し、われわれの結果は、収束速度が変化した年は1975年であり、1975年以降の期間については、収束速度は1%程度であることを示している。われわれの結果によれば、Barro and Sala-i-Martin は、1955~1975年と1975年~1990年という2つの異質な期間を一緒にして推定しており、このために、1975年以前の期間の収束速度3.6%と1975年以降の1%の中間の値を得たのだと考えられる。

最後に、2000年~2003年の期間の結果の解釈について、注意すべき点を述べる。始点を最近にとった分析では、分析対象が最近期間になるだけではなく、分析期間が短くなることにも注意しなければならない。期間が短ければ、各県の成長幅が小さく、したがって、成長率データがノイジーになるために、収束仮説を表す係数が有意でなくなる可能性が考えられる。このような可能性をチェックするために、われわれは、分析期間を3年間に固定して、始点を1955年から2000年まで1年ずつずらして(1)式を推定した。その結果は、全46回帰のうち、有意水準10%で一人あたりGDPの係数が有意であったのは19回帰に過ぎなかった。したがって、2000年から2003年の期間をとったとき、一人あたりGDPの係数が有意でないのは、最近期間であるからでなく、分析対象期間が短いためである可能性がある。

## 4. 分析の拡張：経済成長を規定する諸要因

### 4.1 分析の枠組み

都道府県ごとの違いを考慮して、経済成長を規定する諸要因 $X_{i,m}$ を(1)式に追加した、

$$GGDP_i^{t,T} = \alpha + \beta GDP_i^t + \gamma BANK_i^t + \delta X_i^t + \varepsilon_i \quad (7)$$

<sup>20</sup> 塩路(2000)は、動学パネルの手法を用いて、所得水準の低い県に相対的に多い社会資本が蓄積されると収束速度を押し上げる可能性があることを示し、1955年から1995年の期間で9%前後の収束速度を報告している。

を推定しよう。この推定の目的は、前節で支持された、金融深化仮説  $\gamma > 0$  と収束仮説  $\beta < 0$  の2つの命題の頑健性をチェックすることである。もう一つの目的は、 $X_i^t$  のおのおのの変数について、アドホックな仮説を立て、その仮説が妥当かどうかを明らかにすることである。県内生産を左右するその他の要因  $X_i^t$  としては、以下のものを採用する。

### 人口成長

第1に、県内人口成長率である。国際比較の収束仮説においては、多くの場合国際的な人口移動は小さいので、人口成長は自然増加を意味する。この人口自然成長率は理論的に経済成長率を決定する要因であるために採用される。しかし、日本国内において、人口自然成長率が県ごとに大きな違いがあるとは考えにくい。県の人口成長率はむしろ県内外の人口流出入を表していると考えられる。例えば、1984年から1994年において埼玉県の人口成長率は15.4%であったのに対し、秋田県は-3.3%であった。それぞれの県において、この期間の人口移動（他県からの人口流入－他県への人口流出）を調べてみると、埼玉県が約60万人の人口流入があったのに対し、秋田県は年平均約5600人が他県へと移動し約6万人の人口流出が見られた。すなわち、人口成長率が高い県とは県外からの人口流入が県外への人口流出を上回る県である。

相対的に所得が高い県に人口流入が生じると考えられる。そして、人口流入が多かった県ほど、より所得の低い人が流入するために県の平均所得は当初より低くなる。この調整の結果、他の事情を一定にして、人口流入が多かった県ほど経済成長率は低くなると予想される。逆に、相対的に所得が低い県は、人口が流出するので人口成長率は低くなる。しかし、人口流出は、直接的には、平均所得を引き上げるような効果はないので、経済成長率には影響しない。したがって、計測期間の人口成長率は経済成長率に負の影響をもつが、人口成長率が十分小さくなると、その影響は0に近くなる。つまり、人口成長率の影響は、負で逓減的である。

この推論に基づいて、回帰式には、人口成長率とともに、人口成長率が正の県については0を代入した「負の人口成長率」の変数を加えた式も推定する。「負の人口成長率」の係数の符号は正であることが予想される。

### 教育

経済成長理論における一つの大きな流れとして、生産要素として物的資本だけではなく人的資本の蓄積も重要だという認識が挙げられる（Lucas, 1988）。Mankiw et al. (1992) は従来のソロー・モデルを拡張し人的資本が経済成長に及ぼす影響を明示的に取り入れたモデルを構築し、経済成長が初期の人的資本の投資率と正の相関を持つことを明らかにした。そこで本稿でも、人的資本を考慮し、初等・中等・高等教育修了者を労働人口で割り、そ

れを基準化するために、さらに、「初等+中等+高等教育修了者の割合の合計」で割って、初等教育修了者比率と高等教育修了者比率を算出した。初等教育修了者比率は負、高等教育修了者比率の係数は正の符号が期待される。<sup>21</sup>

### 生産関数

戦後、日本は目覚ましい経済成長を遂げた。それに伴い産業構造に大きな変化が起こったことは周知のとおりである。1960年、就業者の約47%が第一次産業に従事していたのが、2000年には約7%を占めるにすぎない。本稿では、このような産業構造の変化を生産関数の技術進歩と捉えることとし、次のように考える。

第1次産業は、第2次産業に比べて技術革新が少なく、経済成長への寄与が少ないと考えられる。したがって、 $t$ 年の第2次産業構成比が大きい県は、①その後の $t\sim T$ 年の平均の第2次産業構成比が大きい可能性があるのも、経済成長率が高い、また、②その後の $t\sim T$ 年の第2次産業構成比が大きくなる余地が小さいので、経済成長率が低いという2つの対立した影響をもつ。したがって、 $t$ 年の第2次産業構成比の係数の先験的な符号は不明である。この変数の代わりに、 $t\sim T$ 年の平均の第2次産業構成比と第2次産業構成比の $t\sim T$ 年の成長率の2変数を用いれば、それぞれ①、②の経路を表すので、両者とも正の係数が予想される。

### 気象条件

第4に、各県の年間平均気温、年間晴天日数、年間降水量、最深積雪の4つ気象条件を考慮する。日本の場合は、気象条件は、産業立地というよりも、人々が居住するのに快適であるかどうかに影響すると考えよう。すると、日本の気候において、年間晴天日数が多いほど、最深積雪が小さいほど、居住地に適していると考えるのは自然であろう。年間降水量の影響については、先験的には明らかでない。年間平均気温については、高、中、低、の3段階に分割すると、中程度がもっとも居住地に適していると考えよう。これらの気象条件は相互に依存している可能性があるのも、それぞれ別に説明変数として追加することとする。

### 地方交付税・公共投資

第5に、政府・公共部門の介入を考える。本稿では、この点を、各県の地方交付税と公共事業費についてそれぞれ $t$ 年から $T$ 年の平均値を採用する。

地方交付税とは、国が、地域間の財政力格差の是正と一定水準の行政サービスを維持するための財源保障を目的として、各地方公共団体に配分する交付金のことである。したがって、もし、この政策目的が達成されていれば、係数は正であるはずである。さもなければ

---

<sup>21</sup> 中等教育比率を含めると、初等教育比率、高等教育比率と一次従属の関係があるので、除外している。

ば、政策目的が達成されていない可能性がある。公共事業費についても、たとえば全国総合開発計画に見られるように、政府は国土の開発計画を策定して取り組んできた。この結果、もし、公共事業が当初の目的を達成していれば、経済格差が是正されているはずである。政策効果の有効性を、これらの係数が有意に正であるかどうかで調べることにする。

#### 記述統計

以上の追加する説明変数の記述統計が、表1の2番目のパネルに示されている。1965～2003年の人口成長率（年率）は、最大と最小の県で約7倍の開きがある。初等教育修了者比率の平均は73.4%であるのに対し、高等教育修了者比率はわずか5%に満たない。都道府県でみると、最大値と最小値で、それぞれ初等教育が約1.6倍、高等教育が約5.3倍の差がある。第2次産業構成比の成長率をみると、最大の県が約120%なのに対し、最小の県は約-50%である。気象条件をみると、年間平均気温と年間降水量は最大でおよそ2～3倍の開きがあり、年間晴天日数は約4倍の差がある。表に記載されている一人あたり実質地方交付税の最小値は東京都、最大値は島根県である。東京に次ぐ2番目に小さい県は愛知県で、愛知県と島根県でも約22倍の開きがある。一人あたり実質公共事業費は、最大の県と最小の県でおよそ4倍の差がある。

#### 4.2 推定結果

デフォルトの定式化（実質値、成長率、貸出、全金融機関データ）に上記で述べた変数を追加した（7）式の推定結果を表5に示す。<sup>22</sup>追加的な変数を加えても、開始年（1965年）のGDPは0.1%水準で有意に負であり、貸出も5%または10%水準以下で有意に正である。したがって、金融深化仮説と収束仮説はどちらも、成立することが確認される

人口成長率は予想通り10%水準で有意に負である。負の値だけを用いた人口成長率の変数は予想通り正になっているが、有意ではない。

学歴の変数は、初等教育修了者比率、高等教育修了者比率の2つを同時に用いて推定した。予想通り、初等教育修了者比率の変数は負に、高等教育修了者比率の変数は正になる傾向があるが、いずれも有意でなかった。しかし、これら2つの変数には負の相関があると考えられ、負の相関が高いために独自の影響がともに有意でなくなっている可能性がある。実際、これらの相関係数をみると、約-0.9と非常に高い負の相関を持っていた。そこで、初等、高等教育修了者比率をそれぞれ個別に推定したが、やはりこれらの係数は有意ではなかった。人的資本が極めて不十分な開発途上国において教育投資を行なう場合には教育投資の効果の差は大きいですが、日本のような基礎教育が確立した経済において教育投資を行なう場合には、その後の経済成長にもたらされる影響は小さいのかもしれない。あるいは、日本国内での教育格差が小さいからかもしれない。

第2次産業構成比変化率は、予想通り、5%水準で有意に正である。また、第2次産業構

<sup>22</sup> デフォルト以外の定式化を採用した場合も、推定結果はほとんど変わらなかった。



成比の平均値も 0.1%水準で有意に正である。この表には結果を示していないが、これらの 2 変数の代わりに、1960 年の第 2 次産業構成比を用いた場合、その係数は 10%水準で有意でない。その係数は負であり、先に論じた 2 つの経路のうち、②の方が強かったと解釈可能である。

気象条件の内、晴天日数は予想通り 5%水準で有意に正である。表には示していないが、降雨量と平均気温は有意でなかった。また、最深積雪量は予想外に有意に正であった。この最後の結果の解釈は今後の課題である。

地方交付税は有意に負であった。この結果は予想外のものである。地方交付税は、経済状態が悪いところに多く支出されるであろうから、内生性の問題を免れていない可能性がある。この可能性を考慮して、1960～1996 年のパネルデータを用いて、地方交付税を前年から 3 年前までの GDP に回帰して、その残差を変数として用いて推定した。しかし、その結果はやはり有意に負であった。これに対し、公共事業費の変数は 5%水準で有意に正であった。この 2 つの結果は、地域間格差を解消するために、国土開発計画の政策（公共事業費）は有効に働いていたが、地方交付税という政策は有効に機能していなかったことを示唆している。

## 5 金融部門のパフォーマンス評価

### 5.1 分析の枠組み

3 節では、金融部門を代表する変数として貸出と預金の 2 変数を採用し、「金融深化仮説」が日本の地域の経済発展についても成立することを示した。しかし、金融深化の本来の趣旨は、単に金融部門の規模だけでなく、パフォーマンスが良いほど経済成長に寄与するという仮説であるはずである。国際的な金融深化の研究においては、適切なパフォーマンスの尺度を得ることが困難であるために、多くの研究が金融部門の規模だけを検討してきたのであろう。

そこで、本稿では、3 節で採用した金融部門の規模に加えてパフォーマンスを考慮した場合、金融深化仮説が成立するかどうかを検討する。パフォーマンス (*PERF*) の尺度として、①経費率 (*EXPEN*) ②非効率性 (*EFFIC*) ③市場集中度 (*CONC*) の 3 つを考え、基本方程式 (1) 式にパフォーマンス (*PERF*) を追加した

$$GGDP_i^{t,T} = \alpha + \beta GDP_i^t + \gamma BANK_i^t + \kappa PERF_i^t + \varepsilon_i \quad , \quad (8)$$

$$i = 1, \dots, I, \quad PERF = EXPEN, EFFIC, CONC$$

を推定して、係数  $\beta, \gamma, \kappa$  の符号を検定する。

#### 経費率

銀行のパフォーマンスの尺度として、単位産出量あたりの営業経費で定義される「経費率 (*EXPEN*)」をとるのは自然であろう。ここでは、3 節の分析と整合的に、銀行の産出量

として貸出残高をとり、1955年の全国銀行と相互銀行の財務データから、その県に存在する全国銀行と相互銀行の営業経費の合計を、その県の全国銀行と相互銀行の貸出残高合計で割って算出する。<sup>23</sup>経費率が小さい銀行はより経営効率的であり、経営効率的な銀行が企業により良いサービスを与えるならば、実体経済の成長を促すであろう。このような経路が作用するならば、経費率 *EXPEN* の係数は負であると予想される。

### 非効率性

1980年代から、銀行の非効率性の推定にいろいろな計量経済学的方法が開発され、利用されるようになった(堀、1998)。本稿では、そのうち、確率的フロンティア費用関数によって、非効率性の大きさを推定しよう。

具体的には、県ごとのデータでトランスログ型費用関数

$$LNC_i^t = a_0 + a_1 \overline{LNL_i^t} + a_2 (\overline{LNL_i^t})^2 + v_i^t + u_i^t \quad i = 1, \dots, I, \quad t = 1, 2 \quad (9)$$

を推定する。<sup>24</sup>ここで、*LNC* は営業経費の対数値、 $\overline{LNL_i^t} (\equiv LNL_i^t - \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I LNL_i^t)$  は貸出残高の対数値(全県のサンプル平均値からの乖離)、*v* は通常の誤差項、*u* は非効率性の大きさを表す非負の誤差項である。本稿では、*u* が切断正規分布であると仮定する(Stevenson, 1980, Battese and Coelli, 1995)。<sup>25</sup>非効率性(*EFFIC*)は  $\exp(u)$  で定義する。

### 市場集中度

銀行部門のパフォーマンスのもう一つの尺度として、市場集中度をとる。市場集中度は銀行部門の産業組織分析において、最も重要な変数であり、寡占が好ましくない市場成果をもたらすという「市場構造成果仮説」は多くの研究によって検討されてきた(Gilbert, 1984, Freixas and Rochet, 1997)。「市場構造成果仮説」は、市場集中度(*CONC*)が高いほど経済成長をより抑制すると考えるので、 $\kappa$  に予想される符号は負である。しかし、「効率性仮説」に従えば、高い市場集中度は銀行の高い効率性の結果もたらされるので、*CONC* の係数は正であると予想される(Demsetz, 1973)。

ここでは、各県の市場が全国銀行と相互銀行から構成されるとの想定で、1955年度の貸出残高を用いてハーフィンダール指数(*CONC*)を算出する。

## 5.2 推定結果

非効率性算出のための(9)式の推定結果を表6に示す。貸出の1次の項は有意に正であり、

<sup>23</sup> 当時の銀行は半期決算であったので、上半期と下半期の経費率を平均した値を用いた。

<sup>24</sup> 1955年における全国銀行と相互銀行は半期決算であったので、2期間のパネルデータとして推計した(Coelli, 1996)。

<sup>25</sup> *u* を半正規分布と仮定した場合も同じような結果が得られた。

1 より小さい。貸出の 2 次の項が有意に正であるので、費用関数は逓増的である。費用関数の規模の弾力性は 0.89 であり、サンプルの平均値で評価するとかなり大きな規模の経済性が見られる。

経費率、非効率性、市場集中度の記述統計が、表 1 の 1 番下のパネルに示されている。経費率が最大の県は最小の県の約 2.3 倍である。非効率性、市場集中度はそれぞれ最大と最小の県で約 2.1 倍、約 1.5 倍の差がある。

これらの変数の相関係数を表 7 に示す。経費率と非効率性の相関はほぼ 0.9 である。市場集中度は、弱いながら、これらと負の相関がある。すなわち、集中度が高いほど経費率や非効率性が小さい。この事実は、市場構造成果仮説より効率性仮説の想定と整合的である。

期間を 1965 年から 2003 年にとったときの、(8)式の推定結果を表 8 に示す。この推定の定式化は、表 2 のデフォルトと同じである。1965 年の県民一人あたり GDP は 0.1%水準で有意に負であり、「収束仮説」が成立することを示している。パフォーマンスの尺度を追加しても、規模を表す県民一人あたり貸出額も 1%水準で有意に正であり、銀行部門の変数として規模（貸出）をとった場合の金融深化仮説がここでも確認できる。

経費率、非効率性、市場集中度はいずれも 10%水準で有意ではない。すなわち、ここではパフォーマンスを表す 3 つの変数の経済成長に与える影響は明確に確認できない。<sup>26</sup>そこで、(9)式を全国銀行と相互銀行を合わせた 157 銀行で推定し、銀行ごとの非効率性を求め、それらを県ごとに合計して非効率性を算出し分析を試みたが、パフォーマンスが良いほど経済成長に寄与するという結果は導かれなかった。

経費率や非効率性の抑制が経済成長を促進しないという結果を、どのように理解すべきであろうか。高度成長期においては、人為的低金利政策によって銀行には多大な利潤が蓄積されたが、それは有効に使われなかったと考えられる（筒井, 2006）。すなわち、高度成長期においては、もっとも効率性の低い銀行が倒産しないように競争を制約する「護送船団方式」の金融行政が行われており、銀行のパフォーマンスの違いがその後のパフォーマンスにつながっていかなかったのである。そのため、効率性で測った銀行パフォーマンスの違いは、さほど、地域の発展に影響しなかったのだと考えられる。

筒井他 (2006)は、1974 年から 2001 年度の都市銀行を対象として、「効率性仮説」が成立することを示唆している。しかし、地方銀行や相互銀行を分析対象として、効率性仮説を検定した文献は（筆者らの知る限り）存在しない。本稿の結果は、地域金融市場においては、市場構造成果仮説と効率性仮説のいずれも支持されないということを示唆している。しかし、この結果を確かなものとするには、さらなる研究の蓄積が必要である。

---

<sup>26</sup> 推定期間を 1955~2003 年とした場合も結果はほとんど同じであった。また、3.3 節の議論に沿って、1955 年~75 年の期間についても推定したが、経費率、非効率性、市場集中度の変数は、やはり有意でなかった。

## 6. 結論

本論文は日本の地域経済において、「銀行部門の発達が発達が経済発展に資する」という金融深化仮説と「経済水準の地域格差は次第に解消されていく」という収束仮説が成立するかどうかを実証的に検討した。

1965年から2003年の期間の一人あたりGDP成長率を1965年の経済成長と一人あたり貸出額に回帰した結果、両仮説とも成立することが示された。これは、いろいろな定式化について成立するロバストな結果である。さらに、1955年から5年ごとに始点の間隔をとり同様の推定をしたところ、始点を高度成長期にとったケースでは両仮説とも採択されるが、1975年以降の低成長期にとると、有意度が低下し、係数も小さくなることを見出された。とりわけ、始点を2000年にとったときは、両仮説とも成立しない。

次に、始点を1965年にとって、経済成長に影響する変数を追加した。その結果、人口成長率、第2次産業構成比の変化率と平均値、晴天日数が、予想する方向で経済成長に影響したことが見出された。しかし、人的資本の代理変数である教育は有意でなかった。また、政策的介入を表す地方交付税は予想とは逆に経済成長を引き下げるのに対し、公共事業費は地域格差を是正する政策として有効であったことが示唆された。

さらに、銀行部門の規模だけでなく、パフォーマンスを表す、銀行の経費率、非効率性、市場集中度が経済成長にどのような影響を与えたかを検討した。どの変数も経済発展に明確な影響を与えたという結果は得られなかった。この結果は、銀行部門の大きさは重要であったが、パフォーマンスは重要ではなかったことを示唆している。

1955年から1990年ごろまで収束仮説が成立していることは、東京一極集中や地方の過疎問題にもかかわらず、日本経済は、少なくとも長期的には、地域格差を縮小させてきたことを示している。実際、県別所得のジニ係数を計算すると、1957年には0.11であったのが、1993年には0.07に縮小している。

「始点を2000年にとったとき、収束仮説が成立しない」という結果は、単に、分析期間が短いために有意な結果が得られなかった可能性がある。たとえそうであっても、この結果は、2000年から2003年の期間では、所得の地域格差が縮小しなかったことを意味している。実際、ジニ係数は、1995年には0.084、2000年には0.081、2003年には0.081となっている。それでも、地域格差が拡大しているわけではないが、この結果は、近年「地域格差が拡大している」と主張されるようになったことと整合的である。

「始点を2000年にとったとき、収束仮説が成立しない」という結果が、日本経済が定常均衡に近づき生活程度の地域間格差が、(環境要因まで考慮すれば)、解消したからなのか、平成不況のために、一時的に成長経路が攪乱しているからなのか、巷間主張されるように、小泉政権の市場競争重視政策のためなのかを明らかにすることは、興味深い将来の課題である。

## 補論 変数の定義とデータの出所

変数の定義とデータの出所は以下の通りである。

### (i) 地域差物価指数

『消費者物価指数年報』(総理府統計局(現 総務省統計局))による。戦前基準の東京都消費者物価指数(持家の帰属家賃を除く総合)と消費者物価指数地域格差指数を掛け合わせるにより毎年の地域物価指数を算出した。ただし、1955~69年は小売物価地域差指数を用いている。

### (ii) 県内総生産額(単位;千円)

『県民経済年報』(内閣府)による。しかしながら、基準年の改訂によりデータに断層があるため、川崎(2006)に従って、以下のようなデータ接続を行なった。68SNA基準と93SNA基準の重複期間(1990~99年)のデータを利用し、

$$93SNA \text{ 基準値}_i^t = \beta \times 63SNA \text{ 基準値}_i^t + \varepsilon_i^t \quad (A1)$$

をパネル推定した。68SNA基準のデータに $\beta$ を掛けて93SNA基準のデータとした。この回帰の決定係数は0.997であり、 $\beta$ は0.993(t値;533)とほぼ1であるため、基準年の変更によるデータへの大きな差は見られない。実際、両方の基準のデータをプロットしても、それらはほぼ重なっている。

### (iii) 一人あたり貸出残高( $PLOAN_i^t$ )と預金残高( $PDEPO_i^t$ )(単位;千円)

『都道府県別経済統計』(日本銀行統計局)に掲載されている名目の銀行貸出残高、預金残高を、県民人口で割ることにより一人あたり貸出・預金残高を算出した。銀行貸出残高と預金残高は各年度3月末時点のストックデータである。そこで、以下のような2期間の平均を取るようデータ加工を施した。

$$BANK_i^t = (BANK_i^t + BANK_i^{t-1})/2 \quad (A2)$$

### (iv) 県民人口

『国勢調査』(総務省)による。ただし、2003年に関しては、『人口推計年報』(総務省統計局)が平成17年国勢調査結果に基づき補間補正を行なったデータである。推定に用いた県内人口成長率は、1965年から2003年の成長率(年率)を採用している。

### (v) 気象条件

気象条件として、年間平均気温、年間晴天日数、年間降水量、最深積雪の4つの指標を用いる(『日本統計年鑑』、総理府統計局)。これらのデータは、都道府県庁所在地にある気象官署に基づいている。年間平均気温は、平成13年以降も昭和46年から平成12年までの都道府県別年平均気温が記載されているため、これを採用している。年間晴天日数とは、1960年から2003年における各年の晴天日数を365日で割り、それらを単純平均することにより算出している。年間降水量は1960年から2003年までの平均値、最深積雪は1968年から2003年

までの平均値を用いている。

(vi) 教育（修了者比率）

『国勢調査』（総務省）による。昭和35年から10年毎に都道府県別の最終学歴別人口が公表されている。最終学歴が、小学、高等小学、新中学、青学である者を初等教育修了者、旧中学、高等学である者を中等教育修了者、短大、高専、大学、大学院である者を高等教育修了者とし、それらを15歳以上の人口（労働人口）で割ることにより修了者の割合を算出している。初等教育修了者比率は、初等教育修了者の割合を、「初等+中等+高等教育修了者の割合の合計」で割ることにより、初等教育修了者比率を算出した。高等教育修了者比率も同様に算出している。

(vii) 産業構成比（就業者）

『日本統計年鑑』（総理府統計局）による。1960年と2000年における第1次、第2次、第3次産業就業者数を全産業者数で割ることにより産業構成比をそれぞれ算出し、1960年～2000年の成長率と平均値を計算している。産業分類改定により2002年以前とそれ以後のデータは接続していないため、2000年を用いている。

(viii) 一人あたり地方交付税（単位；千円）

『地方財務統計年報』（自治省（総務省自治財政局））による。1960年と2003年の名目の地方交付税・地方譲与税等の総額を各年の県民人口で割ることにより一人あたり地方交付税を算出し、上記の地域差物価指数で実質化している。推定には、1960年～2003年の平均値を採用している。

(ix) 一人あたり公共事業費（単位；千円）

『建設工事施工統計』（建設省（国土交通省））による。1960年と2003年の総合工事業・職別工事業・設備工事業の公共発注工事費の名目総額を各年の県民人口で割ることにより一人あたり公共事業費を算出し、上記の地域差物価指数で実質化している。推定には、1960年～2003年の平均値を採用している。

## 参照文献

- Barro, Robert (1991) "Economic Growth in a Cross Section of Countries," *Quarterly Journal of Economics*, 106, 407-443.
- Barro, Robert and Xavier Sala-i-Martin (1992) "Regional Growth and Migration: A Japan-United States Comparison," *Journal of the Japanese and International Economics*, 6, 223-251.
- Barro, Robert and Xavier Sala-i-Martin (1995) *Economic Growth*: MIT Press.
- Battese, George E. and Tim Coelli (1995) "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data," *Empirical Economics*, 20 (2), 325 – 332.
- Beck, Thorsten and Ross Levine (2002a) "Industry Growth and Capital Allocation: Does Having a Market- or Bank-based System Matter?" *NBER Working Paper Series* 8982.
- Beck, Thorsten and Ross Levine (2002b) "Stock Markets, Banks and Growth: Panel Evidence," *NBER Working Paper Series* 9082.
- Bernanke, Ben S. and Alan S. Blinder (1988) "Credit, Money, and Aggregate Demand," *American Economic Review*, 78 (2), 435-439.
- Berthelemy, Jean Claude and Aristomene Varoudakis (1995) "Threshold in Financial Development and Economic Growth," *Manchester School*, Supplement, 63, 70-84
- Berthelemy, Jean Claude and Aristomene Varoudakis (1996) "Economic Growth, Convergence Clubs, and the Role of Financial Development," *Oxford Economic Papers*, 48, 300-328.
- Blinder Alan S. (1987) "Credit Rationing and Effective Supply Failures," *Economic Journal*, 97, 327-52.
- Coelli, Tim (1996) "A Guide to FRONTIER Version 4: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation," *CEPA Working Papers* 96/7.
- Demirguc-Kunt, Asli, and Ross Levine (2001) *Financial Structure and Economic Growth: A Crosscountry Comparison of Banks, Markets, and Development*: MIT Press.
- Demsetz, Harold (1973) "Industry Structure, Market Rivalry, and Public Policy," *Journal of Law and Economics*, 16 (1), 1- 9.
- Evans, Paul and Georgios Karras (1996) "Convergence Revisited," *Journal of Monetary Economics*, 37, 249–265.
- Fisher Mark E. and John J. Seater (1993) "Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework," *American Economic Review*, 83 (3), 402-415.
- Freixas, Xavier and Jean-Charles Rochet (1997) *Microeconomics of Banking*, Cambridge: MIT Press.
- Fry, Maxwell, J. (1995) *Money Interest, and Banking in Economic Development*, Baltimore: John Hopkins UP.

- Funke, Michael and Annekatrin Niebuhr (2005) “Threshold Effects and Regional Economic Growth –Evidence from West Germany,” *Regional Studies*, 39(1), 143-153.
- Gilbert, R. Alton (1984) “Bank Market Structure and Competition: A Survey,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 16 (4), 617-712.
- Goldsmith, Raymond, W. (1969) *Financial Structure and Development*, New Haven: Yale U. press.
- Hicks John R. (1974) *The Crisis in Keynesian Economics*, Basil Blackwell. 早坂忠訳(1977) 『ケインズ経済学の危機』ダイヤモンド社。
- Ishikawa, Daisuke and Yoshiro Tsutsui (2006) “Has the Credit Crunch Occurred in Japan in 1990s?,” *RIETI Discussion Paper Series*, 06-E-012.
- Kano, Masaji and Yoshiro Tsutsui (2003a) “Geographical Segmentation in Japanese Bank Loan Markets,” *Regional Science and Urban Economics*, 33 (2), 157-174.
- Kano, Masaji and Yoshiro Tsutsui (2003b) “Adjusted Interest Rates and Segmentation Hypothesis of Japanese Bank Loan Markets,” *Osaka Economic Papers*, 53 (1), 1-15.
- King, Robert G. and Ross Levine (1993a) “Finance, Entrepreneurship, and Growth : Theory and Evidence,” *Journal of Monetary Economics*, 32 (3), 513-42.
- King, Robert G. and Ross Levine (1993b) “Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right,” *Quarterly Journal of Economics*, 108 (3), 717-738.
- Lee, Chien-Chiang and Swee Yoong Wong (2005) “Inflationary Threshold Effects in the Relationship between Financial Development and Economic Growth: Evidence from Taiwan and Japan,” *Journal of Economic Development*, 30, 49-69.
- Levine, Ross (1992) “Financial Intermediary Services and Growth,” *Journal of Japanese and International Economics*, 6 (4), 383-405.
- Levine, Ross (2002) “Bank-Based or Market-Based Financial Systems: Which is Better?,” *NBER Working Paper Series* 9138.
- Lucas, Robert (1988) “On the Mechanics of Economic Growth,” *Journal of Monetary Economics*, 22 (1), 3-42.
- Mankiw, N. Gregory, David Romer and David N. Weil (1992) “A Contribution to the Empirics of Economic Growth,” *Quarterly Journal of Economics*, 107 (2), 407-437.
- McKinnon, Ronald, I. (1973) *Money and Capital in Economic Development*, Washington DC: Brooking Institution.
- Stevenson, Rodney E. (1980) “Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation,” *Journal of Econometrics*, 13, 57 – 66.
- Stiglitz, Joseph E. and Andrew Weiss (1981) “Credit Rationing in Markets with Information,” *American Economic Review*, 71 (3), 339-345.
- 大竹文雄 (2005) 『日本の不平等』、日本経済新聞社。



- 岡部光明 (2007) 『日本企業とM&A-変貌する金融システムとその評価--』、東洋経済新報社。
- 岡部光明・光安孝将 (2005) 「金融部門の深化と経済発展—多国データを用いた実証分析—」  
総合政策学ワーキングペーパーシリーズ No.69 (慶応大学)。
- 川崎一泰 (2006) 「地域間生産性ギャップと人口配置」、東海大学大学院経済学研究科  
Working Papers 2006-1。
- 塩路悦郎 (2000) 「日本の地域所得の収束と社会資本」、『循環と成長のマクロ経済学』、吉  
川洋・大瀧雅之編、第8章、東京大学出版会。
- 鈴木淑夫 (1974) 『現代日本金融論』、東洋経済新報社。
- 筒井義郎 (2006) 『金融業の競争度と効率性』、東洋経済新報社。
- 筒井義郎、大竹文雄、池田新介 (2005) 「なぜあなたは不幸なのか」、ISER Discussion Paper  
No.630。
- 筒井義郎、佐竹光彦、内田浩史 (2006) 「効率性仮説と市場構造＝行動＝成果仮説：再訪」、  
RIETI Discussion Paper Series 06-J-001。
- 野間敏克 (2007) 「地域金融機関のパフォーマンスと地域経済」、筒井義郎・植村修一編『リ  
レーションシップバンキングと地域金融』第7章、日本経済新聞社。
- 堀 敬一 (1998) 「銀行業の費用構造の実証研究--展望」、『金融経済研究』第15号, 24-51頁。

表1 分析に用いる変数の記述統計

(1)式の推計に用いる変数

	平均	標準誤差	最小値	最大値
1965～2003年の一人あたり 実質 GDP の成長率(%)	3.14	0.421	1.95	3.81
1965年の一人あたり実質 GDP <sup>a</sup>	0.675	0.153	0.450	1.172
1965年の一人あたり実質貸出 <sup>a</sup>	0.321	0.256	0.135	1.599
1965年の一人あたり実質預金 <sup>a</sup>	0.419	0.236	0.177	1.526

(7)式の推計に用いる変数

人口成長率 <sup>b</sup>	0.46	0.579	0.33	2.25
修了者比率(初等) <sup>c</sup>	73.4	6.35	52.1	81.3
修了者比率(高等) <sup>c</sup>	4.39	1.97	2.58	13.63
第2次産業構成比の成長率 <sup>d</sup>	34.3	41.665	-47.7	119.3
第2次産業構成比の平均値 <sup>d</sup>	27.7	5.544	18.1	40.5
年間平均気温 <sup>e</sup>	14.372	2.142	6.95	17.6
年間晴天日数 <sup>f</sup>	0.108	0.038	0.048	0.191
年間降水量 <sup>g</sup>	1607	436.2	938	2593
最深積雪 <sup>h</sup>	19.335	24.616	0.333	116
一人あたり実質地方交付税 <sup>i</sup>	0.046	0.027	0.00004	0.094
一人あたり実質公共事業費 <sup>i</sup>	0.071	0.020	0.031	0.136

(7)式の推計に用いる変数

経費率	0.0303	0.0058	0.0192	0.0446
非効率性	1.506	0.260	1.061	2.272
ハーフィンダール指数	0.643	0.219	0.655	1.000

注：a. 1965年の一人あたり名目額（千円）と地域差物価指数を用いて算出。

b. 1965－2003年における年率の成長率。

c. 1960年の数値。

d. 1960と2000年のものから算出。

e. 1961年から1990年までの各年数値の平均値。

f. 1960年から2003年までの各年数値から算出。

g. 1960年から2003年までの各年数値の平均値。

h. 1968年から2003年までの各年数値の平均値。

i. 1965年と2003年の一人あたり名目額（千円）を地域差物価指数を用いて実質化し平均値を算出。

表2 基本定式化(1)式の推定結果

	デフォルト 推定値 (p-値)	名目値 推定値 (p-値)	全銀データ 推定値 (p-値)	対数の差 推定値 (p-値)	預金 推定値 (p-値)	対数 推定値 (p-値)
定数	0.050 (0.000) ***	0.089 (0.000) ***	0.050 (0.000) ***	0.049 (0.000) ***	0.050 (0.000) ***	0.027 (0.000) ***
1965年の 一人あたりGDP	-0.032 (0.000) ***	-0.081 (0.000) ***	-0.032 (0.000) ***	-0.031 (0.000) ***	-0.034 (0.000) ***	-0.021 (0.000) ***
1965年の 一人あたり貸出	0.010 (0.000) ***	0.028 (0.000) ***	0.011 (0.000) ***	0.010 (0.000) ***		0.003 (0.044)**
1965年の 一人あたり預金					0.012 (0.002) **	
決定係数	0.60	0.63	0.61	0.60	0.58	0.55
Goldfeld-Quandt 検定	0.72	0.62	0.72	0.73	0.67	0.73
F値	32.9***	37.0***	33.4***	32.9***	29.4***	25.9***

注：\*は10%、\*\*は5%、\*\*\*は1%で有意を表わす。カッコ内はp-値。

「デフォルト」は、実質値、成長率、貸出、全金融機関データ。

「名目値」は、名目率、成長率、貸出、全金融機関データ。

「全銀データ」は実質値、成長率、貸出、全銀データ。

「対数の差」は、実質値、対数の差、貸出、全金融機関データ。

「預金」は、実質値、成長率、預金、全金融機関データ。

「対数」は、実質値、成長率、2つの説明変数（貸出、GDP）を対数値に変更、全金融機関データ。

表3 期間別の推定結果

	定数項	一人あたり 実質 GDP	一人あたり 実質貸出	決定係数	F 値	観測数	収束速度	一人あたり実質 GDP の対数值	一人あたり 実質貸出
推定期間① (1955～2003)	0.055 (0.000)***	-0.048 (0.000)***	0.011 (0.047)***	0.54	25.2***	46	0.025 (0.003)***	-0.014 (0.000)***	0.007 (0.118)
推定期間② (1960～2003)	0.053 (0.000)***	-0.040 (0.000)***	0.013 (0.006)**	0.65	40.6***	46	0.031 (0.001)***	-0.017 (0.000)***	0.008 (0.042)**
推定期間③ (1965～2003)	0.050 (0.000)***	-0.032 (0.000)***	0.010 (0.000)***	0.60	32.9***	46	0.038 (0.003)***	-0.020 (0.000)***	0.007 (0.006)***
推定期間④ (1970～2003)	0.039 (0.000)***	-0.020 (0.000)***	0.007 (0.000)***	0.59	30.4***	45	0.034 (0.000)***	-0.020 (0.000)***	0.005 (0.005)***
推定期間⑤ (1975～2003)	0.026 (0.000)***	-0.007 (0.019)**	0.002 (0.172)	0.14	3.4**	46	0.010 (0.028)**	-0.008 (0.013)**	0.001 (0.220)
推定期間⑥ (1980～2003)	0.026 (0.000)***	-0.007 (0.001)***	0.002 (0.038)**	0.22	6.1***	46	0.012 (0.003)***	-0.010 (0.001)***	0.002 (0.063)*
推定期間⑦ (1985～2003)	0.027 (0.000)***	-0.008 (0.000)***	0.002 (0.052)*	0.30	9.4***	47	0.015 (0.001)***	-0.013 (0.000)***	0.001 (0.131)
推定期間⑧ (1990～2003)	0.019 (0.000)***	-0.009 (0.000)***	0.001 (0.075)*	0.34	11.5***	47	0.021 (0.000)***	-0.018 (0.000)***	0.001 (0.193)
推定期間⑨ (1995～2003)	0.009 (0.101)	-0.006 (0.037)**	0.001 (0.108)	0.10	2.3	47	0.015 (0.032)**	-0.014 (0.024)**	0.001 (0.122)
推定期間⑩ (2000～2003)	0.008 (0.422)	-0.006 (0.247)	0.002 (0.206)	0.04	0.9	47	0.012 (0.272)	-0.012 (0.263)	0.002 (0.235)

注：従属変数は各推定期間の一人あたり実質 GDP 成長率(年率)。\*は 10%、\*\*は 5%、\*\*\*は 1%で有意を表わす。カッコ内は p-値。推定期間④、⑤、⑥において、山梨県の相互銀行貸出データが欠値のためサンプルから排除した。推定期間⑤以降は沖縄のデータを含む。デフォルトの定式化(実質値、成長率、貸出、全金融機関データ)を採用。

収束速度は、(5)式を非線形最小二乗推定して標準偏差を求めている。定数項は紙幅を省略するため記載していない。

表4 高度成長期と低成長期の収束速度

	デフォルト						(5)式の推定結果			
	定数項	一人あたり 実質 GDP	一人あたり 実質貸出	決定係数	F 値	観測数	定数項	一人あたり実質 GDP の対数値	一人あたり 実質貸出	収束速度
推定期間 (1955～1975)	0.101 (0.000)***	-0.092 (0.000)***	0.022 (0.039)**	0.57	28.4	46	0.040 (0.000)** *	-0.026 (0.000)***	0.011 (0.177)	0.0362 (0.000)***
推定期間 (1975～2003)	0.026 (0.000)***	-0.007 (0.019)**	0.002 (0.172)	0.15	3.9**	46	0.019 (0.000)** *	-0.008 (0.013)**	0.001 (0.220)	0.0096 (0.028)**

注：従属変数は各推定期間の一人あたり実質 GDP 成長率(年率)。\*は 10%、\*\*は 5%、\*\*\*は 1%で有意を表わす。カッコ内は p-値。推定期間（1955～1975）の観測数は沖縄を除いた 46 都道府県。推定期間（1975～2003）年は山梨県を除き、沖縄を含んだ 46 都道府県。（実質値、対数の差、一人あたり GDP の対数値、貸出、全金融機関データ）を採用。

(5)式の決定係数と F 値はデフォルトの結果とほぼ同じである。ここでは、紙幅を省略するため記載していない。

収束速度は、非線形最小二乗法により推定している。

表5 拡張モデル(7)式の推定結果

	推定値 (p-値)	推定値 (p-値)	推定値 (p-値)
定数	0.040 (0.001)***	0.046 (0.000)***	0.036 (0.000)***
1965年の一人あたり実質GDP	-0.029 (0.000)***	-0.029 (0.000)***	-0.028 (0.000)***
1965年の一人あたり実質貸出	0.005 (0.090)*	0.006 (0.022)**	0.005 (0.091)*
人口成長率	-0.184 (0.079)*	-0.150 (0.107)	-0.200 (0.043)**
人口成長率(負値のみ)	0.927 (0.120)	0.854 (0.143)	0.943 (0.109)
第2次産業平均値	0.007 (0.000)***	0.007 (0.000)***	0.007 (0.000)***
第2次産業成長率	0.024 (0.026)**	0.023 (0.032)**	0.023 (0.028)**
修了者比率(初等)	-0.006 (0.630)	-0.012 (0.225)	
修了者比率(高等)	0.033 (0.450)		0.046 (0.177)
晴天日数	0.021 (0.036)**	0.021 (0.030)**	0.020 (0.038)**
地方交付税	-0.094 (0.015)**	-0.094 (0.014)**	-0.094 (0.014)**
公共事業費	0.083 (0.012)**	0.085 (0.010)***	0.078 (0.012)**
決定係数	0.82	0.82	0.82
Goldfeld-Quandt 検定	0.83	0.98	1.02
F 値	14.1***	15.61***	15.8***
観測数	46	46	46

注：従属変数=成長率(3式)。\*は10%、\*\*は5%、\*\*\*は1%で有意を表わす。カッコ内はp-値。

表 6 費用関数(9)式の推定結果

変数	切断正規分布	
	推定値	(p-値)
定数	12.88	(0.000)***
$\overline{LNL}$	0.886	(0.000)***
$(\overline{LNL})^2$	0.038	(0.025)**
$\sigma^2$	0.048	(0.004)***
$\gamma$	0.759	(0.000)***
$\mu$	0.382	(0.015)**
対数尤度	31.384	
観測数	92	

注:  $\sigma^2$  は  $v$  の分散と  $u$  の分散の和、 $\gamma$  は  $u$  の分散 /  $\sigma^2$ 、 $\mu$  は切断する前の正規分布の期待値。

\*は10%、\*\*は5%、\*\*\*は1%で有意を表わす。

表 7 経費率、非効率性、市場集中度の相関係数

	非効率性	経費率
経費率	0.918	1
市場集中度	-0.334	-0.292

表 8 銀行のパフォーマンスと経済成長：(8)式の推定結果

	推定値 (p-値)	推定値 (p-値)	推定値 (p-値)	推定値 (p-値)	推定値 (p-値)
定数	0.048 (0.000)***	0.050 (0.000)***	0.049 (0.000)***	0.047 (0.000)***	0.049 (0.000)***
1965 年の一人あたり 実質 GDP	-0.033 (0.000)***	-0.032 (0.000)***	-0.033 (0.000)***	-0.034 (0.000)***	-0.033 (0.000)***
1965 年の一人あたり 実質貸出	0.010 (0.000)***	0.010 (0.001)**	0.011 (0.000)***	0.012 (0.004)***	0.011 (0.005)***
経費率	0.065 (0.361)			0.088 (0.267)	
非効率性		0.0001 (0.970)			7.14E-05 (0.836)
市場集中度			0.001 (0.562)	0.002 (0.357)	0.001 (0.543)
決定係数	0.61	0.61	0.61	0.62	0.61
Goldfeld-Quandt 検定	0.68	0.71	0.67	0.60	0.65
F値	22.1***	21.4***	21.7***	16.79***	15.92***
観測数	46	46	46	46	46

注：推定の定式化は、表 2 のデフォルトと同じである。従属変数は(3)式で表される一人あたり実質県民総生産の 1965 年～2003 年の成長率(年率)である。\*は 10%、\*\*は 5%、\*\*\*は 1%で有意を表わす。カッコ内は p-値。4 列目に記載しているように、分散均一の帰無仮説は Goldfeld-Quandt 検定では棄却されない。しかし、Breusch-Pagan 検定では有意水準 5%で棄却、10%では棄却されないという結果を得たため、4 列目の p-値のみ、White の分散不均一頑健標準誤差に基づいて計算している。



図1 地域間所得格差が縮小する速さ

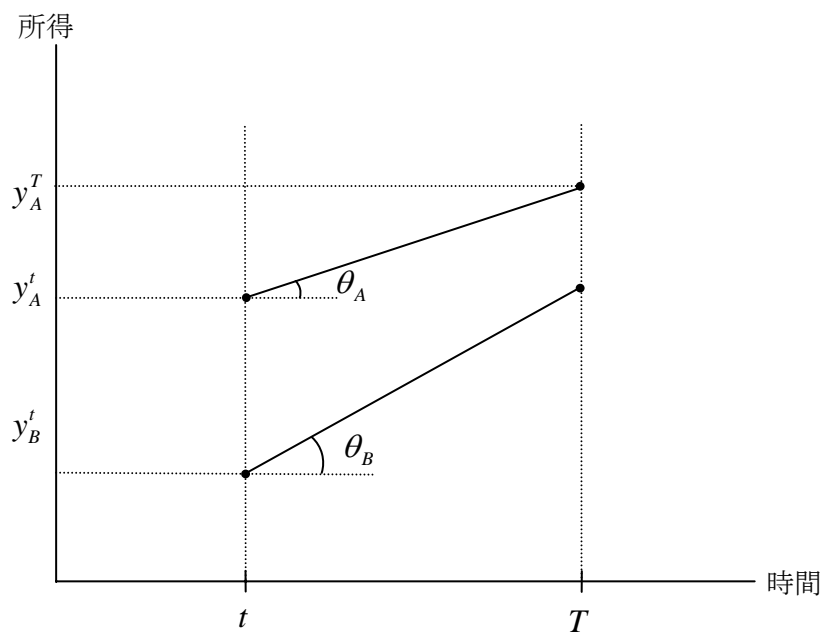


図2 成長理論における収束速度

