

## 戦後日本の地域間経済格差の推移と公共投資の地域配分

片岡光彦\*

### Regional Income Inequality and Public Capital Allocation in Postwar Japan

KATAOKA Mitsuhiko\*

#### Abstract

The effects of public capital allocation on regional economies in postwar Japan has often been the subject of theoretical discussions and empirical research due to the fact that Japan has been able to decrease large regional income differentials while achieving remarkable economic growth. One of the pioneering works in this field, Mera (1973), estimated prefectural production functions and derived the marginal productivities of employment, private capital, and public capital. Further, Yamano and Ohkawara (2000) examined the effects of the regional allocation of public capital on national growth and regional inequalities through numerical simulations of several policy alternatives in the post oil-shock period.

The objective of this study is also to examine the effects of public capital on regional economies; however, it focuses more on pre oil-shock period. This will be done using various measurement and simulation techniques derived from the previous studies. One of the major findings in this study is that the government alternatively took efficiency-oriented policies and equity-oriented policies for public capital allocation in the postwar era. Moreover, numerical simulations demonstrate that an efficiency-oriented policy under an assumption of income-sensitive interregional labor migration simultaneously pursues to achieve the higher national output and lessen the regional inequality. This finding confirms the balancing regional income inequalities in the rapid economic growth period of the 1960s.

#### ・序論

戦後のわが国は、戦災による産業基盤の壊滅的な打撃から国内経済の復興を旗印に短期間で奇跡的な回復を果たした。1956年には工業生産水準は戦時中の最高水準を突破し、その後も、国土開発政策のもとで産業基盤分野や生活関連分野の社会資本が急速に整備され、高成長を達成した。その一

方で、大都市圏と地方圏の経済格差の拡大を憂慮する声も高まり、政府は地方圏に対しても産業基盤の整備を進め、“均衡ある国土開発”を推し進めてきた。しかしながら、政府が地域間経済格差の是正よりも一国全体の経済効率性の追求を優先し続けたならば、さらに高い経済成長が達成できたとあろうとも指摘されている。このように、政府は社会資本の地域配分における一国経済

\* 名古屋大学大学院国際開発研究科博士後期課程

全体の効率性と地域の均等発展という背反する政策目標の狭間で、社会資本をどのように配分するかという課題に常に直面している。

こうした問題意識に基づいたこれまでの研究では、生産力効果や所得分配効果を左右する政策変数としての社会資本の役割に焦点を当てたものが多く、Mera (1973、1986)、浅子他 (1994)、吉野・中野 (1994)、岩本他 (1996)、土井 (1998)、井田・吉田 (1999)、中里 (1999)、Yamano and Ohkawara (2000)、吉野・中東 (2001) などがある。

Mera (1973) は、各生産要素の地域別のデータに基づいた地域生産関数を推計し、社会資本ストックの限界生産性の推定を行っている。さらに1986年の彼の研究では1958年から1978年における日本政府の公共投資の配分政策は民間資本ストックに対する補完と所得の再分配を目的としており、その結果として1960年代後半には急激な地域間格差の縮小をもたらし、大都市圏への人口流入を抑制したことを示唆している。

浅子他 (1994) は、大河原・松浦・中間 (1985) が推計した時系列の都道府県別生産要素のプールド・データに基づいた社会資本の生産力効果を前提として、実際の公共投資政策と最適政策の乖離を示す指標から、日本の公共投資政策は国内総生産ベースで3%の経済的損失をもたらしていることを明らかにしている。Yamano and Ohkawara (2000) では、Mera (1986) の研究を参考に経済効率性の追求と地域間格差の是正を目的とする公共投資配分政策に基づく社会資本ストックを推計し、それらの社会資本ストックを用いて各都道府県の県内総生産を

推計・比較している。その結果、1994年の国内総生産において、限界生産性の低い地域に優先的に配分する所得再分配的な配分政策は、実際の配分政策よりも4%の生産力の低下となっているものの、地域間格差は大幅改善していることを導き出している。

吉野・中野 (1994) は独自推計した民間資本ストック、社会資本ストック、就業人口の都道府県別データから国内9地域ごとの生産関数を推定して各地域の社会資本の生産力効果を調べている。その結果、大都市圏では社会資本の生産力効果は正で大きい、地方圏では小さくなっていることを実証している。さらに、井田・吉田 (1999) は、都道府県別の部門別社会資本の生産力効果を分析し、生活型社会資本や産業型社会資本の公共投資の生産力効果が環境型、文教型、農漁業型、国土保全型社会資本に比べて高いことを明らかにしている。

土井 (1998) は、電電公社、専売公社、日本国有鉄道の3公社の民営化によるデータの断続性を除去した資本ストックを基にトランス・ログ型生産関数を推計して社会資本の生産力効果を確認している。その上で、社会資本と民間資本の間では高度経済成長期では代替関係があり、石油危機以降では補完関係があったことを報告している。これらの研究は社会資本の生産力効果が正であるとの結論で共通している。

一方、社会資本の生産力効果は負となる場合を指摘した研究では岩本他 (1996) があり、さらに、中里 (1999) は公共投資のスピルオーバー効果を考慮し、公共投資は経済成長の促進に優位な寄与をしておらず、地域間の所得移転の手段として機能していると報告している。その他に地域生産関数

を使用していない研究としては、Fukuchi and Nobukuni (1970)、Tsuneki (1987)、Kamada et al. (1998) などがある。

本研究では、「地域ごとの所得水準は生産要素の賦存量、財・サービス価格、生産要素価格の3つの変数に依存し、これらの全変数が地域間で均等化されれば地域間格差は存在しない」という伝統的な経済理論の枠組みにしたがい、戦後日本の地域間所得格差の推移とその要因を分析する。なかでも、政策変数としての公共投資の役割に注目し、実際の社会資本の地域配分政策が一国経済全体の効率性と地域の均等発展のどちらを優先していたかを事後的に検証する。その上で、幾つかの公共投資の配分政策に基づく社会資本ストックを用いて、都道府県ごとの県内総生産を推計して相互比較を行う。本研究は、Yamano and Ohkawara (2000) の分析手法を取り入れながらも、彼らが対象とした1975年から1994年までの分析期間を地域間格差が大幅に縮小した1974年以前にまで延長する。

本稿の構成は、第 節で日本の地域間経済格差を概観し、第 節で都道府県別地域生産関数を推計する。この推計結果から、第 節では社会資本の地域配分政策を考察し、第 節では効率的配分、所得再分配配分、実績配分のシナリオに基づくシミュレーションを行い、一国全体の経済成長と地域間経済格差の変化を検証する。

## ・戦後日本の地域間経済格差の推移

戦後、日本の地域間経済格差の推移を概観する。不平等格差を示す指標には変動係数、タイル係数、ジニ係数、最大・最小比率などがあるが、Hansen (1995) が指摘し

ているように採用指標により地域間格差の相対的な程度が大きく異なる可能性を払拭できない。そのため、本稿では、ダルトンの移転原理 (Dalton's Transfer Principle) 及び標準化の条件を満たす指標の中で変動係数とジニ係数を採用する。また、本稿では、各指標の算定において地域間所得格差を都道府県別の人口1人あたり県内総生産(90年実質値)の格差として定義する。

図1は、1955年から1998年における国内の地域間所得格差を変動係数とジニ係数で

変動係数 (Cv: Coefficient of Variation)

$$Cv = \frac{1}{\bar{y}_t} \sqrt{\sum_{i=1}^n (y_{it} - \bar{y}_t)^2}$$

ジニ係数 (G: Gini Coefficient)

$$G = \left( \frac{1}{2n^2 \bar{y}_t} \right) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_{it} - y_{jt}|$$

$y_{it}$ :  $t$ 年の都道府県*i*の人口ひとりあたり県内総生産

$y_t$ :  $t$ 年の国内人口ひとりあたり県内総生産

$Y_{it}$ :  $t$ 年の都道府県*i*の県内総生産

(出所) Bigsten. (1983) Income Distribution and Development, Theory, Evidence & Policy

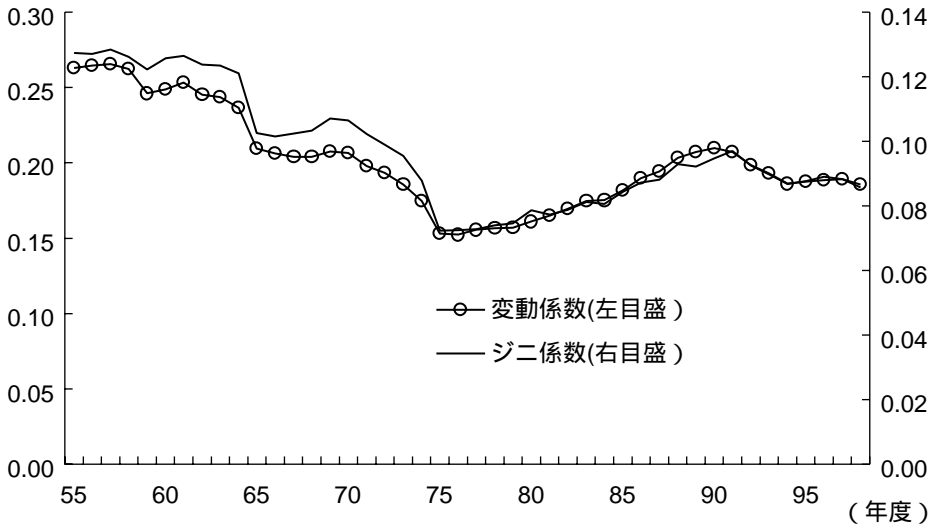
示している。所得格差の推移をみると、各指標ともに推計期間初年度から上昇し、1957年をピークに下降を続け、石油危機直後の1975年をボトムに再び上昇を始め、1990年代初頭をピークに再び下降している<sup>1)</sup>。

## ・地域生産関数の推計

### 1. 地域生産関数の定式化とデータ

47都道府県の1955年から1998年の各都道府県の域内総生産、民間企業資本ストック、

図1 地域間所得格差の推移 変動係数とジニ係数



社会資本ストック、就業者数のパネルデータを用いて、地域生産関数の推計を行う。本研究は、社会資本整備の地域配分の検証や先行研究との比較を目的としているため使用頻度の高いコブ・ダグラス型生産関数を想定する。また、規模の経済性を考慮して、1次同時の制約を課さない下記の推計式を採用した。

$$\ln Y_{it} = \mu_i + \ln K_{it} + \ln E_{it} + \ln G_{it} + D_{it\_JR} + D_{it\_NTT} + D_{it\_BT} + \varepsilon_{it}$$

- $\mu$  : 定数項
- $Y$  : 県内総生産
- $K$  : 民間資本ストック
- $E$  : 就業者数
- $G$  : 社会資本ストック
- $D_{JR}$  : 日本国有鉄道 (JR) の民営化のダミー変数  
(1985年以降のJR路線の保有都道府県 = 1、その他 = 0)
- $D_{NTT}$  : 電電公社 (NTT) の民営化のダ

- ミー変数  
(1989年以降都道府県 = 1、その他 = 0)

- $D_{BT}$  : 新幹線保有機構 (BT) の民営化のダミー変数  
(1991年以降のBT施設の保有都道府県 = 1、その他 = 0)

$\varepsilon$  : 誤差項

$i$  : 都道府県

$t$  : 年度

推計にあたっては、都道府県を1つの経済単位として、沖縄県を含む47都道府県のクロスデータと1955年～98年の時系列データを組み合わせたパネル推計を行っている。推計期間では、オイルショック以前と以後における経済構造が変化していることと、地域間経済格差が両期間で上昇と下降を繰り返していることから、推計期間を1955年～1975年と1976年～1998年の2期間に区分している。なお、1985年の日本国有鉄道、1989年の電電公社、1991年の新幹線保有機構の民営化の影響を考慮するために、モデ

ル内にダミー変数を取り込んでいる。

データに関しては、大河原・松浦・中馬（1985）や土井（1998）の先行研究を参考に、これまでの先行研究では推計されていなかった本土復帰前の沖縄県の社会資本ストックを加え、推計を行った<sup>2)</sup>。県内総生産、民間資本ストック、社会資本ストックは90年実質価格、就業者数は就業地ベースに統一している。また、先行研究と同様に、減価償却後も資本の完全除却までは付加価値を生み出すという資本ストックの特性から、民間及び社会資本ストックは減価償却前の粗資本ストックを用いている<sup>3)</sup>。

## 2. 地域生産関数の推計

表1は、1955年～1975年と1976年～1998年の都道府県別生産関数の推計結果をまとめている。都道府県ごとの個別効果の取り扱いによって、3モデルの推計を行って

る<sup>4)</sup>。

個別効果が存在しないと仮定したModel 1では、1976年～1998年の後期で社会資本ストックが負の値を取っている他は、個々の生産要素の回帰パラメータは正の値で統計的有意水準を確保しており、自由度修正済決定係数も0.978ときわめて高くなっている。個別効果が固定効果として存在するとしたModel 2では、前後期の双方において、個々の回帰パラメータは正の値を取り、自由度修正済決定係数もきわめて高くなっており、固定効果を示す切片の値は前期では1%有意水準を確保しているものの、後期ではすべての切片の値は統計的な有意水準を満たしていない結果となっている。

最後に、Model 3では、「利益最大化以外の要因で地域配分が決定される社会資本ストックに各都道府県の個別効果が存在する」と想定したYamano and Ohkawara（2000）

表1 生産関数の推計結果

1955-1975

| Model No.                                     | Constant             | LnK                | LnE                | LnG                |  | Adj-R <sup>2</sup> |
|---|----------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--|--------------------|
| 1: No Individual Effects<br>(個別効果：無)          | -1.270 **<br>(-12.5) | 0.435 **<br>(33.8) | 0.441 **<br>(20.9) | 0.249 **<br>(40.8) |  | 0.978              |
| 2: Fixed Effects<br>(個別効果：固定効果)               | a<br>b               | 0.333 **<br>(15.4) | 0.502 **<br>(16.7) | 0.334 **<br>(16.8) |  | 0.993              |
| 3: Dummy on Public Capital<br>(個別効果：社会資本ストック) | -2.790 **<br>(-6.2)  | 0.333 **<br>(17.1) | 0.574 **<br>(16.7) | c                  |  | 0.993              |

1976-1998

| Model No.                                     | Constant           | LnK                | LnE                | LnG                 | D_NTT            | D_JR                | D_BT             | Adj-R <sup>2</sup> |
|---|--------------------|--------------------|--------------------|---------------------|------------------|---------------------|------------------|--------------------|
| 1: No Individual Effects<br>(個別効果：無)          | -0.323 *<br>(-4.7) | 0.474 **<br>(33.5) | 0.666 **<br>(45.0) | -0.059 **<br>(-4.6) | -0.001<br>(-0.1) | -0.003<br>(-0.3)    | -0.003<br>(-0.4) | 0.990              |
| 2: Fixed Effects<br>(個別効果：固定効果)               | d<br>e             | 0.345 **<br>(17.9) | 0.643 **<br>(19.9) | 0.070 **<br>(4.0)   | -0.052<br>(-1.0) | 0.030 **<br>(5.360) | 0.002<br>(0.430) | 0.998              |
| 3: Dummy on Public Capital<br>(個別効果：社会資本ストック) | 0.364<br>(0.9)     | 0.336 **<br>(17.7) | 0.611 **<br>(17.7) | f                   | -0.005<br>(-0.8) | 0.031 **<br>(5.6)   | 0.003<br>(0.6)   | 0.998              |

(注) 括弧内はt値を、\*\*は1%有意水準を、\*は5%有意水準を示している。

a：都道府県ごとに異なり、-2.097～-1.567で推移している。

b：t値は-48.3～-3.9で推移している。

c：表2を参照のこと。

d：都道府県ごとに異なり、-0.197～0.211で推移している。

e：t値は-0.5～0.5で推移している。

f：表2を参照のこと。

の仮説を用いた推計を行っている。推計結果の信頼性では、日本国有鉄道のダミー変数と各生産要素のパラメータは1%有意水準を確保しており、自由度修正済決定係数もきわめて高くなっている。本稿では、Yamano and Ohkawara (2000) の先行研究と同様に社会資本ストックの地域配分メカニズムに焦点を当てていることから、Model 3のパラメータを使用する。生産要素の各パラメータはいずれも正の値を取っており、生産力効果の存在からそれらの賦存量の多寡が所得間格差の要因となっていることを示唆している。前期と後期の比較では、就業者数のパラメータが前後期ともに最も高く、民間企業資本ストック、社会資本ストックの順となっている。また、民間企業資本ストックのパラメータは前期0.333と後期0.336、就業者数では前期0.574と後期0.611と後期がやや高くなっているながらも同程度の水準で推移している。しかし、表2から社会資本ストックのパラメータは前期が0.311(奈良)~0.356(福島)、後期が0.070(宮崎)~0.099(東京)と、社会資本

ストックの生産力効果の大幅な低下を示している。この背景には、図2が示すように住宅施設・文教施設などの生活環境基盤向け公共投資が増加し、生産力効果への寄与が大きい産業基盤向け公共投資の減少という社会資本ストックの部門別構成比の変化や1985年以降の日本国有鉄道、日本電信電話公社、新幹線保有機構などの民営化が大きな影響を与えていると考えられよう<sup>5)</sup>。

### ・生産要素の地域配分

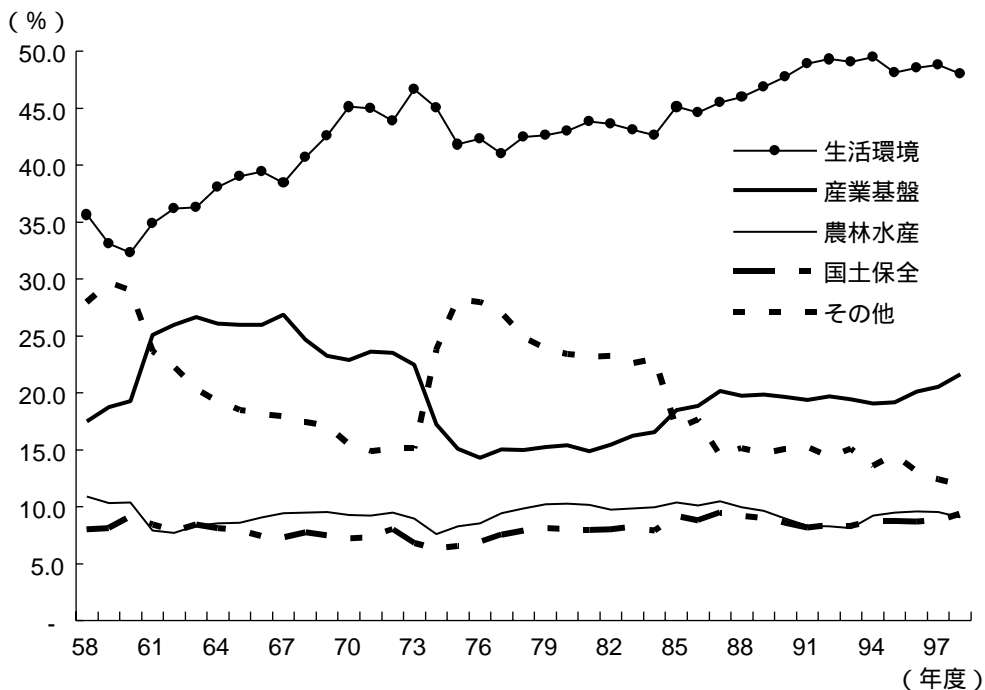
本節では、前節の地域生産関数の推計結果を用いて各生産要素の地域配分基準を効率性が公平性のどちらを目的に配分されているのかを限界生産性を用いて検証する。そのため、まず、民間資本ストック、社会資本ストック、就業者数の各生産要素の限界生産性の推移を概観し、次に、生産要素の変化と限界生産性格差の回帰式から生産要素の配分状況を検証する。さらに、均等配分率を用いて、大都市圏と地方圏で社会資本ストックが実際にどのように地域配分されたのかを確認する。

表2 都道府県別社会資本ストックの回帰係数 - 1955~1975年(左)と1976~1998年(右)

| 都道府県 | i     | 都道府県 | i     | 都道府県 | i     | 都道府県 | i     | 都道府県 | i     | 都道府県 | i     |
|------|-------|------|-------|------|-------|------|-------|------|-------|------|-------|
| 北海道  | 0.312 | 長野   | 0.317 | 岡山   | 0.323 | 北海道  | 0.080 | 長野   | 0.078 | 岡山   | 0.083 |
| 青森   | 0.327 | 静岡   | 0.336 | 広島   | 0.325 | 青森   | 0.079 | 静岡   | 0.086 | 広島   | 0.086 |
| 岩手   | 0.315 | 富山   | 0.329 | 山口   | 0.326 | 岩手   | 0.072 | 富山   | 0.080 | 山口   | 0.081 |
| 宮城   | 0.337 | 石川   | 0.336 | 徳島   | 0.336 | 宮城   | 0.085 | 石川   | 0.084 | 徳島   | 0.081 |
| 秋田   | 0.329 | 岐阜   | 0.330 | 香川   | 0.345 | 秋田   | 0.076 | 岐阜   | 0.083 | 香川   | 0.083 |
| 山形   | 0.329 | 愛知   | 0.324 | 愛媛   | 0.333 | 山形   | 0.077 | 愛知   | 0.089 | 愛媛   | 0.076 |
| 福島   | 0.311 | 三重   | 0.343 | 高知   | 0.333 | 福島   | 0.079 | 三重   | 0.086 | 高知   | 0.076 |
| 新潟   | 0.318 | 福井   | 0.322 | 福岡   | 0.324 | 新潟   | 0.081 | 福井   | 0.077 | 福岡   | 0.083 |
| 茨城   | 0.321 | 滋賀   | 0.339 | 佐賀   | 0.339 | 茨城   | 0.088 | 滋賀   | 0.096 | 佐賀   | 0.079 |
| 栃木   | 0.335 | 京都   | 0.345 | 長崎   | 0.333 | 栃木   | 0.085 | 京都   | 0.091 | 長崎   | 0.078 |
| 群馬   | 0.323 | 大阪   | 0.327 | 熊本   | 0.325 | 群馬   | 0.086 | 大阪   | 0.090 | 熊本   | 0.078 |
| 埼玉   | 0.342 | 兵庫   | 0.330 | 大分   | 0.334 | 埼玉   | 0.092 | 兵庫   | 0.090 | 大分   | 0.082 |
| 千葉   | 0.333 | 奈良   | 0.356 | 宮崎   | 0.322 | 千葉   | 0.089 | 奈良   | 0.091 | 宮崎   | 0.070 |
| 東京   | 0.324 | 和歌山  | 0.345 | 鹿児島  | 0.317 | 東京   | 0.099 | 和歌山  | 0.079 | 鹿児島  | 0.075 |
| 神奈川  | 0.340 | 鳥取   | 0.352 | 沖縄   | 0.339 | 神奈川  | 0.094 | 鳥取   | 0.083 | 沖縄   | 0.085 |
| 山梨   | 0.334 | 島根   | 0.322 |      |       | 山梨   | 0.084 | 島根   | 0.073 |      |       |

(注) すべての回帰係数は1%有意水準を確保している。

図2 行政投資の事業目的別構成比の推移



(注) 事業目的別行政投資の内容は以下のようになっている。  
 生活環境 : 市町村道、住宅、環境衛生、厚生福祉、文教施設、上水道等の各投資  
 産業基盤 : 国道、港湾(港湾整備事業を含む)、空港及び工業用水の各投資  
 農林水産業 : 農林水産業の投資  
 国土保全 : 治水治山及び海岸保全の投資  
 その他 : 失業対策、災害復旧、官庁営繕等上記外の各事業の投資  
 (出所)「行財政投資」 地域政策研究会編、財団法人地方財務協会

### 1. 限界生産性の推移

コブ-ダグラス型生産関数において、限界生産性とは各生産要素の弾性値と各生産要素に対する地域総生産の比率の積として算定される。本稿では、限界生産性の算定にあたり、各都道府県の県内総生産の実績値ではなく、推計値を採用する。全都道府県で一定と仮定した民間資本ストックと就業者数の弾性値とは異なり、社会資本ストックの大都市圏及び地方圏の弾性値は各地域の構成都道府県の弾性値を構成都道府県の社会資本ストック額で按分することで算定

している。なお本稿では、埼玉、千葉、東京、神奈川、愛知、三重、京都、大阪、兵庫の9都道府県を大都市圏とし、残りの38道県を地方圏と定義する。

図3、4、5は、大都市圏と地方圏の各生産要素の限界生産性の推移を表している。

各生産要素の限界生産性の推移をみると、民間資本ストックでは、前期において大都市圏でほぼ横ばいで推移しており、地方圏では緩やかに低下しており、1955年から1962年までは地方圏の限界生産性の方が大都市圏よりも高くなってきている。これは、地方圏では1960年代初頭までは民間企

戦後日本の地域間経済格差の推移と公共投資の地域配分

図3 民間企業資本ストックの限界生産性の推移

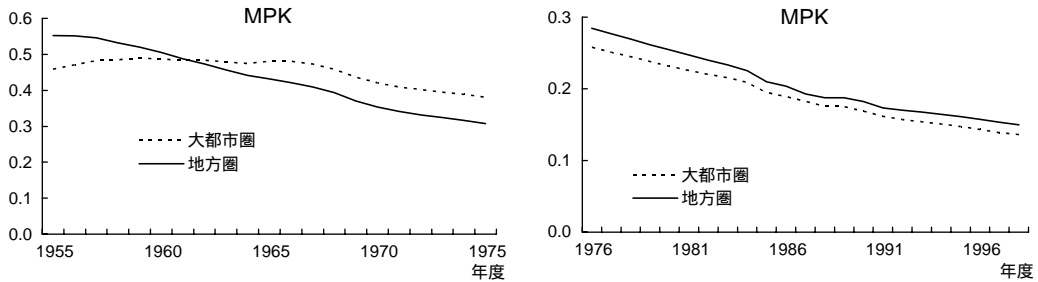


図4 社会資本ストックの限界生産性の推移

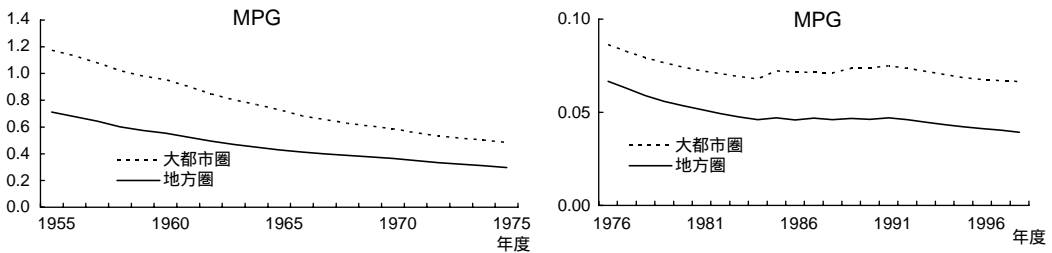
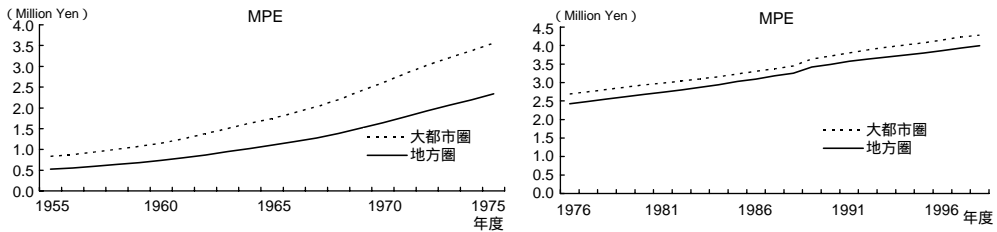


図5 労働力の限界生産性の推移



業資本ストック額が少ない割に生産額が大きかったことを示しており、大都市圏では当初は比較的大きな民間企業資本ストック額に対して生産額が少ないものの、設備投資の蓄積による民間資本の増加に対応して、生産額が増加していたことを示している。後期では、限界生産性は低下傾向にあるものの、常に大都市圏の限界生産性が地方圏を上回る状況となっている。

社会資本ストックの限界生産性では、前期では大都市圏及び地方圏の限界生産性は

低下傾向にあるものの、常に大都市圏の限界生産性が地方圏を上回っている。しかし、後期では大都市圏の限界生産性が地方圏を上回っているものの、大都市圏の限界生産性は76年から84年までは低下基調にあったが、85年からは上昇に転じて91年まで続いた後、92年から再び低下傾向となっている。これは、大都市圏では、この期間に社会資本ストックが増加した以上に生産額が増加していたことを示している。

労働力の限界生産性では、前期、後期と



もに、大都市圏が地方圏を上回っており、かつ、上昇基調となっている。このことは生産資源としての労働力の希少性を示唆しており、大都市圏において特に顕著になっていることを表している。

## 2. 限界生産性と生産要素の変化

次に、民間資本ストック、社会資本ストック、労働力の各生産要素の変化とそれぞれの限界生産性の関係を検証する。各生産要素が生産効率性の向上を達成するように配分されているのならば、各生産要素は限界生産性の高い都道府県により多く、限界生産性の低い都道府県により少なく配分されるはずである。そこで、各都道府県の生産要素の変化率が全国的な変化と都道府県ごとの限界生産性に影響を受けるものと想定したYamano and Ohkawara (2000) の手法を採用して、各生産要素の地域配分と限界生産性との関係を検証する。各生産要素の限界生産性の計算に必要な都道府県ごとの県内総生産は、実績値ではなく、推計値を採用する。

各都道府県の生産要素の対前年度比が全国の1 + 期間内平均成長率 ( $F$ ) と各都道府県の限界生産性格差 ( $F_{it}$ ) により表されると仮定した以下の推計式により行う。

$$F_{it}/F_{it-1} = F + F_{it} \quad (F=K, E, \text{ and } G)$$

$$\sigma_{F_{it}} = \frac{\left( MP_{F_{it}} - \frac{\sum_{j=1}^{47} F_{jt}}{\sum_{j=1}^{47} F_{jt}} MP_{F_{jt}} \right)}{\frac{\sum_{j=1}^{47} F_{jt}}{\sum_{j=1}^{47} F_{jt}} MP_{F_{jt}}}$$

K : 民間資本ストック

G : 社会資本ストック

E : 就業者数

$F_{it}$  : 都道府県ごとの限界生産性の平均からの格差

$MP_{F_{it}}$  : 生産要素Fの都道府県ごとの限界生産性

$i, j$  : 都道府県、  $t$  : 年度

パラメータ  $F$  と  $F_{it}$  の符号条件では、パラメータ  $F$  は正の符号を、 $F_{it}$  は正と負のどちらの符号も取る可能性があるとして想定される。パラメータ  $F$  は各生産要素の1 + 全国の期間内平均成長率を表しており、パラメータ  $F_{it}$  はそれぞれの生産要素と各都道府県の限界生産性格差との関係を表している。このことから、 $F_{it}$  が正の値ならば、限界生産性の高い地域ほど生産要素の集積が進む一方で、限界生産性の低い地域では生産要素の集積は見られないこととなる。反対に、負の値を取れば、限界生産性の低い地域ほど生産要素が多く、限界生産性の高い地域ほど少なく配分され、再分配的な傾向を示していることとなる。なお、本推計は一般最小二乗法により行い、表3と4はその推計結果を示している。

1956年～1975年及び1977年～1998年の推計結果を見ると、各期のパラメータ  $F$  と  $F_{it}$  のt値は、前期の民間資本ストックの  $F$  を除き、統計的有意水準を満たしているものの、自由度修正済み決定係数 (Adj-R<sup>2</sup>) は、極めて低い値となっている<sup>6)</sup>。

1956年～1975年までの期間の推計結果を見ると、パラメータ  $F$  は、社会資本ストック (1.134)、民間企業資本ストック (1.114)、就業者数 (1.013) の順で高くなっており、各生産要素の実績値の1 + 期間内平均成長率 (社会資本ストック : 1.131、民間企業資本ス

戦後日本の地域間経済格差の推移と公共投資の地域配分

トック：1.107、就業者数：1.010）の近似値を取っており、全国の各生産要素の成長率は各都道府県の生産要素の成長率を押し上げるように機能している。パラメータ  $\beta$  は、すべての生産要素において正の値を取っており、生産性の高い都道府県ほど資本と労働が集積している事実を示している。また、

$\beta$  の値が高いほど、全国との限界生産性の格差に対する感応度が高いことを示しているために、就業者数、社会資本ストック、民間企業資本ストックの順で限界生産性の高い地域ほど集積度が高く、この期間の活発な労働の地域間移動を裏付ける結果となっている。

表3 生産要素の変化と限界生産性（1956～1975）

| 生産要素           | $\beta$                | $F$                | Adj-R <sup>2</sup> |
|----------------|------------------------|--------------------|--------------------|
| 民間企業資本ストック (K) | 1.114 **<br>(1.076.14) | 0.005<br>(0.92)    | 0.001              |
| 就業者数 (E)       | 1.013 **<br>(2.030.7)  | 0.051 **<br>(25.8) | 0.415              |
| 社会資本ストック (G)   | 1.134 **<br>(315.8)    | 0.012 **<br>(2.9)  | 0.008              |

(注) \*\*は1%有意水準を、括弧内はt値を示している。  
1956～1975年の47都道府県の940個のプールド・データにより推計している。

次に、1977年～1998年までの後期の生産要素に対する推計結果を見ると、パラメータ  $\beta$  は、民間企業資本ストック（1.062）、社会資本ストック（1.055）、就業者数（1.009）の順で高くなっており、各生産要素の実績値の1+期間内平均成長率（民間企業資本ストック：1.059、社会資本ストック：1.048、就業者数：1.008）の近似値を取っており、前期と同様の状況となっている。パラメータ  $\beta$  の符号では民間資本ストック及び就業者数は正の値を取っている一方で、社会資本ストックは負の値を取っている。これは、民間企業資本ストック及び就業者では限界生産性の高い都道府県により多く集積しているものの、社会資本ストックは限界生産性の低い地域により多くの配分がなされていることを示している。

このように、前期においては、すべての生産要素は限界生産性の高い地域により多く配分される傾向をもっていたが、後期で

は社会資本ストックは限界生産性の低い地域により多く配分されていたことを示している。しかし、前後期のいずれの回帰式も自由度修正済み決定係数は低くなっていることから、次節では社会資本ストックについてさらに検証を進める。

### 3. 公共投資の均等配分と実績配分

次に、資源配分の公平性を示す一指標である「均等配分率」を用いて、前節の社会資本ストックの配分基準の変化に焦点を当てる。

均等配分率とは、大都市圏と地方圏の限界生産性を所与として、公共投資1単位あたりの県内総生産の押し上げ効果が地域間で均等化するような公共投資の地域配分率を指しており、臼木・山田（2000）や遠藤（2002）などの先行研究がある。

図4で示したように、地方圏の社会資本の限界生産力は大都市圏の限界生産性より

表4 生産要素の変化と限界生産性（1977～1998）

| 生産要素          | F                     | F                  | Adj-R <sup>2</sup> |
|---------------|-----------------------|--------------------|--------------------|
| 民間企業資本ストック（K） | 1.062 **<br>(1,531.9) | 0.034 **<br>(5.9)  | 0.031              |
| 就業者数（E）       | 1.009 **<br>(2,755.4) | 0.021 **<br>(9.6)  | 0.078              |
| 社会資本ストック（G）   | 1.055 **<br>(1,083.8) | -0.005 *<br>(-2.0) | 0.003              |

（注）\*\*は1%有意水準を、\*は5%有意水準を、括弧内はt値を示している。  
1976～1998年の47都道府県の1081個のプールド・データにより推計している。

も小さく、限界生産力の地域間格差を均等化するためには公共投資を地方圏に手厚く配分することが必要である。そこで、臼木・山田（2000）が採用した公共投資の地域間均等配分式を成長会計式から導出して、限界生産力に基づいた大都市圏と地方圏の公共投資の地域間均等配分率を算出し、大都市圏へ公共投資の実績配分率と比較する。

（1）式は、Kを民間資本ストック、Eを労働力、Gを社会資本ストックとするコブ・ダグラス型生産関数で各係数に1次同時の制約条件がないと想定する。（1）式の右辺第1項はソロー残差すなわち全要素生産性を、第2項は、 $\frac{\dot{K}}{K}$ 、 $\frac{\dot{E}}{E}$  が1次同時の場合はゼロとなるために規模経済性を、第3項、第4項、第5項の係数は各生産要素の弾性値を示している。

$$\begin{aligned} \frac{\dot{Y}}{Y} &= \frac{\dot{A}}{A} + \alpha \frac{\dot{K}}{K} + \beta \frac{\dot{E}}{E} + \gamma \frac{\dot{G}}{G} \\ &= \frac{\dot{A}}{A} + \left( \frac{\alpha + \beta + \gamma - 1}{\alpha + \beta + \gamma} \right) \left( \alpha \frac{\dot{K}}{K} + \beta \frac{\dot{E}}{E} + \gamma \frac{\dot{G}}{G} \right) \\ &\quad + \left( \frac{\alpha}{\alpha + \beta + \gamma} \right) \frac{\dot{K}}{K} + \left( \frac{\beta}{\alpha + \beta + \gamma} \right) \frac{\dot{E}}{E} \\ &\quad + \left( \frac{\gamma}{\alpha + \beta + \gamma} \right) \frac{\dot{G}}{G} \dots (1) \end{aligned}$$

今、第3項、第4項、第5項の係数を  $\theta$ 、 $\theta'$ 、 $\theta''$  として、社会資本ストックの生産力押し上げ効果  $(\dot{Y}/Y)$  は（2）式第1段目のよう

に表される。また、社会資本ストックの減価償却率及び除却率をゼロと仮定すると、社会資本ストックの変化額  $(\dot{G})$  は公共投資額  $(IG)$  と一致し、社会資本ストックの時系列的な変化は公共投資額により決定され、（2）式の2段目ように書き換えられる。

$$\begin{aligned} \left( \frac{\dot{Y}}{Y} \right)_g &= \left( \frac{\gamma}{\alpha + \beta + \gamma} \right) \frac{\dot{G}}{G} = \gamma' \frac{\dot{G}}{G} \\ &= \gamma' \frac{IG}{G} (2) \end{aligned}$$

ここでは、社会資本ストックの限界生産性を求めることから、 $(Y/Y)$  を右辺に乘じることによって、社会資本のGDP押し上げ効果額  $\dot{Y}_g$  を限界生産性と公共投資に分解する。

$$\left( \frac{\dot{Y}}{Y} \right)_g = \gamma' \frac{IG}{G} * \frac{Y}{Y} = \frac{\gamma' Y}{Y} * \frac{IG}{G} (3)$$

そこで、大都市圏Uと地方圏Lとして、全国の公共投資IGの大都市圏への配分率をとすると、大都市圏Uと地方圏Lの社会資本のGDP押し上げ効果は

$$\left( \frac{\dot{Y}_U}{Y_U} \right)_g = \frac{\gamma'_U \frac{Y_U}{G_U} * IG_U}{Y_U} = \frac{\gamma'_U \frac{Y_U}{G_U} * IG * \theta}{Y_U} (4)$$

$$\left( \frac{\dot{Y}_L}{Y_L} \right)_g = \frac{\gamma'_L \frac{Y_L}{G_L} * IG_L}{Y_L} = \frac{\gamma'_L \frac{Y_L}{G_L} * IG * (1 - \theta)}{Y_L} (5)$$

と表される。そして、大都市圏と地方圏

の社会資本のGDP押し上げ効果が均等化されるような公共投資の配分率  $\theta^*$  は、(4)式と(5)式が等しくなるために均等配分式(6)で表される。

$$\theta^* = \frac{\gamma'_L \frac{Y_L}{G_L} * Y_U}{\left( \gamma'_L \frac{Y_L}{G_L} * Y_U + \gamma'_U \frac{Y_U}{G_U} * Y_L \right)} \quad (6)$$

図6は、均等配分率  $\theta^*$  と公共投資の大都市圏への実績配分比率  $\left( \frac{IG_U}{IG_U + IG_L} \right)$  の推移を示している。大都市圏への実績配分率は1955年から1971年、1986年、1988年から1996年の期間で均等配分率を上回っており、この期間では公共投資が限界生産性の高い大都市圏に優先的に配分されていることを表している。一方、1972年から1987年(1986年を除く)、1997年以降の期間では、大都市圏への実績配分率が均等配分率を下回っており、公共投資が限界生産性の低い地方圏に優先的に配分されていることを示している。限界生産性の高い大都市圏へ公共投資の集中は一国全体の経済成長を押し

上げ、大都市圏と地方圏の地域間所得格差を拡大させる。一方、地方圏への公共投資の分散は一国全体の経済成長を抑制するものの、地域間格差の縮小に貢献する。このことから、戦後の中央政府が公共投資の地域配分の変化により一国全体の経済成長と国土の均衡ある発展という政策的変化を繰り返しながら地域開発政策を運営してきたといえよう。また、この結果は、1976年～1998年において社会資本ストックが限界生産性の低い地域に配分されていたという前節の推計結果を裏付けている。

次に、実績配分率から均等配分率を差し引いた値  $\left( \left( \frac{IG_U}{IG_U + IG_L} \right) - \theta^* \right)$  を大都市圏への優先配分指数と定義し、その推移と大都市圏への人口転入超過数との関連を考察する(図7参照)。両者の推移を見ると、オイルショック以前においては、優先配分指数が正の値をとり、かつ増大している期間では大都市圏への人口転入超過数も増加しており、優先配分指数が減少している期間では大都市圏への転入超過人口も減少してい

図6 大都市圏の公共投資の均等配分率と実績配分率

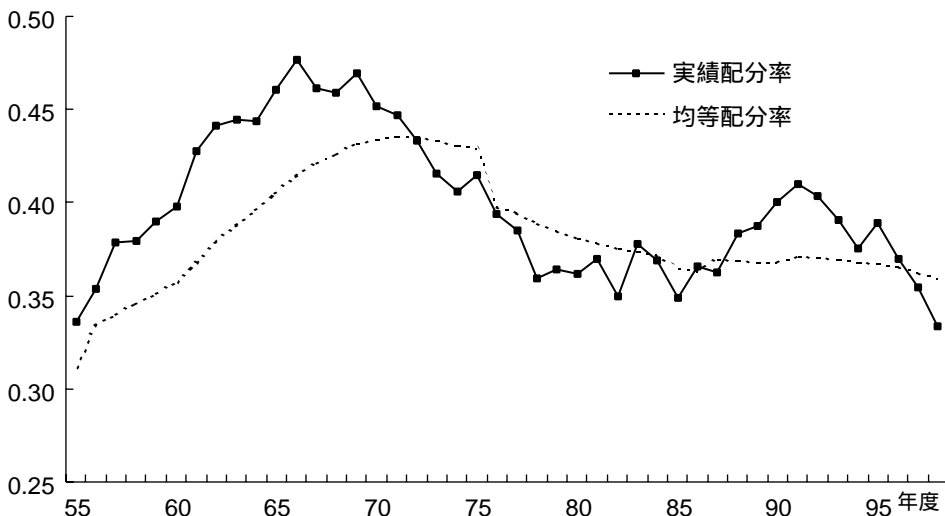
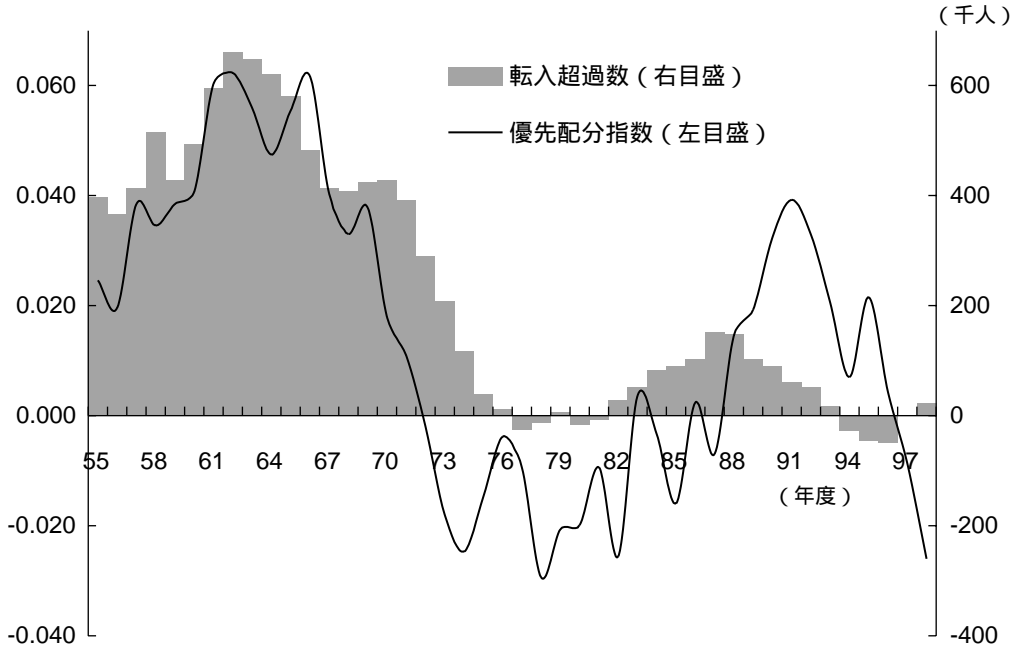


図7 大都市圏の公共投資の実績配分率と均等配分率の格差と人口転入超過数の推移



る。両者の相関係数はオイルショック以前の1955年から1972年までの期間では0.914で正の相関を取っているが、オイルショック以降では0.047と相関関係は見られない。このことは、オイルショック以前の期間では、公共投資の地域配分は地域生産額の変化を通じて地域間人口移動に強い影響を与えていることを示しており、1960年代後半からの公共投資の地方分散が大都市圏への流入人口の安定化をもたらしたとするMera (1986) の研究結果を裏付けている。

また、公共投資配分が大都市に傾斜した1960年代に地域間所得格差が著しく縮小した背景には、大都市圏への公共投資の集中が大都市圏と地方圏の経済格差を発生させ、それが大都市圏への人口流入をさらに促し、結果的にひとりあたり域内総生産格差を是正したと推察できよう。一方で、社会資本の生産力効果の低下により公共投資の地域

配分が地域間人口移動に与える間接的な影響力が弱まっているオイルショック以降では、1980年代後半の大都市圏への公共投資の集中が大都市圏の生産額増加を促したものの、大都市圏への人口流入が抑制されたために、結果的に地域間経済格差を再び拡大させたと推察できる<sup>7)</sup>。

#### ・公共投資の地域配分による地域間格差と経済成長の変化

本節では、中央政府が「一国全体の経済成長」、あるいは「国土の均衡ある発展」のどちらを優先する公共投資地域配分政策を選択するかにより、一国全体の経済成長と地域間格差がどのように変化するのかという疑問を検証すべく、シミュレーションを行う。

1. シナリオごとの公共投資額の算定

シミュレーションでは、それぞれの政策シナリオに基づいて公共投資額を都道府県ごとに配分する。シナリオは、実績額に基づいて各都道府県に公共投資を配分する実績配分ケース（シナリオ1）、所得の高い地域には少なく、所得の低い地域に多くの公共投資額を配分する所得再分配式配分ケース（シナリオ2）、限界生産性の高い地域に公共投資を優先的に配分する効率的配分ケース（シナリオ3）となっている。また、効率的配分による地域配分政策では就業者あたりの県内総生産を当該地域の所得として、地域間所得格差による労働人口の地域間移動を考慮したシナリオも設定する<sup>8)</sup>。

各シナリオによる公共投資額と全国の公共投資額の関係は以下の式ようになる。

$$AIG_t = \sum_{i=1}^{47} IG_{it}^k \quad (k=1, 2, 3)$$

AIG：全国の公共投資額

$IG_{it}^k$ ：シナリオkによる都道府県iのt年の公共投資額

これら各シナリオは、シナリオ1を除き、1955年の社会資本ストック実績額を出発点として、次年度以降の公共投資額を各シナリオに基づいて社会資本ストックに加えることで、各年の社会資本ストックを策定する。各都道府県の総生産は、シナリオごとに策定された社会資本ストック算定額及び民間企業資本ストックと就業者数の実績額からコブ・ダグラス型生産関数を用いて推計する。したがって、シナリオkにおける都道府県iのt年の社会資本ストックと県内総生産は以下のように算定される。

$$G_{it+1}^k = C_{it}^k (1 - d_t) + IG_{it}^k$$

$$Y_{it}^k = AK_{it} E_{it} (C_{it}^k)^d$$

なお、 $Y_{it}$ はt年の都道府県iの県内総生産、 $K_{it}$ はt年の同都道府県の民間企業資本ストック、 $E_{it}$ はt年の同都道府県の就業者数、 $d_t$ はt年の社会資本ストックの除却率（全国で一定）となっている。

(1) シナリオ1：実績配分ケース

実績配分ケースでは、社会資本ストック、民間企業資本ストック、就業者数の各変数は各都道府県の当該年度の実績を用いる。各年度の県内総生産は実績額ではなく、各生産要素の実績額からコブ・ダグラス型生産関数を用いて推計する。

(2) シナリオ2：所得再分配式配分ケース

所得再分配式配分ケースとは、低所得地域ほど手厚く所得補償を受けると想定した以下の条件式に基づき、公共投資を配分する方法である。

$$IG_{1t}^2 > IG_{2t}^2 > IG_{3t}^2 > \dots > IG_{47t}^2 \quad (1 \leq n \leq 47, 1956 \leq t \leq 1998) \quad (7)$$

$$(Y/E)_{1t} < (Y/E)_{2t} < (Y/E)_{3t} < (Y/E)_{47t} \quad (1 \leq n \leq 47)$$

$IG_{it}^2$ ：シナリオ2によるt年の都道府県iの公共投資額

$(Y/E)_t$ ：t年の都道府県iの就業者1人あたり実質県内総生産

就業者あたり所得の最も高い地域に最も少ない公共投資が配分されると想定する。そこで、最初に所得格差係数  $\lambda_{it}$  を以下のように定義する。

$$\lambda_{it} = \left[ \frac{(Y/E)_{it} - (Y/E)_{\max,t}}{(Y/E)_{\max,t}} \right] \quad (8)$$

$(Y/E)_{\max,t}$ は最も高い地域の就業者あたり所得額であり、その地域以外のすべての地域は  $\lambda_{it}$  が負の値を取るようになる。また、

就業者あたり所得と所得再分配式配分ケースの公共投資の不等号の関係式(7)より、

$$\lambda_{it} = \frac{IG_{\max,t}^2 - IG_{it}^2}{IG_{\max,t}^2} \quad (9)$$

$$IG_{it}^2 = (1 - \lambda_{it}) \times IG_{\max,t}^2$$

(7)の条件を満たすように(9)式と仮定する。 $IG_{\max,t}^2$ はこの段階では未知数だが、 $IG_{it}^2$ の合計が全国の公共投資(AIG)となることから、

$$AIG_t = \sum_{j=1}^{47} (1 - \lambda_{jt}) \times IG_{\max,t}^2 \quad (10)$$

これを $IG_{\max,t}^2$ について解き、(9)式を代入すると、以下の式が導かれる。

$$IG_{it}^2 = \frac{(1 - \lambda_{it})}{\sum_{j=1}^{47} (1 - \lambda_{jt})} \times AIG_t$$

### (3) シナリオ3：効率的配分ケース

効率的配分ケースでは、1955年の社会資本ストック実績額を出発点として、社会資本の限界生産性の高い地域により多くの社会資本を配分することで一国全体の高い経済成長を達成するというシナリオである。さらに、地域間所得格差が地域間労働移動に影響を与えると想定したシナリオも策定する。各シナリオは、地域間所得格差による地域間労働移動への影響を想定しないシナリオ3a、所得格差に対する労働移動がやや硬直的なシナリオ3b、所得格差に対する労働移動がやや弾力的なシナリオ3cの3シナリオを設定する。

所得格差の地域間労働移動への影響を想定しないケース：シナリオ3a

効率的配分ケースでは、下の条件式のように、各年の公共投資を、前年の社会資本ストックの限界生産性の高い地域から順に配分し、それら都道府県の本年の限界生産

性がすべて等しくなるように公共投資総額に達するまで配分する。

シナリオ3aにおける社会資本ストックの限界生産性は、各都道府県社会資本ストックの弾性値、シナリオ3aにより決定された各都道府県社会資本ストック、民間企業資本ストックと就業者数の実績値により推計された都道府県別総生産から算定される。

$$MPG_{1,t-1} > MPG_{2,t-1} > MPG_{m-1,t-1} > \dots > MPG_{47,t-1}$$

$$IG_{1,t}^k > IG_{2,t}^k > \dots > IG_{m,t}^k \quad (1 \leq m \leq 47)$$

$$MPG_{1,t} = MPG_{2,t} = \dots = MPG_{m,t} \quad (m \leq n)$$

S.T.

$$\sum_{m=1}^m IG_{it}^k = AIG_t$$

$MPG_{it}$ ：t年の都道府県iの社会資本ストックの限界生産性

$AIG_t$ ：t年の全国公共投資額

$IG_{it}^k$ ：シナリオkによるt年の都道府県iの公共投資額(k: 3a, 3b, 3c)

所得格差の地域間労働移動への影響を想定するケース：シナリオ3b及びシナリオ3c

シナリオ3b及びシナリオ3cでは、シナリオ3aの社会資本の効率的配分に加えて、今期の地域間所得格差に対する地域間労働移動の部分的な反応により翌年の各都道府県の就業者数が決定するとした以下の式を組み込む。ここでは、地域間所得格差に対する地域間労働移動の弾性値を $\mu$ で表し、所得格差に対する地域間労働移動がやや硬直的なケース( $\mu=0.01$ )をシナリオ3b、所得格差に対する地域間労働移動がやや弾力的なケース( $\mu=0.05$ )をシナリオ3cと定義する。

就業者数は1955年の就業者数及び県内総生産は実績額として次年度以降の就業者数

を以下の式により算定する。

$$\frac{E_{it+1}}{E_{t+1}} = \left( 1.0 + \mu \cdot \frac{w_{it} - w_t}{w_t} \right) \cdot \frac{E_{it}}{E_t}$$

$$w_{it} = \frac{Y_{it}}{E_{it}}, w_t = \frac{\sum_{i=1}^{47} Y_{it}}{\sum_{i=1}^{47} E_{it}}$$

$Y_{it}$  :  $t$ 年の都道府県 $i$ の県内総生産

$E_{it}$  :  $t$ 年の都道府県 $i$ の就業者数、 $E_t$  :  $t$ 年の全国の就業者数（実績値）

$w_{it}$  :  $t$ 年の都道府県 $i$ の就業者あたり県内総生産

$\mu$  : 地域間所得格差に対する地域間労働移動の弾性値

また、各都道府県の人口は、各都道府県の就業人口比率（ $it$ ）が実績値と同じであるとの仮定した以下の式により算定する。なお、 $E_{it+1}$ は上記で算定された就業者数を表している。

$$N_{it+1} = \varepsilon_{it+1} \cdot w_{it+1} \cdot E_{it+1}$$

$$\varepsilon_{it} = \frac{N_{it}^*}{E_{it}^*}$$

$$\delta_{t+1} = \frac{N_{t+1}}{\sum_{i=1}^{47} \varepsilon_{it+1} \cdot E_{it+1}}$$

$$N_t = \sum_{i=1}^{47} N_{it}^*$$

$E_{it}$  :  $t$ 年の都道府県 $i$ の就業者数、 $E_t^*$  :  $t$ 年の都道府県 $i$ の就業者数（実績）

$N_{it}$  :  $t$ 年の都道府県 $i$ の人口、 $N_t^*$  :  $t$ 年の都道府県 $i$ の人口（実績）

したがって、効率的配分ケースでは、地域間労働人口移動を想定しないシナリオ3aの他に、地域間労働移動への影響を想定する2つのシナリオ（3b:  $\mu=0.01$ 、3c:  $\mu=0.05$ ）を設定し、シミュレーションを行う。

## 2. シミュレーション結果

シミュレーション結果は、一国全体の経済効率性と地域生産力の公平性の2つの基準により比較する。効率性の基準には各都道府県の県民総生産の全国合計を、公平性の基準には都道府県民1人あたりの県内総生産の地域間格差指標となる変動係数とジニ係数を採用する。

初めに、社会資本ストックの大都市圏配分率をみると、1998年では、所得格差の地域間労働移動の影響を想定しない効率的配分ケース（シナリオ3a）が58.6%と実績配分ケース（シナリオ1）の38.8%を大幅に上回り、国内社会資本の6割近くを大都市圏が占める状況となる。一方、所得再分配配分ケース（シナリオ2）では大都市圏配分率は18.1%と国内社会資本ストックの2割以下の配分状況となっている。所得格差の地域間労働移動の影響を想定したシナリオをみると、所得格差に対するやや弾力的な労働移動を想定した効率的配分ケース（シナリオ3c）の社会資本の大都市圏配分率は63.4%と国内シェアの3分の2近くを占めており、所得格差に対するやや硬直的な労働移動を想定した効率的配分ケース（シナリオ3b）の54.3%を大きく上回っている。同様に、就業者数の大都市圏配分率も、シナリオ3cが54.8%とシナリオ3bの39.3%を大きく上回っている。

次に1998年の全国総生産をみると、シナリオ3aがシナリオ1の1.4%増の512.7兆円となっている一方、シナリオ2では、シナリオ1の4.1%減の484.8兆円となっており、シナリオ2とシナリオ3aでは27.9兆円の差異が生じている。さらに、地域間労働移動を



想定した効率的配分ケースの全国総生産をみると、シナリオ3bが500.6兆円、シナリオ3cが523.2兆円となっており、円滑な地域間労働移動を想定した状況下での効率的な公共投資配分政策の実施は、最も高い経済成長を実現することを示している。

都道府県別の総生産をみると、シナリオ3aでは、栃木、群馬、埼玉、東京、神奈川、山梨、静岡、愛知、滋賀、京都、大阪の11都道府県の域内総生産がシナリオ1のそれを上回っている。一方、シナリオ2では、北海道、新潟、茨城、埼玉、千葉、東京、神奈川、長野、静岡、愛知、大阪、兵庫、広島、福岡を除く33県の域内総生産が実績配分ケースのそれを上回っており、前者は高所得地域の所得増に、後者は低所得地域の所得増に貢献している。シナリオ3cでは、大都市圏を中心とした10都府県の域内総生産がシナリオ1のそれを上回っており、大都市圏に集中した経済発展を加速している。

人口ひとりあたり県内総生産の地域間格差を見ると、1998年の地域間所得格差は、シナリオ3b、シナリオ3a、シナリオ1、シナリオ3c、シナリオ2の順で大きくなっており、所得感応度のやや高い地域間労働移動を想定した状況下での公共投資の効率的配分政策の実施は、地域間所得格差の是

正に貢献することがわかる。例えば、東京都の人口ひとりあたり総生産を見ると、シナリオ1では7,601千円、シナリオ2では6,513千円、シナリオ3aでは8,248千円、シナリオ3bでは8,039千円、シナリオ3cでは6,649千円となっており、高所得地域の人口あたり所得増を抑制し、地域間所得格差の平準化をもたらしている。

このように、所得格差に対する地域間労働移動が比較的弾力的な状況下では、公共投資の効率的配分政策は、大都市圏の人口過密という新たな問題を内包しつつも、一国全体の経済効率性の追求と地域間経済格差の是正という双方の果実を獲得するように機能している。公共投資の大都市配分に傾斜した1960年代において地域間格差が著しく縮小した背景には、大都市圏への公共投資の集中が大都市圏と地方圏の経済格差を拡大させるものの、一方で大都市圏への人口流入を促したために、結果的にひとりあたり域内総生産格差を是正したと考えられよう。

一方で、所得格差に対する地域間労働移動が比較的硬直的な状況下では、一国全体の経済効率性を重視する公共投資の効率的配分政策と地域間経済格差の是正を重視する所得再分配配分政策は、効率性と公

表5 シミュレーションの結果

| シナリオ              | 基準年   | 実績配分     |         | 所得再分配   |         | 効率的配分   |         |          |         |         |         |
|-------------------|-------|----------|---------|---------|---------|---------|---------|----------|---------|---------|---------|
|                   |       | 労働人口移動：無 |         |         |         |         |         | 労働人口移動：有 |         |         |         |
|                   |       | シナリオ1    |         | シナリオ2   |         | シナリオ3a  |         | シナリオ3b   |         | シナリオ3c  |         |
| 年度                | 1955  | 1975     | 1998    | 1975    | 1998    | 1975    | 1998    | 1975     | 1998    | 1975    | 1998    |
| 大都市圏比率(%)：社会資本    | 33.4  | 43.2     | 38.8    | 19.2    | 18.1    | 59.5    | 58.6    | 52.8     | 54.3    | 59.0    | 63.4    |
| 大都市圏比率(%)：就業者数    | 33.3  | 44.0     | 47.3    | 44.0    | 47.3    | 44.0    | 47.3    | 36.6     | 39.3    | 47.5    | 54.8    |
| 全国総生産(兆円)         | 49.0  | 270.1    | 505.6   | 242.6   | 484.8   | 275.7   | 512.7   | 265.8    | 500.6   | 278.6   | 523.2   |
| 人口ひとりあたり県内総生産(千円) | 543.7 | 2,413.2  | 3,997.0 | 2,167.2 | 3,832.9 | 2,463.2 | 4,053.4 | 2,374.2  | 3,957.6 | 2,489.2 | 4,136.6 |
| 同 変動係数            | 0.263 | 0.195    | 0.192   | 0.161   | 0.160   | 0.274   | 0.223   | 0.300    | 0.258   | 0.213   | 0.163   |
| 同 ジニ係数            | 0.127 | 0.097    | 0.083   | 0.091   | 0.077   | 0.099   | 0.089   | 0.153    | 0.122   | 0.112   | 0.078   |

平性のトレードオフという課題に直面することになる。

### ．おわりに

本稿では、戦後日本の地域間経済格差の変化の要因を、生産要素の地域配分に着目し、検証した。分析の結果、以下のような興味深い知見が得られた。

まず、都道府県別の地域生産関数の推計結果から民間資本、社会資本、労働力の生産力効果が確認でき、民間資本、社会資本、労働力の賦存量が地域間格差の形成要因として機能していることが明らかになった。しかし、社会資本においては、オイルショックを境に産業基盤向けから生活基盤向け投資の増加という質的な変化により、社会資本の生産力効果が大幅に低下しており、地域間格差の形成要因としての社会資本ストックの役割が大きく低下していることが確認できた。

次に、生産要素の地域配分を効率性と公平性の視点から考察すると、民間資本と労働力では、オイルショック以前と以後において限界生産性の高い地域により多く集中するという利益最大化を目的に配分されていた。一方、社会資本は、オイルショック以前では限界生産性の高い大都市圏に、オイルショック以降1980年代後半までは限界生産性の低い地方圏に、1980年代以降90年代後半までは再び大都市圏に優先的に整備されてきた。つまり、中央政府は大都市圏への集中と地方圏への分散という公共投資の配分政策の変化により経済効率性の追求と公平性の実現という政策目的の変化を繰り返してきたといえよう。

さらに、幾つかの公共投資の地域配分政

策に対する県内総生産の変化を検証するシミュレーションでは、効率的な地域配分政策が実施された場合の1998年の全国総生産は実績配分ケースの算定値よりも1.4%増に、一方、所得再分配的な地域配分政策が実施された場合の全国総生産は実績配分ケースの算定値よりも4.1%減となっている。また、経済格差では、公共投資の効率的配分政策が所得再分配的な配分政策よりも大きいことから、効率性を追求する場合は地域格差が拡大することと公平性が低下し、公平性を追求する場合は地域間格差が縮小することで効率性が低下することが実証された。しかしながら、所得格差に対する弾力的な地域間人口移動を想定した状況では公共投資の効率的配分政策は、労働と社会資本の大都市圏の集中という弊害を生じさせるものの、一国全体の経済的発展と地域間経済格差の是正の双方の成果をもたらすことが実証された。この実証結果は、「高度経済成長期において、一国の経済効率性を追及しながらも地域間格差の是正が達成できた背景には全国総合開発計画における地方圏から大都市圏への労働移動の円滑化を暗に前提としていた」との山崎（1998）の指摘を裏付けるものとなっている。

本稿では、社会資本の地域配分の変化に対する民間資本の地域配分の変化、社会資本や労働の大都市集中による物価等への影響などを除外したシミュレーションを行っている。今後の研究では、こうした影響を織り込んだ包括的な政策効果を検証する必要がある。

### 注

1) 同期間の日本の地域間所得格差の推移に関する

- 先行研究では谷岡・山田（2000）があり、変動係数ではおよそ0.12～0.28、ジニ係数ではおよそ0.08～0.2となっており、先行研究のジニ係数は本研究の結果よりやや高くなっている。
- 2）本研究の社会資本ストックの推計では、大河原他（1985）や土井（1998）とは異なり、投資額を「行政投資実績」ではなく、県民経済計算における「公的固定資本形成」を採用している。「行政投資実績」は用地費や保障費が含まれるが、日本銀行などの特殊銀行や農用地整備公団、石油公団、地域振興整備公団、各種事業団が含まれていない。1950年から1957年の「行政投資実績」のデータでは市町村の公共投資額も含まれておらず、これらの事情を考慮して、「公的固定資本形成」を採用している。
- 3）生産関数推計の変数の採用においては、労働投入では総労働働時間、民間資本ストックでは鉱工業生産指数など稼働率が考慮される必要があるが、地域データの制約性や本研究の範囲を超える内容であるために本稿では採用を保留している。
- 4）パネル推計には、個別効果が誤差項に存在する変量効果モデルもあるが、Hisao（1986）も指摘しているように、変量効果モデルは母集団から任意に観測データを抽出したケースに適した推定であり、本研究のような各都道府県そのものに着目する場合には固定効果モデルによる個々のパラメータを明示的に掲示する方が望ましいとして、変量効果モデルの推計結果を除外した。
- 5）図5「その他の投資」の構成比の1973年から1975年にかけての急激な増加は、行財政投資の調査対象に1974年から日本専売公社、日本電信電話公社、日本原子力研究所、電源開発株式会社が、1975年には日本国有鉄道および鉄道建設公団が含まれたことによるものである。また、1985年の同投資の急激な減少は日本国有鉄道の民営化によるものである。
- 6）1976年～1994年を推計期間とするYamano and Ohkawara（2000）の研究では、自由度修正済み決定係数（Adj-R<sup>2</sup>）はすべての生産要素の推計において0.99と極めて高い数値であるのと対称的である。しかしながら、本研究では、推計値の事後的な予測が目的ではなく、各生産要素と限界生産性の関係を考察することが目的であるために、表3と4の値を採用する。
- 7）最近の研究では、地域間人口移動の決定要因として、生涯所得を含めた地域間所得格差の他に、年齢、学歴、配偶者及び扶養家族の有無など移動者の個人的特性や就職市場や住宅市場の整備など制度的枠組みなどが大きな影響を与えることが強調されている（Armstrong and Taylor 2000）。日本の場合、オイルショック期以降に人口移動が抑制された背景には、第3次全国総合開発計画の「定住社会の実現」による開発方式による政策的な要因や人口移動性向の高い110代後半から20代前半の生産年齢人口の減少など様々な要因が考えられる。
- 8）本稿のシミュレーションでは、Yamano and Ohkawara（2000）の研究で採用されたシナリオ設定手法に、労働人口移動のシナリオを新たに加えている。

## 参考文献

- Armstrong, Harvey and Taylor Jim. 2000. *Regional Economic and Policy 3rd Edition*. Oxford: Blackwell Publishers Ltd.
- 浅子和美・常木淳・福田慎一・照山博司・塚本隆・杉浦正典．1994．「社会資本の生産力効果と公共政策の経済厚生評価」『経済分析』第135号 経済企画庁．
- Atkinson, Anthony B. and Bourguignon Francois. 2000. *Handbook of Income Distribution*. New York: Elsevier.

戦後日本の地域間経済格差の推移と公共投資の地域配分

- Bigsten Arne. 1983. *Income Distribution and Development: Theory, Evidence, and Policy*. London: Heinemann.
- 土井丈朗 . 1998 . 「日本の社会資本に関するパネル分析」『国民経済』161 . 国民経済調査協会.
- 遠藤業鏡 . 2002 . 「社会資本整備の政策評価 - 都道府県データによる生産力効果の計測」『地域生産研究』4 . 日本政策投資銀行地域政策研究センター .
- Fukuchi, Takao and Nobukuni Makoto. 1970. An Econometric Analysis of National Growth and Regional Income Equality. *Interregional Economic Review* 11: 84-100.
- 井田知也・吉田あつし . 1999 . 「社会資本の部門別生産力効果」『日本経済研究』38 : 107-129 . 日本経済研究センター .
- 伊藤善一 . 1961 . 『国土開発の経済学』春秋社.
- 岩本康志・大内聡・竹下智・別所正 . 1996 . 「社会資本の生産性と公共投資の地域間配分」『ファイナンス・レビュー』大蔵省財政金融研究所.
- Kamada, Kiyoshi, Nobuhiro Okuno, and Fuyagami Ritsuko. 1998. Decisions on Regional Allocation of Public Investment: the case of Japan. *Applied Economics Letters* 5: 503-506.
- 経済企画庁編 . 1975 . 『昭和45年国富調査』.
- 経済企画庁経済研究所編 . 1976 . 『日本の国富調査』
- 1991 . 『県民経済計算報告  
長期遡及推計』.
- 2001a . 『県民経済計算年報』
- 2001b . 『民間企業ストック  
年報』.
- Hansen. N. 1995. Addressing Regional Disparity and Equity Objectives through Regional Policy: A Special Perspective. *Paper on Regional Science* 74 (2)
- Hisao. C. Mountain C.D. 1986. *Analysis of Panel Data*. New York: Cambridge University Press.
- Mera Koichi. 1973. Regional Production Functions and Social Overhead Capital: An analysis of the Japanese Case. *Regional and Urban Economics* 3: 157-186.
- 1986. Population Stabilization and National Policy of Public Investment; the Japanese Experience. *International Regional Science Review* 11: 269-275.
- 宮本憲一・横田茂・中村剛治郎 . 1998 . 『地域経済学』明泉堂.
- 内閣統計局編 . 1933 . 『昭和5年国富調査報告』.
- 中里透 . 1999 . 「公共投資と地域の経済成長」『日本経済研究』39 : 97-115 . 日本経済研究センター .
- 沖縄県統計課編 . 1975 . 『労働力調査』.
- 沖縄開発庁編 . 1981 . 『沖縄県社会資本形成調査報告書』.
- 大河原透・松浦良紀・中馬正博 . 1985 . 「地域経済の開発データその1 製造業資本ストック推計」『電力中央研究所報告』585003 . 財団法人電力中央研究所.
- 琉球政府企画局企画部編 . 1969 . 『沖縄の国民所得統計』.
- 琉球政府企画統計局編 . 1960 . 『第3回琉球統計年鑑1957/1958』.
- 総務庁統計局編 . 1955 . 1960 . 1970 . 1975 . 1980 . 1985 . 1990 . 1995 . 『国勢調査』.
- Tabuchi, Takatoshi. 1988. Interregional Income Differentials and Migration: Their interrelationships. *Regional Studies* 22(1) 1-10.
- 谷岡弘二・山田浩之 . 2000 . 「戦後日本における地域間所得格差の推移とその要因について」『応用地域学研究』5 : 149-160 . 応用地域学会.
- Tsuneki, Atsushi. 1987. The Measurement of Waste in a Public Goods Economy. *Journal of Public Economics* 33(1) 73-94.
- 運輸経済研究センター . 1991 . 『地域交通年報』.

- 臼木智明・山田節夫．2000．「社会資本の地域配分に  
関する実証分析」『国民経済』163：17-33．国民経  
済調査協会．
- Williamson Jeffrey G. 1965. Regional Inequality and  
the Process of National Development: A Descrip-  
tion of Patterns. *Economic Development and Cul-  
tural Change* 13(4) 3-45.
- Yamano, Norihiko and Toru Ohkawara. 2000. The  
Regional Allocation of Public Investment: Efficien-  
cy or Equity? *Journal of Regional Science* 40(2)  
205-229.
- 山崎朗．1998．『日本の国土計画と地域開発～ハイ・  
モビリティ対応の経済発展と空間構造』東洋経済  
新報社．
- 楊光沫．1998．『公共投資の地域間最適配分』晃洋書  
房．
- 吉野直行・中島隆信・中東雅樹．2001．「社会資本の  
マクロ生産関数効果の推計」『公共投資の経済効  
果』：13-34．日本評論社．
- 吉野直行・中野英夫．1994．「首都圏への公共投資配  
分」『東京一極集中の経済分析』6．日本経済新聞  
社．
- 吉野直行・中東雅樹．2001a．「経済発展における社  
会資本の役割」『開発金融研究所報』6：119-140．  
国際協力銀行．
- 2001b．「地域別・分野別生産関  
数の推計」『公共投資の経済効果』：35-90．日本評  
論社．
- 郵政事業庁．1991．『郵政行政統計年報 - 情報通信  
編』．