

経済開発と社会資本

——日本の地域経済の経験——

おお かわ 原 とおる
大 河 原 透

はじめに

- I 社会資本と地域経済
 - II 分析の枠組み
 - III 公共投資の地域配分と地域経済
- おわりに

はじめに

発展途上国の社会経済開発では、社会経済を支えるさまざまな基盤整備をどのように行っていくかが問われている。そのとき、政府が果たす役割はきわめて重大であり、その役割を広く捉えれば、経済発展を円滑にしかも持続的に行うための社会経済制度の整備、さらには人的資本の形成などへの関与もあるが、やはり経済活動との直接の関わりで重要なものは、公共投資さらにはそれによる社会資本形成であろう。政府をはじめとする公的部門が、道路、港湾、空港といった社会資本をどのような地域に、どのような形で創り出していくかは、一国全体の経済開発の戦略とも深く関わっており重要である。

現在、発展途上国の多くで生じている問題は、たとえば首都など経済的な中心地への過剰ともいえる人口集中である。これは社会経済的な不均衡のみならず、空間的な不均衡をもたらしており、都市集中問題に政策的に対処することが求められている。たとえば、中心地を支える都市的社会基盤が十分に整備されれば、中心地に

おけるボトルネックが緩み、経済成長が加速され、その経済的な果実を周辺地域に移転することにより、不均衡が解消されることも十分に考えられる。

経済発展の地域的な差異と社会資本の関係について、ハーシュマン(A. Hirschman)は、きわめて興味深い仮説を提示している(Hirschman 1958)。彼の仮説は、多くの国の経済発展段階をみると、従来から経済活動の集積が存在する地域(中心地)で、より革新的な経済活動への転化がみられ、そこに民間投資が集中し、労働力も流入する。ただし、公共部門は、民間部門ほど速くは反応することができず、そのため、中心地での社会資本が不足する。このボトルネックを解消するために、中心地に公共投資が集中的に行われ、社会資本が整備され、それにより中心地の経済活動はさらに高まる。その結果、中心地と周辺地域との経済格差が拡大する。このような格差が存在すれば、市場メカニズムを通じて、より安価な労働力や安価な土地を求め、中心地から周辺地域へ向け産業活動の地域展開が図られ、格差は縮小に向かう。このような調整メカニズムを円滑に発揮させるためには、社会資本を中心地ではなく周辺地域に重点的に投資することが重要になる。このように、ハーシュマンは、経済の発展段階に応じ公共投資の地域配分を弾力的に変化させることで、効果的な

経済発展が生じる可能性を提示している。

このように、一国の経済開発の問題を考えるときには、公的部門が実施する公共投資・社会資本整備が果たす役割をマクロ的に考えるだけでなく、空間的・地域的視点を導入して分析することが重要であり、発展途上国における社会経済開発の問題を考えるときでも、地域経済の発展と一国全体の発展を同時に視野にいたした分析が求められている。

これまで、公共投資や社会資本整備が地域経済にどのような影響を及ぼしているかについては、部分的な評価は行われてはいる。個別・具体的な複数の開発プロジェクトに対し、順位付けを行う評価法に関する研究は、費用効果分析、費用便益分析といった形で行われており、プロジェクトベースでは経済影響のみならず環境影響などについても事前に評価を行うことが定着しつつある。

しかし、国や地域でなされた公共投資が全体として経済成長や経済発展にどのような効果をもたらしたかについては、必ずしも十分な研究蓄積が存在するわけではない。公的部門による支出が国民経済に与える影響に関するこれまでの分析は、公共投資が民間部門を含め経済全体の総需要をいかに喚起するかといったフローの問題、いわゆる「公共投資乗数」の分析が主体であった。1980年代の米国で、財政赤字問題が注目を集めるなかで、公共支出の短期的な経済波及効果のみならず、社会資本ストックの生産波及効果を実証的に把握する試みがなされるようになり、社会資本が国民経済を支える基盤として果たす役割を実証的に分析することが、重要な課題として登場してきた。

経済発展をどのように図るかという問題を同

時に意識したとき、国民経済全体へのストック効果の分析も重要であるが、公共投資はモノとしての具体的な基盤を地域に作り上げていくだけに、公共投資や社会資本ストックが地域経済の発展にどのように関わっているかを定量的に明らかにすることが求められている^(注1)。

経済発展戦略とりわけ政府の役割を考えたとき、地域的な視点による社会資本の経済分析は重要である。しかし、どの国でも共通にいえることであるが、地域経済データが十分に整備されていないこともあり、地域のレベルで社会資本を実証的に扱うのは容易でない。地域経済データが比較的完備されている日本でも、地域の社会資本ストックデータの推計結果はこれまで公表されておらず、社会資本や公共投資の長期的な効果の分析に関する地域研究の蓄積は限られていた^(注2)。だが、発展途上国の社会経済開発を考えたとき、社会資本整備をどのように行うかはきわめて重要である。発展途上国とは経済の発展段階が異なるが、日本を対象に行った公共投資と地域開発に関する分析の枠組みは発展途上国へ適用可能であり、日本で得られた結果は、発展途上国の経済開発と公共投資・社会資本整備を考えるときに政策的含意を持つと考える。現実には、データの制約もあり、発展途上国で社会資本の効果分析や地域配分の実証研究を直ちに行うことは困難を伴うであろうが、将来時点で実証研究を行うときの参考資料になればと考え、研究者自身でデータを整備し、分析の土俵を用意することができた日本の研究事例を以下に紹介する^(注3)。

(注1) しかしながら、地域経済と一国全体の経済発展の関係を分析した研究は、先進国でも十分に行われているわけではなく、発展途上国を対象にした

研究蓄積はほとんど存在しない。社会資本が存在することによる国民経済への影響分析は、米国経済を対象にした Aschauer (1989), Munnell (1990), Holtz-Eakin (1994) がある。また、日本の地域を対象に社会資本の生産性を分析したものに、浅子他 (1994), 大河原・山野 (1995), 三井・太田 (1995) などがある。

(注2) 1998年3月に、経済企画庁総合計画局(1998)で社会資本ストック推計結果が都道府県も含めて公表された。

(注3) 以下で紹介する実証研究の成果は、電力中央研究所で大河原・山野(1997)が行った研究により得られたものである。

I 社会資本と地域経済

1. 日本経済の現状と課題

日本では、公共投資のあり方を見直すべきであるとの論議が高まっている。この背景には、バブル経済崩壊後の「平成不況」のなかで、公的資本形成(いわゆる公共投資)の対国民総支出比率を、8%を超える水準にまで高めたにもかかわらず、景気回復感が高まらないこと、そのなかで国債・地方債の残高が合わせて300兆円を超える水準にまで膨らみ、1996年度の財政赤字の対GDP比率が6%を超えていることなどがある。実際、政府が1994年に策定した公共投資基本計画で示した「1995年から向こう10年に630兆円の公共投資を行なう」との計画は3カ年先延ばしされ、橋本首相(当時)が議長を務める財政構造改革会議は98年から2000年の3カ年で予定した公共事業費の15%以上の削減を打ち出した。

こればかりでなく、公共投資のあり方については、さまざまな観点からの批判がある。たとえば、弾力的な投資配分が行われていないこと、

とりわけ省庁別配分が長期にわたり固定されていること、談合疑惑などにみられるように効率的な投資が妨げられていること、さらには一般物価水準が下落しているにもかかわらず、公共投資では単価が十分に低下していないこと、などが問題点としてしばしば指摘されている。さらに、近年では公共投資の目的別の配分ばかりか、地域配分も固定的であるとの批判もある。

これらの諸点のうち、ここでは公共投資と地域経済の問題、とりわけ公共投資の地域配分問題を社会資本のストック効果を通じて分析する。フローとしての公共投資が蓄積されストックに転じた社会資本と地域経済の関係を実証的に探り、公共投資の地域配分を変更したとき地域経済にどのような影響が出現するかに関するシミュレーション分析を通じ、公共投資の配分と地域経済の問題を考察する。現実に行われてきた公共投資とこれに替わりうるいくつかの公共投資の地域配分を設定し、これらのもとで国民経済、地域経済がどのように変容するかを国民経済全体のパフォーマンスと地域間経済格差の指標をもとに実証的に明らかにし、経済政策としての公共投資の地域配分がどのような経済的帰結をもたらしたかを論ずる。

公共投資をどのように行うかは、国民経済の発展戦略を考えるうえで重要な課題であるが、そのとき「国民経済全体としての成長目標」と「地域経済の格差是正」をいかに勘案するかは選択の問題になる。言葉を換えるならば、「地域間の経済的なバランスも保ちつつ、公共投資・社会資本整備の果実にできるだけ多くあずかる」という視点で公共投資の地域配分を考えるのは政治的には健全であっても、「効率」と「公正」のトレードオフに直面する。

本研究では、通常用いられる民間資本、総就業者に加え、フローとしての公共投資がストックに転じたところの社会資本を生産要素に導入し、総生産関数より社会資本の限界生産力を実証的に導出する。これをもとにシミュレーション分析では、公共投資の地域配分に関し「効率」、「等量」、「公正」の3ケースを設定し、現状の公共投資配分との比較を通じ、公共投資・社会資本が地域経済ひいては国民経済にどのような役割を果たしてきたかを探る。

2. 主要データの特徴

理論モデルと実証研究に入る前に、日本の県別の総生産と社会資本ストックの実態をデータにより確認しておこう。

はじめに分析に用いたデータを紹介しよう。県内総生産については、産業別の名目の総生産額が「県民経済計算」に掲載されているが、実質値は公表されておらず、異時点間の比較のためには、また時系列データによる分析では実質値が必要である(注1)。

このため、われわれは各県の産業別名目生産額を「国民経済計算」の付加価値デフレータにより実質化する。ただし、「県民経済計算」では大分類でしか扱われていない製造業については、名目生産額を「工業統計」の情報をもとに産業中分類の15産業まで細分化し、この中分類レベルで実質化し、集計することで、各県の製造業の実質総生産額を求めている。単一の産業として扱われている製造業を15の産業レベルまで溯り実質化することで、計算手続きは煩雑ではあるが、各県製造業の産業活動の実態がより適切に反映される。産業中分類レベルで同一のデフレータを各県の産業に適用することは、産業ごとに日本全体で生じた価格変化が各県で生

じていたことになるが、各県では産業を構成している業種も異なれば投入構造や費用構造も異なるため、現実を正確に反映するものではない。「県民経済計算」では生産額の実質化は行っておらず、付加価値デフレータは存在しないので、「国民経済計算」で取り扱われている産業中分類レベルのデフレータを各県に適用することが望ましい。製造業を大分類で扱い実質化することや、産業分類を全く考慮しない県内総生産レベルでの実質化と比較すれば、実態の反映という意味で優れており、電力中央研究所(以下、電中研)のデータは生産額の実質化を産業中分類で行っており、他の機関の推計とは異なる特長の一つである。

県別の社会資本ストックについては、電中研で独自に開発した「修正永久在庫(PI)法」により、1970年以降を対象にして、12目的別の社会資本を県別に推計している(大河原・山野・人見1998〔近刊〕)。この修正PI法では、最後の国富調査である1970年調査の資産額をベンチマークとし、目的別投資額を「国民経済計算」、「県民経済計算」、「公共工事着工統計」、「道路統計」などに基づき推計し、投資の平均耐用年数が30年で40年後に10%残価すると仮定し、これによる除却額をガンマ分布より推計している。さらに1970年以前の投資についても、「国富調査」の資産額を用いて1925年からの投資額を求め、これらも上のガンマ分布に従い除却されるとしている。

なお、社会資本ストック以外にも、県レベルで公表されていないデータとしては、民間資本ストック、産業別就業者などのデータがあり、電中研ではこれらのデータについても独自に推計を行っている(注2)。

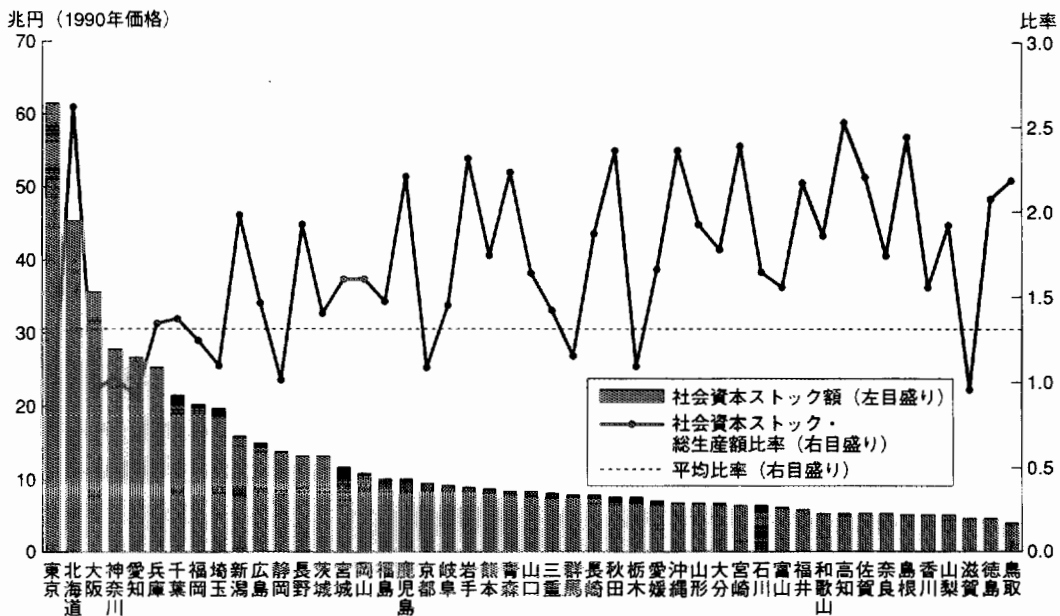
3. データによる観察

推計された県別の社会資本を全国集計すれば、日本全体の社会資本となるが、1990年の固定価格表示で、75年で325兆円、93年で596兆円となる。県ごとの1993年の社会資本ストック額、および社会資本ストック・総生産額比率を示したのが図1である。最大の東京都で61.5兆円、最小の鳥取県で4.02兆円となり、各県の経済活動の大きさにほぼ比例して社会資本が存在するようにみえる。だが、県別の社会資本ストック・総生産額比率で明らかのように、1993年では、北海道の2.61から東京の0.76まで分布しており、基準化されたデータにもかかわらず分散は大きく、生産額と社会資本は逆相関の関係にある。社会資本ストック・総生産額比率がこのような分布となる背後には、公共投資がどちらかという県民所得や生産額が低い地域に相対的に厚く

分配されたことがある。

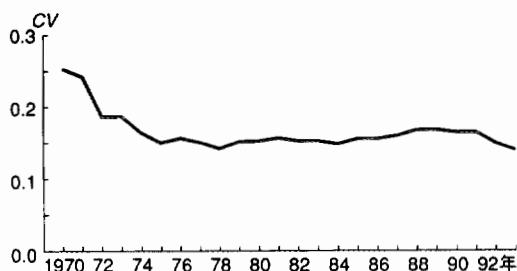
公共投資、社会資本整備と関わりの深い地域経済格差の動向についても、データをもとに振り返っておこう。このため、ここでは格差指標として、就業者1人当たり県内実質総生産額（1990年価格）の変動係数(CV)を用いるがその推移を図2に示した。1970年代前半に地域経済格差は大きく減少し、70年代後半からは、CVはほぼ0.15の水準を保ちながら推移し、80年代のいわゆるバブル経済の期間に格差が若干拡大したのが見てとれる。基本的な流れとしては、高度成長期の後半に格差縮小が生じ、これ以降では安定的に推移したといえる。この動きの背後には、産業の地方展開が進んだこともあるが、公共投資が所得の低い地域へより多く配分されてきたことも効いている。また、地方圏での産業立地の進展では、社会資本の充実により、交通

図1 社会資本ストック額と社会資本ストック・総生産額比率（1993年）



(出所) 筆者作成。

図2 就業者1人当たり県内実質総生産額の変動係数(CV)の推移



条件などが改善したことも貢献している。

(注1) 実質化は異時点の価格差の調整を意味するだけで、基準年に存在する都道府県間の価格差を調整するものではない。このような地域間の価格差を調整することの必要性について、査読者から指摘をいただいたが、地域間の価格差を明示的に扱うことは適当なデータも存在しないため困難である。

(注2) 現在採用している社会資本データ推計の基本的な考え方は大河原・松浦・中馬(1985)と同様であるが、推計対象を組み替えて推計しており、それについては大河原・山野・人見(1998〔近刊〕)で解説する予定である。

II 分析の枠組み

1. 生産関数の理論モデル

社会資本が地域の総生産にどのように貢献しているかを、データに基づき実証的に明らかにすることがここでの主目的である。このため、社会資本も導入した総生産関数を推定し、これにより定まる地域の生産構造に基づき、社会資本の役割や公共投資の地域配分を分析する。なお、これまでに行われてきた総生産関数による分析では、公的部門の役割が明示的に導入されることはきわめて希で、総生産関数に3つ以上の生産要素を導入するとしても、資本、就業者に加え中間投入を扱うことが一般的であった。

ここでは、民間資本、就業者、社会資本を説明変数として用い、「集積の経済」や「規模の経済」が地域に存在し、そのなかで地域全体の付加価値額が定まるとするが、3つの生産要素と付加価値額との関係を記述したものが、地域の総生産関数である。

はじめに、実証研究の枠組みのもとになる理論モデル(操作可能な概念モデル)を構築することにしよう。地域における経済活動のうち生産額に着目し、地域の生産額で集積の経済・規模の経済がどれだけ発揮されているかを計測することを考える。地域における生産の主体はさまざま存在するが、便宜的にそれを企業と呼ぶ。企業は資本設備(k)と就業者(e)を投入し、付加価値(y)を生み出すものとする。たとえば、製造業の生産であれば、エネルギーなどの投入も必要であるが、それは中間投入として位置づけられ、付加価値を生み出すためには直接は貢献しない。

この関係を生産関数で表せば、

$$y = f(k, e)$$

となる。さらにここで、道路などの社会資本(G)が生産に貢献していることを明示的に導入すれば、生産関数は以下ようになる。なお、 G は企業にとっては与えられた環境であり、すべての企業が対価を支払うことなしに、しかも同時に利用できるものとする。このような社会資本の位置づけは、公共財から生み出されるサービスの排除不可能性、非競合性、共同消費性に基づくものである。このとき企業レベルの生産関数は

$$y = f(k, e, G)$$

と表すことができる。

次に、地域に多数の企業が存在することによ

り、それら企業が相互に影響しあうことにより生み出される「集積の経済」が働くことを想定する。「集積の経済」は市場を経由せずにある企業の活動が他の企業の活動に有利な影響を与える状況であり、「外部経済」の典型的な出現事例として捉えることにする。そして、個々の企業の生産に地域で出現している集積の経済が寄与し、これが便宜的に地域の就業者の総数 (E) で表せるものとすれば、企業レベルの生産関数は

$$y = f(k, e, E, G)$$

となり、社会資本の外部効果と集積の経済による外部効果が明示的に導入されている。このとき、企業は所与の生産物の価格、資本のレント、就業者の賃金のもとで、利潤を最大にする投入量の組み合わせ k, e を選ぶ。なお、生産関数 f は k, e について一次同次であると仮定する。

各企業で選択した k, e を集計することにより、地域全体の民間資本 (K) と地域内就業者 (E) が定まる。また、地域内の総生産額 (Y) も各企業の生産額を集計することで定まる。したがって地域全体の総生産関数は、

$$Y = F(K, E, G)$$

と表すことができる。

このように地域には社会資本が存在し、地域全体の就業者で表される集積の経済が存在するので、企業レベルの生産関数 f が k, e に関して一次同次であっても、総生産関数 F は、 K, E に関しては一次同次を超え、収穫逓増となる。さらに、 F は、 K, E, G に関しても、一次同次にはならない。ただし、長期的に収穫逓増状態が保たれるかどうかは別の問題であり、混雑などの外部不経済の出現により地域の生産が阻害されることも十分に考えられる。

なお、ここでの生産関数を用いての分析は、これまで教科書的な議論のなかで展開されていた収穫一定や収穫逓減の経済分析とは、異なることに注意を払う必要がある。なお、集積の経済を表す指標としては、就業者数を用いるのが一般的であるが、それを地域全体に存在する資本ストック量で表現しても、形式的に同等の問題となる。

年次の時系列データを用いることを前提に生産関数を想定すると、 t 年の生産額は、それぞれの変数に添字 t を付けて、

$$Y_t = F(K_t, E_t, G_t)$$

と表すことができる。

また、地域が異なることにより、用いられている生産技術も異なるとすれば、各地域の生産額は、地域の添字 i をつけて

$$Y_{it} = F(K_{it}, E_{it}, G_{it})$$

と表すことができる。

2. 生産関数の候補式

理論モデルの枠組みで用いた y, k, e など企業レベルで定義した変数については、現実にはデータとして網羅的に観察することは困難であるが、地域レベルで集計された Y, K, E, G については、基本的に観察可能な変数と考えることができる。すでに述べたように、現実にはこれらに関する統計、とりわけ資本ストックに関する統計は、都道府県単位でも公式統計が存在するわけではない。このため、以下では電中研で推計したデータに基づき、都道府県の総生産関数をクロスセクション・タイムシリーズ・データに基づき推定する。本項では、 Y と K, E, G をどのように関係づけるか、つまり生産関数 F をどのように特定化するかを考える。

ここでの分析では、はじめに、生産関数 F と

して、単純ではあるが操作性に優れているコブ=ダグラス型関数を用いる。そして、いくつかの候補式を考えることにしよう。

$$Y = AK^\alpha E^\beta G^\gamma$$

を生産関数として想定し、実証研究では、この対数をとったもの

$$\ln Y = A + \alpha \ln K + \beta \ln E + \gamma \ln G \quad (1)$$

を推定する。さらに、民間資本、就業者、社会資本のパラメータに $\alpha + \beta + \gamma = 1$ 、つまり生産要素としての民間資本、就業者、社会資本の間に一次同次の関係が存在するとの仮定を導入して推定したものが

$$\ln Y/E = A + \alpha \ln K/E + \gamma \ln G/E \quad (2)$$

である。

また、(1)式のパラメータに $\alpha + \beta = 1$ 、つまり生産要素としての民間資本と就業者の間で一次同次性が存在するとの仮定を導入し、推定するのが

$$\ln Y/E = A + \alpha \ln K/E + \gamma \ln G \quad (3)$$

である。

コブ=ダグラス型関数では、民間資本、就業者、社会資本の役割は基本的に同等のものとして扱っている。しかし、社会資本は生産主体が利用水準を選ぶこともできず、いわば存在する社会資本を単に利用するものであり、民間資本、就業者とは生産に対する貢献は自ずと異なるものと考えることが自然であろう。つまり、社会資本はそれが存在することで間接的に生産に寄与するが、民間資本や就業者は直接投入することで生産に貢献すると想定する。これを生産関数に明示的に導入するために、社会資本は資本や労働の生産能力を拡張させる効果を持つが、

社会資本が単に存在するだけでは生産に寄与しないと考える。

以下では、民間資本と就業者は一次同次の関係に従うが、社会資本と他の生産要素との相互作用により外部経済効果が生み出され、関数全体では規模の経済と外部経済効果が発揮され、一次同次を超えるものとする。社会資本の外部効果については、より多くの社会資本に恵まれる地域では、他の地域に比べ、他の条件が一定であれば、生産性が高まることを想定する。また、逆に民間資本の賦存量が多ければ、社会資本の生産性は高まることになる。ここでは、社会資本と民間資本の相互作用が存在すると仮定し、次式のように定式化する。

$$Y = AK^{\alpha+\gamma} E^\beta G^\gamma, \alpha + \beta = 1,$$

$$\alpha > 0, \beta > 0, \gamma > 0$$

これは、大河原・山野 (1995)、Kanemoto, Ohkawara, and Suzuki (1996) が用いたものと同等の修正コブ=ダグラス型生産関数である。この関数では、民間資本、就業者、社会資本それぞれの限界生産力は

$$\frac{\partial Y}{\partial K} = (\alpha + \gamma \ln G) \frac{Y}{K} > 0, \frac{\partial Y}{\partial E} = \beta \frac{Y}{E} > 0,$$

$$\frac{\partial Y}{\partial G} = \gamma \ln K \frac{Y}{G} > 0$$

となる。このように、民間資本の限界生産力は社会資本の存在により、また社会資本の限界生産力は民間資本の存在により影響を受けている。民間資本の限界生産力と就業者の限界生産力をさらに微分したものは負となり、限界生産力が遞減しているが、生産額を社会資本について二次微分したものは

$$\frac{\partial^2 Y}{\partial G^2} = \partial(\gamma \ln K \frac{AK^{\alpha+\gamma} E^\beta}{G}) / \partial G$$

$$\begin{aligned} &= \gamma \ln K \frac{Y}{G^2} - \frac{Y}{G^2} \\ &= (\gamma \ln K - 1) \frac{Y}{G^2} \end{aligned}$$

となる。つまり、社会資本については、 $(\gamma \ln K - 1)$ が負となれば、社会資本の限界生産力は逓減するが、これが正になると、限界生産力は逓増する。もし社会資本の限界生産力が逓増するならば、多地域を念頭に置いた枠組みのなかで、生産を最大にする公共投資の地域配分を求めると、一地域に公共投資を集中させるのが望ましいとの結論が導かれる。以下では $(\gamma \ln K - 1)$ の項は常に負となることを前提に議論を進める。

したがって、すべての生産要素の限界生産力は逓減し、理論的な意味での一極集中は起きない。このような意味で、修正コブ=ダグラス関数は、コブ=ダグラス型と同様に、単調性と凸性が保たれており、生産関数として well-behaved な関数型である。ただし、一次同次よりも大きい集積の経済あるいは規模の経済といった外部性が働いている。なお、この関数の対数をとり、

$$\begin{aligned} \ln Y &= A + \alpha \ln K + (1 - \alpha) \ln E \\ &\quad + \gamma \ln K \ln G \end{aligned} \quad (4)$$

となることからわかるように、対数線形ではなく、コブ=ダグラス関数との対比でも非線形度が高い。 α が正で 1 未満、 γ が正に推定されるならば、生産関数に要請される性質は満たされる。なお、第 2 項と第 3 項のみに着目すれば民間資本と就業者の間には一次同次を課しているようにみえるが、社会資本の存在による集積の経済の出現を民間資本の生産性が高まるという形で第 4 項に導入しており、関数全体としては集積の経済性が出現する。なお、この修正コ

ブ=ダグラス型生産関数は、同次拡張的（ホモセティック）な関数ではなく、賦存量に依存する形で同次性が変化し、同次性は近似的に定義することになるが、それは $1 + \gamma \ln(K * G)$ となる。

また、(4)式と同様の定式化であるが、社会資本の存在により就業者の生産能力が高まるとの外部経済効果を導入し、定式化したものが

$$\begin{aligned} \ln Y &= A + \alpha \ln K + (1 - \alpha) \ln E \\ &\quad + \gamma \ln E \ln G \end{aligned} \quad (5)$$

である。また、次式

$$\begin{aligned} \ln Y &= A + \alpha \ln K + (1 - \alpha) \ln E \\ &\quad + \gamma \ln E \ln G + \delta \ln K \ln G \end{aligned} \quad (6)$$

のように、社会資本の存在により就業者と民間資本の生産性がともに上昇すると定式化することも可能である。

なお、総生産関数の特定化については、これまで議論したコブ=ダグラス型さらにはその派生型を前提にする必要はなく、よりフレキシブルな関数型を設定し推定を試みる価値は十分にあるが、これは今後の課題としたい。

また、社会資本ストックをどのような形で、生産関数に導入するかについても、検討すべき余地がある。地域別の社会資本ストックそれ自体を生産関数に導入しているが、地域の物理的な大きさを考慮するため、たとえば山林原野などでは経済活動がほとんど行われていないことを考慮し、社会資本ストックを可住地面積などにより基準化したものを地域の総生産関数に導入することも考えられる。また、道路などのネットワーク型社会資本ストックの特徴を考慮するならば、他の地域で存在する社会資本ストックを距離などで割引き、社会資本ストックのスピルオーバー効果を明示的に生産関数に導入

することも考えられる。

3. 社会資本を含む総生産関数の推定結果

これまで性質を吟味した6つの総生産関数を、1975年から93年までの47都道府県のデータをもとに推定した。この結果が以下である。

$$\begin{aligned} \ln Y = & -0.682 + 0.387 \ln K + 0.688 \ln E \\ & (-9.69) \quad (34.8) \quad (67.5) \\ & + 0.034 \ln G, \quad AR^2 = 0.99 \end{aligned} \quad (7)$$

(2.79)

$$\begin{aligned} \ln Y/E = & 0.796 + 0.507 \ln K/E \\ & (37.5) \quad (41.6) \\ & - 0.098 \ln G/E, \quad AR^2 = 0.73 \\ & (-6.85) \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \ln Y/E = & -0.766 + 0.343 \ln K/E \\ & (-10.8) \quad (36.5) \\ & + 0.111 \ln G, \quad AR^2 = 0.81 \\ & (21.6) \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \ln Y/E = & 0.141 + 0.319 \ln K/E \\ & (4.84) \quad (33.7) \\ & + 0.00354 \ln K \ln G, \quad AR^2 = 0.83 \\ & (23.8) \end{aligned} \quad (10)$$

$$\begin{aligned} \ln Y/E = & 0.0911 + 0.376 \ln K/E \\ & (2.93) \quad (45.5) \\ & + 0.00376 \ln E \ln G, \quad AR^2 = 0.82 \\ & (23.7) \end{aligned} \quad (11)$$

$$\begin{aligned} \ln Y/E = & 0.353 + 0.0869 \ln K/E \\ & (3.19) \quad (0.738) \\ & + 0.0181 \ln E \ln G - 0.0155 \ln K \ln G, \\ & (2.47) \quad (-1.98) \\ & AR^2 = 0.83 \end{aligned} \quad (12)$$

(かっこ内は t 値。 AR^2 : 自由度修正済み決定係数)

係数制約を付けないコブ=ダグラス型生産関数では、パラメータ α , β , γ は(7)式のようにすべて正の値で、しかも統計的に有意に推定できた。この推定結果では民間資本のパラメータが0.387, 就業者のパラメータが0.688, 社会資本のパラメータが0.034となっている。これまで、日本の都道府県のクロスセクション・データで総生産関数の推定を行うと、経済活動の集積が相対的に少ない地域に公共投資が重点的に配分され、経済活動が活発な地域でむしろ社会資本が相対的に不足していることもあり、(1)式を推定すると社会資本に掛かる γ のパラメータが負値となることがしばしば報告されているが(浅子他 1994; 大河原・山野 1995), ここで用いたクロスセクション・タイムシリーズ・データによる推定ではこの点が改善されており、理論モデルの要請にかなう推定結果が得られた。従前の研究のように、社会資本が地域の生産に貢献しないとの推定結果となる場合には、地域に蓄積された社会資本が地域の生産に貢献しているという社会資本の生産力効果を正当に評価できる構造を見出す必要がある。

民間資本と就業者では、マクロ経済分析などで用いられる総生産関数のパラメータにきわめて近いパラメータが得られており、マクロ経済分析では時間変数で代理される技術進歩のパラメータが、ここでの社会資本のパラメータとほぼ同程度の大きさをとることがしばしばみられ、社会資本も基本的には時間の経過とともに増加しており、技術進歩の代わりに社会資本が入っているとも解釈することもできる。ただし、関数全体としてみたときの同次性は1.089となり、かなり大きな規模の経済性が存在する結果になる。理論モデルに溯り、個々の企業レベルでは

民間資本と就業者との間では一次同次であり、就業者総数で集積の経済が表されているとすれば、就業者が直接に生産に貢献する部分は0.613であり、残りの0.075が集積の経済に掛かるパラメータとなる。さらに社会資本の貢献は0.034となる。

一方、総生産関数に一次同次制約を付けた(8)式の推定結果では、 $\ln G$ のパラメータは統計的に有意な水準でマイナスになり、総生産関数が民間資本、就業者、社会資本で一次同次になるとの仮説は棄却される。したがって、地域の総生産関数には集積の経済などに代表される外部経済が確実に存在しているとの仮説が統計的には支持される。

次に、外部経済が社会資本のみによりもたらされていると仮定し、民間資本、就業者では一次同次であるが、社会資本の存在により一次同次を超えるとの定式化のもとで推定したのが(9)式である。この推定結果では民間資本のパラメータが0.343、就業者のパラメータが0.657、社会資本のパラメータが0.111と推定された。一次同次制約を置かない(7)式と対比すると、民間資本と就業者のパラメータの大きさにはほとんど変化はないが、社会資本のパラメータは3倍も大きくなっている。なお、(7)式と(9)式の差異は、民間資本、就業者に一次同次制約を置くかどうかであるが、この一次同次制約の成立を帰無仮説として設定し、決定係数の情報をもとにF検定を行ったが、この一次同次制約は統計的に棄却された(注1)。

次に、修正コブ=ダグラス関数の推定結果を吟味しよう。(10)式では、民間資本と社会資本のパラメータは統計的に有意に正の値が得られている。ただし、社会資本のパラメータは民間資

本に比べるとかなり小さな値をとる。また、(11)式についても、ほぼ、(10)式と同等の推定結果が得られている。あえて言えば、(10)式では決定係数がわずかではあるが高く、説明力が少し向上している。なお(10)式でも(11)式でも、このデータセットから得られた γ の推定値は非常に小さい。たとえば(10)式で γ を0.004とみなしたとしても、 $(\gamma \ln K - 1)$ が正となる $\ln K$ の値は250以上であり、 K の値がきわめて大きいときに限り、限界生産力は逡増する。現実のデータセットを前提とする限り、社会資本の限界生産力は逡減することになる。もちろん、これは(11)式でも同様である。

(12)式については、各推定パラメータのt値は大きくないが、その一方で比較的大きな決定係数が得られており、多重共線性の存在が示唆される。このためか、 δ のパラメータについては正の推定値を得ることはできなかった。

このように、分析に用いる総生産関数を特定化するために、6本の候補式の推定を行ったが、簡潔な関数型、パラメータの大きさ、統計量などを勘案し、(7)式を推定の基本モデルとする。ただし、決定係数の高い(7)式といえども、それぞれの県では大きな誤差も発生しており、この誤差を小さくするために、2つの方式で地域ダミー変数を導入し、(7)式を修正する。第1の方式は関数全体をシフトさせる定数ダミーであり、第2の方式は各県で社会資本の貢献が異なると想定し社会資本のパラメータをシフトさせる係数ダミーである。

第1の方式を数式で明示的に示せば、

$$\ln Y = A + \sum A_i DUM_i + \alpha \ln K + \beta \ln E + \gamma \ln G \quad (13)$$

となる。ある県で生産関数の推定誤差が、サン

ブル期間内のすべてについて、(7)式の標準誤差の2倍を超えるとき、その県に固有の定数ダミー DUM_i を導入した。なお、この定数ダミー導入基準にかなうのは9県であった。この推定結果を表1に示した。

(13)式の推定パラメータ α 、 β 、 γ は正値をとるが、(7)式との比較では、社会資本のパラメータ γ は30%ほど小さくなり0.023になり、その t 値も2.4となったが、統計的には95%の確率でゼロと異なるものとして推定されている。また、民間資本のパラメータは8%程度大きくなり0.412、就業者のパラメータはほぼ不変で0.677と推定された。なお、定数ダミーでは、茨城県の t 値が-1.4となり、統計的には20%の確率でゼロになることが否定できない結果となっている。コブ=ダグラス型生産関数では、生産要素のパラメータの大きさはその要素を持つ弾力性となるから、定数ダミーを9県に導入し推定した生産関数のパラメータによれば、社会資本が1%増加したとき、総生産額は0.023

%増加する。この生産関数をもとに社会資本の増加による生産増加への寄与を計測すれば、効果は限定的なものになる。

第2の方式では、各県で社会資本ストックの生産額への貢献が異なり、しかもすべての県で社会資本のパラメータが異なる値をとると想定した。このとき生産関数は

$$\ln Y = A + \alpha \ln K + \beta \ln E + \sum \gamma_i DUM_i \ln G \quad (14)$$

となる。この推定結果を、表2に示した。(14)式でもパラメータ α 、 β 、 γ_i は正値をとる。(7)式との比較では、民間資本のパラメータは27%程度小さくなり0.284で、就業者のパラメータは23%大きくなり0.848で、社会資本のパラメータは4倍から5倍程度大きくなり0.137から0.181の間で推定された。

推定された生産関数は一次同次を超え、また社会資本も導入されているので、資本と労働への理論的な分配率を議論することはできないが、資本と労働のパラメータの和は1.13で、その比は1対3である。したがって、社会資本が生産物の分配にあずからないとするなら、民間資本への理論的な分配率は約25%、就業者へのそれは75%となる。この分配率はこれまでのコブ=

表1 生産関数(13)式の推定結果

	推定値	t 値
定数	-0.777	-12.9
$\ln(K)$	0.412	44.8
$\ln(E)$	0.677	84.5
$\ln(G)$	0.023	2.4
茨城	-0.021	-1.4
東京	0.158	9.2
滋賀	0.193	11.8
奈良	0.214	13.8
鳥取	0.198	12.2
岡山	-0.043	-2.8
大分	-0.055	-3.5
宮崎	-0.115	-7.5
沖縄	0.181	11.6

(注) 自由度修正済み決定係数=0.994。

表2 生産関数(14)式の推定結果

	推定値	t 値*
定数	-3.190	-5.9
$\ln(K)$	0.284	19.0
$\ln(E)$	0.848	18.6
$\ln(G)$	最小 0.137 最大 0.181	

(注) 自由度修正済み決定係数=0.998。
* $\ln(G)$ の t 値は最小でも2.1であり、いずれの県においても統計的に有意にゼロと異なる。

ダグラス型生産関数の推定などで得られているものとはほぼ同等であり、これによれば、就業者のパラメータは過大でなく、また民間資本のパラメータも過小ではないと類推することができる。(14)式の各種の統計量なども良好であり、これを本分析で用いる総生産関数とした。

4. 限界生産力の推移と要素賦存量の変化

公共投資の地域配分を分析するとき、社会資本の限界生産力をコアな要因として用いる。このため、各生産要素の限界生産力の推移を概観しておこう。生産関数(14)式では、民間資本ストック、就業者、社会資本ストックの限界生産力の推定値は、それぞれ以下のようになる(注2)。

$$MPK = \frac{\partial Y}{\partial K} = \alpha \frac{Y}{K} = \alpha AK^{\alpha-1} E^{\beta} G^{\gamma} \quad (15)$$

$$MPE = \frac{\partial Y}{\partial E} = \beta \frac{Y}{E} = \beta AK^{\alpha} E^{\beta-1} G^{\gamma} \quad (16)$$

$$MPG = \frac{\partial Y}{\partial G} = \gamma \frac{Y}{G} = \gamma AK^{\alpha} E^{\beta} G^{\gamma-1} \quad (17)$$

このとき、 α 、 β 、推定パラメータは各県で共通であるが、 γ の推定パラメータには係数ダミーが導入されているので、各県で異なる値をとる。また、 K 、 E 、 G はそれぞれ各県で固有の値をとり、各生産要素の限界生産力は各県で異なる値をとる。

北海道、東京都、愛知県、宮崎県、鹿児島県を例にとり、時系列データで各生産要素の限界生産力を示したのが図3、図4および図5である。

民間資本の限界生産力(MPK)は各県ともに、

図3 民間資本の限界生産力

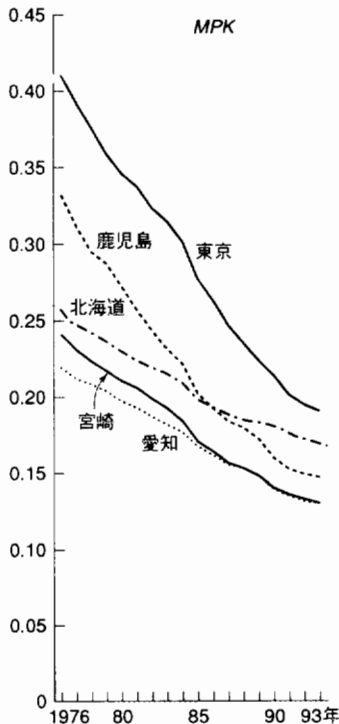


図4 就業者の限界生産力

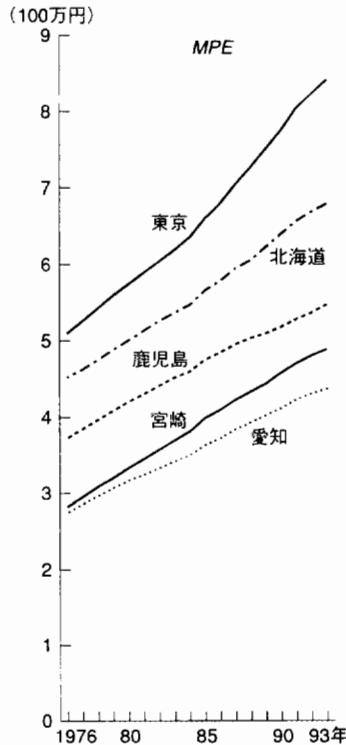
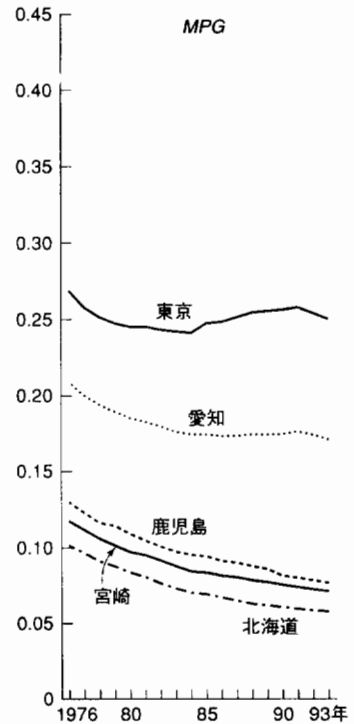


図5 社会資本の限界生産力



減少傾向にある。これは生産額に対し資本が相対的に豊富に存在するようになったこと、つまり生産・資本比率の減少が効いている。東京都のMPKが1980年代後半で低下していることは、バブル経済のなかで民間設備投資が相対的に多くなされたことによる。また他方、北海道で低下の度合いが相対的に緩やかなのは、期間内で民間設備投資が低迷したことを反映している。なお、ここに示した県以外でも資本の限界生産力は低下している。各県間の比較では、後述する民間資本の地域配置仮説からも検証されるように、限界生産力が相対的に大きい地域により多くの投資が行われ、結果として民間資本の限界生産力が地域間で平準化していったことが観測された。

これに対し、就業者の限界生産力(MPE)は1976年から一貫して上昇している。これは民間資本ストックとは対照的な動きであるが、各県で相対的に就業者が希少な投入要素となっていることを反映している。ここで示した5県のなかで、MPEが最も大きいのは東京都で、愛知県が最も小さい。そして、この期間内ではグループ中の順位変動はみられなかった。就業者の地域配置仮説の実証研究によると、就業者は限界生産力の高い地域に移動するが、民間資本ストックとの比較では、限界生産力格差への反応が低く、労働移動は資本ほど容易でなく、ここで示した5県の動向からもわかるように就業者の限界生産力の地域格差は必ずしも縮小していない。

社会資本ストックの限界生産力(MPG)は、地方圏においてはほぼ一貫して下降傾向がみられる。一方、東京都や愛知県では、地方圏ほど大きくは低下しないし、1980年代以降では横ば

い傾向にあるとさえいえる。相対的に社会資本が不足する地域で、より大きくMPGは上昇するが、東京都、愛知県ではこのような状況が出現していると考えられる。これに対して、北海道のMPGが小さい値をとるのは、生産額に対して相対的に大きな社会資本ストックに恵まれていることを反映している。したがって、ここで示した5県での比較でもわかるように社会資本の限界生産力の地域格差は拡大している。

多くの県では、民間資本の限界生産力が社会資本の限界生産力を上回っている。これは、Arrow and Kurz (1969)が社会資本をも導入した2部門成長モデルで示した最適成長の必要条件の一つでもある。だが、図3、図5で示したMPKとMPGの東京都の推移にみられるように、1980年代後半以降の東京都では、MPGがMPKを上回るようになり、この条件が成立しなくなった。これは東京都では、民間投資の急成長にもかかわらず、公共投資の成長が低かったため、この限界生産力の逆転が生じたと考えられることによる。

5. 生産要素の賦存量変化

次に、各生産要素の地域賦存量がどのようなメカニズムにより変化しているかを検討する。ここで設定した仮説は、生産要素は高い限界生産力を求めて地域を移動するというものである。換言すれば、各生産要素は効率的に地域に配置されてきたかを検証する。このため、(18)、(19)、(20)式のように、各生産要素の増加率を、各地域の限界生産力の全国平均からの乖離で定義される「限界生産力格差」に回帰する。このとき、係数パラメータが有意に正で推定されれば、限界生産力の高い地域で生産要素の増加率が高くなり、生産要素は効率を求めて地域に配置され、

限界生産力の格差は時間の経過とともに縮小に向かうことになる。

$$\frac{\Delta K_i}{K_{i-1}} = \alpha_k + \beta_{ki} \lambda_{ki} \quad (18)$$

$$\frac{\Delta E_i}{E_{i-1}} = \alpha_e + \beta_{ei} \lambda_{ei} \quad (19)$$

$$\frac{\Delta G_i}{G_{i-1}} = \alpha_g + \beta_{gi} \lambda_{gi} \quad (20)$$

なお、第 i 地域の各生産要素の限界生産力格差 (λ_{ki} , λ_{ei} , λ_{gi}) は、要素賦存量のシェアを重み付けした全国の平均からの乖離率を用い、次のように定義した^(注3)。

$$\lambda_{ki} = \frac{(MPK_i - \sum S_{ki} MPK_i)}{\sum S_{ki} MPK_i} \quad (21)$$

$$\lambda_{ei} = \frac{(MPE_i - \sum S_{ei} MPE_i)}{\sum S_{ei} MPE_i} \quad (22)$$

$$\lambda_{gi} = \frac{(MPG_i - \sum S_{gi} MPG_i)}{\sum S_{gi} MPG_i} \quad (23)$$

ただし、 S_{ki} , S_{ei} , S_{gi} は各地域の民間資本ストック、就業者数、社会資本ストックの対全国シェアである。ここでは、このように要素賦存量のシェアのウェイトで限界生産力の加重平均を求め、それからの乖離で各地域の限界生産力格差を定義しており、各地域が持つ固有の大きさが考慮されている。

(18), (19), (20)式を変形し、各生産要素の増分を被説明変数に用い

$$\Delta K_i = \alpha_k K_{i-1} + \beta'_{ki} \lambda_{ki} K_{i-1} \quad (24)$$

$$\Delta E_i = \alpha_e E_{i-1} + \beta'_{ei} \lambda_{ei} E_{i-1} \quad (25)$$

$$\Delta G_i = \alpha_g G_{i-1} + \beta'_{gi} \lambda_{gi} G_{i-1} \quad (26)$$

を推定した。

(24), (25), (26)式でパラメータ β'_{ki} , β'_{ei} , β'_{gi} が正值で推定されれば、生産要素は限界生産力の高い地域に相対的に多く配分されていたことを意味する。一方、パラメータが有意に正の値で

推定されなければ、限界生産力と関係なく配分されていたことになるし、また負値で推定された場合には、限界生産力の低い地域に公共投資が多く配分されることになる。この生産要素の増加と限界生産力地域格差の関係式の推定結果を、地域を示す添え字を省略して、以下に示した。

$$\Delta K = 0.073 K_{-1} + 0.038 \lambda_k K_{-1}, \quad (93.2) \quad (11.8) \quad (27)$$

$$AR^2 = 0.88$$

$$\Delta E = 0.011 E_{-1} + 0.011 \lambda_e E_{-1}, \quad (35.3) \quad (10.8) \quad (28)$$

$$AR^2 = 0.67$$

$$\Delta G = 0.054 G_{-1} - 0.003 \lambda_g G_{-1}, \quad (110.6) \quad (-3.2) \quad (29)$$

$$AR^2 = 0.87$$

(かっこ内は t 値。 AR^2 : 自由度修正済み決定係数)

民間設備投資と就業者の増分を説明している (27), (28)式の第2項のパラメータは統計的にゼロと異なる有意水準で正に推定された。しかも、民間設備投資のパラメータは就業者のそれよりも大きく、民間資本はより弾力的に限界生産力格差に反応して、各県に投資されていたことが確認できる。これに対し、(29)式では第2項のパラメータは統計的有意な水準で負と推定されており、公共投資は限界生産力の低い地域により多く配分されていたことが統計的に検定できた。この推定結果によれば、公共投資は経済効率とは異なる基準により地域に配分されたことになる。これは、政府が国土開発計画で掲げていた「地域の均衡ある発展」の達成、地域間の所得格差の解消などを一義的に考えて、公共投資が地域に配分されたことを示すものといえよう。

(注1) (1)式のパラメータ α と β に関して $\alpha + \beta = 1$ という制約を置いたのが(3)式であり、ここでは $\alpha + \beta = 1$ を帰無仮説として設定する。(1), (3)式に対応する推定式(7), (8)式のサンプルサイズが893個で、(7), (8)式の説明変数の数はそれぞれ3個、2個であるから、それぞれの決定係数を便宜的に R_1 , R_3 とすれば、

$$F = ((R_1 - R_3) / 2) / ((1 - R_1) / (893 - 3 - 1))$$

となり、これは自由度(2,889)のF分布に従う。(7), (8)式の決定係数をもとにすれば、この値は非常に大きくなり、仮説 $\alpha + \beta = 1$ は棄却される。

(注2) 1単位の公共投資を行うことにより、社会資本が1単位だけ増加するが、増加した社会資本が地域の総生産額をどれだけ増加させるかという倍率が社会資本の限界生産力である。

(注3) 生産力の地域間格差の議論についてはFukuchi and Nobukuni (1970), また Sakashita and Kamoike (1973) を参照。

III 公共投資の地域配分と地域経済

第II節では社会資本が地域の生産活動にどのように影響しているかを明らかにするために、社会資本を導入した総生産関数を推定した。推定された総生産関数から計算された各生産要素の限界生産力に基づき、地域では生産要素がどのような原理で増加してきたかを検証した。特に、公共投資の地域配分では、民間部門が追求するような経済効率ではなく、格差是正などに重きを置いていたことが明らかになった。第III節では公共投資を実験的に「効率」、「等量」、「公正」の3基準で配分し、現状の配分との対比を行うことで、公共投資の地域配分が地域経済や日本経済に及ぼす影響を検討する。

シミュレーション分析は以下の手順で行われる。はじめに公共投資の地域配分をそれぞれの基準に従い、各年ごとに変化させる。ただし、

全国の各県に配分される公共投資額の総額は実績値に等しく保っている。この結果、各県で蓄積される社会資本ストックの賦存量は経年的に変化する。

公共投資の地域配分の変化により、より大きな公共投資にあずかる地域では、さまざまな経路を通じて、生産額が増大するのが一般的である。たとえば、需要創出効果により生産額が直接増大することも考えられる。また、民間の投資が社会資本整備により誘発され、結果として生産額が増大することも考えられる。だが、本研究では公共投資が社会資本ストックに転化し、これが生産にどのように影響するかを単独に抽出し、生産関数経由の影響を部分均衡的に分析する。しかも、生産関数のなかでも影響経路は限定されており、就業者も民間資本ストックも変化するのが一般的であるが、社会資本ストックの水準変化を通じてのみ、生産額が変化するものとしている。つまり、公的部門の投資配分に関する政策変更が、地域の社会資本の賦存量を変化させ、それが生産に及ぼす直接の影響を単独に分析するものである。

公共投資額が変化すると、各県の社会資本も変化し、生産額が変化し、1人当たり所得も変化する。また、各県の生産額が変化するため、日本全体の生産額も変化する。以下では、公共投資の地域配分の変更に伴う各県の生産額と所得水準の変化をみるとともに、各県を集計することで定まる日本経済の総生産額と各県の所得格差の動向を分析する。なお分析では、1人当たり所得としては、総生産額を総就業者数で除したものの、つまり就業者1人当たりの総生産額を代理変数として用いる。

1. 現状の配分

ここでは、以下で設定する3つの基準による公共投資配分の特徴を浮き彫りにするために、現状の公共投資がどのようになされ、どのような経済的な帰結を生み出したかを簡単に振り返っておこう。

1976年から93年まで現実に行われた公共投資の地域配分のもとで、日本全体の総生産額は93年で470.6兆円(90年価格)となる。就業者1人当たり県内総生産(以下でも、断らない限りすべて就業者1人当たりである)は最大の東京都で992万円、最小の宮崎県で512万円となる。また、1人当たり総生産額の変動係数は0.148、ジニ係数は0.079となる。

ちなみに、1976年では日本全体の総生産額は250.5兆円であり、1人当たり県内総生産は最大の東京都で596.4万円、最小の島根県で310.9万円であった。1人当たり総生産額の変動係数は0.173、ジニ係数は0.097であった。すでに図2で示した1人当たり県内総生産額の変動係数によれば、現状の公共投資の地域配分のもとで、地域経済格差は1970年代前半に急速に縮小し、以後ほぼ安定的に推移したことがわかる。

2. 効率配分ケース

公共投資の「効率」配分とは、次のことを意味する。公共投資を社会資本の限界生産力の高い地域から順次配分する。このとき、公共投資の実施可能量は制約されているため、現実の経済の仕組のなかでは想定しえないことだが、公共投資の配分にあずからない県が出現することも考えられる(注1)。そして、当然のことではあるが、地域間の所得格差は現状よりも拡大すること、日本全体の生産額は他のどのような配分よりも大きくなることが予想される。このよう

に、一国の経済のパイを大きくするという意味で、公共投資の「効率」配分と名づけた。

公共投資の効率配分のメカニズムを図6で示した。公共投資は限界生産力に応じて配分されていく。第1番目の配分は限界生産力の最も高い地域に配分される。社会資本が追加されることにより社会資本の限界生産力は低下し、第2番目に限界生産力の高い地域と等しくなるまで投資され、等しくなったところで第2地域への配分も始まる。そして、第1地域と第2地域の限界生産力が低下し、第3地域の限界生産力と等しくなれば、第3地域への配分が行われる。全投資額 $\sum IG^{EF}$ が実際の投資額 $\sum IG$ に等しくなるところまで、この配分が続けられる。この配分のもとでは、いくつかの地域は全く配分を受けなくなる可能性がある。図6の例では、第1, 2, 3地域は配分を受けるが、限界生産力が ρ 以下の第4地域へは投資が全くなされないことになる。

数値シミュレーションでは以下の手続きにより各県への投資の配分を求める。

手順1 —— 効率配分のもとでの投資額と実際に投資された投資額は総額で等しい。

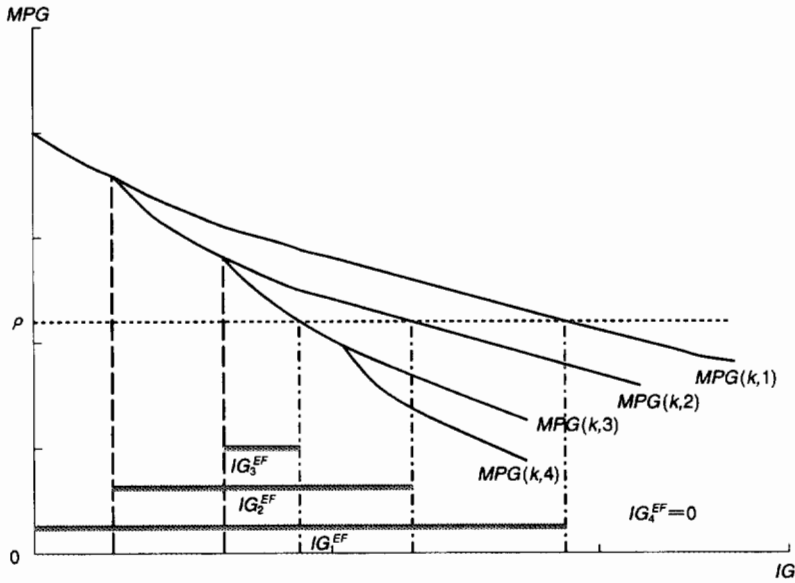
$$\sum IG_i^{EF} = \sum IG_i \tag{30}$$

手順2 —— 現実の数値計算では公共投資配分の基礎単位を定める必要があるが、これを ΔG とする。現実の計算では、 ΔG を50万円と設定した。したがって、 ϕ が各県に配分することができる総配分ユニット数となる。

$$\phi = \sum IG_i^* / \Delta G \tag{31}$$

なお、全国の公共投資総額 $\sum IG_i^*$ は年により異なるので、 ϕ は年によって異なる。ちなみに、全国で実際に行われた公共投資(公的固定資本形成, 1990年価格)は1976年では19.1兆円、93年

図6 効率配分ルール



(出所) 筆者作成。

では40.0兆円であり、 ϕ はそれぞれおよそ3821万9000ユニット、6998万9000ユニットとなる。

手順3 — すべての県について任意の k 番目 (理論的には ϕ 番目) のユニットの公共投資がもたらす限界生産力を以下の式により計算する。

$$MPG(k, i) = \gamma AK_i^\alpha E_i^\beta (G_i + \Delta G \times k)^{\gamma-1} \quad (32)$$

要素賦存量が異なるため、各県の $MPG(k, i)$ の大きさは異なるが、公共投資を追加していくと社会資本の限界生産力は低下するから、 ϕ 個の配分数を限界生産力の大きさに応じ各県に割り付けることができ、各県への公共投資配分ユニット数が定まる。 u_i を i 県への配分ユニット数とすれば、効率配分ケースでの、 i 県の公共投資の配分額は以下ようになる。

$$IG_i^{EF} = \Delta G \times u_i \quad (33)$$

ただし、 $\sum u_i = \phi$ 。

このように社会資本の限界生産力の大きさに従い、1976年から93年まで公共投資を各県へ配分した。ちなみに1976年では、限界生産力が最も大きい東京都に全国公共投資の50%に相当する8.5兆円が配分され、限界生産力が15位に位置する山口県まで配分され、残りの32県には公共投資が全く配分されなかった。公共投資が実績より多く配分された県では、翌年から社会資本の限界生産力は低下するのに対し、配分されなかった県や配分されても実績より少ない配分となった県では、社会資本の限界生産力は上昇する。このため、効率配分を継続すると、限界生産力の平準化が進み、1981年ではすべての県に公共投資が配分された。この効率配分を1993年まで繰り返すと、日本全体の総生産額は93年で477.3兆円(90年価格)となった。したがって、公共投資の効率配分シミュレーションを1993年

で評価すると、現状の配分に対し国内総生産額は6.7兆円ほど増加し、GDPを1.4%程度押し上げたことになる。

1993年の1人当たり県内総生産は、最大の東京都では現状配分に比べて114万円増加し1106万円、最小の宮崎県では55万円低下し457万円となった。効率配分ではこのように地域格差が拡大する。47都道府県の所得格差の指標としての1人当たり総生産額の変動係数は年とともに拡大し、1993年では0.208となる。

3. 等量配分ケース

地域の事情や経済効率とは独立に、各県の人口に応じて公共投資を配分していくことも考えられる。これはある意味では公平な配分ともいえるが、結果的には人口が大きい地域により多くの公共投資が配分されることになる。人口を多数抱える地域で経済活動が集積していることが一般的には数多くみられ、「公平」という言葉に所得格差是正という意味を入れ込むならば、結果的には「公平」な帰結をもたらさないことも予想される。

ここでは、このような誤解を避けるために「等量」という呼称を用い、各県各年の就業者のシェアに従い、全国の公共投資の実績額 $\sum IG_i^A$ を各県に配分した。

この配分ルールは就業者1人当たりで配分額を等しくするものであり、地域*i*の配分額 $IG_i^{E^Q}$ は以下のように与えられる。

$$IG_i^{E^Q} = \frac{E_i}{\sum E_i} \sum IG_i^A \quad (34)$$

1976年では就業者1人当たりの公共投資の配分額は35.8万円となり、就業者の最も多い東京都は全国の13%に相当する2.53兆円を獲得する。一方、就業者の最も少ない鳥取県では全国の

0.59%に相当する0.11兆円の配分となる。現状の配分と対比すると東京都では10%ほど大きく、鳥取県では14%ほど小さい。1993年においても就業者シェアの最大県と最小県は変化せず、東京都では全国の14%に相当する4.92兆円、鳥取県では全国の0.52%に相当する0.18兆円の配分となる。なお、1993年で就業者1人当たりの公共投資の配分額は55.2万円である。現状の配分に対して、東京都で45%ほど大きく、鳥取県で25%ほど小さい。

この等量配分を1993年まで継続すると、日本全体の総生産額は93年で474.3兆円となった。これは効率配分と現状配分の中間に位置し、現状配分は1人当たりの基準で公共投資を等量配分するものより、さらに格差是正的な配分であったことがわかる。

1993年の就業者1人当たり県内総生産は最大の東京都で1039万円、最小の宮崎県で500万円となる。また、47都道府県の所得格差の指標としての1人当たり総生産額の変動係数は0.166であった。したがって、効率配分に比べれば格差は大きく是正されるが、現状配分よりは拡大する。

4. 公正配分ケース

公共投資には、需要不足に陥りやすい地域に対し、需要を付加し地域経済を支え、高所得地域から低所得地域へ向けて所得再配分を行うという機能もある。現実の公共投資では、この機能が強調されてきたことは否定できない。これは地域間所得格差を解消するために採られた「公平な」政策とみることもできよう(注2)。ここでは、1人当たり所得格差と反比例する形で公共投資を配分するケースを検討する。これは、より少ない所得に直面する者により多くを配分するという「ロールズ基準」(Rawlsian Criterion)

にかなうものであり、1人当り所得の少ない県は総額でより多くの公共投資の配分にあずかるので、ここでは「公正」配分と呼ぶ^(注3)。当然のことではあるが、格差是正に寄与する配分である。

地域 i への配分額 IG_i^{FA} は以下のルールに従い与えられる。まず、1人当り所得と地域配分額の関係では、すべての県で、

$$(Y/E)_1 < (Y/E)_2 < \dots < (Y/E)_n \quad (35)$$

$$IG_1^{FA} > IG_2^{FA} > \dots > IG_n^{FA} \quad (36)$$

が成立しなくてはならない。 IG_i^{FA} はこの2つの不等式で示される順序を満たしさえすればよく、2つの不等式は「公正」配分が満たすべき定性的な関係を記述しているものである。したがって、この関係を満たす IG_i^{FA} の組み合わせはいくつも指定することができ、ここではこの関係を満たす IG_i^{FA} の組み合わせをどのように設定するかが問題となる。

このため、ここでは前期の各県の1人当り所得とそれが最大となる県の1人当り所得の乖離を最大県の1人当り所得で除したものを

$$\lambda_i = \left(\frac{(Y/E)_i - (Y/E)_{\max}}{(Y/E)_{\max}} \right)_{t-1} \quad (37)$$

を定義し、これを基準に公共投資の配分を考えることにする。ここで、 λ_i は1人当り所得最大県ではゼロをとり、それ以外の県では負となる。したがって、

$$IG_i^{FA} = (1 - \lambda_i) IG_{\max} \quad (38)$$

は、(35)、(36)式の2つの不等式で示される関係を満たす公共投資の組み合わせとなっている。ただし、 IG_{\max} は1人当り所得最大県での公共投資配分額であり、

$$\sum IG_i^{FA} = \sum (1 - \lambda_i) IG_{\max} \quad (39)$$

となる。 $\sum IG_i^{FA}$ は定数であるから、(39)式を満た

す IG_{\max} は一意に定まり、(39)式を満たす IG_i^{FA} が定まる。

1976年での東京都への公共投資の配分額は0.31兆円であり、現状の公共投資(2.19兆円)の14%に相当するにすぎない。1993年では、東京都への公共投資の配分額は0.61兆円となり、実績(3.41兆円)の18%となる。当然ではあるが、両年とも東京都への配分は全国で最も小さくなる。1976年で公共投資が最も多く配分されるのは、1人当り所得が最小である島根県で0.45兆円であった。1993年で最大の配分となるのは宮崎県で0.83兆円であった。なお、1人当り所得格差に反比例する配分ではあるが、仕上りの配分結果をみると、最大配分県と最小配分県の公共投資総額は、どの年をとっても2倍以内に収まっている。ただし、就業者数は各県で大きく異なるため、1人当りの投資額でみれば、たとえば1976年で最大の島根県と最小の東京都では32倍もの格差があり、きわめて格差是正的な配分になっている。

この公正配分を1993年まで継続すると、日本全体の総生産額は93年で451.3兆円となり、現状配分の総生産額に対し約19兆円も低下している。就業者1人当り県内総生産は最大の東京都で851万円、最小の宮崎県で563万円となる。このように、1人当り所得の大きい県で生産額が小さくなり、所得の小さい県で生産額が大きくなるので、現状の配分と比べ格差は是正されることになり、1993年においては47都道府県の1人当り総生産額の変動係数は0.106となった。

ここで行った公共投資に関する4つのシミュレーションの結果を、国内総生産額の大きさに従い表3に要約した。

表3 公共投資の地域配分とシミュレーション結果の要約表

	a：公正配分		b：現状配分		c：等量配分		d：効率配分	
	1976年	1993年	1976年	1993年	1976年	1993年	1976年	1993年
1. 国内総生産額 (兆円)	250.1	451.3	250.5	470.6	250.6	474.3	251.3	477.3
2. 1人当り県内総生産の全国平均 (万円)	467.8	711.4	468.5	741.7	468.7	748.2	470.1	752.3
3. 上記2のジニ係数	0.092	0.057	0.097	0.079	0.097	0.088	0.103	0.111
4. 上記2の変動係数	0.165	0.106	0.173	0.148	0.175	0.166	0.186	0.208
5. 1人当り総生産額の最大県と最小県の倍率	1.84	1.64	1.92	1.94	1.93	2.08	2.02	2.42

(注) a：公正配分は1人当り総生産額の少ない県に相対的に多く公共投資を配分。
 b：現状配分は実績の公共投資の地域配分。
 c：等量配分は就業者数の割合に応じ、公共投資総額を各県に配分。
 d：効率配分は限界生産力の最大県から第2位県の限界生産力に等しくなるまで公共投資を配分。これを第2位県以降にも順次適用し、全国の公共投資が配分し尽くされるまで実施。

(注1) 現実の経済では、地方政府が単独で実施する公共事業もあり、すべての公共投資が中央政府により決められるというこでの仮定は非現実的である。この基準は、公共投資の配分を変更することにより増大させることができる生産額の最大値を検討するために、また現実の公共投資が所得格差の是正にどの程度貢献しているかを計るために参考ケースとして設定した。

(注2) 現実には、このような方向で公共投資の地域配分が行われたからこそ、現在の県間の1人当り所得格差が2倍程度に収まっているともいえよう。

(注3) 「効率」や「等量」については一意的に定めることができるが、「ロールズ基準」配分、あるいは「公正」配分についてはさまざまな形での定義が可能であり、以下で紹介する配分は「公正」にかなう配分の一つであるにすぎない。なお、ロールズの公正原理については、石川(1991)の2章が参考になる。

おわりに

本稿では、公共投資の地域配分と地域経済を

メインテーマに掲げて行った日本経済での分析結果を紹介した。主たる成果と今後の課題を以下に要約するとともに、この種の研究を発展途上国へ適用する際の留意点をまとめておこう。

社会資本を導入した生産関数による実証研究の結果より、(1)民間資本や就業者は高い生産力を求めて地域を移動するが、社会資本の限界生産力の低い県に公共投資が重点的に配分されている。(2)各県の就業者シェアに応じ仮想的に公共投資を「平等(等量)」に配分したとき生み出される生産格差は、現状の投資配分のもとの格差より大きく、現状の配分はきわめて格差是正的である。(3)公共投資の効率を求め、社会資本の限界生産力の大きい地域から公共投資を優先配分すると、生産格差は拡大するが、日本全体の生産額は確実に増大する。なお、この増加の度合いは、県間の生産効率の差をどれだけ生産関数に取り込むかに依存することなどが明らかになった。

つまり、日本の公共投資の地域配分は、効率性を追求するものではなく、所得再配分を行うことで所得格差を是正するという側面を重視したという意味で公平性を追求したものであった。現在、地域間所得格差が県間でほぼ2倍程度に収斂しているが、これに向け公共投資が果たした役割は大きなものがあったといえる。だが、2倍程度の所得格差は物価水準や居住環境なども勘案すると容認できる範囲にあるとみることもでき、今後も所得格差の是正を旗印にして公共投資を地域に配分するのは再考の余地がある。公共投資全般に関する見直しが現在進められているが、地域配分についても議論を深めていくべきと考える。

公共投資と地域経済の研究分野、とりわけ実証研究の領域では、以下のような方向で研究を進展させていくことが重要であろう。まず第1に民間部門の行動の定式化問題がある。この研究では公共投資の変化が生じたとき、民間部門は設備投資や雇用を変化させることはないとしていた。公共投資の変化に対して民間部門がどのような挙動を示すかについては実証的に明らかにすることが必ずしも容易ではないが、この点をどのように組み込むかは今後の課題となろう。今回のシミュレーションでは民間部門の労働、資本を公共投資の配分とは独立に扱っているが、本来ならば地域配分が高まれば民間部門も大きく影響を受けることが予想される。改善の方向の第2は、ここでは地域の総生産関数という分析の枠組みを用いたが、影響をより細分化して捉えることである。たとえば、製造業と非製造業に分けて社会資本の影響を計測することや、目的別社会資本推計を積極的に活用し、社会資本の経済に対する影響経路を特定するこ

とも重要であろう。現実には、目的別の公共投資配分が硬直化していることが問題となっており、公共投資の配分問題に関する政策判断のためには細分化しての分析が欠かせない。

発展途上国の地域開発・社会開発では、個別の開発プロジェクトの費用便益分析に加え、マクロ的ではあるが、公共投資・社会資本整備が地域経済や国民経済にどのように関わっているかを明らかにすることは重要な課題となる。さらには戦略的に公共投資の地域配分を変化させたとき地域経済や国民経済にどのような帰結をもたらされるかを分析しておくことも重要な課題となる。ただし、このような研究を実際に発展途上国で行おうとするならば、いくつかの研究遂行上の制約に直面するのも事実である。

筆者は、国際協力事業団がインドネシア国からの要請で実施している、長期の経済開発戦略をマクロ経済・地域経済の両面で立案するプロジェクトに検討委員会委員として関与しているが、インドネシアでは社会基盤整備が地域別にどのように行われてきたかを記述したデータが体系的に整備されていないことが、実証研究を行うときの制約になっている。これは、発展途上国に限ったことではないが、多くの国では、公共投資の目的別・地域別データをさまざまなレベルで収集することから始め、これを基礎に社会資本ストックがどれだけ存在するかを確認する作業が不可欠となる。

現代の混合経済のなかでは、公的部門は無視しえないほど大きな存在であり、公的部門がどのように活動しているかを、データにより詳細に明らかにすることが求められている。特に、経済開発の問題を考えると、公的部門の果たす役割は重要で、この実態を明らかにすること

から研究を始める必要がある。

データ開発も含め、日本の地域で行った公共投資・社会資本整備と経済活動に関する研究成果を報告したが、発展途上国を対象にしてこの種の研究を行う際に、参考になれば幸いである。

<参考文献>

Arrow, K. J. and M. Kurz. 1969. Optimal public investment policy and controllability with fixed private saving ratio. *Journal of Economic Theory* 1 : 147-177.

Aschauer, D. 1989. Is public expenditure productive? *Journal of Monetary Economics* 23 : 177-200.

Fukuchi, T. and M. Nobukuni. 1970. An econometric analysis of national growth and regional income inequality. *International Economic Review* 11 : 84-100.

Hirschman, A. O. 1958. *The strategy of economic development*. New Haven: Yale University Press.

Holtz-Eakin, D. 1994. Public sector capital and the productivity puzzle. *The Review of Economics and Statistics* 76 : 12-21.

Kanemoto, Y., T. Ohkawara, and T. Suzuki. 1996. Agglomeration economies and a test for optimal city sizes in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies* 10 : 379-398.

Munnell, A. H. 1990. How does public infrastr-

structure affect regional economic performance? *New England Economic Review* (September/October): 11-32.

Sakashita, N. and O. Kamoike. 1973. National growth and regional income inequality: A consistent model. *International Economic Review* 14 : 372-382.

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投資の経済厚生評価」『経済分析』第135号。

石川経夫 1991 『所得と富』岩波書店。

大河原透・松浦良紀・中馬正博 1985 『地域経済データの開発 その1 製造業資本ストック・社会資本ストックの推計』(財)電力中央研究所研究報告585003 (8月)。

大河原透・山野紀彦 1995 「社会資本の生産力効果——地域経済への影響分析——」『電力経済研究』No.34 (7月): 45-57。

—— 1997 「公共投資の地域配分に関する実証研究」(財)電力中央研究所研究報告Y97003 (8月)。

大河原透・山野紀彦・人見和美 1998 (近刊) 『地域別社会資本ストックデータの開発』(財)電力中央研究所研究報告。

経済企画庁総合計画局 1998 『日本の社会資本 21世紀へのストック』東洋経済新報社 (3月)。

三井清・太田清 (編著) 1995 『社会資本の生産性と公的金融』日本評論社。

((財)電力中央研究所 経済社会研究所上席研究員)