

公共資本の生産力と地域経済成長

羅, 洲夢
九州大学大学院比較社会文化学府

<https://doi.org/10.15017/4494495>

出版情報：比較社会文化研究. 9, pp.1-12, 2001-04-01. 九州大学大学院比較社会文化研究科
バージョン：
権利関係：



公共資本の生産力と地域経済成長

羅 洲 夢

I はじめに

今日、公共投資の効率的な利用は国にとって重要な問題となっており、地域における社会資本の経済効果に関心が高まっている。日本の高度成長期以降¹⁾、一般的に公共投資は、短期的には地域経済の活性化に寄与しながら社会資本を形成し、長期的にはその社会資本の生産力効果により地域経済の発展に寄与したと考えられてきた。

しかし、本来の公共投資事業は社会資本の整備のために行われるべきものであるが、従来の公共投資事業は、景気対策上の景気浮揚政策あるいは失業救済政策(所得移転政策)を目的として行われたことが多かったという批判的な指摘²⁾もある。このように社会資本の機能等の評価が分かれる中で、改めて経済構造変化が本格になった80年代³⁾を中心に地域の長期的経済成長における社会資本が生産活動にいかに関与してきたかを再検討する必要があると考える。

こうした公共資本の生産力効果⁴⁾マクロ的な研究としては、1980年代後半以降に米国で盛んに行われた議論が挙げられるが、とくに注目を集めたのは、Aschauer (1989)の研究である。このAschauer見解を擁護する研究者⁵⁾は、公共資本の生産力効果が地域の経済成長に大きく貢献し、公共投資の増加を通じて地域経済成長をけん引することができると主張した。このようなAschauerの見解⁶⁾は、公共政策に大きな影響を及ぼした。

しかし、一方ではAschauerのような分析について、計量分析上の技術的問題点を取り上げて批判する研究もみられる。このような批判的立場の研究においては、長期的な公共資本の地域経済成長への貢献度を疑問視し、地域経済成長に貢献する他の要因を重要視する立場を取る。最近に至るまで米国では、公共資本の生産力効果が実際に経済成長に貢献するのかどうかについて、Aschauerの見解と批判者の見解の間に論争が続いてきた。

日本の研究の多くは、批判的な見解からの議論が十分ではなく、Aschauerの見解に偏った研究が行われてきた。それらの公共資本の生産力効果に関する議論は、経済成

長との密接な関係が存在するにもかかわらず、成長理論を含む議論が見当たらない。

本研究の目的は、生産活動における公共資本の生産力効果めぐり近年の議論を踏まえて、経済成長の観点から公共資本(公共投資)の生産力効果を明らかにすることである。そこで本研究では、ソローの成長モデルを「新・成長論⁷⁾」の観点から見直し、発展させた成長構造モデルを用いて、日本の都道府県における長期的な公共資本の生産力効果と地域経済成長との関係に重点を置いて実証分析を行う。

成長理論の観点からみた公共資本の生産力効果の先行研究は、Holtz-Eakin and Schwartz (1995), Crikfield, Giertz, and Mehta (1995), Crikfield and Panggabean (1995 a, b), 福田・神谷・外谷(1995)⁸⁾などがある。これらのモデルはMankiw, Romer, and Weil(1992)モデルのフレームに基づいて展開されてきたといえる。本研究で用いる「成長構造モデル」も、Mankiw, Romer, and Weil(1992)のフレームを基にし、国内レベルの地域を対象に分析したCrikfield and Panggabean (1995 a)モデルを用いて展開させたものであるが、産業活動における空間経済の効率性の観点から公共資本の機能に重点をおいて考察する。

II 公共資本の生産力効果と地域経済の成長

1 経済成長と公共資本の役割

国民経済における公共投資の一般的機能は、短期的機能と長期的機能の2つに分けて考えることができる。まず、短期的な機能は景気や雇用を刺激し、国民所得の上昇をもたらす経済効果によって国民経済を安定化させることである。次に、長期的な機能は、生産環境の改善により生産性を向上させ、より効率的な生産をもたらすことであり、生活環境の改善により生活の質を向上させることである。さらに、公共投資により地域間の所得再分配が行われることである。このような公共投資の様々な機能の中で、本研究は、公共投資が長期的に機能し、生産環境の改善により生産性を増加させるかどうかという

経済分析に重点を置いて考察する。

公共投資の経済分析では、公共投資を受注する建設業や材料を供給する製造業などへの直接的影響を通じて経済全体に果す効果を把握するが、これは公共投資の需要創出に関する「乗数効果」の分析を用いて行われる。この効果は長くても数年で消えてしまう短期的な効果である。しかし、公共資本の「生産力効果」の分析では、公共投資が公共資本に転じ、経済の生産活動を間接的に支える長期的な効果を把握することができる。[大河原・山野(1997)]。

公共資本が企業の生産活動に果たす機能の議論の中で、Meade(1952)は、公共資本を環境の創出(creation of atmosphere)と対価のいらぬ生産要素(unpaid factor of production)に分けて考えた。すなわち、前者の場合には、もし労働(L)と民間資本(K)がそれぞれ限界生産力に等しい対価を得るとすれば、その2つの生産要素で生産価値が配分し尽くされる。後者の場合には、公共資本は生産活動に働きかけて公共資本の限界生産力を持つ生産要素として取り扱われ、企業にとっては公共資本の生産要素について対価を支払わなくても便益を得ることができる[浅子・常木(1994)]。特に、浅子・常木(1994)はMeadeの方法を用いて、日本における公共資本の生産力効果について実証的に分析している⁹⁾。また、Hulten and Schwab(1991)¹⁰⁾も、公共資本の役割をMeadeの方法を基に分析している。

日本では投資活動のうちに、公共投資はかなり高い割合を占めているので、企業にとってストックとしての公共資本は生産活動に大きな影響を及ぼしてきたと思われる。

ところで、ここでは公共資本を議論する際に、用語による混乱を防ぐため、以下の用語の概念を定義しておきたい。「公共資本」の概念は誰が整備し、整備された資本を誰が所有するかという観点から資本を分類している。それに対して、「社会資本」の概念は、資本が生み出すサービスの特性に着目して分類したものである¹¹⁾。本研究でいう「投資」とは、国内総固定資本形成のうち、民間部門によって行われるものを「民間投資」、また公的部門によって行われるものを「公共投資」とする。また、民間投資や公共投資が固定資産として蓄積され、資本ストックとなるため、民間部門によって蓄積された固定資産は「民間資本」、公的部門によって蓄積された固定資産は「公共資本」とされる。しかしながら、本稿では、「公共資本」と「社会資本」という用語は代替的に用いる。

2 公共資本の生産力効果に関する論争

(1) 公共資本の生産力効果に関する研究

公共資本の生産力効果についての活発な議論は、1980年代後半以降に米国で行われてきた。中でも、とくに注目を集めたAshauer(1989)の研究¹²⁾は、1970年代以降、米国における生産性上昇率の鈍化の原因として公共資本整備が十分に行われなかったことを指摘し、公共資本は生産性の決定に重要な役割をもつと結論づけた。

Aschauerの研究以降、彼の見解にそった公共資本の生産力効果を確認する多くの研究が行われた。たとえば、時系列データを用いたものや地域のクロス・セクション・データを使用したものや生産関数によるもの、またその双対型である費用関数によるものがあげられる。特に、公共資本の生産力効果を推計する際に、主として使われてきた分析方法は、「生産関数による直接的な推計方法¹³⁾」であった。

特に、地域レベルでも公共資本の生産力効果に関する議論が行われてきたが、その研究の中で生産関数による直接的な推計方法による研究は、米国のMunnel(1990a), Garcia-Mila and Mc Guire(1992), Eberts(1986,1990)などがある。

一方、日本においても生産関数により直接的に公共資本の生産力効果を分析する様々な研究が行われてきたが、例えば、地域レベルの研究には浅子・常木(1995)、大河原・山野(1995, 1997)、楊 光洙(1997)、三井・竹澤・河内(1995)などがある。

浅子・坂本(1994)は46都道府県(対象期間：1975—1988)で公共資本の効果に注目し、Meadeの仮説、つまり公共資本は対価のいらぬ生産要素であるものとするに基づいて、公共資本の生産力効果を計測した。その結果、公共資本の弾力性は0.1程度を若干上回る水準になったが、都道府県別公共資本の生産弾力性の計測値は分散が大きかった¹⁴⁾。

大河原・山野(1995)は、47都道府県(対象期間：1976—1991)における地域総生産関数によるアプローチで公共資本の寄与度を実証分析した。この分析で都道府県別の総生産関数を推定し、県内の総生産と公共資本および民間資本間の関係を検討した。その結果、民間資本は地域生産に一貫して貢献しながら上昇したが、公共資本の生産力効果は81年から85年まで1.004であり、それ以外の期間で0.004程度であった。

楊 光洙(1997)は、43都道府県(対象期間：1965—1987)における公共投資が資本ストックとして形成され、それが地域経済の発展に貢献する機能について、Hansenの仮説に基づいて発展水準や発展速度別の分析を行った。その結果、発展水準別にみると、公共資本の弾力性は、低成長地域が0.1636、平均成長地域が0.2116、高度成長地域が0.1335と推定されたのである。

三井・竹澤・河内(1995)は、46都道府県(対象期間：

1965-1984)のクロス・セクション・データを用いて、2つの生産関数を仮定し考察した。その結果、他地域の公共資本を考慮しない場合は、公共資本の生産に対するプラスの効果を確認できなかったが、他地域の公共資本を考慮した場合には、生産の公共資本弾力性の値は0.2から0.25程度の値になっている。また、都道府県の地域公共投資政策関数を用いて連立方程式体系として同時推計した。

(2) 公共資本の生産力効果の研究に関する批判的立場

これまで公共資本の生産力効果の研究に関する分析方法として主として用いた「生産関数による直接な推計方法」は、計量的な手法などに対し、次の4つの問題点¹⁵⁾をあげられる。

第1に、資本ストックの集計データを推計する際に研究者によってデータの推計値が異なるので、その分析の結果にもバイアスをもたらす可能性があるという批判である。たとえば、大河原・山野(1995)は公共資本の生産力効果に関する浅子・常木(1994)分析について資本ストックデータの推計上の問題点を指摘した¹⁶⁾。

第2に、生産関数による推計の場合には毎年積み上げた民間資本ストックや公共資本ストックのデータを用いるが、毎年の集計データが正確に同じ年の生産の成長に寄与しているかどうかについて疑問が残る。そのような関係には確率的なトレンドのために相関関係が強く、統計的なバイアスが生じる可能性が高いというのである¹⁷⁾。

第3に、生産関数による直接的な推計によって計測した公共投資の寄与度の計測値は、地域の範囲によって分散が大きく異なるため、その係数の信頼度問題が指摘された。たとえば、Munnell(1990)は、米国の生産に対する公共資本の寄与度が時系列データで0.3くらいとなるが、クロス・セクション・データでは0.15程度になった。そのような寄与度の格差について、Munnellはクロス・セクション・データの場合、地域の特性やspill-over効果が寄与度に反映されなかったと解釈した。また、Garcia-Mila(1992)も、米国でMunnellと類似したモデルや分析方法を採ったが、集計データの地域範囲により推計の結果はかなり異なったのである。

第4に、地域の公共資本が生産性を向上させ、生産活動に影響を及ぼすため、所得が高いということではなく、高い所得水準をもつ地域では多くの公共資本が形成されるようになるだろうということである。こうした逆因果関係が弱いながらも存在するならば、計量分析上では、同時方程式のバイアスの問題が起こる可能性もある。楊光洙(1997)の日本に関する研究によると、公共資本(公共資本)は所得水準が上がるにつれてより弾力的だという

分析結果がある。つまり、日本にも因果関係により同時方程式のバイアスの問題が起こる可能性が存在するというのである。しかし、このような問題について三井・竹澤・河内(1995)は、連立方程式体系である地域公共投資政策関数を用いて同時推計した結果、同時性バイアスの程度はそれほど大きいものではないと分析した。

その他、地域レベルでAschauerの見解を批判した研究は、Hulten and Schwab(1991)、Evans and Karras(1993)、Holtz - Eakin and Schwartz(1995)、Crihfield and Giertz and Mehta(1995)、Crihfield and Panggabean(1995a, 1995b)がある。

3 地域の成長構造モデルにおける展開の可能性

(1) 公共資本の生産力と成長構造モデル

新古典派成長モデルでは、地域の成長を決定する主要因として技術進歩、資本、労働を挙げて説明し、このような3つの要因が地域間に異なるため、地域の成長格差が構造的に生じるという可能性を理論的なレベルで議論する。特に、代表的な経済成長モデルであるソローモデルでは、自らのモデルの限界¹⁸⁾によって地域間の成長格差を説明することが難しくなるため、地域成長格差の起る構造的な要因を労働や資本以外に考察する余地をもたなかった。しかし、近年になって「新・成長論」の観点からソローモデルを見直し、生産性ショックとして人的資本などを導入しながら条件付き収束の概念を用いることで、地域間の格差を説明する研究が行われてきた。本研究のモデルでは、前に述べたように新古典派モデルの3つの成長決定要因以外に、公共資本や人的資本、また収束などを用いることで、ある期間(たとえば0期からT期まで)の成長決定の構造的な要因を考察できるとした。このような意味で本研究では「成長構造モデル」と呼びたい。

一般的に公共資本の生産力に関する経済成長分析アプローチは2つある。第1は投入と産出間の安定的な関係を前提にして、経済成長と説明変数間に特定な関数形(生産関数)が存在するものと仮定する。そして、生産関数のパラメーター値を推定し、生産構造の多様な側面を分析する方法である。第2は、集計生産関数の存在を前提するが、特定な関数の形のパラメーター値は推定せず、生産関数と関連した成長方程式に基づいてNon-parametric Index技法を使用して推定する方法である[Hulten and Schwab(1991)]。そのうち、成長構造モデルは、前者のアプローチに含まれる一つ方法である。

(2) 批判者の立場からみた成長構造モデルの特徴

生産関数による直接的な推計方法に対して批判者の立

場から指摘された限界を改善する様々な方法論的議論がある。Crihfieldのモデルも批判者の立場からみた一つの試みである。

Crihfieldのモデルは、ソローモデルを見直したモデルを用いて分析し、地域経済成長に影響を及ぼす成長決定要因に基づいて、長期的な地域経済成長のメカニズムについて説明した。特に、この中で公共資本が地域経済成長にいかに関与を及ぼすかについて重点を置き考察している。Crihfieldのモデルの特徴は、以下の2点である。

①Crihfieldのモデルは、非集計データを使うので、集計データ上のバイアス問題を少し改善することができる。たとえば、公共資本のデータの場合、推計されるストックデータよりもフローデータを使って分析する。②このモデルは、主に成長を決定する要因である民間資本、公共資本、人的資本および労働によって経済が構造的に成長し、そのときに成長収束に影響を果すことになっているので、成長決定要因が長期的な経済成長へ影響を及ぼす寄与度を把握することができる。

Ⅲ 地域の成長構造モデルと公共資本

1 モデルの展開

Mankiw, Romer, and Weil(1992)は、成長モデルのフレームとして(3-1)のように提示しており、特にRomer, D(1996)は(3-1)を「新・成長論」の一つの系譜である人的資本の蓄積を強調するモデルとしてみなしている。このモデルは人的資本を別に考慮すれば、コブ・ダグラス型生産関数によるソロー(1956)モデルに類似である。

$$Q(t) = A(t)K^a(t)H^c(t)L^{1-a-c}(t) \quad (3-1)$$

$$a > 0, c > 0, a + c < 1$$

ある地域で公共資本から生じる生産性のショックは、環境の創出(creation of atmosphere)の役割と費用を負担することなく享受される便益を生み出すので、(3-1)を(3-2)として考えられる。すなわち、地域の範囲の経済によって公共資本は一定の便益を発生し、対価のいらぬ生産要素として仮定すれば、公共資本ストックを一つの生産要素としてみなすことができる¹⁹⁾。そして、(3-2)をCobb-Douglas型関数で表現すれば、(3-3)のようになる。

$$Q(t) = A(t)F[K(t), L(t), Z(t), H(t)] \quad (3-2)$$

Q：純生産，A：技術進歩，K：純民間資本，Z：純公共資本，H：人的資本，L：労働力

$$Q(t) = A(t)K^a(t)Z^b(t)H^c(t)L^{1-a-b-c}(t) \quad (3-3)$$

本研究では規模の経済が一定という仮定で展開する²⁰⁾。

$$\dot{L}(t) = gL(t) \quad (3-4a)$$

$$\dot{A}(t) = rA(t) \quad (3-4b)$$

g：労働人口成長率，r：技術進歩率(外生変数)

(3-4a)でgは地域の労働の生産環境に関連する労働力の成長率である。(3-4b)でrは、知識(技術)が指数的に増大することを意味する。すなわち、L(0)とA(0)をそれぞれの時点0における量とすれば、(3-4a)と(3-4b)から $L(t)=L(0)e^{gt}$ 、 $A(t)=A(0)e^{rt}$ が成り立つ。

本研究ではCrihfield・Giertz・Mehta(1995c)の基本式と異なる方法で(3-7a)～(3-7c)を導出した。すなわち、総生産(QG(t))の概念を用いてソローの一般式から(3-7a)～(3-7c)を導出したのである。

$$\dot{K} = S_k Q_G(t) - \delta K(t) \quad (3-5a)$$

$$\dot{Z} = S_z Q_G(t) - \delta Z(t) \quad (3-5b)$$

$$\dot{H} = S_h Q_G(t) - \delta H(t) \quad (3-5c)$$

(3-5a) - (3-5c)ではソローモデルと同様に、総生産($Q_G(t)$)、生産の一定の割合が民間資本($\dot{K}$)、公共資本($\dot{Z}$)そして人的資本の投資($\dot{H}$)を表す。すなわち、 S_k は民間資本に充てられる産出量の割合、 S_z は公共資本に充てられる産出量の割合、 S_h は人的資本に充てられる産出量の割合である。

$$q(t) = A(t)k^a(t)z^b(t)h^c(t) \quad (3-6)$$

$$q=Q/L \quad k=K/L, \quad z=Z/L, \quad h=H/L,$$

ただし、k：一人当たりの純民間資本ストック，z：一人当たりの純公共資本ストック

h：一人当たりの純人的資本ストック

まず、一人当たり民間資本ストック(k)の場合を微分すれば、

$$\begin{aligned} \dot{k}(t) &= \frac{\dot{K}(t)L(t) - K(t)\dot{L}(t)}{L^2(t)} = \frac{\dot{K}(t)}{L(t)} - \frac{K(t)\dot{L}(t)}{L^2(t)} \\ &= \frac{S_k Q_G(t) - \delta K}{L(t)} - \frac{K(t)}{L(t)} \frac{\dot{L}(t)}{L(t)} = S_k q(t) - \frac{\delta K}{L} - k(t)g(t) \\ &= S_k q_G(t) - (g + \delta)k(t) \end{aligned} \quad (3-7)$$

(3-7)となる。

ここで簡略化のため、民間資本、公共資本及び人的資

本の減価償却率(δ)は同一と仮定する。(3-7a)は民間資本ストック(k)を(3-7)のように解き、(3-7b)と(3-7c) 関しても、 $\dot{z}$ 、 $\dot{h}$ を(2-7)のような解き方によって導くことができる。

$$\dot{k}(t) = S_k q_G(t) - (g + \delta)k(t) \quad (3-7a)$$

$$\dot{z}(t) = S_z q_G(t) - (g + \delta)z(t) \quad (3-7b)$$

$$\dot{h}(t) = S_h q_G(t) - (g + \delta)h(t) \quad (3-7c)$$

定常均衡(steady state value)で $\dot{k} = \dot{z} = \dot{h} = 0$ である。 $\dot{k}(t)$ 、 $\dot{z}(t)$ 、 $\dot{h}(t)$ に関する均衡の解を求める。

$$k^* = \left[\frac{S_k^{1-b-c} A(t) S_z^b S_h^c}{(g + \delta)} \right]^{\frac{1}{1-(a+b+c)}} \quad (3-8a)$$

$$z^* = \left[\frac{S_z^{1-a-c} A(t) S_k^a S_h^c}{(g + \delta)} \right]^{\frac{1}{1-(a+b+c)}} \quad (3-8b)$$

$$h^* = \left[\frac{S_h^{1-a-b} A(t) S_k^a S_z^b}{(g + \delta)} \right]^{\frac{1}{1-(a+b+c)}} \quad (3-8c)$$

(3-6)と(3-8a)～(3-8c)は次のような意味を含んでいる。

$$q^*(t) = A(0)e^{\pi t} (k^*)^a (z^*)^b (h^*)^c$$

このとき、(3-8a)～(3-8c)を(3-6)に代入して、持続状態における労働者一人当たり生産量($q(t) = Q(t)/L(t)$)の対数値をとると、次のようになる。

$$\begin{aligned} \log q^*(t) = & \frac{1}{1-a-b-c} \log A(0) + \frac{rt}{1-a-b-c} + \frac{a}{1-a-b-c} \log S_k \\ & + \frac{b}{1-a-b-c} \log S_z \\ & + \frac{c}{1-a-b-c} \log S_h - \frac{a+b+c}{1-a-b-c} \log(g + \delta) \end{aligned} \quad (3-9)$$

q^* は(3-9)式によって与えられる持続状態における $q(t)$ の値としよう。

q^* は定常均衡として持続状態の近傍では近似的に、収束のスピードが以下の式によって求められる。

$$\frac{d \log q(t)}{dt} = \lambda [\log(q^*) - \log(q(t))] \quad (3-10a)$$

ただし、 λ は収束スピードである。式(3-10a)は $\log q(t)$ が $\log(q^*)$ に指数級数に接近することを意味している。ここで初期時点を0、現在時点をTとおくと、この線形近似のもとでは、

$$\log q(t) = (1 - e^{-\lambda t}) \log(q^*) + e^{-\lambda t} \log(q(0)) \quad (3-10b)$$

が成立する。(3-10b)を t について微分すれば、 $q(t)$ が(3-10a)に従って変化することは容易に確認できる。さらに、この式の両辺から $\log(q(0))$ を引くと所得増加に関する次式が得られる。

$$\log(q(t)) - \log(q(0)) = (1 - e^{-\lambda t}) \log q^* - (1 - e^{-\lambda t}) \log(q(0)) \quad (3-11)$$

(3-11)は条件付きの収束を意味することである。つまり、(3-11)は各地域の初期所得である $\log(q(0))$ を両辺から引くことにより、初期所得とその定常均衡との距離によって、それぞれの地域の収束速度を計測できるので、条件付き収束を求めることができる。(3-11)式に $e^{-\lambda t}$ を π に置き換えると、(3-12)になる。

$$\log q(t) - \log q(0) = (1 - \pi) [\log q^*(t) - \log q(0)] \quad (3-12)$$

(3-12)に(3-9)の $\log q^*(t)$ を代入することによって、次の式が導かれることになる。

$$\begin{aligned} \log q(t) - \log q(0) = & \frac{(1 - \pi)}{1 - a - b - c} \log A(0) + \frac{(1 - \pi)rt}{1 - a - b - c} \\ & + \frac{(1 - \pi)a}{1 - a - b - c} \log S_k + \frac{(1 - \pi)b}{1 - a - b - c} \log S_z \\ & + \frac{(1 - \pi)c}{1 - a - b - c} \log S_h - \frac{(1 - \pi)(a + b + c)}{1 - a - b - c} \log(g + \delta) \\ & - (1 - \pi) \log q(0) \end{aligned} \quad (3-13)$$

2 モデル推定

(3-13)を用いて実証分析するときには、収束性の仮説によって収束度のスピード(λ)を $\log q(0)$ の係数で求めることができる²¹⁾。また、構造型パラメーター係数である a 、 b 、 c は、誘導型のパラメーターの推計値によって求められる。なお、規模の経済は一定と仮定すれば、 $\log(S_k)$ 、 $\log(S_z)$ 、 $\log(S_h)$ 、 $\log(\delta + g)$ の変数の誘導型パラメーター合計を用いて実証的にCobb-Douglas仮説を検討することができる。そこで、本研究の実証分析ではCobb-Douglasの制約をテストするために、 L_k 、 L_z 、 L_h 、 L_d の合計がゼロであるという仮定に対して t 検定を行う。(3-13)のモデルを用いて実証ができるように書き直すと、(3-14)のように表すことができる。

$$Lq_i = a_0 + a_1 Lk_i + a_2 Lz_i + a_3 Lh_i - a_4 Ld_i - a_5 Lqo_i$$

ここで a_0 、 a_1 、 a_2 、 a_3 、 a_4 、 a_5 は誘導型のパラメーターである。この変数については、表1で詳しく説明されている。

(3-13)の左辺は、ある任意の0期から t 期までの一人当たり経済成長率である。したがって、この式は個々地域の t 期間の平均成長率が定常均衡の所得水準を決める要因(S_k 、 S_z 、 S_h 、 $\delta + g$)および初期状態の所得水準($q(0)$)から決定されることを示している。特に、右辺の a_5 の係数がマイナスであることは、「ある初期点の所得水準が低い経済ほどその後の経済成長率が高くなる」ことを意味している。これが「経済成長の収束」である。

市場が競争的で外部性がなければ、資本はその限界生

産物に等しい報酬を受ける。もし、資本がその限界生産物分だけを収益として受け取っているならば、持続状態上での資本への分配率は、(3-14)の構造型パラメーター(a , b , c)で示される。そして、このパラメーターの値は産出の資本ストック弾力性と呼ばれる。つまり例をあげるなら、もし a のパラメーターの値が小さければ、資本投資の産出量への影響が小さくなると結論²²⁾づける。

3 データおよび変数

本研究で使ったデータは、主として「県民経済計算」からとったが、人的資本のみが、経済企画庁編の「社会生活統計指標」における最終学歴人口のを用いたものである。分析の期間は1975年から1993年までの18年間である。この期間の統計資料はほとんど整備されているが、徳島県の就業者数のデータを欠いているため、ここでは徳島県を除く46都道府県のクロス・セクション・データに基づいて分析を行うことにする。分析の方法は、前述の(3-14)式に都道府県のクロス・セクション・データを適用

し、主にOLSを用いてモデルの有意性を検討する。

次に、変数の説明は表1の通りである。(3-14)式で Lq_i は i 地域の就業者一人当たり純生産の変化における対数値であり、 Lk_i は総生産に占める民間投資のシェアの対数値であり、 Lz_i は総生産に占める公共投資シェアの対数値である。また、 Lh_i は総生産に占める人的資本投資のシェアの対数値であるが、人的資本のデータをとらえるのが難しいので、総人口に占める最終学歴人口シェアデータを使っている。 Ld_i は人口成長率と減価償却率を加えた値($\delta + g$)の対数値であり、特に、減価償却率は、個々の地域で0.05として仮定している。 Lqo_i は一人当たり初期の実質所得($q(0)$)の対数値である。

ここで注意したいのは(3-14)式の目的変数(Lq_i)が就業者一人当たり純生産額ということである。本研究で労働力の指標として就業者を選んだのは、目的変数が産業総合の労働生産性²³⁾を示す変数を採用することによって公共資本の生産力を地域の労働生産性の観点から明らかにすることができるのである。

表1 モデルの変数

変 数	変 数 説 明
従属変数	Lq ($=Lq93-Lq75$): 1975-1993における県民純支出の変化 $Lq93$: LOG (93年度県民純支出(実質)/就業者) $Lq75$: LOG (75年度県民純支出(実質)/就業者)
説明変数	Lk : LOG(民間資本/県民総支出)。 県民総支出の中で公的(住宅+企業設備+一般政府)部門である。75-93年間の平均値。 Lkc : LOG (企業設備/県民総支出)、ただし、企業設備は、県民経済計算年報(1996版)の県民総支出の中で企業設備(民間+住宅)。75-93年間の平均値。 Lz : LOG(公的資本/県民総支出)、ただし、公的資本は、県民経済計算年報(1996版)の75-93年間の平均値 Lh : LOG(高校以上学歴者/総人口)。75-93年間の平均値。 Ld : LOG($g + \delta$)地域の毎年人口成長率。75-93年間の平均値。 Lqo : LOG(1975年度県民総支出) 成長構造モデルから求められる構造型パラメーター: 方程式で Lk から民間資本の弾力性(a)、 Lz から公共資本の弾力性(b)、 Lh から人的資本の弾力性(c)、 Lqo から収束速度(λ)などのパラメーターを求められる。

IV 地域成長構造モデルの推定結果と解釈

1. 地域の記述統計の概要

地域別記述統計のインプリケーションは、日本の都道府県のデータを地域別に分類し、第Ⅲ章で述べた地域構造モデルの推定用モデルで用いた変数に重点を置いて表す。

実証分析での地域間の区分²⁴⁾は、北関東、南関東、東海、近畿は大都市圏に属し、北海道、東北・北陸、中国・四国、九州は、地方圏に属して分かれる。特にここでは大都市圏と地方圏を分けて時系列的データを基に考

察することによって80年代に目立った東京一極集中現象とともに大都市圏の集積経済が強く機能することをあらかじめみることができる。

表2の就業者一人当たり実質所得(県内純生産)の成長率を地域別でみると、図1になる。つまり、75年から90年まで全国の就業者一人当たり実質所得は増加し続けてきたが、91年からは減少してきた。また、大都市圏と地方圏と比べると、全国的な傾向として75年の時点に比べ91年には大都市圏と地方圏の所得格差が拡大していることがわかる。

表2 就業者一人当たり実質所得

	75年	76年	77年	78年	79年	80年	81年	82年	83年	84年	85年	86年	87年	88年	89年	90年	91年	92年	93年
全 国	3.05	3.14	3.25	3.42	3.50	3.56	3.61	3.67	3.75	3.88	4.03	4.11	4.28	4.49	4.65	4.77	4.81	4.74	4.72
大都市圏	3.32	3.45	3.56	3.75	3.85	3.95	4.03	4.08	4.16	4.33	4.53	4.59	4.79	5.05	5.21	5.33	5.36	5.18	5.13
地方圏	2.86	2.92	3.03	3.19	3.26	3.29	3.31	3.38	3.46	3.56	3.67	3.77	3.92	4.10	4.25	4.37	4.42	4.43	4.43

(出所)「県民経済計算」により著者作成

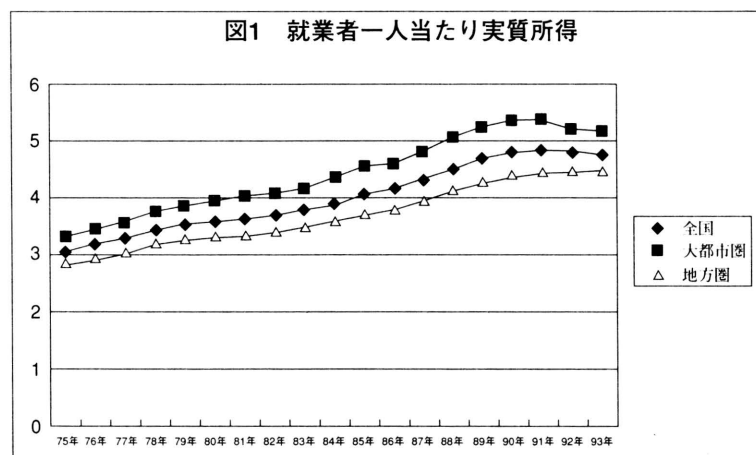


表3は(3-13)式の主な変数を時系列データを基に示したものである。その変数の中で地域圏別の就業者一人当たり生産額の増加額($y_{93}-y_{75}$)は、大都市圏では一人当たり

平均約251万円増加し、地方圏では一人当たり平均約208万円の増加を示している。なお、分析の期間における就業者の成長率(gp)は、大都市圏が地方圏よりも高くなっている。

表3 地域圏別変数の統計概要

(85年基準)

地域圏	地 域	gq7593	gq7585	y75	y93	gp	Sk	Sz	Sh	tax
大都市圏	北関東	0.031	0.040	3.439	5.921	0.0105	0.215	0.093	0.383	0.028
	南関東	0.025	0.030	4.658	7.247	0.0202	0.218	0.065	0.475	0.040
	東海	0.030	0.034	3.773	6.347	0.0106	0.210	0.069	0.376	0.030
	近畿	0.025	0.030	4.231	6.641	0.0096	0.210	0.077	0.420	0.030
地方圏	北海道	0.024	0.025	3.681	5.599	0.0065	0.196	0.148	0.380	0.027
	東北・北陸	0.028	0.029	3.352	5.532	0.0052	0.215	0.113	0.350	0.026
	中国	0.029	0.029	3.535	5.895	0.0025	0.200	0.108	0.408	0.025
	四国	0.028	0.025	3.311	5.413	0.0023	0.211	0.114	0.373	0.026
	九州	0.029	0.029	3.301	5.447	0.0064	0.233	0.126	0.376	0.024
	平均	0.028	0.030	3.642	5.957	0.0079	0.215	0.101	0.389	0.028

gq7593: 就業者一人当たり実質生産額の平均成長率(75～93年度)。

gq7585: 就業者一人当たり実質生産額の平均成長率(75～85年度)。

y75: 75年度就業者一人当たり実質生産額(単位: 百万円)、y93: 93年度就業者一人当たり実質生産額(単位: 百万円)。

gp: 就業者の成長率(75年～93年)、Sk: 民間資本(設備投資/実質生産額)の平均値(75～93年度)。

Sz: 総公共資本(総公共投資/実質生産額)の平均値(75～93年度)。

Sh: 人的資本(最終学歴/総人口)の平均値(75～93年)。tax: 地方税(地方税/実質生産額)の平均値。

成長構造モデルにおける成長の主要決定要因である民間資本(s_k)、公共資本(s_z)および人的資本(s_h)などの変数をみてみよう。民間資本(s_k)はすべての地域についてはほぼ類似した水準である。しかし、公共資本(s_z)の場合、大都市圏は全国平均値より低く、地方圏は高い。この現象は、公共資本が民間資本より地域の政策的配慮によって配分されたためであると理解できる。また、人的資本(s_h)は南関東と近畿地域が高く、それ以外の地域は類似水準である。次に、大都市圏と地方圏で地方税の歳入と公共資本間の関係をみると、地方税は地方圏より大都市圏が高いが、公共資本(s_z)は大都市圏よりも地方圏が高い。これは地域に対する政府の公共投資配分政策が、公平な所得配分を重視してきた結果といえる。

2 成長構造モデルの推定結果

推定結果は、モデル(3-14)を基に8つのケースに分けて計測した。ケース1、ケース2およびケース3は、総固定資本形成において民間部門における住宅と企業設備を加えた総民間資本のデータを使って分析したものであり、ケース1-1はケース1に地域ダミーを加えて推計したものである。特に、ケース2とケース3は、ケース1と同じデータを使ったが、このデータを表3の地域圏別で分けて回帰分析したものである。また、ケース4、ケース5およびケース6は、前述した3つのケースと同じデータを使ったが、そのうち総民間資本のデータだけを企業設備のデータに替えて分析したものであり、ケース4-1はケース4に地域ダミーを加えて推計したものである。

成長構造モデルの推定結果である表4は、その結果を肯定的側面から解釈できるが、疑問もある。まず、このモデルの推定結果を肯定的に解釈すると、次の通りである。モデルの説明係数(R^2)は0.45前後で少し説明力が低い、モデル変数の符号条件を満たし、全体のモデル変数の有意性を把握できるF値も1%有意水準が満たされている。特に、ケース1、ケース4場合、C(定数項)、 L_z (公共資本)、 L_{qo} の係数は、1%の有意水準で有効である。このような理由から次の4点における分析結果の有意性が考えられる。

第1に、成長構造モデルにおける L_{qo} の変数は、収束速度の測定および収束仮説をテストすることができる。つまり、表4の λ は収束速度を示したものである。このような収束性は持続状態を決定する変数等に影響を及ぼす。総民間資本の場合、ケース1の収束速度は0.024であり、ケース2、ケース3では地方圏の収束が0.0195、大都市圏の収束は0.026である。企業設備の場合(ケース4、ケース5、ケース6)にも収束性は、総民間資本の場合と類似した結果である。たとえば、ケース1の場合、収束速度²⁵⁾はt期から定常均衡まで、每期平均0.024程度収束して行くので、均衡に調整されるまでには時間がかかることになる²⁶⁾。

(3-14)式の誘導型パラメーター(a_2)みると、収束速度を求める π と構造型パラメーターである b との関係があるので、大都市圏や地方圏で収束速度と地域経済成長との関係があると考えられる。推計結果では収束速度は大都市圏のほうが地方圏よりも高くなっていることを確認できる。

表4 モデルの推定結果

変数	ケース1 (Benchmark)	ケース1-1 (地域ダミー)	ケース2 (大都市圏)	ケース3 (地方圏)	ケース4 (Benchmark)	ケース4-1 (地域ダミー)	ケース5 (大都市圏)	ケース6 (地方圏)
データの特性	総民間資本	総民間資本	総民間資本	総民間資本	企業設備	企業設備	企業設備	企業設備
$a_0(C)$	0.45(2.35)*	0.46(1.76)	0.479(1.418)	0.475(1.78)	0.50(2.5)*	0.51(1.84)	0.353(0.898)	0.527(2.01)*
$a_1(L_k)$	0.066(1.07)	0.105(0.77)	-0.114(-0.349)	0.165(1.26)	0.073(0.90)	0.079(0.77)	-0.1308(-0.512)	0.108(1.36)
$a_2(L_z)$	-0.192(-4.1)**	-0.211(-3.05)**	-0.170(-1.363)	-0.156(-2.31)*	-0.178(-4.09)**	-0.19(-3.03)**	-0.188(-1.987)	-0.162(-2.51)*
$a_3(L_h)$	0.169(1.30)	0.148(0.78)	0.085(0.305)	0.209(1.31)	0.18(1.427)	0.17(0.19)	0.076(0.276)	0.208(1.34)
$a_4(L_d)$	-0.0264(-0.22)	-0.21(-0.13)	-0.091(-0.311)	-0.068(-0.41)	-0.029(-0.018)	0.015(0.1)	0.030(0.131)	-0.011(-0.041)
$a_5(L_{qo})$	-0.633(-4.87)**	-0.62(-3.6)**	-0.657(-2.71)*	-0.555(-3.33)**	-0.609(-4.86)**	-0.587(-3.62)**	-0.657(-2.71)*	-0.545(-3.59)**
R^2	0.45	0.47	0.44	0.51	0.45	0.47	0.44	0.53
F	6.54**	2.20	2.02	4.39**	6.58**	2.20	2.07	4.77**
a	0.098		-0.114	0.223	0.107		-0.316	0.155
b	-0.28		-0.371	-0.211	-0.26		-0.454	-0.232
c	0.25		0.186	0.283	0.263		0.184	0.298
λ	0.024		0.026	0.0195	0.023		0.026	0.019
Cobb-Douglas	1.68*		1.77*	1.72*	1.68*		1.77*	1.72*

()の中ではt値、 R^2 は決定係数。*は5%有意水準、**は1%有意水準で有意を意味する。
a, b, c, λ は構造型パラメーターとして誘導型のパラメーターの推定値によって求められる。

第2に、本研究の分析結果で求めた生産要素の分配率(a, b, c)は、生産要素の報酬により経済成長に果たす影響も把握できる。人的資本と労働の分配率は民間資本や公

共資本の分配率よりも高い。これに対して公共資本の分配率(b)は、すべてのケースで統計的には有意であるが、その係数の経済成長に対する寄与度は、否定的結果を示

している。このような公共資本の否定的な結果は、長期的に生産活動の生産性の向上に公共資本の影響がほとんどなかったことを表わす。この結果からみると、地域において公共投資は、公共資本の長期的な生産性を重視せず、短期的経済効果に重点を置いて配分されてきたためであると考えられる。つまり、この時期の公共投資が地域の生産活動における長期的生産性向上を目的として分配されたとはいえない。したがって、公共資本の地域産業への生産力効果に対する影響は少ないので、公共資本が増加したにもかかわらず、長期的な地域経済成長にはその役割を果たすことが少なかったと解釈できるのである。

第3に、 $a_0(C)$ は、一定率の技術進歩とは別に地域の環境、制度などの地域の特性を表わしたものである。特に、地域経済成長を決定する要因のなかで誘導型パラメーター a_0 は分析結果の定数項(C)であり、この係数は有意な結果になっている。つまり、地域経済成長は、公共資本ではなく、定数項の中にある他の要因によって大きな影響を受けるという可能性が考えられる。それに関連して最近では、地域間の生産性格差が生じる問題について地域の規模の経済や集積(agglomeration)などを重要視する研究²⁷⁾が行われている。また、T. Palivos and P. Wang(1996)は、集積(agglomeration)による人的資本の外部経済性が求心力になる一般均衡モデルを作って都市成長と経済成長の相互関係を明らかにしている。

そこで、本研究の(3-14)のモデルでも、人的資本(s_h)を企業にとって対価が要らない潜在的生産要素として取り入れ、地域成長を決定する要因として分析する。たとえば、ケース1の場合、人的資本の変数は0.25(t値は1.30)で他の説明変数よりも寄与度が高くなっている。

第4に、大都市圏と地方圏のケースについて考えると、大都市圏のケースは統計結果が有意ではなかったが、地方圏のケースは決定係数(R^2)が高く、F値も有意である。本研究のモデルは地方圏においてより当てはまるものであり、説明力が高いことが確認できる。

次に、成長構造モデルによる推定結果が疑問視される側面が以下の2点である。

第1に、表4-3で示されたようにモデルのフィットネスを示す決定係数(R^2)がすべてのモデルで0.45程度になり、従属変数に対する独立変数の説明力が十分ではないという点である。

第2に、このモデルのケース1-1とケース4-1は、地域ダミー変数を加えて分析した結果、F値が有意ではない。しかし、ケース1のデータを大都市圏と地方圏に分けて分析した結果、F値は地方圏だけが有意となり、大都市圏では有意ではなかった。これは、成長構造モデ

ルの前提になる地域間の収束性が地域に働きかけていたが、大都市圏では、産業集積により規模の経済が強く働きかけて地域間の収束性が否定される可能性がある。この原因により大都市圏(ケース3、ケース5)の推定結果の有意性が低く、この場合にはモデルが否定される可能性がある。

V おわりに

本研究は公共資本が地域の生産活動を向上させ、長期的な地域経済成長にいかに関与するかということに重点を置いて考察した。つまり、公共資本を地域生産活動における構造的変数として扱って地域経済成長との関係を明らかにしたのである。

成長構造モデルによる分析結果は、モデルの決定係数(R^2)が低く、いくつかの点での疑問視されるが、モデルの符号条件を満たし、F値が有意なので、統計的に有効な結果を得られた定数項、公共資本、収束速度などの変数に基づいて肯定的に説明することができる。この肯定的な解釈により分析結果を解釈すれば、以下の3点があげられる。①公共資本は長期的な地域生産活動の生産力の向上にあまり影響がなかった。また、大都市圏と地方圏のような地域圏ごとによりその生産力効果が違う可能性が高いといえる。②地域経済成長の構造的変数として公共資本は、地域圏の収束性と密接な関係があり、特に、条件付き収束性により地方圏において、より説得力がもつことを確認した。③公共資本は、地方圏で地域間格差を収束する要因として働いているが、地域生産の成長に大きく影響を及ぼす決定要因ではない。地域生産における主な成長要因は、公共資本ではなく、定数項の中で他の要因によって影響を受ける可能性が高い。たとえば、人的資本や地域の集積などをあげることができる。特に、人的資本の係数は統計的に説明力が不十分ではあるものの、経済成長に対する肯定的な結果があることを示唆した。

本研究は様々な限界を有している。第1に、成長構造モデルは地域間の生産要素の移動や地域間のspillover効果をモデルの中では明記せずにモデル分析を行ったので、公共資本の生産力効果が低く評価される可能性が高いこと。第2に、本研究では地域の公共資本における産業関連型や生活関連型の公共資本の生産力効果が異なるにもかかわらず、これを区分して分析しなかったため、具体的に公共資本の性格による生産力効果がみえにくいこと。第3に、近年、日本の公共資本の生産力効果を計測する様々な研究²⁸⁾において、規模の経済の収穫が一定ではなく、収穫が逓増するという結果が出ているが、

本研究では規模の経済において収穫一定を仮定していることである。

今後の研究課題は、地域間の生産要素の移動や地域間のspillover効果を、モデルの中で取り組んで分析し、公共資本の性格により区分して生産力効果を計測する。特に、モデルの限界で述べたように実体とずいぶん異なる強いモデル仮定については、緩和して分析することが求められる。

さらに、1980年代の産業構造の変化が地域経済システムが新しい経路をに載せたとする場合、研究の地域区分や時期によって異なる分析結果が出る可能性がある。よって、これは今後の課題としたい。

(参考文献)

- 天野光三(1987)「戦後日本の経済成長と公共投資」日本計画行政学会編『社会資本整備と計画行政』計画行政叢書。
- 赤木博文(1994)「生活基盤型の社会資本整備と公共投資政策」『名古屋市立大学ディスカッションペーパー』No.159。
- 浅子和美・坂本和典(1993)「政府資本の生産力」『フィナンシャルレビュー』第26号。
- 浅子和美・常木淳他(1994)「社会資本の生産力効果と公共投資政策の経済厚生評価」『経済分析』第135号。
- 福田慎一・神谷明宏・外谷英樹(1995)「東アジアの成長に果たした人的資本の役割」『経済分析』政策研究の視点シリーズ 第1巻。
- 細江守紀 編(1997)『公共政策の経済学』有斐閣。
- 岩本健志(1990)「日本の公共投資政策の評価について」『経済研究』第41号, No.3, 250-261。
- 建設省(1997)「住宅・社会資本とポテンシャル」『経済白書』104-106。
- 宮本憲一・横田茂・中村剛治郎 編(1990)『地域経済論』有斐閣。
- 宮脇淳・飛田英子(1991)「2000年度にむけての社会資本ストックのあり方」『Japan Research Review』1991年1月号。
- 三井清・竹澤康子・河内繁(1995)「社会資本の地域間配分」三井清・太田清編著『社会資本の生産性と公的公融』, 日本評論社, 97-130。
- 中村良平(1987)「都市・地域計量経済モデルの展望」『商経学叢』第34巻1号。
- 奥野信宏 他(1994)『社会資本と経済発展』名古屋大学出版会。
- 大河原透・山野紀彦(1995)「社会資本の生産力効果」『電力経済研究』No.34。
- 大河原透・山野紀彦(1997)「公共投資の地域配分に関する実証研究」電力中央研究所報告 Y97003, 1997年8月。
- 太田 清(1995)「社会資本の生産力効果の経済分析」三井清・太田清編著『社会資本の生産性と公的公融』日本評論社。
- 坂下昇・鄭小平(1995)「地域経済の成長収束」『季刊 国民経済計算』No.106。
- 櫻本光 他(1997)「わが国経済成長と技術特性」『経済分析』第149号。
- 竹中平蔵・石川達哉(1991)「日本の社会資本ストックと供給サイド」, ニッセイ基礎研究所, 『調査月報』, 1991年6月号。
- 吉野直行・中野瑛夫(1994)「地域別公共資本の生産拡大効果」『住宅土地経済』夏季号。
- 楊光洙(1997)『公共投資の地域間最適配分』

晃洋書房。

- Armstrong, H. and J. Taylor(1993) *Regional Economic & Policy*, Prentice-Hall.(坂下 昇 監訳(1998)『地域経済学と地域政策』, 流通経済大学出版会)
- Aschauer, D. A (1989) "Is public expenditure productive?," *Journal of Monetary Economics*, 23, 177-200.
- Barro, R. J. and X. Sala-i-Martin(1995) *Economic Growth*, McGraw-Hill. (大住圭介訳 (1997, 1998), 『内生的経済成長論 I, II』, 九州大学出版会)
- Beeson, P. (1987) "Total Factor Productivity Growth and Agglomeration Economies in Manufacturing 1957-1972," *Journal of Regional Science*, 27, 183-199.
- Crihfield, J. B. and M. P. H. Panggabean(1995a) "Is Public Infrastructure Productive? A Metropolitan Perspective Using New Capital Stock Estimates," *Regional Science and Urban Economics*, 25, 607-630.
- Crihfield, J. B. and M. P. H. Panggabean (1995a) "Growth and Convergence in U.S Cities," *Journal of Urban Economics*, 38, 138-165.
- Crihfield, J. B., J. F. Giertz, and S. Mehta (1995) "Economic Growth in the American States: The End of Convergence," *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 35, 551-577.
- Evans, P. and Karras (1994) "Are Government Activities Productive? Evidence from a Panel of U.S States," *The Review of Economics and Statistics*, LXXVI, 1-11.
- Holtz-Eakin, D. and A. E. Schwartz (1995) "Infrastructure in a Structural Model of Economic Growth," *Regional Science and Urban Economics*, 25, 131-151.
- Hulten, C. R. and R. M. Schwab(1984) "Regional Productivity Growth in U.S. Manufacturing : 1951-78," *American Economic Review*.
- Hulten, C. R. and R. M. Schwab (1991) "Public Capital Formation and the Growth of Regional Manufacturing Industries," *National Tax Journal*, 44, 121-134.
- Looney, R. and P. Frederiksen (1981) "The Regional Impact of Infrastructure Investment in Mexico," *Regional Studies*, 15(4), 285-96.
- Lucas, R. E. (1988) "On the Mechanics of Economic Development," *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.
- Mankiw, N. G., D. Romer, and D. N. Weil(1992) "A Contribution to the Empirics of Economic Growth," *The Quarterly Journal of Economics*, 107, 407-437.
- Munnel, A. H. (1990a) "How does Public Infrastructure Affect Regional Economic Performance?," *New England Economic Review*, 11-32.
- Munnel, A. H. (1992b) "Infrastructure investment and economic growth," *Journal of Economic Perspectives*, 6, 189-198.
- Romer, D. (1996) *Advanced Macroeconomics*, McGraw-Hill.(堀 雅浩・岩成 博夫・南條 隆訳(1998)『上級 マクロ経済学』 日本評論社)
- Romer, P. M. (1986) "Increasing Return and Long Run Growth," *Journal of Political Economy*, 94(51), 1002-1037.
- Theodore, P. and w. Ping (1996) "Spatial Agglomeration and Endogenous Growth," *Regional Science and Urban Economics*, 26, 645-669.

(注)

- 1) 天野(1987)のp.4～7では社会資本整備に関する基本政策を次のような3つの時期に分けて考えた。戦争復興期(45年～55年)、高度成長期(56年～70年)、調整期(70年～75年)、安定成長期(75年～現在)。
- 2) 細江(1997) p.7～8では近年の日本の公共投資について説明している。
- 3) 坂下・鄭(1995)は1980年代に産業構造の大変化が地域経済システムを新しい成長収束経路に載せたという考えを提起した。
- 4) 公共投資の役割は、短期的にはフローとして景気や雇用を刺激して国民所得の上昇をもたらすことによって国民経済の安定化を図るにある。それと同時に、長期的には公共投資が積み上げられ、ストックに転じる。ストック化した社会資本は生産環境の改善による生産性と生活環境の改善により生活の質の向上を図るものとする。特に、社会資本が長期的に経済生産活動を間接的に支えることを社会資本の「生産力効果」と言う。
- 5) この研究者としてはA. H. Munnel(1990a), Costa, Ellson, Martin(1987)などがある。
- 6) Ashauer(1989)の研究は、1970年代以来の米国における生産性上昇率の鈍化に関し、十分な社会資本整備がなされなかったことが大きな原因であるとする主張に根拠を与えるものであった。Ashauer(1989)の研究を評価した日本語の文献としては、三井・太田(1995)がある。
- 7) 竹中 石川(1991)は伝統的な成長論に対する見直しとして「新・成長論」と述べている。また、櫻本 他(1997)の論文でも、経済成長理論の分野における“New Growth Theory”としている。その経済理論の進展については、内生的経済成長理論の展開に特に着目している。この理論は、1960年代に一つ潮流を築いた経済成長理論を動学的新古典派経済成長理論の枠組みで復活したものであり、いわゆる最適成長理論の中で成長制約因子として人口や資本蓄積が、何らかの内生的なメカニズムを通じ、量的、質的拡大が生ずることによって、生産可能性フロンティアを拡大させることを明らかにしたものである。
- 8) 福田・神谷・外谷(1995)は、東アジアの成長に果たした人的資本の役割という研究のうちに、政府教育支出とその他の政府支出の役割について検討した。
- 9) Cobb-Douglas生産関数規模の経済性は、生産要素が労働と資本の場合では労働と資本の寄与度の合計が1としてテストする。また、このように2つの生産要素に社会資本を加えた関数の場合では、労働、資本そして社会資本の寄与度の合計が1という仮定に基づいてテストする。そこで、社会資本の生産要素として役割を検討している。
- 10) Hulten and Schwab(1991)の展開は、社会資本を含む生産関数が、規模に関する収穫(return of scale)が不変であるということを仮定するのではなく、これ以外にも資本の集積による収穫増が生じる可能性を示唆した。特に彼らのモデルでは、範囲の経済により社会資本から生じる一定の生産性が生産関数の中で生産要素として含まれる過程を示されている。特に、資本の収穫増についてRomer(1986)、Lucas(1988)、Aschauerなどは、資本ストックの規模の経済(scale economies)に対する外部経済性の存在を理論的に認識し、議論してきた。
- 11) 奥野 他(1994)による社会資本と公共投資の分類

	社 会 資 本	それ以外の資本
公共資本(一般政府・公企業)	道路、港湾、空港、環境衛生、上下水道、治山治水、都市計画、地下鉄、文教施設、公営住宅、厚生福祉など 印刷、駐車場、林野、観光、施設など 民間資本	印刷、駐車場、林野、観光、施設など
民 間 資 本	私鉄、通信、電力、ガス、航空など	民間の一般企業の資本

(出所) 奥野 他(1994)、『社会資本と経済発展』, p.5より。

- 12) Aschauerの見解による社会資本整備を促進すべきという主張は、政府の役割を重視するという点では米国の民主党の伝統的な考え方に近いものであって、クリントン政権によって、財政赤字の削減が重要課題である中であっても、取り入れられることとなった [太田(1995)]。
- 13) 本稿で「生産関数による直接的な推計方法」というのは、社会資本を一つの生産要素としてみなし、この社会資本を含んでいるCobb-Douglas生産関数を用いて回帰分析を行い、生産について生産要素の寄与度を求める方法である。特に、この方法は資本ストックの集計データを推計し、このストック量が生産に貢献する効果を計測するものである。
- 14) 大河川・山野(1995)は浅子 他(1994)の研究を例としてあげ、社会資本の生産力効果の推定に関する欠点を指摘した。たとえば、地域の社会資本の弾力性は鳥取県の0.011から愛知県の0.633まで推計値の分散が大きいということを指摘している。
- 15) 計量的な手法に関する問題点については、日本で太田(1995)の p.7-8で言及し、米国ではA. H. Munnel (1992b)が自身の論文(1990b)に対する批判に答えて、分析上の問題点を指摘している。
- 16) 浅子が推計したデータの問題点を指摘し、このデータを使用する際に十分な注意が必要になるので、この推計結果にもある種のバイアスをもたらしている可能性のあることを提起した。このような資本ストックにおいて集計データの推計上の信頼度については三井・竹澤・河内(1995)も指摘している。
- 17) 大河原・山野(1995)は社会資本の生産力効果の推計値を1976年から1991年まで各年について出している。しかし、各年の社会資本の増加分が同年の直接的に生産活動に寄与してその推計値の通り生産力効果を正確に計測できるかについて疑問視される。たぶん、毎年社会資本の増加分に対する生産力効果は生産の潜在的な効果なので、その効果が発揮されるまでには一定の期間が必要となる可能性が高い。また、毎年積み上げるストックデータを使うために、確率的なトレンドにより統計上のバイアスが生じる可能性も存在する。
- 18) Mankiw, N. G., D. Romer, and D. N. Weil(1992) "A Contribution to the Empirical of Economic Growth," The Quarterly Journal of Economics, 107, 411.
- 19) モデル式に社会資本の変数を含むのは議論があるが、Aschauer(1989), Holtz-Eakin and Schwartz(1995), 浅子・常木(1994)を参照した。
- 20) J. B. Cribfield, J. F. Giertz, and S. Mehta (1995)では生産関数の労働のパラメーターが1-a-b-cでモデルを展開し、規模経済が一定と仮定した。しかし、J. B. Cribfield and M. P. H. Panggabean(1995a, 1995b)の場合、労働のパラメーターがR-a-b-cでモデルを展開し、Rは規模経済を表わしている変数と見なしている。ところで、もし労働のパラメーター(1-a-b-c)が「R-a-b-c」になれば、Rは規模の経済のパラメーターを示

すことができる。たとえば、 $R = 1$ では規模の経済が一定、 $R > 1$ では規模の経済が通増、 $R < 1$ では通減を示される。

21) 収束速度のスピード(λ)は、 $\lambda = -\log(\pi)/t$ で求めることができる。

22) この結論は、次のような2つの直観的な解釈が可能である堀・岩成・南條訳(1998)p.141を参考。まず、 a のパラメーターが小さいことは現実の投資に対応する $sf(k)$ 線の曲がり具合が大きいことを意味していると解釈できる。その場合、投資曲線を上方にシフトさせても同曲線と平衡投資を表わす直線との交点は、あまり動かずに資本ストック自体が増加しない。もう1つの解釈は、 a のパラメーターが小さいことが、そもそも資本ストックが産出量に与える影響が小さく、 k^* が変化しても y^* に小さな影響しか与えないことを意味しているというものである。

23) 産業総合の労働生産性は、各産業の労働生産性と産業別職業構造によって決定されることになる。

24) ダミー変数としての地域の区分は、吉野・中野(1994)による分類を用いた。また、圏域別都道府県の区分は、自治省大臣官房地域政策研究室(1989)「行政投資実績」地方財務協会の分類によって行われた。

地域圏	ダミー変数
大都市圏	北関東：茨城県、栃木県、群馬県、山梨県、長野県
	南関東：埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県
	東海：静岡県、岐阜県、愛知県、三重県
	近畿：滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、和歌山県
地方圏	北海道：北海道
	東北・北陸：青森県、岩手県、宮城県、秋田県、山形県、福島県、新潟県
	富山県、石川県、福井県
	中国：鳥取県、島根県、岡山県、広島県、山口県
	四国：徳島県、香川県、愛媛県、高知県
	九州：福岡県、佐賀県、長崎県、熊本県、大分県、宮崎県、鹿児島県
	沖縄県

25) 収束速度がゼロになると、調整する収束がないので、経済は持続状態になる。

26) 収束速度と持続状態への調整期間との関係については堀・岩成・南條訳(1998)p.26やHoltz-Eakin and Schwartz (1995)のp.36を参考。

27) そこで、地域生産の成長に大きく影響を及ぼす決定要因は、社会資本ではなく、定数項の中のある他の要因によって影響を受けるかもしれないと考えることができる。それに関連して最近では地域間の生産性格差が生じる問題について地域の規模経済や集積(agglomeration)の問題が重要視されてきた。たとえば、Komei Sasaki(1985)は、総要素生産性(TFP)の指標で特に、日本で地域差の属性として集積、経済規模、潜在力の変数を用いて技術水準の地域間格差を計測した。また、Beeson(1987)は、米国の地域間には集積に格差があり、これが総要素生産性(TFP)の成長格差に影響を及ぼすことを強調した。

28) 日本で社会資本の生産力効果について研究した大河原・山野(1995)などは現実の規模経済に関して収獲通増を示している。