

整備主体の違いによる社会資本 ストック生産力効果の比較分析

楠 谷 清

目次

- 1 はじめに
- 2 財政機能と地方財政の役割
- 3 社会資本ストックの分割
- 4 分析モデル
- 5 データと推計結果
- 6 結び

参考文献

1 はじめに

わが国では国及び地方における財政の悪化を背景に、公共支出の効率性をますます強く意識した財政運営が求められている。

われわれの経済社会においては、希少資源を効率的に利用することによって社会の厚生を最大化することが求められる。市場が完全競争的である場合には、資源の効率的配分が期待できる。しかし、市場は完全ではないので政府財政による調整が必要となる。特に、「非排除性」「非競合性」という物理的特性をもつ財・サービスについては、市場メカニズムが機能しないために、集合的意思決定を通じて消費することになるが、政府はこうした集合的意思決定を受け、予算編成を通じて公共サービスに資源を適切に配分する役割を果たすのである⁽¹⁾。

その公共支出の中でも大きな割合を占める公共投資については、資源配分機能としての事業効果だけでなく、経済安定機能としての総需

要創出効果、再分配機能としての地域への経済保障といった短期的な効果が期待されている⁽²⁾。

わが国において、公共投資によって整備される様々な社会資本は、国の直轄事業、地方自治体の単独事業、及び国庫補助事業によって整備が進められてきた。

本稿は、公共投資によって整備・蓄積された社会資本ストックのうち産業基盤投資に分類される投資によって蓄積された社会資本ストックを対象にして、それらの社会資本ストックを国主体によるストックと、地方政府主体によるストックとに分け、各地域の生産にどのような生産効果をもたらしたのかを分析する。また、国及び地方政府主体それぞれによって整備された社会資本ストックの時系列データを用いて産業基盤社会資本ストックの生産力効果を、要素需要関数の推計を通してアプローチすることを目的とする。

社会資本ストックが、経済全体の生産性に実際どのような効果をもたらしているかについては、数多くの実証研究がなされてきた。それら一連の実証研究の基本的なアプローチは、社会資本を生産要素として含む生産関数を推計することにより、社会資本の生産力を計測するというものである。また、李が指摘するように、計測するデータにおいては、社会資本ストックのマクロデータからその生産力を推計するという手法を用いている⁽³⁾。しかし実際には、社会資本整備は国によるものと、地方自治体によるもの、また両者の共同によって整備されている。

そこで、本研究では、社会資本ストックを国によって整備されたストックと地方自治体によって整備されたストックを按分し、それぞれの要素需要関数を推計することによって、各地域に整備された社会資本ストック、主に産業基盤社会資本ストックの生産力効果を中心に測定する。

2 財政機能と地方財政の役割

政府の役割は、資源の効率的利用と所得の公平な分配を実現し、安定した価格水準の下で高雇用水準を維持することである。つまり、政府財政の役割は、資源配分機能、所得再分配機能、マクロ経済の安定化機能に集約される。

また、国（中央政府）の財政と地方政府の財政は車の両輪にたえられている。財政の三つの機能において国と地方政府はそれぞれが得意とする分野は異なる。三機能のうち、所得分配、経済安定化は主として国がその役割を担うべきであると一般に認められている。

経済安定政策は、安定した物価水準の下で高雇用水準を維持する能力は、集権化された政府、すなわち単一形態の政府の方が、極度に分権化された政府よりもずっと高いということが示される⁽⁴⁾。なぜなら、地方自治体が、当自治体の経済安定化政策を実施しても、政策効果が周りの自治体にスピルオーバーし、自治体内の予定した効果が期待できないからである。

また、経済安定の問題と同様に、所得分配の問題も高度に分権化が進んだ公共部門では解決が難しい⁽⁵⁾。強力な所得再分配政策を自治体を実施すると、高所得者は他の自治体に移動し、低所得者だけがとどまり、あるいはその自治体に低所得者が移住してくることになり、所得再分配政策そのものを不可能なものとしてしまう。

そして、資源配分の問題においては、純粹公共財の場合には、中央集権化した政府の方が、複数の地方政府からなるシステムよりも、適切な産出水準を提供することに成功する可能性が高いことが見いだされる⁽⁶⁾。しかし、特定の人々（たとえばある1つの地域社会の住民）にのみ便益を与える公共財については、少なくとも公共部門をより一層分権化するという部分的な解決法がある。例えば、そのような公共財の消費は、供給される地域社会の住民に限られるような公共財（地方公共財）の場合を考えてみよう。もし、この財が中央政府によって供給さ

れると、もっともありそうな結果は、その財の消費水準はすべての地方で同じになるということである。しかしこのような一律の消費水準は、効率的なものでは無いだろう。なぜなら、それぞれの地域の住民の選好に差がある可能性があるからである。これに対し、もしそれぞれの地域社会がそれ自身の地方政府をもつときには、地域ごとに公共財の供給水準は違ってくると予想できる。この違いは、少なくともある程度は地域住民の選好の違いを表したものである。ここで重要な点は、その社会を形成する人々の選好をもっともよく表すような生産物の組合せを供給するとき、経済効率が達成されるということである⁽⁷⁾。このような分権化によって厚生水準が高められる可能性は、消費者が地域間を移動することによって高められるという、ティブー（Charles Tiebout）の「足による投票」の理論〔2〕につながる。

したがって、その財の便益が全国民に及ぶような純粋公共財の供給は国が分担し、地方公共財の供給に関する意思決定は、効率と公平の観点から、その便益が及ぶ地域の住民によっておこなわれるべきである。

わが国では、国民がゆとりと豊かさを実感し、安心して暮らすことのできる社会を目指し、地方分権改革を総合的かつ計画的に推進するため、平成 18 年 12 月 15 日に地方分権改革推進法が成立した。その第 1 条で、同法は、「地方分権改革の推進について、その基本理念や国と地方双方の責務、施策の基本的な事項を定め、必要な体制を整備するものであり、同法に基づき、国と地方の役割分担や国の関与のあり方について見直しを行い、これに応じた税源配分等の財政上の措置のあり方について検討を進めるとともに、地方公共団体の行政体制の整備及び確立を図ることとされた。」と規定する。さらに、同法第 2 条では、「地方分権改革の推進は、国及び地方公共団体が共通の目的である国民福祉の増進に向かって相互に協力する関係に有ることを踏まえ、それぞれが分担すべき役割を明確にし、地方公共団体の自主性及び自立性を高めることによって、地方公共団体が自らの判断と責任において行

政を運営することを促進し、もって個性豊かで活力に満ちた地域社会の実現を図ることを基本としておこなわれるものとする。」と謳い、地方分権改革の推進に関する基本理念を規定している。この理念はオーツ（Wallace E. Oates）の地方分権化定理にも裏付けられていると捉えることができる。

3 社会資本ストックの分割

各地域に実施される資源配分が中央集権による場合と、地方分権に基づいて地域住民の意思決定による資源配分の場合と、どちらの方が効率的な資源配分をもたらしているのか分析する。方法としては、国主導による社会資本の整備に基づく資源配分と地方主導による社会資本の整備に基づく資源配分の結果もたらされる各主体の主導によって整備された社会資本の生産力を推計することによって比較分析をおこなう。

生産力の推計方法は、要素需要関数モデルを構築することによって推計する。推計の対象とした社会資本は、『日本の社会資本―世代を超えるストック』（内閣府政策統括官編、平成14年7月31日発行）第2部第3節「都道府県別主要部門別粗資本ストック推計結果」集計されている社会資本ストックのうち道路（国県道、市町村道、および街路を含む）、空港、工業用水、港湾の産業基盤社会資本ストックである。これらの社会資本ストックを国によって整備されたものと地方によって整備されたものに分割するため、『行政投資』（自治大臣官房地域政策室編、地域政策研究会編、財団法人 地方財務協会発行の各年度版）の「都道府県別行政投資実績」を用いた。「都道府県別行政投資実績」の資料の中には、「投資主体別資金負担別投資実績」として、国及び都道府県と市町村別の投資実績が集計されている。そこで、社会資本ストックを国主体によるものと地方主体によるものとに分割するため、各都道府県別の総投資額に占める国と地方（都道府県と市町村）投資額の比率をもとめ、その比率から各主体別の社会資本ストックの額を按分した。社会資本ス

トックのベンチマークは昭和 53 年（1978 年）に設定した。

4 分析モデル—要素需要関数によるアプローチ

社会資本の生産力の推定をおこなう場合、その分析の多くが生産関数を推定するものである。この節では、生産関数による推定方法の問題点を指摘し、代替的推定方法を示すことにする。

以下の論理は、H. ヴァリアン（Hal R. Varian）〔3〕に負っている。

代表的企業あるいは産業の技術的係数を推定するために、よく利用される次式のコブ・ダグラス型生産関数を定義する。

$$(1) \quad Y = m_0 L^\alpha K^\beta S^\gamma$$

なお、 L と K および S は、労働、民間資本、社会資本である。そして、 $m_0, \alpha, \beta, \gamma$ は推定すべき技術的係数である。本稿において問題とするのは、特に社会資本の生産弾力性 γ であるが、この生産関数が示すものは、企業あるいは産業の産出物 (Y_i) はその企業や産業で用いられる労働 (L_i)、資本 (K_i) に加えて社会資本 (S) の関数であると考え

る。

(1)式の関数は、

$$(2) \quad \ln Y_i = m_0 + \alpha \ln L_i + \beta \ln K_i + \gamma \ln S$$

という形で表わされる。

このような対数線型は、通常の最小 2 乗法 (OLS) を用いる推定に適している。各投入物の正確な尺度さえ手に入れば、推定を容易におこなうことができる。しかし、投入物の適当な測定値（データ）を得ることは容易ではない。労働の質的な問題、資本の測定などデータにはさまざまな問題がある。ここでは、このような問題は解決されているという前提で議論を進める。すなわち、クロス・セクションの研究に際して、われわれは企業あるいは産業の産出物と投入物の適当な測定値をもっているとする。生産過程のパラメータを推定するためには、(1)

式を直接 OLS で推定するのが一般的な方法である。しかし、果たしてこのような方法でパラメータの妥当な推定値が得られるだろうか。生産量の水準を予測するという点に関しては、妥当な推定値を得てであろうか、という疑問が生じる。

もし、われわれ研究者がさまざまな生産要素の限界生産物を推定することに関心がある場合には、上述の推定値は極めて不正確なものとなることが考えられる。

標準的な回帰モデルによると、企業 i の産出量は確率変数であり、適当な生産関係によってその平均値が与えられており、その分散は各企業共通の一定値をとると仮定される。つまり、先の統計的モデルは、

$$(3) \quad y_i = m_0 + \alpha l_i + \beta k_i + \gamma s + u_i$$

と書ける。 u_i は誤差項であり、平均がゼロで分散が σ^2 の確率変数である。

ガウス＝マルコフ理論によれば、右辺の諸変数が誤差項 u_i と相関しないときには、通常最小 2 乗法を用いてパラメータ $(m_0, \alpha, \beta, \gamma)$ の良好な推定値が得られる。すなわち、線型最良不偏推定量が得られる。実際、いつもそうなるのだろうか。通常解釈によれば、誤差項は考慮の外に置かれているすべての変数の総効果を表すと考えられる。実際、先行研究においては、研究者の知ることのできない要因を誤差項に入れて、 γ を推定する方法をとっている。係数の推定値を受け入れることができるかどうかという問題に答えるためには、ここで問題となっている方程式に含まれていない変数が何であることを問わねばならない。

一般には、このような変数には 2 つのタイプがある。一つは、投入物の質に関する気づかれない変化、天候のような予期できない生産への影響等は、研究者も企業の経営者も観察できない変数である。企業の経営者はこれらの変数を観察していないので、投入水準の選択はこれらの効果とは相関していないはずである。

しかし、考慮されていないもう一種類の変数は、はるかに重大な問題をもたらす。これらの変数とは、経営者は観察しているが、われわれ研究者は観察していない変数である。この変数の例は、経営者にはわかっている投入物の質の変化、各企業における技術の違い、経営者は知っているが研究者は考慮していない生産要素などである。これらの考慮されない変数がもつ問題は、それらが、観察されている投入要素と相関している可能性が極めて大きいという点にある。したがって、右辺の諸変数は誤差項（ u_i ）とは統計的に独立ではなく、そのために偏った推定値が生み出されることになる。

たとえば、国際環境を考慮する経営者を想定してみよう。円高による国際競争力の低下に直面するであろうと予想する経営者は、国内への投資や、国内労働者の利用を控えることが考えられる。経営資源を国内から海外へ移動させることも起こりうる。このようなことを考慮して生産要素投入量を決定している企業や産業の生産関数を直接 OLS で推定した場合、その労働や資本の限界生産性は、過小推定される可能性が大きくなる。なぜならば、国際環境要因を除いて推定しているからである。

また、たとえば農業における野菜の生産関数をいかに推定するかということを考えてみよう。

農家 i の野菜の収穫 C_i は、植え付けた種の量 K_i と発育期における晴天の日数 T_i に依存するとする。野菜の産出に影響するのはこの二つの変数だけであり、生産関数は、

$$C_i = K_i^\alpha T_i^{1-\alpha}$$

によって明示的に与えられるとする。対数をとれば、この生産関数は次のように書ける。

$$\ln C_i = \alpha \ln K_i + (1-\alpha) \ln T_i$$

さてここで、研究者は C_i と K_i に関するデータのみを得ているが、

天候についてのデータは得ていないと仮定する。このとき、回帰式

$$\ln C_i = \alpha \ln K_i + u_i$$

に最小2乗法を適用すれば、 α の良好な推定値が得られると考えてよいだろうか。また、 $\ln K_i$ と $u_i = (1-\alpha) \ln T_i$ は相関していないと仮定してもよいだろうか。もし農家が K_i を選択する以前に T_i を観察していなければ、農家の K_i の選択は T_i から影響されない。そのときには、最小2乗法によって α の良好な推定値が得られるはずである。

さて、生産関係は各農家が利用する土地の質 Z_i にも依存するとする。その場合の生産関数を、

$$C_i = Z_i K_i^\alpha T_i^{1-\alpha}$$

あるいは

$$\ln C_i = \ln Z_i + \alpha \ln K_i + (1-\alpha) \ln T_i$$

と示す。前と同様、農家も研究者も T_i を観察していないと仮定する。ただし、農家は Z_i を観察しているが、研究者は観察できないとする。

研究者の立場から見れば、 T_i と Z_i は共に確率変数である。このとき、回帰式

$$\ln C_i = \alpha \ln K_i + u_i$$

から α の良好な推定値を得ることができない。なぜなら、各農家 i は Z_i を観察するため、 K_i の選択は Z_i の水準に影響されるからである。したがって、 K_i は誤差項と相関し、 α の推定値は偏りをもち、帰無仮説を棄却してしまう可能性が高くなる。

したがって、多くの研究に見られる社会資本ストックを説明変数に加えた生産関数の推計では、企業や各産業が L （労働）や K （資本）や S （社会資本）の選択をするとき、企業には分かっているが、研究者の

間では観察できない他の要因 (Z) の水準に影響を受けていることである。つまり、 Z には土地の質的要因であるとか、教育水準、あるいは国際関係、国際環境といったものを考えることができる。それらの要因に企業や産業が労働、資本、社会資本を選択する際に影響を受けている可能性があるということである。したがって、 L や K や S は誤差項と相関関係にあり、先の(3)式による γ の推定は、偏りをもち、帰無仮説を棄却する可能性が高い。

したがって、生産関数に社会資本ストックを投入物と見なすことによって社会資本の生産力効果を推定しようとする場合、誤差項との相関関係が生じ、推定値は不正確なものといえる。

以上のことから、生産関数を直接推定することは適切でなく、技術のパラメータの良好な推定値を得るための解決策は、要素需要関数を導出し、要素需要関数の推定から γ を得ることである。

そこで次に、代表的企業の利潤最大化問題を考え、その一階の条件から導出することを試みる。

企業の生産関数を次式のように特定化する。

$$(4) \quad y = L^{\alpha} K^{\beta} S^{\gamma} Z$$

なお、 $\alpha > 0$ 、 $\beta > 0$ 、 $\gamma > 0$ 、 $\alpha + \beta + \gamma = 1$ である。 Z は、企業が生産要素投入量を決定する際に考慮する経済要因である。そして、利潤 π は次式である。

$$(5) \quad \pi = py - wL - rK - qS$$

ただし、 p は生産物価格、 w は賃金率、 r は利子率、 q は社会資本価格である。上の利潤が最大となる一階の条件は、

$$(6) \quad \frac{\partial \pi}{\partial L} = p\alpha y L^{-1} - w = 0$$

$$(7) \quad \frac{\partial \pi}{\partial K} = p\beta y K^{-1} - r = 0$$

$$(8) \quad \frac{\partial \pi}{\partial S} = p \gamma y S^{-1} - q = 0$$

であり、(8)式から S を求めると次式の(9)となる。

$$(9) \quad S = \left[\frac{p \gamma L^\alpha K^\beta Z}{q} \right]^{\frac{1}{1-\gamma}}$$

これを対数式に直すと、次式となる。

$$(10) \quad \ln S = \frac{1}{1-\gamma} \ln \gamma + \frac{1}{1-\gamma} \ln \left[\frac{p}{q} \right] + \frac{\alpha}{1-\gamma} \ln \left[\frac{L}{q} \right] \\ + \frac{\beta}{1-\gamma} \ln \left[\frac{K}{q} \right] + \frac{1}{1-\gamma} \ln Z$$

この式を推定することによって、社会資本の生産力効果を測ることができる。ただし、社会資本価格 (q) と、および企業の生産要素利用の選択に与えている質的要因のデータを確保することはできない。そこで、使用するモデルの推定式は次式となる。

$$(11) \quad \ln S_i = m_0 + m_1 \ln p_i + m_2 \ln L_i + m_3 \ln K_i + u_i$$

ここで、 m_0 、 m_1 、 m_2 、 m_3 、 u_i は、それぞれ

$$m_0 = \frac{1}{1-\gamma} \ln \gamma, \quad m_1 = \frac{1}{1-\gamma}, \quad m_2 = \frac{\alpha}{1-\gamma}, \quad m_3 = \frac{\beta}{1-\gamma},$$

$$u_i = \frac{1}{1-\gamma} \ln Z_i$$

である。

したがって、社会資本の生産力効果 γ の推定値は、生産物価格 p の係数 m_1 を推定すれば、 $\gamma = (m_1 - 1) / m_1$ から得られる。以上のことから、社会資本の生産力効果が正であると仮定するならば、本稿のモデルにおける推定式の制約条件は、 $m_1 > 1$ となる。

また、民間資本の弾力性 β は、 m_3 から、 $\beta = m_3 \cdot (1 - \gamma)$ の式を求めることによって得ることができる。この式から、民間資本の生産弾力性が正であるための制約条件は、 $\gamma < 1$ である。

(11)式と(3)式との比較では、(11)式の方が望ましい。(11)式の $\ln S_i$ に関する方程式は、右辺の変数が誤差項と独立であるという性質をもっている。なぜなら、右辺の変数は生産物価格であり、競争市場においては、それらは個々の企業や産業によってではなく、市場によって決定されるからである。生産物価格と考慮されていない変数（誤差項）とは明らかに相関していないことになる。

5 データと推計結果

5-1 推計のためのデータ

本節では、前節で示した要素需要関数を都道府県別に集計された産業基盤社会資本ストックの時系列データを使用し、国主体および地方政府（地方自治体）主体の各々によって整備された産業基盤社会資本ストックが各都道府県の生産活動に与える生産力効果（弾力性）を推計し生産力効果の比較を試みる。

推計式は次のように表される。

$$(12) \quad \ln S_{it} = m_0 + m_1 \ln p_{it} + m_2 \ln L_{it} + m_3 \ln K_{it} + u_{it}$$

そこで、 S_{it} は i 都道府県における t 年の社会資本ストック、 P_{it} は i 都道府県における t 年の生産物価格、 L_{it} は i 都道府県における t 年の労働投入、 K_{it} は i 都道府県における t 年の民間企業資本ストックである。 S_{it} は、国による社会資本ストックと地方政府による社会資本ストックに分類される。

事業主体別推計に使用したデータの概要は次の通りである。

まず、①都道府県別社会資本ストック (S_i) については、内閣府政策統括官編『日本の社会資本―世代を超えるストック―』（第3章 社会資本ストックの推計及び添付 CD-ROM 内、財務省印刷局、2002 年）において算定されている実質都道府県別社会資本ストックの内、道路、港湾、航空、工業用水道（平成7暦年価格）の総額を使用した。

②都道府県別生産物価格 (p_i) については、経済企画庁経済研究所お

および内閣府経済社会総合研究所編『県民経済計算年報』各年版の県内総支出デフレーターを平成7暦年基準に実質化したデータ系列を使用した。

③都道府県別労働投入 (L_i) については、経済企画庁経済研究所および内閣府経済社会総合研究所編『県民経済計算年報』各年版の県内就業者数に厚生労働省『労働統計年報』各年版の都道府県、産業別1人平均月間労働時間数（製造業、規模30人以上）を掛けた労働投下時間数のデータ系列を使用した。

④都道府県別民間資本ストック (K_i) については、唯一存在する内閣府ホームページ『都道府県別民間資本ストック、製造業』のデータを平成7暦年基準で実質化したデータ系列を使用した。

以上のデータを用いて、事業主体別による都道府県別の社会資本需要関数(12)式を推計した。推計は単純最小2乗法（OLS）でおこない、サンプル期間はデータの制約上1978年～1998年とした。また、福島県、岡山県、沖縄県のデフレーターについては公表されていない時期があるため、福島県は1980年～1998年、岡山県1985年～1998年、沖縄県1981年～1998年の期間で推計した。

5-2 推計結果

本分析で使用するモデルの制約条件は、生産物価格 (p) の係数は1以上とならなければならない。各都道府県における国地方政府別推計結果は、多くの県で価格係数の値が1以下となり、モデルの制約条件を満たさなかった。そこで、労働投入と資本投入を外して推計することとした。表1と表2は、国および地方政府別の推計結果を整理し、さらに生産力効果 (γ) を示したものである。まず表1に示すように、地方政府によるストックに対する推計結果は、各都道府県いずれも理論モデルの制約条件を満たしている。ダービン・ワトソン比が低い、 t 値が十分高い値を示していることから生産物の価格と社会資本需要との間に明確な因果関係があるものといえる。決定係数についてはいず

表1 地方主体による都道府県別要素需要係数（生産物価格 p ）

都道府県	p	t 値	$\bar{R}^2$	$D.W.$	$S.E.$	γ
広島	6.8223	13.6726	0.9029	0.4484	0.4990	0.853
滋賀	6.1426	14.8175	0.9162	0.7641	0.4145	0.837
長野	5.9247	8.0072	0.7594	0.5203	0.7399	0.831
香川	5.6301	7.5334	0.7360	0.3239	0.7473	0.822
山口	5.1283	6.2545	0.6559	0.2603	0.8199	0.805
茨城	5.0235	15.2586	0.9206	0.7201	0.3292	0.801
新潟	4.8758	20.5435	0.9547	0.8324	0.2373	0.795
愛知	4.8496	14.4874	0.9126	0.4646	0.3347	0.794
富山	4.7628	11.8846	0.8752	0.6122	0.4008	0.790
山梨	4.7527	20.4468	0.9542	0.7250	0.2324	0.790
東京	4.7081	10.4281	0.8434	0.3615	0.4515	0.788
鹿児島	4.6959	30.6561	0.9791	0.6781	0.1532	0.787
群馬	4.6598	11.6173	0.8701	0.4825	0.4011	0.785
佐賀	4.6264	8.4613	0.7792	0.2757	0.5468	0.784
熊本	4.5913	23.3970	0.9647	0.3392	0.1962	0.782
福岡	4.5086	15.3486	0.9214	0.3449	0.2937	0.778
福岡	4.4327	13.3841	0.8991	0.4406	0.3312	0.774
栃木	4.4227	5.0495	0.5505	0.2131	0.8759	0.774
奈良	4.2302	12.1893	0.8807	0.3082	0.3470	0.764
千葉	4.1953	19.4519	0.9497	1.0671	0.2157	0.762
愛媛	4.1918	10.9114	0.8551	0.3531	0.3842	0.761
京都	4.1605	7.5064	0.7346	0.2473	0.5543	0.760
長崎	4.1002	14.7088	0.9150	0.5279	0.2788	0.756
鳥取	4.0941	10.9441	0.8559	0.2675	0.3741	0.756
埼玉	4.0878	9.8192	0.8267	0.2367	0.4163	0.755
大阪	4.0258	8.3062	0.7727	0.4947	0.4847	0.752
北海道	3.9707	25.3461	0.9698	0.4342	0.1567	0.748
岐阜	3.9637	13.9799	0.9067	0.5585	0.2835	0.748
青森	3.9438	19.4338	0.9496	0.3398	0.2029	0.746
宮崎	3.8881	25.6677	0.9705	0.9261	0.1515	0.743
神奈川	3.8086	9.6675	0.8222	0.4349	0.3940	0.737
石川	3.6958	14.0821	0.9080	0.3555	0.2624	0.729
静岡	3.6431	13.4142	0.8995	0.6544	0.2716	0.726
徳島	3.6152	11.1422	0.8603	0.5504	0.3245	0.723
山形	3.6114	15.8365	0.9259	0.3974	0.2280	0.723
宮城	3.6057	13.6944	0.9032	0.2576	0.2633	0.723
岩手	3.5548	15.5291	0.9231	0.3464	0.2289	0.719
島根	3.5166	12.0457	0.8781	0.3798	0.2919	0.716
秋田	3.4879	9.4506	0.8154	0.3564	0.3691	0.713
三重	3.3445	12.4356	0.8848	0.3856	0.2689	0.701
兵庫	3.3102	10.0765	0.8341	0.6163	0.3285	0.698
高知	3.2431	11.2128	0.8618	0.3722	0.2892	0.692
大分	3.0379	9.8300	0.8270	0.2603	0.3090	0.671
和歌山	2.6888	13.0298	0.8941	1.1390	0.2064	0.628

注1) p ：生産物価格2) $\bar{R}^2$ ：自由度修正済決定係数3) $D.W.$ ：ダービン・ワトソン比4) $S.E.$ ：標準誤差5) γ ：弾力性（生産力効果）

6) 推計期間 1978年～1998年（福島県、岡山県、沖縄県を除く）

参考、福島県 1980年～1998年、岡山県 1985年～1998年、沖縄県 1981年～1998年

都道府県	p	t 値	$\bar{R}^2$	$D.W.$	$S.E.$	γ
福島	5.6092	5.0715	0.5786	0.2284	1.1060	0.822
岡山	5.9857	5.6221	0.7019	0.7853	1.0647	0.833
沖縄	5.1140	21.7210	0.9651	1.0282	0.2354	0.804

表2 国主体による都道府県別要素需要係数（生産物価格 p ）

都道府県	p	t 値	$\bar{R}^2$	$D.W.$	$S.E.$	γ
愛知	8.1418	9.9267	0.8298	0.4217	0.8202	0.877
長野	7.2081	14.0725	0.9078	1.5796	0.5122	0.861
京都	6.8327	12.8634	0.8916	0.6888	0.5312	0.854
愛媛	6.6514	11.0501	0.8583	0.3818	0.6019	0.850
徳島	5.8524	10.9809	0.8567	0.4114	0.5330	0.829
香川	5.7329	7.7731	0.7482	0.3005	0.7375	0.826
三重	5.6657	7.9801	0.7581	0.4334	0.7100	0.823
岐阜	5.4674	8.2923	0.7721	0.4155	0.6593	0.817
埼玉	4.9893	9.9218	0.8297	0.6195	0.5029	0.800
高知	4.9586	11.0793	0.8589	0.4827	0.4476	0.798
熊本	4.9283	7.7258	0.7458	0.6349	0.6379	0.797
秋田	4.8273	15.3043	0.9210	0.9148	0.3154	0.793
山形	4.8069	9.5937	0.8199	0.3409	0.5010	0.792
兵庫	4.8062	12.9305	0.8926	0.6147	0.3717	0.792
鳥取	4.6695	12.7233	0.8894	1.0634	0.3670	0.786
大分	4.6217	22.1317	0.9607	1.1991	0.2088	0.784
宮城	4.3861	9.9150	0.8295	0.4632	0.4424	0.772
神奈川	4.2996	7.0474	0.7087	0.4823	0.6101	0.767
奈良	4.2940	6.2620	0.6564	0.4633	0.6857	0.767
北海道	4.1393	22.4263	0.9617	0.5795	0.1846	0.758
静岡	4.0878	4.4689	0.4868	0.2373	0.9147	0.755
大阪	3.9558	8.3873	0.7762	1.7632	0.4716	0.747
島根	3.8673	8.9761	0.7991	0.9216	0.4308	0.741
広島	3.7009	13.3459	0.8985	1.6846	0.2773	0.730
長崎	3.6930	6.7782	0.6920	0.6773	0.5448	0.729
山口	3.6330	6.6290	0.6823	0.4916	0.5480	0.725
富山	3.6198	4.5062	0.4912	0.7805	0.8033	0.724
新潟	3.5852	10.7423	0.8512	0.5157	0.3337	0.721
千葉	3.5172	8.7208	0.7896	0.3064	0.4033	0.716
鹿児島	3.4689	10.0758	0.8341	0.4061	0.3443	0.712
石川	3.3124	8.4236	0.7777	0.5104	0.3932	0.698
滋賀	3.2815	4.5786	0.4995	0.7437	0.7167	0.695
栃木	3.2348	1.9884	0.1287	0.1906	1.6269	0.691
宮崎	2.7828	6.4242	0.6682	0.5632	0.4332	0.641
和歌山	2.7166	8.1822	0.7673	1.6459	0.3320	0.632
岩手	2.7045	11.2731	0.8631	0.6906	0.2399	0.630
佐賀	2.4665	3.4323	0.3502	0.4223	0.7186	0.595
群馬	2.3453	4.3711	0.4752	1.1407	0.5365	0.574
福岡	2.2982	7.2341	0.7196	0.8436	0.3177	0.565
青森	2.0936	7.1132	0.7126	0.7004	0.2943	0.522
東京	1.9641	4.0405	0.4338	0.8342	0.4861	0.491
福井	1.8259	2.7358	0.2448	0.4589	0.6674	0.452
茨城	1.7968	2.5026	0.2083	0.3016	0.7180	0.443
山梨	1.2747	2.7744	0.2509	0.4660	0.4595	0.216

注1) p ：生産物価格2) $\bar{R}^2$ ：自由度修正済決定係数3) $D.W.$ ：ダービン・ワトソン比4) $S.E.$ ：標準誤差5) γ ：弾力性（生産力効果）

6) 推計期間 1978年～1998年（福島県、岡山県、沖縄県を除く）

参考、福島県 1980年～1998年、岡山県 1985年～1998年、沖縄県 1981年～1998年

都道府県	p	t 値	$\bar{R}^2$	$D.W.$	$S.E.$	γ
福島	10.0134	11.0225	0.8700	0.6704	0.9084	0.900
岡山	1.6604	1.5679	0.1009	1.5114	1.0590	0.398
沖縄	3.7438	10.4931	0.8652	0.5745	0.3568	0.733

れも高い値を示している。要素需要関数が満たすべき符号条件を満たしていることから、生産物価格の上昇によって企業は生産を増やし生産を増やすために地方政府主体整備による産業基盤社会資本ストックの利用を増やしたものと解釈できる。さらに、表1は、福島県、岡山県、沖縄県を除いて、要素需要係数の大きい地域から並べてある。生産物価格に反応して、地方政府主体整備による産業基盤資本の需要量をもっとも大きく増やしている県は、広島県 0.853、次いで滋賀県、長野県、香川県の順になっている。逆に、反応の低い県は、和歌山県、大分県、高知県、兵庫県、三重県といった県が並ぶ。また、産業基盤資本の弾力性（生産力効果） γ の平均値は 0.757 で、44 都道府県中半数の 22 都府県が平均値を上回っている。

次に、表2に示す国主体による資本整備に対する推計結果は、理論モデルの制約条件を満たしている。全体として、 t 値は十分高い値を示しているものの一部の県における決定係数（栃木県 12%、茨城県 20%…滋賀県 49%等）が小さく、モデルの説明力が小さい結果となっている。生産物価格の上昇に反応して国主体整備による産業基盤資本の需要量をもっとも大きく増やしている県は、愛知県で、次いで長野県、京都府、愛媛県、徳島県の順となっている。また、もっとも低いのは山梨県で、次いで茨城県、福井県、東京都といった順序になっている。また、産業基盤資本の弾力性（生産力効果） γ の平均値は 0.728 で、44 都道府県中半数を超える 25 都道府県が平均値を上回っている。国主体と地方政府主体の平均値の比較では、地方政府による社会資本ストックの弾力性が国主体によるものを上回っている。

さらに、表3および図1は、産業基盤資本の弾力性（生産力効果） γ を、国および地方政府の各整備主体間で比較したものである。福島県、岡山県、沖縄県を除く平均値は 44 都道府県中ほぼ半数の 23 都道府県の弾力性は、国主体によるものが地方主体によるものを上回っている。地方主体が国主体を上回っている地域は、山梨県が国主体に対し 3.66 倍の効果を上げ際だっている（図2）。次に茨城県の 1.81 倍、福井県の

表3 事業主体別弾力性 γ (生産力効果)

都道府県	地方主体		国主体	地方/国 比
北海道	0.748	<	0.758	0.99
青森	0.746	>	0.522	1.43
岩手	0.719	>	0.630	1.14
宮城	0.723	<	0.772	0.94
秋田	0.713	<	0.793	0.90
山形	0.723	<	0.792	0.91
福島	0.822	<	0.900	0.91
茨城	0.801	>	0.443	1.81
栃木	0.774	>	0.691	1.12
群馬	0.785	>	0.574	1.37
埼玉	0.755	<	0.800	0.94
千葉	0.762	>	0.716	1.06
東京	0.788	>	0.491	1.60
神奈川	0.737	<	0.767	0.96
新潟	0.795	>	0.721	1.10
富山	0.790	>	0.724	1.09
石川	0.729	>	0.698	1.04
福井	0.778	>	0.452	1.72
山梨	0.790	>	0.216	3.66
長野	0.831	<	0.861	0.97
岐阜	0.748	<	0.817	0.92
静岡	0.726	<	0.755	0.96
愛知	0.794	<	0.877	0.90
三重	0.701	<	0.823	0.85
滋賀	0.837	>	0.695	1.20
京都	0.760	<	0.854	0.89
大阪	0.752	>	0.747	1.01
兵庫	0.698	<	0.792	0.88
奈良	0.764	<	0.767	1.00
和歌山	0.628	<	0.632	0.99
鳥取	0.756	<	0.786	0.96
島根	0.716	<	0.741	0.97
岡山	0.833	>	0.398	2.09
広島	0.853	>	0.730	1.17
山口	0.805	>	0.725	1.11
徳島	0.723	<	0.829	0.87
香川	0.822	<	0.826	1.00
愛媛	0.761	<	0.850	0.90
高知	0.692	<	0.798	0.87
福岡	0.774	>	0.565	1.37
佐賀	0.784	>	0.595	1.32
長崎	0.756	>	0.729	1.04
熊本	0.782	<	0.797	0.98
大分	0.671	<	0.784	0.86
宮崎	0.743	>	0.641	1.16
鹿児島	0.787	>	0.712	1.11
沖縄	0.804	>	0.733	1.10

注) 推計期間

福島県 1980年～1998年

岡山県 1985年～1998年

沖縄県 1981年～1998年

整備主体の違いによる社会資本ストック生産力効果の比較分析（楠谷）

六三九（一九八七）

図1 事業主体別弾力性（ γ ）（福島県、岡山県、沖縄県を除く）

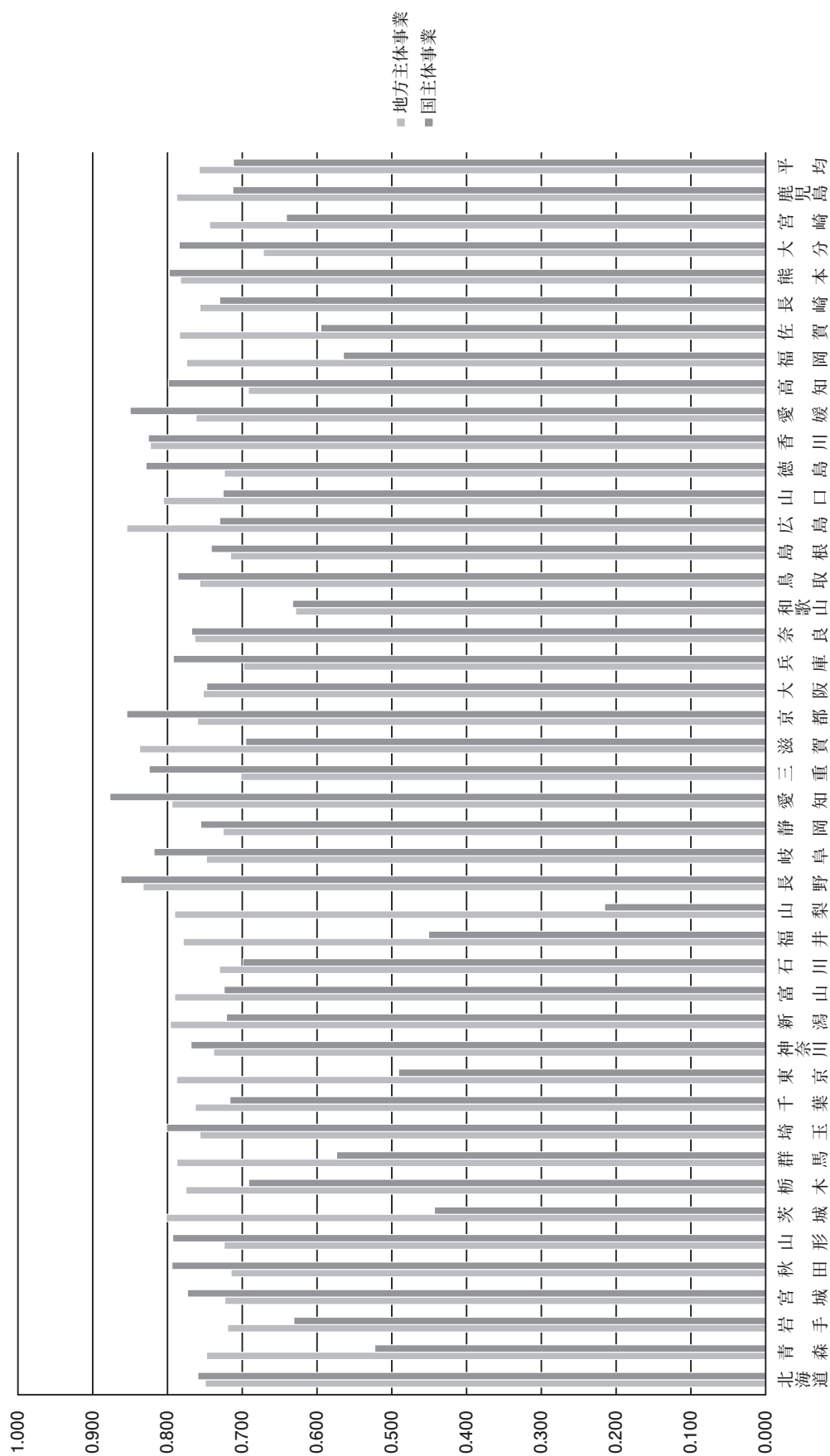
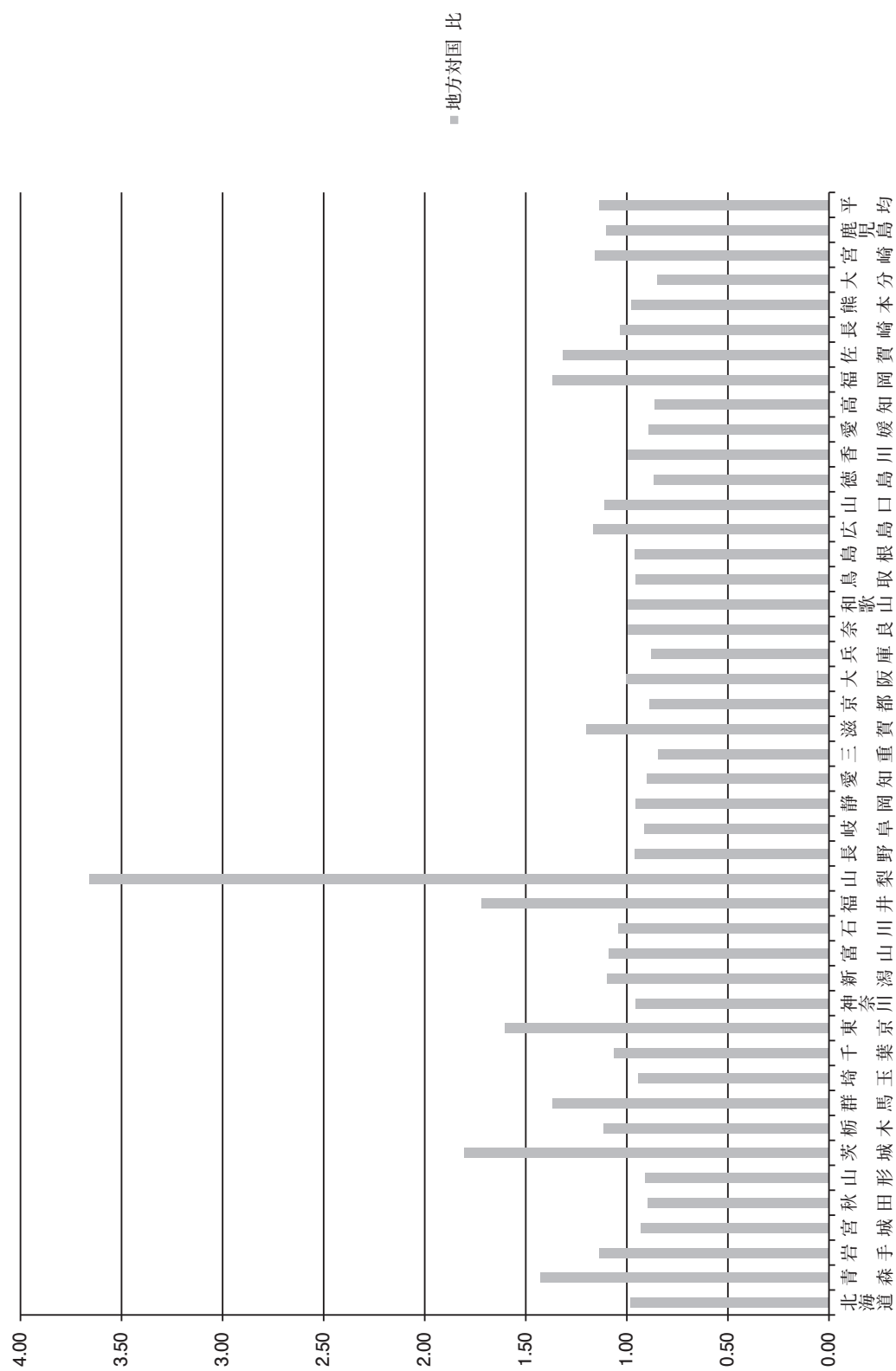


図2 地方対国 比（福島県、岡山県、沖縄県を除く）



1.72 倍、東京都の 1.60 倍、青森県の 1.43 倍、群馬県と福岡県の 1.37 倍である。

6 結び

本研究は、国及び地方政府の各主体によって整備された社会資本ストックを行政投資額を用いて按分し、整備主体別社会資本ストックの生産力効果を、要素需要関数を構築して推計した。各地域の価格を説明変数とした推計では、いずれの地域においても社会資本ストックの生産力効果はプラスとなっている。

各都道府県における弾力性に大差が無く、地方政府主体によって整備された社会資本ストックがそれぞれの地域住民に効率的に厚生をもたらしていることが推測される。国主体によるものと地方政府主体によるものとの弾力性の平均値を比較すると、地方政府主体のものが国主体によるものを上回った。このことは、地方公共財の供給を地方政府自身に決定させる分権的供給によって、住民の選好・ニーズを反映した効率的な公共財の提供が実現していることを表している。しかし、地域ごとの各主体別弾力性を比較してみると 23 道府県においては、国主体による方が上回っているものの、およそ残り半数の地域においては地方政府主体によるものが国主体による弾力性を上回っている。したがって、一概に国主体による整備の方が効率的であり、中央集権による公共財の供給が望ましいと決断することはできない。財政学において、伝統的に主張されてきた分権化定理によれば、国（中央政府）に比べて、地域住民に密着し地域ごとに選好やニーズが異なる公共財・サービスの供給については、地域政府がより多くの情報を有しており、公共財・サービスをより効率的に提供することができるため、地方公共財の供給を地方政府に決定させる分権的供給の方が、住民の選好・ニーズを反映した効率的な公共財・サービスの提供を実現できるとされる。しかし、分権化定理が当てはまる第一の条件は、地方自治体内では住民選好が大きく乖離せず、一方、自治体間で選好が大きく乖離

していることである。もし、地域間での選好がそれほど異ならず、「規模の経済性」が働くなら、むしろ国が公共サービスを供給する方が望ましいことになる⁽⁸⁾。したがって、本研究結果は、分析対象とした産業基盤社会資本ストックに限ってみると、地域住民に密着し地域ごとに選好やニーズが異なる社会資本については地域政府が主体となって供給し、また、規模の経済性が働く社会資本については国が主体となって供給するような、国と地方政府の役割分担を踏まえた供給が効率的資源配分の実現につながることを示唆する。今後の研究課題としては、地域ごとの社会資本ストックの特性と地域ごとの経済特性の関連を分析することによって、なぜ、国及び地方政府による社会資本の生産力効果の大きさに優劣が生じるのかを知ることである。

- (1) 林〔5〕、19頁。
- (2) 林〔4〕、52頁。
- (3) 李〔6〕、208頁。
- (4) Oates〔1〕、p. 4.
- (5) Oates〔1〕、p. 6.
- (6) Oates〔1〕、p. 8.
- (7) Oates〔1〕、p. 11.
- (8) 林〔5〕、15頁。

参考文献

- 〔1〕 Oates, Wallace E., *Fiscal Federalism*, Gregg Revivals, 1993.
- 〔2〕 Tiebout, Charles., “A Pure Theory of Local Expenditure,” *Journal of Political Economy*, vol. 64, 1956, pp. 416-424
- 〔3〕 Varian Hal R., *Microeconomics Analysis*, 2nd ed., 1984, pp. 171-177 (佐藤隆三・三野和雄訳『ミクロ経済分析』第4章「計量経済学と経済理論」、勁草書房、1986年、186—206頁) 参照。
- 〔4〕 林宜嗣「公共投資と地域経済」『フィナンシャル・レビュー』、第72号、2004年、52—64頁。
- 〔5〕 林宜嗣「財政改革に資する国・地方の役割分担と地方財政システム」『分権化時代の地方財政』貝塚啓明編著、財務省財務総合政策研究所編著、2008年、中央経済社。
- 〔6〕 李紅梅「事業別社会資本ストックデータ作成および特徴考察—国直轄事業・国庫補助事業・地方単独事業別のデータ作成より—」、現代社会文

化研究 No.36、2006 年 7 月、208 頁。

- 〔7〕 内閣府政策統括官編『日本の社会資本―世代を超えるストック』平成 14 年 7 月 31 日発行、財務省印刷局。