

公共投資の地域配分と生産効果

吉野 直行*

中野 英夫**

要 約

道路や下水道整備をはじめとする公共事業は、混雑緩和、普及率の格差解消など各地の事情に配慮し配分、実施されている。このような各種の公共事業の地域配分は、どのような要因に基づくものか実証的に分析することが、本論文の第一の目的である。地勢、産業構造など地域の特性を表すマクロ指標と事業の配分との偏相関係数を用いて、両者の関連を明らかにする。

本論文第二の目的は、各地域に配分された社会資本が、それぞれの地域の生産活動に、直接ないしは間接的にどの程度貢献しているのか分析することである。推定にあたっては、地域間でかなりの開きがある生産技術、社会資本の内容を考慮し、実証研究を試みる。

本研究で明らかになった主な結論は次の通りである。都道府県レベルの分析では、生活関連、産業基盤などの目的別事業は、県内総生産、人口、面積いずれにも有意な相関を示している。生活関連投資は県内総生産との符号は正、人口との符号は負であることから、一人当たりの所得の高い地域に重点的に配分されている。他方、農業関連、国土保全は生活関連とは対照的に、一人当たり所得の低い地域への配分が高いことを示唆している。目的別事業を構成する各項目でもその傾向は一致しており、街路・文教施設、河川いずれも県内総生産、人口数との相関が強い。ただし、なかには都市計画や住宅のように、県面積との相関が希薄な事業も見られるなど、細目での配分に特徴が表れている。

地域間の生産技術の相違を考慮に入れた固定係数モデルによる生産関数の推定では、社会資本の増加による生産への直接の寄与を表す『直接効果』は、近畿0.215、東海0.213、四国0.179など推定値は有意かつ先行研究とほぼ一致しているものの、関東以北の地域では統計的に有意な値ではない。さらに民間設備投資誘発を通じた間接的な寄与を表す『間接効果』でも、多重共線性の問題から全地域で有意な推定は得られず、推計方法に課題を残す結果となっている。

* 慶應義塾大学経済学部教授

** 高崎経済大学経済学部専任講師

I. はじめに

道路・港湾・街路整備などの社会資本は、それ自身が地域の生産に貢献する道路・港湾・街路整備などの社会資本は、それ自身が地域の生産に貢献すると同時に、流通時間コストの削減、工場立地条件の改善を通じて、製造業やサービス業の生産性を高め、その地域への民間投資や労働需要を誘発する働きがある。

社会資本が地域経済にどのような効果を及ぼしているのか、実証研究は都道府県あるいはより広範な地域を単位とする生産関数の推計によってなされてきた。浅子・坂本(1992)、三井・竹澤(1995)、吉野・中野(1994a, b)の研究では、程度の差はあるものの、社会資本が地域経済の発展に寄与している点が示されている。

しかし、以上の分析には解決すべき課題も残されている。第一は生産技術に関する仮定である。従来の推計では、さまざまな地理的・地勢的環境下にある地域を同列に扱い、生産技術の違いがデータの制約から考慮されていない場合

が多い。十分に長い時系列データを確保できない地域分析ではしばしばこの問題に直面するが、生産技術のフレキシビリティを確保する観点からは必ずしも好ましいことではない。

第二に、社会資本といってもその中身はさまざまである。大都市圏に重点的に配分される生活関連の公共事業は、社会厚生を改善を目的とし、生産性の向上に結びつかないものも含まれる。人口数・産業構造など地域の特性を勘案して公共投資は配分されるので、形成される社会資本も各地域で性格を異にし、多様な機能を有している。このような社会資本の内容の違いがどのように地域経済に反映するのか、明らかにする必要がある。

本稿では、第Ⅱ節で公共事業の地域配分の現状を概観し、第Ⅲ節で社会資本による地域経済への寄与の程度を、生産技術の相違を考慮に入れて分析する。

Ⅱ. 公共投資の地域配分の特徴とその説明要因

Ⅱ-1 公共投資の地域別配分の特徴

90年度我が国の公共投資額は36兆7,937億円に達し、国内総生産のおよそ8%の規模にある。自治省の『行政投資』によれば、事業目的別に(1)生活関連、(2)産業基盤、(3)農林水産、④国土保全投資の4種類に分けられる。生活関連が47.8%と最も多く、ついで産業基盤19.6%、農林水産9.0%、国土保全8.6%の順である。

以上4つの目的別投資の各地域への配分を比較するために、吉野・中野(1994)と同様、次

のような集中度係数を定義する。この係数は首都圏やそれぞれの地域における目的別投資の比率が、全国平均と比べてどの程度であるかを見る指標である。

$$\frac{x_{ij}/x_j}{X_i/X}$$

ここで、 x_{ij} は地域 j の公共投資 i の額、 x_j は地域 j の公共投資総額、 X_j 地域全体の公共投資 i の額、 X は公共投資総額である。すなわち、地域 j における公共投資 i の配分割合を全

第1表 公共投資の分類

(1) 生活関連	市町村道，街路，都市計画，住宅，環境衛生，厚生福祉，文教施設，水道及び下水道
(2) 産業基盤	国県道，港湾，空港，工業用水
(3) 農林水産	農林水産業関係
(4) 国土保全	治山治水及び海岸保全
(5) その他の投資	失業対策，災害復旧，鉄道，地下鉄，電気，ガスなどの上記以外の事業

国平均で割ったものである。従って，係数が1以上ならば，その地域へ用途*i*の投資が重点的に行われていることになる。

生活関連投資は，首都圏，東海，近畿等の大都市圏で高く，北海道・東北・九州・北陸・四国の水準を大きく上回っている。他方，農林水

産投資は大都市圏で低く，産業基盤や国土保全と同様，北海道，東北，中国，四国，九州，北関東などで係数が高い傾向にある（第2表）。

生活環境重視の大都市圏に対して，地方圏では産業振興重視の配分と言えよう。

第2表 地域別の公共事業配分の全国比較

	(1) 生活関連	(2) 産業基盤	(3) 農林水産	(4) 国土保全
(1) 北海道	0.737	1.287	2.033	1.289
(2) 東北	0.809	1.062	1.703	1.231
(3) 北陸	0.807	1.048	1.653	1.557
(4) 南関東	1.267	0.810	0.197	0.508
(5) 北関東	0.959	0.956	1.167	1.250
(6) 東海	1.030	0.944	0.892	1.229
(7) 近畿	1.130	0.951	0.503	0.793
(8) 中国	0.840	1.322	1.387	1.151
(9) 四国	0.657	1.615	1.473	1.299
(10) 九州	0.821	0.943	1.649	1.225

ただし，第2表の分類に基づいた事業配分の議論には，若干の注意が必要である。まず目的別に分類された投資の中身は都道府県で一様ではないことである。例えば生活関連投資を見ても，市町村道，街路などの都市インフラから，文教施設，住宅までその内容は多岐にわたり，各項目の配分にも地域で特色がある。狭小な生活道路，密集した住宅地を抱え，都市計画事業を重視する地域もあれば，普及が遅れた下水道事業に多くの予算を計上する地域もある。

そこで各項目の配分が地域でどの程度ばらつきがあるのか調べたのが第3表である。表は生

活関連，産業基盤に属する事業間の相関係数およびその事業自体の変動係数である。各事業は投資総額との比率で評価している。

はじめに相関がプラスである事業同士に着目すると，市町村道と文教施設とでは相関係数は0.560と非常に高く，市町村道を重視する地域は同時に文教施設の配分も高いことを示唆している。その他，街路，都市計画，住宅も互いにプラスの相関係数を示している。いずれも市町村道，文教施設との相関はマイナスであることから，市町村道，文教施設の2事業および街路，都市計画，住宅の3事業間には，補完的と

第3表 事業目的別の行政投資間の相関

生活基盤投資							
	市町村道	街路	都市計画	住宅	文教施設	水道	下水道
市町村道	1.000	-	-	-	-	-	-
街路	-0.426	1.000	-	-	-	-	-
都市計画	-0.325	0.277	1.000	-	-	-	-
住宅	-0.527	0.400	0.264	1.000	-	-	-
文教施設	0.560	-0.425	-0.394	-0.773	1.000	-	-
水道	0.185	-0.238	-0.231	-0.277	0.181	1.000	-
下水道	-0.524	0.011	-0.075	-0.027	-0.115	-0.093	1.000
(変動係数)	(3.60)	(3.18)	(3.28)	(1.48)	(6.14)	(3.43)	(3.43)

産業基盤投資					
	国県道	港湾	空港	工業用水道	港湾整備
国県道	1.000	-	-	-	-
港湾	-0.795	1.000	-	-	-
空港	-0.611	0.054	1.000	-	-
工業用水道	-0.208	-0.023	0.053	1.000	-
港湾整備	-0.437	0.410	-0.046	0.434	1.000
(変動係数)	(8.73)	(1.34)	(0.59)	(0.82)	(0.81)

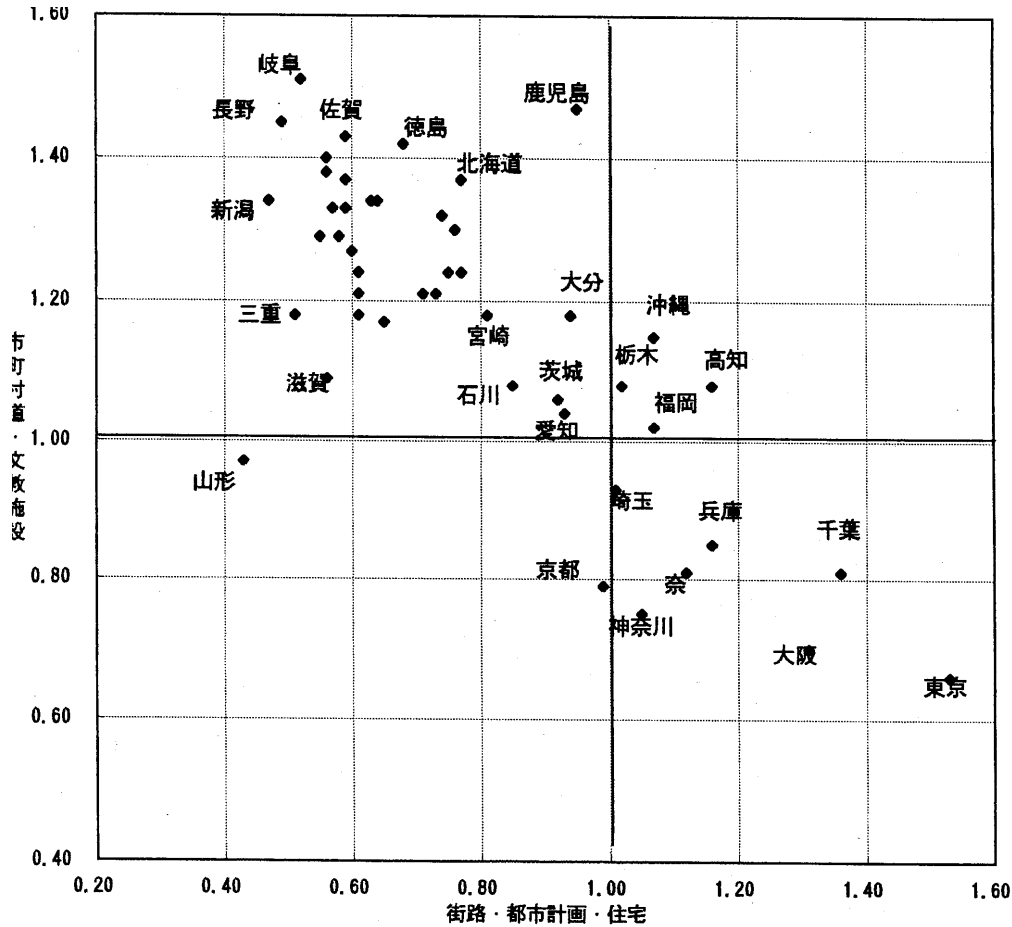
も言える共通する機能・目的が存在し、各地域はいずれかのグループを相対的に重視していることが予想される。

そこで、市町村道・文教施設と街路・都市計画事業費の総額を比較したものが図1である。右下がりの分布になっており、配分による地域の特色が表れている。左上に位置する岐阜、佐賀、長野は、市町村道、文教施設が高く、都市計画の比率が低い。いずれも新市街地が拡大し、未整備の生活道路を抱える県である。一方、下水道、市町村道の都市基盤が整備された都市部では、むしろ既成市街地の整備を通じた住環境の改善が急がれる地域であり、東京、大阪、千葉などの大都市圏に属する都府県が右下に多く位置する。同じ生活関連に属する事業も、その細目では地域の事情を映したものとなっている。

その他、事業の分類に関わる問題として、分

類の基準そのものの妥当性も検討する必要がある。国県道は産業基盤、市町村道、街路は生活基盤に分類される等、同じ道路でも種別にその機能は異なると考えられている。道路の利用目的に応じた結果とは言え、その分類が全ての地域で妥当する訳ではない。例えば、第3次産業の比重の高い都市部では、市町村道や街路も『産業基盤』的な機能も兼ね備えるからである。農林水産関連である農道も、農村が大半を占める地方では『生活関連』的な側面も考えられるなど、別の目的に合致する場合もある。こうした意味で、先に示した大都市圏では『生活関連』の割合が高く、逆に『産業基盤』が低いという評価も、その機能を過少あるいは過大に評価する可能性があることに留意すべきである。

図1 市町村道・文教施設と街路・都市計画・住宅



II-2 クロスセクション・データによる地域別事業費配分の説明要因

道路や下水道整備をはじめとする公共事業は、混雑緩和、普及率の格差解消など各県のミクロ的要因に配慮し配分、実施されている。本節では、地勢、産業構造など地域の特性が公共事業配分にどの程度反映するのか、これらマクロ指標と事業の配分との偏相関係数を求めることにより、両者の関連を明らかにする。

第4表の上段の(1)から(4)は、1990年のデータを用いて、4つの目的別分類に基づく公共投資の都道府県別配分を、県内総生産、人口数、第

一次生産高、政治力¹⁾、河川面積、県面積を指標として偏相関係数にまとめたものである。これより、以下のような結論が導かれる。

はじめに、自治省の目的別分類にもとづく公共事業の配分の特徴を見ると、(1)生活関連投資は、面積、県内総生産が高い地域に多く配分(0.389, 0.914)、人口数の少ない地域に多く配分(-0.655)されている。これを一人当たりの総生産の一元化した指標で解釈すれば、大都市圏などの一人当たり総生産の高い地域に重点的に配分されていることを示唆している。その他、政治力の相対的に弱い都道府県に多くの配分(-0.289)がなされている点に特徴がある。(2)産業基盤投資は、人口が多く、面積の広い県

1) ここで政治力とは、衆議院議員定数に、その県の選出の議員が大臣となっている場合には、それを加えて人口で割った値である。

への配分(0.492, 0.664)が高くなる一方で、県内総生産との相関は希薄である。(3)農林関連投資は、生活関連とは対照的な値を示している。すなわち、県内総生産が低く、人口が多い地域(-0.270, 0.264)に配分されている。先の議論と同様、一人当たり総生産の低い地域に重点的に配分されていると解釈可能である。また、当然のことながら、第1次生産額とも高い相関を示している。(4)国土保全投資が相関高い指標は、総生産、人口、面積、河川面積である。農業関連と同様、一人当たり総生産が低く、行政面積、河川面積が大きい都道府県へのウェイトが高い。また、政治力も有意な値(0.325)を示しており、高い関連を示している。

第4表の下段は、目的別事業の細目である(5)

国県道から(15)公共下水道の偏相関係数がまとめられている。主な特徴をまとめると、街路、都市計画、文教施設、住宅の各種生活関連に属する事業は県内総生産と正の相関、人口数と負の相関であることから、一人当たりの県内総生産の高い地域に重点的に配分されている。他方、産業基盤の国県道、農業基盤、国土保全の河川は先の生活関連事業とは対照的に、県内総生産と負の相関、人口数と正の相関であることから、一人当たり総生産の低い地域に配分率が高いことを示唆している。また県面積との相関が希薄な都市計画・住宅事業など、総生産、人口、面積はじめ全てマクロ指標と無相関である環境衛生のような事業も見られるなど、各事業配分の特徴が表れている。

第4表 公共事業・都道府県指標の偏相関

	GNP	人口	1次生産	政治力	河川	面積
(1) 生活関連	0.914 **	-0.655 **	0.022	-0.289 *	-0.193	0.389 **
(2) 産業基盤	-0.106	0.492 **	-0.206	0.178	-0.138	0.664 **
(3) 農業関連	-0.270 *	0.264 *	0.575 **	0.245	0.115	0.795 **
(4) 国土保全	-0.554 **	0.643 **	0.070	0.325 **	0.276 *	0.521 **
(5) 国県道	-0.328 **	0.577 **	-0.401 **	0.214	-0.082	0.703 **
(6) 市町村道	0.107	0.300 *	0.312 **	-0.082	-0.100	0.417 **
(7) 街路	0.930 **	-0.819 **	-0.034	-0.088	-0.264 *	0.415 **
(8) 都市計画	0.913 **	-0.819 **	0.288 *	-0.340 **	-0.290 *	0.030
(9) 農業基盤	-0.339 **	0.330 **	0.491 **	0.261 *	0.321 **	0.694 **
(10) 住宅	0.644 **	-0.265 *	-0.017	-0.103	-0.099	-0.050
(11) 環境衛生	0.161	0.104	0.107	-0.019	-0.041	-0.168
(12) 河川	-0.589 **	0.686 **	0.030	0.165	0.392 **	0.529 **
(13) 文教施設	0.870 **	-0.504 **	0.096	-0.180	0.009	0.535 **
(14) 水道	0.378 **	0.068	-0.050	-0.139	-0.012	0.122
(15) 公共下水道	0.424 **	0.208	-0.417 **	-0.154	0.150	0.382 **

*は10%、**は5%で有意であることを表す

III. 社会資本の技術効率性の推定

公共投資は、国土の現況、産業構造や人口規模など地域の特性を勘案して配分されることはすでに指摘した通りである。本節ではこうして

形成された社会資本が地域の生産活動に貢献しているのか、そうであるならば、地域の間で相違があるのか、生産関数の推計を通じて検証す

る²⁾。

Y_{it} , L_{it} , K_{it} , S_{it} をそれぞれ域内生産量, 労働, 民間資本, 社会資本とすれば, 生産関数は $Y_{it}=f(L_{it}, K_{it}, S_{it})$ と定式化できる。さらに, 各変数を対数変換し, テーラー展開すると

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & B_{0i} + B_{Ki} \ln K_{it} + B_{Li} \ln L_{it} \\ & + B_{Si} \ln S_{it} + B_{KLi} (\ln L_{it})(\ln K_{it}) \\ & + B_{KSi} (\ln K_{it})(\ln S_{it}) + B_{LSi} (\ln L_{it})(\ln S_{it}) \\ & + \frac{1}{2} B_{KKi} (\ln K_{it})^2 + \frac{1}{2} B_{LLi} (\ln L_{it})^2 \\ & + \frac{1}{2} B_{SSi} (\ln S_{it})^2 + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

となり, トランスログ型生産関数が得られる。ここで B_{0i} , B_{Ki} , B_{Li} , B_{KKi} はパラメータ, 添え字の i は地域 i の係数を表す。吉野・中野(1994a, b)は定数項 B_{0i} , 社会資本 B_{Si} の値から地域の生産技術, 社会資本の効率性を検証した。本研究では, 社会資本と民間資本との代替・補完を表す B_{KSi} を含む全ての係数が異なると仮定して推計を行っているので, 一部の地域で社会資本と民間資本とが代替的, すなわち社会資本整備によって民間資本がクラウドアウトされるケースも検証できる。

さらに, (1)式をそれぞれ $\ln L_{it}$, $\ln K_{it}$ で微分すると, 労働分配率 (α_{Li}) と資本分配率 (α_{Ki}) が求められる。

$$\begin{aligned} \alpha_{Li} = & B_{L0i} + B_{Li} + B_{LLi} \ln L_{it} + B_{KLi} \ln K_{it} \\ & + B_{LSi} \ln S_{it} + \epsilon_{Li} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \alpha_{Ki} = & B_{K0i} + B_{Ki} + B_{KKi} \ln K_{it} + B_{KLi} \ln L_{it} \\ & + B_{KSi} \ln S_{it} + \epsilon_{Ki} \end{aligned} \quad (3)$$

すなわち(2), (3)式は, 労働分配率 (α_{Li}), 資本分配率 (α_{Ki}) を表す式である。ただし, B_{L0i} , B_{K0i} は各地域の分配率の一定の部分, ϵ_{Li0} , ϵ_{Ki0} は確率的な部分にあたる。

資本と労働の分配率の社会資本に関する偏弾力性はそれぞれ, B_{KS} , B_{LS} である。 $B_{KS} = B_{LS} = 0$ であれば, 社会資本は要素配分に中立的であり, 各要素所得の分配率も独立になる。 B_{KS} の符号がプラスの場合, 社会資本の増大は民間設備投資を誘発し, 間接的に生産拡大に寄与する。これが吉野・中野(1994)で指摘した社会資本の間接効果であり, (3)式の資本分配率も高まることが分かる。

本稿では, 生産関数の他に生産要素分配率のシェア関数も加えた同時推定を行う。すなわち(1), (2), (3)式の3つが推定式となるが, (2), (3)の2式は互いに独立ではないので, ここでは(1)式の実産関数と(2)式の労働所得シェア関数を同時推定する³⁾。

パネル・データを用いて各地域の社会資本の技術効率性を推計するには, (i)固定係数モデル(fixed-coefficient model), (ii)確率係数モデル(random-coefficient model)による推計の2通りがある。(i)の固定係数モデルは, 推定式に係数ダミーを加えて地域間の生産技術の違いを推定する。(1)式の攪乱項 ϵ_{it} が地域間で独立でない限り ($E(\epsilon_i, \epsilon_j) \neq 0$), 各地域を別々に

2) 内訳は次の通りである。

- 北海道 北海道
- 東北・北陸 青森, 岩手, 宮城, 秋田, 山形, 福島, 新潟, 富山, 石川, 福井
- 南関東 埼玉, 千葉, 東京, 神奈川
- 北関東 茨城, 栃木, 群馬, 山梨, 長野
- 東海 岐阜, 静岡, 愛知, 三重
- 近畿 滋賀, 京都, 奈良, 大阪, 兵庫, 和歌山
- 中国 鳥取, 島根, 岡山, 広島, 山口
- 四国 徳島, 香川, 愛媛, 高知
- 九州 福岡, 佐賀, 長崎, 大分, 熊本, 宮崎, 鹿児島

3) 以下の詳細な説明は, Swamy(1970), Hsiao(1986), Greene(1993)を参照されたい。

最小自乗法で推計するよりも、推定量の有効性は高まる反面、推定パラメータが多くなり、データの数に制約を受ける欠点がある。労働、民間資本、社会資本の3要素のトランスログ型生産関数では、1地域につき定数項を含めてパラメータは10個にも上り、多重共線性や十分な自由度を確保できない可能性がある。

他方、(iii)の確率係数モデルは、各パラメータを平均とその乖離部分との和と仮定し、推定するものである。地域 i の j 番目のパラメータ B_{ij} は

$$B_{ij} = \bar{B}_j + v_{ij} \quad (4)$$

と表される。ここで $\bar{B}_j$ は B_{ij} の平均、 v_{ij} は攪乱項で確率変数である。各地域での技術水準の違いは、平均からの乖離として表される。

また、 v_{ij} は以下のような仮定に従う。 i 地域の v_{ij} をまとめて、 $v_i = (v_{i2} \dots, v_{ik})$ とすると

$$\begin{aligned} Ev_i &= 0 \\ Ev_i v_j' &= \Delta \quad \text{if } i=j, \\ Ev_i v_j' &= 0 \quad \text{if } i \neq j, \end{aligned} \quad (5)$$

ただし、 Δ は v_{ij} の分散・共分散行列である。確率係数モデルは、固定係数モデルとは対照的に、直接に推定するパラメータは $\bar{B}$ のみであるため、多重共線性、自由度の問題を回避できる。ただし、Hsiao(1986)も指摘しているように、確率係数モデルは、母集団から任意に観測データを抽出できるケースに適した推定であり、本研究のような各々の地域の生産技術そのものに着目する場合には、固定係数モデルによって、個々のパラメータを明示的に推計するのが望ましいと言える。

そこで以下では、各生産要素について同次性を仮定した固定係数モデルを推定し、併せて各地域の生産技術が等しいのか否か、以下の式を検証する。

$$B_{1j} = B_{2j} = \dots = B_{Nj} = B_j$$

本研究では9の地域、定数項を除く各地域の推定パラメータの数は6であるから、制約は48となる。尤度比検定での統計量は134.85であり、自由度48の1%有意水準72.88も大きく上回り、やはり生産技術は地域で差があることが明らかとなった。

1975年から1984年までの10期間、9地域のパネルデータによる同次性を仮定した推計では、(1)式の右辺は第5表のように推定された。

吉野・中野(1994a, b)の結果と共通する点は、生産要素間の代替・補完の関係である。労働と民間資本と代替・補完を表す第5表(4)の B_{LK} は全ての地域でマイナスの値を示し、労働と民間資本とが互いに代替的であることを表している。一方、(5)の B_{LS} は全ての地域でプラスであり、労働と社会資本は補完的であることを示している。 B_{KS} に関しては、各地域とも有意性は低く、代替・補完の判断は難しい。

表6は、推計パラメータから得られた社会資本の(i)直接効果と(ii)間接効果をまとめたものであり、括弧内の値は標準誤差である。ただし、間接効果はパラメータと非線型の関係にあるので、線形化し標準誤差を求めている。

推定結果はおおむね良好である。直接効果も近畿(0.215)、中国(0.179)、四国(0.159)、東海(0.217)の地域で有意であり、吉野・中野(1994a, b)と同様、ここでも近畿東海の大都市圏における直接効果が地方圏を上回っている。社会資本の直接的な生産への寄与で判断する限り、地方圏よりも大都市圏への公共投資がより効率的である。

ただし、首都圏、東北、北海道などの地域では、有意な推定値は得られず、結論は限定されたものである。一見すると、これら関東以北の地域では、社会資本は生産面に寄与していないと考えられるが、本分析では妥当しない。それは多重共線性の可能性を否定できないからである。一部の変数間に共線関係が存在すると、パラメータの標準誤差は過大に推定される。これが直接効果の値にも反映するとすれば、社会資本の評価も誤る恐れがある。特にパラメータと

非線型な関係にあり、その僅かな変化に大きく変動する間接効果ではさらに深刻であり、全地域で有意な結果が得られなかった。通常よりもパラメータが格段に増加する固定係数モデルでは、度々問題に直面するとはいえ、分析結果の評価には慎重を要する。

分析の一般性を優先することによって、推定の結果が曖昧となったことは否めない。今後は、この問題に対処しつつ、地域の様々な生産技術、社会資本の機能を検証できるかが、今後の課題である。

第5表 固定係数モデルの推定結果

	北海道	東北	南関東	北関東	東海	近畿	中国	四国	九州
(1) B_L	-0.1262 (0.46)	0.7664 (0.34)	0.5734 (0.30)	0.1410 (0.41)	0.4480 (0.49)	0.5894 (0.58)	0.5086 (0.33)	-0.9444 (0.56)	0.6235 (0.26)
(2) B_K	-0.9775 (0.46)	-0.1938 (0.51)	0.5705 (1.14)	0.6499 (0.42)	0.0867 (1.34)	0.1221 (0.57)	0.2588 (0.10)	0.0808 (0.53)	0.2362 (0.28)
(3) B_S	1.5071 (1.42)	0.4812 (0.50)	-0.3886 (1.15)	-0.0871 (0.40)	0.3468 (1.33)	0.2473 (0.61)	0.1977 (0.07)	0.4064 (0.51)	0.0758 (0.27)
(4) B_{LK}	-0.1101 (0.05)	-0.1097 (0.06)	-0.1910 (0.06)	-0.1993 (0.07)	-0.1944 (0.06)	-0.0344 (0.06)	-0.1320 (0.06)	-0.0644 (0.06)	-0.1050 (0.06)
(5) B_{LS}	0.1320 (0.04)	0.1056 (0.05)	0.1655 (0.05)	0.1104 (0.04)	0.1503 (0.05)	0.0030 (0.05)	0.0790 (0.04)	0.0744 (0.04)	0.0896 (0.05)
(6) B_{KS}	2.2146 (2.01)	1.3798 (1.40)	1.4600 (3.48)	0.5099 (1.01)	-0.3367 (2.94)	-0.1468 (2.82)	-0.8016 (1.21)	0.7022 (1.36)	-0.7884 (1.93)
(7) B_{LL}	-0.0219 (0.02)	0.0041 (0.02)	0.0255 (0.01)	0.0889 (0.03)	0.0441 (0.02)	0.0314 (0.02)	0.0530 (0.02)	-0.0100 (0.02)	0.0154 (0.01)
(8) B_{KK}	-2.1046 (2.01)	-1.2701 (1.40)	-1.2691 (3.49)	-0.3106 (1.01)	0.5310 (2.95)	0.1811 (2.83)	0.9336 (1.21)	-0.6378 (1.36)	0.8934 (1.94)
(9) B_{SS}	-2.3466 (2.01)	-1.4854 (1.40)	-1.6255 (3.47)	-0.6203 (1.02)	0.1864 (2.93)	0.1438 (2.82)	0.7226 (1.21)	-0.7766 (1.37)	0.6988 (1.92)
自由度									27
$\ln \Sigma $									-19.261

*) $\Sigma = E(\epsilon\epsilon')$

第6表 直接・間接効果の推定

	北海道	東北	南関東	北関東	東海	近畿	中国	四国	九州
(a) 直接効果	-0.100 (0.08)	0.029 (0.10)	0.140 (0.14)	0.148 (0.09)	0.217 (0.13)	0.215 (0.11)	0.179 (0.07)	0.159 (0.07)	0.169 (0.09)
(b) 間接効果	0.498 (21.01)	0.215 (14.41)	0.112 (61.24)	0.507 (5.49)	0.253 (9.13)	0.376 (11.20)	0.292 (1.91)	0.270 (9.56)	0.129 (6.20)

IV. 結び

公共事業は、国土の現況、産業構造など地域の特殊性を勘案して配分される。本稿では、4種類の目的別事業と各細目の配分が地域のどのような要因と関連があるのか分析した。生活関連投資は一人当たり所得の高い地域へ多く配分されており、街路・都市計画、文教施設、住宅など生活関連を構成する各種事業も同様な傾向を示している。ただし、都市計画、住宅いずれも都道府県の面積と関係が薄く、総額の結果とは一致しない事業もある。他方、1次生産額、河川面積との相関が高い農林水産関連、国土保全は、産業構造、地勢を重視した配分であるが、一人当たりの所得の低い地域へ多く配分さ

れるなど、生活関連とは対照的な結果であった。

また地域に配分されたこれら公共投資が地域経済に直接・間接的にどの程度の効果があるのか求めた。固定係数モデルを用いた推計では、社会資本の直接効果は、関西以西の地域で有意な値が得られ、結果はおおむね以前の推計を確認するものであったが、間接効果に関しては多重共線性の問題から有意な結果が得られなかった。より一般的なフレームワークを確保しながら、社会資本の効果を推計するにはどのような方法が望ましいのか、これが今後の分析の課題である。

参 考 文 献

- [1] 浅子和美・坂本和典(1993)「政府資本の生産力効果」『フィナンシャル・レビュー』97-101 大蔵省財政金融研究所
- [2] 三井清・竹澤康子・河内繁(1995)「公共投資のクラウドイング・イン効果と厚生分析」三井清・太田清編 郵政研究所研究叢書『社会資本の生産性と公的金融』第4章67-93
- [3] 吉野直行・中野英夫(1994)「首都圏の公共投資配分」八田達男編『東京一極集中の経済分析』第6章, 161-186, 日本経済新聞社
- [4] 吉野直行・中野英夫(1994)「地域別公共資本の生産拡大効果」『住宅土地経済』No.13 24-30 (財)日本住宅総合センター
- [5] 吉野直行・吉田祐幸(1988)「公共投資の地方への配分の実証分析」『ESP』42-47
- [6] Aschauer D. (1989) "Is Public Expenditure Productive?" *Journal of Monetary Economics* (23) 177-200
- [7] Costa J. D. Ellson R. W and Martin R. C (1987) "Public Capital Regional Output and Development" *Journal of Regional Science* (27) 419-437
- [8] Greene, W., (1986) *Econometric Analysis*. New York: Macmillan
- [9] Hsiao, C., (1986) *Analysis of Panel Data*. New York: Cambridge University Press
- [10] Hsiao C. Mountain C. D. and Tsui Y. K. (1989) "Modeling Ontario Regional Electricity System Demand Using a Mixed Fixed and Random Coefficients Approach" *Regional Science and Urban Economics* (19) 565-587
- [11] Lynde C. and Richmond J. (1992) "The Role of Public Capital in Production" *Review of Economics and Statistics* () 37-44

- [12] Merriman D (1990) “Public Capital and Regional Output” *Regional Science and Urban Economics* (20) 437—458
- [13] Mullen J. and Williams M. (1987) “Technical Progress in Urban Manufacturing: North - South Comparisons” *Journal of Urban Economics* (21) 194—208
- [14] Munnell H. A (1990) “How Does Public Infrastructure Affect Regional Economic Performance?” *New England Economic Review* Sept/Oct 11—31
- [15] Swamy, P. A. V. B., (1970) “Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Models,” *Econometrica* 38:311—23
- [16] 建設業務統計年報 建設省
- [17] 行政投資（各年報） 自治大臣官房地域政策室編
- [18] 労働力調査年報（各年報） 労働省
- [19] 国民経済計算年報（各年報） 経済企画庁
- [20] 国富調査 経済企画庁 昭和45年
- [21] 県民経済計算年報（各年報） 経済企画庁
- [22] 民間企業資本ストック（各年報） 経済企画庁
- [23] 日本の社会資本 経済企画庁総合計画局
- [24] 経済審議会地域経済部会検討資料集 経済企画庁総合計画局昭和38年