

社会資本の生産力効果：地域経済への影響分析*

大河原 透 山野 紀彦

要約

公的資本形成（これは国民経済計算勘定でいうところの公共投資であり、政府計画や一般的な公共投資とは厳密には異なる）がどのように行われるかは、短期的には需要創出や国民経済の浮揚に大きな影響を持つという意味で重要である。この短期的な影響のみならず社会的共通資本として経済活動を支えるインフラストラクチャー機能を獲得し、国民経済の長期的発展に深く寄与することになる。

本研究ノートでは、社会資本の地域性に着目し、社会資本が地域の生産活動にどのように貢献しているかを分析する。このため当所で開発した地域経済データを用い、都道府県の総生産関数を推定することで、社会資本の生産力効果を計測し、あわせて公共投資の地域配分などの政策インプリケーションについても検討する。

1. はじめに

社会資本が地域経済の発展に何らかの貢献を行っていることは自明である。だからこそ、地方自治体は高速道路や新幹線などの建設促進運動に躍起となるのである。それは単に建設業などへの短期的な波及効果を狙ってのことではない。まさに、地域の発展に向けての基盤整備を求めてである。

1994年には公共投資整備10ヶ年計画（「公共投資基本計画」）が策定され、約630兆円の公共投資が1995年から向こう10年間に行われる予定である。このように巨額の公共投資が行なわれようとしている中で、これまでの公共投資が地域経済に与えてきた影響を分析し、今後の公共投資のあり方を展望することは重要な課題となる。

だが、日本の地域データを用いて社会資本の生産効果を示すことは、必ずしも容易ではない。地方政府が行う公共投資はその経済規模にほぼ比例するが、中央政府の公共投資は、地域格差の是正も念頭に置いて配分を行うため、どちらかという経済活動の集積がみられない地

域に手厚く配分されている。結果として経済集積の少ない地域で社会資本が相対的に豊富に存在し、社会資本の生産効果を計測しようとしても、その効果を正しく測定できないという事態にしばしば直面する。

本研究の目的は、地域総生産に対する社会資本の貢献を実証的に明らかにすることである。このため、都道府県別の総生産関数を推定し、県内総生産額と社会資本の間に経済学的な観点から意味のある関係を見いだす。さらに、地域経済のパフォーマンスを示す指標として全要素生産性（TFP）を定義し、社会資本の蓄積と関連づける。

本研究ノートの構成は以下の通りである。第二章では、経済企画庁で行われた浅子他(1994)を紹介した後で、この分析で用いた地域経済データの特性を述べる。公表された地域経済データは少なく、どのようなデータを用い分析するかが重要になる。そこで、本研究で用いたデー

* この研究ノートは浅子他（1994）の業績に触発され研究に着手したものである。とりまとめの段階では、編集委員および匿名の2名の外部査読者からは数々のご助言をいただいた。ここに深く感謝の意を表したい。

タを浅子他のデータと対比し、分析に先立ちその特徴を明らかにしておく。次に、社会資本の項を含んだ生産関数の候補式をいくつか提示した後に、その推定結果を示す。この推定された結果をもとに各生産要素の限界生産力を導出し、社会資本の生産力や今後の社会資本整備のあり方について述べる。

第三章では全要素生産性 (TFP) を総生産額、就業者、民間資本から定義し、社会資本ストックと関連づける。これによると社会資本は、一般的な生産要素である民間資本と就業者だけでは説明のつかない生産性の向上に寄与しているといえる。最後の章で結果を要約し、この分野における今後の研究課題について述べる。

2. 社会資本の生産力：地域総生産関数によるアプローチ

2.1 先行研究の紹介：浅子他 (1994) を例にして

近年、社会資本がどのように地域経済に寄与してきたかを解明するための研究が精力的に行われている。例えば、日本では [吉野・中野 (1994), 郵政省郵政研究所 (三井・竹澤・河内 (1995), 太田 (1995))], 米国では [連邦準備銀行 (Duffy-Deno and Eberts (1991)), Munnell (1990), Holtz-Eakin and Schwatz (1995)] などがある。また、マクロ的な研究であるが OECD 諸国の 11 ヶ国を対象にして、社会資本ストックと全要素生産性の関連を計測した Ford and Poret (1991) もある。

日本の研究では、浅子他「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』No. 135 94年4月, 以下浅子他) は、経済企画庁経済研究所を舞台に行われたこともあり、代表的な先行研究になっていくとおもわれる。このため以下では浅子他 (1994) の研究成果を紹介する。

浅子他はさまざまな関数型を用い、都道府県

別総生産関数の推定を行っているが、その代表的なものは、たとえば

$$\log Y = \log C + \alpha \log E + \beta \log K + \gamma \log G, \quad \dots (A)$$

ただし Y =総生産額, E =就業者数, K =民間資本, G =社会資本, C =定数。

浅子他は (A) をまず、1975年から1988年の42県別 (秋田, 大阪, 徳島, 大分, 沖縄はデータの欠損のため除外) に推定している。山形, 千葉, 熊本, 青森, 茨城, 栃木, 福井以外の35県では, $\alpha + \beta + \gamma = 1$ の帰無仮説 (つまり社会資本は対価のいらない生産要素であるものとする) が統計的に支持され3つのパラメータは正の値として推定されているが、それらの分散は大きい¹⁾。

このため、各県で共通の生産構造があると仮定し、42都道府県のデータを14年間プールし、(A)あるいは(A)に一次同次制約を導入した式を推定している。その結果は浅子他 (1994) の表 II-3 および表 II-4 で示されている。

この推計結果を、浅子は「コブ・ダグラス型生産関数を前提したとき、係数間制約を課した上で1975-88年度についてプールした基本型においては、社会資本の生産面での貢献部分を反映する係数パラメータ γ は0.1を若干上回る水準に推定された」と要約している。さらにこの社会資本の生産貢献についてマクロ経済で観測されてきたものと対比し、「マクロの時系列データを用いた同種の研究によれば、この推計値は我が国の場合おおむね0.3前後となっている。マクロ時系列データよりもクロスセクション・データの利用によって係数パラメータの値が小さく推計される傾向は、米国でも存在することが指摘されている (Munnell (1990))。クロスセクション・データでは、さまざまな地理

1) たとえば民間資本生産弾力性 (愛媛県の0.003から千葉県の0.596), 社会資本生産弾力性 (鳥取県の0.011から愛知県の0.633), 事後的に計算される労働生産弾力性 (千葉の0.147から山形県の0.720) など。

的・地勢的環境下にある都道府県が同列に扱われ、生産技術の違いが十分考慮されない可能性がある。また、道路・港湾・空港から農業基盤、生活基盤へと社会資本に様々な種類があり、その内容は都道府県別に異なる。こうした異質性の存在が、クロスセクション・データを用いた場合、社会資本の生産力効果を過少評価してしまう可能性がある。実際、都道府県別ダミーを導入すると、社会資本の係数パラメータは0.26と大幅に増大し、マクロの推定値に近づくことが認められた」と述べている。

このように、浅子他はその基本型において社会資本の生産弾力性が0.1を若干上回ることを計測し、社会資本が地域の生産に貢献していることを実証的に明らかにした。この研究は確かに先駆的な業績の一つとして残ることになるだろうが、ここでは浅子他が用いたデータには、いくばくかの疑問点が存在し、それが推定結果にある種のバイアスをもたらしている可能性を提起したい。

2.2 地域経済データ

実証分析の多くは、データの性質に依存するといっても過言ではない。そこで、ここでは浅子データをわれわれのデータ（以下では電中研データと呼ぶ）と対比し、民間資本、社会資本、就業者数、総生産額の特徴をみる。

両者の間に決定的な差異があるのは、電中研データは、実質価格データの基準年を1985年

に統一しているのに対し、浅子データは1980年と1985年の両方を用いている点である。表1で*が付けられているものは、1980年価格表示のデータである。浅子他は異なった基準を持つ実質値が混在するデータセットをもとに生産関数の推定を行っているが、その意味は限定的なものにならざるを得ない。

(1) 民間資本ストック (K)

浅子データでは、経済企画庁の民間資本ストック統計の総資本ストックデータを、工業統計の製造業の有形固定資本額のシェアで各県に配分することで推計している。これに対し電中研では、全く異なった推計法を用いている。まず、経済企画庁の民間資本ストック統計の製造業15種別の投資を、工業統計での対応する業種の有形固定資産取得額のシェアで各県に配分して、各県の製造業の投資額を推計している。そして、別途推計された1970年のベンチマークとなる資本ストックを出発点として、各年の除却額も考慮し、ストックの推計を行っている。さらに、非製造業では農業とそれ以外の産業という粗い分類でしかないが、これらについても製造業と同様に投資額、ストック系列を推計している（製造業の資本ストックの推計法は大河原・松浦・中馬（1985）で示したものである）。

図1は北海道と東京都を例に取り、浅子データと電中研データを対比して、その性格の差異

表 1 浅子データと電中研データの比較表

	年	浅子		電中研		
		北海道	東京都	北海道	東京都	
(1) 民間資本 (兆円)	80	105.4	201.5	民間資本 (兆円)	152.6	386.8
	85	122.8	279.9		207.4	613.5
(2) 社会資本 (兆円)	80	160.6*	241.4*	社会資本 (兆円)	167.1	283.4
	85	217.8*	289.6*		226.9	338.2
(3) 就業者数 (千人)	80	2,684	7,317	就業者数 (千人)	2,598	7,303
	85	2,701	7,903		2,623	7,863
(4) 総支出額 (兆円)	80	107.3*	391.7*	総生産額 (兆円)	120.7	442.8
	85	111.9*	502.9*		127.3	575.8

*: 80年価格

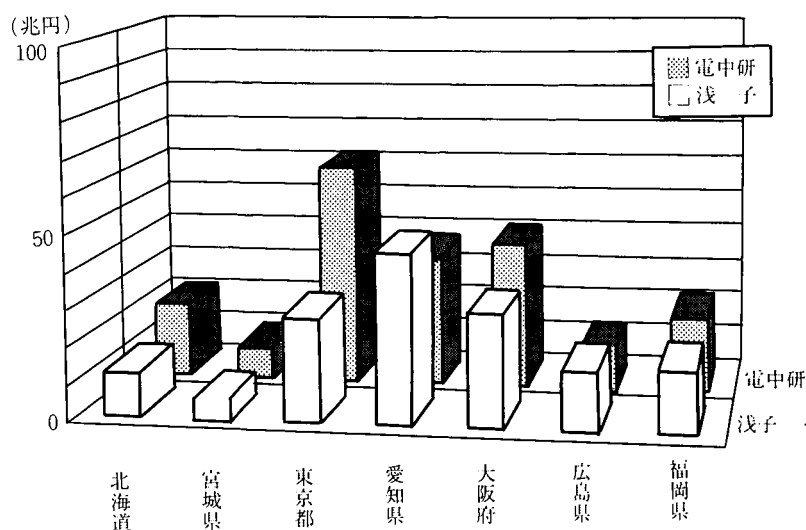


図 1 民間資本ストックデータの比較

をみている。1980年では、北海道と東京都の資本ストック額の倍率が浅子データでは2倍弱であるのに対し、電中研データでは2.5倍を越えている。

また、近年のマクロレベルでは、非製造業の資本ストックが製造業のストックを上回るにもかかわらず、浅子データでは、製造業のみが地域のストックの配分に反映されている。このため、浅子データで民間資本(K)が最大となるのは製造業の集積のみられる愛知県であり、神奈川県、大阪府、東京都と続く。これに対し、電中研データでは東京都に民間資本が最も多く存在し、以下、大阪府、愛知県、神奈川県と続く。

(2) 社会資本ストック(G)

電中研では、都道府県では1975年(9地域では1970年)以降を対象期間として、1970年の国富調査をベンチマークとし、ベンチマーク・イヤー法と改良パーペチュアル・インベントリー法を折衷した推計法を考案し、農林水産基盤、産業基盤、運輸・通信基盤、生活基盤の4目的別の社会資本ストックを推計している[大河原・松浦・中馬(1985)]。浅子他が電中研の推計法をほぼ完全な形で踏襲しながらも、表1にみられるよう社会資本ストックの推計値は電

中研のものを下回っている。これは浅子データでは実質値として1980年価格を用いていることによるものと思われる。これに対し、電中研では全て1985年価格で推計しており社会資本ストックでも同様である。したがって、物理的に同じだけの資本ストックが存在したとしても、浅子データは電中研のものよりも小さく表示されることになる。

(3) 就業者数(E)

浅子データが産業活動別のSNAベースの就業者を用い、そこではひとり二業種以上の兼業も含まれている。これに対し、電中研データ(その推計方式は大河原・上田(1986)で述べている)では、国勢調査ベースの従業地の就業者を用いており、国勢調査年以外で事業所統計、工業統計などの関連統計で補完推計を行って求めたものである。当然のことながら、ここではひとり一業種になっている。この就業者数の定義の違いにより、浅子データの就業者数は電中研よりも大きくなる傾向にある。ちなみに、北海道の1980年では前者が268.4万人に対し、後者では259.9万人となっている。

(4) 総生産額(Y)

浅子データの実質値の基準価格が1980年で

あるのに対し、電中研データでは1985年である。また、概念的にも浅子が総支出額のデータを用いているのに対し、電中研では総生産額を用いている。これらの差異は、県民経済計算に実質生産額のデータが存在しないことによる。浅子は三面等価の成立を仮定し、生産額を総支出で読み換えるのに対し、電中研は製造業を業種分割することも含めSNA産業中現類に対応する名目の付加価値額を作成し、それをSNAの産業別の付加価値デフレーターで実質化し、集計することで総生産額を推計している。

このように、浅子データと電中研データでは性質が大きく異なる。電中研データは要望に応じ限定的に大学や官公庁などに提供してきた。これに対し、浅子データは経済企画庁経済研究所で推計され、現時点ではパブリック・ドメインにある参照可能な数少ないものの一つである。だが、浅子データの使用に際しては、ここで述べたような性格に十分に注意する必要がある。また、浅子他が提示している推計結果についてもある種のバイアスをもたらしている可能性を提起したい。

2.3 総生産関数の推定

浅子他も述べているように、都道府県別に社会資本を導入した総生産関数を推定しても、得られるパラメータには極めて大きなばらつきが生じる。これは、電中研データを用いた推定結果でも同様である。このため、ここでは都道府県別の時系列データではなく、1976年から1991年のクロスセクション・データをもとに総生産関数の推定を行う。この分析では、社会資本の隣接県へのスピルオーバー効果については考慮しない。

推定にあたっては、コブ・ダグラス型の総生産関数を仮定し、県内総生産額は民間資本ストック、従業員ベースの就業者、社会資本ストックで説明されるものとし、次に示す関数型を用いた。

推定式

- (1) $Y = AK^\alpha E^\beta G^\gamma$, $0 < \alpha < 1$, $0 < \beta < 1$, $0 < \gamma < 1$
- (2) $Y = AK^\alpha E^\beta G^\gamma$, $\alpha + \beta + \gamma = 1$
- (3) $Y = AK^{a+\gamma \ln G} E^\beta$
- (4) $Y = AK^{a+\gamma \ln G} E^\beta$, $\alpha + \beta = 1$
- (5) $Y = AK^\alpha E^{\beta+\gamma \ln G}$, $\alpha + \beta = 1$
- (6) $Y = AK^{a+\gamma \ln G} E^{\beta+\gamma \ln G}$, $\alpha + \beta = 1$

(1)は係数制約を置かないコブ・ダグラス型生産関数であり、(2)は民間資本ストック、就業者、社会資本ストックに一次同次制約を導入したものである。(3)は民間資本、就業者に関してコブ・ダグラス型をとるが、民間資本の限界生産力が社会資本の存在により、上にシフトすることを仮定したものである。(4)は(3)の特殊ケースで、民間資本と就業者の間に一次同次の関係を前提にした関数型である。この関数そのものは一次同次ではなく、 $(1 + \gamma \ln G)$ 同次になり規模の経済性が存在する。(5)は就業者と民間資本について(4)と対称な関数である。つまり、社会資本の存在により就業者のパラメータが上にシフトし、就業者と民間資本に一次同次の関係を前提にした関数型である。さらに(6)は、社会資本の存在により、民間資本の限界生産力も、就業者の限界生産力もともに上にシフトすると仮定したものである。推定結果は次ページのとおりである。

当然のことであるが、パラメータ α , β , γ は $(0, 1)$ の区間に入るように推定されなくてはならない。ところが、90年のクロスセクション・データを用いた推定結果では、社会資本ストックのパラメータは関数型(4), (5)以外では全て負として推定された。これは他の年でも同様であり、経済活動が活発な地域では、社会資本ストックが相対的に少ししか存在しないことが、社会資本の負のパラメータに反映されている。

一方、(4)あるいは(5)では、全てのパラメ

表 2 推定結果

年	A	α	γ	$\gamma_{01}(\times 100)$	$\gamma_{13}(\times 100)$
1976	0.5242	0.2227	0.003746	-0.0369	0.1035
1977	0.5383	0.2074	0.003908	-0.0306	0.1011
1978	0.5732	0.2208	0.003621	-0.0384	0.0980
1979	0.5270	0.2685	0.003615	-0.0256	0.0952
1980	0.4660	0.2840	0.004019	-0.0499	0.0794
1981	0.4088	0.2819	1.004413	-0.0769	0.0798
1982	0.3940	0.2981	1.004282	-0.0719	0.0856
1983	0.3762	0.2934	1.004510	-0.0984	0.0815
1984	0.4040	0.2829	1.004574	-0.1034	0.0792
1985	0.2999	0.3243	1.004691	-0.1091	0.0789
1986	0.2896	0.3310	0.004504	-0.0948	0.0988
1987	0.2636	0.3541	0.004469	-0.0854	0.0988
1988	0.1891	0.4026	0.004431	-0.0853	0.0935
1989	0.1504	0.4333	0.004296	-0.0853	0.0934
1990	0.1469	0.4421	0.004303	-0.0849	0.0728
1991	0.0409	0.4877	0.004131	-0.0724	0.0513

したがって、関数型(7)をもって推定された生産関数とする。

表2では、1976年までの47都道府県クロスセクションデータに基づく関数型(7)のパラメータの推定値を示した。民間資本の限界生産力に係わるパラメータ α は一貫して上昇傾向にあるが、社会資本の限界生産力に係わるパラメータ γ は80年代においては、ほぼ0.0044を中心分布していることなどが読み取れる。

表 3 民間資本限界生産力の推移 (MPK)

MPK	北海道	宮城県	東京都	愛知県	大阪府	広島県	福岡県
1976	0.220	0.222	0.343	0.177	0.221	0.196	0.190
1977	0.204	0.202	0.312	0.163	0.203	0.182	0.175
1978	0.206	0.206	0.310	0.168	0.206	0.190	0.180
1979	0.249	0.239	0.357	0.201	0.246	0.231	0.211
1980	0.252	0.243	0.367	0.211	0.268	0.241	0.224
1981	0.236	0.235	0.361	0.209	0.261	0.234	0.217
1982	0.241	0.242	0.363	0.212	0.265	0.238	0.219
1983	0.225	0.234	0.353	0.206	0.256	0.232	0.208
1984	0.215	0.219	0.332	0.194	0.245	0.222	0.194
1985	0.225	0.226	0.345	0.211	0.258	0.233	0.207
1986	0.221	0.217	0.336	0.200	0.246	0.226	0.200
1987	0.236	0.221	0.342	0.213	0.253	0.234	0.207
1988	0.269	0.244	0.376	0.242	0.287	0.271	0.237
1989	0.284	0.257	0.387	0.254	0.303	0.288	0.247
1990	0.290	0.257	0.372	0.252	0.298	0.289	0.251
1991	0.309	0.269	0.367	0.263	0.309	0.302	0.264

2.4 各生産要素の限界生産力

北海道と東京都の民間資本ストックと社会資本ストックのクロス項にダミー変数を導入した(7)式では、各生産要素の限界生産力は(8)、(9)、(10)のように定義される。このときダミー変数の導入により γ が北海道では下に、東京都では上にシフトする。

$$MPK = \frac{\partial Y}{\partial K} = (\alpha + \gamma \ln G) \frac{Y}{K} \dots\dots(8)$$

$$MPE = \frac{\partial Y}{\partial E} = (1 - \alpha) \frac{Y}{E} \dots\dots\dots(9)$$

$$MPG = \frac{\partial Y}{\partial G} = \gamma \ln K \frac{Y}{G} \dots\dots\dots(10)$$

α と γ の条件から、民間資本ストックの限界生産力(MPK)、就業者の限界生産力(MPE)、社会資本の限界生産力(MPG)は全ての都道府県で、また全ての観測期間で正の値を持つことになる。つまり、われわれの推定結果では、社会資本ストックはどの県においても、総生産を高める方向に機能していることが実証的に明らかにされた。

北海道、宮城県、東京都、愛知県、大阪府、広島県、福岡県を例にとり、時系列データで各生産要素の限界生産力を示したのが表3、表4、表5および図2、図3、図4である。

民間資本の限界生産力

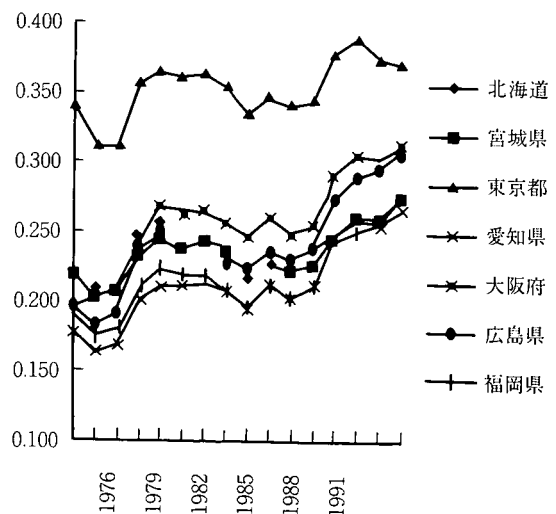


図 2 限界生産力の推移 (MPK)

民間資本の限界生産力 (MPK) は各県ともち 1978 年に上昇し、80 年代中盤まで横ばい、1984 年で低下し数年間横ばいの後、1987 年以降で上昇に転ずるとい傾向がみられる。また、この観測期間では、6 県間で MPK に大きな順位変動はなく、東京都が最も大きく、愛知県は最も小さい。これは、生産・資本比率 (Y/K) が東京都で一貫して高く、愛知県で低いことに依存する部分が多い。愛知県では製造業の集積がみられ、総生産額に対し民間資本が相対的に豊富に存在する。このため、クロスセクションの分析では、資本の限界生産効率が低下することになる。

これに対し、就業者の限界生産力 (MPE) は 1976 年から 80 年代中盤まで上昇し、80 年代中盤以降で伸び率が低下するか横ばいになり、1991 年に急落する傾向が各県でみられる。いわゆるバブル経済の崩壊を受け、1991 年には生産額が停滞ないしは低下するが、これに対応する雇用調整が十分に行われなかった。これを反映しての MPE の急落である。

MPE が最も大きいのは東京都で、80 年代後半では 500 万円/人を越えている。第 2 グループ

に愛知県、大阪府が入り、広島県と福岡県が第 3 グループに、北海道と宮城県が第 4 グループになる。グループ中では順位変動はあるが、グループを構成する県に変化はない。これはまさに生産・就業者比率 (Y/E : 平均労働生産性) の差に依存している。 (Y/K) が小さかった愛知県では、 (Y/E) は大阪府とほぼ肩を並べるほど大きく、これにより愛知県は第 2 グループに位置づけられる。

社会資本の限界生産力 (MPG) は、東京都、愛知県、大阪府では 1978 年から上昇し、愛知県と大阪府は 1986 年以降では、ほぼ横ばい傾向になるが、東京都では 1986 年以降も堅調に増加する。一方、北海道、宮城県、広島県、福岡県では 1976 年以降ほぼ一貫して、横ばいないし低下傾向にある。つまり、 MPG は、東京都、大阪府、愛知県の水準が高いのに対し、北海道、宮城県、広島県、福岡県では水準がひくく、しかも横ばいないしは減少傾向にある。特に北海道ではその水準が低い。このため、1976 年と 1991 年を比較すれば MPG の格差は拡大している。なお 1976 年では東京都、大阪府、愛知県の MPG と大差がなかった福岡県の

表 4 就業者限界生産力の推移 (MPE)

MPE	北海道	宮城県	東京都	愛知県	大阪府	広島県	福岡県
1976	3.152	3.024	4.126	3.628	3.706	3.429	3.493
1977	3.366	3.200	4.399	3.817	3.907	3.597	3.704
1978	3.367	3.300	4.432	3.867	3.909	3.630	3.782
1979	3.411	3.277	4.375	3.830	3.920	3.590	3.680
1980	3.402	3.244	4.442	3.946	4.163	3.638	3.770
1981	3.351	3.301	4.624	4.133	4.236	3.699	3.795
1982	3.349	3.367	4.646	4.116	4.235	3.638	3.758
1983	3.329	3.510	4.834	4.233	4.347	3.704	3.833
1984	3.472	3.686	5.124	4.405	4.602	3.921	3.973
1985	3.375	3.589	5.093	4.427	4.496	3.811	3.928
1986	3.388	3.570	5.241	4.343	4.428	3.811	3.885
1987	3.468	3.572	5.384	4.468	4.453	3.818	3.895
1988	3.333	3.397	5.278	4.358	4.348	3.777	3.818
1989	3.325	3.384	5.284	4.334	4.358	3.762	3.704
1990	3.306	3.476	5.326	4.457	4.428	3.950	3.837
1991	3.067	3.202	4.789	4.182	4.121	3.661	3.538

就業者の限界生産力

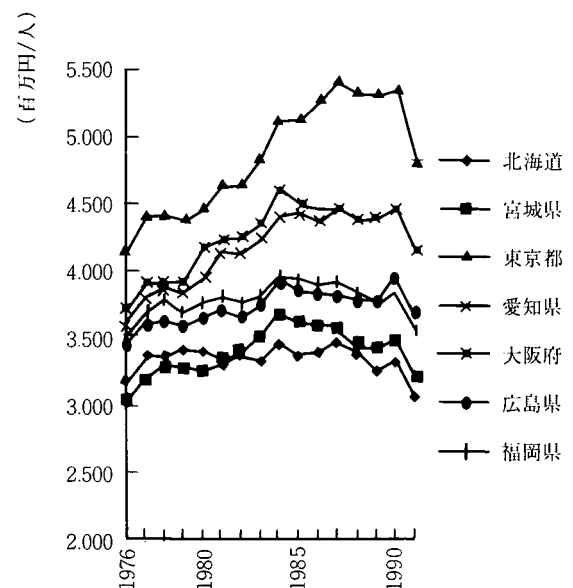


図 3 限界生産力の推移 (MPE)

MPG は低下傾向にあり、他の 3 県と異なった動きを示すのは興味深い。

以下では MPG の差異をもたらしている要因について分析してみよう。MPG の大きさを支配するものはパラメータ γ , $\ln(K)$, Y/G である。パラメータ γ は北海道と東京都でダミーの分だけそれぞれ各県より若干小さい（北海道）あるいは大きい（東京都）。つまり、各年で γ は異なる値をとるが、各地域では基本的に共通である。 γ の動きを時系列でみれば、1978 年、1979 年で 0.0036 をやや上回る程度の値をとり、これが観測期間内で最小の値となる。80 年代ではやや上昇し、0.0044 を中心に分布する。トレンドとしては γ は 80 年代前半に上昇し、1985 年で最大値 0.0047 をとった後、やや低下し、1991 年で急落し、0.0041 となる。 $\ln(K)$ の水準は、観測期間内で最も小さい 1976 年の宮城県で 15.22、最も大きい東京都の 1991 年で 18.53 であり、大きなばらつきはみられない。 $\ln(K)$ は観測期間内で各県とも単調に増加するが、最も増加率が大きい東京都でも 15 年間で 8% ほどの増加であり、増加率の小さい北海道で 5% である。

表 5 社会資本限界生産力の推移 (MPG)

MPG	北海道	宮城県	東京都	愛知県	大阪府	広島県	福岡県
1976	0.039	0.055	0.081	0.079	0.084	0.063	0.075
1977	0.040	0.054	0.083	0.080	0.085	0.063	0.075
1978	0.035	0.048	0.075	0.073	0.077	0.056	0.068
1979	0.036	0.047	0.076	0.073	0.078	0.055	0.066
1980	0.038	0.050	0.086	0.082	0.090	0.059	0.072
1981	0.038	0.053	0.096	0.091	0.097	0.062	0.075
1982	0.036	0.050	0.093	0.087	0.093	0.057	0.069
1983	0.035	0.052	0.099	0.091	0.097	0.059	0.070
1984	0.034	0.052	0.103	0.092	0.099	0.059	0.069
1985	0.035	0.054	0.112	0.098	0.104	0.060	0.072
1986	0.032	0.051	0.111	0.092	0.097	0.057	0.067
1987	0.032	0.051	0.118	0.096	0.098	0.056	0.067
1988	0.032	0.050	0.124	0.100	0.101	0.058	0.069
1989	0.031	0.049	0.126	0.100	0.101	0.058	0.067
1990	0.031	0.050	0.129	0.103	0.102	0.059	0.070
1991	0.030	0.048	0.120	0.101	0.098	0.056	0.067

このように、MPG に県間の差異をもたらす要因として、 γ と $\ln(K)$ の影響は小さい。したがって、 Y/G の差異が大きく影響していると結論づけられる。たとえば、1976 年で東京都の MPG は北海道との対比では 2.07 倍となっているが、同年の Y/G の比率は 1.97 となっており、 Y/G が MPG に差を生じさせているのがわかる。また、1976 年以降の東京都、大阪府、愛知県、福岡県の MPG の推移をみると、1976 年で Y/G の大きさは 4 県とも 1.6 前後で似通った値を取っていたが、1976 年以降の福岡県では Y/G が傾向的に低下している。これに対し、東京都では 80 年代に Y/G が増加、愛知県、大阪府では観測期間内で、ほぼ横ばいであった。これらが 4 県の MPG の推移に差をもたらしている。また、北海道の MPG が傾向的に小さくしかも低下傾向にあるのは、 γ が 1 割り程度小さいことも効いているが、やはり Y/G が小さく低下傾向にあることが原因となっている。

ここで行ったクロスセクション・データに基づく社会資本を導入した総生産関数による分析では、社会資本の限界生産力に影響を及ぼし

社会資本の限界生産力

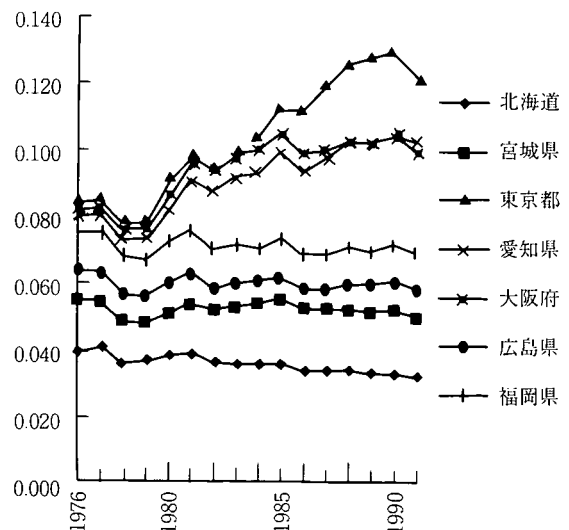


図 4 限界生産力の推移 (MPG)

ている最大の要因は総生産額・社会資本比率 (Y/G) に求められる。東京都、愛知県、大阪府などでは、総生産額に対して社会資本が相対的に少ししか蓄積されていないため、限界的に追加される社会資本が生産に対して大きく貢献する。それに対し、北海道のように、総生産額に対して社会資本が相対的に多く蓄積している地域では、限界的に追加される社会資本は総生産額に対してポジティブな貢献はするものの、大きな効果をもたらさない。また、1976年では東京都と北海道の限界生産力の格差が2倍程度であったものが、近年ではその効果に3倍程度の格差がみられるようになっている。したがって、公共投資の効率性から判断すれば、社会資本の限界生産力の高い東京都、大阪府など巨大都市を抱える地域に重点的に投資を行うことが望ましい。

同様の結論は電中研で開発した全国9地域計量経済モデルによるシミュレーション分析でも確認されている³⁾。そこでは、日本全体の公共投資額を一定にし、関東、関西などに重点的に投資した地域配分に変更したときに、日本全体の総生産額が増大するとの結論を得ている。ただし、日本全体としての経済成長の追求と地域経済格差の是正という2つの政策目標はとかく背反しがちであり、国民経済全体の視点から公共投資の地域配分政策論として議論するときには、単に「効率」の基準のみから判断するのは適切ではないだろう。

この各要素の限界生産力の比較では、 MPK が MPG を大きく上回っていることを実証的に明らかにすることができた。直接生産に関与する民間資本の限界生産力が間接的に生産に寄与する社会資本の限界生産力を上回るのは自明であるが、量的にはこの構造にも各県間で差がある。たとえば東京都では、 MPK が70年代後半で4倍以上、80年代後半で3倍近く MPG を上回る。また東京都の対極にある北海道で

は、 MPK が MPG を70年代後半で5倍程度上回っていたのが、80年代後半では10倍程度上回る。北海道と東京都において大きな差が出現するのは、北海道の MPG が小さく、その一方で東京都の MPK が大きいことに求められる。

3. 全要素生産性と社会資本ストック

Aschauer (1989), Ford and Poret (1991) などは社会資本ストックの生産性への貢献を明らかにするため、生産関数を推定し、全要素生産性 (Total Factor Productivity; TFP) と社会資本との関係を計測している。

Aschauer (1989) の計測は基本的に次の手順である。はじめに、

$$\log Q = a + b \log G + c \log PIN \dots (B)$$

ただし Q = 民間部門総生産額, G = 社会資本, PIN = 民間部門合成投入, という生産関数を仮定する。このとき、

$$\begin{aligned} TFP &= \log Q - \log PIN \\ &= a + b \log G + (c-1) \log PIN \end{aligned}$$

という定義が成立する。ここで、民間部門の投入要素に一次同次の関係が存在するのであれば、 $c=1$ が成立するので、

$$TFP = a + b \log G \dots \dots (C)$$

となる。これが TFP と社会資本の基本的な関係式になる⁴⁾。ここでは、県内の総生産に直接寄与するものとして、民間資本ストックと就業者を位置づけ、総生産の増大を2つの生産要素に分解し、それでも説明しきれない部分としての全要素生産性 (TFP) を次のように定義する。(C) 式の右辺のデータである。

3) たとえば、大河原・松川・小野島 (1990), 大河原・増矢 (1990) で行ったシミュレーション分析を参照のこと。

4) Aschauer (1989) は日本、西ドイツ、フランス、イタリア、イギリス、カナダ、米国の1973年から1985年のデータを使い、各国の TFP と社会資本の関係を分析している。この各国比較では、日本の高い TFP と社会資本整備とは高い相関があることを実証的に示している。

$$TFP = \ln \frac{GRP}{GRP_{-1}} - \left[Sk \ln \frac{K}{K_{-1}} + Se \ln \frac{E}{E_{-1}} \right]$$

ただし、 GRP =県内総生産、 K =民間資本ストック、 E =就業者、 VW =雇用者所得、 VR =県民所得、 $Se = \frac{1}{2} \{VW/VR + (VW/VR)_{-1}\}$ 、 $Sk = 1 - Se$ 。

表 6 成長率と TFP (全国, 北海道, 東京)

全国	総生産 成長率	民間資本 成長率	就業者 成長率	TFP 0	社会資本 成長率
1977	3.556	6.795	0.294	1.165	7.879
1978	4.358	5.840	0.956	1.756	8.636
1979	7.516	6.764	1.758	3.907	7.935
1980	5.493	6.652	1.291	2.397	7.122
1981	3.478	6.503	1.867	0.113	6.922
1982	2.532	5.850	0.446	0.409	6.097
1983	3.377	5.690	0.897	0.994	5.747
1984	4.249	6.157	0.427	2.003	4.969
1985	5.021	12.098	0.673	0.805	4.362
1986	1.466	6.299	0.784	-1.029	4.390
1987	6.440	7.895	1.075	3.057	4.389
1988	6.995	5.842	1.807	3.626	4.097
1989	5.556	7.158	1.148	2.273	3.874
1990	5.328	7.357	0.524	2.409	3.766
1991	1.861	7.362	1.575	-1.557	3.720

北海道	総生産 成長率	民間資本 成長率	就業者 成長率	TFP 01	社会資本 成長率
1977	5.308	7.677	0.552	2.403	7.932
1978	3.180	6.448	1.410	0.131	9.306
1979	9.846	7.989	1.983	5.524	8.892
1980	2.292	7.219	0.710	-0.525	8.018
1981	-0.704	6.594	1.294	-3.661	7.277
1982	2.471	5.328	0.235	0.649	6.811
1983	-1.553	4.519	-0.182	-2.804	6.688
1984	2.396	4.174	-0.346	1.331	5.606
1985	2.827	11.103	-0.054	-0.529	5.155
1986	1.089	3.913	-0.343	0.089	4.894
1987	6.275	5.787	0.431	3.974	5.615
1988	4.240	2.406	0.730	2.870	4.669
1989	2.959	3.739	0.898	1.063	3.858
1990	4.291	3.982	0.595	2.470	3.567
1991	2.015	4.564	1.259	-0.322	3.525

東京都	総生産 成長率	民間資本 成長率	就業者 成長率	TFP 13	社会資本 成長率
1977	4.672	9.052	0.131	1.669	6.673
1978	3.295	8.250	0.760	0.120	6.063
1979	5.754	9.084	0.781	2.182	5.147
1980	4.847	8.318	1.396	1.151	4.063
1981	6.046	8.342	2.363	1.673	4.670
1982	3.852	8.092	1.026	0.635	3.904
1983	5.274	7.560	1.976	1.536	3.614
1984	5.067	8.172	0.619	2.067	2.830
1985	6.747	16.095	1.469	0.783	2.027
1986	4.930	9.128	0.932	1.387	2.204
1987	7.728	12.226	1.414	2.759	1.921
1988	7.856	9.922	2.190	2.942	2.440
1989	7.007	10.714	1.658	2.183	2.928
1990	4.366	10.456	2.078	-0.494	2.868
1991	-0.607	9.901	1.780	-4.921	2.991

このように、TFP は総生産額の増加率から 2つの生産要素の増加率を、それぞれ分配所得の割合でウェイトつけたものを差し引いたものである。つまり TFP は民間資本と就業者以外の生産への貢献分を表しており、それゆえ全要素生産性と呼ばれている。通常は、技術進歩などの貢献部分として解釈されることが多い。前節では、社会資本が生産に明示的に貢献する

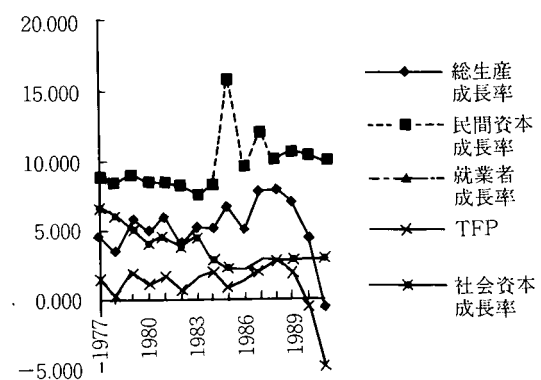
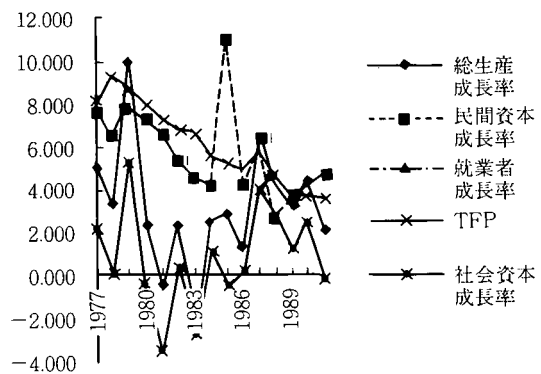
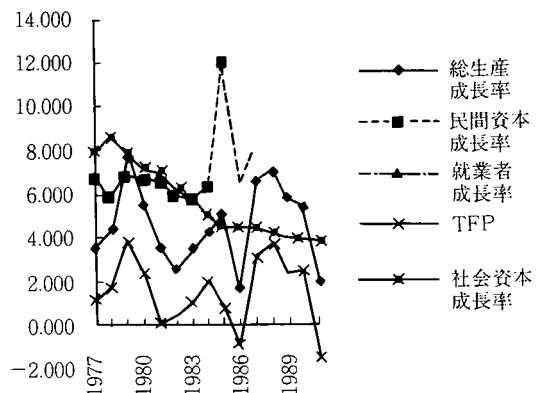


図 5 成長率と TFP

部分を計測したが、ここでは TFP に対して社会資本がどのように影響しているかを明らかにするため、単純最小自乗回帰モデルで (C) 式を計測する。

以下では、全国、北海道、東京都を例にとり議論を進めるが、はじめにデータを表 6 と図 5 で示す。ここで全国は全都道府県を集計して推計したものである。なお、1985年に、NTT、JR などの民営化が行われたため、民間資本の成長率は各地域とも大きく増大している。これに対し、社会資本は、1986 年以降では NTT、JR の投資額を民間に移行しているが、ストックレベルでの調整は行っていないので、社会資本の変化率としては表れていない⁵⁾。

都道府県別に、1977 年から 1991 年の 15 期間の TFP と社会資本ストックをもとに (C) 式を推定したが、推定結果を全国、北海道、東京都についてのみ示す。

推定結果 TFP と社会資本ストックの関係 (推定期間 1977-1991)

全 国

$$TFP_0 = -11.693 + 0.422E-07 G_0, \\ (-1.595) \quad (1.606) \\ R^2 = 0.095$$

北海道

$$TFP_{01} = -16.611 + 7.25E-07 G_{01}, \\ (-1.847) \quad (1.736) \\ R^2 = 0.118$$

東京都

$$TFP_{13} = -32.344 + 9.61E-07 G_{13}, \\ (-1.828) \quad (1.748) \\ R^2 = 0.120$$

ここで G は社会資本、() 内は t 値である。

この推定結果をみても明らかのように、各地域とも決定係数は極めて低く、TFP の動きは社会資本で説明しきれてはいない。だが、社会資本の推定パラメータの t 値をみても明らかのように、それはゼロとは有意に異なり、しかも正

の値を取っている。したがって、どの地域でも、TFP の変動を社会資本で説明できる部分は限られるが、社会資本は TFP を高めるものとして存在しているといえる。ここでも、社会資本の TFP への貢献分は北海道よりも東京都の方が大きいことが確認できる。

4. おわりに

本研究ノートでは、当所が開発した 70 年代中盤以降の都道府県データに基づき、社会資本ストックが民間社会資本ストックの限界生産力を高めているとの仮定を導入した総生産関数を推定することにより、社会資本ストックの生産力効果を計測した。

社会資本ストックの限界生産力は、東京都、愛知県、大阪府など経済集積が進んでいる地域で大きく、経済集積は少ないが公共投資が潤沢に行われてきた地域で小さいことが実証的に明らかになった。北海道で典型的にみられるように、総生産額に対して社会資本ストックが相対的に多く蓄積された地域では、限界的に追加される社会資本ストックは総生産額に対してポジティブな貢献はするが、東京都で出現しているほどの大きな生産効果をもたらさない。1976 年でも、北海道と東京都では社会資本の限界生産力の格差は 2 倍程度になっていたが、1991 年では 3 倍程度まで格差は拡大している。

公共投資の効率から判断すれば、社会資本ストックの限界生産力の高い東京都、大阪府など巨大都市を抱える地域に重点的に投資を行うことが望ましいとの結論に至る。これは、とかく地域配分が固定されがちであった公共投資のありかたに見直しを迫るものとなっている。

もっとも、公共投資の地域配分を政策論として議論するとき、「効率性」の基準のみならず、

5) その意味で、電中研の社会資本では公営企業の民営化に対応する調整がなされていないという欠陥があり、民営化に対応し新たな推計手法を開発すべき段階にきている。そして、実際に 95 年度には推計手法の改良に着手する予定である。

地域経済格差の是正ないしは地域間の所得再配分といった「公平性」の基準も忘れてはならないものである。このため、公共投資をどのように地域に配分していくかはまさに政治的・政策的論点となり、それゆえ地域配分が固定化される傾向にあった。

今後 10 年間に 630 兆円もの公共投資がなされようとしているが、折りからの平成不況のなかで需給ギャップを埋めるために公共投資追加による内需拡大を図るべきとの声も多い。経済浮揚策として公共投資を単に位置づけるのではなく、成熟化する日本を支える基盤としてどのような公共投資を行うかの視点が重要であるのは多言を要さない。これとともに、どの地域に公共投資を行っていくかという観点から、公共投資配分を見直すことも重要な課題である。

既に述べた点ではあるが、日本でも社会資本の生産力の計測に関する研究が近年盛んに行われるようになってきている。とはいえ、社会資本データはもとより、民間資本ストック、就業者、総生産などのデータは十分に整備されているとはいえない。地域経済データの拡充を図り、それを十分に活用して、社会資本の生産への貢献や公共投資の役割などに関する実証研究を充実させる必要がある。

本研究ノートは、民間の研究所で独自に推計した地域データに基づき、総生産関数アプローチにより、社会資本の生産面への貢献という効率基準から、社会資本の生産効果を計測したものであるが、今後の公共投資の地域配分を考える一つの判断材料になれば幸いである。

[参考文献]

- [1] Aschauer, D. A. (1989), "Is public Expenditure Productive?", *Journal of Monetary Economics*, 23, 177-200.
- [2] 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。
- [3] Duffy-Deno, Kevin T. and Randall W. Eberts (1995), "Public Infrastructure and Regional Economic Development: A Simultaneous Equations Approach," *Regional Science and Urban Economics*, 25, 131-151.
- [4] Ford, R. and P. Poret (1991), "Infrastructures and Private-sector Productivity", *OECD Economic Studies*, No. 17, Autumn 1991, 63-87.
- [5] Holtz-Eakin, Douglas and Amy Ellen Schwartz (1995), "Infrastructure in a structural model of economic growth," *Regional Science and Urban Economics* 25, 131-151.
- [6] 三井清・竹澤康子・川内繁 (1995), 「社会資本の地域間配分一生産関数と費用関数による推計一」, 郵政研究所『郵政研究レビュー』第 6 部。
- [7] Munnell, A. H. (1990), "How Does Public Infrastructure Affect Regional Economic Performance?," *New England Economics Review*, 90, 11-32.
- [8] 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」, 電力中央研究所報告, 585003。
- [9] 大河原透・上田廣 (1986), 「地域経済データの開発その 2—産業別就業者数の推計」, 電力中央研究所報告, 585007。
- [10] 大河原透・松川勇・小野島智子 (1990), 「地域経済の構造変化—電中研全国 9 地域計量経済モデルによる予測」, 『地域学経済』, 第 20 巻, 1990 年 12 月。
- [11] 大河原透・増矢学 (1990), 「90 年代の地域経済の展望と課題」, 『電力経済研究』, 第 29 号, 1990 年 6 月。
- [12] 太田清 (1995), 「社会資本整備とその生産力効果」, 郵政省郵政研究所研究発表会。
- [13] 吉野直行・中野英夫 (1994), 「首都圏への公共投資配分」, 八田達夫編「東京一極集中の経済分析」, 日本経済新聞社。

（おおかわら とおる
社会システムグループ
やまの のりひこ
社会システムグループ）