

事業別社会資本の生産力効果

李 紅 梅

要 旨

本論文運用日本 39 年間 (1961 年 ~ 1999 年) 46 个都道府县別 (除冲绳县以外) の事业別社会資本存货列盘数据, 并且按系列详细划分为 5 个期间来对事业別社会資本的生产力效果进行了实证分析。本文引用 Two-way 固定效果模式, Two-way 变量效果模式, Arellano and Bond (1991) GMM 模式, Blundell and Bond (1998) GMM 模式等以上四种分析手法来推定 Cobb-Douglas 型生产函数。

推定结果的大致倾向如下。通过列盘数据推定, (1) 国家直辖事业不具有生产力效果。(2) 国库补助事业在大部分期间位于有意水准, 显示了下降倾向。(3) 地方单独事业在所有的期间内位于高水准, 显示了上升倾向。根据以上的考察, 可以认为国库补助事业和地方单独事业对地域的生产具有高水准的贡献。

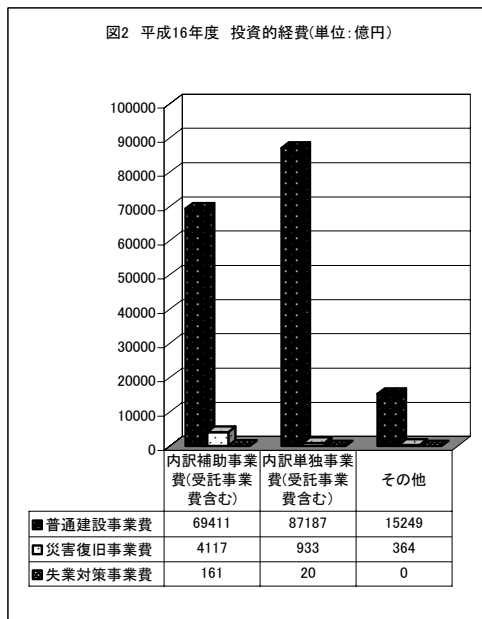
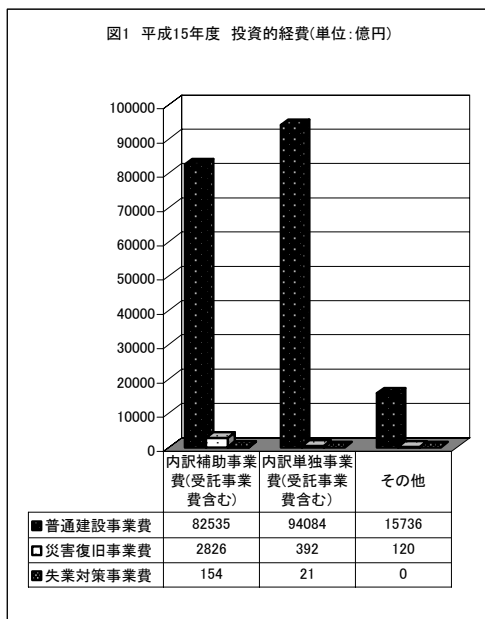
キーワード……社会資本生産性 ダイナミック・パネル分析 操作変数

一 . はじめに

国と地方の歳出削減によって公共事業が抑えられている。2006 年 12 月 24 日の臨時閣議で決定された 2007 年度予算案では、公共事業関係費は骨太方針 2006 で示した 5 年間の歳出削減計画 3% を上回る 3.5% 減を実現し 6 兆 9470 億円となっている。また地方 (県や市町村) 向けへの 06 年度当初予算の 5 兆 5000 億円以下に抑える方向で最終調整を行っている¹⁾。

このように近年の歳出削減においては公共事業関係費が主要なターゲットとされ、国库補助金の削減も同時平行された結果、地方自治体における国库補助事業は大幅な減少を続けている。図 1, 2 からわかるように補助事業費は平成 15 年度の 8 兆 2535 億円から平成 16 年度の 6 兆 9411 億円へと大幅に縮小されている。

事業別社会資本の生産力効果（李）

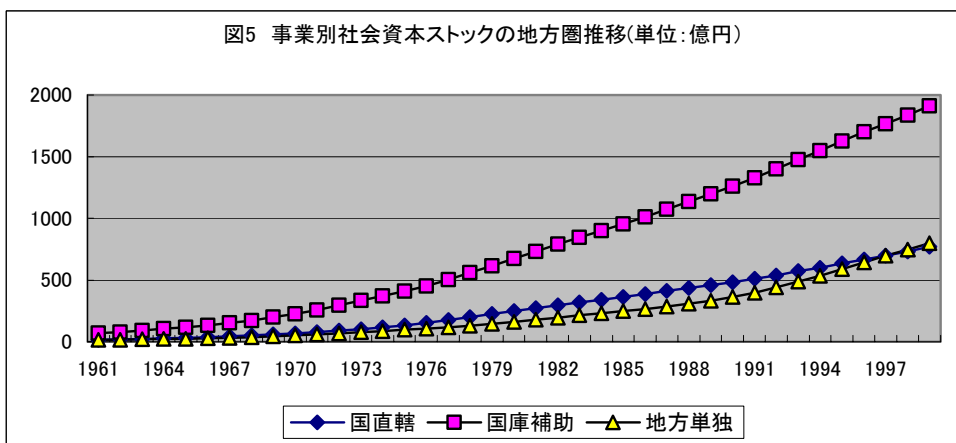
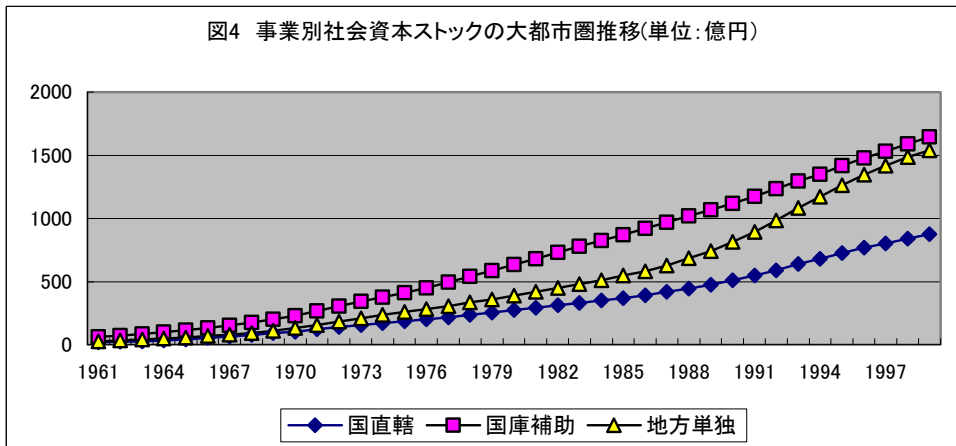
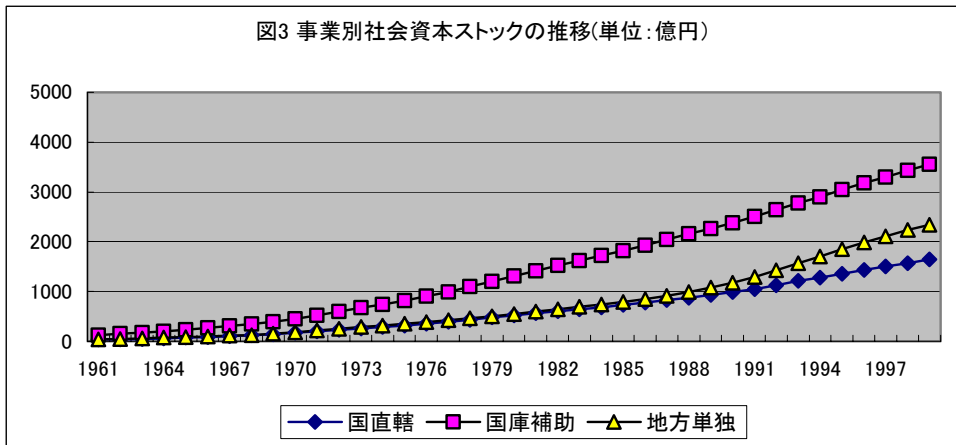


(注) 『地方財政統計年報』(平成15年度と平成16年度)の「1-3-5表 団体別・性質別歳出決算」より作成

しかし、このような補助事業の縮減は補助事業の生産性を客観的に確認した上でなされたわけではない。そこで本稿では、生産性分析を目的に構築したこの事業別社会資本ストックデータを用いて、それぞれの生産力効果を実証分析したい。なお、公共事業を国直轄事業・国庫補助事業・地方単独事業に区分して捉える生産性分析はこれまでにない新たな試みであり、先行研究にない知見が得られると考えられる²⁾。

本稿では李(2006)で構築した3事業別社会資本ストックを利用する。ここで、事業別社会資本ストックデータの特徴を振り返っておくと、その特徴は2点に要約することができる。第一に、事業別社会資本ストックの推移をみると、全体に占める割合は国庫補助事業がもっとも多く、国直轄事業と地方単独事業の水準はほぼ等しいことが分かる(図3)。第二に、大都市圏・地方圏別の推移をみると、地方単独事業は大都市圏で高く、国庫補助事業は地方圏で高いシェアを占めていることがわかる(図4,5)。よってもしよく言われるように補助事業の生産性が低く地方単独事業のそれが高いならば、地方社会資本の低生産性は、地方公共投資の多くが補助事業によってなされているためであるといえる。本稿では実証分析を通じてこの課題を検討したい。

本稿の構成は以下のとおりである。二章ではコブ・ダグラス生産関数を用いた4つのモデルを定式化し推定を試みる。三章では結論および今後の課題をまとめる。



(注)図3,4,5は季(2006)より抜粋した。

二．実証分析

本稿では、1961年～1999年の39年間、沖縄県を除いた46都道府県別パネルデータを用いて、事業別社会資本の生産力効果を実証分析する。パネルデータは時系列データやクロスセクションデータだけではコントロールできない個体別の多様性をコントロールして共通の効果を知ることができるとともに、情報量が極めて大きいので、多重共線性の問題は解消され、推計の利点がある³⁾。

1．モデルの定式化

(1) 生産関数モデル

本稿では数多くの先行研究に習い、生産力効果推定でよく用いられるコブ・ダグラス型生産関数を用いた。生産要素としては労働力 L_{it} 、民間資本 K_{it} 、国直轄事業による社会資本 GT_{it} 、国庫補助事業による社会資本 GH_{it} 、地方単独事業による社会資本 TD_{it} を仮定した。これらの生産要素のそれぞれが生産性に影響をもたらしているものと仮定し、次のような数式を想定する。

$$Y_{it} = A_{it} L_{it}^{\beta_1} K_{it}^{\beta_2} GT_{it}^{\beta_3} GH_{it}^{\beta_4} TD_{it}^{\beta_5} \quad (1.1)$$

ここで、 Y_{it} と A_{it} はそれぞれ i 都道府県の t 期の総生産と技術水準を示す。ここで、(1.1)式のモデルを対数線形モデルに書き直すと、

$$y_{it} = a_{it} + \beta_1 l_{it} + \beta_2 k_{it} + \beta_3 gt_{it} + \beta_4 gh_{it} + \beta_5 td_{it} \quad (1.2)$$

となる。

本稿では、上記の対数線形に変換した生産関数を Two-way 固定効果モデル、Two-way 変量効果モデル、Arellano and Bond(1991)の GMM モデル、Blundell and Bond(1998)の GMM モデルの4つのパネル手法で実証分析する。以下では技術進歩の対数値 a_{it} が各都道府県の個別効果と時間効果に影響さ

れると想定し $a_{it} = \mu_i + \eta_t + e_{it}$ (μ_i : 都道府県効果、 η_t : 時間効果、 e_{it} : 誤差項)

で表せると仮定する。以下、4つの手法を順次説明する。

() Two-way 固定効果モデル

$$y_{it} = \beta_1 l_{it} + \beta_2 k_{it} + \beta_3 gt_{it} + \beta_4 gh_{it} + \beta_5 td_{it} + \mu_i + \eta_t + e_{it} \quad (1.3)$$

ここで $a_{it} = \mu_i + \eta_t + e_{it}$, $e_{it} \sim (0, \sigma_e^2)$ である。誤差項には系列相関がないと仮定する。

() Two-way 変量効果モデル

$$y_{it} = c + \beta_1 l_{it} + \beta_2 k_{it} + \beta_3 g_{it} + \beta_4 gh_{it} + \beta_5 td_{it} + \mu_i + \eta_t + e_{it} \quad (1.4)$$

ここで $a_{it} = \mu_i + \eta_t + e_{it}$, $e_{it} \sim (0, \sigma_e^2)$, $\mu_i \sim (0, \sigma_\mu^2)$, $\eta_t \sim (0, \sigma_\eta^2)$ である。 c は定数項を表す。また誤差項には系列相関がないと仮定する。

() Arellano and Bond(1991)の GMM モデル

$$y_{it} = \beta_0 y_{i,t-1} + \beta_1 l_{it} + \beta_2 k_{it} + \beta_3 g_{it} + \beta_4 gh_{it} + \beta_5 td_{it} + \mu_i + e_{it} \quad (1.5)$$

ここで $a_{it} = \mu_i + e_{it}$, $e_{it} \sim (0, \sigma_e^2)$, $\mu_i \sim (0, \sigma_\mu^2)$ である。また時間効果は含まれないが、説明変数に被説明変数のラグ項が含まれる。この項は誤差項と相関するので、操作変数を用いた推定が必要となる。ただし、誤差項には系列相関がないと仮定する。

() Blundell and Bond(1998)の GMM モデル

$$\begin{aligned} y_{it} = & \lambda_1 y_{i,t-1} + \lambda_2 l_{it} + \lambda_3 l_{i,t-1} + \lambda_4 k_{it} + \lambda_5 k_{i,t-1} \\ & + \lambda_6 g_{it} + \lambda_7 g_{i,t-1} + \lambda_8 gh_{it} + \lambda_9 gh_{i,t-1} + \lambda_{10} td_{it} + \lambda_{11} td_{i,t-1} \\ & + (1-\rho)\mu_i + (1-\rho)\eta_t + u_{it} \end{aligned} \quad (1.6)$$

ここで $a_{it} = \mu_i + \eta_t + \rho e_{i,t-1} + u_{it}$, $|\rho| < 1$ で、 $e_{it} \sim (0, \sigma_e^2)$, $\mu_i \sim (0, \sigma_\mu^2)$, $\eta_t \sim (0, \sigma_\eta^2)$ である。 u_{it} は攪乱項を、 ρ は相関係数を表す。このモデルでは誤差項 e_{it} が AR(1)に従うと仮定し、1期ラグのレベル推定をしている。(1.2)式の1期ラグは

$$\rho y_{i,t-1} = \rho a_{i,t-1} + \rho \beta_1 l_{i,t-1} + \rho \beta_2 k_{i,t-1} + \rho \beta_3 g_{i,t-1} + \rho \beta_4 gh_{i,t-1} + \rho \beta_5 td_{i,t-1} \quad (1.7)$$

となり、(1.2)式から(1.7)式を引くと(1.6)式が得られる。ここで、パラメータ係数を整理すると

$$\begin{aligned} \lambda_1 = \rho, \lambda_2 = \beta_1, \lambda_3 = -\rho\beta_1, \lambda_4 = \beta_2, \lambda_5 = -\rho\beta_2, \\ \lambda_6 = \beta_3, \lambda_7 = -\rho\beta_3, \lambda_8 = \beta_4, \lambda_9 = -\rho\beta_4, \lambda_{10} = \beta_5, \lambda_{11} = -\rho\beta_5 \end{aligned} \quad (1.8)$$

である。ここでも誤差項は相関しているの、操作変数を用いた推定が必要となる。

(2) 係数制約

生産要素に関しては、社会資本の役割を考慮した一次同次制約を課す場合と規模の経済性を考慮した制約を課さない場合の二つを考える。そして、一次同次制約は Meade(1952)の用語法により、

$\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 1$ の不払費用型 (unpaid factor) と $\beta_1 + \beta_2 = 1$ の環境創出型

(environment creation)の二つのケースを導入した。多くの先行研究では、生産要素に関して一次同次制約を課す場合は不払費用型のケースが最も可能性が高いと結論付けているが、本稿では新しく構築されたデータを使用することも踏まえて環境創出型のケースも前提に入れて推定する。

2. 推計手法

本稿で用いるモデル()とモデル()はダイナミック⁴⁾なパネルモデルを使用しており、誤差項に相関関係を仮定している。本節の目的は GMM 推定により相関問題を回避し、パラメータの一致推定とバイアスの下方修正を試みることである。

(1) 相関関係と一致推定

Maddala(2001)では、ダイナミック・パネル分析は以下の二つのモデルに分類されることを示した。一つはダイナミックな要素が被説明変数自体にある状態依存モデルであり、もう一つはダイナミックな要素が誤差項にある系列相関モデルである。この二つのモデルを式で表わすと次のようになる。

$$\text{状態依存モデル} \quad y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + X'_{it} \beta + \mu_i + u_{it} \quad (2.1)$$

$$\begin{aligned} \text{系列相関モデル} \quad y_{it} &= x'_{it} \beta + \mu_i + w_{it} \\ w_{it} &= \rho w_{i,t-1} + u_{it} \quad |\rho| < 1 \end{aligned} \quad (2.2)$$

ここで、(2.1)式と(2.2)式はそれぞれモデル()とモデル()に対応している。ダイナミック・パネル推定においての大きな問題はラグ被説明変数が誤差項と相関していることである。多くの先行研究によりダイナミック・パネルモデルの分析においての最小 2 乗法(OLS)の推定量は一致性がなく、被説明変数のラグ項の係数がバイアスを持つことが知られている。そして、一般化最小二乗法(GLS)と最尤法(ML)は初期値に依存するので、一致推定であっても有効推定ではなくなることを明らかにしている。

ある推定量が一致性を満たすための十分条件は

$\lim_{n \rightarrow \infty} E(\hat{\theta}) = \theta$ で、尚且つ $\lim_{n \rightarrow \infty} V(\hat{\theta}) = 0$ のとき $p \lim \hat{\theta} = \theta$ である。

すなわち、標本のサイズ n が大きくなるときに、期待値が真のパラメータに一致し、分散がゼロに収束すればよい。では、なぜダイナミック・パネルモデルでは最小 2 乗推定量が一致性を持たないかを検討しよう。

まず単純なモデルを考えよう。

$$y = X\beta + u, \quad u \sim iid(0, \sigma^2 I) \quad (2.3)$$

最小 2 乗推定量 $\hat{\beta}_{OLS}$ は

$$\hat{\beta}_{OLS} = \beta + (X^T X)^{-1} X^T u \quad (2.4)$$

大数の法則より

$$p \lim \hat{\beta} = \left(p \lim \frac{1}{n} X^T X \right)^{-1} p \lim \frac{1}{n} X^T u = \left(S_{X^T X} \right)^{-1} p \lim \frac{1}{n} X^T u = 0$$

の関係が成り立つ。よって、 $E(u|X) = 0$ を満たしていれば、

$$p \lim \frac{1}{n} X^T u = p \lim \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n X^T u = 0$$

となり $\hat{\beta}$ は一致推定となる。このように、説明変数と誤差項が独立で、その間に相関がなければ最小 2 乗推定量の一致性は保証される⁵⁾。

次に、(2.1)式のような説明変数にラグ付き被説明変数が含まれる場合を考えよう。

このようなモデルは

$$E(u_{it} | y_{it-1}, \Lambda, y_{i1}) \neq 0$$

となり、一致性は得られない。(2.2)式も同様に一致性を持たない。

このような相関問題を回避し、一致推定が得られる代表的な推定方法として、操作変数法(IV)と一般化積率法(GMM)⁶⁾等が挙げられる。

(2) 操作変数

ラグ被説明変数が誤差項と相関を持つ動学的パネルデータモデルの一致推定を得るために最初に導入されたのが Anderson and Hsiao(1982) の操作変数法である。Anderson and Hsiao(1982)では

$y_{i,t-2}$ または $(y_{i,t-2} - y_{i,t-3})$ を操作変数として用いて一致推定量を得ているが、Arellano(1989)

によりラグの階差 $(y_{i,t-2} - y_{i,t-3})$ よりラグ変数の水準 $y_{i,t-2}$ や $y_{i,t-3}$ を用いた方がより望ましい

ことが明らかになっているため、Anderson and Hsiao (1989)の手法は本稿では用いない。

一般化積率法は Arellano and Bond(1991)によってパネルデータ分析に導入された。Arellano and Bond(1991)は、標準的積率制約(standard moment restrictions)を提唱した。(2.1)式を例に考えると、この式の一階の階差式では

$$E[y_{is} \Delta u_{it}] = 0, \quad (s = 0, \Lambda, t-2; t = 2, \Lambda T) \quad (2.5)$$

が成立する。よって、時点 $t-2$ までのラグ付き被説明変数を操作変数として使用すれば通常の GMM により一致推定量を得られることを意味する。本稿ではこの Arellano and Bond(1991)の手法を

習い、モデル()の(1.5)式に操作変数 W_i を用いて次の推定を試みる。

$$\begin{aligned} W_i \Delta y_{it} = & W_i \beta_0 \Delta y_{i,t-1} + W_i \beta_1 \Delta l_{it} + W_i \beta_2 \Delta k_{it} \\ & + W_i \beta_3 \Delta g_{it} + W_i \beta_4 \Delta gh_{it} + W_i \beta_5 \Delta td_{it} + W_i \Delta e_{it} \end{aligned} \quad (2.6)$$

ここで用いる操作変数は

$$W_i = \left[\text{diag}(y_{i1}, \Lambda, y_{i,t-2}, l_{i1}, \Lambda, l_{i,t-2}, k_{i1}, \Lambda, k_{i,t-2}, g_{i1}, \Lambda, g_{i,t-2}, gh_{i1}, \Lambda, gh_{i,t-2}, td_{i1}, \Lambda, td_{i,t-2}) \right] \text{となる。}$$

この推定が一致推定であるためには、上記で示したように誤差項には系列相関がないという仮定を満たさなければならない。

さて Arellano and Bond(1991)の標準的積率制約に対して、Ahn and Schmidt(1995)は定常性積率制約(stationarity moment restrictions)を提唱した。ここで定常性積率制約とは、 y が平均定常であるという仮定の下における、以下の積率条件のことである。

$$\begin{cases} E(u_{iT} \Delta y_{it}) = 0, & (t = 1, \Lambda, T-1) \\ E(u_{it} y_{it} - u_{i,t-1} y_{i,t-1}) = 0, & (t = 2, \Lambda, T) \end{cases} \quad (2.7)$$

Blundell and Bond(1998)は上記の二つの積率制約 (2.5)式と(2.7)式を結合してモンテカルロ実験を行い、GMM 推定量は下方バイアスを改善することができることを確認した。そして、これまでの GMM 推定における操作変数の弱相関問題や初期値問題などを解決する目的で従来の GMM をシステム GMM に拡張した。本稿ではこの Blundell and Bond(1998)の手法による GMM 推定を試みる。よって、モデル()の(1.6)に用いる操作変数は

$$W_i = \left[\begin{array}{c} \text{diag}(\Delta y_{i2}, \Lambda, \Delta y_{i,t-1}, \Delta l_{i2}, \Lambda, \Delta l_{i,t-1}, \Delta k_{i2}, \Lambda, \Delta k_{i,t-1}, \\ \Delta g_{i2}, \Lambda, \Delta g_{i,t-1}, \Delta gh_{i2}, \Lambda, \Delta gh_{i,t-1}, \Delta td_{i2}, \Lambda, \Delta td_{i,t-1}) \end{array} \right] \text{となる。}$$

3. 推定結果

(1) 推計期間

推計期間については1961年～1999年、1961年～1975年、1975年～1999年、1975年～1989年、1990年～1999年の5期間に分類している。これは「国民経済計算」が68SNAから93SNAへの移行により、データ作成方法に変更があったことと事業別社会資本ストックデータの特徴からである。季(2006)によると、事業別社会資本ストックデータの特徴は70年代から大幅に拡大していることがわかる。また、事業ごとの大都市圏と地方圏の割合をみると(図4,5参照)、国直轄事業は1961～1989年まで大都市圏と地方圏がほぼ等しい傾向にあったが、1990年以降は大都市圏の割合が若干高くなっていた。国庫補助事業は大都市圏より地方圏の割合が高く、地方単独事業は地方圏より大都市圏で高くなっていた。特に地方単独事業の大都市圏と地方圏の格差は顕著であり注目に値する。このように、推計期間を分けることにより事業ごとの生産性の時系列変化も分析する。

(2) 推定結果

ハウスマン(Hausman)検定より、変量効果モデルにおける都道府県効果の項と説明変数は独立であるとの帰無仮説は棄却され、Two-way 固定効果モデルが採択された。よって、ここではTwo-way 固定効果モデル、Arellano and Bond(1991)モデルとBlundell and Bond(1998)モデルの3つの結果を比較する(表1)。生産関数の係数の一次同時制約を検定した結果有意とはならなかったため、ここでは掲載していない。

労働力の生産力効果と民間資本の生産力効果は全体的に正の値で有意水準にあるので、以下では事業別社会資本の生産力効果について詳しく分析する。

Two-way 固定効果モデルによる推定結果：

全期間(1961年～1999年)では国直轄事業の生産性は0.01で統計的に有意ではないが、国庫補助事業と地方単独事業の生産性はそれぞれ0.08と0.13で1%有意である。次に、1975年度を境に前期(1961年～1975年)と後期(1975年～1999年)に分けてみた。前期は全期間とほぼ同じ傾向にある。国直轄事業の生産性は0.007で統計的に有意ではないが、国庫補助事業と地方単独事業の生産性はともに0.08で1%有意水準にある。しかし、後期では国直轄事業は負の値-0.1の1%水準で有意に検出された。また国庫補助事業は0.001で統計的には有意ではない結果が出た。地方単独事業は0.18で1%

事業別社会資本の生産力効果 (李)

表 1 生産関数モデル(, ,)による推定結果 (筆者作成)

変数	(1961年～1999年)				(1961年～1975年)				(1975年～1999年)				(1975年～1989年)				(1990年～1999年)			
	()	()	()	()	()	()	()	()	()	()	()	()	()	()	()	()	()	()	()	
$y_{i,t-1}$	---	---	0.52** (18.9)	0.23** (9.88)	---	---	0.51** (7.82)	0.10** (2.34)	---	---	0.30** (6.83)	0.059* (1.93)	---	---	0.50** (5.26)	-0.01 (-0.3)	---	---	-0.7** (-4.7)	-0.2** (-4.1)
l_{it}	0.67** (29.5)	0.63** (36.1)	0.49** (8.84)	0.29** (6.63)	0.39** (9.19)	0.49** (14.1)	0.74** (8.13)	0.63** (7.39)	0.64** (20.7)	0.68** (27.7)	0.41** (4.99)	0.33** (6.65)	0.73** (14.1)	0.82** (23.2)	0.205 (1.34)	0.18* (2.21)	-0.02 (-0.3)	0.41** (12.2)	1.42** (7.39)	0.65** (9.91)
$l_{i,t-1}$	---	---	---	0.06 (1.36)	---	---	---	0.04 (0.51)	---	---	---	-0.01 (-0.2)	---	---	---	0.007 (0.11)	---	---	---	-0.09 (-1.2)
k_{it}	0.33** (24.4)	0.33** (25.6)	0.18** (11.8)	0.19** (15.9)	0.36** (18.8)	0.38** (21.4)	0.28** (8.20)	0.18** (8.60)	0.23** (12.0)	0.25** (13.8)	0.17** (10.3)	0.20** (13.1)	0.16** (6.23)	0.20** (8.49)	0.09** (3.22)	0.14** (6.27)	0.19** (7.09)	0.31** (12.6)	0.20** (3.22)	0.28** (10.7)
$k_{i,t-1}$	---	---	---	0.03* (2.25)	---	---	---	0.13** (5.08)	---	---	---	0.03** (2.74)	---	---	---	0.04** (2.37)	---	---	---	-0.01 (-0.3)
gt_{it}	0.010 (1.29)	0.005 (0.64)	0.08 (1.61)	-0.02 (-0.6)	0.007 (0.68)	0.005 (0.44)	0.06 (1.03)	-0.03 (-0.9)	-0.1** (-4.6)	-0.0** (-3.9)	-0.3** (-2.4)	-0.10* (-1.8)	-0.1** (-4.1)	-0.1** (-3.5)	-0.04 (-0.4)	-0.06 (-0.9)	-0.1** (-3.0)	-0.00 (-0.0)	-1.8** (-2.9)	0.17** (3.29)
$gt_{i,t-1}$	---	---	---	0.029 (0.95)	---	---	---	0.041 (1.29)	---	---	---	0.045 (0.77)	---	---	---	-0.03 (-0.4)	---	---	---	-0.2** (-3.5)
gh_{it}	0.08** (4.21)	0.05** (2.88)	-0.02 (-0.3)	0.32** (4.37)	0.08** (2.60)	0.09** (3.28)	-0.18 (-1.6)	0.128 (1.48)	0.001 (0.02)	-0.02 (-0.9)	0.44** (3.83)	0.64** (4.54)	-0.03 (-0.7)	-0.1* (-1.7)	-0.05 (-0.4)	0.59** (3.37)	0.24** (4.40)	0.038 (1.13)	1.95* (1.81)	0.10* (2.08)
$gh_{i,t-1}$	---	---	---	-0.1 (-0.9)	---	---	---	0.039 (0.50)	---	---	---	-0.30* (-2.2)	---	---	---	-0.5** (-3.1)	---	---	---	-0.03 (-0.2)
td_{it}	0.13** (10.8)	0.13** (11.5)	0.03 (1.53)	0.22** (5.39)	0.08** (5.11)	0.10** (6.40)	0.14** (2.18)	0.14** (2.69)	0.18** (10.2)	0.21** (13.8)	0.03 (0.95)	0.46** (6.88)	0.09** (2.72)	0.17** (6.98)	0.237* (2.06)	0.71** (7.06)	0.23** (8.64)	0.35** (15.7)	0.35 (1.31)	0.89** (8.90)
$td_{i,t-1}$	---	---	---	-0.2** (-5.6)	---	---	---	-0.05 (-0.9)	---	---	---	-0.5** (-7.3)	---	---	---	-0.3** (-3.9)	---	---	---	-0.7** (-7.4)
\bar{R}^2	0.996	0.978	---	---	0.998	0.977	---	---	0.998	0.988	---	---	0.998	0.984	---	---	0.999	0.986	---	---
χ^2	<u>20.508</u> [6]	326.5[37]	321.1[37]		<u>25.471</u> [6]	128.4[13]	120.8[13]		<u>18.159</u> [7]	186.0[23]	173.9[23]		<u>30.835</u> [6]	78.16[13]	59.66[13]		<u>132.66</u> [8]	61.55[8]	54.92[8]	

注：1 . () 内の数値は t 値を示し、**は片側 1% の水準で*は片側 5% の水準で有意であることを表わす。そして \bar{R}^2 は自由度修正済み決定係数を表わす。
 2 . __上の数値は Hausman 検定統計量を示す。その統計量は[]内の数値を自由度とする χ^2 分布に従う。それ以外の χ^2 検定統計量は GMM 推定である。
 3 . 時間ダミーと都道府県ダミーの係数は省略する。

有意水準にある。さらに、後期を(1975年～1989年)と(1990年～1999年)の2期間に分けてみた。国直轄事業は2期間ともに負の値 - 0.1 で1%有意水準にあるが、国庫補助事業は(1975年～1989年)にのみ負の値 - 0.03 で有意ではない。地方単独事業は 0.09 と 0.23 で1%有意である。

Arellano and Bond(1991)の GMM モデルによる推定結果

全期間(1961年～1999年)では3事業の生産性はともに有意ではないので、生産力効果は確認できなかった。次に、1975年度を境にした前期(1961年～1975年)では、地方単独事業のみが有意水準にあり、その生産性は 0.14 である。しかし、後期(1975年～1999年)では地方単独事業の生産性は有意ではなく、国直轄事業と国庫補助事業の生産性がそれぞれ - 0.3 と 0.44 で1%有意となる。さらに後期を2期間に分けてみると、(1975年～1989年)の期間では地方単独事業のみ、(1990年～1999年)の期間では国直轄事業と国庫補助事業が有意に検出された。

Blundell and Bond(1998)の GMM モデルによる推定結果

全期間(1961年～1999年)では国直轄事業の生産性は - 0.02 で統計的には有意ではないが、国庫補助事業と地方単独事業の生産性はそれぞれ 0.32 と 0.22 で1%有意である。次に、前期(1961年～1975年)では、地方単独事業の生産性のみが 0.14 で有意水準にある。後期(1975年～1999年)では、国直轄事業の生産性は - 0.10 で5%有意水準にあり、国庫補助事業と地方単独事業の生産性はそれぞれ、0.64 と 0.46 で1%有意水準にある。さらに、(1975年～1989年)期間では国庫補助事業の生産性は有意ではなく、国庫補助事業と地方単独事業の生産性がそれぞれ 0.59 と 0.24 で1%有意水準にある。(1990年～1999年)の期間では国直轄事業は 0.17 で1%有意水準にあるが、国庫補助事業は 0.10 で5%有意水準にあり、地方単独事業は 0.89 で1%有意水準である。

以上の推定結果より、推計手法によって推定結果が大きく変わることがわかる。特に Arellano and Bond(1991)の GMM モデルの推定結果は他のモデルの推定結果と異なる傾向にある。労働力と民間資本による生産性は統計的に他のモデルと大体同じ傾向に推定されているが、問題は事業別社会資本の生産性である。それぞれの推定値のほとんどは統計的に有意ではないので、生産力効果が測定できなかった。Two-way 固定効果モデルの推定結果と Blundell and Bond(1998)の GMM モデルの推定結果は比較的同じ傾向をみせているが、Blundell and Bond(1998)のほうがより高い値で推定されており、統計的にも有意に推定されている。

次に、推計期間により推定結果を分析してみると、国直轄事業は長期において生産力効果がないことがわかる。国庫補助事業の生産性はほとんどの期間で正の値で有意水準にあるので、国庫補助事業は地域の生産に貢献してきたともいえる。ただし、その生産力効果は低下傾向にあるので、これは1975年代後からの補助率の一律引き下げと補助金縮減が原因ではないかと考えられる。地方単独事業の生産性もすべての期間において正の値で高い水準にあり、増加傾向にあるので地域の生産に大きく貢献してきたといえよう。

三．結論

本稿では、コブ・ダグラス型生産関数を用いて4つのモデルを想定し、事業別社会資本の生産性を分析した。国直轄事業・国庫補助事業・地方単独事業の生産性を分析するのは先行研究にないはじめての試みではあるが、推計手法の異なるアプローチを導入することで、推定係数バイアスの下方修正を試みた。

本稿では事業別社会資本の生産性を確認した。推定結果の全体傾向を以下に要約する。

- (1) 国直轄事業は生産力効果がない。
- (2) 国庫補助事業の生産力効果はほとんどの期間で正の値にあるが、低下傾向にある。
- (3) 地方単独事業はすべての期間で高い水準にあり、増加傾向にある。

以上より、国庫補助事業も地方単独事業も地域の生産に大いに貢献しているといえよう。

しかし、推定結果は推定手法により大きく変わることが明らかとなった。特に Arellano and Bond(1991)でのモデルは他の推定結果と異なる傾向にあり、推定値も統計的に有意ではなかった。これは Arellano and Bond(1991)のモデルにおいて誤差項に系列相関がないとする仮定が推定に大きく影響しているのではないかとと思われる。すなわち、系列相関問題が存在して、操作変数を用いても回避できず、推定係数に生じたバイアスが解除されなかった可能性がある。したがって、推計手法の改善は今後の重要な課題となる。

本稿の主要研究目的は国庫補助事業の生産性を確認することであったが、国庫補助事業の生産力効果を有意水準で確認することができたので、新しい成果に値する。そしてよく言われる「地方社会資本の低生産性は地方公共投資の多くが補助事業によってなされているからだ」との議論についても私見を述べることができよう。本研究の推定結果から筆者は地方社会資本の低生産性は必ずしも補助事業に問題があるとはいえないことを主張する。なぜならば国庫補助事業も地方単独事業も地域の生産に大いに貢献していることが推定結果により確認できたので、ほかに要因が存在するのではないかと考えられる。この課題については今後さらに研究を深める必要がある。

<注>

- 1) 2006年12月24日『NIKKEI NET 日本経済新聞社』より
- 2) 社会資本の生産性に関する研究は Aschauer(1989)以来、数多く行われてきた。日本の社会資本に関しても、マクロ時系列データを用いた分析として岩本(1990, 1996)、三井・井上(1995)、三井・井上・竹澤(1995)、吉野・中島(1999)等；クロスセクションデータを用いた分析として浅子他(1993, 1994)、三井・竹澤・河内(1995)、大河・山野(1995)等；パネルデータを用いた分析として吉野・中野(1994, 1996)、土居(1995, 1998)、井田・吉田(1999)、吉野・中東(2000)等がある。近年のパネルデータ分析において生産関数に定常性積率制約を取り入れた GMM 推定を導入し、有力な結果を得た研究として、Griffith(1999)、Blundell and Bond(2000)と塩路(2005)がある。
- 3) 近年パネルデータ分析は盛んに行われており、その手法も日々進化を遂げている。代表的な文献として Anderson and Hsiao(1982), Arellano(1989), Arellano and Bond(1991), Arellano and Bover(1995), Ahn and

- Schmidt(1995), Blundell and Bond(1998 , 2000), Maddala(2001), Woodridge(2002), Hsiao(2003), Davidson and Mackinnon(2004), Baltagi(2005)など邦文では北沢(2001), 北村(2005), 樋口他(2006)等を参照のこと。
- 4) 北村(2005)によると、一般的にパネルデータでダイナミックな関係とは、被説明変数のラグ項が説明変数に入っていることを指す。
 - 5) 最小2乗推定法の一致性理論展開は Davidson and Mackinnon(2004)を参照。
 - 6) 一般化積率法は操作変数法とともに、パネルデータモデルの固定効果・変量効果を区別する必要もなく、初期値や誤差項の分布に関して特定化する必要もない利点がある。

< 参考文献 >

- Ahn, S.C., and Schmidt, P. (1995), Efficient estimation of models for dynamic panel data, *Journal of Econometrics*, 68, 5-28.
- Arellano, M. (1989) "A Note on the Anderson-Hsiao Estimator for Panel Data," *Economics Letters*, 31(4), 337-341.
- Arellano, M., and Bond, S. (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies* 58, 277-297.
- Arellano, M., and Bover, O. (1995), Another look at the instrumental variable estimation of error-components models, *Journal of Econometrics*, 68, 29-51.
- Anderson, T.W., and C. Hsiao, (1982), Formulation and estimation of dynamic models using panel data, *Journal of Econometrics*, 18, 47-82.
- Aschauer, D.A. (1989) "Is public Expenditure Productive?," *Journal of Monetary Economics* 23, 177-200.
- Baltagi, B.H. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, third edition, John Wiley & Sons, Ltd.
- Blundell, R., and Bond, S. (1998), Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models, *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.
- Blundell, R., and Bond, S. (2000), GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions, *Econometric Reviews*, 19, 321-340.
- Davidson, R., and Mackinnon, J.G. (2004), *Econometric Theory and Methods* (Oxford University press, New York Oxford)
- Griffith, R. (1999), Using the ARD establishment level data to look at foreign ownership and productivity in the United Kingdom, *Economic Journal*, 109, 416-442.
- Hsiao, C. (2003), *Analysis of Panel Data* (Cambridge University Press, Cambridge).
- Maddala, G.S. (2001), *Introduction to Econometrics*, 3rd ed., New York: John Wiley & Sons.
- Meade James E. (1952), "External Economies and Diseconomies in a Competitive Situation," *Economic Journal*, Vol.62 March, pp54-67.
- Woodridge, J.M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* (MIT Press, Cambridge Massachusetts).
- 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』第26号大蔵省財政金融研究所

事業別社会資本の生産力効果 (李)

- 浅子和美・常木淳・福田真一・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政策の
経済厚生評価」『経済分析』135号
- 井田知也・吉田あつし(1999)「社会資本の部門別生産力効果」『日本経済研究』No.38
- 岩本康志(1990)「日本の公共投資政策の評価について」『経済研究』Vol.41, No.3
- 岩本康志、大内聡、竹下智、別所正(1996)「社会資本の生産性と公共投資の地域間配分」『フィナンシャル・
レビュー』第41号大蔵省財政金融研究所
- 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
- 北沢良継(2001)『パネルデータ計量経済学の最近の動向』九州産業大学経済学会紀要「エコノミスト」第6
巻1号 p.89-99
- 北村行伸(2005)『パネルデータ分析』一橋大学経済研究叢書53 岩波書店
- 塩路悦朗(2005)「社会資本の生産性効果の非線形性大都市圏データを用いた再検証」
- 土居文朗(1995)「日本の公共投資政策に関する政治経済学的分析」理論・計量経済学会1995年度大会報告
論文
- 土居文朗(1998)「日本の社会資本に関するパネル分析」、『国民経済』No.161
- 樋口美雄・太田清・新保一成(2006)『入門パネルデータによる経済分析』日本評論社
- 三井清・井上純(1995)「社会資本の生産力効果」三井清・太田清編『社会資本の生産性と公的金融』日本
評論社
- 三井清・井上純・竹澤康子(1995)「社会資本の部門別生産力効果」三井清・太田清編『社会資本の生産性
と公的金融』日本評論社
- 三井清・竹澤康子・河内繁(1995)「社会資本の地域間配分<1>生産関数の推計」三井清・太田清編『社
会資本の生産性と公的金融』日本評論社
- 李紅梅(2006)「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 第36号』新潟大学現代社会文化研究科
- 吉野直行・中野英夫(1994)「首都圏の公共投資配分」八田達夫編『東京一極集中の経済分析』日本経済新
聞社
- 吉野直行・中野英夫(1996)「公共投資の地域配分と生産効果」『フィナンシャル・レビュー』第41号大蔵
省財政金融研究所
- 吉野直行・中島隆信(1999)『公共投資の経済効果』日本評論社
- 吉野直行・中東雅樹(2000)「社会資本の経済効果 日本の戦後の経験」『開発金融研究所報』増刊号
主指導教員(木下勝一教授) 副指導教員(鷲見英司助教授・沢田克己教授)