

社会資本は生産性を 高めたのか？ 選挙制度改革から検証する

大竹文雄・川口大司・玉田桂子

はじめに

道路、港湾などの公共投資は無駄遣いの象徴として批判を受け、小泉政権では削減の努力が続けられてきた。しかしながら、日本の公共投資が本当に無駄であったのかを明らかにすることは意外に難しい。実際、日米における多くの実証研究の結果は必ずしも一致しているわけではない¹⁾。

社会資本が国や地域の生産に与える影響を実証的に明らかにする上で困難なのは、真の因果関係を見つけ出すことである。というのは、公共投資の額そのものが、ランダムに決定されているわけではなく、国や地域の経済状態によって決定されてしまうことが多いからである。例えば、経済状態が悪化した時に景気対策として公共事業が行なわれるのであれば、社会資本と経済状態の間に負の相関が観察される可能性もある。しかし、この負の相関は、社会資本が増えると所得が低下するという因果関係を示しているのではない。逆に、景気がいいときに公共投資が行なわれるというのであれば、社会資本と国民所得や県民所得との相関はプラスにバイアスをもち、社会資本が所得に与える影響を過大に示している。

すなわち、社会資本の生産性効果を正しく計測するためには、社会資本の内生的バイアスに対処する必要がある。今までの研究は、内生的の問題に対処するために、地域別のパネルデータを用いてきた。しかし、固定効果を除去した

後の社会資本の変動は比較的小さいため、そのわずかな変動を用いて生産性効果を推定しても正確な推定は困難になってしまうという問題点があった。

本研究の目的は、近年の選挙制度改革を公共投資の地域的な配分の変化をもたらした「自然実験」として用いることで、社会資本から生産性への因果関係を識別して推定することである。日本の1994年の選挙制度改革は、政治的な影響力の地域間配分だけではなく、それを通じて公共投資の地域間配分にも大きな影響を与えた。このような公共投資の地域間配分に関する外生的な変化を利用して、本研究は社会資本の生産性を推定したのである。われわれの推定結果によれば、社会資本はわずかではあるが生産性を高めていることが示された。同時に、最小二乗法による推定は、それほど深刻なバイアスをもたらしていなかったことが示された。しかしながら、もっとも望ましい推定方法であると考えられる都道府県別の固定効果を用いた推定では、都道府県内の社会資本の変動が小さいために、信頼できる推定結果が得られなかった。

本稿の構成はつぎのとおりである。第1節で社会資本の生産性効果に関する今までの研究と日本の公共投資の地域間配分に関する政治経済学的分析を紹介し、1994年の日本の選挙制度改革とそれが公共投資の配分に与えた影響を議論する。第2節では計量分析の手法、第3節ではデータについて解説する。第4節で推定結果を、最後に結論を述べる。



おおたけ・ふみお (左)

1985年大阪大学大学院経済学研究科博士前期課程修了。現在、大阪大学社会経済研究所教授。

かわぐち・だいじ (中央)

2002年ミシガン州立大学大学院経済学研究科博士課程修了。Ph.D. 現在、一橋大学大学院経済学研究科助教授。

ただま・けいこ (右)

2004年大阪大学大学院国際公共政策研究科博士後期課程修了 (博士：国際公共政策)。現在、福岡大学経済学部助教授。

1 背景

今までの研究

アメリカの1970年代における生産性上昇率の低下がその期間における公的投資の減少で説明できるという Aschauer (1989) の研究によって、アメリカにおける社会資本の限界生産性の推定に関する研究は拍車がかげられた²⁾。Munnell (1990) も同様の推定結果を報告している。彼らの研究は、両者ともマクロデータに基づいた推定であったため、公共投資の低下が不況による税収の低下によってもたらされたという内生性に伴うバイアスの結果ではないかという批判があった。アメリカの州別パネルデータを用いて、社会資本が生産にプラスの影響を与えることを示したのは、Garcia-Mila and McGuire (1992) である。しかしながら、州別の固定効果を推定に取り入れると、社会資本の正の生産性効果が観察されなくなることが、Holz-Eakin (1994) と Evanz and Karras (1994) によって明らかにされた。

さらに、Garcia-Mila, McGuire and Porter (1996) は、州別パネルデータを用いた階差・固定効果モデルの推定によって、社会資本から生産への因果関係について懐疑的な結果を示した。アメリカにおいては、公共投資が地方税で賄われる程度が高いので、社会資本が生産に与える影響は、OLS 推計だと過大バイアスを持ちやすいのである。しかしながら、州固定効果と年固定効果を取り除くと労働投入、民間資本、社会資本の変化は小さくなるため、固定効果による推定結果は不安定になりやすい (Ai and

Cassou 1997)。

日本における社会資本の生産性効果に関する実証研究は、アメリカよりも長い歴史をもっている。Mera (1973) は、日本の都道府県別データを用いた社会資本の生産性効果を計測した研究の嚆矢である。その後、浅子・常木・福田・照山・塚本・杉浦 (1994)、三井・太田 (1995)、岩本・大内・竹下・別所 (1996) および Yamano and Ohkawara (2000) など、日本では多くの研究が行なわれた。日本の研究においても公共投資の内生性の問題は深刻である。例えば、Yamano and Ohkawara (2000) は、都道府県固定効果を入れて年固定効果を入れないで生産関数を推定して、社会資本の生産に対する弾力性が0.15であるという推定結果を得ている。しかし、われわれが、彼らのデータを用いて都道府県固定効果と年固定効果の両方を入れて、生産関数を推定すると、社会資本の係数は有意ではなくなった。つまり、日本のデータでも、社会資本、都道府県ダミー、年ダミーの間の多重共線性の問題が発生しているために、固定効果モデルによる推定では、社会資本の係数は、精確に推定されないのである。そこで、外生的なショックによる社会資本の地域差の変動を利用した操作変数法を用いた推定を行なう必要がある。

社会資本の配分に関する政治経済学と

1994年選挙制度改革

1994年の日本の選挙制度改革は、社会資本の地域間配分への外生的なショックとして理想的な状況を創り出した。1994年の選挙制度改革は、

表1 - 1994年選挙制度改革前後の衆議院議員定数

期 間	選挙制度改革前 1995年		選挙制度改革後 1996年	
	中選挙区	小選挙区	比例代表 制推定値	合 計
北海道	23	13	8	21
青森	7	4	2	6
岩手	7	4	2	6
宮城	8	6	3	9
秋田	7	3	2	5
山形	7	4	2	6
福島	12	5	3	8
茨城	12	7	3	10
栃木	10	5	6	11
群馬	10	5	6	11
埼玉	20	14	6	20
千葉	19	12	5	17
東京	43	25	17	42
神奈川	22	17	7	24
新潟	13	6	5	11
富山	6	3	2	5
石川	5	3	2	5
福井	4	3	2	5
山梨	5	3	2	5
長野	12	5	6	11
岐阜	9	5	3	8
静岡	14	9	5	14
愛知	22	15	10	25
三重	8	5	3	8
滋賀	5	3	2	5
京都	10	6	4	10
大阪	28	19	13	32
兵庫	19	12	8	20
奈良	5	4	2	6
和歌山	5	3	2	5
鳥取	4	2	1	3
島根	5	3	1	4
岡山	10	5	3	8
広島	13	7	4	11
山口	9	4	2	6
徳島	5	3	1	4
香川	6	3	2	5
愛媛	9	4	2	6
高知	5	3	1	4
福岡	20	11	7	18
佐賀	5	3	1	4
長崎	9	4	2	6
熊本	9	5	3	8
大分	6	4	2	6
宮崎	5	3	2	5
鹿児島	9	5	2	7
沖縄	5	3	2	5

注1) 選挙制度改革最初の選挙は1996年に実施された。

2) 選挙制度改革後、衆議院議員200人が比例代表制で11ブロックから選出された。比例選挙区の定数は、ブロック内の都道府県の有権者数に比例して各都道府県に配分した。配分にあたって小数点以下を四捨五入しているため、比例代表制の定数を足し合わせても200人にはならない。

小選挙区制の導入だけでなく、衆議院定数の都道府県間の配分を大幅に変え、Horiuchi and Saito (2003) が指摘したように、中央政府から地方政府への補助金配分という利益誘導型政治を通じて公共投資の地域間配分も大きく影響を受けた。

奥野 (1988)、吉野・吉田 (1988) によれば日本における公共投資は、1960年代半ば以降、地方に手厚く配分されてきた。このような公共投資の配分は、「1票の格差」として知られるように、1994年以前の選挙制度の定数配分が地方に有利であったことを反映している。実際、吉野・吉田 (1988) は、有権者1人当たり議席数がその地域の公共投資にプラスの影響を与えていることを示している。Meyer and Naka (1999) および Horiuchi and Saito (2003) は、1人当たり議席数が国から地方への補助金額に影響を与えていることを示している。

本研究は、定数配分の大幅な変更を含んだ1994年の選挙制度改革を「自然実験」として利用する。1994年の選挙制度改革以前は、衆議院議員500名すべてが、中選挙区から選ばれていた。改革後は、300名の議員が小選挙区制度によって、200名が比例選挙制度によって選ばれている。小選挙区の定数配分は、すべての都道府県に1議席の定数が配分されたのち、都道府県の人口に応じて残りの定数が配分されている。比例代表制については、11の選挙区の人口に比例して定数が配分されている。選挙制度改革後の最初の衆議院選挙は、1996年10月に行なわれた。

衆議院議員定数の配分の変化が表1に示されている。第1列は選挙制度改革前の議員定数、第2列は小選挙区の定数、第3列は比例選挙区の定数を表している。比例選挙区の定数は、ブロック内の都道府県の有権者数に比例して各都道府県に配分した。第4列に、小選挙区と比例代表の定数の合計を示した。第4列と第1列を比較して明らかのように、選挙改革の前後で都道府県別の選出議員数はほとんど変わっていない

表2-記述統計

サンプル: 47 都道府県、1994～1998年

	平均	標準偏差	最小値	最大値
都道府県内総生産 (10億円)	10.18	13.01	1.93	80.60
常用労働者 (1000人)	828.91	1,054.34	172.86	6,557.15
年間総実労働時間 (100万時間)	1,571.52	1,962.32	327.74	12,219.9
民間資本 (10億円)	19.47	24.24	3.16	159.20
社会資本 (10億円)	14.35	12.30	4.22	68.10
衆議院議員定数	8.18	6.50	2	43

注) サンプル数は235。都道府県内総生産、民間資本、社会資本は1990年価格表示である。常用労働者はパートタイム労働者も含む。小選挙区比例代表制導入後の衆議院議員定数には、小選挙区の定数を用いている。

い。しかし、候補者名の投票によって選ばれる衆議院議員の定数配分は大幅に変化した(第1列と第2列の比較)。

本研究では、候補者名を投票する選挙の定数変化に注目して分析を行う。第1に、利益誘導政治は、党名によって選出された議員よりも候補者名によって選出された議員により大きなインセンティブがあると考えられる。第2に、衆議院では比例代表選出の議員よりも小選挙区選出の議員の方が、より大きな影響力をもっていると言われている。例えば、朝日新聞(2000)や読売新聞(2000)によれば、小選挙区選出議員は「金バッジ」、比例代表選出議員は「銀バッジ」、小選挙区で落選し比例区で選出された議員は「銅バッジ」と呼ばれている。候補者名を直接投票して選ばれる議員数の変化は、公共投資の地域配分に大きな影響を与えたと予想できる。

2 実証モデル

われわれは、つぎのような標準的な都道府県レベルのコブ=ダグラス型生産関数を推定した。

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln l_{it} + \beta_2 \ln k_{it-1} + \beta_3 \ln g_{it-1} + \text{year} \beta_4 + c_i + u_{it} \quad (1)$$

ただし、 y_{it} は都道府県内総生産、 l_{it} は総労働投入、 k_{it-1} は民間資本からのサービスフロー、 g_{it-1} は社会資本からのサービスフロー、yearは年ダミー、 i は都道府県を、 t は年を表す添え字である。誤差項は、都道府県の固定効果を表す c_i と観測値それぞれへのショック u_{it} から成り

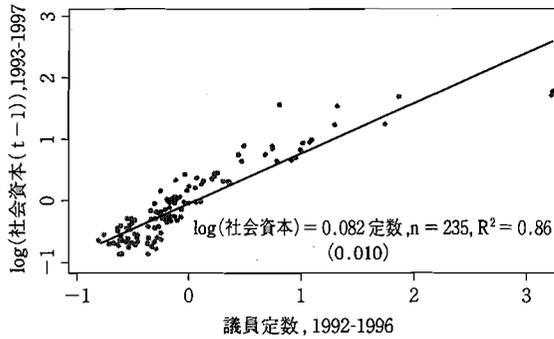
立っている。もし、都道府県固定効果 c_i が説明変数と相関せず、 u_{it} が厳密に外生であれば、最小二乗法は一致推定量になる。

しかし、説明変数と都道府県固定効果が相関しないという仮定は、満たされることが多い。州の予算と公共投資が正の相関をするアメリカでは、最小二乗法の係数は、プラスにバイアスをもつ(Holtz-Eakin 1994およびEvans and Karras 1994)。景気が停滞している地方に公共投資を多く配分する日本では、公共投資と都道府県固定効果の間に負の相関が生じるために、社会資本の係数はマイナスのバイアスをもつ(浅子・常木・福田・照山・塚本・杉浦 1994、Yamano and Ohkawara 2000)。

u_{it} の厳密な外生性という仮定は、不況対策として公共投資が地方に配分されるという状況の場合には、満たされなくなる。もし、都道府県固定効果 c_i とも個別ショック u_{it} とも相関せず、社会資本とのみ相関する操作変数が見つければ、操作変数法による推定は一致推定量になる。本研究では、都道府県別社会資本の操作変数として1期前の候補者名投票によって選出される都道府県別衆議院議員定数を用いる。

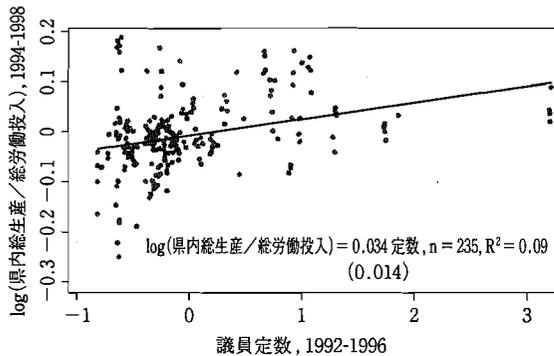
本間・田中(2004)は、労働投入と民間資本に関して一次同次の仮定($\beta_1 + \beta_0 = 1$)をしている。本研究でも、一次同次の制約に関する帰無仮説が棄却されなかったため、一次同次の制約をかけて推定を行なった。推定に用いた具体的な推定モデルはつぎの(2)式である。

図1—社会資本と議員定数



注) 両変数ともに民間資本と年ダミーの影響は取り除かれている。

図2—都道府県内総生産量と議員定数



注) 両変数ともに民間資本と年ダミーの影響は取り除かれている。

$$\ln(y_{it}/l_{it}) = \beta_0 + \beta_2 \ln(k_{it-1}/l_{it}) + \beta_3 \ln g_{it-1} + \text{year} \beta_4 + c_i + u_{it} \quad (2)$$

であり、操作変数法のための推定式は(3)式になる。

$$\ln g_{it-1} = \delta_0 + \delta_1 \ln(k_{it}/l_{it}) + z_{it-2} \theta + \text{year} \delta_4 + \delta_5 c_i + v_{it} \quad (3)$$

ここで、 z_{it-2} は操作変数であり、具体的には各都道府県における候補者名投票による衆議院議員定数である。

3 データ

本研究では、1994年から1998年の間の47都道府県に関する集計データを用いた。このサンプル期間を選んだのは、選挙制度改革の前後にわたるデータを得るためである。選挙制度改革による最初の衆議院議員選挙は、1996年10月に行なわれた。新選挙制度によって選出された議員

による公共投資の地域間配分は1997年度から始まったと考えられる。したがって、選挙制度改革前については3年間、改革後については2年間のデータがある。

本研究で用いたデータは以下のとおりである。都道府県内総生産については内閣府『県民経済計算年報』より、県内総生産を用いた。総労働投入については、常用労働者1人平均月間総実労働時間数に常用労働者数および年単位とするために12を掛けたものを用いている。常用労働者数には、パートタイム労働者も含まれている。これらのデータの出所は『毎月勤労統計調査』である。民間資本、社会資本については、土居(2002)から採った³⁾。これらのデータは、電電公社、専売公社、日本国有鉄道の3公社民営化の影響、および阪神淡路大震災の影響を考慮している。また、両者は年度末時点での額となっているため、本研究では、 t 期の都道府県内生産に対し、 $t-1$ 期の民間資本および社会資本を用いる。都道府県内総生産、民間資本および社会資本については1990年実質価格となっている。中選挙区および小選挙区の定数については、総務省「衆議院議員総選挙」から採った。衆議院では、 $t-1$ 期に衆議院に在籍している議員が t 期の予算を決定するため、 $t-1$ 期の社会資本に対して $t-2$ 期の衆議院議員定数を用いる。表2に記述統計を示している。

図1と図2は、いわば「図解」操作変数法を示している。図1は、社会資本と候補者名投票による衆議院議員数の関係を示している。ただし、どちらの指標も資本労働比率と年効果の影響を回帰分析によって取り除いたものである。この図から地域別の社会資本は、衆議院議員定数と正の相関をもっていることがわかる。図2は図1の横軸に用いた調整済み衆議院議員定数と回帰分析による調整済みの都道府県別労働生産性の対数($\ln(y_{it}/l_{it})$)の関係を表している。

衆議院議員定数は、都道府県別労働生産性にプラスの影響を与えていることが観察される。もし、都道府県別衆議院議員定数の労働生産性への影響が社会資本の配分を通じてだけであるのならば、図2の直線の傾きと図1の直線の傾きの比が、社会資本の生産性になる。

4 推定結果

第1段階推定

操作変数法のための第1段階の推定式である社会資本の都道府県配分を決定する推定結果が表3に示されている。第(1)列のOLS推定の結果によれば、候補者名投票による衆議院議員の定数が10議席増加すると公的資本の82%の増加をもたらす。しかも、その影響は統計的に有意である。しかしながら、私的資本装備率は社会資本の地域間配分に有意な影響を与えていない。第(2)列は、固定効果モデルによる推定結果が示されている。都道府県固定効果モデルによれば、衆議院議員定数の10議席の増加は、社会資本を3%増加させる。都道府県固定効果導入による係数の値の大幅な低下は十分に予想できる。資本装備率をコントロールしたとしても、人口や面積のような、ここではコントロールしていなかった地域属性が、社会資本にも衆議院定数にも正の影響を与えることは十分に考えられるからである。OLSの結果も操作変数法の結果も、衆議院議員定数が社会資本の配分に影響を与えていることを示しており、Horiuchi and Saito (2003)の結果と一致している。すなわち、衆議院議員定数が社会資本を通じるルート以外に直接的に地域の生産性に影響を与えることは考えにくいので、衆議院定数が社会資本の操作変数としてうまく機能することを意味している。

第2段階の推定結果

表4に、民間資本と労働投入に関する一次同次を仮定した都道府県別生産関数である(2)式の推定結果を示した。第(1)列にはOLSの結果が示されている。この結果によれば、公的資本の

表3-社会資本の都道府県配分の決定要因

サンプル:47都道府県、1994~1998年
被説明変数 $\log(\text{社会資本 } t-1)$

	(1)	(2)
モデル	OLS	FE
サンプル	47都道府県	
議員定数 $t-2/10$	0.82 (0.10)	0.03 (0.01)
$\log(\text{民間資本 } t-1 / \text{総労働投入})$	-0.03 (0.25)	0.00 (0.05)
操作変数のF値	70.43	23.12
操作変数の部分的R ²	0.85	0.003
サンプル数	235	235
R ²	0.86	-

注) () 内は標準誤差。OLSの標準誤差は分散不均一性に対して頑健である。

10%の増加は、労働投入当たりの生産量を0.4パーセント・ポイント増加させる。社会資本の生産性効果は、社会資本の内生性を考慮した第(2)列の操作変数法による推定結果でも同じである。つまり、少なくともわれわれが用いたサンプルにおいては、社会資本の内生性によるバイアスは深刻ではなかったことになる。

固定効果モデルによる内生性への対処法を用いた推定結果が、第(3)列に示してある。推定された社会資本の係数は0.13であるが、推定誤差も0.16と大きい。これは、社会資本の都道府県内の変動が、都道府県間の変動よりも非常に小さいことによってもたらされている。固定効果モデルにおける資本労働比率の係数は、0.34とOLSの推定結果よりも小さくなっている。つまり、観測されない都道府県効果と資本労働比率の間には正の相関があったことを意味している。固定効果モデルで操作変数法を用いた推定結果が、第(4)列に示されている。この結果も固定効果モデルと同様に、非常に不正確な推定結果しか得られていない。理由も同じで、都道府県間の変動に比べて、都道府県内の社会資本の変動が小さすぎるためである。

資本労働比率の係数の大きさが合理的なものであること、社会資本の内生性を考慮していることから、われわれは第(2)列のクロスセクション操作変数法の結果がもっとも信頼できると判断している。これに対して固定効果モデルの推

表4-都道府県別生産関数

サンプル：47都道府県、1994～1998年

被説明変数：log（都道府県内総生産／総労働投入）

	(1)	(2)	(3)	(4)
モデル	OLS	IV	FE	FEIV
操作変数	—	定数 $t-2$	—	定数 $t-2$
log（社会資本 $t-1$ ）	0.04 (0.02)	0.04 (0.02)	0.13 (0.16)	0.97 (0.51)
log（民間資本 $t-1$ ／総労働投入）	0.42 (0.08)	0.42 (0.08)	0.34 (0.10)	0.31 (0.11)
サンプル数	235	235	235	235
R ²	0.51	0.51	—	—
Hausman-Wu テスト（ t -値）	—	-1.24	—	1.90

注）（ ）内は標準誤差。OLSの標準誤差は分散不均一性に対して頑健である。

定結果は、不安定で信頼できない。

本研究に対する批判として、次の2点が考えられる。第1の批判は、公的投資が有効需要を増加させることで、遊休設備の稼働率を上げることを通じて、生産量を増加させているのだから、社会資本が直接的に生産性を高めているのではないのではないか、というものである。第2の批判は、われわれが用いたサンプル期間には、1995年1月の阪神淡路大震災が含まれており、推定結果がその影響を受けているのではないかと、いうものである。

第1の批判については、民間資本ストックそのものではなく民間資本ストックの稼働率を考慮した推定を行なうことで、純粹の社会資本の生産性効果を推定できる。ただし、都道府県レベルの資本の稼働率データは得られないので、電力使用量をその代理変数に用いて推定を行なった。また、第2の批判については、サンプルから兵庫県を取り除いて推定を行なった。それぞれの推定結果はここには示さないが、基本的には表4の結果と同じであった⁴⁾。

むすび

本稿は、日本の選挙制度改革を社会資本の地域間配分に対する外生的なショックとして用い、社会資本の生産性効果を推定した。社会資本の地域間配分には、内生性があるため、地域データを用いた生産関数をOLS推定すると社会資本の係数はバイアスをもつと考えられてきた。

1994年の選挙制度改革は、社会資本の地域間配分を変更する理想的な自然実験となった。選挙制度改革は、候補者名投票による衆議院議員の都市部の定数を大幅に減少させることになり、地方への公共投資を増加させることになった。このような公共投資の外生的なショックを操作変数として用いることで、社会資本の生産性効果を推定した。推定結果によると、社会資本の生産性効果は約0.04という大きさであった。また、この期間においてはOLSと操作変数法の推定結果に差はなく、内生性の問題は深刻ではなかった。

*本稿は、Kawaguchi, Ohtake and Tamada (2005) をもとにしている。本稿の作成にあたり、岩本康志氏、小原美紀氏、新谷元嗣氏、内藤久裕氏、林正義氏、Facudo Sepulveda氏、日本経済学会、住宅経済研究会、一橋大学マクロランチュワークショップの参加者からのコメントが有益であった。また、Yamano and Ohkawara (2000) のデータを提供していただいた大河原透、山野紀彦両氏に感謝する。残る誤りのすべては筆者らの責任である。

注

- 1) 実証研究の展望については、岩本 (2005) を参照のこと。日本における実証研究には、Mera (1973)、浅子・常木・福田・照山・塚本・杉浦 (1994)、経済企画庁 (1997)、岩本・大内・竹下・別所 (1996)、Yamano and Ohkawara (2000) などが、アメリカにおける実証研究には、Aschauer (1989)、Munnell (1990)、Garcia-Mila and McGuire (1992)、Holz-Eakin (1994)、Evans and Karras (1994) および Garcia-Mila, McGuire and Porter (1996) などがあ

- る。
- 2) 社会資本の生産性に関する推定は、Aschauer (1989) が最初ではない。岩本 (2005) の「社会資本の生産性効果への関心が高まったところに、Aschauer (1989) の研究が現れた」という指摘が正しい。
- 3) 民間資本および社会資本のデータについては、<http://www.econ.keio.ac.jp/staff/tdoi/pfdata.html> よりダウンロード可能 (2006年4月時点)。
- 4) 詳細は、Kawaguchi, Ohtake and Tamada (2005) を参照。

参考文献

- Ai, C. and S. Cassou (1997) "On Public Capital Analysis with State Data," *Economics Letters*, 57(2), pp.209-212.
- Aschauer, D. (1989) "Is Public Expenditure Productive?" *Journal of Monetary Economics*, 25, pp.177-200.
- Evans, P. and G. Karras (1994) "Are Government Activities Productive?: Evidence from a Panel of U.S. States," *Review of Economics and Statistics*, 76(1), pp.1-11.
- Garcia-Mila, T. and T. McGuire (1992) "The Contribution of Publicly Provided Inputs to States' Economies," *Regional Science and Urban Economics*, 22(2), pp.229-241.
- Garcia-Mila, T., T. McGuire and R. Porter (1996) "The Effect of Public Capital in State-Level Production Functions Reconsidered," *Review of Economics and Statistics*, 78(1), pp.177-180.
- Holz-Eakin, D. (1994) "Public Sector Capital and the Productivity Puzzle," *Review of Economics and Statistics*, 76(1), pp.12-21.
- Horiuchi, Y. and J. Saito (2003) "Reapportionment and Redistribution: Consequences of Electoral Reform in Japan," *American Journal of Political Science*, 47(4), pp.669-682.
- Kawaguchi, D., F. Ohtake and K. Tamada (2005) "The Productivity of Public Capital: Evidence from the 1994 Electoral Reform of Japan," ISER discussion papers, No.627, February.
- Mera, K. (1973) "Regional Production Functions and Social Overhead Capital: An Analysis of the Japanese Case," *Regional and Urban Economics*, 3(2), pp.157-186.
- Meyer, S. and S. Naka (1999) "The Determinants of Japanese Local-Benefit Seeking," *Contemporary Economic Policy*, 17(1), pp.87-96.
- Munnell, A. (1990) "Why has Productivity Growth Declined? Productivity and Public Investment," *New England Economic Review*, pp.3-22.
- Yamano, N. and T. Ohkawara (2000) "The

- Regional Allocation of Public Investment: Efficiency or Equity," *Journal of Regional Science*, 40(2), pp.205-229.
- 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厚生損失」『経済分析』第135号。
- 朝日新聞 (2000) 「メダルの色」5月31日付、東京・神奈川版。
- 岩本康志 (2005) 「公共投資は役に立っているのか」大竹文雄編『応用経済学への誘い』115-136頁、日本評論社。
- 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、27-52頁。
- 奥野信宏 (1988) 『公共経済』東洋経済新報社。
- 経済企画庁 (1997) 『経済白書』。
- 総務省自治行政局 (各年) 『衆議院議員総選挙』。
- 土居丈朗 (2002) 『地域から見た日本経済と財政政策』三菱経済研究所。
- 内閣府 (各年) 『国民経済計算』。
- 本間正明・田中宏樹 (2004) 「公共投資の地域間配分の政策評価——都道府県パネルデータを用いた実証分析とシミュレーション」『フィナンシャル・レビュー』第74号、4-22頁。
- 三井清・太田清編 (1995) 『社会資本の生産性と公的金融』日本評論社。
- 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』6月、42-47頁。
- 読売新聞 (2000) 「金、銀、銅議員」6月1日付、東京版。