

社会資本の生産力効果の再検討

宮川 努・川崎一泰・枝村一磨

新たに作成された地域別・産業別生産性データベースと社会資本のデータを組み合わせて、社会資本の生産力効果を再検討した。我々の推計では、バブル崩壊後に全産業にわたって生産力効果が見られる。これはバブル崩壊後財政が悪化し、社会資本投資が抑制的に運営される中で、効率的な投資配分が行われてきたことを示唆している。推計結果から計測される社会資本の収益率は、総じて民間資本より高いが、これは非製造業において顕著である。また民間資本の収益率は地域差がほとんどないが、社会資本の収益率やトービンのQは地域差が大きく、都市部以外の地域に社会資本が重点的に配分されたことを示している。

JEL Classification Codes: H54, H76, 47, R11, R53

1. はじめに

社会資本の生産力効果については、早くから Mera(1973)および Asako and Wakasugi(1984)など日本の経済学者が注目してきた。その後 Aschauer(1989)の研究を経て、岩本(1990)、浅子・坂本(1993)、吉野・中野(1994)、三井・井上(1995)ら日本の経済学者が精力的に研究の蓄積を行ってきた。しかしながら、日本経済の長期停滞により財政が悪化するとともに、公共投資が継続的に削減されたために、社会資本の生産力効果に関しては当初ほど多くの関心が寄せられなくなっている¹⁾。

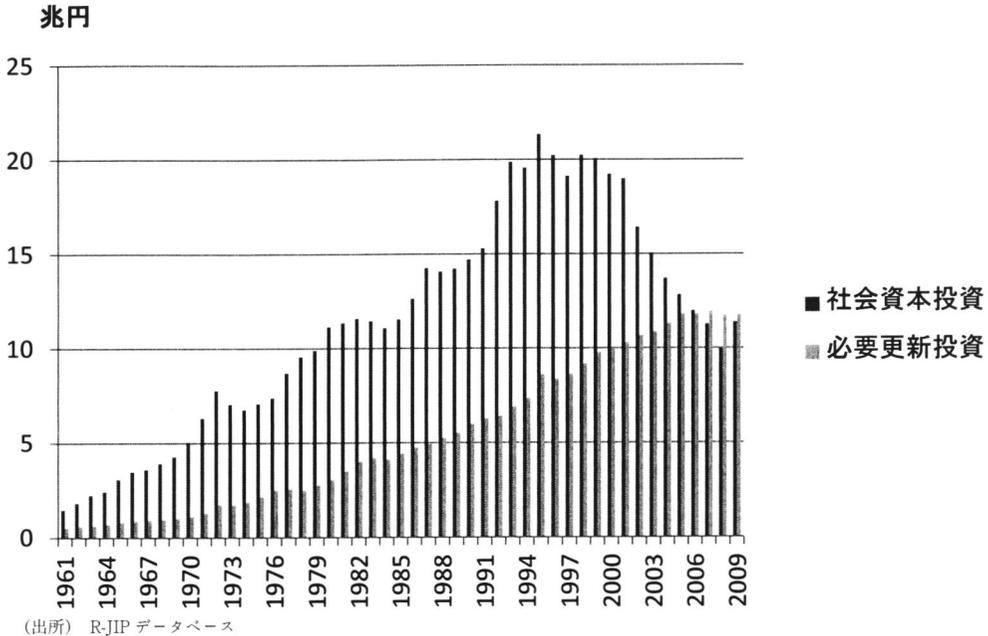
次節のサーベイで詳しく見るように、1990年代後半から2000年代にかけての社会資本に関する分析としては、社会資本が地域の経済的収束に与える効果や、その資産評価などへと関心が移っている²⁾。ところが、ここにきて社会資本の経済的効果が再度注目されるようになってきた。その理由は二つある。一つは、宮川・日本経済研究センター(2002)、宮川(2005)、根本(2011)が予見し、2012年12月の中央高速道笹子トンネルの事故で明らかになった社会資本の更新問題である。図1を見れば明らかのように、1990年代からの公共投資削減により、2004年以降社会資本への投資額は、必要更新投資額を下回っている。今後もこれまで蓄積されてきた社会資本の更新投資は増加すると考えられるが、そのすべてを賄うことはできない。そこであらためてどのような社会資本が経済全

体に貢献するかを再検討する必要性が生じたのである。

二つ目は、2011年3月の東日本大震災を機に防災施設の充実に課題となったことである。この問題意識は、自民党の「国土強靱化計画」へとつながり、安部政権における経済政策の「三本の矢」の一つである機動的な財政出動の中に位置づけられている。しかしこうした公共投資重視への再帰は、政策面での先走りが懸念され、経済学的な裏付けがなければ、過去のばらまき投資に陥るのではないかとの意見も出されている。また、こうした公共投資への回帰が、もう一つの矢である、成長戦略とどのように関連していくのかについても検討された気配はない。

以上のような問題意識から、本稿では社会資本の生産性効果についてあらためて検討を行う。本稿では、本特集で詳説されている、地域別・産業別生産性データベース(R-JIP database)を利用する。本データベースを利用するメリットは次のとおりである。R-JIP databaseは、1970年から2008年の約40年にわたる、地域別の付加価値、労働投入、民間資本、社会資本データが整備されている³⁾。これにより、1990年まで一貫して公共投資が増え続けた時期と、その後公共投資が削減された時期を分割して分析しても、十分なデータ量を確保することができ、「失われた20年」における社会資本の経済効果とそれ以前の社会資本の経済効果を比較することが可能になる。

図1. 社会資本投資と必要更新投資



R-JIP データベースを利用するもう一つのメリットは、これが地域別だけでなく産業別の系列を有していることである。これまで社会資本がマクロ経済または地域経済全体に及ぼす影響については数々の分析がなされてきた。しかし、地域の社会資本が、その地域の産業構造にどのような影響を与えるかについては、あまり知られていなかった。例えば図2のように社会資本の比率が高い地域は、建設業の比率も高いが、その一方で機械系産業の比率を必ずしも高めているわけではない。宮川・比佐(2013)、Miyagawa and Hisa(2013)は、現在の日本ではIT関連産業こそがリーディング産業であり、こうしたリーディング産業を重視した産業構造の転換が、日本の潜在成長力を高めるとしている。また川上(2013)は、IT関連の起業が多い地域ほど地域の生産性を上昇させていることを実証している。これらを考え合わせると、公共投資による社会資本の蓄積は、短期的には地域の成長力を高めるかもしれないが、長期的な成長力を高めるとは限らない。この点は、先ほど述べた安部政権における「三本の矢」のうち、公共投資と成長戦略の関係性を考えるうえで重要な問題である。したがって本稿では、R-JIP データベースを活用することにより、社会資本が民間の成長産業育成につながるかどうかを検証する。

次節では、本稿における分析と対比の意味も

含めて、これまでに分析された社会資本の生産性効果に関する研究をサーベイする。第3節では、R-JIP データベースを利用した我々の社会資本の生産性効果に関する分析を行い、合わせて社会資本と産業構造との関連性を考察する。最終節では、我々の分析をまとめるとともに、その政策的インプリケーションについて述べる。

2. 社会資本の経済効果をめぐる議論：日本での実証研究を中心として

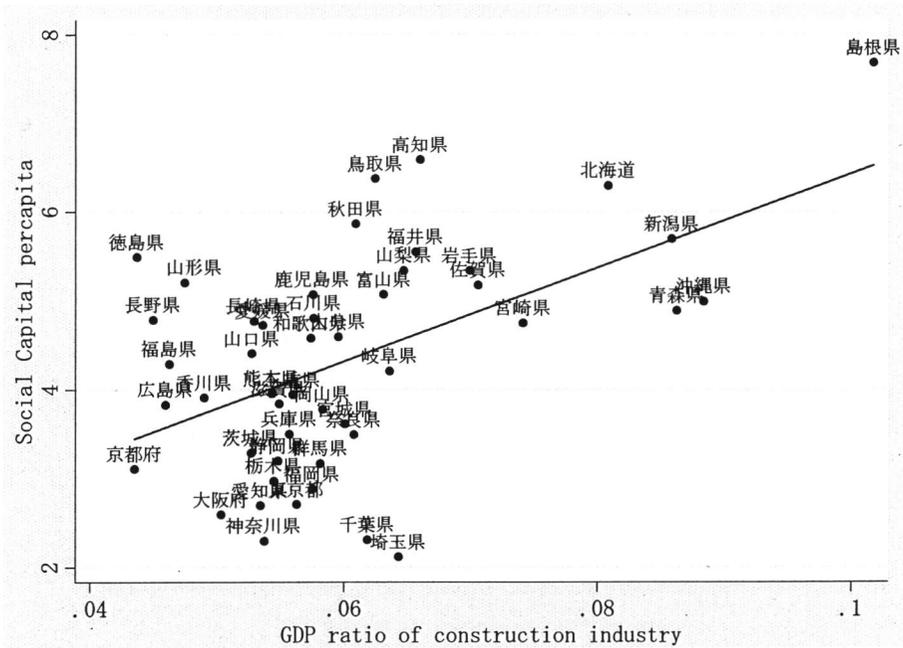
日本では、Mera(1973)、Asako and Wakasugi(1984)の萌芽的研究やAschauer(1989)の影響を受け、公共投資の効果に関心が集まった1990年代以来、社会資本に関する多くの研究成果が蓄積されてきた。これらの社会資本をめぐる議論は林(2003)、田中・本間(2004)、岩本(2005)などで整理されている。しかし論点は多岐にわたるので、ここでは本研究に関連の深い生産力効果、同時性問題、民間投資誘発効果を中心に、先行研究を整理していく。

①生産力効果の測定と最適性

社会資本の生産力効果という場合、通常の実産関数に含まれる生産要素としての資本を、民間資本と社会資本に分けて考える。いま付加価値を Y 、労働投入量を L 、民間資本ストックを K 、社会資本ストックを G とすると、次のような生産関数を想定する。

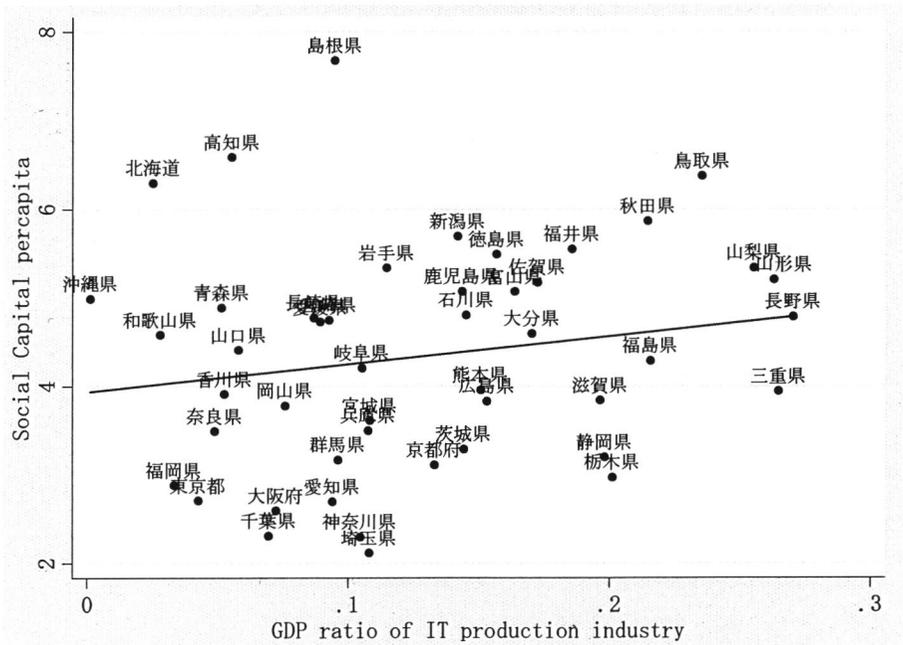
$$Y_{r,t} = A_r K_{r,t}^{\alpha} L_{r,t}^{\beta} G_{r,t}^{\gamma} \quad (1)$$

図 2-1. 1人当たりの社会資本ストック額と建設業の GDP シェア(2008 年)



(出所) R-JIP データベース

図 2-2. 1人当たりの社会資本ストック額と機械産業の GDP シェア(2008 年)



(出所) R-JIP データベース

(1)式はマクロレベルで考えることもできるが、 α という地域を表す添字をつけているのは、社会資本に関する分析の多くが地域単位での効果を考察しているからである。もし、通常の生産要素が労働投入と民間資本だけで考えられているとすれば、社会資本は、全要素生産性の一

構成要素として考えることができる。ここで生産関数を1次同次とし、社会資本を全要素生産性の一構成要素と仮定した場合、 $\alpha + \beta = 1$ と置くことができる。こうした社会資本の役割を「環境の創出」と位置付ける特定化が、浅子・坂本(1993)、吉野・中島・中東(1999)、本間・

田中(2004)等で採用されている。一方、社会資本を生産要素の一つとして捉え、 $\alpha + \beta + \gamma = 1$ とする特定化が岩本(1990)で採用され、初期の研究ではこの仮定による実証分析がなされていた。

実証分析としては、基本的に(1)式の数値をとった次の(2)式を用いる。

$$\ln Y_{r,t} = \ln A_r + \alpha \ln K_{r,t} + \beta \ln L_{r,t} + \gamma \ln G_{r,t} \quad (2)$$

(2)式の推計により、社会資本の生産弾力性 γ を計測し、生産力効果の有無が検証できることになる。この考え方に基づき、Mera(1973)は日本の地域データを使った分析を行っており、社会資本が民間の生産に十分大きく寄与していることを示した。また、社会資本の研究論文の多くに引用されているAschauer(1989)は、社会資本ストックが生産に与えた影響を計測している。この研究では、社会資本の生産性への弾力性が有意な正值であったことから、社会資本には生産力効果があることを示した。ほぼ同時期に、日本では岩本(1990)、浅子・坂本(1993)、吉野・中野(1994)、三井・井上(1995)などが発表され、日本においては生産力効果が観測される結果が大勢を占めている。

研究の進展とともに、生産関数の関数形をより一般化させるために、Cobb=Douglass関数だけでなくTranslog関数を推計するなどがなされてきた。また、推計したパラメーターより限界生産性を導出し、社会資本水準の最適性を検証する研究も増えてきた(岩本(1990)、三井・井上(1995)、吉野・中島・中東(1999))。岩本(1990)、浅子・坂本(1993)はマクロデータ、三井・井上(1995)、吉野・中島・中東(1999)は地域別データを利用した推計を行っている。なお、推計期間、推計方法が異なるため、一概に比較はできないが、岩本(1990)、三井・井上(1995)は概ね80年代は社会資本蓄積が過小と評価したのに対して、吉野・中島・中東(1999)は同時期を過大と評価している。

吉野・中野(1994)では地域別の最適性に関する分析がなされており、首都圏を中心とする都市部の社会資本が過小であることを指摘している。また、吉野・中島・中東(1999)では、産業別⁴⁾の生産力効果の分析がなされており、第一次産業において社会資本が課題であり、生産力効果が小さいことを指摘している。最近では、林(2009)が1999年から2004年までの都道府県別パネルデータを用いた実証分析を行っている。

状態依存モデルや固定効果モデルを用いた推計を行った結果、生産の社会資本弾力性が先行研究よりも高い値が推計され、近年の社会資本の生産力が回復傾向にあることを示唆している。

また、Bronsini and Piselli(2009)はイタリアのデータを用いた分析を行っており、全要素生産性とR&D、人的資本、社会資本の関係を分析している。彼らの分析では、社会資本に関しても正の生産力効果が観測されている。

②同時性問題

社会資本の生産力効果の推定の際に、しばしば同時性問題が取り扱われてきた。これは地域別に捉える際、社会資本が生産量に影響を及ぼしているという関係のみではなく、生産量の低い地域に社会資本が多く配分されるので、生産力効果が正に偏るというものである。また、労働投入や民間資本ストックにおいても、社会資本と同様に、同時性問題が指摘されている(浅子・坂本(1993)、三井・井上(1995)、林(2003)など)。

こうした同時性問題に対して、操作変数法による推計が先行研究でも行われてきた。具体的には、浅子・坂本(1993)では、労働、民間資本、社会資本の説明変数の1期前及び1期後を操作変数として採用し、推計している。また、浅子他(1994)では、すべての説明変数の1期前のものを採用している。その他、三井・井上(1995)では説明変数の1期前と2期前のもの、日本のデータではないがHoltz-Eakin(1994)は説明変数の2期前のものを操作変数として採用している。

これに対して、岩本他(1996)では、公共投資政策の意図と相関を持たない操作変数を求めることが極めて困難なことから政策に影響を与える要因を地域ダミー変数として捉える方法⁵⁾とサンプルを性質の似通ったグループにまとめて推計する方法を考察している⁶⁾。これらの分析の結果、高度経済成長期には正の生産力効果が観測されたものの、石油危機後はそのような効果が観測されなくなっているとしている。また、産業別分析では、データ制約から地域経済を1部門経済と仮定しているが、この方法では社会資本の地域経済への貢献を十分に捉えられなかったとしている。

③民間投資誘発効果

吉野・中野(1994)、吉野・中島・中東(1999)では、社会資本が民間投資を誘発することで、地域の生産が上昇する効果を計測されている。

表 1. 社会資本の先行研究に関する調査の特徴

先行研究	データ	推計期間
岩本(1990)	T	1956-1984
浅子・坂本(1993)	T, P	1975-1985
吉野・中野(1994)	T, P	1975-1984
三井・井上(1995)	T	1956-1989
三井・竹澤・河内(1995)	T, P	1966-1984
吉野・中島・中東(1999)	T, P, I	1975-1994
本間・田中(2004)	T, P	1977-2000
亀田・李(2008)	T, P	1961-2003
川崎(2011)	T, P	1975-2001

注) データの T は時系列, P は地域別(都道府県, 地域ブロックなど), I は産業別を表す。

吉野・中野(1994), 吉野・中島・中東(1999)では, 社会資本を含んだ Translog 型生産関数を推計し, ここで得られたパラメーター等を利用し, 社会資本の生産力効果を社会資本が直接生産を拡大する部分(直接効果)と民間資本を誘発することで生産を拡大する部分(間接効果)に分け, 分析を行い, 民間資本を誘発することを通じた生産拡大の存在が確認されている。

三井・竹澤・河内(1995)では, 公共投資を含む民間投資関数と社会資本を含む収益率関数を同時推計することで, 公共投資のクラウド・イン効果の検証を試みている。三井・竹澤・河内(1995)の結論は, 高度経済成長期には社会資本の水準が低かったこともあり, クラウド・アウト効果よりも, クラウド・インの効果の方が大きかったのに対して, 1971年以降, 社会資本が民間資本の収益性に貢献する程度が小さくなり, クラウド・アウト効果が強まってきたことを指摘した。

また, 最近では畑農(2008)で同様の問題意識にたった実証分析がなされている。畑農(2008)では, 民間投資と公共投資の関係をストックレベルで表現し, その長期均衡を構築し, 実証分析がなされた結果, クラウド・イン効果が明確に確認されている。

この他に, 収束に着眼した研究(深尾・岳(2000), 塩路(2000), Shioji(2001), 川崎(2011)), 生活関連型社会資本に着眼した研究(赤木(1996)), 国直轄事業, 国庫補助事業等の事業別社会資本に着眼した研究(亀田・李(2008))などの研究が進められている。また, スピル・オーバー効果をめぐっては, Cohen and Paul(2004)でアメリカの産業データを使って社会資本のスピル・オーバー効果の分析がなされており, スピル・オーバー効果が州レベルでの公共投資の費用削減に寄与することを示している。これらの日本での社会資本に関する研究の主なものの分析データを整理すると表

1 のようになる。

以上の研究を踏まえると, 本稿は次のように特徴づけられる。第一に, 2000年以降のデータを使い推計を試みている点があげられる。我々のデータは, 公共投資額が継続的に減少傾向を示すようになった時期を多く含んでおり, 従来の分析と異なった知見が得られる可能性がある。第二に, R-JIP データベースを利用することにより, 地域別・産業別の分析が可能となり, 製造業・非製造業別の分析を試みている。第三に, 地域と産業という観点から, スピル・オーバー効果や産業構造の変化を捉えるインデックスを導入し分析を試みている。

3. 社会資本の経済的効果の推計

3.1 社会資本の生産力効果

社会資本の生産力効果を推計するにあたり, 我々は, (1)式の実生産関数を変形し, 次のような生産関数を考える。

$$Y_{r,t} = A(G_{r,t})K_{r,t}^{\alpha}L_{r,t}^{1-\alpha} \quad (3)$$

すなわち, 社会資本は全要素生産性の変化を通して, 地域の GDP に影響を与えると考える。実際の推計はこれを変形して,

$$\ln Y_{r,t}/L_{r,t} = \text{const.} + \gamma \ln G_{r,t} + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{r,t} + \alpha \ln(K_{r,t}/L_{r,t}) + \mu_{r,t} \quad (4)$$

である。(4)式で $X_{r,t}$ は, 全要素生産性に影響を与える地域的な変数を考えている。本推計では, 他都道府県社会資本のスピル・オーバー効果 ($SpillG_{-r,t}$), 同じく他都道府県の機械資本のスピル・オーバー効果 ($SpillK_{r,t}^M$), 当該地域の産業構造の変化を表すインデックス ($SI_{r,t}$) を使っている。スピル・オーバー効果は,

$$SpillZ_{-r,t} = \sum_{j \neq r}^{47} \omega_{r,j} Z_{j,t} \\ (Z_{j,t} = G_{j,t} \text{ or } K_{j,t}^M)$$

ここで, K^M は, 民間資本のうちの機械資本を指している。

社会資本のスピル・オーバー効果は, 物流を通じて他地域の社会資本蓄積が, 当該地域の生産効率にも影響を与える効果があるかどうかを確かめるための変数である。一方, 機械資本のスピル・オーバー効果は, De Long and Summers(1991), Temple(1998), 宮川・白石(2000)のように, 他地域の機械資本が外部性を有していると考えて推計に含めている⁷⁾。これは他地域の機械資本の蓄積が, 部品取引などを

表2. 統計量の要約

		N	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値
Y (十億円)	全サンプル	1596	8288.3	4518.3	10968.1	1155.6	91112.9
	製造業	1596	2060.5	1145.9	2371.2	141.5	15605.5
	非製造業	1596	5421.9	2865.7	8217.8	749.5	74515.1
K/L	全サンプル	1596	6.52	6.12	2.87	1.74	13.39
	製造業	1596	6.26	5.60	3.59	1.03	20.42
	非製造業	1596	7.39	7.13	3.26	1.84	16.19
G(十億円)		1596	3893.66	2809.01	3708.24	352.89	22027.97
SpillG	ウェイト：都道府県間類似性指標	1596	166.11	157.15	78.21	39.65	283.99
SpillK	ウェイト：都道府県間類似性指標	1596	379.16	424.78	165.84	120.13	627.13
SI		1596	0.98	0.99	0.02	0.73	1.00
建設業に従事する労働者の比率		1596	0.10	0.10	0.01	0.06	0.15
HHI		1596	0.11	0.11	0.02	0.08	0.19
東京都との生産性成長率格差		1596	-0.01	-0.01	0.03	-0.16	0.10

表3. 推計結果(1)

推計方法	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	pooled OLS	pooled OLS	IV	IV	fixed effect with IV	fixed effect with IV
ln(K/L)	0.361*** (0.011)	0.312*** (0.011)	0.271*** (0.020)	0.099 (0.082)	0.327*** (0.088)	0.260*** (0.052)
ln G	0.064*** (0.003)	0.049*** (0.003)	0.160*** (0.014)	0.456*** (0.134)	-0.407 (0.332)	-0.137 (0.199)
SpillG		-0.002*** (0.001)		0.014** (0.006)		-0.006*** (0.001)
SpillK		-0.001** (0.000)		0 (0.001)		0.001 (0.001)
SI		-0.289*** (0.089)		-2.977*** (0.940)		-0.163*** (0.081)
const	-0.285*** (0.038)	0.510*** (0.098)	-1.480*** (0.172)	-3.055** (1.224)	6.178 (4.418)	2.898 (2.671)
Observations	1598	1596	1598	1596	1598	1596
adjusted R2	0.905	0.917	0.831	—		
F 統計量	434.466	464.386	239.9	34.374	951.08	1708.646

通じて、当該地域にも影響を及ぼす効果を想定している。したがって、スピル・オーバー効果のウェイト ω については、自地域 r と他地域 j との産業構造の類似性を表す類似性指標 (similarity index) を用いている。この類似性指標 $SI_{r,j}$ は、

$$SI_{r,j} = \frac{\sum_{n=1}^{23} s_{r,n} s_{j,n}}{\left[\sum_{n=1}^{23} (s_{r,n})^2 \sum_{n=1}^{23} (s_{j,n})^2 \right]^{1/2}}$$

と定義される。ここで、 $s_{r,n}$ は、地域 r における、産業 n の付加価値シェアを表している。

この類似性指標は、もともと Wolff(2002) が産業構造の変化を示す指標として利用したもので、値としては0と1の値をとる。そして産業構造が変化していない場合は、1に近づく。ここでは、これを地域間の産業構造の類似性指標として利用し、地域間の産業構造が近いほど、高いウェイトでスピル・オーバー効果が伝播すると想定している⁸⁾。

一方説明変数として利用する類似性指標は、Wolff(2002)が開発したような、 $t-5$ 期から t

期にかけての産業構造の変化を示指標であり、

$$SI_{t-5,t} = \frac{\sum_{n=1}^{23} S_{t-5n} S_{tn}}{\left[\sum_{n=1}^{23} (S_{t-5n})^2 \sum_{n=1}^{23} (S_{tn})^2 \right]^{1/2}}$$

となる。この指標は、0に近づくほど時間を通じた産業構造の変化が大きいことを示している。この指標の係数が負の場合は、産業構造の変化が地域経済に新陳代謝をもたらし、地域の生産性を向上させていると解釈することができる。

推計方法は、pooled OLSに年ダミーを加えた推計、同じくこれに同時性を考慮して、当該地域の建設業の実質付加価値額シェア、各都道府県が特定の産業に依存しているかどうかを示す都道府県別ハーフィンダール指数、東京都とのTFP水準の差を操作変数として加えた推計、そして操作変数法の固定効果モデルである。説明変数の社会資本、民間資本、労働投入量や産業構造の変化を示すインデックスでラグ値をとっている。推計期間は1975年から2008年である。各変数の統計量は表2、推計結果は表

表 4. 推計結果(2)

推計方法	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	pooled OLS	pooled OLS	IV	IV	IV	IV	fixed effect with IV	fixed effect with IV	fixed effect with IV	fixed effect with IV
$\ln(K/L)$	0.378*** (0.014)	0.351*** (0.018)	0.252*** (0.060)	0.314*** (0.021)	0.304*** (0.023)	0.276*** (0.033)	0.078** (0.033)	0.150*** (0.028)	-0.03 (0.066)	0.095** (0.044)
$\ln G$	0.054*** (0.004)	0.073*** (0.004)	0.154*** (0.045)	0.080*** (0.023)	0.160*** (0.012)	0.256*** (0.038)	0.054 (0.086)	-0.106 (0.066)	1.008*** (0.211)	0.706*** (0.146)
$SpillG$				-0.002 (0.004)		0.006*** (0.002)		-0.002 (0.002)		-0.009*** (0.001)
$SpillK$				-0.001 (0.001)		0 (0.001)		-0.002*** (0.001)		0.004*** (0.001)
SI				-0.197 (0.160)		-2.440*** (0.425)		0.212*** (0.049)		-0.167* (0.098)
$const$	-0.167*** (0.047)	-0.396*** (0.068)	-1.372** (0.543)	-0.087 (0.312)	-1.564*** (0.178)	-1.398** (0.617)	0.41 (1.223)	3.557*** (0.865)	-13.899*** (3.130)	-9.086*** (2.306)
Observations	752	846	752	750	846	846	752	750	846	846
adjusted R2	0.814	0.729	0.619	0.806	0.583	0.217				
F統計量	194.357	120.496	89.106	158.612	77.103	38.371	539.468	771.059	263.756	372.654
Estimation period	1975-1990	1991-2008	1975-1990	1975-1990	1991-2008	1991-2008	1975-1990	1975-1990	1991-2008	1991-2008

3にまとめられている⁹⁾。

表3の結果を見るともっとも単純な pooled OLS では、期待通り社会資本の係数は有意で正の値をとっている¹⁰⁾。この点は操作変数法でも変わらない。しかし、操作変数を使った固定効果モデルでは、符号条件や有意性を満たした推計結果が得られていない。一方スピル・オーバー効果は、社会資本に関して、操作変数法の OLS の際に正で有意な値が出ているが、その他の推計では期待通りの結果を得ていない。

また機械資本のスピル・オーバー効果に関しては有意な結果が得られていない¹¹⁾。最後に産業構造の変化が全要素生産性を向上させるかどうかについては、いずれの推計でも係数の符号は負となっており、さらに多くの推計結果で係数は有意である。これは地域レベルでも産業構造の変化が生産性を向上させるということを意味している。

図1でみたように、社会資本投資の動きはバブル崩壊前とバブル崩壊後では大きく異なっている。そこで我々は1990年を境とした期間分割を行い、それぞれについて(4)式の推計を行なった。推計結果は表4にまとめられている。表4を見ると、pooled OLS、操作変数法を用いた OLS でみると、1990年代以前、以降とも社会資本の係数は有意である。しかし固定効果モデルやランダム効果モデルの操作変数推計これに対して、1991年以降の期間の推計では社会資本の係数はいずれも正で有意となっている。ただし、スピル・オーバーにかかわる変数は社会資本、民間資本ともに不安定である。産業構造の変化にかかわる変数は、1991年以降の推計で一貫して負で有意となっている。これは、産業構造に変化があるほど地域の生産性向上が進むのは1990年代以降であることを示している。したがって表4の結果から、社会資本はむしろ1990年代以降減少過程に入っているのほうから、生産性の向上という観点からは、より効率的な配分がなされてきたと言える¹²⁾。

3.2 社会資本の限界生産力とトービンのQ

(4)式の γ は、社会資本の生産弾力性を表す値であり、

$$\gamma = \frac{\partial Y}{\partial G} \frac{G}{Y}$$

から、三井・井上(1995)や三井(2003)で示されたように、推計された γ の値を利用して、社会資本の限界生産力、すなわち社会資本の収益率

$$\frac{\partial Y}{\partial G} = \gamma \frac{Y}{G} \quad (5)$$

を計算することができる。

表5. 社会資本及び民間資本の限界生産力

	1975年-2008年		1975年-1990年		1991年-2008年	
	社会資本	民間資本	社会資本	民間資本	社会資本	民間資本
全国	0.33	0.13	0.43	0.14	0.28	0.13
北海道	0.19	0.12	0.27	0.13	0.15	0.12
青森	0.22	0.10	0.29	0.13	0.18	0.09
岩手	0.21	0.11	0.27	0.13	0.18	0.11
宮城	0.31	0.11	0.43	0.13	0.27	0.11
秋田	0.20	0.12	0.30	0.13	0.16	0.11
山形	0.20	0.12	0.29	0.14	0.17	0.12
福島	0.27	0.11	0.36	0.12	0.24	0.12
茨城	0.35	0.10	0.44	0.11	0.31	0.11
栃木	0.41	0.13	0.53	0.15	0.36	0.13
群馬	0.34	0.12	0.44	0.14	0.30	0.13
埼玉	0.36	0.13	0.49	0.14	0.32	0.13
千葉	0.39	0.10	0.50	0.12	0.33	0.10
東京	0.69	0.18	0.80	0.18	0.63	0.19
神奈川	0.38	0.11	0.50	0.13	0.33	0.12
新潟	0.19	0.10	0.25	0.11	0.16	0.10
富山	0.26	0.11	0.37	0.12	0.21	0.11
石川	0.27	0.12	0.37	0.14	0.23	0.11
福井	0.22	0.09	0.28	0.09	0.20	0.10
山梨	0.19	0.12	0.24	0.15	0.17	0.12
長野	0.23	0.11	0.34	0.13	0.19	0.11
岐阜	0.25	0.13	0.35	0.16	0.20	0.13
静岡	0.38	0.13	0.50	0.14	0.33	0.13
愛知	0.45	0.12	0.57	0.13	0.40	0.13
三重	0.31	0.12	0.40	0.13	0.27	0.12
滋賀	0.31	0.11	0.39	0.12	0.28	0.11
京都	0.37	0.14	0.56	0.16	0.30	0.14
大阪	0.47	0.14	0.60	0.16	0.40	0.15
兵庫	0.29	0.12	0.41	0.13	0.24	0.12
奈良	0.25	0.12	0.36	0.14	0.21	0.13
和歌山	0.25	0.11	0.40	0.12	0.19	0.11
鳥取	0.19	0.12	0.28	0.14	0.16	0.12
島根	0.16	0.11	0.24	0.15	0.13	0.10
岡山	0.30	0.12	0.42	0.13	0.25	0.12
広島	0.30	0.13	0.43	0.15	0.24	0.13
山口	0.27	0.12	0.37	0.13	0.23	0.12
徳島	0.20	0.12	0.27	0.15	0.17	0.12
香川	0.26	0.14	0.37	0.17	0.21	0.14
愛媛	0.23	0.13	0.36	0.14	0.18	0.14
高知	0.15	0.14	0.22	0.15	0.13	0.14
福岡	0.37	0.14	0.48	0.16	0.31	0.14
佐賀	0.22	0.11	0.30	0.13	0.18	0.10
長崎	0.23	0.13	0.33	0.15	0.19	0.14
熊本	0.23	0.12	0.32	0.14	0.19	0.12
大分	0.26	0.12	0.37	0.14	0.22	0.12
宮崎	0.22	0.13	0.29	0.16	0.18	0.13
鹿児島	0.22	0.13	0.32	0.14	0.18	0.13
沖縄	0.18	0.11	0.27	0.14	0.14	0.10

我々は、全体の期間だけでなく、期間別の分析においても、他の変数が経済理論に照らし合わせて妥当で有意な推計結果になっているかどうかということや、過去の推計結果における γ の値を考慮して、表3の(3)の結果を利用して社会資本の収益率を求めることにした。表3の(3)における γ は0.16であり、これは浅子・野口(2002)やLighthart and Suárez(2011)が過去の推計結果をまとめた社会資本の生産弾力性の範囲に含まれている。我々のデータから、全期

間の Y/G は2.04であるから、これらの値を(5)式に代入すると、 $\partial Y/\partial K=0.33$ が得られる(表5参照)。すなわち社会資本の収益率は33%ということになる。一方同様に計算した民間資本の収益率は13%であり、外部性を含む社会資本の限界生産力は民間資本の限界生産力よりも高い¹³⁾。

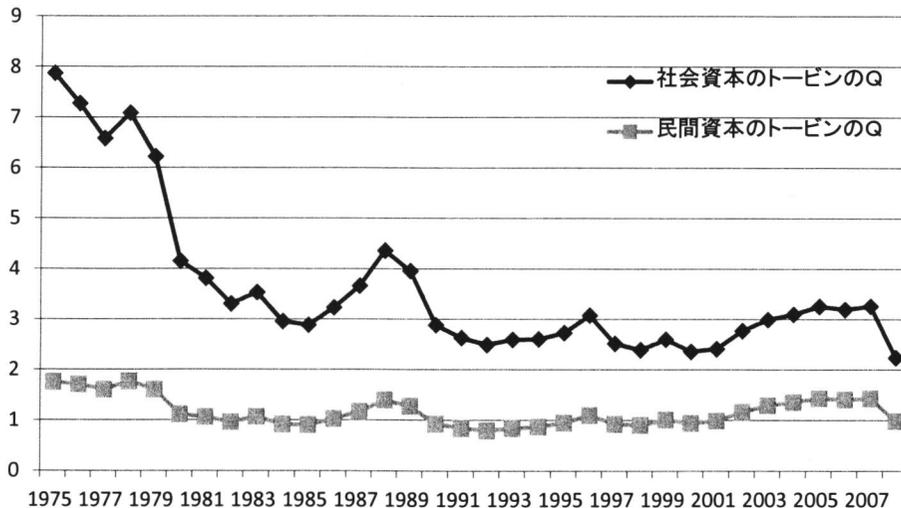
次に表4の(3)と(5)の結果を利用して、時期別の社会資本の限界生産力を推計すると、1990年以前は15%、1991年以降は16%となる。社会資本の生産弾力性は、総じて1991年以降が高くなっているが、社会資本の蓄積も進んでいることから、社会資本の限界生産力は1991年以降の方が低下している。各都道府県別に社会資本及び民間資本の収益率を比較すると、1990年以前は、多くの都道府県で社会資本の収益率は民間資本の収益率を大きく上回っていたが、1991年以降で社会資本の収益率が民間資本の収益率を20%以上上回っているのは、やはり千葉、東京、神奈川、愛知、大阪などの都市部に限られ、その他の地域では社会資本の収益率と民間資本の収益率の差は縮小している。

表5でもう一つ特徴的なことは、民間資本の収益率が地域間でほとんど差がないのに対して、社会資本の収益率は地域間で大きなばらつきがあるということである。このことは、民間資本は地域間の資本移動がスムーズに行われた結果収益率が均等化したのに対し、社会資本は、都市部よりもそれ以外の地域で社会資本の集積が進んだため、収益率が不均等なままになっているといえる。

浅子・野口(2002)にならい、この推計された社会資本及び民間資本の限界生産力と資本コスト(r)を利用して、社会資本と民間資本のトービンの Q を計算してみよう。社会資本のトービンの Q と民間資本のトービンの Q を、それぞれ、 Q^C と Q^K すると、

$$Q^C = \frac{\partial Y}{\partial G} / r \quad (6-1)$$

図3. 社会資本と民間資本のトービンのQ



$$Q^K = \frac{\partial Y}{\partial K} / r \quad (6-2)$$

によって両者を計算することができる¹⁴⁾。

この(6-1)式、(6-2)式を利用して全国の社会資本と民間資本のトービンのQを示したものが図3である。図3をみると、社会資本のトービンのQは、常に民間資本のトービンのQを上回っている。特に1970年代の後半のトービンのQは、かなり高い値をとっているが、1980年代に入ってからその値は2から4の間であり、時間とともに徐々に低下している。1980年代以降に限れば、社会資本のトービンのQは、浅子・野口(2002)の値を少し上回る程度である。一方、民間資本のトービンのQは、浅子・野口(2002)の推計を下回り、1980年代以降1前後である。この理由としては、注11で説明したように、我々の社会資本ストックデータが、内閣府などが推計した社会資本ストックデータよりカバレッジが小さいということが考えられる。JIPデータベースの民間資本は内閣府が推計している社会資本の一部も含まれているため、通常社会資本と民間資本の区分よりも、社会資本の値が小さく、民間資本の値が大きくなっている。このため、通常よりも社会資本の限界生産力が高く、民間資本の限界生産力が低くなっている。ただ民間資本のトービンのQは、理論通り1前後で推移しており、必ずしも我々のデータが間違っているわけではない。また時系列的にみても社会資本のトービンのQは徐々に低下しており、社会資本の経済的影響は小さくなっている。そもそも社会資本のトービンのQは、社会資本投資の投資機

会を測る指標というよりも、2000年代に入り、政府部門の負債が増加するに伴って、政府部門がその負債に見合った資産を有しているかどうかを検証する一手段として提起された。例えば2008年の社会資本額は422兆円で、推計されたトービンのQは2.24ということから考えると、推計された社会資本の市場価値額は945兆円となる¹⁵⁾。すでに政府部門の負債額は1,000兆円を超えていることから、政府の資産額から負債額を引いた純資産はマイナスということになる。したがって社会資本の限界生産力が高く、トービンのQも高い値をとっているとしても、政府のバランスシートの観点からすれば、もはや安心できる状態ではないのである。

この考え方を各都道府県について適用したのが表6である。表6をみると、表5と同様、1990年までは各都道府県のトービンのQはかなり高い値をとっていたが、1991年以降は都市部とそれ以外ではかなり格差がつくようになり、都市部以外のトービンのQは1991年以降かなり低下していることがわかる。

3.3 社会資本と産業構造の変化

第1節で述べたように、公共投資が短期的な景気対策手段を超えて、成長政策にも寄与しているかどうかを検証するためには、公共投資が生産性の高い成長産業を促進しているかどうかを検証する必要がある。こうした分析のためには、地域別に加え産業別のデータも提供されているR-JIPデータベースが有用となる。

深尾・宮川(2008)などでも明らかにされたように、日本の場合ほぼ一貫して製造業の生産性

表 6. 社会資本及び民間資本の地域別トービンの Q

	1975-2008		1975-90		1991-2008	
	社会資本	民間資本	社会資本	民間資本	社会資本	民間資本
北海道	1.59	0.99	2.07	1.04	1.41	1.06
青森	1.82	0.84	2.30	1.04	1.64	0.84
岩手	1.72	0.95	2.08	1.04	1.59	1.01
宮城	2.61	0.91	3.30	0.99	2.39	0.98
秋田	1.69	0.98	2.34	1.05	1.48	1.04
山形	1.63	0.98	2.21	1.07	1.44	1.04
福島	2.35	0.98	2.91	1.01	2.14	1.07
茨城	2.85	0.85	3.38	0.87	2.66	0.94
栃木	3.24	1.02	3.89	1.11	3.03	1.10
群馬	2.74	0.98	3.34	1.05	2.52	1.05
埼玉	2.95	1.02	3.69	1.08	2.74	1.12
千葉	3.27	0.87	3.99	0.94	3.03	0.94
東京	5.67	1.46	6.09	1.41	5.57	1.66
神奈川	3.12	0.95	3.81	0.96	2.88	1.05
新潟	1.61	0.87	1.95	0.88	1.49	0.95
富山	2.16	0.89	2.96	0.96	1.87	0.95
石川	2.20	0.95	2.79	1.09	1.98	0.99
福井	1.97	0.80	2.32	0.77	1.84	0.91
山梨	1.47	0.94	1.73	1.08	1.39	0.99
長野	1.85	0.89	2.55	0.97	1.64	0.95
岐阜	1.96	1.08	2.69	1.23	1.71	1.12
静岡	3.01	1.03	3.75	1.08	2.76	1.12
愛知	3.63	1.01	4.36	1.02	3.39	1.12
三重	2.48	0.93	3.10	1.03	2.27	0.99
滋賀	2.51	0.87	2.97	0.87	2.39	0.97
京都	2.97	1.15	4.23	1.20	2.56	1.23
大阪	3.88	1.20	4.69	1.24	3.51	1.29
兵庫	2.44	1.01	3.22	1.05	2.14	1.08
奈良	2.03	1.00	2.70	1.04	1.81	1.09
和歌山	2.21	0.98	3.38	1.00	1.76	1.04
鳥取	1.60	1.01	2.20	1.10	1.39	1.07
島根	1.30	0.93	1.87	1.18	1.11	0.91
岡山	2.49	1.01	3.36	1.05	2.16	1.08
広島	2.41	1.09	3.30	1.15	2.09	1.16
山口	2.29	1.01	2.91	1.03	2.03	1.09
徳島	1.67	1.02	2.18	1.16	1.49	1.07
香川	2.14	1.16	2.91	1.32	1.85	1.19
愛媛	1.89	1.12	2.80	1.12	1.59	1.23
高知	1.29	1.14	1.74	1.21	1.11	1.20
福岡	3.02	1.17	3.79	1.27	2.70	1.23
佐賀	1.82	0.89	2.35	0.98	1.64	0.94
長崎	1.91	1.11	2.59	1.17	1.66	1.19
熊本	1.88	1.01	2.45	1.10	1.67	1.07
大分	2.17	1.01	2.94	1.09	1.90	1.06
宮崎	1.78	1.09	2.25	1.25	1.59	1.12
鹿児島	1.87	1.07	2.47	1.09	1.66	1.18
沖縄	1.42	0.87	2.00	1.04	1.26	0.90

が非製造業の生産性を上回ってきた。そこでここでは、経済全体を製造業と非製造業に分け、社会資本の蓄積がどちらの産業に寄与してきたかを検証する。

表 7-1、表 7-2 はそれぞれ、製造業と非製造業について、(4)式を推計した結果である。まず製造業での推計結果をみると、操作変数を利用した 1991 年以降の推計では、社会資本は製造業の生産性向上に寄与していることがわかる。ただし、社会資本のスピル・オーバー効果は、

多くのケースでマイナスとなっている。これに対し、機械資本のスピル・オーバー効果は、1991 年以降の推計で、正で有意となっていることから、1991 年以降は他の都道府県での機械資本の蓄積は、自地域にも良い効果をもたらすことが確認される。同じく 1991 年以降の推計では、産業構造の変化が激しい地域ほどその地域の製造業の生産性を向上させることも確認できる。

一方非製造業の推計では、社会資本の係数は時期にかかわらず、多くの推計で、正で有意となっている。このことは、これまでの社会資本の蓄積は、製造業よりも非製造業の生産性向上に多く寄与してきたと言える。また非製造業の場合は、スピル・オーバー効果についても、社会資本は多くの推計で正であるのに対し、民間機械資本は負で有意な符号をとる推計が多い。したがって、非製造業の場合は、社会資本の蓄積は、自地域での生産性だけでなく他地域での生産性向上にも望ましい結果をもたらすと考えられる。

表 7-1、表 7-2 の結果を利用して、前節と同様に社会資本と民間資本の収益率の推計を試みる。表 5 で収益率の計算基礎となった推計と同じ操作変数を使った OLS 推計の係数 (1991 年-2008 年) を利用した推計結果が表 8 にまとめられている。表 8 をみると社会資本、民間資本ともに、製造業、非製造業で収益率に大きな格差があることがわかる。すなわち、製造業における社会資本の収益率は 6% と同産業の民間資本の収益率

29% を大きく下回っている。これに対し、非製造業では社会資本と民間資本の収益率格差が逆転している。このことは、深尾・宮川 (2008) が述べたように、製造業と非製造業の生産性格差は全国レベルで存在しているものの、非製造業の低生産性は、社会資本の外部性によって補完されていることを示している。卸売・小売などの流通業、運輸、観光業などの非製造業は、社会資本のネットワーク効果に大きく依存しており、こうした社会資本がなければ民間資本も十分な

表 7-1. 製造業の推計結果

推計方法	(1) IV	(2) IV	(3) IV	(4) IV	(5) IV	(6) IV	(7) fixed effect with IV	(8) fixed effect with IV	(9) fixed effect with IV	(10) fixed effect with IV	(11) fixed effect with IV	(12) fixed effect with IV
$\ln(K/L)$	0.482*** (0.016)	0.430*** (0.033)	0.385*** (0.058)	0.493*** (0.019)	0.541*** (0.018)	0.518*** (0.020)	0.877*** (0.205)	0.582*** (0.066)	0.505*** (0.053)	0.503*** (0.043)	0.509*** (0.054)	0.421*** (0.049)
$\ln G$	0.173*** (0.023)	0.310*** (0.081)	0.285*** (0.102)	0.002 (0.044)	0.127*** (0.018)	0.184*** (0.036)	-2.455 (1.562)	0.047 (0.541)	-0.668*** (0.208)	-0.528*** (0.174)	0.714** (0.291)	1.518*** (0.277)
$SpillG$		0.003 (0.004)		-0.021*** (0.006)		-0.001 (0.002)		-0.014*** (0.001)		-0.020*** (0.004)		-0.018*** (0.002)
$SpillK$		0.004*** (0.001)		0.004* (0.002)		0.004*** (0.001)		0.005*** (0.001)		0.003 (0.003)		0.015*** (0.002)
SI		-2.665*** (0.663)		0.407 (0.321)		-3.255*** (0.472)		-0.227 (0.248)		0.880*** (0.140)		-0.747*** (0.236)
$const$	-1.889*** (0.337)	-1.775** (0.729)	-3.504** (1.419)	2.239** (1.078)	-1.248*** (0.274)	-0.042 (0.678)	37.964 (23.738)	1.849 (8.124)	10.438*** (3.060)	9.621*** (2.386)	-10.275** (4.410)	-22.677*** (4.572)
Observations	1598	1596	752	750	846	846	1598	1596	752	750	846	846
adjusted R^2	0.813	0.686	0.3	0.796	0.756	0.734						
F 統計量	218.445	120.422	48.05	146.89	151.16	123.12	118.881	651.422	120.189	160.833	320.467	286.381
Estimation period	1975-2008	1975-2008	1975-1990	1975-1990	1991-2008	1991-2008	1975-2008	1975-2008	1975-1990	1975-1990	1991-2008	1991-2008

表 7-2. 非製造業の推計結果

推計方法	(1) IV	(2) IV	(3) IV	(4) IV	(5) IV	(6) IV	(7) fixed effect with IV	(8) fixed effect with IV	(9) fixed effect with IV	(10) fixed effect with IV	(11) fixed effect with IV	(12) fixed effect with IV
$\ln(K/L)$	0.102*** (0.024)	0.056 (0.061)	0.166*** (0.041)	0.218*** (0.017)	0.166*** (0.023)	0.184*** (0.024)	0.022 (0.098)	0.065 (0.046)	0.133*** (0.022)	0.141*** (0.022)	0.173*** (0.028)	0.205*** (0.024)
$\ln G$	0.250*** (0.023)	0.486*** (0.148)	0.142*** (0.035)	0.075*** (0.019)	0.220*** (0.015)	0.239*** (0.028)	0.789* (0.444)	0.503*** (0.181)	0.094 (0.067)	-0.028 (0.054)	0.300*** (0.110)	0.180** (0.091)
$SpillG$		0.033*** (0.010)		0.006 (0.004)		0.019*** (0.002)		0.014*** (0.003)		0.012*** (0.002)		0.002 (0.002)
$SpillK$		-0.019*** (0.005)		-0.010** (0.004)		-0.017*** (0.002)		-0.021*** (0.004)		-0.017*** (0.003)		-0.004* (0.002)
SI		-2.311** (0.966)		0.065 (0.138)		-1.058*** (0.329)		0.294*** (0.107)		-0.086* (0.046)		0.206*** (0.077)
$const$	-2.549*** (0.289)	-4.030*** (1.404)	-1.145** (0.448)	-0.021 (0.482)	-2.268*** (0.230)	-2.287*** (0.420)	-10.721 (6.642)	-6.257** (2.724)	-0.362 (0.966)	1.706** (0.707)	-3.523** (1.646)	-1.661 (1.447)
Observations	1598	1596	752	750	846	846	1598	1596	752	750	846	846
adjusted R^2	0.69	—	0.742	0.814	0.333	0.337						
F 統計量	127.526	32.133	119.105	149.849	44.519	41.263	373.983	837.349	928.108	1016.406	536.714	547.052
Estimation period	1975-2008	1975-2008	1975-1990	1975-1990	1991-2008	1991-2008	1975-2008	1975-2008	1975-1990	1975-1990	1991-2008	1991-2008

表8. 社会資本及び民間資本の収益率(製造業・非製造業別)

	製造業		非製造業	
	社会資本	民間資本	社会資本	民間資本
全国	0.06	0.29	0.29	0.07
北海道	0.01	0.27	0.19	0.06
青森	0.02	0.21	0.22	0.05
岩手	0.03	0.26	0.20	0.06
宮城	0.04	0.29	0.30	0.06
秋田	0.02	0.31	0.18	0.06
山形	0.04	0.31	0.17	0.06
福島	0.06	0.31	0.23	0.06
茨城	0.09	0.23	0.27	0.05
栃木	0.11	0.30	0.30	0.06
群馬	0.09	0.28	0.26	0.06
埼玉	0.07	0.29	0.31	0.06
千葉	0.07	0.25	0.34	0.05
東京	0.07	0.55	0.75	0.10
神奈川	0.07	0.24	0.32	0.06
新潟	0.03	0.29	0.17	0.05
富山	0.06	0.25	0.19	0.05
石川	0.05	0.33	0.23	0.06
福井	0.04	0.27	0.20	0.05
山梨	0.04	0.29	0.16	0.06
長野	0.05	0.30	0.18	0.05
岐阜	0.05	0.29	0.20	0.07
静岡	0.10	0.30	0.27	0.06
愛知	0.13	0.25	0.33	0.07
三重	0.08	0.24	0.22	0.06
滋賀	0.10	0.30	0.21	0.05
京都	0.07	0.39	0.30	0.07
大阪	0.07	0.32	0.44	0.08
兵庫	0.06	0.27	0.24	0.06
奈良	0.04	0.32	0.22	0.06
和歌山	0.05	0.25	0.18	0.06
鳥取	0.03	0.40	0.16	0.06
島根	0.02	0.27	0.15	0.05
岡山	0.07	0.26	0.22	0.06
広島	0.05	0.22	0.25	0.08
山口	0.06	0.22	0.21	0.07
徳島	0.04	0.35	0.17	0.06
香川	0.04	0.33	0.22	0.07
愛媛	0.04	0.24	0.18	0.08
高知	0.01	0.33	0.15	0.07
福岡	0.05	0.27	0.35	0.08
佐賀	0.03	0.32	0.19	0.05
長崎	0.02	0.28	0.22	0.07
熊本	0.03	0.26	0.21	0.07
大分	0.02	0.26	0.26	0.06
宮崎	0.02	0.26	0.21	0.07
鹿児島	0.02	0.37	0.21	0.07
沖縄	0.01	0.35	0.19	0.05

収益性が確保できないのである。

4. 分析のまとめ

本稿では、新たに作成された地域別・産業別データベースを利用し、これと社会資本のデータを組み合わせることで、1990年代以来精力的な研究がなされている社会資本の生産力効果についてあらためて検討を行った。

新たなデータを利用し、社会資本ストックを全要素生産性を含めた生産関数の推計では、全期間にわたる推計結果にはばらつきがあり、ここ40年間一貫して社会資本が地域の生産性向上に寄与してきたとは言えない。しかし、バブ

ルが崩壊した1991年以降に限った推計では、社会資本が生産性の向上に寄与したことが確認できる。バブル崩壊後、しばらくは公共投資の増加が続いたが、1990年代半ば過ぎから、社会資本投資は大きく抑制されていった。この時代背景を考えると、我々の推計結果は、社会資本投資を抑制する過程で、真に地域経済に寄与する投資が選ばれてきた可能性を示唆している。また産業構造の変化を示す指標は、地域の産業構造の変化が激しいほど生産性を向上させることを示している。

同様の生産関数を製造業、非製造業別に推計すると、製造業ではやはり1991年以降に社会資本の生産力効果が確認された。しかし他の都道府県からのスピル・オーバー効果は、社会資本では確認できず、むしろ民間の機械資本で確認できた。

一方非製造業では、1975年以降一貫して社会資本の生産力効果が見られる。また社会資本のスピル・オーバー効果も確認できる。以上の結果と、日本経済全体として製造業の生産性が非製造業の生産性を上回ってきたことを考え合わせると、社会資本の蓄積は、非製造業を中心に生産性の向上に寄与してきたことは確認できるものの、日本経済全体の生産性向上や空洞化を防ぐための積極的な役割を果たしてきたと考えることはできない。

生産関数の推計結果から得られる社会資本の収益率は、係数にばらつきがあり、決定的な評価を下すことはできないが、その収益率は全体では、民間資本の収益率を上回っている。また収益率のばらつきに注目すると、民間資本は各地域での収益率が均等化しているのに対し、社会資本の場合は、都市部とそれ以外の地域で収益率格差がみられる。これは社会資本が都市部以外の地域に優先的に配分されてきたことを示している。しかしこうした高い収益率をもとに社会資本の市場評価額を推計しても、政府部門の負債総額には及ばず、今後国債や地方債を発行して社会資本を蓄積する場合にはより効率的な配分が求められる。

自民党が再び政権を奪回したことに伴い、あらためて公共投資の拡大が掲げられている。しかし我々の分析が示唆していることは、公共投資は抑制的に運営し、地域の生産力向上を考慮して配分した方が地域経済や日本経済全体に望ましい結果をもたらすということである。また成長政策との関係では、これまでの社会資本投

補表1. 部門別社会資本のシェア(2009年度)(単位:百万円)

	17部門		15部門	
	金額	割合	金額	割合
道路	160,763,616	34.8%	160,763,616	35.4%
港湾	17,365,638	3.8%	17,365,638	3.8%
航空	2,018,944	0.4%	2,018,944	0.4%
鉄道	2,893,969	0.6%		0.0%
地下鉄	5,313,806	1.1%		0.0%
公共賃貸	28,638,410	6.2%	28,638,410	6.3%
下水道	51,828,607	11.2%	51,828,607	11.4%
廃棄物処理	7,928,325	1.7%	7,928,325	1.7%
水道	24,662,177	5.3%	24,662,177	5.4%
都市公園	5,045,955	1.1%	5,045,955	1.1%
学校施設	41,365,125	8.9%	41,365,125	9.1%
社会教育	9,937,211	2.1%	9,937,211	2.2%
治水	35,438,898	7.7%	35,438,898	7.8%
治山	6,978,341	1.5%	6,978,341	1.5%
海岸	4,038,153	0.9%	4,038,153	0.9%
農業	40,354,368	8.7%	40,354,368	8.9%
林業	6,574,624	1.4%	6,574,624	1.4%
漁業	7,857,221	1.7%	7,857,221	1.7%
郵便	330,750	0.1%		0.0%
国有林	1,794,952	0.4%	1,794,952	0.4%
工業用水	1,222,174	0.3%	1,222,174	0.3%
合計	462,351,264		453,812,739	

(出所)「日本の社会資本2012」(内閣府)

資は、製造業の設備投資の活性化には寄与していると思われるが、生産性向上には寄与してこなかった。成長政策との関連で考えると、今後は成長産業への産業構造の転換を誘発する社会資本投資のあり方が検討されるべきであろう。

(学習院大学・東洋大学・NISTEP)

補論：社会資本ストックデータについて

ここでは本稿で使用した社会資本ストックデータのJIPとの関係性と作成方法について簡単に解説する。本稿で使用している社会資本ストックデータは内閣府政策統括官(経済社会システム担当)が2012年9月に発表した「日本の社会資本2012」(以下「内閣府データ」という)の定額法で減価した純資本ストック(試算1)をベースにしている。内閣府データは補表1にあるような全国値は17部門の推計がなされており、都道府県別は鉄道、郵便を除いた15部門である。

内閣府データは2005年暦年基準のデフレクターを算出し、実質化しているが、R-JIPは2000年暦年基準でデフレクターを算出している。なお、両者とも都道府県別デフレクターの算出はなされておらず、全国ベースのデフレクターで実質化している点は共通している。また、R-JIPはJIPの定義に基づいて作成されており、利用料金を徴収する事業に関しては、民間資本としていることから、一部にJIPと定義上重複する部分が存在する。これら2点について調整した。

(1) デフレクターの調整

ここで、PPをJIP投資フローデフレクター(「公共事業・その他の建設」を使用)、PGを社会資本デフレクター、 IG^{05} を実質社会資本投資フロー(2005年基準)、 t 年、 i 部門(i =道路、港湾、航空、……)。上添字を基準年とする。

JIP2011の投資フローデフレクターの、2000年と2005年の伸び率をAとする。

$$A = (PP^{05}_{05} - PP^{05}_{00}) / PP^{05}_{00}$$

2005年社会資本データ17部門の道路を基準とした際のデフレクターの変化率をBとする。

なお、道路部門を基準としたのは、補表1にあるように、社会資本のシェアが最大であるためである。

$$B = (PG^{05}_{05i} - PG^{05}_{05道路}) / (PG^{05}_{05道路})$$

2000年社会資本データ17部門データと(1+A)と(1+B)の積をとり、これを各社会資本の2000年基準のデフレクターとする。

$$PG^{00}_{00i} = PG^{05}_{00i} * (1+A) * (1+B)$$

2000年(基準年)社会資本データのデフレクターと各年次のデフレクターの変化率は一定と仮定すると、 t 年の実質社会資本ストックは以下のように算出できる。

$$IG^{00}_{it} = IG^{05}_{it} * (PG^{05}_{00i} / PG^{00}_{00i})$$

このようにして2005年基準の実質投資フローデータを2000年基準の実質投資フローデータに変換し、償却率及び初期値のストック(1953年)は変化しないものと仮定し、計算した。

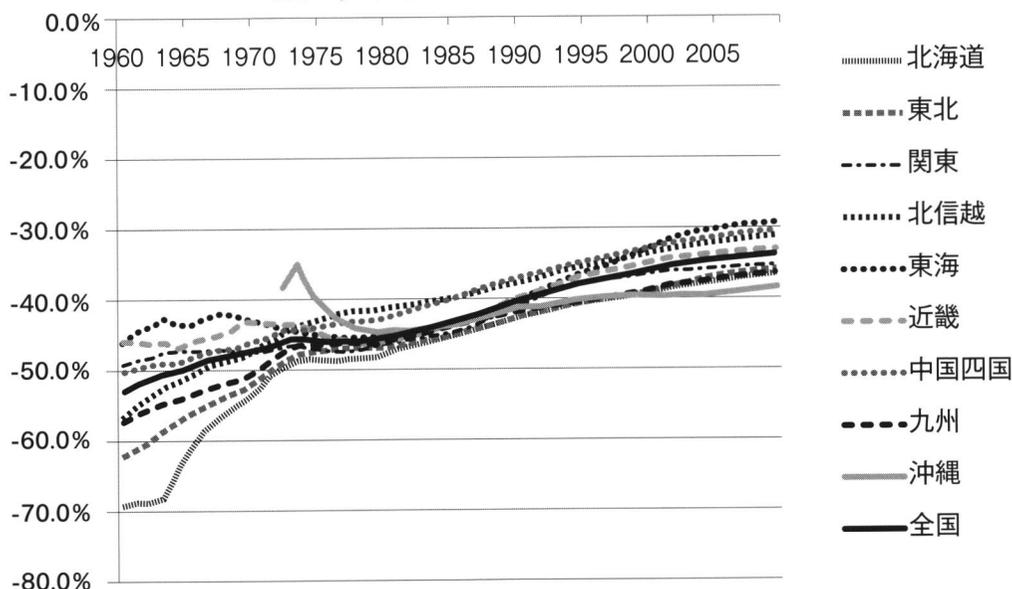
(2) JIPとの調整

JIPでは、利用料金を徴収する事業に関しては民間資本と格付けることになっているので、内閣府データとは考え方が異なる。それぞれの定義とソースを確認したところ、以下に示すデータで重複があるものと考えられる。また、内閣府データソースの主要な部分を占めると考えられる「行政投資実績」(以下「行政投資」という)とJIPの投資フローの比率を計算し、カバー率を算出した。ただし、行政投資には用地費も含まれていることから、これを含まないJIPとの比率は過大になる点は注意が必要である。

① JIPに社会資本が含有されている可能性が高い部門(部分集合)

内閣府データの農林漁業には営林事業や漁港などが含まれる。行政投資で農業基盤、林道、造林、漁港とJIPで米麦生産業、その他の耕種、畜産・養蚕業、農業サービス、林業、漁業との比率をとったカバー率は、1986~2004年の平均で78.1%となっている。これらの事業の中

補図1. JIP 社会資本と内閣府社会資本ストックの乖離率



には料金を徴収して提供されている公共サービスが相対的に多いものと考えられる。

公的に提供されている住宅の多くは公営住宅などの賃貸住宅であり、同様のサービスを民間部門も提供している。行政投資において公共住宅とJIPの不動産業のカバー率を算出すると、1986～2004年の平均で28.2%となっている。

上水道、工業用水事業は公企業によって提供される場合がほとんどである。行政投資の水道とJIPの上水道、行政投資の工業用水道とJIPの工業用水道業の比率をとったカバー率は、1986～2004年の平均で水道事業が104.5%、工業用水が114.7%となっている。行政投資の方が大きくなっているのは、用地費が含まれているためと考えられるが、ほとんどがJIPと合致していると考えてもよいだろう。

② JIPと部分的に重複している可能性が高い部門(積集合)

行政投資の環境衛生はJIPの廃棄物処理業と部分的に事業が重複している可能性が高い。ただし、行政投資の環境衛生分野は一般に廃棄物処理に加え、し尿処理などの下水道事業、斎場などの分野も加わり、概念的には広がる一方、民間の廃棄物処理業などもこの分野には存在するため、この部門の出し入れは極めて困難である。

③ 社会資本にJIPが含有されている可能性が高い部門(部分集合)

行政投資の文教施設はJIP教育(政府)、研究

機関(政府)が捉えている学校施設、研究施設に加えて、体育館や公民館などの社会教育施設を含んでいることから、社会資本の方が概念的に広く捉えているものと考えられる。行政投資の文教施設とJIPの教育(政府)、研究機関(政府)の比率をとったカバー率は1986～2004年の平均で178.6%となっている。

以上の点を踏まえて、内閣府データのうち、公共賃貸、農林水産業、水道、工業用水に関しては、JIP系列に含まれているものと考えられるため、我々の社会資本系列からは除外した。また、教育分野に関しては、内閣府の社会資本では学校施設と社会教育施設に分類されているが、行政投資では、文教施設とひとくくりになっている。一方JIPでは社会教育施設はカウントされていない。そこで、学校施設を我々の社会資本系列から控除することとする。

こうして導出した社会資本ストックデータと内閣府データの比率((=社会資本ストックデータ-内閣府データ)/内閣府データ)の推移を示したものが補図1である。

注

* 本稿は、(独)経済産業研究所の地域別・産業別生産性プロジェクトの一環として作成された。本稿の分析にあたり、地域別・産業別生産性データベース(R-JIP database)を作成したメンバー及びIT関連企業のデータを提供して下さった学習院大学准教授の川上淳之氏に感謝したい。また本稿の作成にあたっては、藤田昌久経済産業研究所長、浅子和美一橋大学教授、

塩路悦朗一橋大学教授、飯塚信夫神奈川大学教授他、一橋大学経済研究所、経済産業研究所、「技術革新と経済」ワークショップにおける参加者の方々からいただいたコメントに感謝したい。また本研究は、宮川が文部科学省科学研究費プロジェクト「基盤研究(S)：日本の無形資産投資に関する実証研究(課題番号：22223004)」、川崎が「基盤研究(C)：人口及び財政の制約下での地域再生政策と生産要素の再配置(課題番号：23530337)」の支援を受けた。

1) 2000年代の数少ない事例としては、三井(2003)がある。

2) 例えば、深尾・岳(2000)、塩路(2000)、Shioji(2001)、浅子・野口(2002)、川崎(2011)などを参照されたい。

3) 地域別・産業別生産性データベースの構築方法や概要については、本特集の徳井他(2013)を参照されたい。

4) 主に、第一次産業、第二次産業、第三次産業の三分類による分析が多い。

5) 具体的には、パネル分析の固定効果モデルでの推計を行っている。

6) 具体的には、地域経済の産業構造が公共投資政策に影響を与えることを考慮し、産業別生産を被説明変数とした推計を行っている。

7) De Long and Summers(1991)、Temple(1998)、宮川・白石(2000)の場合は、Romer(1987)が開発したAKモデルの実証的应用として、地域別の分析ではなく、1国の経済成長において、機械資本が長期的な経済成長率を変化させるかどうかを検証したものが、ここでは、これを他地域からのスピル・オーバー効果に限定して適用している。

8) Conley and Dupor(2003)も産業連関表から、ある産業が他産業からどれだけの製品需要があるかを計算し、その値を使って2つの産業の類似性を示す指標を作成し、こうした類似性が、産業間の循環変動を増幅させる役割があるかどうかを検証している。

9) 岩本他(1996)は、1990年代前半間までの社会資本研究をサーベイする中で、適切な操作変数やパネル分析の方法について検討しており、結果的に標準的な固定効果モデルを採用しているが、本稿では、岩本他(1996)が批判した前期の社会資本ストックを操作変数として選ぶことはせず、かつ固定効果モデルを含む推計結果を示している。

10) 本推計では、社会資本についても内閣府が公表している社会資本、内閣府が公表している社会資本のうち日本産業生産性データベース(JIPデータベース)と重複する資本を除いた系列、そして産業基盤用社会資本のみという3種類の社会資本データで推計を行った。表1は、内閣府が公表している社会資本のうち日本産業生産性データベース(JIPデータベース)と重複する資本を除いた系列を利用した推計結果をのせているが、他の社会資本を利用した結果も表1とほぼ同じである。

11) 社会資本のスピル・オーバー効果に関しては、三井・竹澤・河内(1995)に関しては有意な結果を得ているが、Holtz-Eakin and Schwarz(1995)では、検出されないなど結果はまちまちである。

12) 実際に社会資本投資が減少したのは1990年代半ばである。また1990年代後半の小淵政権でも公共投資の増加政策がとられた。このため多少サンプル数が少なくなるが、1996年以降または2001年から2008年までのデータで同様の推計を行うと、パネル分析を除いて1990年代以降と同様、後半の期間における社会資本の生産力効果は、正ではほぼ有意な結果を得ている。

13) 表3の(1)の推計での γ の値は0.064で(3)に比べると、1/3程度だが、それでもその限界生産力は民間資本の限界生産力と同程度である。

14) 浅子・野口(2002)では、社会資本投資や民間資本投資の調整費用も考慮して、トービンのQを推定しているが、ここでは、限界生産力と資本コストの比としてトービンのQを定義している。

15) このことは、たとえトービンのQが小さくとも元の社会資本ストック額が大きければ、社会資本の市場価値額も大きくなることを意味している。

参 考 文 献

- 赤木博文(1996)「生活基盤型の社会資本整備と公共投資政策」『フィナンシャル・レビュー』40号, pp. 1-13.
- 浅子和美・野口尚洋(2002)「社会資本の資産評価」『経済研究』第53巻第4号, pp. 351-368.
- 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』26号, pp. 97-101.
- 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政策の経済厚生評価」『経済分析』第135号, pp. 1-81.
- 深尾京司・岳希明(2000)「戦後日本国内における経済収束と生産要素投入——ソロー成長モデルは適用できるか——」『経済研究』第51巻第2号, pp. 136-151.
- 深尾京司・宮川努編(2008)『生産性と日本の経済成長』東京大学出版会。
- 畑農鋭矢(2008)「公共投資の民間投資誘発効果」『フィナンシャル・レビュー』89号, pp. 30-42.
- 林正義(2003)「社会資本の生産性と同時性」『経済分析』第169号, pp. 87-107.
- 林正義(2009)「公共資本の生産効果」『財政研究』第5巻, pp. 119-140.
- 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』第41巻3号, pp. 250-261.
- 岩本康志(2005)「公共投資は役にたっているのか」大竹文雄編『応用経済学への誘い』(日本評論社)第5章所収。
- 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』41号, pp. 27-49.
- 亀田啓悟・李紅梅(2008)「事業別社会資本の生産性分析」『財政研究』第4巻, pp. 148-164.
- 川上淳之(2013)「起業家資本と地域の経済成長」『日本経済研究』第68巻, pp. 1-22.
- 川崎一泰(2011)「財政を通じた地域間再配分と生産要素の移動」『財政研究』第7巻, pp. 107-122.

- 三井清(2003)「社会資本の地方への重点的整備の評価」, 岩田規久男・宮川努編『失われた10年の真因は何か』東洋経済新報社.
- 三井清・井上純(1995)「社会資本の生産力効果」, 三井清・太田清編著『社会資本の生産性と公的金融』(日本評論社)第3章所収.
- 三井清・竹澤康子・河内繁(1995)「公共投資のクラウディング・イン効果と厚生分析」, 三井清・太田清編著『社会資本の生産性と公的金融』(日本評論社)第4章所収.
- 宮川努(2005)『日本経済の生産性革新』日本経済新聞社.
- 宮川努・白石小百合(2000)「なぜ日本の経済成長は低下したか——新しい資産別資本ストック系列を用いた分析——」J CER Discussion Paper No. 62.
- 宮川努・日本経済研究センター(2002)『2025年の日本経済』日本経済新聞社.
- 宮川努・比佐章一(2013)「産業別無形資産投資と日本の経済成長」『フィナンシャル・レビュー』112号, pp. 157-175.
- 根本祐二(2011)『朽ちるインフレーションの危機』日本経済新聞出版社.
- 塩路悦朗(2000)「日本の地域所得の収束と社会資本」, 吉川洋・大滝雅之編著『循環と成長のマクロ経済学』東京大学出版会.
- 田中宏樹, 本間正明(2004)「公共投資の地域間配分の政策評価」『フィナンシャル・レビュー』74号, pp. 4-22.
- 徳井丞次・宮川努・深尾京司・荒井信幸・新井園枝・乾友彦・川崎一泰・児玉直美・野口尚洋・牧野達治(2013)「県別産業生産性(R-JIP)データベースの構築と地域間生産性格差の分析」『経済研究』第64巻第3号, pp. 218-239.
- 吉野直行・中島隆信・中東雅樹(1999)「地域別・分野別生産関数の推計」, 吉野直行・中島隆信編著『公共投資の経済効果』(日本評論社)第3章所収.
- 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)第6章所収.
- Asako, Kazumi and Wakasugi, Ryuhei (1984) "Government Capital, Income Distribution and Optimal Taxation," 『エコノミア』第80号, pp. 36-51.
- Aschauer, David A. (1989) "Is Public Expenditure Productive?" *Journal of Monetary Economics*, Vol. 23, No. 2, pp. 177-200.
- Bronzini, Raffaello and Piselli, Paolo (2009) "Determinants of Long-run Regional Productivity with Geographical Spillovers: The role of R&D, Human Capital and Public Infrastructure," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 39, No. 2, pp. 187-199.
- Cohen, Jeffrey P. and Paul, Catherine J. Morrison. (2004) "Public Infrastructure Investment, Interstate Spatial Spillovers, and Manufacturing Cost," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 86, No. 2, pp. 551-560.
- Conley, Timothy. G. and Dapor, Bill (2003) "A Spatial Analysis of Sectoral Complementarity," *Journal of Political Economy*, Vol. 111, No. 2, pp. 311-352.
- De Long, Bradford J. and Summers, Lawrence (1991) "Equipment Investment and Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 2, pp. 445-502.
- Holtz-Eakin, D. (1994) "Public-Sector Capital and Productivity Puzzle," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 76, No. 1, pp. 12-21.
- Holtz-Eakin, Douglas and Schwartz, Amy E. (1995) "Infrastructure in a Structural Model of Economic Growth," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 25, No. 2, pp. 131-151.
- Lighthart, Jenny. E. and Suárez, Rosa (2011) "The Productivity of Public Capital: A Meta-analysis," W. Manshanden and W. Jonkhoff eds., *Infrastructure Productivity Evaluation*, Springer, Vol. 1, pp. 5-32.
- Mera, Koichi (1973) "Regional Production Functions and Social Overhead Capital: An Analysis of the Japanese Case," *Regional and Urban Economics*, Vol. 23, No. 2, pp. 157-185.
- Miyagawa, Tsutomu and Hisa, Shoich (2013) "Estimates of Intangible Investment by Industry and Productivity Growth in Japan," *The Japanese Economic Review*, Vol. 64, No. 1, pp. 42-72.
- Romer, Paul. (1987) "Crazy Explanations for the Productivity Slowdown," *NBER Macroeconomics Annual 1987*, Vol. 2, pp. 163-202.
- Shioji, Etsuro (2001) "Public Capital and Economic Growth: A Convergence Approach," *Journal of Economic Growth*, Vol. 6, No. 3, pp. 205-227.
- Temple, Donald J. (1998) "Equipment Investment and Solow Model," *Oxford Economic papers*, Vol. 50, No. 1, pp. 39-62.
- Wolff, Edward N. (2002) "Computerization and Structural Change," *Review of Income and Wealth*, Vol. 48, No. 1, pp. 59-75.