

九州地方における社会資本の生産力効果と地域間スピルオーバー効果

メタデータ	言語: jpn 出版者: 明治大学社会科学研究所 公開日: 2016-09-30 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 畑農, 鋭矢 メールアドレス: 所属:
URL	http://hdl.handle.net/10291/18185

《特別研究（2014年度）》

九州地方における社会資本の生産力効果と 地域間スピルオーバー効果

畑 農 鋭 矢*

Measuring the Regional Productivity and the Interregional Spillover Effects of Public Capital in the Kyushu District

HATANO, Toshiya

1. はじめに

累増する財政赤字、とどまることを知らない少子化の進行、間近に迫った高齢化のピーク、財政運営の制約要因を指折り数えると、明るい展望はあまり見えてこない。このように厳しい予算制約の下で、効率的な社会資本整備を推進するためには、社会資本の生産力効果¹に関する地域情報が不可欠である。ところが、マクロ・データによる分析と比較して、地域データを用いた場合には社会資本の生産力効果を計測することにさまざまな困難が伴う²。その理由の1つとして、生産力効果が他地域へ漏出する経路（スピルオーバー効果）の存在が挙げられる。

説明の便宜のために大胆に単純化すると、スピルオーバー現象は下図のよう書ける。破線がスピルオーバー効果を表している。各地域をサンプルとして回帰分析を行う場合、実線で表される効果は捕捉できるが、破線にあたるスピルオーバー効果は計測から漏れてしまう。

スピルオーバー効果を把握するためには、自地域の社会資本ストックのみでなく、他地域の社会資本ストックを説明変数に含める必要があるが、地域数が多くなると説明変数の数が増えすぎてしまい、自由度の低下や多重共線性の可能性など、推定上の問題が生じる恐れが強くなる。したがって、他地

* 商学部教授

本研究は明治大学社会科学研究所による特別研究（第3種）の助成を受けている。本稿に残された誤りはすべて筆者の責任である。

1 社会資本の生産力効果のアイデアを有名にしたのは Aschauer（1989）である。それ以前の初期の研究として Ratner（1983）、Asako and Wakasugi（1984）が挙げられる。最近の研究動向については、御園（2013）、宮川・川崎・枝村（2013）、李（2010）などを参照されたい。

2 生産力効果測定上の諸問題については、林（2003）、岩本（2005）等の展望論文を参照せよ。大きく分けると、①データの非定常性、②逆の因果に伴う同時性バイアス、③地域固有要因やスピルオーバー等で十分に考慮されていない要因がある場合のバイアスの3つが挙げられる。これらのうち①については畑農（1998）が階差データのケースで生産力効果を確認している。②に対する補正は十分とは言えないが、バイアスを重視する立場をとるとしても、生産力効果が皆無であるという結論を導き出すことは難しいと考えられる。

域すべての社会資本ストックを無造作に説明変数に含めることは實際上極めて困難である³。

以上のような生産力効果の計測という問題に加えて、スピルオーバー効果の存在は、地域間の集積メカニズムにも影響を及ぼすことが予想される。本研究は、スピルオーバー効果の存在する簡単な地域経済に関する理論モデルを用いて集積メカニズムを明らかにした上で、九州各県を対象として実証的にスピルオーバー効果を計測することを目的としている。

構成は以下のとおりである。第2節では、スピルオーバー効果が存在する場合に、集積メカニズムが働くことを、シミュレーション分析を通じて示す。また、スピルオーバー効果を表すパラメータに関する制約条件について、先行研究を基礎にして検討する。第3節では、これらの議論を基に、理論モデルをベースにした推定式に現実のデータを適用し、生産力効果とそのスピルオーバー効果について検証した。実証分析の第1ステップとして、スピルオーバー効果を考えない場合の生産関数の推定結果を示す。第2ステップとして、スピルオーバー効果を計測した結果を示し、九州の各県間におけるスピルオーバー構造の特徴を明らかにする。第4節では、実証分析の第3ステップとして、生産力効果を表すパラメータが変動している可能性について検証し、時系列変動がそれほど小さくなく、パラメータが長期的に安定していることを示す。第5節はまとめである。

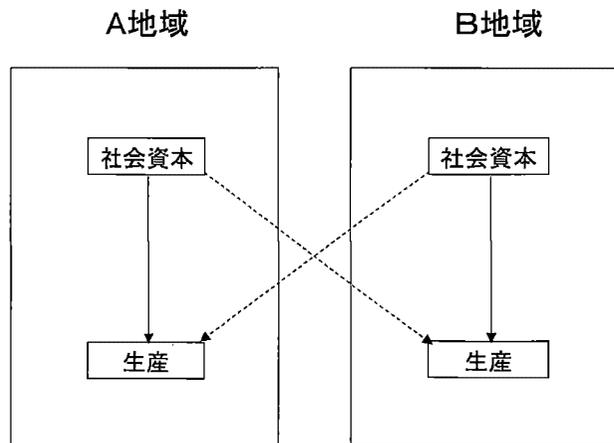


図1 スピルオーバーの概念図

3 スピルオーバー効果を実証的に計測した研究例として、イタリアの地域別データを分析した Bronzini and Piselli (2009)、スペインの地域別データを用いた Cantos, Gumbau-Albert and Maudos (2005) や Pereira and Roca-Sagales (2003)、カリフォルニアの郡別データを用いて生産関数を推定した Boarnet (1998)、日本の都道府県別データにより生産関数を推定した三井他 (1995) や塚井他 (2002) などが挙げられる。

表1 最適解の数値計算

$\gamma_{ji}(i \Rightarrow j)$	0.00			0.01			-0.01		
$\gamma_{ij}(j \Rightarrow i)$	0.00	0.01	-0.01	0.00	0.01	-0.01	0.00	0.01	-0.01
$k_i/(k_i+k_j)$	0.500	0.480	0.520	0.520	0.500	0.530	0.480	0.470	0.500
$g_i/(g_i+g_j)$	0.500	0.461	0.546	0.539	0.500	0.583	0.454	0.417	0.500

2. スピルオーバー効果

▶ 集積

本節では、地域レベルの社会資本がスピルオーバー効果を持つ場合に、スピルオーバー効果の地域間パターンによっては、民間資本がある地域に集積するメカニズムを明らかにし、いくつかの数値計算に基づき理論的考察を行う。まず、 i 地域の生産関数を次のように特定化しよう。

$$(1) \quad y_i = k_i^\alpha g_i^\gamma g_j^{\gamma_{ij}}$$

ここで、 i, j は地域を表す添え字であり、 $i \neq j$ である。また、 y は当該地域内の就業者1人あたり生産量、 k は当該地域内の就業者1人あたり民間資本ストック、 g は当該地域内の社会資本ストックを意味する。さらに、 $\alpha, \gamma, \gamma_{ij}$ は生産関数の形状を規定するパラメータであり、それぞれ資本分配率、自地域内社会資本の生産力効果、地域 j の社会資本が地域 i の生産に及ぼす生産力効果（スピルオーバー効果）を表している。ただし、 α と γ は地域間で共通であるものと仮定する。

さて、注目されるのは γ_{ij} の影響である。とりわけ、2つの異なる地域、 i と j の間でスピルオーバー効果が非対称な場合、すなわち $\gamma_{ij} \neq \gamma_{ji}$ のとき、民間資本ストックの最適配分にかなる影響があるのかということが主な興味の対象と言ってもよい。そこで、 $\alpha=0.25, \gamma=0.1$ として、いくつかのスピルオーバー効果のパターンの下で、 i と j の2つの地域の生産量合計が最大になるような民間資本ストックの配分を計算してみよう⁴。

表1には、民間資本ストックと社会資本ストックについて、2つの地域に占める i 地域の（総生産量を最大化するという意味において）最適なシェアを示してある。この表を見ると、スピルオーバー効果が対称な場合、すなわち $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$ のとき、最適なシェアは半分になることがわかる。これに対して、 $\gamma_{ij} < \gamma_{ji}$ ($\gamma_{ij} > \gamma_{ji}$)、すなわち $i(j)$ 地域の社会資本から $j(i)$ 地域への生産へのスピルオーバー効果の方が大きい場合、 $i(j)$ 地域の民間資本ストックと社会資本ストックの最適シェアは半分よりも大きくなる。

以上の分析から、以下のことがわかる。第1に、スピルオーバー効果のパターンは民間経済の集積パターンに大きな影響を及ぼす。第2に、より強いスピルオーバー効果を有する地域の社会資本を増やすことが効率的であり、それとともに民間資本ストックも同じ地域に集積するようになる。

4 ここで、 γ_{ji} や γ_{ij} に関して負値を想定しているケースがある。この点については次節で議論する。

▶ 負のスピルオーバー効果

上述のようなスピルオーバー効果は生産力効果の一種として定義されているから、その量的インパクトは正であり、負となることは考えられない。このことについて、岩本他（1996）は「たとえどんなに非効率な社会資本が供給されたとしても、社会資本の存在が経済の生産活動を阻害するような事態となるのは想像しがたい」（p.34）と述べている。しかしながら、Boarnet（1998）は、生産関数の形状の問題から、上記 γ_{ji} 、 γ_{ij} のようなパラメーターが負になる可能性を指摘した。

（1）式を対数線形化した次式をもとに考えてみよう。ただし、地域 j の社会資本が地域 i の生産に及ぼす生産力効果（スピルオーバー効果） γ_{ij} を γ_j と簡略化して表す。

$$(2) \quad \ln y_i = \alpha \ln k_i + \gamma \ln g_i + \gamma_j \ln g_j$$

（2）式の右辺には3つの生産要素が登場するが、これらの交差項すべてを考慮した関数型がトランスログ型と呼ばれるものである⁵。トランスログ型の生産関数は次式で表される。

$$(3) \quad \ln y_i = \beta_k \ln k_i + \beta_g \ln g_i + \beta_j \ln g_j + \frac{1}{2} [\beta_{kk} (\ln k_i)^2 + \beta_{gg} (\ln g_i)^2 + \beta_{jj} (\ln g_j)^2] \\ + \beta_{kg} \ln k_i \ln g_i + \beta_{kj} \ln k_i \ln g_j + \beta_{gj} \ln g_i \ln g_j$$

（3）式のような関数型は、生産要素間の代替補完関係を表現する上で理想的なものである。つまり、 β_{kg} 、 β_{kj} 、 β_{gj} といったパラメーターを推定することにより、 k 、 g_i 、 g_j の間の代替補完関係を明らかにすることができる。ただし、この関数型には弱点もある。推定すべきパラメーターが非常に多く、推定の自由度が小さいこと、説明変数が多くなり、多重共線性が発生しやすくなることなどである。

一般に、スピルオーバー効果を実証的に計測しようとする場合、社会資本に関わる説明変数の数が非常に多くなることから、トランスログ型のような複雑な形状の関数型を採用することは極めて難しい。そこで、コブ・ダグラス型やCES型といった簡便な関数型が頻繁に用いられることになる。しかし、現実の生産要素間の関係はコブ・ダグラス型が想定するような単純なものである保証はない。このような状況において、コブ・ダグラス型のような簡便な関数形により計測を行うと、スピルオーバー効果を表すパラメーターが負のサインを示す可能性がある。

トランスログ型の（3）式を変形すると、

$$(4) \quad \ln y_i = \left[\beta_k + \frac{1}{2} (\beta_{kk} \ln k_i + \beta_{kg} \ln g_i + \beta_{kj} \ln g_j) \right] \ln k_i \\ + \left[\beta_g + \frac{1}{2} (\beta_{kg} \ln k_i + \beta_{gg} \ln g_i + \beta_{gj} \ln g_j) \right] \ln g_i \\ + \left[\beta_j + \frac{1}{2} (\beta_{kj} \ln k_i + \beta_{gj} \ln g_i + \beta_{jj} \ln g_j) \right] \ln g_j$$

5 トランスログ型生産関数の詳細については、Christensen, Jorgenson and Lau (1973) を参照せよ。

が得られる。これを(2)式に対応させると、(2)式のパラメーターと(4)式のパラメーターの関係を(5)式から(7)式のように表現することができる。

$$(5) \quad \alpha = \beta_k + \frac{1}{2} (\beta_{kk} \ln k_i + \beta_{kg} \ln g_i + \beta_{kj} \ln g_j)$$

$$(6) \quad \gamma = \beta_g + \frac{1}{2} (\beta_{kg} \ln k_i + \beta_{gg} \ln g_i + \beta_{gj} \ln g_j)$$

$$(7) \quad \gamma_j = \beta_j + \frac{1}{2} (\beta_{kj} \ln k_i + \beta_{gj} \ln g_i + \beta_{jj} \ln g_j)$$

k 、 g_i 、 g_j の代替補完関係によって、 β_{kg} 、 β_{kj} 、 β_{gj} といったパラメーターは負値となる可能性があり、その影響が十分に強いと、 α 、 γ 、 γ_j は負値をとるかもしれない。つまり、トランスログ型の生産関数が適切であるにもかかわらず、コブ・ダグラス型で推定すると、 α 、 γ 、 γ_j は負のパラメーターとして推定される可能性がある。

トランスログ型のように複雑な形状の生産関数を利用することが望ましい所のだが、すでにスピルオーバー効果を計測するために説明変数が膨大になっている状況下で複雑な関数形を用いることは現実的ではない。コブ・ダグラス型生産関数を利用せざるを得ないとすると、Boarnet (1998)が危惧するように、 γ_{ji} や γ_{ij} について先験的に正であると考えるのは強すぎる仮定であろう。以上のような理由から、本研究では、 γ の値が負値となることを排除しない。すなわち、正值となるような制約条件をおいた推定は行わない。

3. スピルオーバー効果の実証分析

▶ データ

これまでの考察により、スピルオーバー効果のパターンによって集積パターンが影響を受けることがわかった。そこで、以下では、九州7県のデータを用いて、県間のスピルオーバー効果のパターンについて実証的に検討してみよう。必要となるデータは、生産量、就業者数、民間資本ストック、社会資本ストックである。本章の問題意識から考えると、県によってスピルオーバー効果が異なる可能性があるため、県別に生産関数を推定する必要がある。そのため、各県データを時系列で収集・作成し、時系列方向での推定を行う。

生産量は県民経済計算の実質県内総生産を利用した。できるだけ長期の時系列を得るため、接合が必要な場合はより新しい系列を基準に、対前年比を用いて過去に向かって延長計算を行った。就業者数については、国勢調査による5年毎のデータを基に、各年については労働力調査のデータを用いて補完した。民間資本ストックは、深尾・岳(2000)による「日本府県データベース」をベースにしたが、このデータの期間は1955年度から1995年度である。そこで、1996年度以降については県民経済計算の総固定資本形成(民間企業設備)を用いて延長推計を行った。社会資本には内閣府の「社会資本

ストック推計⁶を利用したが、最新データが2009年度までとなっているため、県民経済計算の総固定資本形成（公的）を用いて延長推計を行った。

➤ 社会資本の生産力効果の計測

実証分析の手始めとして、スピルオーバー効果を見逃し、自地域内の生産要素のみを考慮した単純なコブ・ダグラス型の生産関数を推定してみよう。推定される式は以下のとおりである。

$$(8) \quad \ln y_t = C + \alpha \ln k_t + \gamma \ln g_t$$

添え字 t は時点を表す。ここで、 y は自県の就業者 1 人あたり生産量、 k は自県の就業者 1 人あたり民間資本ストック、 g は自県の社会資本ストックである。また、 α は資本分配率、 γ は社会資本の生産力効果であり、 C は定数項を表す。

1955～2012年度の期間において、(8)式を各県別に OLS で推定した結果が表 2 である。この推定では、民間資本の係数は 0 から 1 の間となっており、理論的な制約条件を満たす。しかし、社会資本の生産力効果はすべて正であるものの、統計的に有意ではない。この結果は、社会資本ストックの中に、生活関連資本などの生産に直接的に寄与しない項目が含まれていることによるのかもしれない。そこで、分析対象を産業基盤（道路、港湾、航空、廃棄物処理、工業用水）の社会資本ストックに絞ってみよう。

産業基盤（道路、港湾、航空、廃棄物処理、工業用水）の社会資本ストックを用いた推定結果は表 3 に示した。このケースでは、熊本県と鹿児島県において統計的に有意な正の生産力効果を確認できるが、他の 5 県では依然として良好な結果は得られない。民間資本の係数は尤もらしい範囲にある。

最後に、社会資本データを道路資本に絞ってみよう。推定結果は表 4 のとおりである。佐賀県を除

表 2 生産力効果の計測：社会資本総額

	定数項	民間資本	社会資本	Adj.R 2	D.W.
福 岡	-0.011	0.906***	0.068	0.345	2.19
佐 賀	-0.003	0.623***	0.093	0.215	1.89
長 崎	-0.006	0.606***	0.088	0.154	1.82
熊 本	-0.026	0.842***	0.239	0.367	1.61
大 分	-0.008	0.643**	0.174	0.147	1.72
宮 崎	-0.022	0.838***	0.179	0.270	1.56
鹿児島	-0.019	0.620***	0.270*	0.291	2.05

注：*** は 1%水準、** は 5%水準、* は 10%水準で有意であることを示す。以下同様。

6 <http://www5.cao.go.jp/keizai2/jmcs/jmcs.html>

表3 生産力効果の計測：産業基盤社会資本

	定数項	民間資本	社会資本	Adj.R2	D.W.
福 岡	-0.014	0.793***	0.178	0.355	2.15
佐 賀	0.006	0.678***	-0.071	0.211	1.89
長 崎	-0.005	0.569**	0.100	0.155	1.80
熊 本	-0.028*	0.549**	0.431**	0.425	1.62
大 分	-0.007	0.581**	0.194	0.140	1.75
宮 崎	-0.012	0.744**	0.098	0.254	1.67
鹿児島	-0.016	0.356*	0.394**	0.338	2.32

表4 生産力効果の計測：道路資本

	定数項	民間資本	社会資本	Adj.R2	D.W.
福 岡	-0.018	0.655**	0.293*	0.391	2.30
佐 賀	0.001	0.595***	0.053	0.210	1.93
長 崎	-0.027	0.307	0.536**	0.264	1.88
熊 本	-0.024*	0.349	0.511***	0.498	1.62
大 分	-0.024	0.311	0.542**	0.226	1.89
宮 崎	-0.026	0.441*	0.475***	0.400	1.74
鹿児島	-0.032**	0.186	0.673***	0.503	2.39

くと、すべて有意に正の生産力効果を確認することができる。また、民間資本の係数値は依然として0から1の間となっている。社会資本の中でも道路資本の生産力効果は非常に重要であり、他の産業資本の生産力効果はそれほど大きくないのかもしれない。以下では、道路資本ストックを用いた推定を中心に検討を加えていこう。

▶ スピルオーバー効果の計測

次に、スピルオーバー効果を含んだ生産関数の推定を行う。推定される式は以下のとおりである。

$$(9) \quad \ln y_t = C + \alpha \ln k_t + \gamma \ln g_t + \sum_j \gamma(j) \ln g_t(j)$$

前と同様に、 y は自県の就業者1人あたり生産量、 k は自県の就業者1人あたり民間資本ストック、 g は自県の社会資本ストックである。また、 α は資本分配率、 γ は社会資本の生産力効果であり、 C は定数項を表す。ここで新たに導入されたのは、 $g(j)$ および $\gamma(j)$ である。 $g(j)$ は自県以外の j 県の社会資本ストック、 $\gamma(j)$ は j 県の社会資本が自県の生産に及ぼす生産力効果を意味する。

推定結果は、産業基盤社会資本を用いた場合を表5に、道路資本を用いた場合を表6に示した。いずれの場合にも、スピルオーバー効果の多くは、いくつかのケースを除いて統計的に有意でない。ただし、推定値それ自体を評価すると、興味深い事実が浮かび上がる。多くの場合、スピルオーバー効

表5 スピルオーバー効果の計測：産業基盤社会資本

	定数項	民間資本	社会資本							Adj.R ²	D.W.
			福岡	佐賀	長崎	熊本	大分	宮崎	鹿児島		
福岡	0.021	0.658**	0.260	-1.240	0.619	3.900**	-2.466	-0.142	-1.293	0.422	2.53
佐賀	0.041	0.665*	1.208	-1.817	0.918	2.050	-2.161	-0.710	-0.020	0.131	2.06
長崎	-0.020	0.122	1.020	-0.177	-0.988	1.020	1.986	1.399	-3.269	0.130	2.12
熊本	0.030	0.504	0.847	-1.541	0.823	2.225	-3.790	-2.383	3.184	0.391	1.82
大分	0.017	0.500	-0.190	-2.591*	0.937	4.139*	-1.486	0.083	-1.111	0.176	2.05
宮崎	0.083	0.739*	1.791	-3.042**	1.750	3.881*	-5.722	-2.343	2.238	0.238	1.89
鹿児島	0.041	0.281	1.269	-1.091	0.624	1.226	-3.220	-1.658	2.382	0.253	2.37

表6 スピルオーバー効果の計測：道路資本

	定数項	民間資本	社会資本							Adj.R ²	D.W.
			福岡	佐賀	長崎	熊本	大分	宮崎	鹿児島		
福岡	-0.030	0.661**	0.871*	-0.847*	1.130**	0.299	-0.326	-0.984	0.291	0.420	3.00
佐賀	-0.002	0.337	0.258	-0.677	0.466	0.306	-0.425	-0.009	0.348	0.237	2.40
長崎	0.007	0.022	0.792	-0.857*	0.737	0.939	-0.190	0.201	-1.176	0.242	2.13
熊本	-0.070***	0.434*	-0.355	-0.265	0.826	0.155	-0.139	-1.027*	1.677**	0.531	1.97
大分	-0.034	0.311	0.242	-0.804	1.210	0.359	0.038	-0.380	0.015	0.175	2.20
宮崎	-0.027	0.326	0.432	-1.029*	0.675	0.440	-0.184	-0.110	0.340	0.378	1.94
鹿児島	-0.039	0.112	0.721*	-0.695*	0.361	-0.305	0.205	-0.101	0.660	0.515	2.25

果の対称性は成立しないのである。表5と表6において、色を付けたスピルオーバー効果は対応するスピルオーバー効果よりも大きい箇所である。たとえば、福岡の社会資本が佐賀の生産量に及ぼす影響は、逆の方向よりも強い。したがって、集積パターンは「佐賀⇒福岡」という方向になるはずである。

集積パターンについて、より理解を容易にするために、ある県を第1地域としたときに、その他の県を第2地域とし、各県間でのスピルオーバー効果の相対的な大小関係を検討したのが表7である。ここでは、第1地域の社会資本が第2地域の生産量に及ぼす影響 (γ_{21}) が、逆の影響 (γ_{12}) に比べて、どの程度大きいのかをパラメーターの差として表している。この表中の値が大きいほど、第2地域から第1地域に対して急激な集積が生じるはずである。

表7を見ると、福岡や長崎で大きな値が目立つのに対して、佐賀や宮崎では数値が小さい。この数値の合計の順にソートしてみると、表8が得られる。この表から予想されることは、九州においては長崎や福岡に民間資本の集積が進み、宮崎や佐賀では民間資本の流出が進むということである。

表7 $\gamma_{21} - \gamma_{12}$

		第1地域						
		福岡	佐賀	長崎	熊本	大分	宮崎	鹿児島
第2地域	福岡	0.000	-1.105	0.337	0.654	-0.568	-1.416	-0.431
	佐賀	1.105	0.000	1.324	0.571	0.379	1.020	1.043
	長崎	-0.337	-1.324	0.000	0.113	-1.400	-0.474	-1.537
	熊本	-0.654	-0.571	-0.113	0.000	-0.497	-1.467	1.982
	大分	0.568	-0.379	1.400	0.497	0.000	-0.195	-0.189
	宮崎	1.416	-1.020	0.474	1.467	0.195	0.000	0.441
	鹿児島	0.431	-1.043	1.537	-1.982	0.189	-0.441	0.000

表8 $\gamma_{21} - \gamma_{12}$: ソート後

		第1地域						
		長崎	福岡	熊本	鹿児島	大分	宮崎	佐賀
第2地域	福岡	0.337	0.000	0.654	-0.431	-0.568	-1.416	-1.105
	佐賀	1.324	1.105	0.571	1.043	0.379	1.020	0.000
	長崎	0.000	-0.337	0.113	-1.537	-1.400	-0.474	-1.324
	熊本	-0.113	-0.654	0.000	1.982	-0.497	-1.467	-0.571
	大分	1.400	0.568	0.497	-0.189	0.000	-0.195	-0.379
	宮崎	0.474	1.416	1.467	0.441	0.195	0.000	-1.020
	鹿児島	1.537	0.431	-1.982	0.000	0.189	-0.441	-1.043
総合計		4.959	2.529	1.321	1.309	-1.702	-2.975	-5.441

4. 効果の時系列変動

最後に、スピルオーバー効果のパターンに時系列的変動がなかったのかどうかを検証してみよう。このような分析を行うために簡便な方法として、係数ダミーを用いることが考えられる。しかしながら、スピルオーバー効果の把握のためには、他県の社会資本をすべて説明変数に含める必要があることから、さらに係数ダミーを加えると説明変数が膨大になり、有効な推定を行うことができない危険性が高い。そこで、次善の策として、ここではスピルオーバー効果を無視した(8)式に係数ダミーを付加して推定を行った。無論、この方法は重要な説明変数を先験的に排除するという点で不十分なものであるが、スピルオーバー効果を含む社会資本の影響のパターンに何らかの変化があれば、係数ダミーを含む項のパラメータが影響を受ける可能性があり、変動の識別という目的に限れば、ある程度有効であると思われる。

推定式は、

$$(10) \quad \ln y_t = C + \alpha \ln k_t + \gamma \ln g_t + \gamma_T D_T \ln g_t$$

である。これまでと同様に、 y は自県の就業者1人あたり生産量、 k は自県の就業者1人あたり民間資本ストック、 g は自県の社会資本ストックである。また、 α は資本分配率、 γ は社会資本の生産力効果であり、 C は定数項を表す。ここで新たに D_T と γ_T が導入されている。これらのうち、 D_T は T 年までは0、 T 年以降は1をとるダミー変数である。また、 γ_T は T 年以前と比較して T 年以降において観察される社会資本の生産力効果の変化分である。このパラメーターが統計的に有意であれば、 T 年以降において社会資本の効果に何らかの変化が生じていることになる。

推定は各県別に、 T を1957から1995まで変更して39回行った。結果は、係数ダミー項のパラメーター推定値のみを、県別に図2から図8に示した。各図の実線がパラメーターの推定値、横軸を挟んで上下に対称の点線は t 検定の5%水準区間を表している。

全体として、係数ダミー項が統計的に有意な効果を持つことはほとんどない。いくつかの県において、1970年代半ばに有意な負の推定値を確認できるが、それ以降においては有意な推定値は皆無である。この分析からは、道路網の整備に伴ってスピルオーバー効果のパターンが変化した可能性は検出されなかったと結論付けることができるだろう。

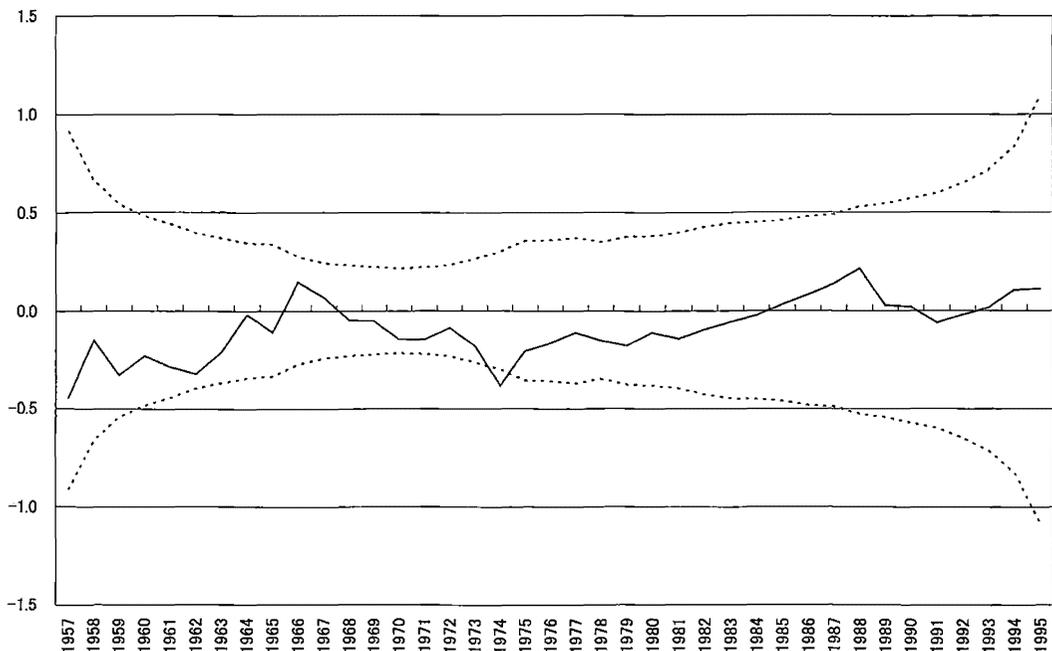


図2 福岡県

注：実線は係数ダミー項のパラメーター推定値。点線は5%有意水準の上限・下限値。以下同様。

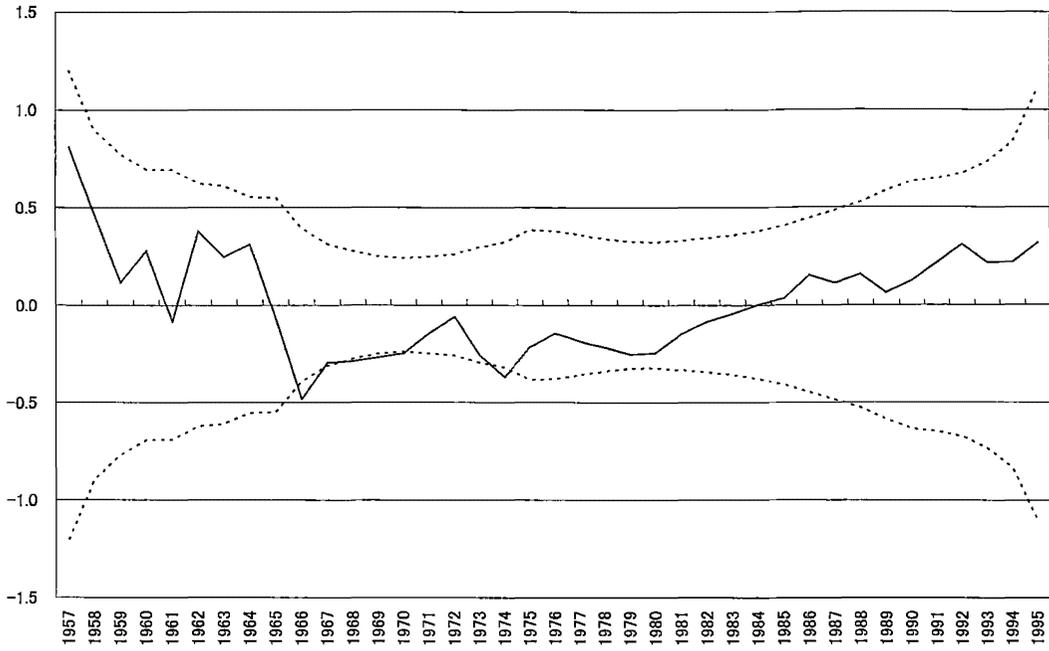


図 3 佐賀県

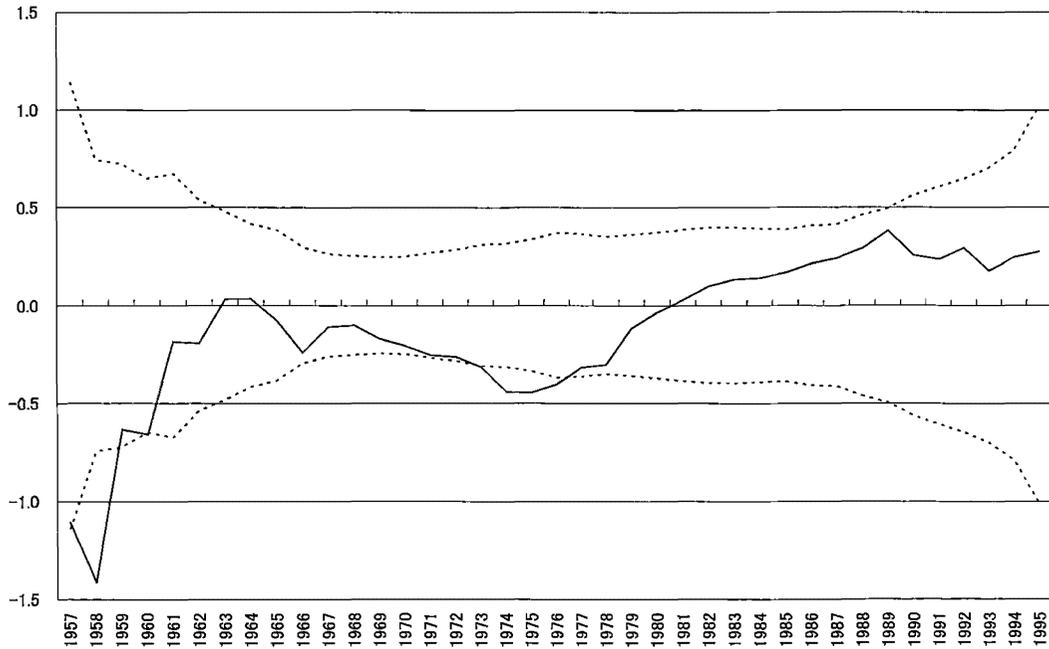


図 4 長崎県

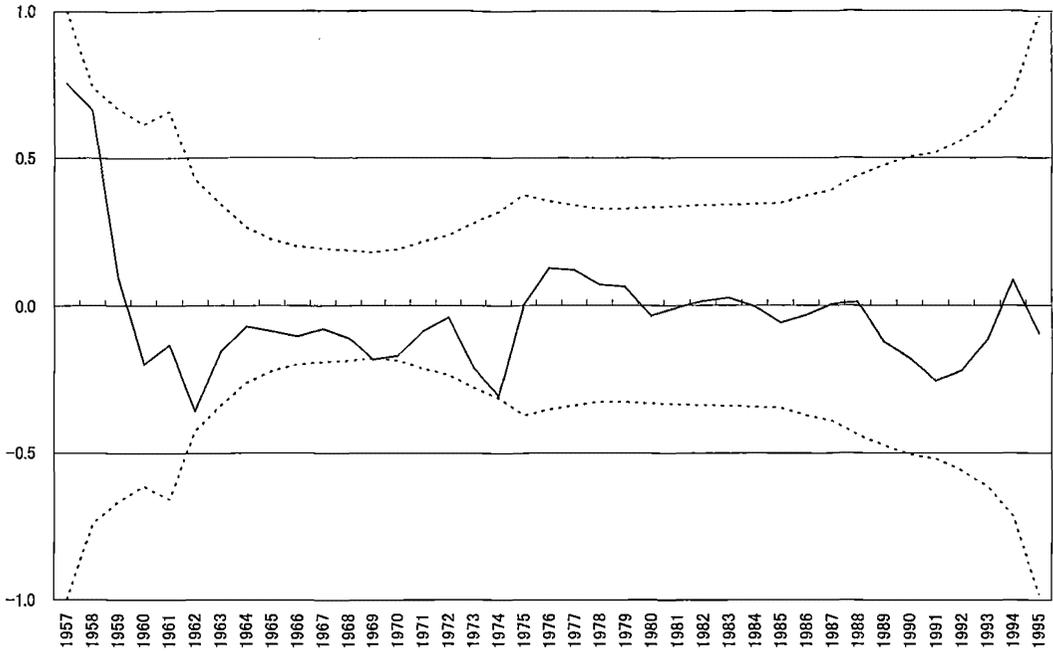


図5 熊本県

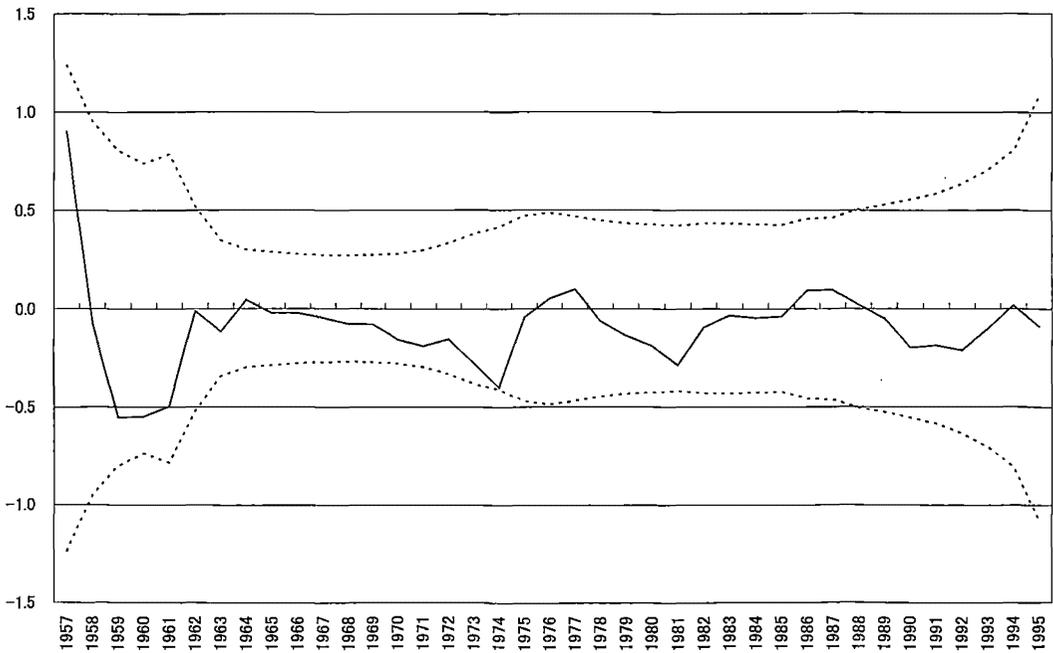


図6 大分県

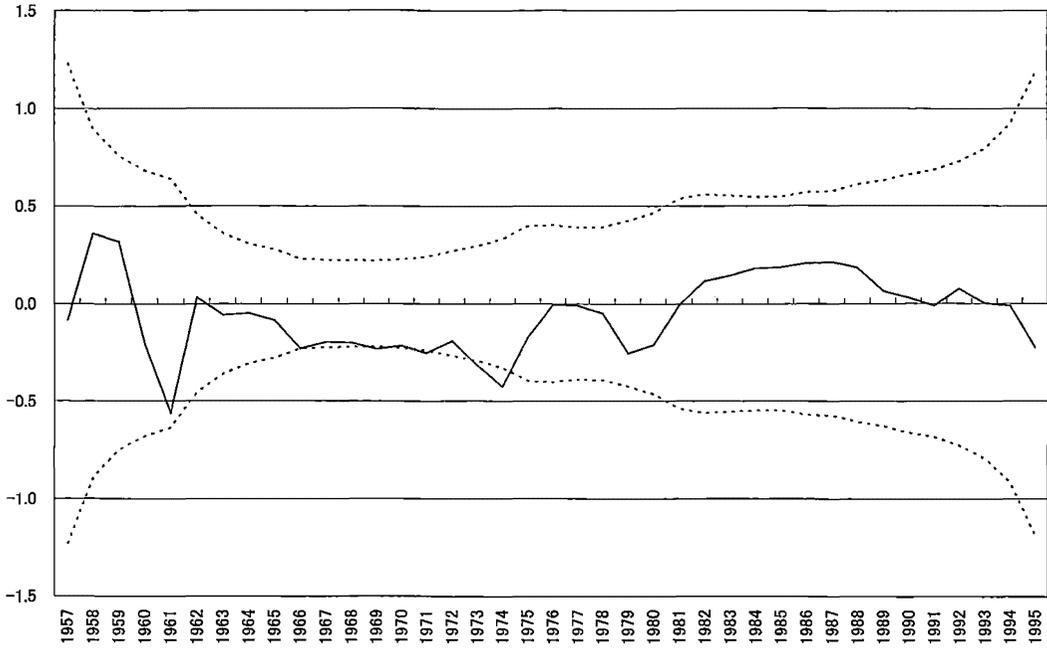


図7 宮崎県

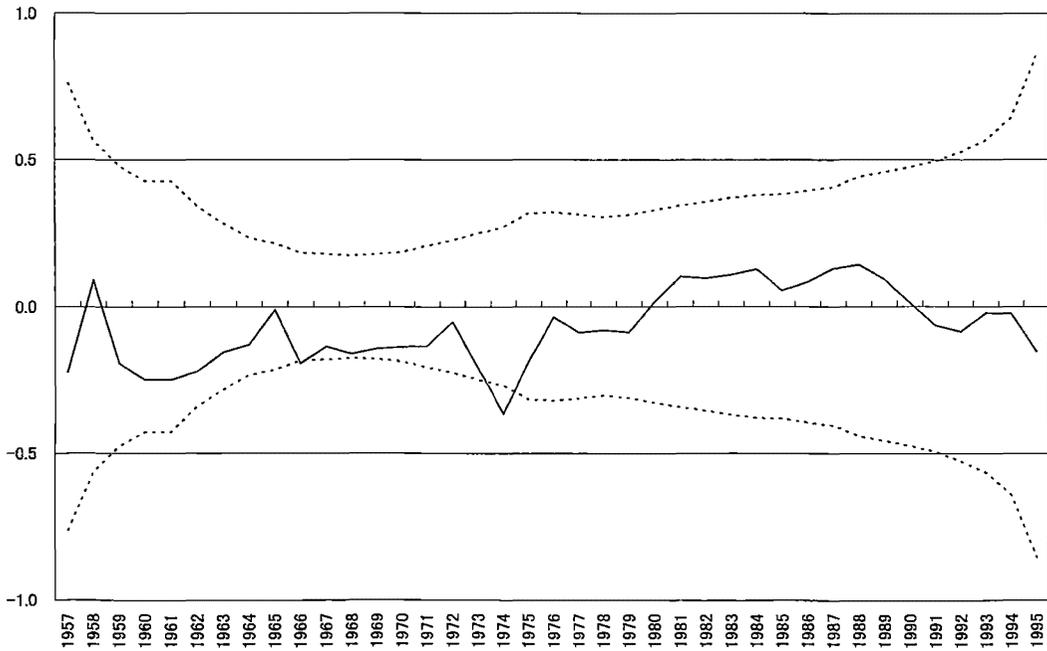


図8 鹿児島県

5. おわりに

適切な計量分析によりスピルオーバー効果の定量化を行うことは、政策的に大きな意義を持つ。各地域を個別に眺めれば、スピルオーバー効果は地域間での外部効果として捉えることができる。したがって、各地域にとって社会資本整備はメリットの漏出を伴う。このような場合、各地域の意思決定に任せると、各地域の社会資本は過小となる可能性がある。外部性の議論の簡単な応用問題である。

過小供給の問題を回避するためには外部効果の内部化を図ればよい。スピルオーバー効果という外部効果を内部化するためには、各地域が整備主体となるのではなく、スピルオーバー効果を包含するような地域の連合体で社会資本整備を行うことが望ましい。ところが、スピルオーバー効果の及ぶ範囲は地域ブロックによって異なるかもしれないし、社会資本の種類によって異なるかもしれない。また、時期による違いも予想される。そこで、計量経済学的な分析を通じて、スピルオーバー効果の程度および地域的な広がりを明らかにすることにより、社会資本整備に関する最適な地域規模についての知見を得ることが期待できる。

むしろ、すでに都道府県間のスピルオーバー効果の計測は試みられているものの、いずれの計量手法も先験的に強い制約を課す必要があり、推定にバイアスが生じている可能性は否めない。とりわけ、従来の手法では、スピルオーバー効果の地理的パターンについて強い制約を課すため、社会資本整備の最適地域規模について有益な結論を得るまでに至っていない。本研究では、スピルオーバー効果に関する先験的な制約をできるだけ排除することで、最適な地域規模についての議論に耐え得る推定結果を示すことを目指した。

具体的には、スピルオーバー効果と地域間の集積メカニズムについて検討した。まず、スピルオーバー効果が存在する場合に、集積パターンが影響を受けることを理論的に示した。次に、九州7県のデータを利用して生産関数の推定を行い、スピルオーバー効果の計測に努めた。さらに、係数ダミーを考慮することにより、スピルオーバー効果を表すパラメーターの変動を捉えることを試みた。

ここでの分析により得られた結論として、以下の3点を強調しておこう。

- ① スピルオーバー効果のパターンは地域間で対称ではない。したがって、スピルオーバー効果の存在により集積のパターンが影響を受ける。
- ② スピルオーバー効果のパターンに従えば、宮崎や佐賀から民間資本が流出し、長崎や福岡への集積が生じると予想される。
- ③ 社会資本の生産力効果が時系列的に変動したとの明確な証拠は得られなかった⁷。

もちろん、本研究の分析には課題も多い。重要な事項として、以下のことが挙げられよう。

- 他地域の社会資本に係数ダミーを加味して分析を行うことが期待される。
- 労働時間や教育水準、資本稼働率など、他の要因をコントロールした上で推定を行うことが望ましい。

7 吉野・中島・中東(1999)は、最近ほど生産力効果が弱まっている可能性を指摘しているが、2000年代までを分析対象とした林(2009)は生産力効果が回復傾向にあることを確認している。

- 林（2003）で指摘されている内生性の問題に対処する必要がある⁸。
- 係数ダミーを用いて係数の時系列変動を計測したが、より洗練された手法として状態空間モデルの適用が考えられる⁹。
- 説明変数が多く、多重共線性の存在が疑われるため、推定方法に工夫が必要である。

また、本研究の分析対象は九州であったが、他ブロックのスピルオーバー効果の構造も興味深い研究対象である。さらに、スピルオーバーはブロック内に限定されず、ブロック間でも生じているだろう。これらのスピルオーバー効果をすべて網羅し、全国規模で推定を行うことは、自由度や多重共線性の問題から大変難しい。先行研究では、スピルオーバー効果が地理的な距離や時間距離に依存するという制約をおくことで、自由度不足の問題を回避しようと試みた。しかし、地理的に離れていても東京圏、大阪圏、名古屋圏などの大都市圏とそれ以外の地域が深い経済的つながりを有している可能性は否定できない。地理的距離や時間距離によって推定に先験的な制約を課すことには慎重であるべきだろう。複雑なスピルオーバー効果の推定を可能にすべく、さらに別の計量分析上の工夫が待たれる所以である。

参考文献

- 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』日本評論社、第5章：115-136ページ。
- 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ページ。
- 塚井誠人・江尻 良・奥村 誠・小林潔司（2002）「社会資本の生産性とスピルオーバー効果」『土木学会論文集』No.716：53-67ページ。
- 畑農鋭矢（1998）「社会資本とマクロ経済の生産能力」『一橋論叢』第119巻6号：738-756ページ。
- 畑農鋭矢（2009）『財政赤字と財政運営の経済分析—持続可能性と国民負担の視点』有斐閣。
- 林 正義（2003）「社会資本の生産性と同時性」『経済分析』第169号：87-107ページ。
- 林 正義（2009）「公共資本の生産効果」『財政研究』（日本財政学会叢書）第5巻：119-140ページ。
- 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』（一橋大学経済研究所）第51巻2号：136-151ページ。
- 御園 一（2013）「日本の社会資本が地域別生産性に与える効果の再検証」『経済集志』（日本大学経済学部）第83巻2号：107-132ページ。
- 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・

8 内生性に対処した推定の例としては、操作変数法を適用した畑農（1998）や誤差修正モデルを用いた Hatano（2010）がある。

9 状態空間モデルの経済分析への応用例として畑農（2009）が挙げられる。

- 太田 清編著『社会資本の生産性と公的金融』日本評論社、第5章：97-130ページ。
- 宮川 努・川崎一泰・枝村一磨（2013）「社会資本の生産力効果の再検討」RIETI Discussion Paper Series 13-J-071.
- 吉野直行・中島隆信・中東雅樹（1999）「社会資本のマクロ生産効果推計」、吉野直行・中島隆信編『公共投資の経済効果』日本評論社、第2章：13-33ページ。
- 李 紅梅（2010）「日本における社会資本の生産力効果に関する文献研究」『現代社会文化研究』（新潟大学大学院現代社会文化研究科）第48号：87-104ページ。
- Asako, Kazumi and Ryuhei Wakasugi (1984) "Government Capital, Income Distribution, and Optimal Taxation," *Economia*, 80: pp. 36-51.
- Aschauer, David Alan (1989) "Is Public Expenditure Productive?" *Journal of Monetary Economics*, 23(2): pp. 177-200.
- Boarnet, Marlon G., (1998) "Spillovers and the Locational Effects of Public Infrastructure," *Journal of Regional Science* 38(3): pp. 381-400.
- Bronzini, Raffaello and Paolo Piselli, (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* 39(2), pp. 187-199.
- Cantos, Pedro, Mercedes Gumbau-Albert and Joaquin Maudos, (2005) "Transport Infrastructures, Spillover Effects and Regional Growth: Evidence of the Spanish Case," *Transport Reviews* 25 (1), pp. 25-50.
- Christensen, Laurits R., Dale W. Jorgenson and Lawrence J. Lau, (1973) "Transcendental Logarithmic Production Frontiers," *Review of Economics and Statistics* 55(1), pp. 28-45.
- Hatano, Toshiya, (2010) "Crowding-in Effect of Public Investment on Private Investment," *Public Policy Review* 6 (1), pp. 105-119.
- Pereira, Alfredo Marvao and Oriol Roca-Sagales, (2003) "Spillover Effects of Public Capital Formation: Evidence from the Spanish Regions," *Journal of Urban Economics* 53(2), pp. 238-256.
- Ratner, Jonathan B. (1983) "Government Capital and the Production Function for U.S. Private Output," *Economics Letters*, 13(2-3): pp. 213-217.