

社会資本の空間的スピルオーバー効果の計測 - 日本と米国の比較 -

鳥取大学 正会員 小池淳司
鳥取大学大学院 学生員 ○森岡大策

1. 背景と目的

現在までに、生産関数により社会資本の生産性を計測した多くの研究が存在する。社会資本の生産性を正確に計測するためには、当該地域の社会資本のほかに近隣地域の社会資本からの影響、すなわち空間的スピルオーバー効果を考慮する必要性が指摘されている。

そのスピルオーバー効果を考慮した研究の1つとして米国におけるHoltz-Eakin(1995)の研究がある。この研究では州の隣接関係を考慮するために、重み付けした近隣地域の社会資本を含んだ生産関数を想定し、スピルオーバー効果の計測を行っている。しかし、この研究の結果では、米国において統計的にスピルオーバー効果の存在が確認されていない。

そこで本研究では、Holtz-Eakin(1995)の手法を参考にし、日本の有料道路事業におけるスピルオーバー効果を計測し、Holtz-Eakin(1995)の結果は、米国特有の要因によるものなのかを確かめることを目的とする。

2. 分析方法

本研究では社会資本のなかでも有料道路事業の生産に与える影響のみに焦点をあてている。よって、以下のような投入要素としての有料道路資本ストックを含んだコブ=ダグラス型生産関数を採用する。

$$\ln y_s = \beta_0 + \beta_1 \ln l_s + \beta_2 \ln k_s + \beta_3 \ln h_s^e + \varepsilon_s \quad (1)$$

ただし、添え字 s ($s=1, \dots, 47$) は地域を表す。また、 y_s , l_s , k_s , h_s^e はそれぞれ地域 s の地域総生産、労働投入量、民間資本ストック投入量、社会資本ストック投入量(有料道路資本ストック)を表す。また、 $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3$ はパラメータ。 ε_s は誤差項である。道路は地域間の結び付きによる産業の活性化などを目的としており、他地域の道路資本が自地域の生産に与える影響が存在する可能性は大きいと考えられる。よって、道路資本については以下の関係式が成立すると考える。

$$h_s^e = h_s + \delta \sum_{n=1}^{N_s} w_{sn} h_n^e \quad (2)$$

ただし、この場合は h_s^e , h_s はそれぞれ地域 s の生産に有効に作用する有料道路資本ストック、実質的有料道

路資本ストックを表す。 N_s は地域 s に隣接する地域の数、 w_{sn} は地域 s に隣接する地域 n の有料道路資本に添えられる重み、 δ はパラメータである。

式(2)を行列表記すると

$$h^e = h + \delta W h \quad (3)$$

となる。ここで、 $h^e = (\ln h_1^e, \dots, \ln h_{47}^e)$ は各地域の生産に有効に作用する有料道路資本を表すベクトル、 $h = (\ln h_1, \dots, \ln h_{47})$ は地域の実質的有料道路資本ストックを表すベクトル、 W は隣接関係を表す重み w_{sn} を要素とする (47×47) の空間隣接行列である。(3)式より以下の式が成り立つ。

$$h^e = (I - \delta W)^{-1} h \quad (4)$$

(4)式をもとに(1)式の実生産関数を行列表記すると以下のようなになる。

$$y = \beta_0 + \beta_1 l + \beta_2 k + \beta_3 (I - \delta W)^{-1} h + \varepsilon \quad (5)$$

ただし、 $y = (\ln y_1, \dots, \ln y_{47})$, $l = (\ln l_1, \dots, \ln l_{47})$, $k = (\ln k_1, \dots, \ln k_{47})$, $\varepsilon = (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_{47})$ は誤差列ベクトルをそれぞれ表す。

3. 使用データ

本研究ではつぎのようなデータを用いている。産出量：県民経済計算年報(1985年～1997年)、民間資本ストック：電力中央研究所(1985年～1997年)、労働量：県民経済計算年報(1985年～1997年)、社会資本ストック：電力中央研究所の有料道路資本ストック(1985年～1997年)を用いている。

4. 推定パターン

本研究では、以下で示す3つの分類項目による複数パターンの生産関数を推計することによりスピルオーバー効果および社会資本の生産性を計測している。

1) 生産関数の型による分類

生産関数型により以下の式(6)、(7)の2つのケースを想定し、それぞれ Levels, Differences とする。

$$y_t = \beta_1 l_t + \beta_2 k_t + \beta_3 h_t^e + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$y_T - y_0 = \beta_1(l_T - l_0) + \beta_2(k_T - k_0) + \beta_3(h_T^e - h_0^e) + \varepsilon_T - \varepsilon_0 \quad (7)$$

ここで、 $t, T, 0$ は年を表す。式(7)は、推計する際のデータの形がデータ初期年 0 からの変動として捉えることができ、大都市と小都市間のような経済的格差などの地域固有の異質性を除去することができる。

2) 考慮する隣接地域の分類

これは当該地域の生産に影響を与える有料道路資本を考える際にどの地域の有料道路資本まで考慮するかによる分類である。1つめのケースは、隣接地域の有料道路資本を考えない場合である。この場合は $h^e = h$ が成立する。2つめのケースは、当該地域に直接隣接する地域の有料道路資本のみ含める場合である。このとき、以下の式が成立する。

$$h^e = h + \delta W h \quad (8)$$

よって、生産関数に導入する際の有料道路資本ベクトルは、次のようになる。

$$h^e = (I + \delta W) h \quad (9)$$

最後に、3つめのケースとして間接隣接地域の道路資本も含める場合を考える。これは式(4)が成立するケースである。

3) 空間隣接行列による分類

空間隣接行列 W の設定により 3つのケースを想定する。1つめは隣接地域における有料道路資本の合計を生産関数の説明変数に加えるケース。このケースを Total とする。2つめは隣接地域における有料道路資本の平均を生産関数の説明変数に加えるケース、このケースを Average とする。最後の3つめは、重み付けした隣接有料道路資本の合計を生産関数の説明変数に加えるケース。その際、全ての直接隣接地域における面積の合計に対してある1つの直接隣接地域の面積が占める割合を考え、重みはその割合と反比例の関係が成立するとした。このケースを Weighted とする。

推定パターンを表にすると以下ようになる。

表1 関数の推計パターン

考慮する隣接地域	関数の型	重み付け	推計パターン
なし(Basic)	Levels	なし	①
	Differences		②
直接隣接地域のみ	Levels	Total	③
		Average	④
		Weighted	⑤
	Differences	Total	⑥
		Average	⑦
		Weighted	⑧
間接隣接地域含む	Differences	Total	⑨
		Average	⑩
		Weighted	⑪

5. 分析結果

推計パターン別の計測結果を表2に示す。表2ではスピルオーバー効果を考慮しないパターンである①、②は除いた。なお、推計方法は最小二乗法を用いたが、生産関数がパラメータについて非線形であるため、 $-1 \leq \delta \leq 1$ で δ を微小変化させ最大尤度のときのパラメータを推計値とした。また、表2の有効性とは、スピルオーバー効果が存在するか否かを示しており、有料道路資本のパラメータ β_3 とスピルオーバー効果の程度を表わす δ がどちらも正であるとき○、どちらか一方あるいはどちらも負となる場合×とした。

その結果、Holtz・Eakinの研究ではスピルオーバー効果が検出されていないパターンであっても日本の有料道路資本ストックデータを用いた本研究では、スピルオーバー効果が9パターン中5パターンで確認できた。

表2 推計パターンのパラメータ推定の結果

推計パターン		③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪
本研究	β_3	0.014 (0.0039)	0.0148 (0.0042)	0.0136 (0.0039)	0.01019 (0.0031)	0.01112 (0.0031)	0.0099 (0.0030)	0.0003 (0.00076)	0.00697 (0.00195)	-0.00007 (0.00021)
	δ	0.250	-0.730	0.290	0.229	-0.995	0.271	-0.381	0.859	-0.599
	相関係数	0.999430048	0.999429955	0.999429565	0.828422	0.830033	0.828256	0.828619	0.828348	0.828342
	有効性	○	×	○	○	×	○	×	○	×
Holtz・Eakin	β_3	0.0536 (0.0168)	0.0536 (0.0165)	0.0367 (0.0156)	-0.00655 (0.0282)	-0.00704 (0.0276)	-0.0108 (0.0287)	-0.0222 (0.0249)	-0.0191 (0.0238)	-0.0206 (0.0301)
	δ	-0.000712 (0.000274)	-0.0327 (0.00648)	-0.0753 (0.00693)	-0.000485 (0.00626)	-0.000711 (0.0444)	-0.009430 (0.0388)	-0.148 (0.0352)	0.0489 (0.122)	-0.215 (-0.152)
	有効性	×	×	×	×	×	×	×	×	×

注) ()内は標準誤差

6. まとめ

日本と米国の結果の相違は、州と国という道路事業を行う主体による道路網整備計画の相違が1つの要因として考えられる。国が整備するわが国のほうがより地域の連結を重視した計画を策定している可能性がある。また、分析に用いられたデータが州単位と都道府県単位であるため、地理的広さを考えると、都道府県間距離のほうが州間距離より一般的に短いため、当該地域に近隣地域の道路網の効果が及びやすく、スピルオーバー効果が現れやすいと考えられる。この地理的距離のスピルオーバー効果への影響を確かめるために、使用データに市町村単位などさまざまな規模のデータを用いることも考えられる。

また、空間的自己相関の存在が考えられるため、より正確な推計のためにはこの存在が推計結果へ与える影響を考慮し、改善が必要となる場合もある。

【参考文献】

Holtz・Eakin, D and Schwartz, A.E.: Spatial productivity spillovers from public infrastructure: Evidence from state highways, International Tax and Public Finance, Vol.2, pp.459-468, 1995