

# 社会資本の時空間波及効果を考慮した地域生産関数の推定\*

Estimation of local production function considering spatial and temporal ripple effect of infrastructure\*

茅原周平\*\*・塚井誠人\*\*\*・小林潔司\*\*\*\*・奥村誠\*\*\*\*\*

By Shuhei KAYAHARA\*\*・Makoto TSUKAI\*\*\*・Kiyoshi KOBAYASHI\*\*\*\*・Makoto OKUMURA\*\*\*\*\*

## 1. はじめに

近年、国や自治体の財政収支の悪化を背景として、社会資本の投資効率に関する精査が求められている。しかし、社会資本整備が地域の生産活動に及ぼす影響は、広域かつ長期的であると考えられるため、社会資本整備事業の評価に当たっては、これらの効果を適切に捉えた評価手法を用いる必要がある。

本研究では、社会資本整備の効果測定手法として、生産関数アプローチに着目し、現在整備されている社会資本が将来にわたって緩やかに整備効果を発現し続ける長期残存効果(以下、時間波及効果)と、地域間で相互に波及するスピルオーバー効果(以下、空間波及効果)を同時に表現することのできる、時空間統計モデルを開発する。このモデルを地域データに基づいて推定することにより、社会資本整備によって地域の生産力が向上する効果が、近隣の地域に長期的に波及する現象を定量的に分析する。

## 2. 社会資本の空間波及効果と時間波及効果

地域間の道路や鉄道、空港などのネットワーク型社会資本は、財や知識、アイデアなどの地域間流動を活性化させ、近隣地域の生産性を向上させる空間波及効果を期待して整備される。この空間波及効果は、ある地域の生産活動が、当該地域の社会資本だけでなく、他地域の社会資本を利用することによって発生する直接的な空間波及効果と、社会資本を利用した貨物や業務旅客の移動により、知識やアイデアといった無形の財が、地域間を伝播することによって得られる間接的な空間波及効果に分類できる。

\*キーワード：公共事業評価法，計量経済分析

\*\*学生員，広島大学大学院工学研究科

(東広島市鏡山1-4-1, TEL & FAX 082-424-7849)

\*\*\*正員，博(工)，広島大学大学院工学研究科

(東広島市鏡山1-4-1, TEL & FAX 082-424-7827)

\*\*\*\*フェロー，工博，京都大学大学院経営管理講座

(京都市左京区吉田本町)

\*\*\*\*\*正員，博(工)，東北大学アジア研究センター

(仙台市青葉区川内41)

地域への社会資本整備後の生産活動の変化に着目すると、その効果は時間的な遅れを伴って現れると考えられる。たとえば新しく整備された道路の沿線の土地利用変化は、道路整備完了直後に直ちに現れるわけではなく、住民や企業的意思決定に関する時間遅れや、輸送技術の進歩を反映して、緩やかに進行する。

以上の考察より、ある時点にある地域で整備された社会資本の生産力効果を測定する場合、その空間波及効果、および時間波及効果を適切にモデル化する必要がある。

## 3. 時空間波及効果を考慮した生産関数モデル

本研究では、塚井らの時空間波及効果を考慮した生産関数アプローチを発展させた、地域生産関数の推計を行う<sup>1)</sup>。具体的には、コブ・ダグラス型の地域生産関数に、時空間波及効果を加えて特定化した SAR-ARFIMAX モデルを定式化する。SAR-ARFIMAX モデルは長期記憶性を表現できる ARFIMA モデルの説明変数として、通常の労働力、民間資本ストック、社会資本ストックに加えて、近隣地域の社会資本ストックを、また知識ストックの指標として、近隣地域の総生産を加えたモデルである。地域  $i$  の時点  $t$  における地域総生産を  $Y_{it}$ 、労働力を  $N_{it}$ 、民間資本ストックを  $K_{it}$ 、社会資本ストックを  $G_{it}$  と表すと、対数変換したコブ・ダグラス型の生産関数は、

$$\ln Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta_1 \ln N_{it} + (1 - \beta_1) \ln K_{it} + \beta_2 \ln \bar{G}_{it} + \beta_3 \ln \hat{G}_{it} + \beta_4 \ln \bar{Y}_{it} + u_{it} \quad (1)$$

と表すことができる。ここで、右辺第5項は社会資本ストックの自地域に対する生産力効果を、第6項は社会資本ストックの空間的なスピルオーバー効果を、第7項は知識ストックの空間的なスピルオーバー効果を表す。右辺第5項について、社会資本ストックが長期記憶性を有する場合を考える。社会資本ストックに関する実数と分パラメータを  $d_G$ 、ラグ演算子を  $L$  とすると、社会資本ストックの生産力効果は、

$$\ln \bar{G}_{it} = (1 - L)^{-d_G} \ln G_{it} \quad (2)$$

と表せる。式(2)は、ガンマ関数  $\Gamma$  を用いて、

$$(1-L)^{-d_G} \ln G_{it} = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(d_G+k)}{\Gamma(k+1)\Gamma(d_G)} \ln G_{it-k} \quad (3)$$

$$= \sum_{k=0}^{\infty} \pi_k \ln G_{it-k}$$

と展開できる。ここで、

$$\pi_k = \frac{\Gamma(d_G+k)}{\Gamma(k+1)\Gamma(d_G)} \quad (4)$$

であり、 $\Gamma(1)=0!=1$  より、 $\pi_0=1$  である。すなわち、式(3)は現在、および過去の自地域の社会資本ストックの、自地域の生産への寄与を表現している。社会資本ストックの地域間スピルオーバー効果については、空間近接係数  $w_{ij}^G$  を用いて、地域  $i$  の生産に対する他地域の社会資本の寄与を、

$$\ln \hat{G}_{it} = \sum_{j \neq i} w_{ij}^G \ln G_{jt} \quad (5)$$

と表すことができる。また、知識のスピルオーバー効果についても、他地域の知識ストックまでのアクセシビリティ指標として空間近接係数  $w_{ij}^Y$  を用いれば、地域  $i$  の生産に対する他地域の知識ストックの寄与を、

$$\ln \bar{Y}_{it} = \sum_{j \neq i} w_{ij}^Y \ln Y_{jt} \quad (6)$$

と表せる。ここで、 $w_{ii}^G, w_{ii}^Y = 0$  である。

式(1)の確率誤差項  $u_{it}$  は、各地域の生産性に関する時空間変動を表している。このうち、技術革新については、技術進歩が緩やかに地域の生産に波及すれば、その影響は誤差項の長期記憶性として現れる。本研究では、時間方向に長期記憶性が存在する確率誤差構造を、

$$\psi_q(L)(1-L)^{-d_\varepsilon} \varepsilon_{it} \quad (7)$$

と特定化する。ただし、 $\psi_q(L)$  は  $q$  次のラグ多項式であり、 $\varepsilon_{it}$  は独立に同一の分布に従う確率誤差項である。確率誤差項の式(7)は景気変動などの非観測要因の影響を表す MA ラグ多項式と、長期的な技術革新の影響を表す長期ラグ多項式によって構成されている。

式(6)より、式(1)は左右両辺に内生変数  $Y_{it}$  を含んでいる。  $Y_{it}$  をベクトル表示し、左辺に移項し、両辺に逆行列を乗じ、式(2)、(5)、(6)、(7)を式(1)に代入すると地域生産関数式、

$$\ln Y_{it} = \sum_j a_{ij} \{ \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta_1 \ln N_{it} + (1-\beta_1) \ln K_{it} + \beta_2 (1-L)^{-d_G} \ln G_{it} + \beta_3 \sum_{j \neq i} w_{ij}^G \ln G_{jt} + \beta_4 \sum_{j \neq i} w_{ij}^Y \ln Y_{jt} + \psi_q(L)(1-L)^{-d_\varepsilon} \varepsilon_{it} \} \quad (8)$$

が得られる。ただし、 $a_{ij}$  は行列  $A = I - \beta_4 W^Y$  の逆行列  $A^{-1}$  の要素を表す。

式(8)から明らかなように、確率誤差項は式(7)に示す時

系列構造に加えて、

$$u_{ij} = \sum_j a_{ij} \psi_q(L)(1-L)^{-d_\varepsilon} \varepsilon_{it} \quad (9)$$

のように、 $a_{ij}$  に起因する空間構造を示す。以上より、本研究の地域生産関数では、確率誤差項に式(9)に示すような時空間構造が現れる。

各時点での空間波及構造に変化が無く、かつ時点間で他地域の社会資本の直接利用は無いと仮定すると、式(10)に示す条件付対数尤度関数が得られる。

$$S(\hat{\beta}, \hat{\sigma}^2) = -\frac{R \cdot T}{2} \ln 2\pi - \frac{R \cdot T}{2} \ln \hat{\sigma}^2 + T \ln |\mathbf{I} - \beta_4 \mathbf{W}| - \frac{1}{2\hat{\sigma}^2} \varepsilon(\hat{\beta})' \varepsilon(\hat{\beta}) \quad (10)$$

ここで、 $R$  はクロスセクションのサンプル数、 $T$  は時点数、 $\hat{\beta}$  は推計すべきパラメータベクトル  $\hat{\beta} = (\alpha_0, \alpha_1, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, d_G, d_\varepsilon, \psi)$ 、 $\varepsilon(\hat{\beta})$  は  $R \times T$  行 1 列の誤差ベクトルを表す。なお、式(8)のパラメータは CSS 法によって推計する<sup>2)</sup>。

#### 4. 使用データの概要

本研究では、電力中央研究所作成の社会資本ストックデータ<sup>3)</sup>を用いる。このデータは除却スケジュールにガンマ分布を仮定し、社会資本種別ごとに、耐用年数パラメータを設定して除却額を算出し、これに基づいて社会資本ストックを推計している。以下の分析では、地域生産関数モデルの社会資本ストックとして、スピルオーバー効果が大きいと考えられる、「産業基盤」(高速道路、国道、港湾、空港)と「運輸・通信基盤」(国鉄、JR、電電公社、NTT、民鉄、郵便事業)のストック額の合計を用いる。民間資本ストックデータについても、社会資本ストックデータと同様の手順で推計された、電力中央研究所作成のデータを用いる。電力中央研究所データに集力されていない、1970年以前の社会資本ストックデータ、民間資本ストックデータは、土居のデータベース<sup>4)</sup>に基づいて、過去にさかのぼって独自に延長推計して作成した。県民総生産と労働力については、土居のデータベースを用いた。なおこれらのデータは、全て1990暦年価格で表示されている。分析に用いるデータセットは、沖縄県を除く46都道府県について、1955～2002年の48時点である。

#### 5. 地域生産関数モデルの推定結果

本来、長期記憶モデルではラグは無限大で定義すべきだが、実証分析ではデータの利用可能性に制約があるため、打ち切り次数  $m$  を設定する。以下の実証分析では、

打ち切り次数を  $m = 15$  , また, MA ラグ多項式の次数を  $q = 1$  すなわち,  $1 - \psi L$  と設定した場合の結果を示す. 打ち切り次数  $m = 15$  に対応して, 観測データの中で最初の 15 年のデータを外生変数としたため, 推計に用いたデータ数は 1970~2002 年の 33 時点, 合計 1518 サンプル (33 時点×46 都道府県)である. また, 技術進歩の成長率をはじめとする非観測要因の経年変化を表す確定トレンド項を, 1)1973 年の第 2 次石油ショックまでの高度経済成長期(1970~1973 年), 2)1992 年のバブル崩壊までの期間(1974~1991 年), 3)バブル崩壊後の期間(1992~2002 年)までの 3 つの期間に分類した. なお, それぞれの期間に対応するパラメータを  $\alpha_1^1$ ,  $\alpha_1^2$ ,  $\alpha_1^3$  とする. 実際にパラメータ推計を行ったところ, 社会資本の長期記憶型生産力効果の推計を安定的に行うことが難しいことがわかった. そこで, 2)の期間に関しては, 第 2 次石油ショックの影響によって技術進歩が停滞したと考えて, 確定トレンドパラメータ  $\alpha_1^2$  を 0 に設定した. また, 労働力と民間資本について 1 次同次制約を加えた. 表 1 に, 以上の設定の下でパラメータ推計した結果を示す.

表 1 地域生産関数の推定結果

変数 (記号)	推計値	t値
労働力 ( $\beta_1$ )	0.886**	35.85
民間資本ストック ( $1-\beta_1$ )	0.114**	4.63
社会資本ストック ( $\beta_2$ )	0.051*	2.17
社会資本空間スピルオーバー ( $\beta_3$ )	0.168	1.49
県内総生産空間スピルオーバー ( $\beta_4$ )	0.882**	67.84
社会資本実数分 ( $d_G$ )	0.179	1.21
確率誤差項実数分 ( $d_e$ )	0.018	1.01
確率誤差項1次 ( $\psi$ )	0.998**	1247.9
確定トレンド 1970-1973 ( $\alpha_1^1$ )	9.40E-08	0.59
確定トレンド 1992-2002 ( $\alpha_1^3$ )	-2.85E-08	-0.17
定数項 ( $\alpha_0$ )	-5.776*	-2.52
サンプル数	1518	
自由度調整済み決定係数 $R^2$	0.999	

\*\* : 1%有意, \* : 5%有意

自由度調整済み決定係数は高く, モデルの当てはまりは良好である. なお, 推定されたモデルの残差に関して, 長期記憶性, 空間相関, 系列相関の検定を行ったが, いずれも有意ではなかった. すなわち, 残差に関して有意な時空間相関パターンは存在しない. 長期記憶モデルにおける労働力, 民間資本ストック, 社会資本ストックのパラメータはいずれも有意である. 社会資本空間スピルオーバーと県内総生産空間スピルオーバーのパラメータを比較すると, 社会資本の直接的スピルオーバー効果よりも, 知識のスピルオーバー効果の方が大きいことが分かる. また, 実数分パラメータはいずれも有意ではないが正の値であり, 地域社会資本, および誤差項のいずれも, 将来に対して長期的な生産力効果を有する.

## 6. 社会資本の生産性評価

地域生産関数式(8)の推計結果を用いて, 社会資本の生産性を評価する. 社会資本の生産性を, 社会資本の整備年次内に発生する瞬間生産性と, 時間的な遅れを伴って発生する累積生産性に分解する.

瞬間生産性は,

$$\begin{aligned} \frac{\partial Y_t}{\partial G_{it}} &= \frac{\partial Y_{it}}{\partial G_{it}} + \sum_j^{j \neq i} \frac{\partial Y_{jt}}{\partial G_{it}} \\ &= \beta_2 a_{ii} \frac{Y_{it}}{G_{it}} + \sum_j^{j \neq i} a_{ij} (\beta_2 + \beta_3 w_{ij}) \frac{Y_{jt}}{G_{it}} \end{aligned} \quad (11)$$

と表される. ただし, 式(11)の第 1 項は, 社会資本の整備によって自地域で年次内に発生する生産力効果(以下, 自地域瞬間生産性), 第 2 項は知識のスピルオーバーと直接スピルオーバーによって, 他地域で年次内に波及する生産力効果(以下, 他地域瞬間生産性)を表す. 長期記憶性は, 本来無限時点にわたって定義されるが, 本研究では  $m = 15$  としているので, 将来への波及効果は 15 時点である. 社会資本の整備により, 自地域において将来に現れる限界生産性の総和(以下, 自地域累積生産性)は,

$$\begin{aligned} \sum_{l=1}^m \frac{\partial Y_{i,t+l}}{\partial G_{it}} &= \beta_2 a_{ii} \sum_{l=1}^m \pi_m \frac{Y_{i,t+l}}{G_{it}} \\ &= \beta_2 a_{ii} \sum_{l=1}^m \frac{\Gamma(d_G + l)}{\Gamma(l+1)\Gamma(d_G)} \frac{Y_{i,t+l}}{G_{it}} \end{aligned} \quad (12)$$

となる. さらに, 他地域に対して将来現れる限界生産性の総和(以下, 他地域累積生産性)は,

$$\begin{aligned} \sum_{l=1}^m \sum_j^{j \neq i} \frac{\partial Y_{j,t+l}}{\partial G_{it}} &= \beta_3 \sum_{l=1}^m \sum_j^{j \neq i} a_{ij} \pi_m \frac{Y_{j,t+l}}{G_{it}} \\ &= \beta_3 \sum_{l=1}^m \sum_j^{j \neq i} a_{ij} \frac{\Gamma(d_G + l)}{\Gamma(l+1)\Gamma(d_G)} \frac{Y_{j,t+l}}{G_{it}} \end{aligned} \quad (13)$$

となる. これらの地域累積生産性は, 自地域の社会資本が将来にわたって影響を与える自地域の生産額を介して, 将来の生産額に影響を与える, 間接的な効果の総和を表現している. 式(12), (13)から明らかなように, 1987 年以降の累積生産性を求めるには 2002 年以降のデータが必要になる. 本研究では, 2002 年以降の総生産額が 2002 年度と同等と仮定して, 累積生産性を求めた.

図 1, 図 2 に 1970 年, 2000 年における, 自地域瞬間生産性, 他地域瞬間生産性, 自地域累積生産性, 他地域累積生産性をそれぞれ示す. 1970 年において, 自地域瞬間生産性は比較的低い. また, 他地域瞬間生産性は大阪周辺, 特に奈良, 京都, および滋賀で高い値を示している. 自地域累積生産性の空間的なパターンは自地域瞬間

生産性と類似した傾向がみられるが、自地域累積生産性の方が若干高い値を示している。他地域累積生産性は、大都市周辺の値が大きくなっている。2000年では、1970年と比較して瞬間生産性は全国的に上昇している。特に東京、大阪、名古屋などの大都会で生産性が大きく上昇している。一方、累積的生産性は全国的に大きく低下している。

図3に1970年、1980年、1990年、2000年における、社会資本の総生産性を示す。1970年から1990年までは上昇傾向にあるが、1990年以降は一転して下降傾向にあり、2000年の総生産性は、ほぼ1970年と同等の水準となっている。1970年と比較して特に生産性の低下が著しいのは、香川、島根、鳥取であった。一方生産性が上昇しているのは、滋賀、東京、大阪であった。

## 7. 終わりに

本研究では、社会資本の空間的波及効果と時間的波及効果を考慮した地域生産関数モデルを定式化した。さらに、都道府県単位のパネルデータに基づいて地域生産関数を推計した。

分析の結果、社会資本の生産力効果は、他地域の現在、および将来に対して大きな影響を与えると共に、自地域の将来に対しても正の効果をも有することが明らかとなった。また、推計した地域生産関数に基づいて、社会資本の生産性を自地域瞬間生産性、他地域瞬間生産性、自地域累積生産性、他地域累積生産性に分類し、各生産性の経年変化を分析したところ、瞬間的生産性は増加傾向にあるのに対して、累積的生産性は減少傾向にあることがわかった。累積的生産性は瞬間的生産性と比較して、無視できないほど大きいものの、近年はやや低下傾向にあることがわかった。以上より、累積的生産性、つまり社会資本の時間波及効果を軽視して社会資本投資を行うと、将来の生産性の低下を招く可能性が高いと考えられる。

### 参考文献

- 1) 塚井誠人, 小林潔司: 長期記憶性を考慮した社会資本の生産性測定, 土木学会論文集, Vol.63/No.3, pp.255-274, 2007.
- 2) Chung, C.-F.: A generalized fractionally integrated autoregressive moving-average process, Journal of time series analysis, Vol.17, pp.111-140, 1996.
- 3) 電力中央研究所: 社会経済研究所, 研究成果の活用について, [http://criepi.denken.or.jp/jp/serc/consulting/software\\_data.html](http://criepi.denken.or.jp/jp/serc/consulting/software_data.html), 2007.
- 4) 土居丈朗: ホームページ, 経済財政データバンク, <http://www.econ.keio.ac.jp/staff/tdoi/index-J.html>, 2007.

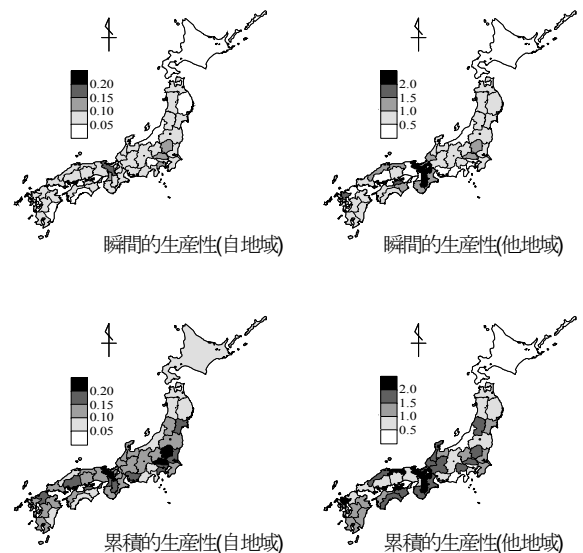


図1 社会資本の生産性(1970年)

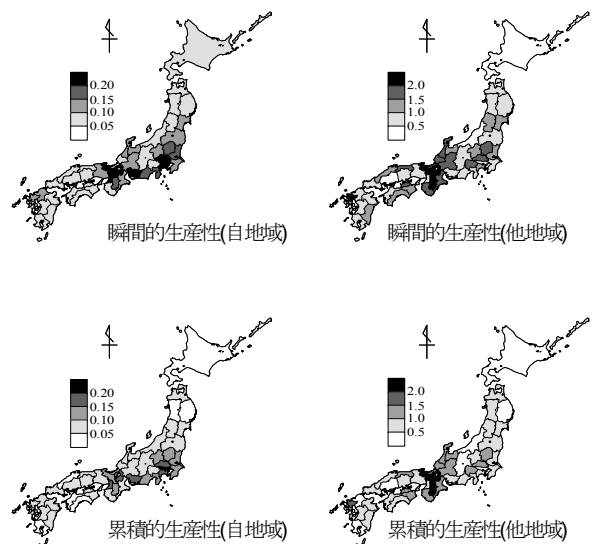


図2 社会資本の生産性(2000年)

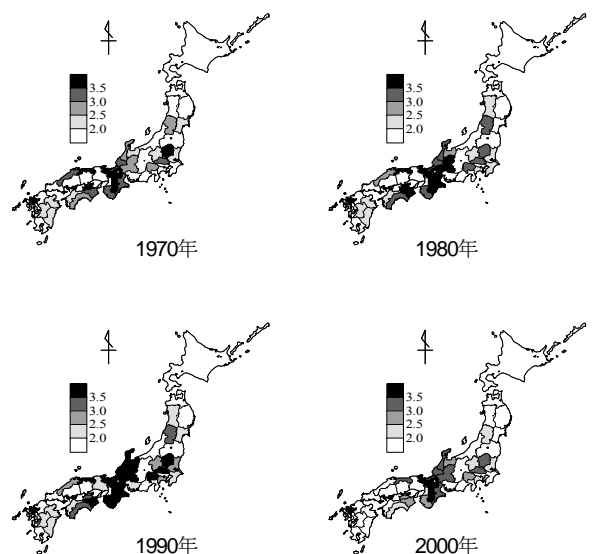


図3 社会資本の総生産性