

社会資本の生産性とスピルオーバー効果

塚井誠人¹・江尻良²・奥村誠³・小林潔司⁴

¹正会員 修(工) 広島大学助手 大学院工学研究科社会環境システム専攻(〒739-8527 東広島市鏡山1-4-1)

E-Mail:mtukai@hiroshima-u.ac.jp

²正会員 工修 東海旅客鉄道(株) 事業推進本部(〒450-6101 名古屋市中村区名駅1-1-4)

E-Mail:ryejiri@fa2.so-net.ne.jp

³正会員 博(工) 広島大学助教授 大学院工学研究科社会環境システム専攻(〒739-8527 東広島市鏡山1-4-1)

E-Mail:mokmr@hiroshima-u.ac.jp

⁴フェロー会員 工博 京都大学教授 大学院工学研究科土木工学専攻(〒606-8501 京都市左京区吉田本町)

E-mail:kkoba@psa2.kuciv.kyoto-u.ac.jp

本研究では地域間スピルオーバー効果を考慮した社会資本の生産性を評価する方法を提案する。その際、社会資本のスピルオーバー効果として、地域を越えた活動主体による社会資本の利用可能性(直接的スピルオーバー効果)と、地域間における知識のスピルオーバー効果(間接的スピルオーバー効果)をとりあげる。その上で、社会資本の直接的、間接的なスピルオーバー効果を同時にモデル化しうる生産関数モデルを提案し、わが国における社会資本の生産性とスピルオーバー効果を計測する。その結果、直接スピルオーバー効果と間接スピルオーバー効果を介して、社会資本は他の地域の生産性向上に貢献することを明らかにしている。

Key Words : productivity, network infrastructure, spill over effect, spatial autocorrelation

1. はじめに

昨今、社会資本がもたらす生産効果に関して、多くの議論がなされている。その中で、社会資本の生産性の低下を指摘し、社会資本整備の役割に対して懐疑的な見解も現れている。社会資本の生産性に関しては、すでに膨大な研究が蓄積されており、その成果は参考文献^{1),2)}に詳しい。しかし、個々の研究成果における推計値には大きな差異が存在し、社会資本の生産性に関して見解の一致を見るに至っていない。

従来より、生産関数モデルを用いて社会資本の生産性を計測した研究事例は数多く蓄積されている。のちに2.で言及するが、既往の文献では社会資本をあたかも純粋な地方公共財として取り扱っており、社会資本の整備効果の地域間スピルオーバーを十分に考慮していないという問題点がある。社会資本の効果は個々の地域の範囲を越えて、空間的な広がりを持つ場合が少なくない。特に、交通・通信施設などの社会資本(以下、ネットワーク型社会資本と呼ぶ)は、地域間の知識、情報、金銭の流動の効率化を通じて、生産におけるスピルオーバー効果の増進を目的として整備される。

一般に、社会資本のスピルオーバー効果は、多様な形態を通じて現れる。より直接的には各地域の経済主体が他の地域の社会資本を利用することによりその便益がスピルオーバーする。あるいは、ある地域の企業が他の地域の民間資本や労働力を利用することもあるだろう。このような直接的な効果だけでなく、財や旅客

の地域間流動を通じてアイデアや知識が伝播することにより生産性を向上させるという間接的な効果もある。このようなスピルオーバー効果は地域間で双方向に発生する場合もあれば、大都市から小都市へと階層的に発生する場合もある。社会資本のスピルオーバー効果を議論する場合、多様な形態で現れるスピルオーバー効果を総合的に把握しうるモデルが必要となる。

本研究では、生産における地域間スピルオーバー効果を考慮した社会資本の生産性を評価する方法を提案する。その上で、わが国における社会資本の生産性とスピルオーバー効果に関して実証的な知見を得ることとする。以下、2.で、本研究の基本的な考え方を説明する。3.では、社会資本のスピルオーバー効果とモデル化の方法について考察する。さらに、4.でモデルの推計方法と仮説検定の方法を説明し、5.で実証分析の結果を示す。

2. 本研究の基本的な考え方

(1) 既往の研究概要

生産関数を用いた社会資本の生産性計測に関しては膨大な研究事例が蓄積されている。これら既往研究の成果とその問題点については、筆者等の一部がすでに参考文献¹⁾において詳細にレビューしており、ここではその内容について言及しない。以下では、既往研究が有する問題点のうち、本研究と関連の深い主要な問題点

のみを簡単にレビューしておく。第1は、社会資本の定義と入手可能なデータの整合性の問題である。社会資本ストックデータは経済企画庁より官庁統計として公表されているが、のちに4.(1)で考察するようなストックの過大推定の問題を抱えている。第2に、データの観測データの非定常性の問題がある。データに非定常成分が含まれる場合、見せかけの相関の問題が現れる。この問題に関しては、すでに土居がわが国のデータ(県民総生産、社会資本ストック、民間資本ストック、労働力の自然対数値)に対して単位根検定を実施し、都道府県別データに関しては非定常成分(単位根)が存在するという仮説を棄却できるとしている³⁾。第3に、クロスセクション・データに基づいた生産関数では、社会資本のスピルオーバー効果が問題となる。以上の他にも、生産関数モデルは参考文献¹⁾に示すような問題点を有しているが、本研究では主として社会資本のスピルオーバーに焦点を置き問題点の克服を試みる。

生産関数モデルにおける社会資本のスピルオーバーの問題に関しては、すでにいくつかの文献で議論されている。たとえば、浅子は、1975-85年に至る都道府県パネルデータをプールして生産関数の推定を行った⁴⁾。その結果、時系列モデルと比較して、プールモデルから推定される社会資本の生産性が小さくすると報告している。また、吉野・中野等⁵⁾⁻⁸⁾も同様の結果を報告している。また、海外の研究事例においても、時系列データとクロスセクションデータを用いた推計結果では、後者のほうが社会資本の生産力効果が低く推計されている⁹⁾⁻¹³⁾。Munnelはその理由を、「時系列データを用いた推計結果では、地域間のスピルオーバー効果も含んだ形で社会資本の生産力効果が計測されるが、クロスセクションデータを用いた場合では各地域の社会資本が自地域の生産のみに貢献するような生産関数を想定しているため、社会資本の便益が他の地域にスピルオーバーする効果が無視される」と指摘している¹⁰⁾。この場合、時系列データと比較して、クロスセクションデータの推計結果では社会資本の生産力効果が過小に評価される危険性がある。したがって、クロスセクションデータを用いる場合、地域間におけるスピルオーバー効果を明示的に考慮する必要がある。

(2) スピルオーバー効果

社会資本の効果はその資本が整備された地域だけでなく、地域を越えて他の地域にも波及する。特に、道路や鉄道・空港といったネットワーク型社会資本の整備効果は、ネットワークで連結されたすべての都市間の所要時間を短縮し、その効果はネットワークで連結されたすべての地域が享受する。3.(1)で紹介するように、クロスセクションデータを用いる生産関数モ

デルでは、社会資本のストック額が各地域ごとに分割して集計化されるため、ネットワーク型社会資本の特性を十分に表現することは不可能である。

社会資本のスピルオーバー効果は、1)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も利用するという直接的なスピルオーバー効果と2)社会資本を通じて知識、アイデアという無形の財が地域間を移動することによって得られる間接的なスピルオーバー効果に分類できる。前者は社会資本が複数の地域における生産活動に同時に利用されるという結合生産がもたらす効果である。このような結合生産は社会資本ストックだけに限られるわけではない。たとえば、ある地域の労働者が他の地域に生産活動に貢献する可能性も否定できない。このような結合生産の効果は非排除性という特質を持つ社会資本に顕著に現れる。一方、知識は部分的に排除可能な公共財としての性質を持つ^{14),15)}。知識は人的流動やコミュニケーションを通じて地域間を伝播する。コミュニケーション技術の発展により情報やデータの地域間移転は非常に容易になった。しかし、フェイス・トゥ・フェイスのコミュニケーションが必要な知識の移転においては、地域間の距離抵抗は依然として重要な要因である。このように社会資本は、直接的・間接的なスピルオーバー効果を持っている。したがって、社会資本の生産性を計測するためには、多様なスピルオーバー効果を同時にモデル化できるようなアプローチが必要となる。

(3) 本研究の立場

社会資本のスピルオーバー効果を考慮するために、生産関数モデルの拡張が試みられている。このような研究事例はそれほど多くはないが、その中で、1)生産関数の中に他地域の社会資本ストックを導入することにより社会資本の生産要素としてのスピルオーバー効果を表現しようとする試みがある(以下、要素スピルオーバーモデルと呼ぼう)。さらに、2)地域の生産量をその地域における知識ストックの代理変数と考え、3.(2)で示すような空間ラグモデルを用いて知識の地域間スピルオーバー効果を表現する試みがある(以下、知識スピルオーバーモデルと呼ぶ)。あるいは、3)誤差項の間に空間自己回帰構造を導入しスピルオーバー効果を表現する空間自己回帰モデルが提案されている。

要素スピルオーバーモデルの既往研究としてカリフォルニア州の高速道路の生産性を計測した事例がある¹⁶⁾。そこでは、生産関数の中に自州と近接州の道路ストック変数を導入し、近接州の道路資本ストックのスピルオーバー効果の推定を試みている。その結果、州レベルにおいてはスピルオーバー効果は計測されないと結論づけている¹⁶⁾。一方、Boarnetは同じくカリフォル

ニア州の道路インフラを、州より狭い地域を基本単位として積み上げ、インフラによる民間資本、労働力等の地域間移動をモデル内に明示的に取り込むことにより、スピルオーバー効果の計測を行っている^{17),18)}。また、Canaletaは、スペインの交通インフラを対象として、自地域と周辺地域の結びつきを交通量で表現し、周辺地域の交通インフラを生産関数に導入してスピルオーバー効果を計測している¹⁹⁾。わが国においても、スピルオーバー効果を考慮にいたした社会資本の生産性の推定結果が得られている。たとえば、三井は都道府県単位に基づいた生産関数を推定しているが、その際に半径100km、300km圏内にある近隣の都道府県にある社会資本ストック額を積上げた説明変数を用いている²⁰⁾。その結果、近隣地域の社会資本は有意な正のスピルオーバー効果を持つと結論づけている。また、山野は、要素スピルオーバーモデル、知識スピルオーバーモデルを用いて、社会資本のスピルオーバー効果の計測を試みている²¹⁾。本研究では、要素スピルオーバーモデル、知識スピルオーバーモデルが、空間自己回帰モデルの特殊ケースに該当することに着目し、社会資本のスピルオーバー効果を体系的に整理する方法を提案する。さらに、3.(4)で考察するように、知識のスピルオーバー効果には方向性があることを指摘し、双方向なスピルオーバー効果だけでなく、階層的なスピルオーバー効果を同時に検出できる方法を提案することとする。なお、地域生産関数モデルにおけるスピルオーバー効果は、供給側から捉えた波及効果であるのに対し、地域間産業連関分析から得られる地域間生産波及効果は、産業部門間の投入要素の連関に基づく需要側の波及効果であり、両者の間に直接の関係はない。また、本研究で用いる推計手法はすでに空間計量経済学の分野で提案されたものであり分析手法に新規性はない。山野²¹⁾と問題意識を共有化しているが、本研究ではスピルオーバー効果の分解とその計測問題に主眼をおいており、筆者等の知る限り、このような視点から社会資本の生産性を分析した研究事例は見あたらない。

3. モデルの定式化

(1) 生産関数モデル

生産関数を用いた社会資本の生産性の計測方法は、大きく1)時系列アプローチ、2)クロスセクションアプローチに分類できる。この中で、データセットの構築が比較的容易であったため、時系列データを用いた研究事例が先行した²²⁾。これに対して、Costaは、クロスセクションのデータを用いて生産関数

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln N_i + \beta_2 \ln K_i + \beta_3 \ln G_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

を推計する方法を提案した⁹⁾。ただし、添字*i* (*i* = 1, ..., *n*)は地域を表す。また、 Y_i , N_i , K_i , G_i はそれぞれ地域*i*の地域総生産、労働力、民間資本ストック、社会資本ストックを表す。また、 ε_i は正規分布 $N(0, \sigma^2)$ に従う誤差項である。この時、社会資本の生産弾力性は $\beta_3 = (\Delta Y_i / Y_i) / (\Delta G_i / G_i)$ と表せる。ただし、記号 Δ は微少な増分を表す。生産弾力性を用いれば、地域*i* の社会資本ストックが $\omega(\%) = 100 \times (\Delta G_i / G_i)$ 増加すれば、地域総生産が $\beta_3 \omega\%$ 増加すると評価される。ここで、式(1)を行列表記すれば

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (2)$$

と表せる。ここに、 $y = (\ln Y_1, \dots, \ln Y_n)'$ を要素とする被説明変数列ベクトル、 $\beta = (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3)'$ はパラメータ列ベクトル、 $\varepsilon = (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n)'$ は誤差項列ベクトルである。記号 \prime は転置操作を表す。また、 X は

$$X = \begin{bmatrix} 1 & \ln N_1 & \ln K_1 & \ln G_1 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & \ln N_n & \ln K_n & \ln G_n \end{bmatrix}$$

と表される $n \times 4$ 次行列である

通常、生産関数モデルでは、式(1)に対して、1) $\beta_1 + \beta_2 = 1$ 、または2) $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 1$ という生産の1次同次性条件に関する制約が課される。Meadによれば、前者の仮定(労働と民間資本の間で規模に対する収穫一定)の下では、社会資本の役割は「生産環境の創出」と位置づけられる。これに対して後者(労働と民間資本と社会資本の間で規模に対して収穫一定)の仮定は、社会資本は「対価不要の生産要素」と解釈できる。いずれの仮定が妥当であるかは、理論的には決着できず実証分析において検証されるべきである²³⁾。

(2) スピルオーバーを考慮した生産関数

前述したように、生産関数モデル(1)では社会資本の地域間スピルオーバー効果を表現することはできない。そこで、生産関数(1)にスピルオーバー効果を導入する方法として、1)自地域の社会資本ストック G_i だけでなく、他地域の社会資本ストックを説明変数として加える方法(要素スピルオーバーモデル)、2)地域総生産を知識ストックの代理変数と考え、地域間のスピルオーバー効果を表現する方法(知識スピルオーバーモデル)が提案されている²¹⁾。要素スピルオーバーモデル、知識スピルオーバーモデルは、それぞれ

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln N_i + \beta_2 \ln K_i + \beta_3 \ln G_i + \phi \sum_{j \neq i} W_{ij} \ln G_j + \varepsilon_i \quad (3a)$$

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln N_i + \beta_2 \ln K_i + \beta_3 \ln G_i + \rho \sum_{j \neq i} W_{ij} \ln Y_j + \varepsilon_i \quad (3b)$$

と定式化できる。ここに、 W_{ij} は地域間の近接関係を表すパラメータであり、モデル推計にあたって外生的に与えられる。パラメータ ϕ 、 ρ は、それぞれ生産要素、知識のスピルオーバー効果の強さを表す未知パラメータである。式(3a)、(3b)を行列表記すれば

$$y = X\beta + \phi Wg + \varepsilon \quad (4a)$$

$$y = X\beta + \rho W y + \varepsilon \quad (4b)$$

となる。ただし、 $g = (\ln G_1, \dots, \ln G_n)'$ は各地域の社会資本ストックを表す n 次列ベクトル、 W は空間近接パラメータ W_{ij} を要素する $n \times n$ 行列であり、対角要素は $W_{ii} = 0$ ($i = 1, \dots, n$)である。要素スピルオーバーモデル(4a)は、着目している地域の生産活動が利用する他地域の社会資本ストックを生産関数に変数として導入するモデルである。この場合、空間近接行列 W の各要素は、他地域の社会資本の利用の程度を表している。要素スピルオーバーモデルは、他地域の社会資本ストックの利用可能性を考慮したモデルであり、生産関数モデルの自然な拡張となっており、モデルの解釈も容易である。一方、知識スピルオーバーモデルでは、他地域の生産額が当該地域の生産額に正のスピルオーバー効果を持つと考える。Keilbachは生産における外部経済として、知識の地域間スピルオーバー効果が重要な役割を果たすと論じた²⁴⁾。その上で、他地域における知識やアイデアのストック量の代理指標として、他地域の生産量を用いることが可能であるとし、他地域の生産量を生産関数の説明変数として含むような空間ラグ構造を持つ知識スピルオーバーモデル(4b)を提案した。要素スピルオーバーモデル、知識スピルオーバーモデルのいずれも社会資本のスピルオーバー効果を表現する方法として説得性をもっており、排他的にそのいずれかを選択すべきではない。むしろ、2つのモデルを統一的に包含するようなスピルオーバーモデルを定式化することが望ましい。

(3) 空間自己回帰モデル

空間計量経済学の分野において、誤差項の空間相関を持つような空間相互作用モデルに関する研究が蓄積された²⁵⁾。また、土木計画学の分野においても、いくつかの適用事例が存在する^{26), 27)}。ここでは、生産関数(1)の誤差項の間に存在する空間相関を、代表的な空間相関モデルである空間的自己回帰モデル(spatial autocorrelation model)を用いて表現しよう²⁸⁾⁻³¹⁾。

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (5a)$$

$$\varepsilon = \lambda W \varepsilon + \nu \quad (5b)$$

ここに、 λ は誤差項の空間相関パラメータ、 ν は正規分布 $N(0, \sigma^2 I)$ に従う誤差ベクトルである。式(5b)は、誤差項 ε が自己回帰構造を持つことを表している。生産関

数(5a)の誤差項の間に式(5b)で表されるような空間相関が存在する場合、誤差項 ε は

$$\varepsilon = (I - \lambda W)^{-1} \nu \quad (6)$$

と表すことができる。分散・共分散行列 $\Omega = E(\varepsilon \varepsilon')$ は

$$\begin{aligned} \Omega &= E[(I - \lambda W)^{-1} \nu \nu' ((I - \lambda W)^{-1})'] \\ &= (I - \lambda W)^{-1} E(\nu \nu') ((I - \lambda W)^{-1})' \\ &= (I - \lambda W)^{-1} \sigma^2 I ((I - \lambda W)^{-1})' \\ &= \sigma^2 (I - \lambda W)^{-1} ((I - \lambda W)')^{-1} \\ &= \sigma^2 [(I - \lambda W)' (I - \lambda W)]^{-1} \end{aligned} \quad (7)$$

と表される。空間自己回帰モデルでは、分散・共分散行列 Ω の逆行列は容易に評価することが可能であり

$$\Omega^{-1} = \sigma^{-2} (I - \lambda W)' (I - \lambda W) \quad (8)$$

と明示的に求めることができる。空間自己回帰モデルのスピルオーバー構造を明らかにするために式(5a)を式(5b)に代入すれば、式(5b)は

$$\begin{aligned} y &= X\beta + \lambda W(y - X\beta) + \nu \\ &= X\beta + \lambda W y - \lambda W X\beta + \nu \end{aligned} \quad (9)$$

と分解できる³²⁾。ここに、右辺第1項は通常の実業関数モデルを、第2項は知識のスピルオーバー効果を、第3項は要素のスピルオーバー効果を、最終項は誤差項を表す。すなわち、空間自己回帰モデルを用いることにより、生産要素と知識という2種類のスピルオーバー効果を同時に含むような生産関数を推計することができる。式(9)より、空間自己回帰モデルは特殊なスピルオーバー構造を表していることが理解できる。第1に、第2項の知識スピルオーバー効果と第3項の要素スピルオーバー効果が同一のスピルオーバーパラメータ λ を持つ点があげられる。第2に、要素スピルオーバー効果が当該地域の生産に対して負のスピルオーバー効果を持つ点である。他地域における生産要素と当該地域の生産要素の間に代替的な関係が成立する。空間自己回帰モデルでは他地域の生産要素を持つ補完的な関係を表現することができない。このように空間自己回帰モデルを用いた場合、スピルオーバー効果に関して強い仮定を置くことになる。ここで、式(9)を

$$y = X\beta + \lambda W y - W X \gamma + \nu \quad (10)$$

と変形しよう。ここで、 γ はパラメータベクトルであり、空間自己回帰モデルでは共通要素制約条件

$$\gamma = \lambda \beta \quad (11)$$

が成立する。現在、共通要素制約条件を緩和した空間相互作用モデル(10)に関する研究も進展している³³⁾⁻³⁵⁾。式(10)において $\gamma = 0$ を仮定すれば、知識スピルオーバーモデルが得られる。あるいは、 $\lambda = 0$ 、かつ $\gamma = (0, 0, 0, -\phi)$ を仮定すれば要素スピルオーバーモデルを

得る。前述したように、共通要素制約は過度に強い仮定であり、双方のスピルオーバー効果の相対的な強さを比較できるモデルの方が望ましい。このような視点から、次節では社会資本の複合的なスピルオーバー効果を考慮するために、共通要素制約を緩和した生産関数モデルを定式化する。なお、誤差項の空間相関構造を、移動平均モデル

$$\varepsilon = \lambda W \nu + \nu \quad (12)$$

を用いて表現することも可能である³⁶⁾。しかし、空間相関構造を自己回帰モデルと移動平均モデルで表現しても推計結果に実質的な差異が発生しないことが報告されており²⁵⁾、本研究では推計が容易な自己回帰モデルを用いることとする。また、以上の定式化では誤差項 ν の異質分散性を考慮していない。Anselin²⁵⁾は誤差項の異質分散性を考慮した空間的自己回帰モデルを提案しているが²⁵⁾、異質分散性が存在していても誤差項の空間的相関を通じて平準化され、実用上は大きな問題にならないことを指摘している。したがって、本研究では異質分散性の問題をとりあげない。

(4) 複合的なスピルオーバーモデル

知識は、生産性の大きい地域から小さい地域へと階層的にスピルオーバーする可能性が大きい²⁴⁾。このような見解は、最近発展しつつある多地域内生的経済成長理論でも支持されている。そこでは、知識ストックの大きい地域から小さい地域へと流れる知識のスピルオーバー効果が、生産性の地域間均等化をもたらすことが想定されている¹⁾。しかし、知識スピルオーバーモデルや空間自己相関モデルでは、このような知識のスピルオーバー効果を十分に表現できない。

筆者等が考える問題意識を明示的に説明するために、知識スピルオーバーモデルにおける社会資本のスピルオーバー効果を具体的に求めてみよう。知識スピルオーバーモデルでは、地域 j における社会資本の限界的な増加が（空間近接性に影響を及ぼさないと条件下で）地域 i の総生産 Y_i に及ぼす限界的な効果は

$$\frac{\partial Y_i}{\partial G_j} = \beta_3 \varphi_{ij} \frac{Y_i}{G_j} \quad (13)$$

と表される。ただし、 φ_{ij} は逆行列 $[I - \rho W]^{-1}$ の (ij) 要素である。式(13)は、地域 i における社会資本の整備により生じる知識のスピルオーバーの乗数効果を集計化したものである。しかし、式(13)より明らかなように、他のことを一定にすれば、社会資本の限界的なスピルオーバー効果は、社会資本ストック G_j が小さい地域ほど大きい。また、知識ストック Y_i が大きい地域に対して、より限界的なスピルオーバー効果が大きく現れることになる。対称的な空間近接行列を用いた知識スピルオーバーモデルを用いる限り、社会資本ストックの

大きい地域（生産性の高い地域）において知識ストックが生産され、それが生産性の低い地域に波及していくという階層的な空間相関関係を表現できない。この問題は空間自己回帰モデルにおいても現れる。

知識の階層的なスピルオーバー効果の差異を表現するために、空間近接行列 W に対して、

$$W_{ij}^s = \begin{cases} W_{ij} & \alpha_{s-1} \leq N_i/N_j < \alpha_s \\ 0 & \text{それ以外の時} \end{cases} \quad (14)$$

を要素とする階層的空間近接行列 W^s ($s = 1, \dots, S$)を定義しよう。ただし、 $0 = \alpha_0 < \alpha_1 < \dots < \alpha_S = \infty$ である。式(10)を拡張し、非対称的な空間近接行列 W^s を用いて知識の階層的なスピルオーバー効果を表現するとともに、対称的な空間近接行列 W を用いて生産要素のスピルオーバー効果を表現しよう。この時、複合的なスピルオーバー効果を表現する生産関数モデルを

$$y = X\beta + \sum_{s=1}^S \xi_s W^s y + W X \gamma + \nu \quad (15)$$

と定式化できる。ここに、 ξ_s ($s = 1, \dots, S$)はランク s の知識の階層的スピルオーバー効果の程度を表すパラメータ、 $\gamma = (0, \gamma_1, \gamma_2, \gamma_3)'$ は未知パラメータベクトルである。上式の右辺第1項は通常の実業関数を、第2項は知識スピルオーバー効果を、第3項は生産要素スピルオーバー効果を表す。第4項は正規分布 $N(0, \sigma^2 I)$ に従う誤差ベクトルである。第2項は階層的なスピルオーバー効果を、第3項は双方向のスピルオーバー効果を表現している。なお、第3項では、知識以外の生産要素のスピルオーバー効果も考慮している。

4. 分析の方法

(1) データセット

従来より、都道府県単位より細かい地域単位での民間資本、社会資本に関するデータは整備されていない。中でも社会資本に関するデータの整備が遅れている。都道府県単位での社会資本データに関しては、いくつかのデータセットが入手可能である。経済企画庁が公表している社会資本ストックデータ³⁷⁾以外にも、NTTやJR民営化以前に関しては、大河原等³⁸⁾、浅子等⁴⁾、吉野等⁵⁾があり、民営化後のデータに関しては土居³⁾によるデータセットが利用可能である。経済企画庁の社会資本ストックデータは、社会資本の除却を考慮せず、耐用年数に達しない範囲の中で過去の投資額を積み上げることにより、社会資本ストックを求めている。残りのデータセットは社会資本の減価償却を考慮している。例えば、土居のデータセットでは、社会資本の除却スケジュールとしてワイブル分布を仮定している。

現実の社会資本の整備過程において、社会資本が物的耐用年数により除却された事例は極めて少ない。多

くの場合、機能的な耐用年数により除却されている。社会資本整備の過程で、新規に社会資本が整備された場合も少なくないが、機能的な耐用年数を迎えた古い社会資本を除却し、機能水準を向上させることを目的として社会資本が整備された事例が少なくない。あるいは、堤防、道路、トンネル等のように物理的な耐用年数を想定しにくい施設もある。社会資本ストックの除却を考慮していない経済企画庁の社会資本ストックデータは、現実の社会資本ストックをかなりの程度過大に評価している危険性がある。土居が仮定したように、現実の除却スケジュールにおける残価率分布がワイブル分布に従っている保証はないが、少なくとも経済企画庁データのような社会資本ストックの過大評価の問題はある程度は回避できている可能性がある。このような考え方に基いて、本研究では土居が公開しているデータベース³⁹⁾に基づいて生産関数を推計することとした。残念ながら、現時点で過去の社会資本整備の過程の中で発生した古い社会資本ストックの除却量を明確に評価したストックデータは存在しない。筆者等は、社会資本の除却を考慮しうる社会資本ストックのバランスシートに関する研究を行っているが、この問題は本稿の域を越えており、別の機会に発表したいと考える。

本研究では、土居がネット上で公開しているデータベース³⁹⁾を用いる。その詳細は参考文献³⁾に譲るが、ここでは簡単にその概要を紹介しておく。このデータは、1987年の旧3公社民営化以降、3公社分の社会資本が民間資本に加算されるようになったため生じた統計の断絶を考慮して、民営化3公社以前と民営化以後のデータを整合的に結合している。また、1970年以前の社会資本データについても、国富調査をベースに減価償却を考慮して推計を行っている（ただし、遡及は1965年までである）。同時に、1975-1993年度は県民経済計算年報、それ以前は長期遡及推計県民経済計算報告に基づいて県民総生産を求めている。労働力に関しては、県民経済計算報告平成9年度版に基づいて算出している。1974年度以前に関しては就業構造基本調査、国勢調査に基づいて補正計算により算出している。民間資本ストックに関しては長期遡及推計県民経済報告に記載の「総固定資本形成－民間企業設備」を民間企業資本ストックの取り付けベースの純除却率で補正して積み上げるとともに、都道府県別按分値を求めている。

なお、生産関数の推計にあたっては、サンプル数が過小になるという難点を避けるためパラメータ変化が起こらない程度の期間として、代表時点を挟む前後1年におけるデータをプールすることにより、1970年から1995年まで5年ごとを代表時点とする6時点のデータセットを用意した。また、沖縄県については、独自の社会資本整備政策がとられてきたことや他の都道府

県までの距離が著しく離れておりスピルオーバー効果が期待されないため、分析対象から除外する。

(2) 空間近接行列

スピルオーバー効果を考慮した生産関数を推定する際には、空間近接行列 W を適切に設定することが課題となる。しかし、空間近接行列に関しては、ほとんど研究が蓄積されていないのが実状である。本研究では、代替的な空間近接行列を定義するとともに、実証分析を通じてその妥当性を検証することとする。

空間的近接行列を定義する上で、もっとも基本的な空間近接情報は地域間の地理的距離である。そこで、空間的近接度を表す指標として、都道府県庁所在地間の直線距離の逆数行列 W_D を定義する。しかし、近年の交通・通信ネットワークの発展により、ネットワークの離散化が進展し、「地理的に近接している」ことは以前ほど重要でなくなっているとの指摘も多い⁴⁰⁾。そこで、ネットワーク型社会資本の機能水準に着目した空間近接行列を考えることとする。まず、都道府県間の所要時間、所要費用の逆数を用いて2つの空間近接行列 W_T 、 W_C を定義した。また、都道府県間の鉄道・航空の最短所要時間経路について、運賃と所要時間を経路分担率を考慮して加重し、時間価値2500円/時間⁴¹⁾として地域間一般化費用を求めた。このようにして求めた一般化費用の逆数を用いて空間近接行列 W_R を定義する。また、業務上の関係の深さを反映して決定される他地域との間の人流の大きさがスピルオーバーに寄与していると考え、都道府県間業務トリップ数を用いて空間近接行列 W_F を定義する。以上の空間近接行列のうち、行列 W_T 、 W_C 、 W_R 、 W_F はいずれもネットワーク型社会資本の整備水準を反映している。これらの空間近接行列を用いて地域間スピルオーバー効果が説明可能であれば、交通ネットワーク整備を通じて地域間スピルオーバー効果を制御することが可能である。

以上で定義した空間近接行列はいずれも計測単位が異なる。パラメータの推計値を相互比較するためには、空間近接行列を基準化する必要がある。代表的な基本化手続きとして以下のルールがある⁴²⁾。

$$W_{ij}^c = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} W_{ij} \quad (16a)$$

$$W_{ij}^w = \frac{n}{\sum_{j=1}^n W_{ij}} W_{ij} \quad (16b)$$

ここに、 n は地域数、 W_{ij} は基準化前の空間近接行列の (i, j) 要素、 W_{ij}^c 、 W_{ij}^w は基準化後の空間近接行列の (i, j) 要素である。基準化ルール(16a)はC-coding、ルール(16b)はW-codingと呼ばれる⁴²⁾。Tiefelsdorfは、空間近接行列の導入により、誤差項の空間相関構造に地理学的位相に基づいた異質性の問題が発生することを指

摘した。すなわち、地理的空間の端に位置する地域はどの地域に対しても遠く、中央に位置する地域はどの地域に対しても近くなる。したがって、全体を一律に基準化する式(16a)の方法では中央に位置する地域が平均的な近接度が大きくなる。一方、式(16b)では空間の端に位置する地域の近接度も中央に位置する地域と同等に評価することになる。その結果、空間の端に位置する地域の特異性が全く考慮されないことになる。Tiefelsdorfは、このような地理学的位相による異質分散性の問題を回避するために、S-coding

$$W_{ij}^s = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \left\{ \frac{\sum_{j=1}^n W_{ij}}{\sqrt{\sum_{k=1}^n W_{ik}^2}} \right\}} \frac{W_{ij}}{\sqrt{\sum_{j=1}^n W_{ij}^2}} \quad (17)$$

を提案している⁴²⁾。本研究では、S-codingを用いて空間近接行列を基準化することとする。

(3) モデルの推計方法

本研究で用いる推計方法は、いずれも空間計量経済学の分野で開発されたものであり新規性はない。読者の便宜を図るため、以下では本研究で提案した生産関数モデルに即して、その推計方法について説明しておく。

生産関数モデル(1)では、 $E[X'e] = 0$ が成立する。誤差項 e が正規分布 $N(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I})$ に従う場合、OLS推定量

$$\hat{\beta}^\circ = (X'X)^{-1}X'y \quad (18a)$$

は不偏推定量であり、かつ最小分散推定量であることが保証される。要素スピルオーバーモデルの場合、新しく ϕ を未知パラメータベクトルに、列ベクトル g を行列 X に付け加え、OLS推定量を求めればよい。

知識スピルオーバーモデル(4b)は

$$\begin{aligned} y &= \Psi^{-1}X\beta + \Psi^{-1}\varepsilon \\ \Psi &= I - \rho W \end{aligned} \quad (19)$$

と書き換えることができる。式(19)より誤差項 $\Psi^{-1}\varepsilon$ は明らかに分散共分散構造を持ち、OLS推定量は不偏推定量ではない。しかし、最尤法を用いれば、サンプル数が十分に大きい場合、漸近一致性と漸近効率性のある推定量を得ることができる。いま、仮定より誤差項 e が正規分布 $N(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I})$ に従う。ここで、誤差項 e で定義される確率密度関数を y を用いて

$$\varepsilon = \Psi y - X\beta \quad (20)$$

と変数変換しよう。変数変換のヤコビアン行列は

$$J = \frac{\partial \varepsilon}{\partial y} = \Psi \quad (21)$$

となる。 e が正規分布 $N(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I})$ に従う場合、観測値 y が得られる変数変換後の尤度は

$$f(y|\rho, \sigma^2, \beta) = (2\pi)^{-\frac{n}{2}} (\sigma^2)^{-\frac{n}{2}} |\Psi| \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} (\Psi y - X\beta)' (\Psi y - X\beta) \right\} \quad (22)$$

と表される。式(22)の対数尤度関数 \mathcal{L}_k は

$$\begin{aligned} \mathcal{L}_k(y|\rho, \sigma^2, \beta) &= -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln(\sigma^2) + \ln |\Psi| \\ &\quad - \frac{1}{2\sigma^2} \left\{ (\Psi y - X\beta)' (\Psi y - X\beta) \right\} \end{aligned} \quad (23)$$

と表される。 ρ を所与として対数尤度関数 \mathcal{L}_k を β 、 σ^2 に関して最大化しよう。 β に関する最適化条件より

$$\begin{aligned} \hat{\beta} &= (X'X)^{-1}X'\Psi y \\ &= (X'X)^{-1}X'y - \rho(X'X)^{-1}X'W y \\ &= \hat{\beta}^\circ - \rho \hat{\beta}_L \end{aligned} \quad (24)$$

を得る。ここで、 $\hat{\beta}^\circ$ は y の X に対するOLS推定量であり、生産関数モデル(1)におけるOLS推定量に一定する。また、 $\hat{\beta}_L$ は $y_L = W y$ の X に対するOLS推定量である。一方、 σ^2 の最尤推定量 $\hat{\sigma}^2 = n^{-1} \hat{e}' \hat{e}$ は

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} (\hat{e} - \rho \hat{e}_L)' (\hat{e} - \rho \hat{e}_L) \quad (25)$$

$$\hat{e} = y - X\hat{\beta}^\circ$$

$$\hat{e}_L = y_L - X\hat{\beta}_L$$

以上の最尤推定量 \hat{e} 、 $\hat{\sigma}^2$ を対数尤度関数(23)に代入することにより集中化対数尤度関数⁴³⁾

$$\begin{aligned} {}^c \mathcal{L}_k &= -\frac{n}{2} \ln(2\pi) + \ln |I - \rho W| \\ &\quad - \frac{n}{2} \ln \left[\frac{1}{n} (\hat{e} - \rho \hat{e}_L)' (\hat{e} - \rho \hat{e}_L) \right] \end{aligned} \quad (26)$$

を得る。集中化対数尤度関数(26)を ρ に関して最大化することにより最尤推定量 $\hat{\rho}^*$ を得る。最尤推定量 $\hat{\rho}^*$ を求める手順は以下のように整理できる²⁵⁾。すなわち、1) y の X に対するOLS推定量 $\hat{\beta}^\circ$ を求める。2) y_L の X に対するOLS推定量 $\hat{\beta}_L$ を求める。3) 残差 \hat{e} 、 \hat{e}_L を求める。4) 式(26)を最大にする $\hat{\rho}^*$ を1次元探索法により求める。5) 4)で求めた $\hat{\rho}^*$ を用いて $\hat{\beta}^* = \hat{\beta}^\circ - \hat{\rho}^* \hat{\beta}_L$ および $\hat{\sigma}^{*2}$ を求める。なお、複合的スピルオーバーモデルも誤差項の空間的相関構造は知識スピルオーバーモデルと同じであり、知識スピルオーバーモデルと同様の方法で推計することができる。

空間自己回帰モデル(5a)の誤差項の分散・共分散行列は式(6)で与えられる。誤差項 v が正規分布 $N(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I})$ に従う場合、観測値 y が得られる尤度は次式で表される。

$$\begin{aligned} f(y|\lambda, \sigma^2, \beta) &= (2\pi)^{-\frac{n}{2}} |\Omega|^{-\frac{1}{2}} \\ &\quad \exp \left\{ -\frac{1}{2} (y - X\beta)' \Omega^{-1} (y - X\beta) \right\} \end{aligned} \quad (27)$$

式(7)より $|\Omega|^{-\frac{1}{2}} = \sigma^{-1} |\Xi|$ 、 $\Omega^{-1} = \sigma^{-2} \Xi' \Xi$ 、 $\Xi = I - \lambda W$ である²⁵⁾。式(27)の対数尤度関数 \mathcal{L}_s は

$$\begin{aligned} \mathcal{L}_s(y|\lambda, \sigma^2, \beta) &= -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln(\sigma^2) + \ln |\Xi| \\ &\quad - \frac{1}{2\sigma^2} \left\{ (y - X\beta)' \Xi' \Xi (y - X\beta) \right\} \end{aligned} \quad (28)$$

と表される。λを固定して対数尤度関数 \mathcal{L}_s を β, σ^2 に関して最大化すれば最尤推定量

$$\tilde{\beta} = (X' \mathcal{E}' \mathcal{E} X)^{-1} X' \mathcal{E}' \mathcal{E} y \quad (29a)$$

$$\tilde{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \tilde{\nu}' \mathcal{E}' \mathcal{E} \tilde{\nu} \quad (29b)$$

を得る。なお、 $\tilde{\nu} = y - X\tilde{\beta}$ である。最尤推定量 $\tilde{\beta}, \tilde{\sigma}^2$ を対数尤度関数 (28) に代入すれば集中化対数尤度関数

$$\begin{aligned} \mathcal{L}_{\lambda}^* &= -\frac{n}{2} \ln(2\pi) + \ln |I - \lambda W| \\ &\quad - \frac{n}{2} \ln \left[\frac{1}{n} (y - X\tilde{\beta})' \mathcal{E}' \mathcal{E} (y - X\tilde{\beta}) \right] \end{aligned} \quad (30)$$

を得る。式 (29a), (29b) より $\tilde{\beta}, \tilde{\sigma}^2$ はともに λ の関数となる。したがって、反復の手順により最尤推定量 $\tilde{\lambda}^*, \tilde{\sigma}^{*2}, \tilde{\beta}^*$ を求める必要がある²⁵⁾。すなわち、1) OLS 推定量 $\tilde{\beta}^0$ を求める。2) 残差 $\tilde{\nu} = y - X\tilde{\beta}^0$ を求める。3) $\tilde{\nu}$ の下で式 (30) を最大にする $\tilde{\lambda}$ を 1 次元探索法により求める。4) 上で求めた $\tilde{\lambda}$ を式 (29a) に代入し最尤推定量 $\tilde{\beta}$ を更新する。5) 新しい残差 $\tilde{\nu} = y - X\tilde{\beta}$ を求める。6) 収束基準を満足する場合は 7) へ進む。そうでない場合は 3) へ戻る。7) 残差 $\tilde{\nu}^*$ と $\tilde{\lambda}^*$ を用いて $\tilde{\sigma}^{*2}$ を求める。

(4) 仮説検定の方法

生産関数モデル (4a), (4b), (5a) において、スピルオーバー効果の強さはそれぞれパラメータ ϕ, ρ, λ により表現されている。ここでは、知識スピルオーバーモデルを用いてスピルオーバー効果を尤度比検定する方法を説明する。他のモデルに関しても同様の方法で仮説検定できる。いま、帰無仮説 H_0 , 対立仮説 H_1 を

$$\left. \begin{aligned} H_0: \rho &= 0 \\ H_1: \rho &\neq 0 \end{aligned} \right\} \quad (31)$$

と定義する。帰無仮説、対立仮説の下での対数尤度を $\mathcal{L}(H_1) = \mathcal{L}_k(\tilde{\rho}^*, \tilde{\sigma}^{*2}, \tilde{\beta}^*)$, $\mathcal{L}(H_0) = \mathcal{L}_k(0, \tilde{\sigma}^{*2}, \tilde{\beta}^*)$ と定義する。この時、尤度比 $\mathcal{LR} = -2[\mathcal{L}(H_1) - \mathcal{L}(H_0)]$ は漸近的に自由度 1 の χ^2 分布に従う⁴³⁾。したがって、スピルオーバー効果の仮説検定は通常 χ^2 検定に帰着する。なお、空間自己回帰モデルのスピルオーバーパラメータ λ に関してはラグランジュ乗数検定も利用可能であるが、ラグランジュ乗数検定統計量と尤度比検定統計量は漸近的に同一の値に収束することが知られており²⁵⁾、ここではとりあげない。

各モデルの推計結果に有意な空間的相関が残存する場合、推計したモデルで特定化されていない空間相関構造が残っている可能性がある。たとえば、知識スピルオーバーモデルで推計残差 $\hat{\varepsilon}$ が得られたとしよう。この時、推計残差の空間的相関関係は Moran's I 統計量⁴⁴⁾

$$I = \frac{\hat{\varepsilon}' \left\{ \frac{1}{2} (W + W') \right\} \hat{\varepsilon}}{\hat{\varepsilon}' \hat{\varepsilon}} \quad (32)$$

を用いて検定することができる。検定統計量 I_n を

$$I_n = \frac{I - E[I]}{\sqrt{\text{Var}[I]}} \quad (33)$$

$$E[I] = \frac{\text{tr}(U)}{n-k}$$

$$\text{Var}[I] = \frac{\text{tr}(UPW') + \text{tr}(U)^2 + [\text{tr}(U)]^2}{(n-k)(n-k+2)} - (E[I])^2$$

と定義すれば、 I_n は漸近的に標準正規分布 $N(0, 1)$ に従う。ただし、 n はサンプル数、 k は自由度、 $P = I - X(X'X)^{-1}X'$, $U = PW$ である。Moran's I による推計残差の空間相関の検定では棄却すべき対立仮説が設定されていないが、 I_n がある臨界的な値より大きければ何らかの空間相関が存在するという証拠となる。

(5) 複合的スピルオーバー効果の多重仮説検定

式 (15) では、知識スピルオーバーと要素スピルオーバーという 2 種類のスピルオーバーを同時にとりあげている。このうち、知識スピルオーバー効果の存在を仮説検定するために、帰無仮説 H_{ξ}^0 , 対立仮説 H_{ξ}^1

$$\left. \begin{aligned} H_{\xi}^0: \xi &= \mathbf{o}_S \\ H_{\xi}^1: \xi &\neq_{or} \mathbf{o}_S \end{aligned} \right\} \quad (34)$$

を設定する。ただし、 $\xi = (\xi_1, \dots, \xi_S)'$, \mathbf{o}_S は S 次の 0 要素列ベクトル、 $\xi \neq_{or} \mathbf{o}_S$ は論理式 $\{\xi_1 \neq 0 \text{ or } \dots \text{ or } \xi_S \neq 0\}$ を意味する。また、要素スピルオーバー効果に関しては

$$\left. \begin{aligned} H_{\gamma}^0: \gamma^- &= \mathbf{o}_3 \\ H_{\gamma}^1: \gamma^- &\neq_{or} \mathbf{o}_3 \end{aligned} \right\} \quad (35)$$

を設定する。なお、 $\gamma^- = (\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3)'$, \mathbf{o}_3 は 3 次の 0 要素列ベクトル、 $\gamma^- \neq_{or} \mathbf{o}_3$ は論理式 $\{\gamma_1 \neq 0 \text{ or } \gamma_2 \neq 0 \text{ or } \gamma_3 \neq 0\}$ を意味する。2 種類のスピルオーバー効果に関する仮説検定は、帰無仮説 H_{ξ}^0, H_{γ}^0 を対立仮説 H_{ξ}^1, H_{γ}^1 に対して検定する問題に帰着される。仮説 (34), (35) は複数の仮説を同時に検定する多重仮説検定となっている。この場合、個々の仮説 $\xi_s = 0$ ($s = 1, \dots, S$), $\gamma_i = 0$ ($i = 1, 2, 3$) に対する尤度比検定の結果を用いて、結合仮説 (34), (35) に関して統計的判断を行うと第 I 種の過誤を犯す危険性が増加する⁴⁵⁾。仮説検定上のバイアスを除去するために、3 つの仮説を結合した多重仮説検定⁴⁶⁾を行う必要がある。仮説検定統計量を定義するために、複合的スピルオーバーモデル (15) を

$$y = \Theta^{-1} X \beta + \Theta^{-1} W X \gamma + \Theta^{-1} \varepsilon \quad (36)$$

$$\Theta = I - \sum_{s=1}^S \xi_s W^s$$

と書き換えよう。この問題の尤度関数 $\mathcal{L}_c(\xi, \sigma^2, \beta, \gamma)$ は

$$\mathcal{L}_c(\xi, \sigma^2, \beta, \gamma) = -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln(\sigma^2) + \ln |\Theta|$$

$$-\frac{1}{2\sigma^2}e'e \quad (37)$$

と表される。 $\varepsilon = \Theta y - X\beta - WX\gamma$ である。この問題の最尤推定量を $\hat{\xi}^*$, $\hat{\sigma}^{*2}$, $\hat{\beta}^*$, $\hat{\gamma}^*$ と表そう。この時、多重仮説 (34), (35) に関する尤度比検定量はそれぞれ

$$\mathcal{LR}_\xi = -2[\mathcal{L}_c(0, 1) - \mathcal{L}_c(1, 1)] \quad (38a)$$

$$\mathcal{LR}_\gamma = -2[\mathcal{L}_c(1, 0) - \mathcal{L}_c(1, 1)] \quad (38b)$$

と定義される。ここに、 $\mathcal{L}_c(0, 1) = \mathcal{L}_c(\mathbf{o}_S, \hat{\sigma}^{*2}, \hat{\beta}^*, \gamma)$, $\mathcal{L}_c(1, 0) = \mathcal{L}_c(\hat{\xi}^*, \hat{\sigma}^{*2}, \hat{\beta}^*, \mathbf{o}_3)$, $\mathcal{L}_c(1, 1) = \mathcal{L}_c(\hat{\xi}^*, \hat{\sigma}^{*2}, \hat{\beta}^*, \hat{\gamma}^*)$ である。検定統計量 \mathcal{LR}_ξ , \mathcal{LR}_γ はそれぞれ漸近的に自由度 S , 3 の χ^2 分布に従う。有意水準 ψ に対して $\psi_\xi = 1 - (1 - \psi)^S$, $\psi_\gamma = 1 - (1 - \psi)^3$ を定義する⁴⁷⁾。この時、 $\mathcal{LR}_\xi \geq \chi_{\psi_\xi}^2(S)$, $\mathcal{LR}_\gamma \geq \chi_{\psi_\gamma}^2(3)$ であれば、有意水準 ψ で多重仮説 (34), (35) を棄却できる。最後に、「2種類のスピルオーバー効果が同時に存在するか」というスピルオーバー効果全体に対する仮説検定を行うために、結合仮説

$$\left. \begin{aligned} H^0: \xi = \mathbf{o}_S \text{ and } \gamma = \mathbf{o}_3 \\ H^1: \xi \neq \mathbf{o}_S \text{ or } \gamma \neq \mathbf{o}_3 \end{aligned} \right\} \quad (39)$$

を設定しよう。仮説 (39) に関する尤度比検定統計量は、

$$\mathcal{LR}_0 = -2[\mathcal{L}_c(0, 0) - \mathcal{L}_c(1, 1)] \quad (40)$$

と定義できる。ただし、 $\mathcal{L}_c(0, 0) = \mathcal{L}_c(\mathbf{o}_S, \hat{\sigma}^{*2}, \hat{\beta}^*, \mathbf{o}_3)$ である。検定統計量 \mathcal{LR}_0 は漸近的に自由度 $S + 3$ の χ^2 分布に従う。結合仮説 (39) の有意水準を $\psi_0 = 1 - (1 - \psi)^{S+3}$ と定義する。この時、 $\mathcal{LR}_0 \geq \chi_{\psi_0}^2(S + 3)$ であれば、有意水準 ψ で多重仮説 (39) を棄却できる。

5. 実証分析

(1) 分析の概要

4. (1) で説明したデータベースを用いて生産関数モデル (1), 要素スピルオーバーモデル (4a), 知識スピルオーバーモデル (4b), 空間自己回帰モデル (5a), 複合スピルオーバーモデル (15) を推計した。その際、1) 労働力, 民間資本ストックに関して収穫一定, 2) 労働力, 民間資本ストック, 社会資本ストックに関して収穫一定, という2つの仮定を設けるとともに、代替的な空間近接行列 W として、 W_D , W_T , W_C , W_R , W_F を用いた。モデルタイプ, 収穫一定性の仮定, 空間近接行列の対応という3つの条件の組み合わせのそれぞれに対してモデルを推計し、推計精度を比較した。その結果、すべてのモデルタイプ, 空間近接行列のタイプの組み合わせに対して、労働力, 民間資本ストック, 社会資本ストックに関して収穫一定という仮定を設けると、社会資本ストックのパラメータが負で推計されるなどの論理矛盾が生じる。また、労働力と民間資本ストックのみに関して収穫一定という仮定を設けた場合の方が

表-1 生産関数の推計結果

	1975年	1985年	1995年
定数	-0.560**	-0.710**	-0.045**
β_0	(-5.63)	(-8.18)	(-6.09)
労働力	0.577**	0.553**	0.533**
β_1	(15.56)	(13.59)	(12.98)
民間資本	0.423**	0.447**	0.467**
β_2	(11.43)	(10.97)	(11.35)
社会資本	0.112**	0.120**	0.083**
β_3	(7.86)	(9.31)	(7.55)
R^2	0.983	0.988	0.991
Moran's I	10.161**	5.429**	3.763**

注) () 内の数値は t 値, *は5%有意, **は1%有意, R^2 は自由度調整済決定係数である。

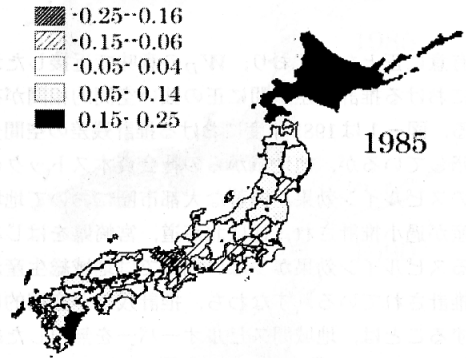


図-1 生産関数の推計残差

モデルの推計精度が大きいことが判明した。本推計結果に関する限り、社会資本は生産環境を創出する役割を果たしていると考えられる。また、空間近接行列として W_D , あるいは W_R を用いた場合、それ以外の空間近接行列を用いた場合よりも推計精度が高いことが判明した。モデルの推計結果は膨大な量にのぼるため、以下では収穫一定の仮定1)の下で空間近接行列 W_D , W_R を用いた分析結果に焦点を絞る。

(2) 生産関数モデルの推計結果

表-1は、1次同次制約 ($\beta_1 + \beta_2 = 1$) の下でCobb-Douglas型生産関数 (1) を推定した結果を示している。同表では、1975, 1985, 1995年という3つの時間断面における推計結果を示している。表-1に示すように、いずれの時間断面においてもモデルの自由度修正済み決定係数は大きく、かつパラメータ推計値 $\hat{\beta}^0$ は、すべての時間断面において有意である。表-1の最下段には空間近接行列 W_D を用いた Moran's I を用いて誤差項の空間相関を評価した結果を示している。Moran's I の値

表-2 スピルオーバー効果と推計結果

	モデル(4a)	モデル(4b)	モデル(5a)
定数	-0.029	0.149	-0.070*
β_0	(-0.79)	(1.49)	(-1.97)
労働力	0.560**	0.656**	0.570**
β_1	(4.36)	(4.98)	(4.20)
民間資本	0.440*	0.344**	0.430**
β_2	(3.42)	(2.61)	(3.17)
社会資本	0.103*	0.118**	0.119**
β_3	(2.39)	(3.47)	(2.85)
ϕ, ρ, λ	0.275 ^{a)}	0.455 ^{b)}	0.250 ^{c)}
	(1.67) ^{a)}	(2.31) ^{b)}	(0.70) ^{c)}
R^2	0.994	0.996	0.994
Moran's I	-1.798	-0.725	-2.631**

注) () 内の数値は t 値, *は5%有意, **は1%有意, R^2 は自由度調整済決定係数である. 上付き添字は a) は ϕ , b) は ρ , c) は λ を表す.

は有意に正となっており, W_D の意味で近接した地域間における推計残差の間に正の強い空間的相関が存在する. 図-1 は1985年度における推計残差の空間分布を示しているが, 他地域からの社会資本ストックの便益のスピルイン効果が顕著な大都市圏において地域総生産が過小推計され, 逆に北海道, 宮崎県をはじめとするスピルイン効果が少ない地域では地域総生産が過大推計されている. すなわち, 推計残差が空間的に偏在することは, 地域間スピルオーバーを無視した結果であると考えられる.

残差の空間的な集中度を表す Moran's I は時間が経過するに従って小さくなっており, 残差が空間的に集中する傾向は弱まっている. また, 1995年における社会資本の生産性を示す生産弾力性の推計値 β_3 は, 他の時間断面と比較して極端に小さな値になっている. この問題は以下で示すスピルオーバーを考慮した生産関数モデルにおいても同様に観測されている. 社会資本の限界生産性の低下問題に関しては5.(4)で改めて言及することとする.

(3) スピルオーバー効果と生産関数

要素スピルオーバーモデル(4a), 知識スピルオーバーモデル(4b), 空間自己回帰モデル(5a)の推計結果を一括して表-2に示している. これらの推計結果はいずれも1985年のデータベースを用いるとともに, 空間近接行列として W_R を用いた場合の推計結果を示している. W_R は所要時間を含む一般化費用で定義しているため, 鉄道や航空の発達した大都市間の近接度が W_D よりも高い. しかし, W_R, W_D を用いた推計結果は類似の傾向を示しており, ここでは推計精度がより大きい近接行列 W_R を用いた推計結果を示している. 表-2に示すように, 知識スピルオーバーモデルの推計結果は

表-3 複合スピルオーバーモデルの推計結果

	1975年	1985年	1995年
定数	0.198	0.206	0.129
β_0	(1.93)	(1.74)	(1.03)
労働力	0.699**	0.652**	0.617**
β_1	(6.52)	(5.32)	(4.24)
民間資本	0.301*	0.348*	0.383**
β_2	(2.80)	(2.84)	(2.63)
社会資本	0.104	0.123	0.059
β_3	(1.43)	(1.53)	(0.73)
ξ_1	0.439	0.443	0.250
	(1.77)	(1.64)	(0.88)
ξ_2	0.471*	0.402	0.284
	(2.28)	(1.89)	(1.25)
ξ_3	0.242	-0.001	0.031
	(0.56)	(0.00)	(0.06)
ϕ	0.156	0.193	0.207
	(1.07)	(1.27)	(1.29)
R^2	0.996	0.997	0.997
Moran's I	-0.314	-0.250	0.885
LR_0	7.75*	7.81*	4.36

注1) () 内の数値は t 値, *は5%有意, **は1%有意, R^2 は自由度調整済決定係数である. 注2) LR_0 を有意水準5%で多重仮説検定するための χ^2 値は $\chi_{0.185}(4) = 6.20$ である.

他のモデルと異なり, 労働力の代替弾力値が大きく(1次同次制約のため民間資本の代替弾力値が小さく)なっている. スピルオーバーパラメータについては, 知識スピルオーバーモデルの ρ の推計値が最も大きく, 統計的に有意となった. しかし, 要素スピルオーバーモデル, 空間自己回帰モデルのスピルオーバーパラメータ ϕ, ξ はいずれも有意な値を示していない.

生産関数モデル(1)と比較して, 地域生産関数に新たにスピルオーバーパラメータ ϕ, ρ, ξ を加えると, 社会資本の代替弾力値 β_3 の推計値や t 値が小さくなる. 生産関数モデル(1)では, 社会資本の便益の地域間スピルオーバー効果を表現することができない. したがって, 生産関数モデルを用いる限り, 自地域の社会資本ストック額が社会資本のスピルオーバー効果の代理変数としての役割も果たすこととなり, 結果的に社会資本の代替弾力値が大きく推計されることになっている. Moran's I 指標で判断する限り, 要素スピルオーバーモデル(4a)と知識スピルオーバーモデル(4b)の推計残差の空間的相関は小さいが, 空間自己回帰モデル(5a)では推計残差の空間的相関は大きくなっている. これは, 3.(3)で言及したように空間自己回帰モデルではスピルオーバー効果の特定化方法に自由度が少ないため, 推計残差の空間的相関が大きくなった結果と考えられる.

(4) 複合的スピルオーバーモデルの推計

階層的な知識スピルオーバー効果を表現するためには空間近接行列(14)のパラメータ α_s ($s = 1, \dots, S$) を

設定する必要がある。本研究ではカテゴリー数 $S+1$ とパラメータ α_s を変化させた多様な階層的な空間近接行列を定義し、そのなかで推計精度がもっとも高くなるものを選択した。その結果、あらかじめ設定した空間近接行列の中で、3つの空間階層ペアをとりあげ、スピルオーバーパラメータを

$$\begin{aligned} \xi_1 & 0 \leq N_i/N_j < 0.5 \text{ の時} \\ \xi_2 & 0.5 \leq N_i/N_j < 2.0 \text{ の時} \\ \xi_3 & 2.0 \leq N_i/N_j < \infty \text{ の時} \end{aligned}$$

と定義した場合にもっとも良い推計精度が得られることが判明した。このようにして得られた推計結果を表-3に示している。ここでは、複合スピルオーバーモデル(15)において、生産要素の中で社会資本のみに要素スピルオーバー効果が存在すると想定し、要素スピルオーバー効果パラメータを $\gamma = (0, 0, 0, \phi)'$ と特定化した場合の推計結果を示している。

表-3に示すように、とりあげた3つの時点の中では1975年時点におけるスピルオーバーパラメータ ξ_2 が有意になっている。同時点ではパラメータ ξ_1 も統計的に有意ではないものの、比較的大きい値を示している。パラメータ ξ_3 はいずれの時間断面において小さい値となっており t 値も極めて低い。 ξ_3 は $N_i/N_j \geq 2.0$ となる都市間での知識スピルオーバー効果を表している。 ξ_3 の t 値が極めて小さいことより、相対的に小さな規模の都市から大きい都市へ知識がスピルオーバーする効果は無視でき、知識のスピルオーバー効果が階層的であることを示唆している。スピルオーバーパラメータに関する多重仮説検定では、1975年と1985年では結合仮説 $H^0: \xi = \mathbf{0}_S$ and $\gamma = \mathbf{0}_3$ は棄却され、社会資本のスピルオーバー（直接的スピルオーバー）と知識のスピルオーバー（間接的スピルオーバー）がともに存在することが確認された。1995年では仮説は棄却されず、1995年のスピルオーバー構造は適切に検出できていない。また、社会資本の生産弾力値 β_3 も極端に小さくなっており、統計的に有意ではない。

1985年以降における社会資本の生産弾力値の低下がもたらす含意を明らかにするために、1975年、1980年、1985年、1990年、1995年という5つの時間断面で社会資本の限界生産性がどのように変化してきたかを分析しよう。スピルオーバー効果を含めた社会資本の限界総生産性を $\theta(\sum_{i=1}^n Y_i)/\partial G_j$ と定義する。すなわち、限界総生産性は地域 j における社会資本の微小な増加が、日本全体における総生産に及ぼす限界的な効果を意味する。図-2は都道府県別に社会資本の限界総生産性の経年変化を表したものである。1975年では地方部の社会資本の限界生産性が高かったのに対して、1985年は都市部の限界生産性が高い。これは、1975年では生産効果を生み出すような社会資本が地方部で過小であったが、

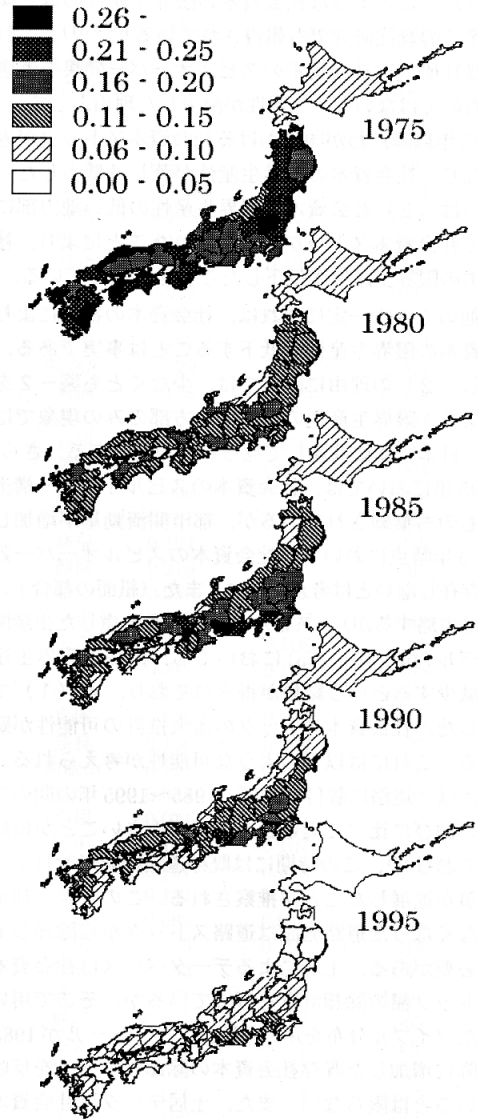


図-2 限界総生産性の経年変化

85年までにある程度その傾向が解消されたことを意味する。表-3の推計結果に基づく限り、限界総生産性は1985年以降、全国的に低下している。このような限界総生産の低下傾向は地方部だけの問題ではなく、3大都市圏においても現れている。このように1985年以降で社会資本の限界総生産性が減少し、1995年時点ではスピルオーバー構造も棄却された理由としては種々考えられよう。1つには、1995年がバブル経済崩壊後という特殊な経済環境にあったことが指摘できる。しかし、図-2に示すように、1985年からの社会資本の限界総生産性の低下は大きく、日本経済がバブル経済に

あった1990年においてすでに低下傾向であることがわかった。このような社会資本の限界生産性の低下傾向は多くの既往研究でも報告されている⁴⁸⁾–⁵¹⁾。これらの既往研究は社会資本のスピルオーバー効果を考慮したものではないが、生産性が減少した理由として、1) 1985年以降、わが国における社会資本ストックが過剰となり、社会資本の限界生産性が著しく低下した、あるいは、2) 社会資本の限界生産性の低い地方部において社会資本ストックが蓄積されたことにより、社会資本の限界生産性が低下したことを指摘している。

他のことを一定にすれば、社会資本の蓄積により社会資本の限界生産性が低下することは事実である。しかし、2)の理由に関しては、少なくとも図-2を見る限り、限界生産性の減少は地方部だけの現象ではなく、日本全体に共通して見られる現象である。さらに、1995年においては、社会資本のスピルオーバー構造そのものも棄却されているが、都市間流動量が増加した1995年時点において、社会資本のスピルオーバー効果が存在しないとは考えにくい。また、(紙面の都合上、掲載は省略するが)、スピルオーバーを考慮した生産関数モデル(4a),(4b),(5a)においても、同様に限界生産性が減少するという結果が得られており、4.(1)で考察した、社会資本ストックの過大推計の可能性が疑われる。これには以下のような可能性が考えられる。たとえば、道路に着目すれば、1985~1995年間の投資額の伸びに比べて実延長の伸びが小さいことが指摘されており⁵²⁾、この時期には既存道路の線形改良や拡張工事が進展したことが推察される。このとき、利用されなくなった道路施設は道路ストックから除却しておく必要がある。土居によるデータベースは社会資本のストック額の除却計算を行っているが、そこで用いられたワイブル分布を用いた除去スケジュールが1985年以降に増加した既存社会資本の除却パターンを反映しているとは限らない。また、土居データは社会資本の稼働率が考慮されていないという問題もある。このように、現時点で利用可能な社会資本ストックデータは種々の問題を抱えており、表-3の推計結果から直ちに社会資本の限界生産性やスピルオーバー効果の低下を結論づけることは危険である。社会資本の限界生産性に関する最終的な判断を行うためには、除却を考慮した社会資本ストックデータの整備を待たざるを得ないと考える。この意味でも、わが国における社会資本ストックデータの整備が不可欠である。

(5) スピルオーバー効果の計測

スピルオーバーを考慮した生産関数モデルの1つの利点は、社会資本整備の効果を自地域に帰着する効果と他地域にスピルオーバーする効果を分離して計測で

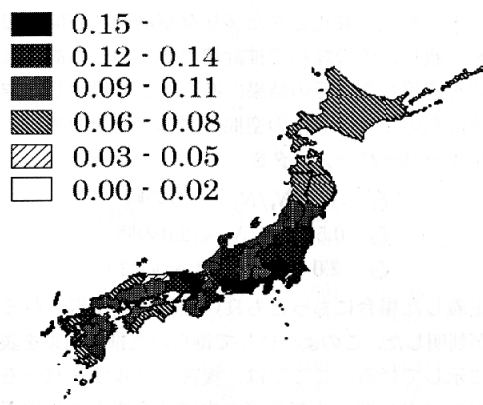


図-3 社会資本の自己限界生産効果

きる点にある。スピルオーバー効果を含めた社会資本の限界総生産性は

$$\frac{\partial(\sum_{i=1}^n Y_i)}{\partial G_j} = \beta_3 \psi_{jj} \frac{Y_j}{G_j} + \sum_{i \neq j} (\beta_3 \psi_{ij} + \gamma_3 \psi_{ij} W_{ij}^s) \frac{Y_i}{G_j} \quad (41)$$

と分解できる。式(41)は、社会資本の限界総生産性が右辺第1項で表される自己限界生産効果(社会資本の限界的な整備が自地域の総生産に及ぼす限界的な効果)と限界生産波及効果(ある地域における社会資本の限界的な整備が知識スピルオーバー効果および要素スピルオーバー効果を通じて自地域を除く他の地域の総生産に及ぼす限界的な効果)に分解されることを表している。前者には自地域の生産性の変化が他地域の生産性に影響を及ぼし、それが自地域の生産性にフィードバックするという乗数的な効果も含まれている。1995年と同様に都市部での限界生産性が高く、社会資本ストックデータの問題が顕著になる前の時点である1985年の結果を示す。

図-2に示した1985年時点における社会資本の限界総生産性は、コア地域である東京都、大阪府、愛知県の3大都市圏において突出している。これを2つに分解した結果を表-4に示し、自己限界生産性の空間分布を図-3に、限界生産波及効果の空間分布を図-4に表わす。図-3に示される社会資本の自己限界生産効果はコア地域が最も大きく、次いでコア地域に対して高いアクセシビリティを有する周辺の府県においても大きい値を示している。図-4に示される限界生産波及効果の大きさは、自己限界生産効果より小さい値となっている。なお、北海道などは例外であるが、これは知識スピルオーバーの空間近接行列に航空の時間費用を加味しているため、航空便が多く就航している

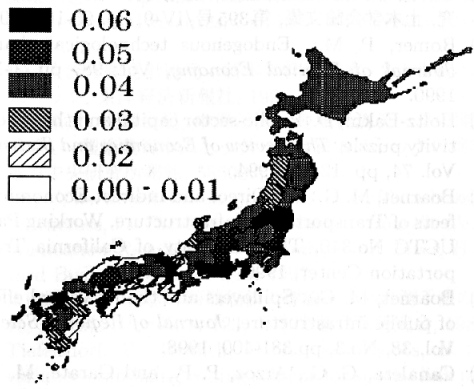


図-4 社会資本の限界生産波及効果

都道府県は知識のスピルオーバーを介した生産力の波及効果が生じやすくなっているためと考えられる。

図-4、および表-4に示すように、コア地域における限界生産波及効果は他の地域より大きい。また、大都市圏に隣接する都道府県においても社会資本の限界生産波及効果が大きな値を示している。また、コア地域に対して極端にアクセシビリティの低いいくつかの県を除けば、多くの道府県の限界生産波及効果はコア地域における値と同等の値を持っている。以上の結果より、わが国では知識のスピルオーバー効果を発揮させるためのネットワーク型社会資本の基礎的な整備が多くの地域で結実し、同様の効果を発揮できる条件が整えられてきたが、整備が不十分な地域も残されていることが理解できる。

6. おわりに

本研究は、社会資本のスピルオーバー効果と生産性を計測することを目的として実証分析を行ったものである。その際、スピルオーバー効果として要素スピルオーバー効果と知識スピルオーバー効果があることを指摘し、これらのスピルオーバー効果を計測するために4種類の生産関数モデルを定式化した。さらに、実証分析を通じて、社会資本のスピルオーバーには知識の階層的なスピルオーバーと生産要素の双方向的なスピルオーバー効果が存在することが明らかとなった。

本研究で提案した方法論の有効性は実証分析を通じて明らかにしえたと考える。今後、社会資本の生産性に関して、より信頼性の高い知見を得るためにはいくつかの研究課題が残されている。第1に、社会資本ストックに関するデータベースの整備があげられる。現時点で、社会資本の除却を考慮したストック会計は存

表-4 都道府県の限界生産性 (1985年)

	総生産性	自己生産性	波及効果
北海道	0.101	0.065	0.035
青森	0.115	0.071	0.044
岩手	0.107	0.072	0.035
秋田	0.099	0.073	0.027
山形	0.122	0.090	0.032
福島	0.180	0.118	0.061
茨城	0.173	0.123	0.050
栃木	0.182	0.142	0.040
群馬	0.179	0.135	0.043
埼玉	0.203	0.158	0.045
千葉	0.169	0.132	0.038
東京	0.242	0.198	0.044
神奈川	0.229	0.187	0.042
新潟	0.125	0.086	0.039
富山	0.154	0.118	0.036
石川	0.117	0.090	0.026
福井	0.097	0.094	0.003
山梨	0.096	0.092	0.004
長野	0.151	0.104	0.047
岐阜	0.164	0.126	0.038
静岡	0.219	0.154	0.065
愛知	0.256	0.195	0.061
三重	0.167	0.127	0.040
滋賀	0.121	0.106	0.015
京都	0.219	0.161	0.058
大阪	0.259	0.195	0.063
兵庫	0.179	0.134	0.045
奈良	0.106	0.099	0.007
和歌山	0.121	0.100	0.020
鳥取	0.044	0.036	0.008
島根	0.071	0.067	0.005
岡山	0.149	0.107	0.043
広島	0.167	0.112	0.055
山口	0.144	0.105	0.039
徳島	0.082	0.076	0.006
香川	0.123	0.105	0.018
愛媛	0.153	0.106	0.047
高知	0.071	0.065	0.007
福岡	0.201	0.136	0.065
佐賀	0.085	0.071	0.007
長崎	0.140	0.097	0.044
熊本	0.141	0.104	0.037
大分	0.122	0.097	0.025
宮崎	0.105	0.086	0.019
鹿児島	0.114	0.080	0.034

在せず、社会資本ストックに関するバランスシートの作成が課題となっている。空間的な位置情報、整備年次や改修・拡張の履歴、ネットワーク型・非ネットワーク型の種別等の情報を含み、適正な方法に基づいた社会資本ストックデータベース作成とその公開が緊急の課題である。第2に、社会資本の整備効果やその波及効果は長期間にわたって現れる。社会資本の整備効果の時間的ラグの計測が今後に残された大きな課題となっている。また、社会資本の生産性はマクロ経済の動向にも左右される。社会資本の整備効果を追跡するために

は、空間的動学過程の計量化的方法論を開発する必要がある。多時点間におけるパネルデータの空間的相関の取り扱いが今後に残された大きな理論的な研究課題になっている。第3に、クロスセクションデータを用いた生産関数推定問題は、少サンプルに基づいた議論とならざるを得ない。今後、小標本論の立場から仮説検定の方法論⁵³⁾-⁵⁵⁾を開発していく必要がある。第4に、Cobb-Douglas型生産関数は生産要素間の代替・補完関係をflexibleに表現できないという限界を持っている。例えば、階層型CES生産関数、translog型生産関数を用いるなど多様なモデルの推計を試み、社会資本の生産性を多面的に検討する必要がある。最後に、社会資本は生産資本として生産の効率化に資するのみならず、生活資本として家計の厚生増加にも寄与する。社会資本の整備効果は最終的に土地に資本化され、その効果を地代を通じて顕在化される。従来より、ヘドニック理論を用いた社会資本の資本化仮説の検定問題に関しては研究の蓄積があるが、後は生活資本としての社会資本の生産性の計測問題が重要な課題である。

参考文献

- 1) 江尻良, 奥村誠, 小林潔司: 社会資本の生産性と経済成長: 研究展望, 土木学会論文集, No. 688/IV-53, pp. 75-87, 2001.
- 2) 長峰純一, 片山泰輔: 公共投資と道路政策, 勁草書房, 2001.
- 3) 土居丈朗: 日本の社会資本に関するパネル分析, 国民経済, No.161, pp.27-52, 1998.
- 4) 浅子和美, 常木淳, 福田信一ほか: 社会資本の生産力効果と公共投資政策の経済構成評価, 経済分析, Vol.135, 1994.
- 5) 吉野直行, 中島隆信: 公共投資の経済効果, 日本評論社, 1999.
- 6) 吉野直行, 中野英夫: 地域別公共資本の生産拡大効果, 住宅土地経済, No.13, pp.24-29, 1994.
- 7) 吉野直行, 中野英夫: 公共投資の地域配分と生産効果, フィナンシャルレビュー, No.41, pp.41-51, 1996.
- 8) 吉野直行, 中東雅樹: 都市部と地方部の社会資本の生産力効果格差に関する実証分析-産業別・地域別の社会資本の生産力効果, 日本財政学会第55回大会報告論文, 1998.
- 9) Costa, J. S., Ellson, R. W., and Martin, R. C.: Public capital, regional output, and development: Some empirical evidence, *Journal of Regional Science*, Vol.27, pp.419-437, 1987.
- 10) Munnell, A. H.: Infrastructure investment and economic growth, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 6, pp.189-192, 1992.
- 11) Evans, P. and Karras, G.: Are government activities productive? Evidence from a panel of U.S. states, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 76, pp. 1-11, 1994.
- 12) Garcia-Milà, T., McGuire, T.J., and Porter, R.H.: The effect of public capital in state-level production functions reconsidered, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, pp. 177-180, 1996.
- 13) 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.
- 14) 小林潔司: 知識生産と企業の立地均衡に関する理論的研究, 土木学会論文集, 第395号/IV-9, pp. 95-104, 1988.
- 15) Romer, P. M.: Endogenous technological change, *Journal of Political Economy*, Vol. 98, pp.71-102, 1990.
- 16) Holtz-Eakin, D.: Public-sector capital and the productivity puzzle, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 74, pp. 12-21, 1994.
- 17) Boarnet, M. G.: The Direct and Indirect Economic Effects of Transportation Infrastructure, Working Paper UCTC No.340, The University of California Transportation Center, 1996.
- 18) Boarnet, M. G.: Spillovers and the locational effects of public infrastructure, *Journal of Regional Science*, Vol. 38, No.3, pp.381-400, 1998.
- 19) Canaleta, C. G., Arzoz, P. P., and Garate, M. R.: Public Capital, Regional Productivity and Spatial Spillovers, Working Paper 9811, Department of Economics, Public University of Navarra, 1988.
- 20) 三井清, 太田清: 社会資本の生産性と公的金融, 日本評論社, 1995.
- 21) Yamano, N.: Spatial Dependence of Public Capital Productivity: Estimating the Spill Overs in Japanese Prefectures, Paper presented at the Annual conference of Applied Regional Science, 2000.
- 22) Ratner, J. B.: Government capital and the production function for U.S. private output, *Economic Letters*, Vol.13, pp.213-217, 1983.
- 23) Meade, J. E.: External economies and diseconomies in a competitive situation, *Economic Journal*, Vol.62, pp.54-67, 1952.
- 24) Keilbach, M.: *Spatial Knowledge Spillovers and the Dynamics of Agglomeration and Regional Growth*, Springer Verlag, 2000.
- 25) Anselin, L.: *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic, 1987.
- 26) 奥村誠, 足立康史, 吉川和広: 空間相互作用をとりいれた地域モデルの推定法, 土木計画学研究・論文集, No.7, pp.115-122, 1989.
- 27) 堤盛人, 清水英範, 井出裕史: 空間的自己相関を記述するための重み行列の構造が分析結果に及ぼす影響, 土木計画学研究・論文集, No.17, pp.321-325, 2000.
- 28) Cliff, A. D. and Ord, J.K.: *Spatial Autocorrelation*, Pion, 1973.
- 29) Ord, J.K.: Estimation methods for models of spatial interaction, *Journal of the American Statistical Association*, Vol.70, pp. 120-126, 1975.
- 30) Cliff, A. and Ord, K.: *Spatial Process: Models and Applications*, Pion, 1981.
- 31) Arbia, G.: *Spatial Data Configuration in Statistical Analysis of Regional Economic and Related Problems*, Kluwer Academic, 1989.
- 32) Bailey, T. C. and Gartrell, A.C.: *Interactive Spatial Data Analysis*, Longman Group, 1995.
- 33) Burridge, P.: Testing for a common factor in a spatial autoregression model, *Environment and Planning A*, Vol. 13, pp.795-800, 1981.
- 34) Bivand, R. S.: Regression modeling with spatial dependence: An application of some class selection and estimation methods, *Geographical Analysis*, Vol. 16, pp. 25-37, 1984.
- 35) Haggett, P.: Hybridizing alternative models of an epidemic diffusion process, *Economic Geography*, Vol. 52, pp. 136-146, 1976.

- 36) Haining, R.: *Spatial Data Analysis in the Social and Environmental Sciences*, Cambridge University Press, 1990.
- 37) 経済企画庁総合計画局：日本の社会資本，21世紀へのストック，東洋経済新報社，1998.
- 38) 大河原透，松浦良紀，中馬正博：地域経済データの開発 その1 製造業資本ストック・社会資本ストックの推計，電力中央研究所報告，585003，1985.
- 39) <http://www.econ.keio.ac.jp/staff/tdoi/pfdata.html>
- 40) Cairncross, F.: *The Death of Distance : How the Communication Revolution Will Change Our Lives*, Harvard Business School Press, 1997.
- 41) 太田勝俊，杉山武彦：時間価値の理論とその計測手法の研究，日交研シリーズ，A-123，日本交通政策研究会，1988.
- 42) Tiefelsdorf, F., Griffith, D. A., and Boots, B.: A variance-stabilizing coding scheme for spatial link matrices, *Environment and Planning A*, Vol.31, pp.165-180, 1999.
- 43) Greene, W. H.: *Econometric Analysis*, Macmillan, p.344, 1991.
- 44) Moran, P.: The interpretation of statistical maps, *Journal of the Royal Statistical Society B*, Vol. 10, pp. 243-251, 1948.
- 45) 安野貴人，小林潔司，都明植：室内実験による交通情報の経路誘導効果に関する多重仮説検定，土木学会論文集，No.597/IV-40, pp. 49-60, 1998.
- 46) Savin, N.E.: Multiple hypothesis testing, in: Griliches, Z. and Intriligator, M. D. (eds.): *Handbook of Econometrics*, Vol. II, pp. 827-879, 1984.
- 47) Gourieroux, C. and Monfort, A.: *Statistics and Econometric Models*, Vol. 2, Cambridge University Press, 1995.
- 48) 大河原透，山野紀彦：社会資本の生産力効果，電力経済研究，No.34, pp.45-57, 1995.
- 49) 村田治：社会資本の経済効果，公的金融と公共投資，近畿郵政局，2000.
- 50) 田中芳樹：公的資本形成の政策評価，PHP研究所，2001.
- 51) 大河原透，山野紀彦，Kim Yoon Kyung：財政再建下の公共投資と地域経済，電力経済研究，No45, pp.51-66, 2001.
- 52) 本間正明，斉藤慎：地方財政改革：ニュー・パブリック・マネジメント手法の適用，有斐閣，2001.
- 53) Tiefelsdorf, M.: *Modeling Spatial Processes: The Identification and Analysis of Spatial Relationships in Regression Residuals by Means of Moran's I*, Springer Verlag, 2000.
- 54) Kelejian, H. H. and Pucha, I. R. : A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model, *International Econometric Review*, Vol. 40, pp.509-533, 1999.
- 55) Kelejian, H. H. and Pucha, I. R. : Small Sample Properties of Estimators of Spatial Autoregressive Model with Autoregressive Disturbances, Paper presented in 17th Pacific Conference Regional Science Association International, unpublished, 2001.

(2002. 1. 15 受付)

PRODUCTIVITY OF INFRASTRUCTURE AND SPILL OVER EFFECTS

Makoto TSUKAI, Ryo EJIRI, Makoto OKUMURA and Kiyoshi KOBAYASHI

In this paper, a methodology to evaluate the productivity of infrastructure incorporating two different types of regional spill-over effects: (1) the direct spill over, stemming from the joint contribution of infrastructure to production in multiple regions; (2) the indirect spill over, appearing in the form of regional knowledge diffusion. The production function model hybridizing both of symmetric and asymmetric regional spill over effects is presented to measure the productivity of infrastructure based upon Japanese data. The paper shows that infrastructure arrangement in Japan has improved regional knowledge spill over, and increased the productivity of regional production.