

# 事業所立地の地域間依存構造のグローバル化 に関する統計的検証

塚井誠人<sup>1</sup>・奥村誠<sup>2</sup>

<sup>1</sup>博 (工) 広島大学大学院工学研究科 (〒 739-8527 東広島市鏡山 1-4-1)  
E-mail: mtukai@hiroshima-u.ac.jp

<sup>2</sup>博 (工) 東北大学東北アジア研究センター (〒 980-8576 仙台市青葉区川内 4-1)  
E-mail: mokmr@cenus.tohoku.ac.jp

地域間幹線交通網, およびインターネット・ブロードバンドなどの通信基盤整備は, 各地域間の情報交流活動の増加と共に, 情報交流分布が空間的に拡大するグローバル化をもたらした. この傾向は地域間の近接性を高め, 各地域への事業所立地量の空間的な相互依存関係を, より広域の地域間で依存する構造に変化させると考えられる. 本論文は, 事業所立地の地域間依存構造のグローバル化傾向を, 立地量データが示す空間構造に基づいて柔軟に捉えるため, 多属性の近接性指標と地域特性を反映した空間依存構造の設定が可能な, 空間計量経済モデルを用いて, 各地域への事業所立地量の空間的な相互依存関係を推計し, その経年的な変化を明らかにする.

**Key Words** : *spatial dependence, firm location model, longitudinal change*

## 1. はじめに

### (1) 地域間依存構造と空間計量経済モデル

地域間幹線交通網, およびインターネット・ブロードバンドなどの通信基盤整備は, 各地域間の情報交流活動の増加と共に, 情報交流分布が空間的に拡大するグローバル化をもたらした. この傾向は地域間の近接性を高め, 各地域への事業所立地量は, より広域の地域間で依存する構造に変化している可能性がある. しかしこれまでの事業所立地に関する実証研究は, 都市圏の中心市街地と郊外に焦点を当てた研究が多く, 事業所立地量が示す地域間依存構造に関する統計的な検証は, 筆者の知る限りほとんど行われていない<sup>1)</sup>.

空間依存構造を示すデータの分析には, 空間計量経済モデル等が適用される<sup>2)</sup>. 空間計量経済モデルは, 外生変数を含む構造方程式と誤差の空間依存構造を特定化したモデルであり, 構造方程式のパラメータと共に, 所与の空間重み付け行列の下でそのスケールを決定する, 空間依存パラメータが同時推定される<sup>3)</sup>. 通常の実証分析手順では, 距離や所要時間等, 候補となる複数の近接性指標に基づいて設定した複数の空間重み付け行列の候補と誤差相関構造の候補の中から, 尤度や決定係数などの指標に基づいて, 最適なモデルを選択しなくてはならない<sup>4)5)</sup>.

しかし空間重み付け行列を先験的に与える従来の分析には, 以下の課題がある. 第一に, 通常はある一つの近接性指標に基づいて空間重み付け行列が設定されるが, これは空間構造の第一次近似に過ぎない. 第二に, 複数の近接性指標を任意のパラメータで加重した合成指標を用いて空間重み付け行列を設定すると, モデル推定上は外生変数となる加重パラメータに関する統計量が求められず, 適切な空間重み付け行列の選択が難しくなる. 第三に, 地域間の依存関係を単一のパラメータで表現すると, 全地域間の関係が補完的または競合的となってしまう. すなわち, 近接する地域との間は補完的で遠隔地域との間は競合的な関係にある, といった可能性は考慮できない. これらの課題は, 空間データが示す相関特性を 1 つまたは少数のパラメータによって表現するという, モデル構造の制約の強さに起因して発生している. 空間データが示す空間依存特性を柔軟に表現するには, 多属性の近接性指標や地域特性を反映した空間依存構造の設定が可能な, 空間計量経済モデルが有効と考えられる.

### (2) 研究の目的

本研究は, 事業所立地の地域間依存構造のグローバル化傾向を, 立地量データが示す空間構造に基づいて柔軟に捉えるため, 多属性の近接性指標と地域特性を

反映した空間依存構造の設定が可能な空間計量経済モデル<sup>6)</sup>を用いて、各地域への事業所立地量の空間的な相互依存関係を推計し、その経年的な変化を明らかにする。なお以下の分析では、正の空間依存構造が現れる場合を「補完的」と呼び、補完的な地域間依存構造が広域で現れる場合を「地域間依存構造のグローバル化」と考える。

## 2. 空間依存構造と空間重み付け行列の設定

空間計量経済モデルには、誤差相関関数の設定に関して、いくつかのバリエーションがある<sup>7)</sup>。以下に SAR (Spatial Auto-Regressive) モデル (1), SMA (Spatial Moving-Average) モデル (2b), SEC (Spatial Error-Component) モデル (3b) を示す。

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon \quad (1)$$

$$Y = X\beta + u \quad (2a)$$

$$u = \psi W\varepsilon + \varepsilon \quad (2b)$$

$$Y = X\beta + v \quad (3a)$$

$$v = \phi W\varepsilon + \varepsilon \quad (3b)$$

ここで地点数を  $N$ 、外生変数の数を  $K$  とすれば、 $Y$  は内生変数 ( $N \times 1$ )、 $X$  は外生変数 ( $N \times K$ )、 $W$  は空間重み付け行列 ( $N \times N$ )、 $\varepsilon$ 、 $\epsilon$  は各地点間で独立かつ同一の分布に従う誤差項である ( $N \times 1$ )。  $\beta$  は構造方程式のパラメータ ( $K \times 1$ )、 $\rho$ 、 $\psi$ 、 $\phi$  はスカラーの空間依存パラメータである。ただしカッコ内はベクトルのサイズを示す。各モデルが示す空間依存構造は、たとえば SAR モデルでは、

$$Y = A^{-1}X\beta + A^{-1}\varepsilon \quad (4)$$

となる (ただし、 $A = I - \rho W$ )。すなわち SAR モデルの誤差項は  $A^{-1}\varepsilon$  である。同様に SMA モデル、SEC モデルの誤差項はそれぞれ、 $(I + \psi W)\varepsilon$ 、 $\phi W\varepsilon + \varepsilon$  であり ( $\epsilon$  と  $\varepsilon$  は独立)、いずれのモデルにおいても各地点  $i$  の誤差項は他地点  $j$  と相関しており、かつ空間重み付け行列  $W$  の設定が空間依存構造を左右する。

典型的空間重み付け行列  $W$  は、地域間の隣接の有無に基づく隣接行列や、地域間の距離の逆数等を用いる距離行列などである<sup>8)</sup>。モデル (1) ~ (3b) から明らかのように、空間依存パラメータ  $\rho$  は  $W$  の観測スケールの影響を受ける。すなわち、隣接行列や距離行列に

よって  $W$  を定義すると、モデル間で  $\rho$  の推定値を直接比較できない。また後述するように、空間確率過程の定常性条件として  $\rho$  に課せられる制約条件も、 $W$  のスケールによって変化する。そこで実証分析では、スケールを基準化した空間重み付け行列が用いられる。代表的な行基準化 (row-standardization) を式 (5) に示す。

$$w_{ij} = \frac{d_{ij}^{-\alpha}}{\sum_j d_{ij}^{-\alpha}} \quad (5)$$

ここで  $w_{ij}$  は  $W$  の要素、 $d_{ij}$  は地域  $ij$  間の近接性指標、および  $\alpha > 0$  は空間減衰パラメータである。式 (5) より行基準化を行うと、 $\sum_j w_{ij} = 1, \forall i$  が成立する。なお式 (5) から明らかのように、 $W$  の基準化方法も空間依存構造を左右する。この点に関する議論は Tiefelsdorf<sup>9)</sup> を参照して欲しい。

式 (5) に現れる距離減衰パラメータ  $\alpha$  は、1 または 2 などの値が外生的に設定される<sup>10)</sup>。しかし式 (5) から明らかのように、 $\alpha$  も空間依存構造を左右する。 $\alpha$  については、地球統計学の分野で開発された Kriging 法の観点から、批判的検討が進められている。Kriging 法は、対象空間内の複数の既知観測点の空間的な変量分布から、対象空間内の任意地点の未知変量の値を内挿することを目的として開発された手法である<sup>11)</sup>。Kriging 法では、空間重み付け行列  $W$  の代わりに、地点間距離  $d_{ij}$  の関数として、共分散構造  $K(d)$  を定式化する。SAR モデルの共分散関数  $K$  は、

$$K = [(I - \lambda W)^{-1}(I - \lambda W)] \quad (6)$$

である。代表的な共分散関数を式 (7a) ~ (7c) に示す。

$$K(d_{ij}) = b_1 \exp(-b_2 d_{ij}) \quad (d_{ij} > 0) \quad (7a)$$

$$K(d_{ij}) = b_1 \exp(-b_2 d_{ij}^2) \quad (d_{ij} > 0) \quad (7b)$$

$$K(d_{ij}) = b_1 \left(1 - \frac{3d_{ij}}{2b_2} + \frac{d_{ij}^3}{2b_2^2}\right) \quad (0 < d_{ij} < b_2) \quad (7c)$$

ここで  $b_1, b_2$  はパラメータであり、 $b_1, b_2 > 0$  を満たす。なお Kriging 法では、基準化を行うと地点ごと (行ごと) に距離の計量に変化して空間内挿が難しくなるので、基準化は行わない。堤らは、Kriging 法の観点から SAR モデルや SMA モデルを検討し、これらのモデルが分散均一性や等方性 (同一距離地点間の共分散が等しい性質) を満たさないことを指摘した<sup>12)13)</sup>。一連の研究では、不規則に観測点が分布する対象空間について、観測点と非観測点を含む母空間を十分に多数の点を含む空間で近似した上で、非観測点から観測点への空間依存の影響を考慮したモデルを定式化して、Kriging 法と

整合的な空間計量経済モデルを定式化している。Dubin は、SAR モデルに移動平均誤差を付加した SARMA モデルにおいて、式 (7a) ~ (7c) の Kriging 重み付け行列を設定し、モンテカルロシミュレーションによってモデルの特定化の誤りが構造パラメータの推定に及ぼす影響を検討した<sup>14)</sup>。さらに瀬谷らは、同様のアプローチを時空間データに拡張したモデルを提案し、実証研究を試みている<sup>15)</sup>。このように Kriging 重み付け行列を用いれば、 $\alpha$  の設定に関する恣意性を回避しつつ、データの示す空間依存特性を柔軟に表現できる。

社会経済的な変数を扱う空間計量経済モデルでは、距離以外の所要時間や一般化費用などの近接指標に基づく空間重み付け行列<sup>16)</sup>のほか、空間依存構造を柔軟に表現するために、空間重み付け行列と空間依存パラメータを複数組設定した Multi-parametric model が提案されている。式 (8) に、空間重み付け行列  $W_1$ ,  $W_2$  を設定した、SAR 型の Multi-parametric model を示す。

$$Y = \rho_1 W_1 Y + \rho_2 W_2 Y + X\beta + \varepsilon \quad (8)$$

ここで  $\rho_1$ ,  $\rho_2$  は、それぞれ  $W_1$ ,  $W_2$  に対応した空間依存パラメータである。Rietveld and Wintershoven は、西ヨーロッパ地域を対象に SAR 型の Multi-parametric model による実証研究を行った<sup>17)</sup>。この研究では、地域間交通インフラが多国間で整合的な整備計画の下で供給されている場合、隣接地域が自地域と同じ国に所属しているか否かは、空間依存パラメータに影響しないという帰無仮説を、実証的に検証している。具体的には、内生変数を鉄道インフラ密度として、国内の地域との隣接行列、および国外の地域との隣接行列を設定し、それぞれ異なる空間依存パラメータを推定したモデルを定式化した。その結果、推定された両パラメータに有意差は認められず、鉄道インフラ整備に国間格差は見られなかったと報告している。塚井は、地域生産額を地域の知識資本ストックの水準を表わす変数と考えて、SAR 型の Multi-parametric な地域生産関数を推定した<sup>18)</sup>。この研究では地域間距離から作成した空間重み付け行列の要素  $w_{ij}$  を、自地域と他地域の人口規模比に基づいて排反な 3 グループに分割し、各グループ毎に異なる空間依存パラメータを推計している。分析の結果、大規模地域から小規模地域に対して強い正の空間相関が見られること、すなわち知識のスピルオーバーが起こっていると報告している。

### 3. Hyper parametric モデル

#### (1) 最尤推定量と $\rho$ の制約条件

式 (1) において、誤差項  $\varepsilon$  に正規分布  $N(0, \sigma^2 I)$  を仮定し、パラメータベクトルを  $\xi = (\rho, \beta, \sigma)^T$  とすれば、SAR モデルの対数尤度関数 (9) が得られる。

$$\begin{aligned} \mathcal{L}(\xi|Y, X) = & -(N/2) \log(2\pi) + (N/2) \log \sigma^2 + \log |A| \\ & + \sigma^{-2} (AY - X\beta)' (AY - X\beta) \end{aligned} \quad (9)$$

対数尤度関数 (9) には、誤差項  $\varepsilon$  の空間依存を表わす  $A$  の determinant の対数項  $\log |A|$  が含まれている。よって最尤推定量  $\hat{\xi}_{ML} = \operatorname{argmax} \mathcal{L}(\xi|Y, X)$  が実数であるには、 $|A| > 0$ 、すなわち  $A$  が正値定符号行列でなくてはならない。

ここで  $A = I - \rho W$  において、行方向に基準化された空間重み行列  $W$  ( $\sum_j w_{ij} = 1, \forall i = 1, \dots, N$ ) を考えよう。このとき、 $A$  は非対称な  $N$  次正方行列である。任意の正方行列  $Q$  が正値定符号行列であるためには、以下の 3 条件を満たす必要がある<sup>22)</sup>。

- (a)  $Q$  は既約
- (b)  $Q$  は狭義優対角行列
- (c)  $Q$  の全ての対角項が実数

条件 (a) は、 $A = I - \rho W$  について、空間重み行列  $W$  が距離などの逆数で定義されていれば、置換行列  $P$  によって  $A$  の部分行列が零になることはなく、 $A$  は既約である。条件 (b) は、各行について  $\sum_j w_{ij} = 1, \forall i = 1, \dots, N$  であるので、空間依存パラメータが  $|\rho| < 1$  であれば、狭義優対角性 ( $|a_{ii}| = 1 > \sum_{j \neq i} |a_{ij}|, \forall i = 1, \dots, N$ ) が満たされる。また条件 (c) は、 $A$  の構造より、満たされることが明らかである。以上より、行方向に基準化された空間重み行列  $W$  ( $\sum_j w_{ij} = 1, \forall i = 1, \dots, N$ ) を含む  $A = I - \rho W$  の正値定符号性が示された。なお空間依存パラメータへの制約条件  $|\rho| < 1$  は、空間確率過程の定常性条件と一致する。

ここで Kriging 法の共分散関数と Multi parametric モデルの共分散関数についても、正値定符号条件を確認しておこう。式 (7a) ~ (7c) の Kriging モデルでは、条件 (a), (c) は満たされる一方で、 $b_1, b_2 > 0$  は優対角条件 (b) に関する必要条件であるので、パラメータの推定値によって正値定符号性が満たされないことがある。一方、式 (8) の  $\rho_1, \rho_2$  についても、条件 (a), (c) は満たされる。優対角条件 (b) は、 $A = I - \rho_1 W_1 - \rho_2 W_2$  より、 $W = W_1 + W_2$  であるので、 $W$  が行基準化されて

いる場合は、式 (1) に関する上述の議論と同様に、それぞれが独立に  $|\rho_1|, |\rho_2| < 1$  を満たすとき、正值定符号条件が満たされる。すなわち  $\rho_1 - \rho_2$  平面上では原点対象な矩形領域となる。一方、 $W_1, W_2$  がそれぞれ基準化されている場合、2つの空間依存パラメータの最尤数定量が実数条件を満たす範囲は、もはや独立ではなくなる<sup>19)20)</sup>。すなわち  $\rho_1 - \rho_2$  平面上では、 $|\rho_1|, |\rho_2| < 1$  の矩形領域の内部であるものの、その領域の形状は空間重み付け行列に左右されるため、解析的に求めることはできない<sup>21)</sup>。前者の Multi parametric モデルでは、 $W$  を構成する基準となる、地域  $ij$  を相互に排反な集合に分割する分割基準の妥当性が問題となる。一方、後者の Multi parametric モデルでは、最尤推定量の実数条件を満たす空間依存パラメータの範囲が複雑となってしまう。またどちらの Multi parametric モデルも、類似した近接性指標から設定した複数の空間重み付け行列を用いると多重共線性が生じやすいため、空間依存パラメータを安定的に推定しにくいという難点がある。

## (2) Hyper parametric SAR モデル

3.(1) において、空間重み付け行列のパラメータ  $\rho$  への条件  $|\rho| < 1$  を確認した。導出の過程によれば、条件  $|\rho_{ij}| < 1$  を満たしていれば、地域  $ij$  の組み合わせごとに  $\rho_{ij}$  が異なっても良いことがわかる。しかし空間重み付け行列の非対角項は  $N(N-1)$  個あるので、観測地点数  $N$  に対して自由度が不足し、これら全てに独立な空間依存パラメータ  $\rho_{ij}$  を設定することはできない。

そこで  $\rho$  を特性ベクトル  $z_{ij} = \sum^k \gamma^k u_{ij}^k$  の関数として設定する。すなわち、特性ベクトル  $z_{ij}$  に含まれるハイパーパラメータ  $\gamma^k$  を構造方程式のパラメータと共に推定することによって自由度を確保し、かつ地域間の特性を反映した空間依存関係を表現する。条件  $|\rho_{ij}| < 1$  を満たす連続かつ2回微分可能な関数として、双曲線正接関数 (10) を仮定する。

$$\begin{aligned} \rho(z_{ij}) &= \frac{2}{1 + \exp(-z_{ij})} - 1 \\ &= \frac{1 - \exp(-z_{ij})}{1 + \exp(-z_{ij})} \\ &= \tanh(-z_{ij}) \end{aligned} \quad (10)$$

第1行から明らかのように、双曲線正接関数とロジスティック曲線は相似である。双曲線正接関数の定義域は  $-\infty < z_{ij} < \infty$ 、値域は  $-1 < \rho(z_{ij}) < 1$  である。なお、特性ベクトル  $z_{ij}$  は線形関数であるので、 $\gamma = 0$  のとき

$\rho(z_{ij}) = 0, (\forall i, j)$  である。双曲線正接関数 (10) を用いれば、制約条件  $|\rho_{ij}| < 1$  を満たしつつ、特性ベクトル  $z_{ij}$  とそのハイパーパラメータベクトルによって、より柔軟に空間依存パラメータ  $\rho(z_{ij})$  を定式化できる。式 (10) より、地域間  $ij$  の特性ベクトル  $z_{ij}$  に応じて空間的な依存関係が異なる空間自己回帰 (H-SAR:Hyper-parametric SAR) モデルは、行列の要素積 (クロネッカー積) を記号  $\otimes$  によって表現すれば、以下のように定式化できる。

$$Y = \rho(Z) \otimes WY + X\beta + \varepsilon \quad (11)$$

ここで  $Z$  は、対角要素が  $z_{ii} = 0$ 、かつ非対角要素が  $z_{ij} = \sum^k \gamma^k u_{ij}^k$  であるような  $N$  次正方行列である。

## (3) 業務立地量モデルの定式化

時点  $t$  / 地域  $i$  の業務立地量を  $E_i^t$ 、時点  $t$  / 地域  $j, j \neq i$  の業務立地量を  $E_j^t$  とする。以下の分析では、空間依存構造を示す可能性のある業務立地量として、金融業をはじめとする、当該地域の周辺にもサービスを行う可能性のある非基盤産業に着目する。すなわち非基盤産業の空間依存構造を Hyper parametr を含むモデルによって推定することにより、その立地量に関する地域間の補完・競合関係を明らかにする。業務立地量モデルを式 (12) に示す。

$$E_i^t = \sum_j^{j \neq i} \rho(z_{ij}^t) w_{ij} E_j^t + \sum_m^M \beta^m X_i^m + \varepsilon_i \quad (12)$$

ここで  $X_i^m$  は説明変数ベクトルであり、 $\varepsilon_i$  は誤差項であり、独立かつ同一の正規分布にしたがうと仮定する。パラメータ  $\beta^k$  と  $\rho(z_{ij}^t)$  に含まれるパラメータ  $\gamma^k$ 、および  $\varepsilon_i$  の標準偏差  $\sigma$  は、最尤法によって同時推定する。

## 4. H-SAR モデルによる空間依存構造の推定

### (1) データ

分析地域は、幹線旅客純流動調査で用いられた全国の生活圏 207 地域のうち、沖縄と離島を除く 194 地域とする。また分析対象年次は、1990 年、および 2000 年とする。幹線交通ネットワークは、194 地域に対応させたネットワークを用いる (240 ノード, 501 リンク)。幹線交通のサービス水準データは、1990 年、および 2000 年の時刻表に基づいて入力した運賃、所要時間、および運行頻度に基づいて、194 地域間の最短経路探索によって求めた。滞在可能時間は、上記のネットワークを運行頻度を考慮した有向グラフに拡張して計算した、日帰り時の目的地の最大滞在可能時間である<sup>23)</sup>。なお

表-1 H-SAR モデル / 1990 年推定結果

説明変数	パラメータ推定値 <sup>‡</sup>		
	H-SAR	SAR	OLS
定数項 C	3573.1 (6.46)	2134.7 (2.51)	-391.3 (-1.72)
製造業立地量 $E_i^{2nd}$	0.346 (34.91)	0.354 (36.13)	0.349 (35.28)
可住地面積 $A_i$	-2.430 (-0.26)	-4.727 (-0.51)	0.497 (0.05)
滞在可能時間 <sup>b</sup> $S_{ij}^z$	0.138 (1.33)	-	-
最低運行頻度 <sup>b</sup> $f_{ij}^z$	-3.189 (-1.82)	-	-
$z_{ij}$ 定数項 <sup>b</sup> $c^z$	1.251 (2.44)	-	-
$\rho$ (SAR モデル)	-	0.594 (2.47)	-
標準偏差 $\sigma$	1584.7 (19.69)	1666.6 (19.68)	1712.3 -
最終尤度 AIC	-1705.8 3401.6	-1714.8 3419.7	-1718.2 3444.4
Adjusted $R^2$	0.885	0.862	0.866
Moran's I	2.977	259.1	7.006
サンプル数	194	194	194

b :  $\rho(Z_{ij}) = \tanh(-z_{ij})$  のパラメータ  $\gamma$ 

‡ : ( ) 内 t 値

表-2 H-SAR モデル / 2000 年推定結果

説明変数	パラメータ推定値 <sup>‡</sup>		
	H-SAR	SAR	OLS
定数項 C	3524.3 (5.24)	1978.5 (2.43)	-475.9 (-2.28)
製造業立地量 $E_i^{2nd}$	0.419 (37.12)	0.424 (37.54)	-0.417 (36.75)
可住地面積 $A_i$	-3.178 (-0.38)	-4.947 (-0.60)	0.182 (0.02)
滞在可能時間 <sup>b</sup> $S_{ij}^z$	0.072 (0.89)	-	-
最低運行頻度 <sup>b</sup> $f_{ij}^z$	-0.853 (-2.07)	-	-
$z_{ij}$ 定数項 <sup>b</sup> $c^z$	1.307 (1.67)	-	-
$\rho$ (SAR モデル)	-	0.579 (2.52)	-
標準偏差 $\sigma$	1455.02 (19.69)	1511.7 (19.69)	1555.0 -
最終尤度 AIC	-1689.2 3364.4	-1695.9 3381.8	-1699.5 3407.0
Adjusted $R^2$	0.890	0.870	0.877
標準化 Moran's I	3.285	261.6	6.389
サンプル数	194	194	194

b :  $\rho(Z_{ij}) = \tanh(-z_{ij})$  のパラメータ  $\gamma$ 

‡ : ( ) 内 t 値

最低運行頻度は、最短経路上で最も運行頻度の低いリンクの 1 日あたりの運行頻度である。

空間重み行列  $W$  の各要素  $w_{ij}$  は、各生活圏間の代表点間の距離に基づいて算出し、行基準化を行った。各地域の代表地点を地域内で最も人口の多い各市町村役場の所在地として、国土数値情報（公共施設（点））<sup>24)</sup>に基づいて緯度経度を抽出し、球面座標近似によって代表地点間の測地線距離を算出した。また業務立地量データとその他の地域特性指標は、統計情報研究センター発行の市町村統計体系に収録されている、1991 年と 2001 年の事業所・企業統計量調査より、市町村別の事業所立地数を 194 地域について集計したデータを用いる。内生変数  $E_i^z$  は、地域外へサービスを行う可能性のある金融保険業、不動産業、公務の各事業所数の和を用いる。また説明変数  $X_i^m$  には製造業事業所数と各生活圏の可住地面積を用いる。

## (2) H-SAR モデルの推定結果

Hyper parametric モデルの地域間の空間依存構造は、推定される  $\rho(z_{ij})$  と  $w_{ij}$  に支配される。以下の分析では、基本となる空間依存構造  $w_{ij}$  に距離、所要時間、運賃、目的地最大滞在可能時間など、複数の候補を設定した。

その結果、指数型の距離減衰関数  $d_{ij}^{-\alpha}$  の対数尤度が最も高くなった。さらにパラメータ  $\alpha$  についても、いくつかの値を設定して適切な値を探索し、最も最終尤度が高くなる  $\alpha$  の値を求めた。これらの試行錯誤の結果、 $w_{ij}$  を距離の逆数として、 $\alpha = 0.5$  のときの推定結果を採用することとした。表-1、表-2 に、1990 年と 2000 年の H-SAR モデルの推定結果を、それぞれ示す。なお比較のため、第 3 列と第 4 列に  $\alpha = 0.5$  の空間重み行列  $W$  を設定した通常の SAR モデルと、空間依存性を考慮しない OLS モデルのパラメータ推定結果を示している。

表-1 の最終尤度は、H-SAR モデル、SAR モデル、OLS モデルの順に高くなっており、AIC も同順で低くなっている。一方、自由度調整済み決定係数 (Adj. $R^2$ ) は、いずれも 0.86 以上の値を示しているが、3 つのモデルの中では SAR モデルが最も低い。また残差の標準化 Moran's I は、SAR モデルで極めて大きな値を示している。なお SAR モデルでは正で有意な空間依存パラメータが推定されている。一方、後述するように H-SAR モデルの空間依存構造は、基本的に負の値が推定されている。また H-SAR モデルの標準化 Moran's I は依然として有意 (2.977) であるものの、その空間依存の程度は

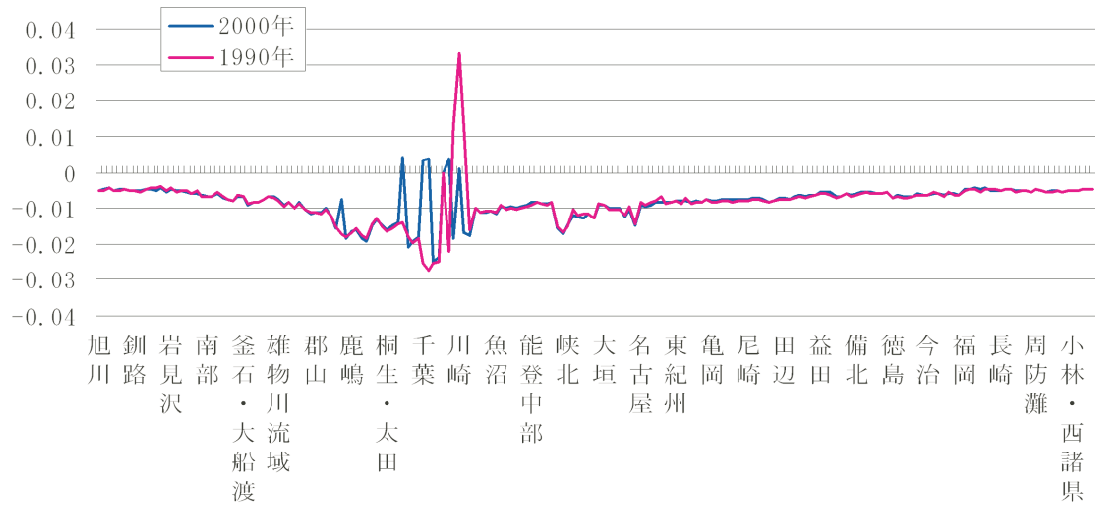


図-1 他地域から東京への spill-in

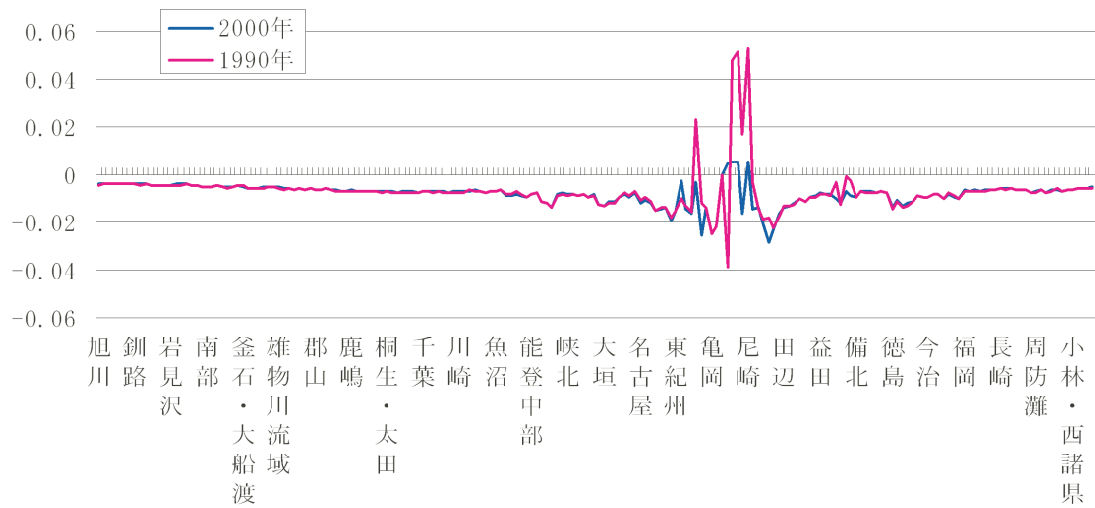


図-2 他地域から大阪への spill-in

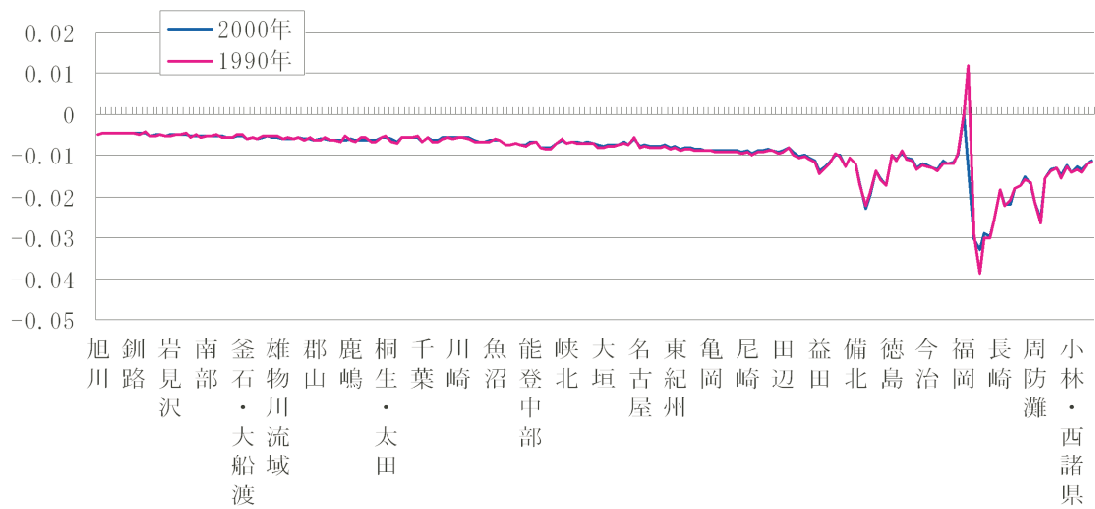


図-3 他地域から福岡への spill-in

OLS モデル (6.389) よりも低下しており、H-SAR モデルの方が、より適切に空間構造を捉えていることがわかる。

H-SAR モデルの空間依存に関する説明変数  $x_{ij}$  は、目的地  $j$  に日帰りする場合の (最大) 滞在可能時間  $S_{ij}^*$ 、最低運行頻度  $f_{ij}^*$ 、および定数項  $c$  とした。これらのパラメータのうち 1%以上の有意水準を示したのは定数項  $c$  のみであった。滞在可能時間  $S_{ij}^{00}$  のパラメータは正であるので、目的地の最大滞在可能時間が長いほど地域間の補完性は強くなる。一方、最低運行頻度  $f_{ij}^*$  のパラメータは負であるので、地域間の公共交通機関の運行頻度が高いほど空間依存性は低下し、競争性が強くなる。なお以上のパラメータ推計結果は、2000 年についてもほぼ同様であった。

SAR モデルでは最終尤度は向上するものの、決定係数は低下し、標準化 Moran's I も低下する。この理由は、SAR モデルでは強い正の空間依存性を示す外れ値に対応するように空間依存パラメータを推定することで、全体の標準偏差を小さくしているためと考えられる。したがって、基本的に設定した空間重み付け行列が空間依存構造を規定する SAR モデルでは、有意な空間依存パラメータが得られたとしても、標準化 Moran's I 等の指標によって残差の特性を確認しない限り、誤った空間依存構造を得る危険性があることがわかる。

### (3) 空間依存構造の経年変化

図-1~3 は、ハイパーパラメータと空間重み行列の積  $\rho(z_{ij}) w_{ij}$  によって計算される地域間の空間依存構造のうち、それぞれ東京、大阪、福岡の各地域に対する spill-in 効果を示している。これらの図より、基本的に地域間の空間依存構造は負、すなわち競争的であることがわかる。図-1 より、1990 年に東京に対して正の spill-in 効果を及ぼしていたのは、横浜、川崎、相模原の 3 地域であった。一方 2000 年で正の spill-in 効果を及ぼす地域は浦和、千葉、船橋、多摩、川崎の 5 地域であるが、その絶対値はかなり小さい。また 2 時点間で spill-in 効果の正負が逆転した地域は、横浜、相模原 (正→負)、浦和、千葉、船橋、多摩 (負→正) である。図-2 より、1990 年に大阪に対して正の spill-in 効果を及ぼしていたのは、京都、東大阪、豊中、尼崎、神戸の 5 地域であり、その絶対値は比較的大きな値をとっていた。一方 2000 年で正の spill-in 効果を及ぼす地域は堺、

東大阪、豊中、尼崎の 4 地域であった。また 2 時点間で spill-in 効果の正負が逆転した地域は、京都、神戸 (正→負)、堺 (負→正) である。図-3 より、1990 年に福岡に対して正の spill-in 効果を及ぼしていたのは北九州であったが、2000 年では正の spill-in 効果を及ぼす地域は見られない。その一方で、下関、筑豊、日田・玖珠の 3 地域からは、両時点とも強い負の spill-in 効果を受けている。

3 地域の空間依存構造の経年変化を比較すると、東京は神奈川県において正の spill-in 効果を示す地域を失う一方で、千葉県や埼玉県等で正の spill-in 効果を示す地域を獲得している。大阪は東大阪、豊中、尼崎といった近隣地域は、弱いながら依然として正の spill-in 効果を示しているのに対して、大拠点である京都や神戸との空間依存構造が負に転じている。また福岡は、北九州との間で見られた正の spill-in 効果が解消する一方で、やや離れた地域との間で強い負の spill-in 効果を受けている。

表-3、4 に関東地方の空間依存構造を示す。ただし空間依存構造の定義より、地域内の空間依存に対応する対角項は 0 である。これらより、1990 年の関東地方では、東京都と神奈川県の間のみに正の空間依存構造が現れていたのに対して、2000 年では埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県について正の空間依存構造が現れている。

以上の結果より、1990 年から 2000 年の間で非基盤型産業の空間依存構造は、概ね補完的 (正の空間依存) から競争的 (負の空間依存) へと変化していることが明らかとなった。これは、地域間の交通利便性の改善が、異なる地点間で非基盤型サービスの提供を促し、地域間の競争関係を強めるように作用したためと考えられる。一方、地域間依存構造のグローバル化は、特に遠隔の地域との間の空間依存構造について、時点間で大きな違いが見られず、広域に関する「グローバル化」仮説を裏付けるような結果は、以上の分析からは確認できなかった。次に、2 時点の空間依存構造の有意差について検定を行った。帰無仮説  $H_0$  を  $\hat{E} = \hat{E}_0$  ( $\hat{E}$ : 異なる空間依存構造の下での事業所立地量の再現値、 $\hat{E}_0$ : 現況再現値) としよう。このとき帰無仮説  $H_0$  の検定は、それぞれの空間構造の下で再現した事業所立地量の、現況再現誤差分散  $\hat{\sigma}^2, \sigma^2$  に関する分散比の検定に帰着す

表-3 1990年の関東の空間依存構造（負号は▲で表記）

1990年	浦和	川越	児玉・大	秩父	千葉	船橋	安房・君	成田	23区	多摩	横浜	川崎	相模原	小田原
浦和	0.00	▲ 0.03	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.01	▲ 0.02	▲ 0.01	▲ 0.01	▲ 0.01	▲ 0.01
川越	▲ 0.03	0.00	▲ 0.03	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.03	▲ 0.01	▲ 0.01	▲ 0.03	▲ 0.01
児玉・大里	▲ 0.02	▲ 0.03	0.00	▲ 0.03	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.01
秩父	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.03	0.00	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02
千葉	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	0.00	▲ 0.04	▲ 0.03	▲ 0.05	▲ 0.03	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.03	▲ 0.02	▲ 0.02
船橋	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.04	0.00	▲ 0.03	▲ 0.03	▲ 0.03	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.03	▲ 0.02	▲ 0.01
安房・君津	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.03	0.00	▲ 0.04	▲ 0.03	▲ 0.02	▲ 0.03	▲ 0.03	▲ 0.02	▲ 0.02
成田	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.05	▲ 0.04	▲ 0.04	0.00	▲ 0.03	▲ 0.02	▲ 0.03	▲ 0.03	▲ 0.02	▲ 0.02
23区	▲ 0.01	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.03	▲ 0.03	▲ 0.03	▲ 0.03	0.00	▲ 0.02	0.01	0.03	0.01	▲ 0.02
多摩	▲ 0.02	▲ 0.03	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	0.00	0.02	0.02	0.04	▲ 0.02
横浜	▲ 0.01	▲ 0.01	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.03	▲ 0.03	0.01	0.02	0.00	0.05	0.03	▲ 0.02
川崎	▲ 0.01	▲ 0.01	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.03	▲ 0.03	▲ 0.03	▲ 0.03	0.03	0.02	0.05	0.00	0.03	▲ 0.02
相模原	▲ 0.01	▲ 0.03	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	0.01	0.04	0.03	0.03	0.09	▲ 0.02
小田原	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	0.00

表-4 2000年関東の空間依存構造（負号は▲で表記）

2000年	浦和	川越	児玉・大	秩父	千葉	船橋	安房・君	成田	23区	多摩	横浜	川崎	相模原	小田原
浦和	0.00	▲ 0.03	▲ 0.02	▲ 0.02	0.00	0.00	▲ 0.02	▲ 0.02	0.00	0.00	▲ 0.01	0.00	▲ 0.01	▲ 0.02
川越	▲ 0.03	0.00	▲ 0.03	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.03	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02
児玉・大里	▲ 0.02	▲ 0.03	0.00	0.00	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02
秩父	▲ 0.02	▲ 0.02	0.00	0.00	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02
千葉	0.00	▲ 0.01	▲ 0.02	▲ 0.01	0.00	0.01	▲ 0.03	▲ 0.05	0.00	0.00	▲ 0.01	0.00	▲ 0.01	▲ 0.02
船橋	0.00	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	0.01	0.00	▲ 0.03	▲ 0.03	0.00	0.00	▲ 0.02	0.00	▲ 0.01	▲ 0.02
安房・君津	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.03	▲ 0.03	0.00	▲ 0.04	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.03	▲ 0.03	▲ 0.02	▲ 0.02
成田	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.01	▲ 0.05	▲ 0.03	▲ 0.04	0.00	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.03	▲ 0.02	▲ 0.02
23区	0.00	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	0.00	0.00	▲ 0.03	▲ 0.03	0.00	0.00	▲ 0.02	0.00	▲ 0.02	▲ 0.02
多摩	0.00	▲ 0.03	▲ 0.02	▲ 0.02	0.00	0.00	▲ 0.02	▲ 0.02	0.00	0.00	▲ 0.00	▲ 0.00	▲ 0.01	▲ 0.02
横浜	▲ 0.01	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.01	▲ 0.02	▲ 0.03	▲ 0.03	▲ 0.02	▲ 0.00	0.00	0.00	0.01	▲ 0.02
川崎	0.00	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	0.00	0.00	▲ 0.03	▲ 0.03	0.00	▲ 0.00	0.00	0.00	0.09	▲ 0.02
相模原	▲ 0.01	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.01	▲ 0.01	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.01	0.01	0.00	0.09	▲ 0.02
小田原	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.01	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	▲ 0.02	0.00

表-5 空間構造の違いに関する検定

空間依存\データ	1990年データ	2000年データ
1990年空間依存構造	—	1.3857*
2000年空間依存構造	1.2361	—

\* :  $F(\text{有意水準 } 5\%, 187, 187) = 1.2728$

る。検定統計量は、以下の式で表わされる。

$$F_{t,T} = \frac{\hat{\sigma}^2(\text{DATA}_t, (\rho(Z) \otimes W)_T)}{\sigma^2(\text{DATA}_t, (\rho(Z) \otimes W)_t)}, (t \neq T) \quad (13)$$

ここで  $\text{DATA}_t$  は時点  $t$  のデータセットを、 $\rho(Z) \otimes W$  は時点  $T$  の空間依存構造を表わす。サンプル数 194, H-SAR モデルのパラメータ数は 7 より、 $F_{t,T}$  は自由度  $(v_1, v_2) = (187, 187)$  の  $F$  分布に従う。表-5 に検定結果を示す。検定の結果、1990年データの現況再現値に関しては1990年と2000年の空間依存構造に有意差は確認できなかったが、2000年データの現況再現値に関しては有意差がみられた。以上より、H-SAR モデルによって推定された空間依存構造は時点間で有意に異なっていることが確認できた。

## 5. おわりに

本研究では、地域間の空間依存性を地域特性の関数として定式化した Hyper parametric SAR モデルを用いて、非基盤産業の空間依存構造の経年変化の検証を行った。分析の結果、H-SAR モデルから得られる空間依存構造の大部分は負であり、正の空間依存構造は、一部の近隣地域との間でのみ現れることが明らかとなった。一方、H-SAR モデルと同じ空間重み付け行列を設定した SAR モデルでは、正で有意な空間依存パラメータが推定された。この場合、OLS モデルと比較して最終尤度や AIC 等は改善するものの、残差の Moran's I 指標は著しく悪化しており、モデルがデータの示す空間依存構造を適切に捉えていないと考えられる。なお、全国レベルの地域依存構造のグローバル化傾向は、本研究が対象とした非基盤産業（金融保険業、不動産業、公務）については、確認できなかった。

今後は、推定された地域依存構造の妥当性について、地域間の旅客流動等に基づいて検証する必要がある。さらにグローバルな地域依存構造については、都市階層や産業特化傾向など、必ずしも地理情報に依存しない



空間構造に関する情報を用いて、H-SAR モデルの空間重み付け行列やハイパーパラメータの説明変数を設定し、これらの指標が地域依存構造に及ぼす影響について検討を進める必要がある。

#### 参考文献

- 1) 阿部宏史, 谷口守, 芝大輔: 岡山市における事業所立地の動向と移転要因に関する分析, 地域経済研究, 第 15 号, pp.1-15, 広島大学経済学部附属地域経済システム研究センター, 2004.
- 2) Anselin, L. : Under the hood: Issues in the specification and interpretation of spatial regression models, *Agricultural Economics*, vol.27, pp.247-267, 2002.
- 3) 加藤尚史: 空間自己相関を考慮したヘドニック価格関数の特定化と推定, 応用地域学研究, vol.6, pp.99-110 2001.
- 4) Egger, P., Pfaffermeyr, M., and Winner, M.: Commodity taxation in a 'linear world: a spatial panel data approach, *Regional science & Urban economics* , vol.35, pp.527-541, 2005.
- 5) Kekeller, W. and Shiue, C. H.: The origin of spatial interaction, *Journal of econometrics* , vol.140, pp.304-332, 2007.
- 6) 塚井誠人, 奥村誠: 幹線交通網整備による業務立地: 「ストロー効果」の検証, 第 20 回応用地域学会発表論文 (広島大学千田キャンパス), 2006.
- 7) Anselin, L. : Spatial econometrics: methods and models, *Kluwer academic publishers*, 1988.
- 8) 中川善典, 堤盛人, 清水英範: 空間回帰分析の最尤法適用に関する考察, 土木計画学研究・講演集, No.23(2), pp.487-490, 2000.
- 9) Tiefelsdorf, M. : Modelling spatial process, *Springer*, 2000.
- 10) 古谷知之, 原田昇, 太田勝敏: 空間統計モデルを用いた都心内居住特性と就業人口予測に関する研究, 都市計画論文集, No.35, pp.247-252, 1999.
- 11) Wackernagel, H. (地球統計学研究委員会訳): *Geostatistics* (邦題: 地球統計学), 森北出版, 2003.
- 12) 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.
- 13) 堤盛人, 清水英範, 井出祐史: 移動平均モデルに基づく Kriging を用いた空間内挿, 土木計画学研究・講演集, No.23(2), pp.483-486, 2000.
- 14) Dubin, R.: Spatial lags and spatial errors revisited: Some Monte Carlo evidence, *Spatial and spatiotemporal econometrics (Advances in econometrics vol.18)*, pp.75-98, 2004.
- 15) 瀬谷創, 堤盛人, 井上亮, 石田東生, 岡本直久: covariogram に移動平均モデルを用いた時空間 Kriging, 第 20 回応用地域学会研究発表会発表論文, 2006.
- 16) Bao, S., Henry, M. and Barkley, D. : Identifying urban-rural linkages: Tests for spatial effects in the Carlino-Mills model, *Advances in spatial econometrics*, Springer, pp.321-334, 2004.
- 17) Rietveld, P. and Wintershoven, P.: Border effects and spatial autocorrelation in the supply of network infrastructure, *Papers in regional science*, vol.3, pp.265-276, 1998.
- 18) 塚井誠人, 江尻良, 奥村誠, 小林潔司: 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/IV-57, pp.53-67, 2002.
- 19) Hepple, L.: Bayesian techniques in spatial and network econometrics: 1. Model comparison and posterior odds, *Environment and planning A*, vol.27, pp.447-469, 1995.
- 20) Hepple, L.: Bayesian techniques in spatial and network econometrics: 2. Computational methods and algorithms, *Environment and planning A*, vol.27, pp.615-644, 1995.
- 21) Hepple, L.: Bayesian model choice in spatial econometrics, *Spatial and spatiotemporal econometrics (Advances in econometrics vol.18)*, pp.101-126, 2004.
- 22) Burga, R.S. : 計算機による大型行列の反復解法, サイエンス社, 1972.
- 23) 塚井誠人, 奥村誠: 日帰り交通圏の非対称性を考慮した都市間業務交通量・立地量の分析, 土木計画学研究・論文集, vol.24, pp.59-66, 2007.
- 24) [http://nlftp.mlit.go.jp/ksj/\(2007.9\)](http://nlftp.mlit.go.jp/ksj/(2007.9))