

【 寄 稿 】

地価関数の推定と空間的自己相関の検出

富山大学経済学部
准教授 唐渡 広志

1. はじめに

土地は貿易等によってその場所から動かすことのできない財・サービスである。したがって、同じような性質を持った土地でも、利便性の高い地域の需要は高くなるので、それらの便益は不動産価格に帰着する。こうした傾向は日本の不動産データを利用した実証分析においても数多く確認されている。例えば、多数の企業が集まる都心部では、集積の利益がオフィスビルの価格やオフィス賃料に反映される（唐渡2002、八田・唐渡・上田2006など）。逆に、騒音や大気汚染が深刻な地域では、住宅立地が避けられるため地価や家賃が下がることも知られている（山崎1991、岩田・浅田1985など）。

自由で競争的な市場経済における財やサービスの市場価格は、消費者（および生産者）の価値評価に等しくなっている。しかしながら、集積の利益、公害、社会的規制などは实体经济に対して強い影響力をもっているにも関わらず、そもそも市場での経済取引が行われなため、それらの金銭的価値が価格に反映されているにも関わらず、知ることは困難である。このような非市場財におけるさまざまな属性の価値を計測するのに有用な手法の一つとしてヘドニック・アプローチがある。

不動産価格の決定においては、供給者・需要者ともに、周辺の取引価格情報を参考としながら価格決定が行われる。参考とする情報は空間的な隣接の度合いに応じて強く影響を受けることから、ヘドニック・アプローチを適用する際に、モデルにおいて内生変数や攪乱項の空間的な相関が懸念される。特に、地価公示などの鑑定価格は、周辺の取引価格情報を参考としつつ決定され、隣接する

鑑定価格は同じ情報を共有していることが多いため、より強い形で空間的な相関を持つ。

本稿では、地価公示データを利用したクロスセクション地価関数に関するモデル選択を行う。ヘドニック・アプローチで地価公示を利用する際の問題点について、計量経済学的な視点から検討する。モデル選択では様々な観点からの検定を行うことができるが、特に地価公示がもつ空間的な相関に焦点を絞って論じる（さまざまな検定のパフォーマンスについての詳細は清水・唐渡2007を参照）。

以下では、第2節において地価公示データおよび調査地点の空間的特徴を述べ、第3節において空間的自己相関検出のための方法論と結果を概説する。第4節では選択されたモデルの推定結果を示し、地価関数に地価公示データを利用する際の問題点を示す。なお、推定にはTSP 5.0 (TSP International) を用いた。

2. データ

2.1 地価公示データ

不動産鑑定評価においては、大きく取引事例比較法・収益還元法・積算法と呼ばれる手法が利用される。なかでも、内外を問わず取引事例比較法と呼ばれる手法がもっとも重要な手法として根付いている。これは、不動産価格の決定においては、供給者・需要者ともに、周辺の取引価格情報を参考としながら価格決定が行われているためである。不動産は、先に指摘したように同質の財が存在しないという特殊性を有しているものの、隣接する

不動産において、財の品質が似ているため、その性質を利用して価格決定が行われている。

そうした場合、空間的に隣接する不動産の価格においては、相互に影響を及ぼしていることが予想される。また、このように価格決定された鑑定価格においては、取引事例比較法によって価格決定される場合においては、同一の不動産取引価格情報を共有していることが多いため、空間的な相関構造は強い形で出現することが予想される。

図1は2006年調査の地価分布を示している。都心3区（千代田区、中央区、港区）以外では南西部において高い値が観察できる。地価は空間的に一様に分布しておらず、値の高い調査地点の周辺は高く、値の低い調査地点の周辺では低いという傾向が観察できる。

本節では、地価データを利用したヘドニック回帰モデルに関する空間的自己相関の検定を行う。利用するデータは2002年から2006年までの調査の地価公示（国土交通省）であり、東京都区部における1,863地点を対象とする。調査地点は年次によって若干変化しているため、2006年時点を基準に調査地点を整理した。この期間における都区部平均の単位面積あたり地価公示は、2003年、2004年には下落傾向にあったが、2005年で下げ止まり、2006年は対前年で2.7%だけ上昇している。

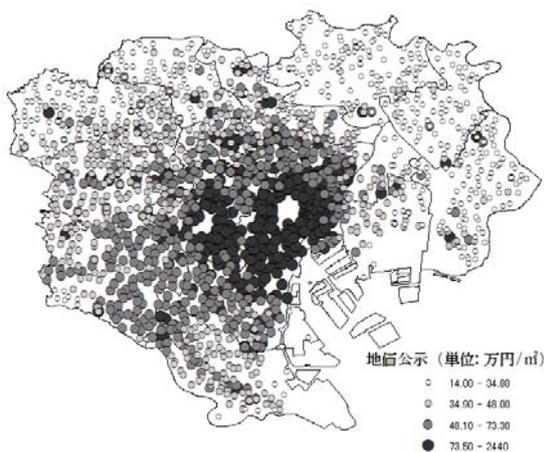


図1. 地価公示(国土交通省、2006年、東京特別区部)

2. 2 隣接性の定義

空間的自己相関の検出を行うために、隣接状態を示す空間重み行列を定義しなければならない。調査地点の住所より座標（緯度・経度）が得られるので、座標点*i*と座標点*j*との直線距離 D_{ij} をベースにした空間重み行列を作成する。ここでは、距離帯に閾値を設定した行列を

利用する。距離帯の閾値 b を設定し、 $D_{ij} < b$ のとき $C_{ij} = 1$ （隣接）、それ以外のとき 0（非隣接）となる行列を利用して次の標準化された重み行列を定義する。

$$W[b] = \begin{cases} \frac{C_{ij}}{\sum_j C_{ij}} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (1)$$

$W[b]$ の非対角要素は隣接した地区にだけ共通の重みが設定される。本稿では閾値を [0.50, 0.75, 1.00, 1.25, 1.50]（単位：km）と設定した。図2は1863地点が互いに直線距離でどれくらい離れているかを計測して平均値をとったときのヒストグラムである。東京都区部を対象にした場合、平均で各地点は7kmから18kmの間で分布しており、9km前後の頻度が高い。図3-1、図3-2は、計測した距離を利用して隣接性を定義し、その数を観測地点ごとに合計した値 $\sum_j C_{ij}$ が示されている。 $b = 0.50$ [km] のとき、極めて近い範囲で隣接している必要があるため、そのような観測地点の数は全体的にみて少ない。この場合、隣接する観測地点の数は平均で2.7箇所（1863箇所中）になる（表1）。閾値を $b = [1.5]$ kmと大きくとることで、隣接数も26.1箇所（1863箇所中）に増える。

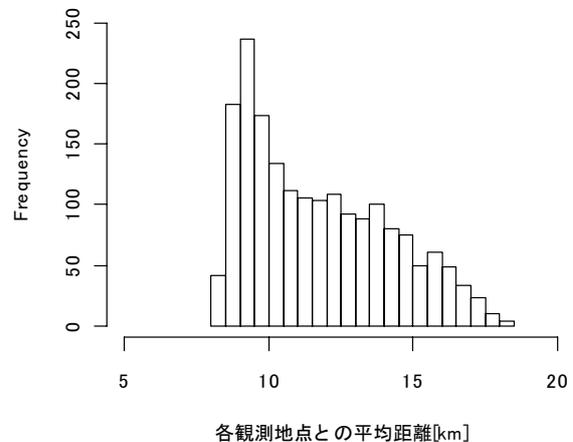


図2. 各観測地点との平均距離

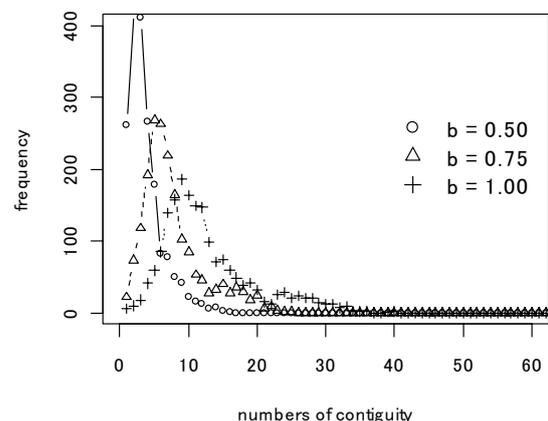


図3-1: 距離帯閾値と隣接地点の数(1) 2

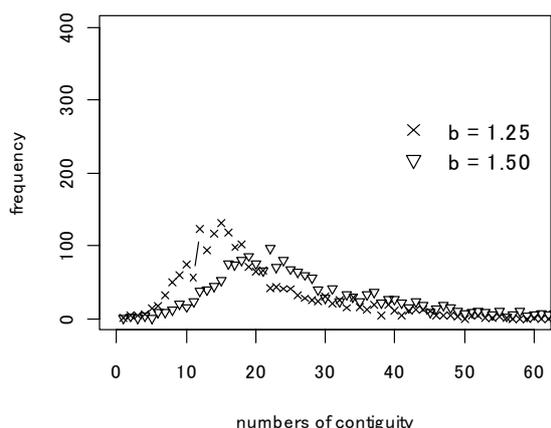


図3-2: 距離帯閾値と隣接地点の数(2)

表1. 観測された隣接地点の数

[km]	0.50	0.75	1.00	1.25	1.50
平均	2.7	6.7	11.7	18.3	26.1
メディアン	2	5	10	16	23

3. 空間的自己相関の検出

はじめに、単位面積あたりの地価を地積（土地面積）、前面道路幅員、最寄り駅までの距離、指定容積率、東京駅までの直線距離、23区別ダミー（千代田区基準）、用途別ダミーなどの独立変数に回帰させた線型回帰モデルを最小2乗（ordinary least squares; OLS）推定する。数値変数はすべて対数化して分析を行う。以下では、このような空間的に独立であるという想定モデルにおいて、空間的自己相関を検出する方法を述べる。

3.1 Moran's I 統計量

空間的自己相関を検定するための古典的な統計量は Moran's I である (Moran 1948, 1950)。これを線型回帰モデルに適応させた検定は Cliff and Ord (1972, 1973, 1981) によって一般化された。

Moran's I は回帰の残差を利用して定義する。上記の線型回帰モデルを $y = X\beta + u$ と記述する。ここで、 y は単位面積あたり地価（対数）のベクトル、 X は上述の独立変数の行列、 β は対応する推定すべきパラメータ・ベクトル、 u は攪乱項ベクトルである。最小2乗残差ベクトルを e とおく。 W を（行和が1となるように）標準化された空間重み行列と定義するとき、Moran's I は次の式で定義できる。

$$I = e'We/e'e \quad (2)$$

検定すべき帰無仮説は「空間的自己相関がない」である。しかしながら、対立仮説が明確に存在するわけではなく、単に帰無仮説を棄却することで、空間的自己相関の存在の可能性を示唆するだけにとどまる。(2)の I は明らかに、 e を We に回帰させたモデルではなく、 We を e に回帰させたモデルの係数推定量になっていることがわかる。

Moran's I は標準化することで、漸近的に標準正規分布 $N(0,1)$ にしたがう。

$$Z_I = \frac{I - E(I)}{\sqrt{V(I)}} \sim N(0,1) \quad (3)$$

ここで、 $E(I)$ は期待値、 $V(I)$ は分散である。

Anselin (1988a) で指摘されているように、Moran's I 検定は対立仮説が明瞭ではないため、帰無仮説を棄却するとき、どのようなモデルを選択すれば良いのかは不明である。次節で説明するラグランジュ乗数検定は空間計量経済学のモデル選択の基準として広く利用されている。

3.2 ラグランジュ乗数検定統計量

ワルド検定や尤度比検定は検定統計量を計算するために対立仮説である制約なしのモデル（空間的自己相関があるモデル）を推定しておく必要がある。これに対して、ラグランジュ乗数（ラオ・スコア）検定は対立仮説を推定することなく実行できる。すなわち、帰無仮説にしたがって、空間的自己相関のない通常の線型回帰モデルを推定するだけで検定を実行することができる。

空間エラーモデルが次のように与えられているとしよう。

$$y = X\beta + u, \quad u = \lambda Wu + \varepsilon \quad (4)$$

ここで、 λ は攪乱項の自己回帰パラメータ、 ε は同時独立な確率分布にしたがう攪乱項ベクトルである。攪乱項の自己回帰過程を無視して、最小2乗推定を行なうと、最小2乗推定量 $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'y$ が得られる。このとき、残差ベクトルが $e = y - X\hat{\beta}$ で定義できる。もし、(4)において $\lambda = 0$ が主張できるのであれば、 $\hat{\beta}$ は望ましい推定量である。

攪乱項に空間的自己相関があるかどうかを検定するための帰無仮説および対立仮説を

$$H_0 : \lambda = 0, H_1 : \lambda \neq 0 \quad (5)$$

とおく。Burrige (1980) によると H_0 のラグランジュ乗数検定統計量は

$$LM_\lambda = \frac{\left(\frac{e'W_e}{e'e/n}\right)^2}{\text{tr}(W^2 + W'W)} \underset{\text{aym}}{\sim} \chi^2(1) \quad (6)$$

となる。ここで、 $\text{tr}(\bullet)$ は行列のトレース（対角和）である。(6)は(3)のMoran's I 統計量を2乗したものに比例した統計量であることが知られており、漸近的に自由度1のカイ2乗分布にしたがう。Anselin and Rey (1991)やAnselin and Florax (1995)によるシミュレーション実験によると、中規模ないし大規模標本では検出力に関してMoran's I とほぼ同程度のパフォーマンスが得られることが示されている。

ラグ付き内生変数を含む空間ラグモデルのためのラグランジュ乗数検定はAnselin (1988b)で示された。空間ラグモデルを以下のように定義しよう。

$$y = \rho W y + X\beta + u \quad (7)$$

ここで、 $Z = (W y, X)$ および $\theta = (\rho, \beta')$ とおくと、(7)は $y = Z\theta + u$ と書き換えることができる。 θ の最小2乗推定量は $\hat{\theta} = \theta + (Z'Z)^{-1}Z'u$ である。 u が同時独立な確率分布にしたがう攪乱項ベクトルである場合でも、説明変数に内生変数 $W y$ を含んでいるので、最小2乗推定量にはバイアスがあり一致性もない。

被説明変数の空間ラグによる自己回帰の有無を調べるために帰無仮説および対立仮説を

$$H_0 : \rho = 0, H_1 : \rho \neq 0 \quad (8)$$

とおく。Anselin (1988b)は、上記の H_0 のもとでのラグランジュ乗数検定統計量を次のように示した。

$$LM_\rho = \frac{\left(\frac{e'W y}{e'e/n}\right)^2}{D} \underset{\text{aym}}{\sim} \chi^2(1) \quad (9)$$

ここで、

$$D = \frac{n}{e'e} \left[(WX\beta)'(I - X(X'X)^{-1}X')(WX\beta) \right] + \text{tr}(W^2 + W'W)$$

である。

$\rho \neq 0$ という仮定のもとで $\lambda = 0$ を、あるいは $\lambda \neq 0$ という仮定のもとで $\rho = 0$ を検定する必要がある場合もある。このような状況での自己回帰パラメータに関する頑健な検定 (robust test) も最小2乗推定をベースにしたラグランジュ乗数検定として提案されている (Anselin *et al.* 1996)。 $\rho \neq 0$ のもとでラグ付き内生変数を含む仮説検定 $H_0 : \lambda = 0, H_1 : \lambda \neq 0$ に対するロバストな検定統計量は

$$LM_\lambda^* = \frac{\left[\frac{e'W_e}{e'e/n} - \text{tr}(W^2 + W'W) D^{-1} \frac{e'W y}{e'e/n} \right]^2}{\text{tr}(W^2 + W'W) \left[1 - \text{tr}(W^2 + W'W) D \right]^{-1}} \underset{\text{asy}}{\sim} \chi^2(1) \quad (10)$$

となる。逆に、 $\lambda \neq 0$ のもとで攪乱項に自己回帰過程がある場合の仮説検定 $H_0 : \rho = 0, H_1 : \rho \neq 0$ に対するロバストな検定統計量は

$$LM_\rho^* = \frac{\left[\frac{e'W y}{e'e/n} - \frac{e'W_e}{e'e/n} \right]^2}{D - \text{tr}(W^2 + W'W)} \underset{\text{asy}}{\sim} \chi^2(1) \quad (11)$$

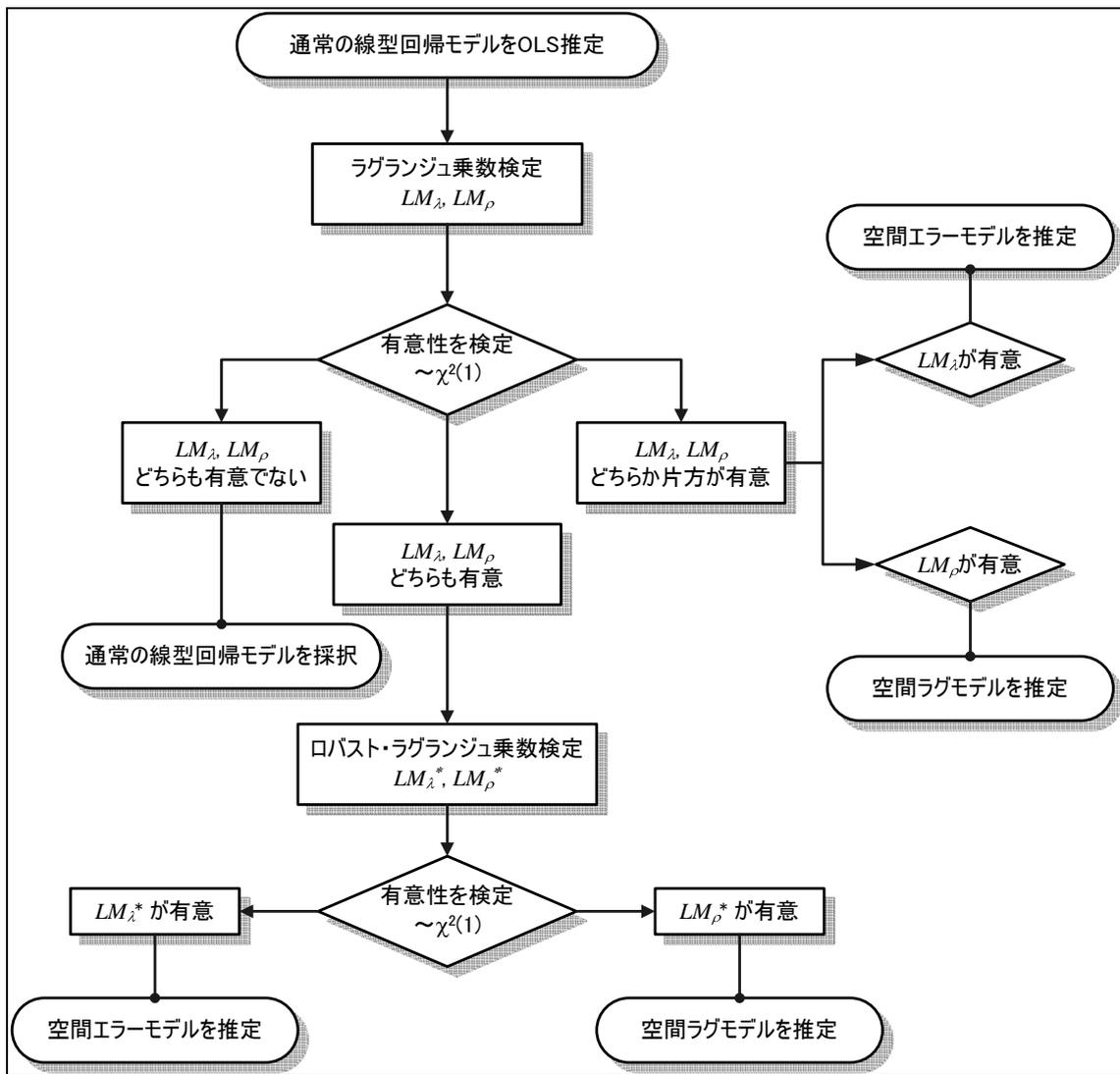
となる。

3.3 モデル選択

Moran's I による検定は特定の対立仮説を持っているわけではなく、空間的自己相関の可能性を示唆するだけに留まるが、ラグランジュ乗数検定は対立仮説が明確である。すなわち、ラグランジュ乗数検定を通じてモデル選択を行うことができる。シミュレーション実験を利用したモデル特定化の戦略が、いくつかの文献で試みられている (Florax and Folmer 1992, Florax *et al.* 2003など)。

ここでは、4つの検定統計量 $LM_\lambda, LM_\rho, LM_\lambda^*, LM_\rho^*$ を利用したモデル選択の方法について述べる。これらの検定統計量は線型回帰モデルの最小2乗残差だけを利用して計算できる点で簡便であり、すべて自由度1のカイ2乗分布に従うことから比較も容易である。 LM_λ, LM_λ^* は対立仮説として空間エラーモデル(4)を、 LM_ρ, LM_ρ^* は対立仮説として空間ラグモデル(7)を持つ。

モデル選択の基本的な方針は次のようになる。例えば、線型回帰モデルを推定し、残差より LM_λ, LM_ρ を計算する。このとき、[1] LM_λ が有意で、 LM_ρ が有意でない場合や、[2] LM_ρ が有意で、 LM_λ が有意でない場合は、対立仮説を推定モデルとして選択すれば良い。 LM_λ と LM_ρ がどちらも有意で、帰無仮説 $\lambda = 0$ および $\rho = 0$ が両方とも棄却される場合には、互いに $\rho \neq 0$ あるいは $\lambda \neq 0$ であることを考慮して、ロバストな LM_λ^*, LM_ρ^* を計算し検定を行う。通常の検定統計量 LM_λ, LM_ρ とロバストな LM_λ^*, LM_ρ^* はこのように使い分けることができる。



注：Anselin(2005)p. 199より作成.

図4. モデル選択のフローチャート

図4はラグランジュ乗数検定をベースにしたモデル選択のフローチャートを示している。 LM_λ と LM_ρ がどちらも有意でなく、双方の帰無仮説が棄却された場合には、空間自己回帰過程を考慮せず、線型回帰モデルを最終的な推定モデルとする。どちらか片方が有意である場合には、有意である方の帰無仮説を棄却して、対立仮説のモデルを推定する。すなわち、 $\lambda = 0$ が棄却されるときは空間エラーモデルを、 $\rho = 0$ が棄却されるときは空間ラグモデルを選択する。どちらも有意である場合には、ロバストな LM_λ^* 、 LM_ρ^* より検定を行う。この場合も有意である方の帰無仮説を棄却して空間モデルを推定する。もし、どちらの統計量も有意であるとき、検定統計量の大きさを選択基準にすることがあるが(例えばFlorax *et.*

al. 2003)、より高次の自己回帰が期待される場合には内生変数と攪乱項の自己回帰パラメータを両方とも推定する必要がある。

これらのラグランジュ乗数テストは、空間重み行列を定義し、線型回帰モデルのOLS推定を実行するだけで検定できる点で、きわめて簡便である。OLS残差ベースの検定以外では、Saavedra (2003) が一般化積率法をベースにしたワルド検定、尤度比検定、ラグランジュ乗数検定の統計量を定式化して、検定のパフォーマンスをシミュレーション実験している。実験結果によると、小標本でのこれらの検定は、空間的自己相関に関してロバストな LM_ρ^* と同程度以上の検出力をもつことが示されている。

3. 4 検定結果

単位面積あたり地価を被説明変数としたヘドニック関数をOLSで推定し、この推定から得られる最小2乗残差 e を利用して、空間的自己相関を検出する。表2は最小2乗残差と空間重み行列を利用して計算できる標準化されたMoran's I およびラグランジュ乗数統計量を示している。Moran's I は標準正規分布に従い、いずれの空間重み行列、年次においても p 値は十分に小さい。し

表2. Moran's I 検定とラグランジュ乗数検定

		閾値 b				
		0.50	0.75	1.00	1.25	1.50
2002	Moran's I	16.27 [0.000]	20.25 [0.000]	24.06 [0.000]	25.49 [0.000]	23.74 [0.000]
	LM_λ	245.95 [0.000]	366.43 [0.000]	489.03 [0.000]	510.85 [0.000]	404.28 [0.000]
	LM_ρ	6.90 [0.009]	41.99 [0.000]	91.28 [0.000]	118.09 [0.000]	86.92 [0.000]
	LM_λ^*	240.04 [0.000]	329.44 [0.000]	408.40 [0.000]	398.35 [0.000]	323.26 [0.000]
	LM_ρ^*	0.99 [0.320]	5.00 [0.025]	10.65 [0.001]	5.59 [0.018]	5.90 [0.015]
2003	Moran's I	16.27 [0.000]	20.11 [0.000]	23.92 [0.000]	25.49 [0.000]	23.61 [0.000]
	LM_λ	245.92 [0.000]	361.18 [0.000]	483.34 [0.000]	511.08 [0.000]	399.84 [0.000]
	LM_ρ	6.45 [0.011]	41.17 [0.000]	90.17 [0.000]	117.06 [0.000]	85.32 [0.000]
	LM_λ^*	240.26 [0.000]	324.56 [0.000]	403.08 [0.000]	398.79 [0.000]	319.77 [0.000]
	LM_ρ^*	0.79 [0.375]	4.55 [0.033]	9.91 [0.002]	4.78 [0.029]	5.24 [0.022]
2004	Moran's I	16.45 [0.000]	20.17 [0.000]	24.06 [0.000]	25.85 [0.000]	23.97 [0.000]
	LM_λ	251.68 [0.000]	363.59 [0.000]	489.25 [0.000]	526.16 [0.000]	412.90 [0.000]
	LM_ρ	7.42 [0.006]	44.37 [0.000]	92.35 [0.000]	120.58 [0.000]	84.93 [0.000]
	LM_λ^*	245.33 [0.000]	324.62 [0.000]	406.77 [0.000]	409.96 [0.000]	332.16 [0.000]
	LM_ρ^*	1.07 [0.302]	5.40 [0.020]	9.87 [0.002]	4.38 [0.036]	4.19 [0.041]
2005	Moran's I	16.41 [0.000]	20.10 [0.000]	23.94 [0.000]	25.93 [0.000]	23.98 [0.000]
	LM_λ	250.29 [0.000]	360.94 [0.000]	484.37 [0.000]	529.54 [0.000]	413.05 [0.000]
	LM_ρ	7.70 [0.006]	44.30 [0.000]	96.36 [0.000]	126.04 [0.000]	88.41 [0.000]
	LM_λ^*	243.74 [0.000]	321.89 [0.000]	399.14 [0.000]	408.67 [0.000]	329.52 [0.000]
	LM_ρ^*	1.15 [0.283]	5.25 [0.022]	11.12 [0.001]	5.17 [0.023]	4.88 [0.027]
2006	Moran's I	16.72 [0.000]	20.38 [0.000]	24.31 [0.000]	26.27 [0.000]	24.33 [0.000]
	LM_λ	260.13 [0.000]	371.45 [0.000]	499.91 [0.000]	544.40 [0.000]	426.20 [0.000]
	LM_ρ	8.43 [0.004]	46.48 [0.000]	102.55 [0.000]	135.23 [0.000]	96.12 [0.000]
	LM_λ^*	252.98 [0.000]	330.23 [0.000]	408.91 [0.000]	414.83 [0.000]	335.70 [0.000]
	LM_ρ^*	1.28 [0.258]	5.25 [0.022]	11.55 [0.001]	5.67 [0.017]	5.63 [0.018]

注:下段に記された[]内の値は p -value を示している。

たがって、何らかの空間的自己相関が存在していることが示唆される。

ラグランジュ乗数による検定統計量 $LM_\lambda, LM_\rho, LM_\lambda^*, LM_\rho^*$ は自由度1のカイ2乗分布に従う。 $H_0: \lambda = 0$ および $H_0: \rho = 0$ に対する検定は統計量 LM_λ と LM_ρ を利用する。すべての年次において、カイ2乗統計量の値は大きい、閾値が $b = 0.50$ の場合は LM_ρ の値が小さくなる傾向がある。その他の閾値では LM_λ と LM_ρ はどちらも有意である。

図4のフローチャートに従い、ロバストな検定を行った結果も示した。どの年次、距離帯閾値においても $LM_\lambda^* > LM_\rho^*$ であることが確認できる。特に LM_ρ^* は5%水準では有意だが、1%水準になると有意でないケースが多い。これらのことから、地価公示データを利用した回帰モデルでは、攪乱項における空間的自己相関が存在する可能性がある。

説明変数の抜け落ちや関数型の定式化を見直すことで改善できるケースも考えられるが、実際には、分析者によってすべての変数が観察されることは稀である。観察できない変数の空間的相関が攪乱項に反映され、推定値に悪影響を及ぼしている可能性は十分にある。このような場合には、(4)に推定モデルを特定化して推定することがラグランジュ乗数検定によっても推奨できる。

3. 5 空間共通因子制約

(4)は $y = X\beta + (I_n - \lambda W)^{-1} \varepsilon$ と書くこともできる。ここで、 I_n は $n \times n$ の単位行列である。両辺の左側から $(I - \lambda W)$ を乗じて整理すると、次の空間ダービンモデル (spatial Durbin model) が得られる。

$$y = \lambda W y + X\beta - \lambda W X \beta + \varepsilon \quad (12)$$

すなわち、空間エラーモデルの誘導型は空間ラグモデルに、独立変数の空間ラグが加わったデータ発生プロセスを示している。ただし、空間共通因子制約 (spatial common factor restriction)

$$\lambda \times \beta = -\lambda \beta \quad (13)$$

が課されており、(13)を帰無仮説とする尤度比検定が棄却された場合、

$$y = \lambda W y + X\beta + W X \gamma + \varepsilon \quad (14)$$

が推定モデルになる。ここで、 γ はラグ変数 $W X$ に対応する係数ベクトルである。

(13)の制約が付いた推定モデルは(4)と同一のデータ発生プロセスをもつ。空間共通因子制約を検定するためには、制約付きモデル(4)と制約なしモデル(14)をそれぞれ最尤法で推定し、得られた尤度比から検定を行う。(4)、

(14)の最大対数尤度をそれぞれ LL_0 、 LL_1 とするとき、 $-2(LL_0 - LL_1)$ より計算できる検定統計量は自由度が説明変数の数に等しい自由度のカイ2乗分布にしたがう。

表3は空間共通因子制約の尤度比検定による結果を示している。すべての年次においてp-valueは高く、帰無仮説を棄却できない。すなわち、推定モデルは(14)の空間ダービンモデルよりも、(4)の空間エラーモデルの方が望ましいことがわかる。

表3. 空間共通因子制約の検定

	尤度比	p-value
2002	32.16	0.409
2003	31.67	0.433
2004	24.79	0.777
2005	14.85	0.994
2006	16.41	0.985

注：空間重み行列は距離帯閾値を $b = 1.00$ に設定した。帰無仮説は(13)が成立することである。説明変数の数は31であるから、自由度も31である。

4. 地価関数の推定結果

地価関数は次の独立変数からなるものとする：単位面積あたりの地価を地積（土地面積）、前面道路幅員、最寄り駅までの距離、指定容積率、JR東京駅までの直線距離、23区別ダミー（千代田区基準）、用途別ダミー。

また、空間重み行列の距離帯閾値を $b = 1.0$ に統一して分析を行う。

3.5節の結果より(12)は棄却できないので、空間エラーモデル(4)を推定する。またロバストなラグランジュ乗数検定において LM_ρ^* は5%水準で有意なケースもあることから、次の攪乱項に空間エラーのある空間モデルを推定する。

$$y = \rho W y + X\beta + u, u = \lambda W u + \varepsilon \quad (15)$$

本稿では、(4)において積率法を応用したGM推定（generalized moments estimation; Kelejian and Prucha 1999）を利用し、(15)において操作変数とGM推定を組合せたGS2SLS（generalized spatial two stage least squares; Kelejian and Prucha 1998）を利用する。また、比較のためOLS推定の結果も示す（表4-1から4-5まで）。

OLS推定の結果をみると、地価公示を利用した先行研究での分析とほぼ同じ符号がみられている（例えば、西村・清水 2002、Shimizu and Nishimura 2006など）。土地の形状についてのダミー変数は標準誤

差が大きく有意性がない。

GM推定は攪乱項における自己回帰パラメータを積率法により推定する方法である。表2では攪乱項における自己相関の可能性が強いことが示唆された。表4-1から表4-5までの通年で、 λ は有意に推定されている。攪乱項に空間自己相関があるとき、OLS推定は推定量の分散を大きくするが、GM推定はより有効な推定量を実現する。

GS2SLS推定は内生変数である地価の空間自己回帰パラメータ ρ を2段階最小2乗法で推定しておき、得られた残差からGM推定を行ない、 λ を推定する。最後にGM推定値を所与として、コクラン=オーカット型に変換したモデルに一般化最小2乗法を適用して全パラメータを推定する。これにより、一致性のある推定量が得られる。

(15)における ρ の推定値は有意であるが、値が極めて小さい。相関が小さい場合、ラグランジュ乗数検定の検出力は低下する。このことがラグランジュ乗数検定での確率値が大きくなった原因と考えられる。GM推定とGS2SLS推定との結果の違いは定数項、地積、JR東京駅までの直線距離などに反映されている。(15)が真のモデルであれば、GM推定は推定値にバイアスをもたらす。ただし、空間ラグ係数が有意な場合、一般的な変数のインパクトは係数推定値だけで測ることができないことが知られている（Iwata and Karato 2007、Kim *et. al.* 2003、Pace and LeSage 2007など）。サンプル平均における係数の強さ（空間限界効果）を正確に測る場合には空間乗数 $1/1-\rho$ を乗じる必要がある。GM推定の結果と比較するには、GS2SLS推定の結果を約1.07倍すればよい。

図5は、JR東京駅までの直線距離について各推定手法における限界効果を比較したものである。すなわち、地価関数の都心距離に関する平均的な傾きを調べている。ヘドニック・アプローチの文脈では、土地の需要者は距離が1%だけ都心から遠ざかったとき、空間限界効果とちょうど等しい地価の値下がり率であれば需要される。空間ラグを無視する場合、OLSやGM推定は、GS2SLSに比べて係数を過大に評価する可能性がある。例えば、都心から5kmの地点より遠い10kmの地点では、GS2SLS推定なら少なくとも地価は約47%下落していなければ、需要者はその土地を購入したいとは思わない。GM推定では少なくとも51%の下落が必要である。したがって、内生変数の空間自己相関を無視すると、4%ほど過大な評価をしてしまうことになる。

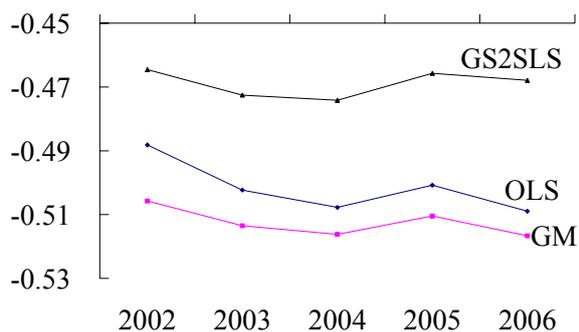


図5. 空間限界効果の比較(JR東京駅までの直線距離)

5. まとめ

本稿では、地価公示データを利用したクロスセクション地価関数に関するモデル選択を行った。ヘドニック・アプローチで地価公示を利用する際の問題点について、空間的自己相関の問題が懸念される。本稿ではモデル選択のための戦略を示し、地価公示データにおける空間的な相関の検出を行った。

分析により、攪乱項における自己相関は極めてはっきりしており、利用していない、または観察できない変数の影響が強くなることが確認された。また、内生変数についての自己回帰過程は検出力が小さいため、ラグランジュ乗数検定では明快ではなかったが、GS2SLSの推定結果は地価データ自体にも弱い空間的自己相関があることが示された。さらに、内生変数の空間ラグを考慮しないモデルは、空間限界効果が過大に評価されることが示された。一般に、属性価値は限界効果から計測するため、地価公示データを利用する際には、空間ラグの有無に注意すべきである。

表 4-1. 地価関数の推定結果(2002 年地価公示)

2002 変数	OLS		GM		GS2SLS	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
定数項	12.013	0.237	12.495	0.230	11.416	0.227
地積	0.167	0.020	0.124	0.017	0.141	0.010
前面道路幅員	0.141	0.027	0.168	0.025	0.167	0.013
最寄駅までの距離	-0.085	0.009	-0.087	0.008	-0.087	0.005
容積率	0.300	0.029	0.248	0.028	0.247	0.024
JR 東京駅までの直線距離	-0.488	0.044	-0.506	0.063	-0.435	0.041
土地形状ダミー	-0.006	0.031	0.008	0.026	0.007	0.020
区ダミー			Yes			
用途ダミー			Yes			
ρ	—	—	—	—	0.064	0.009
λ	—	—	0.626	0.028	0.575	0.025
回帰の標準誤差	0.306		0.268		0.267	
Adj. R^2	0.834		0.817		0.811	

表 4-2. 地価関数の推定結果(2003 年地価公示)

2003 変数	OLS		GM		GS2SLS	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
定数項	12.051	0.237	12.541	0.231	11.450	0.229
地積	0.171	0.021	0.126	0.018	0.144	0.011
前面道路幅員	0.136	0.027	0.163	0.025	0.162	0.013
最寄駅までの距離	-0.087	0.009	-0.089	0.008	-0.089	0.005
容積率	0.291	0.028	0.240	0.027	0.239	0.024
JR 東京駅までの直線距離	-0.502	0.045	-0.513	0.064	-0.442	0.041
土地形状ダミー	-0.002	0.031	0.010	0.026	0.008	0.020
区ダミー			Yes			
用途ダミー			Yes			
ρ	—	—	—	—	0.065	0.009
λ	—	—	0.625	0.029	0.574	0.027
回帰の標準誤差	0.310		0.271		0.270	
Adj. R^2	0.831		0.813		0.806	

表 4-3. 地価関数の推定結果(2004 年地価公示)

2004 変数	OLS		GM		GS2SLS	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
定数項	12.043	0.240	12.542	0.233	11.417	0.232
地積	0.173	0.021	0.126	0.018	0.145	0.011
前面道路幅員	0.135	0.027	0.165	0.026	0.163	0.013
最寄駅までの距離	-0.087	0.009	-0.089	0.008	-0.088	0.005
容積率	0.291	0.029	0.239	0.028	0.238	0.024
JR 東京駅までの直線距離	-0.508	0.046	-0.516	0.065	-0.443	0.042
土地形状ダミー	-0.002	0.031	0.010	0.026	0.008	0.021
区ダミー			Yes			
用途ダミー			Yes			
ρ	—	—	—	—	0.067	0.009
λ	—	—	0.628	0.030	0.574	0.028

回帰の標準誤差	0.313	0.274	0.272
Adj. R ²	0.829	0.810	0.803

表 4-4. 地価関数の推定結果 (2005 年地価公示)

2005 変数	OLS		GM		GS2SLS	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
定数項	11.845	0.248	12.405	0.239	11.229	0.236
地積	0.178	0.021	0.130	0.018	0.150	0.011
前面道路幅員	0.131	0.027	0.162	0.026	0.160	0.014
最寄駅までの距離	-0.086	0.009	-0.089	0.008	-0.088	0.005
容積率	0.321	0.030	0.260	0.029	0.261	0.025
JR 東京駅までの直線距離	-0.501	0.046	-0.510	0.065	-0.433	0.042
土地形状ダミー	-0.002	0.031	0.011	0.026	0.009	0.021
区ダミー			Yes			
用途ダミー			Yes			
ρ	—	—	—	—	0.069	0.009
λ	—	—	0.625	0.026	0.568	0.024
回帰の標準誤差	0.316		0.277		0.275	
Adj. R ²	0.828		0.807		0.800	

表 4-5. 地価関数の推定結果 (2006 年地価公示)

2006 変数	OLS		GM		GS2SLS	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
定数項	11.829	0.255	12.419	0.245	11.183	0.242
地積	0.185	0.022	0.135	0.019	0.156	0.011
前面道路幅員	0.132	0.028	0.162	0.026	0.161	0.014
最寄駅までの距離	-0.087	0.009	-0.090	0.009	-0.089	0.005
容積率	0.326	0.031	0.264	0.030	0.264	0.025
JR 東京駅までの直線距離	-0.509	0.047	-0.517	0.067	-0.434	0.043
土地形状ダミー	-0.003	0.032	0.011	0.027	0.009	0.021
区ダミー			Yes			
用途ダミー			Yes			
ρ	—	—	—	—	0.073	0.009
λ	—	—	0.633	0.027	0.573	0.026
回帰の標準誤差	0.324		0.282		0.280	
Adj. R ²	0.830		0.805		0.798	

参考文献

- [1] Anselin, L. (1988a), *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers.
- [2] Anselin, L. (1988b), "Lagrange multiplier test diagnostic for spatial dependence and spatial heterogeneity," *Geographical Analysis*, Vol.20, pp.1-17.
- [3] Anselin, L. (2005), "Exploring Spatial Data with GeoDa (TM): A Workbook," *Center for Spatially*
- [4] Anselin, L. Bera, A., Florax, R. J. G. M., and Yoon, M. (1996), "Simple diagnostic tests for spatial dependence," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.26, pp.77-104.
- [5] Anselin, L. and R. Florax (1995), "Small sample properties of tests for spatial dependence in regression models: some further results," in L. Anselin and R. Florax (Eds.), *New Directions in*

- Spatial Econometrics*, 21-74. Berlin : Springer-Verlag.
- [6] Anselin, L. and S. Rey (1991), "Properties of tests for spatial dependence in linear regression models," *Geographical Analysis*, Vol.23, pp.112-131.
- [7] Burridge, P. (1980), "On the Cliff-Ord Test for spatial Correlation," *Journal of the Royal Statistical Society B*, Vol.42, pp.107-108.
- [8] Cliff, A. D. and J. Ord (1972), "Testing for spatial autocorrelation among regression residuals," *Geographical Analysis*, Vol.4, pp.267-284.
- [9] Cliff, A. D. and J. Ord (1973), *Spatial Autocorrelation*. Pion Limited, London.
- [10] Cliff, A. D. and J. Ord (1981), *Spatial Processes: Models and Applications*. Pion Limited, London.
- [11] Florax, R. J. G. M. and T. Graaff (2004), "The performance of diagnostic tests for spatial dependence in linear regression models: A meta-analysis of simulation studies," in Anselin, L. Florax, R. J. G. M., and Rey, S. J. (eds) *Advances in Spatial Econometrics*, Chapter 2, pp.29-65, Springer-Verlag, Berlin.
- [12] Florax, R. J. G. M., Folmer, H., and Rey, S. J. (2003), "Specification Searches in Spatial Econometrics: The Relevance of Hendry's Methodology," *Regional Science and Urban Economics* Vol.33, pp.557-579.
- [13] Hatta, T. and Ohkawara, T. (1994), Housing and the journey to work in the Tokyo metropolitan area. *Housing Markets in the United States and Japan* (Y. Noguchi and J. M. Poterba eds.), 87-131, University of Chicago Press.
- [14] Iwata, S. and K. Karato (2007). Homeless networks and geographic concentration: evidence from Osaka City, mimeo.
- [15] Kelejian, H. H. and I. R. Prucha (1998), "A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 17, pp.99-121.
- [16] Kelejian, H. H. and I. R. Prucha (1999), "A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model," *International Economic Review*, Vol.40, pp.509-533.
- [17] Kim, C. W., Phipps, T. T. and L. Anselin (2003), "Measuring the benefit of air quality improvement: a spatial hedonic approach," *Journal of Environment Economics and Management*, Vol.45, pp.24-39.
- [18] Moran, P. (1948), "The interpretation of statistical maps," *Journal of the Royal Statistical Society B*, Vol.10, pp.243-251.
- [19] Moran, P. (1950), "Notes on continuous stochastic phenomena," *Biometrika*, Vol.37, pp.17-23.
- [20] Pace, R. K. and J. P. LeSage (2007), "Interpreting Spatial Econometric Models," mimeo.
- [21] Shimizu, C and K.G.Nishimura (2006), "Biases in Appraisal Land Price Information: The Case of Japan," *Journal of Property Investment and Finance*, Vol.26 (2), pp.150-175.
- [22] 岩田喜久男・浅田義久 (1985)、「交通騒音の社会的費用の計測」、環境研究、55: 124-132。
- [23] 山崎福寿 (1991)「自動車騒音による外部効果の計測——環状7号線を対象として」、環境科学会誌、4(4): 251-264。
- [24] 清水千弘・唐渡広志 (2007)「不動産市場の計量経済分析」、朝倉書店 (近刊)。
- [25] 西村清彦・清水千弘 (2002)、「商業地不動産価格指数の「精度」-東京都区部: 1975-1999-」住宅土地経済、Vol. 43, pp.28-35。
- [26] 唐渡広志 (2002)「ヘドニック・アプローチによる集積の外部経済の計測—東京都賃貸オフィス市場の実証分析」、日本経済研究、NO.45, pp. 41-67。
- [27] 八田達夫・唐渡広志・上田浩平 (2006)「大都市の集積の利益——東京は特殊か」、八田達夫編『都心回帰の経済学』第1章所収、日本経済新聞社、25-40。