

IV-35 パネルデータを用いた地価変動の空間波及に関する要因分析

徳島大学工学部 正員 ○廣瀬 義伸 徳島大学工学部 正員 青山 吉隆
 パシフィックコンサルタント 正員 久保 寿 徳島大学大学院 学生員 井上 雅晴

1. はじめに

ここ10年のわが国の地価急騰及び下落の状況を見ると、この期間の用途別地価の地域間の変動には、明らかに東京から地方圏への空間的な地価波及の要因と、商業系から住居系への用途間の地価波及要因、それから不動産への金融貸付額、金利等の土地市場外の経済要因の変動が影響していると考えられる。^{1), 2)}

本研究では、全国の最近10年の地価変動と地価の空間波及の要因を明らかにすることを目的として、公示地価データから最近10年間連続して地価公示がなされている地点を抽出したパネルデータを都道府県別、以下に設定する用途別に作成すると同時に、地価変動に関連すると考えられる社会・経済要因のデータを収集し、これらのデータを用いて、一般化最小自乗法による地価変動の波及要因モデルを推定して分析した。

2. 用途系区分の設定と分析に用いるデータの作成

モデルの推定に先立ち、8つの用途地域のうち、土地利用規制と平均的な地価水準が類似しているものを統合し、表-1に示す用途系を設定した。

表-1 用途地域区分結果

用途系	用途地域
住居系	第1種住居専用地域
	第2種住居専用地域
住居地域	
商業系	商業地域

表-2 モデルに用いた説明要因

変数名	内 容	タイムラグ	種別
KENMIN	一人当たり県民所得(県別)	1年	所得
FUDOZENO	不動産業貸出残高(全国)	0年	金融
FUDOKENO	不動産業貸出残高(県別)	0年	金融
FUDOZEN1	不動産業貸出残高(全国)	1年	金融
FUDOKEN1	不動産業貸出残高(県別)	1年	金融
G N P	国民総生産(全国)	1年	経済
KOUTEI	公定歩合(全国)	1年	金融
KABU	平均株価(全国)	0年	経済
KINRI	株式出来高(全国)	0年	経済
GKENP1	県民総生産(県別)	1年	経済
GKENPO	県民総生産(県別)	0年	経済
TOKYOSH0	東京都商業系の平均変動率	0~3年 ^{注1)}	空間
SAMESH0	同一県商業系の平均変動率	0~1年 ^{注1)}	用途

*種別の「経済」とは経済要因、「金融」とは金融要因、「所得」とは所得要因、「期待」とは期待要因、「用途」とは用途波及要因、「空間」とは空間波及要因を示す。

注1)最大の相関係数を示すタイムラグを都道府県別に設定

また、公示地価データから1986~1993年の間、連続して地価公示がなされている地点を抽出し、都道府県、用途別に各地点の対前年地価変動率の平均値(以下、平均変動率とする。)を算出した。さらに、モデルの説明変数には、過去の分析の成果¹⁾を踏まえて、表-2に示すデータの対前年変動率を用いた。

3. 一般化最小自乗法によるモデルの推定方法

ここでは、地価波及要因分析モデルの推定にあたって用いた、一般化最小自乗法(以下、GLSとする。)によるパラメータ推定の方法について述べる。

$$Y_t = X_t \beta + e \quad (\text{式-1})$$

通常用いられる単純最小自乗法(OLS)は、(式-1)において、 Y の実績値と \hat{Y} の推定値との2乗和が最小値となるベクトル β を推定するが、このとき、この β の分散が最小とならなければならない。このため、OLSでは、誤差項 e の分散が均一であると仮定している。しかし、パネルデータを用いて推定を行う場合は、誤差項 e の分散が不均一であると考えられ、この場合、推定されたモデルは最良の性質を持つと考えられない。GLSでは、(式-1)における誤差項の分散が $\text{Var}(e) = \sigma^2 V$ のように不均一であると考えられる場合に、 V の逆行列 V^{-1} に対して $P' P = V^{-1}$ が成立する正則行列 P を(式-1)の両辺に掛けて(式-2)を得る。

$$P Y_t = P X_t \beta + P e \quad (\text{式-2})$$

この(式-2)における誤差項($P e$)の分散 $\text{Var}(P e)$ は、 $\sigma^2 I$ となり均一な分散を示すため、(式-2)に対してOLSを適用することができる。このとき、得られたパラメータの推定値は、(式-3)に示すとおりである。

$$\hat{\beta} = (X' V^{-1} X)^{-1} (X' V^{-1} Y) \quad (\text{式-3})$$

4. パラメータの推定結果

3に示した要領に従って、商業系と住居系について、モデルのパラメータをGLSを用いて推定した。

①商業系の要因分析モデル

推定された商業系のモデル式は(式-4)であり、パラメータは、表-3に示すものが得られた。

$$y = a_0 + a_1 X_1 + a_2 X_2 + a_3 X_3 + a_4 X_4 + a_5 X_5 \quad (\text{式-4})$$

- y : 都道府県別商業系平均変動率(1987~1993年)
 X₁ : 空間波及要因東京都の商業系の平均変動率
 X₂ : 用途波及要因同一県の住居系平均変動率
 X₃ : 金融要因公定歩合の対前年変動率
 X₄ : 金融要因不動産業貸出残高対前年変動率(全国)
 X₅ : 経済要因都道府県別県内総生産対前年変動率

表-3 商業系のモデルのパラメータ推定結果

標本数	パラメータ	t-値	決定係数
322	a ₀ = -1.9912	-2.208	
	a ₁ = 0.1322	11.399	
	a ₂ = 0.1269	6.239	
	a ₃ = 0.2445	1.520	
	a ₄ = 0.9402	33.576	
	a ₅ = -0.5027	-2.238	0.8806

(式-4)には、空間波及要因として「東京都の商業系の平均変動率」が、用途波及要因として「同一県の住居系の平均変動率」が含まれている。また、金融要因として、土地取得のための借入金利に影響を及ぼす「公定歩合」と土地資産への投資額を表す「不動産業貸出残高(全国)」が、経済要因として経済活動の水準を表す「県内総生産」が含まれている。t値は、「公定歩合」を除き十分な値を示しており、決定係数も良好なものが得られた。

②住居系の要因分析モデル

$$y = a_0 + a_1 X_1 + a_2 X_2 + a_3 X_3 + a_4 X_4 \quad (\text{式}-5)$$

y : 都道府県別住居系平均変動率(1987~1993年)

X₁ : 空間波及要因東京都の商業系の平均変動率

X₂ : 用途波及要因同一県の商業系平均変動率

X₃ : 金融要因不動産業貸出残高対前年変動率(全国)

X₄ : 経済要因同一県の県民総生産対前年変動率

表-4 住居系のモデルのパラメータ推定結果

標本数	パラメータ	t-値	決定係数
322	a ₀ = -2.3455	-3.799	
	a ₁ = 0.0175	1.764	
	a ₂ = 0.5958	34.322	
	a ₃ = 0.0331	2.899	
	a ₄ = 0.2129	1.745	0.8521

(式-5)の住居系のモデルも商業系と同様に、空間波及要因として「東京都の商業系の平均変動率」が、用途波及要因として「同一県の商業系の平均変動率」が含まれている。また、金融要因として、土地資産への投資額を表す「不動産業貸出残高(全国)」が、経済要因として経済活動水準を表す「県内総生産」が含まれている。表-4に示すように、パラメータのt値は、「東京都の商業系の平均変動率」と「県内総生産」が若干低いが、決定係数は0.8542と良好な値のモデルが得られた。

5. モデルにもとづく地価変動要因分析

4で求められたモデル式を用いて、図式的に地価変

動の要因分解を行ったグラフを用いて分析を行ったが、紙面の都合により、埼玉県についての結果を示す。

図-1の商業系のグラフより、用途波及要因である「同一県の住居系の平均変動率」の寄与が全体に大きく、特に地価急騰期の1988年は、ほとんど住居系からの波及であるといえる。また、空間波及要因である「東京都商業系の平均変動率」の寄与は、地価上昇期には大きいが、下落期には小さい。この傾向は、図-2の住居系のグラフにおいても同じことがいえる。

これらのことより、地価変動に大きく影響を及ぼすのはやはり用途間、空間の波及要因であるといえる。

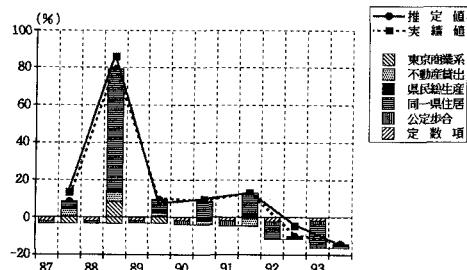


図-1 商業系モデルの要因分解図(埼玉県)

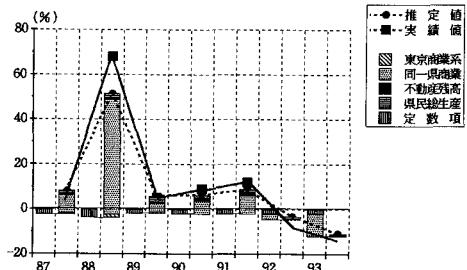


図-2 住居系モデルの要因分解図(埼玉県)

6.まとめ

本研究では、地価変動の空間波及モデルをパネルデータをもとに一般化最小自乗法を用いて構築し、要因分析を行った。その結果、地価変動には地域間及び用途間の波及が大きいことが指摘できた。今後、再び地価の急激な変動を招かないためには、こうした用途間、地域間の地価波及を抑制する手段を検討する必要があると考える。

参考文献1)青山、廣瀬: 土地制度と地価の空間波及、土木計画学研究・講演集15、1992.11

2)井上、廣瀬、青山、久保: 連続地価公示地点による地価変動の空間波及に関する基礎的分析、土木学会年次学術講演会講演概要集、1994.9