

GIS を用いた地価形成要因モデルによる低・未利用地の有効利用の効果分析

An Effect Analysis of Effective Use of the Unimproved Lands by the Land Price Model and GIS

伊東大悟*, 田中 孝**, 廣瀬義伸***, 近藤光男***

By Daigo ITO*, Takashi TANAKA**, Yoshinobu HIROSE***, Akio KONDO***

1. はじめに

都市部に存在している低・未利用地は、周辺を含む土地の収益性を下げており、地価の下落からの回復を阻害している側面がある。このため、低・未利用地の有効利用の促進による都市機能の再生や良好な街並みの整備、適切な土地利用転換による住環境の改善などが喫緊の課題となっている。本研究では、都市部における低・未利用地が地価形成に対して実際にどのような影響を与えているのか、また、低・未利用地の有効利用がもたらす効果についてGISを用いた地価形成要因分析を行い、ヘドニック・アプローチによる定量的な計測を行った。

本研究では、時間的要因と空間的要因の考慮が可能な地価形成モデルを用いることによって、低・未利用地が地価形成に与える普遍的な影響を分離して計測した。また、土地属性要因の抽出にはGISを活用し、地価観測ポイント周辺の土地利用状況を詳細にとらえた分析を行った。

2. 地価形成モデルについて

本研究の効果分析にはヘドニック・アプローチの手法を用いる。地価形成要因モデルには式(1)のモデルを用いる。

$$Lp_t = \alpha_t \cdot \exp(\beta_t \cdot n \cdot X_t) \quad (0 \leq X_t \leq 1) \quad (1)$$
$$X_t = \frac{\delta_{1t}}{n} \log z_{1t} + \frac{\delta_{2t}}{n} \log z_{2t} + \cdots + c_t$$

この地価形成モデルは、地価データの累積確率分布を表しており、積和型のヘドニック地価関数式(2)

から、数式展開¹⁾によって導かれた関数である。

$$Lp_{it} = \alpha_t \cdot z_{it}^{\delta_{1t}} \cdot z_{i2t}^{\delta_{2t}} \cdots \quad (2)$$

X_t は、 Lp_t 以下のサンプルが存在する確率、 z_{it} は地点 i の環境質、 δ_{it} と c_t はそれぞれ環境質に関するパラメータと定数項を表している。 α_t 、 $\beta_t \cdot n$ はそれぞれ空間内における地価の一律的な変化と、空間内における全体的な地価格差構造の変化を表している。これらのパラメータは、地価の累積確率から式(1)で推定され、累積確率分布の時間的な形状変化を表す指標である。ただし、 n はサンプル数を表している。これらのパラメータをモデル内に取り込むことによって、地価変動に対して働くマクロ的な要因の影響を考慮することが可能である。さらに、各時間断面で算出される X_t を環境質 z_{it} に回帰させることによって、属性要因に対するパラメータ、 δ_{it}/n と c_t を推定することができるので、マクロ的な変動要因が除かれた形での環境質の評価が行われる。

過去の研究²⁾からは、主に β_t に関するパラメータの変化が期待的な要因に伴う地価のマクロ的な変動を示していることを、実証面から明らかにしている。このモデルを用いて、低・未利用地を有効利用する場合の効果について分析を行う。

3. 分析に使用するデータとGISの活用

低・未利用地の分布状況は実態とは異なって時々刻々と明らかにされているわけではなく、詳細かつ最新のデータの入手が困難であるため、本研究では、国土地理院作成の細密数値情報 10mメッシュ土地利用データを使用し、造成地コード（造成中地・空地）を低・未利用地として定義して分析を行う。実際にメッシュデータの造成地コードの定義と低・未利用地の定義³⁾はほぼ同義であることから、造成地コードを使用することに対する問題はない。その他の用途の土地利用データは、地価形成要因としてモ

Keywords: 地価分析, 土地利用, 市街地整備, GIS

*学生員, 工修, 徳島大学大学院エコシステム工学専攻

**学生員, 徳島大学大学院エコシステム工学専攻

***正員, 工博, 徳島大学大学院エコシステム工学専攻

(〒770-8506 徳島市常三島町2丁目1番地,

Tel: 088-656-7340, Fax: 088-656-7341)

デルの推定に利用する．分析対象地域は東京駅を中心とする半径 30km 円内の地域とする．(この地域には東京都，神奈川県，千葉県，埼玉県が含まれる) 分析に使用する地価データは 1983 年から 2001 年まで連続して観測された 874 サンプルである．地価形成要因分析は土地利用データが入手可能な，1984 年，1989 年，1994 年の 3 時点で行う．

土地属性要因の作成には GIS を活用して，地価観測地点周辺の土地利用用途面積をバッファリングによって抽出する．使用する 10m メッシュデータは膨大な量であるため，図-1 のシステムを構築し，19 種類の土地利用コード別にメッシュ状のレイヤ・ファイルを作成してデータ抽出の効率化を図る．

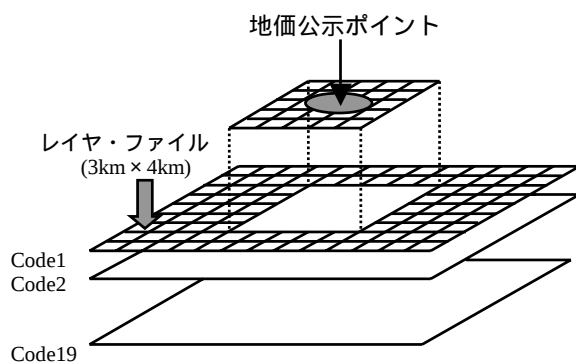


図-1 GIS による土地属性要因抽出システム

4．地価形成モデルの推定

はじめに，式(1)から，地価の累積確率を用いてマクロ的な変動を表すパラメータ α_t と $\beta_t \cdot n$ に関する推定を行う．表-1 は，1983 年から 2001 年までのパラメータの推定結果を示している．

表-1 パラメータの推定結果

	α	t値	$\beta \cdot n$	t値	R2
1983	117168	2052.86	1.193	121.68	0.9444
1984	119042	2026.87	1.206	121.18	0.9439
1985	119253	1918.05	1.237	117.61	0.9407
1986	117313	1620.86	1.347	108.35	0.9309
1987	104018	1042.30	2.152	112.41	0.9354
1988	204523	1581.96	1.912	143.27	0.9593
1989	213252	1847.81	1.750	152.52	0.9639
1990	239040	2009.45	1.595	149.83	0.9626
1991	268383	2075.99	1.458	140.13	0.9575
1992	245865	2295.50	1.405	150.35	0.9629
1993	216069	2274.07	1.275	136.69	0.9554
1994	208123	2446.60	1.155	133.71	0.9535
1995	206278	2562.19	1.108	134.31	0.9539
1996	194809	2775.20	1.112	146.70	0.9611
1997	188855	2932.17	1.107	154.64	0.9648
1998	182858	2938.07	1.113	156.23	0.9655
1999	169069	2865.68	1.144	157.66	0.9661
2000	154442	2827.57	1.196	163.85	0.9685
2001	143697	2631.60	1.246	159.86	0.9670

パラメータは，時点を通して高い決定係数で安定的に推定されており，地価データの累積確率分布，言い換えれば順位規模分布が，時間を通して安定的に指数関数で近似されていることが示されている．ただし，1987 年から 1988 年にかけて生じているパラメータの急激な変化は，バブル期における地価水準の全体的な上昇と，地価格差のマクロ的な変化を反映している．これは，地価の分布に構造変化が生じた結果と考えられるが，構造変化が生じつつも地価の順位規模分布は時間を通して指数関数に従っているといえる．

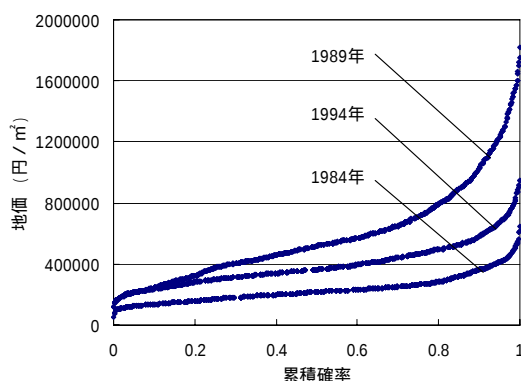


図-2 地価の累積確率分布

図-2 は，1984 年，1989 年，1994 年における地価の累積確率分布を表している．1984 年と 1994 年と比較すると分布勾配はほぼ等しいものの，分布の全体的な水準が大きく異なっている．このような，地域全体に生じた地価の一律的な変化は，パラメータ α が表している．また 1984 年 1994 年の 2 時点と，1989 年と比較すると，分布の勾配が大きく変化していることがわかる．この変化は β に関するパラメータが反映している．この結果から，1989 年前後の地価高騰期において，都心部の地価格差が全体的に拡大していたことがわかる．

2 つのパラメータはそれぞれ，地価の一律的な変化と，地域全体における地価格差の拡大あるいは縮小を表している．これらのマクロ的な変化を考慮した形で，次に，ミクロ的な要因である環境質の評価を行う．

地価形成要因分析では，最寄駅までの距離(m)，住民台帳基本人口(人/ha)，地積(m^2)，前面道路幅員(m)，ガス&下水道整備ダミー(整備有：1，整備無：0)，GIS を用いて抽出した地価観測地点周辺半

径 500m 円内の土地利用面積 (m²) を用いて、各属性要因のパラメータを式 (1) を用いて推定した。各要因のパラメータの値を表-2 に示している。

表-2 地価形成モデルの推定結果

	1984年		1989年		1994年	
	係数	t	係数	t	係数	t
切片	-1.3248	-4.94	-1.0641	-3.45	-1.3845	-4.10
ln(最寄り駅迄の道路距離)	-0.0826	-10.84	-0.1221	-14.15	-0.1320	-14.29
ln(住民台帳基本人口/ha)	0.3264	28.59	0.3010	22.70	0.2233	16.72
ln(前面道路の幅員)	0.0943	4.68	0.1151	5.25	0.1613	6.95
ln(地積)	0.0394	3.31	0.0838	6.40	0.0585	4.18
ガス下水道ダミー	0.1022	9.58	0.1341	11.39	0.1385	10.29
造成地	-0.0606	-7.63	-0.0447	-4.59	-0.0647	-5.97
低層住宅地	0.0650	4.49	0.0391	2.34	0.0827	4.64
商業・業務用地	0.0251	3.46	0.0147	1.84	0.0530	6.11
公共・公益施設	0.0164	2.23	0.0223	2.72	0.0241	2.70
重決定 R ²	0.7799		0.7315		0.6983	
サンプル数	874		874		874	

変数間の相関は高いところで 0.4 程度と全体的に低く、決定係数は 0.7 程度と比較的良好な結果が得られた。各パラメータは時間を通して比較的安定しており、ほぼ全ての変数について t 値は 5% の有意水準を満たしている。低・未利用地を表す造成地のパラメータは有意にマイナスを示していることから、低・未利用地は地価水準を低下させる方向に働く要因であることが統計的に認められた。この結果から、低・未利用地の利活用の有効性が実証的に明らかとなった。

低・未利用地の有効利用を図ることを目的としたさまざまな事業が行われているが、低・未利用地を有効利用する場合の土地利用転換先にはさまざまなケースが想定される。したがって、低・未利用地が削減され、土地利用転換が図られた場合の効果は実際にどの程度のものであるのかについて、転換先の土地利用用途別にヘドニック・アプローチによる効果分析を行った。

5. 低・未利用地の有効利用の効果分析

低・未利用地が用途転換された場合を想定し、想定時の地価上昇効果をヘドニック・アプローチの手法を用いて推計した。効果計測には式 (3) を用いた。

$$\Delta Lp_t = \alpha_t [\exp(\beta_1 \delta_1 \log z_{it}^w + \dots + \beta_t \log c) - \exp(\beta_1 \delta_1 \log z_{it}^0 + \dots + \beta_t \log c)] \quad (3)$$

ΔLp_t : t 時点の地価上昇効果 (円/m²)

z_{it}^w : 用途転換が行われた場合の環境質

z_{it}^0 : 用途転換が行われない場合の環境質

分析対象地域は東京駅から半径 30km 圏内である

が、対象地域を中心から 5km 毎の同心円に分割し、各地域ごとの平均地価上昇効果を算出した。

図-3 は、東京駅からの距離が 5km から 10km の範囲の地域における 1984 年、1989 年、1994 年の 3 時点断面において、地価観測地点周辺の低・未利用地 1000 m² が低層住宅地に転換された場合を想定したときの平均地価上昇効果を示している。図中には、地価のマクロ的な変動を表す 2 つのパラメータに実測値を与えて推計した場合と、1984 年の値をそれぞれの時点に与えて推計した結果を示している。この結果、パラメータを一定としてマクロ的な変動の影響を除去した場合には、低・未利用地の有効利用による効果が時間を通して比較的安定して評価されている。逆に、パラメータに実測値を与えた場合の 1989 年における評価結果の急激な上昇は、バブル期における地価格差の拡大など、マクロ的な地価変動の影響が表れた結果と考えられる。

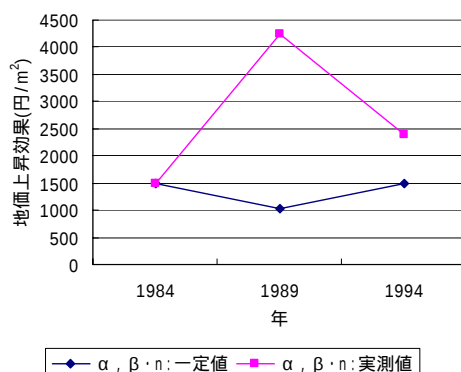


図-3 低・未利用地 1000 m² を低層住宅地に転換した場合の平均地価上昇効果 (東京駅から 5km-10km の地域)

次に、1994 年断面において低・未利用地が用途転換された場合を想定したときの転換用途別の平均地価上昇効果を同心円のエリアごとに算出した。

土地属性要因の純粋な効果を計測するために、地価のマクロ的な変動を表すパラメータには、バブル期以前の 1984 年の値を採用した。土地利用の転換先としては、低層住宅地、商業・業務用地、公共・公益施設の 3 パターンを設定した。

図-4 から図-8 は、同心円のエリアごとの、低・未利用地の土地利用転換面積と、平均地価上昇効果の関係を示したものであり、土地利用転換先の用途別に結果が示されている。

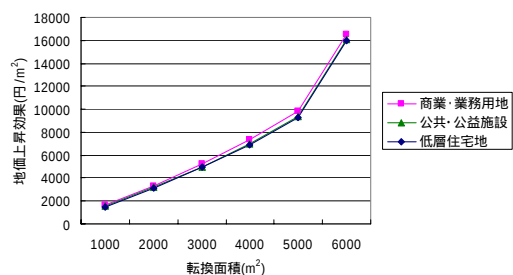


図-4 東京駅から 5km-10km の地域の地価上昇効果

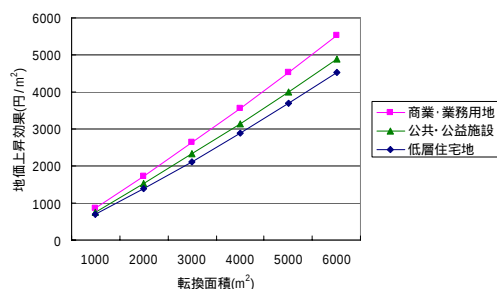


図-5 東京駅から 10km-15km の地域の地価上昇効果

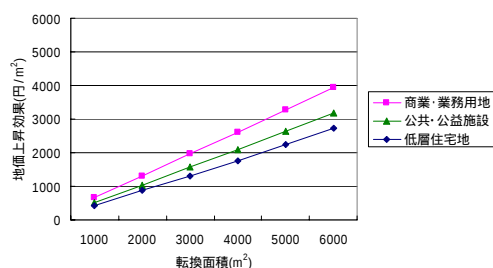


図-6 東京駅から 15km-20km の地域の地価上昇効果

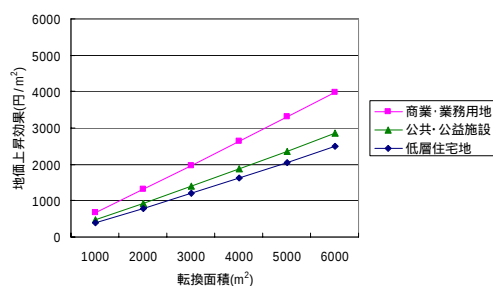


図-7 東京駅から 20km-25km の地域の地価上昇効果

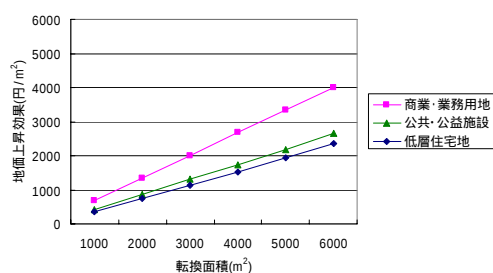


図-8 東京駅から 25km-30km の地域の地価上昇効果

低・未利用地の転換面積が 6000m² までを想定し

た分析においては東京駅からの距離が5km から 10km の都心部を除いて、転換面積と地価上昇効果には近似的に線形的関係があるという結果が得られた。また東京駅からの距離が5km から 10km の地域においては、地価水準の高い地点ほど低・未利用地の転換効果が非線形的に高くなる結果が得られた。これは、地価形成モデルが指数関数であることから、地価水準の高い地域ほど、地価上昇効果が非線形的に高くなる傾向が表れたものであると考えられる。転換用途別にみると、すべての地域において商業・業務用地への転換の効果が最も高く、次いで公共・公益施設、低層住宅地となっており、都心部である地域ほど効果が高く表れる結果となった。

本分析で考慮した転換用途以外にも、グリーンオアシス整備事業などのように、低・未利用地を活用した緑地整備⁴⁾なども行われていることから、多くのケースを想定した分析が必要であり、地域全体としてマクロ的に整備が図られた場合の効果分析も必要であると考えられる。また、分析に用いたモデルでは、土地利用転換を図る低・未利用地の個々の規模による効果の違いまでは考慮されていないことから、さらに詳細な分析を行うことが可能なモデルへの拡張が求められる。

6. おわりに

本研究では時空間要因の考慮が可能な地価形成モデルを用いて、低・未利用地の有効利用が地価に及ぼす効果について分析を行った。その結果、低・未利用地の利活用の有効性を、転換用途別の地域別平均地価上昇効果の定量的な計測から明らかにすることができた。

最後に、本研究は(財)土地総合研究所の助成を受けて行われたものであり、ここに感謝の意を表す。

参考文献

- 1) 伊東, 近藤, 廣瀬: 時間要因と空間要因を考慮した指数関数型地価形成モデルの理論的構築, 不動産学会投稿中
- 2) D. Ito, Y. Hirose and A. Kondo: An Analysis of Changes in Spatial Distribution Structure of Land Prices in Japan, 7th International Computers in Urban Planning and Urban Management Conference, A_126, (Included, CD), 2001
- 3) 国土庁土地局監修, 土地政策研究会編集: 21 世紀の土地政策の方向, ギョウせい, 1999
- 4) 国土庁: 平成 12 年版土地白書, 大蔵省印刷局, pp.277-291, 2000