

順位規模分布の概念を用いた地価形成モデルによる低・未利用地の有効利用の影響分析*

Impact Analysis for Effective Utilization of Underutilized land by the Land Price Model on Concept of the Rank-Size Distribution*

田中 孝**, 伊東大悟***, 廣瀬義伸****, 近藤光男****, 中島康博*****

By Takashi TANAKA**, Daigo ITO***, Yoshinobu HIROSE****, Akio KONDO**** and Yasuhiro NAKAJIMA*****

1. はじめに

現在、都市部を中心に土地の流動化はあまり促進されておらず、虫食い状に多くの低・未利用地が存在している。都市部に存在するこれらの低・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。現在では、低・未利用地に関する有効利用の促進はさまざまな事業を通して行われているところであるが¹⁾、低・未利用地における土地利用転換が周囲の地価形成にどの程度の効果を与えているのかは定量的に明らかにされておらず、低・未利用地の分布の実態に関する基礎的な分析も事例としては数が少ない。

しかし、GISの普及や国土数値情報の整備などに伴い、土地利用状況などをより容易に把握できる環境になりつつある近年では、GISを地価分析へ適用する動きがみられる。Pior et al²⁾は、地価分析にGISを活用したシステムを構築しており、鉄道整備の効果分析に適用している。さらに、GIS活用のメリットとして、属性要因抽出の効率化、分析に用いる統計データの均質化、評価結果の視覚化などの点があげられている。岡崎、松浦³⁾、矢澤、金本⁴⁾は、バッファリングによって地価形成要因を抽出し、詳細な分析を行っている。このようにGISの機能を利用することによって、地価観測地点周辺の詳細な属性の収集が可能となることから、分析の効率化だけではなく、地価モデルを用いたよりバリエーションの高い評価分析への適用の可能性が期待できる。

社会資本整備の効果分析や環境価値の計測などにおいては、地価モデルを用いたヘドニック・アプローチが数多く適用されている⁵⁾。しかし、このアプローチに対しては、統計的に当てはまりの良い地価モデルが採用されるという恣意性の問題⁶⁾や、土地市場における投機的要

因に伴う変動値を排除することが困難であるという技術上の課題⁶⁾が指摘されている。

そこで、我々は、地価の順位規模分布の規則性に着目し、基礎的研究⁷⁾を行った上で、地価の統計的性質を考慮したモデルの理論的構築⁸⁾を行った。このモデルは、地価の時空間的要因を考慮することによって、ある一定の基準で地価に作用する期待的要因の分離が可能な形式となっており、時系列的に安定性の高い地価モデルが推定可能である。

本研究では、このモデルを適用し、都市部における低・未利用地の存在が、実際の地価形成に対してどの程度の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、低・未利用地の空間的な分布状況を把握したうえで、GISを用いた詳細な地価形成要因分析を行い、定量的な評価を行うことを目的とする。

分析の過程においては、一般的に用いられるいくつかのヘドニックモデルによる評価結果と、地価形成モデルによる評価結果を比較することによって、地価形成モデルの評価結果の妥当性について検証を行う。低・未利用地の分布状況の把握については、首都圏の土地利用状況が10mメッシュでコード化されている細密数値情報^{9), 10)}を利用し、地価観測地点周辺における詳細な土地利用状況を考慮した分析を行う。また、細密数値情報をGIS上に蓄積して一括処理を行い、自動的に地価形成要因の抽出を行うシステムを構築し、分析の効率化を図る。

2. 地価形成モデルについて

本研究では、従来の研究⁸⁾において理論的に構築を行った地価形成モデルを適用し、低・未利用地が地価形成に与える影響を評価する。そこで構築された地価形成モデルは、地価の順位規模分布にみられる規則性を指数関数で表現したものであり、式(1)で表される。

$$Lp_i = \frac{\alpha_i}{c} \cdot \exp(\beta_i \cdot n \cdot X_i) \quad (0 \leq X_i \leq 1) \quad (1)$$

ここで、 Lp_i は*i*時点における地点*i*の地価、 X_i は Lp_i 以下のサンプルが存在する確率（累積確率）、*n*はサンプル数を表す。また、 α_i は分析対象地域内において地価が一律的に変化する要素、 β_i は地価格差構造が変化する要素を表している。特に、 β_i は地価の期待的要因に伴う変動要素を表すと考えられるが、 β_i が規定する順位規模

* Keywords: 地価分析, 土地利用, 市街地整備, GIS

** 学生員 徳島大学大学院工学研究科エコシステム工学専攻

*** 正会員 工博 (株)パスコ

(〒153-0043 東京都目黒区東山1丁目1番2号)

**** 正会員 工博 徳島大学大学院工学研究科エコシステム工学専攻

(〒770-8506 徳島市第三島町2丁目1番地)

Tel: 088-656-7339, Fax: 088-656-7341)

***** 学生員 徳島大学大学院工学研究科エコシステム工学専攻

分布の勾配変化と地価変動の関係や、地価の順位規模分布が指数関数で表現できる現象についてはすでに検証を行っている⁷⁾。

また、地価形成モデルの理論展開⁸⁾において、 X_{it} は式(2)で表される。ここで、 z_{ijt} は地点*i*の属性*j*の環境質、 k_{jt} は環境質に関するパラメータを表しており、 c は時系列的に一定の係数である。

$$X_{it} = \frac{k_{1t}}{n} \log z_{i1t} + \frac{k_{2t}}{n} \log z_{i2t} + \dots + \frac{1}{n} \log c \quad (2)$$

パラメータについては、 Lp_{it} と X_{it} が観測可能であることから、式(1)から α_t/c と $\beta_t \cdot n$ が推定される。ここで、式(1)は母集団の累積確率分布を表していると仮定すると、観測地価 Lp_{it} に対応する環境水準の指標 X_{it} が算出されることになる。そこで、各時間断面で算出される X_{it} を環境質 z_{ijt} に回帰させると、環境質に関するパラメータ k_{jt}/n が推定されることになる。このモデルは、地価のマクロ的な変動要素を表す2種類のパラメータと環境質が地価の空間的な格差に与える影響を表すパラメータを同時に考慮していることから、時間を通して非常に安定性の高い推定が実現され、環境質を安定に評価することが可能である。ただし、式(2)の X_{it} は理論上0以上1以下の値とすべき変数であるが、実際にパラメータを統計的に推定する際には、理論との間にギャップが生じ、 X_{it} は0以上1以下の範囲におさまらない場合がある。その理由としては、対象地域のすべての土地をサンプルとして分析に使用していない点や、地価の空間的な格差を規定する説明変数をすべて考慮することが不可能であるという点があげられる。このモデル式を用いて、低・未利用地の有効利用が地価形成に与える影響の定量的な計測を行う。

低・未利用地の発生原因としては、さまざまな理由が考えられるが、特にバブル期においては、用地取得の困難から未利用状態が長期化するケースや、開発計画の頓挫によって虫食い状態の土地が放置されるなどのケースが生じた¹⁰⁾。また、近年では、製造業を中心とする工場の撤退などが主な原因としてあげられる。低・未利用地の全体量は、基本的に宅地の需給バランスによって決まると考えることができるが、新規宅地供給の伸びを抑制し、既存市街地を活性化させる方向への政策転換が図られているのが現在の状況といえる。ミクロ的に考えると低・未利用地の発生原因や存在理由は個々の土地によってさまざまであるが、マクロ的にみると土地利用状況の分布は空間的に定常であり、それらの状況が長期的に地価の空間的な格差に帰着していると考えられる。したがって、地価モデルを用いたヘドニック・アプローチによって、低・未利用地の有効利用における影響を推計することは可能である。

3. 分析の内容と使用するデータ

分析に用いる土地利用状況を表すデータとしては、国

土地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する。このデータにおける造成地コード(造成中地・空地)を低・未利用地と定義して分析を行うが、細密数値情報における造成地コードの定義が国土庁土地局における低・未利用地の定義¹³⁾とほぼ同義であることから、造成地コードを低・未利用地として扱うことについて問題はない。造成地コード、低・未利用地の定義は以下のとおりである。

＜細密数値情報＞《造成中地》宅地造成、埋立等の目的で人工的に土地の改変が進行中の土地をいう。《空地》人工的に土地の整理が行われ、現在はまだ利用されていない土地及び簡単な施設からなる屋外駐車場、ゴルフ練習場、テニスコート、資材置場等を含める。

＜国土庁土地局＞《低・未利用地》宅地で建物を伴わないもの、建築中で用途不明のもの、区画整理中の宅地、取壊し跡地、廃屋、埋立地、材料置場、屋外駐車場、屋外展示場、飯場をいう。

また造成地以外の用途の土地利用データは、地価形成要因としてモデルの推定に利用する。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して抽出する。10mメッシュデータをそのまま分析に使用すると膨大な量にのぼるため、分析作業に支障が生じる。そのため、19種類に分類された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を行うシステムを構築することによって、作業の効率化を図っている。

地価、または土地利用状況以外の地価観測地点固有の土地属性要因を表すデータとしては、地価公示データを用いる。使用したデータは、東京駅を中心とする半径30km圏内の住居系の公示地価であり、1983年から2001年まで連続して公示されたパネルデータである874サンプルを用いる。したがって、本研究で行ったすべての統計分析のサンプル数は874である。今回の地価形成要因分析では土地利用データが入手可能である、1984年、1989年、1994年の3時点について分析を行う。

4. 地価形成モデルの推定

(1) 地価形成モデル

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/c と $\beta_t \cdot n$ に関する推定を行う。ここで、累積確率は最低地価からの順位を全体のサンプル数で割った値として算出する。

表-1は α_t/c 、 $\beta_t \cdot n$ の推計結果を示したものである。

パラメータは、対象期間を通じて高い決定係数で推定されており、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できることがわかる。この2つのパラメータ α_t/c 、 $\beta_t \cdot n$ はそれぞれ、地価の一律的な変動と、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とから、1987

表-1 α_i/c , $\beta_i \cdot n$ の推計結果

year	α_i/c	t値	$\beta_i \cdot n$	t値	R ²
1983	117.168	2,052.86	1.193	121.68	0.944
1984	119.042	2,026.87	1.206	121.18	0.944
1985	119.253	1,918.05	1.237	117.61	0.941
1986	117.313	1,620.86	1.347	108.35	0.931
1987	104.018	1,042.30	2.152	112.41	0.935
1988	204.523	1,581.96	1.912	143.27	0.959
1989	213.252	1,847.81	1.750	152.52	0.964
1990	239.040	2,009.45	1.595	149.83	0.963
1991	268.383	2,075.99	1.458	140.13	0.957
1992	245.865	2,295.50	1.405	150.35	0.963
1993	216.069	2,274.07	1.275	136.69	0.955
1994	208.123	2,446.60	1.155	133.71	0.953
1995	206.278	2,562.19	1.108	134.31	0.954
1996	194.809	2,775.20	1.112	146.70	0.961
1997	188.855	2,932.17	1.107	154.64	0.965
1998	182.858	2,938.07	1.113	156.23	0.966
1999	169.069	2,865.68	1.144	157.66	0.966
2000	154.442	2,827.57	1.196	163.85	0.969
2001	143.697	2,631.60	1.246	159.86	0.967

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た結果となっている。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、構造変化が生じながらも地価の累積確率分布は時間を通して指数関数に従っている。ここで得られた地価の累積分布曲線が、地価の母集団の統計分布を反映しているものと仮定し、この曲線上に観測されている地価データをあてはめることによって、すべての地点に関する環境水準 X_0 の値を算出する。この指標を地点の理想的な環境水準として地価形成要因分析に用いる。

(2) 地価形成要因分析

地価形成要因分析には式(2)のモデルを使用する。地価を説明する環境質としては、最寄駅までの距離(m)、前面道路幅員(m)、低・未利用地面積(m²)、低層住宅地面積(m²)、工業用地面積(m²)、商業・業務用地面積(m²)、公園・緑地面積(m²)、公共公益施設用地面積(m²)、ガス&下水ダミー、小田急線ダミー、中央線ダミーを用いる。土地利用面積は、公示地点周辺の半径500m圏内に含まれる面積とする。1984年、1989年、1994年の3時点に関する分析結果を表-2に示している。

変数間の内部相関は高いところで0.263と値が低く、決定係数は0.63前後で安定しており、公示地点周辺の狭いエリアにおける土地利用属性要因のみを扱ったモデルであることを考えると良い結果といえる。各パラメータは時間を通して比較的安定しており、すべての変数についてt値は5%の有意水準を満たしている。このとき、低・未利用地のパラメータは有意に負の値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明らかであり、低・未利用地の有効利用において効果が存在していることが示される形となった。この結果からもわかるように、説明変数を多く取り入れながらも、多重共線性が回避され、しかも統計的に有意な結果が得られているのは、今までのような市区町村など広範囲におよぶエリア単位のデータ

表-2 地価形成モデルの推計結果

時点 変数	1984		1989		1994	
	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値
ln最寄駅までの距離(m)	-0.0772	-7.70	-0.1177	-11.63	-0.1315	-12.87
ln前面道路幅員(m)	0.1402	4.51	0.1548	5.13	0.2099	8.86
ln低・未利用地面積(m ²)	-0.0877	-8.41	-0.0819	-7.19	-0.1024	-8.79
ln低層住宅地面積(m ²)	0.1532	8.04	0.1088	5.46	0.1262	8.23
ln工業用地面積(m ²)	-0.0073	-2.81	-0.0103	-3.53	-0.0081	-2.54
ln商業・業務用地面積(m ²)	0.1140	12.30	0.0921	9.95	0.1089	11.40
ln公園・緑地面積(m ²)	0.0142	2.54	0.0174	2.80	0.0164	2.54
ln公共公益施設用地面積(m ²)	0.0458	4.77	0.0426	4.46	0.0419	4.28
ガス&下水ダミー	0.1186	8.38	0.1481	10.80	0.1445	9.77
小田急線ダミー	0.1490	8.04	0.1744	9.68	0.1224	8.77
中央線ダミー	0.1858	6.36	0.2033	8.13	0.1513	6.03
定数	-2.0381	-5.62	-1.0970	-2.88	-1.2701	-3.21
決定係数 R ²	0.623		0.637		0.637	

だけではなく、公示地点周辺の比較的狭いエリアに関する詳細な要因をもとに分析を行うことができたというGISの特徴が活かされた結果と考えられる。ただし、厳密には、道路拡幅の政策の実施など特別な理由に伴って発生した低・未利用地と、土地利用の需給バランスに伴って発生した低・未利用地を区別する必要がある。しかし、今回の分析では、データの収集・調査における時間的制約から、このレベルまでの詳細な分析は行っていない。

5. ヘドニックモデルと地価形成モデルによる効果分析

地価形成モデルの推定から、低・未利用地の存在が地価形成に対して負の影響を与えるという現象が明らかになったが、地価観測地点周辺の土地利用状況を抽出するバッファ半径の設定や環境質の改善率によっては、計測結果が大きく異なることが予想される。そこで、通常のヘドニックモデルに用いられる関数形を採用し、バッファ半径の設定による評価結果の変化について考察を行う。また、地価形成モデルによる評価結果とヘドニックモデルによる評価結果を比較することによって、地価形成モデルの評価結果の妥当性を検証する。

(1) ヘドニックモデルの推定

ヘドニックモデルとしては式(3)に示されているように、一般的に使用される線形-線形モデル、線形-対数モデル、対数-線形モデル、対数-対数モデルの4つのモデルを採用する。説明変数には、表-2で推定した地価形成モデルと同様のものを使用する。

$$\begin{aligned}
 Lp_i &= a_1 z_{i1} + a_2 z_{i2} + \dots + c \\
 Lp_i &= a_1 \log z_{i1} + a_2 \log z_{i2} + \dots + c \\
 \log Lp_i &= a_1 z_{i1} + a_2 z_{i2} + \dots + c \\
 \log Lp_i &= a_1 \log z_{i1} + a_2 \log z_{i2} + \dots + c
 \end{aligned} \quad (3)$$

表-3から表-6は、1984年時点において、要因抽出のバッファ半径を500m間隔で増加させた場合の推定結果を関数形別にそれぞれ示したものである。ただし、バッファ半径が増加するにつれて変数間の内部相関は高まり、3,000mを超えると、低・未利用地面積と公共公益施設用地面積の相関係数が0.6から0.7の水準に達する。したがって、モデルの信頼性を考慮し、バッファ半径が2,500m

までの結果を示している。線形-対数モデルと対数-線形モデルにおいては、公共公益施設用地が有意水準を大きく下回り、符号条件を満たさないなど、一部の 변수で有意ではないケースが存在するが、全体的には良好な結果である。

次に、推定されたモデルを用いて、低・未利用地の有効利用における地価上昇効果を計測する。効果計測としては、500m から 2,500m までのそれぞれのバッファ円に含まれる低・未利用地の 10%を低層住宅地に転換する「転換率が一定の場合(Case1)」と、半径 500m 圏内に含まれる低・未利用地の 10%に相当する面積をそれぞれのバッファ内で低層住宅地に転換する「転換面積が一定の場合(Case2)」の、2つのケースを想定する。ヘドニック分析

において、変数の抽出に使用するバッファ半径を変化させると、基本的に評価結果は変化すると考えられる。しかし、土地利用転換を想定する場合においては、バッファ内の転換率を基準とするのか、あるいは転換面積を基準とするのかによっても、評価結果はさらに異なることとなる。そこで、設定するバッファ半径の変化に対応した地価上昇効果を2つのケースそれぞれについて計測し、評価結果の変化の傾向や特徴についてとらえることとする。地価上昇効果 ΔLp は、ヘドニックモデルを $f(z)$ とすると、改善前の環境質を z^o 、改善後の環境質を z^w としたとき、式(4)を用いて算出される。

$$\Delta Lp = f(z^w) - f(z^o) \quad (4)$$

表-3 ヘドニックモデルの推定結果 (線形-線形モデル 1984 年)

バッファ半径	500m		1,000m		1,500m		2,000m		2,500m	
変数名	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値
最寄り駅迄の道路距離(m)	-13.0863	-6.35	-11.0596	-5.73	-10.6123	-5.84	-11.8513	-7.00	-12.8623	-8.14
前面道路の幅員(m)	5.57E+03	3.50	6.15E+03	4.15	6.02E+03	4.31	5.74E+03	4.39	6.04E+03	4.90
低・未利用地(m ²)	-0.2397	-4.63	-0.0641	-4.36	-0.0324	-4.69	-0.0214	-5.64	-0.0142	-6.01
低層住宅地(m ²)	0.2530	9.78	0.0780	11.04	0.0369	11.53	0.0202	11.29	0.0124	11.07
工業用地(m ²)	-0.0990	-1.61	-0.0475	-3.19	-0.0292	-4.04	-0.0220	-5.26	-0.0174	-6.50
商業・業務用地(m ²)	0.7671	14.38	0.2389	14.19	0.1274	15.73	0.0870	18.89	0.0620	21.43
公園・緑地(m ²)	0.3059	5.55	0.0973	6.27	0.0456	5.75	0.0267	5.43	0.0183	5.53
公共公益施設(m ²)	0.2522	5.41	0.0852	5.48	0.0358	4.48	0.0110	2.12	0.0041	1.17
ガス&下水ダミー	3.49E+04	8.01	2.68E+04	6.55	2.48E+04	6.42	2.23E+04	6.12	2.32E+04	6.81
小田急ダミー	4.84E+04	8.54	4.88E+04	9.16	4.90E+04	9.56	5.02E+04	10.34	4.95E+04	10.76
中央ダミー	4.54E+04	5.64	3.81E+04	5.01	3.04E+04	4.20	2.93E+04	4.30	2.77E+04	4.30
定数	7.74E+04	5.39	5.07E+04	3.49	4.50E+04	3.13	5.56E+04	3.97	5.87E+04	4.36
決定係数 R ²	0.601		0.656		0.694		0.731		0.762	

表-4 ヘドニックモデルの推定結果 (線形-対数モデル 1984 年)

バッファ半径	500m		1,000m		1,500m		2,000m		2,500m	
変数名	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値
ln最寄り駅迄の道路距離(m)	-2.11E+04	-6.96	-2.06E+04	-7.48	-2.16E+04	-8.42	-2.34E+04	-9.73	-2.35E+04	-10.55
ln前面道路の幅員(m)	3.77E+04	4.00	4.14E+04	4.78	4.19E+04	5.16	3.83E+04	5.02	3.93E+04	5.51
ln低・未利用地(m ²)	-3.60E+04	-11.39	-4.67E+04	-12.51	-5.14E+04	-12.92	-5.51E+04	-13.69	-5.76E+04	-14.41
ln低層住宅地(m ²)	3.62E+04	6.28	3.38E+04	5.72	2.99E+04	4.87	2.24E+04	3.65	1.41E+04	2.36
ln工業用地(m ²)	-2.77E+03	-3.52	-7.14E+03	-5.14	-1.21E+04	-6.65	-1.85E+04	-9.06	-2.54E+04	-11.86
ln商業・業務用地(m ²)	3.39E+04	12.07	4.80E+04	12.64	6.09E+04	14.47	7.54E+04	17.14	8.80E+04	19.85
ln公園・緑地(m ²)	2.12E+03	1.26	8.41E+03	3.41	1.01E+04	3.72	1.08E+04	3.78	1.22E+04	4.19
ln公共公益施設(m ²)	9.53E+03	3.28	6.51E+03	1.53	1.65E+02	0.03	-1.02E+04	-1.89	-1.85E+04	-3.25
ガス&下水ダミー	3.42E+04	7.99	2.51E+04	6.35	2.31E+04	6.21	2.12E+04	6.02	2.22E+04	6.81
小田急ダミー	4.41E+04	7.87	4.74E+04	9.04	4.54E+04	8.83	4.28E+04	8.57	3.86E+04	8.11
中央ダミー	4.61E+04	5.85	4.33E+04	5.92	3.81E+04	5.50	3.67E+04	5.57	3.61E+04	5.84
定数	-2.34E+05	-2.13	-2.90E+05	-2.20	-2.40E+05	-1.68	-5.94E+04	-0.39	1.08E+05	0.71
決定係数 R ²	0.615		0.677		0.715		0.746		0.778	

表-5 ヘドニックモデルの推定結果 (対数-線形モデル 1984 年)

バッファ半径	500m		1,000m		1,500m		2,000m		2,500m	
変数名	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値
最寄り駅迄の道路距離(m)	-6.43E-05	-8.01	-5.67E-05	-7.56	-5.55E-05	-7.81	-5.98E-05	-8.96	-6.42E-05	-10.20
前面道路の幅員(m)	0.0227	3.65	0.0247	4.29	0.0242	4.44	0.0237	4.59	0.0247	5.03
低・未利用地(m ²)	-6.19E-07	-3.07	-1.47E-07	-2.57	-6.05E-08	-2.25	-3.66E-08	-2.44	-2.11E-08	-2.23
低層住宅地(m ²)	1.11E-06	11.05	3.49E-07	12.72	1.72E-07	13.72	1.01E-07	14.31	6.57E-08	14.72
工業用地(m ²)	-1.90E-07	-0.79	-1.21E-07	-2.09	-6.36E-08	-2.26	-3.90E-08	-2.37	-3.00E-08	-2.81
商業・業務用地(m ²)	3.06E-06	14.74	9.35E-07	14.29	4.74E-07	14.99	3.02E-07	16.66	2.07E-07	17.99
公園・緑地(m ²)	1.39E-06	6.46	4.68E-07	7.75	2.37E-07	7.64	1.49E-07	7.66	1.04E-07	7.90
公共公益施設(m ²)	1.16E-06	6.37	3.60E-07	5.96	1.71E-07	5.46	7.84E-08	3.84	4.53E-08	3.21
ガス&下水ダミー	0.1404	8.27	0.1085	6.81	0.1010	6.69	0.0897	6.26	0.0918	6.76
小田急ダミー	0.1941	8.79	0.1938	9.35	0.1914	9.56	0.1943	10.14	0.1896	10.33
中央ダミー	0.1917	6.11	0.1612	5.45	0.1256	4.45	0.1145	4.27	0.1036	4.04
定数	11.6144	207.67	11.4931	203.27	11.4339	203.79	11.4247	206.55	11.4083	212.37
決定係数 R ²	0.626		0.679		0.712		0.742		0.766	

表-6 ヘドニックモデルの推定結果 (対数-対数モデル 1984 年)

バフファ半径 変数名	500m		1,000m		1,500m		2,000m		2,500m	
	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値
ln最寄り駅迄の道路距離(m)	-0.0931	-7.70	-0.0928	-8.47	-0.0960	-9.42	-0.1018	-10.61	-0.1034	-11.48
ln前面道路の幅員(m)	0.1691	4.51	0.1806	5.26	0.1819	5.65	0.1720	5.64	0.1779	6.16
ln低・未利用地(m ²)	-0.1058	-8.41	-0.1289	-8.69	-0.1316	-8.33	-0.1362	-8.46	-0.1378	-8.53
ln低層住宅地(m ²)	0.1847	8.04	0.1943	8.28	0.1911	7.85	0.1799	7.33	0.1579	6.51
ln工業用地(m ²)	-0.0088	-2.81	-0.0212	-3.85	-0.0365	-5.05	-0.0522	-6.40	-0.0734	-8.49
ln商業・業務用地(m ²)	0.1374	12.30	0.1881	12.49	0.2321	13.90	0.2748	15.63	0.3146	17.57
ln公園・緑地(m ²)	0.0171	2.54	0.0578	5.90	0.0717	6.67	0.0768	6.74	0.0816	6.91
ln公共施設(m ²)	0.0552	4.77	0.0498	2.95	0.0371	1.94	0.0164	0.76	0.0002	0.01
ガス&下水ダミー	0.1430	8.38	0.1069	6.80	0.1003	6.79	0.0928	6.60	0.0979	7.41
小田急ダミー	0.1797	8.04	0.1894	9.10	0.1823	8.93	0.1773	8.89	0.1637	8.51
中央ダミー	0.1997	6.36	0.1809	6.23	0.1545	5.62	0.1451	5.52	0.1395	5.59
定数	9.2295	21.12	8.1088	15.49	7.5515	13.26	7.4815	12.36	7.5776	12.22
決定係数 R ²	0.623		0.686		0.723		0.750		0.776	

(2) 転換率を一定とした場合の効果分析 (Case1)

Case1 について、ヘドニックモデルを用いた効果分析結果と地価形成モデルを用いた効果分析結果を比較する。

表-7 は地価観測地点を中心に半径 500m 圏内に含まれる低・未利用地の 10%を低層住宅地に転換した場合の地価上昇効果の首都圏(874 サンプル)における平均値を表したものである。ヘドニックモデルの関数形に着目すると、対数-線形モデルの評価が最も低く、線形-対数モデルが最も高い値が得られており、約 2,500 円/㎡から 5,000 円/㎡の範囲で地価上昇効果が計測されている。これに対して、地価形成モデルは 3,651 円/㎡で、対数-対数モデルと同等の結果となっている。これは、地価形成モデルの理論展開において対数-対数型のヘドニックモデルを前提として展開されているためである。

表-7 低・未利用地の転換率 10%に対する平均地価上昇効果 (首都圏, 1984 年)

モデルの種類	平均地価上昇効果(円/㎡)
線形-線形	3,366
線形-対数	4,901
対数-線形	2,459
対数-対数	3,651
地価形成モデル	3,651

表-8 低・未利用地の転換率 10%に対する平均地価上昇効果 (首都圏, 1984 年)

モデルの種類	500m	1,000m	1,500m	2,000m	2,500m	平均
線形-線形	3,366	3,919	4,326	4,633	4,664	4,182
線形-対数	4,901	6,049	6,442	6,594	6,576	6,112
対数-線形	2,459	2,851	3,033	3,212	3,195	2,950
対数-対数	3,651	4,372	4,472	4,551	4,472	4,304

また、表-8 は説明変数のバフファ半径を 500m 間隔で増加させた場合の、平均地価上昇効果の推移をモデル別で示した結果である。この結果、転換率 10%に対する地価上昇効果は各モデルにおいて安定的に推定されていることがわかる。これらの結果を参考にすると、地価形成モデルから推計された 3,651 円/㎡という地価上昇効果の水準は妥当な結果と考えられるが、ヘドニック・アプローチの結果が、真の便益に対して過大評価になるという性質¹⁴⁾を考慮すると、対数-線形モデルの結果が、本来の便益に近い値を示している可能性が高いといえるが、

地価形成モデルは、おおよその水準として、低・未利用地の転換効果を十分に計測できていると考えられる。

(3) 時系列における効果分析の比較

次に、バフファ半径を 500m に設定した状態において、ヘドニックモデルと地価形成モデルの評価結果の時系列変化を比較する。表-9 から表-12 は、4 種類のヘドニックモデルによる時点別の推定結果を示しており、図-1 は低・未利用地の転換率 10%に対する地価上昇効果の首都圏における平均値の時系列変化を示している。図-1 において、地価形成モデルを用いた分析では、地価のマクロ的な変動要素を表す α_i/c と β_i/n のパラメータに 1984 年の値を代入し、マクロ的な影響を分離した形で低・未利用地の転換効果計測を行っている。

モデル推定の結果によると、線形-線形モデルと対数-線形モデルに関しては、工業用地が一部の時点で、また、線形-対数モデルでは、公園・緑地が有意水準を満

表-9 ヘドニックモデルの推定結果 (バフファ半径 500m)

時点		1984		1989		1994	
		k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値
変数							
最寄り駅迄の道路距離(m)	-13.0863	-6.35	-65.4484	-8.14	-37.8357	-10.50	
前面道路の幅員(m)	5.57E+03	3.50	3.02E+04	5.36	1.85E+04	8.71	
低・未利用地(m ²)	-0.2397	-4.63	-1.1514	-5.22	-0.5733	-5.58	
低層住宅地(m ²)	0.2530	9.78	0.7991	8.38	0.3641	8.56	
工業用地(m ²)	-0.0890	-1.81	-0.4623	-2.01	-0.1900	-1.79	
商業・業務用地(m ²)	0.7671	14.38	2.1498	11.58	1.2177	15.47	
公園・緑地(m ²)	0.3059	5.55	0.7540	3.84	0.4501	5.21	
公共施設(m ²)	0.2522	5.41	0.8148	4.82	0.4558	6.04	
ガス&下水ダミー	3.49E+04	8.01	1.32E+05	8.56	5.01E+04	6.81	
小田急ダミー	4.84E+04	8.54	2.18E+05	10.72	8.98E+04	7.92	
中央ダミー	4.54E+04	5.84	1.97E+05	6.97	6.76E+04	5.44	
定数	7.74E+04	5.39	4.48E+04	0.82	1.23E+05	4.86	
決定係数 R ²	0.601		0.588		0.605		

表-10 ヘドニックモデルの推定結果 (バフファ半径 500m)

時点		1984		1989		1994	
		k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値
変数							
ln最寄り駅迄の道路距離(m)	-2.11E+04	-6.98	-1.01E+05	-9.13	-5.56E+04	-11.25	
ln前面道路の幅員(m)	3.77E+04	4.00	1.79E+05	5.44	9.88E+04	6.84	
ln低・未利用地(m ²)	-3.80E+04	-11.39	-1.21E+05	-9.79	-6.37E+04	-11.25	
ln低層住宅地(m ²)	3.82E+04	6.28	1.16E+05	5.35	5.37E+04	5.48	
ln工業用地(m ²)	-2.77E+03	-3.52	-1.54E+04	-4.85	-5.80E+03	-3.77	
ln商業・業務用地(m ²)	3.39E+04	12.07	1.05E+05	10.34	5.64E+04	12.21	
ln公園・緑地(m ²)	2.12E+03	1.26	6.96E+03	1.02	5.39E+03	1.72	
ln公共施設(m ²)	9.53E+03	3.28	2.87E+04	2.76	1.62E+04	3.43	
ガス&下水ダミー	3.42E+04	7.99	1.31E+05	8.72	5.18E+04	7.25	
小田急ダミー	4.41E+04	7.87	1.95E+05	9.93	5.91E+04	8.76	
中央ダミー	4.81E+04	5.85	2.01E+05	7.26	6.67E+04	5.50	
定数	-2.34E+05	-2.13	-6.7E+06	-1.80	-2.14E+05	-1.12	
決定係数 R ²	0.615		0.613		0.622		

表-11 ヘドニックモデルの推定結果 (バッファ半径 500m)

<対数-線形モデル>

時点	1984		1989		1994	
変数	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値
最寄り駅迄の道路距離(m)	-6.43E-05	-8.01	-1.56E-04	-12.50	-1.14E-04	-13.59
前面道路の幅員(m)	0.0227	3.65	0.0422	4.83	0.0371	6.49
低・未利用地(m ²)	-6.19E-07	-3.07	-1.31E-06	-3.83	-1.01E-06	-4.24
低層住宅地(m ²)	1.11E-06	11.05	1.11E-06	7.52	8.70E-07	8.79
工業用地(m ²)	-1.90E-07	-0.79	-7.91E-07	-2.21	-3.00E-07	-1.22
商業・業務用地(m ²)	3.05E-06	14.74	3.44E-06	11.94	2.75E-06	15.01
公園・緑地(m ²)	1.39E-06	6.46	1.51E-06	4.97	1.17E-06	5.82
公共公益施設(m ²)	1.16E-06	6.37	1.49E-06	5.67	1.08E-06	6.16
ガス&下水ダミー	0.1404	8.27	0.2517	10.52	0.1555	9.10
小田急ダミー	0.1941	8.79	0.3274	10.52	0.1819	7.89
中央ダミー	0.1917	6.11	0.3422	7.80	0.1713	5.93
定数	11.6144	207.67	12.3486	146.12	12.1758	206.84
決定係数 R ²	0.626		0.637		0.641	

表-12 ヘドニックモデルの推定結果 (バッファ半径 500m)

<対数-対数モデル>

時点	1984		1989		1994	
変数	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値
ln最寄り駅迄の道路距離(m)	-0.0931	-7.70	-0.2059	-11.63	-0.1519	-12.87
ln前面道路の幅員(m)	0.1691	4.51	0.2708	5.13	0.2321	6.66
ln低・未利用地(m ²)	-0.1058	-8.41	-0.1427	-7.19	-0.1183	-8.75
ln低層住宅地(m ²)	0.1847	8.04	0.1903	5.46	0.1458	6.23
ln工業用地(m ²)	-0.0088	-2.81	-0.0179	-3.53	-0.0093	-2.54
ln商業・業務用地(m ²)	0.1374	12.30	0.1812	9.95	0.1258	11.40
ln公園・緑地(m ²)	0.0171	2.54	0.0305	2.80	0.0190	2.54
ln公共公益施設(m ²)	0.0552	4.77	0.0745	4.46	0.0484	4.28
ガス&下水ダミー	0.1430	8.38	0.2590	10.80	0.1670	9.77
小田急ダミー	0.1797	8.04	0.3051	9.68	0.1415	6.77
中央ダミー	0.1997	6.36	0.3558	8.13	0.1748	6.03
定数	9.2295	21.12	10.3508	15.52	10.7785	23.56
決定係数 R ²	0.623		0.637		0.637	

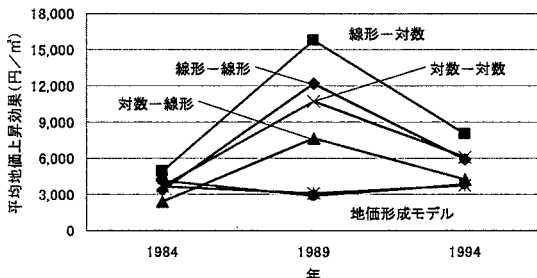


図-1 低・未利用地から低層住宅地への転換率10%に対する平均地価上昇効果 (首都圏)

たしていない。しかし、他の変数では5%の有意水準を満足しており、全体的には良好な結果といえる。

図-1より、ヘドニックモデルから推計される地価上昇効果は、地価高騰のあった1989年において、1984年の値の約3.0~3.5倍に上昇しており、この変化は明らかに、土地市場に発生した一時的なマクロ要因による影響と考えられる。基本的に、環境質の価値は時間を通して劇的に変化するものではないが、通常のヘドニックモデルを用いた分析では、モデルの推定を行う時間断面によって、地価変動のマクロ的な変動による影響を受け、特にバブル期には過大評価される結果となる。しかし、本研究で用いた地価形成モデルは、地価のマクロ的な変動をあるレベルで分離することが可能な形式になっていることから、図-1に示されているように、地価の安定期にはヘドニックモデルで推計される結果と同様の結果が、バブル期においても安定期と同様の水準で効果計測が行われ、どの時点においても低・未利用地の転換効果が安定して計測されることが示された。

ここでは、地価の一律的な変化を表すパラメータ α_i/c を固定して分析を行ったが、正しくは経済成長率などを考慮して、ファンダメンタルな土地市場の価格変動を反映させる必要がある。しかし、一般的には、ファンダメンタルズ地価を実際に計測することは困難であり、GDPや消費者物価指数などが地代の代理指標として用いられている。東京都都区部消費者物価指数によると、1984年から2001年までの物価上昇率は1.18%、経済成長についても低成長であることなどの理由から、パラメータ α_i/c を固定としている。

(4) 転換面積を一定とした場合の効果分析 (Case2)

次に、Case2についてヘドニックモデルを用いた効果分析を行い、説明変数抽出時のバッファ半径の設定に対して効果分析の結果がどの程度依存しているのかを検証する。図-2は、半径500m圏内に含まれる低・未利用地の10%に相当する面積を、それぞれのバッファ円内の任意の地点で低層住宅地へ転換した場合の平均地価上昇効果を示したものである。

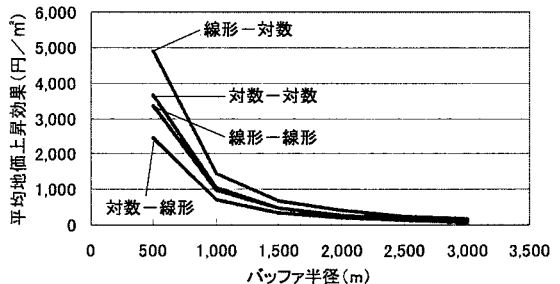


図-2 500m圏内における低・未利用地の10%に相当する面積を低層住宅地へ転換した場合の平均地価上昇効果 (首都圏, 1984年)

この結果、すべてのモデルについて一定量の面積の低・未利用地を低層住宅地へ転換した場合には、バッファ半径を広く設定するほど地価上昇効果が低く推計されることが明らかになった。これは、広範囲に分布する環境質が地価形成に与える影響と、近隣に分布する環境質の影響を比較すると、近隣に分布する環境質の方が影響が大きいという距離による逓減の影響が表れている結果であると考えられる。また、表-3から表-6に示されているモデルの推定結果を比較すると、土地利用条件に関するパラメータが、バッファ半径の増加に伴って逓減している様子をとらえることができる。

広範囲に分布する環境質の改善効果が、近隣に分布する環境質の改善効果よりも低く推計される現象は現実的であり、環境質が地価形成に与える影響の距離による逓減の様子がバッファ半径の設定によって統計的に評価されていると考えられる。社会資本整備などにおける効果計測を行う場合には、近隣地域への効果だけではなく、その外側の地域への波及効果までを考慮する必要がある。

と考えられるが、例えば、地価形成要因抽出のバッファ半径を 500m と設定している場合には、500m の範囲内におけるプロジェクト効果は計測することが可能であっても、500m の範囲外におけるプロジェクト効果は計測することができない。したがって、より広範囲の環境質の改善に伴う効果の考慮が可能であり、かつ距離による影響の違いを計測することが可能なモデルの構築が必要であると考えられる。

6. 距離逓減の影響を考慮した地価形成モデルの構築

(1) 距離逓減の影響考慮の概略

これまでに推定された地価形成モデルは、地価公示地点の周囲 500m 圏内に含まれる土地利用状況を説明変数として用いた。

しかし、この形式のモデルでは、図-2 で示したような環境質改善における効果の距離逓減の影響は考慮されておらず、周囲 500m 圏内におけるプロジェクト効果を評価することは可能であるが、500m 圏外におけるプロジェクト効果を評価することはできない。したがって、より厳密な評価を実施するためには、環境質が改善される場所による効果の違いを考慮することが必要であると考えられる。基本的に地価は、近隣の環境質からの影響をより強く受け、離れた地域の環境質から受ける影響は微小であるということを含頭におくと、距離逓減関数を導入することによって、環境質改善の場所による効果の違いを考慮することが可能である。

図-3 は、属性 j の環境質 z_j が地価形成に与える影響が、距離によって逓減する様子を表したものであり、地価観測地点に近い要因 z_{ji} からの影響が強く、また離れた要因 z_{jn} からの影響が弱く表れている。本研究では、これらの概念をもとに、低・未利用地の有効利用の効果を距離逓減の影響を考慮した形で計測を行う。距離逓減関数としては、一般的に用いられるガウス関数を採用するが、ガウス関数が最良の距離逓減関数であるという保証はない。したがって、これまでに行ったヘドニックモデルの評価結果との比較を行い、計測結果に対する検証を行う。

分析では図-3 で示されているように、地価観測地点周辺の属性 j の環境質 z_j を 500m 間隔で作成された n 番目の

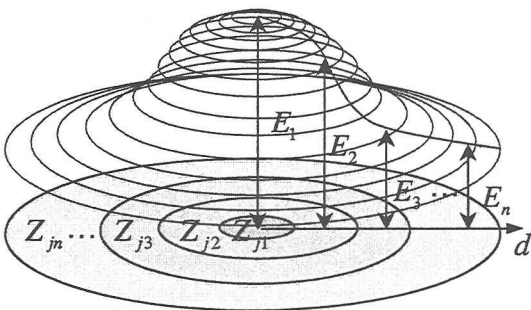


図-3 環境質が地価形成に及ぼす影響の距離逓減効果

同心円帯に含まれる土地利用面積として抽出し、それぞれの環境質に対して距離逓減関数である式(5)で表されるウエイト E_n を乗じ、それらの総和を式(6)で表されるように属性 j に関する説明変数と定義して、分析を行う。推定を行う地価形成モデルには式(1)、式(2)を用いる。

$$E_n = \exp(-\phi \cdot d^2) \quad (5)$$

$$\log z_j = \sum_n E_n \cdot \log z_{jn} \quad (6)$$

ここで、式(5)はガウス型の距離逓減関数を表しており、中心からの距離 d の増加に伴ってウエイト E_n の値は低下する。 ϕ はウエイトの逓減の勾配を規定する係数である。

(2) 距離逓減を考慮した地価形成モデルの推定

距離逓減関数に含まれる係数 ϕ は本来統計的に推定すべき値であるが、この係数 ϕ と地価形成モデルのパラメータを同時に推定することは困難であるため、あらかじめ 9 種類の係数 ϕ を設定しておき、最終的に地価形成モデルとして当てはまりの良いものを採用することにする。

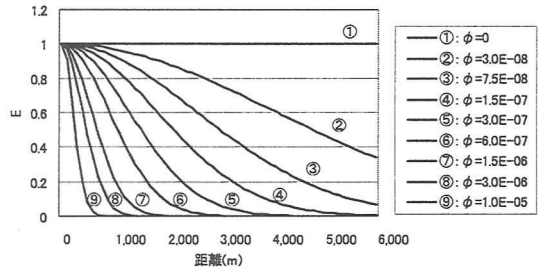


図-4 係数 ϕ に対応するガウス型距離逓減関数

図-4 は、9 種類の係数 ϕ に対応する距離逓減関数を表している。また、表-13 から表-15 は、1984 年、1989 年、1994 年における距離逓減効果を考慮した地価形成モデルを、係数 ϕ の値別に推定した結果である。モデルを推定する際には、500m 間隔で最大 6,000m までの同心円を作成し、それぞれのエリアに含まれる環境質にウエイト E を乗じ、式(6)を用いて説明変数の算出を行った。

この結果、要因抽出のバッファ半径を 500m として推定した以前の地価形成モデルに比べて、距離逓減の影響を考慮したモデルの方がすべての係数 ϕ について決定係数が向上しており、地価をより説明していることがわかる。また、距離のウエイトの勾配が緩やかになるほど決定係数は上昇し、ほとんどのケースについて t 値は 5% の有意水準を満足しているが、 ϕ の値が 3.0×10^{-8} と 0 のケースについては、一部の変数で有意水準を下回り、符号条件を満足しないなど、モデルとしては安定した結果になっていない。これは、ウエイトを緩めることによって広域的な環境質を考慮すれば、それだけ説明変数間での内部相関が高まり、パラメータの信頼性が低下することが原因として考えられる。

表-13 距離逡減効果を考慮した地価形成モデルの推定結果 (1984 年)

φ	0		3.0×10 ⁻⁸		7.5×10 ⁻⁸		1.5×10 ⁻⁷		3.0×10 ⁻⁷		6.0×10 ⁻⁷		1.5×10 ⁻⁶		3.0×10 ⁻⁶		1.0×10 ⁻⁵	
変数名	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値
ln最寄り駅までの距離(m)	-0.0757	-11.43	-0.0744	-10.93	-0.0735	-10.30	-0.0722	-9.54	-0.0705	-8.71	-0.0692	-8.05	-0.0691	-7.55	-0.0705	-7.43	-0.0752	-7.58
ln前面道路幅員(m)	0.1600	7.56	0.1551	7.15	0.1500	6.62	0.1461	6.11	0.1446	5.89	0.1457	5.42	0.1473	5.18	0.1466	4.98	0.1420	4.62
Ein低・未利用地面積(m ²)	-0.0019	-1.31	-0.0054	-3.07	-0.0110	-5.13	-0.0183	-6.87	-0.0276	-8.00	-0.0379	-9.52	-0.0531	-8.77	-0.0852	-8.77	-0.0837	-8.53
Ein低層住宅地面積(m ²)	0.0075	4.31	0.0133	5.87	0.0221	7.38	0.0336	8.39	0.0479	8.87	0.0645	8.95	0.0899	8.80	0.1115	8.62	0.1463	8.22
Ein工業用地面積(m ²)	-0.0077	-10.72	-0.0085	-10.13	-0.0089	-9.11	-0.0090	-7.88	-0.0088	-6.51	-0.0084	-5.36	-0.0080	-4.23	-0.0078	-3.63	-0.0074	-2.96
Ein商業・業務用地面積(m ²)	0.0287	20.99	0.0348	19.93	0.0416	18.52	0.0491	17.06	0.0577	15.67	0.0671	14.53	0.0180	13.49	0.0927	13.02	0.1106	12.48
Ein公園・緑地面積(m ²)	0.0041	3.06	0.0070	4.43	0.0101	5.51	0.0127	5.84	0.0147	5.60	0.0163	5.12	0.0175	4.40	0.0174	3.80	0.0151	2.80
Ein公共公益施設用地面積(m ²)	0.0155	6.80	0.0142	5.21	0.0117	3.64	0.0103	2.69	0.0120	2.61	0.0172	3.12	0.0269	3.94	0.0346	4.40	0.0443	4.77
ガス&下水ダミー	0.0676	6.94	0.0681	6.81	0.0691	6.62	0.0711	6.44	0.0746	6.37	0.0800	6.47	0.0899	6.88	0.0984	7.30	0.1140	8.14
小田急線ダミー	0.1332	8.97	0.1360	9.12	0.1403	9.28	0.1458	9.40	0.1509	9.41	0.1540	9.28	0.1547	8.97	0.1535	8.68	0.1501	8.18
中央線ダミー	0.0800	4.84	0.0955	5.04	0.1034	5.26	0.1131	5.49	0.1239	5.72	0.1342	5.90	0.1463	6.11	0.1536	6.23	0.1629	6.33
定数	-6.7311	-12.09	-6.0013	-11.39	-5.1739	-10.50	-4.4538	-9.61	-3.8952	-8.84	-3.4876	-8.23	-3.0326	-7.51	-2.7203	-6.96	-2.2049	-5.98
決定係数 R ²	0.827		0.818		0.802		0.779		0.750		0.721		0.687		0.665		0.632	

表-14 距離逡減効果を考慮した地価形成モデルの推定結果 (1989 年)

φ	0		3.0 × 10 ⁻⁸		7.5 × 10 ⁻⁸		1.5 × 10 ⁻⁷		3.0 × 10 ⁻⁷		6.0 × 10 ⁻⁷		1.5 × 10 ⁻⁶		3.0 × 10 ⁻⁶		1.0 × 10 ⁻⁵	
変数名	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値
ln最寄り駅までの距離(m)	-0.1061	-13.89	-0.1054	-13.60	-0.1056	-13.26	-0.1058	-12.81	-0.1057	-12.25	-0.1059	-11.77	-0.1078	-11.42	-0.1101	-11.35	-0.1157	-11.11
ln前面道路幅員(m)	0.1847	7.87	0.1794	7.56	0.1743	7.16	0.1705	6.78	0.1684	6.44	0.1680	6.19	0.1670	5.90	0.1641	5.66	0.1569	5.25
Ein低・未利用地面積(m ²)	0.0012	0.65	-0.0012	-0.56	-0.0062	-2.38	-0.0133	-4.19	-0.0225	-5.62	-0.0332	-6.54	-0.0489	-7.22	-0.0611	-7.41	-0.0782	-7.30
Ein低層住宅地面積(m ²)	0.0029	1.51	0.0075	2.96	0.0145	4.32	0.0236	5.29	0.0350	5.90	0.0483	6.19	0.0677	8.22	0.0831	8.08	0.1052	5.64
Ein工業用地面積(m ²)	-0.0094	-10.92	-0.0105	-10.48	-0.0111	-9.58	-0.0115	-8.48	-0.0115	-7.30	-0.0113	-6.19	-0.0108	-4.99	-0.0105	-4.33	-0.0103	-3.67
Ein商業・業務用地面積(m ²)	0.0255	15.01	0.0310	14.76	0.0368	14.12	0.0430	13.31	0.0497	12.38	0.0566	11.53	0.0687	10.73	0.0765	10.40	0.0895	10.07
Ein公園・緑地面積(m ²)	0.0068	4.20	0.0095	5.10	0.0124	5.76	0.0147	5.85	0.0166	5.54	0.0182	5.07	0.0195	4.38	0.0197	3.85	0.0182	3.02
Ein公共公益施設用地面積(m ²)	0.0191	7.26	0.0198	6.41	0.0191	5.36	0.0191	4.61	0.0214	4.40	0.0258	4.52	0.0329	4.71	0.0378	4.75	0.0423	4.57
ガス&下水ダミー	0.0975	8.97	0.0958	8.71	0.0951	8.43	0.0959	8.21	0.0992	8.18	0.1057	8.41	0.1176	9.02	0.1272	9.56	0.1434	10.52
小田急線ダミー	0.1237	7.38	0.1324	7.99	0.1432	8.70	0.1538	9.33	0.1625	9.76	0.1686	9.99	0.1734	10.07	0.1749	10.01	0.1747	9.78
中央線ダミー	0.1155	5.63	0.1245	6.04	0.1359	6.49	0.1477	6.89	0.1588	7.19	0.1688	7.42	0.1812	7.89	0.1893	7.86	0.2004	8.06
定数	-6.5654	-9.09	-5.9273	-8.33	-4.9919	-8.14	-4.0984	-7.29	-3.3715	-6.47	-2.8104	-5.77	-2.1997	-4.90	-1.8174	-4.28	-1.2569	-3.22
決定係数 R ²	0.784		0.779		0.767		0.751		0.731		0.711		0.685		0.668		0.643	

表-15 距離逡減効果を考慮した地価形成モデルの推定結果 (1994 年)

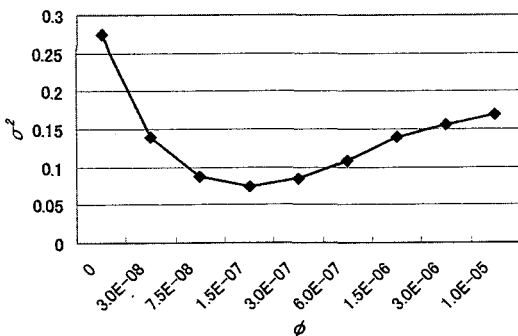
φ	0		3.0 × 10 ⁻⁸		7.5 × 10 ⁻⁸		1.5 × 10 ⁻⁷		3.0 × 10 ⁻⁷		6.0 × 10 ⁻⁷		1.5 × 10 ⁻⁶		3.0 × 10 ⁻⁶		1.0 × 10 ⁻⁵	
変数名	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値	k/n	t値
ln最寄り駅までの距離(m)	-0.1273	-15.98	-0.1259	-15.59	-0.1251	-15.13	-0.1242	-14.57	-0.1232	-13.93	-0.1227	-13.37	-0.1233	-12.87	-0.1248	-12.71	-0.1297	-12.79
ln前面道路幅員(m)	0.2157	8.95	0.2150	8.82	0.2142	8.61	0.2132	8.33	0.2125	8.03	0.2126	7.77	0.2122	7.47	0.2096	7.22	0.2029	6.78
Ein低・未利用地面積(m ²)	-0.0037	-1.75	-0.0067	-2.76	-0.0124	-4.39	-0.0203	-6.01	-0.0305	-7.24	-0.0423	-8.01	-0.0601	-8.59	-0.0746	-8.78	-0.0974	-8.81
Ein低層住宅地面積(m ²)	0.0013	0.63	0.0057	2.21	0.0128	3.70	0.0223	4.84	0.0347	5.64	0.0495	6.14	0.0725	6.48	0.0916	6.55	0.1207	6.36
Ein工業用地面積(m ²)	-0.0068	-7.55	-0.0077	-7.33	-0.0084	-6.81	-0.0090	-6.19	-0.0094	-5.47	-0.0094	-4.71	-0.0090	-3.78	-0.0087	-3.26	-0.0082	-2.87
Ein商業・業務用地面積(m ²)	0.0312	17.09	0.0380	16.98	0.0453	16.32	0.0529	15.41	0.0613	14.42	0.0698	13.50	0.0816	12.61	0.0914	12.17	0.1063	11.59
Ein公園・緑地面積(m ²)	0.0067	4.10	0.0081	4.28	0.0098	4.41	0.0112	4.31	0.0126	4.04	0.0139	3.76	0.0156	3.39	0.0165	3.12	0.0168	2.67
Ein公共公益施設用地面積(m ²)	0.0117	4.01	0.0130	3.79	0.0133	3.38	0.0141	3.15	0.0171	3.27	0.0220	3.61	0.0302	4.13	0.0360	4.36	0.0414	4.34
ガス&下水道ダミー	0.1055	8.79	0.1023	8.40	0.1001	8.03	0.0997	7.76	0.1020	7.67	0.1074	7.83	0.1175	8.30	0.1259	8.74	0.1403	9.54
小田急線ダミー	0.1135	6.63	0.1170	6.90	0.1202	7.15	0.1221	7.28	0.1230	7.30	0.1236	7.26	0.1242	7.17	0.1240	7.07	0.1228	6.84
中央線ダミー	0.1004	4.74	0.1006	4.73	0.1021	4.75	0.1056	4.83	0.1114	4.97	0.1186	5.16	0.1289	5.44	0.1363	5.63	0.1479	5.94
定数	-5.5482	-6.80	-5.1729	-6.90	-4.4768	-6.64	-3.7843	-6.20	-3.2138	-5.74	-2.7688	-5.33	-2.2847	-4.82	-1.9636	-4.41	-1.4296	-3.52
決定係数 R ²	0.772		0.767		0.757		0.743		0.725		0.707		0.683		0.667		0.644	

したがって、内部相関がそれほど高くない条件で、パラメータの信頼が認められ、その中でもより精度の高いモデルが望ましいモデルといえる。しかし、これらの9つのケースから一番望ましいモデルを採用する際の明確な基準がないことから、地価形成モデルにおける定数項の時間的安定性を根拠としてモデルの選択を行うことにする。

地価形成モデルの定数項とは、式(2)の $\log c / n$ の項を指す。本分析では、分析対象地域が東京駅から30km圏内という固定されたエリアで分析を行っているので、地価のサンプルの量を示す n は時間を通して一定である。また、係数 c は、理論上は時間を通して一定の値をとる。したがって、地価形成モデルの定数項が、分析を行っている3時点断面においてより安定している条件を、モデル選択における根拠として採用する。

図-5は、係数 ϕ に対応する地価形成モデルの定数項の分散を表している。定数項の分散は1984年、1989年、1994年の値を用いて算出した結果、分散が最も低いのは係数 ϕ が 1.5×10^{-7} のケースである。このモデルは内部相関が最も高いもので、低・未利用地と公共公益施設の0.615

と、多重共線性が存在する水準ではなく、すべての変数が5%の有意水準を満たし、決定係数も0.779と比較的高いことから、パラメータの安定性をより満足するモデルとして採用することにする。

図-5 地価形成モデルの定数項の3時点における分散と係数 ϕ の関係

7. 環境質の距離通減の影響を考慮した地価形成モデルによる効果分析

(1) ヘドニックモデルによる効果計測結果との比較

環境質が地価形成に対して与える影響の距離による通減を考慮した地価形成モデルを用いて、低・未利用地の有効利用における効果分析を行う。

はじめに、ヘドニックモデルのうち、他の関数形と比較して低めの評価結果が得られた対数一線形モデルによる低・未利用地の転換効果の計測結果と、地価形成モデルによる計測結果との比較検証を行う。環境質改善のプロジェクトとしては、5章のCase2を想定し、500m圏内

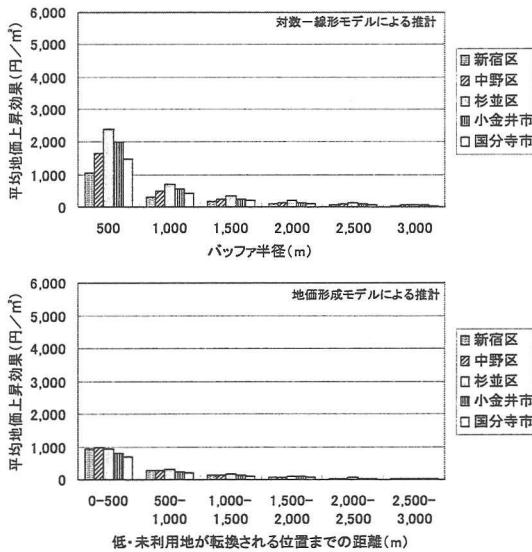


図-6 低・未利用地を低層住宅地に転換した場合の地域別平均地価上昇効果 (1984年)

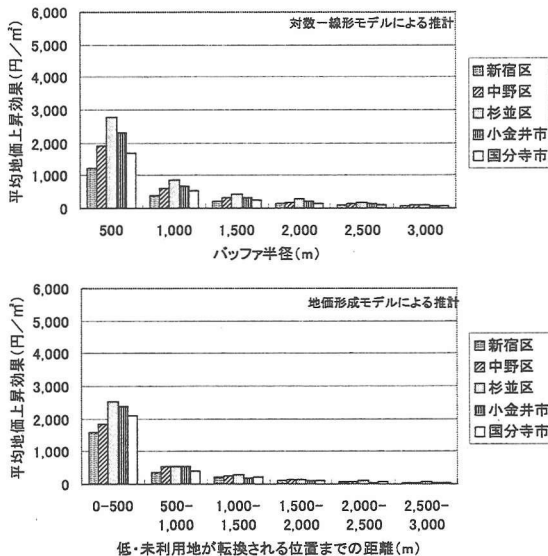


図-8 低・未利用地を公園・緑地に転換した場合の地域別平均地価上昇効果 (1984年)

における低・未利用地の10%に相当する面積を低層住宅地、商業・業務用地、公園・緑地、公共公益施設用地にそれぞれ転換した場合の地価上昇効果の計測を行う。ただし、分析に使用する地価形成モデルは、環境質改善の場所による効果の違いを推計することが可能な形式に拡張されているので、プロジェクトの位置を公示地点から500mずつ遠ざけた場合の効果それぞれを推計する。

図-6から図-9は、低・未利用地が転換された場合の地域別の平均地価上昇効果を示しており、対数一線形モデルから推計されたバッファ半径別の結果を上、地価形成モデルから推計された、地価観測地点からプロジェクトが行われた位置までの距離別の結果を下に、それぞれ

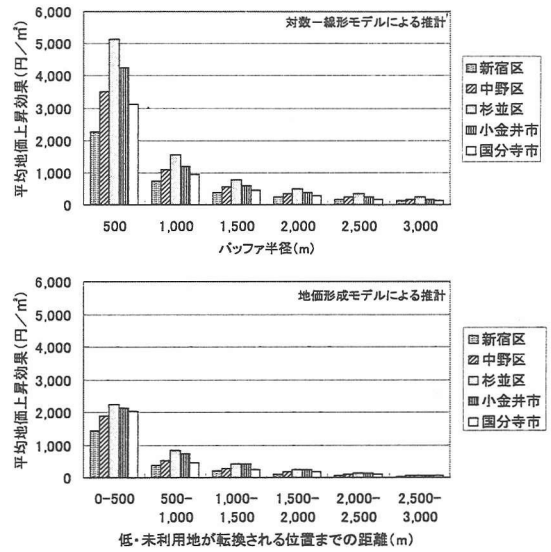


図-7 低・未利用地を商業・業務用地に転換した場合の地域別平均地価上昇効果 (1984年)

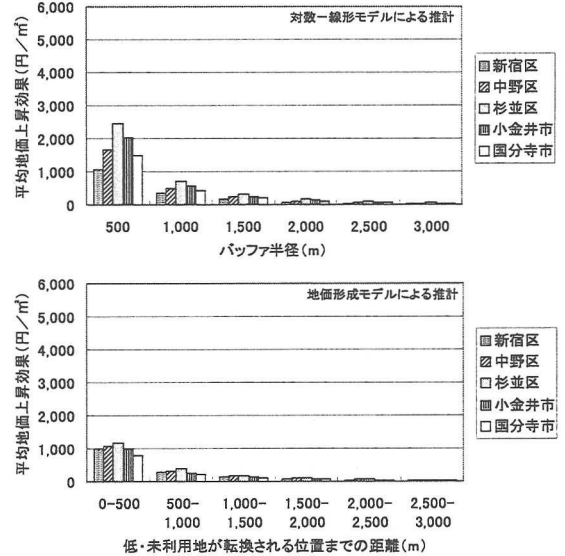


図-9 低・未利用地を公共公益施設用地に転換した場合の地域別平均地価上昇効果 (1984年)

表している。地域としては、分析対象地域の中心から郊外にかけて位置している、新宿区、中野区、杉並区、小金井市、国分寺市を設定する。ヘドニックモデルで推計される結果については、バッファ半径を広く設定することによって、地価上昇効果が逓減の様子が表れている。地価上昇効果の水準は、新宿区や中野区など都心に近い地域において、1,000 円/㎡から 2,000 円/㎡台、また、杉並区や小金井市など都心から少し離れた地域においては、2,000 円/㎡から 4,000 円/㎡台と、地域において格差が生じている。これは、郊外エリアの方が低・未利用地率が高く、他の土地利用への転換面積が増加することが主要因と考えられる。

一方、地価形成モデルを用いた効果分析においても、低・未利用地の転換の位置が中心部から離れていくほど地価上昇効果が低く推計されており、距離による逓減の影響が表れる結果が得られた。逓減の割合は、モデルを構築する際に用いたガウスの距離逓減関数に依存している。新宿区における地価上昇効果は対数一線形モデルの結果におおよそ一致しているが、それ以外の地域では、約 40%から 60%程度低い推計結果となった。また、低・未利用地から公園・緑地への転換については、各地域において対数一線形モデルとおおよそ同じ水準の地価上昇効果となった。他の土地利用への転換と比べて評価結果が高く計測された理由としては、都市の公園・緑地面積が少量であるため、低・未利用地の転換に伴う公園・緑地面積の増加率が高まったことが考えられる。以上の分析から、地価形成モデルを用いて効果計測を行った場合には、対数一線形モデルの結果に比べると同じ水準か、あるいは低い水準で評価されることが明らかになった。

図-10 は、地価形成モデルと対数一線形モデルにおいて、低・未利用地の転換の位置が 500m 間隔で離れた場合、あるいはバッファ半径が 500m 間隔で増加した場合の地価上昇効果の逓減比率を散布図で表したものである。ただし、低・未利用地の転換先の用途は低層住宅地のケースであり、新宿区、中野区、杉並区、小金井市、国分寺市の結果を示している。この結果、地価形成モデルにおける効果の距離逓減の比率は、ヘドニックモデルにおける距離逓減の比率と、おおよそ 1 対 1 で対応していることから、ガウス型の距離逓減関数によって、環境質が地価形成に及ぼす影響の距離による逓減が十分に説明されていると考えられる。

次に、環境質改善のプロジェクトとして前節の Case1 を想定し、広範囲にわたって低・未利用地 10%が低層住宅地に転換された場合の地価上昇効果を計測し、転換率に対する地価上昇効果の計測結果について検証を行う。図-11 は、低・未利用地から低層住宅地への転換率 10%に対する平均地価上昇効果を年次別に表したものである。環境質の距離逓減の影響を考慮した地価形成モデルの結果と、バッファ半径が 500m の場合の対数一線形モデル、および地価形成モデルの結果を合わせて表示させている。

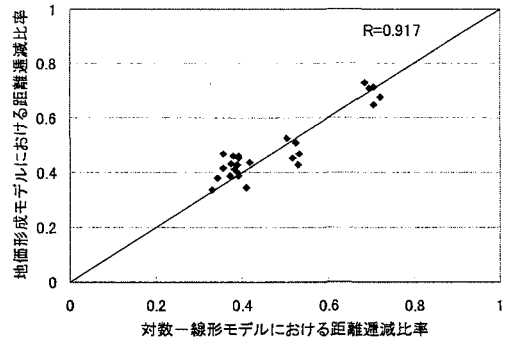


図-10 地価形成モデルと対数一線形モデルの低・未利用地転換効果の距離逓減比率
(低・未利用地の低層住宅地への転換、1984 年)

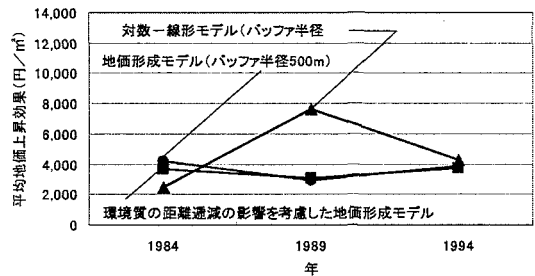


図-11 低・未利用地から低層住宅地への転換率 10%に対する平均地価上昇効果（首都圏）

各モデルの地価上昇効果の推計結果を比較すると、ヘドニックモデルの推計結果に対して、地価形成モデルは時間を通して安定した結果を得ており、低・未利用地の 10%の転換に対して約 3,000 円/㎡から 4,000 円/㎡程度と、安定した効果計測の結果が得られている。また、バッファ半径を 500m とした場合の地価形成モデルの分析結果にほぼ一致する結果となっていることから、環境質の距離逓減の影響を考慮したモデルを用いても、低・未利用地の転換率に対する地価上昇効果は十分に説明できていることがわかる。

以上の結果をまとめると、環境質の距離逓減の影響を考慮した地価形成モデルによって推計される低・未利用地の転換効果は、転換量を基準とした場合、ヘドニックモデルによる計測結果と同程度か、あるいは低い値として計測されたが、環境質が地価形成に与える影響の距離逓減の傾向を十分に与えていることが検証された。また、転換率に対する地価上昇効果については、環境質の距離逓減の影響を考慮した地価形成モデルを用いた場合も考慮しない場合のモデルの結果と同様に、10%の転換率に対して約 3,000 円/㎡から 4,000 円/㎡程度の範囲で、各時点断面における安定した推計結果を得ることができた。さまざまな関数を用いて比較を行ったが、いずれの関数形についても転換率に対する地価上昇効果はバッファ半径の設定にあまり依存しないことが特徴として明らかになった。10%の転換に対して約 3,000 円/㎡か

ら 4,000 円/㎡という地価形成モデルの計測結果は、地価の安定期におけるヘドニックモデルの計測結果と同じ水準であることから、環境質の距離逓減の影響を考慮した地価形成モデルは、低・未利用地の有効利用の効果を十分に計測することが可能なモデルであると考えられる。

(2) 地価形成モデルによる低・未利用地の有効利用における効果分析

環境質の距離逓減の影響を考慮した地価形成モデルを用いて、低・未利用地の有効利用における地価上昇効果を転換先の土地利用用途別に推計する。転換先の用途としては、低層住宅地以外に商業・業務用地、公園・緑地、公共公益施設用地を想定する。世田谷区を対象とした効果分析の結果を図-12、図-13 に示している。このうち、図-12 は、500m 圏内における低・未利用地の 10% に相当する面積が、公示地点から 500m ずつ離れた位置で転換された場合の平均地価上昇効果を用途別に示している。また、図-13 は、500m 圏内の低・未利用地の転換における転換率と平均地価上昇効果の関係を用途別に示している。図-12 において、用途別に地価上昇効果を比較すると、公園・緑地、商業・業務用地への転換効果が高く、500m 圏内の位置で転換した場合には、それぞれ 2,881 円/㎡、2,381 円/㎡となった。また、公共公益施設用地、低層住宅地への転換は、それぞれ 1,213 円/㎡、1,008 円/㎡の効果が認められる。基本的に、低・未利用地の転換の位置が地価観測地点から離れるにつれて地価上昇効果は低

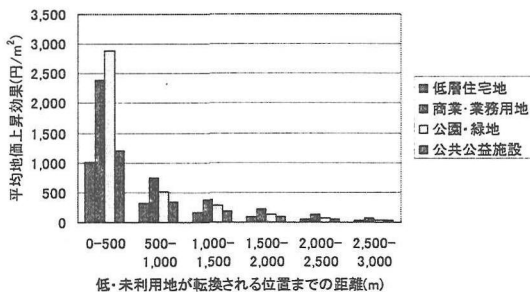


図-12 500m圏内の低・未利用地の10%に相当する面積の転換における転換先用途別の平均地価上昇効果 (世田谷区, 1984 年)

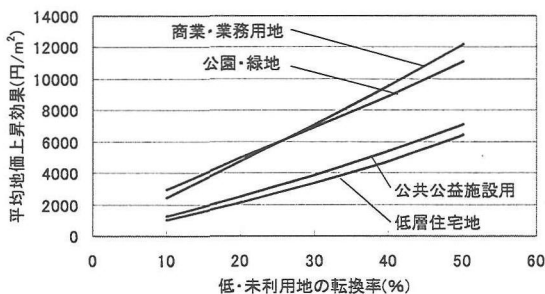


図-13 500m圏内の低・未利用地の転換における転換率と平均地価上昇効果の関係 (世田谷区, 1984 年)

下するが、この影響は、ガウスの距離逓減関数によって考慮されている部分である。また、図-13 の結果から、低・未利用地の転換率と地価上昇効果の関係は、線形に近い緩やかな非線形曲線で表されることがわかる。また、プロジェクトの規模を高めた場合には、転換率が 50% に対して、商業・業務用地で 12,186 円/㎡、低層住宅地では 6,406 円/㎡の効果が認められることが定量的に示されている。地価形成モデルから推計される効果計測の結果は、通常のヘドニックモデルの結果と比較すると同じ水準が低めの評価結果となったが、効果としては十分に期待される値であると考えられる。以上の分析から、低・未利用地の転換における地価上昇効果の影響曲線の特徴が土地利用転換先の用途別に明らかとなった。特に公園・緑地への転換については、低層住宅地や公共公益施設用地への転換よりも高く評価されるという特徴をとることができた。

7. おわりに

本研究では、10m メッシュの土地利用データを GIS から抽出し、一般的なヘドニックモデルと、順位規模分布に基づいた時空間要因の考慮が可能な地価形成モデルの比較を行い、首都圏における低・未利用地が地価形成に与える影響について定量的な分析を行った。

本研究より得られた結果を以下に示す。

- 1) 時空間要因の考慮が可能な地価形成モデルを適用し、GIS から抽出した詳細な土地利用データを用いた地価形成要因分析を行った。その結果、低・未利用地の存在が地価形成に対して負の影響を与えていることが統計的に認められ、低・未利用地の土地利用転換における効果が存在していることを明らかにした。
- 2) 地価形成モデルから得られる結果と一般的に用いられる単純なヘドニックモデルから得られる評価結果を比較することによって、地価形成モデルにおける評価結果の妥当性を示した。
- 3) ヘドニックモデルの評価結果から、低・未利用地の転換率に対する効果は、バッファ半径をどのレベルに設定しても比較的一定の水準で推計されるが、転換量に対する効果はバッファ半径の設定に依存し、バッファ半径を増加させるほど推計される効果は低下するという結果が得られた。このことから、ヘドニックモデルの推定に使用する土地利用データを抽出する際のバッファ半径の設定が推計結果に影響を与えることが明らかになった。これは、近隣に分布している環境質が地価形成に与える影響が大きく、遠方に分布している環境質の影響が小さく評価された結果であると考えられることから、厳密にプロジェクト評価を実施する上では、近隣における環境質改善の効果と遠方における環境質改善の効果の違いを考慮することが可能な地価形成モデルを構築し、計測を行う必要があることがわかった。

4) 環境質の距離逓減の影響を考慮することが可能な形式に地価形成モデルの拡張を行い、低・未利用地における土地利用転換効果について計測を行った。その結果、拡張された地価形成モデルによって推計された地価上昇効果は、ヘドニックモデルの結果と比較して同じ水準か、あるいは50%程度低い水準として推計される結果となった。また、ヘドニックモデルにおいて、土地利用面積のバッファ半径を増加させるにつれて地価上昇効果が低く評価されるという環境質の距離逓減の影響を、拡張されたモデルは十分に反映していることが検証された。

5) 転換率に対する地価上昇効果を推計した結果、距離の逓減を考慮した地価形成モデルも考慮しないモデルについても同様の結果が得られ、ヘドニックモデルによる推計結果と同じ水準で推計されていることが示された。

以上の結果より、環境質の距離逓減を考慮できる形に拡張された地価形成モデルは、通常のヘドニックモデルの結果に比べて低めの評価結果となるが、地域全体である一定の土地利用転換が図られた場合の効果については、妥当な推計が行われていることが検証された。

また、本モデルは現在発展段階にあり、一般的に用いられるヘドニックモデルの結果との比較を行うことによって、おおよそ同じ水準で効果計測が行われることが実証されたが、より多くの検証を積み重ね、事業効果の計測を行う地域の設定基準などについてもより深い検証を行った上で、実務的にも応用が可能なモデルへ発展させる必要があると考えられる。

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次第である。

参考文献

- 1) 国土庁編：平成12年度版土地白書、大蔵省印刷局、pp.277-282、2000。
- 2) Myoung Young Pior, Eihan Shimizu and Hideo Nakamura: GIS-Aided Benefit Evaluation System for Urban Railway Improvements: Focusing on the Hedonic Approach, Theory and Applications of GIS, Vol.6, No.2, pp.11-22, 1998.
- 3) 岡崎ゆう子、松浦克己：社会資本投資、環境要因と地価関数のヘドニック・アプローチ：横浜市におけるパネル分析、会計検査研究、No.22, pp.47-62, 2000。
- 4) 矢澤剛彦、金本良嗣：ヘドニック・アプローチによる環境評価－GISの活用と推定値の信頼性、住宅土地経済、pp.10-19, 2000.4。
- 5) 肥田野登(1992)：ヘドニック・アプローチによる社会資本整備便益の計測とその展開、土木学会論文集No.449/IV-17, pp.37-46。
- 6) 盛岡 通、藤田 壮：環境質及び環境サービスの経済価値とその市場への反映－三つの評価手法の原理とその適用例の比較－、日本不動産学会誌、第9巻第4号、pp.10-19, 1995。
- 7) 伊東大悟、近藤光男、廣瀬義伸：地価形成モデル構築のための順位規模分布に関する基礎分析、土木学会論文集、vol.16, No.2, pp.65-76。
- 8) 伊東大悟、近藤光男、廣瀬義伸：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、日本不動産学会誌、No.723/IV-58, pp.29-40, 2003.1。
- 9) 建設省国土地理院：国土地理院技術資料D・1-No.354 (試験提供) Detailed Digital Information (10m Grid Land Use) Metropolitan Area 1984, (財)日本地図センター、1998。
- 10) 建設省国土地理院：国土地理院技術資料D・1-No.354 (試験提供) Detailed Digital Information (10m Grid Land Use) Metropolitan Area 1989, (財)日本地図センター、1998。
- 11) 建設省国土地理院：国土地理院技術資料D・1-No.354 (試験提供) Detailed Digital Information (10m Grid Land Use) Metropolitan Area 1994, (財)日本地図センター、1998。
- 12) 経済企画庁：平成5年年次経済報告－バブルの教訓と新たな発展への課題、1993。
- 13) 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、ぎょうせい、pp.10-13, 1999。
- 14) 金本良嗣：ヘドニック・アプローチによる便益評価の理論的基礎、土木学会論文集、No.449/IV-17, pp.47-56, 1992。

順位規模分布の概念を用いた地価形成モデルによる低・未利用地の有効利用の影響分析

田中 孝、伊東大悟、廣瀬義伸、近藤光男、中島康博

本研究は、順位規模分布の概念を用いた地価形成モデルを適用し、近年問題になっている大都市部における低・未利用地が地価形成に与える影響を、地価のマクロ的な変動要素を分離した形で定量的に評価した。通常用いられるヘドニックモデルでは評価が時系列的に不安定となったが、地価形成モデルによって低・未利用地の有効利用における効果が安定的に評価された。環境質をGISからバッファリングで抽出する際には、基本的にその範囲内における影響評価しか行われない。そこで環境質の距離による影響の違いを考慮できる形式にモデルを拡張し、広域的に分布する環境質の影響を評価した上で、低・未利用地の有効利用の効果を定量的に明らかにした。

Impact Analysis for Effective Utilization of Underutilized Land by the Land Price Model on Concept of the Rank-Size Distribution

By Takashi TANAKA, Daigo ITO, Yoshinobu HIROSE, Akio KONDO and Yasuhiro NAKAJIMA

This study aims to measure the effect of utilization of underutilized land by using the land price model on concept of the rank-size distribution. It was clarified that the land price model on concept of the rank-size distribution gave the stable evaluation on a time-series, although the general hedonic model gave the unstable evaluation. When attributes of the model are selected in consideration of buffering on the GIS, the effect of attributes is evaluated only in that buffering area. The land price model is, then, extended to the form, which could evaluate the difference in influence of attributes accompanying distance. As a result, the impact of effective utilization of underutilized land is measured quantitatively.