

155. 空間的土地利用混合度指標を用いた住宅地地価分析による土地利用パターンの評価

Evaluation of Land Use Pattern by Analyzing Residential Land Price Focusing on Spatial Indices of Land Use Mix

嚴 先鏞*・鈴木 勉**
Sunyong Eom*, Tsutomu Suzuki**

Controlling externalities related to land-use mix and clarifying desirable land use pattern are important tasks in urban planning. This study aims to quantify the relationship between land use mix and land price and clarify the land use pattern which can increase land price by resolving mixture into three spatial indices—adjacency, intensity, and proximity. We estimate the land price of residential use in Tokyo Ward area considering spatial autocorrelation with three models—A) control variable model, B) entropy model, and C) spatial mixture index model. While model B cannot give clear explanations of the effects of the mixture because the mixture is captured by a single index, model C explains which parts of land use mix have effects on land price. Our results indicate that effects of mixture with a given use on land price vary according to adjacency, intensity, and proximity and enable us to identify spatial pattern for enhancing land price.

Keywords: land use mix, land price, spatial regression model, adjacency, intensity, proximity

土地利用混合, 地価, 空間回帰モデル, 隣接, 集積, 近接

1. はじめに

都市空間における用途間の外部効果をコントロールすることは、都市計画の重要な課題である。土地利用規制の代表的な手段である用途地域制は、用途間の不適合による負の外部効果を防ぐことを主な目的としているが、最近では用途間の正の外部効果を考慮した土地利用混合も注目を浴びている。例えば、混合土地利用は徒歩圏内にある様々な用途の混合が地域全体の効用を向上させるコンセプトに基づいたものであり、欧米を含む多くの都市で重要な計画概念となっている。Jacobs¹⁾は都市近隣における多様性の条件の一つとして、2つ以上の主要用途によって構成されている混合土地利用を挙げており、異なる用途が近くに位置することで都市の多様性が高まると主張した。土地利用混合のメリット・デメリットについて定量的なアプローチを取った研究は、交通計画、都市経済、公衆衛生など、幅広い分野で行われている。その中でも、不動産価値における混合度の効果という観点からヘッドニック分析を行った一連の研究の蓄積がある^{2),3),4),5)}。しかし、土地利用混合の効果については、各研究によって結果が様々であり、望ましい土地利用パターンの具体的な姿が明確になっているとは言い難い。混合度指標としてよく使われるエントロピー指標の住宅価額への影響に関して、Song and Knaap⁶⁾とGuo *et al.*⁵⁾は、戸建住宅におけるエントロピー指標が小さいほど、つまり、混合しないほど地価が高いと指摘している。それに引き換え、Cervero and Duncan⁷⁾は、エントロピー指標が大きいほど地価が高いとしている。また、異なる用途までの距離を用いたMatthews and Turnbull⁸⁾は、商業施設までの直線距離が近いほど住宅価額が低いと述べている反面、Song and Knaap⁶⁾はその逆の結果を提示している。

このように、同じ指標を用いても土地利用混合の効果が

異なる理由としては、土地利用混合を定量化するために使われている指標が用途の空間的分布を十分に反映できないということが考えられる。例えば、エントロピー指標は用途の種類や空間関係の考慮ができない弱点がある^{7),8)}。用途別の最寄の施設までの距離、割合といった具体的な空間関係に基づく指標も用いられてはいる。しかし、ある一つの指標が同じであっても他の混合度指標も同じとは限らないため、土地利用パターンを具体化することはできないという問題がある。このような観点から、嚴・鈴木⁹⁾は、用途間の空間関係を細分化した隣接性、集積性、近接性の3つの指標を区別することによって、同じ構成比を持つ地域における土地利用の空間的なパターンの違いを分解して把握できることを示した。また、その指標に基づいて商業との近接と集積による混合は自動車分担率と負の関係にある一方で、隣接度による混合は正の関係にあることなど、交通手段分担率との関係は明らかにしたが、その関係に基づいた具体的な土地利用パターンに関しては論じられていない。

本研究は、上述の隣接度、集積度、近接度の3つの指標を用いて土地利用混合の地価への影響を定量化し、地価の観点から地域の価値を高める土地利用パターンを提示することを目的とする。特に、同じ用途であっても空間関係による地価への影響関係が異なるかを検証し、3つの混合度指標を同時に考慮することで地価の観点から高く評価される土地利用パターンの具体化に焦点を置く。以下、第2章では、従来の研究における混合度指標のレビューと、本研究で用いる隣接度・集積度・近接度の説明を行う。次に、第3章では、地価の推定に用いるデータと変数の説明を行う。そして、第4章では混合度を考慮しないA) ベースモデル、既存の混合度指標を用いるB) エントロピーモデル、空間混合度指標を用いるC) 空間混合度モデルの3つの地価推

* 学生会員・筑波大学大学院システム情報工学研究科(University of Tsukuba)

** 正会員・筑波大学システム情報系(University of Tsukuba)

定モデルについて、空間的自己相関を考慮する SARAR (Spatial autoregressive models with autoregressive disturbances) に基づいた定式化を行う。さらに、第5章では3つのモデルによる推定結果の適合度を比較し、各混合度指標と地価の関係を考察する。第6章では、空間混合度モデルの推定結果に基づいて、東京都区部における土地利用パターンを評価し、地価を高める土地利用配置について論じる。最後に、第7章で本研究を総括する。

2. 空間関係を考慮した土地利用混合度指標

2.1 既存の混合度指標：エントロピー指標

混合度と地価の関係に関する研究で使われている混合度指標は、用途間のバランス・多様性に着目した指標と、個別の用途に対する指標に分けられる。前者には、エントロピー指標、Herfindahl-Hirschman 指標などがあるが、その中でも代表的な指標と言えるエントロピー指標 (*ent*) は以下のように定義される¹⁰⁾。

$$ent = \frac{\sum_k p_k \ln(p_k)}{\ln(K)} \quad (1)$$

ここで、 p_k は用途 k の面積の割合、 K は用途の種類数である。地価の推定において *ent* は地価測定地点を基準とした半径 r 以内の範囲を集計対象とし、 p_k は半径 r 以内の全体面積に対する用途 k の面積の割合とする。この値が1に近いほど混合している地域と見なすことができる。本研究では r を 500m と設定する。

個別の用途に対する指標は、測定地点から用途が k である最寄の施設までの距離、用途別の割合などが用いられている場合が見られる^{4,6,11)}。例えば、Song and Knaap⁴⁾ は交通ゾーンにおける用途別割合、最寄の商業、集合住宅、公共、工業、公園までの直線距離、ゾーン単位のエントロピー指標を用いて地価の関係を分析しているが、独立した3つの推定モデルを用いているため、混合度と地価の関係における3つの指標の違いが区別できるとは言い難い。

2.2 用途間の空間関係を考慮した混合度指標

本研究では、厳・鈴木⁹⁾で提案している隣接度 (adjacency, 同・異用途間の隣接の程度)、集積度 (intensity, 一定距離内

にある同・異用途の量)、近接度 (proximity, 異用途間の距離) の3種類の指標を用いる。

$$\text{隣接度} : adj_{il} = \sum_{j|x_{jl}=1} \frac{l_{ij}}{\sqrt{a_i}} \quad (2)$$

$$\text{集積度} : int_{il} = \frac{\sum_{j|d_{ij}<r, x_{jl}=1} a_j}{\sum_{j|d_{ij}<r} a_j} \quad (3)$$

$$\text{近接度} : prox_{il} = \frac{1}{d_{il}^{\min}} \quad (4)$$

ここで、 a_i : ポリゴン i の面積、 l_{ij} : ポリゴン i と j の接面、 x_{jl} : ポリゴン j の用途が l であれば1 (さもなければ0)、 d_{ij} : ポリゴン i と j の重心間直線距離、 $d_{il}^{\min} = \min_{j|x_{jl}=1} d_{ij}$: ポリゴン i から最寄りの用途 l のポリゴンとの中心間直線距離である。 r は *ent* と同じように 500m と設定し、 l がポリゴン i の用途 ($x_{il} = 1$) のとき $prox_{il}$ は定義しないこととする。

3. 地価および説明変数

3.1 地価データ

地価データは、国土交通省国土数値情報から得られる「平成23年地価公示データ」及び「平成23年都道府県地価調査データ」を結合して用いる。東京都区部においては、それぞれ1,557地点、712地点に対する地価が把握できる。一つの地点に対して2つの調査の両方にデータがある場合、地価公示のデータを用いることとする。この2つの地価データを「東京都都市計画地理情報システムデータ」と結合することにより、各測定地点の用途を特定し、その中で用途が住宅 (1,157地点) である地点に限定する。但し、コントロールとして用いられる建物構造属性が空欄または建設中である10地点は対象外とし、1,147地点 (地価公示 : 864地点、都道府県地価 : 283地点) を対象とする (図1)。

3.2 混合度指標

混合度指標としては、2章の2つの指標を用いる。混合度測定に使うデータは、「東京都都市計画地理情報システムデータ」の中の東京都区部土地利用現況調査レイヤーと都市計画情報レイヤーである。

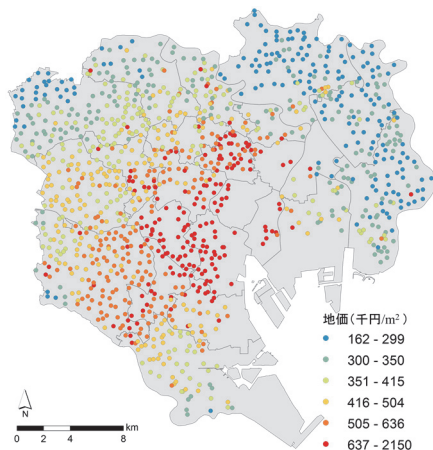


図1 東京区部における地価分布 (等量6区分)

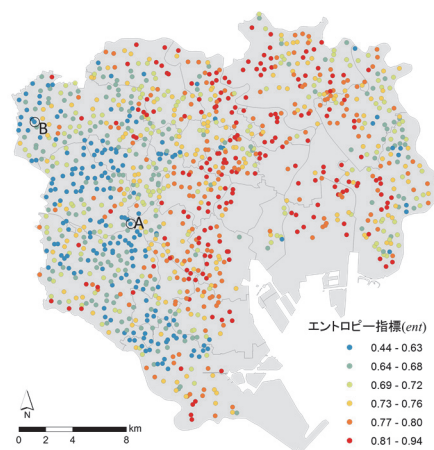
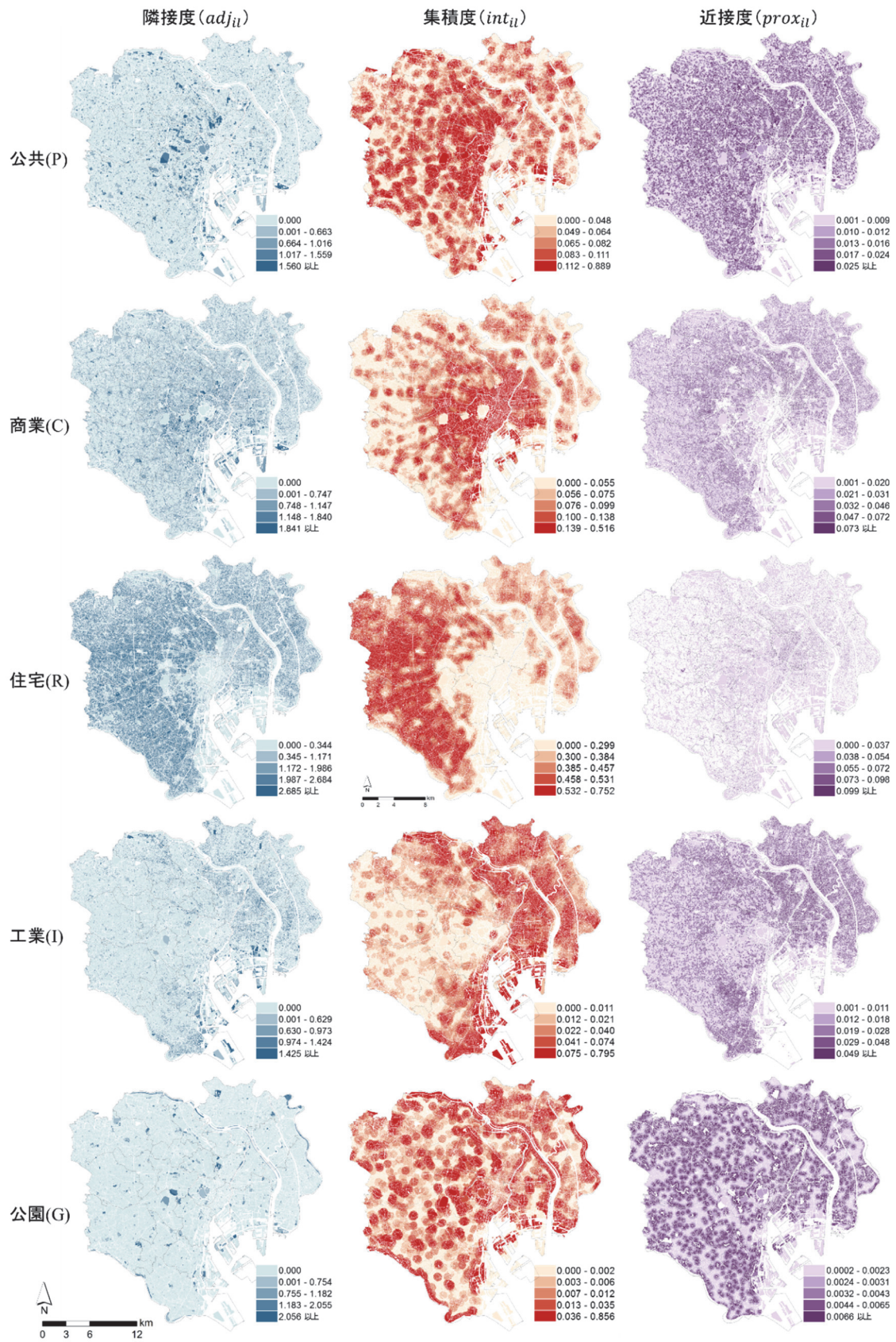


図2 エントロピー (*ent*) の測定結果 (等量6区分)



*対象ポリゴンの数を等量で5区分されるように各指標のレンジを設定した。
 但し、0の値を持つポリゴンの数が全体の1/5を超える場合、0の値を除き、等量で4区分している。

図3 個別土地利用ポリゴンにおける空間混合度指標の測定結果

土地利用現況調査レイヤー（平成23年度）は、ほぼ個別の敷地に相当するポリゴン単位で面積と代表用途が把握できる。土地利用現況調査レイヤーにおけるポリゴンは、隣接の敷地が同じ用途である場合、敷地の区分がされていない場合がある。つまり、一つのポリゴンに複数の敷地が含まれており、実際の法律上の定義とは異なる単位である。

土地利用用途は、公共用地（P）、商業用地（C）、住宅用地（R）、工業用地（I）、公園（G）、その他（O）の6つに区分する。土地利用現況調査レイヤー上の公園・運動場等として分類されているポリゴンは、都市公園だけではなく、墓地なども含まれている。そこで、市民の活動・憩いの場として活用できる公園のみを対象とする。そのため、公園・運動場等のポリゴンの中で、東京都地理情報システムの都市計画情報レイヤーの公園・緑地（平成23年）に含まれるポリゴンのみを公園として定義し、その以外はその他として分類する。区部全体における構成比をみると、公共8.9%、商業9.2%、住宅34.2%、工業5.6%、公園4.2%、その他37.9%である。そのうち、その他は道路がおおよそ半分を占めている。

ent と集積度の測定における半径 r 以内の用途別の割合は、基準となるポリゴン i の重心から r 以内に重心があるポリゴン j の用途別の面積から計算する。その際、公園など大きなポリゴンの一部が半径 r 以内に含まれる場合、用途別の割合が過小・過大になる恐れがある。具体的に言うと、ある大きいポリゴンの一部の狭い面積しか含まれないものの重心が半径 r 以内にあることで全体の面積が用いられると該当用途の割合が過大・他の用途の割合は過小になる。逆に、広い面積が含まれるものの重心が含まれないと、その用途の面積が除かれ、他の用途の割合が過大になる。それを防ぐため、まず全体のポリゴンと 100m メッシュによってより細かいポリゴンに予め分割しておき、分割されたポリゴンを j の集合とする。次に、分割する前のポリゴ

ン i の重心から r 以内にあるポリゴン j の面積を用途別の集計することで割合を測定する。地価の観測地点において半径 r のバッファーと正確に重なる用途別の割合と分割されたポリゴンを用いた重心間の距離による計算結果を比較した結果、大きい差はなく、過小・過大の問題がほぼないことを確認した。

区部以外の地域が測定半径に含まれる場合、その部分の土地利用も測定半径内の区部の土地利用の構成比と同じだと仮定し、区部内の面積のみを用いて各用途別の割合を計算する。但し、海面が含まれる場合、半径 r の円からデータの陸地部のポリゴンを引いたポリゴンの面積をその他の用途として考慮する。図2は、6用途の割合（ $K=6$ ）を用いて計算した ent の測定結果であり、図3は、その他を除いた5つの用途のポリゴン毎の空間混合度指標の分布である。

図3の空間混合度指標の分布を見ると、厳・鈴木⁹⁾から分かるように、集積度は用途の多寡によって水準が決まる傾向があるが、集積度が同じレベルの地点であっても隣接度と近接度の指標は異なる値をとる傾向が見られる。このように3つの指標を同時に考慮することで同じ用途であっても空間関係による地価との関係の違いを把握することが可能になる。地価測定地点を含んでいるポリゴンの混合度をその地価観測地点の混合度とし、表1にその記述統計と各用途別の混合度指標間の相関係数を表した。隣接度と集積度、集積度と近接度の間には相関係数が小さく、異なる空間関係を説明している指標である。一方、隣接度と近接度の場合、公園を除いた用途で相関係数が大きい。対象用途と接続していなければ隣接度は0となる一方、近接度は連続的な値を持つ指標である。隣接度が大きいと必ずと近接度も大きいため相関係数は大きくなるが、異なる空間関係を表す指標だと言える。図2を見ると、区部の西側で ent の値が小さいが、集積度の分布では ent の値が同じであっても用途別の割合は異なることが見られる。図2の地点AとBを例としてみると、ent はそれぞれ0.609と0.606としてほぼ同じであるものの、図3の商業の集積度は0.021と0.103として差が大きい。そのことから3つの指標を用いることで用途の差を考慮した混合度と地価の関係が把握できる。

3.3 コントロール変数

地価に影響を及ぼす可能性のある変数をコントロール変数として用いる。先行研究^{12),13)}を参考にし、(1) 宅地属性（地積、建物構造）、(2) 法律規制（指定容積率）、(3) 道路状況（前面道路幅員、道路率）、(4) 鉄道アクセシビリティ（最寄の駅までの道路距離、最寄の駅から東京駅までの鉄道による移動距離）を用いる。地価データに含まれているデータを基にし、変数を構築した。前面道路幅員は、Mapple10000 データ（平成21年）に基づいた4段階区分の幅員（1：4m未満、2：4m～5.5m、3：5m～13m、4：13m以上）を用いる。また、道路率は、東京都土地利用データを用いて集積度と同じ方法で地点毎に半径500mの面積の割合を測定した。東京駅までの鉄道による移動距離は、国

表1 変数の記述統計

変数		平均	標準偏差	最小値	最大値	
地価	自然対数、円/m ²	12.991	.430	11.995	14.581	
地積	(m ²)	222.9	259.1	47.0	3089.0	
構造	タミ- (SRC) (0:その他 1:SRC 構造)	.048	.214	.000	1.000	
構造	タミ- (RC) (0:その他 1:RC 構造)	.185	.388	.000	1.000	
容積率	(%)	220.1	113.6	80.0	700.0	
前面	道路幅員(4段階区分)	2.323	.781	1.000	4.000	
最寄	駅までの道路距離(km)	.725	.475	.000	3.600	
東京	駅までの鉄道移動距離(km)	12.464	4.211	1.883	28.001	
道路	率(%、半径500m以内)	19.271	3.336	9.416	34.011	
エン	トロビー指標(ent)	.713	.084	.444	.936	
公	隣接度 (adj _P)	adj-int* .073	.107	.360	.000	2.795
	集積度 (int _P)	adj-prox .524	.090	.057	.009	.540
	近接度 (prox _P)	int-prox .068	.016	.016	.003	.360
商	隣接度 (adj _C)	adj-int .283	.494	.727	.000	3.738
	集積度 (int _C)	adj-prox .672	.090	.057	.014	.439
	近接度 (prox _C)	int-prox .185	.037	.026	.005	.195
住	隣接度 (adj _R)	adj-int .187	1.482	1.106	.000	5.205
	集積度 (int _R)	adj-int .442	.117	.037	.000	.701
	近接度 (prox _R)	adj-int .365	.138	.372	.000	3.158
工	集積度 (int _I)	adj-prox .666	.033	.035	.000	.252
	近接度 (prox _I)	int-prox .445	.023	.020	.002	.215
	隣接度 (adj _G)	adj-int .098	.010	.120	.000	2.247
公	集積度 (int _G)	adj-prox .158	.027	.044	.000	.407
	近接度 (prox _G)	int-prox .198	.005	.004	.001	.044
サンプル数		1147				

*同一用途における混合度間の Pearson の相関係数

土数値情報の鉄道ネットワークデータを扱って計算する。表1は、地価の推定に用いるデータの記述統計である。

4. 地価推定モデルの関数型の選定

地価推定の時よく使われている関数形の選定において、独立変数が0の値を持つ場合、変数の対数変換が困難であるがゆえに、linear-linear と log-linear の関数による推定結果を比較した(表2)。その結果、より適合度が良いlog-linearの関数を用いることとする。

ベースモデル(モデルA)、モデルAにエントロピー指標を加えたエントロピーモデル(モデルB)、モデルAに空間混合度指標を加えた空間混合度モデル(モデルC)の3つのモデルを用いて地価を推定し、その結果を比較する。まず、混合度変数の投入によるモデルの適合度の変化を見るため、モデルAとモデルB、Cを比較する。次に、モデルBとCの比較を行い、既存のentと比べ、混合度を空間関係の観点から細分した3つの指標が土地利用混合度と地価の関係をどれだけ良く説明できるかを明らかにする。

地価データは地理座標を持った空間データであるため、一般的な最小二乗法(OLS)を用いた推定結果はデータにおける空間依存性によるバイアスを持つ可能性がある¹⁴⁾。従って、OLSによる推定を行い、Moran's I 統計とラグランジュ乗数検定を実施した。表2のlagとerrorのラグランジュ乗数が両方0.1%有意であることから従属変数及び残差の両方に空間依存性が確認された。そのため、空間的自己相関を考慮したSARARモデルを用いることにする。これに基づいた3つのモデルは、以下のように定義される。

$$\text{モデルA} : P = \alpha + \rho WP + \beta X + u \quad (5)$$

$$\text{モデルB} : P = \alpha + \rho WP + \beta X + \gamma E + u \quad (6)$$

$$\text{モデルC} : P = \alpha + \rho WP + \beta X + \delta M + u \quad (7)$$

$$u = \lambda Wu + \epsilon \quad (8)$$

ここで、 n は観測点の数、 m と o はそれぞれコントロール変数の数、空間混合度変数の数、 P は $n \times 1$ の観測地点の地価の自然対数ベクトル、 α は定数項、 X 、 E 、 M は、それぞれ $n \times m$ のコントロール変数、 $n \times 1$ のエントロピー指標、 $n \times o$ の空間混合度指標ベクトル、 β 、 δ はそれぞれ $m \times 1$ 、 $o \times 1$ の回帰係数ベクトル、 γ はentの回帰係数である。 W は $n \times n$ の空間重み行列、 u は $n \times 1$ の空間的な依存性のある誤差項、 ρ と λ はそれぞれ従属変数と残差の自己回帰パラメータ、 ϵ は $n \times 1$ の空間的従属性のない誤差のベクトルである。

W を定義する際に、 k 近傍法による最寄の観測点を考慮すること、打ち切り距離(Cutdist)以内の観測点を考慮する

表2 OLSによる推定の適合度と空間自己相関の検定

区分	モデル		
	モデルA	モデルB	モデルC
AIC	linear-linear 31,186.7	31,181.2	30,532.1
	log-linear 475.8	442.1	-277.5
Moran's I (error)	0.66	0.65	0.43
ラグランジュ乗数 (lag)	2431.58	2369.63	1241.55
ロバスト・ラグランジュ乗数 (lag)	227.39	240.36	364.57
ラグランジュ乗数 (error)	2591.08	2529.34	1121.15
ロバスト・ラグランジュ乗数 (error)	386.89	400.07	244.17
ラグランジュ乗数 (SARMA)	2818.47	2769.70	1485.72

*検定結果log-linearにおけるものであり、0.1%水準で有意である。

ことが多い。また、2つの観測点の距離が近いほど空間関係が強くなると仮定することが一般的であるが、その場合は、距離の逆数を用いることが多い¹⁵⁾。以上の仮定により、重み行列 W の成分の w_{ij} は下記のように定義できる。

$$w_{ij} = \frac{c_{ij}}{\sum_j c_{ij}} \quad (9)$$

$$c_{ij} = \frac{1/d_{ij}}{\sum_j 1/d_{ij}}, \quad d_{ij} \leq \text{Cutdist} \text{ (さもなくば0)} \quad (10)$$

モデルの推定はGeodaspaceを用い、一般化モーメント法(GMM)に従って行う。その際、Cutdistは500mから3,000mまで500mの間隔で設定して分析を行い、適合度の最もいい1,500mを選んだ。

5. 地価の推定結果の比較

5.1 ベースモデル(モデルA)

表3のコントロール変数のみを考慮したモデルAの推定結果によれば、推定値と実測地の相関を表す疑似決定係数(Pseudo R²)、空間疑似決定係数(Spatial Pseudo R²)がそれぞれ0.904と0.210である。従属変数における空間ラグの考慮において、疑似決定係数は実測値に基づいた推定値を用い、空間疑似決定係数は独立変数によって推定された値を用いる。変数の分布の仮定しないGMM(Generalized method of moments)による推定を行っているため、AICなどによる適合度の判断ができず、相対的な適合度の比較は空間疑似決定係数を用いることが多い¹⁶⁾。地価推定におけるモデルAの適合度は高いとは言えない。地積、構造ダミー(SRC, RC)、容積率、前面道路幅員は、地価と正の関係、最寄駅までの道路距離は負の関係を表し、先行研究と一致する結果である。ところが、東京駅までの鉄道移動距離は先行研究と異なり、正の関係を表している。東京駅周辺に地価が高い地点が集中しているため、地点間の空間関係を考慮しないモデルでは東京駅へのアクセシビリティが地価と正の影響を持つと分析された。一方、空間自己回帰を考慮した分析では、逆の関係を持つと分析されたと考えられる。このモデルによりコントロール変数の影響は説明できるが、土地利用混合による影響は把握できない。

5.2 エントロピーモデル(モデルB)

そこで、エントロピーモデルを用いて、まずentを考慮して推定を行うと、空間疑似決定係数は0.293となり、Aより高い適合度が得られる。entは地価と負の関係を表し、Song and Knaap⁴⁾やGuo et al.⁵⁾の結果と一致しており、純化されるほど地価が高いことを示す。しかし、この指標では、用途の種類の差が反映されない、自由度が少ない、混合の意味が曖昧であるなどといった問題が挙げられる。

5.3 空間混合度モデル(モデルC)

そこで、さらに空間混合度モデルによる推定結果を見ると、空間疑似決定係数は0.752となり、モデルBより推定結果が大幅に改善されることがわかる(表3)。14個の混合度指標のうち、12個の変数が有意である。表4は、ダミー変数を除き、各指標の平均値を基準とした場合、1%の増加による地価の変化率(弾力性)を表す。但し、一つの観

表3 3つのモデルによる地価の推定結果の比較

	A: ベースモデル		B: エントロピーモデル		C: 空間混合度モデル	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
定数項	.545	.319 *	.856	.323 ***	1.986	.315 ***
地積 (対数)	.000	.000 ***	.000	.000 ***	.000	.000 ***
構造ダミー (RC)	.047	.012 ***	.048	.012 ***	.040	.011 ***
構造ダミー (SRC)	.179	.022 ***	.173	.022 ***	.167	.021 ***
容積率	.001	.000 ***	.001	.000 ***	.001	.000 ***
前面道路幅員	.047	.005 ***	.047	.005 ***	.051	.005 ***
最寄駅までの道路距離	-.096	.011 ***	-.092	.011 ***	-.079	.010 ***
東京駅までの鉄道移動距離	.012	.002 ***	.010	.002 ***	.006	.002 ***
道路率	.000	.000 **	.000	.000 **	.000	.000 *
エントロピー指標 (ent)			-.233	.057 ***		
公共	隣接度 (adj _P)				-.016	.012
	集積度 (int _P)				.291	.095 ***
	近接度 (prox _P)				.476	.264 *
商業	隣接度 (adj _C)				.033	.007 ***
	集積度 (int _C)				.843	.126 ***
	近接度 (prox _C)				-.898	.206 ***
住宅	隣接度 (adj _R)				-.016	.004 ***
	集積度 (int _R)				.391	.069 ***
工業	隣接度 (adj _I)				.004	.014
	集積度 (int _I)				-.409	.162 **
	近接度 (prox _I)				-.1007	.262 ***
公園	隣接度 (adj _G)				.052	.031 *
	集積度 (int _G)				.242	.117 **
	近接度 (prox _G)				-.1734	.916 *
自己回帰パラメータ 従属変数 (ρ)	.933	.022 ***	.923	.022 ***	.812	.023 ***
自己回帰パラメータ 残差 (λ)	.203	.061 ***	.186	.063 ***	.175	.062 ***
疑似決定係数	.904		.906		.919	
空間疑似決定係数	.210		.293		.752	

***は1%, **は5%, *は10%水準で係数が有意であることを表す。

測点における独立変数の変化は、その観測点だけではなく、スピルオーバー効果によって他の観測点の従属変数に変化を起すため、全ての観測点においてある独立変数が1単位変化したとき、空間的な効果を含んだ効果は $\beta(1 - \rho)^{-1}$ である¹⁷⁾。ここで、 ρ は表3の従属変数における自己回帰パラメータである。表4の値は、 $\beta(1 - \rho)^{-1}$ に各指標の平均値を掛けた値であり、絶対値が大きい順で並べたものである。住宅、商業の集積度の弾力性が大きく、それぞれ0.919と0.402であり、最寄駅までの道路距離 (-0.307) より地価への影響が大きく、その次に、商業への近接度、公共の集積度の影響が大きいという結果になっている。

住宅用途に対する混合度のうち、 int_R の正の係数は一定範囲内の住宅によって純化されるほど地価が高いことを示し、エントロピー指標の負の関係と一致する結果と言える。 int_R 以外に adj_R が地価と有意な負の関係を表している。隣接度はポリゴンの形も反映している指標であり、住宅間の隣接による負の効果ではなく、ポリゴンの形態による結果であると考えられる。住宅間の隣接度が高いと形状が細長い又は複雑である傾向があり、土地の有効な活用ができずに adj_R が負の影響を及ぼす結果となったと考えられる。

商業用途の混合については全ての指標が有意であり、 adj_C と int_C は正の関係、 $prox_C$ は負の関係を表している。 adj_C は正の関係を表しているが、住宅の立場から商業の隣接のメリットがあるとは限らない。商店街や商業集積地域の中に立地している場合 adj_C が大きい、その場合、住宅だけではなく商業など他の用途への変更も可能であるため、土地の活用価値が高いと評価されたと考えられる。 int_C が大きいと徒歩距離以内に多くの商業用途の存在による活動の多様性が期待されるため、地価の価額に正の影響を与え

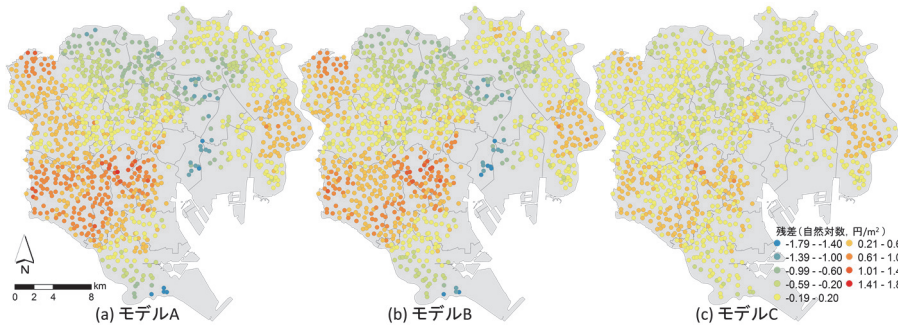
ると考えられる。一方、 $prox_C$ が大きいと最寄の商業用途による騒音、プライバシー問題などの問題が発生する恐れがあるため、負の影響を及ぼすと考えられる。Matthews and Turnbull¹⁸⁾の結果においても、商業用途と直線距離が近いほど地価が低いと分析され、商業と住宅の近接によるネガティブな効果が存在することが示されている。

工業用途との混合の場合、 int_I と $prox_I$ が共に負の関係を表している。一方、公共用途の場合、 int_P と $prox_P$ が共に正の関係を表し、公共用途の中で64.7%を占めている教育文化施設へのアクセシビリティが反映されていると考えられる。公園との関係において adj_G 、 int_G の正の関係は景観、市民の活動・憩いの場の提供などによる住宅地のアメニティの向上が反映されている一方、 $prox_G$ の負の関係は公園が不安な場所として認識されていることによる影響と考えられる。例えば、内閣府の治安に関する世論調査(2012)¹⁸⁾によると、公園は犯罪に遭うかもしれない不安な場所として上位4位になっている。

他のコントロール変数の空間的な効果を考慮した地価への影響を見ると、建物構造がRCの場合、そうではない場合と比べ、21.8%地価が高く、SRCの場合、96.7%地価が高いと解釈できる。

表4 比例変数の弾力性 (モデルC)

指標	弾力性	指標	弾力性
集積度_住宅 (int_R)	0.919	近接度_工業 ($prox_I$)	-0.123
容積率	0.678	地積	0.094
東京駅までの鉄道移動距離	0.412	隣接度_商業 (adj_C)	0.086
距離		集積度_工業 (int_I)	-0.073
集積度_商業 (int_C)	0.402	近接度_公園 ($prox_G$)	-0.045
最寄駅までの道路距離	-0.307	近接度_公共 ($prox_P$)	0.041
近接度_商業 ($prox_C$)	-0.175	集積度_公園 (int_G)	0.035
集積度_公共 (int_P)	0.140	道路率	-0.003
隣接度_住宅 (adj_R)	-0.126	隣接度_公園 (adj_G)	0.003



*モデルAの残差を等量に9区分になるように凡例のレンジを決めたものである。

図4 推定結果における残差の比較

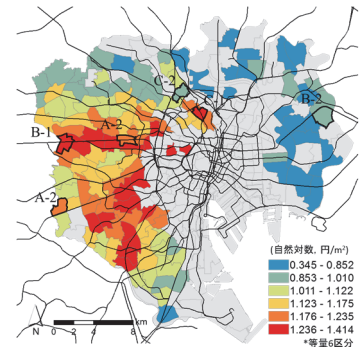


図5 混合度の地価へ影響の分布

5.4 モデルの残差の比較

図4は3つのモデルによる推定結果における残差を表している。モデルAの残差とモデルBの残差を比べると、*ent*の投入による残差の変化は大きくなく、一部の地域のみで残差が減少することがわかる。世田谷区と杉並区は、純化された土地利用 (小さい*ent*) が地価に正の影響を与える地域であり、板橋区と北区は、混合された土地利用 (大きい*ent*) が地価に負の影響を与える地域であることがわかる。

モデルAとCを比較すると、全地域において残差が減少し、モデルBよりも更に減少することがわかる。板橋区、北区、荒川区はモデルBによって過大に推定された地価が工業との混合による負の影響を考慮でき、負の残差が小さくなった地域である。世田谷区、渋谷区、港区は住宅・商業の集積による正の影響が混合度指標によって他の用途と区分でき、正の残差が減少したことが読み取れる。

6. 地価との関係に基づいた土地利用パターンの評価

5章までで空間混合度指標と地価の関係を明らかにした。本章ではその結果に基づき、地価を高める具体的な土地利用パターンを論じる。表3の推定結果に基づき、区部全体の住宅用途のポリゴンにおける土地利用混合度が住宅の地価に及ぼす影響を計算し、地区単位で集計を行う。地区*D*における土地利用混合による影響 (PM_D) は以下のように算出する。

$$PM_D = \frac{(1-\rho)^{-1}}{A_R^D} \sum_m \sum_{i \in D} a_i \delta_m mix_{im} \quad (11)$$

ここで、 δ_m は混合度係数 m の回帰係数、 mix_{im} はポリゴン i における混合度係数 m の測定値、 A_R^D は地区 D における住宅用途のポリゴンの面積である。この値が大きいほど土地利用混合状況が地価に正の影響を及ぼす地区であることを意味する。

集積度の測定において半径500mの土地利用を考慮するため、集計単位が小さいと周辺地区の土地利用に大きく影響され、当該地区の土地利用パターンの評価にならない。従って、本研究では、地区計画の単位となるゾーンレベルであるパーソントリップ調査の小ゾーンを集計単位とする。住宅用途の面積の割合が40%以上 (7種類住宅系用途地域における住宅用途の割合の平均値: 39.9%) 129ゾーン

に対して A_R^D を計算したものが図5である。中央線沿線、東急東横線沿線、世田谷区の東側に土地利用混合による正の効果が大きい地区が集中しており、区部の東側は土地利用混合による正の影響が小さいことが見て取れる。

図6は、用途間の配置によって、混合度の効果が大きく異なる地区の例である。まず、地区A-1とA-2を比較すると、公共用途による集積度はほぼ同じであるが、A-1の方が近接度による正の影響が大きい。それは、多数の公共用途が地区内に均等配置されているためである。すなわち、複数の施設の地区内で均等に置くことが公共用途から正の効果を高めるパターンである。次に、B-1とB-2を比較すると集積度による影響は同じであるものの、B-2の近接度による負の影響が小さいことが読み取れる。これは、商業

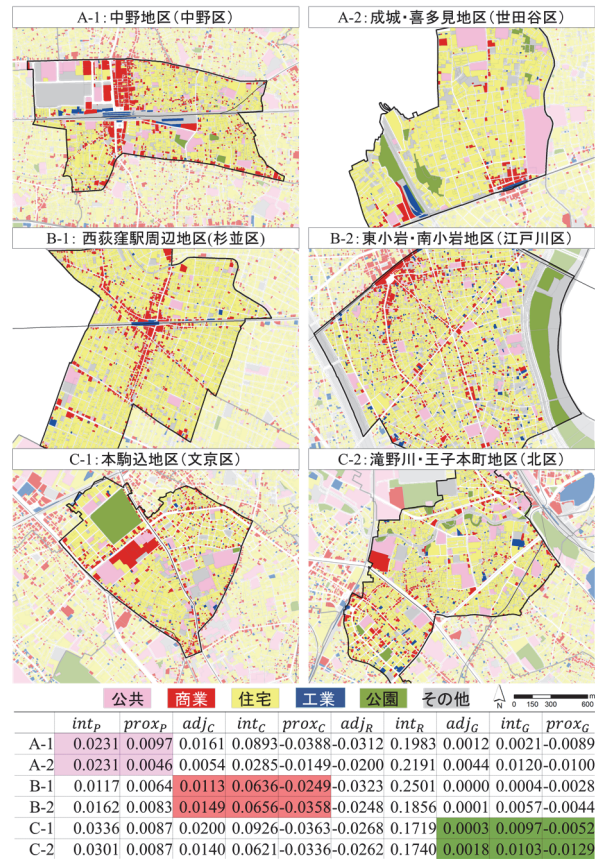


図6 土地利用パターン例の混合度による効果の評価

用途の場合、塊を形成して配置することが良いことを意味している。但し、一定距離内には商業の塊があるような大きいレベルでの配分も考慮する必要がある。最後に、C-1とC-2を比較すると公園が一つの塊を形成しているC-1の方が近接度による負の効果を防ぐことができ、商業用途と同様に塊を形成した配置が良いことがわかる。用途が集積した上で商業用途が塊を形成しているパターンであることが分かる。工業用途の場合、基本的に住宅地から排除することが地価を高める。集積度よりは近接度による負の影響が大きいので、住宅地内に配置するしかない場合には、商業と公園の例から分かるように工業用途による塊を形成することが良い。以上の結果から、地価を高める土地利用パターンをまとめると表6のように整理できる。

表6 住宅用途の地価を高める土地利用パターン

混合度	影響関係	土地利用パターン
公共	集積度	集積度と近接度を共に高めるため、複数の塊を均等に地区内に配置
	近接度	
商業	隣接度	近接度による負の影響が大きくなる分散的な配置を避け、商業により純化した塊を形成するように配置
	集積度	
	近接度	
住宅	隣接度	複雑な土地利用ポリゴンの形状を避け、住宅により純化した塊を形成するように配置
	集積度	
工業	集積度	基本的に住宅地から排除し、集積度より近接度による負の影響が大きいので、工業用途の塊を形成
	近接度	
公園	隣接度	近接度を高める分散的な配置を避け、規模がある公園を住宅からの徒歩圏内に配置
	集積度	
	近接度	

+++(--)は1%、++(-)は5%、+(-)は10%水準で有意であることを表す。

7. 結論と今後の課題

本研究では、土地利用混合度を細分した隣接度、集積度、近接度の3つの指標により、土地利用混合度と地価関係の定量化を試みた。その結果、地域の価値を高める土地利用パターンを提示することができた。

地価の推定に関しては、A) ベースモデル、B) エントロピーモデル、C) 空間混合度モデルの推定結果を比較した。結論として、モデルBは、モデルAに比べて適合度が改善され、純化された土地利用の地価が高いという結果を示した。しかし、用途の種類による差は反映されず混合度の意味が曖昧であり、土地利用混合度と地価の関係が十分に把握できない。一方、モデルCは用途純化による地価への影響を考慮した上で、混合度の様々な側面による影響を把握することができ、モデルBより改善された推定結果を得ることができた。その結果から土地利用混合度と地価の関係の説明に適切であることが分かった。

東京都区部における住宅用途の推定結果をみると、住宅、商業、公共、公園の順で徒歩圏以内の面積の割合(集積度)が地価に対し正の影響を与える。一方、工業までの距離が短い、つまり工業用途への近接度が大きいほど、あるいは工業の集積度が大きいほど地価に負の影響を与えることが明らかになった。特に、商業・公園との混合において集積度が大きいほど地価が高い一方で、近接度が大きいほど地価が低い。このように混合度を3つの指標へ分解すること

により、同じ用途との混合が空間関係によって異なる地価への影響も見出すことが可能である。その結果に基づき、商業用途は塊を形成して配置することにより、商業用途が近くにあることによる負の効果を防ぎながら、徒歩圏内の商業の割合を確保するなどの、価値を高めるための土地利用配置を示唆することができた。

本研究では、住宅用途における土地利用混合の地価への影響を分析した。しかし、基準となる用途によって混合土地利用の影響が異なることも考えられ、一つの用途からの評価に基づいた土地利用パターンが地域全体の価値を高めるとは言えない。従って、他の用途における混合の影響を考慮した望ましい土地利用パターンの議論が必要である。また、6つの用途に区分して分析を行ったが、より細分した用途区分による分析も今後の課題として挙げられる。

謝辞

本研究は、JSPS 科研費 25242029, 26560162 による助成、JSPS 韓国との共同研究および大林組研究助成を受けた。また、東京都都市整備局より電子データ利用許可を頂いた。ここに記して謝意を表する。

参考文献

- Jacobs, J. (1961): *The death and life of great American cities*, New York: Random House.
- Cervero, R. and Duncan, M. (2004): Neighbourhood composition and residential land prices: does exclusion raise or lower values? *Urban Studies*, 41(2), 299-315.
- Glaesener, M. L. and Caruso, G. (2015): Neighborhood green and services diversity effects on land prices: Evidence from a multilevel hedonic analysis in Luxembourg, *Landscape and Urban Planning*, 143, 100-111.
- Song, Y. and Knaap, G.-J. (2004): Measuring the effects of mixed land uses on housing values, *Regional Science and Urban Economics*, 34(6), 663-680.
- Guo, Y., Agrawal, S., Peeta, S., and Somenahalli, S. (2016): Impacts of property accessibility and neighborhood built environment on single-unit and multiunit residential property values, *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, 2568, 103-112.
- Matthews, J. W. and Tumbull, G. K. (2007): Neighborhood street layout and property value: The interaction of accessibility and land use mix, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 35(2), 111-141.
- Badoe, D. and Miller, E. (2000): Transportation-land-use interaction: Empirical findings in North America, and their implications for modeling, *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 5, 235-263.
- Song, Y. and L., & Rodriguez, D. (2013): Comparing measures of urban land use mix, *Computers, Environment and Urban Systems*, 42, 1-13.
- 嚴先鏞・鈴木勉 (2016): 用途間の隣接性・集積性・近接性の観点から見た混合土地利用パターンの定量化—東京都 23 区における地区分類と手段別分担率との関係の分析—, 都市計画論文集, 51(3), 867-874.
- Kockelman, K. (1997): Travel behavior as function of accessibility, land use mixing, and land use balance: Evidence from San Francisco Bay area, *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, 1607, 116-125.
- Diao, M. and Ferreira, J. (2010): Residential property values and the built environment, *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, 2174, 38-147.
- 上杉昌也, 浅見泰司 (2013): 社会的混合の観点からみた居住者属性による近隣効果に関するヘドニック分析, 都市計画論文集, 48(3), 663-668.
- 牛島光一, 吉田あつし (2009): 小学校における教育の質は地価に影響するか?—東京都特別区の地価データを用いた検証—, 応用地域学研究, 14, 37-47.
- LeSage, J. P. and Pace, R. K. (2009): *Introduction to spatial econometrics*, CRC Press.
- Pandit, R., Polyakov, M., Tapsuwan, S., and Moran, T. (2013): The effect of street trees on property value in Perth, Western Australia, *Landscape and Urban Planning*, 110(1), 134-142.
- Anselin, L. and Rey, S. J. (2014): *Modern Spatial Econometrics in Practice: A Guide to GeoDa, GeoDaSpace and PySAL*. GeoDa Press LLC.
- Kim, C. W., Phipps, T. T., and Anselin, L. (2003): Measuring the benefits of air quality improvement: A spatial hedonic approach, *Journal of Environmental Economics and Management*, 45(1), 24-39.
- 内閣府 (2012): 治安に関する世論調査