

新市街地型区画整理事業地区内におけるマイクロ立地モデル*
*A Micro Location Model in the Land Readjustment Area of a New City Area Type**

柿本 竜治**・溝上 章志***

By Ryuji KAKIMOTO** and Shoshi MIZOKAMI***

1.はじめに

宅地供給を目的とした新市街地型の土地区画整理事業地区内において、基盤整備既成後も地主が土地を留保する等の要因により、市街化するまでには相当の期間を要している。その間に地区内主要街路沿道に商業系や業務系主体が無秩序に立地するなど、当初の計画とは乖離した土地利用状況が生じている。これらは土地区画整理事業の本来の目的の達成を阻害するばかりでなく、良好な住環境を形成する上でも大きな障害となっており、これらの問題を解決する具体的な施策が求められている。そこで本研究では、宅地供給や用途純化など区画整理事業の本来の目的を達成するための効果的な街路の設定や詳細計画の策定を支援する立地モデルの構築を試みる。

本研究で提案する立地モデルは、基本的にランダム付値理論¹⁾に基づくものであるが、従来のこの種の立地モデルは、都市圏などのかかなり広い範囲を分析対象にして収集された土地属性や地価データを用いて、付け値関数を推定したり、立地行動モデルを作成することを主な目的としていた²⁾。これに対して、本研究における立地モデルは、土地区画整理地区という狭い範囲において、種々の主体が、空間的にどの様に立地するかといったマイクロで詳細な立地メカニズムを把握することを目的としており、非集計行動モデルの枠組みを利用して立地モデルを構築している。また提案する立地モデルでは、(1)区画整理地区内の時系列立地データを用いる。(2)立地主体は、ある土地へ立地しようとするとき、その土地に固有の要因だけでなく、周辺土地利用の状況について

でも考慮していると仮定する。という2点を従来のモデルに導入しているところに特徴がある。(1)については誤差項に時系列相関を考慮し、(2)について空間相互作用項を導入することで対応している。

ケーススタディとして、提案する立地モデルを熊本南部第一土地区画整理事業地区を対象に適用し、モデルの有効性の検討を行う。

2.区画整理地内マイクロ立地モデル

(1)基本モデル

属性ベクトル z_h を持つ土地 h ($h \in H$; 利用可能な土地の集合)に対して、各立地主体は式(1)にしたがって付け値地代を提示し、最大の付け値地代を提示した立地主体が当地に立地すると仮定する。

$$\Psi_i(z_h) = \beta_i z_h + \varepsilon_{ih} \quad (1)$$

β_i : パラメータベクトル, ε_{ih} : 誤差項

このとき誤差項 ε_{ih} は独立で同一なガンベル分布にしたがうと仮定すると、土地 h における立地主体 i の立地確率は式(2)のロジットモデルで表される。

$$P_{ih} = \frac{\exp(\beta_i z_h)}{\sum_{j \in J_h} \exp(\beta_j z_h)} \quad (2)$$

J_h : 土地 h に立地可能な立地主体の集合

(2)空間相互作用項を考慮したマイクロ立地モデル

ある立地主体 i が、ある土地 h へ立地しようとするとき、前面道路の道幅やバス停までの距離といったその土地に固有の要因だけでなく、隣に何が立地しているかなど周辺の土地利用の状況も考慮した上で、付け値地代を決定していると考えられる。そこ

*キーワード: 土地利用, 住宅立地, 地区計画

**正員, 博士(工学), 熊本大学大学院自然科学研究科助手

(熊本市黒髪2-39-1, TEL (096)342-3535,

FAX (096)342-3507)

***正員, 工博, 熊本大学工学部助教授

で、式(1)の付け値地代関数に、周囲の土地利用状況を反映した空間相互作用項 $\alpha_i X_h$ を導入する。ここで、 α_i は空間相互作用パラメータのベクトル、 X_h は土地 h 周辺における土地利用 j の集積ポテンシャルのベクトルである。

$$\alpha_i = [\alpha_{i1} \alpha_{i2} \cdots \alpha_{ij} \cdots \alpha_{in}]$$

$$X_h = \begin{bmatrix} \sum_{j \in J_h} \delta_{jh} \exp(-\gamma d_{jh}) \\ \sum_{j \in J_h} \delta_{2h} \exp(-\gamma d_{2h}) \\ \vdots \\ \sum_{j \in J_h} \delta_{jh} \exp(-\gamma d_{jh}) \\ \vdots \\ \sum_{j \in J_h} \delta_{nh} \exp(-\gamma d_{nh}) \end{bmatrix}$$

$\delta_{jh} = 0$: 土地 h' に主体 j が立地していない時

$\delta_{jh} = 1$: 土地 h' に主体 j が立地している時

ただし、 $\sum_{j \in J_h} \delta_{jh} = 1$

$d_{hh'}$: 土地 h と h' の距離

γ : 距離減衰パラメータ

空間相互作用パラメータ α_{ij} は、土地利用 j の集積の程度が、土地利用 i の立地に与える影響の大きさを表している。

(3) 時系列相関

本研究では区画整理地区内の時系列立地データをを用いて立地モデルを推定することを想定している。同一地点の土地データを時間の系列でプールしてサンプルにする場合、同一の主体が、同一の土地につける付け値地代には相関があることなどの理由から、誤差項 ω_{ih} には系列相関が生じていると考えられる³⁾。そこで誤差項 ω_{ih} は、式(3)の1階の自己回帰過程にしたがうものとする⁴⁾。

$$\omega_{ih}^t = \rho \omega_{ih}^{t-1} + \varepsilon_{ih}^t \quad (3)$$

ただし、 ρ は $-1 < \rho < 1$ であり、 ε_{ih} は系列的に独立な誤差項である。

(4) ミクロ立地モデル

以下では、立地傾向が特徴的に変化する時点で時間を1期と2期の2時点に離散的に区分することを前提にモデルの定式化を行う。また、1期の付け値

地代関数の誤差項は、系列的に独立な誤差項のみ、すなわち $\omega_{ih}^1 = \varepsilon_{ih}^1$ であるとする。このとき、(1)の基本モデルに(2)(3)を考慮した1、2期の付け値地代関数はそれぞれ以下ようになる。

$$\Psi_i^1(z_h^1) = \beta_i z_h^1 + \alpha_i X_h^1 \varepsilon_{ih}^1 \quad (4a)$$

$$\Psi_i^2(z_h^2) = \beta_i z_h^2 + \alpha_i X_h^2 + \rho \varepsilon_{ih}^1 \varepsilon_{ih}^2 \quad (4b)$$

ここで、系列的に独立な誤差項 ε_{ih}^t がパラメータ (κ, θ^t) のガンベル分布にしたがうと仮定すると、土地 h における立地主体 i の立地確率はそれぞれ、式(5a)、(5b)となる。 $(\kappa$: オイラー定数)

$$P_{ih}^1 = \frac{\exp \theta^1 (\beta_i z_h^1 + \alpha_i X_h^1)}{\sum_{j \in J_h} \exp \theta^1 (\beta_j z_h^1 + \alpha_j X_h^1)} \quad (5a)$$

$$P_{ih}^2 = \frac{\exp \theta^2 (\beta_i z_h^2 + \alpha_i X_h^2 + \rho \varepsilon_{ih}^1)}{\sum_{j \in J_h} \exp \theta^2 (\beta_j z_h^2 + \alpha_j X_h^2 + \rho \varepsilon_{jh}^1)} \quad (5b)$$

ただし、式(5b)における1期の系列的に独立な誤差項 ε_{ih}^1 の値は、ある土地 h において立地主体 i が1期に P_{ih}^1 の確率で立地したとの条件付きの値であり、その期待値は以下になる⁵⁾。

$E(\varepsilon_{ih}^1 | 1期にiが立地したとき)$

$$= \begin{cases} -\frac{\ln P_{ih}^1}{\theta^1} & (if j=i) \end{cases} \quad (6a)$$

$$= \begin{cases} \frac{P_{ih}^1}{(1-P_{ih}^1)\theta^1} \ln P_{ih}^1 & (if j \neq i) \end{cases} \quad (6b)$$

(5) パラメータの推定

立地モデルの多くは、広域な範囲に集計的なゾーンをとり、ゾーン単位での集計データをもとにパラメータの推定を行っている。それに対して本研究の立地モデルは、区画整理地区内の各主体の立地行動を対象としているため、主体個別のデータを用いた分析となる。したがって、本研究の立地モデルは非集計モデルとなり、求めるべき未知のパラメータ $\theta, \beta_i, \rho, \alpha_i, \gamma$ は、最尤推定法により推定される。尤度関数は、分析対象区画整理地区における1期、2期の実際の立地結果の同時生起確率であり、これを最大化する解がパラメータの最尤推定量である。実

際の推定計算においては、式(7)の対数尤度関数を、最大にする解として求められる。

$$L = \sum_{i \in I} \left(\sum_{h \in H} \delta_{ih}^1 \ln P_{ih}^1 + \sum_{j \in J} \delta_{ij}^2 \ln P_{ij}^2 \right) \tag{7}$$

δ_{ih}^1 : t 期に立地主体 i が土地 h に立地しているとき 1、
立地していないとき 0 ($t = 1, 2$)

3. 熊本南部第一土地区画整理地区を対象とした分析

(1) 熊本南部第一土地区画整理地区の現況

熊本南部第一土地区画整理地区は、熊本市中心市街地から南へ約 2～3 km に位置しており、かつては既成市街地に隣接し、国道 3 号線と主要地方道熊本浜線に挟まれた農地であった。ここに計画された土地区画整理事業は、「①市南部への無秩序な市街地の拡大が進むなかで、これを防止し、面的、かつ安全で潤いのある市街地を形成する。②熊本市都市景観基本計画を基調として、田園と調和した住宅地域と新しい近隣商業ゾーンを形成することにより熊本南西部開発の拠点とする。③当地区の南に隣接する熊本流通団地 (52.9ha) との一体的整備を進め、両地区を調和のとれた新しい拠点とする。」と位置づけられている。地区面積 117.0ha、計画人口 10,000 人、その密度は約 85 人/ha であり、事業前の 1980 年の地区内人口は 520 人、土地所有者数は 455 人であった。事業による土地利用計画および 1994 年時点での土地利用状況を表－1 に示す。

(2) 分析用データの作成

実証分析では、分析対象地域である熊本南部第一区画整理地区を約 20×20m のメッシュに区切り、実際に建築申請がなされた立地物件の属性を建築申請台帳から収集し、それらを各メッシュに対応させ、最終的にはメッシュ毎の数値データに変換した。数値データに変換する際、各メッシュ中の代表的な土地利用がそのメッシュを占有しているものとして取り扱っている。また、都心までのバス経路距離などの交通利便性や各ダミー変数、例えば水道、ガス等の資産評価のための各要因に関するデータは地図上での計測、各種ライフライン敷設資料などをもとに別途作成した。これらを立地分析用データベースと

表－1 南部第1区画整理地区の土地利用現況

	1994 年利用現況	土地利用計画
住宅地	20.6ha (17.6%)	67.0ha (57.3%)
商業地	23.4ha (20.0%)	7.7ha (6.6%)
農地等	37.1ha (31.7%)	0.1ha (0.1%)
その他	35.9ha (30.7%)	42.2ha (36.0%)
合計	117.0ha (100%)	117.0ha (100%)

表－2 データベースの項目

建築申請台帳から得られる項目	
①申請年	②立地点
③用途	④建築申請面積
⑤建築既存面積	⑥敷地面積
⑦建坪率	⑧工事種類
⑨建築構造	⑩建築階数
⑪竣工年	
別途作成した項目	
①水道の設置年	②ガスの設置年
③下水の設置年	④都心までのバス経路距離
⑤都心までのバス経路距離	⑥集散街路までの距離
⑦角地か否か	⑧前面道路の道幅
⑨用途地域	

する。分析に用いる全項目を表－2 に示す。

上記のデータは、1980～1994 年の立地データであるが、ミクロ立地モデルを推定する際には、区画街路網が完工し、対象地域の立地動向が変化した 1988 年以前を 1 期、以降を 2 期と時間を離散化してデータを取り扱う。したがって提案するミクロ立地モデルの推定には、1 期については 1988 年時点の対象地域の土地利用の状況及び土地属性を反映したデータを用い、2 期については 1994 年時点でのそれらを反映したものを用いる。

(3) ミクロ立地モデルの推定結果

分析の簡単化のため対象とする土地利用を住居、商業・業務および空地（農地等）の 3 つに限定してモデルの推定を行う。これは、対象地域の 2005 メッシュの 2 期間の立地状況をサンプルとして用いることになる。

パラメータの推定結果を表－3 に示す。model 1 は従来モデルであり、model 2 は空間相互作用項を従来モデルに導入したもの、model 3 は 2 章で提案したミクロ立地モデルである。立地点の近隣の土地利用状況を反映した空間相互作用項には、立地点の半径 50m の範囲（距離減衰パラメータ $\gamma=1$ ）の土

土地利用の影響を考慮しているまた便宜上 θ^1 を1と仮定して、各パラメータの推定を行っている。この仮定により、推定される θ^2 は、1、2期の付け値地代関数の誤差項のばらつきの大きさの違いを調整するスケール・パラメータとなり⁶⁾、また時系列パラメータは1より大きくなっている。

推定計算の都合上、空地の付け値地代関数は、住居や商業・業務施設が立地するための閾値として定数項のみで表している。

住居付け値地代関数には、前面道路が6m幅員の場合1、そうでない場合0をとる区画街路ダミーおよびガスが敷設されている場合1、無い場合0をとるガスダミーが変数として選択された。水道および下水は、区画整備と同時に対象地域全域で整備されており、ガスダミーのみが都市的施設の代表指標として残った。また、model 3には期を表す変数として街路網完工ダミーを取り入れており、1期には0、2期は1の値を取る。

商業付け値地代関数には集散街路までの距離が20m以内場合1をとる集散街路ダミー、前面道路の道幅、およびガスダミーが説明変数として選択された。ただし、model 2の場合集散街路ダミーは、有意な推定結果が得られなかったため、説明変数からはずした。

空間相互作用項として、住居の付け値地代関数には、住居系土地利用の相互作用項が、商業・業務系の付け値関数には、商業・業務土地利用の相互作用項が選択され、各土地利用の集積選好性が伺われる。

4. おわりに

本研究は、区画整理地区という面積的に限定された地区内における立地メカニズムをミクロにとらえることのできる立地モデルを提案し、そのモデルを熊本市南部第一土地区画整理地区に適用した。その結果近隣の土地利用の状況を表す空間相互作用項、1期、2期モデルの誤差の相関を表す時系列項のモデルへの導入はモデルの尤度比を上昇させるなどモデルの改善に大きく寄与していると言える。

パラメータ推定において選択された空間相互作用項から、住居系の立地を促す周辺の土地利用は住居系であり、商業・業務系の立地を促す周辺の土地利用は商業・業務系であるといえる。これは、各土地利用に集積性がみられることを意味している。したが

表-3 モデルの推定結果

	model 1	model 2	model 3
(空地) 定数項	2.701 (20.780)	4.153 (17.876)	5.726 (67.235)
(住居) 区画整理地区内 街路網完工ダミー			0.140 (1.208)
区画街路ダミー	0.786 (5.353)	0.428 (1.707)	0.658 (5.290)
ガスダミー	2.262 (13.756)	2.108 (17.141)	1.888 (14.055)
空間相互作用項 住居		0.402 (25.900)	0.234 (27.137)
商業・業務		0.088 (3.686)	
(商業・業務) 集散街路までの 距離ダミー	0.400 (1.905)		0.372 (2.907)
前面道路の道幅	0.034 (3.652)	0.038 (6.222)	0.018 (1.904)
ガスダミー	2.453 (18.101)	2.411 (17.883)	2.323 (24.248)
空間相互作用項 住居		0.051 (2.193)	
商業・業務		0.389 (13.317)	0.237 (27.137)
時系列パラメータ			2.054 (16.471)
スケールパラメータ			0.835 (26.184)
尤度比	0.182	0.327	0.587

上段：パラメータ 下段：0 内の数値はt値

って、このような新市街地型の区画整理地区において、宅地供給の増進を速やかに図るには、公的主体が先行的に住宅整備を行い、その周辺への住宅の立地の誘発を招く等の施策が考えられる。

今後の課題としては、モデル推定や予測に時間がかかりすぎるため、空間相互作用項も1土地利用のみしか考慮できず、十分に変数を取り込めない状況であり、モデルの実用化に向け計算法等の改善が必要である。

参考文献

- 1) Elison, B.: An Alternative Test of the Theory of Housing Markets, J. Urban Economics 9, pp.56-79, 1981.
- 2) 赤倉・柿本・溝上: 都市圏における土地利用・交通モデルの統合化に関する研究 土計画研究・講演集 No.17, pp.503-506, 1995.
- 3) 森川高行・山田菊子: 系列相関を持つRPデータとSPデータを同時に用いた離散型選択モデルの推定法, 土木学会論文集 No.476/IV-21, pp.11~18, 1993.10.
- 4) J. ジョンストン: 計量経済学の方法 第8章, 東洋経済新報社, 1976.
- 5) 佐野神也: 質的選択分析 第5章, 三菱経済研究所, 1989.
- 6) 前掲3)