

区画整理事業地区内ミクロ立地モデルの提案*

A Micro Location Model in the Land Readjustment Area*

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、基盤整備概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する。その間に地区内主要街路沿道に商業系や業務系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。

土地区画整理地区内を対象としたミクロな立地分析や立地モデルの提案は従来より数多くなされてきた。例えば、土地区画整理後の市街化過程への事業特性や地区特性の影響を分析した村橋らの研究¹⁾や市街地の形成状況と集散街路の空間的関係を分析した中山らの研究²⁾がある。また、ミクロな土地利用予測モデルの例として、枝村らのニューラルネットワークを応用した街区単位の土地利用モデル³⁾がある。しかし、著者ら自身もその中で述べているように、パターン認識問題として土地利用状況を捉えており、村橋らや三谷らが明らかにしたような立地者の選好特性は考慮されていない。これに対して、本研究では、①熊本南部第一土地区画整理地区を対象とした立地動向分析より、地区内の基盤整備水準や主要街路からの距離帯などの各種

要因に起因する用途ごとの立地場所の選好特性を見いだすこと、②区画整理地区内におけるミクロで詳細な立地メカニズムを表現する立地モデルを構築することを目的としている。

本研究では、ランダム付値地代理論⁴⁾に基づいて立地行動のモデル化を行う。従来のこの種の立地モデルは、都市圏などの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、付値地代関数を推定したり、立地行動モデルを作成することを主な目的としていた⁵⁾⁶⁾。本研究の提案する立地モデルは、土地区画整理地区という狭い範囲において、種々の土地利用が、空間的にどの様に立地するかを予測するといったミ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)立地者は、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も考慮していると仮定する。という2点を従来の付値地代関数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)については空間相互作用項を導入することで対応している。

2. 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2～3km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

*キーワード：土地利用、住宅立地、地区計画

**正員、博士（学術）、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)342-3537, FAX(096)342-3507）

***正員、工博、熊本大学工学部助教授

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⁷⁾。事業による土地利用計画および事業の経緯を表-1 に、分析対象地区の 1994 年時点の立地状況を図-1 に示す。

3. 地区内マクロ立地分析

(1) データベースの作成と立地動向分析

立地分析のためのデータベースは以下の要領で作成した。分析対象地域の住宅 1 戸の平均的なサイズを基準として、熊本南部第一土地区画整理地区を約 20m × 20m のメッシュ（全 2889 メッシュ）に区切る。1 メッシュ中に 2 種類以上の用途の土地利用が存在している

場合、占有面積の大きい用途を代表させ、その用途がメッシュ全体を利用しているものとして取り扱っている。土地属性や立地物件の属性については、実際に建築申請がなされた項目の属性を建築申請台帳から収集し、それらを各々の立地地点の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。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、ガス等の資産価値評価のための各要因に関するデータは、各種ライフライン敷設資料や地図上での計測などをもとに別途作成した。分析に用いた全項目を表-2 に示す。以下では、このデータベースを用いて、住居系および商業・業務系（事務所、店舗、倉庫）別に立地面積のクロス集計を行い、2 用途の立地動向を対比しながら考察していく。

図-2 に、用途別新規立地面積を経年的に示しているが、各用途とも 1988 年から新規立地面積が増加している。1988 年は地区内の街路網の整備が完了した年であり、地区内街路網が各用途の立地に大きな影響を与えていると考えられる。図-3 は、各用途の全対象地域に対する累積立地面積率を経年的に示したものである。この図より、1994 年時点の住居系の土地利用の現況は 17.62% にすぎない。当初の土地利用計画方針では、住宅地は全体の 57.30% であることから、住居系の立地は未だに進捗していないことが分かる。これに対して現況の商業・業務系の合計は 20.04% であり、商業系土地利用計画の 6.62% に比べてかなり高い値となっている。また、この図からも地区内街路網が完工した 1988 年頃を契機として各立地主体とも立地率が急増しているのが明らかである。図-4 は、各用途の住居系用途地域（住

表-1 土地利用計画と事業の経緯

土地利用計画			事業の経緯	
民有地	住宅地	67.0(57.3)	1980	基本計画承認
	商業地	7.7(6.6)	1981	実施計画（当初）
	工業地	3.2(2.7)		本工事着工
	その他	0.1(0.1)		仮換地第 1 回指定(0.13%)
	小 計	78.0(66.7)	1982	仮換地第 2 回指定(2.83%)
公有地	道 路	5.1(4.3)	1983	仮換地第 3 回指定(12.00%)
	公園緑地	27.9(23.8)	1984	仮換地第 4 回指定(43.82%)
共用地	公園緑地	3.6(3.1)	1985	仮換地第 5 回指定(72.51%)
	河川水路	2.4(2.1)	1986	仮換地第 6 回指定(97.25%)
	小 計	33.9(29.0)	1988	地区内街路網完工
	合 計	117.0(100.0)		仮換地第 7 回指定(100.00%)
			1989	実施計画（変更）
			1991	本工事既成

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										

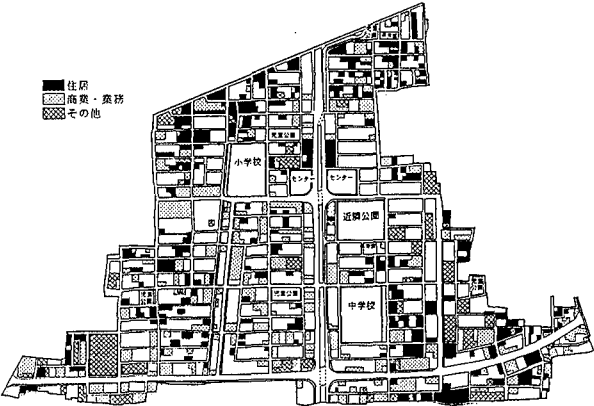


図-1 1994 年土地利用現況

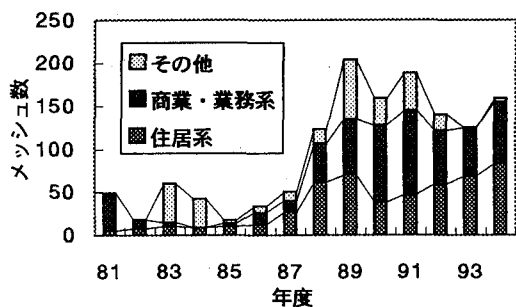


図-2 新規立地面積の経年変化

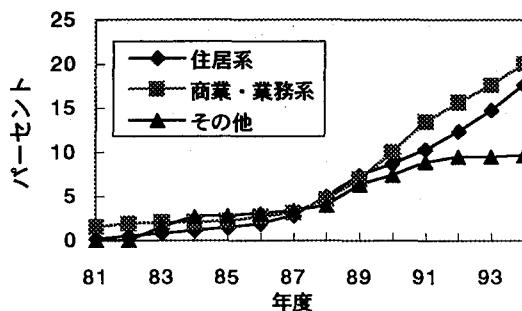


図-3 各用途の累積立地面積率

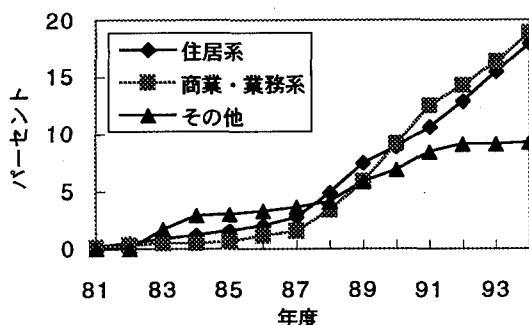


図-4 住居系用途地域における各用途の累積立地面積率

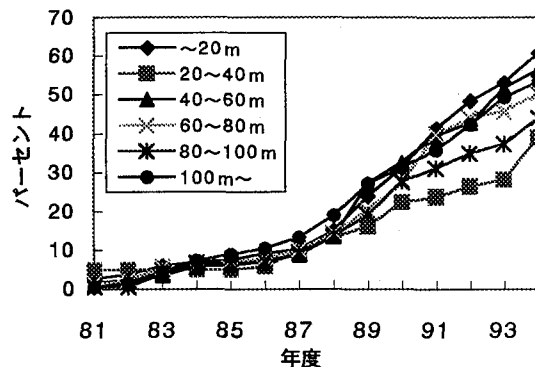


図-5 集散街路の距離帯別累積立地面積率

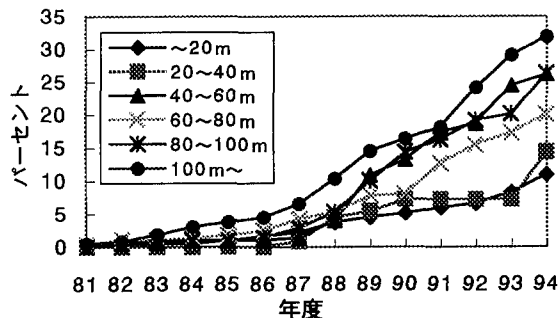


図-6(a) 集散街路までの距離帯別累積立地面積率 (住居系)

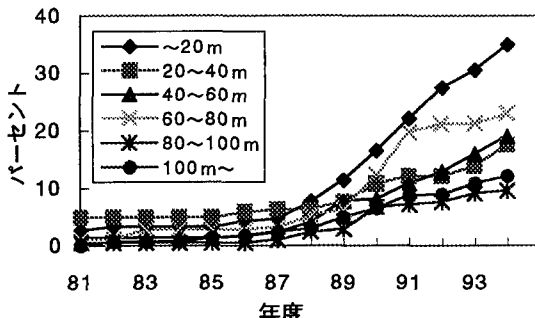


図-6(b) 集散街路までの距離帯別累積立地面積率 (商業・業務系)

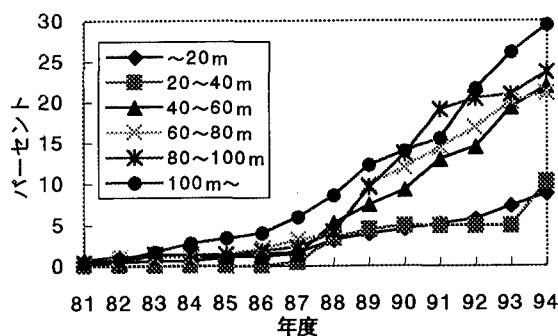


図-7(a) 集散街路までの距離帯別累積立地面積率 (住居系用途地域; 住居系)

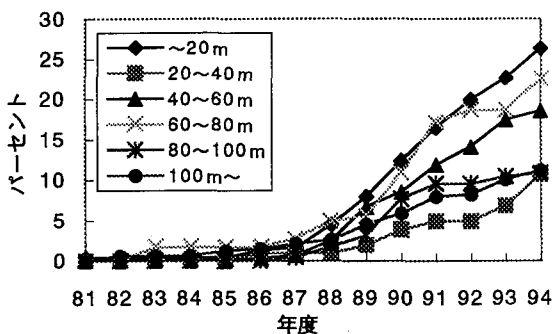


図-7(b) 集散街路までの距離帯別累積立地面積率 (住居系用途地域; 商業・業務系)

居地域+第二種住居専用地域、全 2623 メッシュ、全体 90.79%) に対する累積立地面積率の経年的な推移を表している。この図からも、1988 年の地区内街路網完工の立地への影響が窺える。また、住居系用途地域であるにもかかわらず、商業・業務系の立地が目立っている(1994 年には 18.91%)。

(2) 集散街路が立地に及ぼす影響の分析

中山ら⁵⁾は、集散街路へのアクセス抵抗が市街地形成に障害を与えることを実証的に明らかにした。集散街路とは、市街地の骨格機能と交通の集散機能を果たす街路である。土地区画整理地区においても、ある土地に何らかの用途が立地する際の立地要因として集散街路(区画街路網は 6m 街路で構成されていることから、ここでは幅員 8m 以上の街路を集散街路とする)までのアクセスは同様に重要であると考えられる。しかし、中山らは現用途や用途地域の区分を行っていないことから、どのような用途が空間的にどこに立地するかを予測したり、適切な土地利用のための施策を見いだすことが求められる場合にはその分析方法は無力である。そこで、用途地域を区別しない場合と住居系用途地域の場合に分けて現用途別に、集散街路までのアクセス距離とその距離帯に対する立地率の関係を分析することにする。アクセス距離は、20 m 以内、20 m~40 m、40 m~60 m、60 m~80 m、80 m~100 m、100 m 以上の 6 距離帯に区分した。図-5 は、集散街路までの距離帯別の累積立地面積率の経年的な推移を表したものである。この図からは各距離帯からの影響の顕著な差異はみられないが、20 m~40 m、80 m~100 m の距離帯で立地がやや遅れていることが分かる。図-6 は、図-5 を現用途別(住居系と商業・業務系)に分けて示したものである。この(a)、(b)の両図を比較すると、集散街路までの距離が 20 m 以内の距離帯においては圧倒的に商業・業務系の立地面積率が高く、80 m 以上の距離帯においては住居系の立地面積率が高い。これらから、用途と立地場所には何らかの影響があることは確かである。次に、住居系用途地域における現用途別アクセス距離帯別立地率を考察する。図-7 は現用途が住居系と商業・業務系の距離帯別立地率の推移である。住居系の立地は 100m 以上距離帯で、商業・業務系は 20m 以内での立地が最も多い。このように住居

系用途地域であっても、集散街路に近い距離帯には商業・業務系が多く立地する傾向が見られる。また、これらの傾向が顕著になったのもやはり 1988 年以降である。

これらの分析より、立地行動、土地利用計画の両見地から以下の様な結論を得た。

- ①土地区画整理地区という限定された地域内であっても、用途によって立地場所や立地時期、立地面積の増加率などに明確な違いがある。
- ②土地区画整理地区内では、集散街路へのアクセスは立地に影響を与えている。
- ③区画整理や用途地域指定だけでは、目標とする土地利用形態への誘導を十分には成し得ていないことが明らかになった。

4. 区画整理地内ミクロ立地モデル

区画整理地内の立地に関するマクロな実証分析により、区画街路網完工や集散街路までのアクセス抵抗などの要因が立地に影響を与えていることが明らかになったが、これらのメカニズムを定量的にとらえるためには行動論に基づく立地モデルが必要となろう。立地モデルの構築は、住宅地の供給や用途純化などの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に帰すると考える。

本章では、土地区画整理地区のように面積的に限定された地域におけるミクロな立地予測を目的として、

- ①同一の土地のダイナミックな立地変動データに含まれるであろう時系列相関と、②ミクロな立地行動を説明するためには特にその導入を図るべき空間相互作用を考慮したミクロ立地モデルを提案する。

(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、各用途の立地者は式(1)にしたがって付値地代を提示し、最大の付値地代を提示した立地者が当地に立地すると仮定する。

$$\psi_i(z_h) = \beta_i z_h + \omega_{ih} \quad (1)$$

β_i : パラメータベクトル, ω_{ih} : 誤差項

このとき誤差項 ω_{ih} が独立で同一なガンベル分布にしたがうとすると、土地 h における用途 i の立地者の立地確率は式(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 に立地可能な用途の集合

(2) 空間相互作用を考慮したマイクロ立地モデル

ある用途 i の立地者が、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、付値地代を決定していると考えられる。そこで、式(1)の付値地代関数に、周囲の土地利用状況を反映した空間相互作用 $\alpha_i X_h$ 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 周辺に立地している用途 j の集積ポテンシャルのベクトルである。

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

$$X_h = \begin{bmatrix} \sum_{h' \in H} \delta_{1h'} \exp(-\gamma d_{hh'}) \\ \sum_{h' \in H} \delta_{2h'} \exp(-\gamma d_{hh'}) \\ \vdots \\ \sum_{h' \in H} \delta_{jh'} \exp(-\gamma d_{hh'}) \\ \vdots \\ \sum_{h' \in H} \delta_{nh'} \exp(-\gamma d_{hh'}) \end{bmatrix}$$

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

$\delta_{jh} = 1$: 土地 h' に用途 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 と土地 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、用途 j の集積の程度が、用途 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、同一地点で同一用途に付けられる付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⁹⁾。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¹⁰⁾。

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

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、立地動向が特徴的に変化する時点で時間を1期と2期の2時点で離散的に区分することを前提にモデルの定式化を行う。

本研究の対象とする新市街地型の土地区画整理事業では、農地等を区画整理することによって宅地化を図っているため既存ストックは極めて少なく、1期以前の立地状態は更地同様であり、各土地利用の付値地代関数の誤差項に系列相関は生じないものと考えられる。したがって、1期の付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 $\omega_{ih}^1 = \varepsilon_{ih}^1$ であるものとする。このとき、基本モデルに空間相互作用と時系列相関を考慮した1、2期の付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 における用途 i の立地者の立地確率はそれぞれ、式(5a),(5b)となる。(κ : オイラー定数)

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

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

立地の場合、既存ストックの短期的変更は少ないため、1期の立地状態は、2期の立地状態に直接反映する。このような立地問題の特性は、1、2期の立地モデルの説明変数のパラメータを共通にする場合、1期の立地モデルでの予測結果と実際の立地の結果の差もまた、2期の予測結果と実際の予測結果の差に反映されることになる。すなわち、1期の立地モデルと実際の立地結果との間には観測されない立地効用分だけバイアスが生じているが、これが2期の立地モデル中にも伝達され予測精度を低下させる恐れがある。しかし、1期の観測されない立地効用の値は、1期の立地状態を条件とした系列的に独立な誤差項 ε_{ih}^1 の値であり、以下のような値として得ることが出来る¹⁰⁾。

$$E(\varepsilon_{ih}^1 | 1 \text{ 期に } j \text{ が立地しているとき}) = \begin{cases} -\frac{\ln P_{ih}^1}{\theta^1} & (\text{if } i = j) \\ \frac{P_{ih}^1}{(1 - P_{ih}^1)\theta^1} \ln P_{ih}^1 & (\text{if } i \neq j) \end{cases} \quad (6)$$

この観測されない効用の情報を2期の立地モデルに伝えれば、1期の実際の立地状態についての情報はすべて伝えられたことになり、1期の立地モデルがもたらすバイアスを除去することが出来る。通常、この種のバイアスの修正には、前期の立地状態を表すダミー変数を導入することにより行われるが、それと同じ効果を持つと考えられる。したがって、本モデルでは前期の立地状態を表すダミー変数の導入は避ける。

(5) パラメータ推定

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、区画整理地区内をメッシュに区切り、そのメッシュ単位で立地する用途が選択されるような立地行動を対象としているため、メッシュ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。

$$L = \sum_{h \in H} \left(\sum_{i \in I_h} \delta_{ih}^1 \ln P_{ih}^1 + \sum_{j \in J_h} \delta_{jh}^2 \ln P_{jh}^2 \right) \quad (7)$$

δ_{ih}^t : t 期に用途 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 ($t=1,2$)

5. 熊本南部第一土地区画整理地区を対象とした分析

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は本研究の提案するミクロ立

表-3 モデルの推定結果

	model 1	model 2	model 3
(空地)			
定数項	2.701 (20.78)	4.153 (17.88)	5.154 (200.47)
(住居)			
区画整理地内 街路網完工ダミー			0.589 (5.19)
区画街路ダミー	0.786 (5.38)	0.428 (1.71)	0.511 (5.64)
ガスダミー	2.262 (13.76)	2.108 (17.14)	1.805 (22.04)
空間相互作用項			
住居		4.022 (25.90)	1.692 (35.53)
商業・業務		0.883 (3.69)	
(商業・業務)			
集散街路までの 距離ダミー	0.400 (1.91)		0.252 (2.55)
前面道路の道幅	0.034 (3.65)	0.038 (6.22)	0.022 (3.84)
ガスダミー	2.453 (18.10)	2.411 (17.88)	2.110 (17.57)
空間相互作用項			
住居		0.051 (2.19)	
商業・業務		3.891 (13.32)	2.025 (38.34)
時系列パラメータ			0.841 (16.87)
スケールパラメータ			1.067 (24.52)
尤度比	0.182	0.327	0.587

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・パラメータとなる。

空地の付値地代関数は、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 の値をとる。

商業付値地代関数には集散街路までの距離が 20m 以内の場合 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、統計的に有意な推定結果が得られなかったもので、説明変数からはずしている。

空間相互作用項として、住居系の付値地代関数には住居系土地利用の相互作用項が、商業・業務系の付値地代関数には商業・業務系の土地利用の相互作用項が選択され、各用途の集積選好性が伺われる。

6. おわりに

本研究は、区画整理地内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捉えることのできる立地モデルを提案することを目的とした。そのために、まず熊本市南部第一区画整理地区を分析対象にして、当地区への建築申請データ集計分析よりマクロな立地分析を行った。その結果、立地行動の視点からは、用途によって立地場所や立地時期、立地の増加率などに明確な違いがあること、集散街路へのアクセス抵抗などのミクロな要因が立地行動に大きな影響を与えていることなどが明らかになった。土地利用計画の視点からは、目標とする土地利用形態を誘導する

には区画整理や用途指定のみの政策では限界があることが明らかになった。

立地メカニズムを解明し、かつ区画整理事業の目的を効果的に推進する施策に帰するために、ミクロ立地モデルを構築した。従来の立地モデルは都市圏程度はかなり広い地域を対象としていた。これに対して、本モデルでは限定された地区内に存在する個々の土地の変動をパネルデータとみなし、推定されるべき付値地代関数に時系列相関項と立地点の近隣の土地利用状況を表す空間相互作用項を導入することを提案した。また、そのモデルを熊本市南部第一区画整理地区に適用し、時系列相関項と空間相互作用項の立地モデルへの導入は、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ことを確認した。モデルに導入された空間相互作用項より、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・業務系であると言える。これは、各土地利用に集積性を選好していることを意味している。したがって、このような新市街地型の区画整理地区において住宅の立地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必要であろう。

本研究では以上の成果を得たが、地主が土地を手離さずに、留保してしまう行動をモデル中に明示的に考慮しなかったため、現況再現性に問題が残った。また、空間相互作用項についてもパラメータ推定の都合上、1 用途のみしか考慮できず、各用途間での相互作用の影響を実証モデルに導入できなかった。これらに問題については、今後の課題とする。

参考文献

- 1) 村橋正武，中川大：土地区画整理事業地区における市街化過程のミクロ分析—用途と所有権移転による影響，都市計画論文集，No.27，pp.235-240，1992。
- 2) 三谷哲雄，中山英夫：スプロール市街地における集散街路の市街地形成効果に関する一分析，都市計画論文集，No.27，pp.205-210，1992。
- 3) 枝村俊郎，川井隆司：ニューラルネットワークによるミクロ土地利用モデル，都市計画論文集，No.27，pp.175-180，1992。
- 4) Elison, B.: An Alternative Test of the Theory of Housing Market, J.Urban Economics 9, pp.56-79, 1981。
- 5) 柿本竜治，溝上章志：土地利用—交通モデルの結合手法に関する一提案とその適用分析，交通工学，Vol.31, No.3, pp.13-23, 1996。
- 6) 安藤朝夫：都市圏土地利用のための活動立地のモデル化

- について, 地域学研究, Vol.9, pp.56-79, 1981.
- 7) 熊本市南部第一区画整理組合: ふるさとの顔づくりモデル土地区画整理事業; 南部第一地区「顔づくり計画書」, 1989.
- 8) 前掲2)
- 9) 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) 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.
- 11) 佐野伸也: 質的選択分析, 第5章, 三菱経済研究所, 1989.

区画整理事業地区内マイクロ立地モデルの提案

柿本竜治, 溝上章志

本研究では, 土地区画整理地区を対象とした立地動向分析より, 地区内の基盤整備水準や主要街路からの距離帯などの各種要因に起因する用途ごとの立地場所の選好特性を見いだすこと, 区画整理地区内におけるマイクロで詳細な立地メカニズムを表現する立地モデルを構築することを目的として研究を行った. その結果, 立地行動の視点からは, 用途によって立地場所や立地時期, 立地の増加率などに明確な違いがあること, 集散街路へのアクセス抵抗などのマイクロな要因が立地行動に大きな影響を与えていることなどが明らかになった. また, 時系列相関項と立地点の近隣の土地利用状況を表す空間相互作用項を導入したマイクロ立地モデルを提案し, 熊本市南部第一土地区画整理地区に適用した.

A Micro Location Model in the Land Readjustment Area

By Ryuji KAKIMOTO and Shoshi MIZOKAMI

The purpose of this paper is to make it clear that the micro mechanism of the process of the location in the land readjustment area and to propose a micro location model representing its mechanism. It was analyzed that the increase of build-up in the land readjustment area have relation to the accessibility from collector street and the existence of minor street. And the micro location model that we proposed consider not only a time serial correlation in land use change data that includes a preference for a latent land use but also the spatial interaction that represents the state of land use in the neighborhood of the location.