Ⅳ-71　区画整理地区内におけるミクロ立地予測モデルの提案

九州東海大学　正会員　溝上　章志

１．はじめに

本研究の目的は、土地区画整理地区という狭い地域を分析対象として、種々の立地主体が時間的、空間的にどのように立地するかというミクロで詳細な立地メカニズムを記述するミクロ立地予測モデルを提案することである。本立地モデルは、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に資すると考える。

２．モデルの概要

従来のヘドニックアプローチと非集計行動理論を用いた立地モデルは、都市圏のようなかなり広い範囲を分析対象にし、そこから収集されたクロスセクショナルな土地属性や地価データを用いて、主体別付け値関数の推定を行い、最終的には立地配分モデルを作成することを主な目的としている[1),2)]。これに対して、ここで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、種々の主体が時間的、空間的にどのように立地するかを予測するものであり、以下のような点で特徴がある。モデルは、①確率的付け値最大化理論に基づいた非集計立地行動分析を基本にするが、②通常、このような立地モデルの推定にはクロスセクションデータが用いられる。しかし、同一の土地における時系列的な立地変動はパネルデータとして捉えるべきであるから、確率的付け値には時系列相関と状態依存を導入する必要がある。また、③ある土地における立地は、その土地に固有の要因だけでなく、近隣の土地属性や立地状況に影響を受けるという空間相互作用が働くと考えられる。提案するミクロ立地モデルは、区画整理地区内の時系列立地データに存在すると考えられる時系列相関と状態依存、および空間相互作用を明示的に表現する非集計型の立地予測モデルである。

３．区画整理地区内ミクロ立地モデル

（１）時系列相関と前期状態依存の導入[3)]

地主は、ｔ期に属性ベクトル $\mathbf{z}_h^t$ を持つ土地ｈ（∈Ｈ：土地の集合）に対して、最大の付け値

$$\phi_i^t(\mathbf{z}_h^t) = \boldsymbol{\beta}'_i\mathbf{z}_h^t + \omega_{ih}^t \qquad (1)$$

を付けた立地主体ｉを選択して土地を売却し、その主体が当期に当地に立地すると仮定する。ここで ω_{ih}^t は誤差項、 $\boldsymbol{\beta}_i$ は未知パラメータベクトルである。’は転置を示す。以下では、簡単のため立地主体ｉとしてＮ(空地)，Ｒ(住宅)，Ｃ(商業･業務）を考え、時間は立地傾向が特徴的に変化する時点でｔと(t+1) の２時点に離散的に区分できる場合を想定してモデルの定式化を行うことにする。

さて、$\boldsymbol{\beta}_i$ を推定する場合、同一の土地のデータを時間の系列でプールしてサンプルにする場合、異なる主体であっても同一の土地につける付け値には相関があることなどの理由から、式(1) の誤差項 ω_{ih}^t には系列相関が生じていると考えられる。そのため、非集計分析で通常採用される誤差項 ω_{ih}^t の独立性の仮定は有効ではない。そこで、この誤差項 ω_{ih}^t を、①ｈに立地した主体ｉに対して、固有に特定の分布を仮定した誤差項を示す確率変数 λ_{ih} と、②ｈのｔ期と立地主体ｉについて独立な誤差項 ε_{ih}^t の和に分離し、式(1) をｔ期と（t+1)期それぞれについて下のように定義し直す。

ｔ期モデル ：

$$\begin{aligned}
\phi_N^t(\mathbf{z}_h^t) &= \boldsymbol{\beta}'_N\mathbf{z}_h^t + \varepsilon_{Nh}^t \\
\phi_R^t(\mathbf{z}_h^t) &= \boldsymbol{\beta}'_R\mathbf{z}_h^t + \lambda_{Rh} + \varepsilon_{Rh}^t \\
\phi_C^t(\mathbf{z}_h^t) &= \boldsymbol{\beta}'_C\mathbf{z}_h^t + \lambda_{Ch} + \varepsilon_{Ch}^t
\end{aligned} \qquad (2)$$

(t+1)期モデル ：

$$\begin{aligned}
\phi_N^{t+1}(\mathbf{z}_h^{t+1}) &= \boldsymbol{\beta}'_N\mathbf{z}_h^{t+1} + \varepsilon_{Nh}^{t+1} \\
\phi_R^{t+1}(\mathbf{z}_h^{t+1}) &= \boldsymbol{\beta}'_R\mathbf{z}_h^{t+1} + \theta_R\lambda_{Rh} + \varepsilon_{Rh}^{t+1} \\
\phi_C^{t+1}(\mathbf{z}_h^{t+1}) &= \boldsymbol{\beta}'_C\mathbf{z}_h^{t+1} + \theta_C\lambda_{Ch} + \varepsilon_{Ch}^{t+1}
\end{aligned} \qquad (3)$$

θ_i は立地主体ｉに固有の未知パラメータであり，これによって時系列相関を考慮できる。

立地の場合はｔ期に立地主体がｉであれば（t+1)期にもｉである確率はきわめて高いと考えられる。これを用途の前期状態依存とよぶとすれば、（t+1)期の土地属性ベクトル $\mathbf{z}_h^{t+1}$ にｔ期の立地主体を示すダミー変数を導入することによってこの効果を付け値関数に導入することが可能である。

（２）空間相互作用の導入

ある土地ｈの立地はその土地に固有の要因だけでな

く、近隣の土地の属性や立地状況に影響を受けると考えられる。ここでは、誤差項の取扱いを容易にするために、近隣の土地K（$\in$H）の付け値関数$\phi^t_i(\mathbf{z}^t_k)$でなく、以下ように属性値ベクトル $\mathbf{z}^t_k$ を用いて付け値関数に空間相互作用を組み込むことにした。

$$\phi^t_i(\mathbf{z}^t_h)=\boldsymbol{\beta}'_i\mathbf{z}^t_h+\gamma_i\sum_k M_{hk}\boldsymbol{\alpha}'_k\mathbf{z}^t_k+\omega^t_{ih} \tag{4}$$

ここで $\boldsymbol{\alpha}_k$はt期までにkに立地した立地主体iの付け値関数のパラメータ$\boldsymbol{\beta}_i$ であり、M_{hk} は土地hと近隣の土地k相互の結合関係を示す Incidence Matrix である。式(4) をより一般的にするために、第2項の属性ベクトル $\mathbf{z}^t_k$ の代わりに付け値$\phi^t_i(\mathbf{z}^t_k)$ を導入し、付け値に関して連立型にすると、誤差項ω^t_{ih}は式 (2) や(3) のように単純には与えられなくなるが、同様の手順でモデルは拡張可能である。

4．尤度関数とパラメータ推定

定義された確率的付け値関数のもとで、t期にNである土地hに (t+1)期にRが立地したとき、その同時生起確率は$\boldsymbol{\lambda}=(\lambda_{Rh},\lambda_{Ch})$の同時確率密度関数 $f(\boldsymbol{\lambda})$ を導入することによって、以下で表される。

$$P_h\{\delta^t_{hN}=1,\delta^{t+1}_{hR}=1\}$$
$$=\int_{-\infty}^{\infty}\int_{-\infty}^{\infty}P^t_{Nh}(\boldsymbol{\lambda})\cdot P^{t+1}_{Rh}(\boldsymbol{\lambda})\cdot f(\boldsymbol{\lambda})d\boldsymbol{\lambda} \tag{5}$$

ただしδ^t_{hR}はt期に土地hにiが立地したとき1、そうでないとき0の値をとるダミー変数である。ε^t_{ih}にガンベル分布を仮定すると、各期の立地確率 $P^t_{Nh}(\boldsymbol{\lambda})$、$P^{t+1}_{Rh}(\boldsymbol{\lambda})$ は、それぞれ

$$P^t_{Nh}(\boldsymbol{\lambda})=\frac{\exp\{\boldsymbol{\beta}'_N\mathbf{z}^t_h+\gamma_N\sum_k M_{hk}\boldsymbol{\alpha}'_k\mathbf{z}^t_k+\lambda_{Nh}\}}{\sum_{j\in J^t_h}\exp\{\boldsymbol{\beta}'_j\mathbf{z}^t_h+\gamma_j\sum_k M_{hk}\boldsymbol{\alpha}'_k\mathbf{z}^t_k+\lambda_{jh}\}} \tag{6}$$

$$P^{t+1}_{Rh}(\boldsymbol{\lambda})=$$
$$\frac{\exp\{\mu^t\cdot[\boldsymbol{\beta}'_R\mathbf{z}^{t+1}_h+\gamma_R\sum_k M_{hk}\boldsymbol{\alpha}'_k\mathbf{z}^t_k+\theta_R\lambda_{Rh}]\}}{\sum_{j\in J^{t+1}_h}\exp\{\mu^t\cdot[\boldsymbol{\beta}'_j\mathbf{z}^{t+1}_h+\gamma_j\sum_k M_{hk}\boldsymbol{\alpha}'_k\mathbf{z}^t_k+\theta_j\lambda_{jh}]\}} \tag{7}$$

なるロジットモデルで与えることができる。 J^t_h はt期の土地hに立地可能な主体の集合、μ^t は期のちがいによる誤差項ε^t_{ih}のばらつきの大きさを統一するためのスケールパラメータである。

もし、$f(\boldsymbol{\lambda})$ が立地主体iと土地hごとに独立な多次元標準正規分布と仮定できる場合には、式(5) はより簡単に

$$P_h\{\delta^t_{Nh}=1,\delta^{t+1}_{Rh}=1\}$$
$$=\int_{-\infty}^{\infty}\int_{-\infty}^{\infty}P^t_{Nh}(\boldsymbol{\lambda})\cdot P^{t+1}_{Rh}(\boldsymbol{\lambda})\cdot\prod_{i=N,R}\phi(\lambda_{ih})d\lambda_{ih} \tag{8}$$

となる。ここで$\phi(\lambda_{ih})$は標準正規分布の確率密度関数である。したがって、未知パラメータ$\mu^t,\theta_i,\boldsymbol{\beta}_i,\gamma_i$ は以下に示す尤度関数を最大にする解として求められることになる。

$$L=\prod_h\prod_{i\in J^t_h}\prod_{j\in J^{t+1}_h}\int_{-\infty}^{\infty}\int_{-\infty}^{\infty}P^t_{ih}(\boldsymbol{\lambda})^{\delta^t_{Nh}}\cdot P^{t+1}_{jh}(\boldsymbol{\lambda})^{\delta^{t+1}_{Rh}}$$
$$\cdot\phi(\lambda_{ih})\cdot\phi(\lambda_{jh})d\lambda_{ih}d\lambda_{jh} \tag{9}$$

このとき、式(4) の第2項の $\boldsymbol{\alpha}_k$は第1項の $\boldsymbol{\beta}_i$と同一のものであることから、

step-0：任意のμ^tの初期値とγ_i=0を設定する。

step-1：μ^t と式(6) の第2項の値を既知として最尤推定法により$\theta_i,\boldsymbol{\beta}_i$ を推定する。

step-2：推定された$\boldsymbol{\beta}_i$ を用いて式(4) の第2項を計算する。

step-3：再び最尤推定法でμ^tとγ_iを推定し、これを更新する。全てのパラメータ値が収束したら終了し、そうでない場合には step-1 へもどって以下の手順を繰り返す。

という繰り返し推定を行う必要がある。

5．おわりに

立地メカニズムを解明し、区画整理事業の目的を効果的に推進する施策立案に帰することを目的として、個々の土地の立地変動データに存在する時系列相関と用途の前期状態依存、および空間相互作用を確率的付け値関数に導入したミクロ立地モデルを構築した。本論は理論モデルの提案だけに終わっており、今後は現実の区画整理地区内の立地データを用いて適用可能性の検証を行う必要がある。また、実証研究を通して空間相互作用の導入の方法などを改良する必要もあろう。

<参考文献>

1)Ellickson, B.(1981), 'An Alternative Test of the Hedonic Theory of Housing Markets',J.Urban Economics,9,pp.56-79.

2)Lerman,S.R. and Kern,C.R.(1983),'Hedonic Theory, Bid Rents and Willingness to Pay : Some Extentions of Ellickson's Results', J.Urban Economics,13,pp.358-363.

3)森川高行・山田菊子(1991), 「ＲＰデータとＳＰデータの系列相関を考慮した交通機関選択行動モデルの推定法」, 土木計画学研究・講演集, No.14(1),pp.605-612.