都市構造からみた交通需要形成について
―― 住居タイプの側面から ――

京都大学　正員　　天野　光三
京都大学　正員　○青山　吉隆

1.緒　言.　我々はこれまで通勤交通網の計画方法を体系化するために、大量輸送機関の先行計画が、人口分布を誘導していく過程について研究をおこなってきた。その基本的概念は、交通機関が人口を誘導し、交通計画は、この誘導機能を有効に利用して行うべきであるとの考えであった。しかしもちろん、交通機関と人口との間に、このような優劣的一方向の関係のみが存在するのではなく、人口の定着がその地域への交通施設の建設を促ながした場合も多くあった。そしてこのような両者の相互作用をさらに分析するためには、人口を世帯に細分して、よりミクロな分析を必要とする。この研究ではとりあえず、世帯を住居タイプ（持家、借家、民間アパート、間借、下宿、公団・公営アパートなど）に分類し、この住居タイプ別の地域分布を研究する。すなわち、これまでは、交通機関のサービス体系によって規定された、ある時間距離をもつ地域に対し、どれ程の人口需要が、予測されるかを情報理論の一手法により解明してきたのであるが、この論文では、各地域の住居タイプ別の需要の発生メカニズムを多変量解析理論の一手法により考察する。

2.市場住宅需要とその要因　住宅財は都市的土地利用の多くを占め都市経済事象の主要側面である。この住宅財の期別需要総数の変動は、すべての需要要因（移住、結婚、死亡、離婚、同居、新居）の結果であり、またある期間の住宅タイプ別の需要の相違は、各世帯の需要決定要因（習慣、職業、年令、家族数、資金状態、所得条件など）と、住宅市場の供給要因（経済状況、市場条件、相対コストなど）との結合分布である。この住宅市場の解析の第一段階として、とりあえず、すべて定量的に測定可能な要因のみを用いることにした。まず立地点の供給要因を示すものとして都市中心部までの時間距離(1)，世帯の需要決定要因として、世帯主の年令(2)、世帯の収入(3)、居住年数(4)、家族数(5)、の5つの要因を用いる。これ以外に立地点の要因として、最寄駅までの時間距離、地価、夜間人口、昼間人口など、世帯の要因として職業、地位、学歴などが考えられる。後者の要因は名義尺度であるが、方法論的には距離尺度と同様に扱うことができる。

3.住居タイプの選択過程　上述の要因で特徴づけられる世帯が、立地点と住居タイプを選択する行動は、外的基準が分類で与えられている多変量解析理論の一つである。住居タイプを p（$p=1,2,\cdots\cdots,\ell$）、要因を j（$j=1,2,\cdots\cdots,n$）、住居タイプ p に属する世帯数を N_p，全世帯数を N とする。さらに住居タイプ p に属するある世帯 i の要因 j の反応値を x_{ij}^p とする。要因 j へ与える重みを w_j（$j=1,2,\cdots\cdots,n$）、とすると、住居タイプ p に属する世帯 i のもつ合成変量 f_i^p は、式(1)であり、この合成変量ができるだけ住居タイプを明確に分離するように、重み w_j（$j=1,2,\cdots\cdots,n$）を決定すればよい。

$$f_i^p = w_1 x_{i1}^p + w_2 x_{i2}^p + w_3 x_{i3}^p + \cdots\cdots + w_n x_{in}^p \qquad (1)$$

住居タイプ p の合成変量の平均値 f^p は式(2)で求められる。

$$f^p = \frac{1}{N_p}\sum_{i\in p} f_i^p = \frac{1}{N_p}\sum_{i\in p}^{N_p}\sum_{j=1}^{n} \omega_j x_{ij}^p \tag{2}$$

また合成変量の総平均 f は式(3)となる。

$$f = \frac{1}{N}\sum_{p=1}^{\ell}\sum_{i\in p}^{N_p} f_i^p = \frac{1}{N}\sum_{p=1}^{\ell}\sum_{i\in p}^{N_p}\sum_{j=1}^{n} \omega_j x_{ij}^p \tag{3}$$

合成変量の分布が各住居タイプをどの程度分離しているかを示す係数として、重相関比 η^2 をとれば、重相関比は、住居タイプ間の合成変量の分散 σ_b^2 と、全合成変量の分散 σ^2 とにより、式(4)で表わされるから、この式に式(2)、式(3)を用いると、相関比は式(5)で表わされる。

$$\eta^2 = \frac{\sigma_b^2}{\sigma^2} = \frac{\sum_{p=1}^{\ell} N_p (f^p - f)^2}{N\cdot\sum_{p=1}^{\ell}\sum_{i\in p}^{N_p}(f_i^p - f)^2} \tag{4}$$

$$\therefore\quad \eta^2 = \frac{\sum_{p=1}^{\ell} N_p \left(\frac{1}{N_p}\sum_{i\in p}^{N_p}\sum_{j=1}^{n}\omega_j x_{ij}^p - \frac{1}{N}\sum_{p=1}^{\ell}\sum_{i\in p}^{N_p}\sum_{j=1}^{n}\omega_j x_{ij}^p\right)^2}{N\cdot\sum_{p=1}^{\ell}\sum_{i\in p}^{N_p}\left(\sum_{j=1}^{n}\omega_j x_{ij}^p - \frac{1}{N}\sum_{p=1}^{\ell}\sum_{i\in p}^{N_p}\sum_{j=1}^{n}\omega_j x_{ij}^p\right)^2} \tag{5}$$

式(5)を最大にする重み ω_j を求めるためには、η^2 を ω_j ($j=1,2,\cdots\cdots,n$) で偏微分して 0 とおき、この連立方程式を解けばよい。ただしこの連立方程式は一次従属であるから、任意の重み $\omega_j = 0$ とおいて、未知数を $n-1$ 個としても一般性は失われない。さらに全体の寸法をそろえるために $\sigma = 1$ とおく場合には、ラグランジェの未定乗数法を用いて、式(6)のラグランジェ関数 F を最大にする ω_j を求めればよい。ここに λ はラグランジェ乗数である。

$$F = \sigma_b^2 - \lambda(\sigma^2 - 1) \tag{6}$$

このとき最大にされた重相関比は、$\eta^2 = \lambda$ として与えられる。重みベクトル $\boldsymbol{\omega}$ が求められたとき、この重みベクトルと要因行列により求められる合成変量ベクトル $\boldsymbol{f}$ の因子 f_i の住居タイプ p における分布を近似的に密度関数で表現し、それらの関数を $g_p(f)$ とする。このとき合成変量のタイプ p と $p+1$ の間の判別値 $f_{p,p+1}$ を定めて、世帯 i の合成変量 f_i が $f_{p-1,p} \leqq f_i \leqq f_{p,p+1}$ ならば、その世帯は住居タイプ p に属するものと一次元的に判別すれば、その場合の判別の的中率 Q は式(7)である。

$$Q = \frac{N_1}{N}\int_{-\infty}^{f_{1,2}} g_1(f)\,df + \frac{N_2}{N}\int_{f_{1,2}}^{f_{2,3}} g_2(f)\,df + \cdots\cdots + \frac{N_\ell}{N}\int_{f_{\ell-1,\ell}}^{\infty} g_\ell(f)\,df \tag{7}$$

式(7)の的中率を最大にする判別値 $f_{p,p+1}$ は式(8)により求められる。

$$\frac{N_p}{N} g_p(f_{p,p+1}) = \frac{N_{p+1}}{N} g_{p+1}(f_{p,p+1}) \qquad (p=1,2,\cdots\cdots,\ell) \tag{8}$$

<u>4.住居タイプの需要予測</u>　世帯の需要要因のパターン k (x_{k2}, x_{k3}, x_{k4}, x_{k5}) の世帯数 N_k を予測し、これが立地点 x_{k1} に住むときの住居タイプがこの理論により推定できるので、立地点別、住居タイプ別の需要量を予測することができる。