

都市圏活動立地モデルの構成に関する基礎的研究

On Problems Associated with Composition of Location Models of Urban Activities

安 藤 朝 夫 *

By Asao ANDO

Since the pioneering work by I.S.Lowry, many models have been presented with the intention of simulating locations of urban activities. However, there seems no established way to deal with these problems being available. In this article, we consider one of such models and discuss some of problems associated with its composition. Among them is the necessity to incorporate macro-econometric models which provide links with the system of national accounts. As data restrictions are another problem intrinsic to multiregional models, the possibility to utilize the set of estimators for different regional levels is examined. The use of Ellickson's logit probabilities in the aggregative context is also discussed.

1. はじめに

Lowry モデル以来、都市における各種の活動の立地を説明する目的で多くの都市モデルが発表されて来ており、我が国でもいわゆる南関東モデル¹⁾や CALUTAS²⁾ 等がある。しかし一口に立地モデルと言っても、その目的や、対象とする地域・活動によって、様々な構成や手法を採用しており、いわば定石といったものは未だ確立されていないと言うことができよう。そこで本稿では一つの都市圏モデルを想定して、その構成上の問題点について若干の考察を加えてみたいと考える。

2. モデル作成上の留意点

筆者らはかつて関東圏7都県を対象とした都市圏モデル³⁾を作成したことがあるが、そこで留意したことは以下の諸点である。

i) 国全体、又は圏域全体のマクロ的な経済動向と

* 正会員 Ph.D. 熊本大学工学部

整合的であること。

ii) 都市分析に適した活動分類がなされ、かつ活動相互間の連関関係が陽表的に把握できること。

iii) 特別の調査結果を用いず、印刷公表されているデータの範囲内で運用可能であること。

iv) 既存の立地論の成果と矛盾しないこと。

しかし3)のモデルは1969年から1972年の4か年を基本期間としてパラメータの較正を行っている関係で、石油危機後の経済情勢に十分対応できないため全面的に再検討を加える必要が生じた。

i) に関しては、国民、又は県民経済計算の結果との接合を図るため、マクロ計量モデルを、簡略化された形にせよ組み込む必要がある。特に、1978年からの「新SNA」への移行によって、旧県民所得における個人所得の概念が消えたり、産業概念が経済活動概念に変更になるなどの概念上の変化に対応する必要がある。現在のところ、概念調整方式から第二段階の標準方式への移行が完了した段階で、計

数は必ずしも安定していない。遡及改訂は最終的に1970年度まで実施される予定であるが、それ以前の系列とは直接つながらないなどの問題がある。また新SNAの特徴であるストック関係の勘定である

(部門別)貸借対照表がどのような形で利用できるかについても明らかではないため、新SNAと全面的に整合するモデル構築は時期尚早と言えよう。

ところで、都市圏モデルでは活動及び地域の細分化が必要とされるが、マクロ計量モデルのこの方面への適用は未だ余り進んでいない。前者については、経済審議会計量委員会のマクロモデル⁴⁾でも第5次報告(1977)から、従来の1次、2次、3次の産業分類にかわって14産業への多部門化が計られているが、全国レベルでの議論であることも手伝って、都市活動の分析には必ずしも適さない。全国レベルの分析と地域レベルの分析との決定的な差異は、空間的な完結度にあるのであって、前者では極めて限定されている他地域との財貨流動が、先進的な地域ほど支配的であることによる。例えば、閉じた地域ではその地域内での生産は全てその地域内での消費または資本形成に振り向けられるのに対して、都市圏内の地域間では所得移転が大きく、生産と支出は対応しない。この意味で、マクロ計量モデルの手法のみで地域を把握することは困難であり、その適用例も県レベル以下の地域に対しては稀であることから、⁵⁾土地利用モデルが不可欠となる。

ii) 活動相互間の連関関係を統一的に扱う手法としては、産業連関分析の利用が考えられる。実際、新SNA体系には産業連関表が一つの重要な構成要素として組込まれているが、現実利用可能な地域表(1980年表まで)は旧概念によるものであって、県民経済計算における概念とは多少の食い違いがある。しかし、より重要な問題は現在の産業連関表の作成は主として通産省においてなされている関係で、その部門分類が必ずしも都市活動の分析に役立つものとなっていない点にある。そこで本稿では、国勢調査など他の統計における部門分類を勘案して表-1に示す部門分類を採用する。

例えば同じ公務でも国、都県、市区町村の異なるレベルがあり、そのサービスの及ぶ範囲や、立地選択の場合の対象地域などの点で同一の扱いはできないと考えられる。このような観点から、本稿の分類

表-1 活動の35部門分類。

R 01	農林水産業	P 19	水 道
R 02	鉱 業	P 20	住宅建築
R 03	飲食料品	P 21	都市旅客輸送
R 04	繊維・織物	P 22	都市貨物輸送
R 05	木・紙製品	P 23	通 信
R 06	印刷・出版	P 24	金融・不動産
R 07	化 学	P 25	事業所サービス
R 08	金 属	P 26	娯 楽
R 09	機 械	P 27	P 公共事業
R 10	その他製造業	P 28	P 公共サービス
R 11	電気・ガス	P 29	P 公 務
R 12	非住宅建築	C 30	小 売 業
R 13	広域輸送	C 31	個人サービス
R 14	卸 売 業	C 32	C 公共事業
R 15	R 公共事業	C 33	C 公共サービス
R 16	R 公共サービス	C 34	C 公 務
R 17	R 公 務	C 35	下水・廃棄物
R 18	管理・事務		

では財及びサービスをその空間的な影響範囲に応じて、R(圏域)レベル、P(都県)レベル、C(市郡)レベルの3種類に分割している。また現在では第2次産業に代わって第3次産業が都市を代表する産業であると考えられるが、中でもCBDに集中する中枢管理機能がその代表的なものと言えよう。ところが従来の産業分類では、それらは実際の業務内容においては殆ど同質であるにも拘わらず、それぞれの親産業に分類して計上されることになり、その立地選択基準も親産業とは著しく異なるなどの不都合がある。そこで、ここでは01から14までの各活動の管理・事務相当分を18に分離独立させている。

iii) のデータの利用可能性は、モデルの他地域への適用可能性という観点から重要である。特別のアンケート調査の結果などを用いるとより精緻な分析が可能ではあるが、サンプル数と費用の問題があるため、できる限り指定統計などの一般的に入手できるデータのみで運用できることが望ましく、その意味で非集計型のモデルは適当ではない。国勢調査や工業統計などの結果も、最近ではメッシュ単位でのデータが公表されるようになって来てはいるが、秘匿や統計的信頼性の問題、さらには地方財政などの単位を考えると、最大公約数的にデータが得られる最小の空間的単位はやはり市区町村であろうと考えられる。そこでまず、市区町村を幾つかまとめた旧郡程度のゾーン(各県10-14)を対象とするモデルを考える。この程度の空間的集約を行うと、本来離散

$$FM_{it} = \left[\frac{FM_{it}}{X_{it-1}} + 0.7992 \left(\frac{FM_{it-1}}{X_{it-1}} - \frac{FM_{t-1}}{X_{t-1}} \right) - 0.0155 \left(\frac{\Delta D_{it-1}}{X_{it-1}} - \frac{\Delta D_{t-1}}{X_{t-1}} \right) \right] X_{it-1}$$

(11.00) (1.14)

SSR/SST = .9996, df = 24.

これらの2項の財別構成は、産業連関表の公表年次においてのみ明らかなので、前者については1980年の単年回帰、後者については順次代入を行い、1980年の値を1975年の値を用いて説明する5次式を非線形回帰してパラメータを決定している。

人口項目としては圏域人口と活動別従業者数が必要とされるが、前者については圏域外地域も含めてモデル化する必要があるので外生変数として扱い、後者についてのみモデル化を行っている。その詳細は省略するが、対人口従業率（全活動）と活動別配分の2段階で推定し、後者については活動別ダミー変数を用いた1本の対数線形式で求めている。

以上述べた基本式のみを用いてもモデルを実行することが可能であるが、もしもより精緻なマクロ計量モデルからの情報が標準値として得られるならばそれを利用することも可能である。その場合は、基本式を標準値の回りにTaylor展開した式を用いればよい。（線形式の場合で1次の項、非線形式の場合で2次の項まで考慮すれば良い。）

4. 式の地域レベル間移転性

パラメータの決定に当っては、圏域レベルのパラメータを都県レベルのプーリングデータを用いて推定している場合が多い。一つにはデータ処理コストの関係で圏域段階で十分な年数についてデータを集積できないこと、さらに県民経済計算の概念変更により1970年以前への遡及は困難であることなどによる。従って、本稿では1975年から1980年に至る6カ年についてデータベース作成し、その範囲内で計算可能な最大の年数についてプーリング計算することによって必要な自由度を確保している。しかし、例えば圏域レベルの式を都県レベルで決定する場合にはi) 定数項の不偏性、ii) 変数の地域的完結性などの問題がある。圏域モデルは標準値の別推定を前提としているが、その場合には第1点は回避することができる。たとえば IG^0 , VA^0 , $\Delta \tilde{N}^0$ をそれぞれ IG , VA , $\Delta \tilde{N}$ の標準値とすれば、 IG の式は

$$IG_t = IG_t^0 + 0.0482(VA_{t-1} - VA_{t-1}^0) + 0.8313(\Delta \tilde{N}_t - \Delta \tilde{N}_t^0)$$

と表現されるからである。圏域モデル中には第一の

問題を生じる式は他に IR , IGR , ΔK_t , J の4式があるが、前2式については定数項が有意でないため、そのまま推定を行っても差し支えないものと考えられる。

さらにこの問題を避けるために多くの式では何らかの形で標準化（例えば X_t で除した式を回帰する）を行っている。

第二点を説明するために、家計消費支出 $C2$ をとりあげる。 $C2$ の圏域式は消費の慣性項を考慮して、

$$C2_t = 0.0327N_t + 0.9624C2_{t-1} + 0.0259VA_t \quad R^2 = .9758$$

(1.43) (25.71) (1.64) df = 32. (a)

のように与えられる。しかし実際の回帰は都県 ℓ について

$$\frac{C2_t^\ell}{N_t^\ell} = a + b \frac{C2_{t-1}^\ell}{N_t^\ell} + c \frac{VA_t^\ell + VA_t \left(\frac{N_t^\ell}{N_t} - \frac{E_t^\ell}{E_t} \right)}{N_t^\ell} \quad (b)$$

の形により行っている。なぜなら、所得項に相当する付加価値 VA は県内ベースで計上されるのに対して $C2$ は県民ベースで推定されており、圏域全体では完結しているとしても都県間の所得移転を無視し得ないからである。つまり家計所得の分配は人口に比例的であると考えられるのに対して、生産の分配は従業者数に比例的であると考えられるから $VA \left(\frac{N_t^\ell}{N_t} - \frac{E_t^\ell}{E_t} \right)$ の項により VA の県民ベースへの転換を計っている。

（実際、この調整項を考慮しない都県別回帰では符号条件が満たされずモデルが成立しない。）さらにこの種の調整項は圏域全体では影響が0となる必要があるが、この場合も（b）式を N_t^ℓ 倍して ℓ に関して Σ することにより（a）式を得る。

一般に、地域レベルの異なる回帰結果の利用には2つの場合が考えられる。一つは上述のように下位レベルの結果を上位レベルの推定式とする場合で、プーリング・データにより必要な自由度を確保する目的で行われる。いま一つは、逆に上位レベルの結果を下位レベルに適用する場合で、地域レベルが細くなるほどデータが得にくくなることによる。

例えば製造業の生産関数は設備資本量 K_i （土地を除く）と従業者数 E_i のCobb-Douglas型関数として表されるが、前者の市区町村レベルでのデータは殆どの県で公表されておらず、また公表されている場合でも広範な秘匿推計が必要とされるため信頼性の点で問題が多い。そこで市区町村レベルについても都県段階の生産関数を準用することを考える。上に見たように、線形関数の場合には異なるレベルへのモ

デル式の転用は容易であるが、非線形関数の場合は対数線形回帰の場合を除いて一般に複雑となる。いま都県レベルの基本式が、

$$\ln X_t^d = \beta_0 + \beta_1 \ln K_t^d + \beta_2 \ln E_t^d + \varepsilon_t^d \quad (C)$$

と表されたとする。地域 d が m 個の地区 d を含むとし、それぞれ X_t^d, K_t^d, E_t^d なるデータを持つとすれば、 $\ln X_t^d$ の式は $\bar{X}_t = \sum_{d \in \ell} X_t^d / m$ などを用いて以下のように展開することができる。

$$\begin{aligned} \ln X_t^d = & \beta_0 + \frac{1}{\bar{X}_t} (X_t^d - \bar{X}_t) - \frac{1}{2\bar{X}_t^2} (X_t^d - \bar{X}_t)^2 - (1 - \beta_1 - \beta_2) \ln m \\ & + \beta_1 (\ln K_t^d - \frac{1}{\bar{K}_t} (K_t^d - \bar{K}_t) + \frac{1}{2\bar{K}_t^2} (K_t^d - \bar{K}_t)^2) \\ & + \beta_2 (\ln E_t^d - \frac{1}{\bar{E}_t} (E_t^d - \bar{E}_t) + \frac{1}{2\bar{E}_t^2} (E_t^d - \bar{E}_t)^2) + \varepsilon_t^d + O^2 \end{aligned}$$

ところで $\ln X_t^d$ が $N(\mu, \sigma^2)$ に従うとすれば、 X_t^d は $(\lambda_X = e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}}, \sigma_X^2 = e^{2\mu}(e^{\sigma^2} - e^{\sigma^2/2}))$ で対数正規分布をする。従って $\bar{X}_t$ は $(\lambda_X/m, \sigma_X^2/m^2)$ で分布するが、いま各 X_t^d が同一の分布に従い、かつ独立であると仮定できるなら、その平均値及び分散は $(\lambda_X/m, \sigma_X^2/m)$ で与えられる。この時両辺の期待値をとると、

$$\begin{aligned} E(\ln X_t^d) = & \beta_0 - (1 - \beta_1 - \beta_2) \ln m - \frac{m-1}{2\lambda_X} \sigma_X^2 \\ & + \beta_1 (E(\ln K_t^d) + \frac{m-1}{2\lambda_K} \sigma_K^2) + \beta_2 (E(\ln E_t^d) + \frac{m-1}{2\lambda_E} \sigma_E^2) \end{aligned}$$

ここに (λ_K, σ_K^2) 、 (λ_E, σ_E^2) はそれぞれ上位レベルでの K_t^d 及び E_t^d の平均値及び分散である。従って、 $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ が(c)式の真のパラメータであるとすれば、

$$\begin{aligned} \ln \hat{X}_t^d = & \beta_0 - (1 - \beta_1 - \beta_2) \ln m - \frac{m-1}{2\lambda_X} \sigma_X^2 \\ & + \beta_1 (\ln K_t^d + \frac{m-1}{2\lambda_K} \sigma_K^2) + \beta_2 (\ln E_t^d + \frac{m-1}{2\lambda_E} \sigma_E^2) \quad (d) \end{aligned}$$

を m 分割された下位レベル地域に対する生産関数として用いることができよう。下位レベルの式から上位レベルの式を作ることも同様にして可能である。

(d)式に含まれる各調整項は $\ln \hat{X}_t^d$ のバイアスを補正するために付加されており、指数を取って原尺度に戻した場合に(d)式による $\hat{X}_t^d = \sum_{d \in \ell} \hat{X}_t^d = X_t^d$ を満たす保証はない。従って上位の地域から下位の地区へ計算が進行するいわゆる「配分型モデル」では $\hat{X}_t^d = (\hat{X}_t^d / \sum_{d \in \ell} \hat{X}_t^d) X_t^d$ のように上位レベルの値をコントロール・トータルとして用いる場合が多いが、その場合には(d)式の調整項は考慮する必要がなくなる。

5. 立地決定機構について

一般に動学的な立地選択を行う場合、将来に関する予見の問題を避けることはできないが、建物ストックの耐久性を考えれば、建物供給者の行動が土地

利用の決定に関して最も重要であることは当然であって、理論モデルでも建物供給者の予見のみを仮定して、テナントは簡単のために近視眼的行動を仮定するのが一般的である。⁶⁾従って、ストックの立地行動に関しては、土地が用途を選択すると考えるほうがより直接的であり、理論モデルの成果を応用し易いと考えられる。

Ellicksonのランダム付け価値理論⁷⁾は、ストックの利用可能性を基準にし、ストックが居住者を選択する形で、非集計ロジットによる選択確率の推定を行おうとするもので、McFadden以来のランダム効用理論に基づく選択とは逆の見方を試みている。各立地者の効用水準が均衡に達しており、そのもとで付け値を提示するものとすれば、付け値関数を定式化することによって選択確率の決定が可能となる。

しかし本稿では集計的なデータしか利用可能でない場合を想定しているので、Ellicksonのモデルを直接用いることはできない。ところで市区町村といった地区を単位とする場合、その地価として公示地価の加重平均値をとることが妥当であると考えられるが、こうして得られた地価は公示地点の選定基準からも、その地区の平均的な地価であって、その地区に対して提示された最高付け値を示すものではない。これを1地区について模式的に描くと図-2のようである。 z は地区内の地点属性であって例えば都心からの距離などである。すなわち1市区町村といえどもその中に様々な属性をもつ地点を包含しており、個々の地点の最高付け値を連ねたものがその地区内での地価曲線を与える。そこでたとえば、 z_i を主体 i によって認識される地区 i の平均的な属

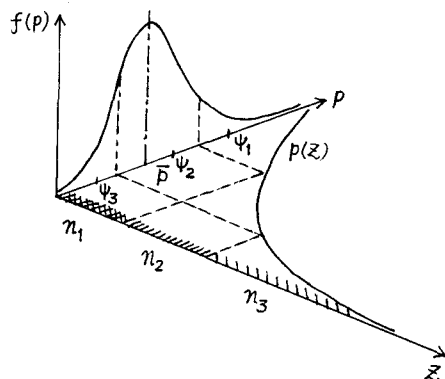


図-2 地価の確率分布と空間分布

性とし、その関数として付け値関数 $\Psi_i(\bar{z}_i)$ を定める。するとその地区の土地の主体 i の選択確率は、特定の仮定を設けることによって、

$$p(i|\bar{z}_i) = \frac{\exp \Psi_i(\bar{z}_i)}{\sum_i \exp \Psi_i(\bar{z}_i)}$$

のように表し得る。多数の地区について同一時点の留保を含む主体別の占用面積率が与えられれば、この式を用いて非線形回帰等の方法により各付け値関数の推定が可能である。（1主体のパラメータは不確定となるので、留保需要を基準にとれば良い。）しかしこうして得られる付け値関数は判別的側面が強く、現実の地価 p^d のレベルに整合しないため

$$p^d = \sum_i p(i|\bar{z}_i) \beta_i \Psi_i(\bar{z}_i)$$

を回帰して補正值 β_i を求めれば、 $\hat{\Psi}_i(\bar{z}_i) = \beta_i \Psi_i(\bar{z}_i)$ を属性 $\bar{z}_i$ に対する付け値地価と見なすことができる。

ところで地価を今期の競合的立地の結果定まる事後的な値であるとすれば、これは比較的容易に推定することができる。例えば経済企画庁経済研究所の分析³⁾にならって、従業人口密度と居住人口密度の線形式で地価を説明すると、

$$p^d(t) = \alpha_0^{t-t_0} \left(252.7 + 3.735 \frac{N^d}{L_F^d} + 12.52 \frac{E_U^d}{L_F^d} \right) \\ (8.84) \quad (12.06) \quad (55.23)$$

SSR/SST = .9807, df = 228.

のようである。ここに分母の L_F^d は地区 d の可住地面積であり、南関東4都県を対象として $1/\alpha_0^{t-t_0} \cdot L_F^d$ をウエイトとする重みつき非線形回帰で計算している。また地価の年平均上昇率は1976年から1981年にかけて $\alpha_0 = 1.086$ _(213.7) であった。そこで予測に際しては与えられた $\hat{p}^d$ とその分散、主体別付け値関数の2つの情報を用いて、主体の除却及び立地を決定することができる。

この方法では、用途地域面積のような先験的情報を用いることなく主体間の調整を処理できる可能性がある。用途地域のような政策でさえ現実の市場均衡と乖離しては存在しえず、従って予め用途地域によって市場を分離してしまうことは、短期的な予測精度の向上には資するところ大であるが、長期的にはモデルの範囲を制限することになる。その意味で競争的立地均衡の包括的処理を可能とするモデルの開発が必要とされる。

6. おわりに

本稿では、都市圏を対象とする活動立地モデルを

構成しようとする場合に生ずる幾つかの問題の提起を試みた。その一つは、マクロ計量モデルの組み込みであって、これについては第3節の圏域モデルとして一つの具体例を示したつもりである。また第4節では、この種の都市モデルの宿命ともいえるデータの問題について、異なる地域レベルでのパラメータ推定の可能性と、定式化を行う上での留意点について例をあげて説明した。そして第5節では立地決定の際のEllicksonモデルの集計的利用の可能性について考察した。

もとより本稿の議論は問題提起に過ぎず、それに対して回答を与えようとするものではない。特に立地決定機構の具体的モデル化については今後の研究に待たねばならない。また、プーリング・データの利用に関する「系列相関」に相当する理論の開発や時空間に亘る予測値の適合度の合理的評価手法の開発など、殆ど手付かずの分野も多い。しかし、こうした議論の蓄積が土地利用モデル構成の際の共通の基盤を形成するものとなれば幸いである。

謝辞 本研究の遂行にあたっては文部省科学研究費（総合研究A 59350035 及び奨励研究A 59750442）および日本学術振興会（流動研究員）から補助を受けた。ここに記して謝意を表する。

* 参 考 文 献 *

- 1) 伊藤滋, 黒川洸他; 南関東地域を対象とした広域圏土地利用・交通モデル, 都市計画74, 1973.
- 2) 中村英夫, 林良嗣, 宮本和明; 広域都市圏土地利用交通分析システム, 土木学会論文報告集 335, 1983.
- 3) A. Ando, K. Amano and M. Kashiwadani; A simulation model on urban land use in a metropolitan area, IFAC Workshop on Urban, Regional and National Planning, 1978.
- 4) 経済審議会計量委員会; 中・長期経済分析のための多部門計量モデル, 大蔵省印刷局, 1984.
- 5) 金子敬生; 日本経済の地域計量モデル, 日本経済新聞社, 1972.
- 6) T. Akita and M. Fujita; Spatial development process with renewal in a growing city, Environment and Planning A, vol. 14, 1982.
- 7) B. Ellickson; An alternative test of the hedonic theory of housing markets, Journal of Urban Economics, vol. 9, 1981.
- 8) 山田浩之他; 東京都市圏における住宅市場の計量分析, 経済企画庁経済研究所研究シリーズ31, 大蔵省印刷局, 1976, 第2章.