

空間的行動のネスティッドロジット・モデリングに関する覚え書き

杉浦 芳夫

I はじめに

空間的行動のとりえ方には、他の現象の場合と同様に、マクロなとりえ方とミクロなとりえ方がある。買物行動研究を例にすれば、集計されたデータを用いる商圈研究は、商業中心の勢力圏を明らかにするという意味で、マクロな視点に立つものである。他方、非集計データを用いる消費者の購買地選択研究はミクロな視点に立つものである。

この研究分野のマクロ・モデルとしては、Reillyの小売重力モデルとHuffの確率商圈モデルがある(杉浦, 1989)。また、個人差を問題にしないミクロ・モデルとしては、Rushtonの顕示空間選択モデルがある(杉浦, 1981)。このうち、確率商圈モデルは、個人の各商業中心に対する選択確率を求めることから出発して、最終的に各商業中心の勢力圏を確率で表現する点で、本来はミクロ・モデルであるともいえる。

ところで、ミクロ・モデルである顕示空間選択モデル、そして確率商圈モデルを選択行動論的にみるならば、いずれも定数(Constant)効用モデルの範疇に入る(杉浦, 1981)。定数効用モデルでは、選択肢に関して定義された一定の数値尺度(効用)を基にして、決定が確率的に行なわれることを仮定している。それに対し、確率(Random)効用モデルでは、意思決定者は常に最高の効用をもつ選択肢を選ぶが、効用自体は定数でなく確率的であると仮定している。これら二つのモデルに共通する特徴は、意思決定者自身の知識の欠如に起因する不確定性を視野におさめた確率的(Probabilistic)選択モデルであるという点にある(杉浦, 1983)。

本稿は、確率効用モデルの一つであるロジット・モデル、とくにネスティッドロジット・モデルに焦点をあて、モデルを概観した後、地理学(関連)分野における応用研究のささやかな展望を試みようとするものである。明示的に確率効用理論と関連づけたロジット・モデルの定式化は、計量経済学者のMcFadden(1974)と交通工学者の

Ben-Akiva(1973)によって、1970年代初め、ほぼ同時並行的に行なわれた。以後、様々な研究分野で、離散的選択 Discrete choice (非集計的行動あるいは質的選択)問題にロジット・モデルは適用されてきた。ここでいう離散的選択とは、意思決定者が有限な選択肢の集合を前にして選択を行なう状況をさし示している。したがって、選択肢の集合が連続変数で示される場合の選択は離散的選択とはいえない。耐久消費財のように基本的な単位の倍数でしか入手しえない財、サービスの選択や、CBD、郊外商業地区、近隣商業地区等の購買地のように、質的に異なるものの間での選択が、ロジット・モデルを始めとする離散型選択モデルの適用対象である。

地理学におけるロジット・モデルの応用はこの10数年来のことであり、第1表に示すように近年では比較的使用数の多い計量的手法の一つである(Slocum, 1990)。ただし、ネスティッドロジット・モデルについては研究例がそれほど多くない。ネスティッドロジット・モデルは、後にみるように、いくつかの段階を経てなされる意思決定をモデリングしうる点で非常に魅力的である。着地選択型の空間的相互作用モデルが、地域選択—着地選択という2段階の意思決定過程をメカニズム的にとりこむことにより、地図パターン問題解決への手がかりを与えたことに例証されるように(杉浦, 1988a)、マクロ、ミクロという視点の如何を問わず、段階的意思決定問題はホットな研究テーマなのである。少なくとも、認知・選択に関わるモデルの開発・導入が先行していた行動地理学の文脈の中で、ロジット・モデルは選択に関わる初めてのオペレーショナルなモデルとして位置づけられるであろう。以下では、すでにあるBen-Akiva and Lerman(1985), Hensher and Johnson(1981), Train(1986), Wrigley(1985), 土木学会土木計画学研究委員会(1984), 屋井(1986), 佐野(1990)等の専門的教科書を参考にしながら、ロジット・モデルを筆者なりにできるだけわ

第1表 近年の地理学関係雑誌論文において用いられている汎用性の高い計量的手法(1986年の場合)

順位	手 法	頻度
1	単相関・回帰分析	32
	重回帰分析	32
3	χ^2 検定	12
4	平均値の有意差検定	10
5	分散分析	9
	主成分・因子分析	9
7	空間的自己相関	7
8	クラスター分析	6
	順位相関	6
10	ロジット・モデル	5
	点パターン分析	5
	傾向面分析	5
13	Equality of variance	3
	コルモゴロフ・スミルノフ検定	3
	Splines	3
16	判別分析	2
	フーリエ分析	2
	Geostatistics	2
	Major axis scaling	2
	マン・ホイットニー検定	2
	マルコフ連鎖モデル	2
	多次元尺度構成法	2
	偏相関	2
	Reduction of error statistic	2
	歪度・尖度検定	2

出典：Slocum (1990, p.88) を一部修正。

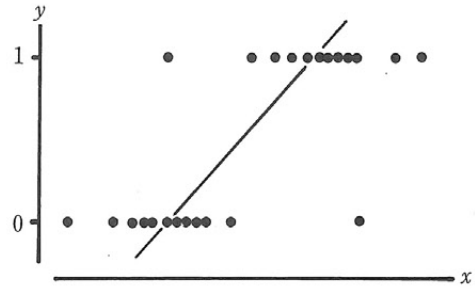
注) 対象となった雑誌は次の14誌である。

American Cartographer, Annals of the Association of American Geographers, Economic Geography, Geographical Analysis, Geographical Review, Physical Geography, The Professional Geographer, Urban Geography, Pacific Coast Geographers Yearbook, Arctic and Alpine Research, Landscape, Papers of the Regional Science Association, Quaternary Research, Remote Sensing of Environment.

かりやすくまとめてみようを試みた。

II 離散型選択モデルの要請

ロジット・モデルなかんずく離散型選択モデルの特徴は、分析対象データの性質をみることによってわかる。いまここでは、購買地選択を念頭において離散型選択モデルが要請されるに至った経過についてみてみよう。第1図縦軸には、「多摩そごう」を選択する場合には「1」, 「多摩そごう」



第1図 最小二乗法による2値離散量に対する回帰線のあてはめ

以外の百貨店を選択する場合には「0」という2値離散量を目盛り、横軸には、その選択の有無を規定する要因の一つであると思われる、自宅から「多摩そごう」までの距離を連続量で目盛っている。そこで、両者の関係をとらえるために通常の最小二乗法を適用すると、実線で示されるような回帰線が引けるであろう。しかし、選択の有無は0と1の値しかとりえないのに、回帰式は0以下と1以上の値まで推定してしまう。また、この場合の回帰式は最小二乗法適用の前提である分散の1様性を満たしていない (Wrigley, 1985, pp.23-24)。

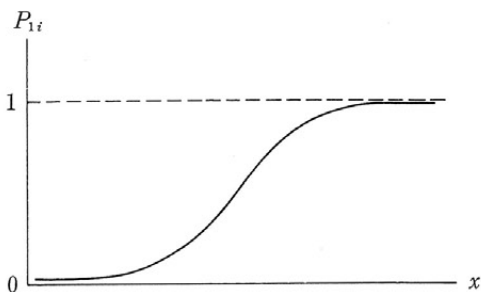
そこで、通常の回帰式の代わりに、推定値が0と1の間に収まる関数を考えてみる。その際、次に示すように、その関数から推定される値 $E(y_i)$ は、選択決定がとりうる二つの値を、それぞれの場合の生起確率で加重した値の和で定義される確率とみなすことにする。

$$E(y_i) = P_{1i} = 1 \times P_{1i} + 0 \times P_{2i} \quad (1)$$

ただし、 P_{1i} は、距離についての情報が与えられているときに個人 i が「多摩そごう」を選択する確率、 P_{2i} は、距離についての情報が与えられているときに個人 i が「多摩そごう」以外の百貨店を選択する確率である。

次に、 P_{1i} を適当な関数で定義する必要があるが、ここでは第2図に示すようなS字型の曲線で近似される関数をあてはめることにする。この曲線は、0付近から始まる値がある閾値を越えると急速に1に近づいていく累積確率関数の特徴を有している。この種の関数の一つに、次のようなロジスティック関数がある。

$$P_{1i} = 1/[1 + \exp(\alpha + \beta x_i)] \quad (2)$$



第2図 ロジスティック曲線

出典：Train (1986, p.16) を一部修正。

ただし、 \exp は指数関数、 x_i はこの場合個人 i の住宅から「多摩そごう」までの距離、 α 、 β はパラメータである。

他方、「多摩そごう」以外の百貨店を選択する確率は、

$$P_{2i} = 1 - P_{1i} = \exp(\alpha + \beta x_i) / [1 + \exp(\alpha + \beta x_i)] \quad (3)$$

であるため、 P_{1i} と P_{2i} の比の自然対数をとると、

$$\ln(P_{2i}/P_{1i}) = \ln[(1 - P_{1i})/P_{1i}] = \alpha + \beta x_i \quad (4)$$

なる線形の関係が導かれ、容易にパラメータが推定される。 $\ln(P_{2i}/P_{1i})$ はロジット (変換) あるいは対数オッズ Log odds とよばれ、ロジットが $-\infty$ から ∞ の間の値をとるとき、 P_{1i} は 0 と 1 の間の値をとる。

多くの場合、選択肢が二つの二項選択よりも、三つ以上の多項選択がみられるため、多項選択を念頭においた上で、観察されたデータと選択確率を関係づける適切な分布関数を特定することにより、様々な離散型選択モデルが誘導される。ロジット・モデル²⁾とは、ロジスティック分布で分布関数を特定したものであり、分布関数を正規分布で特定したものがプロビット・モデルである。

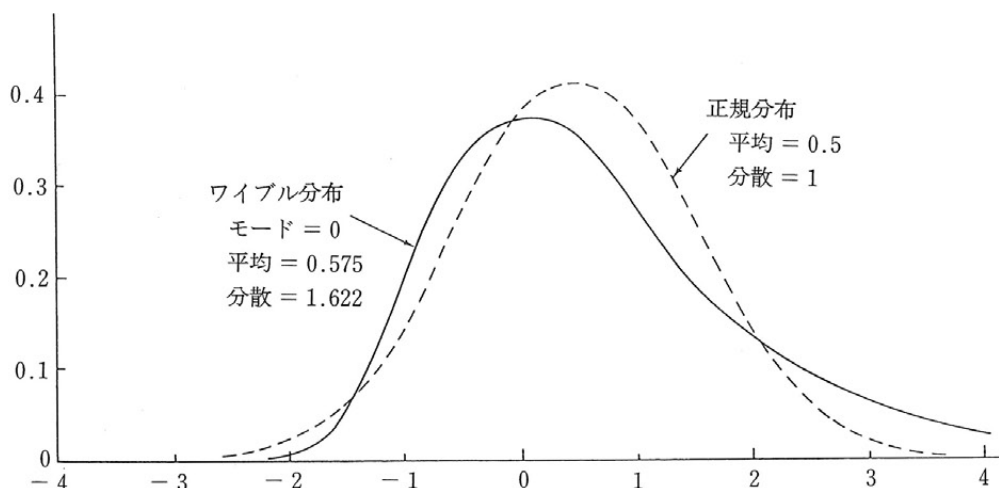
III ワイブル分布の特徴に基づくロジット・モデルの誘導

確率効用モデルでは、効用 u を、確定項としての代表的効用 v と確率項としての確率効用 ε に分け (すなわち、 $u = v + \varepsilon$)、あらかじめ仮定された ε の分布から選択確率を代表的効用の差のある関数として推定する。そして、 ε の分布を、分布形が正規分布に似たワイブル分布 (またはガンベル分布で、2重指数分布の一つ) と仮定し (第3図)、特定された分布関数がロジスティック関数であるものがロジット・モデルである。

いま ε を確率変数とすると、ワイブル分布は次のような分布関数 (あるいは累積確率分布とよばれ、 ε に等しいかそれより小さい変数値をとる確率の総和のこと) で表わされる。

$$F(\varepsilon) = \exp\{-\exp[-\mu(\varepsilon - \eta)]\} \quad (5)$$

ただし、 η は Location パラメータ、 $\mu (> 0)$ は



第3図 正規分布とワイブル分布

出典：Domencich and McFadden (1975, p.62) を一部修正。

Positive scale パラメータである。また、 $F(\epsilon)$ を ϵ について微分してえられる確率密度関数（あるいは度数関数とよばれ、変数値 ϵ の確率を ϵ の関数として与える分布）は次のようになる。

$$F'(\epsilon) = f(\epsilon) = \mu \exp[-\mu(\epsilon - \eta)] \exp\{-\exp[-\mu(\epsilon - \eta)]\} \quad (6)$$

ところで、 η , μ のパラメータをもつワイブル分布は、モードが η 、平均が $\eta + \gamma/\mu$ （ただし、 γ はオイラー定数で、0.577である）、分散が $\pi^2/6\mu^2$ という特徴を有している。さらに、ワイブル分布は、ロジット・モデルの導出と関連が深い次のような特徴を有している。

1) ϵ がパラメータ (η, μ) をもつワイブル分布に従い、 v と $\alpha (>0)$ がスカラー一定数のとき、 $\alpha\epsilon + v$ もパラメータ $(\alpha\eta + v, \mu/\alpha)$ のワイブル分布をなす。これは、ワイブル分布が線形変換によっても保持されることを意味している。

2) ϵ_1 と ϵ_2 がそれぞれ、パラメータ (η_1, μ) , (η_2, μ) の独立したワイブル分布に従うとき、 $\epsilon' = \epsilon_1 - \epsilon_2$ は次のようなロジスティック分布をなす。

$$F(\epsilon') = 1/\{1 + \exp[\mu(\eta_1 - \eta_2 - \epsilon')]\} \quad (7)$$

3) $(\epsilon_1, \epsilon_2, \dots, \epsilon_n)$ がそれぞれパラメータ (η_1, μ) , (η_2, μ) , \dots , (η_n, μ) の n 個の独立したワイブル分布に従うとき、 $\max(\epsilon_1, \epsilon_2, \dots, \epsilon_n)$ もパラメータ $[(1/\mu) \cdot \ln \sum_{j=1}^n \exp(\mu\eta_j), \mu]$ のワイブル分布をなす。

そこで、これらのワイブル分布の特徴を用いてロジット・モデルを誘導すると次のようになる。 ϵ_{ji} ($j=1, 2, \dots, n$) が独立で同一のワイブル分布に従うとき、単純化して、そのパラメータ (η, μ) を $(0, \mu)$ と仮定すると、個人 i の選択肢 j に対する効用 $u_{ji} = v_{ji} + \epsilon_{ji}$ は、上記1) の特徴の $\alpha\epsilon + v$ が $\alpha=1$ の場合に相当することから、パラメータ (v_{ji}, μ) のワイブル分布をなす。

そこで、個人 i が n 個の選択肢の中から選択肢 1 を選ぶ確率は次のようになる。

$$\begin{aligned} P_{1i} &= \text{Prob}(u_{1i} \geq u_{ji}, j=2, 3, \dots, n) \\ &= \text{Prob}(v_{1i} + \epsilon_{1i} \geq v_{ji} + \epsilon_{ji}, j=2, 3, \dots, n) \\ &= \text{Prob}[v_{1i} + \epsilon_{1i} \geq \max_{j=2, 3, \dots, n} (v_{ji} + \epsilon_{ji})] \quad (8) \end{aligned}$$

いま、 $u_n^* = \max_{j=2, 3, \dots, n} (v_{ji} + \epsilon_{ji})$ とすると、上記3) の特徴より、 u_n^* はパラメータ $[(1/\mu) \cdot \ln \sum_{j=2}^n \exp(\mu v_{ji}), \mu]$ のワイブル分布を呈する。さらに、 $u_n^* =$

$v_n^* + \epsilon_n^*$, $v_n^* = (1/\mu) \cdot \ln \sum_{j=2}^n \exp(\mu v_{ji})$ とすると、上記の1) の特徴より、逆に ϵ_n^* はパラメータ $(0, \mu)$ のワイブル分布を呈する。この結果、 ϵ_{ji} と ϵ_n^* はともにパラメータ $(0, \mu)$ のワイブル分布、 u_{ji} はパラメータ (v_{ji}, μ) のワイブル分布、 u_n^* はパラメータ (v_n^*, μ) のワイブル分布となる。

かくして、選択肢 1 が選ばれる状況を想定すると、

$$\begin{aligned} P_{1i} &= \text{Prob}(v_{1i} + \epsilon_{1i} \geq v_n^* + \epsilon_n^*) \\ &= \text{Prob}[(v_n^* + \epsilon_n^*) - (v_{1i} + \epsilon_{1i}) \leq 0] \quad (9) \end{aligned}$$

となり、上記2) の特徴より、二つの独立したワイブル分布を呈する確率変数の差はロジスティック分布となるため、最終的には次のようになる。

$$\begin{aligned} P_{1i} &= 1/\{1 + \exp[\mu(v_n^* - v_{1i})]\} \\ &= \exp(\mu v_{1i}) / [\exp(\mu v_{1i}) + \exp(\mu v_n^*)] \\ &= \exp(\mu v_{1i}) / \{\exp(\mu v_{1i}) + \exp[\mu \cdot \\ &\quad (1/\mu) \cdot \ln \sum_{j=2}^n \exp(\mu v_{ji})]\} \\ &= \exp(\mu v_{1i}) / \sum_{j=1}^n \exp(\mu v_{ji}) \quad (10) \end{aligned}$$

より一般化して表わせれば、次のような多項ロジット・モデルの形となる。

$$P_{ji} = \exp(\mu v_{ji}) / \sum_{j=1}^n \exp(\mu v_{ji}) \quad (11)$$

上記のロジット・モデルの誘導においては、 ϵ_{ji} ($j=1, 2, \dots, n$) が独立で同一のワイブル分布に従うと仮定されている。そこでいう独立とは、 ϵ_{ji} が互いに無関係であることを指し、具体的には、選択肢 k の効用に影響を与える観察されない要因が、選択肢 l の効用に影響を与えないことを意味している。また、同一とは、全ての ϵ_{ji} が同じ平均と分散をもつことを指し、具体的には、選択肢 k の効用に影響を与える観察されない要因が、選択肢 l の効用に影響を与える観察されない要因と同じ平均と分散をもつことを意味している。これらの仮定は非現実的であり、後にみるように、そのことがロジット・モデルを適用しうる状況に制限を課すことになっている。

IV ワイブル分布の特徴に基づかない場合のロジット・モデルの誘導

前章でのロジット・モデルの誘導はやや回りくどいので、ワイブル分布の特徴に基づかないで直接ロジット・モデルを誘導することを以下で試み

よう。個人 i により選択肢 l が選ばれるのは、選択肢 l の効用が最大のときであるため、そのときの確率は、第 8 式に基づけば次のようになる。

$$\begin{aligned} P_{li} &= \text{Prob}(v_{li} + \varepsilon_{li} \geq v_{ji} + \varepsilon_{ji}, j=1, 2, \\ &\quad \dots, n; j \neq l) \\ &= \text{Prob}(\varepsilon_{ji} \leq \varepsilon_{li} + v_{li} - v_{ji}, j=1, 2, \\ &\quad \dots, n; j \neq l) \end{aligned} \quad (12)$$

いま、 ε_{li} が特定の値をとるとした上で、選択肢 l が個人 i によって選ばれる確率は、第 12 式より各 ε_{ji} が $\varepsilon_{li} + v_{li} - v_{ji}$ ($j=1, 2, \dots, n; j \neq l$) よりも小さいときである。それゆえ、 ε_{li} でかつ $\varepsilon_{ji} \leq \varepsilon_{li} + v_{li} - v_{ji}$ ($j=1, 2, \dots, n; j \neq l$) である確率は、第 6 式で定義される ε_{li} の確率密度に、 ε_{li} を除いた ε_{ji} が、 $\varepsilon_{li} + v_{li} - v_{ji}$ 以下で生起する確率を示す、第 5 式で定義される累積分布を乗じたもの $I(\varepsilon_{li})$ に等しい(ただし、いずれも $\mu = 1, \eta = 0$ とする)。

$$\begin{aligned} I(\varepsilon_{li}) &= \exp(-\varepsilon_{li}) \exp[-\exp(-\varepsilon_{li})] \\ &\quad \prod_{\substack{j=1 \\ (j \neq l)}}^n \exp\{-\exp[-(\varepsilon_{li} + v_{li} - v_{ji})]\} \\ &= \exp(-\varepsilon_{li}) \prod_{j=1}^n \exp\{-\exp[-(\varepsilon_{li} \\ &\quad + v_{li} - v_{ji})]\} \\ &= \exp(-\varepsilon_{li}) \prod_{j=1}^n \{\exp[-\exp(-\varepsilon_{li}) \\ &\quad \exp(v_{ji} - v_{li})]\} \\ &= \exp(-\varepsilon_{li}) \{\exp[-\exp(-\varepsilon_{li})] \\ &\quad \sum_{j=1}^n \exp(v_{ji} - v_{li})\} \end{aligned} \quad (13)$$

したがって、個人 i が選択肢 l を選ぶ確率は、 $I(\varepsilon_{li})$ を ε_{li} のとりうる全ての値で積分したものとなる。

$$\begin{aligned} P_{li} &= \int_{\varepsilon_{li}=-\infty}^{\infty} I(\varepsilon_{li}) d\varepsilon_{li} \\ &= \int_{\varepsilon_{li}=-\infty}^{\infty} \exp(-\varepsilon_{li}) \{\exp[-\exp(-\varepsilon_{li})] \\ &\quad \sum_{j=1}^n \exp(v_{ji} - v_{li})\} d\varepsilon_{li} \end{aligned} \quad (14)$$

いまここで、 $\exp(-\varepsilon_{li}) = t$ とすれば、 $dt/d\varepsilon_{li} = -\exp(-\varepsilon_{li})$ となり、さらに $d\varepsilon_{li} = -dt/\exp(-\varepsilon_{li}) = -dt/t$ となる。ところで、 ε_{li} が ∞ に近づくと t は 0 に近づき、また、 ε_{li} が $-\infty$ に近づくと t は ∞ に近づき、そこで、 t を用いて第 14 式を書き改めると、第 11 式において $\mu = 1$ の場合に等しい多項

ロジット・モデルが誘導される。

$$\begin{aligned} P_{li} &= \int_0^{\infty} t \cdot \exp[-t \sum_{j=1}^n \exp(v_{ji} - v_{li})] (-dt/t) \\ &= \int_0^{\infty} \exp[-t \sum_{j=1}^n \exp(v_{ji} - v_{li})] dt \\ &= \{\exp[-t \sum_{j=1}^n \exp(v_{ji} - v_{li})] / \\ &\quad [-\sum_{j=1}^n \exp(v_{ji} - v_{li})]\}_0^{\infty} \\ &= 1 / \sum_{j=1}^n \exp(v_{ji} - v_{li}) \\ &= \exp(v_{li}) / \sum_{j=1}^n \exp(v_{ji}) \end{aligned} \quad (15)$$

V 代表的効用の特定

以上において、ロジット・モデルが誘導されたが、実際の確率計算のためには、あらかじめ代表的効用 v_{ji} の形を決定しておく必要がある。効用の観察者によって観察された部分を表わす代表的効用 v_{ji} は、ロジット・モデルでは、選択肢の特性と個人の特性に依存するものと考えられ、この 2 種類の特性の 1 次関数として特定される。すなわち、

$$v_{ji} = \beta_k \sum_{j=1}^n x_{jik} \quad (k=1, 2, \dots, K) \quad (16)$$

ただし、 x_{jik} は選択肢 j を選ぶ個人 i の特性変数 k 、 β_k は特性変数 k のパラメータである。なお、この特性変数の中には、後述の選択肢固有定数も含まれている。

特性変数は、選択肢固有変数 Alternative-specific variable、選択肢共通変数、個人特性変数、選択肢固有定数 Alternative-specific constant の四つからなり、選択肢共通変数と個人特性変数は Generic variable と一括されることもある。このうち、特定の選択肢のみと関わる選択肢固有変数は、特定の選択肢のみに 0 と異なる数値をとり、それ以外の選択肢は 0 となる。どの選択肢とも関わる選択肢共通変数は、全ての選択肢で 0 と異なる数値をとる。個人特性変数は、特定の選択肢のみに 1 ないし 0 をとり、それ以外の選択肢は 0 となる場合と、特定の選択肢のみに 0 と異なる数値をとり、それ以外の選択肢は 0 とするような変数を(選択肢数 - 1) 個設定する場合がある。最後の選択肢固有定数は、以上の変数でとらえきれない未知の要因の影響をとりこむためのものであり、特定の選択肢のみに 1 をとり、それ以外の選択肢は 0 とするダミー変数を(選択肢数 - 1)

個設定する。未知の要因の影響は選択肢ごとに異なると考えられるため、選択肢固有定数とよばれるのであるが、ダミー変数の数は1～(選択肢数-1)個の間でよいとされる。

特性変数の設定の仕方を具体的に知るために、以下では、公共交通機関しか利用して行くことのできない都心の百貨店と、自家用車しか利用して行くことのできない郊外のスーパーで買物をする場合を考えてみよう。ロジット・モデルでは、選択確率は効用の大小ではなく、当該選択肢と他の選択肢との効用差に依存するため、効用差が特性変数と関係づけられねばならない。そこで、個人*i*が百貨店を選択するときの効用を v_{1i} 、スーパーを選択するときの効用を v_{2i} としよう。そして、購買地選択の効用差を生みだすのに関係する変数として、選択肢固有変数としては鉄道・バス運賃と自家用車の燃費、選択肢共通変数としては百貨店とスーパーそれぞれの売場面積、個人特性変数としては自家用車の有無と年齢を仮定しよう。すると、百貨店とスーパーの効用差は次のようになる。

$$v_{1i} - v_{2i} = \beta_0 + \beta_1 \times \text{運賃} + \beta_2 \times \text{燃費} + \beta_3 \times (\text{百貨店の売場面積} - \text{スーパーの売場面積}) + \beta_4 \times (\text{個人 } i \text{ の自家用車所有の有無}) + \beta_5 \times (\text{個人 } i \text{ の年齢}) \quad (17)$$

ただし、 β_0 は選択肢固有定数、 $\beta_1 \sim \beta_5$ はパラメータである。

ところが、効用差が問題になっているため、当然効用形成に関わる特性差が考慮されねばならないにもかかわらず、第17式では、売場面積を除き、特性変数が差の形になっていない。そこで、差の

形にするために、 β_0 については百貨店選択のときには「1」を、スーパー選択のときには「0」を与える。運賃と燃費については、値をもちえない選択肢を選んだときには「0」とする。自家用車の所有の有無については、個人*i*が自家用車を所有していれば「1」を、所有していなければ「0」を選択肢のスーパー選択に与え、百貨店選択には「0」を与える。年齢については、選択に際し年齢がより強く働くと思われる選択肢には個人*i*の年齢を、それ以外の選択肢には「0」を与える（ここでは、百貨店選択に年齢がより関係すると仮定する）。したがって、効用差は次のような形で推定すればよいことになる。

$$v_{1i} - v_{2i} = \beta_0 \times (1-0) + \beta_1 \times (\text{運賃}-0) + \beta_2 \times (0-\text{燃費}) + \beta_3 \times (\text{百貨店の売場面積}-\text{スーパーの売場面積}) + \beta_4 \times (0-\text{個人 } i \text{ の自家用車所有の有無}) + \beta_5 \times (\text{個人 } i \text{ の年齢}-0) \quad (18)$$

また、第18式は次の式とも等価である。

$$\left. \begin{aligned} v_{1i} &= \beta_0 + \beta_1 \times \text{運賃} + \beta_3 \times \text{百貨店の売場面積} + \beta_5 \times \text{個人 } i \text{ の年齢} \\ v_{2i} &= -\beta_2 \times \text{燃費} - \beta_3 \times \text{スーパーの売場面積} - \beta_4 \times \text{個人 } i \text{ の自家用車所有の有無} \end{aligned} \right\} (19)$$

結局、以上のことを整理すると第2表のようにまとめられる。この表の内容が個人ごとに集められたものがロジット・モデルへの入力データとなるのである。

なお、この場合のような選択肢が二つの2項ロジット・モデルは次のようになる。

第2表 特性変数の設定の仕方

選 択 肢	選 択 肢 特 性 変 数				個人特性変数	
	選択肢固有定数	選択肢固有変数		選択肢共通変数	自家用車の有無	年齢
		運賃	燃費			
公共交通機関しか利用できない都心百貨店 ($j=1$)	1	鉄道・バス運賃	0	百貨店売場面積	0	個人 <i>i</i> の年齢
自家用車しか利用できない郊外スーパー ($j=2$)	0	0	自家用車燃費	スーパー売場面積	個人 <i>i</i> が自家用車所有のときは1, そうでないときは0	0
パラメータ	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5

$$P_{1i} = \exp\left(\sum_{k=1}^K \beta_k x_{1ik}\right) / \left[\exp\left(\sum_{k=1}^K \beta_k x_{1ik}\right) + \exp\left(\sum_{k=1}^K \beta_k x_{2ik}\right)\right]$$

$$= 1 / \{1 + \exp\left[\sum_{k=1}^K \beta_k (x_{2ik} - x_{1ik})\right]\} \quad (20)$$

$$P_{2i} = 1 - P_{1i}$$

$$= \exp\left(\sum_{k=1}^K \beta_k x_{2ik}\right) / \left[\exp\left(\sum_{k=1}^K \beta_k x_{1ik}\right) + \exp\left(\sum_{k=1}^K \beta_k x_{2ik}\right)\right]$$

$$= \exp\left[\sum_{k=1}^K \beta_k (x_{2ik} - x_{1ik})\right] / \{1 + \exp\left[\sum_{k=1}^K \beta_k (x_{2ik} - x_{1ik})\right]\} \quad (21)$$

VI 最尤法によるパラメータ推定

特性変数のパラメータ β_k の推定値は最尤法（最大尤度法の略）Maximum likelihood method を用いて推定される。以下では、最も単純な 2 項選択を例として、最尤法の考え方についてみることにする。いま有限母集団である多摩ニュータウンの堀之内地区の住民からランダムに抽出した人が、「多摩そごう」を選択する確率を p としよう。そこで、5 人抽出したとき、5 人全てが「多摩そごう」を選択する確率は、 $\Pr\{x=5\} = p \times p \times p \times p \times p = p^5$ である。次に、5 人抽出したうちの 4 人が「多摩そごう」を選択する確率は、 $p \times p \times p \times p \times (1-p) = p^4 \times (1-p)$ となる。しかし、この場合、選択する 4 人と選択しない 1 人の組み合わせは 5 通りある（ ${}_5C_4 = 5!/[4!(5-4)!]$ ）。したがって、5 人抽出したとき、4 人が「多摩そごう」を選択する確率は、 $p^4(1-p)$ が 5 通り現われたものに等しくなる。すなわち、

$$\Pr\{x=4\} = {}_5C_4 [p^4(1-p)] = 5p^4(1-p)$$

である。以下同様に考えれば、

$$\Pr\{x=3\} = {}_5C_3 [p^3(1-p)^2]$$

$$= [5!/(3!2!)] [p^3(1-p)^2]$$

$$= 10[p^3(1-p)^2]$$

$$\Pr\{x=2\} = {}_5C_2 [p^2(1-p)^3]$$

$$= [5!/(2!3!)] [p^2(1-p)^3]$$

$$= 10[p^2(1-p)^3]$$

$$\Pr\{x=1\} = {}_5C_1 [p(1-p)^4]$$

$$= [5!/(1!4!)] [p(1-p)^4]$$

$$= 5[p(1-p)^4]$$

$$\Pr\{x=0\} = {}_5C_0 [p^0(1-p)^5]$$

$$= [5!/(0!5!)] [p^0(1-p)^5]$$

$$= (1-p)^5$$

また、

$$\Pr\{x=5\} = {}_5C_5 [p^5(1-p)^0]$$

$$= [5!/(5!0!)] [p^5(1-p)^0] = p^5$$

である。以上のことを一般化すれば、ランダムに抽出した n 人のうち、「多摩そごう」を選択する人が r 人のときの確率は、

$$\Pr\{x=r\} = {}_nC_r p^r (1-p)^{n-r} \quad (22)$$

となり、これは 2 項分布にほかならない。ここで、個人 i が「多摩そごう」を選択する確率を P_{1i} 、選択しない確率を P_{2i} 、個人 i が「多摩そごう」を選択すれば「1」、そうでなければ「0」の値をとるダミー変数を δ_i とすれば、第 22 式は次のようになる。

$$\Pr\{x=r\} = {}_nC_r \prod_{i=1}^n P_{1i}^{\delta_i} P_{2i}^{(1-\delta_i)} \quad (23)$$

ところで、最尤法の考えによれば、サンプルは対象の本来の起こりやすさを反映しているはずであり、推定されたパラメータはこのもっともらしき Likelihood を最大にするものを選ぶのがよいとされる。このことから、サンプリングの結果が実現したのは、各個人の選択パターンが現われる同時確率が高いことによるものと考え、そのパターンが実現する同時確率を最大にするパラメータを求める。この同時確率を表わす関数である尤度関数は次のように定義される。

$$L = \prod_{i=1}^n P_{1i}^{\delta_i} P_{2i}^{(1-\delta_i)} \quad (24)$$

最尤法では L を最大にするパラメータ値を推定するのであるが、 L の最大値は対数変換しても最大値であることに変わりない。そこで

$$LL = \ln L = \sum_{i=1}^n [\delta_i \ln P_{1i} + (1-\delta_i) \ln P_{2i}] \quad (25)$$

とし、 LL を最大にするパラメータを求めることにする。

いま、選択確率が代表的効用のみで決定され、代表的効用が 1 次式で表わされるとすれば、第 20・21 式を代入することによって第 25 式は次のようになる。

$$LL = \sum_{i=1}^n [\delta_i \ln \{1 / \{1 + \exp\left[\sum_{k=1}^K \beta_k (x_{2ik} - x_{1ik})\right]\}\} + (1-\delta_i) \ln \{\exp\left[\sum_{k=1}^K \beta_k (x_{2ik} - x_{1ik})\right]\}]$$

$$\begin{aligned}
& x_{1ik})]/\{1+\exp[\sum_{k=1}^K \beta_k(x_{2ik}-x_{1ik})]\} \rangle \\
& = \sum_{i=1}^n \langle \delta_i \ln 1 - \delta_i \ln \{1 + \exp[\sum_{k=1}^K \beta_k(x_{2ik} - \\
& \quad x_{1ik})]\} \rangle + (1 - \delta_i) \ln \{ \exp[\sum_{k=1}^K \beta_k(x_{2ik} - \\
& \quad x_{1ik})] \} - (1 - \delta_i) \ln \{1 + \exp[\sum_{k=1}^K \beta_k(x_{2ik} - \\
& \quad x_{1ik})]\} \rangle \\
& = \sum_{i=1}^n \langle -\delta_i \ln \{1 + \exp[\sum_{k=1}^K \beta_k(x_{2ik} - x_{1ik})]\} \\
& \quad + (1 - \delta_i) \sum_{k=1}^K (x_{2ik} - x_{1ik}) - (1 - \delta_i) \ln \\
& \quad \{1 + \exp[\sum_{k=1}^K \beta_k(x_{2ik} - x_{1ik})]\} \rangle \\
& = \sum_{i=1}^n \langle (1 - \delta_i) \sum_{k=1}^K \beta_k(x_{2ik} - x_{1ik}) - \ln \{1 + \\
& \quad \exp[\sum_{k=1}^K \beta_k(x_{2ik} - x_{1ik})]\} \rangle \quad (26)
\end{aligned}$$

そこで、 LL の最大値を求めるために、 LL を β_k ($k=1, 2, \dots, K$)で偏微分したものを0とおく。

$$\begin{aligned}
\partial LL / \partial \beta_k & = \sum_{i=1}^n \left[1 - \delta_i - \langle \exp[\sum_{k=1}^K \beta_k(x_{2ik} - \right. \\
& \quad x_{1ik})] / \{1 + \exp[\sum_{k=1}^K \beta_k(x_{2ik} - x_{1ik})]\} \rangle \left. \right] \\
& \quad (x_{2ik} - x_{1ik}) \\
& = \sum_{i=1}^n (1 - \delta_i - P_{2i}) (x_{2ik} - x_{1ik}) \\
& = \sum_{i=1}^n [1 - \delta_i - (1 - P_{1i})] (x_{2ik} - x_{1ik}) \\
& = \sum_{i=1}^n (P_{1i} - \delta_i) (x_{2ik} - x_{1ik}) \quad (27)
\end{aligned}$$

ただし、 $\partial LL / \partial \beta_k = 0$ ($k=1, 2, \dots, K$)は非線形の k 本の連立方程式であるため、解析的に解くことができない。そこで、収束計算を伴うニュートン・ラプソン法を用いて解くことになる。なお、ニュートン・ラプソン法による β_k の具体的推定方法については、森杉(1984)を参照されたい。

こうして求められたパラメータ値の有意性の検定は、サンプル数が多くなれば最尤推定量が漸近的に正規分布に近づくという性質を利用して、通常の回帰分析の場合と同様の t 検定で行なうことができる。この場合の t 値は以下の式で定義される。

$$t = \hat{\beta}_k / \sqrt{v_k} \quad (28)$$

ただし、 $\hat{\beta}_k$ は β_k の推定値、 v_k は β_k の推定標準偏差

であり、 $\partial LL / \partial \beta_k$ ($k=m$)を β_k ($k=1, 2, \dots, n$; $k \neq m$)でさらに偏微分した k 行 k 列の対称行列(ヘッセ行列)の要素に負の符号をつけた行列の逆行列の k 番目の対角要素の値である。その詳しい求め方は森杉(1984)を参照されたい。

モデルの適合度を測る統計量としては、尤度比と適中率が用いられる場合が多い。尤度比 ρ^2 は、全てのパラメータ値を0としたモデルとの比較において、推定されたパラメータ値によるモデルの当てはまりの良さを測るものである。

$$\rho^2 = 1 - LL(\hat{\beta}) / LL(0) \quad (29)$$

ただし、 $LL(\hat{\beta})$ は推定されたパラメータ値のもとの対数尤度関数(多項ロジット・モデルでは、尤度関数が $L = \prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^J P_{ji}^{\delta_{ji}}$ であるので、対数尤度関数は $LL = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J \delta_{ji} \ln(P_{ji})$ である)の値であり、 $LL(0)$ は全てのパラメータを0としたときの対数尤度関数の値である(ただし、 $LL(0)$ の計算に当っては、0とするパラメータに選択肢固有定数を含める場合と含めない場合がある)。 ρ^2 は0と1の間の値をとり、1に近いほどモデルの適合度は高い。通常の回帰分析の決定係数とは異なり、 ρ^2 が0.2~0.4の値をとればモデルの適合度は良好とされている。

モデルによる実際の選択結果の再現度を測る適中率は次のようにして求められる。推定されたパラメータ値を用いて推定選択確率 \hat{P}_{ji} を全ての個人について求め、 \hat{P}_{ji} が最大である選択肢 j を個人が選択するとの仮定に基づき、推定選択結果 $\hat{\delta}_{ji}$ を求める(\hat{P}_{ji} が全ての j の中で最大のとき $\hat{\delta}_{ji} = 1$ 、そうでないときは $\hat{\delta}_{ji} = 0$)。そして、実際の選択結果の δ_{ji} と $\hat{\delta}_{ji}$ が一致している場合の数を合計したものを、全サンプル数で除したものが適中率である。適中率が80%以上のとき、モデルの適合度は良好とされている。

VII 無関係な選択肢からの独立性

ところで、ロジット・モデルによる選択確率は、選択肢が三つ以上のとき、場合によっては好ましくない性質をもっている。いま、個人 n について二つの選択肢 i 、 k の選択確率の比をとると、次のようになる。

$$P_{in} / P_{kn} = [\exp(v_{in}) / \sum_{j=1}^J \exp(v_{jn})] /$$

$$\frac{\exp(v_{kn})}{\sum_{j=1}^J \exp(v_{jn})} = \exp(v_{in}) / \exp(v_{kn}) = \exp(v_{in} - v_{kn}) \quad (30)$$

この結果は、二つの確率の比率は、 i, k 以外の選択肢に依存することなく、両者の選択肢の効用が与えられれば一意的に決定されることを示している。二つの選択肢の確率の比率が i, k 以外の選択肢から独立していることにより、こうした性質のことを、「無関係な選択肢からの独立性 Independence from Irrelevant Alternatives (IIA)」とよんでいる。

しかし、IIA 特性は次のような状況では不適切である。いま、京王相模原線の堀之内駅の西方に住む人が、買物に堀之内駅前のスーパー「三和」と、東隣の多摩センター駅前の「多摩そごう」のいずれかを利用する選択問題を考えてみよう。品揃えはそれほど多くないが価格は安いスーパーの利用も、価格は高いが品揃えは多い百貨店の利用も同じ代表的効用をもつとしよう。代表的効用が等しいので、両店を選択する確率は $P_S=0.5$ 、 $P_T=0.5$ と等しくなり、両者の選択確率比は、 $P_S/P_T=1.0$ である。ところが、最近、堀之内駅の西隣の南大沢駅前にスーパー「忠実屋」が進出した。IIA 特性に従えば、 P_S/P_T は他の選択肢の存在からは独立しているので、「忠実屋」ができて $P_S/P_T=1.0$ は変わらない。そして、スーパーに対し消費者は同じ効用をもつとすれば、「忠実屋」と「三和」を選択する確率比は $P_C/P_S=1.0$ となる。かくして、 $P_S/P_T=1.0$ 、 $P_C/P_S=1.0$ であり、かつ $P_T+P_S+P_C=1.0$ であるため、 $P_T=P_S=P_C=0.333$ となる。

しかし、「忠実屋」ができたことにより、「多摩そごう」の選択確率は変わらず、むしろ当初のスーパー選択確率が二分されると考えた方が現実的であろう。すなわち、 $P_T=0.5$ 、 $P_S=0.25$ 、 $P_C=0.25$ である。とすれば、IIA 特性のもとでの選択結果は、百貨店の選択確率を小さく推定し、スーパーの選択確率を大きく推定してしまっているのである。この事実から、「三和」と「忠実屋」のように、選択肢間に高い類似性（この場合は、スーパーという業態の点で）がある場合は、IIA 特性が不適切なことは明らかである。それは、確率効用 ε に未だ観察されていない、選択に影響を及ぼす要因が混入していることによるものと考えられる。その

結果、ロジット・モデルでは本来確率効用相互間の無相関を前提にしているにもかかわらず、相関が高くなってしまっているのである。

IIA 特性がみたされないときは、別のロジット・モデルを考える必要があるが、代表的効用が全て同じで、 ε の相関が1.0というような完全に類似した選択肢が k 個ある場合は、各々の代表的効用に $\ln(1/k)$ を付加したロジット・モデルを適用することで、正しい選択確率を推定できる。上の選択問題では、誤った確率が $P_T=P_S=P_C=0.333$ で、正しい確率が $P_T=0.5$ 、 $P_S=0.25$ 、 $P_C=0.25$ であった。それに対し、以下のように、各スーパーの代表的効用に $\ln(1/2)$ を付加すれば正しい確率を推定できる。例えば、「三和」の選択確率は、

$$\begin{aligned} P_S &= \exp[v_S + \ln(1/2)] / \{ \exp[v_S + \ln(1/2)] \\ &\quad + \exp[v_C + \ln(1/2)] + \exp[v_T] \} \\ &= (1/2) \cdot \exp(v_S) / [(1/2) \cdot \exp(v_S) + \\ &\quad (1/2) \cdot \exp(v_C) + \exp(v_T)] \end{aligned} \quad (31)$$

となる。しかるに、 $v_S=v_C=v_T$ であるため、第31式は次のようになる。

$$P_S = \exp(v_S) / \{ 4 \cdot \exp(v_S) \} = 0.25 \quad (32)$$

以下、 $P_C=0.25$ 、 $P_T=0.5$ も同様に求められる。この例は極めて特殊な場合であるが、ロジット・モデルの代表的効用に適切な項が付加されれば、IIA 特性がみたされなくても正しい選択確率を推定しうることが納得される。この性質は、ネスティッドロジット・モデルの形を考える際のヒントになるように思われる。

VIII ネスティッドロジット・モデル

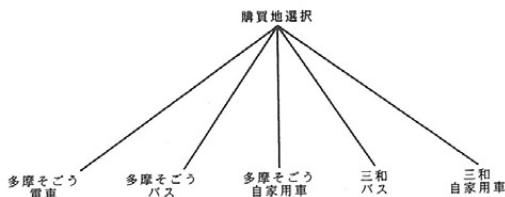
IIA 特性をみたさないデータをロジット・モデルで分析するための一つの方法は、類似の選択肢を統合した上でモデルを適用することである。それができない場合は、例えば、プロビット・モデル、ドジット・モデル、EBA (Elimination-By-Aspects) モデルを適用することが考えられる (Wrigley, 1985, pp.327-329, pp.332-334)。しかし、それらは計算が非常に煩雑であるという欠点がある。計算の簡便さという点では、ネスティッドロジット・モデルが最も優れているであろう。ネスティッドロジット・モデルは、Ben-Akiva (1973) がジョイントロジット・モデルを一般化して最初に定式化したとされている。後に、

McFadden (1978) は、一部の選択肢間でしか IIA 特性がみたされなことを仮定する一般化極値 Genelalized extreme-value モデルの特殊例として、ネスティッドロジット・モデルを誘導している。

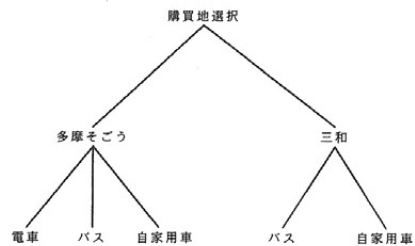
ネスティッドロジット・モデルでは、選択肢の類似性の問題を回避するために、選択肢をいくつかの部分集合に分け、その中から一つの部分集合を選び、さらにその中から一つを選択肢を選ぶという段階的意思決定を想定している。前章の例でいえば、消費者がまず百貨店かスーパーかの業態別の選択を行なった後、いずれかの業態の中から特定の商業施設を選択すると考えるのである。こうした選択過程は、個々の選択肢の数が多い場合には理にかなっているように思われる。利用交通手段の種類も含めた「多摩そごう」と「三和」の選択問題を通常のロジット・モデルで分析しようとすれば、購買地・交通手段のペアが一つを選択肢を形成するジョイントロジット・モデルを援用することになる(第4図)。選択肢を形成する項目の組合わせの点で、このようなジョイントロジット・モデルの選択肢は時に膨大なものとなり、実

際に個人が多くの選択肢を同時に見て意思決定することはありえない。そのため、ネスティッドロジット・モデルでは、あるネスト構造を仮定し、個人がまず上位ネストにおいて購買地の選択を行ない、次いで下位ネストにおいて利用交通手段の選択を行なうものとするのである(第5図)。もちろんネストは3層以上であってもよく、堀之内地区の消費者の購買地選択問題では、1) 百貨店か、スーパーか、2) スーパーの中では、「三和」か、「忠実屋」か、3) 利用交通手段は、電車か、バスか、自家用車か、という3層のネストを仮定することもできるのである(第6図)。

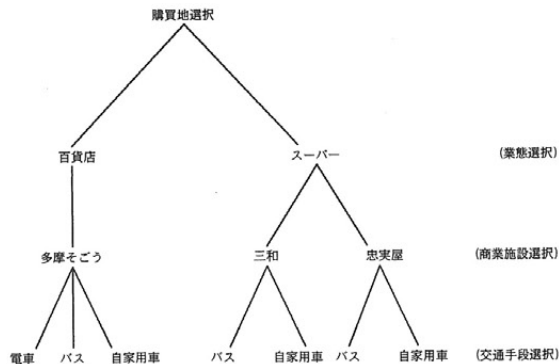
こうしたネストを作るに当たっては、上位ネストに選択肢の類似性が小さいものを、下位ネストに類似性が大きいものをもって来る。このことから、時間的にみて、上位ネストにおける意思決定が下位ネストにおける意思決定に必ずしも先行しなくてもよいことが示唆される。さらには、いくつかの項目についての実際の意思決定は同時になされるとしても、計算上、項目ごとの決定を段階的に分けてパラメータを推定するという、よりプ



第4図 購買地・交通手段の同時選択



第5図 購買地選択のネスト



第6図 購買地選択のネスト (3層の場合)

ラクティカルなネスティッドロジット・モデル観もある。

ネスティッドロジット・モデルでは、個人 i が上位ネストにおいてある選択肢を選ぶ確率 $P_i(c, m)$ は、 c を選択したという条件のもとで m を選択する条件付確率 Conditional probability $P_i(m | c)$ と、 c を選択する周辺確率 Marginal probability $P_i(c)$ の積で表わされる。意思決定過程のメカニズムとしては、選択の期待効用が最大になるように上位ネストの選択を行なうと仮定しているが、パラメータ推定の計算は下位ネストから出発する。具体的手順としては、通常のロジット・モデルで推定された下位ネストのパラメータ値を用いて合成効用 Inclusive value を推定し、それを上位ネストにおける変数の一つとして再度ロジット・モデルを適用するのである。以上のことを定式化すれば、次式のようになる。

$$P_i(c, m) = P_i(m | c) \cdot P_i(c) \quad (33)$$

$$P_i(m | c) = \exp(v_m + v_{cm}) / \sum_{m=1}^M [\exp(v_m + v_{cm})] \quad (34)$$

$$P_i(c) = \exp(v_c + \lambda \tilde{u}_c) / \sum_{c=1}^C [\exp(v_c + \lambda \tilde{u}_c)] \quad (35)$$

ただし、 v_m は下位ネストの代表的効用、 v_{cm} は両方のネストに関係する代表的効用、 v_c は上位ネストの代表的効用、 \tilde{u}_c は次式で定義される合成効用、 λ はパラメータである。このうち、 v_m と v_{cm} は、実証研究では必ずしも明確に区別されていないようである。

$$\tilde{u}_c = \ln \sum_{m=1}^M \exp(v_m + v_{cm}) \quad (36)$$

ネスティッドロジット・モデルが第33～36式の形で表わされる理由は次のようである。いま第4図に示されるような購買地・交通手段のペアが一つの選択肢を形成する選択問題を考えてみよう。購買地と交通手段から得られる効用 v が、購買地の効用 v_c 、交通手段の効用 v_m 、購買地と交通手段の両方に関係する効用 v_{cm} の和、すなわち

$$v = v_c + v_m + v_{cm} \quad (37)$$

で表わされるとすると、購買地と交通手段の同時選択確率は、通常の（ジョイント）ロジット・モデルによれば次のようになる。

$$P_i(c, m) = \exp(v_c + v_m + v_{cm}) / \sum_{c=1}^C \sum_{m=1}^M \exp(v_c + v_m + v_{cm}) \quad (38)$$

しかるに、周辺確率は、

$$P_i(c) = \sum_{m=1}^M P_i(c, m) \quad (39)$$

であるため、第39式の右辺へ第38式を代入すれば、

$$P_i(c) = \sum_{m=1}^M \exp(v_c + v_m + v_{cm}) / \sum_{c=1}^C \sum_{m=1}^M \exp(v_c + v_m + v_{cm}) \\ = [\exp(v_c) \sum_{m=1}^M \exp(v_m + v_{cm})] / \{ \sum_{c=1}^C \exp(v_c) [\sum_{m=1}^M \exp(v_m + v_{cm})] \}$$

となる。そこで、交通手段に関する効用を次のような合成効用 \tilde{u}_c で定義すれば、

$$\tilde{u}_c = \ln [\sum_{m=1}^M \exp(v_m + v_{cm})] \quad (41)$$

第40式は、

$$P_i(c) = [\exp(v_c) \cdot \exp(\tilde{u}_c)] / \{ \sum_{c=1}^C [\exp(v_c) \cdot \exp(\tilde{u}_c)] \} \\ = \exp(v_c + \tilde{u}_c) / \sum_{c=1}^C \exp(v_c + \tilde{u}_c) \quad (42)$$

となる。

他方、条件付確率は、

$$P_i(m | c) = P_i(c, m) / P_i(c) \quad (43)$$

であるため、第43式の右辺へ第38・40式を代入すれば、

$$P_i(m | c) = \exp(v_c + v_m + v_{cm}) / \sum_{m=1}^M \exp(v_c + v_m + v_{cm}) \\ = [\exp(v_c) \cdot \exp(v_m + v_{cm})] / [\exp(v_c) \cdot \sum_{m=1}^M \exp(v_m + v_{cm})] \\ = \exp(v_m + v_{cm}) / \sum_{m=1}^M \exp(v_m + v_{cm}) \quad (44)$$

となる。

以上から、第44式で示される条件付確率は第34式と全く同じであり、第42式で示される周辺確率は第35式の合成効用のパラメータ λ が1の場合に相当していることがわかる。そして、第44式と第42式を用いれば、購買地・交通手段の同時選択問題が、購買地選択と交通手段選択の二つに分け

て段階的にパラメータを推定することで解けることがわかる。とりわけ選択肢の数が多ければ、こうした段階的なパラメータ推定の方がとり扱いが容易であることは明らかである。しかし、この段階型ロジット・モデルでは IIA 特性が保持されたままである。そこで、IIA 特性をみたまない場合を扱うために、合成効用に 1 以外の値をとりうるパラメータ λ を付加したものが、ネスティッドロジット・モデルなのである。

ネスティッドロジット・モデルにおいて、仮定したネスト構造が正しく、効用最大化が貫徹する場合は、 $0 < \lambda \leq 1$ となる。このうち、 $\lambda = 1$ のときは、前記のごとく、上位ネストでの決定と下位ネストでの決定が同時 simultaneous になされる通常の (ジョイント) ロジット・モデルを適用した場合にほかならない。 $0 < \lambda < 1$ のときは、下位ネストの効用が上位ネストでの決定に反映される再帰的 recursive なし段階的 sequential な選択の場合である。 $\lambda = 0$ のときは、下位ネストの効用が上位ネストでの決定に全く反映されない、上・下ネストでの決定が互いに独立した選択の場合である。 λ がこれ以外の値をとるときは、仮定したネスト構造が正しくなく、 $\lambda > 1$ のときは、上・下ネストを逆にして再度試みる必要がある。 $\lambda < 0$ のときは、最初からネストを考え直す必要があり、少なくとも下位ネストは正しくないといえる。

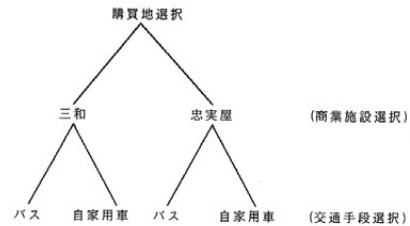
合成効用の求め方は、下位ネストの部分集合ごとに合成効用を計算するのが一般的である。第 5 図の例のように、下位ネストの部分集合ごとに選択肢の種類が異なる場合、それは当然のことであるが、第 7 図の例のように、下位ネストの各部分集合の選択肢の種類が同じ時は、一括して一つの合成効用を推定することも行なわれている。また、下位ネストの部分集合の選択肢が一つしかないとき (第 8 図) は、当該部分集合の合成効用を 0 とし、上位ネストのパラメータ推定が行なわれているようである。なお、下位ネストの選択肢の効用がほぼ等しい場合、すなわち下位ネストの選択肢の特性が比較的一様な場合は、次のようにして下位ネストの平均効用 (\bar{v}_m , \bar{v}_{cm}) と選択肢数 M を用いて合成効用を求めることができる。

$$\begin{aligned}\tilde{u}_c &= \ln \sum_{m=1}^M \exp(v_m + v_{cm}) \\ &= \ln[\exp(v_1 + v_{c1}) + \exp(v_2 + v_{c2}) + \cdots +\end{aligned}$$

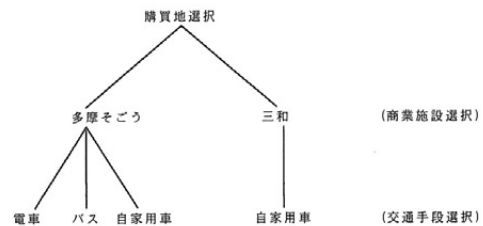
$$\begin{aligned}& \exp(v_M + v_{cM})] \\ &= \ln[M \cdot \exp(\bar{v}_m + \bar{v}_{cm})] \\ &= \ln M + (\bar{v}_m + \bar{v}_{cm})\end{aligned}\quad (45)$$

3 層以上のネスティッドロジット・モデルを適用する場合も、第 33～36 式の計算を繰り返すが、その際、周辺確率 (あるいはより上位ネストの条件付確率) を求めるのに、(合成効用には誤差がないという正しくない仮定のもとで、) 下位ネストの条件付確率を求めるのに推定されたパラメータ値が合成効用の推定に利用されているため、上位ネストのパラメータの標準誤差は真の値よりも小さくなってしまふ。そのため、常にパラメータの t 値は過大に推定され、結果的に上位ネストの分析結果が実際よりも良好なものとな判断されてしまふ。その補正方法も提案されているが、計算は複雑である。こうした段階的推定法の欠点を克服するために、最近では、同時に上・下ネストのパラメータを推定する同時推定法 (完全情報最尤法) が開発されている (Hensher, 1986)。もっとも、この方法も収束解が時に得られないという欠点があるようである。

以上、ネスティッドロジット・モデルも含めロジット・モデル全体を概観してきたが、これらの



第 7 図 下位ネストの選択肢の種類が同じ購買地選択のネスト



第 8 図 下位ネストの部分集合の中に選択肢が一つだけしかない場合の購買地選択のネスト

モデルがあらゆる意思決定問題に応用しうるものではないことを最後に述べておきたい。ロジット・モデルは個人の効用最大化を前提に組み立てられている。しかし、それがあてはまるのは自由な意思決定が可能な場合だけであろう。したがって、制度、政策的に個人の自由が大幅に制限される、強制された意思決定や一意的に選択肢が決まっている意思決定の問題には、ロジット・モデルは適用しえない。何らかの制約を受ける意思決定の場合は、制約を反映させる形で選択肢を特定すれば、応用の余地はある。

IX ネスティッドロジット・モデルによる空間的行動の分析の展開

第3表は、ネスティッドロジット・モデルを用いた、空間的行動を中心とした地理学（関連）分野の研究一覧を分野ごとに示したものである。とくにそこでは、分析が個人データから開始されているもの（非集計ロジット・モデル）と、分析が個人データを集計したグループ・データから開始されているもの（集計ロジット・モデル）を区別している。本来が非集計データを扱うロジット・モデルに対し、集計ロジット・モデルという命名は奇異に感じられるかもしれない。しかし、第24式ないしは第25式の（対数）尤度関数の定義式をみてわかるように、パラメータ推定の計算途中において、非集計データも集計されるため、地域ごとに集計されたデータから分析を開始しても結局は同じことなのである。とりわけ、ODデータの形でデータが入手しやすい目的地選択問題にとっては、集計ロジット・モデルの方が汎用性が高いといえよう。以下では、主にネストの構造に焦点をあてて研究動向を概観することにした。

ネスティッドロジット・モデリングに関わる最も先駆的な研究は、Ben-Akiva(1974)とMcFadden(1974)がいずれも買物行動を分析したものである。当時使用したモデルのことを、Ben-Akivaは意思決定が段階的なSequentialモデル、McFaddenは条件付Conditionalロジット・モデルとよんでいる。ネストの構造は、ネスト上層から順に、（買物行動の有無の決定—）目的地決定—交通手段決定が基本になっている。ただし、両者の研究とも、複数のモデルを走らせているが、合成効用が0と1の間に収まらないものもみら

れ、合成効用の計算に際し、下位ネストの特性変数が全て取り込まれなかったり(McFadden, 1974)、下位ネストの特性変数以外の変数を用いて合成効用が求められている(Ben-Akiva, 1974)。

ネスティッドロジット・モデリングに関し研究例が多い分野の一つは、居住地選択問題である。非集計ネスティッドロジット・モデリングに関する限りは、わが国の都市・交通工学者の研究は世界的にみて早い部類に入る³⁾。しかし、これら初期の研究は、住宅の選択そのものに関心があるせい、選択肢の項目が住宅タイプ・居住地の結合項目からなっていたり(林ほか, 1983)、居住地の選択肢が都心や郊外といった地区類型からなっている(宮本ほか, 1983; Quigley, 1983)⁴⁾。集計ネスティッドロジット・モデリングでも、選択肢の項目が交通手段・居住地の結合項目からなっているものもある(Anas, 1981)。非集計ネスティッドロジット・モデリングにおいて具体的な個々の地域が選択肢にとりあげられるようになるのはQuigley(1985)以降であり、Clark and Onaka(1985)は、ネスト上層から下層に向かって、転居の有無の決定—転居先決定—住宅タイプ(所有か、賃貸か等)決定—住居様式 Dwelling unit(平屋建てか、2LDK か等)決定の4層からなる、居住地選択に関わる完全なネストを提示している。Fischer and Aufhauser(1988)も基本的にはこのネストを踏襲しているが、ネストの中に別荘所有の有無(Anderstig, 1987)や通勤に利用する交通手段(Anas, 1982; Anas and Chu, 1984; Anderstig and Mattsson, 1991)をいれるものもある。また、空間スケールを考慮して、居住地の決定段階を2段階に分けるものもある(Quigley, 1985; Thill and Van de Vyvere, 1989)。結果的に、これは競合着地モデル(Fotheringham, 1983a・b)と同じ考え方に立つものである。

居住地選択の中でも、移動先の決定のみに限定した人口移動研究では、目的地決定の段階が問題とされ、ネスト上層から下層に向かって、移動の有無の決定—移動地域の決定—移動小地域の決定の3層あるいはそのうちの2層を基本とするネストが仮定されている。それは非集計ネスティッドロジット・モデリングの場合(Mueller, 1982; Falaris, 1987; Hughes and McCormick, 1989)も集計ネスティッドロジット・モデリングの場合

第3表 地理学(関連)分野におけるネスティッドロジット・モデルの適用研究一覧

	地 域	データ形式	ネストの構造 ¹⁾	備 考
(1)居住地選択				
Anas (1981)	シカゴ大都市圏	集計	1. 交通手段・居住地 (2. 住宅タイプ)	
Anas (1982)	シカゴ大都市圏	集計	1. 居住地	
Anas and Chu (1984)			2. 交通手段 (3. 住宅タイプ)	
宮本ほか (1983)	東京大都市圏	非集計	1. 移動の有無	
林ほか (1983)	名古屋大都市圏	非集計	2. 類型別居住地	
Quigley (1983)	ピッツバーグ大都市圏	非集計	1. 移動の有無	
Quigley (1985)	ピッツバーグ大都市圏	非集計	2. 類型別居住地・住宅タイプ 2. 住居様式	
Clark and Onaka (1985)	インディアナ州 サウスベンド・ ミシャウォーカ	非集計	1. 都市 2. 近隣区 [3. 住宅タイプ]	
Anderstig (1987)	ストックホルム周辺	非集計	1. 移動の有無 2. 近隣区 3. 住宅タイプ (4. 住居様式)	
Fischer and Aufhauser (1988)	ウィーン大都市圏	非集計	1. 居住地 2. 住宅タイプ 3. 別荘の有無	
Thill and Van de Vyvere (1989)	ルーベン・ラ・ヌーヴ (ベルギー)	非集計	1. 類型別居住地 2. 住宅タイプ [3. 住居様式]	
Anderstig and Mattsson (1991)	ストックホルム周辺	非集計	1. ルーベン・ラ・ヌーヴ 居住の有無 2. ルーベン・ラ・ヌーヴ から15分以内の町 (3. 住宅タイプ)	
			1. 交通手段 / 1. 居住地 2. 居住地 / 2. 交通手段	完全情報最尤法使用
(2)人口移動				
Mueller (1982)	アメリカ	非集計	1. 郡 (2. 郡内の都市)	
Evers and Van der Veen (1985)	オランダ	集計	1. 居住地域内での就業の有無	最小二乗法使用
Odland and Ellis (1987)	エクアドル	集計	2. 長距離移動か, 短距離移動か? 3. 移動の有無	
Liaw and Ledent (1987)	カナダ	集計	1. 移動の有無	一般化最小二乗法使用
Falaris (1987)	ヴェネズエラ	非集計	2. 郡 Canton 2. 州	最大準尤度法使用
Ledent and Liaw (1989)	カナダ	集計	1. 移動の有無	
Evers (1989a・b)	北オランダ	非集計	2. 州 1. 居住地域内での就業の有無 2. 就業地は居住地の80km 以内か? 3. 就業地 4. 居住地	最大準尤度法使用
Hughes and McCormick (1989)	イギリス	非集計	1. 移動の有無	
Liaw (1990)	カナダ	集計	2. 地方 1. 移動の有無 2. 州	最大準尤度法使用
Ishikawa (1990)	日本	集計	1. 地方 2. 都道府県	
Liaw and Otomo (1991)	日本	集計	1. 移動の有無 2. 都道府県	最大準尤度法使用

1) 番号の若い決定段階の方がネストの上位を占めている。なお、()でくくられた決定段階の合成効用は、選択肢の規模を表す変数を対数変換したものを、[]でくくられた決定段階の合成効用は、第45式で定義される簡略化したものを用いている。

第3表 地理学（関連）分野におけるネスティッドロジット・モデルの適用研究一覧（続き）

	地 域	データ形式	ネストの構造 ¹⁾	備 考
(3)買物行動				
Ben-Akiva (1974)	ワシントン大都市圏	非集計	1. 目的地 / 1. 交通手段	
McFadden (1974)	ビッツバーグ	非集計	2. 交通手段 / 2. 目的地	
			1. 買物行動の有無	
			2. 目的地	
			3. 交通手段	
森地ほか (1985)	前橋・高崎都市圏	非集計	1. 目的地	
			2. 交通手段	
屋井 (1986)	八王子周辺, 新玉川・田園都市線沿線, 前橋・高崎都市圏	非集計	1. 目的地	
			2. 交通手段	
吉田・原田 (1990)	浜松都市圏	非集計	1. 買物頻度	
			2. 目的地	
			3. 駐車場地点	
吉田 (1992)	長岡	非集計	1. 買物頻度	
			2. 目的地	
			3. 交通手段	
			4. 駐車場	
(4)通勤トリップ				
屋井 (1986)	前橋	非集計	1. 目的地	
			2. 交通手段	
磯部 (1989)	名古屋	非集計	1. 直行か, 立寄りか?	
Kawakami and Isobe (1990)			2. 立寄りパターン	
			3. 自由活動場所	
(5)外出トリップ				
Su <i>et al.</i> (1990)	名古屋	非集計	1. 外出の有無	
			2. 最初の目的地	
			3. 交通手段	
			4. 帰宅の有無	
			5. 2番目の目的地	
(6)余暇行動				
河上ほか (1984)	名古屋南東郊外	非集計	1. 目的地	
			2. 交通手段	
屋井 (1986)	中央道沿い観光地	非集計	1. 目的地	東京大都市圏に住む人々の余暇行動
			2. 交通手段	
Lin <i>et al.</i> (1988)	シカゴ大都市圏	非集計	1. 公園類型	
			2. 目的地	
(7)工場立地				
林・磯部 (1984)	愛知県	非集計	1. 地域	
Hayashi <i>et al.</i> (1986)			2. 類型別地区	
			(3. 地点)	
宮本ほか (1985)	札幌大都市圏	非集計	1. 地域	
			2. 市区町村	
宮本ほか (1986)	関東地方	非集計	1. 地域	宮本ほか (1985) の内容も再録
			2. 小地域	
Hansen (1987)	サンパウロ州 (ブラジル)	非集計	1. サンパウロ大都市圏内・外	
			2. サンパウロ大都市圏外の都市	
Henley <i>et al.</i> (1989)	イギリス	非集計	1. 南東地方の有無	重みつき最尤法使用
			2. 地域	
(8)イノベーションの採用				
Kasanen and Lakshmanan (1989)	フィンランド	非集計	1. 暖房の種類 / 1. 燃料	
			2. 燃料 / 2. 暖房の種類	
Kasanen (1990)				
Sugiura (1992)	日本	非集計	1. 電灯会社の開業時期	
			2. 発電様式	

1) 番号の若い決定段階の方がネストの上位を占めている。なお, () でくくられた決定段階の合成効用は, 選択肢の規模を表わす変数を対数変換したものを, [] でくくられた決定段階の合成効用は, 第45式で定義される簡略化したものを用いている。

(Odland and Ellis, 1987; Liaw and Ledent, 1987; Ledent and Liaw, 1989; Liaw, 1990; Ishikawa, 1990; Liaw and Otomo, 1991) も同様である。ただし, Evers (1989a・b), Evers and Van der Veen (1985) では, 居住地決定と就業地決定を同時に扱うため, 多層でかつ選択肢の内容のかなり複雑なネストがつくられている。

人口移動研究の大きな特色は, 集計ネスティッドロジット・モデルを援用したものが圧倒的に多いということである。そのことは, 使用するデータの共通性という点からみて, 空間的相互作用モデリングと接点を有することを意味する。このことを念頭においているのが Ishikawa (1990) であり, 地域決定—目的地決定という2段階の着地選択過程の中に着地の近接性が要因として介在することを前提に構築されている, 競合着地モデル (Fotheringham, 1983a・b) の妥当性をネスティッドロジット・モデルにより検証している。Liaw and Otomo (1991) によれば, 目的地決定に関わる変数から求められる合成効用が近接性を表わし, かつそれが移動の有無の決定に影響しているとされる。この両者の研究をあわせ考えれば, 近接性は移動の有無の決定と目的地の決定の両方の段階に関係することになる。なお, Liaw の一連の研究 (Liaw and Ledent, 1987; Ledent and Liaw, 1989; Liaw, 1990; Liaw and Otomo, 1991) は, 通常的最尤法は各人の移動が全く独立に行なわれる場合にのみ適用可能であるとし, 世帯主の移動に世帯構成員が従う人口移動の経験的事実に合致するパラメータ推定法としては, 最大準尤度法 Maximum quasi-likelihood method (MQL) の方が優れているとしている。分析に用いる変数に関して付言すれば, Falaris (1987) は同じ特性変数をネストの上・下層の両方で使用している。同時推定法によらず, 段階的にパラメータを推定する場合は, こうした処置は問題があるであろう。なお, 同じ特徴をもつ個人でも, 地域の違いによって行動が異なることが考えられるため, 個人に関わる変数と地域に関わる変数の積で定義される相互作用変数を加えている研究もある (Evers, 1989a・b; Liaw, 1990; 前出の Thill and Van de Vyvere (1989) も同様である)。

居住地移動以外の空間的行動としては, 目的地決定と交通手段決定を基本とする日常的行動が研

究対象にされている。これに関し, Ben-Akiva (1974), McFadden (1974) と同様に買物行動を扱ったものとしては, 森地ほか (1985), 屋井 (1986), 吉田・原田 (1990), 吉田 (1992) がある。このうち, 吉田・原田 (1990) と吉田 (1992) は, ネスト上層から下層に向かって, 買物頻度決定—商店街・ショッピングセンター決定—(交通手段決定—) 駐車場地点決定という3層ないし4層のネストを仮定している。これらの研究では, 買物頻度決定においては, 選択肢が1回, 2回というように順番に並べられ, 隣接する選択肢間の観察されない効用が相関をもつと考えられるので, 順序型 Ordered ロジット・モデルが上位ネストの分析に用いられているのが特徴的である。

通勤トリップの分析に関しては, 屋井 (1986), 磯部 (1989), Kawakami and Isoke (1990) の研究がある。とりわけ磯部 (1989) と Kawakami and Isoke (1990) は, トリップ・チェーンの類型を選択肢に取り込んでいるのが注目される。すなわち, 通勤の往路と復路の場合に分けて, ネストの上層から下層に向かって, 直行・立寄り決定—立寄りパターン (トリップ・チェーン類型) 決定—自由活動場所決定といった, 3層のネストを仮定している。さらに, 単に通勤トリップに限定せず, 個人の1日のトリップ・チェーンを分析したのが Su *et al.* (1990) である。彼らは, 各個人が3トリップ以内で帰宅するトリップ・チェーンを, ネスト上層から下層に向かって, 外出の有無の決定—最初のトリップにおける目的地決定—交通手段決定—帰宅の有無の決定—2番目のトリップにおける目的地決定, という5層からなるネストで分析している。

これ以外の日常的行動としては余暇行動があり, 屋井 (1986), 河上ほか (1984), Lin *et al.* (1988) の研究がある。このうち, Lin *et al.* (1988) は, ネストの上層から下層に向かって, 公園の類型決定—目的地 (個別公園) 決定という, 2層のネストを仮定している。

他方, 工業立地研究においては, 早くから, 市場決定—地域決定—地点決定という3段階の空間決定過程が現実の工場立地にみられることが指摘されていた (Nishioka, 1975, p. 161)。したがって, 工場立地のネスティッドロジット・モデリングでは, この3層のネストのうちの下位2層にほぼ相

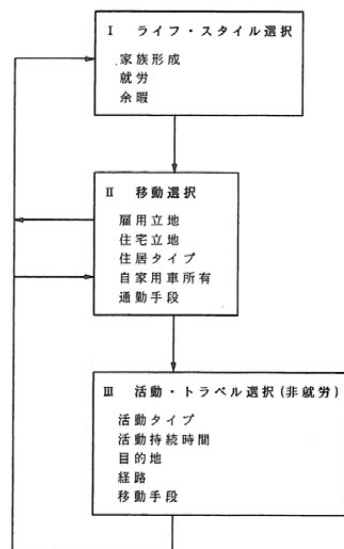
当するネストが仮定されている。選択肢の特定に際しては、殆どの研究が個々の具体的地域や都市を選択肢としているが(Hansen, 1987; Henley *et al.*, 1989; 宮本ほか, 1985, 1986), タイプ分けした地区類型を選択肢としているものもある(林・磯部, 1984; Hayashi *et al.*, 1986)。

以上の研究は、全て目的地選択がネストのどこかで問題とされている点ですぐれて地理学的であるといえる。選択肢に空間が関係しないものの、特性変数に空間的次元を取り込まざるをえない現象である。イノベーションの空間的拡散問題にもネスティッドロジット・モデルの応用の可能性はある。なによりもイノベーションの採用とは技術選択の問題でもあるため、これまでもロジット・モデルが援用されてきた(Sugiura, 1986; Senior, 1987; 杉浦, 1988b; Paul, 1990)。ネスティッドロジット・モデルに限定すれば, Kananen (1990; Kananen and Lakshmanan, 1989) は、1時点をとりだした暖房の採用に関し、暖房の種類決定と燃料決定の2層のネスト, Sugiura (1992) は、電灯会社の普及に関し、上層から下層に向かって、開業時期決定一発電機式決定という2層のネストを仮定している。もっとも、採用時期を選択肢とする場合は、その選択の分析に限っては順序型ロジット・モデルを適用したほうがよいであろう。

最後に、全体を通して、特異な合成効用の求め方について付言しておきたい。Anas(1981, 1982), Anas and Chu (1984), Mueller (1982), 林・磯部 (1984), Clark and Onaka (1985), Hayashi *et al.* (1986), Thill and Van de Vyvere (1989) は、実際には下層の分析は行なっておらず、下層の選択肢の規模を表わす変数(住居様式の数、人口、工業用途地域面積等)の自然(あるいは常用)対数変換したものを下層の選択肢の合成効用の代替物にしている。それは、下層の選択肢の効用がほぼ等しい場合の簡略化した合成効用の求め方に準ずるものとされ、元々は、住宅地・住宅タイプ・自家用車所有・通勤手段の同時選択の多項ロジット・モデリングを試みた Lerman (1977) が、説明変数の中に統計区の住居様式の数自然対数変換したものを加えたことに由来しているようである⁵⁾。それに対し、Quigley (1985), Fischer and Aufhauser (1988) は、第45式で定義される下層選択肢に関する簡略化した合成効用を用いてネスト

中層の分析を行なっている。

実際には、以上のように仮定されたネストが全ての研究で確認されているわけではないが、ネスティッドロジット・モデルは、個人の主体的意思決定で物事が決まる地理的現象の分析に対し、幅広い応用の可能性を秘めているように思われる。ロジット・モデルの生みの親の一人である Ben-Akiva は、ネスティッドロジット・モデルを単に個々の問題に応用するのではなく、各決定が、1) ライフ・スタイル選択、2) 移動 Mobility 選択、3) 活動・トラベル選択、のいずれかに位置づくネスティッドロジット・モデリング・パラダイム(筆者仮称)を提案している(Salomon and Ben-Akiva, 1983)。このパラダイムでは、移動選択がライフ・スタイル選択に依存し、活動・トラベル選択が移動選択に依存し、かつ各選択が他の選択にフィードバックするものとされる(第9図)。それは、いわば個人の選択連鎖の階層性を示すものでもあり、確かに地理学の研究分野のいくつかをこの階層のどこかに位置づけうることに気づく。例えば、家族構成員、就労者、余暇の消費者としての個人の三つの役割と関わるライフ・スタイル選択は、類似のライフ・スタイルをもつ集団に分



第9図 個人の選択連鎖の階層性

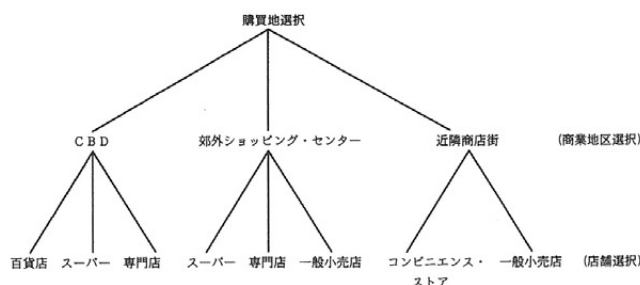
出典: Salomon and Ben-Akiva (1983, p.624) を一部修正。

けて分析を進めるならば、因子生態研究と接点をもつであろう。そして、移動選択は立地論やアーバン・モデリング（矢野，1990）と関係し、活動・トラベル選択は時間地理学（杉浦，1989）や空間的相互作用モデリング（石川，1988）と関係している。

なかでも、（ネスティッド）ロジット・モデリングとの関係に最も注目しているのが、空間的相互作用モデリングの分野である。Anas（1983）は、発地・着地の同時選択の多項ロジット・モデルと二重制約型の空間的相互作用モデルが等価であることを示し、行動論的前提が曖昧であった重力モデル（杉浦，1986，p.146）に理論的根拠を与えている。これにより、空間的相互作用モデルと非集計ロジット・モデルの違いは、データの集計レベルの違いのみに帰せられることになるのである。さらに、Fotheringham（1986）は、一重制約型の競合着地モデルが仮定する2段階の空間決定過程をネスティッドロジット・モデルで検証する方向性を示唆し、Ishikawa（1990）は忠実にその実証を試みたのであった。

このように、ネスティッドロジット・モデリングは、空間的相互作用研究が抱える問題の一つに解答を与えるものであった。同様なことは中心地理論と結びつく買物行動研究との関係についてもあてはまるであろう。先にみたように、買物行動研究の分野でもネスティッドロジット・モデルはすでに応用されているが、地理学が問題としたきた買物行動研究の命題との関連で研究されてきたわけではない。地理学の従来の買物行動研究では、買物先の決定が、実は、1）購買地の選択、2）店舗の選択、という2段階の意思決定から成り立っていることが十分認識されてこなかった。そのた

め、同じ買物行動の分析であっても、主として前者に焦点をおく、中心地理論の行動公準（最近隣中心地利用仮説）の検証という観点からの研究と、主として後者に焦点をおく、消費者による買物先の選択決定に働く要因（消費者の個人属性や店舗特性等）の分析を通じての買物行動の実態把握という観点からの研究では、結果の統一的解釈が困難であった。例えば、最近隣中心地利用仮説の検証結果によれば、消費者は最近隣の中心地よりも上位の中心地を指向する傾向にあることが報告されている（杉浦，1981）。上位中心地が好まれる理由は、多くの場合、次の二つのもの（の一方）に帰せられると考えられる。1）当該中心地に立地する店舗での品揃えの豊富さや提供される品物の価格の低廉さ等の店舗特性、2）消費者の当該買物行動以外の他の外出目的に対する、当該店舗が立地する中心地の充足性の高さ（消費者の多目的トリップ、マルチプル・ストップ（高橋，1991）に対する当該中心地の対応性の高さ）。この二つの理由は全く別次元のものであるため、多目的トリップ、マルチプル・ストップがなされる対象である中心地の選択と、その中心地内での店舗の選択をまず区別し、後に両者を統一的に説明することによって初めて買物行動全体を完全に理解することができるのである。したがって、都市内部での買物行動を前提にすれば、第10図のような選択ネスト⁶⁾を仮定しうる。上位ネストの分析に用いられる変数としては、商業地区までの距離、商業地区の規模、個人の活動空間との関係を示すダミー変数、多目的トリップやマルチプル・ストップを区別するダミー変数、交通手段等が、下位ネストの分析に用いられる変数としては、（消費者による）店舗特性（の評価値）や消費者の個人属性



第10図 都市内部購買地選択のネスト

が考えられるであろう。そして、研究対象が、消費者が都市内部空間を熟知している小都市であれば、ネストの上・下層の選択肢は、類型ではなく、具体的な商業地区と店舗からなるであろう。

以上、本稿では、(ネスティッド) ロジット・モデルを概観した後、地理学(関連)分野におけるネスティッドロジット・モデリングの展開を素描してきた。すでに明らかになったように、ロジット・モデルの登場により、地理学において選択決定を実質的に扱えるようになった意義は大きい。それにもまして、(ネスティッド) ロジット・モデルを介して選択決定を扱うことにより、ミクロ・モデリングとマクロ・モデリングの接点を探りうることになったことを銘記しておかねばならない。もちろん、同時に、ネスティッドロジット・モデルが空間的行動の分析に万能なものでないという点にも留意する必要があるであろう。場所や地域の選択が、通常の財のように、必ずしもお互いが代替性のあるものでないこと(Fotheringham, 1986, p. 410) は、モデルの適用前提と相容れないことではある。こうした点も含め、ネスティッドロジット・モデルの方法論的問題点への立ち上った議論ならびに適用結果の詳しい比較検討は別稿を期したい。その意味において、本論は覚え書きの域を脱するものではない。

(東京都立大学・理学部)

注

- 1) McFadden は体系的な専門的教科書を著していないが、数編の論文(McFadden, 1974, 1978, 1979, 1981, 1984; Domencich and McFadden, 1975) においてロジット・モデルに関し広範な説明を行なっている。なお、わが国の交通工学の分野におけるロジット・モデルを含む離散型選択モデルのわかりやすい解説としては、交通工学誌上での「やさしい非集計分析」シリーズ特集(浅野, 1991; 太田・原田, 1991; 原田, 1992; 兵藤, 1991; 森川, 1992; 森地, 1991; 屋井, 1991; 吉田, 1992) がある。また、交通工学の分野におけるネスティッドロジット・モデリングの展望論文としては原田(1985) がある。
- 2) 選択肢が二つの場合の2項ロジット・モデルは、ロジスティック回帰分析と同じものである。

- 3) わが国の都市・交通工学者の研究については、2頁前後の口頭発表要旨的な論文もあることもあって、本稿では網羅していないことを断っておきたい。
- 4) 住宅地決定はとりあげず、住宅タイプや居住様式の決定のみを扱った住居選択のネスティッドロジット・モデリング研究としては、宮本・宮地(1982) や Longley (1984) がある。なお、居住地選択のネストとそれのネスティッドロジット・モデルによる分析は、実証研究に先立って、Moss (1979), Onaka and Clark (1983), Kanaroglou *et al.* (1986) 等によって早くから提案されている。
- 5) 類似の考え方のもとに、住宅タイプの選択の多項ロジット・モデリングを行なった Quigley (1976) は、無変換のままの住居様式の数の説明変数の中に取り込んでいる。これも変形のネスティッドロジット・モデリングとみなされるかもしれない。
- 6) 第10図のネストは、店舗選択から得られる効用を最大にするように商業地区が選択されることを仮定しているため、1回の外出で一つの商業地区だけを訪れる買物行動の場合にあてはまるであろう。しかし、多目的トリップないしはマルチプル・ストップを伴う買物行動の場合は、消費者が商業地区選択から得られる効用を最大にするように店舗を選択すると仮定すれば、ネストの上・下層は逆になるかもしれない。

文 献

- 浅野光行(1991): やさしい非集計分析 4. 非集計モデルの計算手順. 交通工学, 26(5), 37-41.
- 石川義孝(1988): 『空間的相互作用モデル—その系譜と体系—』地人書房, 254ページ.
- 磯部友彦(1989): 『人の交通・活動関連分析に基づく交通需要推計法に関する研究』自費出版, 214ページ.
- 太田勝敏・原田 昇(1991): やさしい非集計分析 1. 非集計分析の基礎. 交通工学, 26(1), 69-76.
- 河上省吾・広島康裕・山田 隆(1984): 買物・レジャー交通に関する非集計モデルの交通サービス変化時への適用性の検討. 日本都市計画学会学術研究論文集(都市計画別冊). 第19号, 43-48.
- 佐野紳也(1990): 『質的選択分析—理論と応用』三菱経済研究所, 201ページ.
- 杉浦芳夫(1981): 消費者の顕示空間選好 (Revealed space preference) をめぐる諸問題. 中村和郎編: 『理論地理学ノート'80』空間の理論研究会, 10-38.
- 杉浦芳夫(1983): 農業地理学における行動論的接近 (I)—ゲーム理論から Time geography まで—, 寺

- 阪昭信編：『理論地理学ノート'82』空間の理論研究会，29-45.
- 杉浦芳夫(1986)：空間的相互作用モデルの近年の展開—重力モデルからエントロピー最大化型モデルへ—，野上道男・杉浦芳夫：『パソコンによる数理論理学演習』古今書院，137-185.
- 杉浦芳夫(1988a)：着地選択型空間的相互作用モデルによる地図パターン問題の克服の可能性について，寺阪昭信編：『1987・1988年文部省科学研究費補助金・総合研究A報告書 高度情報化社会における地域構造の変容』流通経済大学経済学部経済地理学研究室，141-155.
- 杉浦芳夫(1988b)：絹織物工場における電動機の普及—福岡県嶺北地方の例—，経済研究，39，298-307.
- 杉浦芳夫(1989)：『立地と空間的行動』古今書院，207ページ.
- 高橋重雄(1991)：目的地選択研究におけるマルチプル・ストップの重要性，地理学評論，64A，388-407.
- 土木学会土木計画学研究委員会編(1984)：『第15回土木計画学講習会テキスト：非集計行動モデルの理論と実際』土木学会，185ページ.
- 林 良嗣・磯部友彦(1984)：非集計手法を用いた工業立地のモデル化の一方法，土木計画学研究・論文集，第1号，155-162.
- 林 良嗣・磯部友彦・富田安夫(1983)：非集計手法を用いた住宅需要分析モデル，第5回土木計画学研究発表会講演集，547-555.
- 原田 昇(1985)：Nested Logit モデルの理論と適用に関する研究のレビュー，土木学会論文集，第353号，33-42.
- 原田 昇(1992)：やさしい非集計分析 6. 段階選択モデル，交通工学，27(1)，45-51.
- 兵藤哲朗(1991)：やさしい非集計分析 5. 複数データを用いた非集計分析，交通工学，26(6)，29-38.
- 宮本和明・安藤 淳・清水英範(1983)：都市圏住宅立地需要予測モデル，第5回土木計画学研究発表会講演集，540-546.
- 宮本和明・中村英夫・増田博行・清水英範(1985)：非集計行動モデルに基づく土地利用モデルの構成—特に工業立地モデルを中心として—，土木計画学研究・講演集，第7号，149-156.
- 宮本和明・中村英夫・八木茂樹(1986)：非集計行動モデルを用いた工業立地分析，地域学研究，16，217-234.
- 宮本和明・宮地淳夫(1982)：非集計型住宅タイプ選好モデル，日本都市計画学会学術研究発表会論文集(都市計画別冊)，第17号，139-144.
- 森川高行(1992)：やさしい非集計分析 8. 意識データを用いた非集計分析，交通工学，27(3)，41-46.
- 森杉壽芳(1984)：非集計行動モデルの推定と検定，土木学会土木計画学研究委員会編(1984)：『第15回土木計画学講習会テキスト：非集計行動モデルの理論と実際』土木学会，25-66.
- 森地 茂(1991)：やさしい非集計分析 2. 非集計分析の適用方法，交通工学，26(3)，51-58.
- 森地 茂・屋井鉄雄・田村 亨(1985)：非集計行動モデルの構築に要する交通サービスデータの精度に関する検討，日本都市計画学会学術研究論文集(都市計画別冊)，第20号，271-276.
- 屋井鉄雄(1986)：『非集計行動モデルによる交通需要予測手法(交通と統計，No. 15，16合併号)』交通統計研究所，179ページ.
- 屋井鉄雄(1991)：やさしい非集計分析 3. 非集計分析の発展，交通工学，26(4)，39-45.
- 矢野桂司(1990)：イギリスを中心とした都市モデル研究の動向—引用分析のアプローチを用いて—，人文地理，42，118-145.
- 吉田 朗(1992)：やさしい非集計分析 7. 選択肢集合の扱い方，交通工学，27(2)，47-55.
- 吉田 朗・原田 昇(1990)：休日の買い回り品買物交通を対象とした買物頻度選択モデルの研究，土木学会論文集，第413号，107-116.
- Anas, A. (1981)：The estimation of multinomial logit models of joint location and travel mode choice from aggregated data. *Journal of Regional Science*, 21, 223-242.
- Anas, A. (1982)：*Residential Location Markets and Urban Transportation：Economic Theory, Econometrics, and Policy Analysis with Discrete Choice Models*. Academic Press, New York, 263p.
- Anas, A. (1983)：Discrete choice theory, information theory and the multinomial logit and gravity models. *Transportation Research B*, 17B, 13-23.
- Anas, A. and Chu, C. (1984)：Discrete choice models and the housing price and travel to work elasticities of location demand. *Journal of Urban Economics*, 15, 107-123.
- Anderstig, C. (1987)：Residential location, tenure and secondary dwelling：a model of housing choice applied to Stockholm. *Scandinavian Housing & Planning Research*, 4, 145-162.
- Anderstig, C. and Mattsson, L.-G. (1991)：An integrated model of residential and employment location in a metropolitan region. *Papers in Regional Science*, 70, 167-184.
- Ben-Akiva, M. E. (1973)：*Structure of Passenger Travel Demand Models*. Ph.D dissertation, Department of Civil Engineering, MIT, Cam-

- bridge, Mass. (筆者未見).
- Ben-Akiva, M. E. (1974) : Structure of passenger travel demand models. *Transportation Research Record*, 526, 26-42.
- Ben-Akiva, M. E. and Lerman, S. R. (1985) : *Discrete Choice Analysis : Theory and Application to Travel Demand*. MIT Press, Cambridge, Mass., 390p.
- Clark, W. A. V. and Onaka, J. L. (1985) : An empirical test of a joint model of residential mobility and housing choice. *Environment and Planning A*, 17, 915-930.
- Domencich, T. and McFadden, D. L. (1975) : *Urban Travel Demand : A Behavioral Analysis*. North-Holland, Amsterdam, 215p.
- Evers, G. H. M. (1989a) : Simultaneous models for migration and commuting: macro and micro economic approaches. Van Dijk, J., Folmer, H., Herzog, H. W., Jr. and Schlottmann, A. M. eds. : *Migration and Labor Market Adjustment*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, 177-197.
- Evers, G. H. M. (1989b) : Migration, population and regional labour supply. Congdon, P. and Batey, P. eds. : *Advances in Regional Demography : Information, Forecasts, Models*. Belhaven Press, London, 229-245.
- Evers, G. H. M. and Van der Veen, A. (1985) : A simultaneous non-linear model for labour migration and commuting. *Regional Studies*, 19, 217-229.
- Falaris, E. M. (1987) : A nested logit migration model with selectivity. *International Economic Review*, 28, 429-443.
- Fischer, M. M. and Aufhauser, E. (1988) : Housing choice in a regulated market: a nested multinomial logit analysis. *Geographical Analysis*, 20, 47-69.
- Fotheringham, A. S. (1983a) : A new set of spatial-interaction models: the theory of competing destinations. *Environment and Planning A*, 15, 15-36.
- Fotheringham, A. S. (1983b) : Some theoretical aspects of destination choice and their relevance to production-constrained gravity models. *Environment and Planning A*, 15, 1121-1132.
- Fotheringham, A. S. (1986) : Modelling hierarchical destination choice. *Environment and Planning A*, 18, 401-418.
- Hansen, E. R. (1987) : Industrial location choice in São Paulo, Brazil: a nested logit model. *Regional Science and Urban Economics*, 17, 89-108.
- Hayashi, Y., Isobe, T. and Tomita, Y. (1986) : Modelling the long-term effects of transport and land use policies on industrial locational behaviour: a discrete choice model system. *Regional Science and Urban Economics*, 16, 123-143.
- Henley, A., Carruth, A., Thomas, A. and Vickerman, R. (1989) : Location choice and labour market perceptions: a discrete choice study. *Regional Studies*, 23, 431-445.
- Hensher, D. A. (1986) : Sequential and full information maximum likelihood estimation of a nested logit model. *The Review of Economics and Statistics*, 63, 657-667.
- Hensher, D. A. and Johnson, L. W. (1981) : *Applied Discrete-Choice Modelling*. Croom Helm, London, 468p.
- Hughes, G. and McCormick, B. (1989) : Does migration reduce differentials in regional unemployment rates? Van Dijk, J., Folmer, H., Herzog, H. W., Jr. and Schlottmann, A. M. eds. : *Migration and Labor Market Adjustment*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, 85-108.
- Ishikawa, Y. (1990) : Explorations into the two-stage destination choice. *Geographical Review of Japan*, 62B, 75-85.
- Kanaroglou, P., Liaw, K.-L. and Papageorgiou, Y. Y. (1986) : An analysis of migratory systems: 2. operational framework. *Environment and Planning A*, 18, 1039-1060.
- Kasanen, P. (1990) : The choice of heating systems and fuels by households in Finland. *Publicationes Instituti Geographici Universitatis Turkuensis*, No.127, 79p.
- Kasanen, P. and Lakshmanan, T. R. (1989) : Residential heating choices of Finnish households. *Economic Geography*, 65, 130-145.
- Kawakami, S. and Isobe, T. (1990) : Development of a one-day travel-activity scheduling model for workers. Jones, P.: *Developments in Dynamic and Activity-Based Approaches to Travel Analysis*. Avebury, Aldershot, 184-205.
- Ledent, J. and Liaw, K.-L. (1989) : Provincial out-migration patterns of Canadian elderly: characterization and explanation. *Environment and Planning A*, 21, 1093-1112.
- Lerman, S. R. (1977) : Location, housing, automo-

- bile ownership, and mode to work : a joint choice model. *Transportation Research Board Record*, No.610, 6-11.
- Liaw, K.-L. (1990) : Joint effects of personal factors and ecological variables on the interprovincial migration pattern of young adults in Canada : a nested logit analysis. *Geographical Analysis*, 22, 189-208.
- Liaw, K.-L. and Ledent, J. (1987) : Nested logit model and maximum quasi-likelihood method : a flexible methodology for analyzing inter-regional migration patterns. *Regional Science and Urban Economics*, 17, 67-88.
- Liaw, K.-L. and Otomo, A. (1991) : Interprefectural migration patterns of young adults in Japan : an explanation using a nested logit model. 人口学研究, 14, 1-19.
- Lin, Y.-J., Peterson, G. L. and Rogerson, P. A. (1988) : A nested urban recreation site choice model. *Leisure Sciences*, 10, 1-15.
- Longley, P. A. (1984) : Comparing discrete choice models : some housing market examples. Pitfield, D. E. ed. : *Discrete Choice Models in Regional Science*. Pion, London, 163-180.
- McFadden, D. L. (1974) : Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. Zarembka, P. ed. : *Frontiers in Econometrics*. Academic Press, New York, 105-142.
- McFadden, D. L. (1978) : Modelling the choice of residential location. Karlqvist, A., Lundqvist, L., Snickars, F. and Weibull, J. W. eds. : *Spatial Interaction Theory and Residential Location*. North-Holland, Amsterdam, 75-96.
- McFadden, D. L. (1979) : Quantitative methods for analysing travel behavior of individuals : some recent developments. Hensher, D. A. and Stopher, P. R. eds. : *Behavioural Travel Modelling*. Croom Helm, London, 279-318.
- McFadden, D. L. (1981) : Econometric models of probabilistic choice. Manski, C. F. and McFadden, D. L. eds. : *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*. MIT Press, Cambridge, Mass., 198-272.
- McFadden, D. L. (1984) : Econometric analysis of qualitative response models. Griliches, Z. and Intriligator, M. D. eds. : *Handbook of Econometrics, Volume II*. Elsevier Science Publishers B. V., Amsterdam, 1395-1457.
- Moss, W. G. (1979) : A note on individual choice models of migration. *Regional Science and Urban Economics*, 9, 333-343.
- Mueller, C. F. (1982) : *The Economics of Labor Migration : A Behavioral Analysis*. Academic Press, New York, 199p.
- Nishioka, H. (1975) : Location theory in Japan. Board, C., Chorley, R. J., Haggett, P. and Stodart, D. R. eds. : *Progress in Geography Volume 7*. Edward Arnold, London, 133-199.
- Odland, J. and Ellis, M. (1987) : Disaggregate migration behavior and the volume of inter-regional migration. *Geographical Analysis*, 19, 111-124.
- Onaka, J. and Clark, W. A. V. (1983) : A disaggregate model of residential mobility and housing choice. *Geographical Analysis*, 15, 287-304.
- Paul, B. K. (1990) : Contraceptive intention behavior in rural Bangladesh : factors in the diffusion of an innovation. *Economic Geography*, 66, 123-139.
- Quigley, J. M. (1976) : Housing demand in the short run : an analysis of polytomous choice. *Explorations in Economic Research*, 3, 76-102.
- Quigley, J. M. (1983) : Estimates of a more general model of consumer choice in housing market. Grieson, R. E. ed. : *The Urban Economy and Housing*. Lexington Books, Lexington, Mass., 125-140.
- Quigley, J. M. (1985) : Consumer choice of dwelling, neighborhood and public services. *Regional Science and Urban Economics*, 15, 41-63.
- Salomon, I. and Ben-Akiva, M. E. (1983) : The use of the life-style concept in travel demand models. *Environment and Planning A*, 15, 623-637.
- Senior, M. L. (1987) : The establishment of family planning clinics in south-west Nigeria by 1970 : analyses using logit and Poisson regression. *Area*, 19, 237-245.
- Slocum, T. A. (1990) : The use of quantitative methods in major geographical journals, 1956-1986. *Professional Geographer*, 42, 84-94.
- Su, L., Kawakami, S. and Hirobata, Y. (1990) : A study on the disaggregate model system for non-workers' travel demand forecasting. 日本都市計画学会学術研究論文集(都市計画別冊), 第25号, 91-96.
- Sugiura, Y. (1986) : Diffusion of Rotary clubs in Japan, 1920-1940 : a case of non-profit-motivated innovation diffusion under a decentralized decision making structure. *Economic Geography*, 62,

125-143.

- Sugiura, Y. (1992) : Spatial diffusion of Japanese electricity supply companies, 1887-1906: a discrete choice modeling. *Annals of the Association of American Geographers*, to be re-submitted.
- Thill, J.-C. and Van de Vyvere, Y. (1989) : Work-place and locational choice of residence: a hierarchical approach. *Sistemi Urbani*, 3, 339-365.

- Train, K. (1986) : *Qualitative Choice Analysis : Theory, Econometrics, and an Application to Automobile Demand*. MIT Press, Cambridge, Mass., 252p.
- Wrigley, N. (1985) : *Categorical Data Analysis for Geographers and Environmental Scientists*. Longman, London, 392p.