

エントロピー最大化型空間的相互作用モデルの均衡因子に関する一考察

矢野 桂 司

り入れた、二重制約型モデルは以下のように特定される。

$$T_{ij} = A_i B_j O_i D_j f(c_{ij}), \quad (5)$$

$$i, j = 1, 2, \dots, N.$$

ここで、 $f(c_{ij})$ は距離パラメータを含む距離関数で、パワー関数 ($c_{ij}\beta$) や指数関数 ($\exp(\beta c_{ij})$) などが通常用いられる。そして、 $\{A_i\}$, $\{B_j\}$ は発地区 i と着地区 j それぞれに関わるパラメータで均衡因子 Balancing factor (あるいは Normalizing factor) と呼ばれる。これらの均衡因子は、各地区の推定された流出量と流入量が実際のもので一致するような制約を課すためのパラメータであり、 A_i と B_j の値は互いの関数として以下のような非線形式で表わされる。したがって、その収束値の推定は反復計算によらなければならないが、観察される地区間流量動 T_{ij} が非負であることから、推定されたものは固有の解をもつことが知られている (Evans, 1970; Cesario, 1973b)

$$A_i = 1 / \sum_j B_j D_j f(c_{ij}), \quad (6)$$

$$B_j = 1 / \sum_i A_i O_i f(c_{ij}). \quad (7)$$

しかしながら、この均衡因子に関してはいくつかの議論がある。1つは、その数学的特性を明らかにしようとするもので、いま1つはその地理学的解釈をめぐるものである。前者は、本質的に非

I はじめに

N 発地区と N 着地区から構成される空間的相互作用システムは、第1図のようなOD (Origin-Destination)表によって表現される。空間的相互作用モデルは、この空間的相互作用システムの記述、説明、さらには予測を試みるもので、その最も一般化された式は以下のようである。

$$T_{ij} = k U_i^{\beta_1} V_j^{\beta_2} d_{ij}^{\beta_3}, \quad (1)$$

$$i, j = 1, 2, \dots, N,$$

ただし、 T_{ij} は発地区 i から着地区 j への流動量、 U_i は発地区 i の規模 (放出性)、 V_j は着地区 j の規模 (吸引力)、 d_{ij} は地区 i, j 間の距離、 $k, \beta_1, \beta_2, \beta_3$ はパラメータである。

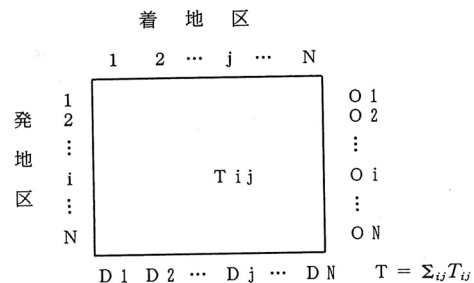
Wilson (1967, 1970) は、この古典的な重力タイプの空間的相互作用モデルを、統計力学のアナロジーからエントロピー最大化型空間的相互作用モデルとして再定式化した。そして、既存の様々なモデルを、二重制約型、発生制約型、吸収制約型、総流動量制約型モデルの4つの基本形モデルの変形とみなし、それらの一般化を図った (Wilson, 1971)。これらのモデルは、総移動費用 $C (= \sum_{ij} T_{ij} c_{ij})$ 、ただし c_{ij} は地区 i, j 間の移動費用である)一定のもとで、第1図のOD表の行和、列和、総和にそれぞれ対応する、発地区 i の流出量 O_i 、着地区 j の流入量 D_j 、総流動量 T の制約条件の組み合わせの違いによってそれぞれ区別される。そして、これらのモデルは、空間的相互作用モデル族と呼ばれ、それ以後、多くの実証研究をみることになる (杉浦, 1986; 石川, 1988)。

$$O_i = \sum_j T_{ij}, \quad i, j = 1, 2, \dots, N, \quad (2)$$

$$D_j = \sum_i T_{ij}, \quad i, j = 1, 2, \dots, N, \quad (3)$$

$$T = \sum_{ij} T_{ij}, \quad i, j = 1, 2, \dots, N. \quad (4)$$

これらのモデル族の中で、すべての制約条件を取



第1図 空間的相互作用システム

線形である均衡因子の推定方法に関わるもので、式(6),(7)のような反復計算における初期値や収束解の存在およびその固有性などを問題とするが(Evans, 1970; Macgill, 1977), 最終的には数学的な最適化問題に帰着する。一方、均衡因子に関する地理学的解釈については、それが単に先に述べた制約条件を満たすための調整項としか認識されてこなかったことや、空間的な距離減衰効果を明示的に指し示す距離関数に含まれる距離パラメータの特定に議論が集中したこともあって、あまり注目されてこなかった。均衡因子は、付けられた添字が示すように、発地区、着地区それぞれに固有に関わるものであり、その地理学的意味を明確に示すことは今後の空間的相互作用モデルの精緻化において特に重要であるといえる。

本研究は、この均衡因子に的確な地理学的解釈を与えることを目的とする。そこで、従来の均衡因子の解釈を検討し、新しい均衡因子の解釈を提出する。そして、仮想ODデータへの二重制約型空間的相互作用モデルの適用を通して、その新しい均衡因子の解釈の妥当性を検討する。仮想ODデータへの適用は、推定された均衡因子が、発地区と着地区の空間的配置によってどのような影響を受けるかを明確にするためのものである。なお、発生制約型や吸収制約型モデルの均衡因子については、二重制約型モデルのものから類推が可能と考えられるため、本研究では、もっぱら、二重制約型モデルの均衡因子を扱うことにする。

II 均衡因子をめぐる従来の解釈

Wilson(1967)のエントロピー最大化型空間的相互作用モデルの技術論的問題は、数学的には、非線形の最適化問題に帰着する。そしてこれまで、キャリブレーション(パラメータの推定)に際し、エントロピー最大化法が、他のいくつかの方法と等価 equivalent であることが示されてきた(Baxter, 1982)。例えば、エントロピー最大化の状態は、地区間流動量を離散的な確率変数(ポアソン分布ないし多項分布)とみなした場合の最大(対数)尤度と一致することや(Hyman, 1969; Batty and Makie, 1972; Kirby, 1974), 対数線形モデルや制約型ポアソン重力モデルなどの他の空間的相互作用モデルと等価であること(Willekens, 1983a, b; Flowerdew and Aitkin, 1982; Flowerdew and

Lovett, 1988; 石川, 1988), などが明らかにされてきた。そして、反復計算によるパラメータの推定方法は、Biproportional法(またはRAS法)と同一であることが示されてきた(Macgill, 1977)。

さらに、推定された距離パラメータの解釈に関しては、いわゆる地図パターン問題を介して多くの論争が引き起こされ¹⁾、最近では、かかる問題を回避するものとして、競合着地 Competing destinations モデル(Fotheringham, 1983)などのより包括的な空間的相互作用モデルが開発されてきた(Ishikawa, 1987; 杉浦, 1988)。しかしながら、距離パラメータと同時に推定される均衡因子の解釈に関しては、断片的にその解釈が試みられてきたものの、必ずしも統一された見解は提示されていない。そこで以下では、従来の代表的な均衡因子の解釈を簡単に概略することにする。

1 Wilson(1967)の解釈

均衡因子を含むエントロピー最大化型空間的相互作用モデルを特定した、Wilson(1967, 1970)自身は、均衡因子を次のように解釈している。式(5)において、着地区1の流入量 D_1 が大きく増加すると、各発地区 i から着地区1へのトリップ T_{i1} はすべて同程度に増加する。各発地区の流出量 O_i ($i=1, 2, \dots, N$) と他の着地区の流入量 D_j ($j=2, 3, \dots, N$) がそれぞれ一定であると仮定すると、式(6)から、各発地区の A_i の分母の項のうち D_1 を含む項は1つしかないので A_i はいずれも若干減少し、式(7)から、それに対応する B_j の増加は僅かなものになると考えられる。そのときの A_i は着地区1での流入量の増加を相殺するように、関連する全てのトリップ T_{ij} を僅かずつ減少させる機能を果たすといえる。それゆえ、 A_i は着地区1の魅力度の増加に対して全トリップを抑制する競合効果をもつものと考えられている。そして、さらに A_i の分母が一般的な近接性に対応することから、着地区1の流入量 D_1 の増加は、着地区1がもつ機会への近接性を増加させるものといえる。通常、近接性の変化は単に地区間移動費用 c_{ij} の変化によって議論する機会が多いが、 A_i は着地区の魅力度で重み付けられた近接性の逆数と解釈することができる。そして、着地区の均衡因子 B_j に関しても同様の役割をもつものと考えられ、各地区の流入量 D_j よりも流出量 O_j に大きな変化がみられた

ときに、 B_j が全体のトリップに対する主要な調整項と機能する (Wilson, 1967, pp. 258-259; Wilson, 1970, pp. 19-20). しかし実際は、 c_{ij} や複数の O_i や D_j の同時の変化によって複雑な調整が行なわれていることからその解釈は容易ではない。

Wilsonの解釈は、基本的には、式(6),(7)のように互いの関数として表わされる相互規定的な関係から導かれたものであり、流出・流入量や地区間移動費用の変化が均衡因子にどの程度影響を与えるかについては全く不明であり、必ずしも明確な解釈とはいえない。

2 Kirby(1970)の解釈

均衡因子の理論的な解釈を最初に試みたのは Kirby(1970)である。彼は、以下のような、 k , r_i , s_j の3つの均衡因子を含む二重制約型空間的相互作用モデルを特定し、それら均衡因子の解釈を試みている。ただし、 \hat{T}_{ij} の $\hat{}$ はその地区間流動が推定値であることを示し、距離関数 $f(c_{ij})$ は外生的に特定されているものとする。

$$\hat{T}_{ij} = \frac{r_i \cdot s_j}{k} \frac{O_i \cdot D_j}{T} f(c_{ij}). \quad (8)$$

ただし、式(8)の右辺第2項 $O_i \cdot D_j / T$ は、OD表を分割表とみなし、発地区と着地区を独立と仮定した場合の、周辺合計から期待される度数分布である。すなわち、それは、発地区と着地区の空間的位置関係(距離)を全く考慮せずに、地区 i , j 間の流動が、発地区の流出量と着地区の流入量によってのみ決定されるとしたときの推定値であり、この第2項だけならば、式(2),(3),(4)の制約条件は必然的に満たされることになる。しかし、その値に地区間の関係を表わす距離関数 $f(c_{ij})$ を重み付けると、各地区の流出・流入量の制約はもはや満たされなくなる。そこで、第1項の、 k , r_i , s_j の3つの均衡因子が必要となる。式(8)とWilsonの特定した二重制約型モデルの式(5)の比較から、以下のような対応関係がみられる。

$$A_i \cdot B_j = r_i \cdot s_j / k \cdot T. \quad (9)$$

そして、これらの均衡因子は相対的な値であることから、定数である分母の k と T を無視すれば、

A_i を r_i , B_j を s_j とみなして解釈することが可能である。

いま、式(8)において、発地区と着地区の両方に関する距離関数を左辺に移行すると、

$$\frac{\hat{T}_{ij}}{f(c_{ij})} = \frac{r_i \cdot s_j \cdot O_i \cdot D_j}{k \cdot T}, \quad (10)$$

となり、右辺は、発地区 i と着地区 j のいずれか一方のみに関連する変数(分子)と、定数の分母から構成されることになる。そして、 $\hat{T}_{ij}/f(c_{ij})$ を、 N 発地区 $\times N$ 着地区の2次元分割表のセルと考えるならば、式(10)は発地区と着地区が独立である場合の周辺合計から推定される次のような期待度数と等価であるといえる (エヴェリット, 1980)。

$$\frac{\hat{T}_{ij}}{f(c_{ij})} = \frac{(\sum_k \hat{T}_{ik}/f_{ik}) (\sum_k \hat{T}_{kj}/f_{kj})}{(\sum_{kh} \hat{T}_{kh}/f_{kh})}, \quad (11)$$

ただし、 $k, h=1, 2, \dots, N$ で、簡略化のため $f(c_{ij})=f_{ij}$ としてある。

式(10)と(11)の比較から、 k , r_i , s_j の均衡因子は以下のように定義されることになる。

$$k = (\sum_{kh} \hat{T}_{kh}/f_{kh})/T, \quad (12)$$

$$r_i = (\sum_k \hat{T}_{ik}/f_{ik})/O_i, \quad (13)$$

$$s_j = (\sum_k \hat{T}_{kj}/f_{kj})/D_j. \quad (14)$$

したがって、式(8)で特定された二重制約型モデルの均衡因子は、推定された流動量に当該の距離関数の逆数を乗じた値 \hat{T}_{ij}/f_{ij} を要素とする行列の総和、行和、列和を、総流動量、当該発地区の流出量、当該着地区の流入量でそれぞれ除したものと一致することになる。したがって、距離関数の逆数が、当該地区間の距離と関連していることを考慮すると(パワー関数で表わされる距離関数の距離パラメータが-1のときは、距離関数の逆数と地区間移動費用は一致する)、これらの値は、推定された地区間流動の全体の平均移動費用、発地区からみた平均移動費用、着地区からみた平均移動費用にそれぞれ対応するものといえる。

そしてさらに、Kirby(1970, Appendix 1)は、これらの均衡因子の近似値を以下のように推定し、議論を進めている。

$$k = 1/f (\sum_{hh} \hat{T}_{ij} c_{ij} / T), \quad (15)$$

$$r_i = 1/f (\sum_j \hat{T}_{ij} c_{ij} / O_i), \quad (16)$$

$$s_j = 1/f (\sum_i \hat{T}_{ij} c_{ij} / D_j). \quad (17)$$

これらの近似値は、推定された地区間流動に基づく、全体の平均移動費用、各発地区から発生するトリップの平均移動費用、各着地区へ吸収されるトリップの平均移動費用を、既に特定されている距離関数に代入した値の逆数で与えられる。そしてこのような1トリップ当たりの平均移動費用は、ある地区の他の地区に対する近接性の測度に対応することから、均衡因子は当該地区の非近接性と解釈されることになる。距離関数は地区間移動費用に対して減少関数であるのに対して、距離関数の逆数で定義される均衡因子は平均移動費用の増加関数である。例えば、都市内部の流動を考えるならば、1トリップ当たりの平均移動費用は、一般に、都心から郊外に向けて増加することから、均衡因子は、都心で最も低く、周辺に向かうにつれて増加する傾向にあるといえる (Kirby, 1970, p.41)。

Kirbyの均衡因子の解釈では、発地区に関する均衡因子 r_i は、推定された流動量の当該発地区から発生する平均移動費用が大きいほどその値が大きくなり、着地区に関する均衡因子 s_j は、当該着地区へ吸収される平均移動費用が大きいほどその値が大きくなることを示している。しかし、平均移動費用は、地区の配置から単純に決定されるのではなく、地区間流動パターンによっても変化する。したがって、均衡因子は規模の大きな発地区や着地区が対象地域のどこに位置するかによって大きく変化することが予想されるといえる。

また、Kirby (1970)の解釈において注意すべきことは、均衡因子を定義するものが、実際に観察された地区間流動ではなく、推定された地区間流動に基づいている点である。モデルの適合が完全であるならば両者は一致するが、これは通常起こりえない²⁾。したがって、均衡因子の値は特定された距離関数のみならず推定された地区間流動によっても大きく影響を受けることになる。それゆえ、一般的には、均衡因子の値を外生的に特定することは困難であるといえる。

3 Cesario (1977)の解釈

Cesario (1974a)は、式(5)の二重制約型空間的相互作用モデルの、発地区に関する均衡因子 A_i に流出量 O_i を乗じたものを U_i に、着地区に関する均衡因子 B_j に流入量 D_j を乗じたものを V_j に、それぞれ置き換え、 U_i 、 V_j に新たな解釈を与えた。

$$\begin{aligned} \hat{T}_{ij} &= (A_i O_i) (B_j D_j) f(c_{ij}), \\ &= U_i V_j f(c_{ij}). \end{aligned} \quad (18)$$

Cesario (1977)は、 U_i を発地区 i の他の発地区に対する相対的な放出性 Emissiveness を示すもの、 V_j を着地区 j の他の着地区に対する相対的な吸引力 Attractiveness を示すもの、とそれぞれ解釈している。以下、Cesario (1973a)にしたがって、吸引力と放出性を定義する。

まず、それらの特性が、発地区と着地区の空間的配置と独立であると仮定すると、発地区 i の移動者が認知する着地区の吸引力は、以下のように定義される。発地区 i からみた着地区 x の着地区 y に対する相対的な吸引力 V_x / V_y は、地区 i 、 x 間と地区 i 、 y 間の移動費用 (距離) が等しいと仮定すれば、発地区 i から着地区 x への期待流動量 $E(T_{ix})$ と、発地区 i から着地区 y への期待流量 $E(T_{iy})$ との比で表わされる。

$$\frac{V_x}{V_y} = \frac{E(T_{ix})}{E(T_{iy})}, \quad (19)$$

そして、すべての発地区と着地区を考慮すると、以下ようになる。

$$\frac{V_x}{V_y} = \dots = \frac{V_x}{V_y} = \dots = \frac{V_x}{V_y} = \frac{V_x}{V_y}, \quad (20)$$

ただし、 $c_{ix} = c_{iy}$ 、 $i = 1, \dots, N$ である。したがって、任意の2つの着地区の吸引力の比は、発地区とは独立であり、いずれの発地区の人でも全く同様に各着地区の吸引力を評価することになる。ある着地区の吸引力は、当該着地区に人々を引き付ける度合を示すもので、その地区の着地としての多くの特徴を反映した総合的指標であるといえる。

次に、着地区の吸引力と同様に、着地区 j の人が認識する発地区の放出性の概念を定義する。着地区 j からみた発地区 x の発地区 y に対する相対的な放出性 ${}_jU_x/{}_jU_y$ は、地区 x, j 間と地区 y, j 間の移動費用（距離）が等しいという仮定から、発地区 x から着地区 j への期待流動量 $E(T_{xj})$ と、発地区 y から着地区 j への期待流量 $E(T_{yj})$ との比で表わされる。

$$\frac{{}_jU_x}{{}_jU_y} = \frac{E(T_{xj})}{E(T_{yj})}. \quad (21)$$

そして、すべての発地区と着地区を考慮すると、以下ようになる。

$$\frac{{}_1U_x}{{}_1U_y} = \dots = \frac{{}_jU_x}{{}_jU_y} = \dots = \frac{{}_N U_x}{{}_N U_y} = \frac{U_x}{U_y}, \quad (22)$$

ただし、 $c_{jx} = c_{jy}$, $j = 1, \dots, N$ である。

したがって、任意の2つの発地区の放出性の比は着地区とは独立であり、いずれの着地区も任意の2つの発地区からの移動者を同じ比率で受け入れることになる。ある発地区の放出性は、当該発地区から移動者を発生させる割合を示すもので、その地区の発地としての多くの特徴を反映した総合的指標であるといえる。

これまでの議論は、地区間の移動費用が一定と仮定した場合の、発地区の相対的な放出性と着地区の相対的な吸引力であり、それらの値は、OD表が与えられれば、その周辺和である各地区の流出・流入量から簡単に推定される。しかし、実際は、地区間の移動費用が異なることから、 U_i, V_j のパラメータの値は単純には推定されない。

そこで次に地区間の移動費用が異なる場合を考えることにする。式(19)から、着地区 x と y の相対的吸引力 V_x, V_y は、発地区 i から着地区 x と y への期待された流動量 T_{ix}, T_{iy} から定義される。いま、着地区 x と y の相対的吸引力が等しいとすると ($V_x = V_y$)、 T_{ix} と T_{iy} の違いは、移動費用によるものと考えられ、その比は次のように表わすことができる。

$$\frac{E(T_{ix})}{E(T_{iy})} = \frac{f(c_{ix})}{f(c_{iy})}. \quad (23)$$

したがって、発地区 i から着地区 j への流動量 $T_{ij}(\rightarrow)$ は、着地区 j の吸引力と地区 i, j 間の移動費用 c_{ij} を同時に取り込んで、次のように特定することができる。ただし、 k_i は地区 i に関する定数である。

$$E(T_{ij}(\rightarrow)) = k_i V_j f(c_{ij}). \quad (24)$$

一方、同様に、着地区 j への発地区 i からの流動量 $T_{ij}(\leftarrow)$ は、

$$E(T_{ij}(\leftarrow)) = k_j U_i f(c_{ij}). \quad (25)$$

と特定される。ただし、 k_j は地区 j に関する定数である。

そして、式(24)と(25)が等価あることから、

$$k_i V_j = k_j U_i. \quad (26)$$

となり、式(26)から $k_i/U_i = k_j/V_j$ は一定で、その値を K とすると、 $k_i = KU_i$, $k_j = KV_j$ となり、それらを式(24), (25)に代入することから、

$$E(T_{ij}(\rightarrow)) = E(T_{ij}(\leftarrow)) = KU_i V_j f(c_{ij}), \quad (27)$$

の一般式が特定される。 U_i と V_j は相対的な値であることを考慮すると、式(27)と(18)の比較から、

$$\sqrt{K} U_i = A_i O_i, \quad (28)$$

$$\sqrt{K} V_j = B_j D_j, \quad (29)$$

となり、式(30)が誘導される。

$$A_i O_i V_j = B_j D_j U_i. \quad (30)$$

そして、式(24)を j で、式(25)を i で、それぞれ加算すると、

$$O_i = k_i \sum_j V_j f(c_{ij}), \quad (31)$$

$$D_j = k_j \sum_i U_i f(c_{ij}), \quad (32)$$

となる。さらに、 k_i, k_j で式を変形し、式(26)に代入

すると、以下のようになる。

$$\frac{O_i V_j}{\sum_j V_j f(c_{ij})} = \frac{D_j U_i}{\sum_i U_i f(c_{ij})}, \quad (33)$$

ここで、式(33)を式(30)と比較すると、二重制約型モデルの均衡因子は次のように特定することができる。

$$A_i = 1 / (\sum_j V_j f(c_{ij})), \quad (34)$$

$$B_j = 1 / (\sum_i U_i f(c_{ij})). \quad (35)$$

式(34)、(35)から、二重制約型モデルの均衡因子は、近接性の逆数に対応していることがわかる。すなわち、 $(1/A_i)$ は発地区*i*に関する着地区の近接性に対応し、 $(1/B_j)$ は着地区*j*に関する発地区の近接性に対応している。ここで重要なことは、それらの式に含まれる放出性 U_i と吸引力 V_j が、発地区*i*、着地区*j*それぞれの他地区に対する相対的な値であることである。また、解釈的には、均衡因子 A_i と B_j は互いの関数ではなく、発地区に対する着地区の近接性が、着地区に対する発地区の近接性と互いに関連しあう必要はない (Cesario, 1977, p.133)。そして、均衡因子は放出性や吸引力と同様に発地区ないし着地区間の比のみが意味をもつ相対的な値であり、その積 $A_i \cdot B_j$ が固有の値をもつことが数学的に示されている (Cesario, 1973b)。

Cesario(1977)は、先に定義した放出性 $U_i (= A_i O_i)$ と吸引力 $V_j (= B_j D_j)$ を、発地区*i*および着地区*j*に対して固有の特性として扱っている。そして、流入量や流出量は、対象とする発地区と着地区の空間的配置によって影響を受けるのに対し、放出性と吸引力はその空間的配置に影響を受けない特性とみなしている。その結果、均衡因子 A_i は着地区の近接性を考慮するために流出量 O_i を調節するものであり、同様に、均衡因子 B_j は発地区の近接性を考慮するために流入量 D_j を調節するものであると解釈される (Cesario, 1977, p.134)。すなわち、これらの調節は、1) 着地区の近接性1単位当たりの各発地区からの流出量は一定である、2) 発地区の近接性1単位当たりの各着地区への流入量は一定である、というこのモデルに含まれた暗黙の2つの仮定を満たすためのも

のである、と説明している。そして、Cesario(1977)は、式(27)で一般化された二重制約型モデルが、放出性と吸引力という地区の空間的配置に無関係な質量項と、当該地区間の距離の逓減効果を表わす距離関数とによって特定されることから、この一般化モデルは古典的な重力モデルの本質に回帰するものであると述べ、モデルの行動論的な再解釈の可能性を示唆している。

しかしながら、問題は、式(27)のパラメータである放出性 U_i と吸引力 V_j の推定方法にある。Cesario(1973a)は、式(27)を対数変換した線形モデルによる推定方法を提案している。すなわち、それは、 $\ln T_{ij}$ を正規分布する確率変数と仮定して、 $\ln U_i$ 、 $\ln V_j$ というダミー変数と移動費用 $\beta \ln c_{ij}$ (距離関数をパワー関数とした場合)を説明変数とした重回帰分析に相当する。これは対数変換した地区間流動の分散分析とほぼ同じものと考えられる。そして、Cesario(1973a)は、このモデルを、ペンシルベニア州コモンウェルス北部の10カウンティ×5公園の屋外レクリエーション流動に適用し、各カウンティの放出性が当該発地区の人口規模に対応していることを示している。

その後、Cesario(1974a,b)では、上の推定方法とは別に、次の最小二乗基準を満たす反復計算による方法を提唱している。

$$\begin{aligned} \text{MIN. } S &= \sum_{ij} (T_{ij} - KU_i V_j c_{ij} \beta)^2, & (36) \\ \text{subject } \sum_i U_i^2 &= 1, \\ \sum_j V_j^2 &= 1. \end{aligned}$$

そして、仮想データを用いて推定された放出性 U_i と吸引力 V_j を、FHWA (Federal Highways Administration)モデルから推定された $A_i O_i$ および $B_j D_j$ と比較し、それらの値がほとんど等しいことを例証している (Cesario, 1974a)。

III 本研究の均衡因子の解釈と推定方法

1 均衡因子の解釈

前章で紹介した従来の均衡因子の解釈から、二重制約型モデルの $(A_i O_i)$ と $(B_j D_j)$ 、すなわち、Cesario (1973a, 1977)が定義した、発地区の相対的放出性 U_i と着地区の相対的吸引力 V_j を介して、均衡因子の地理学的解釈を行なうことが妥当

であろう。Kirby(1970)の式(12),(13),(14)にみられる均衡因子の解釈は、数学的に全く問題はないが、その説明が地区間流動量の推定値に依拠するため、実際の地区間流動量と推定されたものとの誤差の発生要因を明示しなくては、それら均衡因子の解釈が困難になるであろう。そこで、本研究では、発地区の放出性と着地区の吸引性に着目し、均衡因子 A_i と B_j の解釈を試みることにする。

前述のように、Cesario(1977)は、発地区からの流出量を当該発地区からの着地区の近接性によって説明し、着地区の流入量を当該着地区への発地区の近接性によって説明しようと試みている。その結果、放出性や吸引性を、発地区と着地区の空間的配置と独立な特性として扱い、放出性を当該発地区の発地としての属性によって、吸引性を当該着地区の着地としての属性によって、それぞれ説明しようとしている。すなわち、従来のように、流出量を発地区の放出性、流入量を着地区の吸引性と考えるのではなく、流出量や流入量は外生的に与えられない説明されるべき量として考え、彼の定義する相対的放出性と相対的吸引性の重要性を指摘している。

いま、放出性と吸引性は空間的に独立で外生的に与えられているものとする、発地区の均衡因子 A_i は、着地区に対する非近接性であり、着地区の吸引性と当該着地区までの距離によって定義され、着地区の均衡因子 B_j は、発地区に対する非近接性であり、発地区の放出性と当該発地区からの距離によって定義される。したがって、発地区の均衡因子 A_i は吸引性の高い地区から離れるにつれて高くなり、同様に、着地区の均衡因子 B_j は放出性の高い地区から離れるにつれて高くなるといえる。それゆえ、吸引性が全ての地区で均一であるならば、均衡因子 A_i は対象地域の周辺部で高く、中心部で低くなると考えられる。そして、放出性が全ての地区で均一ならば、均衡因子 B_j は同様に周辺部で高く、中心部で低くなるといえる。したがって、均衡因子は、放出性と吸引性の空間的分布と対象地域における地区の配置パターンに大きく影響を受けるものといえる。それらの空間的パターンの影響は、式(34),(35)からわかるように特定された距離関数を介して及ぶことから、推定された距離パラメータが負に大の場合、対象地域の地区の配置パターンの影響は大きくなると考えら

れる。

また、放出性は均衡因子 A_i と流出量の積によって、そして、各着地区の吸引性は均衡因子 B_j と流入量の積によって、それぞれ定義される。したがって、前述のように、それらの特性は、単純に流出量や流入量で代替できない。例えば、同一の流出量をもつ2つの地区があるとするならば、着地区に対する近接性の低い発地区ほど放出性が大きいものと解釈される。また、同様に、同一の流入量をもつ2つの地区があるとするならば、発地区に対する近接性の低い着地区ほど吸引性が大きいものと解釈される。したがって、放出性は、流出量が多く近接性の低い地区で相対的に高く、吸引性は、流入量が多く近接性の低い地区で相対的に高くなるといえる。なお、これらの放出性や吸引性、均衡因子は相対的な値でありその比率のみが意味をもつものである。

次章では、放出性、吸引性の空間的分布が、均衡因子、流出量、流入量にどのように影響するかを、仮想のODデータへの二重制約型空間的相互作用モデルの適用を通して考察する。

2 均衡因子の推定方法

以下の分析では、均衡因子 A_i 、 B_j と距離パラメータの推定に際し、Williams and Fotheringham(1984)が開発した空間的相互作用モデル・パッケージ・ソフト、SIMODELを用いることにする。また、距離関数としては次式で表されるパワー関数を用いる。

$$f(c_{ij}) = c_{ij}^{\beta} \quad (37)$$

そして、各発地区の放出性 U_i と各着地区の吸引性 V_j は、式(18)から、推定された均衡因子に流出・流入量それぞれ乗じることによって、簡単に算出される。

また、この放出性と吸引性、そして距離パラメータは、二重制約型のPoisson重力モデルによっても、全く同様に推定可能である(Flowerdew and Lovett, 1988)³⁾。これは、地区間流動量を離散的な確率分布であるPoisson分布を仮定した確率変数とみなした重回帰モデルで、説明変数としては対数変換距離、各発地区と各着地区のダミー変数 λ_i 、 ω_j (これらのダミー変数は、推定する地区

間流動の発地区と着地区に対応する) が取り込まれたものである。

$$\hat{T}_{ij} = \exp(k + k_i \lambda_i + k_j \omega_j + \beta \ln c_{ij}). \quad (38)$$

ただし, k, k_i, k_j, β はパラメータで, $i, j = 1, \dots, N$ である。

その結果えられたダミー変数の偏回帰係数が, 各発地区の相対的な放出性, 各着地区の吸引力にそれぞれ対応する。したがって, 地区間流動を推定する際, 発地区の放出性と着地区の吸引力に当該地区間の距離関数が重み付けられることになる。この方法は, Cesario(1973a)の対数変換後の正規分布を仮定した重回帰分析(分散分析)と類似するが, 近年の, 離散型データ分析の発展を考えれば, Poisson 重力モデルの有効性は明らかである(Flowerdew and Aitkin, 1982)。

IV 仮想データを用いた数値例

1 仮想ODデータへの二重制約型空間的相互作用モデル

第2図に示すように, 5つの地区が一直線上に等間隔に並んだ仮想地域を考えることにする。各地区の人口規模をすべて一定とし, 隣接する地区間の距離を10kmと仮定する。そして, 地区間流動量は, 地区間距離が10kmの場合1000トリップ, 20kmの場合500トリップ, 30kmの場合250トリップ, 40kmの場合125トリップと明確な距離の遞減効果が存在するように設定した。また, 自地区内距離は1kmとし, 自地区内流動量は5000トリップとした。そして, この仮想ODデータを基本形としてAタイプと呼ぶ。さらに, この仮想地域において中心に位置する地区3への流動を2倍にした仮想ODデータをBタイプ, 対象地域の最も周辺に位置する地区1への流動を2倍にしたものをCタイプとする。AタイプのODデータは対称行列であるが, B, Cタイプのものは非対称行列である。

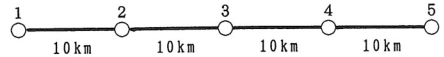
地区間距離行列は第1表に, 仮想ODデータとその推定値は第2表にまとめられている。また, 各タイプごとの距離パラメータならびに適合度を示す統計量は第3表にまとめられている。そして, 仮想ODデータのタイプごとに, 各地区の流出量 O_i , 流入量 D_j , 二重制約型モデルによる均衡因子

A_i, B_j , そして, 放出性 $U_i (= A_i O_i)$, 吸引力 $V_j (= B_j D_j)$ を図示したものが第3, 4, 5図で, その数値をまとめたものは補遺に示してある。

1) Aタイプ

まず, AタイプのODデータの分析結果を考察する。AタイプのOD行列は対称行列で, かつ地区間距離も対称であるため, 各地区ごとの流出量と流入量, ならびに均衡因子 A_i と B_j , 放出性と吸引力は, それぞれ一致する。推定された距離関数は, $\beta = -0.7761$ で, 適合度を示す統計量は, 決定係数が0.995, 平方根標準平方誤差が0.0792である。

Aタイプの仮想ODデータは, 地区間流動量が単純に当該の地区間距離によって均等に割り振られているため, 各地区の放出性 U_i と吸引力 V_j が



第2図 仮想地域

第1表 地区間距離行列
着地区

	1	2	3	4	5
1	1	10	20	30	40
2	10	1	10	20	30
3	20	10	1	10	20
4	30	20	10	1	10
5	40	30	20	10	1

それぞれ均一と想定された場合と考えることができる(第3図-a)。流出量 O_i と流入量 D_j は, 対象地域の中心に位置する地区3で8000人と最も高く, 地区2, 4で7750人, 地区1, 5で6875人と周辺部へ向かうにつれて多少減少する(第3図-b)。これは, 流出量が着地区の近接性から, 流入量が発地区の近接性から, それぞれ影響を受けたものと考えられる。すなわち, 放出性と吸引力が全ての地区で一様であることから, 流出量と流入量は, 距離によってのみ決定される近接性に従っているものといえる。そして, 推定された均衡因子に関しては, 流入量・流出量と同様に, 全ての地区の放出性と吸引力が均一であると仮定されていることから, 着地区の非近接性である発地区の均

第2表 仮想ODデータと推定された仮想ODデータ

仮想ODデータ						推定された仮想ODデータ							
Aタイプ						Aタイプ							
着地区						着地区							
1 2 3 4 5						1 2 3 4 5							
1	5000	1000	500	250	125	6875	1	4897.2	842.6	496.4	359.2	279.7	6875
2	1000	5000	1000	500	250	7750	2	842.6	5169.3	873.3	505.5	359.2	7750
3	500	1000	5000	1000	500	8000	3	496.4	873.3	5260.6	873.3	496.4	8000
4	250	500	1000	5000	1000	7750	4	359.2	505.5	873.3	5169.3	842.6	7750
5	125	250	500	1000	5000	6875	5	279.7	359.2	496.4	842.6	4897.2	6875
	6875	7750	8000	7750	6875	37250		6875	7750	8000	7750	6875	37250
Bタイプ						Bタイプ							
着地区						着地区							
1 2 3 4 5						1 2 3 4 5							
1	5000	1000	1000	250	125	7375	1	4868.2	841.8	1019.7	361.2	284.1	7375
2	1000	5000	2000	500	250	8750	2	863.7	5182.5	1817.4	515.9	370.6	8750
3	500	1000	10000	1000	500	13000	3	488.5	848.6	10325.9	848.6	488.5	13000
4	250	500	2000	5000	1000	8750	4	370.6	515.9	1817.4	5182.5	863.7	8750
5	125	250	1000	1000	5000	7375	5	284.1	361.2	1019.7	841.8	4868.2	7375
	6875	7750	16000	7750	6875	45250		6875	7750	16000	7750	6875	45250
Cタイプ						Cタイプ							
着地区						着地区							
1 2 3 4 5						1 2 3 4 5							
1	10000	1000	500	250	125	11875	1	9890.0	832.8	498.0	366.1	288.0	11875
2	2000	5000	1000	500	250	8750	2	1697.6	5260.7	892.3	523.7	375.7	8750
3	1000	1000	5000	1000	500	8500	3	965.7	848.8	5298.3	882.0	505.1	8500
4	500	500	1000	5000	1000	8000	4	678.5	476.1	842.9	5163.8	838.8	8000
5	250	250	500	1000	5000	7000	5	518.2	331.6	468.6	814.3	4867.4	7000
	13750	7750	8000	7750	6875	44125		13750	7750	8000	7750	6875	44125

均衡因子 A_i は中心部で低く、周辺部へ向かうにつれて高くなり、着地区に関する均衡因子 B_j も全く同様の傾向を示す (第3図-c)。

Cesario(1977)の解釈に基づけば、発地区のその空間的配置(対応する着地区との位置関係)によって生じた流出量から、その空間的配置による影響を取り除くための調整項として、均衡因子 A_i が作用したものと解釈される。すなわち、中心部で流出量が多いことは、近接性が高いことによるもので、均衡因子は流出量からその空間的影響を取り除く役割を果たすものである。したがって、均衡因子 A_i と流出量 O_i の積によって表わされる、発地区の放出性は、この場合、すべての地区においてほぼ一定となり、その空間的配置に独立な当該発地区に固有な特性であるといえるのである。また、以上のことは、着地区の流出量、均衡因子、吸引力に関しても同様に解釈することが可能である。

また、各発地区から発生する1トリップ当たりの平均移動距離、各着地区へ吸収される1トリップ当たりの平均移動距離は仮想されたものと推定

第3表 仮想ODデータへの二重制約型空間的相互作用モデルの適用結果

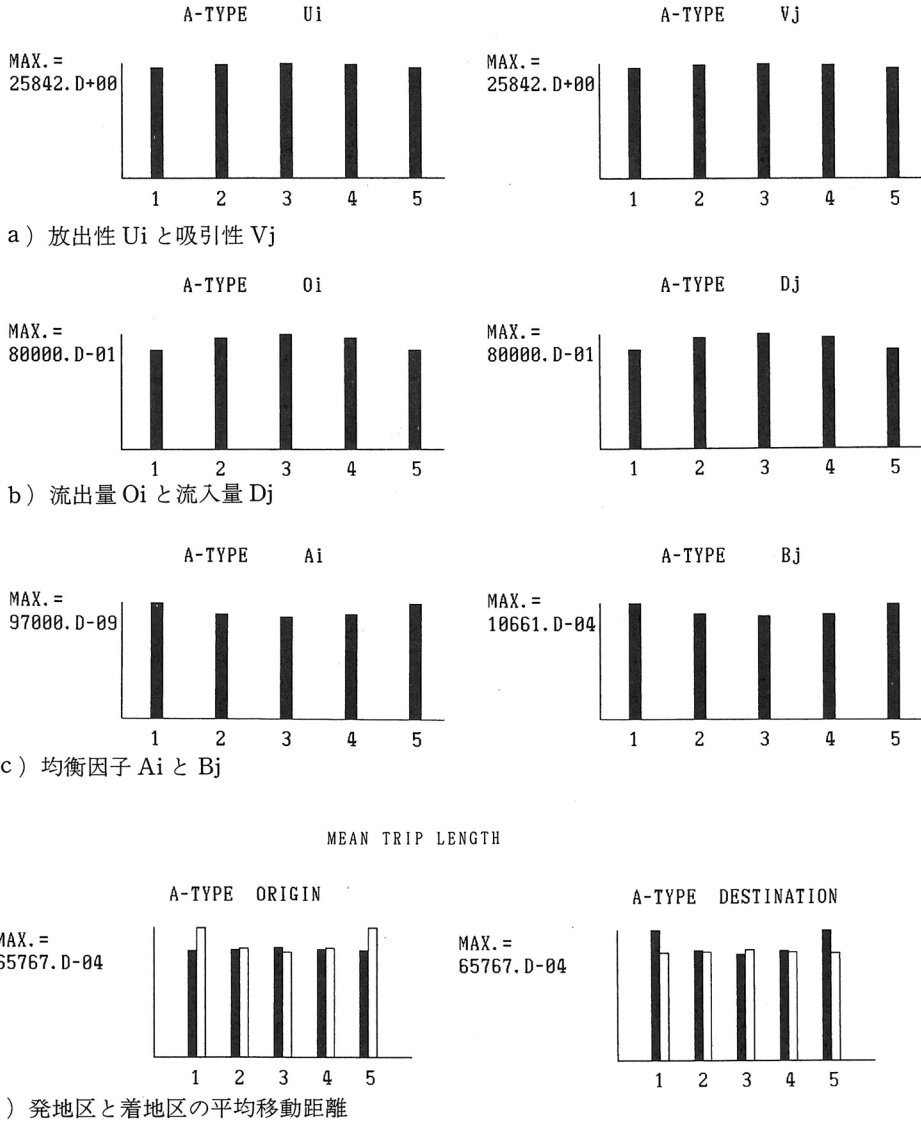
タイプ	A	B	C
総流動量	37250	45250	44125
非対称指標	0.0	6.63	4.25
距離パラメータ	-0.7761	-0.7702	-0.7829
決定係数	0.995	0.997	0.995
最小情報統計量	302.67	320.88	383.43
平方根平均平方誤差	0.0855	0.0792	0.0904

※非対称指標 $50 \sum_{ij} |T_{ij} - T_{ji}| / \sum_{ij} T_{ij}$

されたものではその空間的分布に違いがみられる(第3図-d)⁴⁾。仮想ODデータでは、発地区から(着地区へ)の平均移動距離は中心部で高く周辺部に向かうにつれて低くなる傾向があるのに対し、推定されたODデータは、逆に、周辺部へ向かうほど高い値を示している。推定されたODデータの各発地区からの平均移動距離の空間的分布は、発地区の均衡因子のものと、着地区への平均移動距離の空間的分布は、着地区の均衡因子のものと、それぞれ調和している。このことは、均

均衡因子を推定された地区間流動の各発地区から(あるいは各着地区へ)の平均移動距離と対応させた Kirby(1970)の解釈を例証するが、同時に、与えられたODデータの平均移動距離を均衡因子とみなすことは、モデルの適合度が完全でない限り必ずしも妥当でないことを示唆している。これら平均移動距離の分布の違いは、全ての地区の放出性と吸引力が均一であることを考慮すると、特定された距離関数に起因するものと推察される。残差の分布をみてみると、周辺部に関わるトリップは

長距離のものが過大評価され、短距離のものが過小評価されている。そして、中心部の地区3に関わるトリップは、自地区内流動が過大評価され、隣接地区との流動が過小評価されている。全体の地区間流動にかかる距離パラメータが-1.0を上回っていることから、仮想された距離の逓減効果よりも、長距離のトリップに対してはかかる効果が弱く、逆に、短距離のトリップに対しては強く作用した結果、上述の残差が生じたものと考えられる。また、放出性と吸引力を詳細にみると、そ



■ : Hypothesized ; □ : Estimated

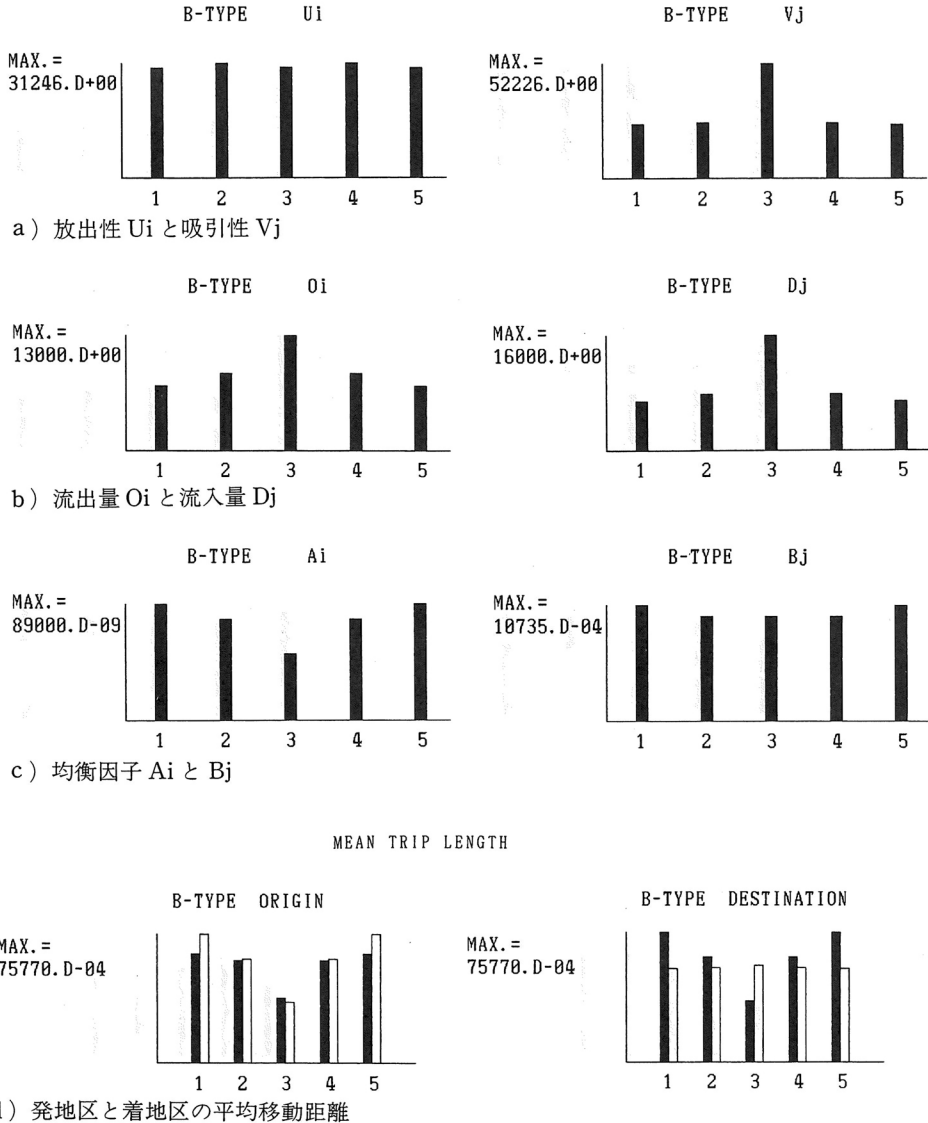
第3図 Aタイプの仮想ODデータ

これらの値は、全ての地区で均一でなく若干中心部で高くなっている。その結果、放出性と吸引力の積が相対的に大きくなる、地区3の自地区内流動が相対的に過大評価されたものと考えられる。

2) Bタイプ (地区3が主要着地区の場合)

Bタイプの仮想ODデータは、中心部に位置する地区3へのトリップをAタイプに比べてすべて2倍と仮定したもので、すべての地区の放出性を均一とし、地区3の吸引力を2倍と想定した場合と考えられる(第4図-a)。推定された距離パラ

メータは-0.7702で、適合度と同様、Aタイプの結果と大きな変化はみられない。流出・流入量ともに、吸引力が大きく中心部に位置する地区3が卓越する(第4図-b)。流出量は吸引力の近接性と関連することから、この場合、吸引力の最も高い地区3から離れるにつれて、流出量が減少するといえる。一方、流入量は放出性の近接性に関連するが、放出性が一定の場合は、地区3の吸引力を直接反映することから、地区3で卓越した流入量をもっている。



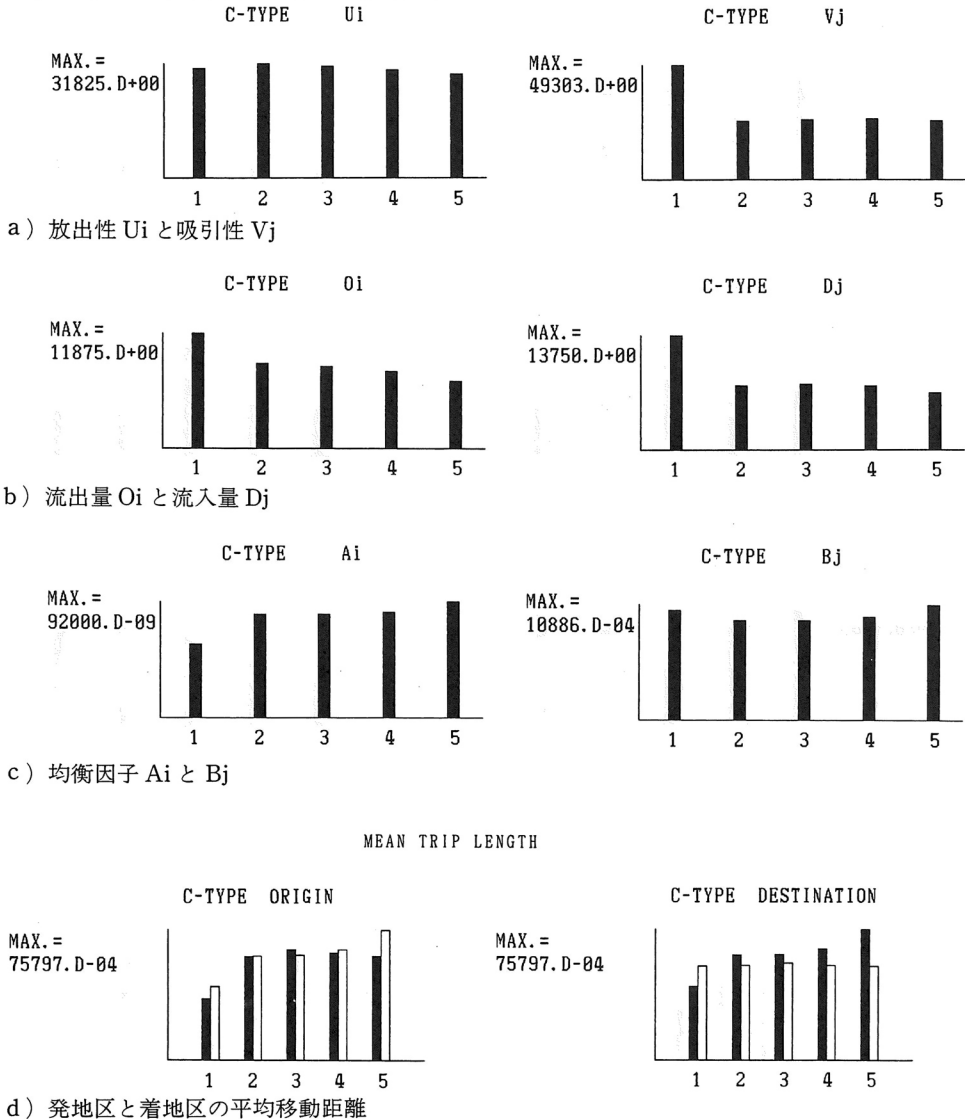
■ : Hypothesized ; □ : Estimated

第4図 Bタイプの仮想ODデータ

そして、均衡因子は、発地区のものと着地区のもので大きく異なっている。発地区の均衡因子 A_i は、中心部で最も低く、周辺部で高くなり、その空間的変動が大きいのにに対し、着地区の均衡因子 B_j は、各地区ともほぼ一定で、周辺部で多少高くなる傾向がみられる(第4図-c)。発地区に関する均衡因子 A_i は、当該発地区の着地区に対する非近接性であることから、吸引力の最も高い地区3から離れた地区1、5において最も高くなり、自地区である地区3で最も低くなる。一方、着地区

に関する均衡因子 B_j は、当該着地区の発地に対する非近接性を示すが、各地区の放出性がいずれの地区においてもほぼ一定であるため、当該着地区への距離関数の和の逆数となり、空間的配置の影響のみを受けることになる。その結果、均衡因子 B_j は、Aタイプの結果同様、周辺部が若干高くなる傾向を示す。

また、地区3の流出量が卓越するにも関わらず、地区3の放出性が必ずしも高くなく、地域差がほとんどみられない点は特徴的である。このことは、



■ : Hypothesized ; □ : Estimated

第5図 Cタイプの仮想ODデータ

Kirby(1970)の均衡因子の解釈と関連付けてある程度説明することができる。Kirby(1970)は、推定された地区間流動量から、各発地区からの1トリップ当りの平均移動距離を発地区の均衡因子 A_i と、そして、各着地区への1トリップ当たりの平均移動距離を着地区の均衡因子 B_j と近似的に解釈している。したがって、均衡因子は平均移動距離に対して増加関数であることから、1トリップ当りの平均移動距離が大きいほど、当該の均衡因子は大きくなるといえる。そして、この場合、仮想されたODデータの発地区の平均移動距離も、推定されたものと同様、周辺部で高い値を示す傾向にあることから(第4図-d)、以下のような解釈が可能である。すなわち、地区3から発生されるトリップは量的には大きいものの、その1トリップ当たりの移動距離が小さいことから放出性が他に比べて卓越せず、逆に、周辺部の地区である地区1、5では、流出量は少ないものの、その1トリップ当たりの移動距離が大きいために地区3に匹敵する放出性を示したものといえる。ちなみに、推定された発地区から流出する1トリップ当たりの平均移動距離は、地区1、5で6.441km、地区3で3.846kmで、両者には約2倍近い差がみられる。一方、吸引力に関しては、各着地区の1トリップ当りの平均移動距離にほとんど違いがみられないことから、当該地区の吸引力は流入量の大きさによってのみ決定されることになる。したがって、吸引力は、流入量の大きな地区3で最も高くなっていると解釈される。

3) Cタイプ(地区1が主要着地区の場合)

Cタイプの仮想ODデータは、周辺部に位置する地区1へのトリップをAタイプに比べてすべて2倍と仮定したもので、すべての地区の放出性を均一とし、地区1の吸引力を2倍と想定したものといえる(第5図-a)。推定された距離パラメータは-0.7829で、A、Bタイプの結果と比べ、やや距離逓減効果が大きくなり、適合度は多少低下しているが、あまり大きな変化はみられない。流出・流入量ともに、吸引力が最も大きく周辺部に位置する地区1が卓越する(第5図-b)。流出量は吸引力の近接性と関連することから、この場合、地区1から離れるにつれて、流出量が減少するといえる。一方、流入量は放出性の近接性と関連するが、放出性が一定の場合には、地区1の吸引力

を直接反映して、地区1で卓越した流出量がみられる。

そして、発地区の均衡因子 A_i は、主要着地区の地区1で最も低く、地区1から離れるにつれて増加する(第5図-c)。一方、着地区に関する均衡因子 B_j は、Bタイプの仮想ODデータの分析結果と同様、ほぼ一定で中心部から周辺部へ向かって僅かながら増加傾向にある。発地区の均衡因子 A_i は、発地区の着地区に対する非近接性に対応することから、この場合、吸引力が最も高い地区1からの距離によって、その値が決定される。そして、着地区の均衡因子 B_j に関しては、着地区の発地区に対する非近接性に対応するが、いずれの地区の放出性もほぼ一定であるため、A、Bタイプの結果同様、その値は着地区の空間的配置によって、中心部で低く、周辺部で高い値を示しているといえる。

また、発地区の平均移動距離は、仮想されたものも推定されたものも、地区1で最小値を示すが、推定された平均移動距離は地区1から離れるにつれて値が高くなるのに対し、仮想のものは地区3でピークを向かえる(第5図-d)。このタイプでも、発地区の推定された平均移動距離の空間的パターンが、発地区の均衡因子と同様の傾向を示す。そして、推定された着地区の平均移動距離に関しても、空間的な変動は大きくないが周辺部ほど高くなる傾向は、着地区の均衡因子と調和的である。

2 考察

以上の結果から、発地区の均衡因子 A_i は、着地区に対する近接性の逆数で、着地区の吸引力と当該着地区までの距離によって決定され、着地区の均衡因子 B_j は、発地区に対する近接性の逆数で、発地区の放出性と当該発地区からの距離によって決定される。したがって、空間的に独立であると仮定された着地区の吸引力と発地区の放出性が外生的に与えられるならば、均衡因子 A_i は、吸引力の高い着地区からどれだけ離れているかを、均衡因子 B_j は放出性の高い発地区からどれだけ離れているかをそれぞれ指し示すものといえる。また、Kirby(1970)の解釈にしたがって、これらの均衡因子が、推定された地区間流動量の発地区からの平均移動距離、着地区への平均移動距離にそれぞれ対応することが示された。モデルが完全に推定

されれば、実際の地区間流動は推定されたものと一致することから、均衡因子を実際の1トリップ当たりの発地区、着地区それぞれの平均移動距離と関連付けて解釈することが可能となる。平均移動距離は、当該地区の空間的配置に大きく影響を受けることから、対象地域の地区の配置パターンが、推定される均衡因子に大きな影響を与えることが推察される。

それでは、これら均衡因子の値に大きな影響を与える地区の放出性や吸引力は当該地区のどのような社会・経済的属性と関連しているのだろうか。Cesario(1974a,p.257)は、上記のような均衡因子の新しい解釈を与えた後の次のステップとして、これら放出性と吸引力を従属変数とし、発地区そして着地区の社会・経済的特性を説明変数とする両特性の空間的変動の解明を挙げている。以下では、均衡因子の空間的分布に着目した幾つかの実証研究をみとめることにする。

イギリスのMerseysideの1966年における通勤流動に対して二重制約型空間的相互作用モデルを適用した、Thomas(1977)は、Cesario(1974a)の解釈にしたがって、推定された均衡因子、放出性、吸引力の空間的分布を説明している。均衡因子 A_i に関しては、その分布が就業機会への非近接性に、すなわちLiverpoolやBirkenheadなどの中心就業地区からの距離にうまく対応していることを示している。そして、放出性に関しては、特徴的な空間的パターンはみられないとするものの、相対的に高い放出性の値を示したいいくつかの地区は、中心就業地区から離れた公団住宅の立地する対象地域周辺の地区であることを指摘している。すなわち、これらの地区は、1トリップ当たりの平均移動費用が大きく、かつ就業者数が多い地区といえ、上述の放出性の解釈の妥当性を証左するものといえる。

一方、着地区の均衡因子 B_j の空間的分布に関しては、その分布が就業者の居住地への非近接性に対応するとし、発地区の均衡因子 A_i の分布パターンと同様、中心部から離れるにつれて増加するが、その値の空間的変動が、 A_i のものよりもかなり小さいことを指摘している。それは、就業者の居住地区が対象地域にある程度均一に分布しているのに対し、就業機会の分布が中心部に偏重していることによるものと説明している。そして、均衡因

子 B_j の値の空間的変動があまりみられないことから、吸引力は流入量すなわち当該地区の就業機会によって決定するとし、吸引力の分布と就業機会密度の空間的分布が調和的であることを指摘している。そして、最も近接性の高い中心部は、就業者を引き付ける大きな特性を有しているために、着地区としての地区の空間的パターンが、発地区としてみたものよりも、空間構造と空間的行動のより固有な関係の存在を示唆すると述べている(Thomas,1977,p.826)。

さらに、Masser(1977)は、Dortmund, Merseyside, Eemland, Readingの4地域の空間的特徴の比較を行なうために、対象地域ごとに、各地区の流出・流入量、発地区あるいは着地区としてみた近接性、および二重制約型モデルからえられた均衡因子、の変動係数およびそれらの間の相関係数の差異を検討している。そして、各地区の流出・流入量、近接性の相関関係から、対象地域の空間的特徴は、求心的、遠心的をその両極とする計9つのタイプに分類可能であることを示している。そしてさらに、発地区の均衡因子と発地区の近接性、あるいは着地区の均衡因子と着地区の近接性の相関関係から、かかるモデルの解釈妥当性を計ることが可能であると述べている。すなわち、それらに明確な負の相関がみられるならば、均衡因子は近接性を介して行動論的に解釈することができ、それによってモデルの適合を評価しようとするのである。均衡因子は距離パラメータ、キャリブレーションの際の初期値や収束基準値によっても変化するが、4地域すべてにおいて、均衡因子と近接性には明らかな負の相関がみられることが報告されている。しかしながら、その解釈は、理論的な裏付けを欠いており、単なる対応に留まっている。

また、Griffith and Jones(1980)は、カナダの24都市圏の通勤流動に二重制約型空間的相互作用モデルを適用し、えられたら距離パラメータや均衡因子が、当該都市圏の空間構造や発地区・着地区の空間的配置に影響されることを例証している。彼らは、それぞれの都市圏において、単位地区間の連結性行列の固有値分解から、主固有値に対応する物理的な構造指標と固有ベクトルに対応する配置指標を算出し、その配置指標、就業者、就業機会、均衡因子 A_i 、 B_j に空間的な分布の偏り、すな

わち空間的自己相関がみられるか否かを検討している。モーラン係数とゲーリ係数の2つの統計量を用いた空間的自己相関の検定の結果、就業者および就業機会の空間的分布には、ほとんど全ての都市圏において空間的自己相関の存在がみられないのに対し、中心から周辺に向かって低くなる配置係数、そして、2つの均衡因子の空間的分布には、ほとんどの都市圏において顕著な空間的自己相関が存在することが明らかにされた。そして、例外的に、均衡因子の分布に空間的自己相関のみられない、あるいは負の空間的自己相関のみられる都市圏については、それがかかる都市圏の単位地区の大きさに起因するものと推測している。これらの結果をふまえ、空間的自己相関の存在は、当該変数に対して類似した値をもつ地区がクラスターを形成していることを意味することから、均衡因子はなんらかの空間的規則性を呈していることを示唆している。すなわち、多くの都市圏において均衡因子の分布パターンが、着地区および発地区の近接性を反映して、規則的に分布していることが推察されるのである。

また、発地区と着地区の均衡因子の比 (A_i/B_j) の平均が、都市規模が大きいほど、増加する傾向にあるが、これは、地区の配置の複雑さに起因するものと指摘されている (Griffith and Jones, 1980, p.196)。さらに、空間構造を表わす変数の因子分析から、発地区の均衡因子の空間的自己相関に関する統計量が、就業者の同統計量と関連することや、着地区の均衡因子の同統計量が、就業機会の同統計量と対応していることがそれぞれ明らかにされている。

彼らの研究は、多数の地域の比較分析から、均衡因子の空間的分布が、当該地域の空間構造と独立でないことを明示したが、分析が相関分析による単なる対応の説明に終始しており、その因果関係には言及されていない。しかし、彼らの目的が距離パラメータの変動が空間構造から独立でないことを例証するところにあることや、複数の地域における均衡因子の分布が、就業者や就業機会の分布と対応していることを明らかにした点で評価されよう。

V むすびにかえて

本研究は、二重制約型空間的相互作用モデルに

みられる均衡因子の地理学的解釈を提示することを目的とした。その結果、Cesario(1977)の解釈に基づいて、各地区の放出性と吸引力に着目し、均衡因子を解釈することが妥当であることを、仮想ODデータへの二重制約型モデルの適用を通して例証した。すなわち、発地区の均衡因子 A_i は、着地区までの距離と当該着地区の吸引力によって定義される着地区への非近接性を、着地区の均衡因子 B_j は、発地区からの距離と当該発地区の放出性によって定義される発地区からの非近接性を、それぞれ示していることを明らかにした。

ここで問題は、各地区の放出性と吸引力をどのように定義するかである。Cesario(1977)は、放出性および吸引力を相対的な値で、対象地域内における地区の空間的配置から独立した値とみなしている。そして、放出性を当該地区の発地区としての特性に、吸引力を着地区としての特性としてそれぞれ説明しようと試みている。これは、彼自身が述べるように、古典的な重力モデルの行動論的仮説に基づいた、空間的相互作用モデルの再定式化ないし一般化の方向へ進展するであろう。

しかし、これらの特性を、ODデータそれ自体と地区の空間的配置から説明することも一方で可能である。モデル式の上からは、放出性 U_i は、均衡因子 A_i と当該発地区からの流出量 O_i の積によって、吸引力 V_j は、均衡因子 B_j と当該着地区への流入量 D_j の積によってそれぞれ表わされることになる。そして、発地区の均衡因子を当該地区から流出するトリップの平均移動距離と、着地区の均衡因子を当該地区へ流入するトリップの平均移動距離と考えるならば、放出性と吸引力は以下のように解釈することもできる。例えば、着地区への近接性の低い地区から多くのトリップが発生すれば、その発地区の相対的な放出性は大きくなり、逆に近接性の低い地区で少ないトリップしか発生しないならば、その発地区の放出性は相対的に低くなるといえる。したがって、放出性とは、当該発地区の近接性の低さを克服し、どれだけ多くのトリップを発生させるかという放出のエネルギーを示し、同様に、吸引力は当該着地区の近接性の低さを克服し、どれだけ多くのトリップを吸引するかという吸引のエネルギーを指し示すものといえるかもしれない。そしてさらに、均衡因子 A_i を流出1トリップ当たりの放出エネルギーと、

均衡因子 B_j を流入 1 トリップ当たりの吸引エネルギーと解釈することができ、各発地区からの平均移動距離、各着地区への平均移動距離にそれぞれ近似するものと考えられる。これらの解釈は、Kirby (1970) の均衡因子の解釈を部分的にとり入れたものともいえる。

また、本研究では均衡因子が空間的パターンの影響を受けることを明示した。距離関数は、個々の地区間の関係を直接表わすのに対し、発地区の均衡因子は着地区への非近接性を、着地区の均衡因子は発地区からの非近接性をそれぞれ示し、各発地区・着地区の相対的な位置関係を表わしている。そして、Cesario (1977) は、各地区の流出・流入量も着地区・発地区の近接性の影響を受けるものとして、放出性と吸引性のみが空間的に独立であるとしている。古典的な重力モデルの距離パラメータの不偏推定値をめぐって論争された、地図パターン問題の原因の 1 つが、かかるモデルに含まれる質量項の空間的自己相関にあるとする立場に対して (Curry, 1972)、上述の放出性や吸引性は、少なくとも式の上では、発地区の流出量そして着地区の流入量にみられる地区の空間的パターンの影響を排除した空間的に独立な変数である。その結果、ここでの放出性と吸引性を質量項とするならば、それらが空間的に独立であるという点において、エントロピー最大化型空間的相互作用モデルは、地図パターン問題を克服していることになる。

しかしながら、エントロピー最大化モデルにおいても、依然、距離パラメータが地図パターンの影響を受けている可能性がある (Griffith and Jones, 1980)。これに対して、Fotheringham (1983) は、発生制約型および二重制約型空間的相互作用モデルに、着地区 j の他の着地区に対する近接性 H_j を取り込むことから、距離パラメータの不偏推定値の推定を可能とする競合着地モデルを考案した。

$$H_j = \sum_k m_k c_{kj}^\sigma \quad (k \neq i, k \neq j), \quad (39)$$

ただし、 m_k は地区 k の吸引性で、 σ は距離パラメータである。

このモデルは、近接性の項をかかると付加したという点で、エントロピー最大化型モデルを

包摂するより一般的な空間的相互作用モデルとみなされている。しかし、上に定義された近接性 H_j は、着地区の均衡因子 B_j や流入量と同様に着地区にのみ関わる変数であることに注意する必要がある。Fotheringham 自身は、二重制約型モデルと二重制約型競合着地モデルは、モデル構造的には等価で、二重制約型モデルが正しく特定されたならば、着地区の非近接性を表わす均衡因子 B_j は上の近接性 H_j と一致するとするものの、通常、それは起こりえないと述べている。なぜならば、着地区 j の近接性は、移動者が認知する他の可能な全ての着地区に対する当該着地区の近接性を表わすのに対し、均衡因子 B_j は、すべての発地区に対する着地区の近接性を表わしており、両者は、発地区と着地区が全く分離した空間的相互作用システムでは一致しないからである (Fotheringham, 1983, p. 23)。しかし、彼は均衡因子 B_j を非近接性でなく、近接性と誤って認識しており、上の解釈は必ずしも妥当なものといえない。例えば、 B_j と H_j を掛け合わせたものは、両者が一致すれば、相殺されることになってしまうからである。近接性 H_j を均衡因子とは独立な新たな説明変数と解釈する限りにおいて、競合着地モデルの概念化は成立するが、その場合、均衡因子がどのように解釈されるかは不明で、競合着地モデルの有効性と合わせて、今後明らかにする必要があるといえよう。

最後に、今後の課題としては、各地区の吸引性と放出性を外生的なものとして、地理学的にどのように定義するかという問題があげられる。放出性と吸引性の地理学的特徴を明らかにするためには、様々な空間的相互作用、そして様々な地域での多くの実証研究を待たねばならない。二重制約型モデルの適用は、別の見方をすれば、与えられた実際の OD データが情報として内含している、各地区の放出性と吸引性を抽出するという OD データの構造分析を行なっているともいえる。それゆえ、えられた放出性と吸引性を当該地区の社会・経済的属性と対応づけることは、空間的相互作用モデル研究において、モデルに与えるべき質量項としての的確な変数の選択に大きく貢献するものといえる。

(東京都立大学・理学部)

注

- 1) 杉浦 (1986) や石川 (1988, pp.159-185) などを参照のこと。
- 2) 飽和型の対数線形モデルを適用してえられた1次の交互作用 (真の空間効果) を距離関数として採用すると、流動量の推定値を観察値と完全に一致させることができる。なお、Willekens(1983b)は、この対数線形モデルによってえられた、発地区、着地区それぞれの主効果と、二重制約型空間的相互作用モデルの均衡因子との関係を明らかにしている。
- 3) ただし、これらのパラメータは、ダミー変数であるため、ランクを1つ落とす必要がある。GLIMパッケージの場合、最初のカテゴリが0.に固定され、他のものはそれに対する相対的な値を示すことになる。
- 4) 距離関数をパワー関数としているため、キャリブレーションの際、最大対数尤度を満たす尤度方程式で表われるのは、対数変換後の距離を用いた平均移動距離である。その平均移動距離は、仮想ODデータのものとは推定されたものが一致している。

文 献

- 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。
- エヴェリット著, 山内光哉監訳 (1980) : 『質的データの解析』 新曜社, 138ページ。
- 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まで—。野上道男・杉浦芳夫著 : 『パソコンによる数理地理学演習』 古今書院, 137-185。
- 杉浦芳夫 (1988) : 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 : 『高度情報化社会における地域構造の変容』 1987・88年度文部省科学研究費補助金・総合研究A報告書, 141-155。
- Batty, M. and Mackie, S. (1972): The calibration of gravity, entropy, and related models of spatial interaction. *Environ. Plann.*, 4, 205-233.
- Baxter, M. (1982): Similarities in methods of estimating spatial interaction models. *Geogr. Anal.*, 14, 267-272.
- Cesario, F. J. (1973a): A generalized trip distribution model. *J. Reg. Sci.*, 13, 233-248.
- Cesario, F. J. (1973b): Parameter estimation in spatial interaction modeling. *Environ. Plann.*, 5, 503-518.
- Cesario, F. J. (1974a): The interpretation and calculation of gravity model zone-to-zone adjustment factors. *Environ. Plann. A*, 6, 247-257.
- Cesario, F. J. (1974b): More on the generalized trip distribution model. *J. Reg. Sci.*, 14, 389-397.
- Cesario, F. J. (1977): A new interpretation of the "normalizing" or "balancing" factors of gravity-type spatial models. *Socio-Econ. Plan. Sci.*, 11, 131-136.
- Curry, L. (1972): A spatial analysis of gravity model. *Reg. Stud.*, 6, 131-147.
- Evans, A. W. (1970): Some properties of trip distribution methods. *Transpn. Res.*, 4, 19-36.
- Flowerdew, R. and Aitkin, M. (1982): A method of fitting the gravity model based on the Poisson distribution. *J. Reg. Sci.*, 22, 191-202.
- Flowerdew, R. and Lovett, A. (1988): Fitting constrained Poisson regression models to interurban migration flow. *Geogr. Anal.*, 20, 297-307.
- Fotheringham, A. S. (1983): A new set of spatial interaction models: the theory of competing destinations. *Environ. Plann. A*, 15, 15-36.
- Griffith, D. A. and Jones, K. G. (1980): Explorations into relationship between spatial structure and spatial interaction. *Environ. Plann. A*, 12, 187-201.
- Hyman, G. M. (1969): The calibration of trip distribution models. *Environ. Plann.*, 1, 105-112.
- Ishikawa, Y. (1987): An empirical study of the competing destinations model using Japanese interaction data. *Environ. Plann. A*, 19, 1359-1373.
- Kirby, H. R. (1970): Normalizing factors of the gravity model - an interpretation. *Transpn. Res.*, 4, 37-50.
- Kirby, H. R. (1974): Theoretical requirements for calibrating gravity models. *Transpn. Res.*, 8, 97-104.
- Macgill, S. M. (1977): Theoretical properties of bi-proportional matrix adjustments. *Environ. Plann. A*, 9, 687-701.
- Masser, I. (1977): A comparative analysis of spatial representation in doubly constrained interaction models. *Environ. Plann. A*, 9, 759-769.
- Thomas, R. W. (1977): An interpretation of the journey-to-work on Merseyside using entropy-maximising methods. *Environ. Plann. A*, 9, 817-834.
- Williams, P. A. and Fotheringham, A. S. (1984): *The calibration of spatial interaction models by maximum likelihood estimation with program SIMODEL*. Geogr. Mon., Ser. 7, Dept. Geogr.,

- Indiana Univ. 93p.
- Willekens, F.J. (1983a): Specification and calibration of spatial interaction model: a contingency-table perspective and an application to intra-urban migration in Rotterdam. *Tijds. Econ. Soc. Geogr.*, 74, 239-252.
- Willekens, F.J. (1983b): Log-linear modeling of spatial interaction. *Pap. Reg. Sci. Assoc.*, 52, 187-205.
- Wilson, A.G. (1967): A statistical theory of spatial distribution models. *Transpn. Res.*, 1, 221-227. ウィルソン著, 下総 薫監訳(1987): 「空間分布モデルの統計理論」『都市解析論文選集』古今書院, 170-194.
- Wilson, A.G. (1970): *Entropy in urban and regional modelling*. Pion, London, 166p.
- Wilson, A.G. (1971): A family of spatial interaction models, and associated developments. *Environ. Plann.*, 3, 1-32.

補遺 仮想ODデータの分析結果

a) Aタイプの仮想ODデータの分析結果

地区	放出性 U _i	吸引性 V _j	流出量 O _i	流入量 D _j	均衡因子 A _i	均衡因子 B _j	平均移動距離			
							発地区		着地区	
							仮想	推定	仮想	推定
1	0.6681	7329.7	6875	6875	0.000097	1.066140	5.4545	6.5767	5.4545	6.5767
2	0.6864	7530.6	7750	7750	0.000088	0.971694	5.4839	5.5761	5.4839	5.5761
3	0.6925	7596.8	8000	8000	0.000086	0.949604	5.6250	5.3228	5.6250	5.3228
4	0.6864	7530.6	7750	7750	0.000088	0.971694	5.4839	5.5761	5.4839	5.5761
5	0.6681	7329.7	6875	6875	0.000097	1.066140	5.4545	6.5767	5.4545	6.5767

b) Bタイプの仮想ODデータの分析結果

地区	放出性 U _i	吸引性 V _j	流出量 O _i	流入量 D _j	均衡因子 A _i	均衡因子 B _j	平均移動距離			
							発地区		着地区	
							仮想	推定	仮想	推定
1	0.6596	7380.2	7375	7375	0.000089	1.073490	6.4407	7.5770	5.4545	6.6555
2	0.6894	7518.0	8750	8750	0.000078	0.970058	6.0000	6.1062	5.4839	5.5794
3	0.6649	15530.0	13000	13000	0.000051	0.970620	3.8462	3.6029	5.6250	5.4663
4	0.6894	7518.0	8750	8750	0.000078	0.970058	6.0000	6.1062	5.4839	5.5794
5	0.6596	7380.2	7375	7375	0.000089	1.073490	6.4407	7.5770	5.4545	6.6555

c) Cタイプの仮想ODデータの分析結果

地区	放出性 U _i	吸引性 V _j	流出量 O _i	流入量 D _j	均衡因子 A _i	均衡因子 B _j	平均移動距離			
							発地区		着地区	
							仮想	推定	仮想	推定
1	0.6912	14309.2	11875	13750	0.000058	1.040670	3.5789	4.2679	5.4545	6.3464
2	0.7197	7309.6	8750	8750	0.000082	0.943170	6.0000	6.0463	5.4839	5.3609
3	0.7045	7520.9	8500	8500	0.000082	0.940118	6.4706	6.1203	5.6250	5.2477
4	0.6799	7595.5	8000	8000	0.000084	0.980070	6.2500	6.4821	5.4839	5.6238
5	0.6504	7484.3	7000	7000	0.000092	1.088630	6.0714	7.5797	5.4545	6.7125