

九州大学 正会員 橋本 武
九州大学 学生員 ○篠原 覚二

1. まえがき 本研究は、将来のOD分布交通量を推定する一法とし、同時確率最大化の概念を活用するごとき著者らの方法を提案するものである。すなわち、現在パターン型あるいは分布モデル型の先駆確率を用いて将来の分布交通量と確率論上の推定値として積極的に意味づけ、従来の成長係数法におけるような明確な意味をもたない推定諸法に代えんとするものである。

2. 分布交通量の推定理論 将来のOD表の周辺分布値が既知であるものとし、ゾーンの発生交通量を先、ゾーンの吸収交通量を後、全交通量を Σy_{ij} と記号表示する。また、発生ゾーン数を m 、吸収ゾーン数を n とする最も一般的なOD表を考える。ゾーン i 、 j 間の将来分布交通量を y_{ij} とすれば、次の関係式が成立しなければならぬ。 $\sum_j y_{ij} = y_i$, $\sum_i y_{ij} = y_j$ (1) 将来の分布交通量を求めるることは、式(1)を満足する一組の解 y_{ij} を求めるに他ならないが、その解は無数に存在する。そこで、無数の解 y_{ij} の中でも最も確率的に起りやすいものを起るものと考える。この先駆確率 p_{ij} が明らかであるとすれば、OD表において一組の解 y_{ij} が生起する同時確率は、多項分布に関する定理から次式で与えられる。 $P\{Y_{11}=y_{11}, \dots, Y_{1m}=y_{1m}, \dots, Y_{n1}=y_{n1}\} = \frac{\prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^{m+1} p_{ij}^{y_{ij}}}{\prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^{m+1} (p_{ij})^{y_{ij}}}$ (2) したがって、分布交通量 y_{ij} を求めることは、式(1)の条件のもとで式(2)を最大にする y_{ij} を求める手法として、Stirlingの公式を適用し右辺の定数項以外の項で構成されるものを P とすると。このとき、

$P = \frac{1}{\sqrt{2\pi y_{ij}}} \log p_{ij} - \frac{1}{2} \sum_j y_{ij} \log y_{ij}$ (3) 式(1)の条件のもとに式(3)の P を最大にする y_{ij} を求める手法として、Lagrangeの未定係数法が活用できる。すなわち、未定係数 w_{ij} , λ_j を導入すれば、Lagrange関数 L が次のようにえられる。

$$\begin{aligned} L = & \frac{1}{2} \sum_j y_{ij} \log p_{ij} - \frac{1}{2} \sum_j y_{ij} \log y_{ij} \\ & + \sum_i w_{ij} (\frac{1}{2} y_{ij} - y_i) \\ & + \sum_j \lambda_j (\frac{1}{2} y_{ij} - y_j) \end{aligned}$$

式(4)より y_{ij} , w_{ij} , λ_j を求めれば式(5), (6), (7)がえられるが、これらは非線形な関係にある。(したがって、まず、 $\lambda_j = 0$ とおいて、式(6)より w_{ij} を求めこれを式(7)

$$\begin{cases} \frac{\partial L}{\partial y_{ij}} = \log p_{ij} - \log y_{ij} - w_{ij} + \lambda_j = 0 & (j=1, 2, \dots, m) \\ \frac{\partial L}{\partial w_{ij}} = \frac{1}{2} y_{ij} - y_i = 0 & (i=1, 2, \dots, n) \\ \frac{\partial L}{\partial \lambda_j} = \frac{1}{2} y_{ij} - y_j = 0 & (j=1, 2, \dots, m) \end{cases} \quad (4)$$

$$y_{ij} = p_{ij} \exp(w_{ij} + \lambda_j - 1) \quad (5)$$

$$w_{ij} = 1/\log y_{ij} - \log(\frac{1}{2} p_{ij} \exp \lambda_j) \quad (6)$$

$$\lambda_j = 1/\log y_j - \log(\frac{1}{2} p_{ij} \exp w_{ij}) \quad (7)$$

に代入して λ_j を求める。ついで、 λ_j を式(6)に代入して w_{ij} を求める。さうに、式(7)より λ_j を求める。 w_{ij} , λ_j が所要の精度で $w_{ij}^{(1)}$, $\lambda_j^{(1)}$ に合致しないければさうに計算を繰り返す。十分に合致したときの $w_{ij}^{(1)}$, $\lambda_j^{(1)}$ を式(5)に代入すれば、求めんとする y_{ij} がえられる(試算法1)。あるいは w_{ij} と λ_j とを逆に用い、式(7)→式(6)の順に計算することも可能である(試算法2)。上述の試算法を用いるとき、一般に w_{ij} と λ_j の収束程度及び値に大きな差が生じる。そこで、 w_{ij} , λ_j を同程度の収束性をもつて演算精度をうる方法として次の手順を提案することもできる。まず、 $\lambda_j = 0$ として式(6)から w_{ij} を求める。また、 $w_{ij} = 0$ として式(7)から λ_j を求める。このとき、 $w_{ij}^{(1)}$ と $\lambda_j^{(1)}$, $w_{ij}^{(2)}$ と $\lambda_j^{(2)}$ の各平均値を求める。これを $w_{ij}^{(1)}$, $\lambda_j^{(1)}$ の第1近似値 $w_{ij}^{(1)}$, $\lambda_j^{(1)}$ とする。ついで、 $w_{ij}^{(1)}$, $\lambda_j^{(1)}$ を式(6), (7)に代入して $w_{ij}^{(2)}$, $\lambda_j^{(2)}$ を算出する。このとき第2近似値 $w_{ij}^{(2)} = (w_{ij}^{(1)} + w_{ij}^{(2)})/2$, $\lambda_j^{(2)} = (\lambda_j^{(1)} + \lambda_j^{(2)})/2$ のように求められ、この結果と第1近似値とを比較对照する。このようにして両近似値が相互に十分合致するまで計算を続けるものである(試算法3)。

3. 先駆確率について (1)現在パターン型モデル 現在のOD表が与えられているものとすれば(表-1)，これより先駆確率 p_{ij} を求めることができる。いま、あるトリップが発地ゾーン、着地ゾーンとなる確率を p_{ij} とみなす。このとき、 $\sum_j p_{ij} = 1$ であり、また、現在のOD表のデータが観測される確率は次式で

与えらる。

$$P_f\{X_{11} = \lambda_{11}, \dots, X_{ij} = \lambda_{ij}, \dots, X_{mn} = \lambda_{mn}\} = \frac{Z_x!}{\prod_{ij}(\lambda_{ij}!)^{\lambda_{ij}}} \prod_{ij}(\lambda_{ij})^{\lambda_{ij}} \quad (9)$$

表-1

D	1	j	n	発生
1
..
i		(λ_{ij})				x_i
..
m
吸收	x_j			Z_x

全ての λ_{ij} が既知であるものとすれば、これら現在の表の分布交通量は、式(8)の条件のもとで式(9)の同時確率を最大にする場合の実現値と解釈でき、この概念から先駆確率値が算出される。すなわち、 λ を未知量として前項同様の手順を踏めば、結局、 $L_x = \sum_{ij} \lambda_{ij} \log p_{ij} + \alpha(1 - \sum_{ij} \lambda_{ij})$ なる Lagrange 関数の極値問題になる。したがって、

$$\partial L_x / \partial \lambda_{ij} = \lambda_{ij} / p_{ij} - 1 = 0 \quad (j=1, 2, \dots, m) \quad (10) \quad \partial L_x / \partial \alpha = \sum_{ij} \lambda_{ij} - 1 = 0 \quad (11)$$

式(10)から $\lambda_{ij} = \lambda_{ij}/p_{ij}$ ① 式(12)を式(11)に代入すれば、 $\sum_{ij} \lambda_{ij} = 1 \therefore \alpha = Z_x$ すなわち未定係数入は全交通量を意味し、このとき式(12)が次のように書き改められる。 $\lambda_{ij} = \lambda_{ij}/Z_x$ ②

(b) 分布モデル $\lambda_{ij} = A \cdot t_{ij}^{-\beta} \cdot p_{ij}^{\alpha}$ (t_{ij} : 時間距離, A, α, β, p_{ij} : 定数) ③ のように表わしたものとすると同時確率は次式で表わされる。 $P_x' = \frac{Z_x!}{\prod_{ij}(\lambda_{ij}!)^{\lambda_{ij}}} \prod_{ij}(A \cdot t_{ij}^{-\beta} \cdot p_{ij}^{\alpha})^{\lambda_{ij}}$ ④

式(4)から A, α, β を求めればよい。前項と同様の手順を踏めば、結局、本題は

$L_x = \sum_{ij} \lambda_{ij} (\log A + \alpha \log p_{ij} - \beta \log t_{ij}) + \alpha(1 - \sum_{ij} \lambda_{ij})$ の極値問題である。これより、

$$\partial L_x / \partial A = \frac{1}{A} \sum_{ij} \lambda_{ij} - \alpha \sum_{ij} \lambda_{ij} p_{ij}^{-1} = 0 \quad (a) \quad \partial L_x / \partial \alpha = \sum_{ij} \lambda_{ij} \log p_{ij} - \alpha \sum_{ij} \lambda_{ij} t_{ij}^{-\beta} \log p_{ij} = 0 \quad (b)$$

$$\partial L_x / \partial \beta = \sum_{ij} \lambda_{ij} \log p_{ij} - \alpha \sum_{ij} \lambda_{ij} t_{ij}^{-\beta} \log p_{ij} = 0 \quad (b) \quad \partial L_x / \partial \beta = -\sum_{ij} \lambda_{ij} \log t_{ij} + \alpha \sum_{ij} \lambda_{ij} t_{ij}^{-\beta} \log t_{ij} = 0 \quad (d)$$

$$\partial L_x / \partial \alpha = \sum_{ij} \lambda_{ij} A \cdot t_{ij}^{-\beta} \cdot p_{ij}^{\alpha-1} = 0 \quad (e)$$

式(e)より $A = 1 / \sum_{ij} \lambda_{ij} t_{ij}^{-\beta}$ ⑤ 式(5)を式(a)に代入すれば $\lambda = \sum_{ij} \lambda_{ij} = Z_x$ ⑥ 式(6), (7)を式(b), (c), (d)に代入すれば、 α, β, β に関する次式を得る。

$$(\sum_{ij} \lambda_{ij} t_{ij}^{-\beta} \log p_{ij}) / (\sum_{ij} \lambda_{ij} t_{ij}^{-\beta}) = 1 / \sum_{ij} \lambda_{ij} \log p_{ij} \quad (18) \quad (\sum_{ij} \lambda_{ij} t_{ij}^{-\beta} \log p_{ij}) / (\sum_{ij} \lambda_{ij} t_{ij}^{-\beta}) = 1 / \sum_{ij} \lambda_{ij} \log p_{ij} \quad (19)$$

$$(\sum_{ij} \lambda_{ij} t_{ij}^{-\beta} \log t_{ij}) / (\sum_{ij} \lambda_{ij} t_{ij}^{-\beta}) = 1 / \sum_{ij} \lambda_{ij} \log t_{ij} \quad (20)$$

試算算法を用いてこの3式が α, β, β を求めるために式(6)に代入すれば定数がえられる。 α, β, β これら3の算出値 A, α, β, β を式(4)に代入すれば分布モデル型の先駆確率値が定義されることになる。

4. 適用例 適用例として福岡市を中心とするパーソントリップを示そう。47年度に実施された北部九州圏パーソントリップ交通調査よりえられた現在の表を用いて、昭和65年度の分布交通量を現在パーソン型先駆確率を用いる場合の本法の試算法1, 3より推定し、このときの周辺分布に対する収束状況を示せば表-2のごとくである。

5. 結語 本法の特色とするとこころを列挙すれば次のとおりである。(1) 本法による推定交通量は期待値としての意味を持つものであり、また、先駆確率も現在の表の実現確率を最大にするものとして定義でき、解析内容の物理的意味が明確である。(2) 本法では α, β, β の決定に際して建立方程式を解く必要はなく、個別に計算できる点実用上極めて有利である。(3) 本法は対称、非対称周辺分布値をもつての表のいずれにも適用でき、汎用的である。

参考文献 佐々木 純: 遷移確率法による交通量の推定(エントロピー法), 道路, 1966, pp.70~77.

表-2

(1) 人口データ	(2) 車両台数 総数 ×100 %	(3) (1)-(2) 5輪車 4輪車	(4) (1)-(2) 5輪車 4輪車	(5) (1)-(2) 5輪車 4輪車	(6) (1)-(2) 5輪車 4輪車	
2 845 257	2 849 317	0.14	2 859 299	0.50	2 857 974	
421 660	422 561	0.21	425 564	0.93	424 331	
651 784	652 393	0.09	661 154	1.44	656 257	
691 571	691 882	0.94	690 042	0.94	692 914	
742 754	741 944	-0.11	739 051	-0.50	739 725	
903 500	902 550	-0.71	898 801	-0.52	900 073	
529 625	529 014	-0.10	528 202	-0.27	527 371	
553 616	553 089	-0.10	552 977	-0.13	553 681	
1 072 045	1 070 803	-0.12	1 064 852	-0.24	1 067 201	
310 197	309 863	-0.11	308 666	-0.43	309 017	
690 670	693 831	-0.12	695 714	0.15	691 808	
231 723	231 356	-0.16	230 719	-0.43	230 748	
155 748	155 548	-0.13	156 544	0.51	155 011	
2 872 752	2 872 752	0.00	2 858 667	-0.49	2 860 011	
429 342	429 342	0.00	425 493	-0.92	426 644	
672 123	672 123	0.00	662 600	-1.42	667 580	
709 335	709 335	0.00	702 728	-0.93	708 010	
739 345	739 345	0.00	741 369	1.03	742 409	
897 098	897 098	0.00	901 145	0.45	900 617	
533 377	533 377	0.00	534 284	0.17	535 663	
555 584	555 584	0.00	555 948	0.07	557 559	
999 030	996 030	0.00	1 016 717	2.08	1 000 576	
306 802	306 802	0.00	308 084	0.42	307 979	
702 433	702 433	0.00	700 959	-0.21	705 344	
229 176	229 176	0.00	230 167	0.43	230 145	
160 753	160 753	0.00	160 013	-0.46	161 517	
合計	9 804 150	9 804 150	0.000	9 803 682	-0.005	9 804 052