Ⅳ-71 連鎖トリップにおけるModal Splitについて

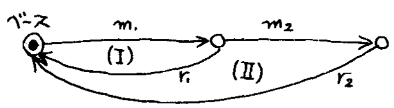
京都大学 正員 佐佐木 綱
京都大学 正員 ○近藤 勝直

[1] まえがき

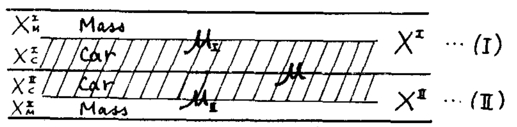
chain of trips に着目した modal split model として、筆者らは、変化率を用いたモデル[1][M-1]、遷移確率を用いたモデル[2][M-2]を提案してきたのであるが、本稿では、これら2つのモデルの関連を定式化し、その優劣を比較するとともに、ランダムな確率現象を想定する両モデルの持つ量的非剛合性を補なうために、新たにトリップパターンを変数として組込むことを考える。

[2] 1st. trip について

今、簡単の為に、下図のような2つのトリップパターン(I),(II)を考え、交通モードとしては、Car, Masstransit の2つを考える。



m_1, m_2 …… 非吸収トリップ目的
r_1, r_2 …… return トリップ



1st.trip 内訳

$$y_I + y_{II} = 1\ ,\ (y_I = y_{m_1r_1},\ y_{II} = y_{m_1m_2}) \quad \cdots\cdots ①$$

$$X = X^I + X^{II},\ (X^I = y_I X,\ X^{II} = y_{II} X) \quad \cdots ②$$

$$= X_c + X_M,\ (X_c = \mu X,\ X_M = (1-\mu)X) \cdots ③$$

$$X_c = X^I_c + X^{II}_c,\ (X^I_c = \mu_I X^I,\ X^{II}_c = \mu_{II} X^{II}) \cdots ④$$

式③, ④より

$$\mu = \mu_I y_I + \mu_{II} y_{II} \quad \cdots\cdots ⑤$$

すなわち、ベース発生時の分担率μは、μ_Iとμ_{II}の期待値となっている。モデル[M-1]では、$\mu = \mu_I = \mu_{II}$が仮定されている。

一方、モデル[M-2]で用いられたモード別の目的間遷移確率は、

$$_c y_I = X^I_c / X_c = \mu_I y_I / \mu \quad \cdots\cdots ⑥$$

$$_M y_I = (1-\mu_I) y_I / (1-\mu) \quad \cdots\cdots ⑦$$

式⑥を変形し、

$$K = \mu\, _c y_I = \mu_I y_I \quad \cdots\cdots ⑧$$

とするとき、Kは{パターン(I), 1st.mode = Car}なるトリップの全出発トリップに対する比率を表わしており、理想を言えばこのK値が直接推計されることが望ましいが、そこに、マルコフ連鎖としての骨格を想定することにより、トリップパターンとモードとを独立効果として分離したわけである。

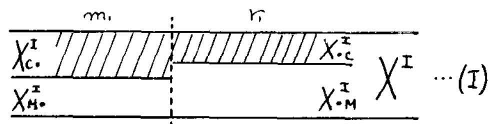
式⑧から分るように、モデル[M-1]における$\mu = \mu_I$の仮定は必然として$y_I = {}_c y_I$を要請する。$\mu \neq \mu_I$とする場合は、トリップパターンy_Iを与件とし、その下でtrip-makerがモードを選択するのに対し、モデル[M-2]においては、1st.分担率μを与件とし、以後のトリップパターンはそのモード別に異なるというように、それぞれ因果関係を規定しているのである。

なお、式⑥, ⑦より

$$y_I = \mu\, _c y_I + (1-\mu)\, _M y_I \quad \cdots\cdots ⑨$$

となっており、y_Iは$_c y_I$と$_M y_I$の期待値である。

[3] Change of Mode について



$$\mu_I = \frac{X^I_{c\cdot}}{X^I} \cdots ⑩ \qquad \eta_I = \frac{X^I_{\cdot c}}{X^I} \cdots ⑪$$

ここで．パターン(I)に特有の分担率の変化率

$$\phi_c^I = \gamma_I / \mu_I \qquad \cdots⑫$$

を定義すると．2nd.分担率は $\gamma_I = \mu_I \phi_c^I$ と記せる。
同様にMasstransit についても

$$\phi_M^I = (1-\gamma_I)/(1-\mu_I) \qquad \cdots⑬$$

となり．⑫,⑬より

$$\phi_M^I = (1-\mu_I\phi_c^I)/(1-\mu_I) \qquad \cdots⑭$$

となり．ϕ_c^I, ϕ_M^I のいずれか一方が推定の対象となる。

一方．モデル〔M-2〕においては

$$X_{\cdot c}^I = \mu X_c y_I g_{cc}^I + (1-\mu) X_M y_I g_{MC}^I \qquad \cdots⑮$$

モデル〔M-1〕においては

$$X_{\cdot c}^I = X y_I \mu_I \phi_c^I \qquad \cdots⑯$$

⑭,⑮より

$$\phi_c^I = g_{cc}^I + \frac{1-\mu_I}{\mu_I} \cdot g_{MC}^I \qquad \cdots⑰$$

式⑯を変形すると．

$$\gamma_I = \mu_I\phi_c^I = \mu_I g_{cc}^I + (1-\mu_I) g_{MC}^I \qquad \cdots⑱$$

を得．γ_I は．g_{cc}^I と g_{MC}^I の期待値となっている。

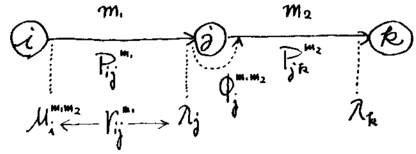
〔4〕 ZONE 効果について

目的・モード連関を以上〔2〕,〔3〕のようにとらえてみても．これにZONE効果を入れようとすると．これ迄に用いてきた諸変数（の観察値）は各ZONEの期待値として現象しているゆえそのまま用いることができない。（量的斉合性が失われる。）けれども先述の諸変数全てにZONEのsuffixをつける必要はない。yは生成原単位的性格を持つゆえZONE効果を捨象し．μとϕについてZONE効果を考えるものとし．とくにモデルの利点を生かしてtrip end のZONE効果を考える。

本節では．モデル〔M-1〕のμの代わりに μ_I, μ_{II} …を用いる。また．パターン(I),(II)とは本来．吸収される迄の全過程の総称であるが．本稿では．（1st.目的，2nd.目的）のペアの代名詞である。

本モデルはpost-distribution model でありパーソンの目的別ODパターンは与件である。

パターン $\overrightarrow{m_1 m_2}$ について考えてみると．



(1) 1st.trip 発ZONE効果 … $\mu_i^{m_1 m_2}$

(2) 1st.trip 着ZONE効果… λ_j なる概念を導入し．$r_{ij}^{m_1} = \mu_i^{m_1m_2}\lambda_j$ を持って i-j 間分担率とする。λ_j は．ZONE j への潜在分担率 $\mu_i^{m_1m_2}$ に対する実現率である。λ_j 効果の中心は駐車場効果であり．目的m_1のsuffixをつけ $\lambda_j^{m_1}$ としてもよい。

(3) 2nd.trip発ZONE効果 … モデル〔M-1〕における$\phi^{m_1m_2}$を各ZONEについてみたとき $\Phi_j^{m_1m_2}$ を得る。ここでも同じく．期待値$\phi^{m_1m_2}$によって$\Phi_j^{m_1m_2}$を表わすところの指標ψ_jを導入し．

$$\Phi_j^{m_1m_2} = \phi^{m_1m_2}\psi_j \qquad \cdots⑲$$

と表わす。$\phi^{m_1m_2}$は．目的連関$\overrightarrow{m_1m_2}$に依存する分担率の変化率の期待値であり．ψ_jは．式⑲によって明示的に分離されたZONE jでの一種の滞留効果である。ψ_j効果の中心はやはり駐車場効果である。

〔5〕 あとがき

〔2〕,〔3〕,〔4〕で導入された諸概念は．現象としては複雑に絡みあっており．DATAから同時に．かつ positive に決定することはできない。規定した因果関係を辿って順次決定されてゆく。

また．ランダムウォークを想定するモデル〔M-1〕,〔M-2〕は構造変化に耐えられない。トリップパターンが定型化の傾向を持つ場合には．パターン自体を変数に組込んだModal split model が必要となる。

$\mu_i^{m_1m_2}$なる1st.分担率を導入したのは．そのためのone step である。

〔参考文献〕

(1) T.Sasaki「Estimation of Person Trip Patterns Through Markov Chains」第5回交通流理論国際シンポジウム
(2) 佐佐木．近藤「都市内における交通機関別OD交通量の推定に関する研究」昭和47年度関西支部年次学術講演概要