

静岡県 正員 ○ 水 本 良 則
 北海道大学 正員 山 形 耕 一
 北海道大学 正員 佐 藤 馨 一

1. はじめに

交通需要推定には多くのモデルが用いられるが、モデルはその定式化が論理的妥当性や経験的妥当性を持つと共に現象に適合したものでなければならない。モデルは一般には幾つかのパラメータを持ち、パラメータを適切に設定することにより現象との適合性を図っている。

ところで、モデルの現象からの乖離は、①モデルの構造に起因するもの、②パラメータ推定方法に起因するものの、および、③パラメータ推定に用いたデータに起因するものに分けて考えられる¹⁾。

本研究では、分布交通量の推定モデルの一つであるグラビティモデルを

$$T_{ij} = g_i \cdot (G_i \cdot A_j)^\alpha \cdot D_{ij}^{-r} \text{-----}(1)$$

のように設定し、このモデルのパラメータ推定方法に注目して検討する。すなわち、パラメータの推定方法は、現象を最も良く説明するパラメータを与えるものであることが必要である。また、モデルによる推定残差が存在するとしても、推定値を用いた施設計画に際して障害のより少ないものであることが必要である。これらの見地から (1) 式を対数変換することによりパラメータを求めてきた方法が適切であるかを検討し、次いで道央都市圏パーソントリップ調査によるデータを用いて実証的に検討しようとするものである。

2. パラメータの推定方法について

本研究では以下の3つの方法によりパラメータを求めその適合度を寄与率、 χ^2 -値、重みづけRMS、平均トリップ長、総トリップ数、トリップ長分布、およびトリップ数ランク別重みづけRMSにより比較した。

<方法1> 従来行なわれてきた対数変換を用いた方法である。すなわち (1) 式の構造を

$$T_{ij} = g_i \cdot (G_i \cdot A_j)^\alpha \cdot D_{ij}^{-r} \cdot \varepsilon \text{-----}(2) \quad (\varepsilon \text{はジブラ分布})$$

と考へ、この式の両辺の対数を取り、線形最小二乗法を適用してパラメータ g_i 、 α および r を求める。

この方法は、 $\sum (\log \varepsilon)^2 = \sum (\log T_{ij} - \log \hat{T}_{ij})^2 = \sum \{ \log (T_{ij} / \hat{T}_{ij}) \}^2$ を最小にすべくパラメータを求め²⁾ている。ここでは、大きい T_{ij} に対して大きな残差を許容する。このことは、施設計画の基礎資料となる推定交通量を求める方法としては不都合なことである。また、対数変換の前後において数間の距離の持つ意味が異なり、実際の値よりも少なめに見積る推定値を与えるパラメータが求まる。これは危険側の推定値を与えることとなる。

<方法2> この方法は、<方法1>の欠点を解消すべく、(1)式の構造を

$$T_{ij} = g_i \cdot (G_i \cdot A_j)^\alpha \cdot D_{ij}^{-r} + \varepsilon \text{-----}(3) \quad (\varepsilon \text{は正規分布})$$

という本質的非線形モデルと考へてパラメータを求める。ここでは、 $\sum \varepsilon^2 = \sum \{ T_{ij} - \hat{T}_{ij} \}^2$ なる残差を最小にする。非線形モデルを解くためにテラー展開法を用い、パラメータの修正量が相対修正量で 10^{-5} になるまで繰り返す。

<方法3> この方法は<方法2>の改良であり、各データ T_{ij} の精度が同じ程度でない場合のものである。本研究で用いたデータ T_{ij} は単純ランダム抽出に基づく標本調査によって得られたものである。このようなデータでは各 T_{ij} の標準誤差は $\sqrt{P(1-P)}$ に比例する。ここに $P = T_{ij} / \sum_j T_{ij}$ である。すなわち、近似的に、 T_{ij} の標準誤差は $\sqrt{T_{ij}}$ に比例すると考えられる。そこで、それぞれの残差を $T_{ij} - \hat{T}_{ij} = \sqrt{T_{ij}} \cdot \varepsilon$ とあくと確率変数 ε はどの T_{ij} においても等しい分散を持つことになる。ここにあって $\sum \varepsilon^2$ を最小にすることを考えると、 $\sum \{ (T_{ij} - \hat{T}_{ij}) / \sqrt{T_{ij}} \}^2$

を最小とするようにパラメータを定めることに相当する。パラメータを求めるための計算はく方法2>と同様にテラー展開法を用い、 $\sqrt{r}$ には一段階前で求めた α および r の値を用い、パラメータの修正量が相対修正量で 10^{-5} を2回連続して満たすまで繰り返す。

3. 結果および考察

データは昭和47年に行なわれた道央都市圏パーソントリップ調査により得られたもののうち、札幌市内を58の中ゾーンに分けたものを用いた。

トリップの目的は全目的と通勤である。

各推定方法により求められたパラメータおよびこれらのパラメータを用いた推定交通量と実際交通量との適合度指標を全目的(内マトリップを除く場合)について示すと右の表や図のようになる。

結果として次のことがいえることがわかった。

- i). 推定方法により求められるパラメータの値が大きく異なる。すなわち、パラメータ推定に際しては如何なる残差を最小にするのが十分に留意する必要がある。
- ii). く方法1>は大きい T_{ij} に大きな残差を許容し、また少なめに推定するため、 T_{ij} の大きい部分において著しく過小推定することがわかる。さらに、平均トリップ長を除く他の適合度指標は3つの方法で最も劣る。
- iii). く方法2>は寄与率やトリップ数ランク別重みづけRMSの合計値について最も適合度が高い。それは、 T_{ij} の大きい部分での残差が T_{ij} の小さい部分の残差と同程度の残差となるからである。このことは、 T_{ij} の精度を無視し、各 T_{ij} の残差に無意識に重みづけしたことになる。
- iv). く方法3>は χ^2 -値、総トリップ数およびトリップ長分布について最も適合度が高い。寄与率や重みづけRMSについてむく方法2>に次いであり、く方法1>に比較して著しく改善されている。

4. おわりに

従来用いられてきた対数変換によるパラメータの推定は、前節で示されたように不十分な適合性しか示さなかった。そして、その不適合性を補うためにプレーター法などの収束計算が併用されてきた。しかしながら、収束計算前のプロットパターン自体の不適合性はグラビティモデルを用いることの意味も薄くする。さらに T_{ij} の大きい部分での過少推定の傾向は、対数変換による方法の適用が不適切であると思われる。すなわち、(1)式はく方法2>やく方法3>のように非線形モデルと考えてパラメータを求めるべきであると思われる。特に、本研究で用いたような単純ランダム抽出によるデータに対してはく方法3>を用いるべきであると思われる。今後さらに種々のケースについて実証的に比較検討しようと思っている。

最後に、本研究を進めるにあたり、北大の五十嵐日出夫教授に御指導いただいたことを記して謝意を表する。

参考文献 1). 太田勝敏、「交通需要予測の誤差分析」、第28回土木学会学術講演会概要集、1973
2). 山形耕一・佐藤馨一、「グラビティモデルに関する一考察」、第12回日本道路会議論文集、1975
3). 道央都市圏パーソントリップ調査報告書、昭和47年版および昭和48年度版
4). N.R. Draper・H. Smith(中村慶一訳)、応用回帰分析、森北出版、1968、P/33

表-1 現況解析(全目的、 $T_{ij}>0$ トリップ、内マトリップを除く)

	方法 1	方法 2	方法 3
k	0.00852	0.00000682	0.000292
α	0.687	0.959	0.836
r	1.140	0.537	0.948
寄与率	0.649	0.852	0.816
χ^2 値	0.147×10^7	0.144×10^7	0.104×10^7
R. M. S.	2005.8	1146.5	1339.2
$T_{ij} = a \hat{T}_{ij} + b$	$T = 1.42 \times \hat{T} - 18$	$T = 1.00 \times \hat{T} - 12$	$T = 0.98 \times \hat{T} + 11$
平均トリップ長	16.54分	18.24分	16.88分
総トリップ数	1267003	1773795	1748340

データ数: 2721, 平均トリップ長: 16.66分, 総トリップ数: 1748340

