

# 高速道路の延伸と生活圏間OD交通量の推移に関する基礎的研究\*

## The Study of Relationship of Highway Construction and Traffic Density Estimation between Areas.\*

熊谷 恒一郎\*\*・中島 寛崇\*\*\*・宋 棋昱\*\*\*\*・角 知憲\*\*\*\*\*

By Kouitirou KUMAGAI\*\*・Hiroataka NAKASHIMA\*\*\*Kiuku SON\*\*\*\*Tomonori SUMI\*\*\*\*\*

### 1. はじめに

OD 交通量の推計に用いられていたグラビティーモデルでは基準年度一年分の OD 交通量を用いてパラメータの推定を行い、将来の OD 交通量を推定するというものであった。しかしながら、この方法では、高速道路の延伸により時系列的に変化する OD 交通量を説明することは困難であると考えられる。

そこで、本研究では従来のグラビティーモデルに時系列的な変化量を導入し、高速道路の延伸による時系列的 OD 交通変化量をより正確に反映することができるモデル式を構築する。

### 2. モデル式

従来の OD 交通量を推定するためのグラビティーモデルは (1) 式のように書くことができる。

$$T_{ij} = k \frac{O_i D_j}{C_{ij}^\alpha} \dots \dots \dots (1)$$

ここで (1) 式における変数は以下の通りである。

$T_{ij}$  : ゾーン ij 間の OD 交通量 (トリップ)

$O_i$  : ゾーン i の自動車保有台数 (台)

$D_j$  : ゾーン j の自動車保有台数 (台)

$C_{ij}$  : ゾーン ij の交通抵抗

$k, \alpha$  : パラメータ

また、交通抵抗  $C_{ij}$  は (2) 式のようにおける。

\*キーワード: 分布交通、自動車保有・利用

\*\*フェロー会員、工博、社団法人九州建設弘済会

\*\*\*学生員、工修、九州大学大学院交通システム工学専攻

(〒812-8581 福岡県福岡市東区箱崎6-10-1

TEL092-642-3275、FAX092-642-3275)

\*\*\*\*非学員、工博、釜山市役所

\*\*\*\*\*正会員、工博、九州大学工学部地球環境工学科教授

(〒812-8581 福岡県福岡市東区箱崎6-10-1

TEL092-642-3275、FAX092-642-3275)

$$C_{ij} = a(P_{ij}t_{ij}^{(h)} + (1 - P_{ij})t_{ij}^{(g)}) \dots \dots (2)$$

ここで (2) 式における変数は以下の通りである。

$t_{ij}^{(h)}$  : 高速道利用時 ij 間所要時間 (分)

$t_{ij}^{(g)}$  : 一般道利用時 ij 間所要時間 (分)

$P_{ij}$  : 高速道路用転換率

$F_{ij}$  : ij 間高速道路料金 (円)

$a$  : パラメータ

各ルートの所要時間はそれぞれの対象道路網で最短時間経路のものとした。

時系列的な変化量を導入するため、第 m 年から第 m+n 年への変化を  $\Delta O_i$ ,  $\Delta D_j$ ,  $\Delta C_{ij}$  として表し、まず  $C_{ij}^{-\alpha}$  を Taylor 展開する。なお、この式において 4 次以降の項は値が無視できるほど小さいと考えられるので省略する。

$$\dots \dots \dots (3)$$

$$\begin{aligned} (C_{ij} + \Delta C_{ij})^{-\alpha} &= C_{ij}^{-\alpha} + (-\alpha)C_{ij}^{-\alpha-1}\Delta C_{ij} \\ &+ \frac{(-\alpha)(-\alpha-1)}{2}C_{ij}^{-\alpha-2}\Delta C_{ij}^2 \\ &+ \frac{(-\alpha)(-\alpha-1)(-\alpha-2)}{6}C_{ij}^{-\alpha-3}\Delta C_{ij}^3 + \dots \end{aligned}$$

さらに (3) 式を導入することにより OD 交通量の変化量  $\Delta T_{ij}$  は (4) 式のようになる。

$$\dots \dots \dots (4)$$

$$\begin{aligned} \Delta T_{ij} &= K(\Delta O_i)D_j C_{ij}^{-\alpha} + KQ(\Delta D_j)C_{ij}^{-\alpha} \\ &+ K \frac{O_i D_j}{C_{ij}^\alpha} \left( -\alpha \frac{\Delta C_{ij}}{C_{ij}} + \frac{(-\alpha)(-\alpha-1)}{2} \left( \frac{\Delta C_{ij}}{C_{ij}} \right)^2 \right. \\ &\left. + \frac{(-\alpha)(-\alpha-1)(-\alpha-2)}{6} \left( \frac{\Delta C_{ij}}{C_{ij}} \right)^3 + \dots \right) \end{aligned}$$

さらに、(2) 式で用いた  $P_{ij}$  は (5) 式のような国土交通省の高速道路用転換率式を用いた。パラメータは対象地域である九州の交通量データを用いて推定したものを選択した。

$$P_{ij} = \frac{1}{1 + 10.254 \cdot (X/S)^{0.716} / T^{1.359}} \cdot (5)$$

ここで、(5)式における変数は以下の通りである。

- X : 高速道料金/時間差 (円/分)
- T : 時間差 (分)
- S : シフト率

ここで、時間差とは一般道所要時間と高速道所要時間の差のことである。時間差Tには、60分という上限を設定した。しかし、この転換率式パラメータの地域区分別に高速道路利用距離別(延長には、一般有料道路、都市高速道路等を含む。)の転換交通量推計精度をみると、高速道路利用距離が0~20kmのトリップが過大となった。

そこで、利用距離別精度を比較することによりパラメータの推定を行い、短区間利用の過大推計の改善を試みた。その結果、0~20kmのトリップでは式(6)のような転換率式を用いることにより過大推計が改善された。

$$P_{ij} = \frac{1}{1 + 7.942 \cdot (X/S)^{0.837} / T^{1.253}} \cdot \cdot (6)$$

ここで、式(5)における変数は以下の通りである。

- X : 高速道料金/時間差 (円/分)
- T : 時間差 (分)
- S : シフト率

この式においても、時間差Tは、60分という上限を設定した。なお、式(5)、(6)で用いたゾーン間一般道所要時間、高速道所要時間は道路時刻表などを用いて算出し、 $T \leq 0$ である場合は、 $P_{ij} = 0$ としている。

また、高速道路の利用者は主に県間単位で移動することから、対象範囲を九州全体に定めた。なお、ゾーニングは、九州の離島を除いた地方生活圏27ゾーンで分析を行った。図-1に地方生活圏に分割した図を示す。

### 3. パラメータの推定

パラメータを推定するにあたり、図-1のように九州を27の地方生活圏に分割し、それぞれの生活圏間OD交通量について考えた。なお、実測値については昭和55年度、平成2年度と平成11年度の各生活圏の自動車保有台数、生活圏間のOD交通量、高速道所要時間、一般道所要時間を用いる。これらの実測値を順次に(2)、(3)、(4)、(5)、(6)式に代入し、最適なパラメータを求める。また、従来のモデル式との比較のために式(1)にも実測値を代入し、パラメータを推定した。なお、一般道所要時間については主要国道を用いたときの所要時間、高速道所要時間については各生活圏の

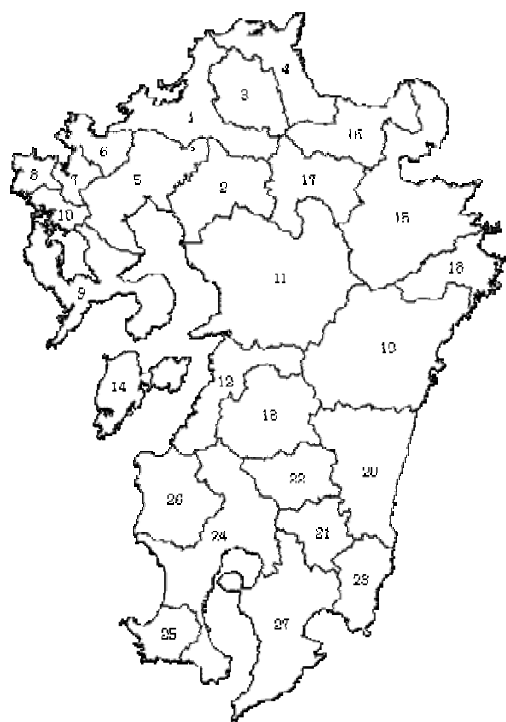


図-1 九州地方生活圏分割図

中心部から最寄りのインターチェンジまでの所要時間と高速道路での走行時間を足し合わせたものを用いた。

また、熊本~島原、長崎~天草ではフェリーを使用した方が他の手段よりも所要時間が少なくなる場合には、フェリーによる移動時間と平均待ち時間を足し合わせたものを所要時間として、そのフェリー料金を高速道料金とみなすことにより、高速道と同じ扱いとした。

### 4. パラメータの推定結果

パラメータはOD交通量の変化量の実測値と推定値の二乗誤差が最小となるように推定した。なお、パラメータの推定に用いたデータは昭和55年度の数値と平成2年度の数値の変化量、平成11年度の数値と平成2年度の数値の変化量である。また、従来のモデル式のパラメータの推定については昭和55年度の数値、平成2年度の数値、平成11年度の数値を用い、それぞれの年度で推定を行った。

OD交通量は全体、生活・余暇、業務の3通りに分け、Taylor展開は1~3次で推定をおこなった。しかし、業務OD交通量に関しては実測値と推定値の相関関係が認められなかったため省略した。

#### (1) 全体OD交通量

全体OD交通量のデータを用いておこなったパラメータの推定結果は表-1、表-2の通りである。

表-1 従来のモデル式によるパラメータの推定結果

	a	k	$\alpha$	相関係数 $\gamma$
S55	4.1	$6.7 \times 10^{-2}$	2.2	0.813
H2	4.6	$7.8 \times 10^{-2}$	2.2	0.826
H11	8.4	$8.5 \times 10^{-2}$	2.1	0.793

表-2 本研究で提案するモデル式によるパラメータの推定結果

S55年~H2年				
次元	a	k	$\alpha$	相関係数 $\gamma$
1	4.2	$2.2 \times 10^{-2}$	2.10	0.752
2	3.1	$3.5 \times 10^{-2}$	2.30	0.784
3	2.1	$2.0 \times 10^{-2}$	2.40	0.770
H2年~H11年				
次元	a	k	$\alpha$	相関係数 $\gamma$
1	8.6	$2.5 \times 10^{-2}$	2.00	0.735
2	8.1	$1.5 \times 10^{-2}$	1.96	0.725
3	7.0	$8.0 \times 10^{-2}$	1.91	0.722

表-1、表-2を見てみると相関係数がどれも $\gamma = 0.720$ より大きな値となっており再現性は概ね良好であるということがいえる。テイラー展開の次数について見てみると、S55年~H2年のデータにより推定したものは2次元のものが最も再現性が高く、次いで3次元、1次元のものとなっている。一方、H2年~H11年のデータを用いてパラメータを推定したものは1次元のものが最も再現性が高く、次いで2次元、3次元のものとなっている。このことから、テイラー展開の次数とパラメータ推定の精度の相関性は低いということがわかる。

本研究で提案するモデル式における $\gamma = 0.784$ のときにおけるOD交通変化量の実測値と推定値の相関関係を図-2に示す。

図-2を見るとわかるように、変化量の小さな範囲では比較的誤差は小さくなるが、変化量の大きな範囲では比較的誤差が大きくなっていることがわかる。また全体的に交通量の増加を過小評価している生活圏が多いのがみとれる。また、相関図で比較的大きな誤差が出た生活圏は福岡や久留米、筑豊、北九州など大都市が多い。このことから、大都市の交通量は自動車保有台数という指標のみで推定することは難しいことがわかる。

また、従来のモデル式における $\gamma = 0.826$ のときにおけるOD交通量の実測値と推定値の相関関係を図-3に示す。

図-3を見てみるとやはり比較的誤差の大きい生活圏は福岡や北九州など大都市が多いことがわかる。相関係数の示すとおり本研究で提案したモデル式のものよりも再現性が高くなっていることがみとれる。

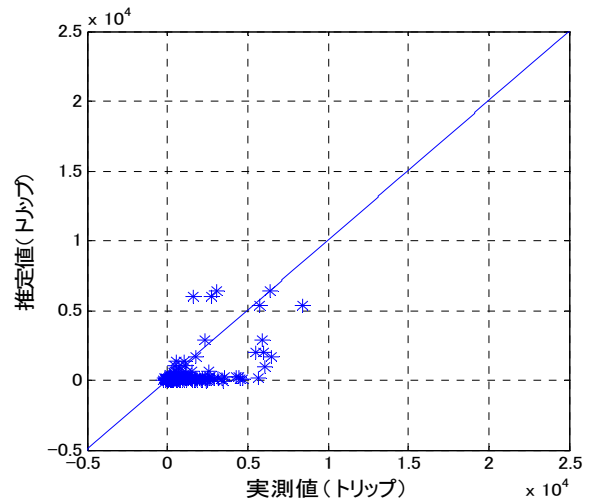


図-2 本研究で提案するモデル式での相関図

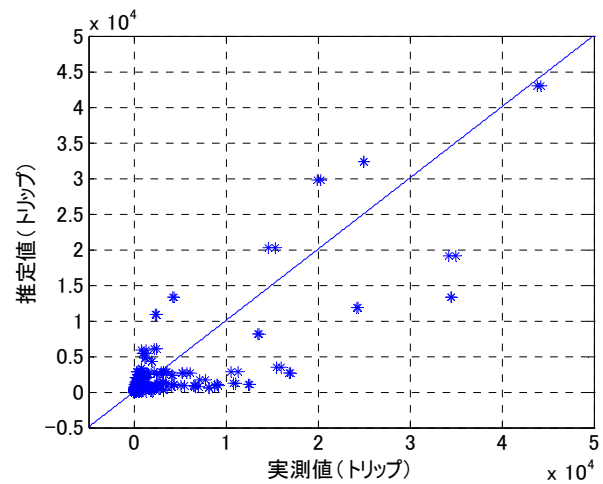


図-3 従来のモデル式での相関図

## (2) 生活・余暇OD交通量

生活・余暇OD交通量のデータを用いておこなったパラメータの推定結果は表-3、表-4の通りである。

表-3 従来のモデル式によるパラメータの推定結果

	a	k	$\alpha$	相関係数 $\gamma$
S55	8.2	$1.52 \times 10^{-1}$	2.2	0.765
H2	9.9	$1.46 \times 10^{-1}$	2.2	0.773
H11	9.7	$8.80 \times 10^{-2}$	2.2	0.769

表-3、表-4を見てみると、相関係数がどれも $\gamma = 0.700$ より大きな値となっており再現性は概ね良好であるということがいえる。テイラー展開の次数について見てみると、S55年~H2年のデータにより推定したものは3次元のものが最も再現性が高く、次いで2次元、1次元のものとなっている。H2年~H11年のデータによ

表-4 本研究で提案するモデル式によるパラメータの推定結果

S55年~H2年				
次元	a	k	$\alpha$	相関係数 $\gamma$
1	20	$9.0 \times 10^{-2}$	200	0.702
2	1.0	$3.0 \times 10^{-2}$	210	0.715
3	1.9	$7.0 \times 10^{-2}$	200	0.717
H2年~H11年				
次元	a	k	$\alpha$	相関係数 $\gamma$
1	0.6	$1.0 \times 10^{-2}$	200	0.821
2	0.7	$2.0 \times 10^{-2}$	210	0.821
3	0.8	$1.0 \times 10^{-2}$	1.90	0.799

り推定したものは最も再現性が高いものが1次元、2次元のものとなっており、次いで3次元のものとなっている。このことから、生活余暇OD交通量のパラメータ推定においてもテイラー展開の次数とパラメータ推定の精度の相関性は低いということがわかる。

本研究で提案するモデル式における $\gamma = 0.821$ のときにおけるOD交通変化量の実測値と推定値の相関関係を図-4に示す。また、従来のモデル式における $\gamma = 0.773$ のときにおけるOD交通量の実測値と推定値の相関関係を図-5に示す。

図-4を見ると比較的誤差が小さくなっており、再現性は良好であるといえると思われる。生活・余暇OD交通量の推定のときも全体OD交通量のときと同様に若干、OD交通増加量を過小評価しているのがみとれる。また、比較的大きな誤差が出た生活圏は福岡や久留米、筑豊、北九州など大都市が多いことも全体OD交通量の場合と同様であった。このことから、大都市の交通量は自動車保有台数という指標のみで推定することは難しいことがわかる。

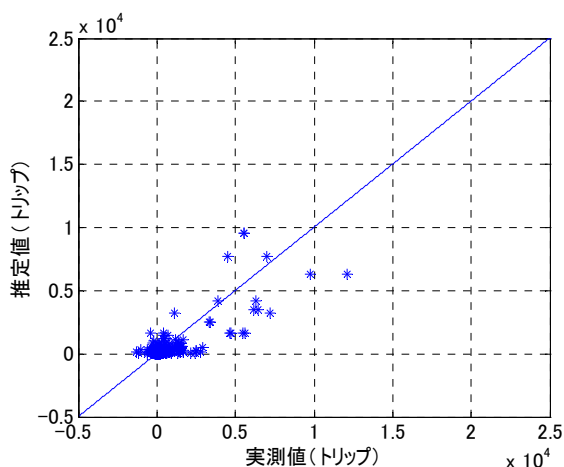


図-4 本研究で提案するモデル式での相関図

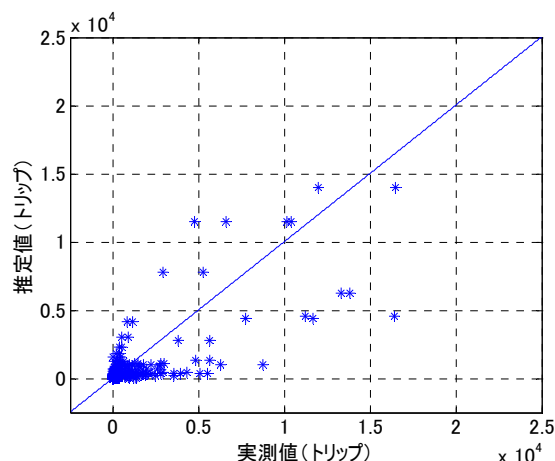


図-5 従来のモデル式での相関図

また、図-5を見てみると、全体的に誤差が大きくなっているのがみとれる。生活・余暇OD交通量のパラメータ推定に関しては本研究で提案するモデル式のほうが比較的再現性は高いということが言える。

## 5. 考察および今後の課題

本研究では、グラビティーモデルに時系列的な変化量を導入し、時系列的OD交通変化量をより正確に反映することができるOD交通量を推定するモデル式を提案した。

生活・余暇OD交通量に関しては、従来用いられていた推定式よりも再現性のある推定式が導出できたと考えられる。しかし、今回のモデル式では業務OD交通量について相関関係は得られなかった。この理由の一つとして今回のモデル式では道路網関連指標のみを用いており、社会、経済などの要因が考慮されていないということが挙げられる。高速道路整備の影響は、各地域のもつ地域特性により影響の現れ方や変化量が異なることから、今回のような道路網関連指標のみを用いたモデル式ではまだ不十分である。各ゾーン間の交通量はそれぞれのゾーン間の社会・経済的な結合度の強弱によって変化するため、モデル式の指標としてより信頼性の高い指標を用いる必要がある。そのためにはゾーン毎にそのゾーン特有の要因を考慮しなければならないと思われる。よって、今後の課題として、農業粗生産額・工業出荷額・商品販売額などの社会経済指標を考慮した、より一般性のある交通量推定モデルを構築する必要がある。

## 参考文献

- (1) 九州運輸局 九州陸運協力会『九州運輸要覧(陸運編)』平成2年度版
- (2) 九州運輸局 九州陸運協力会『九州運輸要覧(陸運編)』平成11年度版