

## 日交通量配分に用いるリンクコスト関数の開発

LINK PERFORMANCE FUNCTION FOR USE IN TRAFFIC ASSIGNMENT  
FOR AN ENTIRE DAY

溝上章志\*・松井 寛\*\*・可知 隆\*\*\*

By Shoshi MIZOKAMI, Hiroshi MATSUI and Takashi KACHI

In many theoretical and empirical researchs, a modified BPR type link performance function which was developed in Holland is used in traffic assignment procedures. As this kind of function appears a relation between average travel time and traffic volume per hour, it is not available to use it directly in assignning an entire day's traffic volume to road network.

In this paper, we theoretically introduce a BPR type link performance function for use in traffic assignment for an entire day and suggest some methods to estimate its functional form on the assumption that travel time of each car running per hour is stochastic variable. Next, we propose a method to practically establish it to each link of real road network. Finally, we verify the applicability of this link performance function by accuracy analysis of network flows and trip time using traffic equilibrium assignment versus servay data.

*Keywords*: link performance function, traffic assignment, maximum likelihood estimation

## 1. はじめに

交通需要者の合理的経路選択行動を反映した配分原則、およびその原則を満足する配分モデルの定式化と解法については、これまで理論的、実証的な研究が積み重ねられている。その中でも等時間原則に基づく決定論的均衡配分法はほぼ完成の域に達しているといってもよい。このモデルはよく知られているとおり、下記の数理最適化問題として定式化される。

$$\begin{aligned} \min : F &= \sum_a \int_0^{q_a} t_a(q) dq \\ \text{s.t.} \quad & \begin{cases} q_a = \sum_{ij} \sum_k \delta_{ijka} h_{ijk} & \forall a \\ \sum_k h_{ijk} = T_{ij} & \forall i, j \\ h_{ijk} \geq 0 & \forall i, j, k \end{cases} \end{aligned}$$

ここで、 $q_a$ はリンク  $a$  のリンク交通量、 $h_{ijk}$ は  $ij$  OD ペア間第  $k$  番目経路交通量、 $T_{ij}$ は  $ij$  OD ペア間交通量、 $\delta_{ijka}$ はリンク  $a$  が  $ij$  OD ペア間第  $k$  経路に含まれてい

れば1、そうでなければ0の値をとるダミー変数である。 $t_a(q)$ はリンクコスト関数であり、

$$t_a(q) = t_{a0} \left[ 1 + \alpha \left( \frac{q_a}{q_{a0}} \right)^\beta \right]$$

のようなBPR型の関数形<sup>1)</sup>がよく用いられる。ここで  $q_{a0}$ は実用容量、 $t_{a0}$ はゼロフロー時所要時間、 $\alpha$ 、 $\beta$ は観測データから推定されるべきパラメーターである。

交通量配分は日単位の交通量を対象にして行われるため、このときのリンクコスト関数には日交通量を配分するのに適したものが必要である。リンクコスト関数は実際の交通現象から得られる単位時間内の交通量と平均コストとの法則性をモデル化したものであるから、日交通量配分に用いるリンクコスト関数は、当然、日交通量と一日の平均的コストとの関係を表わすものでなければならない。しかし、実際の交通現象から得られる法則性に立脚しており、かつ日交通量を配分するのに適した日単位のリンクコスト関数がどのようなものであるか、また日本の道路条件に適した関数形はいかなるものであるかについてはほとんど研究がなされていない。そのため、配分の実務作業ではリンクコスト関数を各道路区間ごとに経験的、直観的に与えざるを得ないのが現状である。また、交通均衡配分に関する研究においては、オ

\* 正会員 工博 九州東海大学講師 工学部土木工学科 (〒862 熊本市大江町渡鹿223)

\*\* 正会員 工博 名古屋工業大学教授 工学部社会開発工学科 (〒466 名古屋市昭和区御器所町)

\*\*\* 正会員 工修 JR東海

ランダで開発された修正 BPR 関数をそのまま用いているのが一般的である<sup>2),3)</sup>。

このような中で、著者の一人<sup>4)</sup>は、日交通量配分法として日本でよく用いられる分割配分法に適したリンクコスト関数の1つである日 Q-V 式を定式化し、その推定を行っている。これは、交通量の時間変動パターンを考慮することにより、観測データから合理的に推定が可能な時間 q-v 式を日 Q-V 式に変換したものであり、理論的に日単位のリンクコスト関数を定義した初めての試みであるといえる。しかし、このモデルでは交通量や速度をどのような性質の変数として取り扱うかが明確でない。また、日容量に論理的とはいいがたい従来の定義をそのまま用いているうえに、日 Q-V 式の各道路区間への設定法について十分な検討がなされていないために、実用に供するまでには至っていない。

本研究では、以下の2つの基本的仮定をおく。

- ① 単位時間内に走行する車両のリンク所要時間は確率変数であり、その分布は時間帯ごとに独立である。
- ② 交通量の24時間変動パターンは日交通量の大きさに無関係に一定である。

これらの仮定のもとに、本研究では以下のような手順で日リンクコスト関数の提案とその実用化の検討を行っている。まず第一に、日交通量を配分する際に用いる日単位のリンクコスト関数を理論的に定式化する。第二に、観測所要時間データを集計ベースで取り扱うのか非集計ベースで取り扱うのかにより、3つの異なるリンクコスト関数推定法を提案する。第三に、独自に行った交通量と所要時間調査から得られたデータを用いてパラメータを推定し、結果の考察を行う。第四に、提案した日単位のリンクコスト関数を各道路区間に設定する実用的な方法を開発する。最後に、実際の道路網を対象に、本リンクコスト関数と従来のものを用いて均衡配分を行い、その適合度の比較分析より本モデルの実際問題への適用可能性を検証する。

## 2. 日交通量配分に用いるリンクコスト関数の定式化

本章では、1. で述べた2つの仮定のもとで理論的に導くことができる日リンクコスト関数を定式化する。ここで、本来、交通量の時間的変動に依存して時系列的に変動する所要時間を確率変数で置き換えても以下のモデルの定式化に問題が生じないのは、1日の交通量を静的に配分することを想定したリンクコスト関数を定式化しようとしているからであり、あくまでも一日のリンク交通量と一日の平均的なリンクコストとの関係を求めるのが本研究の目的であるからである。

いま、単位距離のリンク  $a$  上を時間帯  $i$  に走行する

車両の所要時間の平均  $\bar{t}_{ai}$  が<sup>5)</sup>、

$$\bar{t}_{ai} = t_{a0} \left[ 1 + \alpha \left( \frac{q_{ai}}{q_{a0}} \right)^\beta \right] \dots \dots \dots (1)$$

なる BPR 型の関数で表わされると仮定する。ここで、 $\alpha, \beta$  はパラメーター、 $t_{a0}$  はリンク  $a$  の規制速度走行時の所要時間、 $q_{ai}$  は時間交通量である。1964年にアメリカで発表された BPR 関数<sup>6)</sup>では、 $q_{a0}$  を実用容量 (practical capacity) で定義している。また、Steenbrink<sup>6)</sup>は定常状態での容量 (steady state capacity) で定義している。これらの値と可能交通容量の値とはほぼ1対1に対応することから、ここでは  $q_{a0}$  に取扱いが容易な時間可能交通容量を用いる。この時間可能交通容量  $q_{a0}$  は次式で定義される。

$$q_{a0} = q_a^* \times \gamma_1 \times \gamma_c \times \gamma_t \times \dots \times N \dots \dots \dots (2)$$

ここで、 $q_a^*$  は時間基本交通容量、 $\gamma_1, \gamma_c, \gamma_t$  は各種の補正率、 $N$  は車線数である。これらの値は当該リンク  $a$  の道路条件や一部の交通条件さえわかれば知ることができることから、時間可能交通容量  $q_{a0}$  はリンクごとに一意に設定することができる (ただし、1車線道路や2車線道路の場合は式(2)は両方向でまとめて定義されている)<sup>7)</sup>。したがって、時間単位のリンクコスト関数は、時間平均所要時間と時間交通量の実績値データ、および  $q_{a0}$  から合理的に推定可能である。しかし、日交通量と一日の平均的なリンクコストとの関係を実測値から推定することは困難である。なぜなら、所要時間は交通量の時間的変動に依存して一日で大きく変動しているうえに、日可能容量を合理的に定義することができないためである。

いま、単位距離リンク  $a$  を時間帯  $i$  に走行する各車両の所要時間が仮定①を満足し、その平均値が  $\bar{t}_{ai}$ 、分散  $s_{ai}^2$  が時間平均所要時間  $\bar{t}_{ai}$  の関数

$$s_{ai}^2 = s_{a0}^2(\bar{t}_{ai}) \dots \dots \dots (3)$$

をパラメーターにもつ確率分布に従うと仮定する。渋滞を除けば単位時間当たりの車両の速度の分散は区間平均速度の単調関数であることが知られている<sup>8)</sup> ことから、単位距離所要時間の分散  $s_{ai}^2$  も時間平均所要時間  $\bar{t}_{ai}$  の単調関数と仮定することができる。いま、仮定①が成立するとき、リンク  $a$  を一日の間に走行する車両の日平均所要時間  $\bar{t}_a$ 、および  $\bar{t}_a$  まわりの分散  $s_a^2$  は次式で表わされる。

$$\begin{aligned} \bar{t}_a &= \sum_i q_{ai} \bar{t}_{ai} / \sum_i q_{ai} = \frac{1}{Q_a} \sum_i q_{ai} \bar{t}_{ai} \\ &= t_{a0} \left\{ 1 + \alpha \frac{\sum_i \eta_{ai}^{\beta+1}}{\eta_{ai}^\beta \max} \left( \frac{Q_a}{q_{a0}} \right)^\beta \right\} \dots \dots \dots (4) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} s_a^2 &= \frac{1}{Q_a} \sum_i q_{ai} [s_{a0}^2(\bar{t}_{ai}) + \bar{t}_{ai}^2] - \frac{1}{Q_a^2} \left( \sum_i q_{ai} \bar{t}_{ai} \right)^2 \\ &= \sum_i \eta_{ai} [s_{a0}^2(\bar{t}_{ai}) + \bar{t}_{ai}^2] - \bar{t}_a^2 \dots \dots \dots (5) \end{aligned}$$

ここで  $\sum_i$  は  $\sum_{i=1}^{24}$  の略、 $Q_a$  は日交通量、 $\eta_{ai}$  は、  
 $\eta_{ai} = q_{ai} / Q_a \quad (i=1, 2, \dots, 24) \dots\dots\dots (6)$

で定義される時間係数であり、 $i$  時間帯時間交通量の日交通量に対する比率である。 $\eta_{ai \max}$  はピーク率、 $Q_{\infty}$  は日可能容量であり、通常、

$$Q_{\infty} = q_{\infty} / \eta_{ai \max} \dots\dots\dots (7)$$

で定義されている。式(4)は、日可能容量に  $Q_{\infty}$  を用いたときの日 BPR 関数は、形式上、時間 BPR 関数の  $\beta$  の値はそのままとし、 $\alpha$  の値だけを  $\sum_i \eta_{ai}^{\beta+1} / \eta_{ai \max}^{\beta}$  で補正すればよいことを示している。この値は常に1以下の値をとり、図-1の実線で示された時間単位の BPR 関数の傾きを破線のように下方にシフトさせる割合を示す。

さて、式(4)によってすべてのリンクに日単位の BPR 関数を設定する場合、 $\sum_i \eta_{ai}^{\beta+1}$  と  $\eta_{ai \max}^{\beta}$  の2つの値をリンクごとに予測しておかなければならない。これは実用上かなり困難な作業である。しかし、式(4)は、

$$\bar{t}_a = \bar{t}_{\infty} \left[ 1 + \alpha \left\{ \frac{Q_a}{q_{\infty} \cdot \left( \sum_i \eta_{ai}^{\beta+1} \right)^{-1/\beta}} \right\}^{\beta} \right] \dots\dots\dots (8)$$

のように変形できる。 $q_{\infty}$  は式(2)より各リンクに一意に設定可能であるから、 $(\sum_i \eta_{ai}^{\beta+1})^{-1/\beta}$  の値さえリンクごとに予測できれば、すべてのリンクに日単位の BPR 関数を設定できることになり、実用的である。式(8)における  $q_{\infty} \cdot (\sum_i \eta_{ai}^{\beta+1})^{-1/\beta}$  は、時間単位の BPR 関数式(1)のパラメーター  $\alpha$  と  $\beta$  の値を日単位の BPR 関数にそのまま用いたときの可能交通容量に相当する量とみなすことができる。以後、

$$C_a = q_{\infty} \cdot (\sum_i \eta_{ai}^{\beta+1})^{-1/\beta} \dots\dots\dots (9)$$

$$\gamma_a = (\sum_i \eta_{ai}^{\beta+1})^{-1/\beta} \dots\dots\dots (10)$$

とし、 $C_a$  を換算日交通容量、 $\gamma_a$  を換算係数と定義する。各道路区間における  $\gamma_a$  の予測法については、5. で述べる。

一方、リンク  $a$  を走行する車両の所要時間の一日の

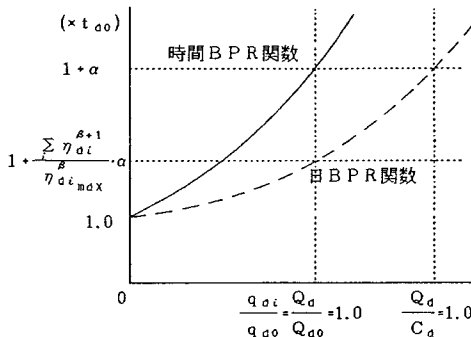


図-1 日 BPR 関数と時間 BPR 関数の関係

分散  $s_{ai}^2$  は、式(5)に示すように、時間平均所要時間の分散、つまり時間係数の変動に依存する分散と各時間帯における所要時間分散との和となる。これは  $\eta_{ai}$  と  $\bar{t}_{ai}$  と  $\bar{t}_a$  の関数である。ところが、 $\bar{t}_{ai}$  と  $\bar{t}_a$  は  $\eta_{ai}$  (または  $q_{ai}$ ) だけの関数であり、この  $\eta_{ai}$  (または  $q_{ai}$ ) は観測によって計測することができる。したがって、 $s_{ai}^2$  の値は式(3)に示す  $s_{\infty}$  の関数形さえ特定化しておけば一意に求めることができることになる。

### 3. リンクコスト関数の推定方法

本章では、BPR 型リンクコスト関数のパラメーター  $\alpha$  と  $\beta$  の推定法、単位時間内所要時間の分散  $s_{ai}^2$  の関数形の特定化方法を提案する。ここでは、所要時間データを集計ベースで取り扱うか非集計ベースで取り扱うかによって、以下に示す3つの異なる推定方法を提案する。簡単のために、確率変数と仮定したリンク  $a$  を  $i$  時間帯に走行する車両の所要時間が正規分布  $N[\bar{t}_{ai}, s_{ai}^2]$  に従う場合について述べるが、その他の分布に従う場合でも全く同様の手順で推定できる。

#### (1) MODEL-1

MODEL-1 は、リンク  $a$  を時間帯  $i$  に走行する車両の所要時間実測値から単位時間内所要時間平均値  $\bar{t}_{ai}$  と分散  $s_{ai}^2$  を求め、時間交通量  $q_{ai}$  と  $\bar{t}_{ai}$  から式(1)に示した時間単位の BPR 関数のパラメーターを、 $s_{ai}^2$  と  $\bar{t}_{ai}$  から式(3)に示した分散関数を、それぞれ非線形最小二乗法により同定する方法である。この方法では、たとえ1つのリンクで  $i$  時間に  $N_i$  台の走行車両の所要時間を実測したとしても、所要時間の平均値  $\bar{t}_{ai}$ 、分散値  $s_{ai}^2$ 、および時間交通量  $q_{ai}$  は集計値として1組得られるだけである。したがって、 $A$  個のリンクについて等しく  $I$  時間帯にわたり所要時間の実測を行ったとしても  $A \times I$  のデータしか得られない。統計的に有効な回帰推定値を得るためには、かなりの数のリンクと時間帯の組合せについての集計データが必要であり、このとき、 $A \cdot \sum_i N_i$  の所要時間の実測が必要となる。これは実際にはかなり困難な作業となることが予想される。MODEL-1 と同一と思われる手法を用いてパラメーター  $\alpha$  と  $\beta$  とを推定している BPR や Steenbrink らも、その報告の中ではパラメーター推定のためのデータソースや推定方法に関して詳しくは言及していない。

#### (2) MODEL-2

本研究では、単位距離リンク  $a$  の時間帯  $i$  を走行する車両の所要時間は  $[\bar{t}_{ai}, s_{\infty}^2(\bar{t}_{ai})]$  をパラメーターとする正規確率変数であると仮定した。このとき、 $\bar{t}_{ai}$  は式(1)から、 $s_{\infty}^2(\bar{t}_{ai})$  は式(3)から求めることができる。いま、所要時間の確率密度関数がリンクについて独立であると仮定できるとすれば、仮定①より、リンク  $a$

の  $i$  時間帯に観測された  $n$  番目車両の所要時間サンプル  $t_{ai}^n$  の確率密度関数は、

$$f(t_{ai}^n | \bar{t}_{ai}, s_{ao}^2(\bar{t}_{ai})) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} s_{ao}(\bar{t}_{ai})} \exp \left[ -\frac{(t_{ai}^n - \bar{t}_{ai})^2}{2 s_{ao}^2(\bar{t}_{ai})} \right] \dots\dots\dots(11)$$

となる。このとき、尤度関数  $L_2(\theta)$  は次式で定義できる。

$$L_2(\theta) = \prod_a \prod_i \prod_n f(t_{ai}^n | \bar{t}_{ai}, s_{ao}^2(\bar{t}_{ai})) \dots\dots\dots(12)$$

ここで  $\theta$  は未知パラメーターベクトル、つまり時間平均所要時間関数式 (1) のパラメーター  $\alpha$  と  $\beta$ 、および式 (3) の分散関数を特性化するパラメーターとから成るベクトルである。これらの推定値は  $\max L_2(\theta)$  を満足する最尤推定量として推定できる。この方法では各試験車両の観測所要時間がそのままデータとなるため、得られる非集計ベースのサンプル数は  $A \cdot \sum_i N_i$  となる。しかし、本方法では、観測されるすべてのリンクと時間帯の組合せに対して、確率変数と仮定した所要時間が統計的に正規分布  $N[\bar{t}_{ai}, s_{ao}^2(\bar{t}_{ai})]$  に従うことが保証できる数の走行車両の所要時間を実測する必要がある。これは MODEL-1 ほどではないにしても実測にかなりの手間を要すると考えられる。

(3) MODEL-3

MODEL-3 では、リンク  $a$  を一日に走行する車両の所要時間を式 (4) と (5) で示される日平均  $\bar{t}_a$  と日分散  $s_a^2$  をパラメーターにもつ確率変数として取り扱う。いま、これが正規分布に従い、その確率密度関数がリンクごとに独立であると仮定できるとすれば、リンク  $a$  を一日に走行する車両のうちの  $m$  番目車両の実測所要時間  $t_a^m$  の確率密度関数は、

$$f(t_a^m | \bar{t}_a, s_a^2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} s_a} \exp \left[ -\frac{(t_a^m - \bar{t}_a)^2}{2 s_a^2} \right] \dots\dots(13)$$

となる。このときの尤度関数  $L_3(\theta)$  は、

$$L_3(\theta) = \prod_a \prod_m f(t_a^m | \bar{t}_a, s_a^2) \dots\dots\dots(14)$$

であり、 $\theta$  の推定値は  $\max L_3(\theta)$  を満足する最尤推定量として求めることができる。本方法を用いて  $\theta$  を推定するには、 $t_a^m$  と  $q_{ai}$  のデータだけがあればよく、いくつかのリンクで各時間帯ごとに交通量に比例して抽出した  $M_i$  台の車両の所要時間  $t_a^m$  と時間帯別交通量  $q_{ai}$  だけを実測すればよい。 $q_{ai}$  については道路交通センサで特定道路区間で調査が行われており、新たに路側調査を行うにしてもデータの入手は容易である。一方、 $t_a^m$  については全リンクで  $A \cdot \sum_i M_i$  の非集計サンプルが得られる。本方法ではこれら 1 つ 1 つのサンプルがパラメーター推定のためのデータとして利用できることから、データ収集のうえからは有効な推定方法といえる。

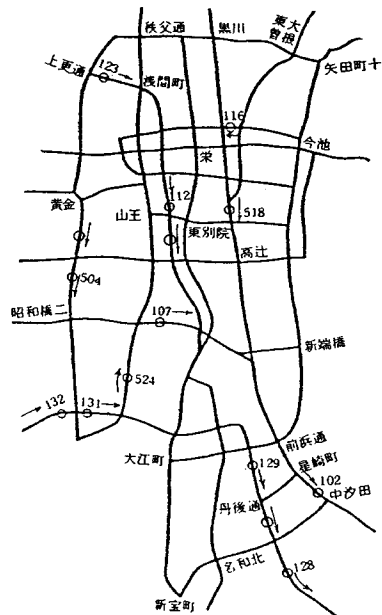
4. データ収集と推定結果

(1) モデル推定のためのデータ収集

前章で述べたいずれの方法を用いるにしても、パラメーター推定のためには以下に示すデータが必要である。

- ① 一日 24 時間帯の時間帯別交通量  $q_{ai}$
- ② 各時間帯ごとにランダムに抽出された  $n$  番目走行車両の単位距離当たり所要時間  $t_{ai}^n$  (MODEL-3 では、これらを一日のうちからランダムに抽出された  $m$  番目走行車両の単位距離当たり所要時間  $t_a^m$  とみなせばよい)

時間帯別交通量  $q_{ai}$  には、昭和 60 年道路交通センサ<sup>9)</sup>において 24 時間交通量観測地点である名古屋市内 15 道路区間の上下方向合計 30 リンク (図-2 参照) の時間帯別交通量の実測値を用いている。所要時間  $t_{ai}^n$  (MODEL-3 では  $t_a^m$ ) には、昭和 62 年夏期の平日の朝ピーク時間帯 7:00~9:00、昼オフピーク時間帯 14:00~16:00、夕方ピーク時間帯 17:00~19:00、夜間 22:00 以降の 4 つの時間帯に、上記リンクを約 10 台の試験車を走行させて所要時間を実測する試験車走行法によって得た値を用いた。①と②のデータの実測時期は 2 年ほど異なるが、交通需要に大きな変化はないと考えられることから、データの整合性の面では問題はないと考えられる。試験車走行法により一日 24 時間にわたる所要時間の実測を行うには多大な労力と費用を要するため



注) ○は所要時間観測道路区間、↑は上り方向を示す

図-2 所要時間調査道路区間

に、本調査では上記4時間帯だけに限って所要時間の実測を行っている。したがって、MODEL-3によってパラメーター推定を行う際、得られた所要時間サンプルが一日の所要時間母集団からのランダムサンプリングになっているかどうかの保証はない。しかし、日交通量や時間帯別交通量変動の異なる30の道路区間で実測を行っていること、容量に近い交通量領域における所要時間の推定精度を向上させるためにピーク時のサンプルを多く収集していることなどの理由から、本調査から得られたデータはパラメーター推定のために必要な条件を満たしているといえよう。

(2) 推定結果とその考察

本調査では1つのリンクと時間帯の組合せに対して所要時間のサンプルが10程度しか得られないため、任意の時間帯を走行する車両の所要時間の正規分布仮説を検定できない。そこで、熊本市内の国道57号東バイパスで24時間帯にわたって行ったビデオ収録調査、ナンバープレート調査、試験車走行調査を組み合わせた所要時間調査から得られたデータを用いて、各時間帯を走行する車両の所要時間が正規分布に従うか否かを $\chi^2$ 検定により検定した。その結果を表-1に示す。交通量がある程度大きい時間帯では、走行車両の所要時間の正規分布仮説を棄却できないが、交通量がきわめて小さい時間帯では正規分布仮説は棄却される傾向にある。また、時間帯別時間交通量に比例するようランダムサンプリングして得られた $t_{ai}$ の正規分布仮説を検定した結果、この仮説は棄却され、対数正規分布に近い分布をする。しかし、以下では簡単のため、MODEL-2、MODEL-3とも所要時間の正規分布仮定のもとにパラメーター推定を行う

こととする。

前節で概説した調査から得られたデータを用いて、3.で提案した各推定方法によりパラメーターを推定した。ここでは、リンク $a$ 上を $i$ 時間帯に走行する車両の所要時間の標準偏差関数を次式のような $A$ と $B$ をパラメーターとする指数関数で仮定した。

$$s_{ai} = s_{a0}(\bar{t}_{ai}) = A \exp[B(\bar{t}_{ai} - t_{a0})] \dots \dots \dots (15)$$

推定結果を表-2に示す。従来のBPR型関数とここで推定した日単位のBPR関数とでは、容量に相当する部分の値が異なるため、パラメーター $\alpha$ 、 $\beta$ の値を単純に比較することは適切でない。しかし提案した日BPR関数を用いて交通量配分を行ったときに得られると考えられる配分特性を知るために、以下では従来用いられてきた値との比較を行う。 $\alpha$ は各推定方法とも1.0前後の値であり、日本でよく用いられている修正BPR関数の $\alpha=2.62$ に比べて小さい。アメリカでは $\alpha=0.15$ を用いており、今回の推定結果はこれらの中間の値となっている。 $\beta$ は、MODEL-1で他の2つの推定法より過大に推定されているもの、1.20から1.50程度の値となっている。これは修正BPR関数の $\beta=5.0$ 、アメリカBPR関数 $\beta=4.0$ と比較してかなり小さい。 $\alpha$ は、時間交通量 $q_{ai}$ が時間可能容量 $q_{a0}$ (または日交通量 $Q_a$ が換算日交通容量 $C_a$ )に達した場合の所要時間が制限速度走行時の所要時間 $t_{a0}$ の $(1+\alpha)$ 倍になることを示すパラメーターである。一方、 $\beta$ は関数の湾曲度を表わす。従来、修正BPR関数( $\alpha=2.62$ 、 $\beta=5.0$ )を用いた交通量配分に関する実証研究においては、交通容量に近い交通量が配分されたリンクでは所要時間が過大予測され、これと逆のリンクでは過小に予測される傾向にあった。これは、 $\alpha$ と $\beta$ がともに過大設定されていたのが1つの原因と考えられる。また、従来のBPR関数の日容量として用いられてきた設計基準交通量が時間可能容量の約12~14倍程度であるのに対してここで推定された $\alpha$ 、 $\beta$ の値を用いて式(9)から求められる換算日交通容量 $C_a$ は時間可能容量の約16~18倍となる。このように、日容量は従来は過小に設定されていたと考えられる。本推定結果はこれらを是正することができ、また経験的にも妥当な値だと考えられる。

所要時間の標準偏差関数のパラメーター $A$ と $B$ につ

表-1 所要時間サンプルの統計分析結果

時間帯	$q_{ai}$	所要時間			$\chi^2$ 値	$\alpha$	
		$N_i$	$\bar{t}_{ai}$	$s_{ai}$		0.05	0.01
1 7~ 8	1763	84	1.69	0.33	39.1	×	×
2 8~ 9	1851	54	3.67	0.48	25.4	○	○
3 9~10	1619	54	1.89	0.21	5.3	○	○
4 10~11	1461	58	1.90	0.21	12.2	○	○
5 11~12	1482	52	1.91	0.22	20.1	○	○
6 12~13	1302	54	1.60	0.20	6.4	○	○
7 13~14	1497	57	1.90	0.30	14.5	○	○
8 14~15	1509	35	1.90	0.26	19.0	○	○
9 15~16	1614	51	1.88	0.24	11.2	○	○
10 16~17	1684	58	2.02	0.20	28.6	×	×
11 17~18	1787	52	2.04	0.21	14.4	×	×
12 18~19	1729	42	2.05	0.40	35.7	×	×
13 19~20	1381	23	1.65	0.22	17.0	○	○
14 20~21	1070	25	1.42	0.20	15.5	○	○
15 21~22	881	26	1.30	0.19	9.1	○	○
16 22~23	737	26	1.37	0.19	15.4	○	○
17 23~24	565	29	1.30	0.14	9.6	○	○
18 24~ 1	340	24	1.30	0.12	45.5	×	×
19 1~ 2	268	29	1.18	0.19	51.1	×	×
20 2~ 3	197	30	1.18	0.23	35.8	×	×
21 3~ 4	149	30	1.41	0.15	36.4	×	×
22 4~ 5	157	30	1.38	0.14	20.7	×	×
23 5~ 6	217	29	1.38	0.13	36.5	×	×
24 6~ 7	416	28	1.35	0.22	27.5	×	○
一日計	25686	1000	1.86	0.56	128.7	×	×

注)  $N_i$ : サンプル数,  $\bar{t}_{ai}$ : 平均値,  $s_{ai}$ : 標準偏差  
 $\alpha$ : 正規分布仮説の検定の際の有意水準

表-2 パラメーターの推定結果

	$\alpha$	$\beta$	A	B	lnL
MODEL-1	1.066 (3.46)	1.505 (4.72)	0.477 (4.86)	0.331 (1.81)	
MODEL-2	0.965 (3.79)	1.175 (4.82)	0.773 (11.2)	0.941 (4.56)	$-0.181 \times 10^4$
MODEL-3	0.961 (6.90)	1.194 (6.16)	0.819 (13.4)	0.881 (6.64)	$-0.187 \times 10^4$

注) データ数はMODEL-1が120、MODEL-2と3が1141である  
 下段の数値はt値である

いては  $\alpha$  や  $\beta$  のように安定した解が得られていない。これは、MODEL-2 と MODEL-3 の尤度関数の非線形の程度がきわめて高いためと考えられる。しかし、MODEL-1 を除いて、おおむね  $A=0.80$ ,  $B=0.90$  である。これは、制限速度走行時の所要時間の標準偏差が約 0.80 分であり、交通量が増加して所要時間が増加するにつれて所要時間の標準偏差は単調増加することを示している。

以上の結果から、 $\alpha=0.96$ ,  $\beta=1.20$ ,  $A=0.80$ ,  $B=0.90$  として以後の分析を進めることにする。

### 5. 各道路区間への日リンクコスト関数の設定方法

本章では、ネットワーク上の各リンクに日リンクコスト関数を設定する実用的な方法を開発する。2. でも述べたように、提案した日リンクコスト関数を各リンクに設定するためには、 $\gamma_a$  の値をあらかじめリンクごとに予測しておく必要がある。 $\gamma_a$  の値は時間係数  $\eta_{ai}$  の時間的変動パターンに依存する。これは道路区間  $a$  の一日の交通量変動パターンであるから、当該道路の機能や沿道土地利用などの物理的的道路条件と一定の関係があると考えられる。基本的にはこれらの変数を用いた  $\gamma_a$  の予測モデルを現況データから推定しておけばよい。そこで、変数逐次採り込み法を用いた重回帰式による予測モデルを作成したが、重回帰係数が 0.337 程度にしかならず、統計的信頼性は低い。さらに、この方法で  $\gamma_a$  を予測するには、採用した説明変数の値をネットワーク上のすべてのリンクで必要とするうえに、これらの全リンクについて  $\gamma_a$  をモデルから予測しなければならず、実用的でない。そこで、 $\eta_{ai}$  の変動パターンに影響を与えられとされる道路種別、沿道状況、沿道用途地域の種類など入手が容易な道路条件を因子とし、各因子の水準相互で  $\gamma_a$  に差があるか否かを多次元配置分散分析を用いて検定し、もし水準相互に差があれば、各因子水準に属するリンクに一括してその平均値で  $\gamma_a$  を与えることとした。

表—3  $\gamma_a$  の分散分析表

	平方和	自由度	不偏分散	F	$\alpha$
主効果	3845.39	9	427.27	140.16	0.000
道路種別	2108.13	4	527.03	172.89	0.000
沿道状況	1475.88	2	737.94	242.07	0.000
沿道用途	261.39	3	87.13	28.58	0.000
2元交互作用効果	437.69	20	21.88	7.19	0.000
道路種別×沿道状況	34.89	4	8.72	2.68	0.022
道路種別×沿道用途	121.23	10	12.12	3.98	0.001
沿道状況×沿道用途	44.43	6	7.41	2.43	0.024
3元交互作用効果	11.81	8	1.48	0.48	0.868
	11.81	8	1.48	0.48	0.868

注) サンプル数: 6155

$\alpha$  は F 値に対して差の有意性を棄却する危険率

表—4  $\gamma_a$  の因子水準別設定値

		一般国道	主要地方道 (都道府県道)	主要地方道 (指定市市道)	一般都道府 県道	指定市の 一般市道
		市街地部	住居系 17,705 (251) 商業系 18,182 (186) 工業系 18,701 (186) その他 17,894 (107)	17,497 (162) 17,724 (106) 17,549 (54) 17,089 (86)	17,353 (12) 18,085 (54) 18,009 (16)	17,164 (328) 17,898 (124) 17,453 (82) 16,469 (205)
平地部	住居系 17,631 (112) 商業系 18,030 (2) 工業系 17,852 (84) その他 17,572 (546)	17,205 (68) 17,607 (10) 16,824 (20) 16,739 (473)		16,885 (106) 17,580 (4) 17,162 (29) 15,781 (876)		
山地部	住居系 17,775 (2) 商業系 工業系 18,255 (22) その他 16,837 (182)	16,218 (6) 14,825 (14) 15,842 (136)		17,139 (4) 14,588 (221)		

注) ( ) 内はサンプル数を示す  
空白の部分はデータ欠損のため推定不能

ここで用いた因子と各因子の水準は表—4 に示すとおりであり、どれも道路交通センサ情報から入手できるものである。なお、沿道状況と沿道用途の種類は区間延長に対する百分率が最も大きいものをその水準とした。

分散分析表を表—3 に示す。これより、主効果については 3 因子とも 1% 有意水準で水準間に有意な差があり、相互作用の存在は道路種別と沿道用途のそれを除いて 2 因子間、3 因子間ともに 1% 有意水準で棄却されることがわかる。しかし、道路種別と沿道用途との相互作用を示す F 値もそれほど大きくないことから、 $\gamma_a$  の構造モデルは主として平均効果と 3 因子の主効果と残差から構成されているといつてよいであろう。

以上の結果から、各因子の各水準に含まれるリンクの  $\gamma_a$  を平均効果と 3 因子の主効果の和で予測した。その結果が表—4 である。これより、道路種別に関しては補助的な幹線よりも主要幹線で、沿道状況に関しては山地部や平地部よりも市街地部で、沿道用途に関しては住居系よりも工業系や商業系で  $\gamma_a$  の値が大きくなっていることがわかる。 $\gamma_a$  の値が大きくなるのは、一日を通じた時間係数  $\eta_{ai}$  の変動が小さい場合である。時間係数の変動が小さくなるのはその道路区間が一日を通じて平均的に利用される場合であり、通勤通学時だけに交通量が集中するような住居系用途にある補助的幹線よりも、市街地部の商・工業系用途にある主要幹線でその傾向が強い。表—4 の結果はこれらの傾向を明瞭に表わしている。

### 6. 日リンクコスト関数の適用可能性

本章では、提案した日リンクコスト関数の適用可能性を検討するために、実際の道路網に日リンクコスト関数

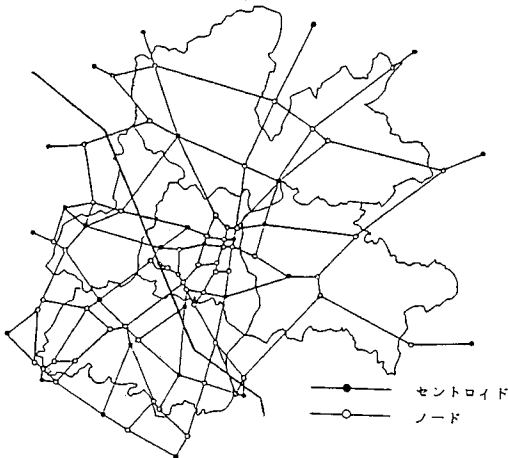


図-3 分析対象道路ネットワーク

を設定した後、等時間原則に基づく均衡配分を行い、配分結果の適合度分析を行う。

分析対象道路ネットワークは名古屋市内近郊 T 市 M 町のもので、図-3 に示すようにノード 88 (そのうち、セントロイドは城内 14, 流出入 14), リンク 278 で構成されている。配分する自動車 OD 交通量は、昭和 56 年中京都市圏 PT 調査における自動車利用パーソントリップ OD 交通量を域内平均乗車人員で除したのを用いた。適合度分析はリンク交通量と OD 間所要時間について行い、このときの推定精度評価指標には表-5 に示した指標を用いている。このうち、RMSE の二乗の値は次式のように展開できることから、誤差成分構成を分析できる<sup>10)</sup>。

$$RMSE^2 = J/(J-1) \cdot AE^2 + DSD^2 + CV^2 \dots\dots\dots (16)$$

ここで、 $AE = \bar{x} - \bar{y}$

$$DSD = SD_x - SD_y$$

$$CV = \sqrt{2 \cdot (1-R) \cdot SD_x \cdot SD_y}$$

AE は 2 組のデータ群  $x = (x_1, \dots, x_j, \dots, x_J)$  と  $y = (y_1, \dots, y_j, \dots, y_J)$  の平均値  $\bar{x}$  と  $\bar{y}$  との差、DSD は  $x$  と  $y$  の標準偏差  $SD_x$  と  $SD_y$  との差であり、これらは配分により得られる推定値データ群  $y$  と比較するデータ群  $x$  (たとえば実績値など) の間のバイアスを意味する。このバイアスは、設定されているリンクコスト関数などがネットワーク全体で実際のもものと総じて異なるために配分推定値に系統的に生ずる誤差成分と考えてよい。これに対して、CV は  $x$  と  $y$  との共分散関係に依存する誤差成分であり、バイアス回りのランダム誤差と考えてよい。したがって、もし他の条件が同じであれば、各リンクに設定されるリンクコスト関数が現実のものに近いものであるほど、 $AE^2$  と  $DSD^2$  の構成比率は小さく、 $CV^2$  の構成比率が大きくなる。なお  $J$  はデータ数を示

す。

ここでは、リンクコスト関数とその各道路区間への設定方法として、①通常行われているように修正 BPR 関数 ( $\alpha=2.62, \beta=5.0$ ) の容量部分に PT 調査で用いられる限界交通容量を用いた場合と、②表-4 より  $\gamma_a$  はほぼ 16~18 程度の値をとっており大きな差がないことから、提案日リンクコスト関数の  $\gamma_a$  に平均値 16.938 を一律に与えて各リンクにリンクコスト関数を設定した場合、③提案日リンクコスト関数の  $\gamma_a$  を表-4 から与えてリンクコスト関数を設定した場合の計 3 種類について配分結果の適合度比較を行った。

リンク交通量と OD 間所要時間について、推定値と実績値 (リンク交通量の実績値には昭和 55 年度道路交通センサス<sup>11)</sup>における実測地点交通量を、OD 間所要時間の実績値には昭和 56 年中京都市圏 PT 調査カーマスタファイルからの OD 間所要時間平均値) との各種適合度指標を計算した。それらの結果を表-5 と表-6 に示す。また、①と③について、リンク交通量に関する実績値と推定値の散布図を図-4 に示す。

まず、リンク交通量の適合度について考察する。全リンクにおける配分交通量の平均値、分散とも、②と③で実績値とほぼ一致しており、特に分散は①で実績値と大

表-5 リンク交通量の推定精度評価分析結果

リンクコスト関数 適合度指標	①	②	③
平均値	11592.6	11886.5	11794.0
分散 ( $\times 10^7$ )	1.16	3.42	2.98
相関係数 R	0.501	0.564	0.639
偏回帰係数	$a_0$	8206.7	5349.5
	$a_1$	0.297	0.574
RMSE ( $\times 10^2$ )	5.07	5.50	4.83
AE <sup>2</sup> (%)	0.1	0.7	0.6
DSD <sup>2</sup> (%)	22.0	0.0	0.4
CV <sup>2</sup> (%)	77.9	99.2	99.0

注) 実績値の平均値と分散は (11416.2, 3.32 $\times 10^7$ )

$a_0, a_1$  は単回帰式  $y = a_0 + a_1 x$  の偏回帰係数

表-6 OD間所要時間の推定精度評価分析結果

リンクコスト関数 適合度指標	①	②	③
平均値	101.1	17.1	21.4
分散	1817.3	55.8	89.1
相関係数 R	0.737	0.820	0.828
偏回帰係数	$a_0$	4.63	0.739
	$a_1$	-10.01	3.74
RMSE	86.3	4.9	6.4
AE <sup>2</sup> (%)	79.8	3.8	29.0
DSD <sup>2</sup> (%)	17.2	2.8	3.3
CV <sup>2</sup> (%)	2.0	93.3	67.4

注) 実績値の平均値と分散は (18.0, 68.8)

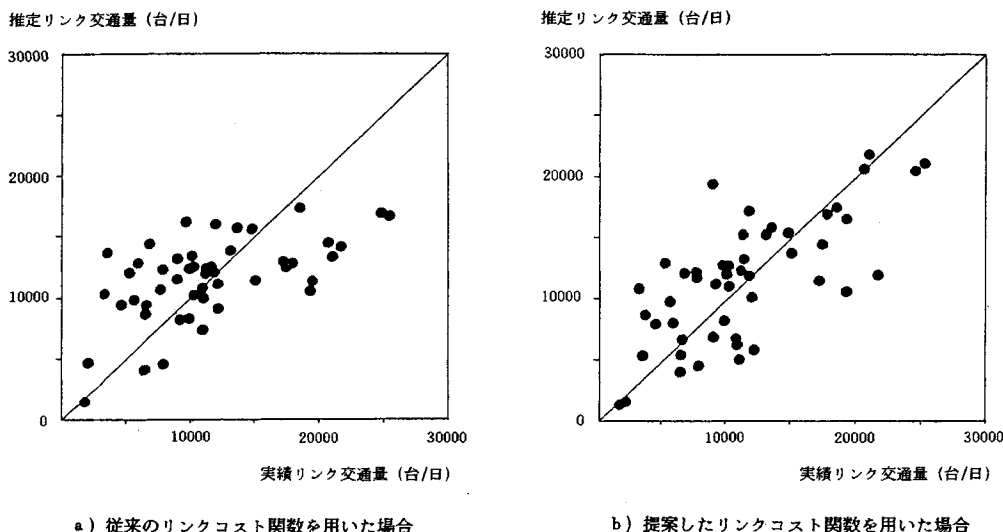


図-4 リンク交通量の実績値と推定値の散布図

大きく異なるのに対して改善されている。ここで平均は実際に通過しているリンク以外のリンクへの重複配分の程度を、分散は交通量が配分される経路の偏りの程度を表わす指標と考えてよい。相関係数  $R$  も①と比較して②と③は高く、特に③では0.639まで向上している。実績値と推定値との回帰式の回帰係数  $a_0$ 、 $a_1$  は、①と比較して②と③でかなり改善され、その中でも③が最も良好な値となっている。 $RMSE$  は②が①よりやや大きくなっているものの、③が最小となっている。これらの結果より、②と③は①よりも推定精度が高く、そのうちでも③は特に優れているといえる。

次に、 $RMSE^2$  を構成する誤差成分特性について考察する。①では  $AE^2$  と  $DSD^2$  の和の比率が22.1%、 $CV^2$  比率が77.9%であるのに対して、②と③では  $AE^2$  と  $DSD^2$  の和の比率が約1%となり、誤差の大半がランダム誤差  $CV^2$  で構成されている。この結果は、提案した日リンクコスト関数とその道路区間への設定法の導入により、従来のリンクコスト関数を使用することによって生じていた系統的バイアスをほとんど除去できたことを意味している。表-6より、OD間所要時間についてもこれとほぼ同様の結果となることがわかる。以上の推定精度、誤差構成分析結果より、提案リンクコスト関数の実際問題への適用性の高さが検証されたといえよう。

## 7. 結 論

本研究では、①単位時間内に走行する車両のリンク所要時間は確率変数であり、その分布は時間帯ごとに独立であり、②交通量の24時間変動パターンは日交通量の

大きさに無関係に一定であるという仮定のもとで、日交通量の静的配分に用いる日単位のリンクコスト関数の開発を行ってきた。本研究で得られた結果をまとめると、以下のとおりである。

(1) 時間BPR関数から日単位のBPR関数を理論的に導出した。この日BPR関数は、時間BPR関数の  $\beta$  の値はそのままとし、 $\alpha$  の値を  $\sum_i \eta_{ai}^{\alpha+1} / \eta_{ai}^{\alpha \max}$  をかけることによって補正した関数となる。

(2) 所要時間実測データを集計ベースで取り扱うか非集計ベースで取り扱うかによって、3つの異なるパラメーター推定法を提案した。実測データを用いてパラメーターを推定したところ、すべての手法でほぼ  $\alpha = 0.96$ 、 $\beta = 1.20$  を得、従来、わが国で用いられてきた修正BPR関数のものより、ともに小さい値となった。これらの値は、経験的にも妥当な値であると考えられる。

(3) 道路条件を因子とする換算係数  $\gamma_a$  の多次元配置分散分析結果をもとに、提案日リンクコスト関数を実際の道路区間に設定する実用的な方法を提案した。この方法を用いれば、対象道路区間の物理的条件さえ与えられれば日リンクコスト関数を機械的に設定できることから、実用上、きわめて有用である。

(4) 提案した日リンクコスト関数とその道路区間への設定法を用いて実際の道路網上で均衡配分を行い、配分結果の適合度分析を行った。その結果、リンク交通量、OD間所要時間とも、本手法を用いた場合の方が従来のリンクコスト関数を用いた場合より、推定精度、誤差構成の両評価指標に照らして有用であることが明らかになり、提案日リンクコスト関数の実際問題への適用可能性の高さが検証された。



しかし、所要時間調査が容易でないことから、本研究ではごく少数のデータによるパラメーター推定に終わっている。統計的信頼性の高いパラメーターを得るためには組織的な所要時間調査によるデータ収集が必要であろう。また、ここでは主として多車線道路を対象とした分析を行っているが、現在も行われているように2車線道路については、これらと区別した取扱いが必要と考えられる。

本研究では先に示した2つの仮定のもとに理論を展開してきたが、これらの仮定が現実とかけはなれていないかを検証する必要がある。まず、仮定①については、交通流が定常である場合は一般に成立すると考えてもよいであろう。しかしそうではない場合は隣接時間帯で確率変数である所要時間の独立性が保証されないため、時間帯相互の所要時間の相関を考慮しなければならない。その場合、モデルの定式化は容易であるが、推定のためのデータの入手と計算とはかなり困難になる。また、日単位の交通量配分は、通常、定常的な流れを想定しており、そのためのリンクコスト関数を求める本研究の目的から、ここではこれ以上踏み込まなかった。一方、仮定②はリンクコスト関数の推定には無関係である。しかし、推定されたリンクコスト関数を用いて将来の配分交通量を予測する場合には重要となる。これについては指標が時間係数  $\eta_{ai}$  の分散値ではあるが、その経年変化の変動幅は小さいことが文献4)に示されている。厳密には交通量によって  $\eta_{ai}$  の変動パターンは変化すると考えられるから、今後は5.で行ったように、土地条件や道路条件を考慮しながら交通量と  $\eta_{ai}$  の変動パターンとの関係を明らかにしていく必要がある。

本研究の適用にあたって中京都市圏総合都市交通計画協議会より昭和56年中京都市圏パーソントリップ調査

のマスターテープの提供を、建設省中部地方建設局道路計画第二課より交通量実測データの提供を受けた。また、実際のデータ解析、計算などに関しては岩田勝則君(現・愛知県庁)の貢献するところが大きい。ここに感謝を申し上げます。

#### 参考文献

- 1) Branston, D. : Link Capacity Function ; A Review, *Transpn. Res.*, Vol.10, pp.223~236, 1976.
- 2) 佐佐木綱・朝倉康夫 : OD 需要の変動を内正化した最適道路網計画モデル, *土木学会論文集*, No.383/IV-7, pp.93~102, 1987.
- 3) 河上省吾・溝上章志 : 手段分担・配分結合モデルを用いた手段選択関数と均衡交通量の同時推定法, *土木学会論文集*, No.371/IV-5, pp.79~87, 1986.
- 4) 松井 寛・藤田素弘 : 交通量配分における Q-V 式の設定方法に関する研究, *土木計画学研究・論文集*, No.3, pp.153~160, 1986.
- 5) Bureau of Public Roads : *Traffic Assignment Manual*, U. S. Dept. of Commerce, Urban Planning Division, Washington D. C., 1964.
- 6) Steenbrink, P. A. : *Optimization of Transport Network*, John Willey & Sons, 1974.
- 7) 日本道路協会 : *道路の交通容量*, 1984.
- 8) 交通工学研究会 : *交通工学ハンドブック*, 技報堂, 1984.
- 9) 建設省中部地方建設局 : 昭和60年度道路交通センサス報告書 ; 一般交通量調査編 (3の1) 箇所別基本表, 1985.
- 10) Bovy, P. H. L. and Jansen, G. R. M. : *Network Aggregation Effect upon Equilibrium Assignment Outcome; An Empirical Investigation*, *Transpn. Sci.*, Vol.17, No.3, pp.240~262, 1983.
- 11) 建設省中部地方建設局 : 昭和55年度道路交通センサス報告書 ; 一般交通量調査編 (3の1) 箇所別基本表, 1980.  
(1988.6.6・受付)