

交通量の時間変動を考慮した日交通量配分法

A New Approach to Traffic Assignment for an Entire Day
Based on Variations of Travel Time by Hour of the Day

溝上 章志^{*}・松井 寛^{**}・可知 隆^{***}

By Shoshi MIZOKAMI, Hiroshi MATSUI, Takashi KACHI

There are two basic problems to be solved when we try to assign traffic demand of an entire day to a transportation network. First, link performance functions used up-to-now have been given empirically and they cannot consider volume variations by hour of the day. Secondly, the conventional traffic assignment models could not take into account variations of travel time by hours of the day.

In this paper, we theoretically introduce a BPR type link performance function for use in traffic assignment for an entire day and suggest some estimation methods its functional form on the assumption that travel time of each car running is stochastic variable. Next, we propose a method to practically establish it to each link of real road network. We developed a traffic assignment model which can take into account variations of travel time when we use the BPR type function as link performance function. Finally, we verify the applicability of these models by accuracy analysis of network flows and trip time versus survey data.

Keywords : link performance function, traffic assignment

1. はじめに

交通量配分プロセスでは、日交通量を対象にして交通流の定常性を想定した静的配分が行われており、このときの配分原則には等時間原則を用いるのが一般的である。しかし、交通量は時々刻々と変動しており交通流の定常性は一般に仮定できない。また、等時間原則はOD間平均トリップ時間間隔程度の交通量を配分する場合には配分原則として有用であるが、日交通量を一括して配分する場合にこの配分原則を適用することは適切でないと考えられる。

日交通量配分に用いるリンクコスト関数にも問題がある。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当たりの交通量と平均コストとの関係をモデル化したものでなければならないから、

日交通量配分に用いるリンクコスト関数は、日交通量と一日の平均コストとの関係を表したものでなければならない。しかし、現在は日単位のリンクコスト関数として、時間単位で推定された修正BPR関数をその容量部分を日容量で置き換えた形でそのまま用いている。

このように、従来の日交通量配分法には配分原則やリンクコスト関数などに種々の問題がある。これらは、交通量が時間的に変動しているにもかかわらずそれを静的に取り扱っていることに起因している。これらの問題を解決するためには、交通量や所要時間の変動を直接的、または間接的に考慮できる交通量配分法を開発する必要がある。

このような試みには、主として二つのタイプがある。一つは、時間的に変動するOD交通量を既知の入力データとし、離散化した時間間隔の大きさに対応して配分モデルそのものを動学化するものである。このタイプには、等時間原則を満足するような目的

* 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

関数と交通流の時間的連続条件を制約条件に持つ数理最適化問題で定式化された松井¹⁾のモデルがある。また、時間間隔を平均トリップ時間程度にとり、静的配分モデルを用いて交通流の連続性と等時間原則を経路上で近似的に表現する河上・溝上²⁾、藤田・松井³⁾の時間帯別配分モデルがある。このタイプのモデルでは、入力となるOD交通量を動的に予測しておく必要がある上に計算量が大きくなるなど、実用性の面でやや問題を残している。

二つめのタイプは、所要時間の時間的変動をリンクコスト関数の中で間接的に考慮しようとするモデルである。このタイプには北川⁴⁾や松井⁵⁾のものがあるが、どちらもこのリンクコスト関数と配分モデルとの間に整合性があるとはいえない。

本研究では、以下に示す3つの基本的仮定のもとに、日交通量を配分するためのリンクコスト関数と配分モデルの統一的モデル化を試みる。

- 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各リンクで将来も一定である。
- ③経路選択は有効経路内の効用最大化によって行われる。

本来はOD交通量の時間的変動に依存して時系列的に変動している所要時間を確率変動で置換えてもモデルの展開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配分手法を開発するのが目的であるからである。

本研究では以下のような手順で日交通量配分のためのリンクコスト関数と配分モデルの統一的モデル化、および適用可能性の検討を行っている。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定式化し、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つの推定法を提案する。第二に、独自に行った交通量と所要時間調査データを用いてパラメータを推定し、結果の考察を行う。さらに、提案した日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。第三に、このリンクコスト関数と理論的に整合した日交通量配分モデルを提案する。最後に、実際の道路網を対象にして本配分手法と従来のものによる配分結果の適合度の比較分析を行い、本

配分法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

(1) 日リンクコスト関数の定式化

本章では、仮定①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。いま、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、

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

なるBPR型の関数で表すことができると仮定する。ここで、 α 、 β はパラメータ、 t_{a0} はリンク a のゼロフロー時の所要時間、 q_{ai} は時間交通量である。 q_{a0} は実用容量や定常状態での容量などで定義されている⁶⁾⁷⁾が、これらは可能交通容量とほぼ1対1に対応することから、ここでは取り扱いが容易な時間可能交通容量を用いることにする。この時間可能交通容量 q_{a0} は次式で定義される。

$$q_{a0} = q_a^b \times \gamma_i \times \gamma_c \times \gamma_t \times \dots \times N \quad (2)$$

ここで q_a^b は時間基本交通容量、 γ_i 、 γ_c 、 γ_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の道路条件や一部の交通条件さえ分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。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、および時間可能交通容量 q_{a0} から比較的容易に推定可能である。しかし、日交通量と一日の平均的リンクコストとの関係を実測値から推定することは、所要時間が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上に、日可能容量を合理的に定義することができないため容易ではない。

いま、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 σ_{ai}^2 が時間平均所要時間 $\bar{t}_{ai}$ の関数

$$\sigma_{ai}^2 = \sigma_{a0}^2(\bar{t}_{ai}) \quad (3)$$

をパラメータにもつような確率分布に従うと仮定する。このとき、リンク a を一日の間に走行する車両の日平均所要時間 $\bar{t}_a$ 、およびその周りの分散 σ_a^2 は次式で表される。

$$\bar{t}_d = t_{d0} \left\{ 1 + \alpha \frac{\sum_i \eta_{di}^{\beta+1}}{\eta_{di\max}^\beta} \left(\frac{Q_d}{Q_{d0}} \right)^\beta \right\} \quad (4)$$

$$\sigma_d^2 = \sum_i \eta_{di} [\sigma_{di}^2(\bar{t}_{di}) + \bar{t}_{di}^2] - \bar{t}_d^2 \quad (5)$$

ここで $\sum_i$ は $\sum_{i=1}^{24}$ の略、 Q_d は日交通量、 η_{di} は

$$\eta_{di} = q_{di}/Q_d \quad (i=1, 2, \dots, 24) \quad (6)$$

で定義される時間係数、 $\eta_{di\max}$ はピーク率である。また、 Q_{d0} は日可能容量であり、通常、日本では

$$Q_{d0} = q_{d0}/\eta_{di\max} \quad (7)$$

で定義されている。式(4)は、日可能容量に Q_{d0} を用いたときの日BPR関数は、時間BPR関数の β の値は固定し、 α の値を $\sum_i \eta_{di}^{\beta+1}/\eta_{di\max}^\beta$ で補正すればよいことを示している。この値は常に1以下の値を取り、図-1の実線で示される時間単位の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BPR関数を設定する場合、 $\sum_i \eta_{di}^{\beta+1}$ と $\eta_{di\max}^\beta$ 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。しかし、式(4)は、

$$\bar{t}_d = t_{d0} \left[1 + \alpha \left\{ \frac{Q_d}{q_{d0} \cdot (\sum_i \eta_{di}^{\beta+1})^{-1/\beta}} \right\}^\beta \right] \quad (8)$$

のように変形できる。これより、 $(\sum_i \eta_{di}^{\beta+1})^{-1/\beta}$ 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。以後、

$$\gamma_d = (\sum_i \eta_{di}^{\beta+1})^{-1/\beta} \quad (9)$$

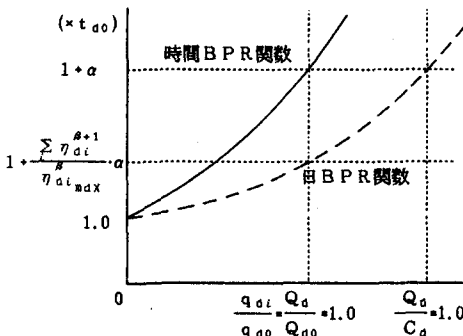


図-1 日BPR関数と時間BPR関数の関係

とし、 γ_d を換算係数と定義する。 γ_d の予測法については3章で述べる。

一方、リンク a を走行する車両の所要時間の一日の分散 σ_d^2 は、時間平均所要時間の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 η_{di} と $\bar{t}_{di}$ と t_d の関数である。 $\bar{t}_{di}$ と t_d は η_{di} だけの関数であり、この η_{di} は観測によって計測することができるから、式(3)の関数形さえ特定化しておけば σ_d^2 値は内生的に求めることができる。

(2) 日リンクコスト関数の推定法

本節では、BPR型リンクコスト関数のパラメータと所要時間の分散関数の推定方法を提案する。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、以下に示す異なる3つの推定方法を提案する。

<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 $\bar{t}_{di}$ と分散 σ_{di}^2 を求め、時間交通量 q_{di} と $\bar{t}_{di}$ から時間単位のBPR関数のパラメータ α と β を、 σ_{di}^2 と $\bar{t}_{di}$ から分散関数を、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、 $\bar{t}_{di}$ と σ_{di}^2 と q_{di} はリンクと時間帯の組について集計値として1組得られるだけである。したがって、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み合わせで所要時間を数多く実測する必要がある。

<MODEL-2> リンク a の時間帯 i を走行する車両の所要時間は $[\bar{t}_{di}, \sigma_{d0}^2(\bar{t}_{di})]$ をパラメータに持つ確率変数であると仮定した。このとき、 $\bar{t}_{di}$ は式(1)から、 $\sigma_{d0}^2(\bar{t}_{di})$ は式(3)から求めることができる。いま、リンク a 上の 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_{di}^n の確率密度関数 $f(t_{di}^n | \bar{t}_{di}, \sigma_{d0}^2(\bar{t}_{di}))$ がリンクについて独立であると仮定できるとする。この仮定は推定計算を容易にするためのものであり本質的なものではなく、後の章ではこの仮定を緩める。このとき、尤度関数 $L_2(\theta)$ は次式で定義される。

$$L_2(\theta) = \prod_d \prod_i \prod_n f(t_{di}^n | \bar{t}_{di}, \sigma_{d0}^2(\bar{t}_{di})) \quad (10)$$

ここで θ は未知パラメータベクトル、つまり、 α と β 、および分散関数特性化パラメータ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。しかし、観測するリンクと時間帯の組み合わせに対して、実測所要時間が仮定した分布型に従うことが統計的に保証できる数のサンプルが必要である。

<MODEL-3> ここでは、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 σ_a^2 をパラメータに持つ確率変数として取り扱う。リンク a の m 番目観測車両の所要時間サンプル t_a^m の確率密度関数 $f(t_a^m | \bar{t}_a, \sigma_a^2)$ がリンクごとに独立であると仮定できるとする。このとき、尤度関数 $L_3(\theta)$ は、

$$L_3(\theta) = \prod_m \prod_i f(t_a^m | \bar{t}_a, \sigma_a^2) \quad (11)$$

となり、 θ 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 θ 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、幾つかのリンクで各時間帯ごとに交通量に比例した数の車両の所要時間 t_a^m と時間帯別交通量 q_{ai} だけを実測すればよい。本方法ではこれら1つ1つのサンプルがパラメータ推定のためのデータとして利用できることから、データ収集の上からは最も有効な推定方法といえる。ただし、所要時間の一日の分布型を明らかにしておく必要がある。

3. 日リンクコスト関数の推定とその設定法

(1) データ収集、およびパラメータの推定

パラメータ推定のためには、(a)一日24時間帯の時間帯別交通量 q_{ai} 、(b)時間帯ごとに任意に抽出した n 番目走行車両の所要時間 t_{ai}^n (MODEL-3ではこれらを一日のうちから任意に抽出した m 番目走行車両の所要時間 t_a^m とみなす) が必要である。

時間帯別交通量 q_{ai} には、昭和60年道路交通センサス⁸⁾における24時間交通量観測地点である名古屋市内15道路区間上下方向合計30リンク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実測した値を用いた。

この調査から得られたデータを用いて2章で提案

表-1 パラメータの推定結果

	α	β	A	B	$\ln L$
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)	-0.181×10^4
MODEL-3	0.961 (6.90)	1.194 (6.16)	0.819 (13.4)	0.881 (6.64)	-0.187×10^4

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

した各推定方法によりパラメータを推定した。ここでは、MODEL-2、3とも所要時間の確率分布型を正規分布で仮定した。式(3)の標準偏差関数には、

$$\sigma_{ai} = \sigma_{a0} (\bar{t}_{ai}) = A \exp[B(\bar{t}_{ai} - t_{a0})] \quad (12)$$

なる A と B をパラメータとする指数関数を仮定した。

推定結果を表-1に示す。 α はすべての推定方法で1.0前後の値をとり、日本で用いられている修正BPR関数の2.62に比べて小さく、米国の0.15より大きく、これらのほぼ中間の値となっている。 β はMODEL-1で他の二つの推定法より過大に推定されているものの、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5.0、米国4.0と比較してかなり小さい。 α は時間交通量 q_{ai} が時間可能容量 q_{a0} に達した場合の所要時間が t_{a0} の $(1+\alpha)$ 倍になることを、 β は関数の湾曲度を表す。修正BPR関数を用いた交通量配分に関する実証研究では、交通容量に近い交通量が配分されたリンクで所要時間が過大予測される傾向にあったが、これは α と β がともに過大設定されているのが原因の一つと考えられる。本推定結果はこれ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 A と B については α や β のように安定した解が得られていないが、おおむね $A=0.80$ 、 $B=0.90$ である。

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。

(2) 日リンクコスト関数の設定方法

本節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章でも述べたように、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、 γ_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。 γ_a の値

は時間係数 γ_{di} の時間的変動パターンに依存するから、当該道路の機能や沿道土地利用などの道路条件と一定の関係があると考えられる。そこで、変数逐次採り込み法を用いた重回帰モデルを作成したが、重回帰係数が 0.337 にしかならず、統計的信頼性は低い。さらに、この方法で γ_d 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上に、これらの全リンクについて γ_d を予測しなければならず、実用的でない。そこで、 γ_{di} の変動パターンに影響を与えられ道路種別や沿道条件など、入手が容易な道路条件を因子として各因子の水準相互で γ_d に差がある可否かを多元配置分散分析により検定し、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 γ_d を与えることとした。ここで用いた因子と各因子の水準は表-2に示すとおりであり、どれも道路交通センサス情報から容易に入手できるものである。

分散分析表を表-2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、 γ_d の構造模型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っていよいであろう。

以上の結果から、各因子の各水準に含まれるリンクの γ_d 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-3である。これより、道路種別に関しては補助的幹線よりも主要幹線で、沿道条件に関しては山地部や平地部よりも市街地部で、沿道

表-3 γ_d 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)	17,497 (162)	17,353 (12)	17,164 (328)	17,768 (24)
	商業系 18,182 (186)	17,724 (106)	18,085 (54)	17,898 (124)	16,891 (50)
	工業系 18,701 (186)	17,549 (54)	18,009 (16)	17,453 (82)	17,920 (18)
	その他 17,894 (107)	17,089 (86)		16,469 (205)	
平 地 部	住居系 17,631 (112)	17,205 (58)		16,685 (106)	
	商業系 18,030 (2)	17,607 (10)		17,580 (4)	
	工業系 17,852 (84)	16,824 (20)		17,162 (29)	
	その他 17,572 (546)	16,739 (473)		15,781 (876)	
山 地 部	住居系 17,775 (2)	16,218 (6)		17,139 (4)	
	商業系	14,825 (14)			
	工業系 18,255 (22)				
	その他 16,837 (182)	15,842 (136)		14,588 (221)	

注) () 内はサンプル数を示し、空白の部分はデータ欠損のため推定不能

用途に関しては住居系よりも工業系や商業系で γ_d の値が大きくなっていることが分かる。 γ_d の値が大きくなるのは、一日を通じて時間係数 γ_{di} 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当該道路区間が一日を通じて時間的偏りなし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-3の結果はこれらの傾向を明瞭に表している。

4. 所要時間の変動を考慮した日交通量配分法

時間帯 i にリンク a を走行する車両の所要時間を確率変数とした結果、一日に走行する m 番目車両の所要時間 t_a^m は $[t_a, \sigma_a^2]$ をパラメータに持つ確率変数で表された。ここでは簡単のためにその分布型を正規分布とし、以下のように定義できるとする。

$$t_a^m = \bar{t}_a + \varepsilon_a^m \quad (13)$$

ε_a^m は日平均所要時間からの正規変動項であり、ネットワーク上の全てのリンクでは、多次元正規分布 $MVN[(0,0), \Sigma^{LINK}]$ に従う。 Σ^{LINK} はリンク相互の所要時間の分散共分散行列であり、対角要素は σ_a^2 である。このとき、 $ijOD$ ペア間有効経路集合 K_{ij} 内経路の経路所要時間は、その平均値ベクトル

表-2 γ_d の分散分析表

	平方和	自由度	不偏分散	F	α
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
沿道条件	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×沿道条件	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
沿道条件×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) サンプル数は6155、 α はF値に対して差の有意性を棄却する危険率

と分散共分散行列が、

$$t_{ij}^{route} = t \Delta_{ij} \quad (14)$$

$$\Sigma_{ij}^{route} = \Delta_{ij} \Sigma^{link} \Delta_{ij} \quad (15)$$

の多次元正規分布となる。ここで、 Δ_{ij} は K_{ij} のパス—リンク incident matrix、 t は各リンクの日平均所要時間ベクトル、 t は転置を示す。

実際の現象からも明らかなように、道路網においては同一時間帯ではどのリンクでも同じような混雑状況を示す。したがって、サンプルの抽出時刻順に所要時間を並べたとき、これらはリンク相互に独立ではなく、一定の相関を持ってくる。この相関係数が $\rho_{aa'}$ であるとき、 Σ^{link} の (a, a') 要素は

$$\rho_{aa'} \cdot \sigma_a \cdot \sigma_{a'} \quad a \neq a' \quad (16)$$

で表すことができる。この共分散値を用いることによって、経路所要時間は一日の時間帯ごとに相関をもって変動するという時系列変動を、確率変動に置き換えた形で次に示す静的な配分モデルの中で考慮することができる。

ijODペア間有効経路の経路所要時間の平均値ベクトルと分散共分散行列が式(14)と(15)で与えられるとき、仮定③のもとで k 番目経路の経路利用確率 P_{kij} は、次に示す多項プロビットモデルにより与えられる。以下では、添字 ij を省略して示す。

$$P_k = \text{Prob} [U_k \geq U_{k'}; k \neq k' | U, \Sigma] \\ = \int_{u_1 < u_k} \dots \int_{u_k = -\infty}^{u_k = +\infty} \dots \int_{u_K < u_k} \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^K |\Sigma|}} \\ \cdot \exp \left[-\frac{1}{2} (U - U) \Sigma^{-1} (U - U)^t \right] dU \quad (17)$$

ここで $U = (U_1, \dots, U_k, \dots, U_K) \sim MVN(U, \Sigma)$

$$U_k = \mu t_k \\ U = \mu t^{route} = (u_1, \dots, u_k, \dots, u_K) \\ \Sigma = \mu^2 \Sigma^{route}$$

μ は所要時間を効用に変換するパラメータである。

実際の観測データを用いた推定結果から σ_a は単調増加関数となることが明らかになったが、このことは仮定②のもとで以下の実際の一日の経路利用現象をうまく説明できる。もし、日交通量や時間係数の変動が小さいODペアでは、その有効経路を構成するリンクの σ_a は小さくなり、 Σ^{link} の共分散項

の値も小さくなる。すると、日平均所要時間最小経路への配分比率が大きくなり、日交通量の配分結果は確定的利用者均衡状態に近づく。その逆の場合は、共分散項の値が大きくなるために、日交通量は最短経路以外の種々の経路にも配分されることになる。

経路利用確率が式(17)で表されるとき、ijOD間第 k 経路交通量 H_{kij} とリンク a の日交通量 Q_a は、

$$H_{kij} = T_{ij} \cdot P_{kij} \quad (18)$$

$$Q_a = \sum_{ij} \sum_k \delta_{akij} H_{kij} \quad (19)$$

となる。ここで、 T_{ij} はijペア間OD交通量である。式(17)～(19)、および式(4)を同時に満足する均衡解はある種の数理最適化問題の解として得られることをSheffi⁹⁾が示しているが、その方法を用いると、式(5)も同時に満足するような確率均衡交通量ベクトル Q は以下の問題の解として得られる。

$$\min_Q Z(Q) = - \sum_{ij} T_{ij} E[\min_k (\mu t_{kij}) | \mu t_{ij}^{route}] \\ + \sum_a \overline{Q_a} t_a(Q_a) - \sum_a \int_0^{\overline{Q_a}} t_a(x) dx \quad (20)$$

本モデルの解法としては、Powell¹⁰⁾によってその収束性が証明されているMSAを用いればよい。また、有効経路集合の要素は逐次経路取り込み法によって列挙する。

5. 本配分手法の適用可能性の検討

本章では、実際の道路網を対象にして、3章で示した設定法によって各道路区間に日リンクコスト関数を設定し、このネットワークにおける交通量配分に4章で提案した日交通量配分法を適用し、その適用可能性の検討を行う。本配分手法の有用性を比較検討するために、配分交通量とOD間所要時間について、表一4の上欄に示すようなリンクコスト関数と配分モデルの組み合わせによる配分結果と実績値との適合度比較を行っている。以後、各手法をA～Dで示す。ここで、CのDial配分法とは、一日の間に有効経路上を走行する車両の経路所要時間の変動項を独立で同一なガンベル分布に従うと仮定したものであり、経路利用確率はロジットモデルにより決定される。適合度指標には、表一4の右欄に示すものを用いた。このうち、RMSE²は全変動をバイアスとランダム誤差成分、つまりリンクコスト関数など

配分の前提条件の誤りに起因する変動と配分モデルの不適切さなどに起因する変動とに分離でき、その構成比率を分析できる¹¹⁾ことから、適合度指標としてきわめて有用である。

各配分手法を適用したのは図-2に示す名古屋市中心部T市M町の道路網（ノード数88、リンク数278、セントロイド数28）である。日リンクコスト関数を設定する際に必要な各種道路条件は昭和60年道路交通センサスデータから得た。経路利用確率をプロビットモデルで与える際のリンク相互の所要時間の相関係数は、道路交通センサスにおける所要時間データの相関分析よりすべてのリンクの組み合わせに対してほぼ1であったため、 $\rho_{dd'}=1.0$ とした。また、所要時間の効用への変換パラメータ μ には宮城の研究結果¹²⁾より-4.5を用いた。

表-4にリンク交通量に関する推定値と実測値との適合度を示す。まず、AとBの適合度を比較する。平均、分散ともBは実績値とほぼ一致しており、特に分散はAで実績値と大きく異なっているのに対して改善されている。相関係数もAと比較してBは高く、実績値と推定値との回帰式の偏回帰係数もかなり改善されている。次にRMSE²を構成する誤差成分について考察する。Aでバイアス成分とランダム変動成分がそれぞれ22.1%、77.9%であるのに対して、Bは1.0%、99.0%となっている。また、RMSEそのものも5%程度改善されている。これは、提案した

表-4 各配分手法によるリンク交通量の適合度分析結果

配分手法	A	B	C	D
リンクコスト関数	修正BPR	提案日リンクコスト関数と設定法		
配分モデル	UE配分法	UE配分法	Dial配分法	提案配分法
平均値	11592.2	11794.0	14304.5	11569.2
分散 ($\times 10^7$)	1.16	2.98	4.05	3.31
相関係数 R	0.501	0.639	0.688	0.755
偏回帰係数 a_0	8206.7	4881.3	5630.2	2962.6
a_1	0.297	0.605	0.760	0.754
RMSE ($\times 10^2$)	5.07	4.83	5.68	4.08
AE ² (%)	0.1	0.6	25.8	0.1
DSO ² (%)	22.0	0.4	1.2	0.0
CV ² (%)	77.9	99.0	72.5	99.9

注) 実績値の平均値と分散は (11416.2, 3.32×10^7)

a_0 , a_1 は実績値と推定値の単回帰式 $y = a_0 + a_1 x$ の偏回帰係数

日リンクコスト関数の適用により、全変動が減少する上に従来のリンクコスト関数を用いることによって生じていた推定バイアスがほぼ除去できることを意味している。以上のことから提案した日リンクコスト関数の適用可能性は高いことが明らかとなった。

次にCとDの適合度をBのものと比較する。平均、分散はCがBより悪くなっているものの、Dは実績値とほぼ一致した値となっている。相関係数もBと比較して高く、特にDでは0.755まで上昇している。回帰式の偏回帰係数はCの a_1 を除いて大きく改善されている。RMSE²の構成では、CでRMSEが12%ほど増加した上にバイアス成分が増加してランダム変動成分が減少しているが、DではRMSEが約8%ほど減少している上にバイアス成分の比率変化はない。誤差構成が変化しないということをもとにどのように解釈すればよいかは判らないが、推定精度については本配分手法Dが他に比べて優れていることが明らかである。図-3にA～Dによるリンク交通量の推定値と実績値の散布図を示す。この結果からもDの適用可能性は明らかである。ODペア間所要時間についても、同様の分析結果を得ている。

6. おわりに

本研究を進めるにあたって中京都市圏総合都市交通計画審議会より昭和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を、建設省中部地方建設局道路計画第二課より道路交通センサスデータの提供を受けた。また、実際のデータ解析や計算に関しては岩田勝則君（現愛知県）の貢献するところが大きい。ここに感謝を申し上げます。

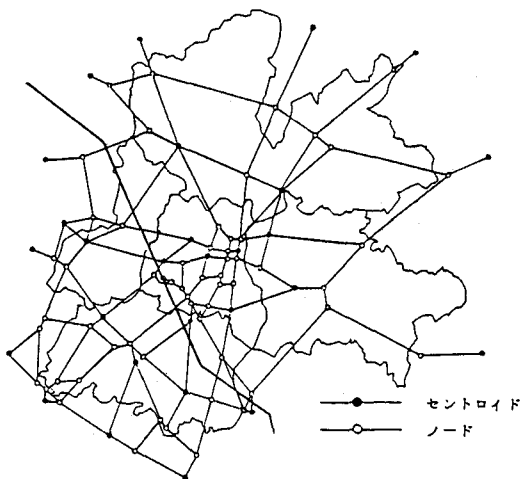


図-2 分析対象道路ネットワーク

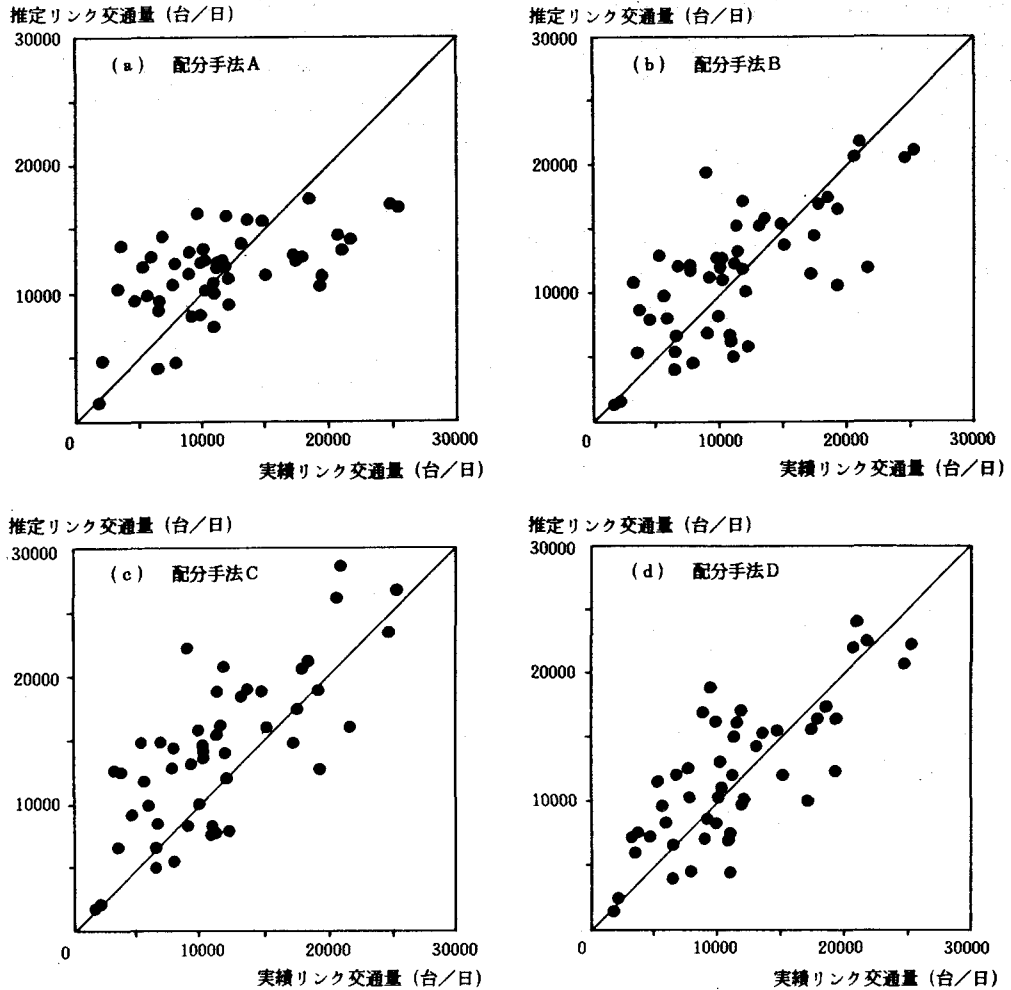


図-3 リンク交通量の実績値と推定値の散布図

参考文献

- 1) 松井寛・丹羽知紀: 道路網上の経路誘導に関する基礎的研究, 土木計画学研究・論文集, No. 4, pp. 85-92, 1986.
- 2) 河上省吾・溝上章志・鈴木稔幸: 交通量の時間的変動を考慮した道路交通量配分手法に関する研究, 交通工学, Vol. 20, No. 6, pp. 17-25, 1985.
- 3) 藤田素弘・松井寛・溝上章志: 時間帯別交通量配分モデルの開発と実用化に関する研究, 土木学会論文集, 第389/N-8, pp. 111-119, 1988.
- 4) 北川久・太田勝敏: 配分手法で用いるQ-V式の設定方法に関する考察, 交通工学, Vol. 19, No. 3, pp. 4-13, 1984.
- 5) 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.
- 6) Steenbrink, P.A.: Optimization of Transport Network, John Wiley & Sons, 1974.
- 7) Bureau of Public Roads: Traffic Assignment Manual. U.S.

- Dept. of Commerce, Urban Planning Division, Washington D.C. 1964.
- 8) 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.
- 9) Sheffi, Y.: Urban Transportation Networks; Equilibrium Analysis with Mathematical Programming Method, Prentice-Hall, 1985.
- 10) Powell, W.B. and Y. Sheffi: The Convergence of Equilibrium Algorithms with Predetermined Step Sizes, Transpn. Sci., Vol. 16, No. 1, pp. 45-55, 1982.
- 11) 宮城俊彦・小川俊幸・小嶋幸則: 確率均衡配分に関する事例研究, 土木学会第40回年次学術講演会講演概要集, pp. 503-504, 1985.
- 12) 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.