

径路誘導効果の確率的推定手法

A STOCHASTIC APPROACH FOR ESTIMATING THE EFFECT OF ROUTE GUIDANCE

辻 紘良*・鈴木雅博**・高橋理一***・川島弘尚****

By Hiroyoshi TSUJI, Masahiro SUZUKI, Riichi TAKAHASHI
and Hironao KAWASHIMA

1. ま え が き

近年、データ通信や情報処理技術の進歩を背景に、地上と車上に通信機器を装備し、個別通信を行う交通管制システムが提案される機運となるに至り、国内外で研究開発が進められている^{1)~9)}。

径路誘導システムはその一つであるが、このシステムは自動車個々と情報の授受を行い、径路誘導を行うことによって交通流を制御する機能をもつため、高度な管制機能を達成でき、従来の交通管制システムを補完し、自動車交通によって発生する諸問題を解決する有力な手段になるものと期待されている。

このシステムの制御方策には、交通混雑緩和や大気汚染、事故の低減などいくつかの可能性があるが、システム普及初期は情報収集や制御の制約から、最短時間径路への誘導を行い、交通混雑緩和を図るシステムの導入が实际的であると考えられている。この場合は、旅行時間情報が誘導方策の基盤をなすため、道路網の旅行時間計測と、誘導効果を上げるために旅行時間の予測が行われる。

最短時間径路誘導におけるシステム効果は、誘導車が非誘導車に対し短時間で目的地へ到着する割合を示す径路誘導精度と、旅行時間の短縮される割合を示す旅行時間短縮率によって表わされるが、これらは次の2つの要因によって確率現象とみなすことができる。

その一つは、旅行時間であり、車個々によって異なる追従や追越しの状態あるいは交通信号による交通流の拡散のため、旅行時間はある期待値のまわりをランダムにばらつく確率変数であると考えられる。他の一つは旅行

時間予測値であり、システムの計測誤差や予測アルゴリズムの誤差のため、予測値はある分布に従う確率変数であるといえる。このため、たとえば誘導車が正しく最短時間径路への誘導を受けたにもかかわらず、旅行時間のばらつきにより、代替径路を走行した非誘導車が目的地へ早く到着する場合や、またその逆の場合が現われる。

一般に、代替径路間の旅行時間差（径路誘導マージンとよぶ）はあまり大きくなく、確率分布の影響を無視できないため、径路誘導における確率的メカニズムを説明し、さらに予測性能の評価や旅行時間分散の影響を明らかにするうえで、径路誘導精度や旅行時間短縮率を確率的に定式化することが重要となる。

これまで、各エッジのコストが確率的に変動するネットワークにおいて、シミュレーションによる特性変化の推定が行われているが^{9),10)}、上記の問題を解析的に取り扱った論文は多くない。大山・重田・松本^{11),12)}は、旅行時間を確率変数であると定義し、旅行時間の短縮範囲によってクラス化され、重みづけられた誘導効果の評価式の定式化を行い、その特殊な場合とし、旅行時間を一様分布としたときの評価式の解析を行っている。辻・高橋・川島¹³⁾は、旅行時間および旅行時間予測値を確率変数であると定義し、2代替径路の場合について、径路誘導精度と旅行時間短縮率を推定する式を導き出し、径路誘導実験データへのあてはめを行っている。

本稿では、代替径路が複数存在する道路網について、確率変数である両要因を同時に考慮した場合の、径路誘導精度と旅行時間短縮率を推定する式を導き出し、径路誘導実験によって収集されたデータを用いて、推定式の検証を行ったものである。また、推定式に関与するパラメーターである旅行時間分散、旅行時間予測誤差および径路誘導マージンについて現象面から解析を行い、これらが径路を構成するアーク本数を説明変数とし、概略の推定ができることを明らかにし、径路誘導効果の推定可能性を示している。

* 正会員 (株)豊田中央研究所第22研究室研究員

** (株)豊田中央研究所第22研究室技師補

*** 正会員 (株)豊田中央研究所第22研究室主任研究員

**** 工博 慶応義塾大学専任講師 工学部

2. 径路誘導効果指標の定式化

定式化にあたり次の仮定を設ける。システムは最短時間径路誘導を制御目的とする。誘導車数は少なく、他車の旅行時間分布へ影響を及ぼさないものとする。最短時間径路は旅行時間予測値を用いて探索されているとする。径路の旅行時間はある期待値のまわりにランダムに分布する確率変数であり、旅行時間予測値もまた確率変数であるとする。

(1) 径路誘導精度の推定式

ある一対の出発地 (Origin) と目的地 (Destination) が与えられたとき、OD 間の代替径路が n 本あるとする。第 i 径路 ($i=1, 2, \dots, n$) を走行する車両の旅行時間が t ($0 < t < \infty$) となる事象が生起する確率密度を $p_i(t)$ と書くことにすると

$$\int_0^\infty p_i(t) dt = 1 \dots\dots\dots (1)$$

であって、期待値を m_i 、分散を σ_i^2 とすると

$$m_i = \int_0^\infty t p_i(t) dt, \sigma_i^2 = \int_0^\infty (t - m_i)^2 p_i(t) dt \dots\dots\dots (2)$$

と表わされる。第 i 径路と第 j 径路の期待値の差を M_{ij} として

$$M_{ij} = m_j - m_i \dots\dots\dots (3)$$

を $i-j$ 径路間の誘導マージンとよぶことにする。なお、ここでは $m_i \leq m_j$ ($\forall i < j, i, j=1, 2, \dots, n$) のように径路が番号付けられているとする。

旅行時間予測値についても、第 i 径路の旅行時間予測値が τ ($0 < \tau < \infty$) となる事象が生起する確率密度を $q_i(\tau)$ と書くことにすると

$$\int_0^\infty q_i(\tau) d\tau = 1 \dots\dots\dots (4)$$

であって、期待値を μ_i 、分散を s_i^2 とすると

$$\mu_i = \int_0^\infty \tau q_i(\tau) d\tau, s_i^2 = \int_0^\infty (\tau - \mu_i)^2 q_i(\tau) d\tau \dots\dots\dots (5)$$

と表わされる。ここで予測の目標は $(m_i - \mu_i)$ を最小にすることにあるため、 μ_i と m_i は比例的関係にある。しかし、 τ や t が μ_i または m_i のまわりにランダムにばらつく事象は前者がシステムの計測誤差や予測誤差によるものであるのに対し、後者は交通流の拡散現象によるものであるため、確率変数 τ と t は互いに独立の関係にある。なお、 $\mu_i = m_i$ のときを最良予測とよぶことにする。

非誘導車は運転者の自由意志によって径路を選択するため、第 i 径路はある確率によって選択される。それを

ω_i とすると、非誘導車が目的地に到着したときの旅行時間の確率密度は、それを $P(t)$ とすると

$$P(t) = \sum_{i=1}^n \omega_i p_i(t) \dots\dots\dots (6)$$

として与えられる。ただし、

$$\sum_{i=1}^n \omega_i = 1$$

を満足するものとする。

誘導車の径路は、旅行時間予測値を用いて決定されるが、予測値は確率変数であるため、次に述べる確率に従い選定される。まず、 i と j の2本の径路を考える。第 i 径路の予測値が τ_i となる確率密度を $q_i(\tau_i)$ 、第 j 径路のそれを $q_j(\tau_j)$ とすると、第 i 径路が第1最短時間径路に選定される確率は、 $q_i(\tau_i)$ と $q_j(\tau_j)$ の分布において $\tau_i \leq \tau_j$ なる条件を満たす確率であり、それを ϕ_{ij} とすると次式より与えられる (図-1 参照)。

$$\phi_{ij} = \int_0^\infty \left(\int_{\tau_i}^\infty q_j(\tau_j) d\tau_j \right) q_i(\tau_i) d\tau_i \dots\dots\dots (7)$$

ただし、 τ_i と τ_j ($i \neq j$) は互いに独立であるとする。

次に n 本の径路について考える。 n 本の径路から、第 i 径路が第1最短時間径路に選定される確率は、第 i 径路以外のすべての径路の予測値分布に対し、 $\tau_i \leq \tau_j$ ($i \neq j$) なる条件を満たす確率であって、それを ϕ_i とすると

$$\phi_i = \int_0^\infty \left\{ \prod_{\substack{j=1 \\ (j \neq i)}}^n \int_{\tau_i}^\infty q_j(\tau_j) d\tau_j \right\} q_i(\tau_i) d\tau_i \dots\dots\dots (8)$$

として与えられる。

いま第 i 径路を走行する誘導車が、 i を含む他の径路を走行する非誘導車よりも早く目的地へ到着したとしてその確率 (ここでは短時間到着確率とよぶことにする) を考える。誘導車の旅行時間が t_i なるときの確率密度は $p_i(t_i)$ 、非誘導車の旅行時間が t なるときの確率密度は $P(t)$ であるから、両分布において $t_i \leq t$ なる条件を満たす確率が求めるものであって、それを ψ_i とすると次式により与えられる。

$$\psi_i = \int_0^\infty \left(\int_{t_i}^\infty P(t) dt \right) p_i(t_i) dt_i \dots\dots\dots (9)$$

式 (6) を式 (9) へ代入すると

$$\psi_i = \int_0^\infty \left\{ \sum_{j=1}^n \int_{t_i}^\infty \omega_j p_j(t) dt \right\} p_i(t_i) dt_i = \sum_{j=1}^n \omega_j \phi_{ij} \dots\dots\dots (10)$$

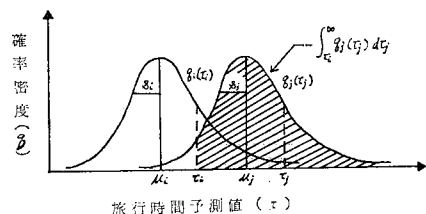


図-1 $\tau_i \leq \tau_j$ となる確率

ただし,

$$\phi_{ij} = \int_0^\infty \left(\int_{t_i}^\infty p_j(t_j) dt_j \right) p_i(t_i) dt_i$$

と表わされる. ただし, t_i と $t_j (i \neq j)$ は互いに独立であるとする. ϕ_{ij} は i と j の2本の径路を考えたときの, 第 i 径路の短時間到着確率を表わしている, ϕ_i はそれと非誘導車の径路選択率との積和になっていることがわかる.

第 i 径路の最短時間径路予測確率は, 式 (8) の ϕ_i であるから,

$$\beta = \sum_{i=1}^n \phi_i \times \phi_i \dots \dots \dots (11)$$

が, ある OD について誘導が行われたとき, 誘導車が非誘導車よりも早く目的地へ到着する確率を表わすことになる. この β を径路誘導精度とよぶことにする. β は, 旅行時間分散, 予測誤差, 旅行時間の期待値, 予測旅行時間の期待値, および径路選択率の5種のパラメーターによって記述される. ところで, 式 (8) においては $q_i(\tau) (i=1, 2, \dots, n)$ を同時に平行移動しても, $q_i(\tau)$ の形状は変化せず, かつ $\mu_j - \mu_i$ の値が保持されていて ϕ_i の値に変化は生じない. 式 (10) の ϕ_i についても $p_i(t) (i=1, 2, \dots, n)$ を同時に平行移動しても, 形状に変化はなく, $m_j - m_i$ の値は保持されていて ϕ_i の値に変化は生じない. したがって, 予測値が最良予測値まわりに分布する場合を考えると, β は旅行時間の期待値 m_i , あるいは予測旅行時間の期待値 $\mu_i (= m_i)$ の大きさそのもので決まるというよりは, 誘導マージン M_{ij} の大きさによって決まると考えた方が, より一般的となる. このため, ここでは m_i や μ_i の代わりに誘導マージンをパラメーターの一つに取り上げることにする. なお予測目標は $\mu_i = m_i$ にあるので, 最良予測値まわりの分布を考えても一般性はさほど損なわれない.

$$\bar{\beta} = \sum_{i=1}^n \phi_i \int_0^\infty \left\{ \sum_{j=1}^n \int_0^{t_i} \omega_j p_j(t) dt \right\} p_i(t_i) dt_i = 1 - \beta \dots \dots \dots (12)$$

は, 誘導車が非誘導車よりも遅く目的地へ到着する確率を表わしているため, $\bar{\beta}$ を径路誘導誤差とよぶことにする.

$\sigma_i^2 = 0 (i=1, 2, \dots, n)$ のときには, 番号付けの定義より,

$$\phi_{ij} = \begin{cases} 1 & m_i \leq m_j (V_i, j) \\ 0 & m_i > m_j \end{cases} \dots \dots \dots (13)$$

であるから, 式 (10) は,

$$\phi_i = \sum_{j=1}^n \omega_j \dots \dots \dots (14)$$

となり, このときの径路誘導精度を β_F とすると

$$\beta_F = \sum_{i=1}^n \phi_i \sum_{j=1}^n \omega_j$$

となる. $s_i^2 = 0 (i=1, 2, \dots, n)$ のときには, 最良予測値

まわりの予測値分布を考えたときは $\mu_i = m_i$ であるので番号付けの定義より, $\mu_i < \mu_j (V_i < j, i, j=1, 2, \dots, n)$ となり,

$$\phi_i = \begin{cases} 1 & i = 1 \\ 0 & i \neq 1 \end{cases} \dots \dots \dots (15)$$

となる. このときの径路誘導精度を β_V とすると

$$\beta_V = \phi_1 \phi_1 = \sum_{j=1}^n \omega_j \phi_{1j} \dots \dots \dots (16)$$

となる. β_F はシステム計測処理上の確率的誤差を, β_V は交通流の拡散現象を考えたときの径路誘導精度を表わしている.

(2) 旅行時間短縮率の推定式

単に誘導車の旅行時間 t_0^* と非誘導車の旅行時間 t_0 が与えられたときの旅行時間短縮率は,

$$\tau_0 = \frac{t_0 - t_0^*}{t_0}$$

として表わされる.

旅行時間および旅行時間予測値が確率変数であるときの旅行時間短縮率は, 次のように定式化される. まず, 誘導車が第 i 径路を誘導されている場合の旅行時間短縮率を考える. 誘導車の旅行時間が t_i , 非誘導車の旅行時間が t なる事象の生起する確率密度は, それぞれ $p_i(t_i)$, $P(t)$ であるから, 同時分布における $(t - t_i/t)$ の期待値が求めるものであって, それを τ_i とすると

$$\begin{aligned} \tau_i &= \int_0^\infty \int_0^\infty \frac{(t - t_i)}{t} P(t) p_i(t_i) dt dt_i \\ &= \iint_{t_i \leq t} \frac{(t - t_i)}{t} P(t) p_i(t_i) dt dt_i \\ &\quad + \iint_{t_i > t} \frac{(t - t_i)}{t} P(t) p_i(t_i) dt dt_i \dots \dots \dots (17) \end{aligned}$$

として与えられる. 式 (17) の右辺第1項は, 誘導車の旅行時間が非誘導車のそれより小さく旅行時間の短縮される場合の値を示し, 第2項は負の値となり逆に増加する場合の値を示す.

予測によって, 第 i 径路が第1最短時間径路に選定される確率は ϕ_i であるから,

$$\tau = \sum_{i=1}^n \phi_i \tau_i \dots \dots \dots (18)$$

が, ある OD について径路誘導が行われたときの, 旅行時間と旅行時間予測値分布を同時に考慮した旅行時間短縮率を表わしている. β と同様, τ は旅行時間分散, 予測誤差, 径路誘導マージンおよび径路選択率の4種のパラメーターによって記述される.

式 (18) において, $\sigma_i^2 = 0 (i=1, 2, \dots, n)$ のときの旅行時間短縮率を τ_F とすると, 式 (13) より,

$$\tau_F = \sum_{i=1}^n \phi_i \left\{ 1 - m_i \sum_{j=1}^n \omega_j E_0 \left(\frac{1}{t_j} \right) \right\}$$

$$= 1 - \sum_{i=1}^n \phi_i m_i \sum_{j=1}^n \frac{\omega_j}{m_j} \dots\dots\dots (19)$$

ただし、

$$E_0\left(\frac{1}{t_j}\right) = \int_0^\infty \frac{1}{t_j} p_j(t_j) dt_j = \frac{1}{m_j}$$

となる。\$s_i^2=0(i=1, 2, \dots, n)\$ のときの旅行時間短縮率を \$\tau_V\$ とすると、最良予測値まわりの予測値分布を考えたときは式 (15) より、

$$\tau_V = 1 - \lambda m_i \dots\dots\dots (20)$$

ただし、

$$\lambda = \sum_{j=1}^n \omega_j E\left(\frac{1}{t_j}\right), \quad E\left(\frac{1}{t_j}\right) = \int_0^\infty \frac{1}{t_j} p_j(t_j) dt_j$$

となる。\$r_F\$ はシステム計測処理上の確率的誤差を、\$\tau_V\$ は交通流の拡散現象を考えたときの旅行時間短縮率を表わしている。

(3) 短縮時間の推定式

単に、誘導車の旅行時間 \$t_0^*\$ と非誘導車の旅行時間 \$t_0\$ が与えられたときの短縮時間は、両者の差

$$M_0 = t_0 - t_0^*$$

として与えられる。

旅行時間と旅行時間予測値が確率変数であるときの短縮時間は、(2) と同様の推論により求められて、誘導車が第 \$i\$ 径路を走行する場合の短縮時間を \$M_i\$ とすると

$$M_i = \int_0^\infty \int_0^\infty (t - t_i) P(t) p_i(t_i) dt dt_i = \sum_{j=1}^n m_j \omega_j - m_i \dots\dots\dots (21)$$

として与えられる。予測によって、第 \$i\$ 径路が第 1 最短時間径路に選定される確率は \$\phi_i\$ であるから、

$$M = \sum_{i=1}^n \phi_i M_i = \sum_{i=1}^n \phi_i \left(\sum_{j=1}^n \omega_j m_j - m_i \right) \dots\dots (22)$$

が、ある OD について誘導が行われた場合の、旅行時間および旅行時間予測値分布を同時に考慮した短縮時間を表わしている。式 (22) は、短縮時間が旅行時間の分散の大きさによらないことを示している。

\$s_i^2=0(i=1, 2, \dots, n)\$ のときの短縮時間を \$M_V\$ とすると、最良予測値まわりの予測値分布を考えたときは式 (15) より、

$$M_V = \sum_{j=1}^n \omega_j m_j - m_i = \sum_{j=1}^n \omega_j (m_j - m_i) \dots\dots (23)$$

となり、短縮時間は \$1-j\$ 径路間の誘導マージンと径路選択率によって定まることがわかる。この \$M_V\$ を与えられた OD の標準径路誘導マージンとよぶことにする。

(4) 推定式 \$\beta, \tau\$ の数値計算例

ここでは道路網および旅行時間、旅行時間予測値分布をモデル化して具体的に \$\beta, \tau\$ の数値を求め、推定式に関与するパラメーターに対する径路誘導効果の変化特性

を調べる。

モデル化にあたり、まず代替径路は 2 本とし、誘導車と非誘導車は必ず互いに異なる径路を走行するものとする。また、旅行時間と旅行時間予測値分布は \$N[m_i, \sigma_i^2], N[\mu_i, s_i^2]\$ なる正規分布に従うものとする。

このとき、第 \$i\$ 径路が第 1 最短時間径路に選定される確率を \$\phi_i^+(i=1, 2)\$ とすると、非誘導車の径路選択率は \$\omega_j = \begin{cases} 1 & j \neq i \\ 0 & j = i \end{cases}\$ であるから、式 (7) に定義した \$\phi_{i,j}\$ を用いて、

$$\phi_1^+ = \phi_{1,2} \\ \phi_2^+ = \phi_{2,1} = 1 - \phi_{1,2} = \bar{\phi}_1^+, \quad \text{ただし } \bar{\phi}_1^+ = 1 - \phi_{1,2}$$

となる。第 \$i\$ 径路の短時間到着確率を \$\phi_i^+\$ とすると、式 (9) に定義した \$\phi_{i,j}\$ を用いて、

$$\phi_1^+ = \phi_{1,2} \\ \phi_2^+ = \phi_{2,1} = 1 - \phi_{1,2} = \bar{\phi}_1^+, \quad \text{ただし } \bar{\phi}_1^+ = 1 - \phi_{1,2}$$

となる。径路誘導精度を \$\beta^+\$ とすると式 (11) より、

$$\beta^+ = \sum_{i=1}^2 \phi_i^+ \phi_i^+ = \phi_1^+ \phi_1^+ + \bar{\phi}_1^+ \bar{\phi}_1^+ \dots\dots\dots (24)$$

を得る。

第 \$i\$ 径路を走行する誘導車の旅行時間短縮率を \$\tau_i^+\$ とすると、式 (17) より、

$$\tau_i^+ = \iint \frac{(t_j - t_i)}{t_j} p_j(t_j) p_i(t_i) dt_j dt_i \\ (i, j=1, 2, i \neq j)$$

となる。第 \$i\$ 径路が第 1 最短時間径路に予測される確率は \$\phi_i^+\$ であるから、旅行時間短縮率は式 (18) より、

$$\tau^+ = \sum_{i=1}^2 \phi_i^+ \tau_i^+ = 1 - \left(\phi_1^+ m_1 E\left(\frac{1}{t_2}\right) + \phi_2^+ m_2 E\left(\frac{1}{t_1}\right) \right) \dots\dots\dots (25)$$

を得る。

式 (24), (25) によって \$\beta^+, \tau^+\$ を計算した結果を図 2~5 に示す。図 2 は旅行時間相対予測誤差 \$\tilde{s}_1 (= s_1/\mu_1)\$ を変数とし、相対径路誘導マージン \$\tilde{M}_{1,2} (= M_{1,2}/m_2)\$ をパラメーターにとったときの \$\beta^+\$ を示す。図 3 は \$\tilde{M}_{1,2}\$ を変数とし、\$\tilde{s}_1\$ をパラメーターにとったとき

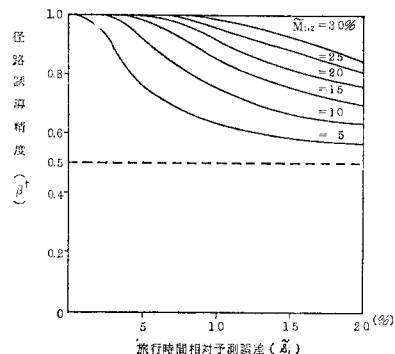


図-2 \$\tilde{s}_1\$ に対する \$\beta^+\$ の変化特性

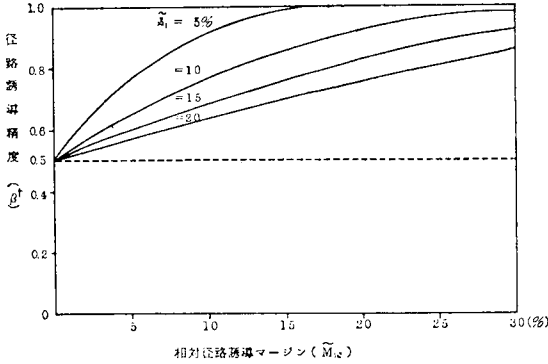


図-3 $\bar{M}_{1,2}$ に対する β^+ の変化特性

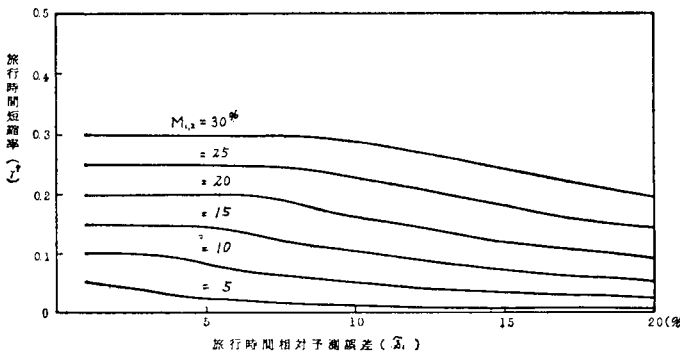


図-4 σ_1 に対する β^+ の変化特性

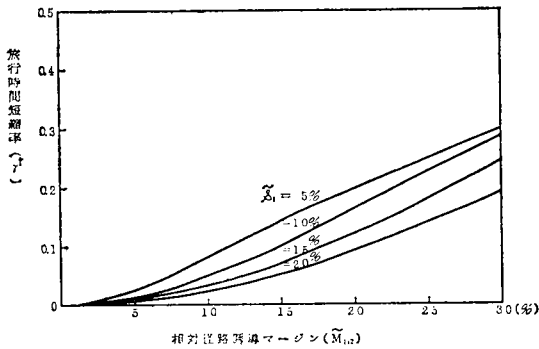


図-5 $\bar{M}_{1,2}$ に対する γ^+ の変化特性

の β^+ を示す。ただし、 $\sigma_i^2=0(i=1, 2)$, $\bar{\sigma}_1=\bar{\sigma}_2$ とし計算した。図より、 $\bar{M}_{1,2}$ が大きくなると β^+ は対数関数的に増大し 1 に近づくが、 $\bar{\sigma}_1$ が大きくなると β^+ は指数関数的に減少し 0.5 に近づくことがわかる。なお、 β^+ の値は $\omega_i = \begin{cases} 1 & j \neq i \\ 0 & j = i \end{cases}$ が仮定されているため $0.5 \leq \beta^+ \leq 1$ の範囲にあるが、 ω_i が任意の値をとる場合は必ずしもこの範囲になく $0 \leq \beta \leq 1$ となる。旅行時間の変動係数 $\bar{\sigma}_i (= \sigma_i/m_i)$ を変数としたときの β^+ は数値計算により、 $\bar{\sigma}_1$ を変数としたときの変化特性と似た特性を示すことを確かめることができる。

図-4 は $\bar{\sigma}_1$ を変数とし、 $\bar{M}_{1,2}$ をパラメーターにとったときの γ^+ を示す。図-5 は $\bar{M}_{1,2}$ を変数とし、 $\bar{\sigma}_1$ をパラメーターにとったときの γ^+ を示す。 $\bar{M}_{1,2}$ が大きくなると γ^+ は増大するが、 $\bar{\sigma}_1$ が大きくなると γ^+ は減少することがわかる。 $\bar{\sigma}_1$ を変数としたときの γ^+ は、 $\bar{\sigma}_1$ を変数としたときの変化特性と似た特性を示すことを数値計算により確かめることができる。

3. 推定式の検証

都市内に建設された径路誘導システムにおいて実験収集されたデータを用いて、2. で導いた径路誘導効果指標の推定式の検証を行う。データは、各3本の代替径路よりなる4ODペアの、15分を1周期とする14:00~17:00間の周期別、径路別の実験車走行による旅行時間データ群と、実験システムにより計算されたアークの旅行時間予測値よりなる。以下に実験概要と検証結果について述べる。

(1) 径路誘導実験⁽⁴⁾

実験システムは通産省工業技術院の大型プロジェクトである「自動車総合管制技術の研究開発」において建設されたもので、1977年10月から1年間径路誘導実験が実施された。実験地域は図-6に示す東京都の南西部約4×7km²のエリアで、主要交差点が85か所含まれる。

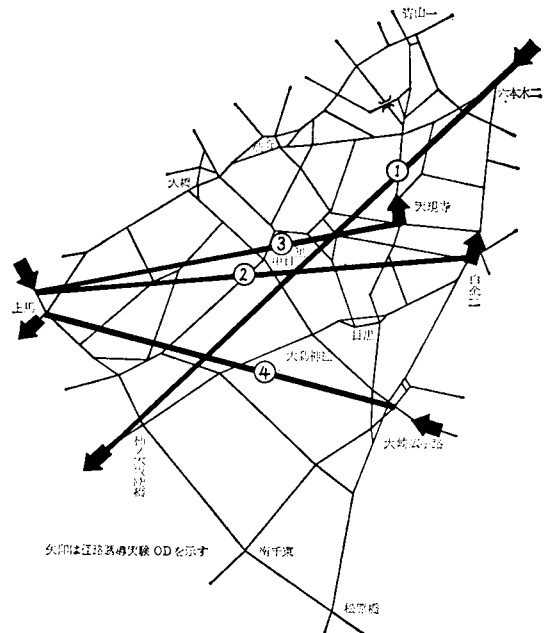


図-6 パイロット実験地域

実験施設は大きくは、管制センター、路上施設および車載施設より構成される。管制センターはオンラインリアルタイムで稼動する電子計算機群と管制室装置からなり、路上施設は誘導交差点に設置された路上装置 103 基と通信アンテナよりなる。車載施設は実験車、情報収集車およびモニター車に搭載された 1330 台の車載装置よりなる。

旅行時間情報は、車載機搭載車が一對の通信ループ間で構成されるアークを通過するときの交信時刻差から求められた。データ収集から誘導までに平均 2 周期の伝達遅れが伴うこと、および伝達後に径路の交通流変化が伴うことからアークごとに旅行時間の予測が行われた。旅行時間予測システムの基本設計は筆者らが行ったが、事前の予測手法解析結果^{15),16)}およびシステムの制約を背景に次の方針により設計した^{17),18)}。

㊸ 過去実績値の旅行時間時系列を定常パターンとし、当日データとの偏差をとって、これに対して時系列予測を行う。

㊹ 偏差の大小(偏差割合)、偏差の傾向(偏量トレンド)を表わす評価量によって当日データを判別し、これらに適した予測手法を使い分ける(図-7)。

㊺ アークの交通流特性に対応させるため、アーク個別に数種のシステム定数を設ける。

このほか、車両感知器情報を用いたデータ補間、旅行時間異常値の除去処理が行われた。システム定数は実測データに基づいてすべて更新された。

径路誘導実験は、誘導車と非誘導車を一對とし、同一時間帯に同一 OD を走行させ、目的地到着までに要し

た車両の旅行時間を計測する方法により行われた。誘導車はシステムが予測した最短時間径路を走行し、非誘導車はドライバーの判断により、誘導道路網上の任意の径路を選択し走行した。

代替径路の旅行時間データ収集のため、1日当たり情報収集車が 1000 台、モニター車が 100~150 台投入された。

解析に用いたデータの実験は 1978 年 8 月 9 日(水)、9 月 19 日(火) 9:00~17:00 に、図-6 に示す 4 OD について行われた。

実験におけるデータ収集状況および旅行時間実態を表-1 に示す。4 OD ペアについて平均した径路旅行時間の分散は 87 秒(5.7%)、予測誤差は 192 秒(10.8%)であった。

(2) 検証結果

検証にあたり、次の前提条件を設けた。代替径路は 1 OD につき 3 本とした。誘導車の径路は予測値による最短時間径路とし、非誘導車は各径路とも径路選択率が同率の $\omega_i=1/3(i=1, 2, 3)$ とした。誘導車は実測旅行時間の平均値で走行し、非誘導車は各実測旅行時間で走行するものとした。これらによって実際値を求めた。

旅行時間の確率分布は、実測旅行時間の平均および分散を分布の期待値および分散とする正規分布であるとした。旅行時間予測値の確率分布は、実測旅行時間の平均を分布の期待値とし、全周期の旅行時間相対予測誤差の平均を分布の分散とする正規分布であるとした。これらによって計算値を求めた。

a) ϕ_i の検証

ϕ_i は予測によって第 i 径路が第 1 最短時間径路に選定される確率を表わすが、実際値は 1 周期につき 0 か 1 のいずれかであって、1 周期についての比較はできないため、連続する多周期の実際値の平均を求めて、計算値による多周期の平均と比較した。実際値 $\bar{\phi}_i^*$ は次式により求めた。

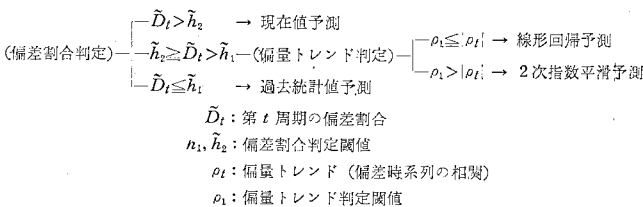


図-7 パイロット実験システムの予測方式

表-1 径路誘導実験における旅行時間分散と予測誤差

	a ¹⁾		b ²⁾		c		d	e	f	
	旅行時間予測誤差		旅行時間分散		誘導効果		径路距離 (km)	径路を構成するアーク数 (本)	データ収集個数	
	アーク 秒(%)	径路 秒(%)	アーク 秒(%)	径路 秒(%)	誘導精度 (%)	旅行時間短縮率 (%)			アーク (個/周期)	径路 (個/周期)
OD-1	30 (22.1)	229 (10.1)	28 (26.2)	101 (5.4)	77.8	9.5	11.5	14	6.9	2.7
OD-2	26 (21.3)	193 (8.6)	25 (24.8)	99 (6.2)	85.7	10.3	8.9	12	7.6	3.7
OD-3	33 (22.7)	182 (13.3)	25 (26.7)	80 (6.1)	88.9	14.1	7.4	11	7.6	2.9
OD-4	33 (29.2)	164 (11.2)	20 (18.5)	66 (5.0)	88.9	11.9	7.5	10	7.2	2.6
平均	31 (23.8)	192 (10.8)	25 (24.0)	87 (5.7)	85.3	11.5	8.8	12	7.3	3.0

注) 1) () 左の数字は標準予測誤差を, () 内は相対予測誤差を示す。
 2) () 左の数字は標準偏差を, () 内は変動係数を示す。
 3) a, b, d, e, f は 3 径路の平均を示す。

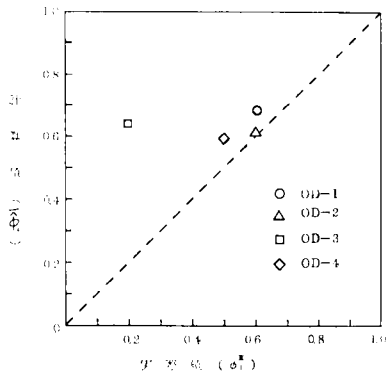


図-8 ϕ_i の検証

$$\bar{\phi}_i^* = \sum_{l=1}^L \frac{\delta_{l,i}}{L}$$

ただし、

$$\delta_{l,i} = \begin{cases} 1 & \text{第 } l \text{ 周期において予測値による第 1 最短時間径路が実際値によるそれと一致したとき} \\ 0 & \text{一致しなかったとき} \end{cases}$$

L : 周期数

計算値 $\bar{\phi}_i$ は、各周期について式 (8) より計算し、全周期の平均を求めた。

図-8 は 4 OD について計算値 $\bar{\phi}_i$ と実際値 $\bar{\phi}_i^*$ を比較した図を示す。OD-3 を除くと、3 OD 平均した推定誤差率 $(=|\bar{\phi}_i^* - \bar{\phi}_i|/\bar{\phi}_i^*)$ は 11.2% であり、計算値と実際値は比較的よく一致する。OD-3 は第 1 径路と第 2 径路の相対誘導マージンが 2.5% ときわめて小さいため、データのばらつきの影響を受けて推定誤差率が大きく現われたと思われる。

b) ϕ_i の検証

ϕ_i は第 i 径路を走行する誘導車の短時間到着確率を表わすが、ここでは各周期について計算値 $\hat{\phi}_{l,i}$ と実際値 $\phi_{l,i}^*$ を求めて比較した。実際値 $\phi_{l,i}^*$ は次式により求めた。

$$\phi_{l,i}^* = \sum_{k=1}^n \omega_i \sum_{k=1}^{K_{l,i}} \frac{\delta_{l,i,k}}{K_{l,i}}$$

ただし、

$$\delta_{l,i,k} = \begin{cases} 1 & m_{l,i} \leq t_{l,i,k} \\ 0 & m_{l,i} > t_{l,i,k} \end{cases}$$

$t_{l,i,k}$: 第 l 周期において第 i 径路を走行した第 k 番目の非誘導車の旅行時間

$m_{l,i}$: 第 l 周期において第 1 径路を走行した誘導車の旅行時間

$K_{l,i}$: 第 l 周期において第 i 径路を走行した非誘導車数

n : 代替径路本数

計算値 $\hat{\phi}_{l,i}$ は、各周期について式 (9) より計算した。

図-9 に OD-2 について、計算値 $\hat{\phi}_{l,i}$ と実際値 $\phi_{l,i}^*$

を比較した結果を示す。 $\hat{\phi}_{l,i}$ の推定誤差率 $(=|\phi_{l,i}^* - \hat{\phi}_{l,i}|/\phi_{l,i}^*)$ は全周期の平均が 6.7% であり、計算値と実際値はよく一致する。

c) β の検証

計算値は上記 a), b) と同方法により各周期について $\hat{\phi}_{l,i}, \hat{\phi}_{l,i}$ を計算し、式 (11) より $\hat{\beta}_l = \sum_{i=1}^3 \hat{\phi}_{l,i} \hat{\phi}_{l,i}$ として求めた。実際値は、予測による第 1 最短時間径路を誘導車の径路とし、各周期について径路別の誘導車の短時間到着割合 $\phi_{l,i}^*$ を求め、 $\beta_l^* = \sum_{i=1}^3 \frac{1}{3} \phi_{l,i}^*$ として求めた。

図-10 は、OD-2 について計算値 $\hat{\beta}_l$ と実際値 β_l^* を比較した結果を示す。 $\hat{\beta}_l$ の推定誤差率 $(=|\beta_l^* - \hat{\beta}_l|/\beta_l^*)$ は全周期の平均が 20.1% であり、計算値と実際値はだいたい一致する。

d) r の検証

計算値は c) と同じデータの取扱いにより、各周期について径路別に式 (17) の $\hat{r}_{l,i}$ を求め、b) と同方法により求めた $\hat{\phi}_{l,i}$ を用いて、式 (18) より $\hat{r}_l = \sum_{i=1}^3 \hat{\phi}_{l,i} \cdot \hat{r}_{l,i}$ として求めた。実際値は c) と同じデータの取扱いにより、各周期について径路別に誘導車の旅行時間短

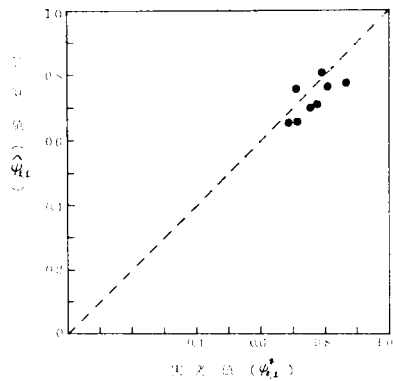


図-9 ϕ_i の検証

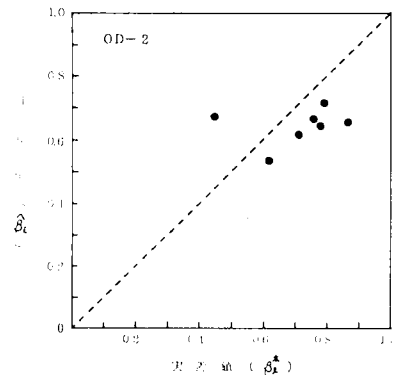


図-10 β の検証

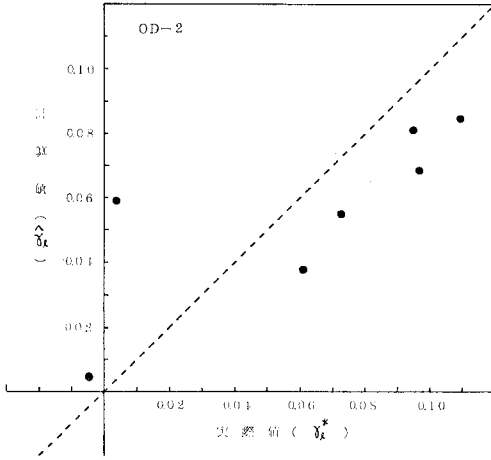


図-11 \hat{r} の検証

縮率 $r_{l,i}^*$ を求め、 $r_l^* = \frac{3}{\sum_{i=1}^3} \frac{1}{3} r_{l,i}^*$ として求めた。

OD-2 について計算値 \hat{r}_l と実際値 r_l^* を比較した結果を図-11 に示す。 \hat{r}_l の推定誤差率 ($=|r_l^* - \hat{r}_l|/r_l^*$) は r_l^* が 0 近傍の周期を除くと全周期の平均が 26.0% であり、計算値と実際値はだいたい一致する。 r_l^* が 0 近傍であると、推定誤差率の定義から値が大きくなるため r_l^* が 0 近傍のデータを除いて計算した。

(3) 考察

検証により、 ϕ_i と ψ_i については計算値と実際値がよく一致し、 β と τ についてはだいたい一致したことから、理論式を導くうえで仮定した径路誘導における確率的メカニズムの妥当性が明らかにされたものとする。

旅行時間の確率分布 $p_i(t)$ は、アーク個々の旅行時間を独立確率変数列と考えれば、中心極限值定理により、径路を構成するアーク本数が多くなると正規分布とみなすことができる。しかし、都市内の平均的な OD ペアを構成するアーク本数は 10 程度であり、しかも隣接するアーク間に相関があるため、必ずしも正規分布とはなり得ない。予測値の確率分布 $q_i(\tau)$ についても、予測の追従性に予測手法による偏りがあるため、分布は対称とはならず、単に期待値を中心とする正規分布では十分ではない。しかし、ここではごく少数の例にすぎないが、両分布に正規分布を仮定した検証により、 $\hat{\phi}_i, \hat{\psi}_i$ の推定

表-2 現象解析に用いたデータ

	調査方法	調査日時	対象地点
データ A	車番照合法による旅行時間調査	1978 年 5 月 31 日 (水) 7:00~12:00	東京都内 目黒通り A 中根→B 都立大→ C 楠ノ木坂陸橋→D 目黒郵便局
データ B	径路誘導システムによる旅行時間収集	1977 年 10 月~ 1978 年 9 月 平日 7:00~19:00	パイロット実験全地域

精度が比較的高い結果を得ていることから、正規分布でも十分近似し得るものとする。

$\hat{\beta}, \hat{\tau}$ は $\hat{\phi}_i, \hat{\psi}_i$ の推定誤差が重複するため、 $\hat{\phi}_i, \hat{\psi}_i$ ほど推定精度は高くないが、径路誘導効果を推定するうえでは十分な精度が得られていると考える。

4. 旅行時間の現象解析

径路誘導効果の推定式に關与するパラメーターのうち、旅行時間に関するパラメーターである旅行時間の分散、予測誤差および径路誘導マージンについて現象面から解析を行う。

解析には表-2 に示す A, B, 2 件の旅行時間データと 2. に述べた径路誘導実験データを用いた。データ A は車番照合法による径路の旅行時間であり、データ B は径路誘導実験システムにおいて広域、長期間にわたり収集されたアークの旅行時間である。2. に述べたデータをデータ C とする。

(1) 旅行時間の分散

図-12 はデータ A を用いて A 地点を 8:00~8:15, 10:00~10:15 の各 15 分間に通過した車両のうち、B, C, D 地点に到着した車について旅行時間の度数分布を示した図である。図より旅行時間に広がりがあり、かつ径路長が増加するに伴い、分布の広がりが増大する傾向のあることがわかる。8:00~8:15 のデータに関しては χ^2 検定により、A から D 地点へ遠ざかるに従い正規分布に近づくことが確かめられている。

図-13 はデータ D の OD-1 を用いて、径路距離を変

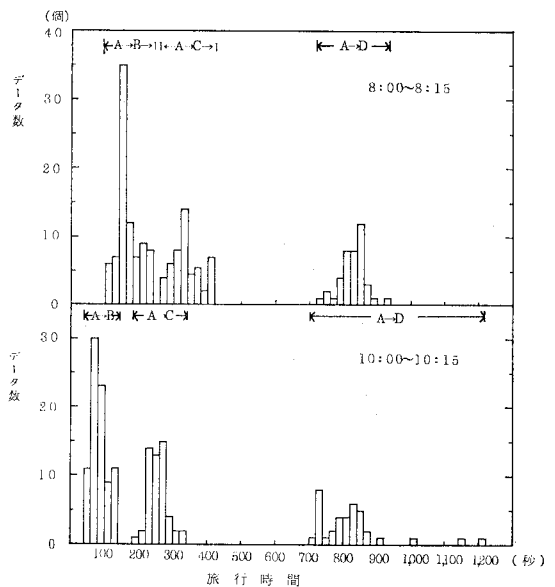
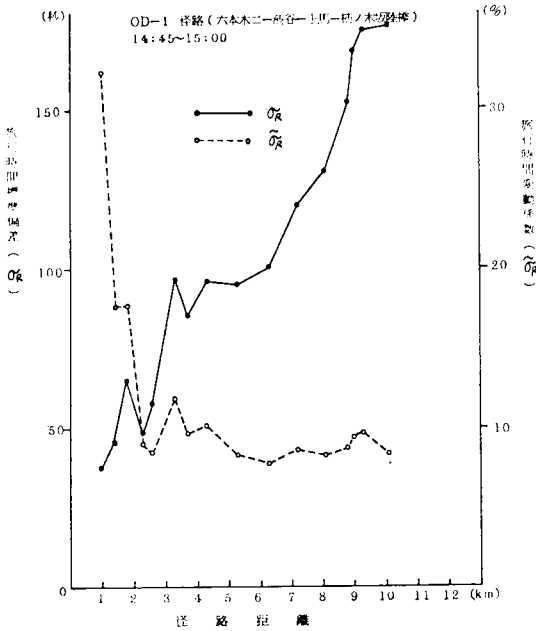
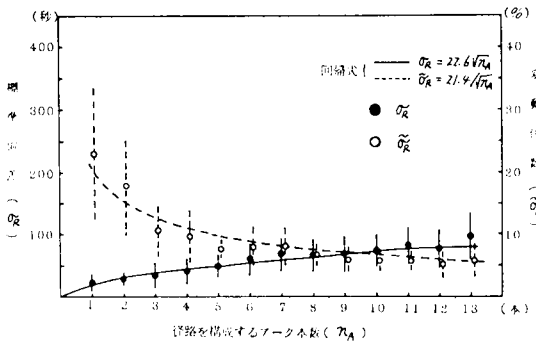


図-12 旅行時間の度数分布



図一13 旅行時間分散の増加形態（径路距離）



図一14 n_A を説明変数とする $\sigma_R, \bar{\sigma}_R$ の推定

数にとり径路旅行時間の標準偏差 σ_R 、変動係数 $\bar{\sigma}_R$ をプロットした図を示す。データは 14:45~15:00 の 15 分間に出発地点を出た車両が、径路上の同一地点へ到着したときの旅行時間を 1 データ群とし、個々の地点で $\sigma_R, \bar{\sigma}_R$ を求めている。図より径路距離が増加するに従い σ_R は増大、 $\bar{\sigma}_R$ は減少する傾向が認められる。ほかに径路距離と相関の高い信号数、径路を構成するアーク本数を変数にとり、 $\sigma_R, \bar{\sigma}_R$ をプロットしても同じ傾向を示すことが認められる。

そこで、径路はアークを基本単位に構成されていることから、アーク本数 n_A を説明変数、 ϵ を誤差とし、 $\sigma_R = \alpha_1 \sqrt{n_A} + \epsilon, \bar{\sigma}_R = \bar{\alpha}_1 / \sqrt{n_A} + \epsilon$ なるモデルを設定して、4 OD について径路上の地点計 139 個のデータ群を用いて、最小二乗法により $\alpha_1, \bar{\alpha}_1$ を推定すると

$$\sigma_R = 22.6 \sqrt{n_A} \quad (\text{寄与率 } 0.80, \text{ r.m.s. } 18.1)$$

$$\bar{\sigma}_R = 21.4 / \sqrt{n_A} \quad (\text{寄与率 } 0.81, \text{ r.m.s. } 4.4)$$

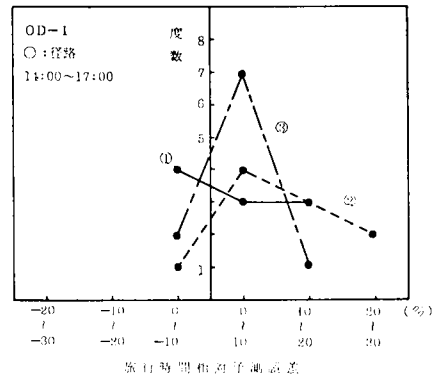
が得られた (図一14)。 $\alpha_1, \bar{\alpha}_1$ は表一に示す 4 OD を構成するアークの旅行時間標準偏差 (σ_A) の平均 25 秒、変動係数 ($\bar{\sigma}_A$) の平均 24.0% と近い値を示し、かつ寄与率が約 0.8 であるので、径路の $\sigma_R, \bar{\sigma}_R$ は、アークの $\sigma_A, \bar{\sigma}_A$ とアーク本数 n_A によって、 $\sigma_R = \sigma_A \sqrt{n_A}, \bar{\sigma}_R = \bar{\sigma}_A / \sqrt{n_A}$ なる推定式により概略推定が可能であるといえる。このことから逆に、径路の旅行時間は、径路を構成するアークの旅行時間を独立な確率変数と考えた場合の和になっていると推論される。

(2) 旅行時間の予測誤差

予測誤差を検討するにあたり、実データ上の真値の定義付けを行う。径路誘導システムに立ち返ると、1 周期内は固定誘導が行われ、車両は出発地点において誘導を受けることから、同一周期内に出発地点を出た車両が同一径路を走行し目的地へ到着したときの旅行時間の平均値を、当該周期を代表する旅行時間の真値であるとす

る。解析は、連続する多周期の予測値を 1 つのデータ群として予測値分布を求めた。周期が異なると真値が異なるため、相対予測誤差について分布を検討した。

図一15 はデータ C の OD-1 を用いて、14:00~17:00 の各周期の相対予測誤差を 1 データ群として度数分布を求めた図を示す。予測値は実験システムにおいて計算されたアークの旅行時間予測値を用いて、出発地点のアークから径路に沿って積み上げて求めた。積み上げた旅行時間が 1 周期長を超えるごとに、次の周期の予測値を用いている。図より、分布に広がり認められ、予測値は真値まわりにランダムにばらつく確率変数であると推論される。しかし分布は必ずしも真値を中心としないが、これは予測方式による偏りが生じたため、真値時系列が単調に増大したり減少したりする場合は、予測値が遅れて追従するため、過大予測または過小予測を続け



図一15 旅行時間相対予測誤差の度数分布

て行うことによる。

図-16 にデータ C の OD-1 を用いて、径路距離を変数とし、径路の旅行時間予測誤差 s_R と相対予測誤差 \tilde{s}_R をプロットした図を示す。径路距離が増加するに伴い s_R は増大し、 \tilde{s}_R は減少する傾向が認められる。径路距離と相関の高い信号数、径路を構成するアーク本数を変数にとっても、 s_R 、 \tilde{s}_R は上記と同じ傾向を示す。そこで前記の分散と同じ考え方により、アーク本数 n_A を説明変数、 ε を誤差とし、 $s_R = \alpha_2 \sqrt{n_A} + \varepsilon$ 、 $\tilde{s}_R = \tilde{\alpha}_2 / \sqrt{n_A} + \varepsilon$ なるモデル式を設定して、分散と同じデータ群の予測値に対して最小二乗法により α_2 、 $\tilde{\alpha}_2$ を推定すると

$$s_R = 49.5 \sqrt{n_A} \quad (\text{寄与率 } 0.71, \text{ r.m.s. } 54.8)$$

$$\tilde{s}_R = 26.2 / \sqrt{n_A} \quad (\text{寄与率 } 0.37, \text{ r.m.s. } 9.6)$$

が得られた (図-17)。

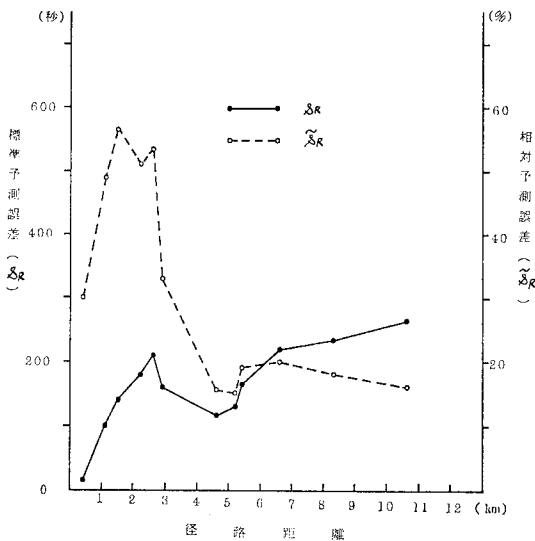


図-16 旅行時間予測誤差の増加形態 (径路距離)

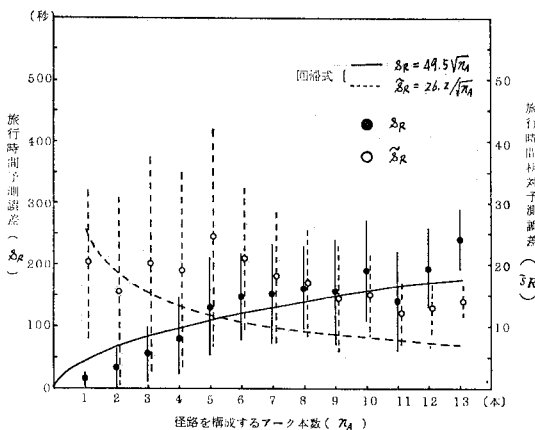


図-17 n_A を説明変数とする s_R 、 \tilde{s}_R の推定

α_2 、 $\tilde{\alpha}_2$ は表-1 に示す 4 OD を構成するアークの旅行時間予測誤差 (s_A) の平均 31 秒、相対予測誤差 (\tilde{s}_A) の平均 23.8% と近い値を示す。寄与率は s_R に関しては 0.71、 \tilde{s}_R に関しては 0.37 であるので、分散の場合ほど明らかな傾向はないが、 s_R 、 \tilde{s}_R はアークの s_A 、 \tilde{s}_A とアーク本数 n_A によって、 $s_R = s_A \sqrt{n_A}$ 、 $\tilde{s}_R = \tilde{s}_A / \sqrt{n_A}$ なる推定式により、概略の推定が可能であるといえよう。

(3) 径路誘導マージン

まず、第 1 最短時間径路と第 2 最短時間径路の径路誘導マージンについて検討する。

ある OD 間の第 1 最短時間径路を $\langle R_1 \rangle$ とし、 $\langle R_1 \rangle$ 上の地点を出発地 O 側から順に D_1, D_2, \dots, D_{n_A} と名づけ、それぞれを $\langle R_1 \rangle$ 上の目的地と考える。 $R_1(D_{n_A})$ 、 $R_2(D_{n_A})$ をそれぞれ O 側から D_{n_A} までの第 1 および第 2 最短時間径路の旅行時間として、

$$\delta_M(n_A) = R_2(D_{n_A}) - R_1(D_{n_A})$$

を OD_{n_A} 間の径路誘導マージンとする。ここでは、 $\delta_M(n_A)$ が n_A の増加に伴って増大するか、減少するかを問題にする。減少する場合は、代替径路間が等時間性の関係にあるとよぶことにする。

データ B を用いて、OD-3, 4 について $\delta_M(n_A)$ を求めると、図-18 に示すように $\delta_M(n_A)$ は n_A の増加とともに指数関数的に減少してゆくことが認められる。径路誘導マージン地域からほかに 7 OD を選び $\delta_M(n_A)$ を求めても、いずれも減少してゆくことが認められ、第 1 および第 2 最短時間径路間に等時間性の関係のあることが認められる。

このことを考察するために、問題の取扱いを簡単にした格子状の道路網について考えてみる。このとき、リンクの旅行時間が同一の分布に従うとした場合は、等時間性の成立することが示される¹⁰⁾。すなわち、 X_i を D_{i-1} から D_i への第 1 最短時間径路と第 2 最短時間径路の旅行時間差を表わす確率変数とすると、 OD_{n_A} 間の径路誘導マージンは、

$$\delta_M(n_A) \leq Y_{n_A} = \min \{ X_1, \dots, X_{n_A} \}$$

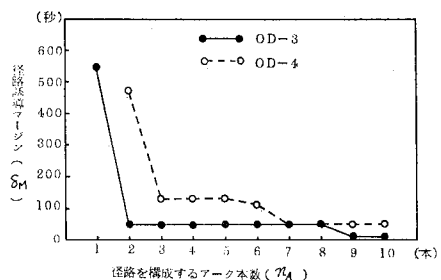


図-18 代替径路間の等時間性

となる。\$Y_{n_A}\$ については、

$$P[Y_{n_A} \leq \epsilon] = 1 - \prod_{i=1}^{n_A} [X_i > \epsilon] = 1 - P^{n_A}[X > \epsilon]$$

を得る。\$d_M\$ を \$X\$ の取り得る上界とすると、\$Y_{n_A}\$ の期待値は、

$$\begin{aligned} E(Y_{n_A}) &\leq \epsilon \cdot P[Y_{n_A} \leq \epsilon] + d_M \cdot P[Y_{n_A} > \epsilon] \\ &= d_M - \{d_M - \epsilon\} P[Y_{n_A} \leq \epsilon] \end{aligned}$$

であるから、

$$E(\delta_M(n_A)) \leq d_M - \{d_M - \epsilon\} \{1 - P^n[X > \epsilon]\}$$

が成り立つ。

この不等式は、第1と第 \$i\$ 最短時間経路についても成立するから、第1と第 \$i\$ 最短時間経路の経路誘導マージンを \$\delta_M^i(n_A)\$ とすると、\$\delta_M^i(n_A)\$ の期待値は、

$$E(\delta_M^i(n_A)) \leq d_M^i - \{d_M^i - \epsilon\} \{1 - P^{n_A}[X > \epsilon]\}$$

\$d_M^i\$: 第1および第 \$i\$ 経路における \$X\$ の取り得る上界

が成立する。

したがって、式 (22) に示すある OD の標準経路誘導マージンは、

$$\begin{aligned} M_V &= \sum_{i=1}^n \omega_i (m_i - m_1) = \sum_{i=1}^n \omega_i \delta_M^i(n_A) \\ &\leq \sum_{i=1}^n \omega_i \{d_M^i - (d_M^i - \epsilon) (1 - P^{n_A}[X > \epsilon])\} \end{aligned}$$

となり、\$M_V\$ は経路選択率のいかんによらず、\$n_A\$ が増加するに伴い \$n_A\$ のべき乗に従って減少し、等時間性の成り立つことが示される。

5. 経路誘導効果に関する考察

4. において、推定式に関与する旅行時間に関する3つのパラメーターは、いずれも経路を構成するアーク本数を説明変数とし、概略推定可能であることを明らかにした。残されたパラメーターである非誘導車の経路選択率が可能となれば、これらの関係式を推定式へ代入することにより、経路誘導効果の推定が可能となる。

経路選択率に関しては、これまでにドライバーの経路選択意識調査や経路選択実態調査のデータに基づく統計的解析²⁰⁾により、経路距離、旅行時間、道路のわかりやすさなどが選択要因となっていることがある程度明らかにされている。

一方、OD 交通量が既知とすれば、地域における経路誘導効果を推定でき、経路誘導システム導入に際し事前の効果評価が可能となる。このほか、旅行時間予測手法の改善による経路誘導効果の向上率や、交通信号の系統化などによる旅行時間分散の減少による経路誘導効果の向上率を推定でき、各対応策に対する評価が可能となる。

ただし、これらの推定はいずれもシステムや交通流が

安定している場合には有効であるが、交通流が時間的に大きく変動する場合は、個々の事象が明らかにされない限りは推定が不可能となる。経路選択率についても、都市交通の構造により異なると考えられるため、推定に際しては個々の実態が明らかにされている必要がある。

したがって、経路誘導効果の推定に対しては、今後は都市交通の構造や交通流変動の実態ならびにドライバー意識の解明作業が伴うと考えられる。

6. 結 論

(1) 旅行時間および旅行時間予測値がそれぞれ確率変数であると定義し、代替経路が複数本存在する道路網において最短時間経路誘導を行う場合に対し、経路誘導効果を表わす経路誘導精度および旅行時間短縮率を推定する式を導き出した。

(2) 推定式より、経路誘導効果を記述するパラメーターは旅行時間分散、予測誤差、経路誘導マージンならびに経路選択率であることを明らかにした。

(3) 推定式の数値計算により、旅行時間の変動係数、相対予測誤差がそれぞれ増大すると経路誘導効果は減少し、相対経路誘導マージンが増大すると経路誘導効果は増加することを示した。

(4) 旅行時間および旅行時間予測値がそれぞれ正規分布であると仮定し、経路誘導実験データを用いて推定式の検証を行うことにより、計算値と実際値が比較的良好一致することを示し、推定式を導くうえで仮定した経路誘導の確率的メカニズムの正しさを明らかにした。

(5) 旅行時間の現象解析により、旅行時間は確率分布を示すこと、および旅行時間標準偏差、変動係数は経路を構成するアーク本数を説明変数とし、それぞれ \$\sigma_R = \sigma_A \sqrt{n_A}\$、\$\bar{\sigma}_R = \bar{\sigma}_A / \sqrt{n_A}\$ なるモデル式で概略推定できることを示した。

(6) 旅行時間予測値の現象解析により、旅行時間予測値は確率分布をなすと推論されること、および予測誤差、相対予測誤差はそれぞれ経路を構成するアーク本数を説明変数とし \$s_R = s_A \sqrt{n_A}\$、\$\bar{s}_R = \bar{s}_A / \sqrt{n_A}\$ なるモデル式で概略推定できることを示した。

(7) 経路誘導マージンの現象解析により、第1および第2最短時間経路間に等時間性が成り立つことを示した。また問題の取扱いを簡単にした道路網と旅行時間分布のもとに、経路誘導マージンは経路選択率のいかんによらず、第1最短経路上のアーク本数 \$n_A\$ を説明変数とし、\$n_A\$ のべき乗に従い確率的に減少することを明らかにした。

7. あとがき

本稿では、旅行時間および旅行時間予測値の確率事象を含む形で、複数代替経路における経路誘導効果指標を推定する式の導出を試みた。経路誘導実験データを用いて検証した結果、導出式による推定精度が比較的高く、導出式の正しさを明らかにし得たものと思う。また、旅行時間について現象面から解析を行うことにより、経路を構成するアーク本数を説明変数とし、推定式に關与するパラメーターが概略推定され得ることを明らかにした。これにより道路網構成に対する経路誘導効果指標のマクロ的推定も可能にし得たものと考えられる。

今後の課題は、経路誘導システムの効果評価とパラメーターに対する改善策の評価を行うための、ドライバーの経路選択特性を含む経路誘導マージンの解析と旅行時間分布の解析を行う点にあり、これは同時に都市における道路網構成と諸交通活動の解析作業を伴うことになると思われる。

謝 辞：研究を進めるにあたり、適切なご助言とご指導をいただきました(株)豊田中央研究所の森本英武主査と慶応義塾大学の林 喜男教授に、また等時間性の解析についてご意見をいただきました東京工業大学の山本芳嗣助手に感謝の意を表します。

なお、本稿は通産省工業技術院の大型プロジェクトである「自動車総合管制技術の研究開発」における委託研究によって実施したものであることを記し、大型プロジェクトを推進された関係者の方々に感謝の意を表する次第である。

参 考 文 献

- 1) Koch, H. : Verkehrswarunfunk, Funk-Technik, 1967.
- 2) Rosen, D.A., F.J. Mammano and R. Favout : An Electronic Route Guidance System for Highway Vehicles, IEEE Trans. Veh. Technol., VT-19, 1, 1970.
- 3) Sperry Rand Corp. : Integrated Motorist Information System (IMIS) Feasibility and Design Study. Phase 1, PB-276090, Apr., 1977.
- 4) Brágas, P. : ALI-the Electronic Driver's Guidance and Information System, Blaupunkt Press Information, 1976.
- 5) 工業技術院 : 自動車総合管制技術・パイロットシステムの概要, 工業技術院, 昭和 52 年 10 月.
- 6) Onda, M. : Comprehensive Automobile Traffic Control-Route Guidance and Other Subsystems, Proc. 8th IRF World Meeting, pp. 42~45, 1977.
- 7) Yumoto, N., M. Ihara, T. Tabé and M. Naniwada : Outline of the CACS Pilot Test System, 58th Annual Meeting of the Transportation Research Record, Jan., 1979.
- 8) 松本俊哲・三上 徹・油本暢勇・田辺 努 : 自動車総合管制システム, 電子通信学会誌, Vol. 62, No. 8, 1979.
- 9) Pritsker, A.A.B. et al. : Modeling and Analysis Using QGERT Networks, John Willy & Sons, 1977.
- 10) 関 進・栗原謙三 : 確率的ネットワークにおける分岐確率変化による特性変化の推定法, OR 学会 1979 年度秋季研究発表会アブストラクト集, p. 18.
- 11) 大山尚武・重田清子・松本俊哲 : 経路誘導効果の 確率的評価手法, 機械技術研究所報, Vol. 31, No. 5, 1977.
- 12) 大山尚武・重田清子・松本俊哲 : 自動車総合管制技術における経路誘導システムの評価, 日本道路協会, 第 13 回日本道路会議, 特定課題論文集, 813, 1979.
- 13) 辻 紘良・高橋理一・川島弘尚 : 誤差要因を考慮したときの経路誘導システムの性能及び効果の推定方法, 土木学会第 34 回年次学術講演会講演概要集, 第 4 部, 1979.
- 14) 広瀬登茂司・鈴木伸夫 : 都市における 経路誘導システムの実験, オペレーションズ・リサーチ, Vol. 25, No. 4, 1980.
- 15) 川島弘尚ほか : 市街路におけるリンク旅行時間の予測, 交通工学研究会研究発表論文集, 3, pp. 67~70, 1976.
- 16) 辻 紘良・鈴木雅博・川島弘尚 : 街路におけるアークコストの予測, 交通工学研究会研究発表論文集, 4, pp. 65~67, 1978.
- 17) 辻 紘良・高橋理一・川島弘尚・山本芳嗣 : 経路誘導システムにおける旅行時間の予測, オペレーションズ・リサーチ, Vol. 24, No. 4, 1980.
- 18) 川島弘尚・林 喜男・辻 紘良・高橋理一 : 経路誘導における予測システム, 計測と制御, Vol. 19, No. 7.
- 19) 辻 紘良・鈴木雅博・山本芳嗣 : 経路誘導システムにおける代替経路間の等時間性, OR 学会中部支部事例研究発表会アブストラクト集, 1979.
- 20) Ratcliffe, E.P. : A Comparison of Driver's Route Choice Criteria and Those Used in Current Assignment Process, Traffic Engineering & Control, Mar., Apr., 1972, 526.

(1980.5.26・受付)