土木学会論文集D Vol.62 No.4, 526-536, 2006. 11

現実道路ネットワークの時間信頼性評価のための確率的交通均衡モデル及びそれを用いた情報提供効果分析

中山 晶一朗[1]・高山 純一[2]・長尾 一輝[3]・所 俊宏[4]

[1]正会員 金沢大学大学院助教授 自然科学研究科社会基盤工学専攻 (〒920-1192 金沢市角間町)
E-mail: snakayama@t.kanazawa-u.ac.jp
[2]フェロー会員 金沢大学大学院教授 自然科学研究科社会基盤工学専攻 (同上)
E-mail: takayama@t.kanazawa-u.ac.jp
[3]正会員 (株)オリエンタルコンサルタンツ 東北支社 (〒984-0065 宮城県仙台市若林区土樋 104 OC 仙台ビル)
E-mail: nagao-kz@oriconsul.co.jp
[4]岐阜県 多治見土木事務所(〒507-8708 岐阜県多治見市上野町 5-68-1)
E-mail: tokoro-toshihiro@pref.gifu.lg.jp

現実の交通ネットワークでは，様々な要因によりその交通量や旅行時間は日々変動している．事故や災害などが生じていない通常の交通状況下では，交通量・旅行時間の変動の主要な原因の一つは，交通需要の変動である．本研究では，交通需要が正規分布に従って確率変動するとともに，配分された交通量も正規分布に従う確率的な交通ネットワーク均衡モデルを提案する．このモデルは現実の交通ネットワークの不確実性や時間信頼性の評価を可能とするものである．そして，そのモデルを金沢市の道路ネットワークに適用し，金沢道路ネットワークの旅行時間の不確実性・信頼性評価を行う．さらに，推定した金沢道路ネットワークの旅行時間の確率変動下で，緊急車両に情報提供を行うことの効果分析を行う．

Key Words: *uncertain travel demand, network equilibrium, travel time reliability, normal-distributed flows*

1. はじめに

日々の交通の中では，通勤交通や到着制約のある業務交通を始めとして，単に旅行時間が短いだけでなく，その正確さが求められることが多い．また，ITS(高度道路交通システム)や VICS(道路交通情報通信システム)等の効果を分析する場合，情報提供は不確実な状況下にこそ意味があるため，ネットワークの不確実性を的確に計測・評価することは不可欠である．このように道路ネットワークに関しては，旅行時間(所要時間)の値そのものだけでなく，そのばらつきがどれほどかを把握することは極めて重要なことと言える．

交通量や旅行時間が変動し，ばらつく原因には様々なものが考えられるが，事故や災害などが発生していない通常の交通では，交通需要の変動が大きな原因の一つであろう．交通量・旅行時間の不確実性を考慮する場合，交通需要が確率変動することを仮定し，交通量および旅行時間を確率分布として配分することが一つの重要なアプローチである．

これまでにも交通量や旅行時間を確率的に扱った均衡モデルがいくつか提案されている．リンクの交通容量が確率的に変動することを仮定したモデル [1),2),3)]，リンクの自由走行時間が確率変動するモデル [4),5)]など交通量・旅行時間が確率変動する原因がリンクに起因する研究がある．また，確率変動の要因が道路利用者に起因する研究としては，Cascetta と Canterella[6),7)]，小林 [8)]，Watling[9)]，著者ら [10)]のモデルが挙げられる．しかし，これらのモデルでは，交通需要の確率変動は考慮されていない．

交通需要の確率変動を扱った研究としては，朝倉ら [11)]，若林ら [12)]の研究がある．それらの研究は，交通需要(OD 交通量)を正規乱数によって与えたシミュレーション研究である．現実ネットワークの信頼性評価のために単に計算を行うだけならば，シミュレーションによる研究でも特に問題はないと考えられる．しかし，配分計算とともに，モデルの性質や交通ネットワークの現象解明という観点も加えると，均衡モデルによる分析の方が望ましいと言えよう．また，近年，均衡配分が実用的にも多用されるようになっており，均衡配分モデルを拡張するアプローチは，実用面でも望

ましいことが多いと思われる.

本研究では, OD 交通量が正規分布である場合の確率的ネットワーク均衡モデルを提案する. なお, この提案モデルでは, リンク及び経路の交通量は正規分布に従うとともに, 旅行時間も確率的となる. 既存の確率的利用者均衡 [13),14)]では, 経路選択の際, 確率効用を仮定しているものの, 経路選択確率に比例して確定的に経路交通量が配分されるため, 配分された交通量は確定値である. したがって, 配分された交通量の観点からは, 確定的配分と分類できる [10)]. 本研究の均衡モデルは, 確定的なワードロップ利用者均衡 [15)]や確率的利用者均衡 [13),14)]が確定値である OD 交通量を確定的に配分していた点を一般化し, 確率的な OD 交通量を確率的な交通量として配分するものである. このような均衡モデルによって, 交通ネットワークの旅行時間の不確実性もしくは時間信頼性を評価することが可能となる. そして, 本研究では, 提案したモデルを金沢市の道路ネットワークに適用し, ネットワークの時間信頼性の評価を行う.

既に述べたが, このような交通量や旅行時間が確率的である均衡モデルは, 情報提供の効果分析を行う上での基本的枠組みを与える. 本研究では, 金沢市の道路ネットワークを対象に, 緊急車両(救急車)に旅行時間情報を提供し, 最短旅行時間経路を走行できるようになることの効果分析も行う.

2. 確率的な交通量

(1) 利用者行動に関する仮定

本研究では, 道路利用者は合理的であり, 同じ OD ペアの道路利用者は同質であると仮定する. この合理性の仮定により, 道路利用者は敢えて経路を確率的に変更することにより交通量・旅行時間の不確実性を増すようなことはせず, 各道路利用者は均衡状態では確定的に経路を選択する. 言い換えると, 均衡状態では, 道路利用者は自分が選択する一つの経路を決めており, その経路を選択する[1]. 経路交通量はその経路を選択すると決めた人々がそれぞれ実際にトリップを行ったのか, 否か, によって決定される. このトリップを行うのか, 否か, は外生的に決定されており, 本研究では, それを確率的に取り扱う. つまり, トリップの有無は(合理的な)各個人の外生的な事情によって決定されるが, そのような個人のトリップの有無(の集積)を巨視的に見ると, 経路交通量は確率的に変動しているように見えると考えられるため, 経路交通量は確率的であると仮定する. また, OD 交通量は経路交通量の和であるため, OD 交通量も確率的に変動する. なお, その確率的な OD 交通量は互いに独立であると仮定する[2].

OD ペア i ($i = 1, 2, \ldots, I$) の潜在的な交通需要(トリップを行う可能性のある人の総数)を n_i とする. 既に述べたように各人は確率的に経路を選択することはなく, 確定的に経路を選択する. よって, その OD ペアの潜在的な道路利用者は, 各自どの経路を選択するのかをあらかじめ決めている. OD ペア i について, 経路 j ($j = 1, 2, \ldots, J_i$) を選択する潜在的な人数を n_{ij} とすると, $n_i = \sum_j n_{ij}$ となる. このように潜在交通需要は OD ペアごとに選択可能な全経路の潜在的選択者数の和となる.

本研究では, 経路選択とは, n_{ij} が決定することと同じことになる. 経路選択は毎日行われるものというより, 長期的な均衡状態での習慣的に走行する経路を形成することと解釈できる. 道路利用者は, 各自習慣的に同じ経路のみを走行し, トリップの有無のみ, 外生的な要因から決定する. よって, 経路交通量は互いに独立であり, 2 経路のみの単純なネットワークであっても経路交通量の共分散は 0 である. これは, 全員が習慣的にトリップを行うなら, 毎回同じ経路選択するためである.

本研究では, 習慣的に同じ経路を走行することを前提とし, その習慣的に走行する経路を決定するのが, 経路選択となる. この意味での経路選択は, 経路の平均旅行時間に基づいて行われると仮定する. この理由としては, 合理的な道路利用者は旅行時間の短い経路を選好するが, その旅行時間が確率的に変動する場合は, その変動旅行時間の代表値である平均に基づいて経路を選択すると仮定するのが最も妥当であるからである. そして, 本稿では, 平均旅行時間のみで経路選択を行う場合と平均旅行時間に加えて個々の道路利用者の経路選択のばらつきも考慮する場合の 2 つを考える. 後者に関しては, 後に述べるように, ロジットモデルにより表現する. いずれの場合も旅行時間に関しては, 旅行時間の平均のみを考慮し, 旅行時間等の分散は経路選択に考慮されないとする. 言い換えると, 経路選択の際は旅行時間の代表値である平均のみを考え, 後に詳述するが, ロジットモデル内での確率項は旅行時間の分散・変動を意味するのではなく, 個々の道路利用者の選択の違い・ばらつきを確率的に扱ったものと考える.

OD や経路にかかわらず各人がトリップを行う確率を p と仮定すると, (OD ペア i の経路 j の) 実際に発生する経路交通量は(経路間で)独立な二項分布 $\mathrm{Bn}[n_{ij}, p]$ に従う. その平均と分散はそれぞれ $n_{ij}\,p$ と $n_{ij}\,p\,(1-p)$ である. なお, 経路間で経路交通量は独立であるが, これはリンク交通量が互いに独立であることを意味してはいない. 潜在的な経路選択者数 n_{ij} が十分に大きい場合, 二項分布に従う経路交通量は正規分布で近似できる. よって, 本研究では, 各経路交通量は正規分布に従うと仮定する. OD ペア i の経路 j の経路交通量は平均と分散がそれぞれ $n_{ij}\,p$ と $n_{ij}\,p\,(1-p)$ の正規分布

$N[n_{ij}\,p,\ n_{ij}\,p\,(1-p)]$ に従う. ここで, 経路の平均交通量 $n_{ij}\,p$ を μ_{ij} とし, $1-p$ を η と記載することにすると, 経路交通量の分散 σ_{ij}^2 は $\eta\,\mu_{ij}$ となり, 経路交通量の従う確率分布は $N[\mu_{ij},\ \eta\,\mu_{ij}]$ と表記できる. OD ペア i の経路 j の経路交通量の分散に関して, 本来ならば $\eta = 1-p\ (0 \le p \le 1)$ であるため, $0 \le \eta \le 1$ となる. しかし, このような制約があると, 実際のネットワークに適用する際, 経路交通量の分散に制約を課すことになり, 交通量の分散が大きい場合問題が生じることが考えられる. 本研究は現実ネットワークへの適用可能なモデルの構築を目的としているため, $\eta > 0$ と η の定義域を拡張することにする[3]. なお, $\eta = 0$ の場合は交通量が発生しないため, 除外している. 以上より, 本研究では, OD ペア i の経路 j の経路交通量は以下の正規分布に従うとする.

$$X_{ij} \sim N[\mu_{ij},\ \eta\,\mu_{ij}] \tag{1}$$

$$f_{X_{ij}}(x_{ij}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\eta\,\mu_{ij}}}\exp\left[\frac{(x_{ij}-\mu_{ij})^2}{2\eta\,\mu_{ij}}\right] \tag{2}$$

ここで, $f_{X_{ij}}(x_{ij})$ は X_{ij} の確率密度関数, X_{ij} は OD ペア i の経路 j の経路交通量の確率変数, x_{ij} はその実現値である.

OD ペア i の OD 交通量を確率変数 N_i とし, その平均と分散をそれぞれ $\mu_i,\ \sigma_i^2$ とする. 一般に独立な正規分布に従う変数の和は正規分布に従うため, 経路交通量の和である OD 交通量も正規分布に従う. したがって, OD ペア i の OD 交通量は正規分布 $N[\mu_i,\ \sigma_i^2]$ に従う. 経路交通量と OD 交通量の間には, 次式が示すような（確率変数としての）フロー保存則が成立する.

$$N_i = \sum_{j=1}^{J_i} X_{ij} \qquad \forall i \tag{3}$$

$$\mu_i = \sum_{j=1}^{J_i}\mu_{ij}\,,\quad \sigma_i^{\,2} = \sum_{j=1}^{J_i}\sigma_{ij}^{\,2} \qquad \forall i \tag{4}$$

式 (3) の OD 交通量の保存は, 確率的に成立するものであり, 個々の（日々の）実現値に関しては, OD 交通量は変動し, 実現値では保存則は成立するとは限らない. このように OD 交通量は確率的に変動するため, 経路交通量は, 例え経路が 2 つのみであっても独立となることに問題は生じない.

(2) リンク交通量

リンク a (a = 1, 2,..., A) の（リンク）交通量の確率変数 X_a は経路交通量の確率変数 X_{ij} の和として, 次式のように表される.

$$X_a = \sum_{i=1}^{I}\sum_{j=1}^{J_i}\delta_{a,ij}\,X_{ij} \tag{5}$$

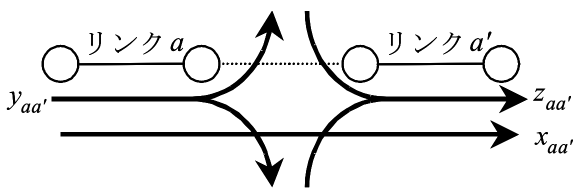

図-1 リンク交通量の共分散算出ための交通量分解

ただし, $\delta_{a,ij}$ はリンクと経路の接続変数であり, リンク a が OD ペア i の経路 j に含まれている場合は 1 であり, 含まれていない場合は 0 になる変数である. リンク交通量の正規分布の平均と分散をそれぞれ $\mu_a,\ \sigma_a^2$ とする. また,（全ての）リンク交通量の確率変数のベクトルを $\mathbf{X}_{\mathrm{A}} = (X_1,\ldots, X_A)^{\mathrm{T}}$ とする. 但し, T は転置を表す.

経路交通量は独立な正規分布に従っているため, その和であるリンク交通量も正規分布の再生性により正規分布となる. リンク a の交通量の平均及び分散は以下の通りとなる.

$$\mu_a = \sum_{i=1}^{I}\sum_{j=1}^{J_i}\delta_{a,ij}\,\mu_{ij} \tag{6}$$

$$\sigma_a^{\,2} = \sum_{i=1}^{I}\sum_{j=1}^{J_i}\delta_{a,ij}\,\sigma_{ij}^{\,2} = \eta\sum_{i=1}^{I}\sum_{j=1}^{J_i}\delta_{a,ij}\,\mu_{ij} = \eta\,\mu_a \tag{7}$$

ここで, リンク交通量の平均のベクトルを $\boldsymbol{\mu}_{\mathrm{A}} = (\mu_1,\ldots, \mu_A)^{\mathrm{T}}$ とする.

既に述べたように, 経路交通量は独立な正規分布に従うと仮定したため, その和であるリンク交通量も正規分布に従う. しかしながら, リンク交通量は必ずしもそれぞれが独立であるとは限らない. 隣接するリンクでは共通に通過する経路交通量が多いため, 一方のリンク交通量が多ければその隣接リンクの交通量も多くなる.

リンク交通量（間）の共分散を求めるために, **図-1** のようにリンク a とリンク a' を通る交通量を分解する. リンク a とリンク a' の両方を通る交通量を $x_{aa'}$ とし, その確率変数を $X_{aa'}$ とする. リンク a は通るが, リンク a' は通らない交通量を $y_{aa'}$ とし, その確率変数を $Y_{aa'}$ とする. 逆にリンク a' は通るが, リンク a は通らない交通量を $z_{aa'}$ とし, その確率変数を $Z_{aa'}$ とする. 経路交通量は独立であり, $X_{aa'}, Y_{aa'}, Z_{aa'}$ には共通して含まれる経路交通量はないため, $X_{aa'}, Y_{aa'}, Z_{aa'}$ はそれぞれ独立な正規分布である. したがって, $\mathrm{Cov}[X_a, X_{a'}] = \mathrm{Cov}[X_{aa'} + Y_{aa'}, X_{aa'} + Z_{aa'}] = \mathrm{Var}[X_{aa'}]$ となる. ここで, $\mathrm{Cov}[\cdot,\cdot]$, $\mathrm{Var}[\cdot]$ はそれぞれ共分散, 分散を算出する演算子である. このようにリンク間の交通量は必ずしも独立ではない. ここで, リンク a とリンク a' の交通量の共分散を $\sigma_{aa'}$ (= $\mathrm{Cov}[X_a, X_{a'}]$) とする. なお, 既に述べたようにリンク a の交通量の分散は $\sigma_a^2 = \mathrm{Var}[X_a] = \eta\,\mu_a$ である. σ_a^2 および $\sigma_{aa'}$ を要素に持つリンク交通量の分散・共分散行列 $\boldsymbol{\Sigma}_{\mathrm{AA}}$ は次式

のようになる.

$$\boldsymbol{\Sigma}_{\mathrm{AA}}=\begin{bmatrix}\sigma_1{}^2 & & \cdots & & \sigma_{1A}\\ & \ddots & & & \\ \vdots & & \sigma_a{}^2 & \sigma_{aa'} & \vdots\\ & & \sigma_{aa'} & \sigma_{a'}{}^2 & \\ & & & & \ddots \\ \sigma_{1A} & & \cdots & & \sigma_A{}^2\end{bmatrix} \quad (8)$$

ここで,

$$\sigma_{aa'}=\sum_{i=1}^{I}\sum_{j=1}^{J_i}\delta_{a,ij}\,\delta_{a',ij}\,\sigma_{ij}{}^2=\eta\sum_{i=1}^{I}\sum_{j=1}^{J_i}\delta_{a,ij}\,\delta_{a',ij}\,\mu_{ij} \quad (9)$$

全てのリンク交通量は次式の確率密度関数 $f_{\mathbf{X}_A}(\mathbf{x}_A)$ を持つ多変量正規分布 $\mathrm{N}[\boldsymbol{\mu}_{\mathrm{A}}, \boldsymbol{\Sigma}_{\mathrm{AA}}]$ に従う.

$$f_{\mathbf{X}_{\mathrm{A}}}(\mathbf{x}_{\mathrm{A}})=\frac{\exp\left\{-\dfrac{1}{2}(\mathbf{x}_{\mathrm{A}}-\boldsymbol{\mu}_{\mathrm{A}})^{\mathrm{T}}\boldsymbol{\Sigma}_{\mathrm{AA}}{}^{-1}(\mathbf{x}_{\mathrm{A}}-\boldsymbol{\mu}_{\mathrm{A}})\right\}}{\sqrt{(2\pi)^A\left|\boldsymbol{\Sigma}_{\mathrm{AA}}\right|}} \quad (10)$$

ここで, $\mathbf{x}_{\mathrm{A}}$ はリンク交通量の(実現)値のベクトル, $\boldsymbol{\Sigma}_{\mathrm{AA}}{}^{-1}$ は $\boldsymbol{\Sigma}_{\mathrm{AA}}$ の逆行列, $\left|\boldsymbol{\Sigma}_{\mathrm{AA}}\right|$ は $\boldsymbol{\Sigma}_{\mathrm{AA}}$ の行列式である. なお, このようなリンク交通量の確率密度関数を定義するためには, $\left|\boldsymbol{\Sigma}_{\mathrm{AA}}\right|$ が 0 でないことが必要である. 例えば, 本来ならば一つのリンクで記述すべきものを 2 つの連続隣接のリンクで表現した場合を考える. その 2 つのリンクは全く同じリンク交通量及び分布となる. このように他のリンク交通量(の確率変数)によって一意に表現できるリンク(の確率変数)等を除去しなければ, $f_{\mathbf{X}_A}(\mathbf{x}_A)$ を定義できないことに注意が必要である. なお, 除去したリンクについては, 式 (10) で考慮したリンク交通量の確率変数の線形和によりそのリンクの確率変数を書き表すことができる. よって, 除去したリンク交通量の平均や分散も計算可能である. なお, **4. モデルの適用** で述べる金沢道路ネットワークへの適用の際にはこのような問題は生じなかった.

(3) 平均旅行時間

交通量(OD 交通量, 経路交通量, リンク交通量)は正規分布に従っている. リンク a の旅行時間関数を $c_a(x_a)$ とすると, リンク a の旅行時間の確率変数 C_a は $c_a(X_a)$ とも表記できる. X_a は正規分布に従う確率変数であるが, $c_a(x_a)$ が線形関数等となる場合を除いて, 一般に, $c_a(X_a)$ は正規分布には従わない. そこで, 本研究では, 旅行時間の確率分布の特定は行わず, その平均(期待値)及び分散等によって確率的な旅行時間を捉えることにする. リンク旅行時間の平均は平均の定義から以下の式によって与えられる.

$$\mathrm{E}[C_a]=\int_{-\infty}^{\infty}\frac{c_a(x_a)}{\sqrt{2\pi}\sigma_a}\exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{x_a-\mu_a}{\sigma_a}\right)^2\right\}dx_a \quad (11)$$

ここで, $\mathrm{E}[\cdot]$は期待値を算出する演算子である. なお, 以下では, この平均旅行時間 $\mathrm{E}[C_a]$ をより簡素な表現として $\bar{c}_a$ と表記することがある.

本研究では, リンク走行時間が BPR 関数に従うと仮定する. このとき, リンク a の旅行時間 c_a は $\alpha+\beta\,x_a{}^\gamma$ で表される[4]. ただし, x_a はリンク a の交通量, α, β, γ は正のパラメータである. この時, 平均リンク旅行時間は $\mathrm{E}[\alpha+\beta\,X_a{}^\gamma]$ $(=\alpha+\beta\,\mathrm{E}[X_a{}^\gamma])$ であり, それを求めるためには $\mathrm{E}[X_a{}^\gamma]$ を計算する必要がある. $\mathrm{E}[X_a{}^\gamma]$ は(原点まわりの)モーメント(積率)であり, 正規分布 $\mathrm{N}[\mu, \sigma^2]$ の原点まわりのモーメントは以下の漸化式により順次求めることが出来る[17].

$$m_\gamma=(\gamma-1)\sigma^2\,m_{\gamma-2}+\mu\,m_{\gamma-1} \qquad \gamma=1,2,3,... \quad (12)$$

ここで, m_γ は γ 次の原点まわりのモーメント$(=\mathrm{E}[X^\gamma])$, $m_{-1}=0$, $m_0=1$ である.

リンク旅行時間の分散は $\mathrm{E}[C_a{}^2]-(\mathrm{E}[C_a])^2$ であり, 上記の原点まわりのモーメントを用いて計算することが出来る.

3. モデルの定式化

(1) 定式化

道路利用者(もしくは潜在的道路利用者)は合理的で, 平均旅行時間もしくは知覚旅行時間の平均を最小化しようとすると仮定する[5].

経路交通量を一意に求めることができることや取り扱いの容易さの観点から, ここで, ロジットモデルに基づいた経路選択を採用する. よって, 経路交通量の平均は以下の式の通りである.

$$\mu_{ij}=\mu_i\frac{\exp\left(-\theta\,\bar{c}_{ij}\right)}{\sum_{j'=1}^{J_i}\exp\left(-\theta\,\bar{c}_{ij'}\right)} \quad (13)$$

ここで, θ は非負のパラメータ, $\bar{c}_{ij}$ は OD ペア i の経路 j の平均旅行時間である.

既に述べたように, 本研究では, 交通需要のみ確率的であり, 経路選択は確定的としている. よって, 式 (13) のロジットモデルの出力値に比例して, 経路交通量が決定される. つまり, 平均経路交通量は, 上のロジット・モデルに従い, 確定的に決められる. ただし, 交通需要が確率的であるため, 経路選択自体は確定的ではあるが, 経路交通量は確率的となる. また, 旅行時間や交通量の変動とパラメータ θ は無関係であり, ロジットモデルでの確率項は旅行時間や交通量の変動ではなく, 観測していない要因や知覚誤差に起因すると解釈する.

言い換えると，平均旅行時間のみにより経路を選択しているとともに，旅行時間や交通量の変動は，旅行時間や交通量の確率変数としてそのまま扱い，ロジットモデルでの確率項ではそれ以外の要因（個々人の選択のバラつき）を仮定している．

上式のロジットモデルに従った経路選択の場合の均衡は以下のような最適化問題として定式化することができる．

$$\min . Z=\sum_{a=1}^{A}\int_{0}^{\mu_a}\bar{c}_a(w)\,dw+\frac{1}{\theta}\sum_{i=1}^{I}\sum_{j=1}^{J_i}\mu_{ij}\ln\mu_{ij} \tag{14}$$

s.t.

$$\mu_i=\sum_{j=1}^{J_i}\mu_{ij} \qquad \forall i \tag{15}$$

$$\mu_a=\sum_{i=1}^{I}\sum_{j=1}^{J_i}\delta_{a,ij}\,\mu_{ij} \qquad \forall a \tag{16}$$

$$\mu_{ij}\ge 0 \qquad \forall i\,\forall j \tag{17}$$

上式は Fisk による確率的利用者均衡の定式化[13)]とほぼ同型であり，その違いは，Fisk[13)]の目的関数の第 1 項は通常の確定的な旅行時間関数を積分したものに対して，上の式では，平均旅行時間関数を積分したものになっている点のみである．よって，通常の確率的利用者均衡の計算アルゴリズムが適用可能である．

ここで，上記の最適化問題が式 (13) のロジット経路選択に基づいた配分となっているのかと解の一意性を確認するために，式 (14) の Z を用いて，以下のラグランジュ関数 L を定義する．

$$L=Z+\sum_{i=1}^{I}\kappa_i\left(\mu_i-\sum_{j=1}^{J_i}\mu_{ij}\right) \tag{18}$$

ここで，κ_i はラグランジュ乗数である．

L を偏微分した結果は以下の通りである．

$$\frac{\partial L}{\partial\mu_{ij}}=\bar{c}_{ij}+\frac{1}{\theta}\left(\ln\mu_{ij}+1\right)-\kappa_i\,(=0) \tag{19}$$

式 (19) を式 (15) に代入することにより，上の最適化問題が式 (13) の経路選択に従っていることを容易に確認することが出来る．

上で述べた最適化問題の制約条件は式 (15), (16), (17) であり，実行可能領域には明らかに凸性があることが分かる．よって，最適化問題の解が一意に存在するためには，目的関数である式 (14) が狭義の凸関数であればよい．それを調べるために，Z のヘッセ行列 $\mathbf{H}$ を求めよう．そのために，Z の2回偏微分を行うと以下の通りとなる．

$$\frac{\partial^2 Z}{\partial\mu_{ij}\partial\mu_{i'j'}}=\begin{cases}\dfrac{1}{\theta\,\mu_{ij}}+\displaystyle\sum_{a=1}^{A}\delta_{a,ij}\,\bar{c}'_a(\mu_a) & if\ i=i'\ \&\ j=j'\\ \displaystyle\sum_{a=1}^{A}\delta_{a,ij}\,\delta_{a,i'j'}\,\bar{c}'_a(\mu_a) & otherwise\end{cases} \tag{20}$$

Z のヘッセ行列 $\mathbf{H}$ が正定値行列であれば，上の最適化問題の解は一意となる．零ベクトル以外の任意の J 次元ベクトル $\mathbf{v}=(v_{11},\ldots,v_{IJ_I})^{\mathrm{T}}$ について，$\mathbf{v}^{\mathrm{T}}\,\mathbf{H}\,\mathbf{v}>0$ が成り立てば $\mathbf{H}$ は正定値行列である．なお，J は全ての経路の総数，つまり，$\Sigma_i J_i$ である．式 (20) を用いて $\mathbf{v}^{\mathrm{T}}\,\mathbf{H}\mathbf{v}$ を書き下すと以下のようになる．

$$\mathbf{v}^{\mathrm{T}}\,\mathbf{H}\,\mathbf{v}=\frac{1}{\theta}\sum_{i=1}^{I}\sum_{j=1}^{J^i}\frac{{v_{ij}}^2}{\mu_{ij}}+\sum_{a=1}^{A}\bar{c}'_a(\mu_a)\left(\sum_i\sum_j\delta_{a,ij}\,v_{ij}\right)^2 \tag{21}$$

したがって，$\bar{c}'_a(\mu_a)>0$ ならば，$\mathbf{H}$ は正定値行列となることが分かる．

リンクの平均旅行時間 $\bar{c}_a$ は $\alpha+\beta\,\mathrm{E}[X_a^{\gamma}]$ である．ここで，X_a の原点周りの各モーメント m_γ $(=\mathrm{E}[X_a^{\gamma}])$ について考えよう．交通量の平均は正，つまり $m_1=\mu>0$ であるため，式 (12) から $m_\gamma=\mu^{\gamma}+a_{\gamma,\gamma-1}\,\mu^{\gamma-1}+\ldots+a_{\gamma,0}$ となる[6]．ただし，$a_{\gamma,\gamma-k}$ $(\gamma=1,2,\ldots;\ k=1,2,\ldots,\gamma)$ は非負の係数である．

旅行時間関数のパラメータ α, β は共に正であり，リンクの平均交通量も当然正のため，

$$\frac{d\bar{c}_a}{d\mu_a}=\beta\left\{\gamma\,{\mu_a}^{\gamma-1}+(\gamma-1)\,a_{\gamma,\gamma-1}{\mu_a}^{\gamma-2}+\cdots+a_{\gamma,1}\right\}>0 \tag{22}$$

となる．したがって，上の最適化問題の解は一意となることが分かる．

(2) 等時間型モデル

ロジット型の均衡については，リンクベースの計算法も提案されているものの，実用的には，あまり用いられることは多くなく，また，経路ベースで計算する場合，経路集合の設定の問題，Dial 配分の場合は収束しないことが多いなどのためにあまり普及しているとは言いにくい．実用的には，ワードロップ均衡配分（等時間型配分）が用いられることがほとんどである．よって，現時点で，実用的にも十分適用可能なモデルとして，等旅行時間型のモデル（ワードロップ型のモデル）を定式化することは有用と考えられる．また，**2. 確率的な交通量 (1)利用者行動に関する仮定** で述べたように，本研究では，道路利用者は合理的と仮定している．既に述べたように，合理的な道路利用者は，変動する旅行時間に対しては，その代表値である平均を基に最も合理的な経路を選択すると考えられる．よって，このような仮定に対しては，等時間モデルの方が適しているとも言える．この時，利用され

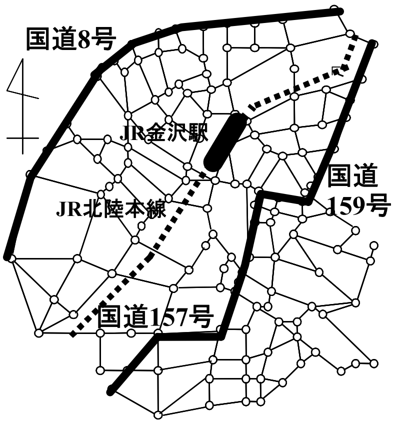

図-2 対象とした金沢道路ネットワーク

ている経路の「平均旅行時間」は皆等しく，それは利用されていない経路の「平均旅行時間」より小さいもしくは等しくなる．通常のワードロップ均衡が確定的な旅行時間について均衡を定義しているのに対して，本研究では，旅行時間の平均に関して均衡が定義されている．平均的に等時間配分が成り立っているとも言え，個別に（毎日もしくは毎回）実現する交通量（の実現値）は必ずしも等時間配分となっているとは限らない．交通量の平均値が等時間に配分されている．

上述の均衡は，ワードロップ均衡での（確定的な）交通量が平均交通量，（確定的な）旅行時間が平均旅行時間，BPR 関数などの旅行時間関数が平均旅行時間関数 $\bar{c}_a(\mu_a)$ に置き換わったものと考えることができる．よって，ワードロップ均衡に形式的に類似した以下の最適化問題として定式化できる．

$$\min. Z = \sum_a \int_0^{\mu_a} \bar{c}_a(w)\,dw \tag{23}$$

制約条件は式 (15), (16), (17) と同じである．

このようにワードロップ均衡に形式的に類似した最適化問題として定式化することができ，平均リンク交通量 μ_a をフランク-ウォルフ法（Frank-Wolfe 法）などの通常の配分アルゴリズムによって計算することができる．また，既に述べたように $\bar{c}'_a(\mu_a) > 0$ であるため，上の最適化問題の解は一意となる．

以上のモデルは，簡便ではあるが，通常のワードロップ均衡と同様に，平均リンク交通量のみが一意に求まり，平均経路交通量は一意には決まらない．したがって，リンク旅行時間の分散は計算することができるが，経路旅行時間の分散を計算することができない．なぜならば，経路交通量の旅行時間の平均はリンク旅行時間の平均の和であるが，リンク旅行時間はリンク間で相関があるため，経路旅行時間の分散はリンク旅行時間の分散の和となるとは限らないためである．経路交通量の分散を求めるためには，リンク旅行時間の分散のみならず，リンク旅行時間の間の共分散も求める必要がある．その共分散を求めるためには平均経路交通量 μ_{ij} が必要になる．よって，経路旅行時間の分散を算出するためには，配分後，その配分に合致した平均経路交通量を求めることなどが必要となる．

もし経路交通量や経路旅行時間がどうしても必要な場合は，以下のような便宜的な方法が考えられる．本稿は，Frank-Wolfe 法で最適化問題を解いているが，Frank-Wolfe 法では，最小（平均）旅行時間の経路に交通量を流すという作業を繰り返している．その平均経路交通量を順次記録しておくと，配分後，それらを合計することにより，平均経路交通量が得られる．このようにして得られた平均経路交通量は，基本的に自由走行時間が小さい経路により多く交通量が流れるように配分されていると考えられる．本来ならば，実際の経路選択の調査結果等を基に経路交通量の算出方法を検討しなければならないが，便宜的には，このような方法を用いることも可能である．なお，**5. 情報提供効果分析** では，経路旅行時間の分散などの計算が必要であり，この方法が用いられている．

4. モデルの適用

実用ネットワークへ適用可能な均衡モデル（等時間型確率均衡モデル）を金沢市の道路ネットワークに適用し，その妥当性を調べる．**図-2** がその金沢道路ネットワークであり，ノード数が 140，リンク数が 467 である．

モデル適用のために使用した OD 交通量の平均は，平成 7 年の第 3 回パーソントリップ調査をもとに作成した平日の朝 7 時から 8 時までの 1 時間分の OD 交通量とした．また，旅行時間関数は標準的な BPR 関数のパラメータを用いた[7]．既に述べたように，$\sigma_a^2 = \eta\, \mu_a$ であるが，ネットワーク内の 1 箇所の国道の交通量データにより，$\eta = 42.0$ とした[8]．なお，計算は Frank-Wolfe 法を用いて行っている．

図-3 は実際のリンク交通量（リンク交通量の観測値）を横軸に，モデルから算出された平均リンク交通量を縦軸にとった各リンクの交通量の散布図である．実際のリンク交通量とモデルから算出された平均リンク交通量との相関係数は 0.914 であり，RMSE は 224.9 台であった．なお，確定的なワードロップ均衡での確定的な計算交通量と実際の交通量の相関は 0.916 であった．若干，本研究のモデルの相関の方が低いが，統計的に有意となる差よりもその差ははるかに小さく，両モデルの再現性はほぼ同じと考えられる．**図-3** では多少の散らばりが見られるものの，相関係数は 0.914 と比較的高く，前章で述

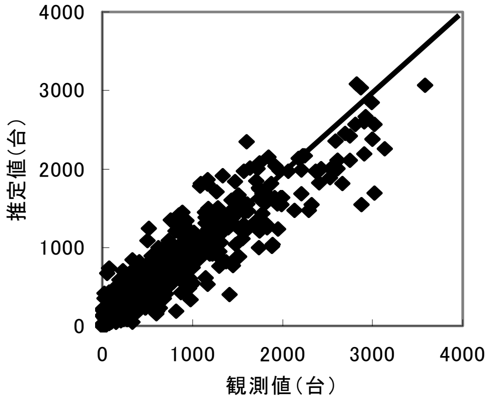

図-3 観測値と推定値の比較

べた均衡モデルの実際のネットワークの適用可能性および妥当性は十分にあると考えられる．図-4 は各リンクのリンク旅行時間の標準偏差が大きいリンクを示している．また，図-5 は各リンクの旅行時間の変動係数を示している．本モデルでは，交通量の平均に比例して，その分散が決定されている．しかし，これは交通量に関する仮定であり，必ずしも平均旅行時間が大きければ旅行時間の分散が大きいとは限らない．平均旅行時間と旅行時間の分散（標準偏差）の関係は，個々のリンク特性に大きく影響される．交通容量の大きいリンクの旅行時間の分散はたとえ平均旅行時間が大きくとも小さくなる．本事例では，リンク旅行時間の分散は，注[7]のように計算される．これから分かるように，交通量に比較して容量が小さいリンクの旅行時間の分散（標準偏差）が大きい傾向がある．交通容量が小さいと，旅行時間の変動に対する交通量の変動の影響が大きくなる．

以上のように，本モデルにより，時間信頼性の低いリンクがどれであるのかが分かるようになる．また，平均旅行時間と時間信頼性をあわせた指標（例えば，実効旅行時間 [16),18),19)]）を用いることにより，時間信頼性を考慮したネットワーク評価が可能となると考えられる [20)]．

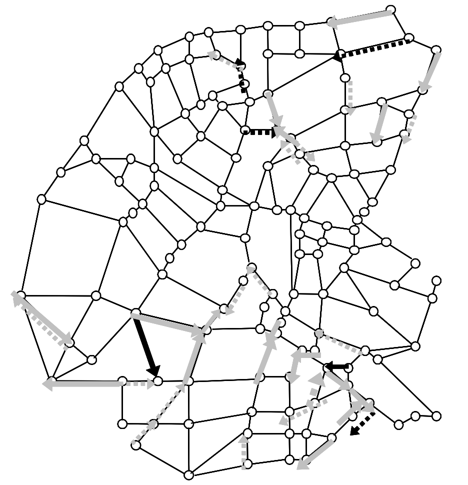

図-4 各リンクの旅行時間の標準偏差値

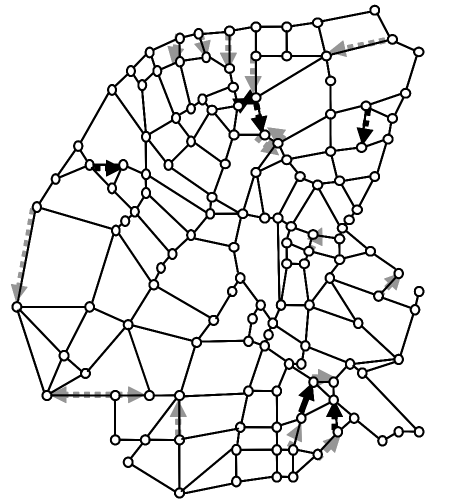

図-5 各リンクの旅行時間の変動係数

5. 情報提供効果分析

(1) 設定条件

交通量や旅行時間が確率的に変動する場合，平均的に旅行時間が小さい経路を知ることは可能である．しかし，その平均的に旅行時間が小さい経路を実際に走行した場合，必ずしも常に旅行時間が小さいとは限らない．交通量や旅行時間が確率的に変動するため，その経路の旅行時間が大きくなることも確率的に発生する．

交通量や旅行時間が確率的に変動する状況下において，ITS を用いることで時々刻々の交通状況（各リンクの旅行時間）を正確に知ることができると仮定する．そして，救急車に最短旅行時間の経路を知らせるという情報提供を想定する．以下で，図-2 に示した金沢市の道路ネットワークを対象に重篤患者を搬送する救急車を最短旅行時間経路へ経路誘導することの評価を行う．なお，このような重篤患者の救急車による搬送を三次救急と呼ぶ．

対象とするネットワークは，図-2 に示したネットワークであるが，対象ネットワーク内には救急車が配置された消防署が 4 箇所，三次救急指定病院が 2 箇所ある．ネットワークに関する設定は前章と同じである．

救急車は，一般車両よりも高速で走行すると考えられるため，救急車の旅行時間としては，一般車両の旅行時間を補正したものを用いることにする．金沢市の平成 10 年度救急業務報告書から，救急車が消防署より救急患

者の所在地に駆けつける場合，一般車両の 0.73 倍の時間で，搬送の場合は一般車両の 0.90 倍の時間で走行すると設定する．搬送の場合の旅行時間の方が大きいのは，患者を搬送しているため，より慎重に運転するためである．

(2) 情報提供による旅行時間短縮

情報提供を受けていない場合，救急車は出動要請時点での正確な交通状況を知ることはできないため，救急隊員（救急車の運転手）の日常の経験により，平均的に最短旅行時間で走行できる経路を選択すると考える．よって，駆けつけ及び搬送の旅行時間は平均最小旅行時間となり，上述の実用的モデル（等時間型の確率均衡モデル）から得られる平均リンク旅行時間から計算することができる．つまり，解析解としてこれらの値を算出できる．

本稿では，提供する情報は正確な旅行時間情報，つまり，提供された旅行時間と実際に走行した時の旅行時間と同じであると仮定する．情報提供を受けている場合の旅行時間は数値計算によって算出する．実用的モデルの解析に従った正規乱数により，出動要請のあった時点の交通量（実現値）を与える．これがその時点での交通量であり，この交通量を基に最短旅行時間の経路はいずれの経路であるのかという情報を与える．この情報を受けた救急車は毎回実際に最小旅行時間である経路を走行できる．一方，情報提供を受けていない場合の救急車は平均的に最小旅行時間である経路を走行するものの，必ずしも毎回は最小旅行時間の経路を走行するとは限らず，（旅行時間が日々確率的に変動するため）しばしば最小旅行時間の経路とは異なるより旅行時間の大きい経路を選択することになる．

最小旅行時間経路が情報として与えられた場合の OD ペア i 間の旅行時間の短縮効果（旅行時間短縮の平均） RT_i は次式のように表すことができる．

$$RT_i = \min(\bar{c}_{ij}; j = 1,2,..,J_i) - \mathrm{E}[\min(C_{ij}; j = 1,2,..,J_i)] \tag{24}$$

ここで，$\min(x_i; i = 1,2,\ldots,I)$ は $\{x_1, x_2, \ldots, x_I\}$ の中で最も小さい値を出す演算であり，$\bar{c}_{ij} = \mathrm{E}[C_{ij}]$ である．上式の右辺の第 1 項は平均旅行時間の最小値である．そして，$\min(C_{ij}; j = 1,2,..,J_i)$ は極値分布とみなせ，第 2 項は実現した経路旅行時間のうち最も小さい旅行時間の値の期待値，つまり，毎日最短旅行時間の経路を走行したときの旅行時間平均である．OD ペア i が消防署と現場との間の場合，救急車の旅行時間短縮の平均は 0.73 RT_i となり，現場と病院の場合は $0.90\,RT_i$ となる．

式 (24) の $\min(\bar{c}_{ij}; j = 1,2,..,J_i)$ は，既に述べたように式 (23) の最適化問題を解くことによって，解析的に求めることができる．通常，平均旅行時間の最小の経路は複数あることが多い．経路旅行時間が独立の場合，$\mathrm{E}(\min[C_{ij}; j = 1,2,..,J_i])$ はガンベル分布など極値分布によって解析的に値を求めることができるが，一般に経路旅行時間は独立ではないため，本稿では数値的に平均的な短縮旅行時間等を求めることにした．

表-1 情報提供効果の数値計算結果

	旅行時間の短縮（分）	旅行時間の標準偏差の減少（分）
駅西	2.74	2.23
広坂	0.23	0.49
中央	3.46	1.96
鳴和	5.46	3.25
平均	2.97	1.99

(3) 経路交通量の発生

前節で述べたように，旅行時間の短縮を算出するために，数値的に計算を行わなければならないため，前章での配分結果を基に経路交通量を正規乱数として発生させ，計算を行う．

3. モデルの定式化 (2)等時間型モデル で述べた Frank-Wolfe 法を用いた平均経路交通量の計算法を用いて，配分した結果から得られた平均経路交通量 μ_{ij}^* によって，各経路に $\mathrm{N}[\mu_{ij}^*, \eta\mu_{ij}^*]$ に従った正規乱数として k 日目の経路交通量 x_{ij}^k を（確定値として）与える．本研究では，k = 1, 2,…, 1000 とし，情報提供効果分析を行う．よって，情報提供のある場合の OD ペア i の旅行時間の平均，つまり，式 (24) での $\mathrm{E}[\min(C_{ij}; \forall j)]$ は以下のように計算する．

$$\frac{1}{1000}\sum_{k=1}^{1000}\min[c_{ij}^k; \forall j] \tag{25}$$

ここで，c_{ij}^k は k 日目の OD ペア i の経路 j の旅行時間の実現値である．

(4) 情報提供効果分析

以上のような前提で，金沢市のネットワークにおいて数値計算を行った．その結果は，**表-1** のようにまとめられる．この表より，金沢市において救急車に最短旅行時間の経路情報を提供することで，平均的に約 3 分の旅行時間の短縮が期待でき，旅行時間のばらつきも減少することが分かる．なお，経路旅行時間がばらつきも減少する原因については，極値の性質を詳しく調べる必要があり，今後の課題としたい．

図-6 は各ノードの旅行時間の短縮の程度を示している．旅行時間の短縮効果が大きいのは，当然のことながら，搬送において搬送先の三次救急指定病院から比較的離れており，搬送に多くの旅行時間を要する区域とな

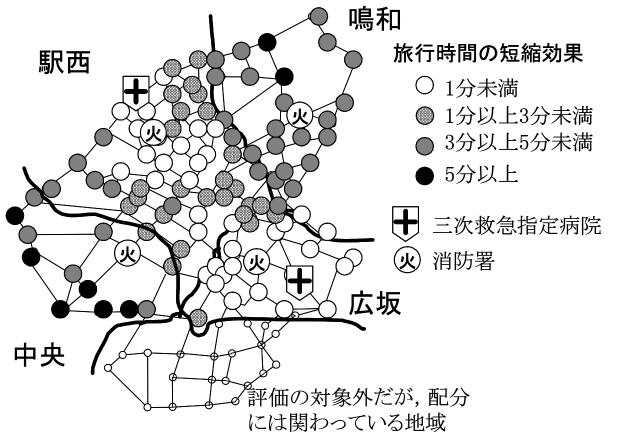

図-6 ノードごとの経路誘導による効果

っている．また，リンク・ノードが密になっており選択できる経路が比較的大きい地域も効果が大きいものと考えられる．以上のように，設定した状況においては，ITS による経路誘導は少なからず効果を発揮することが分かるとともに，本研究のモデルは，情報提供効果の分析に有用であることが示されたと考えられる．なお，上の分析結果では，提供された情報は正確なものであるとの仮定の下でのものである．現実にはこのような正確な情報を提供することは困難であり，提供情報自体に誤差が含まれることがほとんどであると考えられる．このような誤差を含む情報提供の効果を分析するためには，救急車が実際の最短旅行時間経路を選択するのではなく，誤差を含んで提供された情報上での最短旅行時間経路を選択するとして計算を行う必要がある．本研究では，情報提供効果分析自体を目的としているのではなく，それを行うことが可能であることを示すため，詳細な情報提供分析に関しては，今後，別の機会で発表したい．

6. おわりに

現実の交通ネットワークでは，様々な要因によりその交通量や旅行時間は日々変動している．事故や災害などが生じていない通常の交通状況下では，交通量・旅行時間の変動の主要な原因の一つは，交通需要の変動である．本研究では，交通需要が正規分布に従って確率変動するとともに，配分された交通量も正規分布に従う確率的な交通ネットワーク均衡モデルを提案した．

提案したモデルを金沢市の道路ネットワークに適用し，モデルの妥当性等を検討した．観測したリンク交通量とモデルより得られた平均リンク交通量の相関係数は 0.914 と高く，モデルに妥当性があることが分かった．また，各リンクの旅行時間の標準偏差を算出し，不確実性の高いリンクを示した．このように本研究のモデルは，旅行時間の不確実性・信頼性評価を行うことが可能であると示されたと考えられる．

さらに，推定した金沢道路ネットワークの旅行時間の確率変動下で，緊急車両に情報提供を行うことの効果分析を行った．数値計算の結果，緊急車両（救急車）に最短旅行時間経路へ経路誘導することによって，約 3 分の旅行時間短縮が可能であると評価することができた．情報提供の効果分析のためには，基本的には交通量や旅行時間が確率変動するモデルが不可欠であり，本研究のモデルによって，それが可能となった．

適用対象の金沢道路ネットワークついては，国道の 1 箇所以外のリンク交通量データが入手できなかったため，算出した旅行時間の標準偏差もしくは分散の妥当性を十分に検討することができず，それは今後の課題とせざるを得なかった．また，本研究では，トリップの発生が確率的に行われることを仮定し，交通量の分散がその平均の定数倍としたが，この点についても交通量データ等から妥当性を検討することも重要である．

謝辞：本研究は，科学研究費補助金 15760393（若手研究 B，研究代表・中山晶一朗），18760387（若手研究 B，研究代表・中山晶一朗），16360254（基盤研究 B，研究代表・髙山純一）の援助により行われているものである．ここに記し，感謝の意を表します．

注

[1] 道路利用者の選択する経路は時間帯によって異なることなどがあると考えられるが，本稿では，静的な取り扱いのみを行い，モデルはそれほど長くない時間帯に適用されることを前提とする．よって，各道路利用者は選択する経路を一つ決めていると仮定する．

[2] ここでの独立とは，ある OD 交通量の確率変数と別の OD 交通量の確率変数とは相関等がないことを意味している．このような状況として，季節などの周期的変動など全てもしくは複数の OD に共通する変動がない，もしくはそのような共通の変動が除去された定常状態であることが望ましい．

[3] このように η の定義域を拡張した場合，本文で述べた交通量が二項分布に従うとの当初の仮定と矛盾が生じるとみなすこともできる．交通量の変動係数は大きくても 0.2 程度と考えられるため，モデルの適用対象の時間帯を小さくし，n_i が小さくなるようにすれば，$0 < \eta < 1$ の範囲で η を適切に設定し，このような拡張をせずに，配分することが可能である．しかし，本稿では，現実ネットワークへの適用を重視し，この点に関しては，それほど厳密には考えないことにした．また，交通量の平均と分散の関係をより一般化することも可能である．つまり，$\sigma_{ij}^2 = g(\mu_{ij})$ となる関数 g を設定する．計算等が少し複雑になるなど若干の違いはあるが，このような関数を用いても本稿のモデルは適用可能である．

[4] 通常，BPR 関数は $t = t_f[1 + \alpha' (x/C)^\gamma]$ などと記載されることが多い．ただし，t は旅行時間（走行時間），x は交通量，t_f は自由走行時間，C は交通容量，α', γ は正のパ

ラメータである．本論文では，それを単純化させ，$\alpha + \beta x^{\gamma}$ と記載する．

標準的なBPR関数では，$\gamma = 4.0$ であるが，必ずしも標準値が用いられるとは限らない．γ が正の整数ではない場合，正規分布は負の値もとるため，旅行時間を（実数として）定義することが出来ない．なお，本稿での理論的展開の中では，γ は正の整数としている．実際的には，交通量は一般に平均値が大きいため，負の値をとる確率は非常に小さく，負の値をとる場合便宜的に0とすること等により旅行時間の平均・分散を算出することも出来る．この点については，負の値をとらない（例えばガンマ分布などの）分布などを使用することによって回避することができる．それについては，別稿にて発表する[16]．なお，本稿では，その扱いについて詳述しないが，BPR 関数のパラメータ γ が整数でない場合もしくは BPR 関数以外の旅行時間関数を用いる場合，それをテーラー展開等で多項式によって近似できれば，本研究と同様に旅行時間の平均等を算出することができ，モデル化が可能である．

[5] 本モデルでは旅行時間は確率的であるため，道路利用者の経路選択について，リスク態度などを考慮することが可能である．しかし，本稿では，実用可能モデルを目指しており，リスク態度の考慮はモデルが複雑になることから取り入れないこととした．リスク態度等の考慮に関しては別稿にて発表する[16]．

[6] 原点まわりのモーメント m_γ が非負の係数 $a_{\gamma,\gamma-k} \geq 0$ (k = 1, 2,…, γ) のみをもつ多項式 (m_γ =) $\mu^{\gamma} + a_{\gamma,\gamma-1}\,\mu^{\gamma-1} + \ldots + a_{\gamma,0}$ となることは，数学的帰納法により，以下のように導くことが出来る．

$\gamma = 1$ の時，$m_1 = \mu$ であるため，成立している．また，$\gamma = 2$ の時，式 (12) より，$m_2 = \sigma^2 + \mu^2$ となり，成立していることが分かる．

$\gamma = l$ 及び $\gamma = l + 1$ の時，成立すると仮定する．$\gamma = l + 2$ の時，式 (12) より，$m_{l+2} = (l+1)\sigma^2 m_l + \mu m_{l+1}$ となる．$\gamma = l, l+1$ の時は成立すると仮定しているので，$m_{k+2} = (l+1)\sigma^2(\mu^l + a_{l,l-1}\mu^{l-1} + \ldots + a_{l,0}) + \mu(\mu^{l+1} + a_{l+1,l}\,\mu^l + \ldots + a_{l+1,0}) = \mu^{l+2} + a_{l+1,l}\,\mu^{l+1} + ((l+1)\sigma^2 + a_{l+1,l-1})\,\mu^l + \ldots + a_{l,0}$ となり，全て非負の係数の多項式であることが分かる．以上より，証明された．

[7] 旅行時間関数（BPR 関数）での自由走行時間 t_f および交通容量 C は，制限速度，車線数や車線幅をもとに設定した．また，標準的な BPR 関数とは $t = t_f[1 + 0.15(x/C)^4]$ である． この場合の平均リンク旅行時間関数は

$$t_f\left[1 + 0.15(3\eta^2\mu^2 + 6\eta\mu^3 + \mu^4)/C^4\right]$$

となる．また，リンク旅行時間の分散は

$$0.15^2\,t_f^2\left\{\frac{97\eta^4\mu^4 + 384\eta^3\mu^5 + 168\eta^2\mu^6 + 16\eta\mu^7}{C^8}\right\}$$

となる．ここで，t_f は自由走行時間，μ はリンク交通量の平均，$\eta\mu$ がリンク交通量の分散，C は交通容量である．なお，リンクに関する添え字 a は省略している．また，本文中では，C は旅行時間の確率変数を意味するが，この注内では，慣例に従い，交通容量を示す変数を C としている．このように平均リンク交通量から平均リンク旅行時間を算出する平均リンク旅行時間関数は，比較的単純な式として与えることが出来る．

[8] 注[2]で述べたように，理論上，OD交通量は，季節変動など複数の OD に共通する変動がない，もしくはそのような共通変動が除去された定常状態として設定しなければならない．しかし，現実には，OD 交通量の変動を把握することは極めて困難であるため，その仮定が成立しているのかどうかの検証は不可能と思われる．また，リンク交通量のみに着目した場合，周期性の除去等を行うことは可能であるが，それは様々な OD 交通量の影響を含んだものであり，リンク交通量の変動を基に，OD 交通量間の共通的な変動要因の除去することは困難と考えられる．よって，現時点において，実用的には，交通量変動をそのまま用いざるを得ないと思われる．金沢道路ネットワークへの適用では，入手できたリンク交通量データが 1 箇所のみ（国道の車両感知器データ）であったため，そのリンクの 1 年間の平日の朝 7 時から 8 時まで 1 時間交通量から η を 42.0 とした．なお，その観測リンクの交通量の変動係数は 0.22 であった．η の設定方法も今後の課題の一つである．

参考文献

1) Chen, A., Yang, H., Lo, H.K. and Tang, W.H.: Capacity Reliability of a Road Network: An Assessment Methodology and Numerical Results, *Transportation Research*, Vol. 36B, pp. 225-252, 2002.
2) Arnott, R., de Palma, A. and Lindsey, R.: Does Providing Information to Divers Reduce Traffic Congestions?, *Transportation Research*, Vol. 25A, pp. 309-318, 1991.
3) Lo, H.K. and Tung, Y.K.: Network with Degradable Links: Capacity Analysis and Design, *Transportation Research*, Vol. 37B, pp. 345-363, 2003.
4) Mirchandani, P. and Soroush, H.: Generalized Traffic Equilibrium with Probabilistic Travel Times and Perceptions, *Transportation Science*, Vol. 21, pp. 133-152, 1987.
5) 棟方章晴，赤松隆：旅行時間の不確実性を考慮した動的システム最適配分問題の解法，第 30 回土木計画学研究・講演集，Vol. 30，on CD-ROM，2004.
6) Cascetta, E.: A Stochastic Process Approach to the Analysis of Temporal Dynamics in Transportation Networks, *Transportation Research*, Vol. 23B, pp1-17, 1989.
7) Cascetta, E. and Canterella, G.E.: A Day to Day and Within-Day Dynamic Stochastic Assignment Model, *Transportation Research*, Vol. 25A, pp. 277-291, 1991.
8) 小林潔司：不完備情報下における交通均衡に関する研究，土木計画学研究・論文集，No. 8，pp. 81-88，1990.
9) Watling, D.: A Second Order Stochastic Network Equilibrium Model, I: Theoretical Foundation, *Transportation Science*, Vol. 36, pp. 149-166, 2002.
10) 中山晶一朗，高山純一，長尾一輝，笠嶋崇弘：旅行時間の不確実性を考慮した交通ネットワーク均衡モデル，土木学会論文集，No. 772/IV-65，pp. 67-77，2004.
11) 朝倉康夫，柏谷増男，熊本仲夫：交通量変動に起因する広域道路網の信頼性評価，土木計画学研究・論文集，No. 7，pp. 235-242，1989.
12) 若林拓史，飯田恭敬，井上陽一：シミュレーションによる道路網の交通量変動分析とリンク信頼性推定法，土木学会論文集，No. 458/IV-18，pp. 35-44，1993.
13) Fisk, C.: Some Developments in Equilibrium Traffic Assignment, *Transportation Research*, Vol. 14B, pp. 243-255, 1980.
14) Daganzo, C. F. and Sheffi, Y.: On Stochastic Model of Traffic Assignment, *Transportation Science*, Vol. 11, pp. 253-274, 1977.
15) Wardrop, J.G.: Some Theoretical Aspects of Road Traffic Research, *Proceedings of the Institution of Civil Engineers*, Part II, Vol. 1, pp. 325-378, 1952.
16) 中山晶一朗，高山純一：交通需要と経路選択の確率変動を考慮した確率的交通ネットワーク均衡モデル，土木学会論文集 D，Vol. 62，No. 4，2006.
17) 蓑谷千凰彦：統計分布ハンドブック，朝倉書店，東京，

2003.
18) Hall, R.W.: Travel Outcome and Performance: The Effect of Uncertainty on Accessibility, *Transportation Research*, Vol. 17B, pp. 275-290, 1983.
19) 飯田恭敬，内田敬：リスク対応行動を考慮した道路網経路配分，土木学会論文集，No. 464/IV-19, pp. 63-72，1993.
20) 中山晶一朗：均衡配分による情報提供効果分析及び時間信頼性を考慮したネットワークサービス評価，第 34 回土木計画学研究・講演集，投稿中，2006.

（2005.8.1 受付）

STOCHASTIC NETWORK EQUILIBRIUM MODELS FOR REAL ROAD NETWORK AND THEIR EFFECT ANALYSIS FOR PROVIDING TRAFFIC INFORMATION

Shoichiro NAKAYAMA, Jun-ichi TAKAYAMA, Kazuki NAGAO and Toshihiro TOKORO

On a real road network, traffic and travel time daily fluctuate due to various factors. One of the main causes of the fluctuation is variation of travel demand. We develop stochastic network equilibrium models, where the travel demand is normal-distributed and route flows assigned are also normal-distributed. The models enable us to assess network's uncertainty or travel time reliability. We apply one of them to the Kanazawa road network, and evaluate its uncertainty. Furthermore, an effect analysis of providing traffic information to emergency vehicles is made based on the model.