異質性を考慮したトンネル照明灯具の劣化予測

正会員 平 川 恵 士 (西日本高速道路株式会社) 非会員 水 谷 大 二 郎 (大阪大学)

非会員 貝 戸 清 之 (大阪大学)

Heterogeneity of Deterioration Processes as a Factor in Statistical Deterioration Prediction of Tunnel Luminaires

Member Satoshi Hirakawa (West Nippon Expressway Co. Ltd), Non Member Daijiro Mizutani (Osaka University)

and Non Member Kiyoyuki Kaito (Osaka University)

ABSTRACT

A method for predicting statistical deterioration using visual inspection data for tunnel luminaires has been developed. The method uses the mixed Markov deterioration hazard model to first calculate the expected deterioration path and expected lifespan of luminaires on the basis of the statistical analysis of deterioration factors and then to estimate the deterioration path on the basis of the heterogeneity of the deterioration process of each luminaire or group of luminaires. The hierarchical Bayesian estimation method is suggested as a concrete model estimation method. To verify the effectiveness of the proposed method, empirical analysis was carried out using the visual inspection data for 10,584 luminaires located in 11 tunnels. The deterioration process depended significantly on the tunnel grade and the distance from the tunnel entrance. The expected lifespan of the luminaires was about 13.6 years and varied by about 4.3 years in accordance with the above factors. The expected lifespan of the luminaires varied from 6.9 to 17.5 years in accordance with the heterogeneity of each tunnel.

KEYWORDS : mixed Markov deterioration hazard model, tunnel luminaire, hierarchical Bayesian estimation, prediction issue

1. 緒言

高速道路上に設置された各種の道路付帯設備については、常に経年劣化が伴う。劣化に起因したそれらの脱落・落下等は、交通事故や車両破損事故の誘因へと発展する潜在的なリスクを有している。同時に、リスクの顕在化は、道路管理者の社会的な信用を失墜させる事案へと繋がる恐れがある。このため、道路管理者は、これらの諸設備に対して定期的に点検等を実施し、健全度を常に把握しながら補修・取り替え等の保全を実施している。この際、補修・取り替え等の意思決定は、目視点検を通して、点検員や専門技術者の経験的判断によってなされる場合が多い。

例えば、道路付帯設備の1つであるトンネル照明設備は、数多くの照明灯具により構成され、点検はすべての照明灯具を対象に実施されている。点検により得られたデータは、個々の照明灯具についての健全度評価としては十分な情報を有している。しかしながら、これらを単純に集計しただけでは、トンネル全体、あるいは路線全体としての劣化予測にまで発展させることは困難である。結果的に、多くの場合、補修・取り替え等の意思決定は、設備個々の目視点検の結果に、点検員や専門技術者の経験的判断を加味した総合的な判定により行われている。ところが、個人の持つ経験的判断とは、いわゆる暗黙知¹⁾であることがほとんどである。このため、点検データから判定された結果からは、その判断理由を読み取ることが難しく、社会的な説明責任(アカウンタビリティ)を果たせない事態を招く恐れもある。特に、昨今の公共事業費のコスト縮減と、経験に基づいた属人的技術力継承の観点からも、意思決定のプロセス

を可視化することは重要かつ喫緊の課題となっている。本稿では、その基礎的検討として、高速道路のトンネル照明灯具(以下、灯具)の劣化に着目し、その劣化過程を混合マルコフ劣化ハザードモデルで記述することを試みる。以下、2.で混合マルコフ劣化ハザードモデルの概要を、3.でその推計手法を説明する。4.で本研究で提案する方法論を実際の灯具の目視点検データに適用した事例を紹介する。

2. 混合マルコフ劣化ハザードモデル

2.1 モデル化の前提条件

灯具に対する目視点検の結果は、一般的に図1に示すような多段階の離散的な健全度として評価される。同図は、灯具に対して補修や取り替えを施さずに供用限界になるまで継続的に使用したときの劣化過程を示している。縦軸は灯具の健全度を表しており、灯具が最も健全な状態を健全度1とし、健全度の値が大きくなるほど劣化が進行していることを表している。健全度1の場合、当該灯具は供用限界に達している。また、離散時間軸上の単位時間間隔における健全度の推移に着目すると、同図において、灯具は時刻 t_{i-1} で健全度 $i-1$ から i へ、時刻 t_i で健全度 i から $i+1$ へ劣化が進展している。このような健全度の推移状況は、例えばセンサー等を用いて灯具を常時監視している場合には、完全に把握することができる。一方で、時刻 t_A と時刻 t_B は目視点検を実施した時刻をそれぞれ表している。容易に理解できるように、目視点検を通して劣化過程に関して獲得できる情報は、1回目の目視点検の時

図1 目視点検データと劣化過程
Fig.1 Visual inspection data and its deterioration process.

時刻 τ_A で健全度が i であること、2回目の目視点検の時刻 τ_B で健全度が j であることのみである。すなわち、目視点検は点検時刻での健全度を記録しているに過ぎず、任意の健全度から次の健全度に推移する正確な時刻(τ_{i-1} や τ_i)を捉えることはできない。したがって、目視点検データを用いて劣化予測を行う場合には、このような目視点検データに介在する不確実性に留意することが重要である。

また、実際の健全度の推移に基づいて劣化予測を行う場合には、2回の目視点検の点検間隔 z ($z=\tau_B-\tau_A$)が重要となる。すなわち、健全度が同じから j に推移するような場合であっても、点検間隔 z が異なると劣化過程も異なる。点検間隔はマニュアルなどで定められているものの、全ての灯具に対して厳密には一律ではない。点検間隔 z も確率変数であり、不確実性を含む。目視点検では劣化過程に関する限定的な情報しか獲得できないばかりか、獲得可能な情報にも不確実性が介在する。しかしながら、限定的かつ不確実性を有する情報のみからであっても、確率モデルにより劣化過程を定式化し、目視点検データを用いて劣化過程を統計的に推計することで、灯具の劣化予測を行うことが可能である。

一般的に、離散的な状態変数間の推移を表現する確率モデルとしてマルコフ連鎖モデル²⁾がある。マルコフ連鎖モデルでは、ある状態から任意の状態へ推移する確率をマルコフ推移確率で表現し、その劣化過程をマルコフ推移確率行列に基づいて算出する。灯具の健全度間の推移をマルコフ推移確率で表現すると考えれば、目視点検データを用いて灯具の劣化過程を記述することが可能である。マルコフ連鎖モデルの概念は単純であり、モデルの汎用性と柔軟性に優れている。しかし、マルコフ連鎖モデルを目視点検データを用いて推計するには、上述した不確実性に関する課題を解決する必要がある。そのために、現実の高い精度での推計は極めて困難であったが、マルコフ劣化ハザードモデル^{3,5)}の開発により、飛躍的な実用化が図られた。当該モデルは、学術的な新規性やモデルの精緻化に加え、現在の点検体制の中で、現場で獲得できる情報を出発点としてモデル構築を図ることが可能な点に実務的優位性を見出すことができる。

2.2 マルコフ連鎖モデル

灯具の劣化過程は、ある健全度からある健全度への推移確率を要素とする推移確率行列を用いたマルコフ連鎖モデルにより記述することができる。はじめに、マルコフ連鎖モデルの核となるマルコフ推移確率について述べる。

いま、2時刻間における健全度の推移状態を考える。時刻 τ_A における健全度を $h(\tau_A)$ 、時刻 τ_B における健全度を $h(\tau_B)$ と表す。このとき、 $h(\tau_A)=i$ 、 $h(\tau_B)=j$ であるならば、マルコフ推移確率は $\text{Prob}[h(\tau_B)=j | h(\tau_A)=i]$ と示すことができる。マルコフ推移確率は、時刻 τ_A で観測された健全度 i を与件とし、将来時刻 τ_B において健全度 j が生起する条件付推移確率として、

$$\text{Prob}[h(\tau_B)=j | h(\tau_A)=i] = \pi_{ij} \quad \cdots (1)$$

として定義できる。このような推移確率を健全度ペア (i, j) に対し

て求めれば、マルコフ推移確率行列

$$\Pi = \begin{pmatrix} \pi_{11} & \cdots & \pi_{1I} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \pi_{II} \end{pmatrix} \quad \cdots (2)$$

を得る。マルコフ推移確率 Π は所与の2つの時刻 τ_A 、 τ_B の間に生じる健全度間の推移確率を示したものである。当然のことながら、対象とする点検間隔が異なれば推移確率の値は異なる。補修がない限り常に劣化が進行するので、 $\pi_{ij}=0$ ($i > j$)が成立する。また、推移確率の定義より $\sum_{j=1}^I \pi_{ij}=1$ が成立する。すなわち、マルコフ推移確率に関して、

$$\left. \begin{aligned} \pi_{ij} &\geq 0 \quad (i=1, \dots, I; j=1, \dots, I) \\ \pi_{ij} &= 0 \quad (i > j \text{ の時}) \\ \sum_{j=1}^I \pi_{ij} &= 1 \end{aligned} \right\} \quad \cdots (3)$$

が成立する。状態 I は、補修の無い限りマルコフ連鎖における吸収状態であり、 $\pi_{II}=1$ が成立する。なお、マルコフ推移確率は過去の劣化履歴とは独立して定義される。マルコフ連鎖モデルでは、健全度が $i-1$ から i に推移した時刻に関わらず、点検時刻 τ_A から点検時刻 τ_B の間に推移する確率は時刻 τ_A における健全度のみに依存するという性質(マルコフ性)を満足する。

なお、マルコフ性を仮定しない劣化モデルに関しては、すでに青木等⁶⁾による多段階ワイブル劣化ハザードモデルがある。同モデルは施設の劣化速度が供用開始からの経過年数に依存する時間依存的劣化予測モデルであり、特に寿命が比較的短い道路付帯施設などでの有用性が確認されている⁶⁾。本研究も灯具の劣化過程の解明を目的としており、本来であれば多段階ワイブル劣化ハザードモデルの適用が必要となる。しかし、本研究では、灯具の期待寿命の推計に加え、2.3にて詳述する劣化過程の異質性の解明、3.で述べる階層ベイズ推計手法の適用を、より優先順位の高い研究目的とした。劣化過程の異質性を表現するためには、混合多段階ワイブル劣化ハザードモデルの開発が必要となる。しかし、異質性を考慮しない多段階ワイブル劣化ハザードモデルにおいても推移確率に含まれる多重積分を解析的に求めることができず、数値積分を用いなければならない。さらに推定量の精度が数値積分の計算精度に依存する⁶⁾。混合多段階ワイブル劣化ハザードモデルの階層ベイズ推計は理論的には可能であると考えるが、上記の数値計算の精度、さらに、階層ベイズ推計での計算負荷が膨大となることを考慮すると、本研究の域を大きく超える。そこで、多段階ワイブル劣化ハザードモデルと比べて、数学的な扱いが容易なマルコフ劣化ハザードモデルを用いることとする。その一方で、混合多段階ワイブル劣化ハザードモデルの開発については、6.に今後の課題として記載することとする。

2.3 混合マルコフ劣化ハザードモデル

目視点検とそのデータに関する不確実性を考慮して、マルコフ推移確率を推計するために、混合マルコフ劣化ハザードモデルを導入する。混合マルコフ劣化ハザードモデルにおいて、灯具の劣化速度は混合ハザード率で表される。さらに、構造条件や環境条件といった可観測な要因による劣化速度の変動は標準ハザード率で表現される。一方で、標準ハザード率では表現できない不可観測要因の影響に関しては、複数の灯具をまとめた灯具グループに対して1つのパラメータに集約し、確率変数で表現する。このパラメータをこれ以降、異質性パラメータと呼ぶ。劣化速度を制御する混合ハザード率は標準ハザード率と異質性パラメータの積により定義される。灯具グループをどのように設定するかは極めて重要であり、例えば、長期的な予算計画を立案する場合であれば、灯具グループを管理事務所単位で設定すればよい。一方で任意の管理事務所において年度内の灯具取り替え計画を立案す

る場合であれば、灯具グループをトンネル単位で設定することになる。さらに、実際に灯具を点検する場合であれば、灯具グループを個々の灯具ごとに設定することが重要になる。このように灯具グループは、アセットマネジメントの目的によって決定されるべき事項である。

混合マルコフ劣化ハザードモデルの詳細については参考文献 5) を参照されたいが、ここでは読者の便宜を図るために概要を述べる。はじめに、分析対象の灯具を H 個の灯具グループ (評価単位) に分割する。さらに、灯具グループ h ($h=1, \dots, H$) は、合計 L_h 個の灯具で構成されている。各灯具グループ h に固有のハザード率を設定するために、 H 個の異質性パラメータ ε^h を導入する。このとき灯具グループ h に属する灯具 l_h ($l_h=1, \dots, L_h$) の健全度 i ($i=1, \dots, I-1$) におけるハザード率は、

$$\lambda_i^h = \tilde{\lambda}_i^h \varepsilon^h \quad (i=1, \dots, I-1; h=1, \dots, H; l_h=1, \dots, L_h) \quad \dots (4)$$

と表せる。ここに、 $\tilde{\lambda}_i^h$ は灯具グループ h の灯具 l_h が有する健全度 i における標準ハザード率である。異質性パラメータ ε^h は、灯具グループ h の標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^h$ からの乖離の程度を表す確率変数であり、 $\varepsilon^h \geq 0$ が成立する。異質性パラメータ ε^h の値が大きくなるほど、当該灯具グループ h に含まれる全ての灯具の劣化速度が、標準ハザード率に対して大きいことを表す。式 (4) において、全ての健全度のハザード率に、同一の確率変数 ε^h が用いられていることに留意されたい。これにより、任意の健全度における劣化速度が大きい場合、他の健全度の劣化速度も相対的に大きくなることを表すことができる。いま、異質性パラメータ ε^h がガンマ分布 $f(\varepsilon^h | \alpha, \gamma)$

$$f(\varepsilon^h | \alpha, \gamma) = \frac{1}{\gamma^\alpha \Gamma(\alpha)} (\varepsilon^h)^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{\varepsilon^h}{\gamma}\right) \quad \dots (5)$$

から抽出された確率標本であると考え、ガンマ分布の確率密度関数 $f(\varepsilon^h | \alpha, \gamma)$ の平均は $\alpha\gamma$ 、分散は $\alpha\gamma^2$ である。また、 $\Gamma(\cdot)$ はガンマ関数である。さらに、平均 1 、分散 $1/\phi$ のガンマ分布 $\bar{g}(\varepsilon^h | \phi)$ は、

$$\bar{g}(\varepsilon^h | \phi) = \frac{\phi^\phi}{\Gamma(\phi)} (\varepsilon^h)^{\phi-1} \exp(-\phi\varepsilon^h) \quad \dots (6)$$

と表される。ここで、灯具グループ h ($h=1, \dots, H$) の異質性パラメータ ε^h の値を ε^h に固定する。このとき、灯具の劣化過程が指数ハザードモデルを用いて表されると仮定すると、灯具グループ h のある灯具 l_h において健全度 i の寿命が y_i^h 以上となる確率 $\tilde{F}_i(y_i^h)$ は、ハザード率 (4) を用いて、

$$\tilde{F}_i(y_i^h) = \exp(-\tilde{\lambda}_i^h \varepsilon^h y_i^h) \quad \dots (7)$$

と表現できる。このとき、灯具グループ h の任意の灯具 l_h で、点検時刻 τ_A^h において健全度が i と観測され、次の点検時刻 $\tau_B^h = \tau_A^h + z^h$ においても健全度が i と観測される確率 $\pi_{ii}(z^h)$ は、

$$\pi_{ii}(z^h) = \exp(-\tilde{\lambda}_i^h \varepsilon^h z^h) \quad \dots (8)$$

となる。また、点検時刻 τ_A^h において健全度が i と観測され、次の点検時刻 $\tau_B^h = \tau_A^h + z^h$ において健全度が j と観測される確率 $\pi_{ij}(z^h)$ は、

$$\pi_{ij}(z^h) = \sum_{s=i}^j \prod_{m=i, \dots, s} \frac{\tilde{\lambda}_m^h}{\tilde{\lambda}_m^h - \tilde{\lambda}_s^h} \exp(-\tilde{\lambda}_s^h \varepsilon^h z^h) \quad (i=1, \dots, I-1; j=i, \dots, I-1; h=1, \dots, H; l_h=1, \dots, L_h) \quad \dots (9)$$

と表現できる³⁾。 $\pi_{ij}(z^h)$ に関してはマルコフ推移確率の条件より、

$$\pi_{ii}(z^h) = 1 - \sum_{j=i+1}^{I-1} \pi_{ij}(z^h) \quad \dots (10)$$

と表すことができる。混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いることで、はじめて健全度 i に達した時点から、劣化が進展し、次の健全度 $i+1$ に達するまでの期待期間長 RMD_i は、式 (7) を考慮して、

$$RMD_i = \int_0^\infty \tilde{F}_i(y_i) dy_i = \int_0^\infty \exp(-\lambda_i y_i) dy_i = \frac{1}{\lambda_i} \quad \dots (11)$$

と表すことができる。

2.4 目視点検データとハザード率

いま、灯具 l_h ($h=1, \dots, H; l_h=1, \dots, L_h$) において時刻 τ_A^h に 1 回目、時刻 $\tau_B^h = \tau_A^h + z^h$ に 2 回目の目視点検が実施されたとする。目視点検を通して獲得できる情報は、点検間隔 z^h 、灯具の健全度 $\bar{h}(\tau_A^h)$ 、 $\bar{h}(\tau_B^h)$ 、特性ベクトル $\bar{x}^h = (\bar{x}_1^h, \dots, \bar{x}_M^h)$ である。ただし、特性ベクトルに関して、その要素 $\bar{x}_m^h$ ($m=1, \dots, M$) は灯具 l_h の劣化に影響を及ぼすと考えられる第 m 番目の劣化要因 (特性変数) である。第 1 番目の要素は定数項に該当する変数であるので恒等的に $\bar{x}_1^h = 1$ となる。なお、記号「 $\bar{\cdot}$ 」は、実測値であることを示している。ここで、2 回の目視点検結果である健全度ペアに基づき、ダミー変数 $\bar{\delta}_{ij}^h$ ($i=1, \dots, I-1; j=1, \dots, I; h=1, \dots, H; l_h=1, \dots, L_h$) を、

$$\bar{\delta}_{ij}^h = \begin{cases} 1 & \bar{h}(\tau_A^h) = i, \bar{h}(\tau_B^h) = j \text{ の時} \\ 0 & \text{それ以外の時} \end{cases} \quad \dots (12)$$

と定義し、ダミー変数ベクトルを $\bar{\delta}^h = (\bar{\delta}_{11}^h, \dots, \bar{\delta}_{I-1,I}^h)$ と表す。すなわち、灯具 l_h の点検サンプルが有する情報は $\xi^h = (\bar{\delta}^h, z^h, \bar{x}^h)$ と表せる。また、標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^h$ ($i=1, \dots, I-1; h=1, \dots, H$) は灯具の特性ベクトルに依存して変化すると考え、標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^h$ を特性変数ベクトル $\bar{x}^h$ を用いて、

$$\tilde{\lambda}_i^h = \exp(\bar{x}^h \beta_i^h) \quad \dots (13)$$

と定義する。ただし、 $\beta_i^h = (\beta_{i,1}^h, \dots, \beta_{i,M}^h)$ は未知パラメータ $\beta_{i,m}^h$ ($m=1, \dots, M$) による行ベクトル、記号「 $\cdot$ 」は転置操作を表す。また、 $\bar{x}_1^h = 1$ より、 $\beta_{i,1}^h$ は定数項を表す。

3. 混合マルコフ劣化ハザードモデルの階層ベイズ推計

3.1 階層ベイズ推計

任意の灯具の異質性を評価するためには当該灯具の目視点検データが必要となるが、一般的には、特定の灯具に限定した目視点検データは十分に蓄積されていない。このような場合であっても、本研究で提案する混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いれば、同一灯具グループ (同じ評価単位) の目視点検データを蓄積することにより、灯具全体の平均的な劣化過程に加え、着目する灯具 (あるいは灯具グループ) の劣化特性を分析することが可能となる。特に、混合マルコフ劣化ハザードモデルでは異質性パラメータ ε^h が平均 1 、分散 $1/\phi$ のガンマ分布で表される事前分布に従うことを仮定している。さらに、階層ベイズ推計では、異質性パラメータの分散パラメータ ϕ (ハイパーパラメータ) に関しても事前分布を設定する。事前分布を階層化したそれらのモデルは階層ベイズモデル⁷⁾と総称され、主にマーケティング分析⁸⁾などの分野で研究が進められている。本研究でも階層ベイズモデルを用いて混合マルコフ劣化ハザードモデルを推計する。

ベイズ推計⁹⁾は、パラメータの事前分布、および観測データを用いて定義される尤度関数を用いて、パラメータの事後分布を推計する推計手法である。いま、未知パラメータベクトルを $\theta = (\beta, \phi, \varepsilon)$ 、目視点検データを ξ と表すと、尤度関数は $L(\theta | \xi)$

と表すことができる。ここで、 θ が確率変数で、事前確率密度関数 $\pi(\theta)$ に従うとき、目視点検データ ξ が獲得されたときの同時事後確率密度関数 $\pi(\theta | \xi)$ は、ベイズの定理⁹⁾により、

$$\pi(\theta | \xi) = \frac{L(\theta | \xi) \pi(\theta)}{\int_{\Theta} L(\theta | \xi) \pi(\theta) d\theta} \quad \dots (14)$$

と表すことができる。ただし、 Θ はパラメータ空間である。このとき、同時事後確率密度関数 $\pi(\theta | \xi)$ は、

$$\pi(\theta | \xi) \propto L(\theta | \xi) \pi(\theta) \quad \dots (15)$$

と表せる。記号「 $\propto$ 」は比例を意味する。なお、式(14)の分母

$$m(\xi) = \int_{\Theta} L(\theta | \xi) \pi(\theta) d\theta \quad \dots (16)$$

は $\pi(\theta | \xi)$ の基準化定数と呼ばれる定数である。一般に、ベイズ推計では、1) 事前の経験情報などに基づいてパラメータの事前確率密度関数 $\pi(\theta)$ を設定、2) 獲得データを用いて尤度関数 $L(\xi | \theta)$ を定義、3) ベイズの定理(14)に基づき事前確率密度関数 $\pi(\theta)$ を修正し、パラメータ θ に関する事後確率密度関数 $\pi(\theta | \xi)$ を得る、という手順で推計を行う。混合マルコフ劣化ハザードモデルにおける未知パラメータの事前確率密度関数 $\pi(\theta)$ は、

$$\begin{aligned} \pi(\theta) &= \pi(\beta, \phi, \varepsilon) \\ &= \pi(\beta) \pi(\varepsilon | \phi) \pi(\phi) \quad \dots (17) \\ &= \prod_{i=1}^{I-1} \prod_{j=i}^I \prod_{h=1}^H \pi(\beta_i) \pi(\varepsilon^h | \phi) \pi(\phi) \end{aligned}$$

と展開され、本研究で扱う混合マルコフ劣化ハザードモデルの異質性パラメータ ε の確率分布とその確率分布のパラメータ ϕ の事前分布が階層構造となっていることがわかる。階層ベイズ推計では、未知パラメータ $\theta = (\beta, \phi, \varepsilon)$ にそれぞれ事前分布を設定し、各パラメータの条件付き事後確率密度関数を算出する。

3.2 事後分布の定式化

いま、パラメータ $\theta = (\beta, \phi, \varepsilon)$ を与件とする。このとき、目視点検データ ξ が観測される同時生起確率（尤度） $L(\theta | \xi)$ は、

$$\begin{aligned} L(\theta | \xi) &= \prod_{i=1}^{I-1} \prod_{j=i}^I \prod_{h=1}^H \prod_{l_h=1}^{L_h} \left\{ \pi_{ij}(\bar{z}^{l_h}, \bar{x}^{l_h} | \beta, \phi, \varepsilon^h) \right\}^{\delta_{ij}^{l_h}} \\ &= \prod_{i=1}^{I-1} \prod_{j=i}^I \prod_{h=1}^H \prod_{l_h=1}^{L_h} \left\{ \sum_{s=i}^j \prod_{m=i, s}^{j-1} \frac{\tilde{\lambda}_m^{l_h}}{\tilde{\lambda}_m^{l_h} - \tilde{\lambda}_s^{l_h}} \exp(-\tilde{\lambda}_s^{l_h} \bar{z}^{l_h}) \right\}^{\delta_{ij}^{l_h}} \quad \dots (18) \end{aligned}$$

と表される。また、式(17)の未知パラメータ $\theta = (\beta, \phi, \varepsilon)$ の事前確率密度関数をそれぞれ以下のように設定する。まず、未知パラメータ β_i の事前確率密度関数 $\pi(\beta_i)$ として多次元正規分布を用いた、 M 次元正規分布の確率密度関数は、

$$\begin{aligned} g(\beta_i | \mu_i, \Sigma_i) &= \frac{1}{(2\pi)^{M/2} \sqrt{|\Sigma_i|}} \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2}(\beta_i - \mu_i) \Sigma_i^{-1} (\beta_i - \mu_i)'\right\} \quad \dots (19) \end{aligned}$$

で与えられる。ただし、 μ_i は期待値ベクトル、 Σ_i は分散共分散行列である。 ε^h の事前確率密度関数 $\pi(\varepsilon^h | \phi)$ はガンマ分布(6)としてすでに与えた。さらに式(17)の分散パラメータ ϕ の事前確率密度関数としてガンマ分布 $h(\phi | \alpha_0, \gamma_0)$ を設定する。したがって、同時事後確率密度関数 $\pi(\theta | \xi)$ は、

$$\begin{aligned} \pi(\theta | \xi) &\propto L(\theta | \xi) \prod_{i=1}^{I-1} \prod_{j=i}^I \prod_{h=1}^H \pi(\beta_i) \pi(\varepsilon^h | \phi) \pi(\phi) \\ &\propto \prod_{i=1}^{I-1} \prod_{j=i}^I \prod_{h=1}^H \prod_{l_h=1}^{L_h} \left\{ \sum_{s=i}^j \prod_{m=i, s}^{j-1} \frac{\tilde{\lambda}_m^{l_h}}{\tilde{\lambda}_m^{l_h} - \tilde{\lambda}_s^{l_h}} \exp(-\tilde{\lambda}_s^{l_h} \bar{z}^{l_h}) \right\}^{\delta_{ij}^{l_h}} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &\cdot \prod_{i=1}^{I-1} \exp\left\{-\frac{1}{2}(\beta_i - \mu_i) \Sigma_i^{-1} (\beta_i - \mu_i)'\right\} \\ &\cdot \prod_{h=1}^H \frac{\phi^{\phi}}{\Gamma(\phi)} (\varepsilon^h)^{\phi-1} \exp(-\phi \varepsilon^h) \quad \dots (20) \\ &\cdot \frac{1}{\gamma_0^{\alpha_0} \Gamma(\alpha_0)} \phi^{\alpha_0-1} \exp\left(-\frac{\phi}{\gamma_0}\right) \end{aligned}$$

と定式化できる。しかし、同時事後確率密度関数(20)を解析的に求めることはもとより、直接サンプリングすることも困難である。そこで、マルコフ連鎖モンテカルロ法^{10), 11)} (MCMC 法)を援用し、未知パラメータベクトル θ の推計を行う。本研究では、MCMC 法の中でも、ギブスサンプリングの考え方を取り入れたメトロポリス・ヘイスティング法 (MH 法) を援用し推計を行った。同推計手法は、参考文献(7), (10), (11)に詳しいが、読者の便宜を図るため、以下で若干の説明を加える。

本研究で用いた推計手法は、1) 各パラメータの条件付き事後確率密度関数を求める、2) MH 法を用いて条件付き事後確率密度関数から未知パラメータのサンプリングを行う、という大きな2つのステップに分けられる。まず、1) に関して、上述の通り、混合マルコフ劣化ハザードモデルの全未知パラメータの同時事後確率密度関数(20)を解析的に求めることは困難である。そこで、ギブスサンプリングの考え方に基づき、ある1つのパラメータのみを未知とし、その他全てのパラメータを既知としたときの条件付き事後確率密度関数を各パラメータにおいて求める。つまり、未知パラメータの総数 $(I-1) \cdot M + H + 1$ 個の条件付き事後確率密度関数を求め、それらの条件付き事後確率密度関数を用いて同時事後確率密度関数(20)からのサンプリングを考える。その際、条件付き事後確率密度関数から直接サンプリングを行うことも困難であるため、2) の MH 法を用いる。MH 法では、事後分布（目標分布）からのサンプリングが困難であるときに、事後分布を近似するような提案分布からのサンプリングを行い、これと同時に提案分布と目標分布の差異を事後確率密度関数と提案分布の確率密度関数の積の比に応じて修正する。この操作を1) で求めた各条件付き事後確率密度関数に対して行い、それを十分大きな回数繰り返したとき、サンプリングされた標本は目標分布からランダムサンプリングされた標本であるとみなすことができる。このような手順で、本研究では、未知パラメータの同時事後確率密度からの標本を獲得した。

4. 適用事例

4.1 目視点検データの概要

灯具に対する実際の目視点検データを用いて、混合マルコフ劣化ハザードモデルをベイズ推計する。データベースには、鋼製灯具およびステンレス製 (SUS) 灯具の2種類の材質の灯具が存在した。SUS 灯具に関しては、近年導入が開始されたばかりであり、推計に際して十分な点検データが蓄積されていないことから、今回の分析においては、鋼製灯具のみを分析対象とした。

灯具に対する目視点検の判定区分は、OK, B, A, AA の4段階である。最も健全な状態が OK、それ以降劣化が進行していくにつれ、B, A, AA と判定が推移していく。具体的な評価基準¹³⁾ を表1に示す。AA は緊急補修を要する状態であるが、A に関しても補修を要する段階であるため、マネジメントの観点からは A と AA は等価であると判断した。その結果、表1の判定区分を3段階と見なし、改めて本研究では OK を健全度1、B を健全度2、A と AA を健全度3と設定した。3段階で健全度が評価される場合、混合マルコフ劣化ハザードモデルにおいて、健全度3の状態を除く2つの健全度に対してハザード率を定義できる。推計に用

表 1 評価基準¹²⁾

Table 1 Description of condition state .

判定区分	健全度	判定内容
OK	1	損傷などがない場合.
B	2	損傷などが広範囲に認められるが, 機能面の低下がみられず, 損傷の進行状態を継続的に観察する必要がある場合.
A	3	損傷などがあり, 機能低下がみられ補修が必要であるが, 緊急補修を要しない場合.
AA	3	損傷が著しく, 機能面からみた緊急補修が必要である場合.

表 2 データ諸元

Table 2 Data specifications of inspection data.

トンネル数	19				
供用開始年	1990～1991 年				
サンプル総数	15,722				
サンプル数の内訳			事後健全度		
			1(OK)	2(B)	3(A,AA)
	事前健全度	1(OK) 2(B) 3(A,AA)	31 - -	5,044 262 -	4,825 3,211 2,349

表 3 各トンネルのデータ諸元および健全度 3 の灯具の割合

Table 3 Data Specifications of tunnel structure and relative rates of rating 3.

トンネル名	上下区分	延長(m)	勾配	点検履歴				
				2005 年度	2006 年度	2007 年度	2008 年度	2009 年度
A	上	422	2.80%	50.30%	—	—	取り替え	—
	下	447	-2.80%	76.50%				
B	上	1,137	-2.43%	55.70%	—	—	97.80%	—
	下	1,070	2.43%	88.80%			99.80%	
C	上	1,606	-0.57%	26.60%	—	—	100.00%	—
	下	1,578	0.57%	17.90%			96.90%	
D	上	498	0.57%	53.00%	—	—	99.70%	—
E	下	113	-0.57%	53.30%	—	—	68.40%	—
F	下	278	-0.57%	72.20%	—	—	95.30%	—
G	上	1,033	2.50%	42.10%	—	—	79.30%	—
	下	986	-2.50%	8.00%			85.60%	
H	上	258	-0.57%	—	90.20%	—	取り替え	—
	下	211	0.57%		76.80%			
I	上	258	-0.57%	—	77.10%	—	取り替え	—
	下	260	0.57%		62.40%			
J	上	292	0.57%	53.10%	—	—	91.50%	—
	下	315	-0.57%	56.20%			77.20%	
K	上	408	1.50%	35.30%	—	—	98.50%	取り替え
	下	463	-1.50%	13.70%			96.90%	

いたデータの諸元を表 2 に示す. 推計対象となった灯具が設置されたトンネルは, 供用開始年が 1990～1991 年の 19 トンネルである. 設置された灯具数は 10,584 であり, 2005 年～2009 年の間に実施された複数回の目視点検を通して, 合計 15,722 個の点検サンプルが獲得されている. 2.4 で述べたように 1 つの点検サンプルには (2 回の目視点検の結果: i, j , 点検間隔: z , 特性変数: x) という情報を含む. さらに, 表 2 には, 健全度ペアごとのサンプル数の内訳も併せて示す. また, 表 3 には, 全 19 トンネルの概要 (特に灯具の劣化に影響を及ぼす可能性がある項目) と, 点検履歴を示した. A～K で呼称された 11 トンネルのうち, D は上り線のみ, E, F は下り線のための同一路線の 2 車線一方交通トンネル構造を採用している. また, それ以外のトンネルに関しては上下線で個別のトンネル構造となっており, 合計で 19 トンネルを分析対象とした. さらに, 表 3 には, 2005 年～2009 年の 5 年間に亘り実施された目視点検の結果の履歴を整理している. トンネル A, H, I の各上下線 (合計 6 本) に対してはその間に 1 回の点検が実施されている. 通常このような場合には健全度ペアを獲得できていないために, 推計に必要な

情報サンプルとして含めることはできない. そこで本研究では, 供用開始日の健全度を全て 1 と仮定し, 点検時刻の実際の健全度を加えることで, 各灯具に対してそれぞれ 1 つのサンプル (健全度ペア) を獲得した. このため, 実際の点検は 3 年ごとに実施されているが, 情報サンプルの作成の都合上, 点検間隔が 15 年程度となるサンプルが増加した. 表 2 において事前健全度 1 の灯具の事後健全度が 2, 3 となる割合が高いことはこのことに起因する. なお, 供用開始から 2005 年までは目視点検が実施されていなかったのではなく, 分析に使用できるような形で電子化されていなかったことを付記しておく. 一方, 残りの 13 本のトンネルに関しては, 2005 年～2009 年の間に 2 回の点検が実施されており, 各灯具に対してそれぞれ 2 つのサンプルが獲得できる. 同表には, 点検が実施された年度に関し, トンネルごとに健全度 3 (判定 A, AA) と判定された灯具の全体に占める割合を示している. さらに 19 トンネルのいずれも供用開始年がほぼ同時期であることから, トンネル B の下り線, トンネル H の上り線の灯具の劣化が相対的に速いことが同表より読み取れる. なお, 点検後の健全度が AA と判定された灯具に対しては, 応急的な落下防止を行った上で取り替えまで継続的な状態監視がなされている.

表 4 パラメータ推計結果
Table 4 Estimation results for unknown parameters.

健全度 i	事後分布 統計量	定数項 $\beta_{i,0}$	勾配の絶対値 $\beta_{i,1}$	入口からの距離 $\beta_{i,2}$
1	期待値	-1.575	0.323	-
	(下限 5%, 上限 5%)	(-1.650,-1.494)	(0.222,0.429)	
	Geweke 検定統計量	-0.064	0.109	
2	期待値	-2.224	-	-0.292
	(下限 5%, 上限 5%)	(-2.298,-2.157)		(-0.393,-0.187)
	Geweke 検定統計量	0.002		-0.032
分散 パラメータ φ	期待値	11.855		
	(下限 5%, 上限 5%)	(10.46,13.284)		
	Geweke 検定統計量	0.161		

表 5 入口部の距離ごとの AIC
Table 5 AIC for each distance from tunnel entrance.

入口部の距離	AIC
200m	23,804
250m	23,805
300m	23,803
350m	23,806
400m	23,807

4.2 標準ハザード率の推計

混合マルコフ劣化ハザードモデルの推計に際して、はじめに標準ハザード率、式 (13) の推計を行った。実際の階層ベイズ推計においては異質性パラメータを含めて、全てのパラメータを同時に推計することになるが、ここでは説明の都合上、標準ハザード率のみに着目することに留意されたい。標準ハザード率は対象とする灯具全体の平均的な劣化速度を表すが、式 (13) に示したように、灯具の劣化に影響を及ぼす各種要因の影響を考慮することが可能である。いま、これらの要因を特性変数と呼ぶ。特性変数に関しては、これまでの経験的知識から劣化に影響を及ぼすと考えられ、かつ可観測なものであれば全てその候補として採用することが可能である。本研究では、凍結防止剤散布回数、入口からの距離、車線（走行車線、追越車線）、上下区分、トンネル勾配、トンネルの連続性、損傷区分（腐食、それ以外）など、合計 9 個の要因を特性変数の候補として検討対象とした。特に、①トンネル入口部に位置する灯具は一様に劣化の進行が速く、入口部以外に位置する灯具は入口からの距離が増すごとに劣化の進行が緩やかになること、②トンネル内の勾配の絶対値が 2.0%以上の位置に設置された灯具の劣化の進行が速いこと、がこれまでの点検業務を通して、経験的に知られていた。なお、一般的には大型車交通量などの影響を考慮すべきであるが、対象となった 19 トンネルは比較的近距离に位置しているために、大型車交通量に大きな差異がなかったことから検討外とした。このように統計的に分析を行うときには、一般的には重要な劣化要因であったとしても対象エリアにおいてはその変動が微小であるために、影響が有意でないと判断される場合も存在する。

以上のような条件のもと、実際の目視点検データ（健全度）を用いて標準ハザード率を推計した最終的な結果を表 4 に示す。同表では健全度 1 と 2 に対してハザード率が推計されている。健全度 1 の場合にはトンネル勾配の絶対値が、健全度 2 の場合には入口からの距離が灯具の劣化に影響を及ぼすことが判明した。さらに各未知パラメータに対しては、期待値だけでなく、上下限 5%値、Geweke 検定統計量¹³⁾を示している。表 4 の結果を得るにあたっては、はじめに各特性変数の候補 1 つ 1 つに対して、個別に標準ハザード率を推計した。その際、MCMC 法においてサンプリングしたパラメータの事後分布への収束性を示す Geweke 検定統計量の値が絶対値で

(a) 勾配の変化に着目

(b) 入口からの距離の変化に着目

図 2 特性変数ごとの期待劣化パス
Fig.2 Comparison of expected deterioration paths.

1.96 を上回るものについては、収束性が低いものとして、不採用とした。さらに Geweke 検定統計量が 1.96 を下回るものであっても、1) 符号条件を満足しないもの、2) 上下限 5%値に 0 を含むものについても同様に不採用とした。この点について簡単に説明を加える。式 (13) の標準ハザード率は大きくなれば劣化速度が速くなるという特徴を有する。例えば、今回の分析においては入口部からの距離に近い方が、劣化が速まるということが事前情報として得られている。したがって、式 (13) でその関係を明示的に表現するためには該当する未知パラメータは負値を取る必要がある。実際に推計された $\beta_{1,2}$ は負値を取っている。一方で、仮に該当する未知パラメータが正値を取ると、入口部からの距離が大きくなると劣化が速まるという、事前情報と矛盾した結果となる。このような場合には、符号条件を満足しないものと考えた。

さらに、上下限 5%値については、その間に 0 が含まれると、負値を取る場合と、正値を取る場合が存在し、それぞれの劣化過程の工学的意味が正反対となるために、特性変数から除外した。このような手順によって選定された特性変数の候補に対して、次に 2 変数以上を網羅的に組み合わせで最適モデルとして表 4 を推計した。なお、最適モデルの選定に関しては AIC 情報量規準¹⁴⁾を用いて、AIC が最小となる特性変数の組み合わせを選定した。ちなみに、AIC はモデルと実データのあてはまり具合を評価する基準であり、AIC が最小となるモデルが最適モデルとして選定される。

表 4 について詳述する。採用された特性変数は、トンネルの勾配に関する特性変数、トンネル入口からの距離に関する特性変数の 2 種類であった。健全度 2 では勾配が、健全度 1 では入口からの距離が特性変数として除外されているが、この理由はともに上下限 5% 値の間に 0 が含まれていたことによる。さらに勾配に関しては、勾配の絶対値が 2.0%未満を 0、2.0%以上を 1 とするダミー変数 x_1^h (以下、勾配ダミー) を与えた。一方で、入口からの距離に関しては、入口部を 0、入口部以外を 1 とするダミー変数 δ_2^h (以下、位置ダミー)、および入口からの距離-入口部の距離 x_2^h (以下、距離ダミー) (例えば、入口部の距離を 300m とすると、入口からの距離が 500m の位置に設置された灯具は 200m となる)、という 2 種類の特性変数を設定した。このとき、トンネル h ($h=1, \dots, 19$) の灯具 l_h ($l_h=1, \dots, L_h$) に対する健全度 i のハザード率 λ_i^h を具体的に書き表すと、

$$\lambda_i^h = \exp(\beta_{i,0} + \beta_{i,1}x_1^h + \beta_{i,2}\delta_2^h x_2^h) \epsilon^h \quad \dots (21)$$

と表現できる。さらに、表 4 の推計結果を踏まえると、健全度 1 の標準ハザード率 (このときの $\epsilon^h = 1.0$)、

$$\lambda_i^h = \exp(-1.575 + 0.323x_1^h + 0\delta_2^h x_2^h) \quad \dots (22)$$

を得る。最終的に、上式中の勾配ダミー、位置ダミー、および距離ダミーに具体的な数値を設定することで標準ハザード率を算出することができる。また、入口部であるか、否かの定義に関しては、入口からの距離 200m から 400m までを対象に 50m 刻みで 5 つの候補 (200m, 250m, 300m, 350m, 400m) を設定した。表 5 には 5 つの入口部の距離の候補それぞれに対して混合マルコフ劣化ハザードモデルを推計した際の情報量規準 AIC を示している。表 5 より入口部を 300m と設定したときに AIC が最小となっていることから、本研究では入口部か、否かを入口からの距離 300m を基準に決定した。

未知パラメータの推計結果において、勾配の絶対値に関するパラメータ $\beta_{i,1}$ の符号が正となっていることから、勾配の絶対値が 2.0% 以上の位置にある灯具の劣化の進行が速いこと、また、入口からの距離に関するパラメータ $\beta_{i,2}$ の符号が負となっていることから、入口部に位置する灯具の劣化の進行が速いことがわかる。さらに、この特性変数の違いによるハザード率の差異は、期待寿命の差異として定量的に評価することができる。

4.3 期待劣化パスの算出

式(11)を用いて算出した期待寿命をもとに描いた期待劣化パスを図 2 に示す。期待劣化パスは、特性変数を任意に設定し、その条件下にある灯具の平均的な劣化過程を示したものである。図 2(a) には 2 つの特性変数のうち、位置ダミーを入口部 ($\delta_2^h = 0$) に固定した上で、勾配ダミーが 2.0%以上の灯具と 2.0%未満の灯具の期待劣化パスを比較して示している。勾配絶対値 2.0%以上の灯具の期待寿命 (供用開始から健全度 3 の状態まで推移する平均的な年数) は 12.7 年、2.0%未満の灯具の期待寿命は 14.1 年である。また、図 2(b) には勾配ダミーを 2.0%未満と固定し、入口部に設置された灯具、入口から 500m, 1,000m, 1,500m の位置に設置された灯具に対

表 6 異質性パラメータ推計結果及び期待寿命

Table 6 Estimated heterogeneity parameters and life expectancies.

トンネル名	上下区分	異質性パラメータ ϵ				期待寿命 (年)
		期待値	下限 5%	上限 5%	Geweke 検定量	
B	下	1.857	1.744	1.982	-0.120	6.862
H	上	1.700	1.505	1.890	-0.008	8.277
F	下	1.421	1.265	1.578	0.000	9.904
A	下	1.197	1.080	1.329	-0.023	10.643
I	上	1.259	1.128	1.402	0.007	11.181
H	下	1.245	1.091	1.414	0.005	11.303
B	上	1.118	1.021	1.223	-0.038	11.399
D	上	1.217	1.089	1.335	0.038	11.562
J	上	1.083	0.987	1.189	-0.008	12.992
C	上	1.048	0.969	1.134	0.025	13.429
E	下	0.995	0.852	1.142	0.041	14.146
I	下	0.982	0.887	1.087	-0.004	14.326
K	上	0.978	0.884	1.067	-0.016	14.383
J	下	0.974	0.883	1.076	0.061	14.454
C	下	0.968	0.892	1.047	0.021	14.542
G	上	0.871	0.799	0.955	-0.064	14.622
K	下	0.853	0.778	0.930	0.023	16.502
A	上	0.744	0.666	0.831	-0.002	17.135
G	下	0.728	0.654	0.812	-0.022	17.502

図 3 19 トンネルに対する灯具の期待劣化パス

Fig.3 Expected deterioration paths considering heterogeneity.

する 4 種類の期待劣化パスを示した。期待寿命は、それぞれ入口部が 14.1 年、入口からの距離が 500m で 14.5 年、1,000m で 15.6 年、1,500m で 16.9 年である。なお、図 2(b) は、代表値として入口からの距離 500m, 1,000m, 1,500m を選択したものであり、入口部からの任意距離に対してそれぞれの期待劣化パスを算出することが可能である。

今回の混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いた劣化予測においてはトンネルの勾配に関する特性変数、トンネル入口からの距離に関する特性変数が採用された。この点について以下に考察をとりまとめる。はじめに、勾配に関しては、上り勾配の際には運転者がアクセルを踏み込むために、相対的に多量の煤煙が発生することになり、煤煙が灯具に付着することで灯具の劣化を促進することになる。ただし、煤煙発生に関する規制値に関して、トンネル供用当時 (1990 年) と比較すると、2008 年時点では約 10% にまで低減していることが確認されている。したがって、煤煙の影響 (すなわち勾配の影響) は表 4 の推計結果では健全度 1 のみに現れたと推察できる (健全度 1 の期待寿命は約 4.2 年)。下り勾配に関しては、対象とした道路区間において冬季に凍結防止剤が散布されることが要因であると考えられる。つまり、下り勾配が

大きくなると、実勢の走行速度が高くなる傾向にあり、交通換気力の関係から車道内風速が高くなる。そのために、入口付近に散布された凍結防止剤がトンネル内部まで持ち込まれることが劣化速度を速める要因となっている可能性が高い。一方で入口からの距離に関しても、凍結防止剤の散布が影響しているものと考えられる。凍結防止剤の散布はトンネル内では実施されないが、トンネル出入口周辺では散布されることになる。特に入口部で散布された凍結防止剤が走行車両によって巻き上げられ、灯具に付着するために、入口部付近の灯具が腐食することになったと考えられる。また、表 4 からは凍結防止剤による劣化促進効果は供用開始から 4、5 年が経過した健全度 2 の段階で顕著に現れるものと推察できる。

4.4 混合マルコフ劣化ハザードモデルの推計

混合マルコフ劣化ハザードモデルの推計は、具体的には $2 \times 3 = 6$ 種類の未知パラメータ β 、19 種類の異質性パラメータ ϵ 、分散パラメータ ϕ 、の合計 26 個のパラメータを推計することになる。4.3 に示したように、標準ハザード率により期待劣化パスを算出することができ、特性変数として採用した劣化要因ごとの変動を把握することが可能である。しかし、通常特性変数として採用される劣化要因は 2、3 種類であり、それらの劣化要因によって多種多様な灯具の劣化過程を完全に記述できるわけではない。推計された期待劣化パスと実際の劣化過程の間には乖離が存在する。一方、混合マルコフ劣化ハザードモデルでは、このような乖離を異質性と定義し、その異質性の多寡を表現する異質性パラメータを各トンネル単位で設定することにより、特性変数によって表すことのできない劣化過程の差異を表現する。表 6 に 19 のトンネルそれぞれの異質性パラメータの期待値、上下限 5% 値、Geweke 検定統計量、および各トンネルにおける特性変数に関して実際の勾配、入口部として算出した期待寿命を、期待寿命の昇順に示した。異質性パラメータは 1.0 が平均値であり、1.0 より値が大きくなるにつれ、当該トンネル灯具の期待寿命が相対的に短くなり、1.0 より値が小さくなるにつれ、期待寿命が相対的に長くなる。これは異質性パラメータがガンマ分布に従う確率変数であると定義したこと起因する。実際に推計された 19 トンネルに対する異質性パラメータは 1.857 から 0.728 まで変動している。例えば、異質性パラメータが最大となったトンネル B の下り線は異質性パラメータが 1.0 となる平均的な灯具と比較して、トンネル勾配や入口部からの距離が同一であったとしても、灯具の劣化が 2 倍程度速くなる、すなわち期待寿命が約半分程度になることを意味している。

同表には、各トンネル灯具の期待寿命も併記している。期待寿命は混合ハザード率に基づいて算出される。混合ハザード率は既述したように、標準ハザード率と異質性パラメータの積で定義される。したがって、各トンネル灯具の期待寿命を算出するためには、標準ハザード率に採用する特性変数にトンネルごとの平均値を設定する必要がある。このようにして期待寿命を算出した。算出した期待寿命と異質性パラメータを比較すると、特性変数の条件が全てのトンネルで等しいわけではないため、期待寿命の大小の順序と異質性パラメータの大小の順序が必ずしも一致するわけではない。異質性パラメータは、あくまでも同一の特性変数条件を持つトンネルの劣化過程の差異を評価する指標である。また、図 3 には全 19 トンネルそれぞれの灯具の期待劣化パスを描いた。特性変数に関しては、表 6 と同様に、実際の勾配、入口部としている。表 6、図 3 に示したように、最短で 6.7 年、最長で 17.5 年と、トンネルごとの灯具の期待劣化パスを描くことが可能である。

4.5 留意事項

今回の分析においては異質性パラメータをトンネル単位で設定した。当然ながら、異質性パラメータをより細分化して設定することも可能である。最小では灯具個々に異質性パラメータを設定することもできる。しかし、異質性パラメータの設定に際しては、期待寿命や期待劣化パスを算出することの目的（例えば、トンネル単位での予算計画、あるいはトンネル内での灯具取り替えの優先順位決定）に応じて設定されるべきものであることは述べるまでもない。さらに、異質性パラメータの大小はどのような原因に起因するのかが不明である。しかし、異質性パラメータを推計し、相対比較を通して、その原因を説明することを努力していくことが重要である。実際に今回の分析においても、異質性パラメータの大きいトンネルの要因を調べたところ、入口付近の状況として、メッキ工場や、河川が存在しているなどの固有の条件を確認することができた。さらに、特性変数として今回は採用されなかったが、凍結防止剤散布量が採用されたとすれば、凍結防止剤散布量を正確に把握し、記録していくことが重要であることが自ずと明確になる。目視点検業務の第一義的役割は灯具の劣化状況の把握にあるが、これでは劣化が進行した灯具を抽出し、取り替えを行うという行為に終始し、点検データやそれに関連する情報を記録することにインセンティブが働かない。これまで通りの予算で、これまで通りの維持管理が可能であるならば、点検やデータ分析手法、データ記録手法を改める必要性はない。しかし、1. で述べたように点検や補修・取り替えを含めて、社会基盤施設の維持管理に対する説明責任が求められる現状ではアセットマネジメントを実践していく必要がある。したがって、今後は、目視点検を実施する目的として、アセットマネジメントの実践に必要な情報を収集するための手段であるということを意識していくことが重要である。統計分析を通して、点検データを蓄積することの重要性、点検に付随するデータを記録していくことの工学的意味が明確になる。

5. 結言

本研究では、これまで暗黙知という範疇で扱われていた（あるいは単純な統計分析を通して判断がなされていた）灯具の劣化過程を混合マルコフ劣化ハザードモデルにより定式化するとともに、モデル推計手法として目視点検データを用いた階層ベイズ推計法を示した。混合マルコフ劣化ハザードモデルでは、可観測な劣化要因の影響を特性変数として考慮できることに加え、特性変数として考慮することができない劣化要因を異質性パラメータとして定義することで定量化が可能であることを提示した。これにより、灯具全体の平均的な劣化過程を記述する期待劣化パス、異質性パラメータの設定単位での灯具のミクロな劣化パスを算出可能であることも示した。さらに、実際の 19 トンネルに設置された灯具に対する目視点検データを用いた実証分析を行った。その結果、①トンネル勾配、②入口部からの距離の 2 つの要因が灯具の劣化過程に有意な影響を与えることが判明した。また、対象となった灯具の期待寿命が 13.6 年であること、異質性を考慮した場合には 19 トンネルの灯具の期待寿命は 6.9 年から 17.5 年まで変動することを明らかにした。灯具の劣化状況に関しては、各種材料試験や室内試験を通して想定される期待寿命などが提示されている場合もある。しかし、現実の使用環境下における期待寿命を把握するためには実務により得られる点検データを活用することが極めて重要である。実際にこのような実データから灯具の寿命推計を行った研究事例は皆無である。提案手法を用いることで、目視点検という実務に則した点検手法で得られた情報から精緻な劣化予測を実施することが可能となる。したがって、本研究はアセットマネジメントの実践に有用な基礎的情報を提供するものであると考えている。

一方で、今後の研究の課題として、1) 本研究では一部の限られたエリアのトンネルを分析対象としたが、様々な環境条件を考慮するために対象エリアの拡大が必要であること、2) 本研究で行った劣化予測に基づいた灯具のライフサイクル費用の算出、3) 灯具の劣化、照明の不点、平均路面輝度、路面の輝度均斉度、グレア、誘導性といったトンネル照明に関する様々な要素間の関係性の視覚化、4) 本研究で明らかとなった灯具の期待寿命やトンネル間の劣化過程の異質性と、損傷項目や損傷部位といった灯具の劣化機構との関係性の分析、5) 本研究では灯具の劣化過程にマルコフ性を仮定して混合マルコフ劣化ハザードモデルによる推計を行ったが、そのマルコフ性適用の妥当性の検証が必要となり、さらには劣化過程が例えば多段階ワイブル劣化ハザードモデル⁶⁾に従う場合、異質性を考慮した混合多段階ワイブル劣化ハザードモデルの開発とその計算負荷に対応した MCMC 法の高速化が必要であること、があげられる。また、今回の推計において、取り替えが実施された灯具において取り替え直前の健全度が観測されていなかったため、その期間での劣化過程をサンプルとして獲得できなかった。本研究で用いた方法論を管理者に周知させることにより維持管理の高度化を図ることが、管理者側における課題としてあげられる。

アセットマネジメント全般に関して、第三著者は京都大学経営管理大学院・小林潔司教授の指導を賜っている。ここに記して感謝の意を表する。

参考文献

- (1) 小林潔司：土木工学における実践的研究：課題と方法，土木技術者実践論文集，No.1，pp.143-155(2010)。
- (2) 森村英典，高橋幸雄：マルコフ解析，日科技連(1979)。
- (3) 津田尚胤，貝戸清之，青木一也，小林潔司：橋梁劣化予測のためのマルコフ推移確率の推定，土木学会論文集，No.801/I-73，pp.68-82(2005)。
- (4) 貝戸清之，小林潔司：マルコフ劣化ハザードモデルのベイズ推定，土木学会論文集 A，Vol.63，No.2，pp.336-355(2007)。
- (5) 小濱健吾，岡田貢一，貝戸清之，小林潔司：劣化ハザード率評価とベンチマーキング，土木学会論文集 A，Vol.64，No.4，pp.857-874(2008)。
- (6) 青木一也，山本浩司，津田尚胤，小林潔司：多段階ワイブル劣化ハザードモデル，土木学会論文集，No.798/VI-68，pp.125-136(2005)。
- (7) 貝戸清之，小林潔司，青木一也，松岡弘大：混合マルコフ劣化ハザードモデルの階層ベイズ推計，土木学会論文集 D3，Vol.68，No.4，pp.255-271(2012)。
- (8) 阿部誠，近藤文代：マーケティングの科学—POS データの解析—，朝倉書店(2005)。
- (9) 渡部洋：ベイズ統計学入門，福村出版(2007)。
- (10) 和合肇：ベイズ計量経済分析，マルコフ連鎖モンテカルロ法とその応用，東洋経済新報社(2005)。
- (11) 伊庭幸人，種村正美，大森裕浩，和合肇，佐藤整尚，高橋明彦：計算統計 II マルコフ連鎖モンテカルロ法とその周辺，岩波書店(2005)。
- (12) 西日本高速道路株式会社：道路付属物点検（施設）の手引き(2008)。
- (13) 小西貞則，北側源四郎：情報量規準，朝倉書店(2006)。
- (14) Geweke, J.: Evaluating the Accuracy of Sampling-based Approaches to the Calculation of Posterior Moments, *Bayesian Statistics*, Vol.4, pp.169-193(1996)。

(受付日 2012 年 10 月 3 日／採録日 2013 年 8 月 1 日)

平川 恵士（正会員）

西日本高速道路株式会社
〒565-0871 吹田市山田丘 2-8 大阪
大学テクノアライアンス棟 B305
1972 年生まれ、1996 年 3 月徳島大学
大学院電気電子工学専攻修了。同年 4
月日本道路公団（現 西日本高速道路
株）に入社。現在、大阪大学大学院工
学研究科 NEXCO 西日本高速道路学共同研究講座研究員とし
て、高速道路付帯施設に関する研究開発に従事。

水谷大二郎（非会員）

大阪大学大学院工学研究科
〒565-0871 吹田市山田丘 2-1
1990 年生まれ、2012 年大阪大学工学
部地球総合工学科卒業，
現在、大阪大学大学院工学研究科地球
総合工学社会基盤工学コース博士前
期課程在学中。

貝戸清之（非会員）

大阪大学大学院工学研究科
〒565-0871 吹田市山田丘 2-1
1972 年生まれ、2000 年東京大学大学院
工学系研究科社会基盤工学専攻修了，
コロンビア大学客員研究員，株式会社
ビーエムシー主任研究員を経て
現在、大阪大学大学院工学研究科地球
総合工学専攻准教授。博士（工学）