

混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いた 最適点検間隔の検討

大窪 和明¹・全 邦釘²・三島和紀³

¹正会員 愛媛大学 防災情報研究センター (〒 790-8577 愛媛県松山市文京町 3)
E-mail: okubo@cee.ehime-u.ac.jp

²正会員 愛媛大学大学院 理工学研究科 (〒 790-8577 愛媛県松山市文京町 3)

³非会員 鹿島建設株式会社 (〒 107-8388 東京都港区元赤坂 1-3-1)

我が国においては橋長 2m 以上の橋梁について 5 年に 1 度の近接目視点検が義務付けられている。しかし、経年劣化の傾向は橋梁によって様々であり、長年、健全な状態を保っているような橋梁も多くみられるため、傾向に応じた点検間隔を検討する必要がある。本研究では、愛媛県が管理する橋梁について、近年、開発された混合マルコフ劣化ハザードモデルを適用し、劣化予測を行った。その結果、劣化の傾向は橋種ごとに異なることや、劣化に影響を与えている要因を健全度ごとに把握した。また、推定したモデルから劣化予測パスを求め、点検や補修工事によって生じる期待ライフサイクルコストを橋梁ごとに算出し最適な点検間隔について議論できるような分析枠組みを提案した。

Key Words : mixed Markov deterioration model, optimal inspection timing, expected life cycle cost

1. はじめに

2014 年に橋梁定期点検要領¹⁾や道路橋定期点検要領²⁾が施行され、橋長 2m 以上の道路橋について 5 年に 1 度の近接目視点検が義務付けられた。現在、橋長が 2m 以上の橋梁は日本全国に約 70 万橋存在しており、その多くが県や市町村といった地方自治体の管理下におかれている。国土交通省がまとめた道路メンテナンス年報³⁾によると、2016 年度までに全体の約 27%に当たる 193,710 橋の点検が済んでいるものの、依然として膨大な数の橋梁を点検する必要に迫られている。人口減少が進む地方において、地方自治体が点検や補修工事といった橋梁の維持管理に支出できる予算の制約は、将来的により一層厳しいものになることが予想される。こうした中で、多大な支出が予想される橋梁の点検費用について、ライフサイクルコスト (LCC) の観点から 5 年に 1 度の点検間隔を見直すなどの費用削減に向けた検討が必要であると考えられる。

近接目視点検を実施することによって、橋梁の現状を把握し、損傷による重大な事故を未然に防ぐことが期待できる。それだけでなく点検によって蓄積されたデータに基づいて橋梁の劣化傾向を把握し、将来計画に活用していくことが期待できる。現在、蓄積された点検データを下に橋梁の劣化の傾向を把握した研究^{4),5)}や、点検データを活用した劣化予測手法に関する研究が進められている。例えば、小池・長井⁵⁾による研究

では、新潟県の市町村が管理する橋梁 4,141 橋について劣化の傾向を分析している。その中で、供用年数が長い橋梁であっても良好な状態が保たれている橋梁がある一方で、架設から比較的、早い時期に損傷が生じるような橋梁も見られた。したがって、劣化の傾向には橋梁の個体差が生じており、橋梁ごとの傾向に応じた点検間隔を検討することが必要であると考えられる。

点検データを活用した劣化予測手法の中でも、マルコフ劣化モデルおよび生存時間解析で用いられるハザードモデルを基礎として開発されたマルコフ劣化ハザードモデルの開発が盛んであり、様々な構造物について条件に応じた予測手法が研究されている⁶⁾⁻¹⁰⁾。最近では、これらの劣化予測手法を活用し、点検や補修を含む維持管理費用を低減できるような計画の策定に関する研究^{11),12)}も見られるようになってきた。しかし、国や高速道路会社が管理する橋梁に関する研究は複数行われているものの、地方自治体が管理する点検データを用いた研究例については、未だ少ない。

そこで本研究では、愛媛県が管理する橋梁の劣化予測を行い、期待 LCC 最小化の観点から点検間隔を見直す方法を提案することを目的とする。具体的には、鋼橋やコンクリート橋など橋種ごとに経年的な劣化の傾向が異なることに着目し、小濱ら⁷⁾によって開発された混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いた劣化予測を行う。推定したモデルから得られる各橋梁の劣化予測パスを下に、点検および補修費用から構成される期待

LCC を求め、LCC を最小にするような点検間隔を求める。本稿では、第 2 章で劣化予測手法を含む分析の枠組みについて述べ、第 3 章において使用データの概要および推定結果を述べる。次に第 4 章において第 3 章において求めた劣化予測パスから期待 LCC を算出する方法について述べ、最適な点検間隔について議論し、第 5 章で結論を示す。

2. 分析の枠組み

(1) 全体の枠組み

はじめに、橋梁の点検調書から健全度や供用年数、交通量といったデータを用いて劣化予測を行う。橋梁の劣化には橋種が影響すると考えられ、こうした種類の異なる橋梁を一括して分析に用いるため、小濱ら⁷⁾によって開発された混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いて劣化予測を行う。

次に、推定した混合マルコフ劣化ハザードモデルから橋梁ごとの劣化予測パスを複数求め、点検費用や補修費用によって構成される橋梁ごとの期待ライフサイクルコスト (LCC) を算出する。この期待 LCC について、点検間隔に関する感度分析を実施し、期待 LCC を最小にする最適な点検間隔を把握する。

(2) 混合マルコフ劣化ハザードモデル

a) マルコフ劣化モデル

点検調書において、橋梁の部材または全体の状態は、I から IV といった離散的な判定区分で評価されることが多い。こうした橋梁の経年的な劣化を表すための統計的モデルとして、経年ごとに劣化が進行し、健全度が推移する確率をマルコフ推移確率として表した劣化モデルが多く用いられてきた。

離散的な数値 $i \in \{1, 2, \dots, I\}$ で判定区分を表し、離散時間 $t \in \{1, 2, \dots, T\}$ における判定区分を $h(t)$ で表す。ただし、 $i = I$ が最も損傷が激しい状況を表し、数字が小さくなるほど、健全な状態を表す。このとき、ある時点 t_0 での判定区分が $h(t_0) = i$ であったものが、次の時点 t_1 で $h(t_1) = j$ になる推移確率 $\pi_{ij} = \Pr[h(t_1) = j | h(t_0) = i]$ を各要素を持つマルコフ推移確率行列を考える。

$$\pi = \begin{bmatrix} \pi_{1,1} & \pi_{1,2} & \cdots & \pi_{1,I} \\ 0 & \pi_{2,2} & \cdots & \pi_{2,I} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \pi_{I,I} \end{bmatrix} \quad (1)$$

このマルコフ劣化モデルの特徴として、現在の判定区分より次の時点の判定区分が小さい値をとる確率を 0 としている点に特徴がある ($\pi_{ij} = 0, \text{ for } i > j$)。すなわち、橋梁が自然に回復し、より良い状態になる確率は 0 であり、補修工事を実施しない状況では現状維持、ま

たは経年的に劣化していくのみであることを表している。式 (1) のマルコフ推移確率行列では、最悪の状態を表す判定区分 I が吸収状態であり、 $\pi_{II} = 1$ と仮定する。

b) 混合マルコフ劣化ハザードモデル

津田ら⁶⁾によって開発されたマルコフ劣化ハザードモデルでは、各判定区分が継続する時間がハザードモデルによって表されるとして推移確率を求めている。小濱ら⁷⁾では、一つの橋梁を構成する複数の部材を一つのグループとして扱い、各グループ (橋梁) ごとに異なるマルコフ推移確率行列を推定可能な混合マルコフ劣化ハザードモデルを開発した。このモデルを用いることによって、グループ k に属する橋梁 n_k ごとにマルコフ推移確率行列、

$$\pi^{n_k} = \begin{bmatrix} \pi_{1,1}^{n_k} & \pi_{1,2}^{n_k} & \cdots & \pi_{1,I}^{n_k} \\ 0 & \pi_{2,2}^{n_k} & \cdots & \pi_{2,I}^{n_k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \pi_{I,I}^{n_k} \end{bmatrix} \quad (2)$$

を求めることができる。本研究では、RC 橋 ($k = 1$)、PC 橋 ($k = 2$)、鋼橋 ($k = 3$)、ボックスカルバート (BC) 橋 ($k = 4$) といったように 4 種類の橋種に分けてマルコフ推移確率行列を考える。ここでは津田ら⁶⁾や小濱ら⁷⁾によって開発されたモデルを用いるため、概略のみを説明する。

はじめに離散時間上で、判定区分 i が終わる時間 (次の判定区分 $i + 1$ に推移する時点) を τ_i で表す。すなわち、 $\tau_{i-1} \leq t < \tau_i$ の範囲では判定区分が $h(t) = i$ であるとして、判定区分 1 から $I - 1$ までの各判定区分の終了時点 $\tau \in \{\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_{I-1}\}$ で表す。次に $\zeta_i = \tau_i - \tau_{i-1}$ を判定区分 i の継続時間とする。橋種が k である橋梁 n_k について、判定区分 i の継続時間 ζ_i は確率密度関数 $f_i^{n_k}(\zeta_i)$ 、分布関数 $F_i^{n_k}(\zeta_i)$ に従う確率変と仮定する。判定区分 i になった時間 τ_{i-1} から y_i だけ時間が経過したときに橋梁の判定区分が i である確率は、この判定区分の継続時間 ζ_i が y_i よりも大きいときであり、

$$\text{Prob}\{\zeta_i \geq y_i\} = 1 - F_i^{n_k}(y_i) = \tilde{F}_i^{n_k}(y_i) \quad (3)$$

と表される。したがって、微小時間 Δy_i について、期間 $[y_i, y_i + \Delta y_i)$ 中に判定区分が i から $i + 1$ に推移する確率は次のように表すことができる。

$$\lambda_i^{n_k}(y_i) \Delta y_i = \frac{f_i^{n_k}(y_i) \Delta y_i}{\tilde{F}_i^{n_k}(y_i)} \quad (4)$$

$\lambda_i^{n_k}(y_i)$ は橋梁 n_k の時点 y_i におけるハザード率であり、判定区分が i から $i + 1$ になる瞬間的な速度を表している。すなわち、判定区分 i が y_i まで継続したという条件の下で、 $y_i + \Delta y_i$ までに判定区分 $i + 1$ になる確率を、単位時間当たりの量に換算し、 $\Delta y_i \rightarrow 0$ としたときの極限值である。

既存研究^{6),7)}では、次のように時間を通じて一定のハザード率であると仮定している。

$$\lambda_i^{n_k}(y_i) = \lambda_i^{n_k} \quad (5)$$

また、この仮定の下で導かれたマルコフ推移確率行列はマルコフ性を満たすだけでなく、判定区分 i の $\tilde{F}_i^{n_k}(y_i)$ を、式 (4) から下式のように導くことができる。

$$\tilde{F}_i^{n_k}(y_i) = \exp(-\lambda_i^{n_k} y_i) \quad (6)$$

式 (6) を用いることによって判定区分 i の継続時間の期待値は、

$$\int_0^\infty \exp(-\lambda_i^{n_k} y_i) dy_i = \frac{1}{\lambda_i^{n_k}} \quad (7)$$

となり、期待継続時間がハザード率の逆数として与えられる。したがって、ハザード率 $\lambda_i^{n_k}$ が大きいほど、判定区分 i から $i+1$ になる瞬間的な速度は速く、判定区分 i の期待継続時間は短くなると考えることができる。

小濱ら⁷⁾においては $\lambda_i^{n_k}$ は、標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^{n_k}$ と、異質性パラメータ ϵ^k との積で表されると考えた。

$$\lambda_i^{n_k} = \tilde{\lambda}_i^{n_k} \epsilon^k \quad (8)$$

ただし、 $\tilde{\lambda}_i^{n_k}$ は標準的なハザード率である。また、 ϵ^k は、 $\tilde{\lambda}_i^{n_k}$ からの乖離を表す異質性パラメータであり、確率変数であると仮定する。異質性パラメータ ϵ^k については、貝戸ら¹⁰⁾と同様に平均値 1、分散を $1/\phi$ とするようなガンマ分布 $g(\epsilon^k|\phi)$ に従うと仮定する。

$$g(\epsilon^k|\phi) = \frac{\phi^\phi}{\Gamma(\phi)} (\epsilon^k)^{\phi-1} \exp(-\phi\epsilon^k) \quad (9)$$

ただし、式中の $\Gamma(\phi)$ はガンマ関数を表す。平均値が 1 となるようなガンマ分布を考えることにより、推定された ϵ^k の期待値が 1 より大きいか、否かで、橋種 k のハザード率が標準的なハザード率と比較したときの大小関係を把握することが可能である。

以上の設定を下に、橋種 k に属する橋梁 n_k について判定区分が $i \in \{1, \dots, I-1\}$ から推移する確率を求めると、

$$\pi_{i,j}^{n_k}(z) = \sum_{s=i}^j \prod_{m=i}^{s-1} \frac{\tilde{\lambda}_m^{n_k}}{\tilde{\lambda}_m^{n_k} - \tilde{\lambda}_s^{n_k}} \prod_{m=s}^{j-1} \frac{\tilde{\lambda}_m^{n_k}}{\tilde{\lambda}_{m+1}^{n_k} - \tilde{\lambda}_s^{n_k}} \exp(-\lambda_s^{n_k} z) \quad j \in \{i, i+1, \dots, I-1\} \quad (10)$$

$$\pi_{i,I}^{n_k}(z) = 1 - \sum_{j=i}^{I-1} \pi_{i,j}^{n_k}(z) \quad j = I \quad (11)$$

と表せる。ただし、 i から $j (< i)$ への推移確率については $\pi_{i,j}^{n_k} = 0$ である。

ここで標準的なハザード率 $\tilde{\lambda}_i^{n_k}$ は、橋種 k の橋梁 n_k の供用年数や交通量などの説明変数 \mathbf{x}^{n_k} と、その判定区分に対応した未知のパラメータ β_i との積で表されると考え、

$$\tilde{\lambda}_i^{n_k} = (\mathbf{x}^{n_k})' \beta_i^{n_k} \quad (12)$$

表-1 コンクリート主桁・横桁の判定区分 (ひびわれ)

損傷度 (健全度)	一般的状況
a(5)	損傷なし
b (4)	ひびわれ幅：小、ひびわれ間隔：大 幅：0.2mm 未満 (RC), 0.1mm 未満 (PC) 間隔：最小ひびわれ間隔が概ね 0.5m 以上
c (3)	ひびわれ幅：小、ひびわれ間隔：小 幅：0.2mm 未満 (RC), 0.1mm 未満 (PC) 間隔：最小ひびわれ間隔が概ね 0.5m 未満 ひびわれ幅：中、ひびわれ間隔：大 幅：0.2mm 以上 0.3mm 未満 (RC) 0.1mm 未満 0.2mm 未満 (PC) 間隔：最小ひびわれ間隔が概ね 0.5m 以上
d (2)	ひびわれ幅：中、ひびわれ間隔：小 幅：0.2mm 以上 0.3mm 未満 (RC) 0.1mm 未満 0.2mm 未満 (PC) 間隔：最小ひびわれ間隔が概ね 0.5m 未満 ひびわれ幅：大、ひびわれ間隔：大 幅：0.2mm 未満 (RC), 0.1mm 未満 (PC) 間隔：最小ひびわれ間隔が概ね 0.5m 以上
e (1)	ひびわれ幅：大、ひびわれ間隔：小 幅：0.2mm 未満 (RC), 0.1mm 未満 (PC) 間隔：最小ひびわれ間隔が概ね 0.5m 未満

とし、式 (9) の未知パラメータ ϕ に加えて、式 (12) 中の β_i を推定する。

3. 劣化予測

(1) 使用データ

本研究では、愛媛県が管理する橋梁について、平成 18 年から平成 26 年までに点検された点検調査から得られたデータを用いる。点検調査は、平成 18 年 3 月に制定された「愛媛県橋梁定期点検マニュアル」¹³⁾、平成 20 年 4 月に改定された「愛媛県橋梁定期点検マニュアル」¹⁴⁾ を下に作成されている。このマニュアルの中では、各橋梁について、5 年に 1 度の点検頻度で、目視可能な範囲の全径間の外観を調査し、最も損傷が激しい 1 径間を対象径間として、調査・記録したものである。点検調査には橋梁の諸元データとともに、主桁や床版といった部材の損傷ごとの損傷度や損傷写真が記録されている。損傷度は a から e までの 5 段階で評価されており、表-1 には、1 例としてコンクリート橋の主桁・横桁のひびわれの損傷判定区分を示している。この表から、ひびわれの幅が大きく、かつ、ひびわれの間の距離が短いほど、大きな損傷として判断されていることが確認できる。

本研究では、主桁・横桁のひびわれを対象として混合マルコフ劣化ハザードモデルによる劣化予測を行う。モデルを用いる際に、点検調査内に記載されている a か

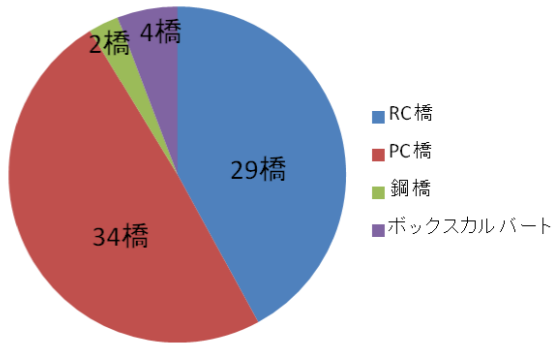


図-1 分析対象とする橋梁の橋種の内訳

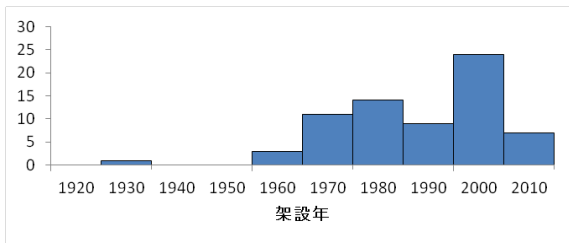


図-2 分析対象とする橋梁の架設年の分布

ら e までの損傷度を, 5 から 1 までの健全度に変換して用いる (表-1). すなわち, 損傷が確認されない損傷度 a が最良の状態であるとして健全度 5 で表現し, 健全度の値が小さくなるほど大きな損傷が生じていると考える.

ひびわれは, 交通量が長年に渡って繰り返し載荷されることや雨水や塩害などの外的な環境条件に曝され続けることによって生じると考えられる. 本研究では, 供用年数, 橋梁を通過する一般車交通量, 大型車交通量および海岸線からの距離を説明変数として考える. 今回, 点検調書が得られた愛媛県管理の橋梁 796 橋の中で欠損値を含む橋梁については除外して考える. また, 平成 18 年から平成 26 年までの間に最低でも 2 回の点検が行われている橋梁を対象とし, 2 回目の点検で得られた健全度が 1 回目の点検結果よりも向上している橋梁については, 補修工事が行われているものとして除外し, 合計で 69 橋を分析対象とした. 図-1 に今回の分析対象とした橋梁の橋種の内訳を示す. この図から PC 橋が最も多く, 次いで RC 橋が多い. また, 図-2 の架設年で見ると 1960 年代以降に建設された橋梁がほとんどであることがわかる.

(2) 階層ベイズ推定法による推定

混合マルコフ劣化ハザードモデルの推定方法としては, 段階的最尤推定法⁷⁾や階層ベイズ推定法¹⁰⁾が用いられている. 本研究では, 貝戸らによる階層ベイズ推定法を用いて未知パラメータを推定する. ここで未知のパラメータの集合を $\Theta \in \{\beta_i, \phi, \alpha, \eta\}$ である. ただし, α, η は, ϕ の事前確率密度関数として設定する下式のガンマ分布のパラメータである.

$$l(\phi|\alpha, \eta) = \frac{\eta^\alpha \phi^{\alpha-1}}{\Gamma(\alpha)} \exp(-\eta\phi) \quad (13)$$

次に観測値と前章で述べたマルコフ推移確率を下に尤度関数を設定する. 今回, 使用するデータは最低でも 2 回の近接目視点検が実施された橋梁である. したがって, 第 1 回目と第 2 回目の点検時点をそれぞれ τ_0, τ_1 としたときに, 健全度 $\hat{h}(\tau_0), \hat{h}(\tau_1)$ が確認されたと考える. このとき, 観測された健全度に一致した場合にのみ 1 をとるようなダミー変数を考える.

$$\delta_{ij}^{n_k} = \begin{cases} 1, & \text{if } \hat{h}(\tau_0) = i \text{ \& } \hat{h}(\tau_1) = j \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (14)$$

このダミー変数を用いることにより, 健全度や供用年数などの観測データの集合 Ξ と未知パラメータ Θ の下での尤度関数 $L(\Theta|\Xi)$ は,

$$L(\Theta|\Xi) = \prod_{i=1}^{I-1} \prod_{j=1}^I \prod_{k=1}^4 \prod_{n_k=1}^{N_k} \left\{ \sum_{s=i}^j \Lambda_{ij}^s(\tilde{\lambda}^{n_k}) \exp(-\lambda_s^{n_k} z) \right\}^{\delta_{ij}^{n_k}} \quad (15)$$

ただし,

$$\Lambda_{ij}^s(\tilde{\lambda}^{n_k}) = \prod_{m=i}^{s-1} \frac{\tilde{\lambda}_m^{n_k}}{\tilde{\lambda}_m^{n_k} - \tilde{\lambda}_s^{n_k}} \prod_{m=s}^{j-1} \frac{\tilde{\lambda}_m^{n_k}}{\tilde{\lambda}_{m+1}^{n_k} - \tilde{\lambda}_s^{n_k}} \quad (16)$$

と表わせる. 以上の定式化に加えて前章で定式化した ϕ の分布 (式 (9)) を考えることによって, 未知パラメータの事後確率分布を,

$$\rho(\Theta|\Xi) \propto L(\Theta|\Xi) \prod_{k=1}^4 g(\epsilon^k|\phi)l(\phi) \quad (17)$$

と表せる. ただし, 既存研究¹⁰⁾においては, β の事前確率密度関数として多次元正規分布を考えていたが, 本研究においては十分に裾の広い無情報事前分布を考慮し, 式 (17) 中に β の事前確率密度関数を含めない.

式 (17) からマルコフ連鎖モンテカルロ法を用いて未知パラメータ Ξ を推定した. 階層ベイズ推定法やマルコフ連鎖モンテカルロ法に関する説明は, 例えば久保¹⁵⁾などに詳しい. 今回は, マルコフ連鎖モンテカルロ法の代表的なソフトウェアである Stan¹⁶⁾を用い, サンプル発生数を 10,000 回, バーンイン期間を 5,000 回として推定した.

表-2 標準ハザード率に関する推定結果

統計量	$\tilde{\lambda}_i$	定数項	供用年数	一般車交通量	大型車交通量	海岸からの距離
		$\beta_{i,1}$	$\beta_{i,2}$	$\beta_{i,3}$	$\beta_{i,4}$	$\beta_{i,5}$
期待値		-1.842	0.274	-1.229	1.339	-0.264
90%区間	$\tilde{\lambda}_5$	(-3.014,-0.168)	(-0.155,0.667)	(-2.622,-0.001)	(0.166,2.621)	(-0.682,0.144)
\hat{R}		1.001	1.000	1.000	1.001	1.001
期待値		3.526	1.405	11.291	-9.821	4.148
90%区間	$\tilde{\lambda}_4$	(0.666,7.072)	(0.063,2.908)	(0.862,24.667)	(-20.885,-1.274)	(1.151,7.878)
\hat{R}		1.000	1.000	1.000	1.001	1.000
期待値		-1.826	1.801	-2.057	1.863	-0.993
90%区間	$\tilde{\lambda}_3$	(-3.412,-0.001)	(0.437,3.425)	(-6.390,1.819)	(-1.273,5.488)	(-2.355,0.108)
\hat{R}		1.001	1.000	1.000	1.000	0.999
期待値		1.028	-21.687	-19.634	12.582	-1.916
90%区間	$\tilde{\lambda}_2$	(-9.959,10.934)	(-29.400,-1.815)	(-29.400,-1.815)	(-1.529,23.310)	(-11.653,5.986)
\hat{R}		1.001	1.000	0.999	1.000	1.000

表-3 異質性パラメータに関する推定結果

	期待値	90%区間	\hat{R}
RC 橋 (ϵ^1)	0.472	(0.054,1.139)	1.001
PC 橋 (ϵ^2)	0.981	(0.130,2.238)	1.000
鋼橋 (ϵ^3)	2.072	(0.464,5.038)	1.000
BC(ϵ^4)	0.374	(0.001,1.183)	1.000
ϕ	1.847	(0.252,5.973)	1.000

(3) 推定結果

階層ベイズ推定法によるパラメータの推定結果を表-2と表-3に示す。表-2には、標準ハザード率に関するパラメータの期待値、90%信頼区間における下限5.0%、上限5.0%の値を示している。また、MCMCによるサンプリングによって、各パラメータについて不変分布への収束を判断するために、Gelman-Rubinの \hat{R} 統計量を示す。表-3には、異質性パラメータの超事前分布で仮定した分散 ϕ および各橋梁のグループごとの ϵ^k の期待値について、表-2と同様の統計量を示している。

これらの表から、全てのパラメータの \hat{R} 統計量は1.1よりも小さい値をとっており、全てのパラメータが不変分布に到達していることが確認できる。表-2の健全度5の標準ハザード率の推定結果から、大型車交通量が多いほど λ_5 は大きくなることを確認できる。各健全度の期待継続時間が、式(7)で与えられていることを考えると、大型車交通量が多いほど健全度5の期待継続時間が短くなることを意味している。同様に、健全度4の期待継続時間を短くする要因として考えられるのは、供用年数、一般車交通量および海岸からの距離であり、

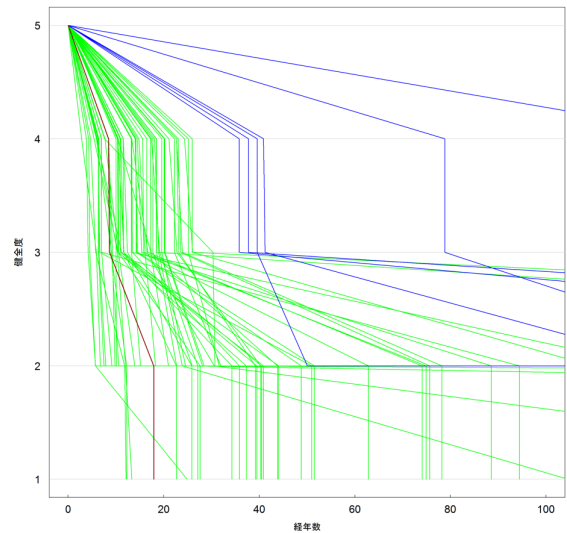


図-3 各橋梁の劣化予測パス

これらの値が大きくなるほど、期待継続時間が短くなる。健全度3の期待継続時間についても供用年数が正の影響を与えており、供用年数が長くなるほど健全度3の期待継続時間は短くなる傾向にある。

表-3の橋種ごとの異質性パラメータ ϵ^k の推定結果についてみると、全ての橋種について異質性パラメータの期待値および90%区間を与える上限値と下限値が正である。RC橋とボックスカルバートの異質性パラメータの期待値が1より小さいことから、これらの橋種においてはハザード率が標準よりも小さく、各判定区分の期待継続時間は長くなる。一方、異質性パラメータの期待値が最も大きいのは、鋼橋であり、標準的より

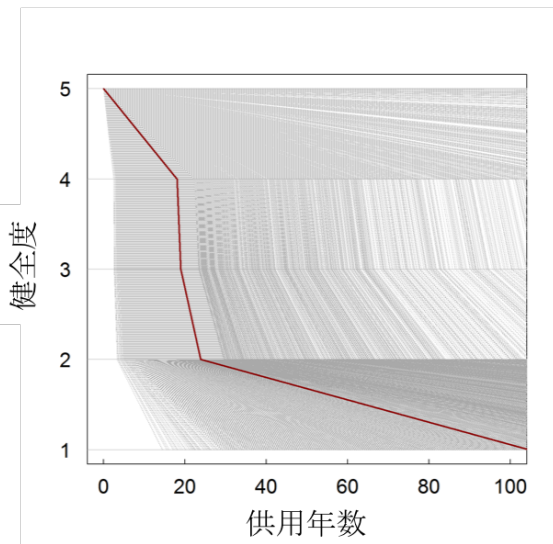


図-4 橋梁 A の劣化予測パス

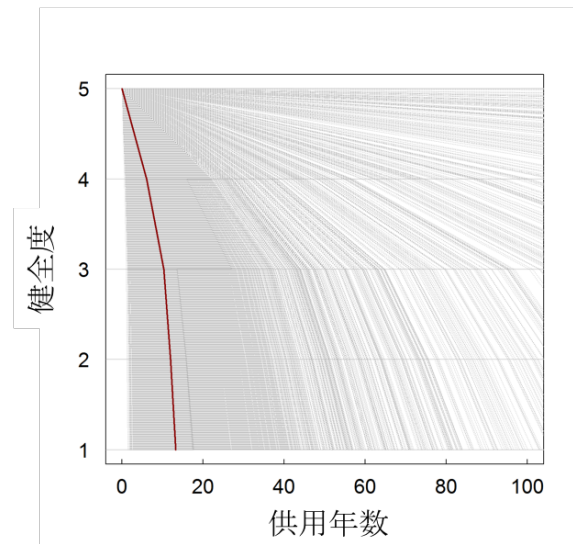


図-5 橋梁 B の劣化予測パス

も短い期待継続時間になることがわかった。

これらの推定結果から求められた橋梁ごとの劣化予測パスの中央値を図-3に示す。図中の緑と青の実線は、橋梁ごとの劣化予測パスの中央値を示し、赤の実線はそれらの値の中央値をプロットしたものである。多くの橋梁は緑の実線で表されるように供用年数 10 年から 30 年程度が経過した時点で健全度が 5 から、4 または 3 に低下していることがわかる。一方で、青の実線で表された期待劣化パスについては、供用年数に対して健全度が低下しにくい。これらの劣化予測パスから、供用年数に対する健全度の変化は、橋梁ごとに差異が大きく、個体差が存在していることがわかる。

4. 点検間隔の検討

(1) 期待ライフサイクルコストの算出方法

前章において推定したモデルから橋梁ごとの劣化予測パスを求める。例えば、橋梁 A の劣化予測パスを図-4に示す。図-4中には、5000 ケースの劣化予測パスが示されている。図-4中の赤い実線が劣化予測パスの中央値、灰色の線が 1 サンプル当たりの劣化予測パスを表している。橋梁全体の中央値を示している図-3中の赤い実線と橋梁 A の中央値を比較すると、橋梁 A の方が、より遅い時期に健全度の低下が確認できる。そのため、橋梁 A は、比較的、良好な健全度が保たれやすい橋梁であるといえる。

一方で、比較的、劣化が早い橋梁として橋梁 B の劣化予測パスを取り上げる(図-5)。図-5では、劣化予測パスの中央値が図-3や図-5の中央値よりも、より短い供用年数で健全度が変化していることが確認できる。

本研究では、これら 2 橋について、図中の灰色の実線で表された 1 サンプル当たりの劣化予測パスについて計画期間内に生じた点検と補修工事の回数から LCC を算出し、期待値をとることによって期待 LCC を算出する。

本研究における期待 LCC 算出方法の概念図を図-6に示す。計画期間中は、計画開始時に定められた点検間隔に従って点検が行われると仮定し、点検 1 回当たりの点検費用を c_1 とし、今回は $c_1 = 30$ (万円) とした。計画期間全体を通じて生じる点検費用を合計した値の期待値を C_1 で表す。点検時に橋梁の健全度が補修基準健全度に達していれば、1 回当たりの補修費用 c_2 をかけて事前補修を行うと考える。一方、点検時以外の時点において健全度が、図-6中の補修限界健全度に達した橋梁については、1 回当たり c_3 の補修費用をかけて緊急補修工事を実施すると考える。ただし、1 回当たりの費用は事前補修費用よりも緊急補修費用の方が費用が大きいたして ($c_3 > c_2$)、 $c_2 = 100$ (万円)、 $c_3 = 200$ (万円) に設定した、これらの補修工事によって健全度は 5 まで回復し、計画期間全体を通じたそれぞれの費用の合計の期待値を C_2, C_3 で表す。

補修基準健全度は図-6に示すように健全度 2 に設定した。一方、補修限界健全度については各劣化予測パスについて健全度が 2 または 1 となる 2 時点間を直線で内挿し、その直線状において健全度が 1.5 になる時点を超え補修限界健全度に達した時点とする。補修限界健全度は、専門家による近接目視点検でなくても確認できるような大きな損傷が生じているような状況を考えている。

今回の計算においては 1 橋ごとに 5000 ケースの劣化

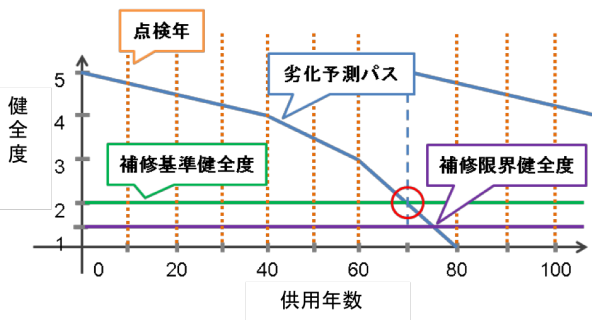


図-6 期待ライフサイクルコスト算出の概念図

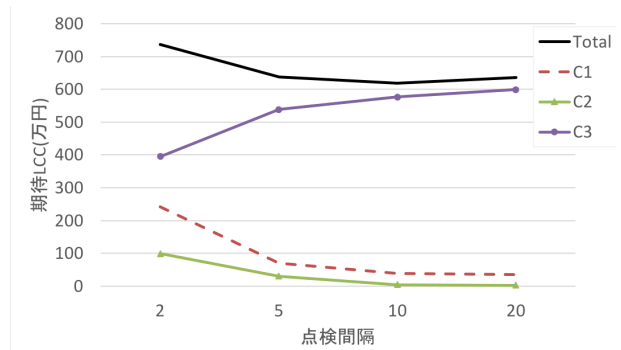


図-8 橋梁 B の期待ライフサイクルコスト

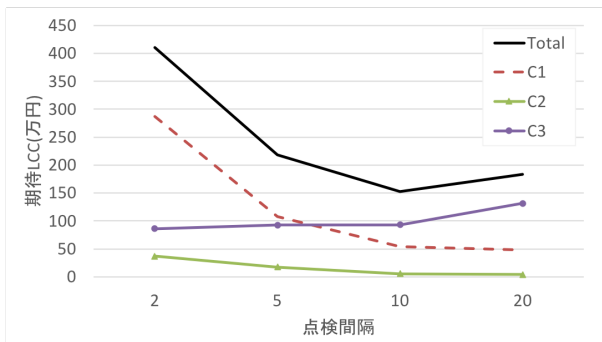


図-7 橋梁 A の期待ライフサイクルコスト

予測パスが得られたため、それぞれの劣化予測パスについて上記の仮定に基づいて計算を行い、平均値を求めることによって期待 LCC を算出する。

(2) 期待ライフサイクルコストの算出結果

期待 LCC を算出する計画期間を 20 年に設定し、点検間隔をそれぞれ 2,5,10,15 年に設定したときの橋梁 A の期待 LCC を図-7 に示す。図中には、点検費用、補修費用、緊急補修費用の全てを合計した期待 LCC に加えて、点検費用または補修費用のみの期待 LCC(C₁, C₂, C₃) も示している。期待点検費用 C₁ から、点検間隔を長くすると計画期間中の点検回数を減らすことができるため、C₁ は下がっていくことが確認できる。また、点検時に補修基準健全度に到達したときのみ事前補修を行うと考えているため、点検間隔が長くなるほど（点検回数が少なくなるほど）、期待事前補修費用 C₂ も同時に小さくなっていくことが確認できる。一方、点検間隔が長くなるほど、点検間隔の間に補修限界健全度に達することが発生しやすくなるため、緊急補修工事を実施する可能性が高まるため C₃ は増加していくことが確認できる。これらの費用を合計した期待 LCC について見てみると、点検間隔を 10 年に設定したときに最小となっていることが確認できる。

一方、劣化の進行が早い橋梁 B の期待 LCC について見ると、図-8 のようになる。この図から、劣化の進行が早いため、計画期間中において点検時点以外の時点で補修限界健全度に到達する回数が橋梁 A に比べて多いため、期待緊急補修費用 C₃ が高くなる傾向にあることがわかる。点検間隔が長くなるにしたがって C₃ が大きくなる傾向は、橋梁 A と同様であるが、点検間隔に対して C₃ は逡減している。そのため、点検間隔を 5 年より長くとっても期待 LCC の合計は、それほど変化していないことが確認できる。

5. まとめ

本研究では、愛媛県が管理する橋梁について、混合マルコフ劣化ハザードモデルによる劣化予測を行い、求めた劣化予測パスから期待 LCC を最小にするような点検間隔を決める方法を提案した。混合マルコフ劣化ハザードモデルを階層ベイズ推定法を用いて推定し、各健全度の期待継続時間は、ボックスカルバートや RC 橋といった橋種において比較的、長く、鋼橋において短いことが確認された。また健全度ごとのハザード率を高める（期待継続時間を短くする）要因として、供用年数や交通量の増加が有意であることを確認した。また、サンプリングによって橋梁ごとの劣化予測パスを求め、それぞれの点検回数、補修回数、緊急補修回数から、点検間隔に応じた期待 LCC を求めた。その結果、劣化の傾向によって点検間隔の変化に対する期待 LCC の変化の傾向は異なるため、橋梁に応じて期待 LCC を最小にするような点検間隔が異なる可能性が示唆された。

謝辞：本研究は、内閣府総合科学技術・イノベーション会議の「SIP インフラ維持管理・更新・マネジメント技術」（管理法人: JST）によって実施されました。記して謝意を表します。

参考文献

- 1) 国土交通省道路局 国道・防災課：橋梁定期点検要領 2014.
- 2) 国土交通省道路局 国道・防災課：道路橋定期点検要領，2014.
- 3) 国土交通省：道路メンテナンス年報（平成 28 年度），2017.
- 4) 玉越隆史，横井芳輝，石尾真理：全国規模の道路橋点検データに基づく鋼橋の劣化の特徴，鋼構造論文集，Vol.21(82)，pp.99-113，2014.
- 5) 小池真登，長井宏平：新潟県市町村における橋梁点検データを用いた経年劣化傾向分析，コンクリート工学年次論文集，Vol.37，No.2，pp.1339-1344，2015.
- 6) 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.
- 7) 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.
- 8) 小林潔司，江口利幸，大井明，青木一也，貝戸清之：劣化過程の不確実性を考慮した路面性状調査の最適実施方策，土木学会論文集 E1(舗装工学)，Vol.167 pp.75-90，2011.
- 9) 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.2，336-355，2007.
- 10) 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（土木計画学），Vol.68，No.4，255-271，2012.
- 11) 小林潔司，中谷昌一，大迫湧歩，安部倉完：橋梁の劣化速度の異質性を考慮した補修戦略プロファイリング，土木学会論文集 D3（土木計画学），Vol.73，No.4，201218，2017.
- 12) 松島格也，小林潔司，貝戸清之：目視点検による実用的舗装修繕ルール，第 1 回 JAAM 研究発表会講演集，pp.17-24，2017.
- 13) 愛媛県土木部道路維持課，愛媛県橋梁定期点検マニュアル，2006.
- 14) 愛媛県土木部道路維持課，愛媛県橋梁定期点検マニュアル，2008.
- 15) 久保拓弥，データ解析のための統計モデリング入門一般化線形モデル・階層ベイズモデル・MCMC，岩波書店，2012.
- 16) Stan Development Team. 2017. Stan Modeling Language Users Guide and Reference Manual, Version 2.17.0. <http://mc-stan.org>.

(平成 30 年 7 月 31 日 受付)

EXAMINING AN OPTIMAL INSPECTION TIMING BY USING MIXED MARKOV DETERIORATION HAZARD MODEL

Kazuaki OKUBO · Pang-jo CHUN · Kazunori MISHIMA