

# 部材・損傷の劣化シミュレーションに基づく 道路橋の補修優先順位の決定

山村昂也<sup>1</sup>・貝戸清之<sup>2</sup>・増田寛四郎<sup>3</sup>

<sup>1</sup>学生会員 大阪大学 大学院工学研究科 地球総合工学専攻 (〒 565-0871 吹田市山田丘 2-1)  
E-mail: t.yamamura@civil.eng.osaka-u.ac.jp

<sup>2</sup>正会員 大阪大学准教授 大学院工学研究科 地球総合工学専攻 (〒 565-0871 吹田市山田丘 2-1)  
E-mail: kaito@ga.eng.osaka-u.ac.jp

<sup>3</sup>非会員 国土交通省 近畿地方整備局 近畿道路メンテナンスセンター (〒 573-0094 枚方市南中振 3-2-3)  
E-mail: masuda-k86xa@milit.go.jp

近年、高度経済成長期に建設された橋梁の老朽化が急速に進行しており、それらの長寿命化対策が喫緊の課題となっている。国土交通省近畿地方整備局は、これらの対策として橋梁の健全度に基づいた補修計画を策定しているが、劣化が大きく目立っていない健全度 2 判定の橋梁の補修着手率が低いことが課題である。健全度 2 判定の橋梁が健全度 3 判定となる前に補修を行うことができれば、戦略的に橋梁の長寿命化対策が行えるが、補修優先順位の定め方に明確な指針が存在していないのが現状である。そこで、本研究では、部材・損傷の劣化速度を用いて劣化シミュレーションを行い、次期に健全度が低下するリスクを算出し、異なる橋梁間の相対比較を行う。また、リスクを算出する際、橋梁管理者の意思決定を反映する方法を検討する。さらに、実際の橋梁データを用いた適用事例を示し、提案手法の検証を行う。

**Key Words :** *repair priorities, inspection data, mixed Markov hazard model, fault tree analysis, simulation*

## 1. はじめに

近年、高度経済成長期に団塊的に建設された橋梁の老朽化が急速に進行し、定期点検や補修等を通じた橋梁の安全性確保及び長寿命化対策が喫緊の課題となっている。国土交通省近畿地方整備局は、これらの対策として橋梁の健全度に基づいた補修計画を策定している。このような場合、従来手法である混合マルコフ劣化ハザードモデル<sup>1)</sup>の劣化過程の比較は、補修の優先順位の決定の際、定量的な情報として有用である。これにより、早期措置段階である健全度Ⅲや緊急措置段階である健全度Ⅳと判定された橋梁の補修が順次進んでいる。整備局管内においては、健全度Ⅳ判定の橋梁は補修が済み、健全度Ⅲ判定の橋梁も 5 年以内に補修される目途が立っている<sup>2)</sup>。一方で、予防保全段階である健全度Ⅱと判定された橋梁の補修着手率は低い。実際、2014 年度に点検した橋梁において、2019 年度末までに補修された健全度Ⅱ判定の橋梁は 29%である<sup>2)</sup>。仮に健全度Ⅱ判定の橋梁を、Ⅲ判定になる前に補修すれば、順次健全度Ⅲ判定となる橋梁は減少し、戦略的に橋梁の長寿命化対策を行うことが可能となる。

本研究では、健全度Ⅱ判定の橋梁群を対象とし、健全度Ⅲ判定となりやすい橋梁を評価することによる、補修優先順位の決定手法を提案する。具体的には、ある橋梁を構成する部材・損傷毎の劣化過程について後述

する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い、一定期間後に健全度が低下する確率を推計する。そして、得られた値からフォルト・ツリー分析を行い、ある橋梁全体の健全度に関するリスク値を算出し、複数の橋梁間の相対的な比較を行う。以下 2. では、本研究の基本的な考え方を述べる。3. では、部材・損傷の健全度が低下する確率について詳述する。4. では、橋梁全体の健全度に関するリスク値について詳述する。

## 2. 本研究の基本的な考え方

道路橋管理者は、国土交通省が示す道路橋定期点検要領<sup>3)</sup>に従い定期点検を行っている。その中でも、国土交通省は道路橋定期点検要領に基づいた橋梁定期点検要領<sup>4)</sup>に従い定期点検を行っている。定期点検では、部材単位と道路橋毎の健全性の診断を行う。橋梁定期点検要領に従い、部材単位の健全性の診断を行う際、構造上の部材区分あるいは部位毎、損傷種類毎に行うことを基本としている。また、道路橋毎の健全性の診断を行う際は、当該橋梁の対策区分の判定や、所見あるいは部材単位の健全性の診断の結果などを踏まえて総合的に判断している。補修計画の策定の際、一般的に道路橋毎の健全性の診断結果を用いるが、同一判定内の優劣がっていない。そのため本研究は、部材単位の

健全性の診断を用いて、道路橋全体の健全度に関するリスク値を算出し比較することで、同一判定内の優劣を付けられる点において優位性がある。

上述の通り、健全性の診断は複数種類の部材、複数種類の損傷、橋梁毎に行われる。本稿では、複数の健全性の診断結果を明瞭に示すために、ある部材のある損傷に対する健全性の診断結果を部材・損傷 (の) 健全度、ある部材に対する健全性の診断結果を部材 (の) 健全度、ある道路橋の健全度を橋梁全体 (の) 健全度と呼ぶ。

### 3. 部材・損傷の健全度が低下する確率

#### (1) 混合マルコフ劣化ハザードモデル

##### a) モデル化の前提条件

カレンダー時刻  $s_0$  を初期時点とする離散的時間軸  $t = 0, 1, 2, \dots$  を考え、離散的時間軸上の点を時点と呼び、カレンダー時刻と区別する。また、単位時間幅を 1 に基準化する。次に、部材・損傷健全度を  $I$  個の健全度  $i (i = 1, \dots, I)$  で表現する。  $i$  の値が大きくなるほど、劣化が進展している状態を示す。時点  $t$  における部材・損傷健全度を状態変数  $h(t) = i (i = 1, \dots, I; t = 0, 1, \dots)$  を用いて表現する。部材・損傷の劣化過程がマルコフ連鎖に従うと仮定し、離散時間軸上の単位時間間隔における健全度間の推移確率をマルコフ推移確率を用いて表現する。推移確率は、時点  $t$  における健全度  $h(t) = i$  を与件とし、次の時点  $t+1$  における健全度  $h(t+1) = j (j \geq i)$  が生起する条件付確率

$$\text{Prob}[h(t+1) = j | h(t) = i] = \pi_{ij} \quad (1)$$

を用いて定義される。式 (1) に示すマルコフ推移確率は所与の 2 つの時点  $t, t+1$  の間における生じる健全度間の推移確率を示したものであり、当然のことながら、対象とする測定間隔が異なれば推移確率の値は異なる。補修が無い限り常に劣化が進展するので、 $\pi_{ij} = 0 (i > j)$  が成立する。また、推移確率の定義より  $\sum_{j=i}^I \pi_{ij} = 1$  が成立する。すなわち、マルコフ推移確率に関して、

$$\begin{aligned} \pi_{ij} &\geq 0 (i, j = 1, \dots, I) \\ \pi_{ij} &= 0 (i > j \text{ の時}) \\ \sum_{j=i}^I \pi_{ij} &= 1 \end{aligned} \quad (2)$$

が成立しなければならない。健全度  $I$  は、補修が無い限り他の健全度に推移する事ができない、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に依存しない。マルコフ連鎖モデルでは、健全度が  $i-1$  から  $i$  に推移した時点に拘らず、時点  $t$  から時点  $t+1$  の間に推移する確率は時点  $t$  における健全度のみ依存するという性質 (マルコフ性) を満足する<sup>5)</sup>。

#### b) 定式化

分析対象とする橋梁群を、橋梁を構成する  $A$  個の部材、部材に生じる  $B$  個の損傷を考え、 $K (K = A \times B)$  個のグループ (評価単位) に分割する。さらに、グループ  $k (k = 1, \dots, K)$  は、合計  $L_k$  個のサンプルで構成されている。グループ  $k$  に固有なハザード率の異質性を表すパラメータ  $\varepsilon^k$  を導入する。このとき、グループ  $k$  のサンプル  $l_k (l_k = 1, \dots, L_k)$  の健全度  $i (i = 1, \dots, I-1)$  のハザード率を、個別ハザード率

$$\lambda_i^{l_k} = \tilde{\lambda}_i^{l_k} \varepsilon^k \quad (3)$$

$$(i = 1, \dots, I-1; k = 1, \dots, K; l_k = 1, \dots, L_k)$$

を用いて表す。ここに、 $\tilde{\lambda}_i^{l_k}$  は、グループ  $k$  のサンプル  $l_k$  が有する健全度  $i$  の平均的なハザード率 (以下、標準ハザード率) である。異質性パラメータ  $\varepsilon^k$  は、グループ  $k$  の標準ハザード率  $\tilde{\lambda}_i^{l_k}$  からの乖離の程度を表す確率変数であり、 $\varepsilon^k \geq 0$  が成立すると仮定する。異質性パラメータ  $\varepsilon^k > 1$  であり、かつ  $\varepsilon^k$  の値が大きくなるほど、当該グループ  $k$  に含まれる全てのサンプルの劣化速度が、標準ハザード率に対して大きいことを表す。式 (3) において、すべての健全度のハザード率に、同一の確率変数  $\varepsilon^k$  が含まれることに留意して欲しい。これにより、ある健全度において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  $\varepsilon^k$  がガンマ分布  $f(\varepsilon^k | \alpha, \gamma)$

$$f(\varepsilon^k | \alpha, \gamma) = \frac{1}{\gamma^\alpha \Gamma(\alpha)} (\varepsilon^k)^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{\varepsilon^k}{\gamma}\right) \quad (4)$$

から抽出された確率標本であると考えられる。ガンマ分布  $f(\varepsilon^k | \alpha, \gamma)$  の平均は  $\alpha\gamma$  で、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  $1/\phi$  のガンマ分布の確率密度関数  $\bar{g}(\varepsilon^k | \phi)$  は、

$$\bar{g}(\varepsilon^k | \phi) = \frac{\phi^\phi}{\Gamma(\phi)} (\varepsilon^k)^{\phi-1} \exp(-\phi\varepsilon^k) \quad (5)$$

と表される。

ここで、グループ  $k (k = 1, \dots, K)$  の異質性パラメータ  $\varepsilon^k$  の値を  $\bar{\varepsilon}^k$  に固定する。このとき、グループ  $k$  のあるサンプル  $l_k$  の健全度  $i$  の寿命が  $y_i^{l_k}$  以上となる確率  $\tilde{F}_i(y_i^{l_k})$  は、式 (3) に示す指数ハザード率を用いて

$$\tilde{F}_i(y_i^{l_k}) = \exp(-\tilde{\lambda}_i^{l_k} \bar{\varepsilon}^k y_i^{l_k}) \quad (6)$$

と書き換えることができる。さらに、グループ  $k$  のサンプル  $l_k$  の第 1 回目の点検時刻  $\tau_A^{l_k}$  において健全度が  $i$  と判定され、次の点検時刻  $\tau_B^{l_k} = \tau_A^{l_k} + z^{l_k}$  においても健全度  $i$  と判定される確率  $\pi_{ii}(z^{l_k} | \bar{\varepsilon}^k)$  は、

$$\pi_{ii}(z^{l_k} | \bar{\varepsilon}^k) = \exp(-\tilde{\lambda}_i^{l_k} \bar{\varepsilon}^k z^{l_k}) \quad (7)$$

となる。また、点検時刻  $\tau_A^{l_k}$  と  $\tau_B^{l_k} = \tau_A^{l_k} + z^{l_k}$  の間で健全度が  $i$  から  $j (> i)$  に推移するマルコフ推移確率

$\pi_{ij}(z^{lk}|\varepsilon^k)$  は、式 (3) より、

$$\begin{aligned}\pi_{ij}(z^{lk}|\varepsilon^k) &= \sum_{s=i}^j \prod_{m=i, \neq s}^{j-1} \frac{\tilde{\lambda}_m^{lk}}{\tilde{\lambda}_m^{lk} - \tilde{\lambda}_s^{lk}} \exp(-\tilde{\lambda}_s^{lk} \varepsilon^k z^{lk}) \\ &= \sum_{s=i}^j \psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^{lk}) \exp(-\tilde{\lambda}_s^{lk} \varepsilon^k z^{lk})\end{aligned}\quad (8)$$

( $i = 1, \dots, I-1; j = i+1, \dots, I; k = 1, \dots, K$ )

と表すことができる<sup>6)</sup>。ただし、 $\tilde{\lambda}^{lk} = (\tilde{\lambda}_1^{lk}, \dots, \tilde{\lambda}_{I-1}^{lk})$  である。また、 $\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^{lk})$  は

$$\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^{lk}) = \prod_{m=i, \neq s}^{j-1} \frac{\tilde{\lambda}_m^{lk}}{\tilde{\lambda}_m^{lk} - \tilde{\lambda}_s^{lk}}\quad (9)$$

となり、標準ハザード率のみの関数で表される。また、 $\pi_{iI}(z^{lk}|\varepsilon^k)$  に関しては、

$$\pi_{iI}(z^{lk}|\varepsilon^k) = 1 - \sum_{j=i}^{I-1} \pi_{ij}(z^{lk}|\varepsilon^k)\quad (10)$$

と表すことができる。次に、パラメータ  $\varepsilon^k$  がガンマ分布、式 (5) にしたがって分布する場合を考える。まず、健全度  $i$  の寿命が  $y_i^{lk}$  以上となる確率は、式 (7) を用いて、

$$\tilde{\pi}_{ii}(z^{lk}) = \int_0^\infty \pi_{ii}(z^{lk}|\varepsilon^k) \bar{g}(\varepsilon^k|\phi) d\varepsilon^k\quad (11)$$

と表すことができる。マルコフ推移確率  $\tilde{\pi}_{ii}(z^{lk})$  はハザード率の確率分布を考慮した点検間隔  $z^{lk}$  の平均的なマルコフ推移確率を表している。同様に点検間隔  $z^{lk}$  の下で健全度  $i$  から健全度  $j$  へ推移する平均マルコフ推移確率は、

$$\tilde{\pi}_{ij}(z^{lk}) = \int_0^\infty \pi_{ij}(z^{lk}|\varepsilon^k) \bar{g}(\varepsilon^k|\phi) d\varepsilon^k\quad (12)$$

と表される。

## (2) 健全度が低下する確率

第 2 回目の点検時刻  $\tau_B^{lk}$  と時刻  $\tau_C^{lk} = \tau_B^{lk} + z_*$  の間で健全度が  $\bar{h}(\tau_B^{lk})$  から  $\bar{h}(\tau_C^{lk})$  に推移する状況を考える。ここに、 $z_*$  ( $z_* = 1, 2, \dots$ ) は任意の時間幅を示し、第 2 回目の点検時刻からの任意時点における健全度を表す。今、乱数  $r$  ( $r \in [0, 1]$ ) を発生させ、

$$\sum_{s=\bar{h}(\tau_B^{lk})}^l \pi_{\bar{h}(\tau_B^{lk})s} < r \leq \sum_{s=\bar{h}(\tau_B^{lk})}^{l+1} \pi_{\bar{h}(\tau_B^{lk})s}\quad (13)$$

を満たす  $l$  を用いて、 $\bar{h}(\tau_C^{lk}) = l$  とする。この手順を  $N$  回繰り返すことを考え、 $n$  ( $n = 1, \dots, N$ ) 回目の結果を  $\bar{h}(\tau_C^{lk})^{(n)}$  と表す。閾値  $\theta_l, \theta_n$  を設定し、

$$\begin{aligned}\text{Prob}^k[\bar{h}(\tau_C^{lk}) \geq \theta_l | \bar{h}(\tau_B^{lk}) = i] \\ = \frac{\#(\#(\bar{h}(\tau_C^{lk})^{(n)} \geq \theta_l, l_k \in L_k) \geq \theta_n, n \in N)}{N}\end{aligned}\quad (14)$$

をグループ  $k$  ( $k = 1, \dots, K$ ) の健全度が低下する確率とする。ただし、 $\#(\bar{h}(\tau_C^{lk})^{(n)} \geq \theta_l, l_k \in L_k)$  は論理式  $\bar{h}(\tau_C^{lk}) \geq \theta_l, l_k \in L_k$  が成立するサンプルの総数であり、 $\#(\#(\bar{h}(\tau_C^{lk})^{(n)} \geq \theta_l, l_k \in L_k) \geq \theta_n, n \in N)$  は論理式  $\#(\bar{h}(\tau_C^{lk})^{(n)} \geq \theta_l, l_k \in L_k) \geq \theta_n, n \in N$  が成立するサンプルの総数である。また、設定した閾値  $\theta_l, \theta_n$  は、道路橋管理者の管理限界水準を示すものであり、任意の値となる。

## 4. 橋梁全体の健全度に関するリスク値

### (1) フォルト・ツリー分析

#### a) フォルト・ツリー分析の目的

本研究の分析対象とする橋梁は、複数の部材で構成される構造系である。これらの部材の劣化確率は時間経過とともに増加するために、橋梁全体のリスク発生確率も増加する。更に、部材の劣化過程は多様に異なるために、劣化過程の不確実性を考慮した劣化予測を行う必要がある。したがって、現状の橋梁及び部材の劣化発生過程をモデル化して、フォルト・ツリー分析を通して目視点検上の管理限界リスクの計量化を行い、橋梁群で相对比较することにより、将来の橋梁群の点検・補修計画を立案するための基礎的情報を提供することができる。

本研究では、ある特定の橋梁を対象としたフォルト・ツリーを構築する。その際に、目視点検における管理限界リスクの発生をフォルト・ツリーの頂上事象として設定する。なお、本研究では、橋梁群の常時の点検政策を対象としている。地震や事故などの突発的事象に起因するリスク発生は考慮しない。

#### b) フォルト・ツリー分析の構成

フォルト・ツリー分析は、部材・損傷レベルの劣化事象の発生が橋梁全体のリスクに発展するメカニズムを階層的に表現し、下位のレベルにある劣化事象の発生確率に基づいて、分析対象とするシステム全体の管理限界リスクを評価するための手法である。原子炉呼称解析や航空工学などの分野の設計段階において多くの適用事例が存在している<sup>7)</sup>。フォルト・ツリー分析では、はじめに、対象とする橋梁の全体としての限界状態を表す事象（頂上事象）を設定する。さらに、下位のレベルの劣化事象の発生と、頂上事象が発生する条件や因果関係を明らかにし、下位の劣化事象の発生が頂上事象の発生に展開する可能性をフォルト・ツリーを用いて表現する。事象間の因果関係を、AND ゲートと OR ゲートという論理構造を用いて表現することが可能である。下位事象の発生確率を用いて、より上位の劣化事象や頂上事象の発生確率を逐次算出することができる。さらに、頂上事象とその要因である下位事

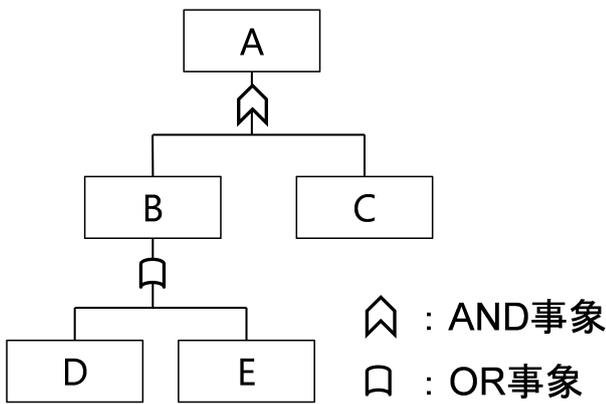


図-1 フォルト・ツリーの基本事例

象の発生確率に基づいて、システムの安全性、信頼性を向上させるための対策方法を検討することが可能である。なお、本研究の適用事例で取り上げたフォルト・ツリーに関しては研究発表会にて提示する。

### c) 頂上事象の発生確率

本研究のフォルト・ツリー分析では、フォルト・ツリーを構成する部材レベルにおける損傷発生確率を与件として、橋梁の管理限界（頂上事象）の発生確率を計算することが重要な課題となる。いま、図-1 に示すような単純なフォルト・ツリーに着目し、より上位の事象が発生する確率の計算方法を説明する。なお、以下に示すフォルト・ツリー分析の方法論自体は一般的なものであるが、読者の便宜を図るために概要を述べることを断っておく。詳細については、参考文献<sup>7)</sup>を参照されたい。頂上事象としてA、中位事象としてB、C、末端事象としてD、Eを考える。各事象の生起確率を $P(x)(x = A, B, C, D, E)$ とする。このとき、中位事象Bの生起確率 $P(B)$ は、末端事象DとEに関する「OR事象（事象DとEのいずれか一方が生起した場合に生起する事象）」であることから、

$$\begin{aligned}
 P(B) &= P(D \cup E) \\
 &= P(D) + P(E) - P(D \cap E) \quad (15)
 \end{aligned}$$

と表される。上位事象Aは、中位事象BとCに関する「AND事象（事象BとCの両方が生起した場合に生起する事象）」であり、

$$\begin{aligned}
 P(A) &= P(B \cap C) \\
 &= P(B)P(C) \quad (16)
 \end{aligned}$$

が成立する。

## (2) 橋梁全体の健全度に関するリスク値

本研究において、末端事象の生起確率は **3.(2)** で提案した、グループ  $k$  の健全度が低下する確率  $\text{Prob}^k[\bar{h}(\tau_C^{I_k}) \geq \theta_l | \bar{h}(\tau_B^{I_k}) = i]$  である。グループ  $k$  は、

橋梁を構成する  $A$  個の部材、部材に生じる  $B$  個の損傷を考え、 $K(K = A \times B)$  個のグループ（評価単位）に分割した時の一グループである。合計  $K$  個の部材・損傷レベルの末端事象から合計  $A$  個の部材レベルの中位事象、橋梁全体レベルの頂上事象へと逐次算出することで、橋梁全体の健全度に関するリスク値を算出することができる。このとき、各事象間の関係をANDゲート、ORゲートを組み合わせて、任意の管理水準を構成することが可能となるが、本研究では、すべてORゲートのみで整理した。

橋梁全体の健全度に関するリスク値を対象橋梁群において算出し、比較することにより任意の管理水準の下での橋梁の優劣を付けることが可能となる。

## 5. おわりに

本研究では、健全度II判定の橋梁群を対象とし、健全度III判定となりやすい橋梁を評価することによる、補修優先順位の決定手法を提案した。具体的には、橋梁を構成する部材・損傷について、1) 混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いて劣化過程を記述し、それぞれの健全度が低下する確率を算出、2) フォルト・ツリー分析を用いて、部材・損傷の健全度が低下する確率から橋梁全体の健全度に関するリスク値を算出、3) 対象橋梁群で比較、を行う方法を示した。なお、本研究で提案した方法論を用いて、国土交通省近畿地方整備局における橋梁群を対象として分析を行っている。その結果及び考察に関しては、研究発表会にて提示する。

### 参考文献

- 1) 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.
- 2) 河合良治, 貝戸清之, 吉津宏夫: 近畿地方整備局における橋梁補修施策マネジメントの取り組み～橋梁補修政策プロファイリング手法の活用～, 第4回 JAAM 研究・実践発表会論文集, 2020.
- 3) 国土交通省道路局, 道路橋定期点検要領, 2019.
- 4) 国土交通省道路局国道・技術課, 橋梁定期点検要領, 2019.
- 5) 森村英典, 高橋幸雄: マルコフ解析, 日科技連, 1979.
- 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) Bedford, T. and Cooke, R. : *Probabilistic Risk Analysis*, Cambridge University Press, 2001, 金野秀敏訳: 確率的リスク解析, 基礎と方法, シュプリンガー・ジャパン, 2006.