

論文 RC 床版の統計的劣化予測と補修効果の事後評価

福田 泰樹^{*1}・貝戸 清之^{*2}・橋爪 謙治^{*3}・横山 和昭^{*4}

要旨：社会基盤施設の老朽化が進展し、その健全性が許容値を下回ることが予測される場合には、適切な時期に適切な補修が実施される。しかし、補修効果に関する事後評価、特に定量的評価がなされるケースは極めて少ない。本研究では、RC 床版を対象として、目視点検データを用いた統計的劣化予測を行い、その結果に基づき補修効果を事後的に評価する手法を提案する。具体的には、混合マルコフ劣化ハザードモデルを援用し、床版個々に対して補修前後の劣化過程に介在する異質性を考慮した劣化予測を行う。さらに、補修前後の劣化速度に対する相対評価を通じて、過去に実施された補修の妥当性を事後評価する。

キーワード：混合マルコフ劣化ハザードモデル, RC 床版, 補修効果, 事後評価, アセットマネジメント

1. はじめに

社会基盤施設の老朽化が進展し、その健全性が許容値を下回ることが予測される場合には、技術者の工学的判断に基づき、適切な時期に適切な補修が実施されることになる。しかしながら、近年の我が国における経済状況を踏まえると、そのような補修行為に対しても、意志決定プロセスを視覚化しておくことが重要な工学的課題となることは想像に難くない。社会基盤施設に対しては、長年に亘る目視点検データと補修履歴が蓄積されており、これらを用いて過去に実施された補修の効果を事後的に評価することができれば、意志決定の視覚化に対する一つの有効策になる得ものと考えられる。

橋梁の老朽化対策では、実際に目視点検データに基づいて橋梁の健全性評価を行い、適切な時期、工法を選定し、補修が実施されてきた。しかしながら、補修効果に関する事後評価、特に定量的評価がなされた事例は、評価方法が確立していないこともあって極めて少ない。

そこで、本研究では RC 床版を対象として、目視点検データを用いた統計的劣化予測を行い、その結果に基づき補修効果を事後的に評価するための方法論を提案する。具体的には、はじめに劣化過程に介在する個別の不可観測要因（異質性）を考慮することが可能な混合マルコフ劣化ハザードモデル²⁾を援用した RC 床版の統計的劣化予測を行う。このとき、異質性の評価単位（グループ）として、通常は床版個々を選定するケースが多いが、後に 2. で詳述するように、本研究では任意の同一床版の補修回数に応じた、補修タームごとに異質性を設定する。すなわち、同一床版であっても、補修前後の劣化過程は異なる劣化事象として捉え、補修前後でそれぞれ劣化予測を行う。その上で、予測された劣化速度の相対比較を

通して、補修効果を事後評価する手法を提示する。以下、2. で本研究の基本的な考え方を述べる。3. で混合マルコフ劣化ハザードモデルの概要を、4. で実際の高速道路の RC 床版に対する目視点検データを用いた実証分析を行い、過去に実施された補修の妥当性、効果を評価する。

2. 本研究の基本的な考え方

2.1 RC 床版に対する目視点検

高速道路の橋梁においては、遊離石灰法¹⁾に基づく RC 床版の目視点検および健全度評価手法が確立しており、膨大なデータが蓄積されている。RC 床版に対する遊離石灰法は、主に床版下面から観察される遊離石灰や錆汁などの状況に着目し、床版の損傷度を AA～E の 6 段階に分類したものである。遊離石灰はセメント中に含まれる CaO を指し、水と反応して水酸化カルシウム $\text{Ca}(\text{OH})_2$ となる。水酸化カルシウムは膨張性物質であり、コンクリート中に多量に存在すると、膨張ひび割れを起こす。このように床版の損傷に対して、水の存在が大きく影響することから、特に中期以降の損傷を見極めるうえで、遊離石灰法は合理的な判定法とされている。これらの理由から本研究では遊離石灰法に基づく損傷度判定を劣化の対象とし統計的分析を行う。当然ながら、1 スパン（支間×幅員）は複数のパネルで構成される。遊離石灰法に基づくパネル別の損傷度判定を表-1 に示すが、本研究では補修効果の事後評価を目的とするために、これ以降は RC 床版の損傷度をスパン単位で評価する。スパン別床版の損傷度判定を表-2 に示す。損傷度はパネル別床版の損傷度判定結果に基づいて OK～I の 6 段階で評価される。なお、これ以降においては損傷度を健全度と呼び、健全度を表-2 に示すように新たに 1～5 で再定義する。

*1 大阪大学大学院 工学研究科地球総合工学専攻 修士課程 (正会員)

*2 大阪大学大学院 工学研究科グローバル若手研究者フロンティア研究拠点 特任講師 博士(工学) (正会員)

*3 西日本高速道路株式会社 技術本部 技術部 技術グループ (非会員)

*4 西日本高速道路エンジニアリング中国株式会社 土木事業本部 道路技術部 博士(工学) (正会員)

表－1 パネル別床版の損傷度判定¹⁾

損傷度合	床版の状況	
A	一般部	ひび割れ・遊離石灰が著しく、亀甲状で閉塞した損傷部分状態
A	一般部	遊離石灰が二方向に発生しており、両方ともその間隔が50cm以下で、かつ、遊離石灰が泥水、錆汁で変色している。 また「B」でその進行が早いもの。
	継目部	施工継目において、遊離石灰が泥水、錆汁で変色している。
B	一般部	遊離石灰が二方向に発生しており、両方ともその間隔が50cm以下で、その色が白いもの。 また「C」でその進行が早いもの。
	継目部	施工継目において、遊離石灰が発生しておりその色が白いもの。
C	遊離石灰が二方向に発生しており、いずれかの方向の間隔が50cm以上となっている。（亀甲状となっていない。またはその間隔が大きい） 遊離石灰を伴わないひび割れが二方向に発生しており両方ともその間隔が50cm以下となっている。 また「D」でその進行が早いもの。	
D	遊離石灰が一方向に発生している。 遊離石灰を伴わないひび割れが二方向に発生している。	
E	遊離石灰および2方向のひび割れが認められない。	

表－2 スパン別床版の損傷度・健全度判定¹⁾

健全度	損傷度	床版の状況	判定基準	判定
1	OK	損傷は見られない。	－	－
2	I	床版の30%未満にD以上の損傷がある。	損傷は少ない。 部分的な補修・補強が必要	A1～A3
3	II	床版の30%以上にD以上の損傷がある。	損傷は少ない。 適切な時期に補修・補強が必要	
4	III	床版の40%以上にD以上の損傷がある。	損傷は大きくなりつつある。 適切な時期に補修・補強が必要	
5	IV	床版の30%以上にB以上の損傷がある。	損傷が著しい。 緊急な補修・補強が必要	AA
	V	床版の40%以上にB以上の損傷がある。	損傷が著しい。 緊急な補修・補強が必要	

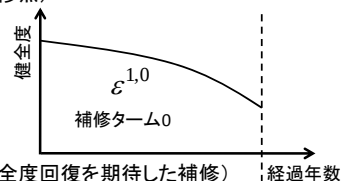
2.2 目視点検と統計的劣化予測

2.1 の遊離石灰法のように、社会基盤施設に対する目視点検結果が多段階の離散的な健全度として評価されることが多い。マルコフ劣化ハザードモデルでは、主な劣化要因を特性変数として内包させたハザード率によって、任意の健全度から次段階の健全度へ進展する劣化速度を定義する。本研究ではさらに、特性変数では表現しきれない要因（不可観測要因）の影響をグループ単位に対して1つのパラメータで集約し確率分布で表現する。このパラメータをこれ以降、異質性パラメータと呼び、混合マルコフ劣化ハザードモデルをハザード率と異質性パラメータの積により定義する。

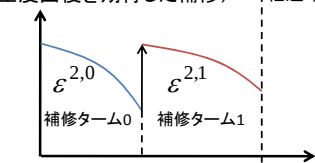
$$\text{劣化速度} = \text{異質性パラメータ} \times \text{ハザード率} \quad (1)$$

上述したように、異質性パラメータは任意に設定したグループに対して算出することができる。膨大な数の目視点検データが蓄積されているという条件の下で、RC床版の補修戦略を考える場合には、スパン単位の床版が異質性の評価単位（1グループ）となる。しかしながら、本研究では補修効果の事後評価を行うために、より詳細な補修タームを異質性の評価単位とする。この概念を詳述するために、図－1に仮想的なRC床版3スパンの劣化過程を示す。スパン番号を $k(k=1, \dots, 3)$ 、当該スパンの異質性パラメータを ε^k とすると、 $\varepsilon^1, \varepsilon^2, \varepsilon^3$ という3つの異質性パラメータが定義される。しかし、供用年数が長い橋梁や、劣化進展の速い橋梁に対しては補修が行われることになる。例えば、スパン2ではこれまでに1回補修が実施されている。補修効果を定量的に評価する

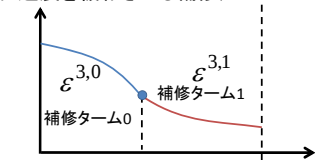
スパン1(補修無)



スパン2(健全度回復を期待した補修)



スパン3(劣化進展を緩和させる補修)



図－1 補修の有無と健全度推移

ためには補修前後で劣化速度がどの程度改善されたかを計量することが一つの解決策となる。そこで、同一スパンにおいて補修の実施によって劣化過程を区分し、1区分を補修タームと呼び、補修ターム番号を $t(t=0, \dots, 1)$ で表現する。さらに補修タームごとに異質性パラメータを再設定し、 $\varepsilon^{k,t}$ と表す。スパン1は供用開始時点から過去に補修が実施されたことがない床版であるから、異質性パラメータは $\varepsilon^{1,0}$ となる。一方、スパン2とスパン3はどちらも1回ずつ過去に補修が行われた床版であるから、それぞれ $\varepsilon^{2,0}$ 、 $\varepsilon^{2,1}$ と $\varepsilon^{3,0}$ 、 $\varepsilon^{3,1}$ となる。スパン2のように健全度を回復させる補修は床版の打ちかえ等、床版下面の遊離石灰に対する直接的な補修工法であると考えられる。一方、スパン3のように舗装の上面に対する補修や防水工等、遊離石灰に対しては直接的に影響を与える工法ではないために健全度の回復を伴わないものも存在する。しかし、これらの補修工法は遊離石灰の進行を妨げる上で効果的であり劣化速度の抑制を期待した補修であると考えられる。以上より本研究では3種類の補修タームを定義する。しかし、補修効果を補修前後の劣化速度で評価するという意味においては、両者を考慮することに本質的な意味はないことを断っておく。式(1)中のハザード率は補修行為によって変動しない変数が特性変数として採用されることが多いため、異質性パラメータを導入することにより、補修前後の劣化速度を比較し、それに基づき補修効果を評価することが可能となる。

3. 混合マルコフ劣化モデル

式(1)より、劣化速度はハザード率と異質性パラメータの積で求められる。このとき、健全度 $i(i=1, \dots, I-1)$ における、スパン $k(k=1, \dots, K)$ の床版の劣化速度を規定する標準ハザード率は、

$$\tilde{\lambda}_i^k = \exp(\bar{\mathbf{x}}^k \boldsymbol{\beta}_i^k) (i=1, \dots, I-1) \quad (2)$$

で定義される。ただし、 n は考慮した特性変数の数、 $\bar{\mathbf{x}}^k$ は床版の劣化速度に影響を及ぼすと考えられる床版の構造特性や使用・環境条件を表す特性変数の行ベクトル $\bar{\mathbf{x}}^k = (\bar{x}_1^k, \dots, \bar{x}_M^k)$ であり、 $\bar{x}_m^k (m=1, \dots, M)$ はグループ k の要素の検査サンプルに関する m 番目の特性変数の観測値を表す。 $\boldsymbol{\beta}_i = (\beta_{i,1}, \dots, \beta_{i,M})$ は、 $\beta_{i,m} (m=1, \dots, M)$ による行ベクトルで、記号「 $'$ 」は転置操作を表す。また $x_1^k = 1$ で、 $\beta_{i,1}$ は定数項を表す。

さらに、スパン $k(k=1, \dots, K)$ を、補修ターム $t(t=1, \dots, T)$ により区分した劣化過程を混合指数ハザード率

$$\lambda_i^{k,t} = \tilde{\lambda}_i^k \varepsilon^{k,t} (i=1, \dots, I-1) \quad (3)$$

を用いて表現する。ただし $\varepsilon^{k,t}$ はスパン k の補修タームごとに固有の変動特性を表す異質性パラメータであり、平均 1、分散 $1/\phi$ のガンマ分布

$$\tilde{f}(\varepsilon^{k,t} : \phi) = \frac{\phi^\phi}{\Gamma(\phi)} (\varepsilon^{k,t})^{\phi-1} \exp(-\phi \varepsilon^{k,t}) \quad (4)$$

に従うと仮定すると、平均マルコフ推移確率は標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^k$ と異質性パラメータの確率分布の分散パラメータ ϕ を用いて表現できる。また、推移確率はデータが観察された点検間隔 $\bar{z}^{k,t}$ にも依存する。このことを明示するため平均マルコフ推移確率を目視点検による実測データ $(\bar{z}^{k,t}, \bar{\mathbf{x}}^k)$ と未知パラメータ $\boldsymbol{\theta} = (\beta_1, \dots, \beta_{I-1}, \phi)$ の関数として $\tilde{\pi}_{ij}^{k,t}(\bar{z}^{k,t}, \bar{\mathbf{x}}^k : \boldsymbol{\theta})$ と表すと、マルコフ推移確率は、

$$\tilde{\pi}_{ij}^{k,t}(\bar{z}^{k,t}, \bar{\mathbf{x}}^k : \boldsymbol{\theta}) = \frac{\phi^\phi}{\{\tilde{\lambda}_i^k \bar{z}^{k,t} + \phi\}^\phi} \quad (5)$$

$$\tilde{\pi}_{ij}^{k,t}(\bar{z}^{k,t}, \bar{\mathbf{x}}^k : \boldsymbol{\theta}) = \sum_{s=1}^j \frac{\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^k) \phi^\phi}{\{\tilde{\lambda}_s^k \bar{z}^{k,t} + \phi\}^\phi} \quad (6)$$

と定義される。ただし、

$$\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^k) = \prod_{m=i, \neq s}^{j-1} \frac{\tilde{\lambda}_m^k}{\tilde{\lambda}_m^k - \tilde{\lambda}_s^k} \quad (7)$$

である。ここで、スパン $k(k=1, \dots, K)$ 、補修ターム $t(t=0, \dots, T)$ によって分類された評価単位を $u(u=0, \dots, U)$ とし、合計 L_u 個の独立な要素が存在すると考える。点検時点の RC 床版の健全度結果に基づいて、ダミー変数 $\bar{\delta}_{ij}^{l_u} (i=1, \dots, I-1, j=i, \dots, I; l_u=1, \dots, L_u; u=1, \dots, U)$ を、

$$\bar{\delta}_{ij}^{l_u} = \begin{cases} 1 & h(\bar{\tau}_A^{l_u}) = i, h(\bar{\tau}_B^{l_u}) = j \text{ の時} \\ 0 & \text{それ以外の時} \end{cases} \quad (8)$$

と定義すると、対数尤度関数は

$$\ln L(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\Xi}) = \sum_{i=1}^{I-1} \sum_{j=i}^I \sum_{u=1}^U \sum_{l_u=1}^{L_u} \bar{\delta}_{ij}^{l_u} \ln \tilde{\pi}_{ij}^{l_u}(\bar{z}^{l_u}, \bar{\mathbf{x}}^{l_u} : \boldsymbol{\theta}) \quad (9)$$

と表される。対数尤度関数(9)を最大にするようなパラメータ $\boldsymbol{\theta}$ の最尤推定値は

$$\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\Xi})}{\partial \theta_i} = 0 \quad (i=1, \dots, (I-1)M+1) \quad (10)$$

を同時に満足する $\hat{\boldsymbol{\theta}} = (\hat{\theta}_1, \dots, \hat{\theta}_{(I-1)M+1})$ として与えられる。

表-3 目視点検結果の概要

総橋梁数	151				
供用開始年	1974~1993				
総スパン数	748				
補修回数	0~2				
総サンプル数	5212				
健全度ごとのサンプル数	1(OK)	2(V)	3(IV)	4(III)	5(I, II)
	1048	2610	490	1007	57

4. 適用事例

4.1 適用事例の概要

遊離石灰法による床版の損傷度判定は、旧日本道路公団から用いられており、豊富なデータが蓄積されている。しかし、遊離石灰法の判定結果に基づいて統計分析を行い、床版の劣化要因の抽出や劣化過程の記述を行った実績はない。そこで本研究では、西日本高速道路株式会社が管理する橋梁主版部に対する目視点検データを用いて、混合マルコフ劣化モデル、および各床版の補修タームに対応した異質性パラメータの推計を行った。適用橋梁と目視点検結果の概要を表-3に示す。総橋梁数は151橋であり、それらの橋梁は1974年から1993年にかけて供用が開始されたものである。また取得された目視点検データはスパン単位で集計されており、総スパン数は748スパンである。なお、各スパンの識別が可能であることから、同一橋梁、スパンの点検履歴を把握することができる。またそれぞれのスパンにおいて過去に行われた補修は0~2回であった。これらにより得られた目視点検データの総サンプル数は5,212サンプルである。これらのサンプルを遊離石灰法に基づき判定すると健全度1から順にサンプル数は1,048, 2,610, 490, 1,007, 57となり、健全度5に達するサンプル数が極端に少ないことがわかる。この理由としてはスパン単位の判定基準において、健全度4と5では健全性に大きな差があるため、通常健全度5に到達する以前に補修されるか、局所の劣化事象では健全度5と判定されないといったことがあげられる。

目視点検を通して取得できる点検サンプルは、1サンプルにつき遊離石灰法による健全度、点検間隔、特性変数という情報を含んでいる。今回候補とした特性変数は、1)支間長、2)凍結防止剤散布量、3)連続径間数、4)最大有効幅員、5)橋面積、6)斜角最小角、7)床板支間、8)床板厚、9)主桁高、10)主桁間隔、11)主桁本数、の11個である。なお、これ以降の分析では、以上の定量的な全変数のデータをそれぞれの最大値が1となるように基準化した。

4.2 補修の有無による劣化過程の考慮

混合マルコフ劣化モデルを目視点検データに基づき推計する。既述したように、健全度は5段階で評価されており、健全度5の状態を除く合計4つの健全度に対して混合マルコフ劣化モデルを定義できる。各健全度に対応する劣化速度を表す混合指数ハザード率の特性変数の候

補として上述の変数を組み合わせ、ハザード率の推計を行った。その中で符号条件を満足し、かつ特性変数が有意でないという帰無仮説が有意水準95%で棄却される臨界値1.96を上回る変数を採用した。さらにこのとき、多変数を考慮したそれぞれのモデルに対してモデルと実データのあてはまり具合を評価するために、情報量基準AICの算出を行い、AICが最小となるモデルを最適モデルとして選定した。

表-4に以上の手順で推計した混合マルコフ劣化モデルの最尤推定量 $\hat{\beta}$ 、 $\hat{\phi}$ を示す。また同表には各特性変数の t -値を、さらには式(2)より算出した各健全度での標準ハザード率と期待寿命の平均を示している。期待寿命とは、健全度間の推移にかかる年数である。健全度4の期待寿命を見ると100となっているが、これは健全度4から5に推移する平均年数が100年であることを意味しており極めて長い。この理由に関しては4.1で述べた通りであるが、健全度5のサンプル数が相対的に少ないことが考えられる。このように、床版ごとの特性変数を考慮することにより、それぞれの床版特性に応じた期待劣化パスや期待寿命を算出することができる。ただし、先述したように、このような分析では特性変数が同一の床版の劣化過程は同一とならざるを得ない。現実には、同一の構造特性、使用条件、環境条件であっても、全く異なった劣化を経る床版も少なくない。さらに、当該床版に対して過去に補修があった場合、補修前後で異なる劣化過程を示すことも十分考えられる。そこで個々の橋梁スパン、さらに各補修タームについて異質性パラメータ $\varepsilon^{k,t}$ を推定する。これにより当該床版の実測値に基づいた劣化曲線を獲得できる。このように作成した劣化曲線と、同一の構造・材料特性を持つ床版のベンチマーキング曲線を比較することにより、当該床版の劣化速度を相対評価でき、さらに過去に行った補修の効果を評価することができる。次に、151橋梁、全748スパンの異質性パラメータを推計した。異質性パラメータは観測不可能な劣化要因や各スパンの個別的劣化特性を説明する役割を果たしており、異質性パラメータのばらつきにより、採用した特性変数によって劣化過程をどの程度説明できているかを検証することができる。今回、各橋梁のスパン $k(k=1, \dots, 748)$ と、補修ターム $t(t=0, \dots, 2)$ により区別し異質性パラメータを定義する。

表-5にスパンと補修タームにより定義された異質性パラメータの数を示すが、総数は1,120であり補修ターム $t=1$ である異質性パラメータは303、 $t=2$ は71となっている。つぎに全橋梁151橋に対し、RC床版のスパン単位での劣化曲線を求めた。このとき151橋の全スパン、補修タームに対して劣化曲線を求めることができる。これらの曲線を一括して図-2に示す。ただし、先述のと

表-4 パラメータ推計結果

	定数項 $\beta_{1,1}$	支間長 $\beta_{1,2}$	凍結防止 剤散布量 $\beta_{1,3}$	平均標準 ハザード 率	平均期待 寿命
1	-3.007 (-36.5)	2.675 (20.2)	-	0.111	9.01
2	-3.397 (-21.4)	-	0.949 (4.29)	0.064	15.6
3	-1.674 (-20.1)	-	0.663 (3.44)	0.293	3.41
4	-6.459 (-10.2)	-	2.706 (3.65)	0.01	100
ϕ	5.912 (70.82)				
対数尤度	-3094				
AIC	6203				

注) 括弧内は t -値を示す

表-5 異質性パラメータ $\varepsilon^{k,t}$

スパン総数	748
補修ターム	0~2
異質性パラメータ総数	1120
補修ターム $t=1$	303
補修ターム $t=2$	71

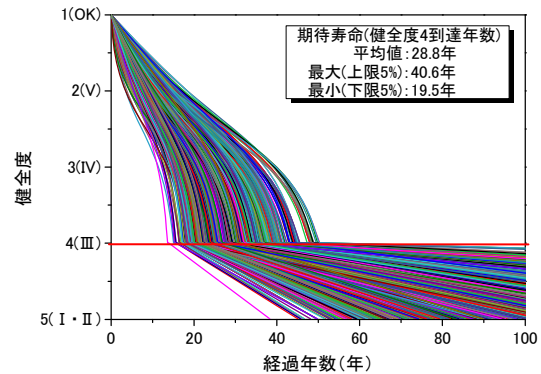


図-2 期待劣化曲線

おり健全度5では寿命が極めて長く算出されることと、実際に補修が検討される健全度としては健全度4が妥当であるという判断から床版の実質的な期待寿命は健全度4であると考ええる。このとき期待寿命の平均は28.8年、上下限5%はそれぞれ40.6年、19.5年となる。

4.3 劣化速度の相対評価と補修効果の事後評価

劣化の進んだ橋梁、または劣化の速い橋梁に対して補修を行った場合、通常橋梁の健全度は回復する。しかし、橋梁によっては補修を行っても、その後の劣化の進展が速いものも存在する。このような再劣化の現象に対してはさらなる対策が必要となる。ここで、推計された標準ハザード率と異質性パラメータを用いて、個別橋梁のRC床版の劣化速度を相対評価する。図-3は、健全度3における標準ハザード率の推定値 $\hat{\lambda}_3^k$ と異質性パラメータ $\varepsilon^{k,t}$ の関係を示している。標準ハザード率の全サンプル平均値(平均標準ハザード率)は $(AVE(\hat{\lambda}_3))=0.293$ である。図-3の横軸は、各床版の標準ハザード率を平均標準ハ

表-6 床版 A の目視点検履歴

点検年	補修年	健全度判定	断面補修率(%)	異質性パラメータ
1993	-	2	-	0.956
1994		2		
1995		3		
-	1996	-	3.17	
1997		3		
2001	-	2	-	1.285
2002		4		
-	2005	-	3.17	
2007	-	4	-	0.955

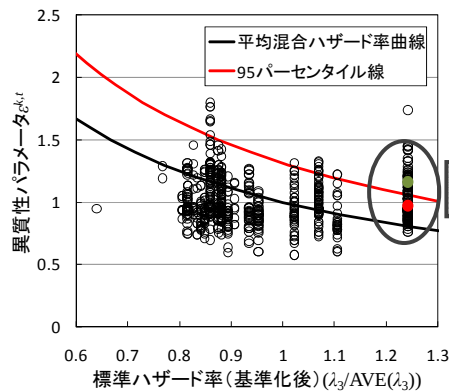


図-3 ハザード率相対評価

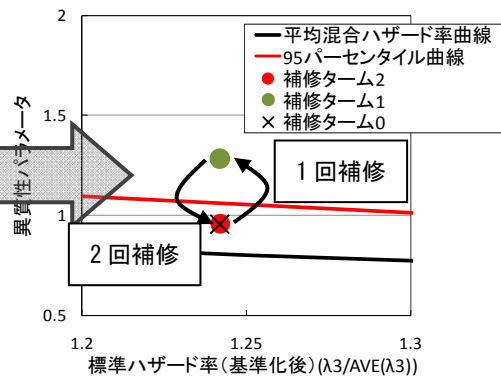


図-4 ハザード率相対評価 (床版 A について拡大)

ザード率で基準化した値 $\hat{\lambda}_3 / AVE(\hat{\lambda}_3)$ を示している。ここで異質性パラメータに基づいて信頼域を 95% とする重点監視集合を定義する。この 95% の基準値を平均標準ハザード率と、異質性パラメータ値の上限 95% 値（臨界的異質性パラメータ値）の積で表現する。式(3)に示す通り、補修ターム t に対応する床版 k の劣化速度（混合指数ハザード率）の推定値 $\hat{\lambda}_i^{k,t}$ は、標準ハザード率 $\hat{\lambda}_i^k$ と異質性パラメータ $\hat{\epsilon}^{k,t}$ の積で定義される。

平均標準ハザード率と異質性パラメータの平均値 ($AVE(\hat{\epsilon}) = 1.00$) の積により、平均混合ハザード率 $AVE(\hat{\lambda}_3) = AVE(\hat{\lambda}_3) \times AVE(\hat{\epsilon}) = 0.293 \times 1.00 = 0.293$ を定義する。図-3 には、サンプルの標準ハザード率の平均値と異質性パラメータの積が 0.293 となる曲線を示している。この曲線より上方に位置する床版は、混合ハザード率が平均より大きい床版であることを示しており、下に位置する床版は、比較的劣化速度が遅く寿命が長いと判断できる。さらに同図には標準ハザード率と異質性パラメータの積の 95 パーセンタイル曲線も併せて示している。95 パーセンタイル曲線より上方に位置する床版が重点管理集合に位置することになる。このように劣化進展の速い RC 床版の上位 $\alpha\%$ を決定することにより、重点的にモニタリングすべき床版を効率的に抽出することができる。図-3 中のある床版に着目して、拡大したものを図-4 に示す。図-4 の凡例に示す床版を床版 A とすると、過去 2 回の補修により異質性パラメータが変動している。表-6 には床版 A の目視点検データの履歴を示すが、床版 A は 1996 年と 2005 年に補修がなされてお

り、2.2 で定義したように表の点線を境にそれぞれ 3 つの異質性パラメータが定義されている。また、このとき断面補修率はどちらも 3.17% であった。これらをみると 1 回目の補修により健全度は回復しているが異質性パラメータの値は増加しており、劣化の進展は速くなっている。一方で、2 回目の補修後では健全度は回復していないが異質性パラメータが減少していることから劣化の進展が抑制されていることがわかる。

図-5 は a), b), c) と順に、補修ターム t ($t=0, \dots, 2$) のそれぞれの時点についてハザード率の相対評価を行ったものである。図の点は、当該床版に対し過去に実施された補修回数を示しており、黒が 0 回、緑が 1 回、赤が 2 回行われているものである。a) では補修ターム $t=1$ でのハザード率を示しているの、点の数は全てのスパン 1,120 スパンに対して示されている。同様に b) では 374 スパン、c) では 71 スパンがグラフ上に示されている。全体を見ると 1 回目の補修では床版の異質性パラメータが高かったものが 2 回目の補修では全体的に低下していることがわかる。また、表-7 に補修後に異質性パラメータが増加したスパンの総数を示す。このとき補修によりほとんどのスパンでは劣化速度が低下している（補修効果がある）ことが確認できる。さらに、1 回目の補修で異質性パラメータが増加した 88 スパンのうち 22 スパンに対して 2 回目の補修がなされており、これら 22 スパンの異質性パラメータは増加していない。したがって、1 度目の補修で再劣化が進んでいたとしても、2 度目の補修により再劣化の進展を抑制できていることがわかる。つぎに、

表-7 補修後スパンの異質性パラメータ

補修回数	異質性パラメータの増加したスパン
1	88スパン/374スパン
2	6スパン/71スパン

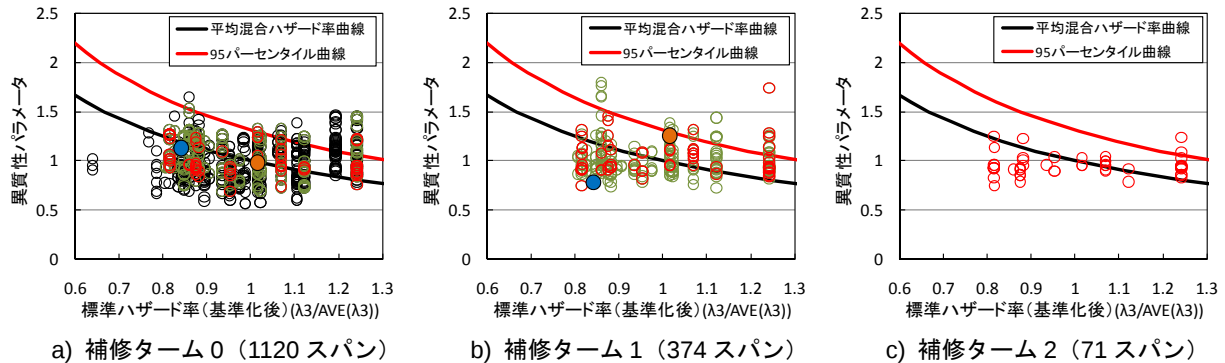


図-5 補修チーム別にみたハザード率相対評価

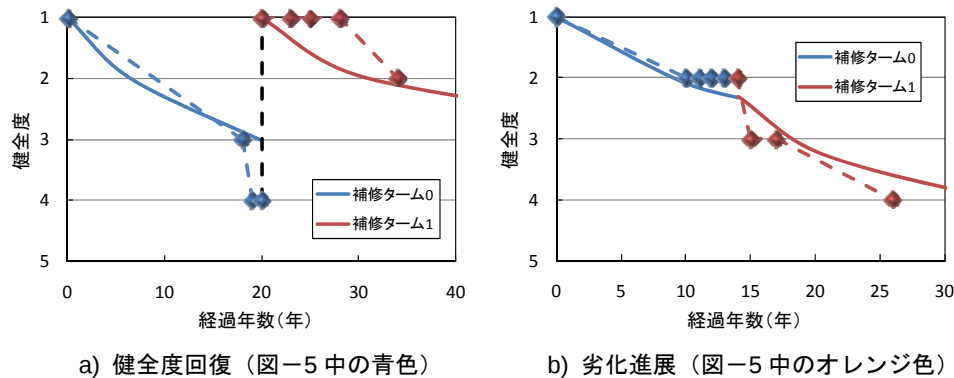


図-6 実健全度と推計結果の比較

図-6 に、青線で示す部分を補修チーム $t=0$ 、赤線で示す部分を補修チーム $t=1$ として個別に異質性パラメータを定義し、推計した劣化曲線を示す。また、実際の健全度の推移を破線で示す。実健全度と比較すると a), b) ともに精度よく劣化過程を予測できていることがわかる。具体的に、a)は図-5 に青色で示した床版であり、補修により健全度が回復しており、補修後の劣化速度は抑制されている。b)は図-5 にオレンジ色で示した床版であり、劣化速度の抑制を目的とした補修が行われているが、補修後の劣化速度は増加している。したがって、このような場合、再劣化防止のためのさらなる補修が必要であるとともに、過去の補修の工法や時期などの再検討が必要であると考えられる。このように補修前後の異質性パラメータを確認することで、過去に行った補修がどの程度効果があったかを定量的に把握することができる。

5. おわりに

本研究では、西日本高速道路株式会社が管理する RC 床版に対する目視点検データを用いて、遊離石灰法によ

る健全度判定から劣化モデルの推計、さらに、RC 床版の補修による劣化速度への影響を考慮するため補修チーム別に異質性パラメータを推計した。これにより、過去の補修の劣化に与える影響、劣化抑止効果を把握できるとともに、再劣化の可能性のある橋梁スパンを取り上げ、さらなる対策を講じることも可能である。なお、本研究の一部は文部科学省「若手研究者の自立的な研究環境整備促進」事業によって実施された。また、アセットマネジメント全般に関して、第二著者は常に京都大学・小林潔司教授からご指導を賜っている。

参考文献

- 1) 西日本高速道路株式会社：保全点検要領（構造物編），2006.
- 2) 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.
- 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.857-874, 2005.