

論文 劣化速度の差異に着目した RC 床版の点検施策プロファイリング

徐 磊^{*1}・二宮 陽平^{*2}・貝戸 清之^{*3}

要旨: 道路法の改正に伴い、5年に一度の近接目視点検が義務化され、膨大な目視点検データが蓄積されつつある。今後も5年に一度の目視点検を基本としながらも、目視点検データの分析を通し、劣化状況に応じて点検周期を柔軟に決定していくような点検の効率化に資する方法論を開発しておくことが重要であると考えられる。そこで、本研究では目視点検データを用いた統計的劣化予測とリスク評価に基づいて、RC床版の点検周期を2, 3のグループに分類するための点検施策プロファイリング手法を提案した。さらに、点検の効率化を達成する可能性が高まることを実証的に明らかにした。

キーワード: 混合マルコフ劣化ハザードモデル, 点検周期, プロファイリング, RC床版

1. はじめに

橋梁は多種多様な部材で構成される複雑な構造システムであるが、RC床版はその中でも最重要部材と位置づけられる。実際に、RC床版の劣化状況が橋梁の大規模修繕や更新に直結すると言っても過言ではない。2014年の道路法の改正により、RC床版を含めた橋梁の全部材に対して5年に一度の近接目視点検が義務づけられ、膨大な目視点検データが蓄積されつつある。財政状況や人員不足などの厳しい制約の中、今後は5年に一度の目視点検を基本としながらも、目視点検データの分析を通し、劣化状況に応じて点検周期を柔軟に決定していくような点検の効率化に資する方法論を開発しておくことも重要であると考えられる。しかし、このときに橋梁単位、あるいはスパン単位で個々に点検周期が設定されると、実務的に点検業務の管理が煩雑になり、運営に支障をきたす恐れがある。これを回避するためにはRC床版の劣化速度に応じた点検周期のグルーピング、例えば2~3年の周期で目視点検を行う橋梁グループ、5年周期を基本とする橋梁グループ、最長10年の周期で目視点検を行うグループなど、RC床版の劣化状況に応じて、2, 3の点検グループに分類するのが妥当であると考えられる。本研究では、RC床版の劣化速度に応じた点検グループの分類手法を点検施策プロファイリングと呼ぶ。

以上の問題意識のもと、本研究ではRC床版の劣化速度の差異に着目して、RC床版の点検周期に関する統計的な点検施策プロファイリング手法を提案する。具体的には、RC床版の目視点検データを用いた混合マルコフ劣化ハザードモデル¹⁾によって劣化予測を行った上で、最新の点検時点における劣化速度と、その劣化速度で劣化が進展した場合の将来時点における劣化リスクという2つの評価指標に基づく、点検周期に関する統計的プロ

ファイリング手法を提案する。劣化予測に関しては、大型車交通量や床版厚などの観測可能な劣化要因だけでなく、個々のRC床版に固有かつ不可観測な劣化要因の影響も同時に考慮することによって、劣化予測の精度向上を図るために混合マルコフ劣化ハザードモデルを適用する。以下、2.では本研究の基本的な考え方を述べる。3.では劣化予測モデルを説明する。4.では実際の道路橋RC床版に対する点検データを用いた実証分析を行う。

2. 本研究の基本的な考え方

2.1 既往研究の概要

本研究では、床版の目視点検データに基づき、点検周期に関する統計的な点検施策プロファイリング手法を提案することが目的である。そこで、社会基盤施設の劣化予測手法として、統計的手法を用いる。統計的劣化予測手法に関して、近年、様々な劣化予測モデルが提案されている^{2)~4)}。なかでも、津田等²⁾はマルコフ推移確率の推定に指数ハザード関数を導入して多段階指数劣化ハザードモデル(マルコフ劣化ハザードモデル)を開発し、マルコフ推移確率を推定する一般的な方法論を提案した。さらに、小濱ら¹⁾は多段階指数ハザード率の異質性を考慮した混合マルコフ劣化ハザードモデルを提案している。マルコフ劣化ハザードモデルでは、施設の劣化速度の差異を特性変数(可観測要因により設定する)を用いて表現する。しかし、施設の劣化特性は、施設特有の要因(施工品質等の不可観測要因)に影響を受けるために、マルコフ劣化ハザードモデルの特性変数だけでは表現し切れない。一方で、混合マルコフ劣化ハザードモデルでは、異質性パラメータという確率変数を導入し、施設(あるいは、そのグループ)に特有なシステムの要因に基づく劣化速度の差異を集約的に表現する。すなわち、異質性

*1 大阪大学大学院 工学研究科地球総合工学専攻 博士後期課程 (学生会員)

*2 大阪大学大学院 工学研究科地球総合工学専攻 博士後期課程・日本学術振興会特別研究員

*3 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)

パラメータを通して観測可能な劣化要因を用いて定義できるハザード率と実際の劣化過程の相違を補正する。したがって、本研究ではより精緻な統計的劣化予測モデルである混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いて床版個々の劣化予測を行う。

2.2 劣化速度の可視化とプロファイリング

混合マルコフ劣化ハザードモデルでは、劣化速度（混合ハザード率）を標準ハザード率と異質性パラメータの積で表現する。劣化が進行した段階の特定の健全度が全健全度に対して占有する確率をリスクと定義すれば、リスクの経時的変化（任意時点におけるリスクの値）を算出できる。図-1は対象とするRC床版個々に劣化速度とリスクを示したものである。また、同図中には劣化速度とリスクから算出される10年、5年、2年の点検周期の下限値曲線を示す。曲線上に位置するRC床版はその最適点検周期が当該周期と一致することを意味する。また、各下限値曲線を上回る領域に位置するRC床版は、当該点検周期グループに分類される。このように、橋梁、あるいはスパン単位でRC床版の点検周期を劣化速度に基づいてプロファイリングすることができる。

劣化の進行が著しいRC床版（同図中で2年の点検周期の下限値曲線を下回る領域に位置するRC床版）に対しては、通常よりも高頻度な点検と、適切なタイミングでの補修が実施されることになる。複数のRC床版に対して補修を実施して、再度劣化速度とリスクを算出すれば、該当するRC床版の劣化速度とリスクの位置が変動するだけでなく、下限値曲線が下方に修正されることになる。これは継続的改善効果として捉えることができる。劣化速度に着目してプロファイリング過程を可視化することによって、プロファイリングの妥当性と、目視点検および補修によるRC床版の健全性の継続的改善効果も可視化できる。

3. 混合マルコフ劣化ハザードモデル

3.1 モデル化の前提条件

本研究ではマルコフ連鎖モデルを用いてRC床版の劣化過程を表現する。いま、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。単位時間幅を1に基準化する。パネル健全度を I 個のレーティング $i (= 1, \dots, I)$ で表現する。 i の値が I に近づくほど、パネルの劣化状態が悪くなると意味する。時点 t におけるパネル健全度を状態変数 $h(t) = i$ で表す。離散時間軸上の単位時間間隔におけるパネル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 $h(t + 1) = j (j \geq i)$ が生起する条件付き確率

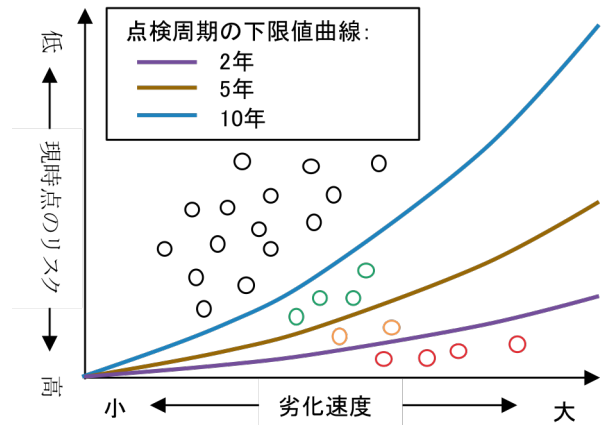


図-1 点検施策プロファイリング

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

を用いて定義される。このような推移確率を全ての健全度ペア (i, j) に対して定義することにより、マルコフ推移確率行列

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & \dots & p_{1I} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & p_{II} \end{bmatrix} \quad (2)$$

を定義することができる。式(2)は期間 $[t, t + 1)$ の間において生じる健全度間の推移確率を示したものである。もちろん、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、 $p_{ij} = 0 (i > j)$ が成立する。また、推移確率の定義より $\sum_{j=i}^I p_{ij} = 1$ が成立する。健全度 I は、補修しなければマルコフ連鎖における吸収状態であり、 $p_{II} = 1$ が成立すると考える。なお、マルコフ推移確率は過去の劣化履歴には依存しないと考える。マルコフ推移確率では、健全度が $i - 1$ から i に推移した時点に関わらず、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マルコフ性を満足する⁵⁾。マルコフ推移確率が過去の記憶を有する非斉次マルコフ推移確率を推定するための劣化過程モデル⁶⁾は存在するものの、定式化の煩雑さを避けるために、本研究では適用していない。また、マルコフ性の妥当性に関して、対象とする社会基盤施設の種類や特性を限定せずに普遍的な知見を獲得した事例は、著者等の知る限り過去には存在しない。マルコフ性の妥当性の検証も当然のことながら必要であるが、本研究の範疇を超えると判断し今後の課題としたい。

3.2 混合マルコフ劣化ハザードモデル

分析対象とするRC床版を K 個のグループ（スパン）に分割する。さらに、スパン $k (= 1, \dots, K)$ は、合計 N_k 個のパネルで構成されていると考える。スパン k に固有なハザード率の異質性を表すパラメータ ε_k を導入する。このとき、スパン k におけるパネル $n_k (= 1, \dots, N_k)$ の健全度 $i (= 1, \dots, I - 1)$ における混合ハザード率を

$$\vartheta_i^{n_k} = \tilde{\vartheta}_i^{n_k} \varepsilon_k \quad (3)$$

$$(i = 1, \dots, I-1; n_k = 1, \dots, N_k; k = 1, \dots, K)$$

と定義する。ここで、 $\tilde{\vartheta}_i^{n_k}$ はスパン k におけるパネル n_k が有する健全度 i の標準ハザード率である。なお、同じスパンの中でも劣化特性が違うパネル（例えば、コンクリートの一般部であるか、打継部であるか。なお、一般部は打継部以外のコンクリート部である）もある。そこで、健全度が同じだとしても、標準ハザード率が変化する場合がある。異質性パラメータ ε_k は、スパン k の標準ハザード率 $\tilde{\vartheta}_i^{n_k}$ からの乖離の程度を表す確率変数である。式(3)において、対象とするスパンが同一であれば、健全度が変化したとしても、すべてのハザード率に同一の異質性パラメータ ε_k が含まれることに留意されたい。このことから、ある健全度の劣化速度（混合ハザード率）が速い場合、他の健全度も比例的に速くなるということが成立する。

スパン k のあるパネル n_k の健全度 i における寿命、つまり健全度が i から $i+1$ に到達するまでの期間長が $l_i^{n_k}$ 以上となる確率は、式(3)を用いて、

$$\tilde{F}_i(l_i^{n_k}) = \exp(-\tilde{\vartheta}_i^{n_k} \varepsilon_k l_i^{n_k}) \quad (4)$$

と表現することができる。さらに、スパン k のパネル n_k を対象として、ある点検時点 $\tau_A^{n_k}$ において健全度が i と判定され、次の点検時点 $\tau_B^{n_k} = \tau_A^{n_k} + z^{n_k}$ においても健全度が i と判定される確率 $p_{ii}(z^{n_k}|\varepsilon_k)$ は、

$$p_{ii}(z^{n_k}|\varepsilon_k) = \exp(-\tilde{\vartheta}_i^{n_k} \varepsilon_k z^{n_k}) \quad (5)$$

となる。また、期間 $[\tau_A^{n_k}, \tau_B^{n_k})$ の間で健全度が i から $j(j > i)$ に推移するマルコフ推移確率 $p_{ij}(z^{n_k}|\varepsilon_k)$ は、

$$p_{ij}(z^{n_k}|\varepsilon_k) = \sum_{s=i}^j \prod_{m=i, \neq s}^{j-1} \frac{\tilde{\vartheta}_m^{n_k}}{\tilde{\vartheta}_m^{n_k} - \tilde{\vartheta}_s^{n_k}} \exp(-\tilde{\vartheta}_s^{n_k} \varepsilon_k z^{n_k}) \quad (6)$$

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

と表せる。また、 $p_{ii}(z^{n_k}|\varepsilon_k)$ に関しては、

$$p_{ii}(z^{n_k}|\varepsilon_k) = 1 - \sum_{j=i}^{I-1} p_{ij}(z^{n_k}|\varepsilon_k) \quad (7)$$

と表せる。ただし、異質性パラメータ ε_k は、期待値と分散がそれぞれ $1, 1/\varphi$ のガンマ分布

$$g(\varepsilon_k|\varphi) = \frac{\varphi^\varphi}{\Gamma(\varphi)} (\varepsilon_k)^{\varphi-1} \exp(-\varphi \varepsilon_k) \quad (8)$$

に従うと仮定する。

3.3 目視点検データとハザード率

いま、スパン $k(=1, \dots, K)$ に属するパネル $n_k(=1, \dots, N_k)$ に関して2回の目視点検が実施されたと考える。

3.2と同様に、 $\tau_A^{n_k}$ と $\tau_B^{n_k}$ はそれぞれ第1回、第2回の目視点検が実施されたカレンダー時刻である。スパン k におけるパネル n_k の点検サンプルには、これら2回の目視点検で観測されたパネルの健全度 $\bar{h}(\tau_A^{n_k})$ 、 $\bar{h}(\tau_B^{n_k})$ と、第1回目の目視点検から第2回目の目視点検が実施された時

刻までの期間長 z^{n_k} に関する情報が記載されている。ここで、記号「 $\bar{\quad}$ 」は、実測値であることを表す。

パネル n_k の健全度 $i(=1, \dots, I-1)$ の標準ハザード率 $\tilde{\vartheta}_i^{n_k}$ は、時間的に一定であるが、パネル n_k 、あるいはスパン k が有する構造条件や環境条件などの可観測要因により変化すると考える。個々の要素が、スパン k の全てのパネルで共通の値を取るような特性変数ベクトルを $\bar{\mathbf{x}}_k(= \bar{x}_{k,1}, \dots, \bar{x}_{k,L})$ 、パネルごとに異なる値を取る特性変数ベクトルを $\bar{\mathbf{y}}_{k,n_k}(= \bar{y}_{k,n_k,1}, \dots, \bar{y}_{k,n_k,D})$ とする。ただし、定数項を表現するために、 $\bar{x}_{k,1} = 1$ を設定する。特性変数ベクトル $\bar{\mathbf{x}}_k, \bar{\mathbf{y}}_{k,n_k}$ を用いて、パネル n_k の健全度 $i(=1, \dots, I-1)$ の混合ハザード率を

$$\vartheta_i^{n_k} = \zeta(\bar{\mathbf{x}}_k, \bar{\mathbf{y}}_{k,n_k} | \boldsymbol{\theta}, \varepsilon_k) \quad (9)$$

と表現する。ここで、 $\boldsymbol{\theta}$ は特性変数が床版の劣化過程に及ぼす影響の重みを表すパラメータベクトル、 ε_k はスパン k の異質性パラメータである。

4. 実証分析

4.1 適用データ概要

本研究では、高速道路の管理者が管理する46橋の橋梁を分析対象とする。これらの全橋梁に対して、床版下面から目視点検が実施され、そ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推定する。対象とした橋梁の諸元と目視点検データの概要を表-1に示す。対象橋梁は1980年から1988年にかけて供用が開始されたものである。建設年代によって、2種類の道路橋示方書に従って設計されていることから、設計活荷重はTL-20とTT-43の2種類が存在する。また、RC床版に対して、2004年から2014年にかけての目視点検データが利用可能であった。

一方で、点検データに関しては、スパンを構成する複数のパネルそれぞれに対して、4段階の健全度が記録されている。また、点検データとしては記録されていないが、橋梁の供用開始時のパネル健全度は1（最も健全な状態）であることが容易に想定できる。このような供用開始時の健全度を1としたデータを全パネルに対して追加することにより、床版に関しては合計19,921個の点検データが獲得された。さらに、3.3に基づき作成された14,339サンプル（1サンプルは連続した2つのパネル健全度とその期間長である。例えば、1つの床版パネルに対して、3つの点検データが獲得されれば、サンプルは2つである。）をパラメータ推定のために用いた。なお、前回点検時点よりも健全度が回復している374サンプルについては、補修が実施されたために、分析対象から除外した。

4.2 混合マルコフ劣化ハザードモデルの推定結果

上述のサンプルを用いて、階層ベイズ法⁷⁾に基づき混

表-1 目視点検データの概要

橋梁数	46 橋
道路示方書	昭和 47 年, 55 年
供用開始年	1980~1988
設計活荷重	TL-20, TT-43
スパン総数	216
パネル総数	5,208
点検年	2004~2014
点検データ数	14,713
サンプルサイズ	19,921
平均点検間隔	9.87 年

表-2 特性変数の候補一覧

項目	特性変数	ダミー変数の設定	
		1	0
示方書年度	$x_{k,1}$	昭和 55 年	昭和 47 年
床版厚 (cm)	$x_{k,2}$	-	
径間長 (m)	$x_{k,3}$	-	
凍結防止剤散布量 (t/km/年)	$x_{k,4}$	-	
全車交通量 (台/日)	$x_{k,5}$	-	
大型車交通量 (台/日)	$x_{k,6}$	-	
コンクリートの一般部か打継部か	$y_{k,n_k,1}$	打継部	一般部

合マルコフ劣化ハザードモデルを推定した。標準ハザード率に内包する特性変数の候補として、利用可能であった情報(表-2に示している7項目)を取り上げ、それらの特性変数を組み合わせ、標準ハザード率を推定した。なお、表-2において、 $x_{k,l}(l=1, \dots, 6)$ の6項目はスパン内の全てのパネルで共通の値を取るような特性変数、 $y_{k,n_k,1}$ はスパン内のパネルごとに異なる値を取る特性変数である。 $x_{k,l}(l=2, \dots, 6)$ に関しては連続値として記録されている変数であり、特性変数として直接利用できた。ただし、各項目の値を最大値1として基準化して用いる。一方で、 $x_{k,1}, y_{k,n_k,1}$ に関しては、離散的カテゴリに分割される定性的変数である。定性的変数については、表-2に示すようにダミー変数を設定している。モデルを推定する際に、符号条件および Geweke 検定⁸⁾を満足しないような特性変数の組を除外し、最終的に選ばれた特性変数は表-3に示している。同表にも、推定した混合マルコフ劣化ハザードモデルのパラメータの事後分布の期待値、90%信頼区間、および Geweke 検定統計量を示す。Geweke 検定統計量はいずれも有意水準5%の閾値である1.96を下回っており、事後分布に収束していることがわかる。あるパネル n_k に対する混合ハザード率を、具体的に書き表せば、

$$\vartheta_i^{n_k} = \exp(\gamma_{i,0} + \gamma_{i,1}x_{k,1} + \gamma_{i,2}x_{k,2} + \gamma_{i,3}x_{k,3} + \gamma_{i,4}x_{k,5} + \gamma_{i,5}x_{k,6} + \gamma_{i,6}y_{k,n_k,1})\epsilon_k \quad (10)$$

となる。

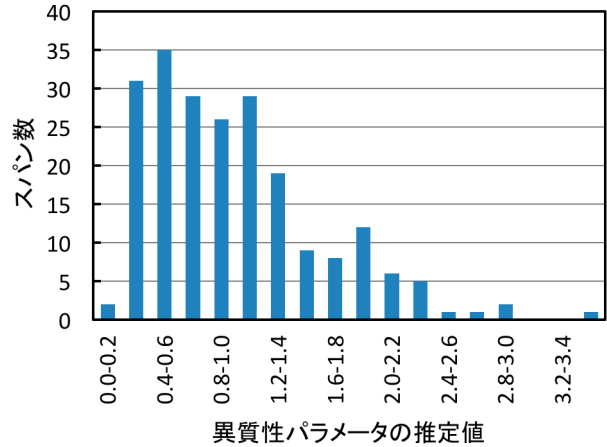


図-2 異質性パラメータの推定結果

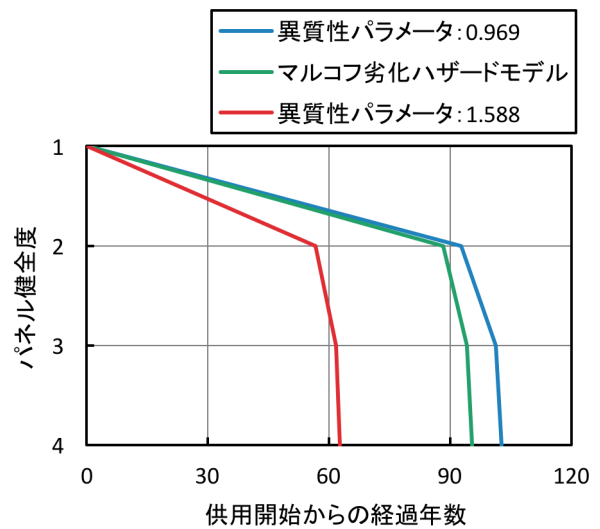


図-3 パネルの劣化予測結果

4.3 異質性を考慮した劣化予測

混合マルコフ劣化ハザードモデルの推定結果に関しては、表-3に示しているパラメータに加え、対象とするスパンごとの異質性パラメータも同時推定されている。216個のスパンに対する異質性パラメータの期待値のヒストグラムを図-2に示している。異質性パラメータの平均は0.998、分散は0.382である。また、異質性パラメータの最小値は0.135、最大値は3.538であった。異質性パラメータが3.538ということは、特性変数の値が全く同じRC床版グループであったとしても、そのRC床版グループの平均的な劣化速度(平均混合ハザード率)よりも、当該RC床版は相対的に劣化が3.538倍速いことを意味している。また、同図の異質性パラメータの分布の分散が大きいことから、6つの特性変数を考慮しても、異質性パラメータの推定結果がばらついていることが読み取れる。これは、今回考慮した特性変数以外にも床版の劣化過程に影響を及ぼす他の特性変数や不可観測要因が存在すると考えられる。

表-3 パラメータの推定結果

健全度 i	定数項 $\gamma_{i,0}$	示方書年度 $\gamma_{i,1}$	床版厚 $\gamma_{i,2}$	径間長 $\gamma_{i,3}$	凍結防止剤散布量 $\gamma_{i,4}$	大型車交通量 $\gamma_{i,5}$	コンクリートの一般部か打継部 $\gamma_{i,6}$
1	-4.787 (-4.947,-4.620) -0.403	-0.934 (-1.107,-0.750) 1.767	- (-) -	0.584 (0.291,0.867) 0.628	0.716 (0.462,0.962) 1.219	0.501 (0.297,0.698) 1.425	0.260 (0.165,0.351) -0.969
2	-3.975 (-4.191,-3.732) -1.082	-0.841 (-1.060,-0.611) 1.712	- (-) -	0.910 (0.515,1.382) 1.231	1.986 (1.719,2.298) 1.128	- (-) -	1.432 (1.263,1.587) 0.826
3	-2.289 (-2.546,-1.989) 0.382	- (-) -	-1.291 (-1.825,-0.813) -0.753	- (-) -	2.069 (1.705,2.373) 0.901	- (-) -	1.848 (1.617,2.085) -1.406
φ	1.255 (0.754,1.778) -0.066						

注) 各セルの第1行目は事後確率分布の期待値, 第2行目は90%信頼区間の下限値および上限値, 第3行目はGeweke検定統計量を表している。

また、図-3には、同一な特性変数を持つ床版に対する劣化予測の結果を示している。緑色曲線はマルコフ劣化ハザードモデルによるパネルの期待劣化パス、青色と赤色の曲線は混合マルコフ劣化ハザードモデルによるパネルの期待劣化パスである。ただし、青色曲線で示しているスパンの異質性パラメータは0.969、赤色曲線で示しているスパンの異質性パラメータは1.588である。また、床版パネルはコンクリートの一般部に位置する。同図より、赤色曲線で示している床版の期待寿命は63年、青色曲線で示している床版の期待寿命は102年である。一方で、マルコフ劣化ハザードモデルにより、2つのパネルの期待寿命は同じ、95年である。上述したことにより、今回考慮した特性変数が同一であっても、他の特性変数や不可観測要因により床版の劣化過程が大きく異なる場合が存在する。この点について、マルコフ劣化ハザードモデルでは表現し切れない。そこで、本研究では混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いて床版の劣化過程を表現する。

4.4 劣化速度の相対評価と点検周期のプロファイリング

管理対象とするRC床版の中に、極めて劣化の進行が速いものが存在する一方で、あまり劣化していないものも存在する。重大な損傷を予防するために点検頻度を一律に引き上げることは効率的ではない。このため、本研究では、管理対象とするRC床版に対して、最新の点検年度における損傷状態および推定された劣化速度（混合ハザード率）に基づき、床版点検周期のプロファイリングを実施する。

図-4は、各スパンの健全度1における混合ハザード率 $\hat{\lambda}_{k,1}$ と、最新の点検年度に健全度1の割合（リスク）との関係を示している。ここで、スパンの混合ハザード率 $\hat{\lambda}_{k,1}$ を

表-4 RC床版のスパン別損傷度の判定基準

判定	スパンの状況	補修実施の判断
I	床版パネルの30%未満が健全度2以上	予防保全
II	床版パネルの30%以上が健全度2以上	予防保全
III	床版パネルの40%以上が健全度2以上	近い将来に更新
IV	床版パネルの30%以上が健全度4	早期の更新
V	床版パネルの40%以上が健全度4	早急に更新

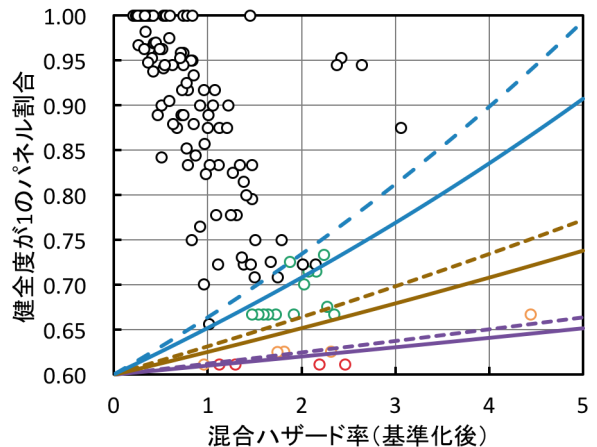


図-4 劣化速度の相対評価と点検周期のグルーピング

$$\hat{\lambda}_{k,1} = \frac{\sum_{n_k=1}^{N_k} \hat{\theta}_1^{n_k}}{N_k} \quad (11)$$

と定義する。全スパンの混合ハザード率の平均値（以下、平均混合ハザード率）は $AVE(\hat{\lambda}_{1,1}, \dots, \hat{\lambda}_{K,1}) = 0.008$ である。図-4の横軸は、各スパンの混合ハザード率を平均混合ハザード率で基準化した値 $\hat{\lambda}_{k,1}/AVE(\hat{\lambda}_{1,1}, \dots, \hat{\lambda}_{K,1})$ を示す。

高速道路の管理者が設定しているように、スパン内床版パネルの40%以上が健全度2以上であるとき、スパン別損傷度判定⁹⁾（以下、スパン判定と呼ぶ）IIIとなる（表

—4 参照)。ここで、最新の点検年度からスパン判定Ⅲとなるときの経過年数を最適点検間隔として定義する。経過年数が z^k のときに、スパン k 内で健全度が1のパネル割合は、

$$\varphi_1(z^k) = \hat{\varphi}_{1,0} p_{11}^0(z^k | \hat{\varepsilon}_k) + \hat{\varphi}_{1,1} p_{11}^1(z^k | \hat{\varepsilon}_k) \quad (12)$$

と表される。ただし、 $\hat{\varphi}_{1,0}$ は最新の点検年度に、スパン内の健全度1のパネル数に対する一般部のパネル数の割合、 $\hat{\varphi}_{1,1}$ は打継部のパネル数の割合である。 $p_{11}^0(z^k | \hat{\varepsilon}_k)$ は一般部のパネルのマルコフ推移確率、 $p_{11}^1(z^k | \hat{\varepsilon}_k)$ は打継部のパネルのマルコフ推移確率である。なお、 $\varphi_1(z^k) = 0.6$ が成立するとき、スパン k の最適点検間隔は z^k である。

図-4において、最適点検間隔が2年以内のスパンを赤色、最適点検間隔が2~5年のスパンを黄色、5~10年のスパンを緑色、10年以上のスパンを黒色で示している。さらに、点検周期が2年、5年、10年の下限値曲線も併せて示している。ただし、実線はスパン内で打継部が存在しないことを仮定する。一方で、点線は分析対象となったスパンの中で打継部のパネル数の割合が最も多いスパン(0.63)の場合を想定する。紫色の点線より下に位置するスパンの劣化速度が平均混合ハザード率(平均劣化速度)より速い、かつ最新の点検年度に健全度2以上の割合(以下、リスクと呼ぶ)が最も大きいため、これらのスパンに対しては、適切なタイミングで補修を実施するほか、補修までの期間中もモニタリングシステムを導入するなど、常時監視体制を構築しておくことが望ましい。すなわち、定期的な目視点検では管理が困難なRC床版(橋梁スパン)を示している。

一方で、紫色の点線より上方に位置する、かつ茶色の点線より下に位置するスパンは、最新の点検年度にリスクが大きい、かつ劣化速度が平均より速いため、現行の点検施策より高い頻度(例えば、2年に1回)で点検を実施すべきである。また、茶色の点線より上方に位置する、かつ青色の点線より下に位置するスパンは、最新の点検年度にリスクが大きくないが、劣化速度が平均より速いため、現行の点検施策と同じ頻度で点検を実施することが望ましいRC床版である。さらに、青色の点線より上方に位置するスパンは、最新の点検年度にリスクが小さいため、現行の点検施策より低い頻度(例えば、10年に1回)で点検すればよいRC床版を示す。このように点検周期の下限値曲線を用いて、管理対象とするRC床版の点検周期をプロファイリングする(4つの点検グループに分類する)ことにより、高速道路管理者の負担を低減するとともに、床版の重大な損傷を未然に防ぐことも可能だと考えられる。

5. おわりに

本研究では、実際的高速道路橋で蓄積されたRC床版

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適用し、床版個々の劣化予測を行った。さらに、最新の点検年度における劣化速度と、その劣化速度で劣化が進展した場合の将来リスクという2つの評価指標に基づく、点検周期に関する統計的プロファイリング手法を提案した。これにより、管理対象とするRC床版を4つの点検グループに分類した。また、劣化が激しい床版に対して点検周期を短縮する、もしくは常時モニタリングを行う必要がある。一方で、最新の点検時点で健全な状態に保つ床版に対して点検周期を延ばすことができるという結果となり、提案手法の妥当性を示した。

謝辞：本研究の一部は、総合科学技術・イノベーション会議のSIP(戦略的イノベーション創造プログラム)「インフラ維持管理・更新・マネジメント技術」(管理法人：JST)によって実施された。また、本研究の一部を実施するにあたり、独立行政法人日本学術振興会科学研究費助成事業「特別研究員奨励費(研究課題/領域番号：JP18J20014)」の助成を受けた。ここに記して感謝の意を表す。

参考文献

- 1) 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.
- 2) Mishalani, R. and Madanat, S.: Computation of infrastructure transition probabilities using stochastic duration model, *Journal of Infrastructure Systems*, ASCE, Vol.8, Issue4, pp.139-148, 2002.
- 3) Shin, H.C. and Madanat, S.: Development of stochastic model of pavement distress initiation, *Journal of Infrastructure Planning and Management*, No.744/IV-61, pp.61-67, 2003.
- 4) 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.
- 5) 森村英典, 高橋幸雄: マルコフ解析, 日科技連, 1979.
- 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/I-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) Geweke, J.: Evaluating the Accuracy of Sampling-based Approaches to the Calculation of Posterior Moments, in: Bernardo, J. M., Berger, J. M., Dawid, A. P., and Smith, A. F. M. (eds.): *Bayesian Statistics 4*, pp.169-193, Oxford University Press, 1996.
- 9) 西日本高速道路株式会社: 保全点検要領(構造物編), 2006.