

遊離石灰法に基づく RC 床版の劣化予測および 補修優先順位の決定法

貝戸清之¹・福田泰樹²・起塚亮輔³・橋爪謙治⁴・出口宗浩⁵・横山和昭⁶

¹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

²正会員 西日本高速道路株式会社 三次高速道路事務所 (〒 728-0022 広島県三次市西酒屋 216)
E-mail: t.fukuda.ac@w-nexco.co.jp

³正会員 東日本旅客鉄道株式会社 千葉保線技術センター (〒 260-0043 千葉市中央区弁天 2-23-2)
E-mail: ryosuke-okizuka@jreast.co.jp

⁴非会員 西日本高速道路エンジニアリング四国株式会社 (〒 760-0072 高松市花園 3-1-1)
E-mail: kenji.hashizume@w-e-shikoku.co.jp

⁵非会員 西日本高速道路株式会社 中国支社 保全サービス事業部保全課 (〒 731-0103 広島市安佐南区緑井 2-26-1)
E-mail: m.deguchi.aa@w-nexco.co.jp

⁶正会員 西日本高速道路株式会社 中国支社 事業調整部技術調査課 (〒 731-0103 広島市安佐南区緑井 2-26-1)
E-mail: k.yokoyama.ac@w-nexco.co.jp

西日本高速道路(株)が管理する高速道路においては長年に亘り、遊離石灰法によって橋梁 RC 床版の健全度評価が実施されている。本研究では目視点検を通して蓄積されたデータを用いて RC 床版の劣化予測を実施する。具体的には、混合マルコフ劣化ハザードモデルを適用し、床版個々の劣化過程に介在する異質性を含めた劣化予測を行う。また、管理対象とする RC 床版の劣化速度の相対評価を通じた補修優先順位の決定手法を示し、実務における補修実績との定性的な比較により、過去の補修の妥当性を実証的に検証する。さらに、近年、遊離石灰法に加えて、漏水や剥離の面積率を評価する劣化度法が試行的に一部検討されている。このような個々の床版に固有の詳細情報を考慮することで劣化予測および意思決定の精度向上にどの程度寄与するかを検証する。

Key Words : *asset management, deterioration prediction, mixed Markov hazard model, bridge concrete decks, repair priority*

1. はじめに

社会基盤施設に対する補修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(暗黙知)によってなされる場合が少なくない¹⁾。一方で近年における社会基盤施設を取り巻く経済的状況は厳しく、このような意思決定プロセスの視覚化(形式知化)が重要な課題となっている。社会基盤施設やその構成部材によっては目視点検手法が確立し、長年に亘り点検データが蓄積されているものもある。目視点検データを用いて部材の劣化を予測し、管理対象となる部材間の劣化速度を相対的に比較することができれば、補修等の優先順位に対する定量的評価が可能となる。また、劣化予測と並行して劣化の要因分析を実施することで、予測精度の向上だけでなく、今後の目視点検で観測すべき項目選定の効率化にも貢献することができる。

床版は橋梁部材の中でも特に重要性の高い部材である。西日本高速道路(株)が管理する高速道路(以下、高速道路)においては、遊離石灰法²⁾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。そこで、本研究では RC

床版に着目し、目視点検データを用いて RC 床版の統計的劣化予測を実施するとともに、劣化速度の相対評価に基づく補修優先順位の決定手法を提示する。具体的には、劣化予測に関しては、RC 床版個々の劣化過程に介在する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³⁾を適用し、床版個々の劣化予測を実施する。さらに、床版個々の劣化速度を相対比較することで補修の優先順位を示すとともに、実務における過去の補修実績や現在の補修計画から要補修床版を抽出して、それらを定性的に比較することで、提案手法と実務実績の整合性を検証する。また、近年の高速道路区間においては、遊離石灰法に加えて、漏水や剥離の面積率を評価した劣化度法が試行的に一部検討されている。遊離石灰法に基づく健全度でモデル化した RC 床版の劣化過程に、個々の RC 床版に固有の詳細情報を考慮することで劣化予測および意思決定の精度向上にどの程度寄与するかを検証する。以下、**2.**で、本研究の基本的な考え方を述べる。**3.**では、混合マルコフ劣化ハザードモデルの概要を、**4.**では、劣化速度の相対評価と補修の優先順位の決定手法をそれぞれ説明する。**5.**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う。

2. 本研究の基本的な考え方

(1) RC床版に対する目視点検

西日本高速道路(株)では、従来から橋梁のRC床版に対する損傷度判定として、遊離石灰法(パネル別床版の損傷度判定)を採用している²⁾。パネルとは主桁と横桁で囲まれた領域であり、パネル別床版の損傷度判定区分を表-1に示す。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Ca(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²⁾。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、特に床版下面にひび割れが発生して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。一方で、遊離石灰法に基づく損傷度判定はパネル単位で床版を評価する非常に精緻な情報ではあるが、実務において補修を実施する際の最小単位はスパンであることが多い。当然ながら、図-1に示すように1スパン(支間×幅員)は複数のパネルで構成される。スパン別床版の損傷度判定を表-2に示すが、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。

遊離石灰法とは別に、一部の高速道路区間では、漏水や剥離の面積率をスパン単位で評価する劣化度法(以下、それぞれ漏水劣化度、剥離劣化度)が試行的に一部検討されている。例えば、漏水劣化度は、あるスパンにおいて漏水が確認できる面積を算出し、それを当該スパンの床版の総面積で除算することで評価される。遊離石灰法による損傷度判定とは異なり、劣化度は連続値で評価される。また、劣化度法は試行的に導入された方法であり、遊離石灰法のように損傷度と補修工法、補修時期の関係が明確に定義されておらず、実務における意思決定と直結する判定基準とはなっていない。しかし、漏水や剥離の面積の比率のみで算出されるので、誤差の少ない統一かつ客観的な点検データを蓄積することが可能である。

なお、本研究ではこれ以降、主桁間のRC床版に限定して議論を進め、断りのない限り単に床版と記述することとする(張り出し床版は対象外とする)。また、床版の劣化過程をマルコフ連鎖モデルで表現する都合上、スパン別床版の損傷度判定を表-2に示すように健全度1~5の5段階で評価する。なお、損傷度IIとIに関しては、どちらも補修を実施すべき時期に到達して

表-1 パネル別床版の損傷度判定²⁾

損傷度	床版の状況	
AA	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²⁾

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	V	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	IV	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	II	床版の30%以上にB以上の損傷がある。	損傷が著しい。 早急な補修・補強が必要	AA
	I	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	

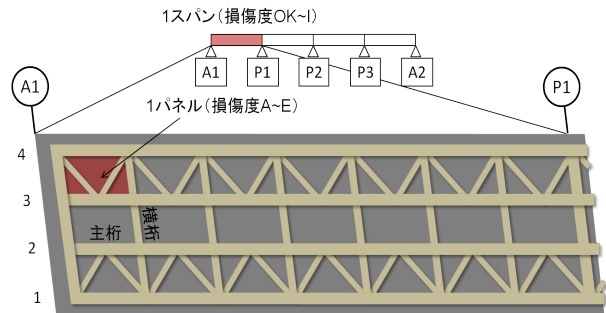


図-1 スパン、パネルの定義

いるという意味において同様であると判断し、統合して健全度5に設定した。さらに同様の理由で、漏水劣化度に関しても表-3のように5段階の離散的評価を行うこととした。剥離劣化度に関しては最終的に遊離石灰法に基づく床版の劣化過程に有意な影響を及ぼさないことが判明したために記述を割愛する。また、参考文献2)を踏襲して記述してきた「スパン」という用語について、これ以降は「径間」で統一する。

(2) 目視点検と統計的劣化予測

2.(1)の遊離石灰法で述べたように、社会基盤施設に対する目視点検の結果は、一般的に多段階の離散的な健全度(損傷度)として評価される。このような目視点検データを用いて、社会基盤施設の劣化を統計的に

表-3 漏水劣化度の健全度判定

健全度	漏水劣化度 (%)
1	0~1%
2	1~2%
3	2~3%
4	3~4%
5	4%~

予測する手法は、マルコフ劣化ハザードモデル⁴⁾の開発により飛躍的な進歩を遂げた。同モデルでは、ハザード率^{5),6)}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。ハザード率の特性変数として劣化要因を内包させることで、劣化要因に応じた劣化過程の記述が可能となる。このように伝統的なハザード解析では、確定的なハザード率を用いて、社会基盤施設の劣化過程を分析する。しかし、主な劣化要因を説明変数として取り込み、劣化過程に介在する不確実性のある程度記述できたとしても、個々の劣化過程をマルコフ劣化ハザードモデルにより完全に記述できるわけではない。なお劣化過程が各種要因により変動する場合、すなわちハザード率に異質性が存在する場合には、従来のハザード解析の方法を拡張することが必要となる。

ハザード率の異質性を考慮する方法として、1) 異質性を考慮すべきグループ特性の相違をダミー変数で表現する方法、2) ハザード率の確率分布を考慮する方法が考えられる。前者の方法は、簡便で分かりやすいという利点がある。その一方で、異質性を考慮するために、グループ特性を表すダミー変数の数が増加し、モデルの推計結果の効率性が著しく低下するという問題が生じる。たとえば、本研究の実証分析では、664 径間の床版を対象として、RC 床版の劣化速度を径間ごとに相対比較する。しかし、各径間の異質性を 663 個のダミー変数で表現したマルコフ劣化ハザードモデルを定式化することは現実的でない。さらに、ハザード率の異質性を表現するために特性変数(説明変数)の数を増加させても、材質や施工品質など、依然として特性変数では表現しきれない異質性が残存している可能性を否認しない。したがって、本研究では後者の方法、すなわち、異質性を確率分布で表現するような混合ハザードモデルを用いる。本研究では、異質性によって表現される要因を総称して不可観測要因と呼ぶ。なお、床版の劣化過程という 1 つの劣化事象に対して、複数の不可観測要因が介在する場合もあると考えられる。しかし、本研究においては、解析の簡便化のために、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て表現する。このパラメータをこれ以降、異質性パラメータと呼ぶ。

混合ハザードモデルでは、混合ハザード率を支配す

る異質性パラメータが、ある確率密度関数に従って分布すると考える。その上で、混合ハザードモデルを、ハザード率と異質性パラメータの確率分布の確率的コンボリューションにより定義する。このような混合確率モデル⁷⁾に関しては、貝戸等が路上障害物の到着過程をポアソンガンマモデル⁸⁾で記述するなど、アセットマネジメントへの適用事例もある⁹⁾。また、貝戸らは高速道路の管制システムのような大規模情報基盤施設を構成する、少数多品種の機器の故障発生過程をランダム比例ワイブル劣化ハザードモデル¹⁰⁾で表現した。本研究では、津田等が開発したマルコフ劣化ハザードモデル⁴⁾に対して、各健全度における劣化速度の異質性を明示的に考慮した混合マルコフ劣化ハザードモデル^{3),11)}を用いる。3. で説明するように、マルコフ劣化ハザードモデルでは、単位時間間隔あたりに健全度が 1 つ進展する(劣化が進展し、健全度が悪くなる)確率をハザード率を用いて表現する。混合マルコフ劣化ハザードモデルでは、各径間の床版の劣化特性の異質性を異質性パラメータという確率変数を用いて表現する。

(3) 劣化予測の精緻化と実務へのフィードバック

3.(2) で示すように、混合マルコフ劣化ハザードモデルでは、任意の健全度の劣化速度は、異質性パラメータとハザード率の積で評価することができる。

劣化速度 (混合ハザード率)

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

可観測な劣化要因であれば、特性変数という形でハザード率に内包することができる。異質性パラメータを考慮しない場合には、劣化速度は採用した劣化要因(特性変数)の多寡で決定される。したがって、特性変数のみを用いた劣化予測では、劣化速度が速くなるような条件下にありながらも、劣化速度が緩やかな床版の劣化過程を記述することはできない。一方で、異質性パラメータを考慮することによって、このような床版であっても、異質性パラメータの値により劣化速度を実際の劣化事象と統合的に評価できる。このことはまた、全ての床版に対して劣化速度を算出し、それらの相対評価を通して補修優先順位を決定することが可能であることを示している。混合マルコフ劣化ハザードモデルの推計には過去の目視点検データを用いる。当然のことながら、それらの中にはすでに補修が実施されたものも存在する。補修実績を有する床版や補修計画にリストアップされる床版に対して、相対評価の結果と比較することで、補修実施の妥当性を事後的に評価することが可能である。また、補修実施の妥当性を確認することができれば、劣化速度の相対評価に基づく補修優先順位決定手法を実務的な補修計画立案作業

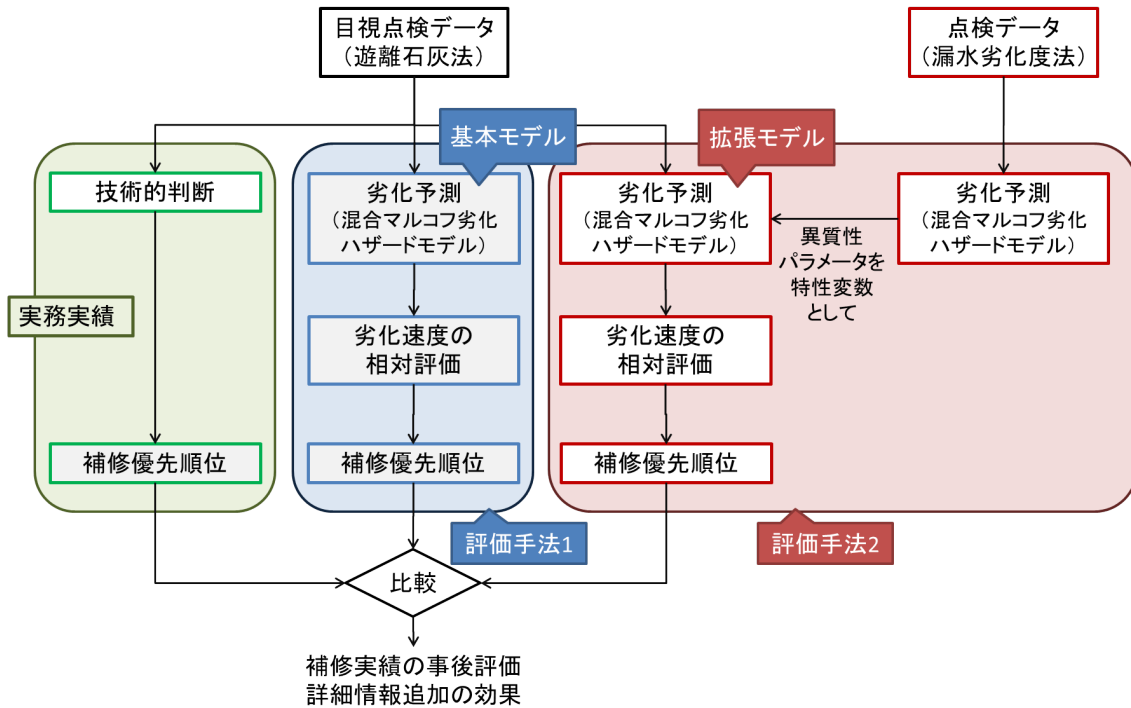


図-2 研究フロー

に試行的に適用することも可能である。すなわち、以上のような方法論を確立することで、点検員や専門技術者の経験的判断で実施されてきた補修の決定プロセスが形式知化されることになる。

また、混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いることにより、径間単位で床版の劣化を精緻に予測することができる。より精緻に予測するためには、劣化に関する径間固有の情報が必要となる。それらの情報を取り込むことで劣化予測がどれほど精緻化されたかを検証することも重要である。高速道路の一部区間では、遊離石灰法とは別に劣化度法が試行的に一部検討され、径間単位で漏水や剥離の面積率に関する定量的な情報が蓄積されている。これらを混合マルコフ劣化ハザードモデルの特性変数として採用し、提案した方法論で補修優先順位を算出した結果、補修実績との整合性がどれほど改善したかを確認することで、新たに追加する情報の価値を間接的に評価することができる。目視点検でどのような情報を蓄積していくかは重要な実務的課題である。アセットマネジメントを実践する上では劣化予測結果をライフサイクル費用算出に用いることは勿論であるが、このように実務的課題に対する解決策(実務へのフィードバック)を継続的に模索していくことも重要である。

以上の流れを図-2に示す。詳細は5.で改めて述べるが、目視点検データから補修優先順位を決定する過程を3つの方法で図示している。緑色の部分は、技術的判断に基づく既存の方法である。青色の部分は、1) 目

視点検データとして遊離石灰法に基づく健全度を用いた混合マルコフ劣化ハザードモデル(基本モデル)と、2) 基本モデルを用いた劣化速度の相対評価による補修優先順位の決定であり、これを評価手法1と呼ぶ。さらに赤色部分は、1) 基本モデルに対して漏水劣化度法に基づく目視点検データを加えた上で再度推計を行った混合マルコフ劣化ハザードモデル(拡張モデル)と、評価手法1と同様の手順による劣化速度の相対評価および補修優先順位の決定であり、これを評価手法2と呼ぶ。最終的に実務実績、評価手法1および評価手法2で評価された補修優先順位を比較することで、補修実績の事後評価と詳細情報を追加することの効果を検証する。

3. 混合マルコフ劣化ハザードモデル

(1) 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。単位時間幅を1に基準化する。床版の健全度を 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。時点 t における床版の健全度を状態変数 $h(t) = i$ ($i = 1, \dots, I; t = 0, 1, \dots$) を用いて表現する。床版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

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

$$\text{Prob}[h(t+1) = j | h(t) = i] = \pi_{ij} \quad (2)$$

を用いて定義される。このような推移確率をすべての健全度ペア (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

$$\pi = \begin{pmatrix} \pi_{11} & \cdots & \pi_{1I} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \pi_{II} \end{pmatrix} \quad (3)$$

を定義することができる。マルコフ推移確率(2)は所与の2つの時点 $t, t+1$ 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 $\sum_{j=i}^I \pi_{ij} = 1$ が成立する。すなわち、マルコフ推移確率に関して、

$$\left. \begin{array}{l} \pi_{ij} \geq 0 (i, j = 1, \dots, I) \\ \pi_{ij} = 0 (i > j \text{ の時}) \\ \sum_{j=i}^I \pi_{ij} = 1 \end{array} \right\} \quad (4)$$

が成立しなければならない。状態 I は、補修のな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。マルコフ推移確率モデルでは、健全度が $i-1$ から i に推移した時点にかかわらず、時点 t から時点 $t+1$ の間に推移する確率は時点 t における健全度だけに依存するという性質(マルコフ性)を満足する¹²⁾。マルコフ推移確率を用いれば、前回の観測時点 t から、 r 期経過した時点 $t+r$ に至る期間の間に生起する劣化過程を推移確率行列

$$\pi(r) = \{\pi\}^r \quad (5)$$

を用いて表現できる。また、 r 期推移確率行列 $\pi(r)$ の各要素を $\pi_{ij}(r) (i, j = 1, \dots, I)$ と表す。

(2) 混合マルコフ劣化ハザードモデル

床版の劣化速度の相対評価にあたっては、小濱らが提案した混合マルコフ劣化ハザードモデル³⁾を用いる。その詳細に関しては参考文献に譲るが、ここでは読者の便宜を図るために、同モデルについて簡単に紹介しておく。本研究では遊離石灰法に基づいて評価された床版に対する目視点検データを用いて、橋梁径間ごとの床版の劣化速度を相対評価する。総径間数を K と設定し、そのうちの任意径間の床版 $k (k = 1, \dots, K)$ に着目する(以下、単に床版 k と記述)。なお、本研究では、床版補修の基本単位が径間であるために、径間ごとの劣化速度の相対評価を試みるが、分析目的により床版のグルーピング方法(パネル単位、橋梁単位、あるいは路線単位など)が異なることは言うまでもない。

いま、床版 $k (k = 1, \dots, K)$ に固有なハザード率の変動特性を表す異質性パラメータ ε^k を導入する。このとき、床版 k の健全度 $i (i = 1, \dots, I-1)$ における混合ハザード率を、

$$\lambda_i^k = \tilde{\lambda}_i^k \varepsilon^k \quad (6)$$

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

と定義する。ここに、 $\tilde{\lambda}_i^k$ は床版 k の健全度 i における平均的なハザード率(以下、基準ハザード率と呼ぶ)である。異質性パラメータ ε^k は、基準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^k$ からの乖離の程度(床版 k の異質性)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 ε^k の値が大きくなるほど、床版 k の劣化速度が基準ハザード率に対して速いことを表す。式(6)において、対象とする床版が同一であれば、健全度に変化したとしても、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速くなることを表す。いま、異質性パラメータ ε^k が、ガンマ分布 $f(\varepsilon^k : \alpha, \gamma)$

$$f(\varepsilon^k : \alpha, \gamma) = \frac{1}{\gamma^\alpha \Gamma(\alpha)} (\varepsilon^k)^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{\varepsilon^k}{\gamma}\right) \quad (7)$$

から抽出された確率標本であると考え。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。

ここで、床版 $k (k = 1, \dots, K)$ の異質性パラメータ ε^k の値を $\bar{\varepsilon}^k$ に固定する。このとき、床版 k の健全度 i における寿命(健全度が i から $i+1$ に到達するまでの期間長)が y_i^k 以上となる確率は、混合ハザード率(6)を用いて、

$$\tilde{F}_i(y_i^k) = \exp(-\tilde{\lambda}_i^k \bar{\varepsilon}^k y_i^k) \quad (8)$$

と書き換えることができる³⁾。さらに、床版 k の点検時点 τ_A^k において健全度が i と判定され、次の点検時点 $\tau_B^k = \tau_A^k + z^k$ においても健全度が i と判定される確率 $\pi_{ii}^k(z^k : \bar{\varepsilon}^k)$ は、

$$\pi_{ii}^k(z^k : \bar{\varepsilon}^k) = \exp(-\tilde{\lambda}_i^k \bar{\varepsilon}^k z^k) \quad (9)$$

となる。また、調査時点 τ_A^k と τ_B^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 $\pi_{ij}^k(z^k : \bar{\varepsilon}^k)$ は、

$$\pi_{ij}^k(z^k : \bar{\varepsilon}^k) = \sum_{s=i}^j \prod_{m=i, \neq s}^{j-1} \frac{\tilde{\lambda}_m^k}{\tilde{\lambda}_m^k - \tilde{\lambda}_s^k} \exp(-\tilde{\lambda}_s^k \bar{\varepsilon}^k z^k)$$

$$= \sum_{s=i}^j \psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^k) \exp(-\tilde{\lambda}_s^k \bar{\varepsilon}^k z^k) \quad (10)$$

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

と表せる³⁾。ただし、 $\tilde{\lambda}^k = (\tilde{\lambda}_1^k, \dots, \tilde{\lambda}_{I-1}^k)$ である。こ

ここで, $\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^k)$ は,

$$\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^k) = \prod_{m=i, \neq s}^{j-1} \frac{\tilde{\lambda}_m^k}{\tilde{\lambda}_m^k - \tilde{\lambda}_s^k} \quad (11)$$

となり, 基準ハザード率のみの関数で表される. また, $\pi_{iI}^k(z^k; \bar{\varepsilon}^k)$ に関しては,

$$\pi_{iI}^k(z^k; \bar{\varepsilon}^k) = 1 - \sum_{j=i}^{I-1} \pi_{ij}^k(z^k; \bar{\varepsilon}^k) \quad (12)$$

と表すことができる.

つぎに, パラメータ ε^k がガンマ分布 (7) に従って分布する場合を考えよう. 記述の簡便化のために, 上付き添え字 k を省略する. まず, 健全度 i の寿命が y_i 以上となる確率は, 生存関数 (8) を用いて,

$$\begin{aligned} \tilde{\pi}_{ii}(z) &= \int_0^\infty \pi_{ii}(z; \varepsilon) f(\varepsilon; \alpha, \gamma) d\varepsilon \\ &= \frac{1}{\gamma^\alpha \Gamma(\alpha)} \int_0^\infty \exp\left\{\left(-\tilde{\lambda}_i z - \frac{1}{\gamma}\right)\varepsilon\right\} \varepsilon^{\alpha-1} d\varepsilon \\ (i &= 1, \dots, I-1) \end{aligned} \quad (13)$$

と表すことができる. ここで, $u_i = (\tilde{\lambda}_i z + \frac{1}{\gamma})\varepsilon$ と置き, 確率密度関数の変数変換を行えば,

$$\begin{aligned} \tilde{\pi}_{ii}(z) &= \frac{1}{\gamma^\alpha \Gamma(\alpha)} \int_0^\infty \exp(-u_i) \left(\frac{u_i}{\tilde{\lambda}_i z + \frac{1}{\gamma}}\right)^{\alpha-1} \\ &\quad \frac{1}{\tilde{\lambda}_i z + \frac{1}{\gamma}} du_i \\ &= \frac{1}{(\tilde{\lambda}_i \gamma z + 1)^\alpha} \end{aligned} \quad (14)$$

を得る. マルコフ推移確率 $\tilde{\pi}_{ij}(z)$ は, ハザード率の確率分布を考慮した点検間隔 z の平均的なマルコフ推移確率 (以下, 基準マルコフ推移確率と呼ぶ) を表している. さらに, 点検間隔 z の下で健全度 i から j へ推移する基準マルコフ推移確率は,

$$\begin{aligned} \tilde{\pi}_{ij}(z) &= \int_0^\infty \pi_{ij}(z; \varepsilon) f(\varepsilon; \alpha, \gamma) d\varepsilon \\ &= \sum_{s=i}^j \frac{\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda})}{(\tilde{\lambda}_s \gamma z + 1)^\alpha} \end{aligned} \quad (15)$$

と表せる. ガンマ分布 (7) の平均は $\mu = \alpha\gamma$ で, 分散は $\sigma^2 = \alpha\gamma^2$ である. いま, 異質性パラメータ ε が, ハザード率の期待値が基準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i$ に一致するように分布していると考え. そこで, 平均1, 分散 $1/\phi$ のガンマ分布

$$\bar{f}(\varepsilon; \phi) = \frac{\phi^\phi}{\Gamma(\phi)} \varepsilon^{\phi-1} \exp(-\phi\varepsilon) \quad (16)$$

を仮定すると, 基準マルコフ推移確率は,

$$\tilde{\pi}_{ii}(z) = \frac{\phi^\phi}{(\tilde{\lambda}_i z + \phi)^\phi} \quad (17a)$$

$$\begin{aligned} \tilde{\pi}_{ij}(z) &= \sum_{s=i}^j \frac{\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}) \phi^\phi}{(\tilde{\lambda}_s z + \phi)^\phi} \\ (i &= 1, \dots, I-1; j = i+1, \dots, I) \end{aligned} \quad (17b)$$

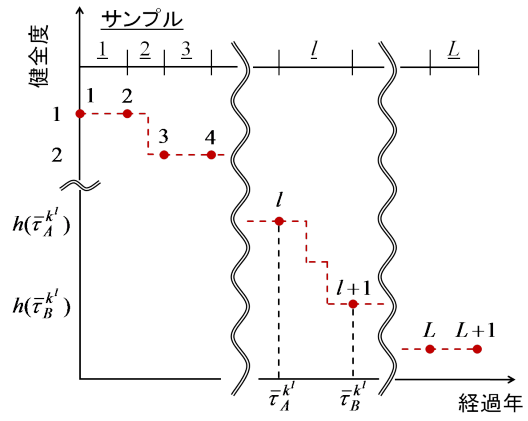


図-3 目視点検スキームと情報サンプル

と表される.

(3) 混合マルコフ劣化ハザードモデルの推計

ある床版に対して, 2つの異なる時点において遊離石灰法に基づく目視点検が実施されたと考える. その上で, 2つの異なる時点における健全度情報に基づいて, 混合マルコフ推移確率を推計する問題を取り上げる. 仮に, 床版 k に対して $L+1$ 回の目視点検が実施された場合, 1つの床版から L 組の目視点検サンプルを獲得することができる. その一方で, 目視点検を過去に1度しか実施したことがない場合や, 利用できる目視点検データが1回分しかない場合も考えられる. そのようなときであっても, 供用開始時点, あるいは直近の補修実施時点の健全度を1 (新設状態) と仮定することで, 2つの異なる時点における健全度情報を獲得することができる.

いま, 図-3に示すように, 床版 k ($k = 1, \dots, K$) に関して $L+1$ 回の目視点検が実施され, L 組の目視点検サンプルが獲得された状況を想定する. l 回目の目視点検が実施された時点を $\tau_A^{k'}$ と表す. つぎに, 時間 $z^{k'}$ が経過した時点 $\tau_B^{k'} = \tau_A^{k'} + z^{k'}$ に, $l+1$ 度目の目視点検が実施されたと考える. 記号「 $\bar{\cdot}$ 」は実測値であることを表す. すべての径間に対して目視点検が実施されたと考えれば, それぞれの点検情報サンプルには, l 回目と $l+1$ 回目の目視点検間隔 $z^{k'}$ と, 2回の目視点検を通して評価された健全度 $h(\tau_A^{k'})$, $h(\tau_B^{k'})$ に関する情報が利用可能である. ここで, 評価された健全度に基づいて, ダミー変数 $\delta_{ij}^{k'}$ ($i = 1, \dots, I-1; j = i, \dots, I; k = 1, \dots, K; l = 1, \dots, L$) を

$$\delta_{ij}^{k'} = \begin{cases} 1 & h(\tau_A^{k'}) = i, h(\tau_B^{k'}) = j \text{ の時} \\ 0 & \text{それ以外の時} \end{cases} \quad (18)$$

と定義する. さらに, ダミー変数ベクトルを $\delta^{k'} = (\delta_{11}^{k'}, \dots, \delta_{I-1, I}^{k'})$, 床版の劣化速度に影響を及ぼす構

造特性や環境条件を表す特性行ベクトルを $\mathbf{x}^k = (\bar{x}_1^k, \dots, \bar{x}_M^k)$ と表す。ただし, \bar{x}_m^k ($m = 1, \dots, M$) は床版 k の点検情報サンプルに関する m 番目の特性変数の観測値を表す。また, 第 1 番目の特性変数は定数項に該当する変数であり, 恒等的に $x_1^k = 1$ である。定期的な目視点検で得られる床版 k の点検サンプルが有する情報を $\xi^{k^l} = (\bar{\delta}^{k^l}, \bar{z}^{k^l}, \bar{\mathbf{x}}^{k^l})$ と表す。また, 目視点検データ全体を Ξ と表す。

さらに, 床版 k の劣化過程をハザード率 $\lambda_i^k(y_i^k) = \tilde{\lambda}_i^k \varepsilon^k$ ($i = 1, \dots, I-1$) を用いて表現する。健全度 I はマルコフ連鎖の吸収状態であり, $\pi_{II}^k = 1$ が成立するためにハザード率 $\tilde{\lambda}_I^k$ は必然的に $\tilde{\lambda}_I^k = 0$ となる。床版の劣化過程を特徴づける基準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^k$ は特性ベクトルに依存すると考え, 基準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^k$ を特性ベクトル \mathbf{x}^k を用いて,

$$\tilde{\lambda}_i^k = \exp(\mathbf{x}^k \beta_i') \quad (19)$$

と表す。ただし, $\beta_i = (\beta_{i,1}, \dots, \beta_{i,M})$ は未知パラメータ $\beta_{i,m}$ ($m = 1, \dots, M$) による行ベクトル, 記号「 $'$ 」は転置操作を表す。また, $x_1^k = 1$ より, $\beta_{i,1}$ は定数項を表す。平均マルコフ推移確率は式 (17a),(17b) で示したように, 各健全度における基準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^k$ ($i = 1, \dots, I-1; k = 1, \dots, K$) 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。

平均マルコフ推移確率は, 床版の特性ベクトル \mathbf{x}^k を用いて式 (20) で表現できる。また, 推移確率はデータが観測された点検間隔 \bar{z}^{k^l} にも依存する。これら のことを明示的に表すために平均マルコフ推移確率 $\tilde{\pi}_{ij}^{k^l}$ を目視点検データ $(\bar{z}^{k^l}, \bar{\mathbf{x}}^{k^l})$ と未知パラメータ $\theta = (\beta_1, \dots, \beta_{I-1}, \phi)$ の関数として $\tilde{\pi}_{ij}^{k^l}(\bar{z}^{k^l}, \bar{\mathbf{x}}^{k^l}; \theta)$ と表す。いま, K 個の床版の劣化現象が互いに独立であると仮定すれば, 全点検情報サンプルの劣化推移パターンの同時生起確率密度を表す尤度関数は

$$\mathcal{L}(\theta, \Xi) = \prod_{i=1}^{I-1} \prod_{j=i}^I \prod_{k=1}^K \prod_{l=1}^L \left\{ \tilde{\pi}_{ij}^{k^l}(\bar{z}^{k^l}, \bar{\mathbf{x}}^{k^l}; \theta) \right\}^{\delta_{ij}^{k^l}} \quad (20)$$

と定式化できる¹³⁾。ただし, $\theta = (\beta, \phi)$ である。また, $\tilde{\pi}_{ij}^{k^l}(\bar{z}^{k^l}, \bar{\mathbf{x}}^{k^l}; \theta)$ は, 前回の点検時点で健全度が i であるという条件の下で, 今回の健全度が j となる健全度推移確率であり,

$$\tilde{\pi}_{ii}^{k^l}(\bar{z}^{k^l}, \bar{\mathbf{x}}^{k^l}; \theta) = \frac{\phi^\phi}{\{\exp(\bar{\mathbf{x}}^k \beta_i') \bar{z}^{k^l} + \phi\}^\phi} \quad (21a)$$

$$\tilde{\pi}_{ij}^{k^l}(\bar{z}^{k^l}, \bar{\mathbf{x}}^{k^l}; \theta) = \sum_{s=i}^j \frac{\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^k) \phi^\phi}{\{\exp(\bar{\mathbf{x}}^k \beta_s') \bar{z}^{k^l} + \phi\}^\phi} \quad (21b)$$

$$(i = 1, \dots, I-1; j = i, \dots, I;$$

$$k = 1, \dots, K; l = 1, \dots, L)$$

と表される。ただし,

$$\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^k) = \prod_{m=i, \neq s}^{j-1} \frac{\exp(\bar{\mathbf{x}}^k \beta_m')}{\exp(\bar{\mathbf{x}}^k \beta_m') - \exp(\bar{\mathbf{x}}^k \beta_s')} \quad (22)$$

である。点検データ $\bar{\delta}_{ij}^{k^l}, \bar{z}^{k^l}, \bar{\mathbf{x}}^k$ はすべて確定値であり, 対数尤度関数は未知パラメータ β, ϕ の関数である。最尤法では, この尤度関数 (20) を最大にするようなパラメータ値 $\hat{\theta} = (\hat{\beta}, \hat{\phi})$ を推計することになる。ここで, 尤度 (20) の対数尤度関数

$$\ln \mathcal{L}(\theta, \Xi) = \sum_{i=1}^{I-1} \sum_{j=i}^I \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^L \delta_{ij}^{k^l} \ln \tilde{\pi}_{ij}^{k^l}(\bar{z}^{k^l}, \bar{\mathbf{x}}^{k^l}; \theta) \quad (23)$$

を定義する。対数尤度関数 (23) を最大にするようなパラメータ値 θ の最尤推計量^{13),14)}は

$$\frac{\partial \ln \mathcal{L}(\theta, \Xi)}{\partial \theta_i} = 0, \quad (i = 1, \dots, (I-1)M+1) \quad (24)$$

を同時に満足するような $\hat{\theta} = (\hat{\theta}_1, \dots, \hat{\theta}_{(I-1)M+1})$ として与えられる。さらに, パラメータの共分散行列の漸近的推計量^{13),14)} $\hat{\Sigma}(\hat{\theta})$ は,

$$\hat{\Sigma}(\hat{\theta}) = \left[\frac{\partial^2 \ln \mathcal{L}(\hat{\theta}, \Xi)}{\partial \theta \partial \theta'} \right]^{-1} \quad (25)$$

と表すことができる。ただし, 上式の右辺の逆行列は $\partial^2 \ln \mathcal{L}(\theta, \Xi) / \partial \theta_i \partial \theta_j$ を要素とする 3×3 次の Fisher 情報行列¹³⁾の逆行列である。

(4) 異質性パラメータの推計

床版 k の目視点検サンプル ξ^{k^l} に着目する。目視点検サンプル k^l の 1 回目の目視点検による健全度を $i(k^l)$ ($k^l = 1, \dots, k^L$), 2 回目の目視点検の結果を $j(k^l)$ と表す。さらに, パラメータの最尤推計量 $\hat{\theta} = (\hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_{I-1}, \hat{\phi})$ を与件とする。このとき, 異質性パラメータがガンマ分布 $\bar{f}(\varepsilon; \hat{\phi})$ (式 (16) を参照) に従い, 床版 k に属する k^L 個の点検サンプル ξ^{k^l} が得られた場合, これら k^L 個の点検サンプルが得られる異質性パラメータ ε^k に関する同時生起確率密度関数 (部分尤度) は,

$$\begin{aligned} \rho^k(\varepsilon^k; \hat{\theta}, \xi^{k^l}) &= \left\{ \pi_{i(k^l)j(k^l)}^{k^l}(\bar{z}^{k^l}, \bar{\mathbf{x}}^{k^l}; \hat{\beta}, \varepsilon^k) \right\}^{\delta_{i(k^l)j(k^l)}^{k^l}} \bar{f}(\varepsilon^k, \hat{\phi}) \\ &\propto \prod_{k^l=1}^{k^L} \left\{ \sum_{m=i(k^l)}^{j(k^l)} \psi_{i(k^l)j(k^l)}^m(\tilde{\lambda}^k(\hat{\theta})) \right. \\ &\quad \left. \exp(-\tilde{\lambda}_m^{k^l}(\hat{\theta}) \varepsilon^k \bar{z}^{k^l}) \right\}^{\delta_{i(k^l)j(k^l)}^{k^l}} (\varepsilon^k)^{\hat{\phi}-1} \exp(-\hat{\phi} \varepsilon^k) \end{aligned} \quad (26)$$

と表される。ただし, 記号 \propto は比例関係にあることを意味する。また, $\tilde{\lambda}^k(\hat{\theta}) = (\tilde{\lambda}_1^k(\hat{\theta}), \dots, \tilde{\lambda}_{I-1}^k(\hat{\theta}))$ であり,

基準ハザード率ベクトルである。ここでは、基準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^k$ が、パラメータ $\hat{\theta}$ に依存していることを明示的に表現するために $\tilde{\lambda}_i^k(\hat{\theta})$ と表している。式 (26) の両辺の対数をとることにより、部分対数尤度は、

$$\begin{aligned} & \ln \rho^k(\varepsilon^k : \hat{\theta}, \xi^k) \\ & \propto \sum_{l=1}^L \bar{\delta}_{i(k^l)j(k^l)}^{k^l} \ln \left\{ \sum_{m=i(k^l)}^{j(k^l)} \psi_{i(k^l)j(k^l)}^m(\tilde{\lambda}^k(\hat{\theta})) \right. \\ & \quad \left. \exp(-\tilde{\lambda}_m^k(\hat{\theta}) \varepsilon^k \bar{z}^{k^l}) \right\} + (\hat{\phi} - 1) \ln \varepsilon^k - \hat{\phi} \varepsilon^k \end{aligned} \quad (27)$$

と表せる。したがって、異質性パラメータ ε^k ($k = 1, \dots, K$) の条件付き最尤推計量は、条件付対数尤度最大化問題

$$\max_{\varepsilon^k} \{ \ln \rho^k(\varepsilon^k : \hat{\theta}, \xi^k) \} \quad (28)$$

の最適解 $\hat{\varepsilon}^k$ として求めることができる。以上の方法で求めた異質性パラメータの条件付最尤推計量は、パラメータ $\hat{\theta} = (\hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_{I-1}, \hat{\phi})$ を与件として求めた条件付最尤推計量である。このことを明示的に表現するために、問題 (28) の解を、 $\hat{\varepsilon}^k(\hat{\theta})$ ($k = 1, \dots, K$) と表す。さらに、以上で求めた異質性パラメータ $\hat{\varepsilon}^k(\hat{\theta})$ とパラメータ θ の最尤推計量 $\hat{\theta}$ を用いて定義された基準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^k$ を $\tilde{\lambda}_i^k(\hat{\theta})$ と表す。このとき、床版 k ($k = 1, \dots, K$) のハザード率は、

$$\hat{\lambda}_i^k(\hat{\theta}) = \hat{\varepsilon}^k(\hat{\theta}) \tilde{\lambda}_i^k(\hat{\theta}) \quad (29)$$

と表すことができる。式中の記号 $\hat{\cdot}$ は、推計量であることを示す。以下、 $\hat{\lambda}_i^k(\hat{\theta})$ を個別ハザード率と呼ぶ。また、表記の簡便化のために式 (29) を

$$\hat{\lambda}_i^k = \hat{\varepsilon}^k \tilde{\lambda}_i^k \quad (30)$$

と表記する。

4. ベンチマーキングと評価指標

(1) 目視点検とベンチマーキング

混合マルコフ劣化ハザードモデルを推計し、混合マルコフ劣化ハザードモデルの未知パラメータの最尤推計量 $\hat{\theta}$ を獲得できたと考える。床版 k の特性変数 \bar{x}^k と健全度 i のハザード率のパラメータ最尤推計量 $\hat{\beta}_i$ を用いれば、当該床版の健全度 i ($i = 1, \dots, I - 1$) に対する平均的劣化速度を表す標準ハザード率は、

$$\tilde{\lambda}_i^k = \exp(\bar{x}^k \hat{\beta}_i') \quad (31)$$

と定義できる。式 (31) は、混合マルコフ劣化ハザードモデルにおいて、異質性パラメータを $\varepsilon = 1$ とした場合に他ならない。このように異質性パラメータの値を 1 に設定することにより、床版の平均的な劣化過程を表現することができる。さらに、標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^k$ を用いれば、当該床版における各健全度の期待寿命 (次段階

の健全度に推移するまでの時間) ET_i^k は、式 (8) を用いて、

$$ET_i^k = \int_0^\infty d\tilde{F}_i(y_i^k) = \frac{1}{\tilde{\lambda}_i^k} \quad (32)$$

と表される。また、床版 k が供用開始時点 (あるいは補修実施時点) から、任意の健全度 i ($i = 2, \dots, I$) に進展するまでに要する平均的時間 $E[T](i)$ は、

$$E[T](i) = \sum_{j=1}^i \frac{1}{\tilde{\lambda}_j^k} \quad (33)$$

と定義できる。特に、 $i = I$ の場合を期待寿命と呼ぶ。

(2) 相対評価と重点管理床版の抽出

各床版の異質性パラメータの推計量 $\hat{\varepsilon}^k(\hat{\theta})$ に基づいて、劣化の進行が早い床版の集合を定義する。いま、全床版の中で、劣化速度が速い上位 $\alpha \times 100\%$ の中に入るような床版の集合 $\bar{\Omega}_\alpha$ (異質性パラメータに着目した重点監視集合 $\bar{\Omega}_\alpha$ と呼ぶ) を

$$\bar{\Omega}_\alpha = \{k \in (1, \dots, K) | \hat{\varepsilon}^k(\hat{\theta}) \geq \bar{\varepsilon}_\alpha\} \quad (34)$$

と定義する。ここに、 $\bar{\varepsilon}_\alpha$ は、信頼度 $(1 - \alpha) \times 100\%$ とした場合の異質性パラメータの上限値 (以下では、臨界的異質性パラメータ値と呼ぶ) であり

$$\bar{\varepsilon}_\alpha = \min_c \left\{ c \left| \int_c^\infty \bar{f}(\varepsilon : \hat{\phi}) d\varepsilon \leq \alpha \right. \right\} \quad (35)$$

で定義される。異質性パラメータの推計量が信頼度 $(1 - \alpha) \times 100\%$ の重点監視集合 $\bar{\Omega}_\alpha$ に属する場合、当該床版は信頼度 $(1 - \alpha) \times 100\%$ で、劣化の進行が速いと判断することができる。

さらに、個別ハザード率 $\hat{\lambda}_i^k = \hat{\varepsilon}^k \tilde{\lambda}_i^k(\hat{\theta})$ 自体を管理する場合を考える。そこで、個別ハザード率の推計量 $\hat{\lambda}_i^k$ を大きい順番に $\hat{\lambda}_i^{l(1)}, \dots, \hat{\lambda}_i^{l(n)}, \dots, \hat{\lambda}_i^{l(L)}$ と並べ直す。ただし、上付き添字 $l(n)$ は、すべてのグループに属する床版の中で、個別ハザード率の推計量 $\hat{\lambda}_i^k$ が n 番目に大きい床版の添え字 l^k を表す。したがって、 $\hat{\lambda}_i^{l(1)}$ は、もともと劣化速度が大きい床版の混合ハザード率と対応する。また、 $L = \sum_{k=1}^K L^k$ はサンプル総数である。ここで、劣化速度の速い床版の上位 $\alpha \times 100\%$ の中に入るような床版の集合 $\tilde{\Omega}_\alpha$ (個別ハザード率に着目した重点監視集合 $\tilde{\Omega}_\alpha$ と呼ぶ) を

$$\begin{aligned} \tilde{\Omega}_\alpha &= \{l(1), \dots, l(n^*(\alpha))\} \\ n^*(\alpha) &= \arg \sup_n \left\{ \frac{n}{L} \leq \alpha \right\} \end{aligned} \quad (36)$$

と定義する。ただし、 n は自然数である。さらに、 $\hat{\lambda}_i - \varepsilon^k$ 空間上で重点監視集合 $\tilde{\Omega}_\alpha$ の境界を表す曲線

$$\hat{\lambda}_i \hat{\varepsilon}^k = \hat{\lambda}_i^{l(n^*(\alpha))} \quad (37)$$

を臨界基準曲線と呼ぶ。

以上の相対評価モデルを用いて、床版の劣化速度を評価した結果、ある床版の劣化速度が重点監視集合 $\bar{\Omega}_\alpha$,

表-4 目視点検データの概要

総橋梁数	151					
供用開始年	1974~1993					
総径間数	664					
総サンプル数	1,053					
健全度と劣化度の関係	健全度	1(OK)	2(V)	3(IV)	4(III)	5(I-II)
	サンプル数	139	417	142	329	26
	漏水劣化度のサンプル平均値	0.08%	1.26%	3.72%	8.28%	19.00%
	剥離劣化度のサンプル平均値	0.20%	0.47%	0.86%	1.41%	5.72%

あるいは $\tilde{\Omega}_\alpha$ に属することが判明した場合、そのグループに属する床版は何らかの理由で劣化速度が大きいと診断することができる。このような床版に対して、劣化の進行が早い原因に関する橋梁工学的検討を行うことが必要である。このように、目視点検データに基づいて、床版の劣化速度に関する相対評価を実施することにより、重点管理区間を抽出することが可能となる。さらに重点管理集合は補修を優先すべき床版集合であることから、集合内の床版に対して劣化速度に基づく相対的な順位付けを行うことで補修優先順位を決定できる。

5. 適用事例

(1) 目視点検データと対象路線の概要

2.(1)で述べたように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、長年に亘る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モデル化を行った実績はない。本研究では、西日本高速道路(株)が管理する一部の橋梁床版部に対する目視点検データを用いて、混合マルコフ劣化ハザードモデルを推計する。対象とした橋梁と目視点検結果の概要を表-4に示す。

総橋梁数は151橋であり、それらは1974年から1993年にかけて供用が開始されたものである。したがって、2011年時点で最も古い橋梁は供用開始から37年が経過している。各径間は橋梁IDとスパン番号により識別されていることから、任意の橋梁の同一径間を対象とした目視点検の履歴を把握することができる。したがって、取得された目視点検データは径間単位で集計されており、総径間数は664である。得られた目視点検データの総サンプル数は1,053サンプルであった(もちろん、遊離石灰法による目視点検データはこれよりも膨大な数が蓄積されている。本研究では遊離石灰法と劣化度法の両方のデータが揃っているサンプルを抽出した上で、前回点検時点よりも健全度が回復しているサンプルを除外している)。なお、3.(3)で示したように、1サンプルには2回の目視点検データが含まれる。橋梁

によっては複数回目視点検が実施されており、このため総径間数と総サンプル数に差異が生じている。これらのサンプルを遊離石灰法による健全度判定(表-2に基づく)により評価すると、健全度1から順にサンプル数は139, 417, 142, 329, 26となっており、健全度5に達するサンプル数が相対的に少ないことがわかる。

一方、劣化度法に関しては、漏水と剥離に着目した漏水劣化度、剥離劣化度が径間ごとに評価されている。いずれの劣化度も、各径間に占める漏水と剥離の面積率を算出した値である。また、漏水劣化度と剥離劣化度はともに連続量として評価されるが、マルコフ連鎖モデルへの適用に配慮して、独自に多段階の健全度区分を設けた(漏水劣化度のみ、表-3を参照)。この区分においては、健全度5に相当する漏水劣化度を4%以上と設定した。また表-4には遊離石灰法の各健全度に区分されるサンプルに対する漏水劣化度と剥離劣化度の平均値を記載している。これらを確認すると、遊離石灰法で評価された健全度が3から5である場合には、漏水劣化度は3.73%, 8.28%, 19.00%とすでに健全度5(4%以上)相当に達していることが読み取れる。一方で、剥離劣化度は健全度4の段階でも1.41%である。したがって、遊離石灰法による床版の劣化進展過程に対しては、漏水劣化度の方が剥離劣化度よりも相関性が高いことが読み取れる。なお、本研究では事前検討の結果、遊離石灰法による劣化進展過程に有意な影響を及ぼした漏水劣化度のみに着目して、以降の議論を進める。

(2) 条件設定と推計方法

目視点検を通して獲得できる点検サンプル ξ^{k^l} は、1サンプルにつき遊離石灰法の健全度に関するダミー変数 δ^{k^l} 、点検間隔 z^{k^l} 、特性変数 \bar{x}^k という情報を含んでいる。今回の混合マルコフ劣化ハザードモデルの推計に際して、特性変数 \bar{x}^k の候補として、1)径間長、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)床版支間長、8)床版厚、9)主桁高、10)主桁間隔、11)主桁本数という合計11変数を採用した。これらは橋梁台帳や点検台帳といった既存データベースに蓄積されている情報を利用した。ま

表-5 基本モデルの推計結果

健全度	定数項 $\beta_{i,0}$	径間長 $\beta_{i,1}$	凍結防止剤 散布量 $\beta_{i,2}$	標準ハザード率 λ_i	健全度 期待寿命 $1/\lambda_i$
1	-5.12 (-6.18)	4.12 (5.49)	2.90 (3.08)	0.16	6.45
2	-4.70 (-9.85)	2.07 (2.34)	2.51 (5.58)	0.094	10.7
3	-1.33 (-4.69)	-	-	0.27	3.77
4	-9.14 (-7.00)	-	6.00 (4.23)	0.006	173
ϕ	1.88 (2.13)				
対数尤度	-696.7				
AIC	1,411				

注) 径間長の最小値, 平均値, 最大値はそれぞれ 18.5, 40.9, 130(m), 凍結防止剤散布量に関しては, 309.44, 753.9, 1127.81(t/km) である. 標準ハザード率の算出に際しては各特性変数の平均値を用いた. また, 括弧内は t -値を示している.

た, これらは 2) を除いて, 基本的には時不変パラメータである. 多数の特性変数を採用してモデル推計を行うときには, はじめに各特性変数の相関関係を把握する必要がある. 具体的に相関係数を算出したところ, 1) 径間長, 3) 連続径間数, 5) 橋面積, 9) 主桁高, 10) 主桁間隔, 11) 主桁本数の相関係数は 0.40 以上であったので, これらに対しては 1) 径間長を代表とした (詳細な記述は割愛するが 5.(3) の推計において径間長の t -値がそれらの中で最も大きかったこと, 径間長が維持管理の上で把握しやすい指標であることを考慮して選定した). なお, これ以降の分析では特性変数として使用する変数のデータを全サンプルの中のそれぞれの最大値が 1 となるように基準化して用いることとする.

以上の条件の下, 混合マルコフ劣化ハザードモデルを目視点検データを用いて推計する. 既述したように, 本研究では遊離石灰法と漏水劣化度法に基づく目視点検データをそれぞれ 5 段階の健全度で評価している. したがって, 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ハザードモデルを定義することができる. 各健全度に対応する劣化速度を表す混合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, 混合マルコフ劣化ハザードモデルの推計を行った. その中で符号条件を満足し, かつそれぞれの t -値に対して, 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 を上回るものを採用した¹⁶⁾. さらにこのとき, 多変数を同時に考慮した複数の混合マルコフ劣化ハザード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 AIC¹⁷⁾ 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. なお, AIC の算定式は,

$$AIC = -2\ln(\mathcal{L}) + 2\kappa \quad (38)$$

である. ここで, $\ln \mathcal{L}$ は対数尤度, κ は自由パラメータの数を表す.

任意の径間 k の RC 床版に対する混合ハザード率を特性変数を用いて具体的に書き表せば,

$$\lambda_i^k = \exp(\beta_{i,0} + \beta_{i,1}x_1^k + \dots + \beta_{i,n}x_n^k)\varepsilon^k \quad (39)$$

となる. ただし, n は考慮した特性変数の数であり, x_n^k は n 番目の特性変数の値, ε^k は径間 k の異質性パラメータである. ここで, 標準ハザード率を指数関数を用いて定式化していることに留意されたい. これにより, 常にハザード率が正の値を取ることが保証される. さらに標準ハザード率を特性変数の線形和で定義した場合, 対数尤度関数が未知パラメータに関して 1 次同次関数となりパラメータの推計値が発散するという問題が生じる. 指数関数を用いることにより, このような問題にも配慮している. さらに同式の混合ハザード率を用いることにより, 床版個々の劣化速度の相対評価は混合ハザード率の相対比較で実施される. 混合ハザード率を用いた場合, 混合マルコフ劣化ハザードモデルにおいて推計すべき未知パラメータは, 4 段階の健全度ごとに, 定数項と n 個の特性変数それぞれに対する未知パラメータ, 標準ガンマ分布の分散パラメータ ϕ , 全径間数分の異質性パラメータ ε^k となる.

(3) 基本モデルの推計結果

a) 混合マルコフ劣化ハザードモデルの推計結果

遊離石灰法により評価された健全度を用いて推計した混合マルコフ劣化ハザードモデルの最尤推定量 $\hat{\beta}$, $\hat{\phi}$ を表-5 に示す (5.(4) で推計する, 漏水劣化度を考慮した混合マルコフ劣化ハザードモデルと対比するためには本モデルを図-2 に従い基本モデルと称する). 採用された特性変数は, 1) 径間長と 2) 凍結防止剤散布量の 2 変数であった. 特に径間長は劣化過程の初期段階 (健全度 1 と 2) において, 一方で凍結防止剤散布量は劣化過程全般において, それぞれ有意な影響を及ぼす結果となった. これらに関して工学的観点から考察を行う

(ただし、防水層の有無や舗装の状態などに関する情報が一部獲得できなかつたため、客観的な考察には至っておらず、あくまでも実務を通じた考察としてとらえてほしい)。はじめに、今回対象とした床版はコンクリート部材の中でも部材厚が薄く、かつ表面積が大きいことが特徴であり、コンクリート打設後に乾燥収縮によるひび割れが生じやすい。さらに、直接的に作用する輪荷重がひび割れの進展速度を助長する。当然ながら、径間長が増加すると、このような初期ひび割れの発生率が増加し、ひび割れから雨水などの水が入り込む可能性も高まる。遊離石灰析出の原因は主に水の存在であり、このために径間長が初期の劣化(健全度1と2)に影響すると推計されたと考えられる(ちなみに、交通量に関しては対象区間においてほぼ均一であったために当初より特性変数から除外した)。また、凍結防止剤の主成分は塩化ナトリウムであり、塩化ナトリウムはコンクリート内部の鉄筋腐食を促進させる。したがって、鉄筋腐食による体積膨張からコンクリート内部にひび割れが生じ、同時に水が入り込むことによって、遊離石灰の発生を進行させる。したがって、劣化過程全般において凍結防止剤散布量が影響を及ぼすことになる。ただし、健全度1においては、径間長の影響が凍結防止剤散布量の影響よりも強いことがt値から読み取れる。このように混合マルコフ劣化ハザードモデルの推計を通して、劣化要因の影響度や影響を及ぼす段階(健全度)を考察することで、これまで実務的あるいは実験的に指摘されていた劣化の特徴を実証的に分析することが可能となる。

推計された混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いて、径間ごとの特性変数を考慮することにより、それぞれの径間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。同表にはそれぞれの特性変数の平均値を用いて式(31)と(32)により算出した標準ハザード率と当該健全度の期待寿命を併記している。これより、対象道路区間における床版の期待寿命は193.9年(6.45+10.7+3.77+173)であることが理解できる。この点に関して表-2の健全度判定を確認すると、健全度1から4まではパネル別床版の損傷度D以上が判断基準となっているのに対して、健全度5ではB以上が判断基準となっている。したがって、健全度4と5では物理的性能に大きな隔たりがあると考えられる。実際に、表-5においても、健全度4の期待寿命が173年と極めて長い。また、実務的側面から考えても、通常床版の一部が損傷度Bとなった時点で何らかの補修や取り替えが検討される。実際に、当該路線においても、健全度5相当に損傷が到達する以前に補修が実施されている。そのために、ほとんどの床版では健全度5になることはない(表-4中の健全度5のサンプル数は26)。した

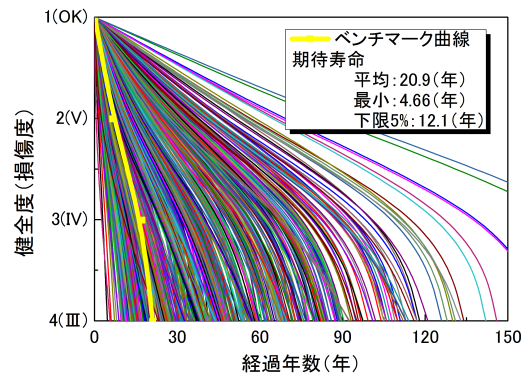


図-4 床版の劣化曲線(基本モデル)

がって、そのような床版が未補修の状態で存在する場合には、技術者によって、健全度5の段階にあっても劣化進行が緩やかであるか、ほぼ停止していると判断されたものに限定される。このような理由から、期待寿命として193.9年という大きい結果が得られていると考えられる。以上のことを勘案し、これ以降では健全度4への到達時点を期待寿命として考えるものとする。なお、劣化が進行した床版、あるいは進行速度が速い床版に対しては適宜補修が実施されるために、上述したように健全度5のサンプルが欠損する。このようにサンプルが欠損することによって生じる推計バイアスを補正する手法もすでに開発されている¹⁵⁾。

b) 異質性を考慮した劣化曲線

表-5の標準ハザード率の算出に際しては、特性変数である径間長と凍結防止剤散布量はともに全サンプルの平均値である40.9(m)と753.9(t/km)を用いた。したがって、径間長と凍結防止剤散布量の値を、分析対象となる床版に関する具体的な値を用いることで、より現実に則した劣化予測を行うことができる。しかし、その一方で既述したように、標準ハザード率を用いた期待劣化パスおよび期待寿命の分析では、特性変数が同一の径間の劣化過程は同一の経路をとらざるを得ない。ところが実務においては、同一の構造特性、使用条件、環境条件であっても、全く異なった劣化過程となる場合も少なくない。そこで個々の径間の劣化過程に介入する異質性を異質性パラメータとして定義し、異質性パラメータ e^k を計量化することで、劣化予測の精緻化を試みる。異質性パラメータ $e^k = 1$ のケースをベンチマーク曲線として、ベンチマーク曲線と、異質性を考慮した各径間の劣化曲線を比較することによって、各径間の劣化速度の相対評価が可能となる。

式(28)に基づき、151橋梁、全664径間の異質性パラメータを推計した。異質性パラメータは不可観測要因による個別径間の劣化特性を表すパラメータであり、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

表-6 漏水劣化度に基づく混合マルコフ劣化ハザードモデルの推計結果

健全度	定数項 $\beta_{i,0}$	径間長 $\beta_{i,1}$	凍結防止剤 散布量 $\beta_{i,2}$	標準ハザード率 λ_i	健全度 期待寿命 $1/\lambda_i$
1	-4.39 (-16.6)	1.33 (2.32)	1.27 (5.02)	0.04	22.6
2	-1.71 (-18.3)	-	-	0.18	5.55
3	-2.04 (-5.28)	-	1.14 (2.28)	0.28	3.63
4	-1.16 (-6.47)	-	-	0.31	3.20
ϕ	7.20 (18.6)				
対数尤度	-1,130				
AIC	2,274				

注) 径間長の最小値, 平均値, 最大値はそれぞれ 18.5, 40.9, 130(m), 凍結防止剤散布量に関しては, 309.44, 753.9, 1127.81(t/km) である. 標準ハザード率の算出に際しては各特性変数の平均値を用いた. また, 括弧内は t -値を示している.

証することができる. 本研究の場合, 異質性パラメータをガンマ分布に従う確率変数と定義したので, ガンマ分布の分散が大きいことは, 採用した特性変数では劣化過程を十分に説明できていない可能性があるとは判断できる. 全橋梁 151 橋に対し, 床版の径間単位での劣化曲線を求めた. すなわち 151 橋の全 664 径間に対して劣化曲線を求めることができる. これらの劣化曲線を一括して図-4 に示す. 黄色の実線は標準ハザード率に基づき算出した劣化曲線であり, ベンチマーク曲線である. 当然ながら, ベンチマーク曲線の期待寿命は表-5 の 20.9 年と一致する. さらに, 期待寿命の最小値は 4.66 年, 下限 5% 値は 12.1 年であった. 以上のように, 全橋梁の全径間において, 特性変数を考慮し, さらに個々の径間の異質性パラメータ ϵ^k を推計することにより, 当該橋梁の劣化過程の実測値に基づいた劣化曲線を獲得できる. また遊離石灰法は現在, 維持管理, 補修を行うための一つの重要な判断基準となっていることから, この推計結果を用いて維持管理, 補修行為に関する意思決定を検討することができる.

(4) 拡張モデルの推計結果

a) 漏水劣化度データを用いた劣化予測

5.(3) では, 混合マルコフ劣化ハザードモデルにより径間単位の床版劣化予測が可能になることを示した. しかし, 基本モデルでは特性変数として径間長と凍結防止剤散布量という同一路線内, あるいは同一橋梁の床版では変動幅が小さい変数が採用された. 実際に径間長は径間が異なっても, 橋梁ごとにほぼ一定となる傾向が高く, 凍結防止剤散布量はインターンごとに一定の値となっている. したがって, 同一橋梁内で径間が異なることに起因する劣化過程の相違は全て異質性パラメータで表現することになる. 目視点検データと整合的な劣化予測を行うことだけが目的であるときには,

基本モデルを用いた場合であっても, ある程度の目的は達成できる. しかしその一方で劣化過程の要因分析を工学的に検討する際, あるいは今後の点検において記録すべき情報を検討する際には, 各径間に固有の詳細な情報を特性変数として積極的に採用し, 劣化予測の結果がどれほど改善し得るのかを確認することが極めて重要な課題となる. 高速道路では, 漏水劣化度法が試行的に一部検討されている. 劣化度法は径間単位で床版の漏水面積率を評価する指標であり, 径間固有の情報を有する. そこで, 漏水劣化度を特性変数として, 5.(3) の混合マルコフ劣化ハザードモデルを拡張モデルとして再度推計することとした. ただし, 漏水劣化度も床版の劣化過程を示す変数であり, 遊離石灰法に基づく劣化予測に特性変数として加えることが適切でない場合もある. このような場合には, 両者の劣化過程の相関関係や階層的關係を表現可能な劣化予測モデルを適用することが望ましいが, 本研究の範囲を超えるために, ここでは漏水劣化度を単に特性変数として考慮するにとどめる. それでも, 漏水劣化度が径間固有の定量的かつ詳細情報であるため, このような情報を考慮することで劣化予測の結果がどの程度改善され得るのかを検討することを通して, 今後新たな情報を点検に加えていくことの工学的意味や価値の評価が明確になると期待できる.

表-4 に示したように, 漏水劣化度が増加すれば, 遊離石灰法に基づく床版の劣化も進行するといった正の相関関係がある. ただし, 漏水劣化度は時間とともに変化する時変パラメータであることに留意が必要である. 例えば, 劣化の進行が極めて早い床版があったとしても, その床版の供用年数が浅ければ漏水劣化度の値は小さく, ひいては標準ハザード率が小さくなるために, その床版の劣化が緩やかになってしまう. その一方で, 劣化の進行が極めて遅い床版であったとしても,

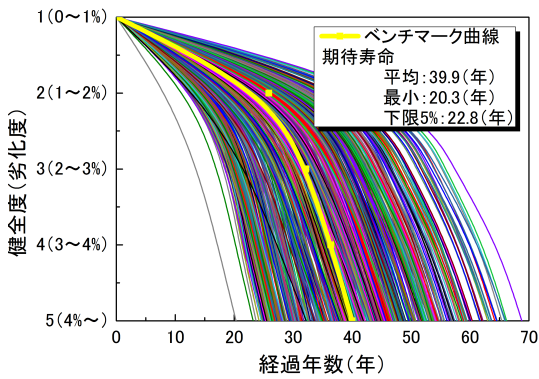


図-5 床版の期待劣化曲線 (漏水劣化度)

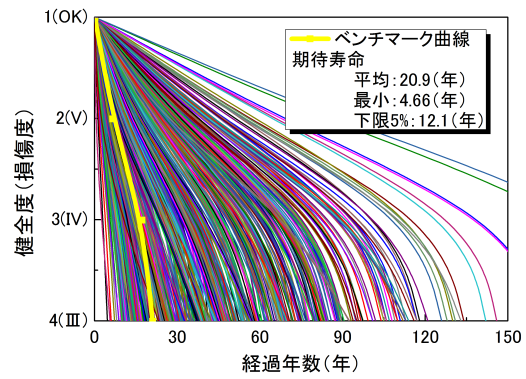


図-6 床版の劣化曲線 (拡張モデル)

供用年数が経過していれば劣化度もそれなりに進行することになり、劣化速度は大きく評価される。また、遊離石灰による劣化が進展していても、防水工等の補修工法により、漏水劣化度の値のみ回復する場合も考えられる。そこで漏水劣化度を時不変的な値に変換して、その値を特性変数として採用することを考えた。

異質性パラメータは全健全度（全劣化過程）を通して床版ごとに不変的な値を取り、かつ劣化に関する速度情報を表す変数である。そこで、漏水劣化度データを単独で用いて、漏水劣化度に基づく床版の劣化予測を行い、径間ごとの異質性パラメータを算出して、その異質性パラメータを特性変数として再度利用することとした。以上の手順は図-2に示した通りである。

漏水劣化度を用いた混合マルコフ劣化ハザードモデルの推計結果を表-6に示す。採用された特性変数は遊離石灰法に基づく混合マルコフ劣化ハザードモデルの推計結果（表-5）と同様に、1) 径間長、2) 凍結防止剤散布量であった。つぎに、各径間の異質性パラメータを推計し、664本の期待劣化パスを算出した。図-5に全ての期待劣化パスを示すが、期待寿命（漏水劣化度が4%に到達する年数）は平均39.9年、最小で20.3年、下限5%で22.8年であった。

b) 漏水劣化度を考慮した劣化予測

算出した漏水劣化度の異質性パラメータの数は径間数と同じ664である。これを特性変数として採用し、遊離石灰法に基づく混合マルコフ劣化ハザードモデルを再推計する。表-7に混合マルコフ劣化ハザードモデル（拡張モデル）のパラメータの最尤推定量 β , ϕ を示す。推計結果を確認すると、漏水劣化度の異質性パラメータに関する $\beta_{i,3}$ の t -値が大きくなっており、健全度1, 2, 3の劣化速度に与える影響が大きいことがわかる。これは遊離石灰を指標とした床版の劣化過程における初期段階で、漏水の影響が大きいことを示唆している。さらに、表-5と比較すると、分散パラメータ ϕ の値が大

きくなっている。これは異質性パラメータの確率分布として仮定したガンマ分布の分散が小さくなっていることを意味し、漏水劣化度の異質性パラメータを特性変数として考慮することで、遊離石灰法による劣化過程の異質性要因が減少したことを示す。さらに、両モデルに対するAICの比較を通して、漏水劣化度異質性パラメータを考慮した拡張モデルが最適モデルであることも理解できる。

つぎに、全664径間の異質性パラメータを推計する。異質性パラメータの最小値は0.13、最大値は1.73であった。これは同一条件下にある床版であったとしても、劣化速度には0.13倍から1.73倍の相違が生じることを示している。なお、これらの相違をもたらす要因に関しては不明である。さらに664径間の床版の期待劣化パスを図-6に示す。期待寿命は平均20.9年、最小で4.66年、下限5%で12.1年であり、図-4と比較すると、期待寿命に明確な差異はない。しかし、漏水劣化度異質性パラメータを特性変数として考慮することにより、各径間の特性と健全度に対する劣化過程を詳細に記述することができる。

このことを確認するために、基本モデルと拡張モデルの推計精度を実際の日視点検データとの比較により検証する。図-7は2径間を有するある橋梁の各径間の床版AとBに対する実際の日視点検データを図示したものである。表-8には対象橋梁に関して、特性変数として採用した径間長、凍結防止剤散布量、漏水劣化度の異質性パラメータを示している。同表より、径間AとBの径間長および凍結防止剤散布量の値はほぼ同一であり、全サンプルの中でも平均的な値である。基本モデルにおいては、異質性パラメータの値が0.896と0.649とわずかに異なっており、この差により劣化過程の相違が表現される。一方拡張モデルにおいては、漏水劣化度異質性パラメータを新たに加えた特性変数と、拡張モデルの異質性パラメータにより劣化過程を表現す

表-7 拡張モデルの推計結果

健全度	定数項 $\beta_{i,0}$	径間長 $\beta_{i,1}$	凍結防止剤 散布量 $\beta_{i,2}$	漏水劣化度 異質性 $\beta_{i,3}$	ハザード率 λ_i	健全度 期待寿命 $1/\lambda_i$
1	-12.1 (-6.43)	4.13 (2.28)	3.83 (3.77)	9.64 (4.20)	0.28	3.55
2	-11.9 (-13.3)	2.55 (2.60)	2.38 (7.77)	9.62 (9.96)	0.08	12.6
3	-6.55 (-6.73)	-	1.49 (4.41)	5.09 (4.71)	0.15	6.52
4	-9.13 (-7.01)	-	6.00 (4.24)	-	0.006	169
ϕ					2.15 (2.41)	
対数尤度					-590.4	
AIC					1,206	

注) 径間長の最小値, 平均値, 最大値はそれぞれ 18.5, 40.9, 130(m), 凍結防止剤散布量に関しては, 309.44, 753.9, 1127.81(t/km), 漏水劣化度異質性パラメータに関しては, 0.621, 0.877, 1.215 である. 標準ハザード率の算出に際しては各特性変数の平均値を用いた. また, 括弧内は t-値を示している.

表-8 同一橋梁 2 スパン概要

	特性変数			異質性パラメータ	
	径間長	凍結防止剤散布量	漏水劣化度異質性パラメータ*	基本モデル	拡張モデル
径間 A	38.0 (上位 55.9 %)	731.06 (上位 54.5 %)	1.076 (上位 9.9 %)	0.896	0.392
径間 B	38.012 (上位 57.1 %)	731.06 (上位 54.5 %)	1.124 (上位 1.6 %)	0.649	0.191

注) *に示す漏水劣化度異質性パラメータは拡張モデル時のみ採用

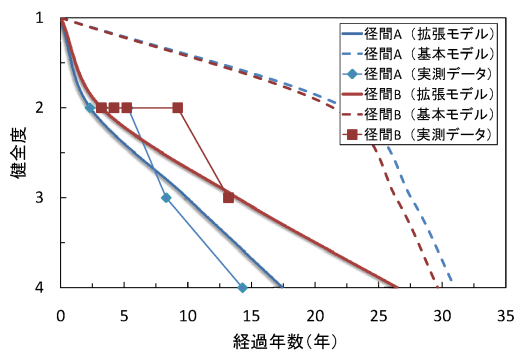


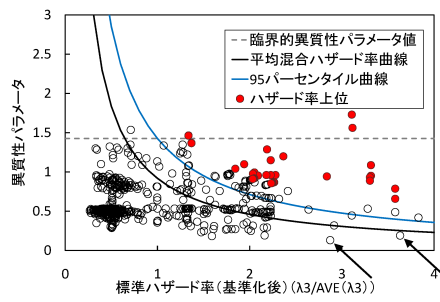
図-7 実測データと劣化予測結果

ることとなる. 本橋は漏水劣化度の異質性パラメータの値が全サンプル中で大きいことが特徴である. 図-7の点線は基本モデルを用いた劣化曲線であり, 異質性パラメータを考慮しているとはいえ, 特性変数(径間長, 凍結防止剤散布量)だけでは, 両床版の劣化過程(実測データ)を捉えることが困難である. 一方で, 漏水劣化度の異質性パラメータを特性変数として採用した拡張モデルでは, 同一条件下にある床版の劣化過程をより多くの要因から捉えることが可能である. したがって漏水劣化度の異質性パラメータを特性変数として採用した拡張モデルの方が, 実際の目視点検データとより整合的である(目視点検データと推計結果の適合度が向上する)ことが理解できる. これは本研究においては, 異質性パラメータを各径間の床版に対して

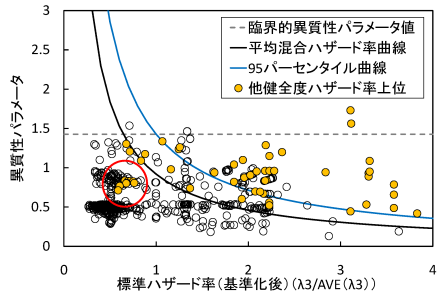
1つしか設定していないことに起因する. すなわち, 各健全度間で生じる劣化速度の異質性を表現できないことが原因である. この問題は, 特性変数を増加する, あるいは各健全度に対して異質性パラメータを設定することで解消できる. 今回のケースにおいては, 拡張モデルは基本モデルよりも特性変数が1つ多いために, 実測した目視点検データとの整合性が高くなったと考えられる. なお, 後者の解決策に関しても理論的には定式化が可能であることから, 今後の課題として検討したいと考えている.

(5) 劣化速度の相対評価

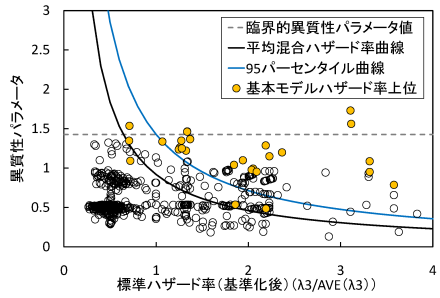
維持管理の実務的立場からは, 劣化進展が著しく速い床版を抽出し, 補修優先順位を計画すること, さらにはその原因を究明することが必要となる. そのためには, 床版の劣化速度(混合ハザード率)の相対評価を行うことが重要である. そこで, 標準ハザード率と異質性パラメータに対する推計値を用いて, 個別床版の劣化速度を相対評価する. 図-8は, 拡張モデルの健全度3における標準ハザード率の推計値 λ_3^k と異質性パラメータ e^k の関係を示している. 両者の積が混合ハザード率に相当する. したがって, 標準ハザード率が大きくなるほど, あるいは異質性パラメータが大きくなるほど, 劣化進展が速い(混合ハザード率が大きい)ことを意味する. 拡張モデルにおいては, 標準ハザード率は径間長, 凍結防止剤散布量, 漏水劣化度の異質性パラメータで構成されるために, 標準ハザード率の増加は, 当該



(a) 拡張モデル, 健全度 3, 混合ハザード率上位



(b) 拡張モデル, 他健全度, 混合ハザード率上位



(c) 基本モデル, 健全度 3, 混合ハザード率上位

図-8 劣化速度の相対評価 (拡張モデル, 健全度 3)

床版が厳しい条件下におかれていることを示している。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と呼ぶ) は $AVE(\hat{\lambda}_3) = 0.19$ である。図-8の横軸は、各床版の標準ハザード率を平均標準ハザード率で基準化した値 $\hat{\lambda}_3^k / AVE(\hat{\lambda}_3)$ を示している。ここで、異質性パラメータの推計値に基づいて、信頼域を 95% とする重点監視集合 $\bar{\Omega}_{0.05}$ を定義する。信頼域を 95% とした場合、臨界的異質性パラメータ値 $\bar{\varepsilon}_{0.05}$ は 1.427 となる。図-8には、臨界的異質性パラメータ値 $\bar{\varepsilon}_{0.05} = 1.427$ を点線で示している。この点線より上方に位置するサンプルが、重点監視集合 $\bar{\Omega}_{0.05}$ として抽出されることになる。

式 (6) に示す通り、径間 k の劣化速度 (混合指数ハザード率) $\hat{\lambda}_k^k$ は、標準ハザード率の推定値 $\hat{\lambda}_k^k$ と異質性パラメータの推定値 $\hat{\varepsilon}^k$ の積で定義される。平均標準ハザード率 ($AVE(\hat{\lambda}_3) = 0.19$) と異質性パラメータの平均値 ($AVE(\hat{\varepsilon}) = 0.62$) の積により、平均混合ハザード率 $AVE(\hat{\lambda}_3) = AVE(\hat{\lambda}_3) \times AVE(\hat{\varepsilon}) = 0.19 \times 0.62 = 0.118$

を定義する。図-8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平均値の積 (平均混合ハザード率) が 0.118 となる曲線を黒い実線で示している。この曲線が健全度 3 における劣化速度のベンチマーク曲線となる。ベンチマーク曲線より上方に位置する床版は、混合ハザード率が全サンプル平均より大きい床版であり、相対的に寿命が短いことを表している。逆に、この曲線より下に位置する床版は相対的に劣化速度が遅く、寿命が長いと評価することができる。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 パーセントタイルの曲線も併せて示している。95 パーセントタイル曲線より上に位置する床版が重点監視集合 $\bar{\Omega}_{0.05}$ に属することになる。同図には特に劣化速度 (混合ハザード率) が大きい上位 30 の床版を赤色で示す。一方、図-8(b)には上述のハザード率の相対評価において、健全度 3 以外 (健全度 1, 2, 4) で混合ハザード率が上位 30 となった径間を黄色で示している。さらに、図-8(c)には基本モデルで混合ハザード率が上位 30 となったものを黄色で示す。両図の黄色に該当する床版のほとんどが平均混合ハザード率曲線 (ベンチマーク曲線) より上方に位置しているが、一部は下方に位置していることが理解できる。これは床版の劣化速度が全ての健全度を通して均一ではない床版も存在することを示している。したがって、健全度 3 のみに着目して補修等の優先順位を決定することはできないものの、その他の健全度、特に健全度 4 の劣化速度も参照して最終的な補修優先順位を立案することが望ましいことを示唆している。例えば、図-8(b)で、赤丸で囲んだ黄色の径間 (9 径間) に着目する。これらはベンチマーク曲線よりも下方に位置している。詳細を確認すると、これらは全て健全度 4 における混合ハザード率が上位 30 となった径間であった。さらに、該当する 9 径間の凍結防止剤散布量は最大値である 1127.81(t/km) であり、凍結防止剤散布量の影響が強い健全度 4 での混合ハザード率において、上位にあがってきたと考えられる。実際に、これらの一部の床版では健全度 4 に到達している床版も存在することから、補修計画立案時には留意が必要である。本適用事例では、信頼域を 95% (管理水準を 5%) に設定しているが、管理者が劣化進展の早い床版の上位 $(1 - \alpha)\%$ を決定することにより、重点的に補修、あるいはモニタリング対象とすべき床版を効率的に抽出することができる。

本研究では一貫して異質性パラメータの多寡を決定する要因を解明することはできないと述べてきた。しかしながら、重点管理集合を抽出し、それらの床版に対して劣化速度が速い要因を工学的に解明していくことで、異質性パラメータを構成する主要因を特定できる可能性がある。また、図-8(a)中に矢印で示した床

表-9 混合ハザード率上位 30 スパン (漏水劣化度異質性パラメータ追加)

橋梁名	上下線	スパン No.	異質性パラメータ	支間長	凍結防止剥散布量	漏水異質性パラメータ	点検年	健全度	混合ハザード率	漏水劣化度(%)	他健全度ハザード率
A	上	2	1.731	40.5	1127.81	1.085	2007	5	1.040	6.79	(1)2(4)
	下	1	1.562	39.95	1127.81	1.086	2007	5	0.940	10.34	(1)2(4)
I	上	1	1.087	33.5	1060.32	1.122	2007	5	0.696	64.39	(1)2(4)
		2	0.951	33.5	1060.32	1.122	2007	5	0.609	47.80	(1)2
		1	0.932	36	1060.32	1.121	2007	4	0.595	23.26	(1)2
		2	0.888	36	1060.32	1.121	2007	5	0.567	53.55	(1)2
K	下	3	1.199	44	873.48	1.100	2008	4	0.548	7.10	(1)2
D	下	1	1.288	37	1127.81	1.001	2007	4	0.544	5.22	(1)2(4)
E	下	1	0.787	31.7	954.48	1.174	2007	4	0.544	16.40	(1)2
U	上	3	0.943	35.5	1127.81	1.063	2007	4	0.517	7.52	(1)2(4)
M	下	1	1.150	31	873.48	1.086	2003	4	0.495	15.10	(2)
E	下	2	0.658	31.7	954.48	1.174	2007	4	0.455	11.98	(1)2
V	上	4	0.961	29.5	1060.32	1.032	2007	5	0.423	14.39	(4)
	下	4	0.961	29.5	1060.32	1.032	2007	5	0.423	21.85	(4)
W	上	1	0.961	40.5	1060.32	1.027	2007	5	0.414	44.31	(1)4
O	上	1	1.099	42.2	786.4	1.081	2003	4	0.412	7.46	(2)
X	下	1	0.961	50.4	1060.32	1.022	2007	5	0.405	38.48	(1)4
H	下	1	0.994	30.95	954.48	1.041	2007	4	0.394	5.13	
A	上	3	0.954	39.95	1127.81	0.990	2007	5	0.385	5.11	
H	下	3	0.978	35	954.48	1.039	2007	4	0.385	8.88	
Y	上	2	0.869	32.5	1060.32	1.031	2007	4	0.380	15.01	
Z	下	1	0.867	33.3	1060.32	1.031	2007	4	0.379	6.52	
B	上	4	1.465	39.5	500.94	1.082	2003	4	0.378	12.64	
		2	1.462	40	500.94	1.082	2003	4	0.377	9.99	
		3	1.462	40	500.94	1.082	2003	4	0.377	7.71	
Z	上	1	0.862	36.3	1060.32	1.029	2007	4	0.374	24.23	
I	下	3	0.860	37	1060.32	1.029	2007	4	0.373	23.49	
AA	上	4	0.858	38.05	1060.32	1.028	2007	4	0.371	8.35	
*Q	下	3	1.041	72	786.4	1.068	2003	4	0.371	4.83	(1)2
I	下	1	0.856	39.5	1060.32	1.027	2007	4	0.369	7.18	

健全度5

補修計画有

補修履歴有

版のように、環境条件が厳しい（標準ハザード率が高い）床版であっても異質性パラメータが小さく、その結果劣化速度が緩やかな床版も存在する。重点管理集合と同様に、このような床版に対して、劣化速度が緩やかな原因を解明することで、新たな長寿命化技術の開発や、長寿命化床版の設計へ貢献することが可能になる。また、目視点検を実施していけば逐次情報が蓄積される。したがって新規情報を追加して以上のようなプロセスを再度実施するといった継続的な努力が必要である。

(6) 補修優先順位と事後評価

混合ハザード率に着目することにより、床版間の劣化速度を相対評価できることを示した。さらに混合ハザード率に基づき、劣化速度の順序を決定することが可能である。これにより、補修の優先順位を定量的に示す一つの基礎的な根拠となり得るものと考えられる。さらに目視点検データは過去からの蓄積情報である。当然、この期間中に補修が実施された床版が存在すれば、当該床版に対する補修前後の点検データが得られる。また、現時点で補修が検討されている床版に対しても点検データの履歴が蓄積されている。したがって、混合ハザード率で評価された劣化速度上位の床版と、過去に補修がなされた床版、現時点で補修が検討されている床版をともにリストアップして、比較することで過去（現時点）の補修に対する意思決定の妥当性を事後的に評価することができる。

具体的に、本適用事例においても、664 径間の床版に

対する劣化速度の順位付けを行う。拡張モデルを用いた際の健全度3に対する劣化速度（混合ハザード率）の上位30の床版を表-9に示す。これらの床版に関しては、劣化速度（混合ハザード率）のみならず、点検を通して得られた情報を網羅的に列挙した。例えば、同表中の黄色帯は床版の補修や取り換えが検討されている径間、青色帯は過去に補修がなされた径間をそれぞれ示している。また、赤字は最新点検年において遊離石灰法の健全度が5の床版である。ただし、健全度5の床版に関しては、剥離や鉄筋腐食などが確認されず、床版として求められる機能が保持されていると判断されたものである。黄色帯と青色帯に相当する床版数は8と5である。さらに、健全度3以外の1, 2, 4で上位30として抽出されたものを同表に示す。健全度1は①、健全度2は②、健全度4は④として標記する。今回健全度3に対する劣化速度（混合ハザード率）の上位30を示したが、他健全度では採用される特性変数とパラメータの最尤推定量により、劣化速度は異なる。本研究では、混合ハザード率を床版の期待寿命に到達するときの劣化速度（健全度3に対する混合ハザード率）で評価しているが、黄色帯の床版はその他の健全度の混合ハザード率上位とも整合的であり、健全度3での相対評価が適切であると考えられる。また、橋梁名に*のあるものはアーチ橋やトラス橋といった特殊橋梁であり、横並びで補修順位を決定することは妥当でないと考えられる。また、同表から読み取れるように、いずれか一つの指標で補修優先順位が決定できるわけではない。従来の補修優先順位や補修実施に関する意思

表-10 混合ハザード率上位 30 スパン (基本モデル)

橋梁名	上下線	スパン No.	異質性パラメータ	支間長	凍結防止剤散布量	点検年	健全度	混合ハザード率	漏水劣化度(%)	他健全度ハザード率
A	上	2	2.37	40.5	1127.81	2007	5	0.629	6.79	(1)(2)(4)
	下	1	1.846	39.95	1127.81	2007	5	0.49	10.34	(1)(2)(4)
B	上	4	1.808	39.5	500.94	2003	4	0.48	12.64	
		2.3	1.807	40	500.94	2003	4	0.479	9.99	
		1.2	1.678	79.1	500.94	2003	4	0.445	7.71	①
C	下	1	1.666	31.498	411.84	2007	4	0.442	19.51	
B	上	2	1.653	84.396	500.94	2003	4	0.438	9.99	①
D	下	1	1.601	37	1127.81	2007	4	0.425	5.22	(1)(2)(4)
E	下	1	1.503	31.7	954.48	2007	4	0.399	7.32	②
F	下	1	1.486	32.332	411.84	2007	4	0.394	8.54	
G	下	3	1.453	27.5	479.4	1999	4	0.386	14.01	
		1	1.45	27.5	479.4	2002	4	0.385	6.14	
H	下	1	1.448	30.95	954.48	2007	4	0.384	5.13	
I	上	2	1.426	33.5	1060.32	2007	5	0.378	47.80	(2)(4)
H	下	3	1.424	35	954.48	2007	4	0.378	8.88	
J	下	2	1.392	34.4	731.06	2008	4	0.369	4.52	
A	下	3	1.381	39.95	1127.81	2007	5	0.366	30.42	(2)(4)
K	下	3	1.343	44	873.48	2008	4	0.356	7.10	
L	下	2	1.33	37	544.5	2003	4	0.353	6.56	
M	下	1	1.324	31	873.48	2003	4	0.351	15.10	
*N	下	3	1.304	33	786.4	2003	4	0.346	2.15	
O	上	1	1.296	42.2	786.4	2003	4	0.344	7.46	
P	上	2	1.271	54.8	644.67	2007	5	0.337	9.57	
J	下	1	1.262	34.4	731.06	2008	4	0.335	5.50	
*Q	下	3	1.261	72	786.4	2003	4	0.335	4.83	(1)(2)
A	上	3	1.253	40.5	1127.81	2007	5	0.332	5.11	(1)(4)
I	上	1	1.22	33.5	1060.32	2007	5	0.324	64.39	(2)(4)
*R	下	3	1.214	84.8	413.82	2009	4	0.322	2.61	
S	上	2	1.204	40	786.4	2003	3	0.32	6.33	
T	上	1	1.198	48.75	479.4	2008	4	0.318	7.15	

健全度5
補修計画有
補修履歴有

決定が点検員や専門技術者の経験的判断に依存せざるを得なかった状況はこのような理由によると考えられる。本提案手法により、これまでの補修実績とある程度整合的な補修優先順位を定量的かつ客観的に検討することは可能である。しかしながら、それ以上に表-9のような最終アウトプットをもとに技術者が議論を交わすことが重要であることは述べるまでもない。

なお、基本モデルに基づく同様の検討結果を表-10に示す。表-9と比較すると、補修や取り換えが検討されている床版が少なくなっていることがわかる。また、他健全度との整合性も低くなっている。このように、特性変数に漏水劣化度の異質性パラメータという径間特有の情報を加えることで、より現実に則した維持管理計画や補修計画などの立案が可能となる。以上のような検討や前節のような検討を行うことで、従来の目視点検に加えてより詳細な情報を取得することの工学的価値を視覚化する形で示すことが可能である。

6. おわりに

西日本高速道路(株)が管理する一部路線の床版に対する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計し、個別床版の劣化過程に介在する異質性を考慮した劣化予測を行った。劣化予測手法そのものに新規性はないものの、床版個々の劣化速度の相対評価を行うとともに、それに基づく補修優先順位の決定手法を提示した。具体的には、遊離石灰法によって評価された健全度を用いて床版の劣化予測を行った結

果、径間長と凍結防止剤散布量が劣化過程に影響を及ぼすことが判明した(基本モデル)。さらに、漏水劣化度という各床版に固有の情報を特性変数として組み入れることでより詳細な劣化予測が可能となる(拡張モデル)。なお、対象とした床版の期待寿命は平均で20.9年、最小で4.66年、下限5%で12.1年であった。さらに、劣化速度の相対評価を実施することにより、重点監視床版を抽出することが可能である。また、過去に補修された床版および今後補修が検討されている床版と、劣化速度の速い床版をそれぞれリストアップして比較したところ、定性的ではあるが両者は概ね整合的であった。特に拡張モデルを用いた場合には、今後補修が検討されている床版(緊急性を要すると判断された床版)が優先順位が上位に集中する結果となり、実務的判断結果との整合性が基本モデルよりも高い結果となった。これまで個々の構造物に対しては補修の優先性や効果を論じた研究はあるものの、管理対象となる構造物群に対するマクロな視点での補修優先順位や効果を論じた研究は皆無である。本研究は目視点検データに基づいて補修優先順位を決定する(補修の妥当性を事後的に評価する)ための体系的な枠組みを構築した。また、劣化予測や補修の優先順位の決定過程を通して、今後の目視点検で蓄積していくべき情報の工学的価値を視覚化する方法論を提案した。

その一方で今後の課題として以下をあげる。一つは補修効果の視覚化である。本研究では径間単位で床版の劣化予測を実施した。目視点検データが蓄積し、複

数回の補修が実施された床版に関するデータが蓄積してくれば、供用開始、あるいは補修直後を初期時点として補修実施を終点とする補修サイクルを異質性パラメータ設定の基本単位とすることが可能となる。同一径間の床版に対して複数の補修サイクルを設定することができれば、各時点での補修により劣化速度がどの程度改善されたか、あるいは改善できなかったかを劣化速度や異質性パラメータの相対比較により定量的に評価することができる。いま一つは、目視点検時に詳細情報を取得することによる効果を経済的側面からも分析することである。詳細情報を追加すれば、劣化予測精度の向上に貢献する。しかし、劣化予測精度の向上がライフサイクル費用に及ぼす影響、すなわちそれに見合う費用対効果を得られるかを検討すること、検討するための方法論を構築しておくことも重要である。

本研究の一部は文部科学省科学技術調整振興費「若手研究者の自立的な研究環境整備促進」事業によって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において実施された。また、アセットマネジメント全般に関して、第一著者は京都大学・小林潔司教授からご指導を賜っている。

参考文献

- 1) 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) 西日本高速道路株式会社：保全点検要領（構造物編），2006.
- 3) 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.

- 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) Lancaster, T.: *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press, 1990.
- 6) Gourieroux, C.: *Econometrics of Qualitative Dependent Variables*, Cambridge University Press, 2000.
- 7) Mikosch, T.: *Non-Life Insurance Mathematics*, Springer, 2000.
- 8) 貝戸清之，小林潔司，加藤俊昌，生田紀子：道路施設の巡回頻度と障害物発生リスク，土木学会論文集 F，Vol.63，No.1，pp.16-34，2007.
- 9) 貝戸清之，起塚亮輔，伊藤哲男，橋爪謙治，出口宗浩：床版かぶりコンクリートの剥離・剥落発生リスクと最適点検政策，土木学会論文集 F4，Vol.68，No.1，pp.11-27，2012.
- 10) 貝戸清之，山本浩司，小濱健吾，岡田貢一，小林潔司：ランダム比例ワイブル劣化ハザードモデル：大規模情報システムへの適用，土木学会論文集 F，Vol.64，No.2，pp.115-129，2008.
- 11) 青木一也，小田宏一，児玉英二，貝戸清之，小林潔司：ロジックモデルを用いた舗装長寿命化のベンチマーキング評価，土木技術者実践論文集，Vol.1，pp.40-52，2010.3
- 12) 森村英典，高橋幸雄：マルコフ解析，日科技連，1979.
- 13) 森棟公夫：計量経済学，東洋経済新報社，1999.
- 14) 岩田暁一：計量経済学，有斐閣，1982.
- 15) 小林潔司，熊田一彦，佐藤正和，岩崎洋一郎，青木一也：サンプル欠損を考慮した舗装劣化予測モデル，土木学会論文集 F，Vol.63，No.1，pp.1-15，2007.
- 16) 飯田恭敬，岡田憲夫：土木計画システム分析，現象分析編，森北出版，1992.
- 17) 坂元慶行，石黒真木夫，北川源四郎：情報量統計学，共立出版，1983.

(2011. 2. 16 受付)

DETERIORATION PREDICTION OF RC SLABS BASED ON THE FREE LIME METHOD AND DECISION MAKING ON THEIR REPAIR PRIORITY

Kiyoyuki KAITO, Taiki FUKUDA, Ryosuke OKIZUKA, Kenji HASHIZUME,
Munehiro DEGUCHI and Kazuaki YOKOYAMA

For expressways, the soundness of bridge RC slabs has been evaluated with the free lime method for many years. In this study, the deterioration of RC slabs is predicted with the data accumulated through visual inspection. In detail, the mixed Markov deterioration hazard model is adopted, and deterioration prediction is conducted, while considering the heterogeneity in the deterioration process of each slab. In addition, the authors suggest a method for determining repair priority based on the relative evaluation of deterioration rate of RC slabs, and empirically discuss the appropriateness of the past repair, by comparing it with actual repair performance qualitatively. Recently, in addition to the free lime method, a method of evaluating the ratios of water leakage and peeled areas is being adopted tentatively. Based on the detailed information on each slab, the authors discuss how much the new method contributes to the improvement in prediction accuracy.