

橋梁の長寿命化を目的とした 点検時における簡易補修の効果の評価

山岸 拓歩¹・二宮 陽平²・貝戸 清之³

¹学生会員 大阪大学 工学部地球総合工学科 (〒 565-0871 吹田市山田丘 2-1)

E-mail: t.yamagishi@civil.eng.osaka-u.ac.jp

²学生会員 大阪大学大学院博士後期課程 工学研究科地球総合工学専攻・独立行政法人日本学術振興会 特別研究員
(〒 565-0871 吹田市山田丘 2-1)

E-mail: y.ninomiya@civil.eng.osaka-u.ac.jp

³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

橋梁の点検時には、長寿命化を目的として簡易補修が実施されることがある。点検時における簡易補修の効果の評価するためには、点検データに基づいて簡易補修が橋梁の長寿命化に貢献していることを定量的に示すことが望ましい。しかしながら、点検データに基づいて簡易補修の効果の評価する手法は数少ない。本研究では、橋梁の目視点検データを分析することにより、点検時における簡易補修の効果の評価する手法を開発する。具体的には、劣化予測のための統計的劣化予測モデルを開発し、簡易補修の実施の有無により生じる劣化過程の差を推計し、比較する。最後に、実際の橋梁に対する点検データに提案した手法を適用した実証分析を通して、本研究の有用性を議論する。

Key Words : temporary repair, life prolongation, Markov deterioration hazard model

1. はじめに

近年、高度経済成長期に数多く建設された社会基盤構造物の老朽化が顕著化しており、構造物の継続的な使用のために適切な維持管理を行うことが強く求められている。特に、橋梁の劣化は我が国の土木分野が抱える重大な課題の一つである。橋梁等の道路構造物に関して、損傷の早期発見や進展の確認を目的に5年に1度以上の頻度で近接目視による定期点検を行うことが道路法施行規則により定められている。定期点検により確認された損傷に対しての補修（以下、本補修）の実施のためには、補修計画の立案等のために数ヶ月程度の時間を要し、かつ本補修のために作業員や機材を再度調達する必要が生じる。しかし、事業費の縮小や少子高齢化の進行により、限られた予算や人員による効率的な維持管理を行うことが求められている現状を踏まえると、全ての損傷に対してこの流れによる補修を実施することは合理的ではない。加えて、本補修の実施までに損傷が進展する恐れがある。そこで橋梁管理者においては、定期点検が損傷に接近できる機会であるとして、定期点検の際に軽微な損傷に対しては簡易的な補修が行われることがある。点検時における簡易補修の実施により、本補修を行う損傷の数の減少に伴う補修コストの削減、補修が行われるまでの時間の短縮による安全性の向上、橋梁の長寿命化等の様々な

効果が期待される。

点検時における簡易補修による橋梁の長寿命化の効果の評価は、膨大に蓄積された実際の点検データを用いて定量的に行うことが望ましい。個別の種類別の損傷に対する補修効果を力学的に検証した研究事例はいくつか報告があるが^{2),3),4)}、全て種類の損傷に対する補修効果を力学的に検証することは非現実的である。また、点検データに基づいて補修一般の効果を実量的に評価した研究は数少なく、効率的な維持管理の実施のために求められているといえる。

以上の問題意識のもと、本研究では点検時における簡易補修に着目し、簡易補修の効果を実量的に評価する手法を提案する。点検データに基づいて、マルコフ劣化ハザードモデル⁵⁾を援用することにより損傷の進展速度を推計し、簡易補修が実施された場合の構造物の劣化シナリオと、実施されなかったと仮定した場合の劣化シナリオをそれぞれ推計する。これらのシナリオを比較することにより、簡易補修を実施したことによる構造物の延命効果の定量的な評価を行う。

以下、2. で本研究の基本的な考え方を述べる。3. で本研究において損傷の進展予測モデルとして用いるマルコフ劣化ハザードモデル⁵⁾の概要を述べる。4. で点検時における簡易補修の延命効果の評価手法について述べる。

2. 本研究の基本的な考え方

(1) 点検時における簡易補修

現在我が国では、橋梁等の道路構造物（以下、構造物）に対して、5年に1度以上の頻度で近接目視による定期点検を実施することが道路法施行規則により定められている。橋梁管理者は、橋梁に対する定期点検の際に確認された損傷に対して、対策の必要性の有無についての判断を行い、対策の必要性が認められた損傷に対しては、補修計画や補修設計に基づいた本補修を実施している¹⁾。しかし、この一連の流れにおいては補修計画の立案等の諸手続きのために数ヶ月程度の時間を要し、かつ本補修のために損傷箇所にも再度接近する必要が生じる。そのため、その場で補修が可能な程度の軽微な損傷に対しては、点検の際に点検作業に影響を与えない範囲での簡易補修が実施されることがある。たとえば、コンクリートのひび割れに対しては表面部分のたたきおとしを行い、鉄筋の防錆処理を施した上で剥落防止スプレアの散布が行われている。また、鋼部材の表面劣化に対しては、浮き錆の除去後にケレンを行い、簡易な防錆塗装が行われている。

点検時における簡易補修の実施により、損傷の発見から補修の実施までに要する時間が短縮される。これにより、補修までに損傷が進展することを防ぐことができるため、構造物の安全性の向上が期待される。また、本補修を行うためには作業員や作業機材の再調達や交通規制の再実施の必要があるため、簡易補修を実施することにより本補修のために再度損傷に接近するためのコストの低減される。加えて、軽微な損傷は点検時における簡易補修として実施が可能な程度の補修で損傷の進行を抑制できるとされているため、構造物の延命効果が期待される。対象を橋梁に限らず、個別の種類別の損傷に対する補修効果に関する研究成果^{2),3),4)}はあるものの、補修一般についての定量的評価は容易ではない。点検時における簡易補修の妥当性の定量的な評価のためにも、簡易補修による構造物の長寿命化の効果を定量的に評価を行うことは望ましい。

(2) 既往研究の概要

個別の種類別の損傷に対する補修効果に関して、力学的な評価を行う研究成果はいくつか報告されている。加藤等²⁾は港湾部に位置するRC構造物を対象に、目視により判定された劣化度と試験により測定された部材の保有性能の結果を用いて、劣化度から保有性能を推定する手法を開発した。仁平等³⁾は構造物の損傷履歴が性能に与える影響について、試験を通して明らかにした。鬼東等⁴⁾は沿岸部に位置するRC構造物を対象に、塩害対策としてコンクリート表面に施工される塗

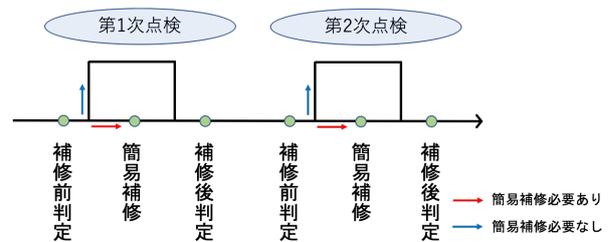


図-1 定期点検の時系列整理

膜の効果の定量的な評価手法を、補修前後の塩化物イオン濃度分布や実際に採取された塗膜の室内試験を通して開発した。これらの研究事例は、いずれも実際の試験により補修効果を力学的に評価するものである。補修効果の評価を力学的な観点から実施することは、実現象を試験により観察するという点から非常に合理的である一方で、全ての種類の損傷に対する効果を力学的に解明することは、時間やコスト等を考慮すると非現実的である。

これらに対して、補修の効果を統計的に考察する研究が行われており、これらは個別の種類別の損傷に対してではなく、構造物全体として寄与される補修効果を明らかにすることを試みるものである。これらの研究のためには、損傷の進展過程を統計的に記述するモデルが求められる。その状態が離散的な健全度として表現されるような損傷の進展予測に対しては、津田等⁵⁾が健全度間の推移にマルコフ性を仮定し、それぞれの健全度における損傷の進展過程を指数ハザードモデルとして表現したマルコフ劣化ハザードモデルを提案した。水谷等⁶⁾はこれを応用した混合マルコフ劣化ハザードモデル⁷⁾を用いることにより、RC床版を対象に補修効果を定量的に評価する手法を開発した。具体的には、補修ターム（補修から次の補修までの期間）ごとに損傷の進展の異質性が存在することを指摘し、補修前後の異質性の相対比較を行うことにより、補修効果を定量的かつ統計的に示した。膨大に蓄積された目視点検データを用いて構造物の劣化過程を記述する確率モデルを推定することにより、LCCの算出や補修施策の決定を精度良くかつ簡便に行うことができ、社会基盤構造物のアセットマネジメントに大きく寄与している。

(3) 劣化シナリオ

橋梁管理者には、定期点検およびその際に実施された簡易補修に関するデータが蓄積されている。点検データを時系列で整理すると図-1となる。解析に用いる点検データは時期の異なる2回の点検に関するものであり、先に実施されたものを第1次点検、後に実施されたものを第2次点検と称することとする。まず、第 l ($l=1,2$)

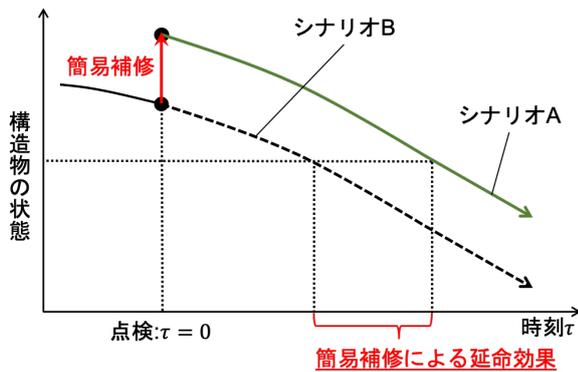


図-2 劣化シナリオ

次点検において補修前判定が行われ、判定が記録される。補修前判定によって簡易補修を実施するべきであると判断された損傷に対しては、簡易補修が実施された後に補修後判定が行われ、判定が記録される。また、補修前判定によって簡易補修を実施する必要がないと判断された損傷に対しては、簡易補修は実施されず、便宜上補修後判定として補修前判定と同じ判定が記録される。本研究において点検時における簡易補修の延命効果の評価を行うために、図-2のように簡易補修が実施された場合の構造物の劣化過程（以下、シナリオ A）と、簡易補修が実施されなかったと仮定した場合の劣化過程（以下、シナリオ B）を推計する。実際の目視点検データに基づいてそれぞれのシナリオを推計し、これらの比較を行うことにより延命効果の評価を行う。シナリオの推定に際して、損傷の進展がマルコフ劣化ハザードモデル⁵⁾により記述されるとして、第1次点検と第2次点検の間で観測された損傷の進展に関する情報を用いて損傷の進展速度を推計する。そして、第1次点検に関するデータを用いて、第1次点検における簡易補修前および補修後の構造物の状態に関する情報を取得する。

シナリオ A の推計にあたっては、点検データより推計された損傷の進展速度および第1次点検における簡易補修後の構造物の状態に関する情報を用いる。使用する点検データには、実際に点検時における簡易補修が実施された構造物に関する点検の記録がなされているため、推計された損傷の進展速度は、簡易補修が実施された場合の進展速度であるといえる。そのため、簡易補修後の構造物の状態に対して推計された進展速度を適用することにより、シナリオ A の推計を行うことができる。

一方、シナリオ B は点検時における簡易補修が実施されなかったと仮定した場合の構造物の劣化過程であるため、推計された進展速度をシナリオ B の推計に適用するには注意が必要である。つまり、簡易補修の

実施により損傷の進展速度が変化する可能性があるということである。実際、補修の実施により損傷の進展速度が変化する検証に関する研究事例は報告されている⁶⁾。しかし本研究においては、簡易補修として行われる補修が簡素である点を踏まえ、点検時における簡易補修の実施により損傷の進展速度は変化しないと仮定する。よって、推計された進展速度はシナリオ A の推計のみならず、シナリオ B の推計にも有効であるとする。シナリオ B の推計にあたっては、推計された進展速度および第1次点検における簡易補修前の構造物の状態に関する情報を用いる。簡易補修前の構造物の状態に対して推計された進展速度を適用することにより、シナリオ B の推計を行うことができる。

推計された2つのシナリオ A, B に対して、構造物がある状態まで劣化するために要する時間をそれぞれ算出し、その差が点検時における簡易補修を実施したことにより得られた構造物の延命効果であると考え。この意味での延命効果の定量的な評価が本研究の目的である。

3. 劣化予測モデル

(1) マルコフ連鎖

本節では、次節におけるマルコフ劣化ハザードモデルの定式化に先立ち、本研究におけるマルコフ連鎖の適用について述べる。対象とする損傷は、その状態が離散的な $I(I \in \mathbb{N})$ 段階の損傷ランク ($1 \sim I$) として判定されるとする。ただし、損傷ランクはその値が大きいほど悪い状態を表すとする。また、時刻 $\tau(\tau \in \mathbb{R})$ における損傷ランクを $h(\tau)$ と表すとし、時刻 τ において損傷ランクが $i(i = 1, \dots, I)$ であった場合は $h(\tau) = i$ と表される。以下、2つの時刻間 $\tau, \tau + z(z > 0)$ における損傷ランクの推移確率について考える。 $\tau, \tau + z$ はいずれも点検時刻を表し、これらの時刻においてのみ損傷ランクが点検により直接観測できるとする。マルコフ推移確率 $\pi_{ij}(z)(i, j = 1, \dots, I)$ は $h(\tau) = i$ が生じた条件の下で、 $h(\tau + z) = j$ が生じる条件付き確率として定義され、推移確率が τ 以前の進展過程によらないという点においてマルコフ性を有し、

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

として与えられる。これを組 $(i, j)(i, j = 1, \dots, I)$ について求めたものを i 行 j 列成分に配置した I 次正方行列がマルコフ推移行列

$$\mathbf{\Pi}(z) = \begin{pmatrix} \pi_{11}(z) & \cdots & \pi_{1I}(z) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \pi_{I1}(z) & \cdots & \pi_{II}(z) \end{pmatrix} \quad (2)$$

である。一般に、社会基盤構造物に関して $\pi_{ij}(z)$ について以下の性質が成り立つ、

$$\begin{cases} 0 \leq \pi_{ij}(z) \leq 1 & (i \leq j) \\ \pi_{ij}(z) = 0 & (i > j) \\ \pi_{II}(z) = 1 \\ \sum_{j=i}^I \pi_{ij}(z) = 1 \end{cases} \quad (3)$$

式 (3) の第二式に関しては、社会基盤構造物は補修が施されない場合は経年により劣化が進行し、自然に状態が回復しないということを表す。第三式に関しては、損傷ランク I が社会基盤構造物におけるマルコフ連鎖の吸収状態であることを表す。第四式に関しては、 $h(\tau) = i$ が生じた場合、 $h(\tau + z) = j (j = i, \dots, I)$ は互いに排反であり、かつそのいずれか 1 つのみが必ず生起するというを表す。

(2) マルコフ劣化ハザードモデル

本節では、本研究で損傷の進展の様子を記述するモデルとして用いるマルコフ劣化ハザードモデルの定式化を行う。読者の便宜を図るため概要を述べるに留めるが、詳細に関しては参考文献^{5),8)}を参照されたい。損傷の進展の過程がマルコフ劣化ハザードモデルにより記述されると仮定する。損傷ランク $i (i = 1, \dots, I)$ の開始時刻を τ_{i-1} とし、損傷ランク $i (i = 1, \dots, I-1)$ の寿命 $\tau_i - \tau_{i-1}$ を確率変数 $Z_i (Z_i \in [0, \infty))$ と表す。また、 Z_i が従う確率分布の確率密度関数、分布関数、生存関数それぞれ $f_i(\zeta_i), F_i(\zeta_i), S_i(\zeta_i)$ とする。ここに

$$F_i(\zeta_i) = \int_0^{\zeta_i} f_i(\zeta'_i) d\zeta'_i \quad (4)$$

$$S_i(\zeta_i) = 1 - F_i(\zeta_i) \quad (5)$$

である。また、式 (4)、式 (5) を ζ_i で微分することにより

$$\frac{d}{d\zeta_i} S_i(\zeta_i) = -f_i(\zeta_i) \quad (6)$$

が得られる。また、 ζ_i まで損傷ランク i が継続した条件の下で、次の瞬間に損傷ランクが $i+1$ に推移する条件付き確率をハザード関数 $\lambda_i(\zeta_i)$ と表す。 $\lambda_i(\zeta_i)$ の定義は

$$\lambda_i(\zeta_i) = \lim_{d\zeta'_i \rightarrow 0} \frac{\text{Prob}[\zeta_i \leq Z_i < \zeta_i + d\zeta'_i | Z_i \geq \zeta_i]}{d\zeta'_i} \quad (7)$$

であり、若干の計算により

$$\lambda_i(\zeta_i) = \frac{f_i(\zeta_i)}{S_i(\zeta_i)} \quad (8)$$

となる。 $\lambda_i(\zeta_i)$ の選び方により様々なハザードモデルを提案できるが、マルコフ劣化ハザードモデルにおいては $\lambda_i(\zeta_i)$ として ζ_i によらない定数であるハザード率

$$\lambda_i(\zeta_i) = \theta_i \quad (9)$$

を採用する。ただし、 $\theta_i > 0$ である。式 (6)、式 (8)、式 (9) より微分方程式

$$\frac{d}{d\zeta_i} S_i(\zeta_i) = -\theta_i S_i(\zeta_i) \quad (10)$$

が得られ、これを $S_i(0) = 1$ を用いて解くと

$$S_i(\zeta_i) = \exp(-\theta_i \zeta_i) \quad (11)$$

となる。また、式 (5)、式 (8)、式 (11) より

$$f_i(\zeta_i) = \theta_i \exp(-\theta_i \zeta_i) \quad (12)$$

$$F_i(\zeta_i) = 1 - \exp(-\theta_i \zeta_i) \quad (13)$$

が得られる。

ここで、 $h(\tau) = i (i = 1, \dots, I-1)$ が生じた条件の下で、 $h(\tau + z) = i$ が生起する条件付き確率を求め、この確率は、損傷ランクが i となってから $\tau - \tau_{i-1}$ 以上の間損傷ランクが i で継続した条件の下で、損傷ランクが i となってから $\tau + z - \tau_{i-1}$ 以上の間損傷ランクが i で継続する条件付き確率として与えられる。これはマルコフ推移確率 $\pi_{ii}(z)$ にほかならない。式 (11) を用いて

$$\begin{aligned} \pi_{ii}(z) &= \text{Prob}[Z_i \geq \tau + z - \tau_{i-1} | Z_i \geq \tau - \tau_{i-1}] \\ &= \frac{\text{Prob}[Z_i \geq \tau + z - \tau_{i-1}]}{\text{Prob}[Z_i \geq \tau - \tau_{i-1}]} \\ &= \frac{S_i(\tau + z - \tau_{i-1})}{S_i(\tau - \tau_{i-1})} = \exp(-\theta_i z) \end{aligned} \quad (14)$$

と求まる。つまり、マルコフ劣化ハザードモデルにおいて、 τ から $\tau + z$ にわたって損傷ランクが i のまま継続する確率は、ハザード率 θ_i および τ と $\tau + z$ の差である z のみにより記述される。

以上の議論を拡張することにより、 $h(\tau) = i (i = 1, \dots, I-1)$ が生じた条件の下で、 $h(\tau + z) = j (j = i, \dots, I)$ が生起する条件付き確率 $\pi_{ij}(z)$ は

$$\begin{aligned} \pi_{ij}(z) &= \sum_{k=i}^j \prod_{m=i}^{k-1} \frac{\theta_m}{\theta_m - \theta_k} \prod_{m=k}^{j-1} \frac{\theta_m}{\theta_{m+1} - \theta_k} \exp(-\theta_k z) \end{aligned} \quad (15)$$

と表される。ただし、表記の規則として

$$\begin{cases} \prod_{m=i}^{k-1} \frac{\theta_m}{\theta_m - \theta_k} = 1 & (k = i \text{ のとき}) \\ \prod_{m=k}^{j-1} \frac{\theta_m}{\theta_{m+1} - \theta_k} = 1 & (k = j \text{ のとき}) \end{cases} \quad (16)$$

とする。式 (16) の規則により式 (14) の結果は式 (15) の結果に含まれる。

4. 簡易補修の延命効果の評価手法

(1) 評価手法の概要

本章では、本研究で用いる点検時における簡易補修の延命効果の評価する手法について述べる。本評価は、実際に蓄積された点検データの記録に基づいて行

われる。記録された損傷数は $K(K \in \mathbb{N})$ とし、損傷 $k(k = 1, \dots, K)$ について時刻 $\tau_l^k(l = 1, 2, \tau_1^k < \tau_2^k)$ において第 l 次点検が行われたとする。また、それぞれの点検においては補修前判定、必要に応じた簡易補修、補修後判定が行われ、補修前判定として損傷ランク $h(\tau_l^k)_{pre}(h(\tau_l^k)_{pre} = 1, \dots, I)$ が記録されたとする。補修前判定によって簡易補修を行うべきであると判断された場合は簡易補修が実施され、その後補修後判定として損傷ランク $h(\tau_l^k)_{post}(h(\tau_l^k)_{post} = 1, \dots, I)$ が記録されたとする。ここに、損傷 k に対する第 l 次点検に関して

$$\begin{cases} \text{簡易補修実施} \Rightarrow h(\tau_l^k)_{pre} \leq h(\tau_l^k)_{post} \\ \text{簡易補修不実施} \Rightarrow h(\tau_l^k)_{pre} = h(\tau_l^k)_{post} \end{cases} \quad (17)$$

が成り立つ。

構造物全体の状態を表す指標として状態ベクトル $\mathbf{v}(t)$ および累積状態ベクトル $\mathbf{w}(t)$ を導入する。 $\mathbf{v}(t), \mathbf{w}(t)$ はいずれも I 次行ベクトルである。 $\mathbf{v}(t)$ の第 $i(i = 1, \dots, I)$ 成分 $v_i(t)$ は時刻 t における損傷ランクが i である損傷の全損傷に対する割合を表し、 $\mathbf{w}(t)$ の第 i 成分 $w_i(t)$ は時刻 t における損傷ランクが i 以上である損傷の全損傷に対する割合を表す。定義より

$$\sum_{i=1}^I v_i(t) = 1 \quad (18)$$

$$w_i(t) = \sum_{k=i}^I v_k(t) \quad (19)$$

である。期間 $z(z > 0)$ における損傷の損傷ランクの推移を表すマルコフ推移行列 $\mathbf{\Pi}(z)$ の i 行 j 列成分であるマルコフ推移確率 $\pi_{ij}(z)(i \leq j)$ は、期間 z に損傷ランクが i から j に推移する確率であるので、行ベクトル $\mathbf{v}(t)\mathbf{\Pi}(z)$ の第 i 成分

$$\sum_{k=1}^i v_k(t)\pi_{ki}(z) \quad (20)$$

は時刻 $t+z$ における損傷ランクが i である損傷の全損傷に対する割合を表し、これは $v_i(t+z)$ に等しい。これを全ての i について考えることにより

$$\mathbf{v}(t+z) = \mathbf{v}(t)\mathbf{\Pi}(z) \quad (21)$$

が成り立つ。

点検時における簡易補修の延命効果の検証にあたって、2つのシナリオ A, B の作成およびその推計を行う。シナリオ A は点検時における簡易補修が実施された場合の構造物の劣化過程を表した劣化シナリオである。また、シナリオ B は点検時における簡易補修が実施されなかったと仮定した場合の劣化過程を表した劣化シナリオである。いずれのシナリオも時刻 0 を始点とし、それぞれのシナリオにおいてある時刻における構造物の状態は、それぞれの状態ベクトルおよび累積状態ベク

トルを以って評価するとする。本研究においてそれぞれのシナリオを推計することは、それぞれのシナリオにおける状態ベクトルおよび累積状態ベクトルを推計することにほかならない。

まず、4.(2) に記す手法により、点検データに基づいて損傷の進展速度を表すマルコフ推移行列 $\mathbf{\Pi}(z)$ を推計する。続いて、4.(3) に記す手法により、点検データに基づいて時刻 0 における状態ベクトル $\mathbf{v}_a(0), \mathbf{v}_b(0)$ を算出し、これらを初期状態ベクトルと称することとする。そして、点検データから得られた初期状態ベクトルとマルコフ推移行列から、時刻 $t(t > 0)$ における状態ベクトル $\mathbf{v}_a(t), \mathbf{v}_b(t)$ および累積状態ベクトル $\mathbf{w}_a(t), \mathbf{w}_b(t)$ の推計を行う。最後に、4.(4) に記す手法により、それぞれのシナリオにおいて損傷ランクが $i(i = 1, \dots, I)$ 以上である損傷の全損傷に対する割合が $r(0 < r < 1)$ となるまでに要する時間差 $\delta_i(r)$ は、点検時における簡易補修の実施により生じたものであるとして延命効果の推計を行う。

(2) マルコフ推移行列の推計

点検データに基づいて損傷の進展速度を表すマルコフ推移行列を推計する。損傷の進展過程がマルコフ劣化ハザードモデルにより記述されるとする。つまり、期間 $z(z > 0)$ において損傷ランクが $i(i = 1, \dots, I-1)$ から $j(j = i, \dots, I)$ に推移する確率は式 (15) と記述される。損傷ランク $i(i = 1, \dots, I-1)$ におけるハザード率 $\theta_i(\theta_i > 0)$ をパラメータ $\beta_i(\beta_i \in \mathbb{R})$ を用いて

$$\theta_i = \exp(\beta_i) \quad (22)$$

と表すとする。これは、 $\theta_i > 0$ を保証する操作である。損傷ランク I は社会基盤構造物におけるマルコフ推移過程の吸収状態なので $\theta_I = 0$ であるため、便宜上 $\beta_I = -\infty$ とする。 $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \dots, \beta_I)$ とまとめる。マルコフ推移行列の推計は、点検データに基づいてパラメータの組 $\boldsymbol{\beta}$ の推計を行うことにより行われる。ここで、ダミー変数 δ_{ij}^k を導入し

$$\delta_{ij}^k = \begin{cases} 1 & h(\tau_1^k)_{post} = i, h(\tau_2^k)_{pre} = j \text{ のとき} \\ 0 & \text{上記以外のとき} \end{cases} \quad (23)$$

と定義する。また、

$$z^k = \tau_2^k - \tau_1^k \quad (24)$$

と定めると、損傷 k が有する情報は $\xi^k = (\delta_{ij}^k, z^k)$ と整理できる。ただし、「 \cdot 」は実際に得られた点検データであることを表す。損傷 k に関して、 $h(\tau_1^k)_{post}$ から $h(\tau_2^k)_{pre}$ にかけての損傷ランクの推移は、この間に補修が行われていないため自然な劣化によるものといえる。そこで、 K 個の損傷の進展過程が互いに独立な事象であると仮定すれば、 K 個の損傷ランクの推移の同

時生起確率密度を表す尤度関数は

$$\begin{aligned} \mathcal{L}(\boldsymbol{\beta}) &= \prod_{k=1}^K \text{Prob}[h(\tau_1^k)_{post}, h(\tau_2^k)_{pre} | \xi^k] \\ &= \prod_{i=1}^{I-1} \prod_{j=i}^I \prod_{k=1}^K \pi_{ij}(\bar{z}^k | \boldsymbol{\beta})^{\delta_{ij}^k} \end{aligned} \quad (25)$$

と定式化できる。

本研究ではパラメータの組 $\boldsymbol{\beta}$ の推計にあたって、 $\boldsymbol{\beta}$ の事前分布として無情報事前分布を仮定したベイズ推定を行い、 $\boldsymbol{\beta}$ の事後分布を MCMC 法によるサンプリングにより行う。事後分布のサンプリング点列の期待値 $\mu(\boldsymbol{\beta})$ を用いてマルコフ推移行列 $\boldsymbol{\Pi}(z)$ を求める。なお、これによる $\boldsymbol{\Pi}(z)$ は期間 z の関数である。

(3) 状態ベクトルおよび累積状態ベクトルの推計

初期状態ベクトル $\mathbf{v}_a(0), \mathbf{v}_b(0)$ は点検データに基づいて具体的に算出可能である。 $\mathbf{v}_a(0)$ の第 i ($i = 1, \dots, I$) 成分 $v_{a_i}(0)$ は第 1 次点検の補修前判定において損傷ランクが i である損傷の全損傷に対する割合、 $\mathbf{v}_b(0)$ の第 i 成分 $v_{b_i}(0)$ は第 1 次点検の補修後判定において損傷ランクが i である損傷の全損傷に対する割合である。つまり

$$v_{a_i}(0) = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K \&(h(\tau_1^k)_{pre} = i) \quad (26)$$

$$v_{b_i}(0) = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K \&(h(\tau_1^k)_{post} = i) \quad (27)$$

とかける。ただし、 $\&$ は引数の論理式が真である場合は 1 を、偽である場合は 0 を返す関数とする。

続いて、それぞれのシナリオにおける状態ベクトル $\mathbf{v}_a(t), \mathbf{v}_b(t)$ ($t > 0$) の推計を行う。式 (21) において $t = 0$ を代入すると

$$\mathbf{v}(z) = \mathbf{v}(0)\boldsymbol{\Pi}(z) \quad (28)$$

となり、さらに $z = t$ を代入すると

$$\mathbf{v}(t) = \mathbf{v}(0)\boldsymbol{\Pi}(t) \quad (29)$$

となる。式 (26)、式 (27) の結果を式 (29) における初期状態ベクトル $\mathbf{v}(0)$ として適用し、また **4.(2)** において期間 t に対するマルコフ推移行列 $\boldsymbol{\Pi}(t)$ を算出することにより、状態ベクトル $\mathbf{v}_a(t), \mathbf{v}_b(t)$ が求まる。またこの結果を式 (19) に適用することにより、累積状態ベクトル $\mathbf{w}_a(t), \mathbf{w}_b(t)$ が求まる。

(4) 延命効果の推計

本研究における点検時における簡易補修の延命効果は、シナリオ A およびシナリオ B において、ある状態まで劣化するために要する時間の差として定義する。その基準となる状態は、 r ($0 < r < 1$) に対して、損傷ランクが i ($i = 1, \dots, I$) 以上である損傷の全損傷に

対する割合が r となるととする。この差は、点検時における簡易補修を実施したことにより生じた差であるといえる。そこで、**4.(1)~4.(3)** で述べた手法により推計された累積状態ベクトル $\mathbf{w}_a(t), \mathbf{w}_b(t)$ の第 i 成分 $w_{a_i}(t), w_{b_i}(t)$ に着目する。これらはそれぞれのシナリオにおいて、時刻 t における損傷ランクが i 以上であるものの割合を表す。ここで、実数 r ($0 < r < 1$) に対して $w_{a_i}(t) = r, w_{b_i}(t) = r$ となる時刻をそれぞれ $w_{a_i}^{-1}(r), w_{b_i}^{-1}(r)$ とすると、これらはそれぞれのシナリオにおいて損傷ランクが i 以上であるものの割合が r となるまでに要する時間となる。そして、これらの差を

$$\delta_i(r) = w_{a_i}^{-1}(r) - w_{b_i}^{-1}(r) \quad (30)$$

とし、 $\delta_i(r)$ を点検時における簡易補修による延命効果と算出する。

5. おわりに

なお、本研究で提案した方法論を実在する社会基盤施設の点検データに適用した実証分析に関しては、研究発表会当日に発表する予定である。

謝辞：本研究の一部を実施するあたり、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る。

参考文献

- 1) 阪神高速道路株式会社, 阪神高速技術株式会社:道路構造物の点検要領. 2018
- 2) 加藤絵万, 川端雄一郎, 岩波光保, 横田弘:港湾 RC 構造物の確率論に基づく保有性能評価の試行, 土木学会論文集 E2, Vol.67, No.1, pp.150-159, 2011.
- 3) 仁平達也, 渡辺忠明, 滝本和志, 笹谷輝勝, 土屋智史, 原夏生, 谷村幸裕, 岡本大:損傷履歴を考慮した修復部材の性能評価に関する一考察, 土木学会論文集 E, Vol.65, No.4, pp.490-507, 2009.
- 4) 鬼東俊一, 瀬下雄一, 中川貴之, 堤智明, 岩波光保:塩害劣化した鉄筋コンクリートに対する補修効果の定量評価に関する研究, 土木学会論文集 E, Vol.62, No.4, pp.832-843, 2006.
- 5) 津田尚嵐, 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.
- 6) 水谷大二郎, 貝戸清之, 小林潔司:階層ベイズ法による補修効果の事後評価, 土木学会論文集 F4, Vol.69, No.3, pp.204-221, 2013.
- 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) 小林潔司, 小濱健吾:リスク・アセットマネジメントのための統計数理, 電気書院, 2019