

社会基盤施設の集計的リスク評価

田中 晶大¹・水谷 大二郎²・小濱 健吾³・貝戸 清之⁴

¹学生会員 大阪大学大学院工学研究科 地球総合工学専攻 (〒 565-0871 吹田市山田丘 2-1)

E-mail:a.tanaka@civil.eng.osaka-u.ac.jp

²学生会員 大阪大学大学院工学研究科 地球総合工学専攻 (〒 565-0871 吹田市山田丘 2-1)

ETH Zürich, Institute of Construction and Infrastructure Management (8093 Zürich, Switzerland)

E-mail:d-mizutani@civil.eng.osaka-u.ac.jp

³正会員 大阪大学特任准教授 大学院工学研究科 NEXCO 西日本高速道路学共同研究講座 (〒 565-0871 吹田市山田丘 2-8)

E-mail:k-obama@civil.eng.osaka-u.ac.jp

⁴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

社会基盤施設の維持管理業務では、点検・評価を行う最小単位（以下、点検単位）と補修を実施する最小単位（以下、補修単位）が異なる場合がある。本研究では、点検単位で獲得された複数の健全度に基づき、補修単位の劣化状態を評価するための集計的劣化過程モデルを提案する。具体的には、点検単位での施設の劣化過程を表すマルコフ連鎖モデルを用いて、補修単位内の健全度のパターンの生起確率を多項分布で表現した確率過程モデルを提案する。これにより、点検単位の情報の欠落を防ぎつつ、補修単位でのリスク管理指標を定義し、補修単位内の点検単位数を考慮した補修単位での相対的劣化評価を行うことが可能となる。

Key Words : *comprehensive deterioration evaluation, deterioration modeling, Markov chain, multinomial distribution, RC slab, assetmetrics*

1. はじめに

現在、東日本高速道路会社、中日本高速道路会社、西日本高速道路会社（以下、NEXCO3社）が管理する高速道路の橋梁の総延長は約 1,200km に到達している。平成 24 年度末には、供用後 30 年以上の橋梁の総延長が全体の約 4 割となり、経年に伴う老朽化が顕在化してきている。NEXCO3 社は、利用者に対して安全かつ快適な道路サービスを提供する必要があるため、橋梁の主要部材である RC 床版を対象に、劣化の進展した RC 床版に対しては、径間単位での RC 床版の大規模更新を検討している。RC 床版の大規模更新費用やそれに伴う通行規制を考慮した場合、RC 床版の効率的な大規模更新計画の立案が重要となる。そこで NEXCO3 社では、現時点における床版の損傷度に基づき大規模更新の優先順位付けを実施している¹⁾。

また、従来より NEXCO3 社では、RC 床版を維持管理する上で、点検を通して損傷度を評価し、補修の要否に関する意思決定を行ってきた。しかし、この際、点検により損傷度評価がなされる単位（以下、点検単位）と補修を実施する最小単位（以下、補修単位）が異なる場合がある。特に、本研究では複数の点検単位で 1 つの補修単位が構成されるような RC 床版を考える。本研究で着目する橋梁 RC 床版は 1 スパンが複数のパネルで構成され、点検はパネル単位（点検単位）で、補修

はスパン単位（補修単位）で実施される。このように点検単位と補修単位に相違がある場合、一般的には点検単位で記録された点検データを補修単位で代表値化（例えば、補修単位内で最も劣化が進行した点検データを代表値として選定）することになる。しかし、この方法では補修単位より詳細な点検単位で獲得した点検データの大半の情報が欠損してしまい、点検単位の情報を補修単位で明確に表現しきれていない。このような状況で獲得された情報を最大限に利用するための方法として、点検単位で劣化予測を行い、その結果を補修単位に集計化した後に補修単位で評価を行う手法が考えられる。

以上の問題意識の下で、本研究では RC 床版の劣化総合評価のための集計的劣化過程モデルを提案する。具体的には、パネル単位で離散的な損傷度（以下、パネル健全度）が観測された場合を対象に、スパン内のパネル健全度ごとのパネル数の時間的推移を確率過程モデルにより表現する。はじめに、マルコフ劣化ハザードモデルを用いてパネル単位で劣化予測を行い、推定されたマルコフ推移確率を用いて任意の時点のスパン単位での複数個の健全度の同時生起確率を多項分布で表現した確率過程モデルを集計的劣化過程モデルとして提案する。さらに、集計的劣化過程モデルに基づき設定されたリスク管理指標をもとに、スパン単位での優先順位付けに対して有益な情報を提供する。以下、2.

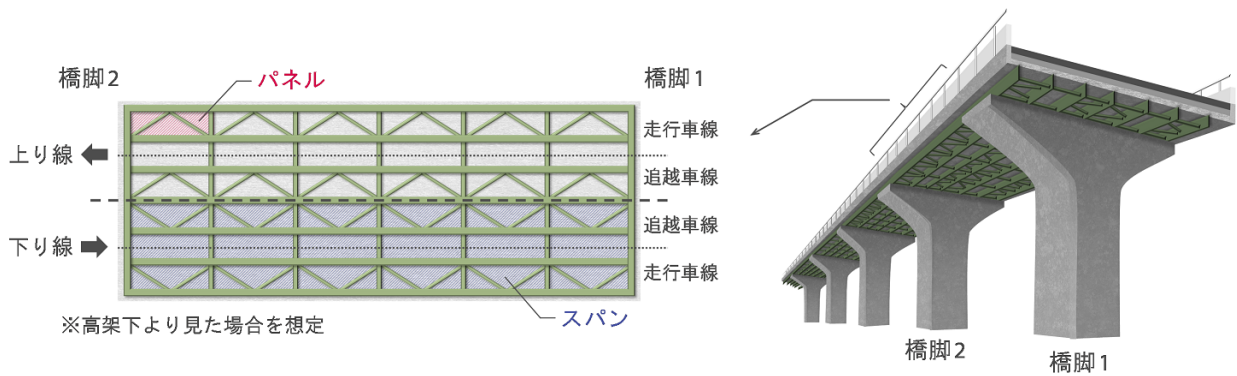


図-1 RC床版の構成

で本研究の基本的な考え方を述べる。3.で劣化予測モデルを説明する。4.で劣化総合評価のための集計的劣化過程モデルを定式化し、同モデルを用いて定義されたりリスク管理指標に基づいた相対的劣化評価手法を提案する。

2. 本研究の基本的な考え方

(1) 既往研究の概要

a) 劣化予測モデル

社会基盤施設の劣化予測手法は、力学的手法²⁾⁻⁵⁾、統計的手法など多岐に亘り存在する。その中でも、本研究では、点検データを用いた統計的手法を採用する。統計的劣化予測手法に関して、近年、多様な劣化予測モデルが提案されている⁶⁾⁻¹²⁾。中でも、マルコフ推移確率の推定に複数の指数ハザードモデルを用いた多階層指数劣化ハザードモデル(マルコフ劣化ハザードモデル)¹³⁾の開発により、マルコフ推移確率の非集計的な推定が可能となり、推定に用いることのできる点検データ数が増加し、推定精度が飛躍的に向上した。さらに、混合確率モデルや隠れマルコフモデルの考え方を統計的劣化予測モデルに応用し、ミクロな単位(例えば、プロジェクトレベル)での劣化予測を可能にした既往研究や、より高精度な劣化予測を実現した既往研究も蓄積されつつある¹⁴⁾⁻²⁵⁾。本研究でもこれら既往研究の考え方を踏襲し、統計的劣化予測モデルを用いた方法論を展開する。

b) 劣化状態の総合評価

社会基盤施設の総合的劣化評価に関しても、様々な研究が蓄積されている。例えば、和泉等²⁶⁾は、複数の道路区間を含む補修候補区間をゾーニングする考えに触れているが、当該研究は、あくまでも、維持管理の効率化を主眼としており、補修候補区間単位の劣化指標は点検結果を所与としたとき、一意に決定されていた。

さらに、コンピュータ・グラフィクスと数量化理論、サポートベクターマシン、クラスター分析などを用いて、補修単位で獲得された複数の健全度指標を単一の指標に総合化する研究²⁷⁾⁻²⁹⁾も存在するが、これらの既往研究は、複数の劣化事象の健全度が獲得される補修単位のデータを数多く集め、それらの補修単位の中での相対評価により点検・補修の優先順位付けを行うという考え方に基づいている。このような方法論は、点検・補修の優先順位付けを行う際には有用であるが、複数の健全度指標を補修単位で単一の指標に総合化する際に個々の健全度が持つ情報が欠落してしまうという問題を解消するものではない。

一方で、本研究では、ある補修単位での全ての点検単位の健全度パターンの時間的推移をモデル化する方法論を提案する。これにより、複数個の健全度のパターンをインフラ管理者が指定し、任意の時刻での任意の健全度パターンの生起確率をリスク管理指標として設定できる。このように、複数の健全度のパターンそのものの時間的推移を確率過程としてモデル化した研究は、著者等の知る限り過去には存在しない。

(2) RC床版の構成と評価単位

図-1に本研究で想定するRC床版の模式図を示した。同図の青色網掛け部分を本研究ではスパンと呼び、スパンは隣接する橋脚間の上下線単位を構成単位とし、1つのスパンは複数のパネル(赤色網掛け部分)で構成される。

いま、個々のパネルを点検単位、1スパンを補修単位とし、1スパンが複数のパネルで構成されているような高速道路橋RC床版を考える。このようなRC床版に対しては、従来、個々のパネルごとの健全度を一度観測するが、スパン内の個々のパネルの健全度の最大値や、個々の健全度がスパン全体に占める割合に応じたスパンを代表する健全度のみが、それぞれの点検時刻に記

表-1 RC 床版のパネル判定基準³²⁾

| 健全度 | パネルの状況 | | 判定の基準 |
|-----|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-------------------------------|
| A | 一般部 | ひび割れ・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。 浮き・剥離、鉄筋露出等が径 50cm の範囲にある。 | 劣化が著しい。 緊急な補修が必要。 |
| | 目地部 | 施工目地において、ひび割れ・遊離石灰が、泥水、錆汁で変色している。 | |
| B | 一般部 | ひび割れ・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。 浮き・剥離、鉄筋露出等が径 10~50cm の範囲にある。 | 劣化が大きい。 早急な補修が必要。 |
| | 目地部 | 施工目地において、ひび割れ・遊離石灰が発生しており、その色が白いもの。 | |
| C | ひび割れ・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。 浮き・剥離、鉄筋露出等が径 10cm 以下の範囲にある。 | | 劣化が大きくなりつつある。 適切な時期に補修が必要。 |
| D | ひび割れ・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。 | | 劣化は小さい。 定期的な点検が必要。 |
| E | 遊離石灰および二方向のひび割れが認められない。 | | |

表-2 RC 床版のスパン判定基準³²⁾

| 損傷度合 | スパンの状況 | 補修実施の判断 |
|------|----------------------------|---------|
| V | スパン内にパネル健全度 4 以上の損傷が 40%以上 | 早急に更新 |
| VI | スパン内にパネル健全度 4 以上の損傷が 30%以上 | 早期の更新 |
| III | スパン内にパネル健全度 2 以上の損傷が 40%以上 | 近い将来に更新 |
| II | スパン内にパネル健全度 2 以上の損傷が 30%以上 | 予防保全 |
| I | スパン内にパネル健全度 2 以上の損傷が 30%未満 | 予防保全 |

録されていた。実際に、スパン単位での健全度を用いて劣化評価を行った事例も存在する^{30),31)}。しかし、これらのスパン単位の健全度を用いた劣化評価手法では、個々のスパン内のパネル単位での詳細な劣化状況を十分に把握することは困難である。一方で、実際の RC 床版の維持管理問題を考えた場合、個々のパネル単位での健全度情報をできる限り考慮し、意思決定を行うことが望ましい。そこで、本研究では、個々のパネル単位（点検単位）のデータを用いた方法論を提案する。具体的には、マルコフ劣化ハザードモデルと多項分布を用いた確率過程モデルにより、任意の時刻での個々のスパン内のパネル単位での劣化状態を確率分布として表現するための集計的劣化過程モデルを提案する。

(3) 観測対象となる劣化事象と劣化評価の代表値問題

現在、NEXCO 西日本において、個々のパネルの劣化状況は、表-1 に示した離散的な指標で記録され、判定 E は損傷が無い状態、判定 A を供用限界とした場合を想定している。以下では、数学的表記の都合と本研究の目的（スパン単位で優先順位の細分化）を考慮し、

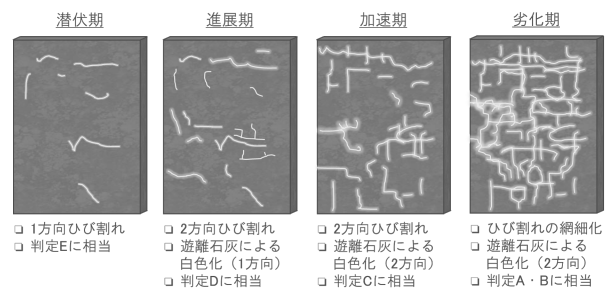


図-2 パネル単位のひび割れの判定

判定 E を健全度 1、判定 D を健全度 2、判定 C を健全度 3 と呼び、実務者の意見を参考に判定 B と A を健全度 4 にまとめ供用限界と考える。なお、表-1 内の「目地部」とは、RC 床版打設の際の打継目が存在するパネルを意味し、本稿では、「打継部」と呼ぶこととする。このとき、NEXCO 西日本の現行の管理体制では、表-2 に示した個々のスパンの判定基準に基づき、パネル単位の健全度をスパン単位の健全度に変換したのち、劣化予測などを行っている。さらに、図-2 には、RC 床版

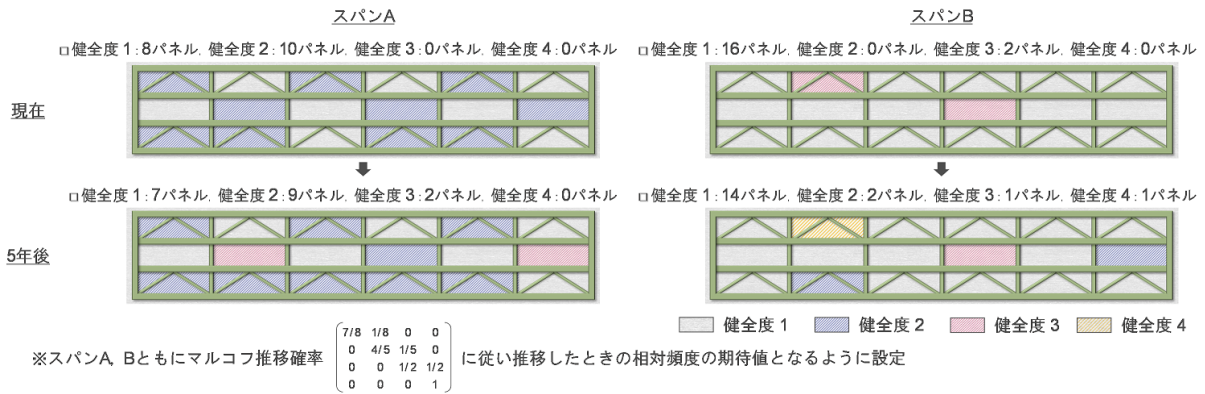


図-3 スパンの相対的劣化評価

の主要な損傷であるひび割れに着目し、ひび割れの進展状況と健全度判定の対応関係を模式的に示した。同図から、パネルの劣化状態が判定 B（健全度 4）に到達すると、RC 床版の浮き・剥離のリスクが急増することが分かる。なお、本研究では、パネル単位で健全度が獲得されているが、その健全度がひび割れ、遊離石灰などのうちのどの項目によるものか、という情報の利用は理論の煩雑化を避けるため、今後の検討課題とする。

ここで、図-3 に示す 2 つのスパンの相対評価問題を考える。スパン A, B ともに、18 個のパネルで構成されているとする。同図では、ある時刻（現在）において、2 つのスパンに対し、パネル単位で点検が実施された点検結果を示している。さらに、議論を簡潔に進めるため、ひとまず、点検時刻から 5 年後の各スパンのパネル単位の健全度が確定的に与えられた状況を考える。両スパンの劣化過程は同一のマルコフ推移確率に従うと考え、図-3 では、スパン内の各健全度の個数が期待値を取る場合を示している。ただし、これらの現実の劣化過程には、不確実性が介在し、本稿においても、3. 以降では、点検データより推定されたマルコフ推移確率を用いて劣化過程を確率過程として表現する。この状況で、現在の 2 スパン（図-3 上方の 2 スパン）に対し、どちらのスパンを優先的に点検・補修すべきか、という問題を考える。

これらのスパンの劣化状況を相対評価するには、まず、観測対象とする劣化事象を決める必要がある。図-3 において、現在、スパン A では、スパン内の半数のパネルが健全度 2 に到達しているが、健全度 3 に到達したパネルは存在しない。一方、スパン B では、健全度 1 のパネル数はスパン A より多いものの、健全度 3 に到達したパネルが 1 つ存在する。例えば、RC 床版の剥離・剥落に着目した場合、図-2 で示したように健全度 4 に達するとひび割れの網細化に起因した剥離・剥落リスクが急増することを考慮すると、5 年後に健全度 4 の

パネルが発生するスパン A を優先的に点検・補修することが望ましい。この場合、選択されたスパンに対しては、剥離・剥落の予防のために、定期点検においては、たたき点検や落下防止ネットの設置などを行う必要がある。一方で、特に合成桁においては、スパン内のパネルの全体的な健全度低下により、RC 床版内部の鉄筋が腐食し、橋梁自体の設計耐力が満足されなくなる可能性がある。このような劣化事象に着目した場合には、局所的に劣化の進展しているスパン A ではなく、個々のパネルの劣化の程度は小さくとも、スパン内のパネルの劣化が全体的に進展しているスパン B を優先的に点検・補修することが望ましい。このような合成桁におけるスパン内のパネルの全体的な健全度低下に対しては、増桁、床版増厚、床版打ち替えなど、路上の交通規制を伴うような補修を実施しなければならない。このように、スパン単位に点検・補修箇所の抽出を行う場合でも、スパン内のパネル単位での健全度パターンによって行うべき点検・補修の種類が異なる。

RC 床版の点検・補修の優先順位の決定問題に関して、対象とする劣化事象と点検・補修工法は、力学的または物理・化学的メカニズムも考慮し決定しなければならない。そのため、従来のように、スパン単位での代表値のみを用いて劣化評価を行った場合、対象とする劣化事象によっては、当該劣化事象に対する劣化状態を正確に把握できないような問題（代表値問題と呼ぶ）が生じる。例えば、表-2 のようにスパン内の全てのパネルの健全度の占有率を、スパンの健全度として代表値化し、そのスパン判定を劣化予測に用いた場合、そのスパン内に損傷度の低いパネルが全域的に広がっているか、あるいは損傷度の高いパネルが局所的に存在するか、という議論は軽視されてしまう。また、コンクリートの打継部か一般部か、などの劣化過程の異なるパネルの情報も欠損する。

さらに、図-4 のように、表-2 に示す現行のスパン

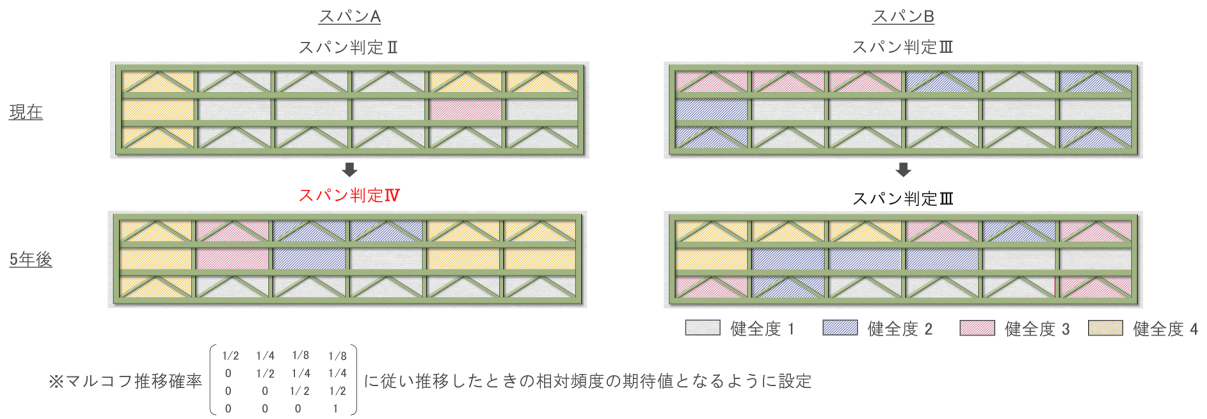


図-4 スパンの補修優先順位の逆転事例

判定データのみを用いた場合には、補修優先順位が逆転する事例を正確に評価できない場合がある。現在時点で、局所的損傷度の高いスパン A と、それとは逆に全域的に低い損傷が広がるスパン B を想定する。さらに、表-2 に基づきそれぞれのスパン判定を評価すると、スパン A はスパン判定 II、スパン B はスパン判定は II I となる。そのため、スパン判定に基づき補修優先順位を決定すると、現在時点では、スパン B の優先順位がスパン A よりも高い。しかし、図-3 と同様に、スパン A とスパン B の両スパンにおけるパネルの劣化過程が図の下に示すマルコフ推移確率に従うと考え、スパン内の各パネル健全度の個数が期待値を取るとする。このとき、図-4 の下段に示すように、現在時点と将来時点では、スパン判定に基づく補修優先順位が逆転する。このとき、従来のスパン判定のみを用いた劣化予測手法では、このような補修優先順位の逆転事象を正しく評価することはできない。このような観点からも、本研究で提案するような、パネル単位の劣化予測を行い、複数のパネルの劣化予測結果をスパン判定に事後的に集約する方法論の有用性が確認できる。このような代表値問題を解消するためには、スパン内の全てのパネルの健全度のパターンが重要となる。さらに、任意の時刻において、パネルの健全度パターンを把握するためには、各パネルの健全度ごとの劣化過程を考慮する必要がある。また、同一のスパン内のパネルでもそのパネルの特性に応じて、劣化過程が異なる場合も存在する。これらのことを考慮し、本研究では、個々のパネルの劣化過程モデルを内包し、スパン内のパネルの健全度パターンの推移過程を確率過程として表現した集計的劣化過程モデルを提案する。

3. マルコフ劣化ハザードモデル

(1) モデル化の前提条件

社会基盤施設の劣化過程をマルコフ推移確率モデルを用いて表現する。いま、2つの時刻間における健全度間の推移状態をマルコフ推移確率で表現する。時刻 τ_A における健全度を状態変数 $h(\tau_A)$ を用いて表す。時刻 τ_A における健全度が i ($i = 1, \dots, I$) であれば $h(\tau_A) = i$ と表せる。マルコフ推移確率は、時刻 τ_A で観測された健全度 $h(\tau_A) = i$ を与件とし、将来時点（例えば τ_B ）において健全度 $h(\tau_B) = j$ が生起する条件付推移確率として定義される。すなわち、

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

と表せる。このような推移確率を健全度ペア (i, j) に対して求めれば、マルコフ推移確率行列

$$\mathbf{\Pi} = \begin{pmatrix} \pi_{11} & \cdots & \pi_{1I} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \pi_{II} \end{pmatrix} \quad (2)$$

を定義できる。マルコフ推移確率 (1) は所与の 2 時点 τ_A, τ_B 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。当然のことながら、対象とする調査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

$$\left. \begin{aligned} \pi_{ij} &\geq 0 \quad (i, j = 1, \dots, I) \\ \pi_{ij} &= 0 \quad (i > j \text{ の時}) \\ \sum_{j=i}^I \pi_{ij} &= 1 \end{aligned} \right\} \quad (3)$$

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。なお、マルコフ推移確率は過去の劣化履歴とは独立して定義される。マルコフ劣化ハザードモデル

では、健全度が $i-1$ から i に推移した時刻に関わらず、検査時刻 τ_A から検査時刻 τ_B の間に推移する確率は時刻 τ_A における健全度のみ依存するという性質（マルコフ性）を満足する。

(2) マルコフ劣化ハザードモデル

マルコフ推移確率は、マルコフ劣化ハザードモデルを用いて推定できる。同モデルの詳細は参考文献¹³⁾に詳しいが、読者の便宜を図るためモデルの概要を説明しておく。いま、健全度 i ($i = 1, \dots, I-1$) の寿命を確率変数 ζ_i で表す。健全度 i の寿命が、確率密度関数 $f_i(\zeta_i)$ 、分布関数 $F_i(\zeta_i)$ に従うと仮定する。ここで、健全度 i が変化した時刻 τ_i ($i = 0, \dots, I-2$) を起点とする時間軸（以下、サンプル時間軸と呼ぶ）を考えよう。健全度 i のサンプル時間軸上で、カレンダー時刻 τ_{i-1} からの経過時間を y_i と表記する。定義より、時刻 τ_{i-1} では $y_i = 0$ となる。ここで、時刻 τ_{i-1} に健全度が i となり、そこから時間 y_i が経過した時刻において健全度が $i+1$ に変化する確率密度をハザード関数 $\lambda_i(y_i)$ を用いて表現する^{33),34)}。ハザード関数は、健全度が i となった時刻から、時間 y_i が過ぎる間、健全度が i のまま継続する生存確率 $\tilde{F}_i(y_i)$ を用いて、

$$\lambda_i(y_i)\Delta y_i = \frac{f_i(y_i)\Delta y_i}{\tilde{F}_i(y_i)} \quad (4)$$

と表せる。すなわち、ハザード関数 $\lambda_i(y_i)$ は、初期時刻 τ_{i-1} ($y_i = 0$) から時間 y_i が経過するまで健全度 i の状態が継続したという条件の下で、期間 $[y_i, y_i + \Delta y_i)$ 中に健全度 $i+1$ に進展する条件付確率である。ハザード関数が経過時間 y_i に依存せず、常に一定値 $\lambda_i > 0$ ($i = 1, \dots, I-1$) をとる場合、指数ハザード関数

$$\lambda_i(y_i) = \lambda_i \quad (5)$$

が成立する。指数ハザード関数を用いることにより、劣化過程が過去の履歴に依存しないというマルコフ性を表現できる。さらに、指数ハザード関数を用いれば、健全度 i の寿命が y_i 以上となる確率 $\tilde{F}_i(y_i)$ は、

$$\tilde{F}_i(y_i) = \exp(-\lambda_i y_i) \quad (6)$$

と表現できる。

さらに、カレンダー時刻 τ_A の点検の結果、健全度が i と判断されたとしよう。そのうち、時刻 τ_A から追加的に期間 $z(\geq 0)$ 以上にわたって健全度 i が継続する確率 $\tilde{F}_i(\tau_A + z|\zeta_i \geq \tau_A)$ は、

$$\begin{aligned} \tilde{F}_i(\tau_A + z|\zeta_i \geq \tau_A) &= \text{Prob}\{\zeta_i \geq \tau_A + z|\zeta_i \geq \tau_A\} \\ &= \frac{\exp\{-\lambda_i(\tau_A + z)\}}{\exp(-\lambda_i\tau_A)} = \exp(-\lambda_i z) \end{aligned} \quad (7)$$

と表される。

すなわち、調査時刻 τ_A において健全度が i と判定され、次の調査時刻 $\tau_B = \tau_A + z$ においても健全度が i と

判定される確率は、

$$\text{Prob}[h(\tau_B) = i|h(\tau_A) = i] = \exp(-\lambda_i z) \quad (8)$$

となる。ただし、 z は 2 つの調査時刻の間隔を表す。確率 $\text{Prob}[h(\tau_B) = i|h(\tau_A) = i]$ はマルコフ推移確率 $\pi_{ii}(z)$ にほかならない。指数ハザードを用いた場合、推移確率 $\pi_{ii}(z)$ はハザード関数 λ_i と調査間隔 z のみに依存し、時刻 τ_A, τ_B に関する情報を用いなくとも推移確率を推定することが可能となる。以上の議論を拡張し、指数ハザード関数を用いて、調査時刻 τ_A と $\tau_B = \tau_A + z$ 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 $\pi_{ij}(z)$ ($i = 1, \dots, I-1; j = i, \dots, I$) は、

$$\begin{aligned} \pi_{ij}(z) &= \text{Prob}[h(\tau_B) = j|h(\tau_A) = i] \\ &= \sum_{m=i}^j \prod_{s=i}^{m-1} \frac{\lambda_s}{\lambda_s - \lambda_m} \prod_{s=m}^{j-1} \frac{\lambda_s}{\lambda_{s+1} - \lambda_m} \exp(-\lambda_m z) \\ &\quad (i = 1, \dots, I-1; j = i+1, \dots, I) \end{aligned} \quad (9)$$

と表すことができる¹³⁾。ただし、表記上の規則として、

$$\begin{cases} \prod_{s=i}^{m-1} \frac{\lambda_s}{\lambda_s - \lambda_m} = 1 & (m = i \text{ の時}) \\ \prod_{s=m}^{j-1} \frac{\lambda_s}{\lambda_{s+1} - \lambda_m} = 1 & (m = j \text{ の時}) \end{cases}$$

が成立すると考える。さらに、表記の便宜上、

$$\begin{aligned} &\prod_{s=i, s \neq m}^{j-1} \frac{\lambda_s}{\lambda_s - \lambda_m} \exp(-\lambda_m z) \\ &= \prod_{s=i}^{m-1} \frac{\lambda_s}{\lambda_s - \lambda_m} \prod_{s=m}^{j-1} \frac{\lambda_s}{\lambda_{s+1} - \lambda_m} \exp(-\lambda_m z) \end{aligned}$$

と簡略化する。また、 π_{iI} に関しては、マルコフ推移確率の条件より次式で表せる。

$$\pi_{iI}(z) = 1 - \sum_{j=i}^{I-1} \pi_{ij}(z) \quad (i = 1, \dots, I-1) \quad (10)$$

これらのマルコフ推移確率行列は時間的整合性条件

$$\mathbf{\Pi}(nz) = \{\mathbf{\Pi}(z)\}^n \quad (11)$$

を満足する¹³⁾。ただし、 n は整数である。

なお、マルコフ劣化ハザードモデルを用いれば、アセットマネジメントのためのリスク管理指標を導出できる。当該健全度にはじめて到達した時点から、劣化が進展して次の健全度に進むまでの期待期間長（以下、期待寿命と呼ぶ）は、生存関数 $\tilde{F}_i(y_i)$ を用いて

$$RMD_i = \int_0^\infty \tilde{F}_i(y_i) dy_i \quad (12)$$

と表される³³⁾。ここで、指数ハザード関数を用いた生存関数 $\tilde{F}_i(y_i)$ が式(6)で表されることに留意すれば、期待寿命は次式で表される。

$$RMD_i = \int_0^\infty \exp(-\lambda_i y_i) dy_i = \frac{1}{\lambda_i} \quad (13)$$

式(13)を用いることにより、初期時点からの経過年数と社会基盤施設の平均的な健全度との対応関係を求めることができる。

4. 集計的劣化過程モデル

(1) モデル化の前提条件

a) RC 床版の構成とハザード率

いま, S 個のスパンを分析対象とする. 個々のスパン s ($s = 1, \dots, S$) は, N_s 個のパネルで構成されている. 個々のパネルにパネル番号 n_s ($n_s = 1, \dots, N_s$) を付与する.

ここで, パネル n_s の健全度 i ($i = 1, \dots, I-1$) の劣化速度を示すハザード関数 λ_{i,n_s} は, 時間的に一定ではあるが, パネル n_s , あるいは, スパン s 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 s 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 \mathbf{x}_s とする. 特性変数ベクトル $\mathbf{x}_s = (x_{s,0}, \dots, x_{s,L})$ の要素 $x_{s,l}$ ($l = 0, \dots, L$) は, スパン s の l 番目の特性変数を表し, $x_{s,0} = 1$ が常に成立する. なお, 特性変数 $x_{s,l}$ は連続値を取るような変数でも構わない. 一方, 個々のパネルに関して, 特性変数ベクトル \mathbf{x}_s で表現し切れないようなパネル毎に異なる値を取る特性変数ベクトル \mathbf{y}_{n_s} を設定する. ただし, パネル単位の特性変数ベクトル \mathbf{y}_{n_s} の個々の要素は, 離散的なダミー変数のみで表現されるカテゴリカルな変数である. ここで, パネル毎の劣化特性を表現する可観測カテゴリ c ($c = 1, \dots, C$) (以下, パネルカテゴリ) を定義する. パネルカテゴリ c に含まれるパネル集合を Ω_c ($c = 1, \dots, C$) とする. このとき, パネル単位の特性変数ベクトル \mathbf{y}_{n_s} は, $C-1$ 個の要素を持ち, 特性変数ベクトル $\mathbf{y}_{n_s} = (y_{n_s,1}, \dots, y_{n_s,C-1})$ の要素 $y_{n_s,c}$ ($c = 1, \dots, C-1$) を具体的に書き表すと,

$$y_{n_s,c} = \begin{cases} 1 & n_s \in \Omega_c \\ 0 & n_s \notin \Omega_c \end{cases} \quad (14)$$

となる. 以上の特性変数ベクトルを用いて, パネル n_s の健全度 i ($i = 1, \dots, I-1$) のハザード関数 λ_{i,n_s} を,

$$\lambda_{i,n_s} = \exp(\mathbf{x}_s \boldsymbol{\alpha}'_i + \mathbf{y}_{n_s} \boldsymbol{\beta}'_i) \quad (15)$$

と表現する. ここに, $\boldsymbol{\alpha}_i = (\alpha_{i,0}, \dots, \alpha_{i,L})$, $\boldsymbol{\beta}_i = (\beta_{i,1}, \dots, \beta_{i,C-1})$ はパラメータベクトルであり, $x_{s,0} = 1$ が常に成立するため, 式 (15) 内の $x_{s,0} \alpha_{i,0} = \alpha_{i,0}$ は定数項を表す. なお, 記号「 $'$ 」は転置操作を表す記号である.

b) パネルカテゴリと状態推移確率の特定化

RC 床版の集計的劣化過程を表現するために, カレンダー時刻 s_0 を初期時点とする離散的時間軸

$$\tau_{h+1} = \tau_h + z \quad (h = 0, 1, 2, \dots) \quad (16)$$

を定義する. ただし, $\tau_0 = 0$ である. この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. z は点検間隔である. 以下では, 離散的時間軸上の時点単位で補修を実施するか否かの意思決定問題を取り扱う.

いま, ある時点 τ_h におけるスパン s のパネル n_s に着目する. 時点 τ_h のパネル n_s の状態を, 1) 時点 τ_h におけるパネル n_s の健全度 $g(\tau_h) = i_h$, 2) パネルカテゴリ $r(n_s) = c$, により特定化する. なお, $r(n_s)$ は, パネル n_s のパネルカテゴリを指定する関数であり, 外生的に与えられる. 以下では, 離散的時間軸上でのパネルカテゴリ c のパネルの健全度 i の推移確率を定式化する. 時点 τ_h にパネル n_s に関して健全度 $g(\tau_h) = i_h$ が観測された条件付きの, 時点 $\tau_{h+1} = \tau_h + z$ に状態 $g(\tau_{h+1}) = i_{h+1}$ が生起する状態推移確率 $\pi'_{i_h i_{h+1}}(z : s, c)$ は, マルコフ推移確率 $\pi_{i_h i_{h+1}}(z : \boldsymbol{\lambda}_{n_s})$ を用いて,

$$\begin{aligned} \text{Prob}[g(\tau_{h+1}) = i_{h+1} | g(\tau_h) = i_h : s, c] \\ &= \pi'_{i_h i_{h+1}}(z : s, c) \\ &= \pi_{i_h i_{h+1}}(z : \boldsymbol{\lambda}_{n_s}) \end{aligned} \quad (17)$$

と表現できる. ただし, $\boldsymbol{\lambda}_{n_s} = (\lambda_{1,n_s}, \dots, \lambda_{I-1,n_s})$ である. また, 状態推移確率は, z に依存しその値が変化する関数であるが, それと同時にスパン s やパネルカテゴリ c に関する情報も用いて定義される. このように, 関数において着目する変数 (式 (17) では z) を明示的に示すために, 記号「 $:$ 」を用いている. さらに, マルコフ推移確率 $\pi_{i_h i_{h+1}}(z : \boldsymbol{\lambda}_{n_s})$ を i_h 行 i_{h+1} 列要素とするマルコフ推移確率行列を $\boldsymbol{\Pi}(z : \boldsymbol{\lambda}_{n_s})$ とする.

(2) 集計的劣化過程モデル

時点 τ_h において, スパン s で健全度 i のパネルカテゴリ c に属するパネル数の期待値 (以下, 期待パネル数) を $\nu_{s,c,i}(\tau_h)$ と表す. $\nu_{s,c,i}(\tau_h)$ を要素とする期待パネル数ベクトル $\boldsymbol{\nu}_{s,c}(\tau_h) = (\nu_{s,c,1}(\tau_h), \dots, \nu_{s,c,I}(\tau_h))$ を設定する. さらに, スパン s 内の全ての期待パネル数の内訳を表す期待パネル数ベクトルを $\boldsymbol{\nu}_s(\tau_h) = (\boldsymbol{\nu}_{s,1}(\tau_h), \dots, \boldsymbol{\nu}_{s,C}(\tau_h))$ と表現する. $\boldsymbol{\nu}_{s,c}(\tau_h)$ を時点 τ_h におけるスパン s , パネルカテゴリ c のカテゴリ別健全度パターン, $\boldsymbol{\nu}_s(\tau_h)$ を時点 τ_h におけるスパン s の健全度パターンと呼ぶ. このとき, 時点 τ_h に健全度 i のパネルがスパン s 内のパネルカテゴリ c 内に占める割合を示す期待相対頻度ベクトルを $\boldsymbol{\psi}_{s,c}(\tau_h) = (\psi_{s,c,1}(\tau_h), \dots, \psi_{s,c,I}(\tau_h))$ とする. 期待相対頻度ベクトルの要素は $\psi_{s,c,i}(\tau_h) = \nu_{s,c,i}(\tau_h) / \bar{\nu}_{s,c}$ と表現できる. なお, $\bar{\nu}_{s,c}$ は, スパン s においてパネルカテゴリ c に属するパネル総数であり, $\bar{\nu}_{s,c} = \sum_{i=1}^I \nu_{s,c,i}(\tau_h)$ が任意の τ_h で成立する. 時点 τ_h に期待パネル数ベクトル $\boldsymbol{\nu}_s(\tau_h)$ が獲得された場合の, 時点 $\tau_{h+1} = \tau_h + z$ ($z > 0$) でのスパン s の劣化状態を記述する. ただし, 期間 $[\tau_h, \tau_{h+1})$ でスパン s のいずれのパネル対しても補修は施されないと考える. 期待パネル数ベクトル $\boldsymbol{\nu}_s(\tau_h)$ と状態推移確率 (17) を用いて, 時点 τ_{h+1} における健全度 i のパネルカテゴリ c のパネル数 $\nu_{s,c,i}(\tau_{h+1})$ の期待値は

$\nu_{s,c,i}(\tau_{h+1}) = \sum_{b=1}^I \nu_{s,c,b}(\tau_h) \pi'_{bi}(z : s, c)$ と表現できる。同様に、時点 τ_{h+1} における相対頻度ベクトルの各要素の期待値も $\psi_{s,c,i}(\tau_{h+1}) = \sum_{b=1}^I \psi_{s,c,b}(\tau_h) \pi'_{bi}(z : s, c)$ と表現できる。しかし、 $\nu_{s,c,i}(\tau_{h+1})$, $\psi_{s,c,i}(\tau_{h+1})$ は、 $\nu_s(\tau_h)$ を所与としたときの次の時点 τ_{h+1} での状態別期待パネル数、あるいは、パネル数の期待相対頻度を表現したものであり、これらの期待値から、時点 τ_{h+1} で考え得る全てのパネル数ベクトル $\nu_s(\tau_{h+1})$ のパターン、あるいは、相対頻度ベクトル $\psi_s(\tau_{h+1})$ のパターンそれぞれに対して、当該パターンの生起確率を求めることは不可能である。そこで、時点 τ_{h+1} でのパネル数ベクトル (健全度パターン) $\epsilon_{s,c,\tau_{h+1}} = (\epsilon_{s,c,1,\tau_{h+1}}, \dots, \epsilon_{s,c,I,\tau_{h+1}})$ を確率変数と捉え、パネル同士の健全度は独立に生起すると仮定し、その生起確率を多項分布で表現することを考える。ただし、時点 τ_{h+1} での期待パネル数に関して、 $\nu_{s,c,i}(\tau_{h+1}) = E[\epsilon_{s,c,i,\tau_{h+1}}]$ が成り立つ。このとき、時点 τ_{h+1} でのパネルカテゴリ c のパネル数ベクトル $\epsilon_{s,c,\tau_{h+1}}$ は多項分布

$$f_c(\epsilon_{s,c,\tau_{h+1}} : \psi_{s,c}(\tau_{h+1})) = \frac{\bar{l}_{s,c}!}{\epsilon_{s,c,1,\tau_{h+1}}! \epsilon_{s,c,2,\tau_{h+1}}! \dots \epsilon_{s,c,I,\tau_{h+1}}!} \cdot \{\psi_{s,c,1}(\tau_{h+1})\}^{\epsilon_{s,c,1,\tau_{h+1}}} \dots \{\psi_{s,c,I}(\tau_{h+1})\}^{\epsilon_{s,c,I,\tau_{h+1}}} \quad (18)$$

に従い生起する。パネルカテゴリ c 毎の多項分布 $f_c(\epsilon_{s,c,\tau_{h+1}} : \psi_{s,c}(\tau_{h+1}))$ を用いて、時点 τ_{h+1} におけるスパン s 全体のパネル数ベクトル $\epsilon_{s,\tau_{h+1}} = (\epsilon_{s,1,\tau_{h+1}}, \dots, \epsilon_{s,C,\tau_{h+1}})$ の生起確率を表す多項分布 $f(\epsilon_{s,\tau_{h+1}} : \psi_s(\tau_{h+1}))$ は、

$$f(\epsilon_{s,\tau_{h+1}} : \psi_s(\tau_{h+1})) = \prod_{c=1}^C f_c(\epsilon_{s,c,\tau_{h+1}} : \psi_{s,c}(\tau_{h+1})) \quad (19)$$

と表現することができる。多項分布 $f(\epsilon_{s,\tau_{h+1}} : \psi_s(\tau_{h+1}))$ を用いることにより、離散的な時間軸上の任意の時点において、スパン s 全体の健全度パターン $\epsilon_{s,\tau_{h+1}}$ の生起確率を求めることができ、スパン s におけるパネル数のパターンの時間的推移過程を確率過程として表現することができる。本研究では、この確率過程モデルを集計的劣化過程モデルと呼ぶ。

(3) 劣化総合評価のためのリスク管理指標

集計的劣化過程モデルを用いることにより、離散的な時間軸上の任意の時点におけるパネル数ベクトルの生起確率を求めることができる。本節では、任意の時点におけるパネル数ベクトルの生起確率を表す多項分布 (19) を用いることにより、パネル単位の点検情報を用いて、スパン単位の劣化状態を総合評価するためのリスク管理指標を定式化する。

いま、スパン単位のリスク事象を、「当該スパン内に健全度 I' 以上のパネルが W 個以上発生すること」と設定する。健全度 I' とパネル数 W は、リスクとして捉える RC 床版の損傷事象に応じ、力学的メカニズムも考慮して設定されるべき変数である。例えば、当該スパンにおいて、コンクリートの剥離・剥落や押し抜きせん断破壊など局所的な劣化事象をリスクとして捉えた場合、「剥離・剥落が見られる健全度のパネルが 1 つ以上発生すること」をリスク事象として設定することが考えられる。一方、特に、合成桁において、健全性が低下したパネルが複数発生することにより、道路橋自体の構造的な耐力が失われることをリスクと捉えた場合、例えば、「健全度 1 以外のパネルがスパン内の半数を占めること」というようなりリスク事象を設定すれば良い。

以下で、ある時点 τ_{h+1} でのパネル数ベクトルの生起確率を表す多項分布 (19) を所与としたときに、時点 τ_{h+1} にスパン s 内に健全度 I' 以上のパネルが W 個以上発生する確率 $p(\tau_{h+1}, s, I', W : \psi_s(\tau_{h+1}))$ を定式化する。まず、時点 τ_{h+1} において、スパン s 内に健全度 I' 以上となるパネルカテゴリ c に属するパネル数が w_c となる確率 $p'_c(\tau_{h+1}, s, I', w_c : \psi_{s,c}(\tau_{h+1}))$ は、

$$p'_c(\tau_{h+1}, s, I', w_c : \psi_{s,c}(\tau_{h+1})) = \sum_{\mathbf{w}_c \in \Xi_{w_c}} \frac{\bar{l}_{s,c}!}{w_{c,1}! w_{c,2}! \dots w_{c,I}!} \cdot \{\psi_{s,c,1}(\tau_{h+1})\}^{w_{c,1}} \dots \{\psi_{s,c,I}(\tau_{h+1})\}^{w_{c,I}} = \frac{\bar{l}_{s,c}!}{(\bar{l}_{s,c} - w_c)! w_c!} \cdot \left\{ \sum_{i=1}^{I'-1} \psi_{s,c,i}(\tau_{h+1}) \right\}^{\bar{l}_{s,c} - w_c} \left\{ \sum_{i=I'}^I \psi_{s,c,i}(\tau_{h+1}) \right\}^{w_c} \quad (20)$$

となり、多項定理を用いることにより、 w_c を確率変数とする二項分布の確率質量関数で表現できる。なお、 Ξ_{w_c} は、 $\sum_{i=I'}^I w_{c,i} = w_c \cap \sum_{i=1}^{I'-1} w_{c,i} = \bar{l}_{s,c} - w_c$ となる全てのベクトル $\mathbf{w}_c = (w_{c,1}, \dots, w_{c,I})$ の集合を表す。このとき、時点 τ_{h+1} にスパン s 内に健全度 I' 以上のパネルが W 個以上発生する確率 $p(\tau_{h+1}, s, I', W : \psi_s(\tau_{h+1}))$ は、

$$p(\tau_{h+1}, s, I', W : \psi_s(\tau_{h+1})) = \sum_{\chi=W}^{N_s} \sum_{\mathbf{w} \in \Phi_\chi} \prod_{c=1}^C p'_c(\tau_{h+1}, s, I', w_c : \psi_{s,c}(\tau_{h+1})) \quad (21)$$

と表すことができる。ここに、 Φ_χ は、 $\sum_{c=1}^C w_c = \chi$ となる全てのベクトル $\mathbf{w} = (w_c, \dots, w_c)$ の集合を表す。

(4) 相対的劣化評価

前節までは、ある時点 τ_h の健全度の相対頻度と所与とし、時点 $\tau_{h+1} = \tau_h + z$ での健全度パターンの相対頻度の生起確率を複数の多項分布により表現した。一方、本節では、時点 τ_h に点検が実施され、スパン s の各パネルの健全度が全て獲得されている場合を考える。このとき、任意の将来時点 $\tau_{h+1} = \tau_h + z$ における図-3 に示したような 2 スパンの相対的劣化評価問題を考える。 $\nu_s(\tau_h)$ が観測され確定的に獲得されている場合、健全度パターンの観測値 $\bar{\nu}_s(\tau_h)$ に対して、

$$\sum_{a=1}^i \bar{\nu}_{s,c,a}(\tau_h) \geq \sum_{a=1}^i \nu_{s,c,a}(\tau_{h+1}) \quad \forall i \quad \forall c \quad (22)$$

が成立しなければならない。これを健全度パターンの不可逆性条件と呼ぶ。不可逆性条件 (22) を満足するために、本節では、スパン s のパネルカテゴリ c の健全度 i ごとに多項分布を定義する。いま、時点 τ_h におけるスパン s のパネルカテゴリ c の健全度 i_h のパネルのうち、時点 τ_{h+1} に健全度 i_{h+1} となるパネル数を $\nu_{s,c,i_h,i_{h+1}}(\tau_{h+1})$ と表す。さらに、事前健全度別健全度パターン $\nu_{s,c,i_h}(\tau_{h+1}) = (\nu_{s,c,i_h,i_h}(\tau_{h+1}), \dots, \nu_{s,c,i_h,I}(\tau_{h+1}))$ を定義する。このとき、時点 τ_{h+1} の事前健全度別健全度パターン $\nu_{s,c,i_h}(\tau_{h+1})$ の生起確率は、多項分布 $f_{s,c,i_h}(\nu_{s,c,i_h}(\tau_{h+1}) : \bar{\nu}_{s,c}(\tau_1), \pi'_{i_h i_{h+1}}(z : s, c))$ として、

$$\begin{aligned} & f_{s,c,i_h}(\nu_{s,c,i_h}(\tau_{h+1}) : \bar{\nu}_{s,c}(\tau_h), \pi'_{i_h i_{h+1}}(z : s, c)) \\ &= \frac{\nu_{s,c,i_h,i_h}(\tau_{h+1})! \cdots \nu_{s,c,i_h,I}(\tau_{h+1})!}{\bar{\nu}_{s,c,i_h}(\tau_h)!} \\ & \cdot \{ \pi'_{i_h i_h}(z : s, c) \}^{\nu_{s,c,i_h,i_h}(\tau_{h+1})} \cdots \{ \pi'_{i_h I}(z : s, c) \}^{\nu_{s,c,i_h,I}(\tau_{h+1})} \end{aligned} \quad (23)$$

と表現できる。ただし、 $\pi'_{i_h}(z : s, c) = (\pi'_{i_h i_{h+1}}(z : s, c), \dots, \pi'_{i_h I}(z : s, c))$ である。なお、多項分布 (23) において台 (サポート) となる事前健全度別健全度パターンの集合は、健全度 i_h 以上の健全度それぞれに対応するパネル数で構成されていることに留意されたい。このことと、マルコフ推移確率が $\sum_{i=i_h}^I \pi_{i_h i} = 1$ を常に満たすことより、 $\sum_{a=1}^i \bar{\nu}_{s,c,a}(\tau_h) < \sum_{a=1}^i \nu_{s,c,a}(\tau_{h+1}) \exists i_h$ となる事前健全度別健全度パターンを多項分布 (23) の台に含まないため、健全度パターンの不可逆性条件 (22) が常に満たされる。多項分布 (23) を用いて、時点 τ_{h+1} でのスパン s 全体の健全度パターン $\nu_s(\tau_{h+1}) =$

$(\nu_{s,1}(\tau_{h+1}), \dots, \nu_{s,C}(\tau_{h+1}))$ の生起確率は、

$$\begin{aligned} & f(\nu_s(\tau_{h+1}) : \bar{\nu}_s(\tau_h), \pi'(z : s)) \\ &= \prod_{c=1}^C \sum_{\nu_{s,c}(\tau_{h+1})' \in \mathcal{D}_{s,c,\tau_{h+1}}} f_{s,c,i_h}(\nu_{s,c,i_h}(\tau_{h+1}) : \bar{\nu}_{s,c}(\tau_h), \pi'_{i_h}(z : s, c)) \end{aligned} \quad (24)$$

ただし、 $\pi'(z : s) = (\pi'_1(z : s, 1), \pi'_2(z : s, 1), \dots, \pi'_I(z : s, C))$ である。また、 $\mathcal{D}_{s,c,\tau_{h+1}}$ は、 $\nu_{s,c,i_{h+1}}(\tau_{h+1}) = \sum_{a=i_h}^I \nu_{s,c,a,i_{h+1}}(\tau_2) \forall i_{h+1}$ を満たす事前健全度別健全度パターンの組み合わせ $\nu_{s,c}(\tau_{h+1})' = (\nu_{s,c,1}(\tau_{h+1}), \dots, \nu_{s,c,I}(\tau_{h+1}))$ の集合である。ここで、再び、時点 τ_{h+1} においてスパン s 内に健全度 I' 以上のパネルが W 個以上発生する確率を求めることを考える。まず、時点 τ_h に健全度 i_h であったスパン s のカテゴリ c のパネルの内、 w_{c,i_h} 個のパネルが健全度 I' に時点 τ_{h+1} となる確率 $p'_{c,i_h}(\tau_{h+1}, s, I', w_{c,i_h} : \bar{\nu}_{s,c}(\tau_1), \pi'_{i_h}(z : s, c))$ は、二項分布を用いて、

$$\begin{aligned} & p'_{c,i_h}(\tau_{h+1}, s, I', w_{c,i_h} : \bar{\nu}_{s,c}(\tau_1), \pi'_{i_h}(z : s, c)) \\ &= \frac{\bar{\nu}_{s,c,i_h}(\tau_h)!}{\{ \bar{\nu}_{s,c,i_h}(\tau_h) - w_{c,i_h} \}! w_{c,i_h}!} \\ & \cdot \left\{ \sum_{i=i_h}^{I'-1} \pi'_{i_h i}(z : s, c) \right\}^{\bar{\nu}_{s,c,i_h}(\tau_h) - w_{c,i_h}} \\ & \cdot \left\{ \sum_{i=I'}^I \pi'_{i_h i}(z : s, c) \right\}^{w_{c,i_h}} \end{aligned} \quad (25)$$

と表現できる。さらに、スパン s のカテゴリ c のパネル w_c 個が時点 τ_{h+1} に健全度 I' 以上となる確率 $p'_c(\tau_{h+1}, s, I', w_c : \bar{\nu}_{s,c}(\tau_1), \pi'(z : s, c))$ は、

$$\begin{aligned} & p'_c(\tau_{h+1}, s, I', w_c : \bar{\nu}_{s,c}(\tau_1), \pi'(z : s, c)) \\ &= \sum_{\mathbf{u}_c \in \Sigma_{\mathbf{u}_c}} \prod_{i_h=1}^I p'_{c,i_h}(\tau_{h+1}, s, I', w_{c,i_h} : \bar{\nu}_{s,c}(\tau_1), \pi'_{i_h}(z : s, c)) \end{aligned} \quad (26)$$

と表すことができる。ここに、 $\Sigma_{\mathbf{u}_c}$ は、 $\sum_{i_h=1}^I w_{c,i_h} = w_c$ を満たす w_{c,i_h} の組み合わせ $\mathbf{u}_c = (w_{c,1}, \dots, w_{c,i_h}, \dots, w_{c,I})$ の集合である。このとき、時点 τ_{h+1} にスパン s 内に健全度 I' 以上のパネルが W 個以上発生する確率

$p(\tau_{h+1}, s, I', W : \bar{\nu}_s(\tau_h), \pi'(z : s))$ は,

$$\begin{aligned} & p(\tau_{h+1}, s, I', W : \bar{\nu}_s(\tau_h), \pi'(z : s)) \\ &= \sum_{\chi=W}^{N_s} \sum_{\mathbf{w} \in \Phi_{\chi}} \prod_{c=1}^C \\ & \quad p'_c(\tau_{h+1}, s, I', w_c : \bar{\nu}_{s,c}(\tau_1), \pi'(z : s, c)) \end{aligned} \quad (27)$$

と表すことができる。ここに、集合 Φ_{χ} は、 $\sum_{c=1}^C w_c = \chi$ となる全てのベクトル $\mathbf{w} = (w_1, \dots, w_c)$ を表す。

5. おわりに

本研究では、RC床版の維持管理において、その点検単位と補修単位の乖離を解消するための、集計的劣化総合評価手法を開発した。具体的には、点検単位で推定されたマルコフ推移確率を用いて、任意の時点における、ある補修単位内の点検単位の健全度パターンの生起確率を多項分布を用いて表現するための方法論を開発した。さらに、健全度パターンの生起確率を用いて、複数の補修単位間の補修の優先順位を決定するための相対評価手法を提案した。なお、講演会当日には、本研究で提案した方法論を実際のRC床版のデータに適用し、有用性を実証分析した事例を紹介する。

参考文献

- 1) 高速道路資産の長期保全及び更新のあり方に関する技術検討委員会：最終報告書，2014。
- 2) 小林孝一，宮川豊章：分極抵抗法を用いた鉄筋の腐食速度評価に関する研究，土木学会論文集，No.669/V-50, pp.173-186, 2001。
- 3) 大野俊夫，魚本健人：コンクリートの収縮ひび割れ発生予測に関する基礎的研究，土木学会論文集，No.662/V-49, pp.29-44, 2000。
- 4) 鎌田修，山田優：水浸ホイールトラッキング実験による橋面舗装でのポットホール発生とその要因，舗装工学論文集，土木学会，No.6, pp.196-201, 2001。
- 5) 八木貴之，山田健太郎，小塩達也：道路橋伸縮装置の疲労耐久性評価法の検討，土木学会論文集 A, Vol.63, No.3, pp.486-495, 2007。
- 6) 貝戸清之，阿部允，藤野陽三：実測データに基づく構造物の劣化予測，土木学会論文集，No.744/IV-61, pp.29-38, 2003。
- 7) Madanat, S., Bulusu, S. and Mahmoud, A.: Estimation of infrastructure distress initiation and progression models, *Journal of Infrastructure Systems*, ASCE, Vol.1, Issue 3, pp.146-150, 1995.
- 8) Madanat, S., Mishalani, R. and Ibrahim, W. H. W.: Estimation of infrastructure transition probabilities from condition rating data, *Journal of Infrastructure Systems*, ASCE, Vol.1, Issue 2, pp.120-125, 1995.
- 9) van Noortwijk, J. M. and Frangopol, D. M.: Deterioration and maintenance models for insuring safety of civil infrastructures at lowest life-cycle cost, *Life-Cycle Performance of Deteriorating Structures*, ASCE, pp.384-391, 2003.
- 10) 工藤徹郎，ボンコッゲサクルナタコーン，那須清吾：劣化のばらつきを考慮した構造物の補修シナリオ，土木学会論文集 E2, Vol.68, No.4, pp.316-329, 2012。
- 11) 武山泰，嶋田洋一，福田正：マルコフ連鎖モデルによるアスファルト舗装の破損評価システム，土木学会論文集，No.420/V-13, pp.135-141, 1990。
- 12) 小牟禮建一，濱田秀則，横田弘，山路徹：RC 栈橋上部工の塩害による劣化進行モデルの開発，港湾空港技術研究所報告，Vol.41, No.4, pp.3-37, 2002。
- 13) 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。
- 14) Madanat, S. M., Karlaftis, M. G. and McCarthy, P.S.: Probabilistic infrastructure deterioration models with panel data, *Journal of Infrastructure Systems*, ASCE, Vol.3, Issue 1, pp.4-9, 1997.
- 15) 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。
- 16) 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。
- 17) 小林潔司，貝戸清之，林秀和：測定誤差を考慮した隠れマルコフ劣化モデル，土木学会論文集 D, Vol.64, No.3, pp.493-512, 2008。
- 18) 小林潔司，貝戸清之，江口利幸，大井明，起塚亮輔：舗装構造の階層的隠れマルコフ劣化モデル，土木学会論文集 D3, Vol.67, No.4, pp.422-440, 2011。
- 19) Nam, L. T., 貝戸清之，小林潔司，起塚亮輔：ポアソン隠れマルコフ劣化モデルによる舗装劣化過程のモデル化，土木学会論文集 F4, Vol.68, No.2, pp.62-79, 2012。
- 20) 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。
- 21) Bardaka, E., Labi, S. and Haddock, J. E.: Using enhanced econometric techniques to verify the service life of asset interventions: A case study for india, *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, TRB, No.2431, pp.16-23, 2014。
- 22) 貝戸清之，坂井康人，塚本成昭，水谷大二郎，小林潔司：多階層混合マルコフ劣化ハザードモデル：ジョイント劣化評価への適用，土木学会論文集 F4, Vol.71, No.1, pp.1-18, 2015。
- 23) 水谷大二郎，貝戸清之，小林潔司，秀島栄三，山田洋太，平川恵士：判定基準変更を考慮した隠れマルコフ劣化ハザードモデル，土木学会論文集 D3, Vol.71, No.2, pp.70-89, 2015。
- 24) 小林潔司，貝戸清之，大井明，Thao, N. D., 北浦直樹：データ欠損を考慮した複合的隠れマルコフ舗装劣化モデルの推計，土木学会論文集 E1, Vol.71, No.2, pp.63-80, 2015。
- 25) 水谷大二郎，小濱健吾，貝戸清之，小林潔司：社会基盤施設の多元的劣化過程モデル，土木学会論文集 D3, Vol.72, No.1, pp.34-51, 2016。
- 26) 和泉公比古，藤野陽三：首都高速道路ネットワークにおける維持管理の統合マネジメント，土木学会論文集 F, Vol.65, No.3, pp.326-345, 2009。
- 27) 森弘，大島俊之，三上修一，天野政一，井上実：コンピュータ・グラフィクスと数量化理論を応用した橋梁の維持点検評価法，土木学会論文集，No.501/I-29, pp.113-121, 1994。
- 28) 杉本博之，一間恵伍，阿部淳一，古川浩平：SVMによる社会基盤施設の健全度の総合的評価とそれによる順位付けに関する研究，土木学会論文集 A, Vol.65, No.3,

- pp.658-669, 2009.
- 29) 大竹雄, 流石堯, 小林孝一, 本城勇介: 橋梁点検データベースの統計解析に基づく劣化機構を考慮した鋼橋 RC 床版の健全度評価, 土木学会論文集 A1, Vol.68, No.3, pp.683-695, 2012.
- 30) 貝戸清之, 福田泰樹, 起塚亮輔, 橋爪謙治, 出口宗浩, 横山和昭: 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, 土木学会論文集 F4, Vol.68, No.3, pp.123-140, 2012.
- 31) 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.
- 32) 西日本高速道路株式会社: 保全点検要領(構造物編), 2006.
- 33) Lancaster, T.: *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press, 1990.
- 34) Gourieroux, C.: *Econometrics of Qualitative Dependent Variables*, Cambridge University Press, 2000.

(2016. 4. 22 受付)

AGGREGATIVE AND COMPREHENSIVE DETERIORATION EVALUATION OF RC SLABS ON EXPRESSWAY VIADUCTS

Akihiro TANAKA, Daijiro MIZUTANI, Kengo OBAMA, and Kiyoyuki KAITO

In maintenance and rehabilitation (M&R) decision-making for infrastructures, there are many cases that their record unit of deterioration conditions by inspection works (inspection unit) and their decision making unit of M&R works (M&R unit) are different. In this paper, an aggregative deterioration process model is proposed to evaluate deterioration conditions in the M&R unit based on multiple information of deterioration condition states obtained in inspection units. Specifically, the authors a) express infrastructure deterioration processes in inspection units by a Markov chain model and b) formulate a stochastic process model expresses occurrence probabilities of condition state patterns in the M&R unit with the use of multinomial distributions as the aggregative deterioration process model. Then, a risk indicator in M&R units is defined using the proposed method without omission of information of inspection units. The risk indicator enables a relative evaluation across M&R units.