

集計的劣化過程モデルによる 高速道路橋RC床版の劣化総合評価

水谷 大二郎¹・小濱 健吾²・貝戸 清之³・田中 晶大⁴

¹正会員 東北大学助教 災害科学国際研究所 (〒 980-0845 仙台市青葉区荒巻字青葉 468-1)
(研究当時: 大阪大学特任研究員(常勤) 大学院工学研究科 地球総合工学専攻)

E-mail: mizutani@irides.tohoku.ac.jp

²正会員 大阪大学特任准教授(常勤) 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

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

⁴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

社会基盤施設の維持管理業務では、部材の点検・評価を行う最小単位(以下、点検単位)と、その結果を受けて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個の健全度に基づき、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マルコフ連鎖モデルを用いて表し、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、点検単位の情報を補修単位に集計化する際の情報の欠損を防ぎつつ、補修単位でのリスク管理指標を定義し、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。最後に、実際の高速道路RC床版を対象とした実証分析を行う。

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

1. はじめに

現在、東日本高速道路株式会社、中日本高速道路株式会社、西日本高速道路株式会社(以下、NEXCO 3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。2012年末に供用後30年以上が経過した橋梁の総延長が全体の約4割に達し、経年に伴う老朽化が顕在化してきている。NEXCO 3社は、道路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ことを目的として、橋梁の主要部材であるRC床版を対象に大規模更新(本研究では、**2.(2)**で詳述するようなRC床版のスパンとパネル構成を想定し、スパン内の全てのパネルの一括更新を大規模更新と称する)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。NEXCO 3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⁾。なお、大規模更新という用語に関しては、管理者によって大規模補修、大規模修繕など異なる用語を用いる場合がある。

従来、NEXCO 3社では、RC床版を維持管理する上で、点検を通してその損傷度を評価し、補修の要否に

関する意思決定を行ってきた。しかし、その際、点検を通して損傷度評価がなされる(点検データが観測される)単位(以下、点検単位)と、その結果を受けて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1つの補修単位が複数の点検単位により構成されているような場合を考える。すなわち、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、点検単位で記録された点検データを集計し、補修単位で代表値化された損傷度を用いて、補修単位の劣化過程を予測し、意思決定を行うことになる。しかし、代表値化された損傷度には点検単位で獲得された詳細な情報の大半が含まれておらず、補修単位の損傷度を適切に表現できているとは言い難い。点検単位で獲得された情報を最大限に利用するためには、それらを代表値化するのではなく、補修単位に含まれる全ての点検単位の劣化過程を予測し、その結果を用いて補修単位の劣化過程を予測する必要がある。

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の劣化過程を推定し、推定し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資する情報を提供する。以下、2.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。5.で実在のRC床版の点検データを用いたマルコフ連鎖モデルの推定結果を示す。最後に、6.では、リスク管理指標に基づきスパンの劣化状態を相対評価することにより、本研究で提案する方法論の有用性を示す。

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。本研究では、点検データを用いた統計的劣化予測手法を採用するが、統計的劣化予測手法に関しても多様な劣化予測モデルが提案されている⁶⁾⁻¹²⁾。とりわけ、マルコフ推移確率を推定するにあたり、複数の指数ハザードモデルを用いた多段階指数劣化ハザードモデル（マルコフ劣化ハザードモデル）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・藤野²⁷⁾は、維持管理の効率化を主眼として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おり、その際、補修候補区間の劣化指標としては、点検結果を所与としたときに一意に決定されたものを用いている。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²⁸⁾⁻³⁰⁾も存在する。これらの既往研究は、複数の健全度指標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。しかし、このような方法論は、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損してしまうという問題が生じる。NEXCO 3社においても、補修単位の劣化状況を評価する際に、単一の指標に総合化しているため、点検単位の健全度が持つ情報を欠損してしまう。そこで、本研究では点検単位の情報を最大限活用した上で、補修単位の劣化状況を評価できる方法論を提案する。

本研究では、補修単位内における全ての点検単位を対象に、それらの健全度パターン（補修単位内の健全度ごとの点検単位数。RC床版の例を挙げると、「健全度1:10パネル、健全度2:5パネル、健全度3:3パネル、健全度4:2パネル」など。詳細は、2.(3)以降で説明。）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、複数の健全度のパターンを社会基盤施設の管理者が指定し、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。本研究で提案する総合評価手法の利点は、1)上述の情報欠損を防止した上で、2)健全度指標の時間的推移を考慮することができることにある。このように、社会基盤施設のアセットマネジメントにおいて、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。1)により、従来の評価指標では同一評価であったとしても、床版の劣化が局所的に深刻な損傷に起因するものであるのか、全域的に軽微な損傷に起因するものであるのかの判断が可能となり、適切な補修工法の選択を支援することが可能となる。一方で、2)を通して、時間経過に伴う優先順位の逆転を表現することが可能となる。一般的に橋梁のような社会基盤施設の大規模更新計画を立案するときには、複数年単位で計画を立案することが多い。NEXCO 3社においても現時点では第1期15カ年計画が作成されているが、第1期で選定される床版はすでに深刻な損傷が顕在化しているものが含まれるために、本研究で提案する評価手法を用いずとも実態に則した大規模更新計画を立案することが可能である。しかし、今後第2期、第3期計画を立案する際には、その時点のみならず、次期計画作成時点を見越した上で、更新優先順位の逆転を考慮した計画立案が重要となる。

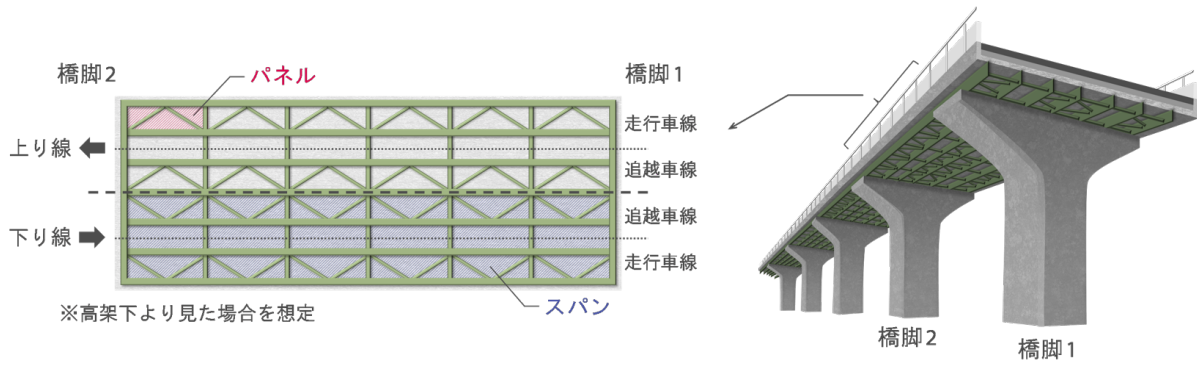


図-1 RC床版の構成

表-1 RC床版のパネル判定基準³³⁾

健全度	判定	パネルの状況		判定の基準
4	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。	
3	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。	
2	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。	
1	E	遊離石灰および二方向のひび割れが認められない。		

(2) RC床版の構成と評価単位

図-1に本研究で想定するRC床版の模式図を示す。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、点検を通して個々のパネルの健全度が点検日とともに記録される。また同時に、スパン内の個々のパネルの健全度の最大値、あるいは個々の健全度がスパン全体に占める割合に応じた損傷度が、代表値化されたスパンの損傷度として記録される。従来、この代表値化されたスパンの損傷度を用いた劣化予測、および劣化評価が実施されており、本研究で用いるマルコフ劣化ハザードモデルを適用した劣化予測事例も存在する^{31),32)}。しかし、代表値化されたスパンの損傷度を用いた劣化予測手法では、スパン内の個々のパネルの詳細な劣化状況を十分に把握することが困難になって

しまう。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（点検単位）のデータを直接用いて劣化評価を行うための方法論を提案する。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 3社において、パネルの劣化状況は表-1に示す離散的な指標で評価される。判定Eは損傷が無い状態、以降、判定D, C, B, Aの順に劣化の進展状況が評価されている。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、判定Eを健全度1、判定Dを健全度2、判定Cを健全度3と再定義し、実務者の意見を参考に判定BとAを健全度4に統合して、健全度4を管理限界と

表-2 RC床版のスパン判定基準³³⁾

損傷度	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

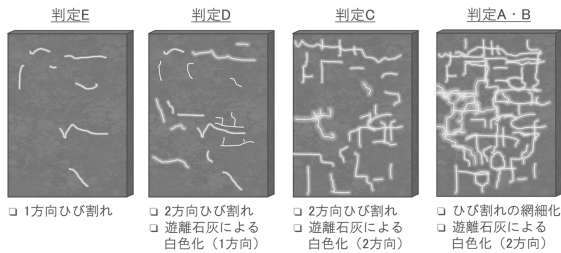


図-2 パネルのひび割れの判定

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、本研究では「打継部」と呼ぶこととする。また、NEXCO 3社の現行の管理体制では、表-2に示したスパンの判定基準に基づき、スパンの損傷度をスパン内のパネルの健全度の分布によって代表値化し、劣化予測などを行っている。さらに、図-2には、RC床版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ている。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・剥離が発生しやすくなるであろうことがわかる。なお、本研究では、パネルごとに獲得される健全度がひび割れ、遊離石灰など、いずれの損傷項目を用いた判定であるかという情報は、理論の煩雑化を避けるために利用せず、損傷項目ごとの劣化評価については今後の検討課題とする。

ここで、代表値問題を説明するために、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マルコフ推移確率に従って推移したときの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、本研究においても、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補修・更新すべきか、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、評価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、健全度1のパネル数はスパンBより多いものの、健全度3に到達したパネルが2つ存在する。一方、スパンB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。例えば、RC床版下面コンクリートの剥離・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・剥落の発生確率が急増するであろうことを考慮すると、5年後に健全度4のパネルが発生するスパンAを優先的に補修・更新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、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域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域的に進展しているスパンBを優先的に補修・更新することが望ましい。合成桁におけるスパン内のパネルの全域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、スパンごとに補修・更新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補修・更新の種類が異なる。RC床版の補修・更新の優先順位の問題に関して、対象とする劣化事象と補修・更新工法は、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、代表値化されたスパンの損傷度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(以下、代表値問題と呼ぶ)が生じる。例えば、表-2に示されるスパンの損傷度のような、スパン内の全てのパネルの健全度の占有率に基づいて代表値化されたスパンの損傷度を用いて劣化予測を行った場合、スパン内に健全度の低いパネルが全域的に広がっているか、あるいは健全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。以上のような代表値問題を解消するためには、スパン内

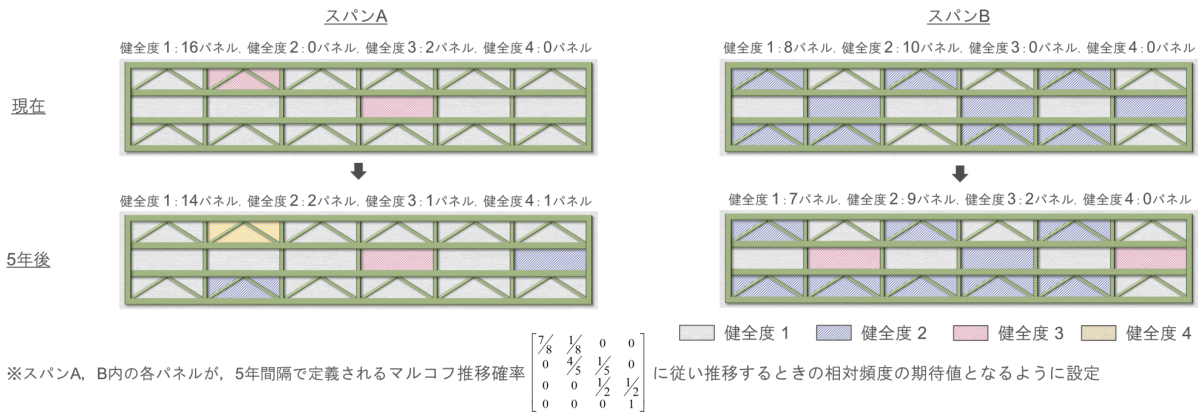


図-3 スパンの相対的劣化評価

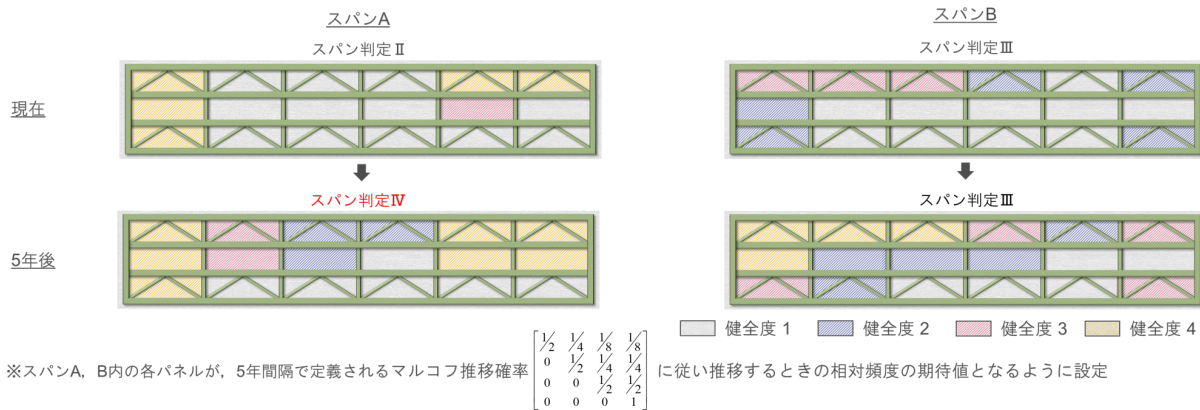


図-4 スパンの補修優先順位の逆転

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。

さらに、図-4のように、表-2に示す現行のスパン判定データ(損傷度)のみを用いた場合には、補修優先順位が時間経過に伴い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。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III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した場合、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。NEXCO 3社では損傷度の高いスパンから順に大規模更新を実施する計画を立案している¹⁾。具体的には、現在のスパン判定に基づき、実施期間を15年ごとに3期(第1期:2016年度から2030年度末までに実施、第2期:2031年度から2045年度末までに実施、第3期:2046年度以降に実施)に分類している。この計画は現在のスパン判定に基づいた考え方により策定されている。さらに、同一実施時期内での大規模更新優先順位の細分化の必要性も指摘されている¹⁾。しかし、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を正しく評価することはできない。以上の観点からも、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し、スパン単位での劣化状態を評価する方法論には有用性がある。

(4) 方法論の概要

本研究で提案する方法論の概要を、2.(2)で述べたようなスパン判定に基づく従来の手法^{31),32)}と対比させながら図-5に示す。なお、同図では、提案方法論のフローを明確に示すために、ここまで文中で未定義の変数を一部用いているがそれらの詳細は4.を参照されたい。

2種類の方法論(従来の方法論と本研究で提案する方法論)において、点検単位のパネル健全度データをインプットとして用いるという点は共通している。し

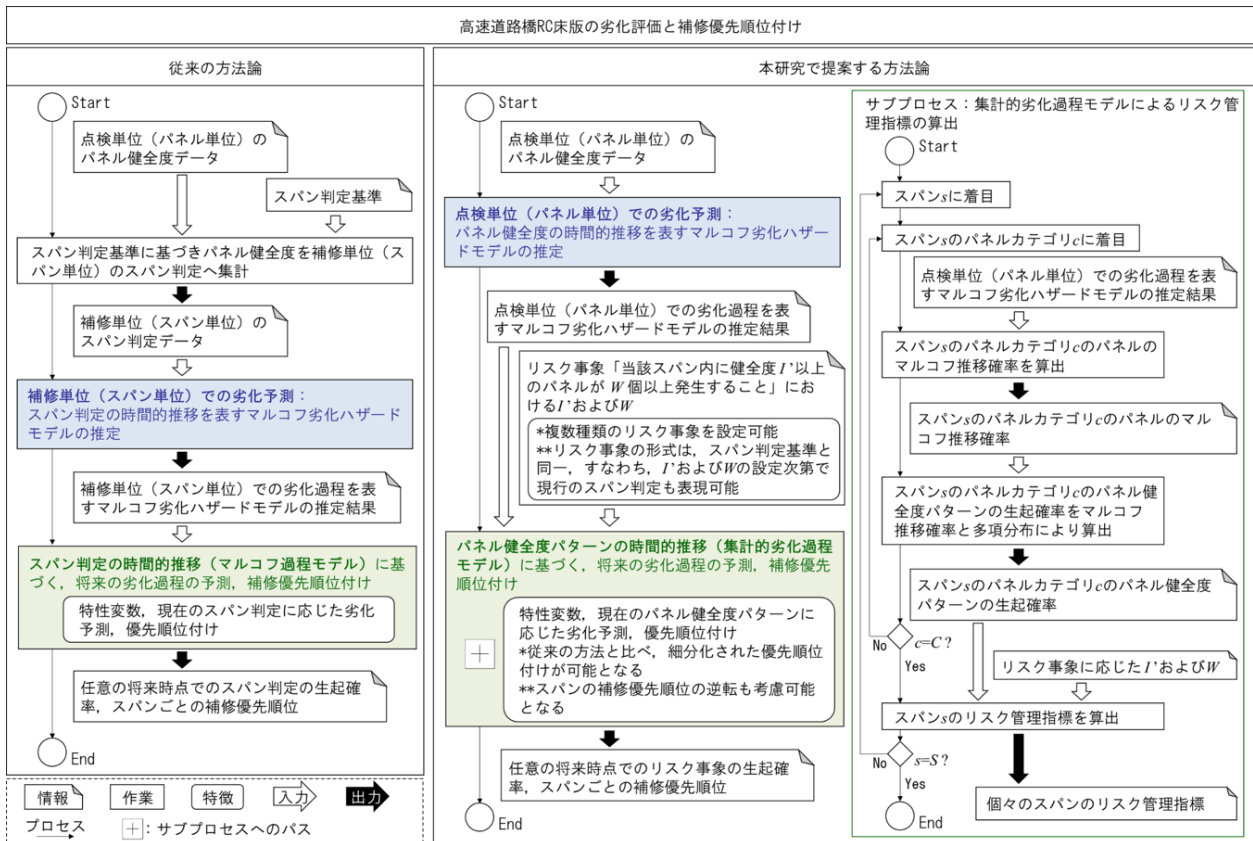


図-5 劣化評価と補修優先順位付けのフロー (従来の方法論と提案する方法論との比較)

かしながら、従来の方法論ではパネル健全度データをスパン判定基準に基づきスパン判定データに集計したのちに統計的劣化予測を行うのに対し、提案方法論ではパネル健全度データを直接用いて点検単位での統計的劣化予測を行う。これにより、パネル健全度データをスパン判定データに集計する際の情報の欠損を防ぎ、劣化過程を推定することが可能となる。なお、劣化過程を推定する際、現在の劣化に関する情報のみではなく、過去の劣化に関する情報を加味した上で補修計画を立案してゆくことが望ましいという前提に立っている。本研究で対象とするRC床版の場合には、現在のスパン判定結果のみを用いて補修優先順位を決定することも可能であるが、過去の劣化情報を加味しない場合、利用可能な情報を統計的な劣化予測モデルにより最大限に用いた場合と異なり、劣化の進展速度を評価することができない。その結果、劣化過程を適切に予測できないままに補修計画を立案することとなり、十分な説明責任を果たすことが困難になる。したがって、本方法論においては、マルコフ劣化ハザードモデルに代表される劣化予測モデルを用いて劣化過程を推定している。

次に、推定されたモデルを用いて補修優先順位を決定することを考える。従来の方法論では、現在の個々のスパンのスパン判定に基づき、スパン判定の時間的推移を表すマルコフ劣化ハザードモデルを用いて将来の

スパン判定が予測され、補修優先順位が決定されていた。しかしながら、このような方法論では、現在、健全度パターンが異なるにも関わらずスパン判定が同一であり、特性変数も共通の値を取る複数のスパン間では、補修の優先順位を決定することができない。一方で、提案方法論においては、スパン判定ではなく健全度パターンの時間的推移がモデル化されるため、同一のスパン判定を持つスパン間においてもそれらのパネル単位での健全度パターンの相違に応じて細分化された補修の優先順位付けを行うことが可能となる。さらに、提案方法論では、リスク事象を劣化予測モデル推定後にインプットとして与えるため、劣化予測モデルを再度推定することなく、多様なリスク事象を想定して補修の優先順位付けを行うことが可能となる。なお、図-5には、4.で定式化する集計的劣化過程モデルの概要もサブプロセスとして示しているため適宜参照されたい。

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連鎖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, 対象とする点検間隔が異なれば推移確率の値は異なる. 補修がない限り常に劣化が進行するので, $\pi_{ij} = 0$ ($i > j$) 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

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

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, 点検時刻 τ_A から点検時刻 τ_B の間に推移する確率は時刻 τ_A における健全度だけに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) を考える. 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^{34),35)}. 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 と判断されたとする. その後, 時刻 τ_A から追加的に期間 z (≥ 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, 点検時刻 τ_A において健全度が i と判定され, 次の点検時刻 $\tau_B = \tau_A + z$ 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 つの点検時刻の間隔を表す. 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 と点検間隔 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, 点検時刻 τ_A と $\tau_B = \tau_A + z$ 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 $\pi_{ij}(z)$ ($i = 1, \dots, I-1; j = i, \dots, I$) 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,

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

が成立すると考える。さらに、表記の便宜上、

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

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。

マルコフ劣化ハザードモデルを用いることにより、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³⁴⁾。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時間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。

なお、マルコフ劣化ハザードモデルにおいては、個々の健全度におけるハザード率が時間的に一定であると仮定し、それによって導出された推移確率行列を用いて表現される多段階の健全度の時間的推移がマルコフ性を満足するという性質を利用してマルコフ推移確率行列が定式化される。本研究においても、RC床版の個々のパネル単位での劣化過程はマルコフ劣化ハザードモデルにより表現できると仮定する。これにより、以下で定式化する集計的劣化過程モデルにおいて、時間依存型のハザードモデル³⁶⁾や非斉次な確率過程モデルを用いた場合と比べ、定式化の煩雑さを軽減することができる。一方で、社会基盤施設の劣化過程のモデル化において、マルコフ連鎖モデルの実務での適用事例はその簡便性（例えば、時間依存型の劣化過程モデルを用いる場合には、供用開始年などの過去のデータが必須であるが、マルコフ連鎖モデルではその必要はない）も相まって多数あるものの^{37),38)}、マルコフ性の妥当性に関して、対象とする社会基盤施設の種類や特性を限定せずに普遍的な知見を獲得した事例は著者等の知る限り過去には存在しない。本研究で提案する方法論も

含め、劣化過程にマルコフ性を仮定した方法論を実務へ適用する場合には、モデルの実現象表現精度と簡便性の双方を考慮し、適切な方法論を選定する必要があることは論を待たない。その際にはマルコフ性の妥当性の検証も当然のことながら必要となるが、本研究の範疇を超えると判断しここでは今後の課題とする。ただし、時間依存型のハザードモデルや非斉次な確率過程モデルを用いた場合においても、4.(1)b)の式(18)に相当する各時点での損傷状態（健全度）の生起確率が求めれば、本研究で提案する方法論を用いることができる。

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 $\mathbf{x}_s = (x_{s,1}, \dots, x_{s,L})$ の要素 $x_{s,l}$ ($l = 1, \dots, L$) は、スパン s の l 番目の特性変数を表す。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ごとに異なる値を取る特性変数ベクトル \mathbf{y}_{s,n_s} を設定する。ただし、本研究で設定したパネル単位の特性変数ベクトル \mathbf{y}_{s,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（名義尺度によって分類される変数）である。 \mathbf{y}_{s,n_s} が D 種類の特性により一意に定まると考える。個々の特性 d ($d = 1, \dots, D$) に対し、2種類のパネルグループを $\Phi_{d,0}$ 、 $\Phi_{d,1}$ と定義する。このとき、パネル単位の特性変数ベクトル \mathbf{y}_{s,n_s} は D 個の要素を持ち、 d 番目の要素 $y_{s,n_s,d}$ ($d = 1, \dots, D$) を

$$y_{s,n_s,d} = \begin{cases} 1 & n_s \in \Phi_{d,1} \\ 0 & n_s \in \Phi_{d,0} \end{cases} \quad (14)$$

と定義する。ただし、 $\{n_s : n_s = 1, \dots, N_s\}$ を全体集合として $\Phi_{d,0} \cap \Phi_{d,1} = \emptyset$ が全てのスパン s で成立する。ここで、パネルごと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 \mathbf{y}_{s,n_s} を用いて定義する。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、 $C = 2^D$

が成立し,

$$c = 1 + \sum_{d=1}^D 2^{d-1} y_{s,n_s,d} \quad (15)$$

と個々のパネルにおいて、 \mathbf{y}_{s,n_s} を所与として、パネル n_s の属するパネル集合 Ω_c が一意に定まる。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,s,n_s} を,

$$\lambda_{i,s,n_s} = \eta(\mathbf{x}_s, \mathbf{y}_{s,n_s}, \boldsymbol{\theta}) \quad (16)$$

と表現する。ここに、 $\boldsymbol{\theta}$ はパラメータベクトルである。

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

$$\tau_{h+1} = \tau_h + z \quad (h = 0, 1, 2, \dots) \quad (17)$$

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) 式 (15) で与えられるパネルカテゴリ c 、により特定化する。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 $g(\tau_h) = i_h$ が観測されたという条件の下で、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 $\pi_{i_h i_{h+1}}(z; \boldsymbol{\lambda}_{s,n_s})$ を用いて、

$$\begin{aligned} & \text{Prob}[g(\tau_{h+1}) = i_{h+1} | g(\tau_h) = i_h : s, c] \\ &= \pi'_{i_h i_{h+1}}(z; s, c) \\ &= \pi_{i_h i_{h+1}}(z; \boldsymbol{\lambda}_{s,n_s}) \end{aligned} \quad (18)$$

と表現できる。ただし、 $\boldsymbol{\lambda}_{s,n_s} = (\lambda_{1,s,n_s}, \dots, \lambda_{I-1,s,n_s})$ 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 (18) 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 $\pi_{i_h i_{h+1}}(z; \boldsymbol{\lambda}_{s,n_s})$ を i_h 行 i_{h+1} 列要素とするマルコフ推移確率行列を $\boldsymbol{\Pi}(z; \boldsymbol{\lambda}_{s,n_s})$ 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 $\boldsymbol{\nu}_s(\tau_h) =$

$(\nu_{s,1}(\tau_h), \dots, \nu_{s,C}(\tau_h))$ と表現する。 $\nu_{s,c}(\tau_h)$ 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 のいずれのパネルに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 (18) 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、 $\boldsymbol{\nu}_s(\tau_h)$ 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 $\boldsymbol{\nu}_s(\tau_{h+1})$ のパターン、あるいは、相対頻度ベクトル $\boldsymbol{\psi}_s(\tau_{h+1})$ 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) $\boldsymbol{\varepsilon}_{s,c,\tau_{h+1}} = (\varepsilon_{s,c,1,\tau_{h+1}}, \dots, \varepsilon_{s,c,I,\tau_{h+1}})$ 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、 $\nu_{s,c,i}(\tau_{h+1}) = E[\varepsilon_{s,c,i,\tau_{h+1}}]$ 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 $\boldsymbol{\varepsilon}_{s,c,\tau_{h+1}}$ は多項分布

$$\begin{aligned} & f_c(\boldsymbol{\varepsilon}_{s,c,\tau_{h+1}} : \boldsymbol{\psi}_{s,c}(\tau_{h+1})) \\ &= \frac{\bar{\nu}_{s,c}!}{\varepsilon_{s,c,1,\tau_{h+1}}! \varepsilon_{s,c,2,\tau_{h+1}}! \dots \varepsilon_{s,c,I,\tau_{h+1}}!} \\ & \cdot \{\boldsymbol{\psi}_{s,c,1}(\tau_{h+1})\}^{\varepsilon_{s,c,1,\tau_{h+1}}} \dots \{\boldsymbol{\psi}_{s,c,I}(\tau_{h+1})\}^{\varepsilon_{s,c,I,\tau_{h+1}}} \end{aligned} \quad (19)$$

に従い生起する。パネルカテゴリ c ごとの多項分布 $f_c(\boldsymbol{\varepsilon}_{s,c,\tau_{h+1}} : \boldsymbol{\psi}_{s,c}(\tau_{h+1}))$ 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 $\boldsymbol{\varepsilon}_{s,\tau_{h+1}} = (\varepsilon_{s,1,\tau_{h+1}}, \dots, \varepsilon_{s,C,\tau_{h+1}})$ の生起確率を表す多項分布

$f(\boldsymbol{\varepsilon}_{s,\tau_{h+1}} : \boldsymbol{\psi}_s(\tau_{h+1}))$ は,

$$f(\boldsymbol{\varepsilon}_{s,\tau_{h+1}} : \boldsymbol{\psi}_s(\tau_{h+1})) = \prod_{c=1}^C f_c(\boldsymbol{\varepsilon}_{s,c,\tau_{h+1}} : \boldsymbol{\psi}_{s,c}(\tau_{h+1})) \quad (20)$$

と表現することができる。多項分布 $f(\boldsymbol{\varepsilon}_{s,\tau_{h+1}} : \boldsymbol{\psi}_s(\tau_{h+1}))$ 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 $\boldsymbol{\varepsilon}_{s,\tau_{h+1}}$ 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 (20) 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」というようなリスク事象を設定すればよい。

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 (20) 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 $p(\tau_{h+1}, s, I', W : \boldsymbol{\psi}_s(\tau_{h+1}))$ 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 $p'_c(\tau_{h+1}, s, I', w_c : \boldsymbol{\psi}_{s,c}(\tau_{h+1}))$ は、

$$\begin{aligned} & p'_c(\tau_{h+1}, s, I', w_c : \boldsymbol{\psi}_{s,c}(\tau_{h+1})) \\ &= \sum_{\boldsymbol{w}_c \in \Xi_{w_c}} \frac{\bar{l}_{s,c}!}{w_{c,1}! w_{c,2}! \cdots w_{c,I'}!} \\ & \quad \cdot \{\boldsymbol{\psi}_{s,c,1}(\tau_{h+1})\}^{w_{c,1}} \cdots \{\boldsymbol{\psi}_{s,c,I'}(\tau_{h+1})\}^{w_{c,I'}} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &= \frac{\bar{l}_{s,c}!}{(\bar{l}_{s,c} - w_c)! w_c!} \\ & \quad \cdot \left\{ \sum_{i=1}^{I'-1} \boldsymbol{\psi}_{s,c,i}(\tau_{h+1}) \right\}^{\bar{l}_{s,c} - w_c} \left\{ \sum_{i=I'}^I \boldsymbol{\psi}_{s,c,i}(\tau_{h+1}) \right\}^{w_c} \end{aligned} \quad (21)$$

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 $\boldsymbol{w}_c = (w_{c,1}, \dots, w_{c,I'})$ 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 (リスク管理指標) $p(\tau_{h+1}, s, I', W : \boldsymbol{\psi}_s(\tau_{h+1}))$ は、

$$\begin{aligned} & p(\tau_{h+1}, s, I', W : \boldsymbol{\psi}_s(\tau_{h+1})) \\ &= \sum_{\chi=W}^{N_s} \sum_{\boldsymbol{w}_c \in \Phi_\chi} \prod_{c=1}^C p'_c(\tau_{h+1}, s, I', w_c : \boldsymbol{\psi}_{s,c}(\tau_{h+1})) \end{aligned} \quad (22)$$

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 $\boldsymbol{w} = (w_c, \dots, w_c)$ 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を所与とし、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。 $\boldsymbol{\nu}_s(\tau_h)$ 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 $\bar{\boldsymbol{\nu}}_s(\tau_h)$ に対して、

$$\sum_{a=1}^i \bar{\nu}_{s,c,a}(\tau_h) \geq \sum_{a=1}^i \nu_{s,c,a}(\tau_{h+1}) \quad \forall i \forall c \quad (23)$$

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 (23) 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 $\boldsymbol{\nu}_{s,c,i_h}(\tau_{h+1}) = (\nu_{s,c,i_h,i_h}(\tau_{h+1}), \dots, \nu_{s,c,i_h,I}(\tau_{h+1}))$ 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 $\boldsymbol{\nu}_{s,c,i_h}(\tau_{h+1})$ の生起確率は、多項分布 $f_{s,c,i_h}(\boldsymbol{\nu}_{s,c,i_h}(\tau_{h+1}) : \bar{\boldsymbol{\nu}}_{s,c}(\tau_1), \boldsymbol{\pi}'_{i_h,i_{h+1}}(z : s, c))$ として、

$$f_{s,c,i_h}(\boldsymbol{\nu}_{s,c,i_h}(\tau_{h+1}) : \bar{\boldsymbol{\nu}}_{s,c}(\tau_h), \boldsymbol{\pi}'_{i_h,i_{h+1}}(z : s, c))$$

$$\begin{aligned}
 &= \frac{\bar{\nu}_{s,c,i_h}(\tau_h)!}{\nu_{s,c,i_h,i_h}(\tau_{h+1})! \cdots \nu_{s,c,i_h,I}(\tau_{h+1})!} \\
 &\cdot \{\pi'_{i_h,i_h}(z:s,c)\}^{\nu_{s,c,i_h,i_h}(\tau_{h+1})} \cdots \\
 &\quad \cdots \{\pi'_{i_h,I}(z:s,c)\}^{\nu_{s,c,i_h,I}(\tau_{h+1})} \quad (24)
 \end{aligned}$$

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 (24) 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 (24) の台に含まないため、健全度パターンの不可逆性条件 (23) が常に満たされる。多項分布 (24) 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、

$$\begin{aligned}
 &f(\nu_s(\tau_{h+1}) : \bar{\nu}_s(\tau_h), \pi'(z:s)) \\
 &= \prod_{c=1}^C \sum_{\substack{\nu_{s,c}(\tau_{h+1})' \\ \in \mathcal{D}_{s,c,\tau_{h+1}}}} \\
 &\quad f_{s,c,i_h}(\nu_{s,c,i_h}(\tau_{h+1}) : \bar{\nu}_{s,c}(\tau_h), \pi'_{i_h}(z:s,c)) \quad (25)
 \end{aligned}$$

となる。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、集合 $\mathcal{D}_{s,c,\tau_{h+1}}$ 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 のパネルのうち、 w_{c,i_h} 個のパネルが健全度 I' に時点 τ_{h+1} でなる確率 $p'_{c,i_h}(\tau_{h+1}, s, I', w_{c,i_h} : \bar{\nu}_{s,c}(\tau_1), \pi'_{i_h}(z:s,c))$ は、二項分布を用いて、

$$\begin{aligned}
 &p'_{c,i_h}(\tau_{h+1}, s, I', w_{c,i_h} : \bar{\nu}_{s,c}(\tau_1), \pi'_{i_h}(z:s,c)) \\
 &= \frac{\bar{\nu}_{s,c,i_h}(\tau_h)!}{\{\bar{\nu}_{s,c,i_h}(\tau_h) - w_{c,i_h}\}! w_{c,i_h}!} \\
 &\cdot \left\{ \sum_{i=i_h}^{I'-1} \pi'_{i_h,i}(z:s,c) \right\}^{\bar{\nu}_{s,c,i_h}(\tau_h) - w_{c,i_h}} \\
 &\cdot \left\{ \sum_{i=I'}^I \pi'_{i_h,i}(z:s,c) \right\}^{w_{c,i_h}} \quad (26)
 \end{aligned}$$

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

$$\begin{aligned}
 &p'_c(\tau_{h+1}, s, I', w_c : \bar{\nu}_{s,c}(\tau_1), \pi'(z:s,c)) \text{ は,} \\
 &p'_c(\tau_{h+1}, s, I', w_c : \bar{\nu}_{s,c}(\tau_1), \pi'(z:s,c)) \\
 &= \sum_{\mathbf{u}_c \in \Sigma_{\mathbf{u}_c}} \prod_{i_h=1}^{I'} \\
 &\quad p'_{c,i_h}(\tau_{h+1}, s, I', w_{c,i_h} : \bar{\nu}_{s,c}(\tau_1), \pi'_{i_h}(z:s,c)) \quad (27)
 \end{aligned}$$

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 (リスク管理指標) $p(\tau_{h+1}, s, I', W : \bar{\nu}_s(\tau_h), \pi'(z:s))$ は、

$$\begin{aligned}
 &p(\tau_{h+1}, s, I', W : \bar{\nu}_s(\tau_h), \pi'(z:s)) \\
 &= \sum_{\chi=W}^{N_s} \sum_{\mathbf{w} \in \Phi_{\chi}} \prod_{c=1}^C \\
 &\quad p'_c(\tau_{h+1}, s, I', w_c : \bar{\nu}_{s,c}(\tau_1), \pi'(z:s,c)) \quad (28)
 \end{aligned}$$

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. モデル推定

(1) 実証分析の概要

本研究で提案する方法論を NEXCO 3 社が管理する橋梁の点検データに適用する。対象橋梁は東北、近畿、中国、九州地方の 16 路線内に建設された 94 橋である。それらの諸元を表-3 に示す。橋梁形式は、単純桁、複数スパンの連続桁、複数スパンの連結桁により構成される 20 種類であり、合成桁、非合成桁の双方を含む。本研究では橋脚間 (あるいは橋台間) を分析単位であるスパンと定義しているため、連続桁であれば本来の定義に基づくスパンの数よりも本研究で定義するスパンの数は多くなる。ただし、特性変数として用いる床版スパン長 (m) は前者の一般的なスパン長である。合成桁橋の床版は非合成桁橋の床版と比較して荷重による負担を大きく受けるために、劣化の進展が早いことが経験的に知られている³⁹⁾。これらの橋梁は 4 種類の道路橋支方書に従って設計されており、設計活荷重は TL-20 と TT43 の 2 種類が存在する。また、対象とする RC 床版は 1963 年から 1989 年の間に供用が開始され、1986 年から 2014 年にかけて RC 床版パネルごとに実施された目視点検の結果として 9,801 個の点検データが電子形式で保存されている。さらに、5,423 個の床版パネルにおいて建設時点に関するデータ (建設データ) を獲得できたので、建設時点における床版パネルの健全度を 1 と仮定して推定用のサンプルに追加する。ま

表-3 データ諸元

橋梁数	94 橋				
橋梁形式	20 種類				
道路支方書	昭和 39 年, 47 年, 48 年, 55 年				
供用開始年	1963 年~1989 年				
設計活荷重	TL-20, TT43				
点検年	1986 年~2014 年				
点検データ数	9,801				
建設データ数	5,423				
補修データ数	1,388				
パネル総数	5,423				
スパン総数	241				
サンプルサイズ	13,803				
平均点検間隔	12.07 年				
	事後健全度				
		1	2	3	4
事前健全度	1	9,606	1,021	1,006	844
	2		296	143	87
	3			263	269
	4				268

た、獲得できた補修時点に関するデータ（補修データ）についても、補修により床版パネルの健全度が 1 へと回復すると仮定し、1,388 個の補修データを推定用サンプルの作成時に付加した。これら全てのデータを用いてマルコフ劣化ハザードモデルの推定に用いるサンプルを作成すると、5,423 パネルに対して 13,803 個の健全度ペアサンプルが獲得された。サンプルの作成において、健全度が回復している健全度ペアサンプルは予め除外している。表-3 には、健全度ペアごとのサンプルの内訳を示している。また、点検間隔に関して、本研究では建設データ、補修データを点検データに加えてサンプルを作成したことに起因し、平均の点検間隔が 12.1 年と比較的長くなっている。実際には点検が約 12 年に 1 度しか実施されていないのではなく、建設あるいは補修後の点検データが電子データとして記録されていないなどの理由から本研究で利用不可能であったこと（例えば、建設後に 5 年間隔で 3 回点検が実施されていても 1 回目、2 回目の点検データが利用できない場合には、3 回目の点検データを用いて建設時点の健全度 1 と 3 回目の点検時の健全度でサンプルペアを作成し、当該サンプルの点検間隔は 15 年となる）に起因し、作成したサンプルの健全度ペアに対応する期間 z が長くなっていると考えられる。ここでは、 z の平均値を平均点検間隔と称しており、本実証分析における平均点検間隔が実際の点検間隔の平均値を表すとは限らない点に留意して欲しい。

(2) 単一の特性変数を用いたモデル推定

本研究では、表-4 に列挙した 10 項目の特性変数 $x_s^f (f = 1, \dots, 8)$ または $y_{s,n_s}^f (f = 9, 10)$ が考慮可能であった。同表において、 $x_s^f (f = 1, \dots, 4)$ の 4 項目に関しては連続値として観測される定量的変数であり、観測値を特性変数として直接利用する。ただし、各項

表-4 特性変数の候補一覧

項目	特性変数	ダミー変数の設定	
最小床版厚 (cm)	x_s^1	-	
床版スパン長 (m)	x_s^2	-	
累積軸数 (t/年)	x_s^3	-	
凍結防止剤累積散布量 (t/km/年)	x_s^4	-	
海砂	x_s^5	1	使用
		0	不使用
飛来塩分	x_s^6	1	あり
		0	なし
ASR	x_s^7	1	発生
		0	未発生
構造形式	x_s^8	1	合成
		0	非合成
コンクリートの一般部か打継部か	y_{s,n_s}^9	1	打継部
		0	一般部
車線	y_{s,n_s}^{10}	1	走行車線
		0	追越車線

目において観測値の最大値を 1 として基準化して用いる。累積軸数 (t/年) に関しては、供用開始時点から最新点検年までの累積軸数をその経過年数で割り、1 年あたりの平均値を使用している。また、凍結防止剤累積散布量 (t/km/年) に関しては、供用開始時点から最新点検年までの累積量をその経過年数で割り、さらに各道路延長で割ることにより、1 年間の 1km あたりの凍結防止剤累積散布量の平均値を使用している。一方、残りの 6 項目の x_s^5, \dots, x_s^8 および $y_{s,n_s}^9, y_{s,n_s}^{10}$ に関しては、各項目において離散のカテゴリに分割される定性的変数である。定性的変数については、表-4 に示すようにダミー変数を設定している。また、特性変数として橋梁形式も考えることができたが、サンプルの大部分が連続桁であり、単純桁と連結桁のデータが十分ではないと判断し、特性変数として設定していない。

$$\lambda_{i,s,n_s}^f = \begin{cases} \exp(\alpha_{i,0}^f + x_s^f \alpha_{i,1}^f) & f = 1, \dots, 8 \\ \exp(\beta_{i,0}^f + y_{s,n_s}^f \beta_{i,1}^f) & f = 9, 10 \end{cases} \quad (29)$$

とする 10 種類のマルコフ劣化ハザードモデルを定義し、式 (16) の $\eta(\cdot, \cdot, \cdot)$ を特定化する。ここに、 $\alpha_{i,0}^f, \alpha_{i,1}^f, \beta_{i,0}^f, \beta_{i,1}^f$ はパラメータであり、 $\alpha_{i,0}^f$ および $\beta_{i,0}^f$ は定数項を表す。このとき、個々のマルコフ劣化ハザードモデル $f (f = 1, \dots, 10)$ の尤度関数は、パラメータベクトル θ^f 、観測データ集合 $\bar{\mathcal{I}}$ を用いて、

$$\mathcal{L}_f(\theta^f, \bar{\mathcal{I}}) = \prod_{s=1}^S \prod_{n_s=1}^{N_s} \prod_{b_{n_s}=1}^{B_{n_s}} \pi_{\bar{i}_{1,s,n_s,b_{n_s}} | \bar{i}_{2,s,n_s,b_{n_s}}}(\bar{z}_{s,n_s,b_{n_s}} : \lambda_{s,n_s}^f) \quad (30)$$

と表現できる。ただし、 $f = 1, \dots, 8$ のとき $\theta^f = (\alpha_{i,0}^f, \alpha_{i,1}^f)$ であり、 $f = 9, 10$ のとき $\theta^f = (\beta_{i,0}^f, \beta_{i,1}^f)$ で

ある。さらに、パネル n_s に関して B_{n_s} 個の健全度ベアサンプルが獲得されており、 $\bar{i}_{1,s,n_s,b_{n_s}}$ ($b_{n_s} = 1, \dots, B_{n_s}$) は事前健全度、 $\bar{i}_{2,s,n_s,b_{n_s}}$ は事後健全度、 $\bar{z}_{s,n_s,b_{n_s}}$ は点検間隔を表す。個々のマルコフ劣化ハザードモデルを最尤法により推定する。最尤法では対数尤度関数を最大化するようなパラメータの推定値

$$\hat{\theta}^f = \arg \max_{\theta^f} \{\ln \mathcal{L}_f(\theta^f, \bar{\mathcal{I}})\} \quad (31)$$

を求める最適化問題を逐次反復法により解く。なお、マルコフ劣化ハザードモデルの推定方法の詳細は参考文献¹³⁾を参照されたい。本実証分析では、ニュートン・ラフソン法(反復計算における収束の基準を収束誤差が 10^{-6} 未満と設定)によりモデル推定を行ったが、パラメータの初期値を極端な値に設定しない限り、個々のモデルの推定において、安定的に解を求めることができた点を付記しておく。また、本実証分析では、13,803 サンプルが利用可能であり、既往研究¹³⁾で言及されている、マルコフ劣化ハザードモデルの推定精度を確保するためには2,000個程度のサンプルを蓄積する必要がある、という条件を十分に満足しているため、モデル推定精度も確保できていると判断する。

それぞれの特性変数に対して定義した10種類のマルコフ劣化ハザードモデルを推定する。このとき、特性変数の説明力に関する t -値や推定結果の符号条件を勘案し、採用すべき特性変数を選定した。この結果、本研究ではASR、累積軸数、飛来塩分、構造形式に関しては特性変数から除外することとした。ASRの特性変数項は全てのパラメータにおいて t -値の絶対値が1.96を下回っており、本事例においてはASRは床版パネルの劣化過程に影響を及ぼすとはいえないという結果になった。また、累積軸数に関して、一般的に累積軸数が大きいほど床版の寿命が短くなることが予想されるが、パラメータの推定値が全て負の値となっており、累積軸数が大きくなるほど、床版の寿命が短くなるという一般的な常識と寿命の長短が逆転してしまうことから、符号条件に基づいて除外することとした。同様に、飛来塩分についても、飛来塩分がない場合の寿命がある場合の寿命より短くなり寿命の長短が想定されうる劣化事象と整合的でない。構造形式においても、非合成桁の寿命が合成桁の寿命より短くなり寿命の長短が逆転していることから特性変数の候補から除外した。

続いて、ASR、累積軸数、飛来塩分、構造形式を除いた6種類の特性変数が床版パネルの劣化過程に及ぼす影響の大きさを相対評価するために、推定した各マルコフ劣化ハザードモデルの赤池情報量基準(AIC)^{41),42)}を比較する。マルコフ劣化ハザードモデル f の赤池情報量基準 \widehat{AIC}_f は次式で定義される。

$$\widehat{AIC}_f = -2 \ln(\mathcal{L}_f(\hat{\theta}^f, \bar{\mathcal{I}})) + 2k_f \quad (32)$$

表-5 各モデルの \widehat{AIC}_f

f	項目	\widehat{AIC}_f
4	凍結防止剤累積散布量 (t/km/年)	19,826
9	コンクリートの一般部か打継部	19,995
1	最小床版厚 (cm)	20,239
10	車線	20,274
5	海砂	20,287
2	床版スパン長 (m)	20,321
定数項のみ		20,399

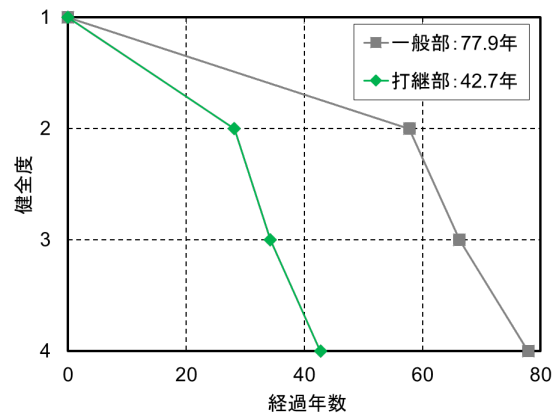


図-6 一般部と打継部のパネルの劣化過程の差異

\widehat{AIC}_f はパラメータの推定値 $\hat{\theta}^f$ を用いて定義される対数尤度 $\ln(\mathcal{L}_f(\hat{\theta}^f, \bar{\mathcal{I}}))$ と未知パラメータの数 k_f で決定され、 \widehat{AIC}_f が小さくなるほど、観測データとモデルの当てはまり具合、未知パラメータの種類数の観点から適したモデルであると本研究では判断する。

表-5に6種類全てのマルコフ劣化ハザードモデルの \widehat{AIC}_f を昇順に示す。同表より、6種類の特性変数の中で凍結防止剤累積散布量を特性変数として採用したモデルが、床版の劣化過程を表現するのに最も適したモデルであると判断できる。さらに、推定結果と式(13)を用いて期待劣化パスを導出できる。例として、「コンクリートの一般部か打継部」の違いによる期待寿命の差異を図-6に示す。一般部のパネルは健全度4に達するまでに77.9年、打継部に関しては42.7年と期待寿命が35.2年異なる結果が得られた。「コンクリートの一般部か打継部」といった情報は同一スパン内でもパネル単位で異なり、従来のスパン単位の劣化予測では、スパン内での打継部のパネル数の割合などを用いた間接的な考慮しかできなかつた。このような観点からも、本研究で提案する方法論を用いて、パネル単位で異なる情報を特性変数として直接的に考慮することの必要性が確認できる。

表-6 特性変数間の相関係数

	x^{*1}	x^{*2}	x^{*4}	x^{*5}	y^{*9}	y^{*10}
x^{*1}	1					
x^{*2}	0.03	1				
x^{*4}	0.01	-0.11	1			
x^{*5}	0.03	0.00	0.00	1		
y^{*9}	0.01	0.01	0.01	-0.01	1	
y^{*10}	0.00	0.00	0.15	0.24	0.16	1

(3) 複数の特性変数を用いたモデル推定

次に、複数種類の特性変数を考慮したマルコフ劣化ハザードモデルの推定を行う。スパン s ($s = 1, \dots, S$) のパネル n_s ($n_s = 1, \dots, N_s$) の健全度 i ($i = 1, \dots, 3$) のハザード率 λ_{i,s,n_s} を、

$$\lambda_{i,s,n_s} = \exp\{\gamma_i + (\delta_x \circ x_s)\alpha'_i + (\delta_y \circ y_{s,n_s})\beta'_i\} \quad (33)$$

と定義する。ただし、 γ_i は定数項であり、5.(2)b)の結果を考慮して $x_s = (x_s^1, x_s^2, x_s^4, x_s^5)$, $y_{s,n_s} = (y_{s,n_s}^9, y_{s,n_s}^{10})$ と6種類の特性変数を考慮する。 $\alpha_i = (\alpha_i^1, \alpha_i^2, \alpha_i^4, \alpha_i^5)$, $\beta_i = (\beta_i^9, \beta_i^{10})$ はパラメータベクトルである。 $\delta_x = (\delta_x^1, \delta_x^2, \delta_x^4, \delta_x^5)$, $\delta_y = (\delta_y^9, \delta_y^{10})$ は、それぞれの特性変数を考慮するか否かを示す指示変数であり、

$$\delta_x^{f_x} = \begin{cases} 1 & \text{変数 } f_x \text{ を考慮する} \\ 0 & \text{変数 } f_x \text{ を考慮しない} \end{cases} \quad (34a)$$

$$\delta_y^{f_y} = \begin{cases} 1 & \text{変数 } f_y \text{ を考慮する} \\ 0 & \text{変数 } f_y \text{ を考慮しない} \end{cases} \quad (34b)$$

$$(f_x = 1, 2, 4, 5; f_y = 9, 10)$$

が成り立つ。なお、記号「 \circ 」はベクトルの要素ごとの積(アダマール積)を表し、記号「 \cdot 」は転置操作を表す。はじめに、特性変数同士の相関を考慮する。表-6に6種類の特性変数間の相関係数を示した。このとき、サンプルサイズと等しく13,803個の要素を持つ特性変数ベクトル $x^{*f_1} = (x_{1,1}^{f_1}, \dots, x_{1,N_1}^{f_1}, x_{2,1}^{f_1}, \dots, x_{S,N_S}^{f_1})$ ($f_1 = 1, 2, 4, 5$)、あるいは、 $y^{*f_2} = (y_{1,1}^{f_2}, \dots, y_{1,N_1}^{f_2}, y_{2,1}^{f_2}, \dots, y_{S,N_S}^{f_2})$ ($f_2 = 9, 10$)を用いて相関係数を算出した。ただし、 $x_{s,n_s}^{f_1} = x_s^{f_1} \forall n_s, s$ である。連続値同士の項目はピアソンの積立相関係数⁴³⁾、ダミー変数を設定した項目と連続値を用いた項目は相関比⁴⁴⁾、ダミー変数同士はクラメールの連関係数⁴⁵⁾を用いて相関関係の大小を考慮している。相関性の高い特性変数ペアを同一のモデルに含めた場合、パラメータ同士が識別性条件を満足せず重共線性が問題となる。本実証分析では、候補となる特性変数の組み合わせは変数(34)の組み合わせとなる 2^6 通りあり、その中からAICが最小となる組み合わせを特性変数間の相関性も考慮し選定する。その具体的な手順を以下で説明する。表-6に示す特性変数間の相関性を考慮した場合、「車線 ($f=10$)」と、「凍結防止剤累積散布量 ($f=4$)」、「海砂 ($f=5$)」、「コンクリートの一般

表-7 複数の特性変数を用いたモデルの未知パラメータ推定結果 ($AIC = 19,403$)

健全度	定数項	凍結防止剤累積散布量 (t/km/年)	海砂	コンクリートの一般部か打継部か
i	$\hat{\gamma}_i$	$\hat{\alpha}_i^4$	$\hat{\alpha}_i^5$	$\hat{\beta}_i^9$
1	-4.35	0.97	-	0.72
(t -値)	(-132.14)	(16.33)	(-)	(18.59)
2	-2.68	1.02	0.25	0.44
(t -値)	(-45.42)	(8.59)	(3.51)	(6.86)
3	-2.87	0.80	-	0.38
(t -値)	(-32.7)	(5.90)	(-)	(5.17)

部か打継部 ($f=9$)」との相関係数が、他の特性変数同士の相関係数と比較して、高い値を取っている。同様に、「凍結防止剤累積散布量 ($f=4$)」と「床版スパン長 ($f=2$)」の相関係数も比較的高い値を取っている。そのため上記の組合せを特性変数として採用することは望ましくない。以上の特性変数間の相関関係と、表-5の各モデルの最適性を考慮した上で、AICが最小となる特性変数の組み合わせ「コンクリートの一般部か打継部」、「凍結防止剤累積散布量 (t/km/年)」、「海砂」を最適モデルとして選定した。なお、当該モデルが、上述の相関性が見られる特性変数ペアを同一モデルに含まないような特性変数の組み合わせを持つ全てのモデルの中で最小のAICを持つことは、それらのモデルを全て推定し確認している。本研究での最適モデルの推定結果を表-7に示す。このように、床版パネルの劣化には環境条件・構造条件等の様々な要因が複雑に関係している。一方で、この結果から直接的に、当該スパン内にそれぞれの健全度のパネルがいくつ存在するかという情報を獲得することはできない。そこで本研究では、表-7に示す本実証分析での最適モデルと集計的劣化過程モデルを用いて、スパン内の各健全度のパネル数を定量化する。

6. RC床版の劣化総合評価

(1) 劣化総合評価の事例

5.で推定されたモデルのマルコフ推移確率を集計的劣化過程モデルに用いて、図-3で説明したようなスパンの相対評価問題に取り組む。いま、時点 τ_h において、点検によりスパン内の全てのパネルの健全度が獲得されており、15年後(時点 τ_{h+1})に更新を実施するか否かの意思決定問題を考える。図-7に、獲得された点検情報におけるスパン内の健全度パターンごとに τ_{h+1} におけるスパン判定IVが生起する確率(リスク管理指標)

$$p(\tau_{h+1}, s, 4, 4 : \bar{\nu}_s(\tau_h), \pi'(z : s)) = 1 - \prod_{c=1}^C \prod_{i_h=1}^3 \left\{ \sum_{b=1}^3 \pi'_{i_h b}(z : s, c) \right\}^{\bar{\nu}_{s,c,i_h}(\tau_h)} \quad (35)$$

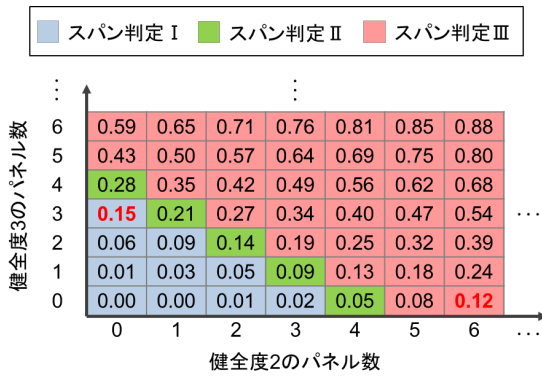


図-7 健全度パターンごとのリスク管理指標

を示す。同図において、対象とするスパンは $N_s = 12$ 個のパネルで構成されているとする。本研究では、このように全パネルのうち4パネル ($W = 4$) がスパン判定IV ($I' = 4$) に到達することをリスク事象と設定する。同図の個々のセルの位置が現在の健全度パターンを示す。例えば、横軸の健全度2のパネル数が0、縦軸の健全度3のパネル数が3のスパン（以下、パターンA）に着目すると、パターンAはリスク管理指標 $p(\tau_{h+1}, s, 4, 4 : \bar{\nu}_s(\tau_h), \pi'(z : s))$ が0.15となる。これは、スパン内の12パネルのうち、健全度1が $\bar{\nu}_{s,1,1} = 9$ パネル、健全度2が $\bar{\nu}_{s,1,2} = 0$ パネル、健全度3が $\bar{\nu}_{s,1,3} = 3$ パネルであった場合、15年後にパターンAにリスク事象「健全度4に到達するパネルが4枚以上（スパン判定がIVになること）」が生起する確率が0.15であることを意味している。なお、同図では、パネルの特性として12パネルのうち、8パネルが一般部、4パネルが打継部であり、現時点では打継部から劣化が進展している場合を想定している。また、スパンの特性としては海砂、凍結防止剤は使用していない場合を想定している。一方、健全度1が6パネル、健全度2が6パネル、健全度3が0パネル（以下、パターンB）では15年後にスパン判定IVになる確率（リスク管理指標）が0.12となり、15年後のリスクという観点ではパターンAの方が更新優先順位が高い、という知見を獲得することができる。同図には現行のスパン判定基準を用いた際の評価を背景色により示しているが、スパン判定を用いるとパターンB（スパン判定III）の方がパターンA（スパン判定I）よりも優先順位が高いと評価されている。これは、スパンの損傷度を単純に健全度2以上のパネル数により判定し、パターンAとパターンBの損傷状態の相違を区別できていないためである。設定したリスク事象「健全度4以上のパネルが4個以上発生すること」を用いて損傷状態を区別すると、パターンAの損傷数は健全度3が3パネルであることから局所的な損傷であるのに対して、パターンBの損傷数は健全度2が6パネルと全域的な損傷であることがわかる。提案したリスク

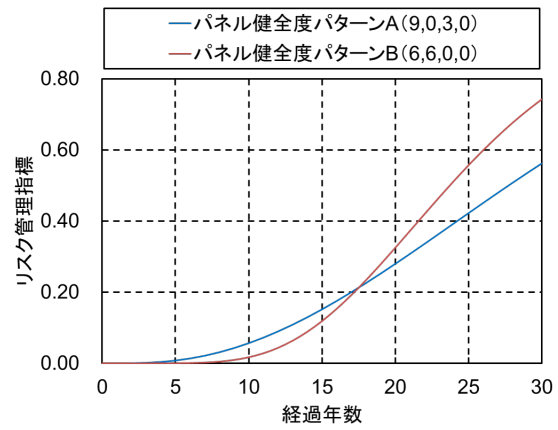


図-8 リスク管理指標の時間的推移

管理指標を用いて損傷状態を評価することにより、現行のスパン判定基準では捉えることが困難である局所的、全域的といった損傷状態を区別し、将来時点の更新の意思決定問題を考える際に優先順位を明示的に評価することができる。

さらに、図-8に、パターンA、パターンBのリスク管理指標の時間的推移を示す。この図からは、リスク管理指標の増加率や、リスク管理指標値の大小関係の分岐点を読み取ることができる。図-8において、15年後時点（時点 τ_{h+1} ）まではパターンAのリスク管理指標値が大きくなっているが、18年後にはリスク管理指標値が逆転している。このことから、18年以前ではパターンAのスパンを優先的に更新し、それ以降はパターンBのスパンに対して優先的に更新をすることが望ましい。このようなリスク管理指標の逆転は現時点の損傷状態や劣化速度に起因していると考えられる。全域的な損傷は時間の経過とともに急激にリスクが増大するため、ある時点を超えて局所的な損傷であるパターンAと全域的に損傷が進んでいるパターンBの更新優先順位が逆転していると解釈することができる。

このように、集計的劣化過程モデルを用いることにより、図-3で示したようなスパン間の相対的劣化評価問題を、式(22)に示す任意の健全度 I' とパネル数 W により決定されるリスク事象に着目した総合的なリスク管理指標に基づき解決することができる。さらに、図-8に示したように、将来の特定時点ではなく任意時点におけるリスク管理指標を算出することにより、計画されている更新タイミングに応じた相対評価や優先順位付けが可能となる。また、以上の劣化評価の枠組みを用いることにより、詳細な劣化評価を目指したスパン判定の細分化など、判定基準を変更する際にも柔軟に対応することができる。

なお、上記では現行のスパン判定に基づき、 I' 、 W を設定したが、当然のことながら、それ以外の任意の I' 、 W の組み合わせに対して、リスク管理指標を算出

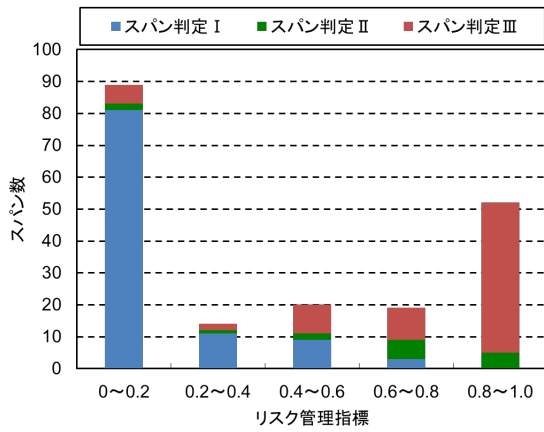


図-9 各スパンのリスク管理指標 (2030 年度末)

することが可能である。本研究で提案する方法論を用いることにより、単一種類のスパン判定基準ではなく、複数種類のスパン判定基準（例えば、大規模更新を想定したスパン判定基準と、RC床版の剥離・剥落などの局所的な損傷に着目したスパン判定基準）に対応した複数種類のリスク管理指標を算出することが可能となり、RC床版の多様な劣化事象に柔軟に対応することが可能となる。

(2) 実橋梁群を対象とした相対的リスク評価

a) 更新優先順位の逆転可能性

2. では、現行のスパン判定を用いた場合の更新優先順位の逆転に言及した。以下では、本実証分析で対象とした全スパンに対して、将来時点での更新優先順位の相対評価を行い、実在のスパン群において更新優先順位の逆転がどの程度発生するのかを明らかにした上で、本研究の有用性を議論する。なお、ここでは、個々のスパンにおいてスパン判定がIVに到達すると大規模更新（ここでは、スパン内のパネルの取替えとする）が必要となる、と考える。その上で、全てのスパンにおいていずれ必要となる大規模更新を、どのスパンから実施すれば、RC床版の劣化に起因したリスクを最小限に抑えられるかという点に着目する。当然のことながら、RC床版のマネジメントにおいて、個々の床版に対する軽微な補修や延命措置といった多様なオプションが考えられるが、それらを網羅的に考慮した最適化モデルによる更新計画の立案は、本研究の範疇を超えるとして今後の課題とする。

表-3に示した通り、本研究では分析対象として241スパンの点検データを採用した。それぞれのスパンの最新の点検情報を用いて算出した2030年度末のスパンsのリスク管理指標 $p_s^* = p(\tau_1^s, s, 4, [0.3N_s] : \bar{v}_s(\tau_0^s), \pi'(z_s^* : s))$ の分布を図-9に示す。ただし、 $\tau_0^s = 0$ はスパンsにおいて最新の点検が実施されたカレンダー時刻に相当する時点とし、 τ_1^s は $\tau_0^s = 0$ を起点とする時間軸

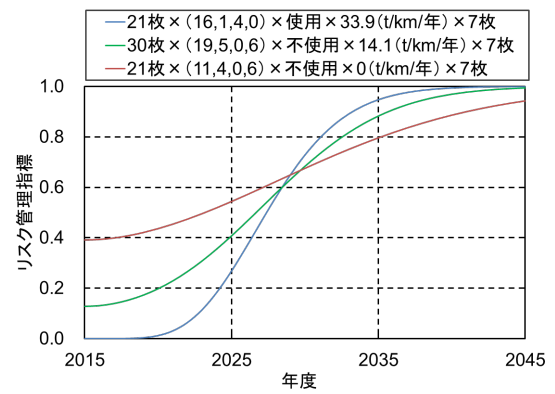


図-10 実スパンの相対的リスク評価 (パネル枚数×パネル健全度パターン×海砂×凍結防止剤 (t/km/年) ×打継部 (枚))

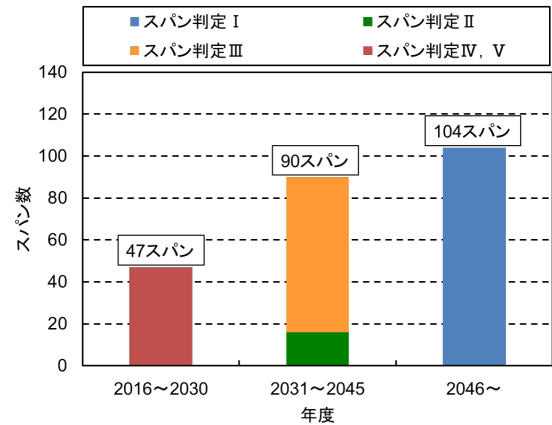


図-11 現在のスパン判定のみに基づく更新グループ分類¹⁾

上でカレンダー時刻が2030年に相当する時点であり、 $z_s^* = \tau_1^s - \tau_0^s$ が成り立つ。 $[\xi]$ は ξ 以上の最小の整数を表す天井関数である。なお、既にスパン判定がIV以上の47スパンは2030年度末までに大規模更新が実施されているものとし、残りの194スパンに対してリスク評価を実施した結果を示している。同図では、現在のスパン判定結果ごとに将来時点(2030年度末)でのリスク管理指標を示している。リスク管理指標が $0 < p_s^* \leq 0.2$ の範囲では現在のスパン判定Iが多くを占め、 $0.8 < p_s^* \leq 1$ ではスパン判定IIIが多くを占めていることがわかる。しかしながら、現在のスパン判定がIであるにも関わらず、現在のスパン判定がIIIのスパンよりもリスク管理指標が高いスパンも存在している。これらのスパンには、更新優先順位の逆転が起きている可能性がある。このように、本実証分析では、現在のスパン判定ではなく、現在のスパン内の健全度パターンを考慮した結果、将来時点における更新優先順位が逆転するスパンも少なくなく、本研究で提案するような総合的劣化評価手法の有用性が確認できる。

また、6.(1)で述べたように、特定の時点において優先順位付けを実施するのみではなく、リスク管理指標の時間的推移によりリスク管理指標が急増する直前で

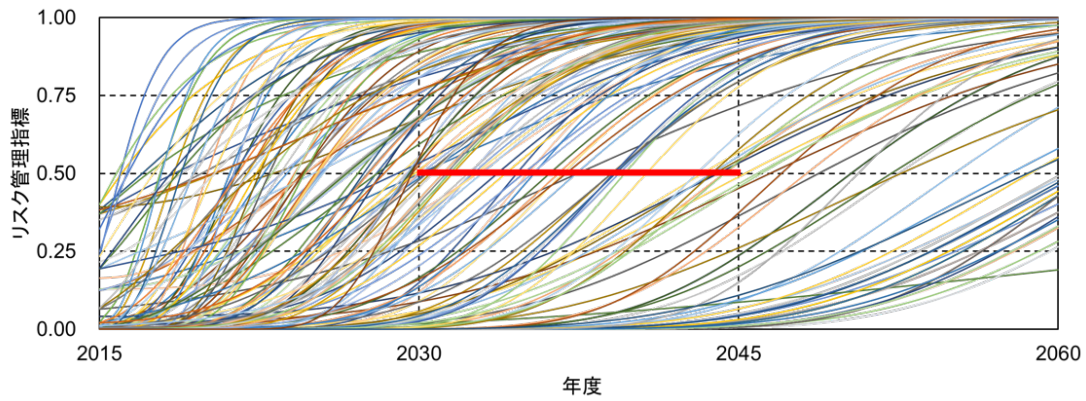


図-12 実橋梁群 RC 床版のリスク管理指標の時間的推移

の更新を検討する必要もある。本節においても、対象スパンの中から将来時点での大規模更新優先順位が逆転しているスパンを選定し、それらのリスク管理指標の時間的推移を議論する。その結果を図-10に示す。同図において、青線のスパンは現在のスパン判定がI、緑線のスパンは現在のスパン判定がII、赤線のスパンは現在のスパン判定がIIIである。この結果から、現時点ではスパン判定IIIのスパンが最も更新の優先順位が高いが、本実証分析で用いるスパン判定基準においては、現在の健全度パターンに起因し、劣化の進展が他の2スパンと比較して遅いため、十数年後、優先順位が逆転していることがわかる。このように、スパン判定がIのスパンであっても劣化の進展が早いスパンに関しては、早期に更新を実施するような施策を勘案することが望ましい。

b) リスク管理指標に基づく大規模更新計画案

NEXCO 3社の現行の大規模更新計画¹⁾では、現在のスパン判定に基づき、大規模更新の実施時期を15年ごとの3期に分類している。しかし、その実施期間内での優先順位の細分化(年度単位の優先順位)が今後の課題とされている¹⁾。既往研究³¹⁾においても、スパン判定データを劣化予測モデルに直接的に用いることにより、スパン単位の更新優先順位を決定している。しかし、この手法には、2.に記述したとおり、スパンの劣化状態を正確に評価しきれていない代表値問題が存在する。そこで、本研究で提案した方法論を用いて、代表値問題を解消しつつ、実施時期内でスパン単位の大規模更新優先順位も決定する大規模更新計画を提案する。

2.(3)で述べたようにNEXCO 3社では管理するスパンの大規模更新時期を3期(第1期:2016年度から2030年度末までに実施,第2期:2031年度から2045年度末までに実施,第3期:2046年度以降に実施)に分類している。本実証分析で対象としたスパンを用いて、実際に大規模更新時期の分類を行うと、図-11のようになる。第1期内では47スパン、第2期内では90

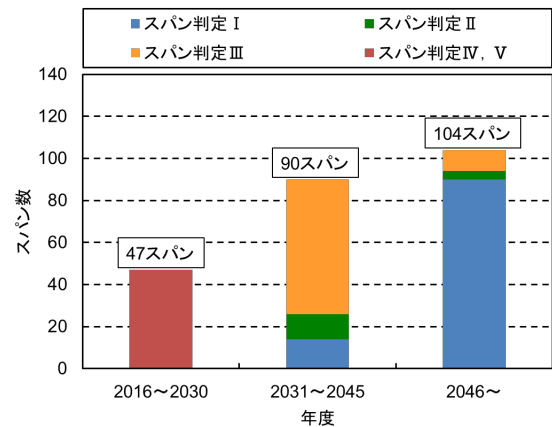


図-13 現行の計画のグループ数に基づく優先順位(第1案)

スパン、第3期内では104スパンに対して大規模更新が実施される。このように、現行の計画は現状のスパン判定に基づき策定されている。

一方、以下では、本研究で提案する方法論に基づき具体的な大規模更新計画案を作成する。本研究で提案する大規模更新計画でも、現行の計画に基づき、現在(2016年度)から15年ごとに、大規模更新の実施時期を3期に分類する。本節でも、5.(3)にて定義した「スパン判定IV」が生起する確率をリスク管理指標として用いる。ただし、同リスク管理指標は本研究で提案する方法論を用いた場合、任意に設定することができる。このリスク管理指標の推移に基づき、大規模更新計画案を提案する。まず、図-12に、現在スパン判定がIV以上となっている47スパンを除く194スパンのリスク管理指標の時間的推移を示した。このようリスク管理指標の推移に基づき、大規模更新計画案を提案する。第1案の大規模更新計画案として、各期の更新スパン数が図-11に示したスパン数と等しくなるように、本研究で提案する方法論に基づいた分類を行う。本計画案では、すでにスパン判定がIV以上の47スパンは、現行の計画と同様に、第1期に分類する。次に、残りの194スパンのうち、2045年度末のリスク管理指標が高いスパンから順に90スパンを第2期に、104スパンは第3

表-8 第2期の優先順位(第1案)

順位	スパン判定Ⅰ	スパン判定Ⅱ	スパン判定Ⅲ
1~10	-	-	10
11~20	1	1	8
21~30	-	2	8
31~40	2	2	6
41~50	2	-	8
51~60	2	1	7
61~70	1	2	7
71~80	4	2	4
81~90	2	2	6

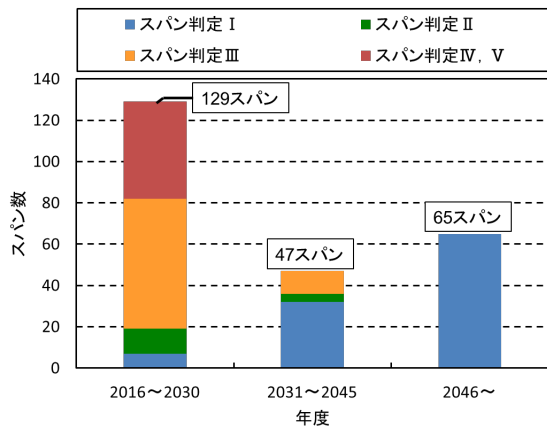


図-14 大規模更新基準に基づく優先順位(第2案)

期に分類する。その結果を図-13に示す。本計画案において、現在、スパン判定Ⅰの14スパン、スパン判定Ⅱの12スパン、スパン判定Ⅲの64スパンが第2期に分類され、図-11との比較を通して更新優先順位の逆転可能性が示唆できる。さらに、第2期内の2045年度末のリスク管理指標に基づく更新優先順位を表-8に示す。表-8のセル内には、その順位内に該当するスパン数を示している。例えば、優先順位11位~20位にスパン判定Ⅰのスパンの数は1つある。ここから、優先順位の上位に必ずしもスパン判定の高いスパンが集中しているとは言えないため、同一グループ内でも更新優先順位の逆転可能性が示唆される。一方で、第1期、第2期には分類されないが、2030年度末、2045年度末でリスク管理指標が1に近いスパンもそれぞれ存在する。そのため、現行の計画よりも経済面に余裕がある場合は、これらのリスク管理指標の高いスパンを第1期に分類する、あるいは、第1期の実施期間を短くすることにより、第2期の大規模更新実施時期を早くすることが望ましい。そのような状況を想定して、図-14のような第2の大規模更新計画案を提案する。第2案では、リスク管理指標に閾値(以下、大規模更新基準)を設定し、そのリスク管理指標を超過した場合、そのスパンは大規模更新実施の対象になると設定する。ただし、大規模更新基準も任意に指定でき、その値は大規模更新のための予算なども勘案し総合的に決定されることが望ましいことに留意されたい。ここでは、大規

模更新基準を0.5と設定する。まず、すでにスパン判定がⅣ以上の47スパンは、第1期に分類する。同様に、2030年度末までに大規模更新基準を超過する現在のスパン判定がⅠの7スパン、Ⅱの12スパン、Ⅲの63スパンの計82スパンも第1期に分類する。この結果、合計129スパンが第1期に分類される。次に、残りの112スパンに対して、2045年度末のリスク管理指標を算出することにより、第2期に分類されるスパンを抽出する。その結果、現在、スパン判定Ⅰの32スパン、スパン判定Ⅱの4スパン、スパン判定Ⅲの11スパン、合計47スパンが第2期に分類される。リスク管理指標は時間経過に対して単調増加であり、このとき、第2期のスパンは2031年度の期首から2045年度の期末までに大規模更新基準を超過する。すなわち、図-12において、第2期に属する47スパンのリスク管理指標曲線のみが図中の赤色実線部と交わっている。したがって、この期間内に大規模更新が実施される47スパンは、例えば、赤色実線部とリスク管理指標の交点に相当する経過年数の昇順に第2期内で大規模更新を実施するなど、同一グループ内での大規模更新優先順位の細分化も可能となる。次に、2045年度末に大規模更新基準を超過していない65スパンは、現在、全てスパン判定Ⅰである。この結果からも、第1の大規模更新計画案と同様に、現行のスパン判定を用いた場合との更新優先順位の逆転可能性が示唆される。

このように、本研究で提案する方法論は、実際の大規模更新計画立案に直接的に有用となる。なお、上記では、スパン群を3期の大規模更新計画に分類することを前提条件としたが、本研究で提案する方法論を用いることにより、任意の期首、期末を持つ任意の数のグループにスパン群を分類することが可能となり、より詳細な大規模更新計画の立案が可能となる。

7. 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。また、開発した方法論の有用性を示すため、高速道路のRC床版を用いた実証分析を実施した。実証分析では、本研究で提案する方法論を用いることにより、1)「コンクリートの一般部か打継部か」といったパネルの特性変数を明示的に考慮

し、2) 将来時点のリスクという観点でスパンの補修優先順位を決定することができることを示した。本研究の有用性は、大規模更新基準および考慮する将来時点、リスク管理水準および現時点からの経過時間を用いて、それぞれ離散的な状態空間を持つ変数ではなく、連続変数として議論できる点にあり、それによって、今後期待され得る大規模更新優先順位の細分化、大規模更新時期のグループ分けの細分化を通じた詳細な維持管理計画の策定に対して本研究で提案する方法論が直接的に利用可能となる。

一方、本研究に関連し今後に残された課題を以下に列挙する。第1に、集計的劣化過程モデルの適用事例を増やす必要がある。集計的劣化過程モデルは、本研究の実証分析で対象としたRC床版以外にも適用可能であると考えられる。例えば道路舗装において、リスク事象を「複数の点検単位区間で構成されたある道路区間に健全度 I の単位区間が1つ以上存在すること」と設定した場合、ポットホールのような局所的損傷に対する道路巡回強化に関する意思決定を支援できる。第2に、隣接する点検単位の相関関係を考慮する必要がある。本研究の実証分析では、個々のパネルの劣化過程を独立に扱っていたが、例えばハザード関数に空間的相関項を追加したり、ハザード関数間の相関関係を同時分布として考慮するための方法論を開発することが望ましい。第3に、本研究の実証分析では、個々のスパンの更新時期・優先順位を独立に決定していたが、実際には複数の連続したスパンを同時に更新する場合も少なくない。より精緻に更新施策や更新優先順位の決定過程を表現するためには、このような地理的連続性を考慮した、動学的更新施策最適化モデルを開発することが望ましい。最後に、集計的劣化過程モデルにより将来時点でスパン判定IVに到達するリスク発生の生起確率のもと、優先順位付けを実施したが、本研究で取り上げた実証分析は、大規模更新計画の特性上、優先順位付けはあくまでリスクという観点のみから検討し、費用は考慮していない。劣化状態に応じて複数種類の補修オプションを加味することのできる補修事業を対象とした場合、費用面とリスク面とのトレードオフ関係を考慮した上で、補修の優先順位を決定する必要がある。その際には、本研究で提案した方法論における複数種類のリスク事象が同時に考慮できるという利点を活かし、補修施策の最適化のための方法論を開発することが必要となる。

本研究の一部は、科学技術振興機構SIP「道路インフラマネジメントサイクルの展開と国内外への実装を目指した統括的研究(研究代表・前川宏一)」により実施された。ここに記して感謝の意を表す。

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の発生とその要因，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，ボンコックサクルナタコーン，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。
- 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

- 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 Indiana, *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) 堀倫裕, 小濱健吾, 貝戸清之, 小林潔司: 下水処理施設の最適点検・補修モデル, 土木計画学論文集, Vol. 25, pp. 213-224, 2008.
 - 27) 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.
 - 28) 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.
 - 29) 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.
 - 30) 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.
 - 31) 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.
 - 32) 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.
 - 33) 西日本高速道路株式会社: 保全点検要領(構造物編), 2006.
 - 34) Lancaster, T.: *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press, 1990.
 - 35) Gourieroux, C.: *Econometrics of Qualitative Dependent Variables*, Cambridge University Press, 2000.
 - 36) 青木一也, 山本浩司, 津田尚胤, 小林潔司: 多段階ワイブル劣化ハザードモデル, 土木学会論文集, No. 798/VI-68, pp. 125-136, 2005.
 - 37) Cambridge Systematics, Inc.: *Pontis Release 4.4 User's Manual*, AASHTO, 2005.
 - 38) Swei, O., Gregory, J. and Kirchain, R.: Pavement management systems: Opportunities to improve the current frameworks, *The Transportation Research Board 95th Annual Meeting*, No. 16-2940, 2016.
 - 39) 上坂康雄: 合成桁 RC 床版の現状と課題, 第 1 回鋼橋床版シンポジウム講演論文集, pp. 5-10, 1998.
 - 40) 国土交通省道路局: 道路橋点検要領, 2014.
 - 41) Akaike, H.: A new look at the statistical model identification, *IEEE Transactions on Automatic Control*, Vol. 19, Issue 6, pp. 716-723, 1974.
 - 42) 小西貞則, 北川源四郎: 情報量基準, 朝倉書店, 2004.
 - 43) Pearson, K.: Notes on regression and inheritance in the case of two parents, *Proceedings of the Royal Society of London*, No. 58, pp. 240-242, 1895.
 - 44) Fisher, R. A.: *Statistical Methods for Research Workers*, Oliver and Boyd, 1926.
 - 45) Cramér, H.: *Mathematical Methods of Statistics*, Princeton University Press, 1946.

(2017. 4. 27 受付)

COMPREHENSIVE DETERIORATION EVALUATION OF RC SLABS ON EXPRESSWAY VIADUCTS BASED ON AN AGGREGATIVE DETERIORATION PROCESS MODEL

Daijiro MIZUTANI, Kengo OBAMA, Kiyoyuki KAITO and Akihiro TANAKA

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. 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. Lastly, the effectiveness of the proposed methodology can be discussed through the empirical study targeting RC slabs on actual expressway viaducts.