

局所的損傷に着目した排水性舗装の劣化評価

水谷 大二郎¹・洲崎 尚樹²・安村 圭亮³・小濱 健吾⁴・貝戸 清之⁵・山田 洋太⁶

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 西日本高速道路株式会社 技術本部 技術統括課 (〒 530-0003 大阪市北区堂島 1-6-20)

E-mail: n.susaki.aa@w-nexco.co.jp

³非会員 西日本高速道路株式会社 関西支社 建設事業部技術計画課 (〒 567-0871 茨木市岩倉町 1-13)

E-mail: k.yasumura.aa@w-nexco.co.jp

⁴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

⁵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

⁶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: y.yamada@civil.eng.osaka-u.ac.jp

近年、排水性舗装が導入された高速道路区間が増加している。排水性舗装ではひび割れに加えてポットホールなどの局所的な損傷も多発することが経験的に知られており、ひび割れ率を用いた劣化評価が妥当でない場合もある。そこで本研究では、排水性舗装の局所的な損傷を明示的に考慮した劣化評価手法を提案する。具体的には、高速道路区間を微小な区間(メッシュ, 1m×0.875m)に分割し、集計的マルコフ劣化ハザードモデルによりメッシュの劣化過程を表現する。これにより、排水性舗装のひび割れから局所的損傷までの劣化状態の推移を詳述し、局所的損傷を考慮した劣化評価が可能となる。最後に、実在の高速道路を対象とした適用事例を通じて、本研究の有用性を議論する。

Key Words : *aggregative Markov deterioration model, drainage asphalt pavement, local damage, expressway engineering, asset management*

1. はじめに

近年、高速道路舗装において、従来の密粒度アスファルト舗装(以下、密粒度舗装)から排水性アスファルト舗装(ポーラスアスファルト舗装、高機能アスファルト舗装; 適用事例の対象となる西日本高速道路株式会社での呼称に準じ、以下、高機能舗装)へと表層材料の更新が進んでいる。高機能舗装では、密粒度舗装に多くみられた単一のひび割れ(以下、線状ひび割れ)や複数のひび割れが交わった亀甲状のひび割れ(以下、面状ひび割れ)だけでなく、ポットホールや局所流動といった第三者被害の危険性が高い局所的な損傷が多発することが経験的に知られている。

このような高速道路舗装の損傷に対して、西日本高速道路株式会社関西支社(以下、関西支社)では、ひび割れ率による劣化評価を実施してきた。ひび割れ率は舗装の損傷を線状ひび割れ、面状ひび割れ、ポットホール、パッチングの4形態に分類し、各損傷が観測される面積の割合を用いて算出される指標であり、NEXCO 3社(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)をはじめ、道路管理者

の間で広く用いられている。しかしながら、ひび割れ率は100m×1車線ごとの離散的な評価長において定義される指標であること、さらに、その算出法が密粒度舗装で見られるような広範囲に及ぶ全域的な損傷を想定していることから、高機能舗装に対して現行のひび割れ率に基づく劣化評価を実施した場合には、ポットホール等の局所的損傷が100m区間全体として平均化されることによって、補修需要が過小評価されることが問題視されている。そのため、現在の高速道路舗装において主流となりつつある高機能舗装の適切な劣化評価のためには、ポットホールなどの局所的損傷を明示的に考慮した劣化評価手法の開発が重要となる。

本研究では高機能舗装の局所的な損傷の発生過程を、ひび割れが存在していない状態から線状ひび割れが発生し、面状ひび割れに進展、ポットホールが発生するという基本的な舗装の損傷状態の推移としてモデル化し、路面性状調査データを用いてメッシュ(1m×0.875m(1/4車線))を基本単位とする統計的な劣化予測を行うための方法論を提案する。すなわち、メッシュの劣化過程をポットホールを終局状態とした離散的なひび割れ形状(以下、損傷度)の推移過程と捉え、損傷度間の劣

化速度をマルコフ劣化ハザードモデルにより表現する。これにより、従来と異なる局所的な損傷が観測される高機能舗装に対して、局所的な損傷を区間全体で平均化することなく、その劣化状態を評価することが可能となる。しかしながら、損傷度が個々のメッシュ単位で記録されていることは極めて稀である。そこで本研究では、100m×1車線単位(以下、100mピッチ)あるいは10m×1車線単位(以下、10mピッチ)でのひび割れ率を算出する際の集計的なデータ(ピッチ内の損傷度ごとのメッシュ総面積)を用いることを考える。このような集計的なデータからメッシュ単位の損傷度の劣化過程を表現するマルコフ劣化ハザードモデルを推定するために、集計的マルコフ劣化ハザードモデルを定式化する。以下、2.で本研究の基本的な考え方を説明する。3.でマルコフ劣化ハザードモデルについて述べ、4.で集計的マルコフ劣化ハザードモデルを定式化する。5.では実在の高速道路を対象とした適用事例を通じて本研究の有用性を議論する。

2. 本研究の基本的な考え方

(1) 既往研究の概要

道路舗装の劣化過程に関する研究は数多く実施されている。阿部等¹⁾は舗装の供用年数とわだち掘れ深さに関する統計的関係を分析している。また清野等²⁾は舗装の供用性曲線としてロジスティック曲線を採用し、観測データを用いて舗装劣化予測モデルを推定している。これらの先行研究は舗装の劣化過程を確定的な供用性曲線で表現しており、舗装の劣化過程に介在する不確実性を考慮していない。一方で、不確実性を考慮した劣化予測モデルとしてマルコフ推移確率モデルが提案されている。道路舗装に対してマルコフ推移確率モデルを適用した初期の研究事例としては、アスファルト舗装の寿命期間内における状態遷移に適用し、舗装の信頼性を論じたものがある^{3),4)}。国内では、武山等⁵⁾が舗装の供用性指標であるPSIを用いて、交通供用に伴う舗装損傷の推移を算出したのが端緒である。

その後、ハザードモデルを用いた劣化予測モデルに関する研究が進展した。道路舗装への適用例としては、Shin and Madanat⁶⁾によるひび割れ開始時刻を予測するためのワイブル劣化ハザードモデルがあげられる。また、マルコフ推移確率の推定にもハザード解析手法^{7),8)}が導入され、マルコフ推移確率の推定精度が飛躍的に向上した。中でも、Mishalani and Madanat⁹⁾は、2つの隣接する健全度のみを対象として、マルコフ推移確率を指数ハザードモデルを用いて表現する方法を提案した。これとは独立に、津田等¹⁰⁾は、2つ以上の任意の健全度間における推移状態を表現する多段階指数ハ

ザードモデル(マルコフ劣化ハザードモデル)を開発し、マルコフ推移確率を非集計的に推定する一般的な方法論が確立した。マルコフ劣化ハザードモデルでは劣化の速度を定義するハザード率に構造特性、使用・環境条件等の相違を特性変数として内包することが可能である。したがって、種々の条件の相違が劣化過程に及ぼす影響を定量的に評価することが可能となった。マルコフ劣化ハザードモデルをひび割れ率やわだち掘れ量といった舗装データに適用した事例も数多く存在しており^{11),12)}、また、線状ひび割れ、面状ひび割れといった舗装の損傷形態の推移を表現する発展的なモデル¹³⁾も提案されている。さらに近年、高速道路舗装の劣化予測に関して、高機能舗装化に着目した研究実績が報告されている。宮崎等¹⁴⁾は密粒度舗装と高機能舗装それぞれの劣化過程の相違に触れ、管理指標および評価長という観点から現在の路面管理基準についての問題点を指摘している。その中で、密粒度舗装に対して一般的であった評価長100mでの劣化評価が局所的損傷を平均化していることから、高機能舗装に対しては10mというより細かい評価長での劣化評価が必要であるとしている。さらに、宮崎等¹⁵⁾はプロジェクトレベルでの意思決定支援を目的とし、路面性状調査により膨大に蓄積された観測データを用いて、高機能舗装と密粒度舗装それぞれに対する評価長10mの劣化評価を実施している。その中で、高機能舗装に対しては従来のひび割れ率による劣化評価が整合的でなく、評価長を10mへと細分化することに加えて、管理指標を見直す必要性を指摘している。

一方、ポットホールの発生に関する統計分析として、ポットホールの発生過程をポアソン過程としてモデル化した研究事例が存在する。水谷等¹⁶⁾は、気象状況に応じてポットホールの発生率(ポアソン過程の到着率)が変動するようなマルコフ・スイッチング・ポアソン発生モデルを提案し、降水量の増加や継続によりポットホールの発生確率が増大すると指摘している。また、Nam等¹⁷⁾は、ポットホールの発生率が舗装表面の劣化状態により変動するようなポアソン隠れマルコフモデルを提案し、MCI(Maintenance Control Index)とポットホールの発生確率の関係を定量的に評価している。これらの研究は、ポットホールの発生過程をポアソン過程としてモデル化しているため、ポットホールが舗装の状態に関わらず発生することを許容し、舗装表面の劣化過程の終局状態としてポットホールが発生するという状況を明示的に表現していない。ポットホールの発生過程を考えた場合、i) 基層以深の損傷に起因した局部沈下の発生に起因したポットホールの発生、ii) 路面にひび割れが発生していない場合における骨材飛散を原因としたポットホールの発生、iii) 路面のひび割

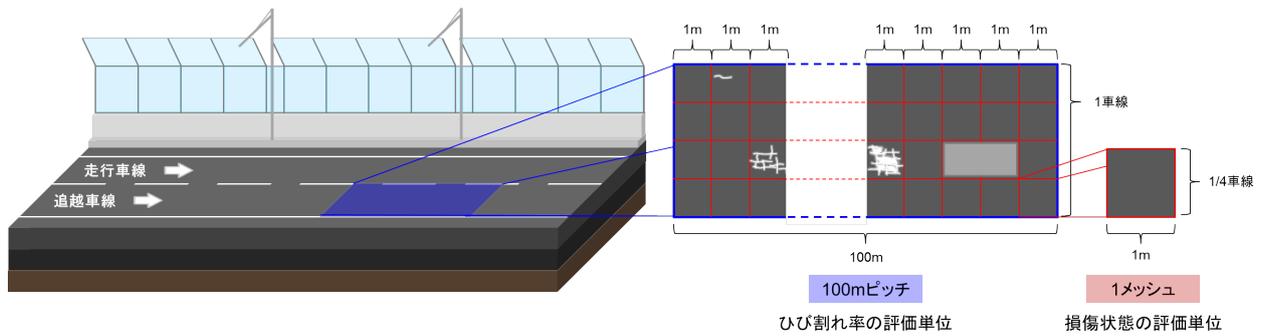


図-1 ひび割れ率の観測，評価単位

れの進展の終局状態としてのポットホールの発生，などの多様な発生メカニズムが考えられる．i) に関しては，基層以深の損傷を検知するためには非破壊検査などの結果を用いた分析，ii) に着目した場合には，舗装の供用年数の増加に伴うポットホール発生率の増加を考慮するような非定常ポアソン過程モデル，が分析手法として考えられるが，これらの分析では現在補修の判断基準として用いられているひび割れ率を高機能舗装の補修のための指標として用いるか否かの検証をするのは困難である．本研究では，iii) のポットホール発生過程に着目し，ひび割れの劣化過程の終局状態がポットホールであると定義して，損傷形態の推移を分析する．またその際，10m×1車線単位の観測データを用いてメッシュの劣化過程を推定するための方法論を提案し，10m×1車線単位の分析においては表現できなかった局所的損傷に対応した統計分析を実施する．上記のi)，ii)，iii) のそれぞれのメカニズムで発生したポットホールが実際に発生したポットホール群に混在していると考えられ，iii) のメカニズムで発生したポットホールも無視できない割合で存在すると経験的に知られている．また，ポットホールの発生に関するデータは蓄積されているが，それらは発生メカニズムごとには整理されておらず，本研究においても上記のそれぞれの発生メカニズムを識別せずに分析を進め，推定された結果から事後的な考察を行うこととする．

(2) ひび割れ率による高速道路舗装の劣化評価

高速道路舗装の維持管理において，ひび割れやわだち掘れは利用者の安全性を直接的に脅かすため，ひび割れ率やわだち掘れ量といった舗装路面の劣化評価指標は補修の実施時期，実施範囲に関する意思決定に広く用いられてきた．近年，高機能舗装への更新に伴い，わだち掘れが進展する速度と比較してひび割れの進展速度が大きいこと¹⁴⁾により，ひび割れ率による路面の劣化評価が重要視されている．また，路面性状調査車の開発により，10mごとの路面情報を取得することが可能となり，より詳細な路面の劣化評価が期待されて

表-1 健全度ランク

健全度	ひび割れ率：Cr (%)
1	$0 \leq Cr < 1$
2	$1 \leq Cr < 5$
3	$5 \leq Cr < 10$
4	$10 \leq Cr < 15$
5	$15 \leq Cr < 20$
6	$20 \leq Cr$

いる．

図-1には，路面性状調査によるひび割れ率の観測，評価単位を模式的に示している．同図を用いて路面性状調査車の観測データからひび割れ率を算出する方法を説明する．はじめに，車両に搭載された撮影装置で路面を撮影し，メッシュ(1m×0.875m(1/4車線)，図-1赤色)ごとのひび割れの損傷状態をひび割れなし，線状ひび割れ，面状ひび割れ，ポットホール(パッチング)の4段階(5区分)にて評価する．次に，損傷度別の観測メッシュ数を用いてピッチ(同図では100m×1車線，図-1青色)のひび割れ率Cr(%)を

$$Cr(\%) = \frac{(A/3 + B + D + E)}{F} \times 100 \quad (1)$$

の式により算出する．ここで，A，Bは当該ピッチにおける線状ひび割れ，面状ひび割れが発生しているメッシュの総面積(m²)，D，Eはそれぞれポットホール，パッチングの実面積(m²)であり，Fはピッチの総面積(100m×3.5m=350m²)である．ピッチを100mから50m，10mへと変えると，50m×1車線や10m×1車線におけるひび割れ率が算出される．関西支社では上記の100mピッチのひび割れ率に対して表-1に示す判定基準と照らし合わせ，離散的な健全度評価(本研究では，ピッチ単位の劣化状態を表す指標を健全度，メッシュ単位の劣化状態を表す指標を損傷度，と統一的に表現する。)をすることにより，切削オーバーレイ等の補修に関する意思決定を実施してきた．なお，健全度6は補修目標値であり，補修目標値とは，損傷の各項目がこの値に達するまでに補修を行うことが望ましいことを示す値である．当然のことながら，補修の実施に

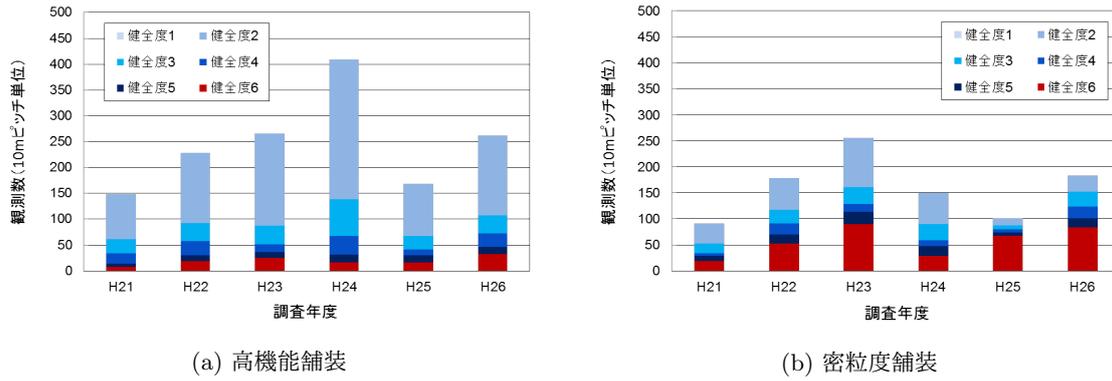


図-2 ポットホール発生時点のひび割れ率健全度

際しては、これらの目標値に加え、管理者の専門的判断が求められる。

(3) 高機能舗装とその劣化特性

高機能舗装は1990年代後半に実用が開始され、雨天時における交通事故防止という観点から現在も広く普及している。関西支社管内では現在、総延長の約70%が高機能舗装であることに加え、現存する密粒度舗装は順次高機能舗装へと更新される。維持管理上の観点に着目すると、高機能舗装は密粒度舗装とは異なるひび割れ進展過程をもつことが知られている。高速道路舗装のひび割れの進展過程は複雑であり、劣化メカニズムは十分に解明されていないが、最も基本的な損傷状態の推移は、単一のひび割れである線状ひび割れが発生、そこから雨水が舗装体に浸透、支持力が低下、車輪の繰り返し荷の影響を受けて面状ひび割れに進展、その後ひび割れに囲まれたアスファルトが剥離、陥没しポットホールになるというものである。密粒度舗装においては、上記の損傷がピッチ内全体で見られる傾向にある。対して高機能舗装では、排水性を有し密粒度舗装に比べて空隙率が高いために、雨水の浸透機能によって基層および路盤の深層が損傷し、基層以深の剥離抵抗性が低下することにより、損傷が局所的かつ突発的に見られる傾向にある。舗装路面の劣化指標として重要視されているひび割れ率は、式(1)に示すようにピッチ内の平均値として表されることから、局所的な損傷が見られる高機能舗装においては現行のひび割れ率による劣化評価は妥当ではない可能性がある。実際に、関西支社において、密粒度舗装に対してはひび割れ率が補修目標値に到達したことによる舗装打ち換えの意思決定が多くみられる一方で、高機能舗装に対しては、ひび割れ率が補修目標値に到達する以前に、管理者の経験的な判断により局所的な補修判断を実施している事例が少なくない。図-2は、関西支社管轄路線に対して実施された路面性状調査結果において、ポットホー

ルが1メッシュ以上の規模で局所的に発生している舗装区間を10mピッチで抽出し、抽出したピッチのひび割れ率を調査年・健全度評価ごとに数え上げたものである。図-2(b)より、密粒度舗装においては、ポットホール発生区間の多くがひび割れ率の健全度評価においても補修目標である健全度6に到達している傾向が見られるが、高機能舗装においては図-2(a)に示すように、観測数の多さもさることながら、ポットホール発生区間のひび割れ率は健全度5以下の比較的小さい健全度が多く、特に健全度2が大部分を占めていることがわかる。

このように、高機能舗装の劣化評価としてひび割れ率を用いる場合、ポットホールをはじめとする局所的な損傷を平均化してしまい、健全度を過小評価する可能性がある。本研究では、今後も増加する高機能舗装に対応した劣化評価を実施するために、路面性状調査で獲得されたメッシュ単位の損傷度別の面積情報を活用し、局所的な損傷を考慮可能な劣化予測・評価モデルを構築する。

(4) 集計的マルコフ劣化ハザードモデル

本研究では、高機能舗装の局所的な損傷に着目し、個々のメッシュに対してマルコフ劣化ハザードモデルを構築する。高速道路舗装の劣化状態に関する情報は路面性状調査により獲得される。本研究の適用対象である関西支社においては、路面性状調査が約3年に1回の頻度で実施されており、膨大な路面性状調査データが蓄積されている。しかし、蓄積されているデータの形式は式(1)においてA~Eで示す損傷度別の面積である。したがって、ピッチ内における各メッシュの位置情報や損傷度の推移といった個々のメッシュに関する情報が得られず、メッシュ単位の損傷度の時間的推移を表すマルコフ劣化ハザードモデルを直接的に推定することができない。そこで本研究では、損傷度別の面積のような集計的データからマルコフ劣化ハザードモデル

を推定する方法を用いる。集計的データの活用を組み込んだマルコフ劣化ハザードモデルは集計的マルコフ劣化ハザードモデル¹⁸⁾と呼ばれ、マルコフ劣化ハザードモデルに多項分布を組み合わせた確率過程モデルとして表現される。集計的マルコフ劣化ハザードモデルは既に提案されているモデルではあるが、提案されているモデルでは、集計的データとして用いる際の2時点間の劣化推移情報において事前の時点を用開始時点(劣化が全く進展していない状態)に限定しているため、路面性状調査によって得られる集計的データの一部しか用いることができない(文献18)内では、この点には言及されていないが、供用開始時点以外の2時点で獲得されたデータに当該モデルを適用すると、本来生起するはずのない劣化パターンに対しても0より大きな生起確率が割り当てられてしまい、この点に起因した推定バイアスが生じる可能性があることは理論的に明らかである。). したがって、本研究では提案されているモデルを拡張し、全てのデータを用いることができるような集計的マルコフ劣化ハザードモデルを構築する。

3. マルコフ劣化ハザードモデル

(1) モデル化の前提条件

舗装のメッシュ単位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損傷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 における損傷度を状態変数 $h(\tau_A)$ を用いて表す。時刻 τ_A における損傷度が 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 で観測された損傷度 $h(\tau_A) = i$ を与件とし、将来時点(例えば τ_B)において損傷度 $h(\tau_B) = j$ が生起する条件付推移確率として定義される。すなわち、

$$\text{Prob}[h(\tau_B) = j | h(\tau_A) = i] = \pi_{ij} \quad (2)$$

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

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

を定義できる。マルコフ推移確率(2)は所与の2時点 τ_A, τ_B の間において生じる損傷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

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

が成立しなければならない。状態 I は、補修のない限りマルコフ連鎖における吸収状態であり、 $\pi_{II} = 1$ が成立する。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、損傷度が $i-1$ から i に推移した時刻に関わらず、調査時刻 τ_A から調査時刻 τ_B の間に推移する確率は時刻 τ_A における損傷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¹⁰⁾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、損傷度 i ($i = 1, \dots, I-1$)の寿命を確率変数 ζ_i で表す。損傷度 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、損傷度が変化した時刻 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。損傷度 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} に損傷度が i となり、そこから時間 y_i が経過した時刻において損傷度が $i+1$ 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^{7),8)}。ハザード関数は、損傷度が i となった時刻から、時間 y_i が過ぎる間、損傷度が i のまま継続する生存確率 $\tilde{F}_i(y_i)$ を用いて、

$$\lambda_i(y_i)\Delta y_i = \frac{f_i(y_i)\Delta y_i}{\tilde{F}_i(y_i)} \quad (5)$$

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 が経過するまで損傷度 i の状態が継続したという条件の下で、期間 $[y_i, y_i + \Delta y_i]$ 中に損傷度 $i+1$ 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

$$\lambda_i(y_i) = \lambda_i \quad (6)$$

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、損傷度 i の寿命が y_i 以上となる確率 $\tilde{F}_i(y_i)$ は、

$$\tilde{F}_i(y_i) = \exp(-\lambda_i y_i) \quad (7)$$

と表現できる。

さらに、カレンダー時刻 τ_A の点検の結果、損傷度が i と判断されたとする。そののち、時刻 τ_A から追加的

に期間 $z(\geq 0)$ 以上にわたって損傷度 i が継続する確率 $\tilde{F}_i(\tau_A + z|\zeta_i \geq \tau_A)$ は、

$$\begin{aligned} \tilde{F}_i(\tau_A + z|\zeta_i \geq \tau_A) &= \text{Prob}\{\zeta_i \geq \tau_A + z|\zeta_i \geq \tau_A\} \\ &= \frac{\exp\{-\lambda_i(\tau_A + z)\}}{\exp(-\lambda_i\tau_A)} = \exp(-\lambda_i z) \end{aligned} \quad (8)$$

と表される。すなわち、調査時刻 τ_A において損傷度が i と判定され、次の調査時刻 $\tau_B = \tau_A + z$ においても損傷度が i と判定される確率は、

$$\text{Prob}[h(\tau_B) = i|h(\tau_A) = i] = \exp(-\lambda_i z) \quad (9)$$

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 $\tau_B = \tau_A + z$ の間で損傷度が 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、

$$\begin{aligned} \pi_{ij}(z) &= \text{Prob}[h(\tau_B) = j|h(\tau_A) = i] \\ &= \sum_{m=i}^j \prod_{s=i}^{m-1} \frac{\lambda_s}{\lambda_s - \lambda_m} \prod_{s=m}^{j-1} \frac{\lambda_s}{\lambda_{s+1} - \lambda_m} \exp(-\lambda_m z) \\ & \quad (i = 1, \dots, I-1; j = i+1, \dots, I) \end{aligned} \quad (10)$$

と表すことができる¹⁰⁾。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、

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

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。

$$\pi_{iI}(z) = 1 - \sum_{j=i}^{I-1} \pi_{ij}(z) \quad (i = 1, \dots, I-1) \quad (11)$$

これらのマルコフ推移確率行列は時間的整合性条件

$$\mathbf{\Pi}(nz) = \{\mathbf{\Pi}(z)\}^n \quad (12)$$

を満足する¹⁰⁾。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。当該損傷度にはじめて到達した時点から、劣化が進展して次の損傷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

$$RMD_i = \int_0^{\infty} \tilde{F}_i(y_i) dy_i \quad (13)$$

と表される⁷⁾。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(7)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。

$$RMD_i = \int_0^{\infty} \exp(-\lambda_i y_i) dy_i = \frac{1}{\lambda_i} \quad (14)$$

式(14)を用いることにより、初期時点からの経過年数と舗装のメッシュの平均的な損傷度との対応関係（期待劣化パス）を求めることができる。

4. 集計的マルコフ劣化ハザードモデル

(1) モデル化の前提条件

路面性状調査により獲得される観測データの集計単位となるピッチを対象として議論を進める。また、本研究で分析対象とした関西支社において、ピッチ内のメッシュ総数はすべてのピッチにおいて共通の値である。よって、ピッチは S 個のメッシュで構成されているとし、便宜上、各メッシュにメッシュ番号 s ($s = 1, \dots, S$) を付与する。ここで、各メッシュの劣化過程はマルコフ劣化ハザードモデルを用いて表現できるとし、すべてのメッシュの推移確率が同一で式(10), (11)に従うものとする。現実においては、各メッシュ s の損傷度に関するデータではなく、ピッチ内の損傷度別のメッシュ数、あるいは損傷面積が獲得される。本研究の適用事例ではピッチ内の損傷面積のデータが獲得できたため、以下では損傷面積のデータの利用を想定して、モデルを定式化する。ただし、各メッシュ s の面積は 0.875m^2 と全て同一であるため、メッシュ数を損傷面積に置き換えることができる。メッシュ単位の劣化過程を集計化し、ピッチ内全体の劣化過程のモデル化を考える。高速道路舗装の劣化過程を表す集計的な点検データの推移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な時間軸

$$t_r = t_{r-1} + z_r \quad (r = 1, 2, \dots, R) \quad (15)$$

を定義する。ただし、 $t_0 = 0$ である。この離散的な時間軸上の点を時点と呼び、カレンダー時刻と区別する。 t_r は路面性状調査によるデータ観測時点、 z_r は調査間隔であり、 r は時点番号を表す。いま、時点 t_r における損傷度別の損傷面積ベクトルを

$$\mathbf{m}_r = \{m_{1,r}, \dots, m_{I,r}\} \quad (16)$$

と表す。ただし、 $m_{i,r}$ は時点 t_r における損傷度 i の損傷面積である。また、ピッチの総面積を $S' = S \times 0.875$ とすると $\sum_{i=1}^I m_{i,r} = S'$ が成立する。さらに、損傷面積をピッチの総面積 S' を用いて基準化し、損傷度 i の相対頻度 $\psi_{i,r} = m_{i,r}/S'$ を要素とする相対頻度ベクトル

$$\boldsymbol{\psi}_r = \{\psi_{1,r}, \dots, \psi_{I,r}\} \quad (17)$$

を定義する。相対頻度の定義より,

$$\sum_{i=1}^I \psi_{i,r} = 1 \quad (18)$$

が成立する。時点 t_{r-1} から時点 t_r まで推移確率 (10), (11) に従って状態が推移することから, 時点 t_{r-1} と時点 t_r の相対頻度の間には

$$\psi_{i,r} = \sum_{\ell=1}^I \psi_{\ell,r-1} \pi_{\ell i}(z_r) \quad (19)$$

が成立する。

(2) 集計的マルコフ劣化ハザードモデル

定期的な路面性状調査により, ピッチ k ($k = 1, \dots, K$) で時点 $t_0^k, \dots, t_{r^k}^k, \dots, t_{R^k}^k$ において計 $R^k + 1$ 個の損傷度別損傷面積に関する時系列調査結果が得られたとする。観測サンプル r^k ($r^k = 1, \dots, R^k$) には路面性状調査を実施した 2 時点 $t_{r^k-1}^k, t_{r^k}^k$ 間の損傷面積ベクトルの推移情報 ($\bar{\mathbf{m}}_{r^k-1}^k$ から $\bar{\mathbf{m}}_{r^k}^k$ へと推移), その調査間隔 $z_{r^k}^k$, および観測したピッチ内のメッシュの劣化過程を特徴付けるピッチの特性 $\bar{\mathbf{x}}^k = (\bar{x}_0^k, \dots, \bar{x}_L^k)$ が含まれている。なお, 本研究ではピッチの特性 $\bar{\mathbf{x}}^k$ は時間的に不変とする。記号「 \cdot 」は観測データを表す。観測サンプル r^k に含まれる情報を $\xi_{r^k}^k = \{\bar{\mathbf{m}}_{r^k-1}^k, \bar{\mathbf{m}}_{r^k}^k, z_{r^k}^k, \bar{\mathbf{x}}^k\}$ とする。またメッシュの損傷度 i ($i = 1, \dots, I-1$) の劣化速度が特性 $\bar{\mathbf{x}}^k$ に依存して変化すると考え, ハザード率を

$$\lambda_i(\bar{\mathbf{x}}^k; \beta_i) = \exp(\bar{\mathbf{x}}^k \beta_i') \quad (20)$$

$(i = 1, \dots, I-1)$

により表現する。ただし, $\beta_i = (\beta_{i,0}, \dots, \beta_{i,L})$ はパラメータベクトルである。また, $\bar{x}_0^k = 1$ が常に成立し, $\beta_{i,0}$ は定数項を表す。なお, 記号「 \cdot 」は転置操作を表し, 記号「 $f(p:q)$ 」は関数 $f(\cdot)$ が p の関数であるが q の値に応じてその値が変化することを意味する。

いま, 時点 $t_{r^k-1}^k$ において損傷度別の損傷面積ベクトル $\bar{\mathbf{m}}_{r^k-1}^k$ が獲得された場合に, 次の調査時点 $t_{r^k}^k$ において観測されるであろう予測損傷面積ベクトル $\varepsilon_{r^k}^k$ の i 番目の要素を

$$\varepsilon_{i,r^k}^k = \sum_{\ell=1}^I \bar{m}_{\ell,r^k-1}^k \pi_{\ell i}(z_{r^k}^k, \boldsymbol{\lambda}(\bar{\mathbf{x}}^k; \boldsymbol{\beta})) \quad (21)$$

と表現する。ただし, 2 時点間においてピッチ内のいずれのメッシュに対しても補修は実施されないと考える。また, マルコフ推移確率がハザード率の関数であることを明示するために $\pi_{\ell i}(z_{r^k}^k, \boldsymbol{\lambda}(\bar{\mathbf{x}}^k; \boldsymbol{\beta}))$ と表記する。なお, $\boldsymbol{\lambda}(\bar{\mathbf{x}}^k; \boldsymbol{\beta}) = \{\lambda_1(\bar{\mathbf{x}}^k; \beta_1), \dots, \lambda_{I-1}(\bar{\mathbf{x}}^k; \beta_{I-1})\}$, $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \dots, \beta_{I-1})$ である。同様に, 予測相対頻度ベ

クトル $\phi_{r^k}^k$ の i 番目の要素も

$$\phi_{i,r^k}^k = \sum_{\ell=1}^I \bar{\psi}_{\ell,r^k-1}^k \pi_{\ell i}(z_{r^k}^k, \boldsymbol{\lambda}(\bar{\mathbf{x}}^k; \boldsymbol{\beta})) \quad (22)$$

と表現できる。ここに, $\bar{\psi}_{\ell,r^k-1}^k = \bar{m}_{\ell,r^k-1}^k / S'$ である。しかし, $\varepsilon_{r^k}^k$, $\phi_{r^k}^k$ は, $\bar{\mathbf{m}}_{r^k-1}^k$, $\bar{\psi}_{r^k-1}^k$ を所与としたときの時点 $t_{r^k}^k$ での損傷面積ベクトル, 相対頻度ベクトルの予測値を表現したものであり, これらの予測値から $t_{r^k}^k$ において考え得るすべての損傷面積ベクトルのパターン, あるいは相対頻度ベクトル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 $t_{r^k}^k$ での損傷面積ベクトルを確率変数 $\boldsymbol{\chi}_{r^k}^k = (\chi_{1,r^k}^k, \dots, \chi_{I,r^k}^k)$ と捉え, メッシュの損傷度はメッシュ間で独立に生起すると仮定し, その生起確率を多項分布を用いて表現する。ただし, 時点 $t_{r^k}^k$ での損傷面積の期待値に関して, $\varepsilon_{i,r^k}^k = E[\chi_{r^k,i}^k]$ が成り立つ。このとき, 時点 $t_{r^k}^k$ での損傷数ベクトル $\boldsymbol{\nu}_{r^k}^k = (\nu_{1,r^k}^k, \dots, \nu_{I,r^k}^k) = (\chi_{1,r^k}^k / 0.875, \dots, \chi_{I,r^k}^k / 0.875)$ は多項分布

$$f(\boldsymbol{\nu}_{r^k}^k; \boldsymbol{\phi}_{r^k}^k) = \frac{S!}{\nu_{1,r^k}^k! \nu_{2,r^k}^k! \dots \nu_{I,r^k}^k!} \prod_{i=1}^I \left\{ \phi_{i,r^k}^k \right\}^{\nu_{i,r^k}^k} \quad (23)$$

に従い生起する。上式を用いて損傷度パターン $\boldsymbol{\chi}_{r^k}^k$ の生起確率を表す確率質量関数は,

$$g(\boldsymbol{\chi}_{r^k}^k; \boldsymbol{\phi}_{r^k}^k) = f\left(\frac{1}{0.875} \boldsymbol{\nu}_{r^k}^k; \boldsymbol{\phi}_{r^k}^k\right) \quad (24)$$

と定義できる。このとき, 補修が実施されることなくメッシュの損傷度が回復することはないため, 時点 $t_{r^k}^k$ に生起しうる損傷度パターンは, 時点 $t_{r^k-1}^k$ において生起していた損傷面積ベクトル $\bar{\mathbf{m}}_{r^k-1}^k$ により制約を受ける。よって, 時点 $t_{r^k-1}^k$ の損傷面積ベクトル $\bar{\mathbf{m}}_{r^k-1}^k$ から生起しうる時点 $t_{r^k}^k$ の損傷度パターンの全確率により基準化を行い, 損傷度パターン $\boldsymbol{\chi}_{r^k}^k$ の確率質量関数を

$$g'(\boldsymbol{\chi}_{r^k}^k; \boldsymbol{\phi}_{r^k}^k) = \frac{g(\boldsymbol{\chi}_{r^k}^k; \boldsymbol{\phi}_{r^k}^k)}{\sum_{\Omega_{r^k}^k} g(\boldsymbol{\chi}_{r^k}^k; \boldsymbol{\phi}_{r^k}^k)} \quad (25)$$

と定義する。ただし, $\Omega_{r^k}^k$ は

$$\left\{ \begin{array}{l} \sum_{i=1}^I \chi_{i,r^k}^k = S' \\ \sum_{i=1}^j \bar{m}_{i,r^k-1}^k \geq \sum_{i=1}^j \chi_{i,r^k}^k \quad (j = 1, \dots, I) \end{array} \right. \quad (26)$$

を満たす損傷度パターンの集合である。基準化された確率質量関数 $g'(\boldsymbol{\chi}_{r^k}^k; \boldsymbol{\phi}_{r^k}^k)$ を用いることにより, ピッチ内の損傷度パターン $\boldsymbol{\chi}_{r^k}^k$ の生起確率を求めることができ, ピッチ内の損傷度別の面積の時間的推移を確率過程として表現することができる。

以上より, 2 時点の路面性状調査により $\xi_{r^k}^k$ が観測さ

れる確率 (尤度) $\mathcal{L}_{r,k}^k(\bar{\xi}_{r,k}^k : \beta)$ は,

$$\mathcal{L}_{r,k}^k(\bar{\xi}_{r,k}^k : \beta) = g'(\bar{m}_{r,k}^k : \phi_{r,k}^k) \propto \frac{\prod_{i=1}^I (\phi_{i,r,k}^k)^{\bar{m}_{i,r,k}^k S'/S}}{\sum_{\Omega^k} \prod_{i=1}^I (\phi_{i,r,k}^k)^{\bar{m}_{i,r,k}^k S'/S}} \quad (27)$$

$$\phi_{i,r,k}^k = \sum_{\ell=1}^I \frac{\bar{m}_{\ell,r,k}^k - 1}{S'} \pi_{\ell i}(\bar{z}_{r,k}^k, \lambda(\bar{x}^k : \beta)) \quad (28)$$

と表される。したがって、観測サンプルの全情報 $\Xi = (\bar{\xi}_1^1, \dots, \bar{\xi}_{R^k}^k)$ が生起する同時生起確率は,

$$\mathcal{L}(\Xi : \beta) = \prod_{k=1}^K \prod_{r^k=1}^{R^k} \mathcal{L}_{r,k}^k(\bar{\xi}_{r,k}^k : \beta) \quad (29)$$

と表せる。

本研究では、尤度関数 $\mathcal{L}(\Xi : \beta)$ と観測データ Ξ を用いて、マルコフ劣化ハザードモデルのパラメータ β をマルコフ連鎖モンテカルロ法 (以下、MCMC 法) ¹⁹⁾ によりベイズ推定する。MCMC 法を用いた統計的劣化予測モデルのベイズ推定法に関しては、多くの既往研究 ^{20),21)} が存在するため、本稿での詳述は避ける。本研究では、ランダムウォーク・メトロポリス・ヘイスティングス法 (ランダムウォーク MH 法) ¹⁹⁾ とギブスサンプリング ^{22),23)} を用いてモデルのパラメータの事後分布を推定し、その期待値をパラメータ推定値として用いる。その際、個々のパラメータの事前分布として正規分布を用いた。

5. 適用事例

(1) 適用事例の概要

本研究では、関西支社が管理する 22 路線、車線単位での総延長約 3,400km を対象として高速道路舗装の劣化過程を分析する。分析に用いたデータの諸元を表-2 に示す。関西支社では、各路線が約 3 年に 1 回の周期となるように路面性状調査を実施しており、本研究では平成 21 年度から平成 26 年度までの 6 年間に実施された観測データ (同一箇所における 2 回分の観測データ) を用いることができた。観測データには 10m ピッチ内、100m ピッチ内それぞれに対して、線状ひび割れ、面状ひび割れが発生しているメッシュ面積、およびポットホールとパッチングの実面積、それらから算出されたひび割れ率が記載されており、観測データの総数は 784,070 個であった。観測データから集計的マルコフ劣化ハザードモデルの推定に用いるデータベースを作成するにあたって、以下の点に注意をした。

今回の分析対象路線内には供用開始時点が 1960 年代の道路区間も含まれており、舗装の詳細な補修記録の追跡が困難な場合も多く存在したことから、推定精度を

表-2 適用データ諸元

分析対象	NEXCO 西日本 関西支社		
総延長	3,400km・車線		
路線数	22 路線		
10m 区間総数	343,230		
メッシュ総数	13,729,200		
調査年	平成 21 年度～平成 26 年度		
観測データ数	784,070		
サンプルサイズ	高機能	密粒度	
	151,018	61,227	
観測メッシュ数	高機能	密粒度	
	1	15,595,194 (98.22%)	5,479,725 (85.00%)
損傷度	2	153,994 (0.97%)	424,323 (6.58%)
	3	100,349 (0.63%)	526,690 (8.17%)
	4	28,507 (0.18%)	15,520 (0.24%)

注) 損傷度 4 は実面積として得られているため、10m ピッチ内の 1 メッシュの単位面積で除した値を観測メッシュ数としている。

表-3 損傷度ランク

損傷度	損傷度名	損傷状況
1	ひび割れなし	-
2	線状ひび割れ	単一のひび割れ
3	面状ひび割れ	複数のひび割れが交わった 亀甲状のひび割れ
4	ポットホール	表層材の剥離による陥没
	パッチング	ポットホールに対する応急処置

保つために、供用開始時点や直近の補修時点を推移情報に関する 1 時点 (t_0^k) として用いることはせず、実際に路面性状調査を実施した調査時点のみを推移情報に関する 1 時点として用いる。より詳細に記録されているデータを用いるために、10m ピッチと 100m ピッチの 2 種類の観測データのうち、10m ピッチの観測データを用いる。点検誤差などにより損傷度または健全度が回復している観測データ (健全度 1 から j までの損傷面積の合計が時点 $t_{r,k-1}$ から時点 $t_{r,k}$ にかけて大きくなっている、すなわち、 $\sum_{i=1}^j \bar{m}_{i,r,k-1}^k < \sum_{i=1}^j \bar{m}_{i,r,k}^k$ となる j が存在する r^k) は予め除外する。密粒度舗装と高機能舗装の劣化過程は大きく異なることが経験的に知られていること、また、観測データが十分に得られていることから、舗装種別ごとにデータベースを作成する。さらに、損傷度ランクの設定に際して、舗装の損傷状態がひび割れなし、線状ひび割れ、面状ひび割れ、ポットホールの順に推移するとして、表-3 に示す 4 段階 (5 区分) を設定した。なお、パッチングは日単位で実施されている日常巡回においてポットホールが発見された場合に施工される応急対策であるために、舗装の損傷状態としてはポットホールと同じ損傷度 4 と設定している。また、パッチングによる応急対策では、ポッ

表-4 サンプル分布：ひび割れ率（10m ピッチ）

高機能舗装		事後健全度						合計	密粒度舗装		事後健全度						合計
		1	2	3	4	5	6				1	2	3	4	5	6	
事前健全度	1	130,970 (86.7%)	8,344 (5.5%)	3,941 (2.6%)	1,369 (0.9%)	639 (0.4%)	909 (0.6%)	146,172 (96.8%)	事前健全度	1	26,197 (42.8%)	5,541 (9.0%)	3,385 (5.5%)	1,818 (3.0%)	1,199 (2.0%)	2,885 (4.7%)	41,025 (67.0%)
	2	0 (0%)	865 (0.6%)	834 (0.6%)	402 (0.3%)	201 (0.1%)	301 (0.2%)	2,603 (1.7%)		2	0 (0%)	1,099 (1.8%)	1,522 (2.5%)	1,041 (1.7%)	711 (1.2%)	2,055 (3.4%)	6,428 (10.5%)
	3	0 (0%)	0 (0%)	276 (0.2%)	340 (0.2%)	213 (0.1%)	334 (0.2%)	1,163 (0.8%)		3	0 (0%)	0 (0%)	428 (0.7%)	768 (1.3%)	613 (1.0%)	2,002 (3.3%)	3,811 (6.2%)
	4	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	88 (0.1%)	104 (0.1%)	278 (0.2%)	470 (0.3%)		4	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	150 (0.2%)	425 (0.7%)	1,840 (3.0%)	2,415 (3.9%)
	5	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	43 (0.1%)	184 (0.2%)	227 (0.3%)		5	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	107 (0.2%)	1,600 (2.6%)	1,707 (2.8%)
	6	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	383 (0.3%)	383 (0.3%)		6	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	5,841 (9.5%)	5,841 (9.5%)
合計		130,970 (86.7%)	9,209 (6.1%)	5,051 (3.3%)	2,199 (1.5%)	1,200 (0.8%)	2,389 (1.6%)	151,018 (100%)	合計		26,197 (42.8%)	6,640 (10.8%)	5,335 (8.7%)	3,777 (6.2%)	3,055 (5.0%)	16,223 (26.5%)	61,227 (100%)

トホールの外側に施工区画を設定し、陥没部を含めて区画内の舗装を切削、部分的に舗装を敷設しなおすために、必然的にポットホールの面積よりパッチングの面積の方が大きくなる。さらに、パッチングはポットホール1個に対して施工される以外にも、例えば10mピッチ内に複数個のポットホールや面状ひび割れが散在している場合には、10mピッチ全域を対象にパッチングが施工される場合もある。したがって、パッチングの施工面積とポットホールの発生面積は異なり、本研究で用いる損傷度4の実面積は実際に発生したポットホール実面積と比べ過大に評価される可能性がある点には留意されたい。しかしながら、本研究における分析の目的は補修時期の決定など維持管理のための舗装の劣化速度評価であり、関西支社ではパッチングが長時間放置されないようにパッチング施工区間を切削オーバーレイの判断指標の1つとして用いていることから、本研究においても、損傷度4を補修目標値として用いる。

モデル推定に用いるデータベースを作成したところ、表-2に示すように、高機能舗装に関してはサンプルサイズが151,018、密粒度舗装においてはサンプルサイズが61,227となった。また同表には損傷度別の観測メッシュ数、およびその割合も示している。メッシュ単位での損傷度について高機能舗装と密粒度舗装とを比較すると、高機能舗装では大部分が損傷度1である一方、密粒度舗装では損傷度2、3も若干ながら見られる。また、損傷度4のメッシュ数の割合は大きくは変わらない。すなわち、10mピッチでひび割れ率を評価した場合、高機能舗装に関しては、局所的な劣化状態が評価区間内で平均化されてしまい、過小評価される可能性がある。実際に10mピッチで平均化した管理指標であるひび割れ率を算出し、健全度ランク(表-1)の推移を高機能舗装、密粒度舗装で比較したものを表-4に示す。同表はモデル推定に用いるデータベースから作成したものであるため、先述したように高機能舗装と密粒度舗装で補修目標値に到達する割合は大きく変わら

ないはずである。しかし、同表を見ると、両舗装種類の健全度の推移状況は明らかに異なっており、高機能舗装の健全度を過小評価してしまうことが読み取れる。

(2) モデルの推定結果

高機能舗装、密粒度舗装の2つのデータベースそれぞれに対して、集計的マルコフ劣化ハザードモデルを推定した。モデルの推定に際し、特性変数の候補として上下区分(上り線, 下り線)、車線区分(走行車線, 追越車線)、構造区分(橋梁部, 土工部)、年平均大型車日交通量(以下、大型車交通量)を考慮した。定性的変数である上下区分、車線区分、構造区分に関しては、特性変数として、上下区分ダミー変数(上り線=1, 下り線=0)、車線区分ダミー変数(走行車線=1, 追越車線=0)、構造区分ダミー変数(橋梁部=1, 土工部=0)を用いて表現した。また、大型車交通量は舗装の劣化速度と複雑な関係があり、必ずしも影響を線形的に表現できるとは限らないため、定量的変数だけでなく、重交通量区間(5,000台/日以上)、中交通量区間(1,500台/日以上, 5,000台/日未満)、軽交通量区間(1,500台/日未満)の3つの交通量区分により区別し、定性的変数としても扱うこととした。その際、中・重交通量区間ダミー変数(1,500台/日以上=1, それ以外=0)、重交通量区間ダミー変数(5,000台/日以上=1, それ以外=0)の2つのダミー変数を用いて交通量区分を識別した。例えば、重交通量区間であればダミー変数は2つとも1を取り、軽交通量区間であればダミー変数は2つとも0を取る。上述の特性変数をそれぞれ単独で用いて集計的マルコフ劣化ハザードモデルを推定した結果、上下区分を除く全ての特性変数が舗装の劣化速度に対して影響を与えることが判明した。したがって、本適用事例では、上下区分を除く特性変数の全ての組合せの中からWAIC²⁵⁾最小化を達成する特性変数の組み合わせをもっとも望ましいモデルとして選択した。その結果、高機能舗装に関しては構造区分と大型車交通量区分(定性的変数)の中で重交通量区間

表-5 未知パラメータの推定結果： $\hat{\beta}$

	損傷度 i	定数項 $\hat{\beta}_{i,0}$	構造区分 $\hat{\beta}_{i,1}$	大型車交通量	
				中・重交通量区間 ダミー変数 $\hat{\beta}_{i,2}$	重交通量区間 ダミー変数 $\hat{\beta}_{i,3}$
高機能	1	-4.93 (-4.935, -4.922) 0.0485	-0.57 (-0.590, -0.556) -0.0766	-	-
	2	-0.89 (-0.904, -0.885) 0.0746	-0.28 (-0.304, -0.258) 0.0178	-	-
	3	-2.27 (-2.290, -2.239) -0.0347	-	-	0.43 (0.392, 0.465) -0.0002
密粒度	1	-3.33 (-3.339, -3.325) 0.3448	-0.79 (-0.800, -0.783) -0.0784	0.74 (0.737, 0.751) -0.4446	-
	2	-0.89 (-0.899, -0.875) 0.4546	-0.31 (-0.323, -0.304) -0.0477	0.21 (0.194, 0.219) -0.4949	-
	3	-4.90 (-4.925, -4.871) -0.0395	-	-	0.57 (0.531, 0.641) 0.5875

注) 各損傷度ごとに、第1行はパラメータの期待値、第2行はパラメータ推定値の95%信用域、第3行は Geweke 検定統計量²⁴⁾を表している。

ダミー変数が、密粒度舗装に関しては構造区分と大型車交通量区分(定性的変数)の両ダミー変数をもっとも望ましいモデルの特性変数として採用された。

上記の特性変数を採用した集計的マルコフ劣化ハザードモデルの未知パラメータ $\hat{\beta}$ の推定結果を表-5に示す。同表から、構造区分は舗装種別に関わらずひび割れなしから面状ひび割れが発生するまでの劣化過程に影響し、土工部の方が橋梁部よりもひび割れが発生しやすいことが確認できる。同表の構造区分に関する結果に関しては、面状ひび割れからポットホールが発生するまでのハザード率には構造区分は影響しないが、供用開始から長期的にモニタリングを実施した場合には、橋梁部の方が土工部よりポットホールが発生しにくいと解釈でき、これは橋梁部の方がポットホールが発生しやすいとしている参考文献16)に反する。その原因として、橋梁部のポットホール発生には床版の劣化状態も影響しており、本研究と参考文献16)での分析対象の橋梁部の床版の劣化状態が異なっていた可能性があげられる。本研究では床版の劣化状態のデータが獲得できなかったが、この点に関して継続的に分析を行っていくことが望ましい。また、参考文献16)では、ポットホール発生後のパッチングの再劣化もポットホールの発生と捉え日常的な道路巡回業務の改善を目的としているのに対して、本研究ではポットホールの発生を劣化の終局状態と捉えたモデル化による長期的な舗装マネジメントの改善を目的としポットホール発生後のパッチングの再劣化を考慮していない点があげられる。そのため、橋梁部でパッチングの再劣化が比較的高確率で

発生しているとすると、本研究の分析結果にはその影響は表れない。当然のことながら、このようなパッチングの再劣化による道路巡回業務への負担の増加を防ぐために早期に切削オーバーレイなどを実施するなど、上記の2種類の分析結果を統合した舗装マネジメント手法の確立(例えば、長期的な舗装マネジメントと日常的なマネジメントの相互依存関係を明示的に考慮したシステム最適化)が望まれることは論を待たないが、本研究では分析の対象外とし今後の課題とする。一方、大型車交通量に関して高機能舗装に着目すると、ひび割れなしから面状ひび割れの発生までの劣化過程においては大型車交通量の影響が見られず、面状ひび割れの発生からポットホールの発生までの劣化過程に大型車交通量(重交通量区間)の影響が見られる。大型車交通量はひび割れなしから面状ひび割れの発生までの劣化過程に対しても影響を与えることは経験的に知られており、さらなるデータの蓄積を通じた分析などが必要であることは論を待たないが、本研究の適用事例では、高機能舗装の劣化過程を表すモデルのパラメータとして表-5に示す推定結果を用いる。また、密粒度舗装に着目すると、いずれの損傷度においても大型車交通量の影響が見られるが、ひび割れなしから面状ひび割れが発生するまで(損傷度1から3)の劣化過程においては軽交通量区間と中・重交通量区間で劣化速度が異なり、面状ひび割れの発生からポットホールの発生まで(損傷度3から4)の劣化過程においては軽・中交通量区間と重交通量区間で劣化速度が異なることが読み取れる。

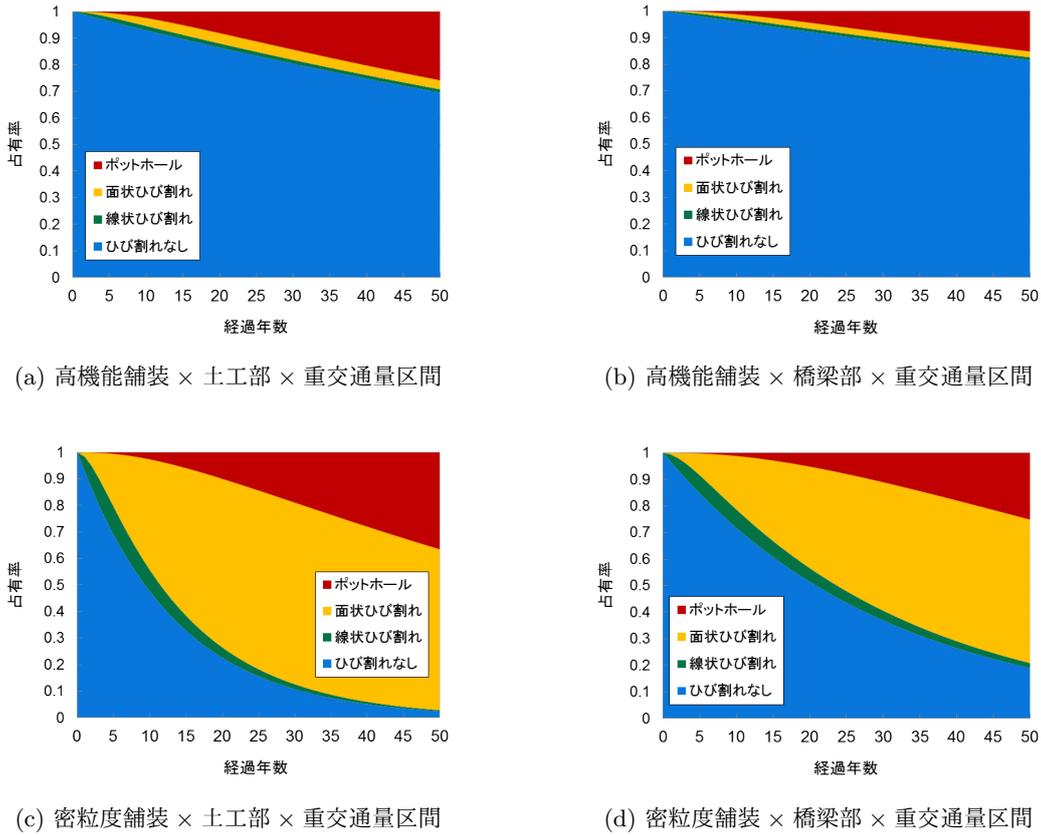


図-3 損傷度分布の経時変化 (メッシュ単位)

図-3には、舗装種別、構造区分ごとのメッシュ単位における損傷度分布の経時変化を示している。ただし、大型車交通量に関する特性変数として、重交通量区間(大型車交通量に関する両ダミー変数が1の場合)を採用している。同図より、高機能舗装は密粒度舗装に比べてひび割れなしの状態が長く継続する一方で、線状ひび割れ(緑色)、面状ひび割れ(黄色)の状態が極めて短く、一度ひび割れが発生すると急速にポットホール(赤色)にまで進展するという劣化傾向がある。これに対し、密粒度舗装は相対的に面状ひび割れ(黄色)の状態が長く継続する劣化傾向が顕著に見られる。このような劣化過程の相違に関して、高機能舗装は排水性を有し表面に空隙が多い構造となっているために、路面性状調査の際に線状ひび割れ等の初期段階のひび割れが観測されにくいこと、一度ひび割れが発生するとその後突発的にポットホール等の局所的損傷が発生すること、路面のひび割れ発生を伴わない基層以深の損傷などに起因したポットホールがデータの中に存在していたこと、などが原因であると考えられる。高機能舗装におけるひび割れの観測精度、ポットホール発生メカニズムなどに関して更なる研究の蓄積が望ましいが、図-3から高機能舗装特有の突発的かつ局所的にポットホールが発生するという劣化傾向、密粒度舗装の10mピッチにおいて全域的に劣化が進展し

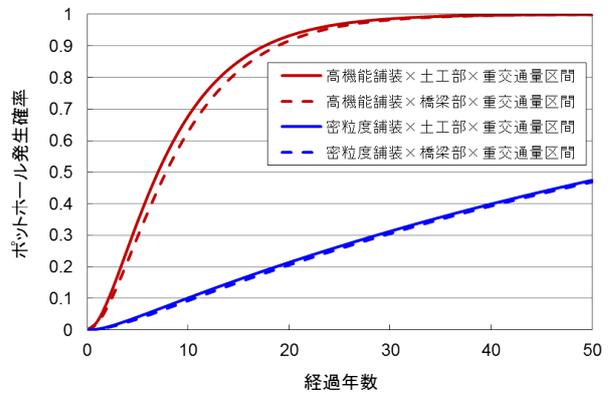
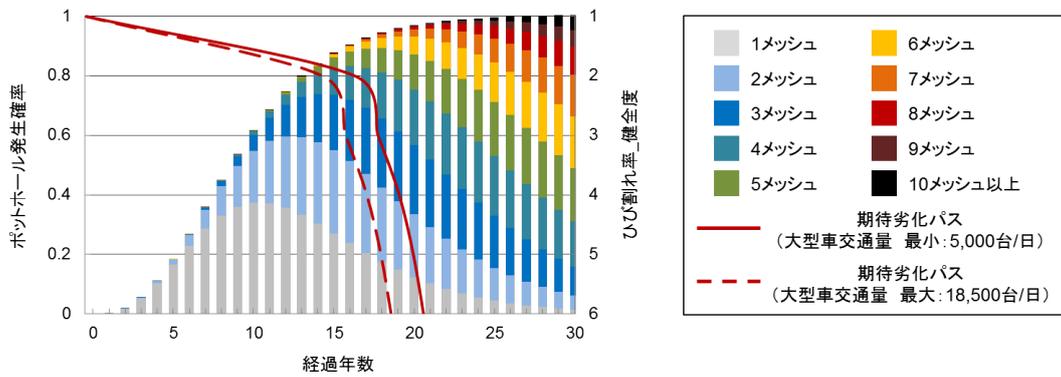


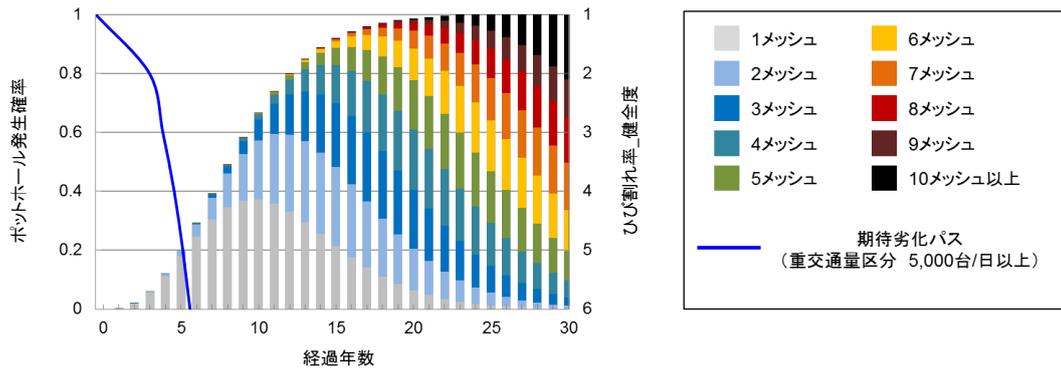
図-4 ポットホール発生確率の経時変化 (メッシュ単位)

ていくという劣化傾向を表す推定結果を統計的に獲得できたことが理解できる。

さらに図-4には、線状ひび割れが発生した時点を基準とし、経過年数に応じたポットホールの発生確率(すなわち、経過時間 z の変化に応じた $\pi_{24}(z)$ の変動)を示す。同図より、高機能舗装ではポットホールの発生確率は線状ひび割れが発生した直後から急激に増加しており、線状ひび割れの発生から10年後にはおよそ70%の確率でポットホールにまで劣化が進展することを表している。一方、密粒度舗装ではポットホールの発生確率



(a) 高機能舗装



(b) 密粒度舗装

図-5 ポットホール発生確率とひび割れ率の期待劣化パス (10m ピッチ)

は高機能舗装と比較して、線状ひび割れが発生した時点から緩やかに増加しており、10年経過した後も10%程度にとどまっている。これより、高機能舗装では線状ひび割れを始め、路面にひび割れが発生した段階で舗装の劣化状態に注視する必要があるといえる。

(3) 10m ピッチでの劣化評価

5.(2)で推定したメッシュの劣化予測結果を用いることにより、メッシュ単位での局所的な評価だけでなく10mピッチにおける全体的な評価も実施することができる。以下では、10mピッチにおけるポットホールの発生確率と10mピッチにおけるひび割れ率を用いた舗装の劣化評価を比較する。ひび割れ率を用いた舗装の劣化評価として、10mピッチの観測データと表-1に示す健全度ランクを用いてマルコフ劣化ハザードモデルを推定した。モデルの推定に際して、5.(1)と同様の手順によってWAIC最小化を達成する最適モデルを検討したところ、特性変数として、高機能舗装では構造区分と大型車交通量(定量的変数)、密粒度舗装では構造区分と大型車交通量区分(定性的変数)の中で中・重交通量区分ダミー変数が採用された。図-5に、舗装種別ごとのポットホール発生確率を棒グラフにて、ひび割れ率の期待劣化パスを曲線にて示している。ポット

ホールの発生確率については発生するメッシュ数別の経時変化を示している。対象とする路面の特性として、土工部、重交通量区分を採用した。また、高機能舗装のひび割れ率を用いた劣化評価においては特性変数である大型車交通量が定量的変数であるため、重交通量区分内の最大交通量(18,500台/日:実線)、および最小交通量(5,000台/日:破線)の2パターンの期待劣化パスを記載している。

図-5(a)の高機能舗装に着目すると、ポットホールが10mピッチ内に1メッシュ以上発生する確率は供用開始から15年経過時点で80%を越えている。一方、ひび割れ率による劣化評価では、大型車交通量(18,500台/日:実線)の場合でも15年経過時点の劣化判定は健全度2(ひび割れ率1%~5%に相当)となり、補修の需要を過小評価していると言える。さらに、ひび割れ率による劣化評価における補修目標値である20年経過時点付近に着目すると、同時点のポットホール発生確率は95%を越えており、ポットホールの期待発生数は3.2メッシュとなる。通常、関西支社ではポットホールが3.2メッシュとなる前には補修が実施されることから、ひび割れ率による劣化評価では高機能舗装の補修目標値までの年数が過大に評価されており、高機能舗

装に対して現行のひび割れ率が適切な評価指標として機能していないと考えられる。

一方で密粒度舗装に関しては、図-5(b)に示す通りポットホールが10mピッチ内に1メッシュ以上発生する確率は健全度2に達する4年経過時点で11%、補修目標値である健全度6に達する6年経過時点でも30%と高機能舗装に比べて大幅に小さい。これは広範囲におよぶ線状ひび割れ、面状ひび割れの発生によりひび割れ率が増加し、ポットホールの発生以前に補修目標値20%に達するという経験的に知られている密粒度舗装の劣化特性と一致している。よって、密粒度舗装に関してはひび割れ率による劣化評価の妥当性が確認される。ここで、密粒度舗装のひび割れ率が補修目標値20%に至るまで約6年と現場管理者の経験的知識に比べて小さい値となっている。これについて、現在関西支社では密粒度舗装から高機能舗装へと表層材料の更新を進めていることから、現存する密粒度舗装は比較的供用開始から年数の経過したものが多く、そのようなサンプルから推定される舗装の補修目標値までの年数は短くなる傾向があることに留意されたい。

(4) 局所的損傷に着目した劣化評価

局所的損傷が多く観測される高機能舗装において、ひび割れ率による劣化評価では舗装の補修需要を適切に評価することは困難である。そこで、高機能舗装の局所的損傷に着目し、10mピッチ内のポットホール発生メッシュ数を管理指標として用いることを提案する。現在、関西支社ではポットホールを管理指標とした明確な判定基準は定められていない。したがって、以下では舗装の供用年数と10mピッチ内のポットホールの発生メッシュ数との関係を分析し、統計的視点から判定基準を策定するために有益な情報を提供する。

メッシュ単位の損傷度での劣化予測結果を用いて、10mピッチにおける損傷パターンの実現確率が定量的に算出される。図-6に、10mピッチにおける供用年数とポットホールの発生メッシュ数、およびその実現確率の関係を示している。同図では、ポットホールの発生メッシュ数として1メッシュから8メッシュまでの8パターンを、その実現確率として10%、30%、50%、70%、90%の5パターンについて評価を実施している。また同図には、ポットホールの発生メッシュ数をひび割れ率に換算した時の値も併記しており、ポットホールの発生メッシュ数が8メッシュの場合にはひび割れ率換算で補修目標値20%に相当することを示している。ポットホール発生メッシュ数が1メッシュの場合に着目すると、約4年経過時に10%、約7年経過時に30%、約9年経過時に50%、約12年経過時に70%、約17年経過時に90%の確率でポットホールの発生メッシュ数

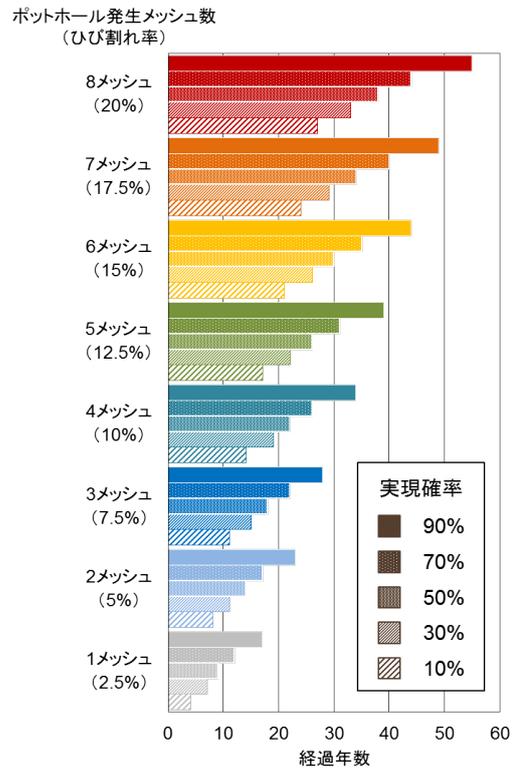


図-6 供用年数とポットホール発生メッシュ数、実現確率の関係 (10mピッチ)

が1メッシュ以上存在していることを示す。同図より、当然のことながら、実現確率の違いによりポットホールが発生するまでの経過年数も大きく異なることがわかり、またこの傾向はポットホールの発生メッシュ数が大きいほど強く見られる。以上の分析結果を用いて判定基準を策定するためには、どの程度のポットホールの発生を許容するか、実現確率としてどの程度の確率を設定するかが重要となる。具体的に、ポットホールの発生を1メッシュまで許容、かつ、その実現確率としてより安全側に設定する場合には、同図においてポットホール発生メッシュ数が2メッシュ、実現確率が10%に着目すればよく、約8年で舗装の補修目標値に到達し現場の経験的知識とも一致することから、判定基準の候補としてあげることができる。ただし、判定基準を策定する際には力学的試験も含めた多角的な検証が必要であるため、本研究における検証は統計的視点からのみの検証であることを断っておく。

6. おわりに

本研究では、ひび割れの劣化過程の終局状態をポットホール(あるいはパッチング)と明示的に考慮した上で、メッシュの損傷度の推移過程を集計的マルコフ劣化ハザードモデルによりモデル化した。また、メッ

シュ単位で実際に獲得された10mピッチ内の損傷度別の観測メッシュ数、および観測面積のデータを用いてモデルを推定した。その結果、高機能舗装では密粒度舗装と比較して、線状ひび割れが発生するとその時点からポットホールが発生するまで急速に劣化が進展することから、高機能舗装においては線状ひび割れの発生直後から舗装の劣化状態に注視する必要がある。また、メッシュの劣化予測結果を用いて10mピッチにおける劣化過程を算出し、ポットホールの発生メッシュ数の経時変化と現在管理指標として用いているひび割れ率の健全度の経時変化を比較したところ、ひび割れ率により健全性が高いと判断される段階においてもポットホールの期待発生メッシュ数が大きいことから、高機能舗装の管理においてはひび割れ率が適切な指標として機能していない可能性を指摘した。さらに、高機能舗装の管理指標としてポットホールの発生メッシュ数を提案し、舗装の供用年数、ポットホールの発生メッシュ数、およびその実現確率を分析し、ポットホールの発生メッシュ数を管理指標として用いた時の補修意思決定の判定基準策定に資する基礎的検討を実施した。

今後の課題として、第1に、本研究ではポットホールの発生メッシュ数を管理指標として提案したが、実際に補修の意思決定に用いるためには補修目標値としての判定基準を策定する必要がある。力学的・工学的試験に基づき判定基準を策定することにより、ポットホールの発生メッシュ数、およびひび割れ率の2つの管理指標を併用することが可能となり、今後、密粒度舗装、高機能舗装の両舗装に対してより適切な維持管理を実施することができる。第2に、高機能舗装の劣化特性を考慮してひび割れ率を再定義することも可能である。式(1)に示したようなひび割れ率の算出方法において、ポットホールの実面積に対する重み付けを行うなどにより、高機能舗装の劣化特性に適応した維持管理指標を定義することができる。第3に、今回の劣化予測結果と費用データを関連づけることにより、高機能舗装特有の劣化傾向を考慮した維持管理施策を検討する必要がある。既往研究における舗装の維持管理施策評価の多くでは、ひび割れ率をはじめとした平均化操作を用いる評価指標が多く用いられている。しかしながら、高機能舗装化に伴いポットホールやパッチング箇所が増加し、ひび割れ率により健全性が高いと判断される段階においても補修が実施されるケースが多く存在する。したがって、ポットホールを終局状態とする劣化予測結果を用い、ポットホールの発生メッシュ数とひび割れ率の2指標を併用することにより、従前と比較してより精緻なライフサイクル費用評価が可能となる。第4に、高機能舗装のポットホール発生メカニズムの解明があげられる。本研究では、ポットホールの発生を

ひび割れの終局状態として仮定し、高機能舗装において線状ひび割れ、面状ひび割れの持続時間が短いという結果を図-3で得たが、それが、基層以深の損傷に伴うポットホール発生に起因した結果なのか、高機能舗装におけるひび割れの観測困難性に起因した結果なのかなどに対して、力学的な知見やひび割れ観測精度の高度化などを経て、継続的に考察を行っていき、高機能舗装の劣化特性を把握していく必要がある。第5に、ピッチ内でのメッシュの位置情報を考慮した劣化予測手法の開発があげられる。本研究では、あるピッチの全てのメッシュは同質の劣化特性を持つと仮定したが、車両走行位置などに応じて個々のメッシュの劣化特性が異なることは想像に難くない。可観測要因、不可観測要因それぞれに起因するメッシュ間の劣化特性の異質性の定量化により、劣化予測精度が向上すると考えられる。

参考文献

- 1) 阿部頼政, 飯野忠雄: わだち掘れ測定データの解析法に関する研究, 土木学会論文集, No.478/V-21, pp.117-123, 1993.
- 2) 清野昌貴, 岳本秀人, 丸山紀美雄, 遠藤桂: プロジェクトレベルにおける舗装の供用性曲線適用手法について, 舗装工学論文集, 土木学会, Vol.10, pp.191-196, 2005.
- 3) Lemer, A. C. and Moavenzadeh, F.: Reliability of highway pavements, *Highway Research Record*, Issue 362, pp.1-8, 1971.
- 4) McCullough, B. F.: State of the art in predicting the probabilistic response of pavement structures, *Transportation Research Record*, Issue 575, pp.17-26, 1976.
- 5) 武山泰, 嶋田洋一, 福田正: マルコフ連鎖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.
- 6) Shin, H. C. and Madanat, S.: Development of a stochastic model of pavement distress initiation, *Journal of Infrastructure Planning and Management*, No.744/IV-61, pp.61-67, 2003.
- 7) Lancaster, T.: *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press, 1990.
- 8) Gourieroux, C.: *Econometrics of Qualitative Dependent Variables*, Cambridge University Press, 2000.
- 9) Mishalani, R. G. and Madanat, S. M.: Computation of infrastructure transition probabilities using stochastic duration models, *Journal of Infrastructure Systems*, Vol.8, Issue 4, pp.139-148, 2002.
- 10) 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.69-82, 2005.
- 11) 熊田一彦, 江口利幸, 青木一也, 貝戸清之, 小林潔司: モニタリングデータを用いた高速道路舗装の統計的劣化モデルの検討, 舗装工学論文集, 土木学会, Vol.14, pp.229-237, 2009.
- 12) 小林潔司, 江口利幸, 大井明, 青木一也, 貝戸清之: 劣化過程の不確実性を考慮した路面性状調査の最適実施方策, 土木学会論文集E1, Vol.67, No.2, pp.75-90, 2011.
- 13) 貝戸清之, 熊田一彦, 林秀和, 小林潔司: 階層型指数劣化ハザードモデルによる舗装ひび割れ過程のモデル化, 土木学会論文集F, Vol.63, No.3, pp.386-402, 2007.
- 14) 宮崎文平, 風戸崇之, 濱梶方希, 小濱健吾, 貝戸清之:

- 高機能舗装を対象とした高速道路の路面管理基準に関する実証的研究, 土木学会論文集 E1 (舗装工学), Vol.69, No.3 (舗装工学論文集, Vol.18), pp.I 175-I 183, 2013.
- 15) 宮崎文平, 加藤寛之, 小濱健吾, 貝戸清之, 風戸崇之, 田中克則: 膨大な路面性状調査データに基づく舗装補修施策の評価法の提案, 土木学会論文集 F4, Vol.71, No.3, pp.142-161, 2015.
- 16) 水谷大二郎, 貝戸清之, 小林潔司, 平川恵士: 気象状況を考慮したポットホールの管理重点化ルール, 土木学会論文集 F4, Vol.70, No.3, pp.63-80, 2014.
- 17) 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.
- 18) 堀倫裕, 小濱健吾, 貝戸清之, 小林潔司: 下水道処理施設の最適点検・補修モデル, 土木計画学研究・論文集, Vol.25, No.1, pp.213-224, 2008.
- 19) 和合肇: ベイズ計量経済分析, マルコフ連鎖モンテカルロ法とその応用, 東洋経済新報社, 2005.
- 20) 津田尚胤, 貝戸清之, 山本浩司, 小林潔司: ワイブル劣化ハザードモデルのベイズ推計法, 土木学会論文集 F, Vol.62, No.3, pp.473-491, 2006.
- 21) 貝戸清之, 小林潔司: マルコフ劣化ハザードモデルのベイズ推定, 土木学会論文集 A, Vol.63, No.2, pp.336-355, 2007.
- 22) Geman, S. and Geman, D.: Stochastic relaxation, Gibbs distributions and the Bayesian restoration of Images, *Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence*, Vol.6, pp.721-741, 1984.
- 23) Gelfand, A. E. and Smith, A. F. M.: Sampling-based approaches to calculating marginal densities, *Journal of the American Statistical Association*, Vol.85, pp.398-409, 1990.
- 24) Geweke, J.: Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to the calculation of posterior moments, in Bernardo, J. M., Berger, J. M., Dawid, A. P. and Smith, A. F. M. (eds.): *Bayesian Statistics 4*, pp.169-193, Oxford University Press, 1996.
- 25) Watanabe, S.: Asymptotic equivalence of Bayes cross validation and widely applicable information criterion in singular learning theory, *Journal of Machine Learning Research*, Vol.11, pp.3571-3594, 2010.

(2017. 5. 22 受付)

DETERIORATION EVALUATION OF DRAINAGE PAVEMENTS FOCUSING ON LOCAL DAMAGES

Daijiro MIZUTANI, Naoki SUSAKI, Keisuke YASUMURA, Kengo OBAMA, Kiyoyuki KAITO
and Yota YAMADA

The number of drainage asphalt pavement sections has been increasing over the few decades on Japanese expressways. On the drainage asphalt pavement sections, it is empirically known that local damages, especially pot holes, arise in addition to cracks more frequently than the conventional dense graded asphalt pavement sections. This paper proposes a deterioration evaluation method considering the local damages explicitly to be applied to management issue for the drainage asphalt pavement sections. In the method, a pavement section is divided into small sections (1m*0.875m) to evaluate generation processes of the local damages, and the deterioration processes are expressed with an aggregative Markov deterioration hazard model. Using the proposed method, it becomes able to describe transitions of deterioration states over time on the drainage asphalt pavement sections from cracks to local damages. Lastly, the effectiveness of proposed methods can be discussed in the application example for actual expressways.