

局所的損傷に着目した 排水性舗装の最適補修モデル

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

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: y.yamada@civil.eng.osaka-u.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正会員 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)
Institute of Construction and Infrastructure Management, ETH Zürich (8093 Zürich, Switzerland)

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

⁵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

⁶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

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、 $1\text{m} \times 0.875\text{m}$ ）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。さらにメッシュの劣化評価に基づいた LCC 評価を実施し、排水性舗装のための補修施策を検討する。

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；以下では、適用事例の対象となる西日本高速道路株式会社に準じ、高機能舗装という用語を用いる）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、NEXCO3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 $100\text{m} \times 1$ 車線もしくは $10\text{m} \times 1$ 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の広範囲におよぶ損傷を想定していることから、高機能舗装に対してひび割れ率を用いた劣化評価を実施した場合には、ポットホール等の局所的な損傷を平均化し補修需要を適切に評価することができない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表層材料の更新が進み、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な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。

そこで、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、調査データを用いてメッシュ（ $1\text{m} \times 0.875\text{m}$ （ $1/4$ 車線））単位における統計的な劣化予測を実施する。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。さらに、10m・1車線単位の調査データを用いてメッシュの劣化過程を推定するために、集計的マルコフ劣化ハザードモデルとして定式化する。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、局所的な損傷を平均化することなく劣化状態を評価することが可能となる。

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^{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、膨大に蓄積された路面性状調査データを用いて、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総合的でなく、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增大すると指摘している。また、Nam 等¹⁷⁾は、ポットホールの到着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。

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として損傷形態の推移を分析する。またその際、10m・1車線単位の調査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。舗装表面のひび割れの劣化過程とポットホールの発生過程の関係を明示的に表現し、分析を実施するような研究は筆者等の知る

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	$20 \leq Cr$

限り存在しない。

(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、実施範囲の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、路面性状測定車の開発により、10m ごとの路面情報を取得する事が可能となり、より詳細な路面の劣化評価が期待されている。

図-1 には、路面性状調査によるひび割れ率の測定、評価単位を示している。同図を用いて路面性状測定車の計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・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 10m・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 (10m × 3.5m=35m²) である。ピッチを 10m から 50m、100m へと変えると、50m・1 車線や 100m・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。

(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が進んでいる。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、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) に示す様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による劣化評価に基づいた舗装打ち換えの意思決定が多く見られる一方で、高機能舗装に対してはひび割れ率ではなく管理者の経験的な判断により局所的な損傷を補修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 メッシュ以下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、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、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。

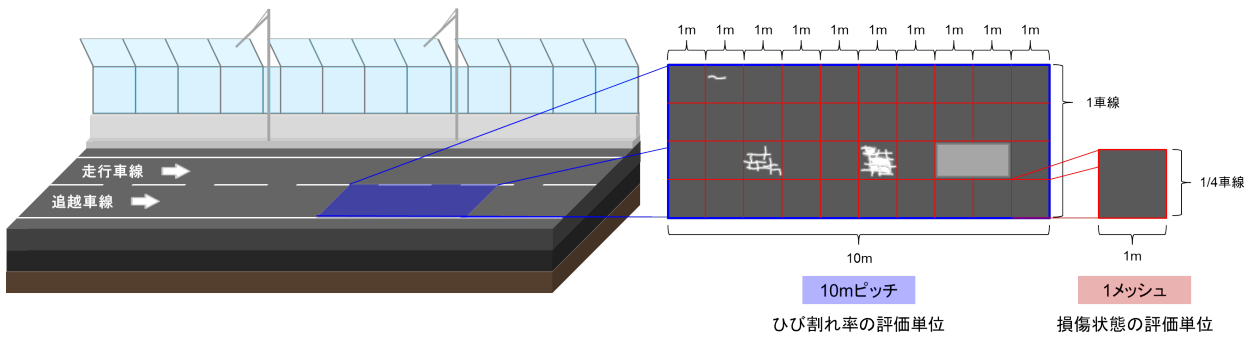


図-1 ひび割れ率の測定，評価単位

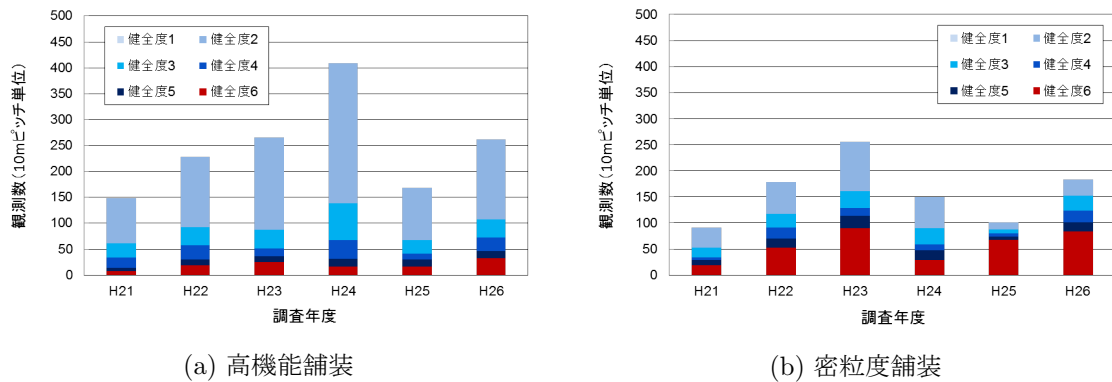


図-2 ポットホール発生時点のひび割れ率健全度

(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、マルコフ劣化ハザードモデルを非集計的に推定することができない。そこで本研究では、損傷度別の観測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

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。したがって、本研究では提案されているモデルを改善し、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。

(5) 高速道路舗装の補修・規制スキーム

本研究で分析対象とした関西支社における高速道路舗装の補修・規制区間の検討スキームについて説明する。同社の舗装に関する補修工事は、保全工事、舗装補修工事という2種類の形態に大別される。保全工事は日常巡回と同時に実施される補修工事であり、日常巡回により発見される小規模な損傷に対して、発見と同時に即座に常温混合物等の応急補修を実施する工事である。また、部分的な舗装の打ち替えであるパッチング処理も保全工事に含まれており、主に施工範囲の小規模な補修工事が保全工事にて対応される。一方、舗装補修工事においては切削オーバーレイなどの交通規制を伴う大規模な補修が実施される。舗装補修工事の実施に際しては、舗装の損傷状態の把握、補修必要箇所の選定、補修範囲の決定、規制範囲の決定という4つのプロセスが必要となる。関西支社では、舗装の劣化状態を3年に1回程度の頻度で実施される路面性状調

査によって把握している。同調査においては 10m ピッチ、もしくは 100m ピッチの評価長において、ひび割れ率、わだち掘れ量、IRI といった評価指標の調査値を収集、蓄積している。これらの評価指標それぞれに対して補修実施の基準である管理限界値が設定されており、管理限界値に到達した道路区間を管理限界区間として補修実施の対応を検討する。また補修を実施する道路区間は、管理限界区間の周辺において数年内に管理限界に到達すると予想されるような区間も考慮して決定される。これは、連続する道路区間において管理限界値に到達する度に規制を実施して一部を補修をするといった非効率を防ぐほか、散発的に補修を実施することにより補修継ぎ目が増加し、道路利用者の走行快適性が低下することを防ぐ目的がある。一般的に舗装補修工事は数 10m 規模で実施される。補修区間が決定されると、次に交通規制区間を決定することになる。舗装補修工事における交通規制は昼間規制、夜間規制、昼夜連続規制と 3 タイプが存在し、このうち昼夜連続規制については、交通量が多く全線通行止めを伴う交通規制が必要な場合や、逆に交通量が少なく片側車線を数日にわたって規制することが可能な場合にのみ実施されることから適用路線は限られている。そのほかの昼間規制、夜間規制に関しては数時間の規制のみであるため、作業時間に制約が存在する。したがって、道路規制から道路解放までの期間に完了できるような補修作業量が施行能力の制約となる。施行能力の制約を満たすのであれば、補修区間が近距離内に隣接して存在する際に複数の補修区間を 1 つの交通規制の中に入れてしまうこともある。上記の手順により補修区間、規制区間が決定される。しかし、管理限界区間以外の補修区間を選定する基準や、どの程度距離が近ければ 1 つの交通規制に含めるべきであるのかに対する明確な基準は定められておらず、対象とする道路区間や周辺区間の劣化状態に応じて道路管理者が個別に検討を行っている。本研究では、道路管理者の補修意思決定過程をモデル化し、数値シミュレーションを用いて分析することにより、補修区間、規制区間決定のために有益な情報を提供する。

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

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

が成立しなければならない。状態 I は、補修のない限りマルコフ連鎖における吸収状態であり、 $\pi_{II} = 1$ が成立する。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、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 $\tau_{i-1} (y_i = 0)$ 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 $\pi_{ii}(z)$ にはかならない. 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,

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

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調査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. 本稿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, 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 は路面性状調査の実施時点、 z_r は調査間隔である。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、 k ($k = 1, \dots, K$) ピッチで時点 $t_0^k, \dots, t_{r^k}^k, \dots, t_{R^k}^k$ において計 $R^k + 1$ 個の健全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。調査サンプル 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 $z_{r^k}^k$ 、および調査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。調査サンプル r^k に含まれる情報を $\boldsymbol{\xi}_{r^k}^k = \{\bar{\mathbf{m}}_{r^k-1}^k, \bar{\mathbf{m}}_{r^k}^k, z_{r^k}^k, \bar{\mathbf{x}}^k\}$ 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

$$\lambda(\bar{\mathbf{x}}^k : \boldsymbol{\beta}_i) = \exp(\bar{\mathbf{x}}^k \boldsymbol{\beta}'_i) \quad (20)$$

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

により表現する。ただし、 $\boldsymbol{\beta}_i = (\beta_{i,0}, \dots, \beta_{i,L})$ 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「 $'$ 」は転置操作を表す記号である。

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 $\boldsymbol{\varepsilon}_{r^k}^k$ 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、 $\boldsymbol{\lambda}(\bar{\mathbf{x}}^k : \boldsymbol{\beta}) = \{\lambda(\bar{\mathbf{x}}^k : \boldsymbol{\beta}_1), \dots, \lambda(\bar{\mathbf{x}}^k : \boldsymbol{\beta}_I)\}$ 、 $\boldsymbol{\beta} = (\boldsymbol{\beta}_1, \dots, \boldsymbol{\beta}_{I-1})$ である。同様に、予測相対頻度ベクトル $\boldsymbol{\phi}_{r^k}^k$ の各要素も

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

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、 $\boldsymbol{\varepsilon}_{r^k}^k$ 、 $\boldsymbol{\phi}_{r^k}^k$ は、 $\bar{\mathbf{m}}_{r^k-1}^k$ 、 $\bar{\boldsymbol{\psi}}_{r^k-1}^k$ 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 $\boldsymbol{\chi}_{r^k}^k = (\chi_{r^k,1}^k, \dots, \chi_{r^k,I}^k)$ 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 $\boldsymbol{\nu}_{r^k}^k = (\nu_{1,r^k}^k, \dots, \nu_{I,r^k}^k) = (\chi_{r^k,1}^k/0.875, \dots, \chi_{r^k,I}^k/0.875)$ 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規格化をおこない、損傷度パターン $\boldsymbol{\chi}_{r^k}^k$ の確率質量関

数を

$$g'(\chi_{r,k}^k : \phi_{r,k}^k) = \frac{g(\chi_{r,k}^k : \phi_{r,k}^k)}{\sum_{\Omega_{r,k}^k} g(\chi_{r,k}^k : \phi_{r,k}^k)} \quad (25)$$

と定義する。ただし、 $\Omega_{r,k}^k$ は

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

を満たす損傷度パターン集合である。規格化された確率質量関数 $g'(\chi_{r,k}^k : \phi_{r,k}^k)$ を用いることにより、ピッチ内の損傷度パターン $\chi_{r,k}^k$ 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 $\bar{\xi}_{r,k}^k$ が観測される確率（尤度） $\mathcal{L}_{r,k}^k(\bar{\xi}_{r,k}^k : \beta)$ は、

$$\begin{aligned} \mathcal{L}_{r,k}^k(\bar{\xi}_{r,k}^k : \beta) &= g'(\bar{m}_{r,k}^k : \phi_{r,k}^k) \\ &\propto \frac{\prod_{i=1}^I (\phi_{i,r,k}^k)^{\bar{m}_{i,r,k}^k S'/S}}{\sum_{\Omega_{r,k}^k} \prod_{i=1}^I (\phi_{i,r,k}^k)^{\bar{m}_{i,r,k}^k S'/S}} \quad (27) \\ \phi_{i,r,k}^k &= \sum_{\ell=1}^I \frac{\bar{m}_{\ell,r,k-1}^k}{S'} \pi_{\ell i}(\bar{z}_{r,k}^k, \lambda(\bar{x}^k : \beta)) \end{aligned} \quad (28)$$

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

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

と表せる。

本研究では、上記の尤度関数 $\mathcal{L}(\bar{\Xi} : \beta)$ と調査データ $\bar{\Xi}$ 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 (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、総延長約 3,400km・車線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 年間に実施された路面性

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	
調査データ数	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
	15,595,194 (98.22%)	5,479,725 (85.00%)
損傷度	1	153,994 (0.97%)
	2	100,349 (0.63%)
	3	28,507 (0.18%)
	4	5,479,725 (85.00%)

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。

状調査データを用いることができた。調査データには 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数、およびポットホールとパッチングの実面積、それらから算出することのできるひび割れ率が記載されており、調査データの総数は 784,070 個であった。調査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 時点として用いる事はせず、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 種類の調査データのうち、10m ピッチの調査データを用いる。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調査データ ($\sum_{i=1}^j \bar{m}_{i,r,k-1}^k < \sum_{i=1}^j \bar{m}_{i,r,k}^k$ 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、調査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応急処置として実施される工法で

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

あるため、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処置では、ポットホールの外苑より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、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、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髪している場合には、10m ピッチでのパッチングが実施されるケースも存在する。したがって、パッチングの実施面積とポットホールの発生面積は大きく異なってしまいうため、損傷度 4 が意味する内容は、舗装劣化の終局状態としてのポットホールが発生している状態ではなく、ポットホールが発生している状態、あるいはポットホールが発生し処置が施されたパッチングの状態である。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、損傷度 4 は意思決定における管理限界であることに留意して欲しい。

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も示しているが、高機能舗装では大部分のメッシュが損傷度 1 であることがわかる。また、高機能舗装では損傷度 4 の割合は 0.18% に対し、密粒度舗装では損傷度 4 の割合は 0.24% と大きくは変わらない。したがって、高機能舗装は全体的には健全ではあるものの、管理限界に到達しているメッシュの数は密粒度舗装と大きくは変わらないことから、舗装の劣化状態をメッシュではなく 10m ピッチで平均化して表現した場合には劣化状態を過小評価してしまう可能性があることが読み取れる。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管理限界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いることが読み取れる。

(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り線下り線のいずれであるか（以下、上下区分）、車線区分（走行車線、追越車線）、構造区分（橋梁部、橋梁部）、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 = 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 WAIC⁽²⁴⁾ 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 に記載する。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。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

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	8,344	3,941	1,369	639	909	146,172	事前 健全度	1	26,197	5,541	3,385	1,818	1,199	2,885	41,025
	2	0	865	834	402	201	301	2,603		2	0	1,099	1,522	1,041	711	2,055	6,428
	3	0	0	276	340	213	334	1,163		3	0	0	428	768	613	2,002	3,811
	4	0	0	0	88	104	278	470		4	0	0	0	150	425	1,840	2,415
	5	0	0	0	0	43	184	227		5	0	0	0	0	107	1,600	1,707
	6	0	0	0	0	0	383	383		6	0	0	0	0	0	5,841	5,841
合計	130,970	9,209	5,051	2,199	1,200	2,389	151,018	合計	26,197	6,640	5,335	3,777	3,055	16,223	61,227		

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
高機能	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 検定統計量を表している。

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。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発生まで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 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年変化を示している。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）の状態に移

する期間が極めて短く、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線状ひび割れ（緑色）、面状ひび割れ（黄色）の状態が長く継続する劣化傾向が見られる。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、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損傷が発生することが原因であると考えられる。以上のことから、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 ピッチにおいて全体的に劣化が進展していくという劣化傾向を適切に表す推定結果となっている。

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

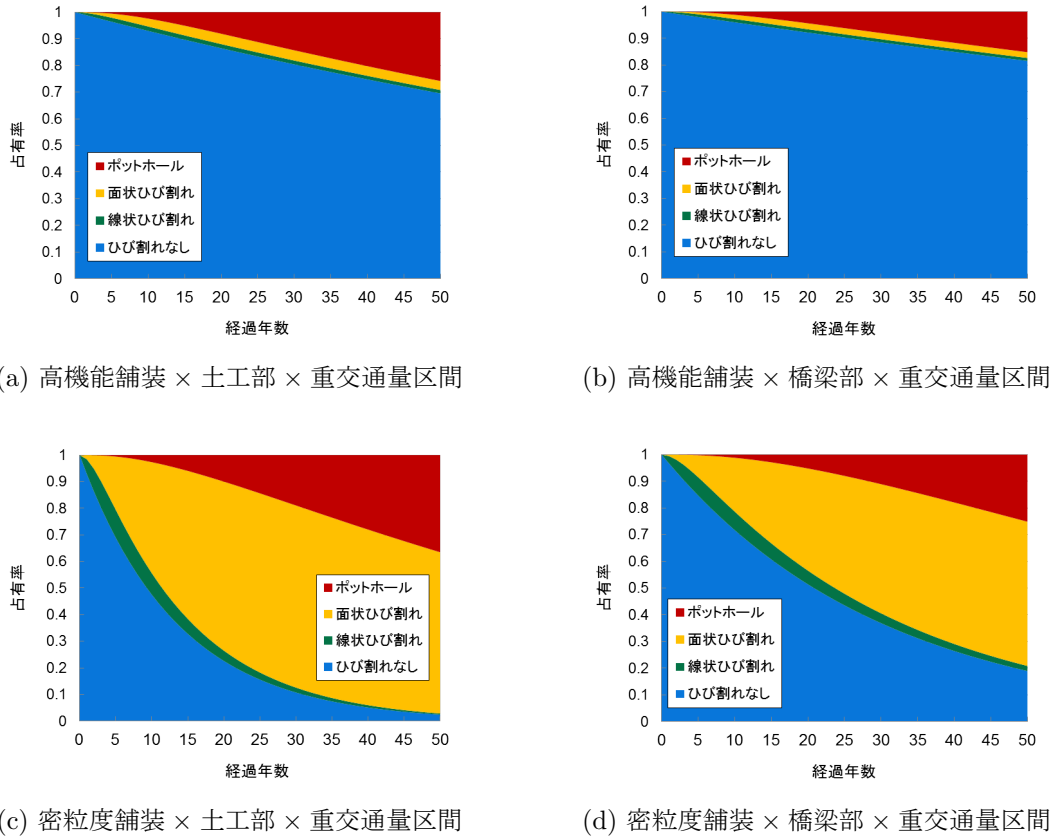


図-3 損傷度分布の経年変化 (メッシュ単位)

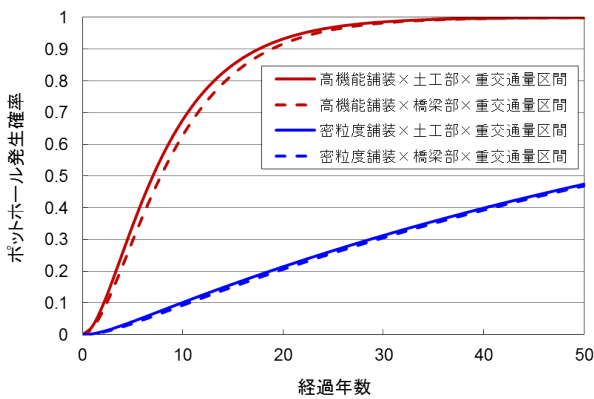


図-4 ポットホール発生確率の経年変化 (メッシュ単位)

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の段階から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と比較する。ひび割れ率を用いた舗装の劣化評価として、10m ピッチの路面性状調査データと表-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) と同様の手順によりもっとも望ましい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・重交通量区間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年変化を示している。対象とする路面の特性として、土工部、重交通量区間を採用した。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、重交通量区間内の最大交通量 (18,500 台/日: 実線)、および最小

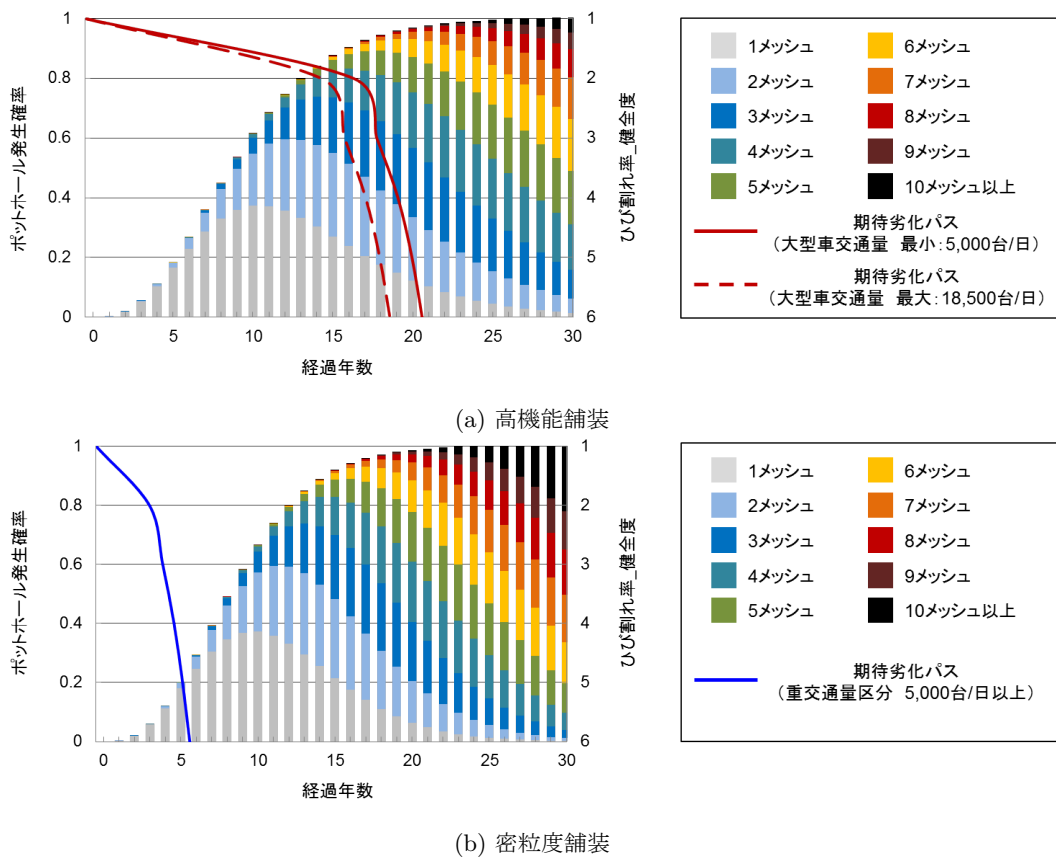


図-5 ポットホール発生確率とひび割れ率の期待劣化パス (10m ピッチ)

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管理限界である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管理限界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%、管理限界である健全度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管理限界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管理限界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管理限界までの年数は短くなる傾向があることに留意されたい。しかし、10mピッチ、メッシュそれぞれのモデルは同様のデータベースを用いて推定していることから、上述の分析のようにポットホールの発生以前にひび割れ率が管理限界に達すると結論付けても問題ないと考えられる。

(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管理限界値 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 50%、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 年で舗装の管理限界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挙げるができる。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（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

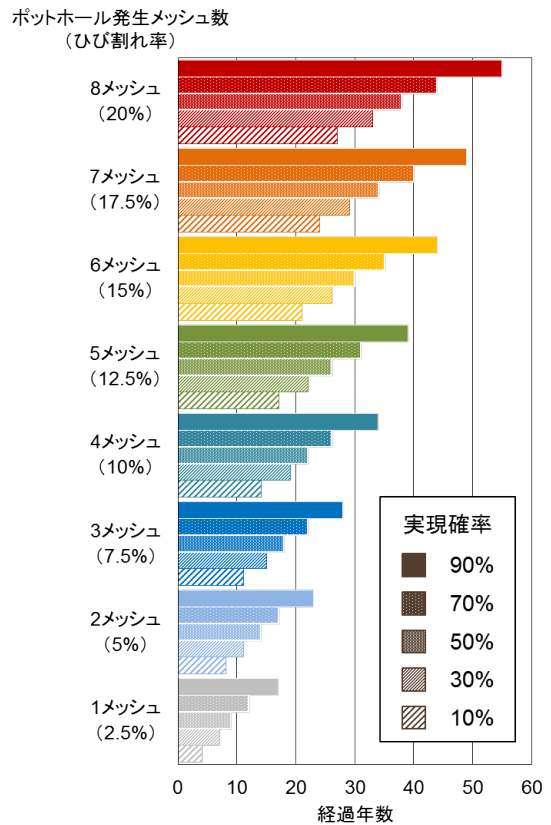


図-6 供用年数とポットホール発生メッシュ数、実現確率の関係 (10m ピッチ)

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が判明し、高機能舗装においては線状ひび割れの段階から舗装の劣化状態に注視する必要があることがわかった。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年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年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。また、高速道路舗装の補修・規制に関する数値シミュレーション結果は研究発表会当日に示す予定である。

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, 土木学会舗装工学論文集, Vol.10, pp.191-196, 2005.
 - 3) Lemer, A.C and Moavenzadeh, M.: Reliability of Highway Pavements, *Highway Research Record 362*, pp.1-8, 1971.
 - 4) McCullough, B. F.: State of the Art in Predicting the Probabilistic Response of Pavement Structures, *Transportation Research Record 757*, 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. and Madanat, S.: Computation of Infrastructure Transition Probabilities using Stochastic Duration Models, *ASCE Journal of Infrastructure Systems*, Vol.8, No.4, 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, 瀧梶方希, 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 第 18 巻), pp.1175-1183, 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) 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.

(2016. 4. 22 受付)

OPTIMUM REPAIR MODEL OF DRAINAGE PAVEMENTS FOCUSING ON LOCAL DAMAGE

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