

# 実装に向けた 高速道路舗装の中長期的維持管理施策の検討

山田洋太<sup>1</sup>・小濱健吾<sup>2</sup>・貝戸清之<sup>3</sup>

<sup>1</sup>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

<sup>2</sup>正会員 大阪大学特任助教 大学院工学研究科 (〒 565-0871 吹田市山田丘 2-1)

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

<sup>3</sup>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

路面性状調査車の開発などにより、高速道路においては膨大な量の路面性状データが蓄積されつつある。これらの膨大な量の路面性状データは毎年の補修実施区間の選定だけでなく、統計的劣化予測により道路舗装の供用性曲線を算出するなど道路舗装の維持管理に役立てられてきた。本研究では、蓄積された膨大な路面性状データを用いた統計的劣化予測に加えて、補修データ等の費用データとの関連付けを行い、数十年の管理年数を想定した中長期的な維持管理施策の検討を行う。具体的には1) 目視点検データを用いた統計的劣化予測モデルである混合マルコフ劣化ハザードモデルを適用し、個々の路線ごとに劣化速度を評価する。2) 上記の劣化予測結果を用いたモンテカルロシミュレーションにより、リスクおよびライフサイクル費用（以下、LCC）を算出し、維持管理施策の評価を行う。3) 浸透型補修材を用いた予防保全型戦略によりLCC、リスクの低減を検討する。

**Key Words** : *expressway management policy, mixed Markov deterioration hazard model, risk, LCC*

## 1. はじめに

近年、社会基盤施設の急速な劣化が問題視され、それらの維持管理をより経済的に実施するための検討に注目が集まっている。データ提供者である国内の高速道路管理会社においては、路面性状調査車の導入を契機に、膨大な量の路面性状データが蓄積されつつある。路面性状調査車によるデータの獲得は管轄域内の全路線を対象とし、定期的かつ網羅的に実施されている。同社ではこれらのデータをもとに、毎年実施されている補修工事の対象区間を選定、補修工事を実施している。それに加え、近年社会基盤施設の統計的劣化予測手法が急速に発達していることから、路面性状データを用いた、維持管理施策の検討が多くなされている。例えば、混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いた路線別のベンチマーク分析が提案されており、全路線を代表するマクロな劣化傾向の分析にとどまらず、個々の路線レベルのマイクロな分析を行うことで、重点管理路線を抽出することが可能となっている。これにより、路線単位の補修優先順位を決定するなど、高速道路舗装の維持管理に関する意思決定の支援を行い、維持管理施策の効率化に貢献している。しかしながら、上記の評価手法ではLCCをはじめとする経済的な評価がなされておらず、さらに補修戦略などの維持管理を取り巻く体制（以下、維持管理体制）の変化が、道路舗装の管理

状態に及ぼす影響を定量的に評価するには至っていない。高速道路管理者は安全で快適な道路サービスを提供することはもちろん、緊縮財政への移行や老朽化の進展といった社会的背景から、限られた予算内で道路舗装の状態を最良に保つことが求められている。このことから、維持管理施策の検討を行う際には、LCCと道路舗装の管理状態の間のトレードオフ関係を定量的に評価し経済性、安全性の両面を考慮した維持管理施策を検討すべきである。さらに、数十年の管理期間を見据えた場合には、上記のような現状の維持管理体制を前提とした短期的な意思決定の支援だけでは不十分である。舗装材料、補修戦略、人員配置など中長期的に想定される維持管理体制の変化を考慮したあらゆるパターンを検討、分析した上で、意思決定に対する支援を実施することが必要である。以上の問題意識から本研究では、蓄積された膨大な路面性状データを用いた統計的劣化予測手法により、個々の路線単位のマイクロレベルかつ精緻な劣化予測を行う。さらにこの劣化予測結果を用いて、中長期的な管理年数を想定したモンテカルロシミュレーションを実施し、維持管理施策のLCC、リスク評価を行う。具体的には、複数回の調査によって獲得された路面性状データを用いて、混合マルコフ劣化ハザードモデルを推定しひび割れ率、IRIの両指標に関して劣化予測を行い路線単位の劣化速度を精緻に評価する。さらに、これらの路線単位のひび

割合率、IRIの劣化予測結果から得られるマルコフ推移確率に基づくシミュレーションにより、想定される様々な維持管理体制下における道路舗装の供用サイクルを表現する。これにより、道路舗装の維持管理において発生する補修費用を積算しLCC評価を行う。ここで、特に初期段階の劣化に対して応急処置を施し、延命を図る予防保全工法に着目しLCC、リスクの低減を検討する。以下、**2.**では、既往研究と本研究の位置づけを述べる。**3.**では目視点検データを用いた劣化予測手法の概要を説明する。**4.**ではシミュレーションによる維持管理施策の評価手法について述べる。

## 2. 本研究の基本的な考え方

### (1) 統計的劣化予測の変遷と道路舗装データへの適用

従来から、道路舗装の劣化過程に関しては、数多くの研究が蓄積されている。例えば、阿部等<sup>1)</sup>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<sup>2)</sup>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。しかしながら、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できていない。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。舗装に関して、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て、舗装の信頼性を論じたものがある<sup>3),4)</sup>。国内では、武山等<sup>5)</sup>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。さらにその後、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 Madanat<sup>6)</sup>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。また同時に、マルコフ推移確率の推定にもハザード解析手法が導入され、飛躍的に発展した<sup>7),8)</sup>。中でも、Mishalani and Madanat<sup>9)</sup>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<sup>10)</sup>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・環境条件の相違を説明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舗装データに適用した事例も数多く存在する<sup>11),12)</sup>。しかし、考慮することが可能な説明変数は、施設の平均的な劣化特性の差異を表現するような要因に限られ、膨大な数の社会基盤施設それぞれに固有な劣化条件の異質性を説明変数を用いて記述することには限界があった。例えば、社会基盤施設の劣化過程は、同一の構造・材料特性、かつ供用条件の下であっても、施設が置かれている環境や、施工時の品質などにより、多様に異なることが一般的である。社会基盤施設の劣化過程の異質性を説明変数のみで表現しようとするれば、必然的に説明変数の数が増加し、個々の説明変数の説明力が低下するだけでなく、モデル推定の効率性が著しく低下する。また、劣化過程の異質性の中には観測不可能な要因に支配されるものもある。したがって、劣化過程の異質性を説明変数のみを用いて表現する方法には限界があり、社会基盤施設個々を対象としたマイクロレベルの意思決定に対する弊害となっていた。小濱等<sup>13)</sup>は、ハザード率の異質性を確率分布で表現した混合マルコフ劣化ハザードモデルを定式化した。混合マルコフ劣化ハザードモデルの開発により、設定したグループごとの相対評価が可能となったために、マイクロレベルでの意思決定を強力に支援するツールとなった。混合マルコフ劣化ハザードモデルに関しても、舗装データに対して適用した研究が蓄積されている<sup>14),15)</sup>。中でも宮崎等<sup>16)</sup>は管理対象の道路網レベルといったマクロな視点に加えて、個別道路区間レベルといったマイクロな視点から現場管理者の意思決定を支援可能な路面評価手法を構築している。これにより、各路線別の供用性曲線を算出し、重点管理路線を抽出するとともに、舗装材料ごとに最適な評価指標を提案している。

さらに近年、調査データおよびそれらの記録の不備、実務的ニーズの高度化等により、マルコフ劣化ハザードモデルは適宜改善され、極めて高度化している。予防補修により測定データが欠損することにより発生する欠損バイアスを補正する方法<sup>17)</sup>、異なる劣化パターン間の推移過程を表現する階層型指数劣化ハザードモデル<sup>18)</sup>、健全度に測定誤差が存在する場合を対象として、測定誤差の背後に隠れているマルコフ推移確率を推定する隠れマルコフ劣化モデル<sup>19)</sup>、異なる損傷間の競争関係をモデル化する競合型マルコフ劣化ハザードモデル<sup>20)</sup>等が開発され、いずれも舗装データに対して適用されている。さらに、多層構造を有するという舗装の特性に着目し、路面健全度と耐荷力の低下過程で構成される複合的劣化過程を表現した階層的隠れマルコフ劣化モデル<sup>21)</sup>、ポットホールのように比較的発生頻度が高い局所的損傷過程と、相対的に変化の遅い舗装全体の劣化過程で構成される複合的な劣化過程を表

現したポアソン隠れマルコフモデル<sup>22)</sup>等が開発された。これら高度な劣化予測モデルの適用事例の多くが、道路舗装である背景には、路面性状調査を中心としたビッグデータ獲得の寄与が極めて大きい。

## (2) ライフサイクル費用の評価手法

高速道路舗装の保全計画では、舗装区間の劣化過程を定量的に評価するだけでなく、費用データもあわせて経済的な分析を行うことが必要である。不確実性を考慮した統計的劣化予測モデルであるマルコフ劣化ハザードモデルはマルコフ決定モデル<sup>23)</sup>へと拡張することによりLCC評価が可能である。健全度を離散的な状態変数で記述するマルコフ決定モデルは、劣化過程の記述が簡単であり、数多くの実用モデル<sup>24)–25)</sup>が提案されている。伝統的なマルコフ決定モデルは、システムの劣化過程を表現するマルコフ推移確率が、初期時点からの経過時間に依存しないような齊次マルコフ劣化モデルで表現され、定常的な最適点検・更新施策を求めることを目的としている。このようなマルコフ決定モデルに関する研究は、ハザードモデルを用いて劣化過程を表現する方法<sup>26),27)</sup>が開発されたことにより、モデルの推定精度が向上し、実用化が急速に進められた。例えば、青木等は照明ランプで構成されるシステムを対象として、システム全体の点検・補修タイミングに関する補修施策を求める方法論を提案している<sup>28),29)</sup>。さらに、津田等<sup>30)</sup>は橋梁部材の劣化過程を表すマルコフ推移確率行列を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)を用いて推定する方法を提案し、貝戸等<sup>31)</sup>は平均費用を最小にするような橋梁補修施策を求めるマルコフ決定モデルを提案している。

本研究では膨大な路面性状データを用いた劣化予測結果から、マルコフ決定モデルへと拡張を図ることで舗装区間の劣化過程を記述する。ここで近年、舗装表層部に用いられる混合物が従来の密粒度アスファルト混合物から、排水性を有するポーラスアスファルト混合物へと移行が進んでいることに着目する。このような舗装材料の変化により、舗装の主な劣化要因が従来の主な損傷形態であった広範囲にわたるひび割れやわだち掘れから、ポットホールや局部流動といった局所的損傷へと推移している。現在、密粒度アスファルト混合物が用いられている舗装区間に関しても、今後切削オーバーレイ等の事後的な補修が行われる際には、ポーラスアスファルト混合物への更新が予定されており、道路舗装の劣化過程や採用される補修工法がある時点で大きく変化することが想定される。また、対象とした高速道路管理会社においてはひび割れ率、IRIの2つの劣化指標をもとに補修の意思決定を行っている。これにより、各劣化指標がそれぞれの補修目標値を有す

る一方で、両指標が同時に補修目標値に達しない限り、一方の劣化指標では補修目標値に達する前に補修が実施されるといった、劣化指標間の相互関係が存在する。以上のような道路舗装の劣化過程の変化や、相互作用を有する2つの劣化指標に基づく補修の意思決定を表現することを目的として、本研究ではモンテカルロシミュレーションにより個々の舗装区間の状態推移を表現する。詳細に関しては後に4.にて述べることとする。

## (3) 予防保全型戦略

今回対象とした高速道路管理会社では、ひび割れ率、IRIといった劣化指標に対してそれぞれ補修目標値を設定しており、いずれかの劣化指標が補修目標値に達した時点で切削オーバーレイ等の事後的な補修を行い、舗装区間を最も健全な状態まで回復させるという事後的な補修戦略(以下、事後保全戦略)が主に採用されている。しかし近年、道路舗装の急速な劣化の進展や予算の縮減により、LCCを最小とする維持管理施策の検討が活発化している。その中で、初期段階の劣化に対して応急処置を行い延命を図る補修戦略(以下、予防保全型戦略)が注目されている。例えば、同社において採用されている予防保全工法に浸透型補修材がある。浸透型補修材は高機能舗装における発生初期のひび割れ率を対象とした工法であり、アスファルト舗装に発生するひび割れや空隙に、流動性の高い浸透性のシーリング材を塗布、浸透させひび割れの補修と骨材のバインダー効果を高める働きがある。また、基層に発生した亀裂等に対して、基層表面に遮水層を形成して舗装の損傷抑制により延命化を図る効果も期待される。補修単価が切削オーバーレイ等に比べて比較的安価であり施工方法も簡易であることから、今後さらなる積極的な活用が期待されている。一方で、同工法は現場での実用開始から十分な時間が経過しておらず、特にその延命効果に関しては十分な知見が得られていない。そこで本研究では、同工法の延命効果を健全度の回復により表現し、予防保全型戦略および事後保全型戦略それぞれに対してLCC、リスクの評価を行う。

## 3. 混合マルコフ劣化ハザードモデル

### (1) モデル化の前提条件

カレンダー時刻  $s_0$  を初期時点とする離散的時間軸  $t = 0, 1, 2, \dots$  を考え、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。単位時間幅を1に基準化する。道路舗装の健全度を  $I$  個の健全度  $i$  ( $i = 1, \dots, I$ ) で表現する。 $i$  の値が大きくなるほど、劣化が進展している。時点  $t$  における路面の健全度を状態変数  $h(t) = i$  ( $i = 1, \dots, I; t = 0, 1, \dots$ ) を用いて表現す

る。路面の劣化過程がマルコフ連鎖に従うと仮定し、離散時間軸上の単位時間間隔における健全度間の推移確率をマルコフ推移確率を用いて表現する。推移確率は、時点  $t$  における健全度  $h(t) = i$  を与件とし、次の時点  $t+1$  における健全度  $h(t+1) = j (j \geq i)$  が生起する条件付確率

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

を用いて定義される。このような推移確率をすべての健全度ペア  $(i, j)$  に対して定義することにより、マルコフ推移確率行列

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

を定義することができる。マルコフ推移確率(1)は所与の2つの時点  $t, t+1$  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り、当然のことながら、対象とする測定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、

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

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、 $\pi_{II} = 1$  が成立すると考える。なお、マルコフ推移確率は過去の劣化履歴には依存しない。マルコフ推移確率モデルでは、健全度が  $i-1$  から  $i$  に推移した時点にかかわらず、時点  $t$  から時点  $t+1$  の間に推移する確率は時点  $t$  における健全度のみ依存するという性質（マルコフ性）を満足する。マルコフ推移確率を用いれば、前回の観測時点  $t$  から、 $r$  期経過した時点  $t+r$  に至る期間の間に生起する劣化過程を推移確率行列

$$\boldsymbol{\pi}(r) = \{\boldsymbol{\pi}\}^r \quad (4)$$

を用いて表現できる。また、 $r$  期推移確率行列  $\boldsymbol{\pi}(r)$  の各要素を  $\pi_{ij}(r) (i, j = 1, \dots, I)$  と表す。

## (2) 混合マルコフ劣化ハザードモデル

路面の劣化速度の相対評価にあたっては、小濱らが提案した混合マルコフ劣化ハザードモデル<sup>13)</sup>を用いる。その詳細に関しては参考文献に譲るが、ここでは読者の便宜を図るために、同モデルについて簡単に紹介しておく。本研究では路面性状測定車による測定結果に基づいて健全度評価されたデータを用いて、路線と管理事務所の組み合わせごとの劣化速度を相対評価する。路線と管理事務所の組み合わせの総数を  $K$  と設定し、そのうちの

任意の路線と管理事務所の組み合わせ  $k (k = 1, \dots, K)$  に着目する（以下、単に路線  $k$  と記述）。

いま、路線  $k (k = 1, \dots, K)$  に固有なハザード率の変動特性を表す異質性パラメータ  $\varepsilon^k$  を導入する。このとき、路線  $k$  の健全度  $i (i = 1, \dots, I-1)$  における混合ハザード率を、

$$\lambda_i^k = \tilde{\lambda}_i^k \varepsilon^k \quad (5)$$

$$(i = 1, \dots, I-1; k = 1, \dots, K)$$

と定義する。ここに、 $\tilde{\lambda}_i^k$  は路線  $k$  の健全度  $i$  における平均的なハザード率（以下、基準ハザード率と呼ぶ）である。異質性パラメータ  $\varepsilon^k$  は、基準ハザード率  $\tilde{\lambda}_i^k$  からの乖離の程度（路線  $k$  の異質性）を表す確率変数であり、 $\varepsilon^k \geq 0$  が成立すると仮定する。異質性パラメータ  $\varepsilon^k > 1$  であり、かつ  $\varepsilon^k$  の値が大きくなるほど、路線  $k$  の劣化速度が基準ハザード率に対して速いことを表す。式(5)において、対象とする路線が同一であれば、健全度が変化したとしても、すべてのハザード率に同一の異質性パラメータ  $\varepsilon^k$  が含まれることに留意されたい。これにより、ある健全度において劣化速度が大きい場合、他の健全度の劣化速度も相対的に速くなることを表す。いま、異質性パラメータ  $\varepsilon^k$  が、ガンマ分布  $f(\varepsilon^k : \alpha, \gamma)$

$$f(\varepsilon^k : \alpha, \gamma) = \frac{1}{\gamma^\alpha \Gamma(\alpha)} (\varepsilon^k)^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{\varepsilon^k}{\gamma}\right) \quad (6)$$

から抽出された確率標本であると考える。ガンマ分布  $f(\varepsilon^k : \alpha, \gamma)$  の平均は  $\alpha\gamma$  で、分散は  $\alpha\gamma^2$  である。

ここで、路線  $k (k = 1, \dots, K)$  の異質性パラメータ  $\varepsilon^k$  の値を  $\bar{\varepsilon}^k$  に固定する。このとき、路線  $k$  の健全度  $i$  における寿命（健全度が  $i$  から  $i+1$  に到達するまでの期間長）が  $y_i^k$  以上となる確率は、混合ハザード率(5)を用いて、

$$\tilde{F}_i(y_i^k) = \exp(-\tilde{\lambda}_i^k \bar{\varepsilon}^k y_i^k) \quad (7)$$

と書き換えることができる<sup>13)</sup>。さらに、路線  $k$  の調査時点  $\tau_A^k$  において健全度が  $i$  と判定され、次の調査時点  $\tau_B^k = \tau_A^k + z^k$  においても健全度が  $i$  と判定される確率  $\pi_{ii}^k(z^k : \bar{\varepsilon}^k)$  は、

$$\pi_{ii}^k(z^k : \bar{\varepsilon}^k) = \exp(-\tilde{\lambda}_i^k \bar{\varepsilon}^k z^k) \quad (8)$$

となる。また、調査時点  $\tau_A^k$  と  $\tau_B^k$  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  $\pi_{ij}^k(z^k : \bar{\varepsilon}^k)$  は、

$$\begin{aligned} \pi_{ij}^k(z^k : \bar{\varepsilon}^k) &= \sum_{s=i}^j \prod_{m=i, \neq s}^{j-1} \frac{\tilde{\lambda}_m^k}{\tilde{\lambda}_m^k - \tilde{\lambda}_s^k} \exp(-\tilde{\lambda}_s^k \bar{\varepsilon}^k z^k) \\ &= \sum_{s=i}^j \psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^k) \exp(-\tilde{\lambda}_s^k \bar{\varepsilon}^k z^k) \end{aligned} \quad (9)$$

$$(i = 1, \dots, I-1; j = i+1, \dots, I; k = 1, \dots, K)$$

と表せる<sup>13)</sup>. ただし,  $\tilde{\lambda}^k = (\tilde{\lambda}_1^k, \dots, \tilde{\lambda}_{I-1}^k)$  である. ここで,  $\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^k)$  は,

$$\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^k) = \prod_{m=i, \neq s}^{j-1} \frac{\tilde{\lambda}_m^k}{\tilde{\lambda}_m^k - \tilde{\lambda}_s^k} \quad (10)$$

となり, 基準ハザード率のみの関数で表される. また,  $\pi_{iI}^k(z^k; \bar{\varepsilon}^k)$  に関しては,

$$\pi_{iI}^k(z^k; \bar{\varepsilon}^k) = 1 - \sum_{j=i}^{I-1} \pi_{ij}^k(z^k; \bar{\varepsilon}^k) \quad (11)$$

と表すことができる.

つぎに, パラメータ  $\varepsilon^k$  がガンマ分布 (6) に従って分布する場合を考える. 記述の簡便化のために, 上付き添え字  $k$  を省略する. まず, 健全度  $i$  の寿命が  $y_i$  以上となる確率は, 生存関数 (7) を用いて,

$$\begin{aligned} \tilde{\pi}_{ii}(z) &= \int_0^\infty \pi_{ii}(z; \varepsilon) f(\varepsilon; \alpha, \gamma) d\varepsilon \\ &= \frac{1}{\gamma^\alpha \Gamma(\alpha)} \int_0^\infty \exp\left\{\left(-\tilde{\lambda}_i z - \frac{1}{\gamma}\right)\varepsilon\right\} \varepsilon^{\alpha-1} d\varepsilon \\ &(i = 1, \dots, I-1) \end{aligned} \quad (12)$$

と表すことができる. ここで,  $u_i = (\tilde{\lambda}_i z + \frac{1}{\gamma})\varepsilon$  と置き, 確率密度関数の変数変換を行えば,

$$\begin{aligned} \tilde{\pi}_{ii}(z) &= \frac{1}{\gamma^\alpha \Gamma(\alpha)} \int_0^\infty \exp(-u_i) \left(\frac{u_i}{\tilde{\lambda}_i z + \frac{1}{\gamma}}\right)^{\alpha-1} \\ &\quad \frac{1}{\tilde{\lambda}_i z + \frac{1}{\gamma}} du_i \\ &= \frac{1}{(\tilde{\lambda}_i \gamma z + 1)^\alpha} \end{aligned} \quad (13)$$

を得る. マルコフ推移確率  $\tilde{\pi}_{ii}(z)$  は, ハザード率の確率分布を考慮した調査間隔  $z$  の平均的なマルコフ推移確率 (以下, 基準マルコフ推移確率と呼ぶ) を表している. さらに, 調査間隔  $z$  の下で健全度  $i$  から  $j$  へ推移する基準マルコフ推移確率は,

$$\begin{aligned} \tilde{\pi}_{ij}(z) &= \int_0^\infty \pi_{ij}(z; \varepsilon) f(\varepsilon; \alpha, \gamma) d\varepsilon \\ &= \sum_{s=i}^j \frac{\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda})}{(\tilde{\lambda}_s \gamma z + 1)^\alpha} \end{aligned} \quad (14)$$

と表せる. ガンマ分布 (6) の平均は  $\mu = \alpha\gamma$  で, 分散は  $\sigma^2 = \alpha\gamma^2$  である. いま, 異質性パラメータ  $\varepsilon$  がハザード率の期待値が基準ハザード率  $\tilde{\lambda}_i$  に一致するように分布していると考え. そこで, 平均 1, 分散  $1/\phi$  のガンマ分布

$$\bar{f}(\varepsilon; \phi) = \frac{\phi^\phi}{\Gamma(\phi)} \varepsilon^{\phi-1} \exp(-\phi\varepsilon) \quad (15)$$

を仮定すると, 基準マルコフ推移確率は,

$$\tilde{\pi}_{ii}(z) = \frac{\phi^\phi}{(\tilde{\lambda}_i z + \phi)^\phi} \quad (16a)$$

$$\tilde{\pi}_{ij}(z) = \sum_{s=i}^j \frac{\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}) \phi^\phi}{(\tilde{\lambda}_s z + \phi)^\phi} \quad (16b)$$

$$(i = 1, \dots, I-1; j = i+1, \dots, I)$$

と表される.

### (3) 混合マルコフ劣化ハザードモデルの推定

ある路線に対して, 2つの異なる時点において路面性状調査が実施されたと考える. その上で, 2つの異なる時点における健全度情報に基づいて, 混合マルコフ推移確率を推定する問題を取り上げる. 仮に, 路線  $k$  に対して  $L+1$  回の調査が実施された場合, 1つの路線から  $L$  組のサンプルを獲得することができる.

いま, 図-1 に示すように, 路線  $k$  ( $k = 1, \dots, K$ ) に関して  $L+1$  回の路面性状調査が実施され,  $L$  組のサンプルが獲得された状況を想定する.  $l$  回目の路面性状調査が実施された時点  $\tau_A^{k,l}$  と表す. つぎに, 時間  $\bar{z}^{k,l}$  が経過した時点  $\tau_B^{k,l} = \tau_A^{k,l} + \bar{z}^{k,l}$  に,  $l+1$  度目の路面性状調査が実施されたと考える. 記号「 $\bar{\cdot}$ 」は実測値であることを表す. すべての路線に対して路面性状調査が実施されたと考えれば, それぞれのサンプルには,  $l$  回目と  $l+1$  回目の調査間隔  $\bar{z}^{k,l}$  と, 2回の調査を通して評価された健全度  $h(\tau_A^{k,l})$ ,  $h(\tau_B^{k,l})$  に関する情報が利用可能である. ここで, 評価された健全度に基づいて, ダミー変数  $\bar{\delta}_{ij}^{k,l}$  ( $i = 1, \dots, I-1; j = i, \dots, I; k = 1, \dots, K; l = 1, \dots, L$ ) を

$$\bar{\delta}_{ij}^{k,l} = \begin{cases} 1 & h(\tau_A^{k,l}) = i, h(\tau_B^{k,l}) = j \text{ の時} \\ 0 & \text{それ以外の時} \end{cases} \quad (17)$$

と定義する. さらに, ダミー変数ベクトルを  $\bar{\delta}^{k,l} = (\bar{\delta}_{11}^{k,l}, \dots, \bar{\delta}_{I-1,I}^{k,l})$ , 路面性状調査の劣化速度に影響を及ぼす構造特性や環境条件を表す特性行ベクトルを  $\bar{\mathbf{x}}^k = (\bar{x}_1^k, \dots, \bar{x}_M^k)$  と表す. ただし,  $\bar{x}_m^k$  ( $m = 1, \dots, M$ ) は路線  $k$  のサンプルに関する  $m$  番目の説明変数の観測値を表す. また, 第1番目の説明変数は定数項に該当する変数であり, 恒等的に  $x_1^k = 1$  である. 路面性状調査で得られる路線  $k$  の調査サンプルが有する情報を  $\bar{\boldsymbol{\xi}}^{k,l} = (\bar{\delta}^{k,l}, \bar{z}^{k,l}, \bar{\mathbf{x}}^k)$  と表す. また, 調査データ全体を  $\Xi$  と表す. さらに, 路線  $k$  の劣化過程をハザード率  $\lambda_i^k(y_i^k) = \tilde{\lambda}_i^k \varepsilon^k$  ( $i = 1, \dots, I-1$ ) を用いて表現する. 健全度  $I$  はマルコフ連鎖の吸収状態であり,  $\pi_{II}^k = 1$  が成立するためにハザード率  $\tilde{\lambda}_I^k$  は必然的に  $\tilde{\lambda}_I^k = 0$  となる. 路線の劣化過程を特徴づける基準ハザード率  $\tilde{\lambda}_i^k$  は特性ベクトルに依存すると考え, 基準ハザード率  $\tilde{\lambda}_i^k$  を特性ベクトル  $\mathbf{x}^k$  を用いて,

$$\tilde{\lambda}_i^k = \exp(\mathbf{x}^k \boldsymbol{\beta}'_i) \quad (18)$$

と表す. ただし,  $\boldsymbol{\beta}_i = (\beta_{i,1}, \dots, \beta_{i,M})$  は未知パラメータ  $\beta_{i,m}$  ( $m = 1, \dots, M$ ) による行ベクトル, 記号「 $'$ 」は転置操作を表す. また,  $x_1^k = 1$  より,  $\beta_{i,1}$  は定数項を表す. 基準マルコフ推移確率は式 (16a), (16b) で示したように, 各健全度における基準ハザード率  $\tilde{\lambda}_i^k$  ( $i =$

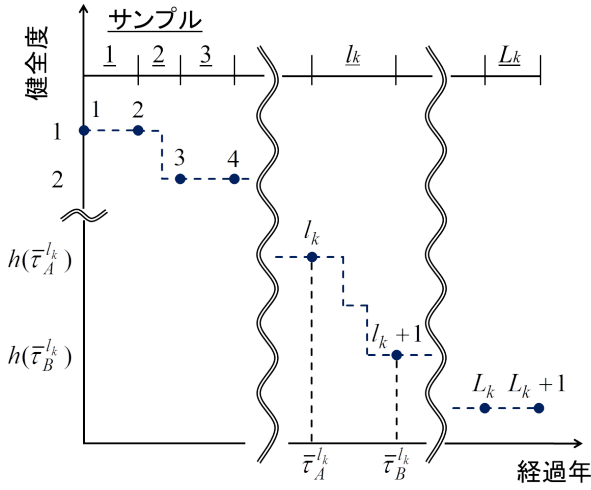


図-1 路面性状調査と情報サンプル

$1, \dots, I-1; k=1, \dots, K$ ) と異質性パラメータの確率分布の分散パラメータ  $\phi$  を用いて表現できる。

基準マルコフ推移確率は、路線の特性ベクトル  $\bar{\mathbf{x}}^k$  を用いて式 (19) で表現できる。また、推移確率はデータが観測された調査間隔  $z^{k^l}$  に依存する。これらのことを明示的に表すために基準マルコフ推移確率  $\tilde{\pi}_{ij}^{k^l}$  を調査データ  $(z^{k^l}, \bar{\mathbf{x}}^k)$  と未知パラメータ  $\theta = (\beta_1, \dots, \beta_{I-1}, \phi)$  の関数として  $\tilde{\pi}_{ij}^{k^l}(z^{k^l}, \bar{\mathbf{x}}^k; \theta)$  と表す。いま、 $K$  個の路線の劣化現象が互いに独立であると仮定すれば、全調査情報サンプルの劣化推移パターンの同時生起確率密度を表す尤度関数は、

$$\mathcal{L}(\theta, \Xi) = \prod_{i=1}^{I-1} \prod_{j=i}^I \prod_{k=1}^K \prod_{l=1}^L \left\{ \tilde{\pi}_{ij}^{k^l}(z^{k^l}, \bar{\mathbf{x}}^k; \theta) \right\}^{\delta_{ij}^{k^l}} \quad (19)$$

と定式化できる<sup>32)</sup>。ただし、 $\theta = (\beta, \phi)$  である。また、 $\tilde{\pi}_{ij}^{k^l}(z^{k^l}, \bar{\mathbf{x}}^k; \theta)$  は、前回の調査時点に健全度が  $i$  であるという条件の下で、今回の健全度が  $j$  となる健全度推移確率であり、

$$\tilde{\pi}_{ii}^{k^l}(z^{k^l}, \bar{\mathbf{x}}^k; \theta) = \frac{\phi^\phi}{\{\exp(\bar{\mathbf{x}}^k \beta'_i) z^{k^l} + \phi\}^\phi} \quad (20a)$$

$$\tilde{\pi}_{ij}^{k^l}(z^{k^l}, \bar{\mathbf{x}}^k; \theta) = \sum_{s=i}^j \frac{\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^k) \phi^\phi}{\{\exp(\bar{\mathbf{x}}^k \beta'_s) z^{k^l} + \phi\}^\phi} \quad (20b)$$

$$(i = 1, \dots, I-1; j = i, \dots, I; k = 1, \dots, K; l = 1, \dots, L)$$

と表される。ただし、

$$\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^k) = \prod_{m=i, \neq s}^{j-1} \frac{\exp(\bar{\mathbf{x}}^k \beta'_m)}{\exp(\bar{\mathbf{x}}^k \beta'_m) - \exp(\bar{\mathbf{x}}^k \beta'_s)} \quad (21)$$

である。調査データ  $\delta_{ij}^{k^l}, z^{k^l}, \bar{\mathbf{x}}^k$  はすべて確定値であり、対数尤度関数は未知パラメータ  $\beta, \phi$  の関数である。最尤法では、この尤度関数 (19) を最大にするようなパラメータ値  $\hat{\theta} = (\hat{\beta}, \hat{\phi})$  を推定することになる。ここで、

尤度 (19) の対数尤度関数

$$\ln \mathcal{L}(\theta, \Xi) = \sum_{i=1}^{I-1} \sum_{j=i}^I \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^L \delta_{ij}^{k^l} \ln \tilde{\pi}_{ij}^{k^l}(z^{k^l}, \bar{\mathbf{x}}^k; \theta) \quad (22)$$

を定義する。対数尤度関数 (22) を最大にするようなパラメータ値  $\theta$  の最尤推定量<sup>32), 33)</sup> は

$$\frac{\partial \ln \mathcal{L}(\theta, \Xi)}{\partial \theta_i} = 0, \quad (i = 1, \dots, (I-1)M+1) \quad (23)$$

を同時に満足するような  $\hat{\theta} = (\hat{\theta}_1, \dots, \hat{\theta}_{(I-1)M+1})$  として与えられる。さらに、パラメータの共分散行列の漸近的推定量<sup>32), 33)</sup>  $\hat{\Sigma}(\hat{\theta})$  は、

$$\hat{\Sigma}(\hat{\theta}) = \left[ \frac{\partial^2 \ln \mathcal{L}(\hat{\theta}, \Xi)}{\partial \theta \partial \theta'} \right]^{-1} \quad (24)$$

と表すことができる。ただし、上式の右辺の逆行列は  $\partial^2 \ln \mathcal{L}(\theta, \Xi) / \partial \theta_i \partial \theta_j$  を要素とする  $3 \times 3$  次の Fisher 情報行列<sup>32)</sup> の逆行列である。

#### (4) 異質性パラメータの推定

路線  $k$  の調査サンプル  $\xi^{k^l}$  に着目する。調査サンプル  $k^l$  の 1 回目の路面性状調査による健全度を  $i(k^l)$  ( $k^l = 1, \dots, k^L$ )、2 回目の路面性状調査の結果を  $j(k^l)$  と表す。さらに、パラメータの最尤推定量  $\hat{\theta} = (\hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_{I-1}, \hat{\phi})$  を与件とする。このとき、異質性パラメータがガンマ分布  $\bar{f}(\varepsilon; \hat{\phi})$  (式 (15) を参照) に従い、路線  $k$  に属する  $k^L$  個の調査サンプル  $\xi^{k^l}$  が得られた場合、これら  $k^L$  個の調査サンプルが得られる異質性パラメータ  $\varepsilon^k$  に関する同時生起確率密度関数 (部分尤度) は、

$$\begin{aligned} \rho^k(\varepsilon^k; \hat{\theta}, \xi^{k^l}) &= \left\{ \pi_{i(k^l)j(k^l)}^{k^l}(z^{k^l}, \bar{\mathbf{x}}^{k^l}; \hat{\beta}, \varepsilon^k) \right\}^{\delta_{i(k^l)j(k^l)}^{k^l}} \bar{f}(\varepsilon^k, \hat{\phi}) \\ &\propto \prod_{k^l=1}^{k^L} \left\{ \sum_{m=i(k^l)}^{j(k^l)} \psi_{i(k^l)j(k^l)}^m(\tilde{\lambda}^k(\hat{\theta})) \right. \\ &\quad \left. \exp(-\tilde{\lambda}_m^{k^l}(\hat{\theta}) \varepsilon^k z^{k^l}) \right\}^{\delta_{i(k^l)j(k^l)}^{k^l}} (\varepsilon^k)^{\hat{\phi}-1} \exp(-\hat{\phi} \varepsilon^k) \end{aligned} \quad (25)$$

と表される。ただし、記号  $\propto$  は比例関係にあることを意味する。また、 $\tilde{\lambda}^k(\hat{\theta}) = (\tilde{\lambda}_1^k(\hat{\theta}), \dots, \tilde{\lambda}_{I-1}^k(\hat{\theta}))$  であり、基準ハザード率ベクトルである。ここでは、基準ハザード率  $\tilde{\lambda}_i^k$  が、パラメータ  $\hat{\theta}$  に依存していることを明示的に表現するために  $\tilde{\lambda}_i^k(\hat{\theta})$  と表している。式 (25) の両辺の対数をとることにより、部分対数尤度は、

$$\begin{aligned} \ln \rho^k(\varepsilon^k; \hat{\theta}, \xi^{k^l}) &\propto \sum_{l=1}^L \delta_{i(k^l)j(k^l)}^{k^l} \ln \left\{ \sum_{m=i(k^l)}^{j(k^l)} \psi_{i(k^l)j(k^l)}^m(\tilde{\lambda}^k(\hat{\theta})) \right. \\ &\quad \left. \exp(-\tilde{\lambda}_m^{k^l}(\hat{\theta}) \varepsilon^k z^{k^l}) \right\} + (\hat{\phi} - 1) \ln \varepsilon^k - \hat{\phi} \varepsilon^k \end{aligned}$$

(26)

と表せる. したがって, 異質性パラメータ  $\varepsilon^k$  ( $k = 1, \dots, K$ ) の条件付き最尤推定量は, 条件付対数尤度最大化問題

$$\max_{\varepsilon^k} \{ \ln \rho^k(\varepsilon^k : \hat{\theta}, \xi^k) \} \quad (27)$$

の最適解  $\hat{\varepsilon}^k$  として求めることができる. 以上の方法で求めた異質性パラメータの条件付最尤推定量は, パラメータ  $\hat{\theta} = (\hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_{I-1}, \hat{\phi})$  を与件として求めた条件付最尤推定量である. このことを明示的に表現するために, 問題 (27) の解を,  $\hat{\varepsilon}^k(\hat{\theta})$  ( $k = 1, \dots, K$ ) と表す. さらに, 以上で求めた異質性パラメータ  $\hat{\varepsilon}^k(\hat{\theta})$  とパラメータ  $\theta$  の最尤推定量  $\hat{\theta}$  を用いて定義された基準ハザード率  $\tilde{\lambda}_i^k$  を  $\hat{\lambda}_i^k(\hat{\theta})$  と表す. このとき, 路線  $k$  ( $k = 1, \dots, K$ ) のハザード率は,

$$\hat{\lambda}_i^k(\hat{\theta}) = \hat{\varepsilon}^k(\hat{\theta}) \hat{\lambda}_i^k(\hat{\theta}) \quad (28)$$

と表すことができる. 式中の記号  $\hat{\cdot}$  は, 推定量であることを示す. 以下,  $\hat{\lambda}_i^k(\hat{\theta})$  を個別ハザード率と呼ぶ. また, 表記の簡便化のために式 (28) を

$$\hat{\lambda}_i^k = \hat{\varepsilon}^k \hat{\lambda}_i^k \quad (29)$$

と表記する.

#### (5) 路面性状調査とベンチマーキング

混合マルコフ劣化ハザードモデルを推定し, 混合マルコフ劣化ハザードモデルの未知パラメータの最尤推定量  $\hat{\theta}$  を獲得できたと考える. 路線  $k$  の説明変数  $\bar{x}^k$  と健全度  $i$  のハザード率のパラメータ最尤推定量  $\hat{\beta}_i$  を用いれば, 当該路線の健全度  $i$  ( $i = 1, \dots, I-1$ ) に対する平均的劣化速度を表す標準ハザード率は,

$$\tilde{\lambda}_i^k = \exp(\bar{x}^k \hat{\beta}_i') \quad (30)$$

と定義できる. 式 (30) は, 混合マルコフ劣化ハザードモデルにおいて, 異質性パラメータを  $\varepsilon = 1$  とした場合に他ならない. このように異質性パラメータの値を 1 に設定することにより, 路線の平均的な劣化過程を表現できる. さらに, 標準ハザード率  $\tilde{\lambda}_i^k$  を用いれば, 当該路線における各健全度の期待寿命 (次段階の健全度に推移するまでの時間)  $ET_i^k$  は, 式 (7) を用いて,

$$ET_i^k = \int_0^\infty d\tilde{F}_i(y_i^k) = \frac{1}{\tilde{\lambda}_i^k} \quad (31)$$

と表される. また, 路線  $k$  が供用開始時点 (あるいは補修実施時点) から, 任意の健全度  $i$  ( $i = 2, \dots, I$ ) に進展するまでに要する平均的時間  $E[T](i)$  は,

$$E[T](i) = \sum_{j=1}^i \frac{1}{\tilde{\lambda}_j^k} \quad (32)$$

と定義できる. 特に,  $i = I$  の場合を期待寿命と呼ぶ.

## 4. 維持管理施策の評価

### (1) 劣化・補修過程のモデル化

道路舗装の劣化過程を前述した混合マルコフ劣化ハザードモデルから算出された基準マルコフ推移確率 (以下, 単にマルコフ推移確率) を用いて表現する. 劣化による健全度の推移確率行列を

$$\Pi = \begin{bmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} & \cdots & \cdots & \pi_{1I} \\ 0 & \pi_{22} & \cdots & \cdots & \pi_{2I} \\ \vdots & \vdots & \ddots & & \vdots \\ \vdots & \vdots & & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \cdots & \pi_{II} \end{bmatrix} \quad (33)$$

と定義する. 推移確率行列  $\Pi$  の  $(i, j)$  要素である  $\pi_{ij}$  は推移確率であり, 非負の値をとる. 推移確率の定義により,  $\sum_{j=1}^I \pi_{ij} = 1$  が成立する. 健全度  $I$  は最も劣化が進展した状態を表し, 補修がない限りマルコフ連鎖における吸収状態となり  $\pi_{II} = 1$  が成立する. 道路管理者は舗装区間の健全度に応じた補修工法を選択する. 採用すべき補修工法を指定するルールを「補修アクション」と呼ぶ. いま, 補修戦略  $e \in E$  を各健全度  $i$  に対して, その時点で実施する補修アクションを指定する一連のルールとして定義しよう. ただし,  $E$  は補修戦略の集合である. 補修戦略  $e$  を構成する補修アクション  $\eta^e(i) \in \Theta(i)$  は, 健全度  $i$  に対して補修を実施し, 健全度が  $\eta^e(i)$  に推移することを意味する. また, 集合  $\Theta(i)$  は健全度が  $i$  の場合に利用可能な補修工法の集合を表している. 健全度  $i$  ( $i = 1, \dots, I$ ) のそれぞれに対して採用されるべき補修アクションの内容を指定した補修アクションベクトル  $\eta^e$  を

$$\eta^e = (\eta^e(1), \dots, \eta^e(I)) \quad (34)$$

と表そう. 補修アクション集合  $\Theta(i)$  の中には「補修をしない」というアクションも含まれており, 健全度  $i$  の時に補修をしないというアクションが選択される場合には  $\eta^e(i) = i$  と表される. 健全度が最大の  $I$  に到達した場合, その舗装区間は必ず路面切削等の事後的補修がなされる. よって  $\eta^e(I) = 1$  が成立すると仮定する.

次に, 補修戦略  $e \in E$  を構成する補修アクション  $\eta^e(i)$  により生じる舗装区間の健全度の変化を

$$q_{ij}^e = \begin{cases} 1 & \eta^e(i) = j \text{ のとき} \\ 0 & \text{それ以外} \end{cases} \quad (35)$$

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

と定義する. つまり, 補修が実施された後の健全度に確率 1 で推移し, 補修が実施されない場合は, もとの健全度に確率 1 でとどまることを示している. 以上の



推移確率を  $Q^e$  として整理することにより、

$$Q^e = \begin{bmatrix} q_{11}^e & q_{12}^e & \cdots & \cdots & q_{1I}^e \\ q_{21}^e & q_{22}^e & \cdots & \cdots & q_{2I}^e \\ \vdots & \vdots & \ddots & & \vdots \\ \vdots & \vdots & & \ddots & \vdots \\ q_{I1}^e & q_{I2}^e & \cdots & \cdots & q_{II}^e \end{bmatrix} \quad (36)$$

となる。この時点において健全度が  $I$  の場合、当該舗装区間は直ちに補修されることが考えられるため

$$\begin{aligned} q_{I1}^e &= 1, q_{Ij}^e = 0 \\ (j &= 2, \dots, I-1) \end{aligned} \quad (37)$$

が成立する。ここで、補修戦略  $e$  における管理路線全体の時点  $t$  の健全度分布を相対頻度  $\Phi_i^e(t)$  を用いて表す。ここでさらに相対頻度ベクトル

$$\Phi^e(t) = \{\Phi_1^e(t), \dots, \Phi_I^e(t)\} \quad (38)$$

を用いて表すと、任意時点  $T$  の健全度分布  $\Phi^e(T)$  は

$$\Phi^e(T) = \Phi^e(0)\{\Pi Q^e\}^T \quad (39)$$

と定式化できる。補修アクション  $\eta^e$  を実施する場合に必要な補修費用を費用ベクトル  $\zeta^e = (\zeta_1^e, \dots, \zeta_I^e)$  により表そう。費用  $\zeta_i^e$  は健全度が  $i$  のときに補修アクション  $\eta^e(i)$  を採用する場合に必要な補修費用を意味する。補修戦略  $e$  における時点  $T$  までの LCC は

$$LCC^e = \sum_{t=0}^T \frac{1}{(1+i)^t} \Phi^e(t) \Pi Q^e \zeta^e \quad (40)$$

と表現される。ここで  $i$  は社会的割引率を表す。LCC の算出にあたっては上記のように将来時点における費用を割り引く割引現在価値法のほか、対象施設を半永久的に維持すべき資産と位置付け、LCC を毎年等価な年平均費用の流列と評価する平均費用法<sup>31)</sup>などの解析的な手法を用いることが一般的である。しかしながら、上記の理論では劣化、補修による推移確率行列  $\Pi$  および  $Q$  が常に一定である必要がある。本研究では、補修の意思決定に用いられる劣化指標がひび割れ率、IRI と 2 種類想定され、一方の劣化指標に対する補修アクションが他方の劣化指標の状態に依存していることから、補修による推移確率行列を一意に定めることができない。また切削オーバーレイ等の事後的な補修工法に関しては、補修による健全度の推移が両指標に共通して表れるなど、補修過程に劣化指標間の相互作用を考慮する必要が生じモデルが煩雑化する。さらに、舗装材料の違いにより劣化の過程、採用される補修工法が大きく異なることから、劣化による推移確率行列は舗装材料に応じて別々に算出する。よって、近年の高機能舗装化を考慮した LCC 評価を行う場合、劣化による推移確率行列が変化するため、上記の解析的な LCC 評価手法を用いることは困難である。そこで、本研究ではマル

コフ推移確率に基づくモンテカルロシミュレーションにより LCC 評価を行う。

## (2) シミュレーションモデル

対象とした高速道路管理会社においては補修の意思決定を行う劣化指標としてひび割れ率、IRI の 2 つの指標を採用しているため、2 つの劣化指標を用いたシミュレーションモデルを構築する。路面性状調査により路面性状データが獲得された最新の年をシミュレーションの基準年  $y_0$  (以下、基準年) とし、基準年  $y_0$  を始点 ( $y_0 = 0$ ) とする 1 年間隔の離散時間軸  $y$  を考える。ここで、基準年  $y_0$  より  $y (y = 1, \dots, Y)$  年後における区間  $d (d = 1 \dots D)$  のひび割れ率、IRI の健全度をそれぞれ  $c_d^y (c_d^y = 1, \dots, C)$ ,  $r_d^y (r_d^y = 1, \dots, R)$  と表現する。ただし、 $D$  は管理総延長を路面性状調査の最小評価単位である 1 車線  $\times$  10m 区間に分割した場合の総道路区間数である。ひび割れ率、IRI はこの最小評価単位についてそれぞれ定義され、補修についても同様の単位で実施されるものとする。ここで、同社では各年度において、道路舗装の補修工事が実施されており、年間を通じて舗装の管理状態が大きく変動すると考えられる。そこで、本研究では上記の違いを明確化するため、補修工事は各年末に全区間一斉に実施されると仮定し、 $y$  年目の補修工事直前時点の最も劣化の進展した健全度 (以下、補修前健全度) を  $\hat{c}_d^y$ ,  $\hat{r}_d^y$ ,  $y$  年目の補修工事完了時点の健全度 (以下、補修後健全度) を  $c_d^y$ ,  $r_d^y$  と定義し、差別化している。基準年  $y_0$  における両指標の健全度は路面性状調査により得られた実測のデータであるが、それ以降の状態推移は式 (16b) で定義されるマルコフ推移確率  $\hat{\pi}_{ij}(z)$  により算出したサンプルパスで表現する。本研究では  $P$  回サンプルパスを発生させた期待値を用いてリスク評価、LCC 評価を行う。実際の舗装は経年とともに劣化し、その劣化状態はひび割れ率、IRI 等の劣化指標によって評価される。これらの劣化指標にはそれぞれ補修目標値が設定されており、この目標値に達した時点で路面切削等の補修が実施され、舗装の劣化水準は供用開始時点と同様まで回復する。維持管理の現場においては、この劣化と補修のサイクルが繰り返されており、LCC に関する分析を行う上では、この舗装の供用サイクルを忠実に再現することが不可欠となる。そこで本研究では、混合マルコフ劣化ハザードモデルにより算出された、マルコフ推移確率により不確実性を含んだ舗装の劣化過程を表現する。マルコフ推移確率は混合マルコフ劣化ハザードモデルにおいて採用した説明変数および、異質性の算出単位である路線ごとに異なる。よって、各 10m 区間ごとに異なるマルコフ推移確率が定義されることができ、同社においては、路面性状調査や日常点



検などの点検データをもとに、毎年補修工事を実施している。よって、 $y$ 年目の補修前健全度  $\hat{c}_d^y$ ,  $\hat{r}_d^y$  に利用可能な補修工法が存在する場合、補修により健全度が更新され  $y+1$ 年目を迎える。また、ひび割れ率、IRI に対する補修アクションベクトルをそれぞれ  $\eta^c$ ,  $\eta^r$  とすると、採用される補修アクションが路面切削等の事後的な補修、すなわち補修アクション  $\eta^c(C)$ ,  $\eta^r(R)$  である場合、補修による効果はひび割れ率、IRI 共通に現れる。よって、補修アクションベクトルを用いると、 $y$ 年目の補修後健全度  $c_d^y$ ,  $r_d^y$  は以下のように表される。

$$c_d^y = \begin{cases} \eta^c(\hat{c}_d^y) & (\hat{r}_d^y \neq R) \\ 1 & (\hat{r}_d^y = R) \end{cases} \quad (41)$$

$$r_d^y = \begin{cases} \eta^r(\hat{r}_d^y) & (\hat{c}_d^y \neq C) \\ 1 & (\hat{c}_d^y = C) \end{cases} \quad (42)$$

$y+1$ 年目以降においても同様の過程により、健全度推移を確定的に定め、舗装の供用サイクルを表現する。また近年、舗装材料が高機能舗装から密粒度舗装へと変更されるなど、舗装の劣化過程が供用中に変化することが考えられる。しかしながら上記のサンプルパス発生法を用いれば、各道路区間に定義されるマルコフ推移確率を逐次算出し直すことで、このような劣化過程の変化に柔軟に対応することが可能である

### (3) LCC, リスク評価

いま、ひび割れ率、IRI それぞれに対する補修アクション  $\eta^c(c)$ ,  $\eta^r(r)$  を実施する場合に必要な補修費用を費用行列  $\Omega$  により表そう。費用行列  $\Omega$  の  $c$  行、 $r$  列成分を  $\Omega(c, r)$  とすると、 $\Omega(c, r)$  はひび割れ率健全度が  $c$ 、わだち掘れ健全度が  $r$  である舗装区間 (1車線  $\times$  10m) の補修に必要な補修費用を表している。ここで、あるサンプルパス  $p$  に関して、 $y$ 年目に発生する総道路区間  $D$  に対する補修費用の総和は

$$\Lambda^{p,y} = \sum_{d=1}^D \Omega(\hat{c}_d^y, \hat{r}_d^y) \quad (43)$$

と表される。サンプルパス  $p$  において、管理年数  $Y$  の期間中に発生する補修費用の年平均費用  $LCC^p$  は

$$LCC^p = \frac{\sum_{y=1}^Y \Lambda^{p,y}}{Y} \quad (44)$$

と表される。さらに前述した通り、本研究ではサンプルパス発生回数  $P$  に対する期待値を算出し、LCC 評価を実施する。よって、サンプルパス発生回数  $P$ 、管理年数  $Y$  を設定したシミュレーションから得られる LCC は

$$LCC = \frac{\sum_{p=1}^P LCC^p}{P} \quad (45)$$

また、リスク評価においては高速道路利用者の安全性に関わるリスクを、管理総延長に対する補修が必要な区間の延長割合として定義している。この時、サン

ルパス  $p$  の  $y$  年目におけるリスクは

$$\Xi^{p,y} = \frac{\sum_{d=1}^D \delta_d^{p,y}}{D} \quad (46)$$

で定義される。ただし、 $\delta_d^{p,y}$  は  $y$  年目に舗装区間  $d$  において補修が必要か否かを表すダミー変数であり、以下のように定義される。

$$\delta_d^{p,y} = \begin{cases} 1 & (\hat{c}_d^{p,y} = C \text{ または } \hat{r}_d^{p,y} = R) \\ 0 & (\hat{c}_d^{p,y} \neq C \text{ かつ } \hat{r}_d^{p,y} \neq R) \end{cases} \quad (47)$$

年平均費用同様、 $P$  回のサンプルパスの期待値により評価を行う。よって、サンプルパス発生回数  $P$  のシミュレーションにおける時点  $y$  のリスクは

$$\Xi^y = \frac{\sum_{p=1}^P \Xi^{p,y}}{P} \quad (48)$$

で表され、維持管理施策の安全性の評価指標と考える。

## 5. おわりに

本研究では、膨大な路面性状データを用いた統計的劣化予測および、シミュレーションを用いた高速道路舗装の維持管理施策の LCC, リスク評価をおこなった。講演会当日には実供用中の高速道路で獲得された路面性状調査データへの適用を通じて、本研究の有効性を検証した適用事例およびその考察を紹介する。

## 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) Gouieroux, 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) 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.
  - 14) 青木一也, 小田宏一, 児玉英二, 貝戸清之, 小林潔司: ロジックモデルを用いた舗装長寿命化のベンチマーキング評価, 土木技術者実践論文集, Vol.1, pp.40-52, 2010.
  - 15) 森悠, 藤原栄吾, 貝戸清之, 小林潔司, 橋本拓己: 相対評価モデルを用いた舗装構造の劣化診断, 土木学会論文集 E1, Vol.67, No.2, pp.91-110, 2011.
  - 16) 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, Vol.69, No.3 (舗装工学論文集 第 18 巻), 2013.
  - 17) 小林潔司, 熊田一彦, 佐藤正和, 岩崎洋一郎, 青木一也: サンプル欠損を考慮した舗装劣化予測モデル, 土木学会論文集 F, Vol.63, No.1, pp.1-15, 2007.
  - 18) 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.
  - 19) 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.
  - 20) 林秀和, 貝戸清之, 熊田一彦, 小林潔司: 競合的劣化ハザードモデル: 舗装ひび割れ過程への適用, 土木学会論文集 D, Vol.65, No.2, pp.143-162, 2009.
  - 21) 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.
  - 22) Nam, L. T., 貝戸清之, 小林潔司, 起塚亮輔: ボ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.
  - 23) White, D.J.: *Markov Decision Process*, Wiley, pp.130-146, 1993.
  - 24) Madanat, S.: Incorporating inspection decisions in pavement management, *Transportation Research, Part B*, Vol.27B, pp.425-438, 1993.
  - 25) 慈道充, 小林潔司: 不確実性下における最適点検補修ルール, 土木学会論文集, No.744/IV-61, pp.39-50, 2003.
  - 26) 青木一也, 山本浩司, 小林潔司: 劣化予測のためのハザードモデルの推計, 土木学会論文集, No.791/VI-67, pp.111-124, 2005.
  - 27) 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.
  - 28) 青木一也, 山本浩司, 小林潔司: トンネル照明システムの最適点検・更新政策, 土木学会論文集, No.805/VI-67, pp.105-116, 2005.
  - 29) 青木一也, 山本浩司, 小林潔司: 時間依存型劣化過程を有するシステムの集計的最適点検・補修政策, 土木学会論文集 F, Vol.62, No.2, pp.240-257, 2006.
  - 30) 津田尚胤, 貝戸清之, 青木一也, 小林潔司: 橋梁劣化予測のためのマルコフ推移確率の推定, 土木学会論文集, No.801/I-73, pp.68-82, 2005.
  - 31) 貝戸清之, 保田敬一, 小林潔司, 大和田慶: 平均費用法に基づいた橋梁の最適補修戦略, 土木学会論文集, No.801/I-73, pp.83-96, 2005.
  - 32) 森棟公夫: 計量経済学, 東洋経済新報社, 1999.
  - 33) 岩田暁一: 計量経済学, 有斐閣, 1982.

(2014. 04. 24 受付)

## EXAMINATION OF MEDIUM AND LONG TERM EXPRESSWAY MANAGEMENT POLICY FOR IMPLEMENTATION

Yota YAMADA, Kengo OBAMA and Kiyoyuki KAITO

In this study, the authors examine the medium and long term management policy, using the accumulated enormous inspection data of road surface conditions. The authors quantitatively evaluated the relation between the management policy of the expressway road pavement and the future pavement condition. Then, the risk evaluation and the life cycle cost (LCC) analysis can be conducted in various management policies by Monte Carlo simulation. Furthermore, the authors also examined the effect of the penetration repair materials which is one of preventive repair, and it was clarified that both LCC and risk was improved by using the penetration repair materials.