

混合マルコフ劣化ハザードモデルによる 舗装劣化特性の地域間比較

川本熙鷹¹・中村和博²・小濱健吾³・貝戸清之⁴

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

E-mail: h.kawamoto@civil.eng.osaka-u.ac.jp

²正会員 西日本高速道路株式会社 関西支社 総務企画部 企画調整課 (〒 565-0871 吹田市山田丘 2-8)

E-mail: k.nakamura.aj@jrl.eng.osaka-u.ac.jp

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

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

⁴正会員 大阪大学准教授 大学院工学研究科 地球総合工学専攻 (〒 565-0871 吹田市山田丘 2-1)

E-mail: kaito@ga.eng.osaka-u.ac.jp

高速道路舗装の劣化予測に関してマルコフ劣化ハザードモデルによる分析が多数行われている。これらの分析では主に、舗装種別や構造物種別、交通量といった指標を舗装の劣化に影響を与える説明変数として採用している。一方で、環境条件や材料条件といった地域特性を表す指標は考慮されていない場合が多い。しかしながら、材料条件や環境条件といった地域特性を表す指標が高速道路舗装の劣化に影響を与える可能性は否定できない。本研究では、これらの地域特性が高速道路舗装の劣化に与える影響について考察を行う。具体的には NEXCO 西日本管内の高速道路において、2015 年から 2020 年の間に実施された路面性状調査による点検データを用いて混合マルコフ劣化ハザードモデルによる分析を行う。分析の際に用いる劣化管理指標として IRI (評価長 200m) を採用する。さらに地域特性を表す指標と道路区間ごとの劣化予測結果との関係性について考察を加える。

Key Words : *pavement management, IRI, road surface condition survey, mixed markov hazard model, asset management*

1. はじめに

高速道路舗装の表層部の点検は定期的に路面性状調査が実施されている。調査により路面の損傷状態を表すひび割れ率、わだち掘れ量、IRI の 3 つの路面指標が獲得される。点検データを用いた社会基盤施設の劣化予測に対しては、マルコフ劣化ハザードモデル¹⁾による分析事例^{2)–6)}が多数存在しており、これらの路面指標についても、同様の分析が実施されている。また、我が国の高速道路において、アスファルト舗装の構造設計は T_A 法によることを原則としている。 T_A 法は、米国 AASHTO (American Association of State Highway Officials) の道路試験をもとにした設計法であり、路床の設計 CBR (California Bearing Ratio) と設計交通量 (総通貨 10 トン換算軸数) から求められる T_A 値 (等値換算厚) に基づいて、舗装厚さを決定する手法である。 T_A 法は、舗装が置かれている環境条件や舗装材料に関わらず、全国一律に舗装の寿命を確保することを目的としている。しかしながら、高速道路舗装の劣化過程や寿命は地域ごとに異なっており、一律の寿命が確保されているとは言い難く、舗装構成や構造物条件、

交通量、環境条件や材料条件など様々な要因が舗装の劣化に影響していると考えられる。そのため、舗装劣化と属性情報との関係性を考慮した分析が必要がある。しかしながら、マルコフ劣化ハザードモデルによる分析において説明変数として採用される指標は、舗装構成や構造物条件、交通量を用いた分析事例が多く、降水量や舗装材料といった環境条件や材料条件を考慮した分析事例は少ない。

本研究では NEXCO 西日本管内の高速道路舗装の路面性状調査データから路面の平たん性を表す IRI^{7),8)}の指標を用いて混合マルコフ劣化ハザードモデル^{9),10)}による分析を行う。IC 区間ごとにグループ分けを行い、分析を行うことで地域性による劣化速度の異質性を考慮した劣化曲線を構築する。次に、混合マルコフ劣化ハザードモデルにより推計された異質性パラメータと高速道路舗装の持つ属性情報との関係性を分析することにより、環境条件や材料条件といった地域性表す属性情報が高速道路舗装の表層の劣化に与える影響を評価する。以下 2. では本研究の基本的な考え方を説明する。3. では混合マルコフ劣化ハザードモデルについて概要を記述する。4. では実証分析を通して地域性を表

す属性情報が高速道路舗装の表層の劣化に対して与える影響について考察を行う。

2. 本研究の基本的な考え方

(1) 既往研究の概要と本研究の目的

高速道路舗装の表層の点検は、定期的な路面性状調査を通して、ひび割れ率、わだち掘れ量、IRI の劣化管理指標が点検データとして蓄積されている。一般的に、点検データを利用した社会基盤施設の劣化予測に関しては、マルコフ劣化ハザードモデルによる研究事例がアセットマネジメント分野を中心に数多く蓄積されている。高速道路舗装の点検データをマルコフ劣化ハザードモデルに適用する際、説明変数として採用される属性情報は、構造物（土工部 or 橋梁部 or トンネル）、舗装構成（高機能舗装 or アスファルト舗装 or コンクリート舗装）、大型車交通量などがあげられており、高速道路舗装が置かれている環境条件や材料条件が採用されることは少ない。また、我が国の高速道路の舗装の設計は T_A 法により実施されているが、一般的に社会基盤構造物の劣化過程はその構造物が置かれている環境によって異なることが知られている。実際に、実務において観測される高速道路舗装の寿命は地域によって異なっており、一律の寿命が確保されているとは言えず、高速道路舗装の劣化過程や期待寿命には、地域性が存在すると考えられる。

本研究では、高速道路舗装の表層について、地域性が舗装に与える影響を評価するため、IC 区間ごとにグループ分けを行う。混合マルコフ劣化ハザードモデルにより推計される異質性パラメータの値から地域間での劣化速度の異質性を異質性パラメータとして算出し比較することで、舗装劣化特性の地域性を評価する。

(2) 異質性パラメータと属性情報

社会基盤構造物の劣化過程は、施設が置かれている環境や状況により異なることが一般的である。マルコフ劣化ハザードモデルでは施設に固有の構造特性や環境条件を説明変数として採用することができる。しかし、社会基盤構造物の劣化過程の違いを説明変数を用いて表現する場合、説明変数の数が増加し、また個々の説明変数の説明力が低下する。そのため劣化過程の違いを説明変数により表現するには限界がある。混合マルコフ劣化ハザードモデルでは、社会基盤構造物に固有な劣化速度の異質性を異質性パラメータとして表現することができる。本研究では、混合マルコフ劣化ハザードモデルによる分析の際、説明変数として採用されなかった属性情報の影響が異質性パラメータとして表現されると考える。異質性パラメータとその他属性

情報との関係性を分析することにより、環境条件や材料条件といった属性情報が高速道路舗装の劣化に与える影響を評価する。

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。舗装路面の健全性を 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

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

によって定義される。なお、微小時間での健全度の推移は 1 段階である。式 (1) に示すマルコフ推移確率は所与の 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、対象とする点検間隔が異なれば推移確率の値は異なる。補修がない限り常に劣化が進行するので、 $\pi_{ij} = 0$ ($i > j$) が成立する。また、推移確率の定義より $\sum_{j=i}^I \pi_{ij} = 1$ が成立する。すなわち、マルコフ推移確率に関して、

$$\left. \begin{array}{l} \pi_{ij} \geq 0 \quad (i, j = 1, \pi_{ij} = 0 \quad (i > j \text{ のとき})) \\ \sum_{j=i}^I \pi_{ij} = 1 \end{array} \right\} \quad (2)$$

が成立しなければならない。健全度 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には依存しない。マルコフ連鎖モデルでは、健全度が $i-1$ から i に推移した時点に拘わらず、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¹¹⁾。

(2) 混合マルコフ劣化ハザードモデルの定式化

分析対象とする道路を K 路線に分割する。路線 k ($k = 1, \dots, K$) は、合計 L_k の道路区間（200m/区間）で構成され、各道路区間単位で路面性状に関する目視点検が実施される。路線 k に固有なハザード率の異質性を表すパラメータ ϵ^k を導入する。このとき、路線 k の道路区間 l_k ($l_k = 1, \dots, L_k$) の健全度 i ($i = 1, \dots, I-1$)

のハザード率を、個別ハザード率

$$\lambda_i^{l_k} = \tilde{\lambda}_i^{l_k} \varepsilon^k \quad (3)$$

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

を用いて表す。ここに、 $\tilde{\lambda}_i^{l_k}$ は、路線 k の道路区間 l_k が有する健全度 i の平均的なハザード率（以下、標準ハザード率）である。異質性パラメータ ε^k は、路線 k の標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^{l_k}$ からの乖離の程度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 ε^k の値が大きくなるほど、当該路線 k に含まれる全ての道路区間の劣化速度が、標準ハザード率に対して大きいことを表す。式 (3) において、全ての健全度のハザード率に、同一の確率変数 ε^k が含まれることに留意して欲しい。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大きくなることを表すことができる。いま、異質性パラメータ ε^k がガンマ分布 $f(\varepsilon^k|\alpha, \gamma)$

$$f(\varepsilon^k|\alpha, \gamma) = \frac{1}{\gamma^\alpha \Gamma(\alpha)} (\varepsilon^k)^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{\varepsilon^k}{\gamma}\right) \quad (4)$$

から抽出された確率標本であると考え。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。また、 $\Gamma(\cdot)$ はガンマ関数である。さらに、平均 1、分散 $1/\phi$ のガンマ分布の確率密度関数 $\bar{g}(\varepsilon^k|\phi)$ は、

$$\bar{g}(\varepsilon^k|\phi) = \frac{\phi^\phi}{\Gamma(\phi)} (\varepsilon^k)^{\phi-1} \exp(-\phi\varepsilon^k) \quad (5)$$

と表される。

ここで、路線 k ($k = 1, \dots, K$) の異質性パラメータ ε^k の値を ε^k に固定する。このとき、路線 k のある道路区間 l_k の健全度 i の寿命が $y_i^{l_k}$ 以上となる確率 $\tilde{F}_i(y_i^{l_k})$ は、式 (3) に示す指数ハザード率を用いて

$$\tilde{F}_i(y_i^{l_k}) = \exp(-\tilde{\lambda}_i^{l_k} \varepsilon^k y_i^{l_k}) \quad (6)$$

と書き換えることができる。さらに、路線 k の道路区間 l_k の第 1 回目の点検時刻 $\tau_A^{l_k}$ において健全度が i と判定され、次の点検時刻 $\tau_B^{l_k} = \tau_A^{l_k} + z^{l_k}$ においても健全度が i と判定される確率 $\pi_{ii}(z^{l_k}|\varepsilon^k)$ は、

$$\pi_{ii}(z^{l_k}|\varepsilon^k) = \exp(-\tilde{\lambda}_i^{l_k} \varepsilon^k z^{l_k}) \quad (7)$$

となる。また、点検時刻 $\tau_A^{l_k}$ と $\tau_B^{l_k} = \tau_A^{l_k} + z^{l_k}$ 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 $\pi_{ij}(z^{l_k}|\varepsilon^k)$ は、式 (3) より、

$$\begin{aligned} \pi_{ij}(z^{l_k}|\varepsilon^k) &= \sum_{s=i}^j \prod_{m=i, \neq s}^{j-1} \frac{\tilde{\lambda}_m^{l_k}}{\tilde{\lambda}_m^{l_k} - \tilde{\lambda}_s^{l_k}} \exp(-\tilde{\lambda}_s^{l_k} \varepsilon^k z^{l_k}) \\ &= \sum_{s=i}^j \psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^{l_k}) \exp(-\tilde{\lambda}_s^{l_k} \varepsilon^k z^{l_k}) \end{aligned} \quad (8)$$

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

と表すことができる¹⁾。ただし、 $\tilde{\lambda}^{l_k} = (\tilde{\lambda}_1^{l_k}, \dots, \tilde{\lambda}_{I-1}^{l_k})$

である。また、 $\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^{l_k})$ は

$$\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^{l_k}) = \prod_{m=i, \neq s}^{j-1} \frac{\tilde{\lambda}_m^{l_k}}{\tilde{\lambda}_m^{l_k} - \tilde{\lambda}_s^{l_k}} \quad (9)$$

となり、標準ハザード率のみの関数で表される。また、 $\pi_{iI}(z^{l_k}|\varepsilon^k)$ に関しては、

$$\pi_{iI}(z^{l_k}|\varepsilon^k) = 1 - \sum_{j=i}^{I-1} \pi_{ij}(z^{l_k}|\varepsilon^k) \quad (10)$$

と表すことができる。つぎに、パラメータ ε^k がガンマ分布、式 (5) に従って分布する場合を考える。まず、健全度 i の寿命が $y_i^{l_k}$ 以上となる確率は、式 (7) を用いて

$$\tilde{\pi}_{ii}(z^{l_k}) = \int_0^\infty \pi_{ii}(z^{l_k}|\varepsilon^k) \bar{g}(\varepsilon^k|\phi) d\varepsilon^k \quad (11)$$

と表すことができる。マルコフ推移確率 $\tilde{\pi}_{ii}(z^{l_k})$ はハザード率の確率分布を考慮した点検間隔 z^{l_k} の平均的なマルコフ推移確率を表している。同様に点検間隔 z^{l_k} の下で健全度 i から健全度 j へ推移する平均マルコフ推移確率は、

$$\tilde{\pi}_{ij}(z^{l_k}) = \int_0^\infty \pi_{ij}(z^{l_k}|\varepsilon^k) \bar{g}(\varepsilon^k|\phi) d\varepsilon^k \quad (12)$$

と表される。

(3) ハザード率と期待劣化パス

路線 k ($k = 1, \dots, K$) に属する道路区間 l_k ($l_k = 1, \dots, L_k$) に関して 2 回の目視点検が実施されたと考える。3.(2) と同様に、目視点検が実施されたカレンダー時刻を $(\tau_A^{l_k}, \tau_B^{l_k})$ と表す。ただし、 $\tau_A^{l_k}$ は第 1 回の目視点検時刻であり、 $\tau_B^{l_k}$ は第 2 回目の実施時刻である。路線 k に含まれる道路区間 l_k の点検サンプルには、第 1 回目の目視点検から第 2 回目の目視点検が実施された時刻までの期間長 z^{l_k} と、これら 2 回の目視点検で観測された道路区間の健全度 $\bar{h}(\tau_A^{l_k})$ 、 $\bar{h}(\tau_B^{l_k})$ に関する情報が記載されている。記号「 $\bar{\cdot}$ 」は、実測値であることを意味している。点検時点における健全度に基づいて、ダミー変数 $\bar{\delta}_{ij}^{l_k}$ ($i = 1, \dots, I-1, j = i, \dots, I; k = 1, \dots, K; l_k = 1, \dots, L_k$) を

$$\bar{\delta}_{ij}^{l_k} = \begin{cases} 1 & \bar{h}(\tau_A^{l_k}) = i, \bar{h}(\tau_B^{l_k}) = j \text{ のとき} \\ 0 & \text{それ以外のとき} \end{cases} \quad (13)$$

と定義する。さらに、ダミー変数ベクトルを $\bar{\delta}^{l_k} = (\bar{\delta}_{11}^{l_k}, \dots, \bar{\delta}_{I-1, I}^{l_k})$ 、道路区間の劣化速度に影響を及ぼす道路区間の構造条件や環境条件を表す特性行ベクトルを $\bar{x}^{l_k} = (\bar{x}_1^{l_k}, \dots, \bar{x}_M^{l_k})$ と表す。ただし、 $\bar{x}_m^{l_k}$ ($m = 1, \dots, M$) は路線 k 、道路区間 l_k の点検サンプルの m 番目の説明変数に関する期間 $[\tau_A^{l_k}, \tau_B^{l_k})$ における観測値を表す。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 $\bar{x}_1^{l_k} = 1$ である。路線 k に属する道路区間 l_k の点検サンプルが有する情報を $\xi^{l_k} = (\bar{\delta}^{l_k}, z^{l_k}, \bar{x}^{l_k})$ と表す。また、目視点検データ全体を Ξ と表す。

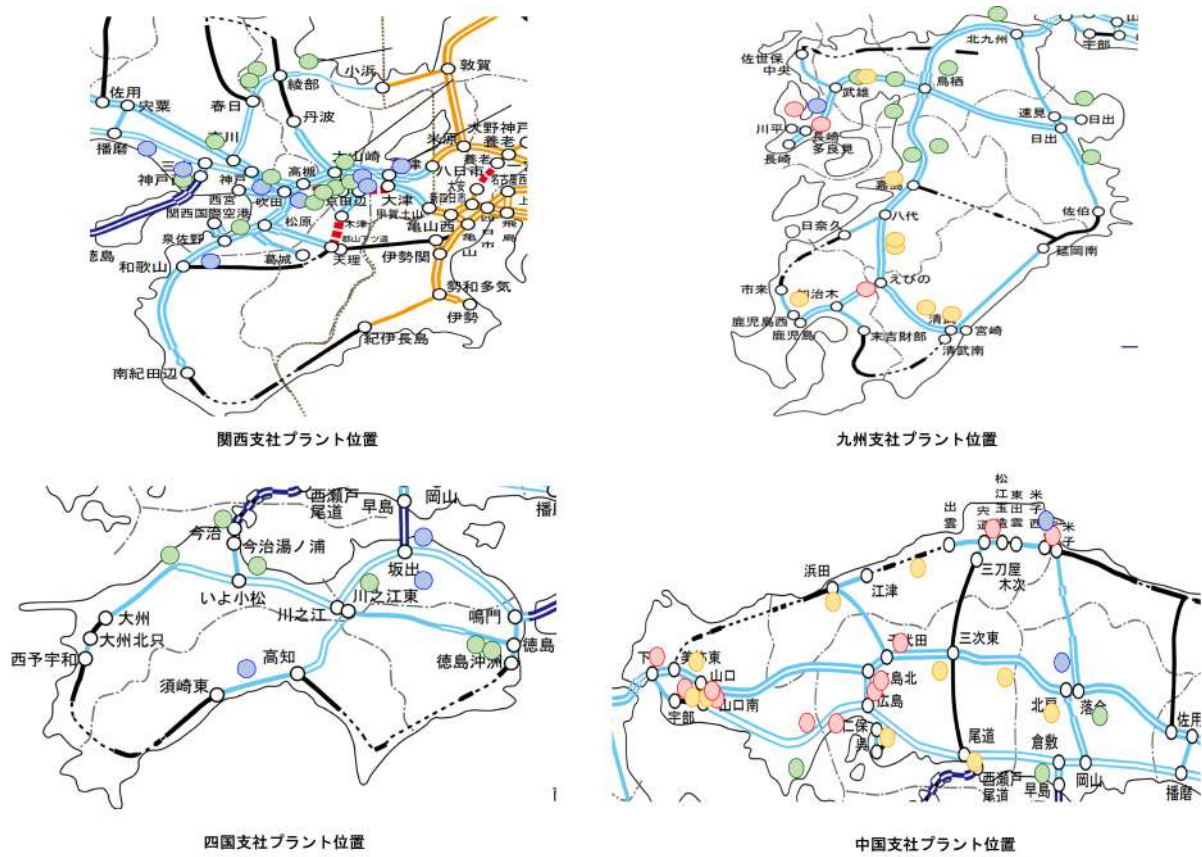


図-1 各支社のプラント位置

さらに、道路区間 l_k の点検サンプルの期間 $[\tau_A^{l_k}, \tau_B^{l_k})$ における劣化過程を個別ハザード率 $\lambda_i^{l_k} = \tilde{\lambda}_i^{l_k} \varepsilon^k$ ($i = 1, \dots, I-1$) 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、 $\pi_{II} = 1$ が成立するためにハザード率 $\tilde{\lambda}_I^{l_k}$ は必然的に $\tilde{\lambda}_I^{l_k} = 0$ となる。舗装路面の劣化過程を特徴づける標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^{l_k}$ ($i = 1, \dots, I-1; k = 1, \dots, K$) は道路区間の特性ベクトルに依存して変化すると考え、標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^{l_k}$ を特性ベクトル \mathbf{x}^{l_k} を用いて、

$$\tilde{\lambda}_i^{l_k} = \exp(\mathbf{x}^{l_k} \beta'_i) \quad (14)$$

と表す。ただし、 $\beta_i = (\beta_{i,1}, \dots, \beta_{i,M})$ 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、 $x_1^{l_k} = 1$ より、 $\beta_{i,1}$ は定数項を表す。また、本研究では、未知パラメータ $(\beta, \phi, \varepsilon)$ の推定に階層ベイズ推計を用いるが、具体的な方法論については参考文献 10) を参照されたい。

さらに、路線 k を構成する道路区間 l_k ごとの推計結果を平均化した標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^k$ ($i = 1, \dots, I-1$) を

$$\tilde{\lambda}_i^k = \frac{1}{L_k} \sum_{l_k=1}^{L_k} \tilde{\lambda}_i^{l_k} \quad (15)$$

と定義する。このとき、路線 k の平均的ハザード率は $\lambda_i^k = \tilde{\lambda}_i^k \varepsilon^k$ と表される。また、混合マルコフ劣化ハザード

ドモデルにおいて、異質性パラメータの値を 1.0 に設定することにより、全路線の平均的な劣化過程を表現できる。さらに、平均的ハザード率 λ_i^k を用いれば、当該路線の各劣化状態における期待寿命（任意の健全度における滞在時間） ET_i^k は、式 (6) を用いて、

$$ET_i^k = \int_0^\infty d\tilde{F}_i(y_i^k) = \frac{1}{\lambda_i^k} \quad (16)$$

と表される。また、初期時点から、健全度 i ($i = 2, \dots, I$) に進展するまでに要する平均的所要時間 $E[T](i)$ は、

$$E[T](i) = \sum_{j=1}^i \frac{1}{\lambda_j^k} \quad (17)$$

と定義でき、これを期待劣化パスと呼ぶ。

4. 実証分析

(1) 適用データの概要

適用データは NEXCO 西日本が実施した 2015 年～2020 年までの路面性状調査データである。NEXCO 西日本関西支社では、2015 年までは 3 年に 1 度、2016 年以降は 1 年ごと、中国支社、四国支社、九州支社では 2～3 年に 1 度の頻度で路面性状調査が実施されている。点検データには、1) 事務所などの管理者情報、2) 路線名、車線区分、上下線、キロポスト、IC 区間など

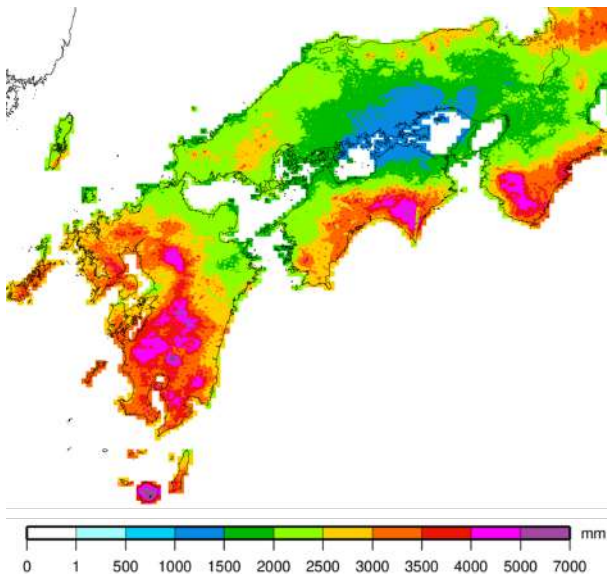


図-2 2020年の年間積算降水量メッシュデータ

の位置情報, 3) 舗装構成 (高機能舗装 or 密粒舗装 or コンクリート舗装), 構造物区分 (土工部 or 橋梁部 or トンネル部), 大型車交通量, アスファルト層厚, 舗装厚といった属性情報, 4) 供用開始年月日, 補修・更新等の情報, 5) 路面性状調査が実施された日時, 観測されたひび割れ率, わだち掘れ量, IRI の情報が道路区間ごとに記録されている。車線区分は, 走行, 登坂, 追越, 付加の 4 種類であるが, 本研究では車線区分を考慮せずに分析を行った。本研究では, 路面性状調査により獲得される劣化管理指標から IRI (評価長 200m) の調査データを表-1 に示す健全度レーティングを用いて離散的な健全度に置き換え, 混合マルコフ劣化ハザードモデルの階層ベイズ推定を行う。

3) 属性情報について, 舗装構成は高機能舗装または密粒舗装, 構造物区分は土工部または橋梁部とした。交通量は 2019 年の大型車交通量を用いる。また, 舗装厚については一般的な舗装構成として表層が 4cm, 基層が 6cm, 上層路盤が 8cm 以上, かつ総舗装厚が 35~55cm の舗装構成となっているデータのみを分析に使用する。さらにこれらの属性情報に加えて, プラントごとのアスファルト剥離率 (材料条件), 2020 年の年間積算降水量 (環境条件) を追加して分析を行う。プラントごとのアスファルト剥離率は, プラントごとに実施されているアスファルト被膜剥離試験結果により求められるアスファルト被膜の剥離率を用いた。アスファルト被膜剥離試験はアスファルトを被膜した骨材を 80℃ の温水に 30 分間浸した後, アスファルト被膜の剥離度を表した数値 (%) である。値が大きいほどアスファルトが剥がれやすい骨材という評価となる。各プラントの位置情報と試験結果は図-1 に示すとおりで

表-1 健全度のレーティング

健全度	レーティング
1	$IRI \leq 1.0$
2	$1.0 < IRI \leq 1.5$
3	$1.5 < IRI \leq 2.0$
4	$2.0 < IRI \leq 2.5$
5	$2.5 < IRI \leq 3.0$
6	$3.0 < IRI \leq 3.5$
7	$3.5 < IRI$

ある。図-1 に示す○はプラント位置とそのプラントにおけるアスファルト剥離試験結果を表している。青は 0~6%, 緑は 7~15%, 黄色は 16~25%, 赤は 26%~となっている。プラントの位置情報と高速道路の位置情報をもとに逆距離加重法を用いてキロポストごとの剥離率を算出し分析に用いる。2020 年の年間積算降水量については, 解析雨量 (1 時間ごとの値) を 1 年分積算し, 図-2 に示すような全国 1km メッシュ単位の年間総降水量データを作成した。作成したメッシュデータから路線ごとにキロポスト単位で雨量データを抽出した。これらの属性情報が全て獲得できたデータを分析に使用し, 混合マルコフ劣化ハザードモデルの推計のために, 合計 58,195 個のサンプルが利用可能であった。また, 異質性のグループ分けについては IC 区間ごとにグループ分けを行った。グループ総数は 345 グループとなった。なお, 材料条件と環境条件のデータは全サンプル 58,195 個中のそれぞれの最大値が 1 となるように基準化して用いることとする。本研究では, これらの属性情報から混合マルコフ劣化ハザードモデルにおける説明変数を選択する。次に, 混合マルコフ劣化ハザードモデルの分析によって算出された異質性パラメータとその他の属性情報との関係性を分析することで, これらの属性情報が舗装の劣化に与える影響について評価する。

5. おわりに

本研究では, 高速道路舗装の表層の劣化予測を通して, 舗装劣化特性の地域間比較を行った。具体的には, 混合マルコフ劣化ハザードモデルよりの階層ベイズ推計により各 IC 区間の期待寿命と異質性パラメータを算出した。その後, IC 区間ごとに得られた異質性パラメータと交通量, 降水量, 材料条件といった地域性を表す属性情報の関係性を分析した。実証分析を行っており, その結果及び考察に関しては研究発表会にて提示する。

参考文献

- 1) 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. [Tsuda, Y. Kaito, K. Aoki, K. and Kobayashi K.: Estimating Markov transition probabilities for bridge deterioration forecasting, Journal of JSCE, No.801/I-73, pp.68-82, 2005.]
- 2) 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計, 土木学会論文集 A, Vol.63, No.2, pp.336-355, 2007. [Kaito, K. and Kobayashi, K.: Bayesian estimation of Markov deterioration hazard model, Journal of JSCE A, Vol.63, No.2, pp.336-355, 2007.]
- 3) 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. [Aoki, K. Yamamoto, K. and Kobayashi, K.: Estimating hazard models for deterioration forecasting, Journal of JSCE, No.791/VI-67, pp.111-124, 2005.]
- 4) 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. [Kumada, K. Eguchi, M. Aoki, K. Kaito, K. and Kobayashi, K.: A pavement deterioration for casting model in expressways based on monitor data, Journal of pavement engineering, JSCE, Vol.14, pp.229-237, 2009.]
- 5) 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践的研究, 土木学会論文集 E1, Vol.69, No.3, (舗装工学論文集, Vol.18), pp.175-183, 2013. [Miyazaki, B. Kazato, T. Hamakaji, M. Obama, K. and Kaito, K.: An empirical study of the road surface management criteria for porous asphalt pavement of expressway, Journal of JSCE E1 (Pavement Engineering), Vol. 69, No. 3 (Journal of Pavement Engineering, Vol. 18), pp.175-183, 2013.]
- 6) 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. [Miyazaki, B. Kato, H. Obama, K. Kaito, K. Kazato, T. and Tanaka, K.: A proposal for evaluation method of pavement repair policy based on enormous data of road surface conditions, Journal of JSCE F4, Vol.71, No.3, pp.142-161, 2015.]
- 7) 池田拓哉, 東嶋奈緒子: 国際ラフネス指数の計測方法に関する研究, 舗装工学論文集, 土木学会, Vol.3, pp.9-14, 1998. [Ikeda, T. and Higaahijima, N.: Method for evaluation of international roughness index, Journal of JSCE E1 (Pavement Engineering), Vol.3, pp.9-14, 1998.]
- 8) 江口利幸, 田中裕士, 川村彰, 富山和也: 国際ラフネス指数を用いた局部変状評手法, 土木学会論文集 E1, Vol.71, No.3 (舗装工学論文集, Vol.20), pp.17-23, 2015. [Eguchi, M. Tanaka, Y. Kawamura, A. and Tomiyama, K.: A new iri-based assessment for detecting spotted surface defects, Journal of JSCE E1 (Pavement Engineering), Vol. 71, No. 3 (Journal of Pavement Engineering, Vol. 20), pp.17-23, 2015.]
- 9) 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. [Obama, K. Okada, K. Kaito, K. and Kobayashi, K.: Disaggregated hazard rates evaluation and bench-marking, Journal of JSCE A, Vol.64, No.4, pp.857-874, 2008.]
- 10) 貝戸清之, 小林潔司, 青木一也, 松岡弘大: 混合マルコフ劣化ハザードモデルの階層ベイズ推定, 土木学会論文集 D3, Vol.68, No.4, pp.255-271, 2012. [Kaito, K. and Kobayashi K. Aoki, K. and Matsuoka, K.: Hierarchical bayesian estimation of mixed Markov hazard models, Journal of JSCE D3, Vol.68, No4, pp.255-271, 2012.]
- 11) 森村英典, 高橋幸雄: マルコフ解析, 日科技連, 1979. [Morimura, H. and Takahashi, Y.: Marukohukaiseki, Nikkagirenn, 1979.]
- 12) 伊庭幸人, 種村正美, 大森裕浩, 和合肇, 佐藤整尚, 高橋明彦: 統計科学のフロンティア 12 計算統計 II マルコフ連鎖モンテカルロ法とその周辺, 岩波書店, 2005. [Iba, Y. Tanemura, M. Omori, Y. Wago, H. Sato, S. and Takahashi, A.: Keisantoukeigakunohuronthia-KeisantokeiII, Marukohurensamontekarurohoto sonosyuhen, Iwanami Shoten, 2005.]
- 13) Geweke, J.: Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to the calculation of posterior moments, *Bayesian Statistics*, Vol.4, pp.169-193, Oxford University Press, 1996.