環境条件・材料条件を考慮した高速道路舗装の地域間劣化比較

川本熙鷹[1]・中村和博[2]・小濱健吾[3]・笹井 晃太郎[4]・貝戸清之[5]

[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 2-1）
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 2-1）
E-mail: k-obama@civil.eng.osaka-u.ac.jp
[4]正会員　大阪大学特任研究員 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: k.sasai@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

高速道路舗装の構造設計は、原則的に T_A 設計法が適用されている．T_A 設計法の目的は、地域の環境や材料条件に関わらず，一定の寿命を確保することである．しかし，多くの高速道路舗装が長期間使用された現在において，舗装の劣化速度が地域により異なることが明らかになっている．これは，地域特性を反映する材料条件や環境条件が、高速道路舗装の劣化に影響を及ぼす可能性を示唆している．安全かつ快適な高速道路舗装を維持するためには，舗装の劣化要因を的確に把握し，それを基にした効果的な対策が求められる．本研究では、構造条件・材料条件・環境条件をそれぞれ定量化し，マルコフ劣化ハザードモデルを適用し，これらの条件が舗装の劣化速度に与える影響について分析を行う．さらに，混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いて，地域ごとの劣化速度の違いを算出し，地域特性を反映する指標との関連性について考察を行う．

Key Words : *pavement management, ratesgional characteristics, mixed markov hazard model, asset manegement*

1. はじめに

西日本高速道路株式会社（以下，NEXCO 西日本）が管理する高速道路の延長は約 3600km に及ぶ．その内，約 6 割の区間が供用開始から 30 年を超えており，各種構造物の劣化が進展している．本研究の対象としている高速道路のアスファルト舗装も例外ではなく，舗装構造の深層部まで進展する深刻な損傷が確認されている [1]．このような状況下において，高速道路舗装の要求性能である安全で快適な路面を持続的に提供するためには，舗装の劣化要因を的確に把握し，長寿命化施策に反映することが重要である．

高速道路舗装の構造設計は，原則として T_A 設計法を採用している．T_A 設計法は，米国 AASHO（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（総通過 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 設計法は，一定のサービス水準を維持できる寿命を，舗装が置かれている環境条件や舗装材料に関わらず，全国一律に確保することを目的としている．しかしながら，供用開始から十分な時間が経過した現在の高速道路舗装において，寿命が供用地域によって異なることが報告されている [2]．この要因として，舗装構成や構造条件，交通量，環境条件や材料条件など様々な要因が高速道路舗装の劣化に影響していると考えられる．高速道路舗装の長寿命化を図るうえで，舗装劣化と環境条件，材料条件との関係性を考慮した分析が必要となる．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 [3] による分析事例 [4)−8)] が多数存在しているが，舗装構成や構造条件，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筆者らの研究成果 [9] より，深層部の損傷の状況を評価することが可能であると考える路面の平たん性を表す IRI[10),11)] の管理指標を用いて混合マルコフ劣化ハザードモデル [12),13)] による分析を行う．地域（=IC 区間）ごとに分析を行うことで, 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る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を表す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．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) T_A 設計法の課題

高速道路のアスファルト舗装の構造設計法の変遷を整理すると，名神高速道路：CBR 設計法，東名高速道路：SN 設計法，縦貫 5 道（東北，中央，北陸，中国，九州）～現在：T_A 設計法となる．名神高速道路の設計に適用された CBR 設計法では，基盤面となる路床の CBR に応じて舗装全厚を決定するが，舗装各層の構成は設計者の経験によるものであった．そのため，交通量に比してアスファルト混合物層の厚さが薄くなり，舗装の耐荷力不足につながった．東名高速道路の設計には，AASHO 道路試験の知見を導入した SN 設計法が適用され，舗装全厚に加え，舗装各層に適用する混合物の強度を考慮した構造設計が可能となった．一方で，SN 設計法では，AASHO 道路試験の試験条件であった路床の CBR が 3 という特定の基盤条件での設計曲線のみしか設定されておらず，基盤条件が異なる場合の設計法が確立されていなかった．名神・東名に続く縦貫 5 道，それ以降の全国高速道路ネットワーク網の整備を考えると，建設地点の基盤条件は多岐にわたっており，東名での SN 設計法を踏襲しながらも，路床支持力の違いを加味し得るような設計法の開発が必要であった．そこで，設計条件が明確な東京，大阪，名古屋付近の一級国道で，当時のアスファルト舗装要綱の C 曲線に基づいて設計された舗装を選び，舗装の破壊状況，路床の CBR および舗装厚指数などの関係が調査された．調査の結果，舗装厚指数と CBR の関係の両対数紙上に，供用後 3 年以上経過しても構造的に欠陥がない区間と欠陥が生じた区間に境界線があることが見出された．そして，舗装厚指数を等値換算厚 T_A に，輪荷重を 10t 換算軸数に変換し，現在の高速道路舗装の構造設計に適用されている T_A 設計法の設計曲線が構築された．路床の設計 CBR と設計交通量から舗装断面をカタログ的に決定できる TA 設計法の簡便さは，全国各地に高速道路ネットワークを拡大してきた現在まで，高速道路舗装の構造設計の標準として採用されてきた．一方，舗装の寿命が地域によって異なる一つの要因として，我が国特有の複雑な気候や地質の条件を T_A 設計法では考慮できていない可能性が考えられる．今後，NEXCO 西日本の舗装事業は，改築工事や 4 車線化工事が主な対象となる．これらの事業は，既供用路線上で実施されるため，舗装の劣化が地域によって異なるという実態を考慮すると，現在までに蓄積してきた膨大な路面性状などのデータを分析した上で，舗装の劣化過程の地域特性を構造設計に反映できる手法の検討が必要である．

(2) 既往研究の概要と本研究の目的

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．既往研究において，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，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．しかし，実際に観測される高速道路舗装の寿命は，供用地域ごとに異なっており，舗装の劣化速度と地域特性の関係性を分析する必要がある．

本研究では，地域性が高速道路舗装の劣化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い分析を行う．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，供用地域間の劣化速度の差異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．

(3) 劣化異質性と属性情報

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．この問題に対し，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．つまり，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．そこで本研究では，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ため，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．

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 $t = 0, 1, 2, \cdots$ 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 $(i = 1, \cdots, I)$ 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 $h(t) = i$ $(i = 1, \cdots, I; t = 0, 1, \cdots)$ 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

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

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，

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

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に依存するという性質（マルコフ性）を満足する [?]．

(2) 混合マルコフ劣化ハザードモデルの定式化

本研究では路面性状調査に基づく高速道路舗装の劣化予測を目的としている．分析の対象とする高速道路舗装を IC 区間ごとに K 個の施設グループ（評価単位）に分割する．いま，ある IC 区間 k $(k = 1, \cdots, K)$ 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，IC 区間 k の要素 l_k $(l_k = 1, \cdots, L_k)$ の健全度 i $(i = 1, \cdots, I-1)$ の混合ハザード関数を，

$$\theta_i^{l_k} = \tilde{\theta}_i^{l_k} \varepsilon^k \tag{3}$$
$$(i = 1, \cdots, I-1; k = 1, \cdots, K; l_k = 1, \cdots, L_k)$$

と定義する．ここに，$\tilde{\theta}_i^{l_k}$ はある IC 区間 k の要素 l_k が有する健全度 i における平均的なハザード率（以下，標準ハザード率と呼ぶ）である．異質性パラメータ ε^k は，標準ハザード率 $\tilde{\theta}_i^{l_k}$ 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，ある IC 区間 k の劣化速度が標準ハザード率に対して速いことを表す．式 (3) において，対象とする IC 区間が同一であれば，健全度が変化したとしても，すべての混合ハザード関数に同一の異質性パラメータ ε^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 ε^k が，ガンマ分布 $q(\varepsilon^k|\alpha, \gamma)$

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

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．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，

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

と表される．

ここで，IC 区間 k $(k = 1, \cdots, K)$ の異質性パラメータ ε^k の値を $\bar{\varepsilon}^k$ に固定する．このとき，IC 区間 k の健全度 i の寿命が y_i^k 以上となる確率 $\tilde{F}_i(y_i^k)$ は，指数ハザード率を用いて

$$\tilde{F}_i(y_i^{l_k}) = \exp(-\tilde{\theta}_i^{l_k} \bar{\varepsilon}^k y_i^{l_k}) \tag{6}$$

と書き換えることができる．さらに，IC 区間 k の点検時点 τ_A^k において健全度が i と判定され，次の点検時点 $\tau_B^k = \tau_A^k + z^k$ においても健全度が i と判定される確率 $\pi_{ii}(z^k|\bar{\varepsilon}^k)$ は，

$$\pi_{ii}^k(z^k|\bar{\varepsilon}^k) = \exp(-\tilde{\theta}_i^k \bar{\varepsilon}^k z^k) \tag{7}$$

となる．また，点検時刻 τ_A^k と $\tau_B^k = \tau_A^k + z^k$ 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，式 (3) より，

$$\begin{aligned} &\pi_{ij}^k(z^k|\bar{\varepsilon}^k) \\ &= \sum_{s=i}^{j} \prod_{m=i}^{s-1} \frac{\tilde{\theta}_m^k}{\tilde{\theta}_m^k - \tilde{\theta}_s^k} \prod_{m=s}^{j-1} \frac{\tilde{\theta}_m^k}{\tilde{\theta}_{m+1}^k - \tilde{\theta}_s^k} \exp(-\tilde{\theta}_s^k \bar{\varepsilon}^k z^k) \\ &= \sum_{s=i}^{j} \psi_{ij}^s(\tilde{\boldsymbol{\theta}}^k) \exp(-\tilde{\theta}_s^k \bar{\varepsilon}^k z^k) \end{aligned} \tag{8}$$

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

と表すことができる [3]．ただし，$\tilde{\boldsymbol{\theta}}^k=(\tilde{\theta}_1^k,\cdots,\tilde{\theta}_{I-1}^k)$ である．また，$\psi_{ij}^s(\tilde{\boldsymbol{\theta}}^k)$ は

$$\psi_{ij}^s(\tilde{\boldsymbol{\theta}}^k)=\prod_{m=i}^{s-1}\frac{\tilde{\theta}_m^k}{\tilde{\theta}_m^k-\tilde{\theta}_s^k}\prod_{m=s}^{j-1}\frac{\tilde{\theta}_m^k}{\tilde{\theta}_{m+1}^k-\tilde{\theta}_s^k} \tag{9}$$

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

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

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^k 以上となる確率は，式 (6) を用いて

$$\begin{aligned}\tilde{\pi}_{ii}(z)&=\int_0^\infty \pi_{ii}(z|\varepsilon)\bar{g}(\varepsilon|\phi)d\varepsilon\\&=\int_0^\infty \exp(-\theta_i\varepsilon z)\frac{1}{\gamma^\alpha}\varepsilon^{\alpha-1}\exp\left(-\frac{\varepsilon}{\gamma}\right)d\varepsilon\\&=\frac{1}{\gamma^\alpha\Gamma(\alpha)}\int_0^\infty \exp\left\{\left(-\theta_i z-\frac{1}{\gamma}\right)\varepsilon\right\}\varepsilon^{\alpha-1}d\varepsilon\end{aligned} \tag{11}$$

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

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

$$\begin{aligned}&\tilde{\pi}_{ii}(z)\\&=\frac{1}{\gamma^\alpha\Gamma(\alpha)}\int_0^\infty \exp(-u_i)(\frac{u_i}{\theta_i z+\frac{1}{\gamma}})^{\alpha-1}\frac{1}{\theta_i z+\frac{1}{\gamma}}du_i\\&=\frac{1}{\gamma^\alpha\Gamma(\alpha)}\left(\frac{1}{\theta_i z+\frac{1}{\gamma}}\right)^\alpha\int_0^\infty \exp(-u_i)u_i^{\alpha-1}du_i\\&=\frac{1}{\gamma^\alpha\Gamma(\alpha)}\left(\frac{1}{\theta_i z+\frac{1}{\gamma}}\right)^\alpha\Gamma(\alpha)\\&=\frac{1}{(\theta_i\gamma z+1)^\alpha}\end{aligned} \tag{12}$$

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点検間隔 z の平均的なマルコフ推移確率（以下，標準マルコフ推移確率と呼ぶ）を表している．さらに，点検間隔 z の下で健全度 i から健全度 j へ推移する標準マルコフ推移確率は，

$$\begin{aligned}\tilde{\pi}_{ij}(z)&=\int_0^\infty \pi_{ij}(z|\varepsilon)g(\varepsilon|\alpha,\gamma)d\varepsilon\\&=\int_0^\infty\sum_{s=i}^{j}\psi_{ij}^s(\tilde{\boldsymbol{\theta}})\exp(-\tilde{\theta}_s\varepsilon z)g(\varepsilon|\alpha,\gamma)d\varepsilon\\&=\sum_{s=i}^{j}\frac{\psi_{ij}^s(\tilde{\boldsymbol{\theta}})}{\gamma^\alpha\Gamma(\alpha)}\int_0^\infty\exp((-\tilde{\theta}_s z-\frac{1}{\gamma})\varepsilon)\varepsilon^{\alpha-1}d\varepsilon\\&=\sum_{s=i}^{j}\frac{\psi_{ij}^s(\tilde{\boldsymbol{\theta}})}{(\tilde{\theta}_s\gamma z+1)^\alpha}\end{aligned} \tag{13}$$

と表せる．ガンマ分布式 (5) の平均は $\alpha\gamma$ で，分散は $\alpha\gamma^2$ である．いま，異質性パラメータ ε が，ハザード率の期待値が標準ハザード率 $\widetilde{\theta}_i$ に一致するように分布していると考える．そこで，平均 1，分散 $1/\phi$ のガンマ分布

$$\bar{g}(\varepsilon|\phi)=\frac{\phi^\phi}{\Gamma(\phi)}(\varepsilon)^{\phi-1}\exp(-\phi\varepsilon) \tag{14}$$

を仮定すると，標準マルコフ推移確率は，

$$\tilde{\pi}_{ii}(z)=\frac{\phi^\phi}{(\tilde{\theta}_i z+\phi)^\phi} \tag{15}$$

$$\tilde{\pi}_{ii}(z)=\sum_{s=i}^{j}\frac{\psi_{ij}^s(\tilde{\boldsymbol{\theta}})\phi^\phi}{(\tilde{\theta}_s z+\phi)^\phi} \tag{16}$$

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

と表される．

(3) 混合マルコフ劣化ハザードモデルの推計

高速道路舗装に対して，2 つの異なる時点において路面性状調査が実施された場合を考える．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とりあげる．いま，IC 区間 $k(k=1,\cdots,K)$ の要素 $l_k(l_k=1,\cdots,L_k)$ に関して，初回の点検が実施されたカレンダー時刻を $\bar{\tau}_A^{l_k}$ と表そう．それから，時間 $\bar{z}^{l_k}$ が経過したカレンダー時刻 $\bar{\tau}_B^{l_k}=\bar{\tau}_A^{l_k}+\bar{z}^{l_k}$ に，2 度目の点検が実施されたと考える．記号「¯」は実測値であることを表す．$\sum_{k=1}^K L_k=L$ 個のサンプルには，初回から 2 回目の点検が実施された時刻までの期間長 $\bar{z}^{l_k}$ と，2 回の点検で計測された点検結果 $h(\bar{\tau}_A^{l_k})$, $h(\bar{\tau}_B^{l_k})$ に関する情報が利用可能である．ここで，点検時点の健全度に基づいて，ダミー変数 $\bar{\delta}_{ij}^{l_k}(i=1,\cdots,I-1, j=i,\cdots,I; l_k=1,\cdots,L_k; k=1,\cdots,K)$ を

$$\bar{\delta}_{ij}^{l_k}=\begin{cases}1 & \bar{h}(\tau_A^{l_k})=i,\bar{h}(\tau_B^{l_k})=j \text{ のとき}\\0 & \text{それ以外のとき}\end{cases} \tag{17}$$

と定義する．さらに，ダミー変数ベクトルを $\bar{\boldsymbol{\delta}}^{l_k}=(\bar{\delta}_{11}^{l_k},\cdots,\bar{\delta}_{I-1,I}^{l_k})$，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 $\bar{\boldsymbol{x}}^{l_k}=(\bar{x}_1^{l_k},\cdots,\bar{x}_M^{l_k})$ と表す．ただし，$\bar{x}_m^{l_k}$ $(m=1,\cdots,M)$ 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 $x_1^{l_k}=1$ 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 $\boldsymbol{\xi}^{l_k}=(\bar{\boldsymbol{\delta}}^{l_k},\bar{z}^{l_k},\bar{\boldsymbol{x}}^{l_k})$ と表す．また，目視点検データ全体を $\boldsymbol{\Xi}$ と表す．

さらに，点検サンプル l_k $(l_k=1,\cdots,L_k)$ の劣化過程を混合ハザード関数 $\theta_i^{l_k}(y_i^{l_k})=\widetilde{\theta}_i^{l_k}\varepsilon^k$ $(i=1,\cdots,I-1)$ 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，$\pi_{II}^{l_k}=1$ が成立するためにハザード率 $\widetilde{\theta}_I^{l_k}$ は必然的に $\widetilde{\theta}_I^{l_k}=0$ となる．舗装の劣化過程を特徴づける標準ハザード率 $\widetilde{\theta}_i^{l_k}$ $(i=1,\cdots,I-1; l_k=1,\cdots,L_k)$

は特性ベクトルに依存すると考え，標準ハザード率 $\widetilde{\theta}_i^{l_k}$ を特性ベクトル x^{l_k} を用いて，

$$\tilde{\theta}_i^{l_k} = \exp(\boldsymbol{x}^{l_k}\boldsymbol{\beta}_i') \tag{18}$$

と表す．ただし，$\boldsymbol{\beta}_i = (\beta_{i,1}, \cdots, \beta_{i,M})$ は未知パラメータ $\beta_{i,m}\,(m = 1, \cdots, M)$ 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．平均マルコフ推移確率は式，で示したように，各健全度における標準ハザード率 $\widetilde{\theta}_i^{l_k}\,(i = 1, \cdots, I-1; l_k = 1, \cdots, L_k)$ と異質性パラメータの確率分布の分散パラメータ ϕ を用いて表現できる．平均マルコフ推移確率は，施設の特性ベクトル $\bar{\boldsymbol{x}}^{l_k}$ を用いて式 (18) で表現できる．また，推移確率はデータが観測された点検間隔 $\bar{z}^{l_k}$ にも依存する．これらのことを明示的に表すために平均マルコフ推移確率 $\tilde{\pi}_{ij}^{l_k}$ を点検データ $\left(\bar{z}^{l_k}, \bar{\boldsymbol{x}}^{l_k}\right)$ と未知パラメータ $\boldsymbol{\nu} = \left(\boldsymbol{\beta_1}, \cdots, \boldsymbol{\beta}_{I-\mathbf{1}}, \phi\right)$ の関数として $\tilde{\pi}_{ij}^{l_k} = \left(\bar{z}^{l_k}, \bar{\boldsymbol{x}}^{l_k} | \boldsymbol{\nu}\right)$ と表す．いま，K 個の高速道路舗装の劣化現象が互いに独立であると仮定すれば，全点検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

$$\mathcal{L}(\boldsymbol{\nu}, \Xi) = \prod_{i=1}^{I-1}\prod_{j=i}^{I}\prod_{k=1}^{K}\prod_{l_k=1}^{L_k}\{\tilde{\pi}_{ij}^{l_k}(\tilde{z}^{l_k}, \tilde{\boldsymbol{x}}^{l_k}|\boldsymbol{\nu})\}^{\bar{\delta}_{ij}^{l_k}} \tag{19}$$

と定式化できる．ただし，$\boldsymbol{\nu} = (\boldsymbol{\beta}, \phi)$ である．また，$\tilde{\pi}_{ij}^{l_k} = (\bar{z}^{l_k}, \bar{\boldsymbol{x}}^{l_k}|\boldsymbol{\nu})$ は，前回の点検時点に健全度が 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，

$$\tilde{\pi}_{ii}(z) = \frac{\phi^{\phi}}{\{\exp(\tilde{\boldsymbol{x}^{l_k}}\boldsymbol{\beta}_i')\bar{z}_k^l + \phi\}^{\phi}} \tag{20}$$

$$\tilde{\pi}_{ij}(z) = \sum_{s=i}^{j}\frac{\phi^{\phi}}{\{\exp(\bar{\boldsymbol{x}}^{l_k}\boldsymbol{\beta}_s')\bar{z}_k^l + \phi\}^{\phi}} \tag{21}$$

$$(i = 1, \cdots, I-1; j = i+1, \cdots, I; l_k = 1, \cdots L_k; \quad k = 1, \cdots, K)$$

と表される．ただし，

$$\psi_{ij}^s(\widetilde{\theta}^k) = \prod_{m=i}^{s-1}\frac{\exp\left(\bar{\boldsymbol{x}}^{l_k}{\boldsymbol{\beta}'}_m\right)\bar{z}^{l_k}}{\exp\left(\bar{\boldsymbol{x}}^{l_k}{\boldsymbol{\beta}'}_m\right)\bar{z}^{l_k} - \exp\left(\bar{\boldsymbol{x}}^{l_k}{\boldsymbol{\beta}'}_s\right)\bar{z}^{l_k}} \prod_{m=s}^{j-1}\frac{\exp\left(\bar{\boldsymbol{x}}^{l_k}{\boldsymbol{\beta}'}_m\right)\bar{z}^{l_k}}{\exp\left(\bar{\boldsymbol{x}}^{l_k}{\boldsymbol{\beta}'}_{m+1}\right)\bar{z}^{l_k} - \exp\left(\bar{\boldsymbol{x}}^{l_k}{\boldsymbol{\beta}'}_s\right)\bar{z}^{l_k}} \tag{22}$$

である．点検データ $\bar{\delta}_{ij}^{l_k}, \bar{z}^{l_k}, \bar{\boldsymbol{x}}^{l_k}$ はすべて確定値であり，対数尤度関数は未知パラメータ $\boldsymbol{\beta}, \phi$ の関数である．最尤法では，この尤度関数を最大にするようなパラメータ値 $\boldsymbol{\nu} = (\hat{\boldsymbol{\beta}}, \hat{\phi})$ を推計することになる．ここで，尤度 (19) の対数尤度関数

$$\ln\mathcal{L}(\boldsymbol{\nu}, \Xi) = \sum_{i=1}^{I-1}\sum_{i=j}^{I}\sum_{k=1}^{K}\sum_{l_k=1}^{L_k}\bar{\delta}_{ij}^{l_k}\ln\tilde{\pi}_{ij}^{l_k}(\tilde{z}^{l_k}, \tilde{\boldsymbol{x}}^{l_k}|\boldsymbol{\nu}) \tag{23}$$

を定義する．対数尤度関数 (23) を最大にするようなパラメータ値 ν の最尤推計量は

$$\frac{\partial\ln\mathcal{L}(\boldsymbol{\nu}, \Xi)}{\partial\nu_i} = 0 \tag{24}$$

$$(i = 1, \cdots, (I-1)M + 1)$$

を同時に満足するような $\hat{\nu} = \left(\hat{\boldsymbol{\nu}}_1, \cdots, \hat{\boldsymbol{\nu}}_{(I-1)M+1}\right)$ 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計量 $\hat{\boldsymbol{\Sigma}}\,(\hat{\boldsymbol{\nu}})$ は，

$$\hat{\boldsymbol{\Sigma}}(\hat{\boldsymbol{\nu}}) = \left[\frac{\partial^2\ln\mathcal{L}\,(\boldsymbol{\nu}, \Xi)}{\partial\boldsymbol{\nu}\partial\boldsymbol{\nu}'}\right]^{-1} \tag{25}$$

と表すことができる．ただし，上式の右辺の逆行列は $\partial^2\ln\mathcal{L}\,(\boldsymbol{\nu}, \Xi)/\partial\nu_i\partial\nu_j$ を要素とする 3×3 次の Fisher 情報行列の逆行列である．

(4) 異質性パラメータの推計

IC 区間 k の点検サンプル $\xi^{l_k}(l_k = 1, \cdots, L_k)$ に着目する．目視点検サンプル l_k の 1 回目の目視点検による健全度を $i(l_k)$，2 回目の路面性状調査の結果を $j(l_k)$ と表す．さらに，パラメータの最尤推計量 $\hat{\boldsymbol{\nu}} = (\hat{\boldsymbol{\beta}}_1, \cdots, \hat{\boldsymbol{\beta}}_{I-1}, \hat{\phi})$ を与件とする．このとき，異質性パラメータがガンマ分布 $\bar{g}(\varepsilon|\hat{\phi})$ に従い，IC 区間 k に属する L_k 個の点検サンプル $\hat{\boldsymbol{\xi}}^{l_k}(l_k = 1, \cdots, L_k)$ が得られた場合，これら L_k 個の点検サンプルが得られる異質性パラメータ ε^k に関する同時生起確率密度関数（部分尤度）は，

$$\begin{aligned}
&\rho^k(\varepsilon^k|\hat{\boldsymbol{\nu}}, \hat{\boldsymbol{\xi}}^{l_k}) \\
&= \{\pi_{i(l_k)j(l_k)}^{l_k}(\bar{z}^{l_k}, \bar{\boldsymbol{x}}^{l_k} : \hat{\boldsymbol{\beta}}, \varepsilon^k)\}^{\bar{\delta}_{i(l_k)j(l_k)}^{l_k}}\bar{g}(\varepsilon^k|\hat{\phi}) \\
&\propto \prod_{l_k=1}^{L_k}\sum_{m=i(l_k)}^{j(l_k)}\psi_{i(l_k)j(l_k)}^m(\widetilde{\boldsymbol{\theta}}^{l_k}(\hat{\boldsymbol{\nu}})) \\
&\exp(-\widetilde{\theta}_m^{l_k}(\hat{\boldsymbol{\nu}})\varepsilon^k\bar{z}^{l_k})^{\bar{\delta}_{i(l_k)j(l_k)}^{l_k}} \\
&\{(\varepsilon^k)^{\hat{\phi}-1}\exp(-\hat{\phi})\}
\end{aligned} \tag{26}$$

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，$\widetilde{\boldsymbol{\theta}}^{l_k}(\hat{\boldsymbol{\nu}}) = (\widetilde{\theta}_1^{l_k}(\hat{\boldsymbol{\nu}}), \cdots, \widetilde{\theta}_{I-1}^{l_k}(\hat{\boldsymbol{\nu}}))$ であり，標準ハザード率ベクトルである．ここでは，標準ハザード率 $\widetilde{\theta}_i^{l_k}(\hat{\boldsymbol{\nu}})$ が，パラメータ $\hat{\boldsymbol{\nu}}$ に依存していることを明示的に表現するために $\widetilde{\theta}_i^{l_k}(\hat{\boldsymbol{\nu}})$ と表している．式 (26) の両辺の対数をとることにより，部分対数尤度は，

$$\begin{aligned}
&\ln\rho^k(\varepsilon^k|\hat{\boldsymbol{\nu}}, \hat{\boldsymbol{\xi}}^{l_k}) \\
&\propto \sum_{l=1}^{L}\bar{\delta}_{i(l_k)j(l_k)}^{l_k} \\
&\ln\{\sum_{m=i(l_k)}^{j(l_k)}\psi_{i(l_k)j(l_k)}^m(\widetilde{\boldsymbol{\theta}}^{l_k}(\hat{\boldsymbol{\nu}}))\exp(-\widetilde{\theta}_m^{l_k}(\hat{\boldsymbol{\nu}})\varepsilon^k\bar{z}^{l_k})\}
\end{aligned}$$

表–1 IRI の健全度区分

健全度	IRI(mm/m) の範囲
1	IRI ≤ 1.0
2	$1.0 <$ IRI ≤ 1.5
3	$1.5 <$ IRI ≤ 2.0
4	$2.0 <$ IRI ≤ 2.5
5	$2.5 <$ IRI ≤ 3.0
6	$3.0 <$ IRI ≤ 3.5
7	$3.5 <$ IRI

$$+\{(\hat{\phi}-1)\ln\varepsilon^k-\hat{\phi}\varepsilon^k\} \tag{27}$$

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

$$\max_{\varepsilon^k}\{\ln\rho(\varepsilon^k:\hat{\boldsymbol{\nu}}),\hat{\boldsymbol{\xi}}\} \tag{28}$$

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計量は，パラメータ $\hat{\boldsymbol{\nu}}=(\hat{\beta}_1,\cdots,\hat{\beta}_{I-1},\hat{\phi})$ を与件として求めた条件付最尤推計量である．このことを明示的に表現するために，問題 (28) の解を，$\hat{\varepsilon}^k(\hat{\boldsymbol{\nu}})$ と表す．

4. 実証分析

(1) 適用データの概要

本研究で対象とする路面性状調査データは，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が共同で開発した舗装マネジメントシステム（以下，NEXCO-PMS）に格納されている路面性状データのうち，NEXCO 西日本管内の高速道路舗装を対象に 2015 年〜2020 年の 6 年間にわたり路面性状調査を行い獲得されたデータである．路面性状調査データには，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．路面性状調査データは 100m 単位で記録されており，本研究においても基本単位区間を 100m として分析を行う．本研究では，アスファルト舗装の深層部の損傷の進展を取られる可能性のある指標として IRI に着目した．分析に関して，路面性状調査により獲得された IRI は連続的指標であるため，**表-1** に示す通り離散的な健全度に変換した．推計を実施する際には，2 時点間の健全度ペアを 1 サンプルとし時間の進行に伴い健全度が回復しているサンプルは除外した．その結果サンプル数は総計 122,961 となった．**表-1** で示す値で，IRI を健全度に置換した場合の事前健全度，事後健全度のサンプル数を**表-2** に示す．

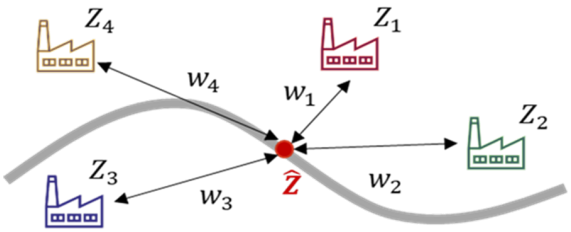
表–2 健全度推移

		事後健全度						
		1	2	3	4	5	6	7
事前健全度	1	3,629	2,645	485	95	22	9	9
	2	-	32,465	1,3039	2,841	674	221	114
	3	-	-	31,056	10,328	2,362	543	315
	4	-	-	-	11,806	3,964	1001	489
	5	-	-	-	-	3,151	1,159	527
	6	-	-	-	-	-	772	489
	7	-	-	-	-	-	-	904

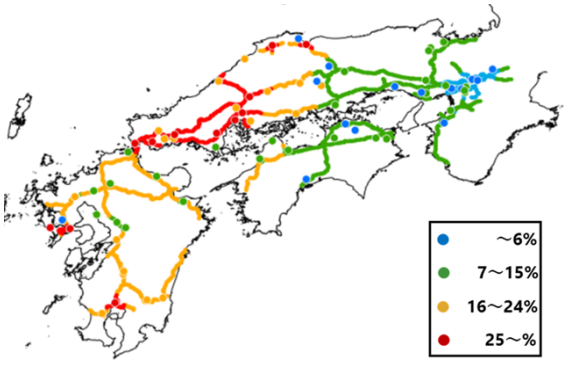
(2) 検討対象とする劣化要因

a) 構造条件

本研究では，高速道路舗装の構造的な条件に加え，気候条件などの，舗装が置かれる供用環境ごとの特性が舗装の劣化速度に影響を与えると考え，各条件を反映する指標を選定した．構造条件について，アスファルト層厚（以下，As 層厚）と骨材の剥離面積率を採用した．近年の損傷深層化は As 層厚の薄い区間で顕著であることから，As 層厚を変数とした．NEXCO-PMS には，路面性状データに紐づくかたちで舗装構成に関するデータも蓄積されており，記録されている As 層厚を構造条件として使用した．記録されている As 層厚の中でも，一般的な As 層厚として，表層が 4cm，基層が 6cm，上層路盤が 8cm 以上かつ総舗装厚が 35cm 以上 55cm 以下の記録があるデータのみを分析に使用した．また，アスファルト安定処理上層路盤の疲労ひび割れ周辺にははく離が確認されていることから，地域の骨材事情の影響を考慮するため，使用骨材のはく離抵抗性を採用した．NEXCO 西日本では，舗装工事の配合設計において，アスファルト被膜のはく離試験方法により，骨材のはく離抵抗性をはく離面積率で確認している [14]．本研究では，NEXCO 西日本が発注した舗装工事において，2021 年度に報告された配合設計書から，ストレートアスファルトで試験を実施したはく離面積率のデータベースを作成した．ここで，舗装工事の配合設計は，基本的にアスファルトプラント単位で行われている．また，NEXCO 西日本の舗装工事で使用するアスファルト混合物は，工事箇所の近隣のプラントから出荷される可能性が高い．これらを前提条件とし，逆距離加重法を用い，はく離面積率の情報を地理空間的



図–1　はく離面積率の地理空間的連携（逆距離加重法）



図–2　骨材のはく離面積率のマッピング結果

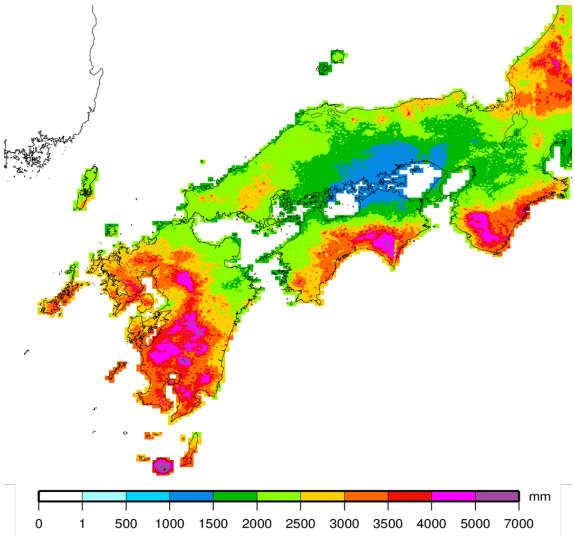
に高速道路のキロポストへ関連付けた．すなわち，**図-1** に示すとおり，プラント $i(i=1,\cdots,I)$ について，プラントの位置情報を X_i，プラントにおけるアスファルトはく離面積率を z_i とすると，高速道路本線のある位置 X でのはく離面積率 $z(X)$ は，

$$\hat{z}(X)=\frac{\sum_{j=1}^{i} w_i z_i}{\sum_{j=1}^{i} w_i} \qquad (29)$$
$$w_i=|X-X_i|^{-1}$$

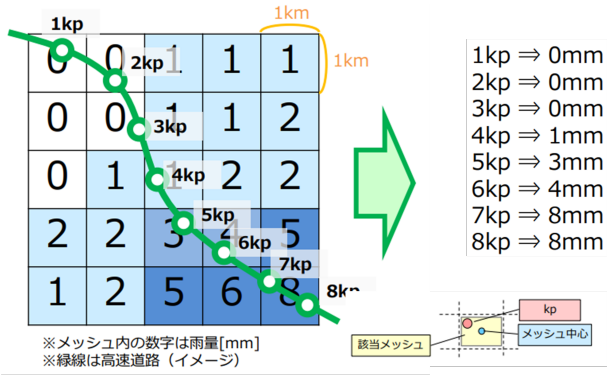
と表される．このようにして高速道路本線の位置に関連付けたはく離面積率を**図-2** に示す．図中の丸はプラントの位置を，線は高速道路本線の位置を表しており，色分けははく離面積率の値を表している．**図-2** から，地域によって骨材のはく離面積率が異なることが確認できる．

b)　環境条件

舗装が置かれる供用環境ごとの特性が劣化速度に影響を与えると考え，気候条件に関する指標を変数とした．年間総雨量，年間降雪量，最低気温，冬日日数を採用した．データの収集期間は，路面性状調査データと同様の 2015～2020 年とし，分析には 6 年間の平均値を使用した．分析に用いる際に路面性状調査とこれらの気候データを紐づけて分析を行う．ここでは一例として，年間総雨量のデータの紐づけ方法について紹介する．**図-3** には，2020 年の年間総雨量を示しており，座標が付与された 1km メッシュ単位で降水量が算出されている．そこで，**図-4** に示すとおり，年間総雨量メッ



図–3　2020 年の年間総雨量 (1km メッシュ)



図–4　気象データの地理空間的連携（年間総雨量）

シュ上に高速道路の位置を地理空間的に合わせ，各キロポストと各メッシュの中心座標の距離を算出し，最も近いメッシュを該当メッシュとし，その値を該当キロポストの降雨量データとして関連付けた．本研究では，構造条件の中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し分析を行う．混合マルコフ劣化ハザードモデルにより算出される異質性パラメータに，説明変数として採用されなかった変数の影響が集約されると考える．異質性パラメータとその他の構造条件・環境条件との関係性を分析することで，地域特性をあらわす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により 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，材料条件などの地域性を表す属性情報の関係性を分析した．本研究では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) 高橋茂樹，小野義道，佐藤正和：高速道路におけるアスファルト舗装の「解体新書」プロジェクト，土木学会論文集 E1（舗装工学），Vol.71，No.3（舗装工学論文集第 20 巻），pp.93-101，2015. [Takahashi,S.,Ono,Y.andSato,M.:Field survey to identify the important key factors for long termdurability of asphalt pavement on expressway-sin-Ja-pan,Journal of JSCE,Ser.E1（Pavement Engineering）,Vol.71,No.3（Journal of Pavement Engineering,Vol.20）,pp.93-101,2015.]
2) 佐藤正和，貝戸清之，小林潔司，小濱健吾，宮﨑文平: T_A 法と舗装劣化寿命誤差，土木学会論文集 E1（舗装工学），Vol.71，No.1，pp.1-18，2015. [Sato,M., Kaito,K., Kobayashi,K., Obama,K. and Miyazaki,B.: TA-method and pavement depreciation life time error, Journal of JSCE, Ser.E1（Pavement Engineering）, Vol.71, No.1, pp.1-18, 2015.]
3) 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.]
4) 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.: Baysean estimation of Markov deterioration hazard model, Journal of JSCE A, Vol.63, No.2, pp.336-355, 2007.]
5) 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.]
6) 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.]
7) 宮﨑文平, 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.]
8) 宮﨑文平，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 evaluaation 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.]
9) 中村和博，松本大二郎，小濱健吾，川本熙鷹，貝戸清之：路面性状調査と日常点検のデータ連携に基づく高速道路舗装の新たな修繕施策，土木学会論文集 E1（舗装工学），Vol.78，No.2，pp.I200-I210，2023. [Nakamura, K., Matsumoto, D., Obama, K., Ka-wamoto, h. and Kaito, K.: New repair measures for ex-pressway pavement based on data linkage of road surface condition survey and daily inspection, Journal of Japan Society of Civil Engineers, Ser.E1 (Pavement Engineer-ing), Vol.78, No.2, pp.I200-I210, 2023.]
10) 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.]
11) 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.]
12) 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.] .
13) 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.]
14) 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：NEXCO 試験方法，第 2 編アスファルト舗装関係試験方法，2020.[East Nippon Expressway Company Limited,Central Nippon Expressway Company Limited,West Nippon Expressway Company Limited:NEXCOshikenhouhou,Part2 Asphalt Pavement Test Methods,2020.]