ランダムフォレストを用いた舗装劣化要因の評価による耐荷力調査重点区間の抽出

四井 陽貴 [1]・笹井 晃太郎 [2]・貝戸 清之 [3]

[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.yotsui@civil.eng.osaka-u.ac.jp
[2]正会員　大阪大学特任研究員（常勤）　大学院工学研究科　地球総合工学専攻（〒 565-0871 吹田市山田丘 2-1）
E-mail: k.sasai@civil.eng.osaka-u.ac.jp
[3]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

舗装の劣化要因には，交通量や気象条件など大域的に影響を及ぼすものに加えて，交差点などの局所的な要因も存在する．統計的劣化予測手法である混合マルコフ劣化ハザードモデルでは，可観測な要因は説明変数として評価し，不可観測な要因の影響は異質性パラメータに集計的に反映させて分析が進められてきた．このとき，異質性パラメータの値には説明変数以外の複数の劣化要因の影響が反映されているが，それらの影響度は十分分析されていなかった．これを踏まえて本研究では，MCI を用いた混合マルコフ劣化ハザードモデルの推計に加えて，ランダムフォレストを用いた異質性パラメータに対するモデル化を実施し，2 段階で劣化要因の影響度を評価する．さらに，提案手法を活用した FWD による耐荷力調査重点箇所の効率的な抽出手法を検討する．

Key Words : *Markov hazard model, random forest, pavement management, falling weight deflectometer, profiling methods*

1. はじめに

点検・調査データに基づく統計的劣化予測手法の開発により，社会基盤施設のアセットマネジメントは学術的にも，実践的にも進展してきた．統計的劣化予測手法の役割は，劣化過程や期待寿命を推定することに加え，劣化要因を特定することがあげられる．例えば，マルコフ劣化ハザードモデル [1] は，劣化速度を定義するハザード率に，可観測な劣化要因を説明変数として内包することが可能であり，いずれを説明変数として採用するか否か，加えて採用された説明変数それぞれの説明力の強さを各種検定統計量を用いて評価できる．

ただし，マルコフ劣化ハザードモデルに説明変数として採用される劣化要因は分析対象領域において大域的に影響を及ぼしうるものであり，通常 2，3 個（多くとも 5 個）である．同モデルを拡張した混合マルコフ劣化ハザードモデル [2] は，2，3 個の説明変数では説明することができない劣化過程の多様性を異質性パラメータとして集約化することによって，個別施設や個別部材の劣化過程を表現することができる．しかし，ハザード率に説明変数を考慮した場合の異質性パラメータに対して工学的，あるいは統計学的に解釈を試みることは困難であり著者等の知る限り既往研究は存在しない．異質性パラメータに対する，ハザード率の説明変数としては評価不可能な多種多様な劣化要因を用いたモデル化が可能となれば，局所的な影響も考慮できる精緻な舗装の劣化要因の評価が可能となる．

以上の問題意識のもと，本研究においては異質性パラメータ値の工学的解釈を目的として，機械学習手法の適用を試みる．具体的には，道路舗装に対する路面性状調査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た上で，局所的な劣化要因を考慮できる空間マッピングモデルの推定として，ランダムフォレストを用いた異質性パラメータ値の回帰分析を実施する．このときに得られる局所的な劣化要因に対する特徴量重要度を用いて，異質性パラメータ値の工学的解釈を行う．さらに，以上の手法で得られる推定結果を活用して，FWD（Falling Weight Deflectometer）調査の重点区間を抽出するプロファイリング手法について検討する．

以下，**2.** で路面の管理指標や舗装の劣化予測に関する既往研究の概要について述べる．**3.** で，本研究で用いる劣化予測モデルの概要を述べ，**4.** で直轄国道の路面性状調査結果を用いた実証分析の概要について述べる．

2. 本研究の基本的な考え方

(1) 舗装路面の管理指標

国土交通省の舗装点検要領 [3] では，舗装路面の管理指標としてひび割れ率，わだち掘れ量，IRI（International

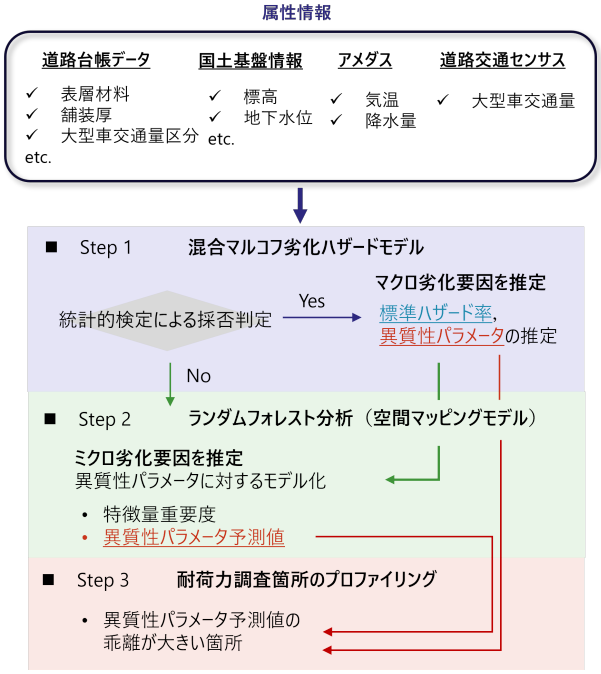
Roughness Index）の 3 指標を規定している．舗装の劣化予測においては，予測対象とする管理指標および劣化に影響を及ぼす要因の特定と影響度の把握が重要であり，これまでにもマルコフ劣化ハザードモデル [1] を用いた劣化予測手法による検討が進められてきた．

一般道路では 3 指標とは別に総合指標 MCI（Maintenance Control Index）を用いた研究実績が多い．MCI は 1980 年代に当時の建設省が開発した維持管理指数であり，10 点満点で舗装の健全度を評価する [4]．ただし，MCI を補修等の判断基準として用いる場合において，その管理基準についての根拠が検証された研究は著者らの知る限り存在せず，吉田 [4] が MCI を用いた評価の課題点を指摘している．これは，MCI が複合指標であり，ひび割れ率などの単独指標と比較すると劣化メカニズムの進展と対応させることが困難であることに起因する．なお，吉田 [4] の研究では，MCI が道路機能という視点での評価に課題があることを指摘した上で，維持管理のニーズを評価するための新たな指標を提案している．このように，MCI の管理基準値の検証にはさらなる検討の余地がある．これを踏まえて，本研究は MCI を管理指標として劣化要因を分析する．

(2)　劣化異質性の解釈

混合マルコフ劣化ハザードモデルでは，説明変数はマクロな劣化要因，異質性パラメータは当該施設や部材に固有のミクロな劣化要因を表す．森等 [5] は国道を対象とする MCI データを用いて，交通量，舗装種別（排水性舗装，密粒度舗装，コンクリート舗装），道路構造特性（土工部，橋梁，トンネル）を説明変数として考慮した混合マルコフ劣化ハザードモデルを推定した．このとき，異質性パラメータ値が大きい道路区間を抽出して FWD 試験結果を分析した．ただし，当該研究では異質性パラメータの多寡は全て舗装耐荷力の低下として現れると仮定するに留まっており，他の要因は考慮していない．

さらに，貝戸等 [6] はミャンマーの生活道路を対象にした混合マルコフ劣化ハザードモデルの推定に関して，異質性パラメータに対して，標高や降水量などの空間的情報を用いた空間マッピングモデルを構築した．ただしデータ数が限定されていたことから説明変数は定数項のみであり，実質的に説明変数が考慮されていないモデルであった．また，貝戸等 [7] の下水道コンクリート管渠を対象にした研究では，クリギング手法を援用するすることによって，当該管渠の異質性パラメータに，周辺の点検実施管渠の異質性パラメータが距離に応じて影響を及ぼすような空間マッピングモデルを提案している．しかしこの場合も，ハザード率に説明変数が考慮されておらず，劣化の速さを全て異質性パラメータで集計的に表現している．このように，既往研究では，説明変数を採用した際の異質性パラメータの値の解釈にまで踏み込まれていない．



図–1　本研究のフロー

(3)　本研究の提案フロー

本研究で提案する方法論の概要を図–1 に示す．概要は大きく 3 ステップに分類することができる．第 1 ステップは混合マルコフ劣化ハザードモデルの推定である．ハザード率の説明変数に関しては，道路台帳データなどから当該道路区間の構造条件，使用条件，環境条件などから分析の対象とする道路区間全域に影響を及ぼすと考えられる要因を説明変数候補として，統計的検定手法によりそれらの採否を決定する．

第 2 ステップは第 1 ステップで推定された異質性パラメータに対する空間マッピングモデルの推定である．第 1 ステップにおいて説明変数の候補として検討したがハザード率の説明変数として採用されるに至らなかった変数や，道路台帳に記録されておりマクロな劣化要因にはならないもののミクロな劣化要因となる可能性を有する変数を対象として，異質性パラメータのモデル化を行う．本研究では，決定木をベースとするランダムフォレスト（RF）を用いた回帰 [8] を採用する．RF を用いる理由として，1．具体的に関数形を仮定する重回帰分析や各種非線形回帰ではモデルの当てはまりが悪い傾向があったこと，2．異質性パラメータの数がニューラルネットワークの構築には不十分であったこと，の 2 点があげられる．

第 3 ステップは FWD 試験の対象となる重点道路区

間のプロファイリングである．空間マッピングモデルの推定結果より，同一道路区間を対象に，入力値（混合マルコフ劣化ハザードモデルの推定値）と空間マッピングモデルの予測値の乖離が大きい箇所を選定する．乖離が大きいということは当該道路区間に固有の劣化特性を十分に説明できていないことを意味し，不可観測な要因として，舗装耐荷力が低下している可能性が考えられる．これを踏まえて，FWD 調査の重点箇所として当該箇所をプロファイリングする．

3. モデル

(1) 混合マルコフ劣化ハザードモデル

本研究では，混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いて劣化予測を行う．以下に本モデルの概要を述べるが，階層ベイズ推定を用いたパラメータ推定方法の詳細は文献 [2] を参照されたい．

混合マルコフ劣化ハザードモデルでは，マルコフ推移確率により単位時間間隔 1 における健全度間の推移確率を表現する．I 個の健全度 i $(i=1,\cdots,I)$ が存在し，i の値が大きくなるほど劣化が進展している場合を考える．推移確率は離散時間軸上の時点 u における健全度 $\xi(t)=i$ を所与としたときの時点 $u+1$ の健全度 $\xi(u+1)=j(j\geq i)$ が生起する条件付確率で定義される．なお $\xi(u)=i$ $(i=1,\cdots,I;u=0,1,\cdots)$ は時点 u における健全度を表す状態変数である．このとき，マルコフ推移確率 π_{ij} は以下の条件を満たす．

$$\begin{cases}\pi_{ij}\geq 0 & (i\leq j)\\ \pi_{ij}=0 & (i>j)\\ \displaystyle\sum_{j=i}^{I}\pi_{ij}=1\end{cases} \tag{1}$$

次に指数ハザードを用いた場合に得られるマルコフ推移確率について述べる．混合マルコフ劣化ハザードモデルでは，分析対象とする路面性状調査結果を K 個のグループに分割し，グループ k $(k=1,\cdots,K)$ ごとのハザード率の異質性を表すパラメータ ε^k を考える．このとき，グループ k に含まれる調査箇所 l_k $(l_k=1,\cdots,L_k)$ の健全度 i $(i=1,\cdots,I-1)$ のハザード率（個別ハザード率）を，標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^{l_k}$ と異質性パラメータ ε^k の積で表現する．

$$\lambda_i^{l_k}=\tilde{\lambda}_i^{l_k}\varepsilon^k \tag{2}$$
$$(i=1,\cdots,I-1;k=1,\cdots,K;l_k=1,\cdots,L_k)$$

このように，異質性パラメータ ε^k は，グループ k の標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^{l_k}$ からの乖離の度合いを比率として表す確率変数である．したがって，$\varepsilon^k\geq 0$ が成立し，異質性パラメータ $0\leq\varepsilon^k<1$ のときは劣化速度が標準ハザード率に対して小さく，$\varepsilon^k\geq 1$ のときは標準ハザード率に対して大きい．なお，式 (2) においては，全ての健全度のハザード率に同一の確率変数 ε^k が含まれているため，劣化過程全体において標準ハザード率に対して比率 ε^k で劣化速度が変化する．

ここで，グループ k $(k=1,\cdots,K)$ の異質性パラメータ ε^k の値を $\bar{\varepsilon}^k$ に固定した確定値の場合を考える．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 $\pi_{ij}(z^{l_k}|\bar{\varepsilon}^k)$ は，式 (2) より，

$$\pi_{ij}(z^{l_k}|\bar{\varepsilon}^k)=\sum_{s=i}^{j}\prod_{u=i,\neq s}^{j-1}\frac{\tilde{\lambda}_u^{l_k}}{\tilde{\lambda}_u^{l_k}-\tilde{\lambda}_s^{l_k}}\exp(-\tilde{\lambda}_s^{l_k}\bar{\varepsilon}^k z^{l_k}) \tag{3}$$
$$(i=1,\cdots,I-1;j=i+1,\cdots,I;k=1,\cdots,K)$$

と表される．ただし，$\tilde{\boldsymbol{\lambda}}^{l_k}=(\tilde{\lambda}_1^{l_k},\cdots,\tilde{\lambda}_{I-1}^{l_k})$ である．

つぎに，パラメータ ε^k が平均 1，分散 $1/\phi$ のガンマ分布 $\bar{g}(\varepsilon^k|\phi)$ に従う場合を考える．ただし，ϕ も確率変数であり，形状パラメータ α_0，スケールパラメータ γ_0 のガンマ分布 $h(\phi|\alpha_0,\gamma_0)$ に従うとする．このとき，ハザード率の確率分布を考慮した点検間隔 z^{l_k} のもとで健全度 i から j へ推移する平均マルコフ推移確率は，

$$\tilde{\pi}_{ij}(z^{l_k})=\int_0^\infty\pi_{ij}(z^{l_k}|\varepsilon^k)\bar{g}(\varepsilon^k|\phi)d\varepsilon^k \tag{4}$$

となる．

グループ $k(k=1,\cdots,K)$ に属する調査箇所 l_k $(l_k=1,\cdots,L_k)$ に関して，時刻 $\tau_A^{l_k}$ に 1 回目，$\tau_B^{l_k}$ に 2 回目の路面性状調査が実施されたとする．2 時点間の調査期間長を $\bar{z}^{l_k}$ と表す．調査時点 $\tau_A^{l_k},\tau_B^{l_k}$ において観測された健全度 $\bar{\xi}(\tau_A^{l_k})$，$\bar{\xi}(\tau_B^{l_k})$ に基づいて，ダミー変数 $\bar{\delta}_{ij}^{l_k}$ $(i=1,\cdots,I-1,j=i,\cdots,I;\ k=1,\cdots,K;l_k=1,\cdots,L_k)$ を

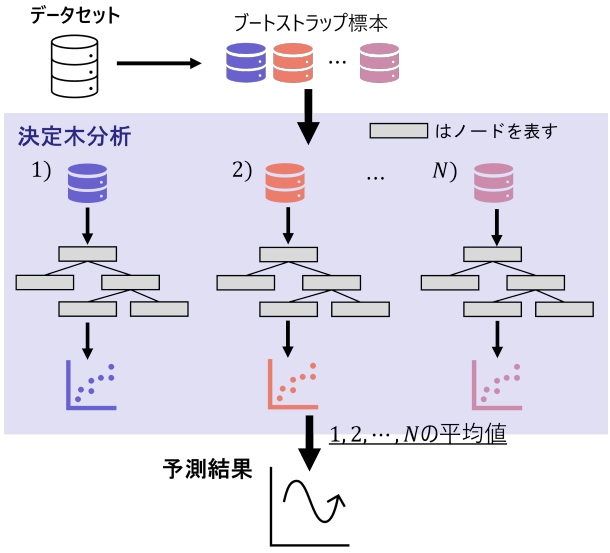
$$\bar{\delta}_{ij}^{l_k}=\begin{cases}1 & \bar{\xi}(\tau_A^{l_k})=i,\bar{\xi}(\tau_B^{l_k})=j\ \text{のとき}\\ 0 & \text{それ以外のとき}\end{cases} \tag{5}$$

と定義し，ダミー変数ベクトルを $\bar{\boldsymbol{\delta}}^{l_k}=(\bar{\delta}_{11}^{l_k},\cdots,\bar{\delta}_{I-1,I}^{l_k})$ とする．また，合計 P 個の説明変数のうち，p 番目の説明変数に関して，道路区間 l_k における観測値を $\bar{x}_p^{l_k}$ $(p=1,\cdots,P)$ と表し，$\bar{x}_p^{l_k}$ を要素とする特性行ベクトルを $\bar{\boldsymbol{x}}^{l_k}=(\bar{x}_1^{l_k},\cdots,\bar{x}_P^{l_k})$ と表す．ここで，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．

次に標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^{l_k}$ を特性ベクトル $\boldsymbol{x}^{l_k}$ を用いて，

$$\tilde{\lambda}_i^{l_k}=\exp(\boldsymbol{x}^{l_k}\boldsymbol{\beta}_i') \tag{6}$$

と表す．ただし，$\boldsymbol{\beta}_i=(\beta_{i,1},\cdots,\beta_{i,P})$ は未知パラメータ $\beta_{i,p}$ $(p=1,\cdots,P)$ 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．階層ベイズ推定 [2] では，ϕ をハイパーパラメータとして未知パラメータベクトル $\boldsymbol{\theta}=(\boldsymbol{\beta}_i,\boldsymbol{\epsilon}_k,\phi)$ $(i=1,\cdots,I-1,k=1,\cdots,K)$ が一括に推定される．



図–2　ランダムフォレストの概念図

$\boldsymbol{\beta}_i$ の推定結果より区間 l_k ごとに算出された標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^{l_k}$ の推定結果について，式 (7) で示すグループ k 内で平均化した値 $\tilde{\lambda}_i^k$ $(i = 1, \cdots, I-1)$ を考える．

$$\tilde{\lambda}_i^k = \frac{1}{L_k} \sum_{l_k=1}^{L_k} \tilde{\lambda}_i^{l_k} \tag{7}$$

このとき，グループ 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．平均的ハザード率 λ_i^k を用いると，当該グループの各健全度 $i-1$ から i に達するまでに要する時間 ET_i^k は，

$$ET_i^k = \frac{1}{\lambda_i^k} \tag{8}$$

と表される．式 (8) の値について，健全度ごとに和をとることにより，初期時点から各健全度 i $(i = 2, \cdots, I)$ に達するまでの所要時間が算出できる．

(2)　ランダムフォレスト

ランダムフォレスト（RF）はバギングを拡張した代表的なアンサンブル法の一つである [8]．図–2 に示すように，バギングではデータセットからブートストラップ標本が複数作成され，それぞれモデルによる予測値が得られる．この予測値をブートストラップ標本間で平均することにより，モデルの分散を減らすことが可能となる．ブートストラップ標本を入力とした木を構築する際に，特徴量の候補をランダムに選択することにより，相関の低い多様な木を生成する．これによりバギングの分散低減効果を高めることができ，単独の決定木を用いた回帰よりも予測精度が向上する．

本研究における決定木は，CART (Classification and Regression Trees)[9] と呼ばれる手法に基づき作成する．CART では，木の各ノードにおいて不純度の減少量が最大となるようにデータを 2 分割する．本研究では CART を回帰木として用いるため，不純度は平均二乗誤差（MSE）を用いて算出する．

ここでノード t において，RF において用いる m 番目の特徴量（混合マルコフ劣化ハザードモデルの推計で説明変数として取り入れなった変数であり，以下特徴量 m と表記する）の観測値を要素とするベクトルを $\boldsymbol{x}_m = (x_m^1, \cdots, x_m^{S_t})$ $(m = 1, \cdots, M)$ で表す．M は考慮する特徴量の総数，S_t はノード t におけるサンプル総数である．各ノードでは同一の規則でデータの分割を進めるため，以降 $t = 1$ の 1 回目の分割のノードを例として分割手法について述べる．よって，以下の記述においてはサンプル総数 S_t が混合マルコフ劣化ハザードモデルのグループ総数 K と等しいことに留意されたい．

ノードに存在するデータ集合 D_0 を，

$$D_0 = \{(x_m^n, \varepsilon^n) | m = 1, \cdots, M, n = 1, \cdots, K\} \tag{9}$$

とする．x_m^n は特徴量 m の n 番目の値，ε^n は観測値（本研究では混合マルコフ劣化ハザードモデルでのグループ n の異質性パラメータ推定値）を示す．

次に特徴量 m の値を要素とするベクトル $\boldsymbol{x}_m$ について，要素を昇順となるように並べ替えたベクトル $\boldsymbol{x}'_m = (x_m^{1\prime}, \cdots, x_m^{K\prime})$ を考える．また，これと対応する順序に異質性パラメータを要素とするベクトル $\boldsymbol{\epsilon} = (\varepsilon^1, \cdots, \varepsilon^K)$ を並べ替え，$\boldsymbol{\epsilon}' = (\varepsilon^{1\prime}, \cdots, \varepsilon^{K\prime})$ とする．このとき，$n = q$ $(q = 1, \cdots, K)$ において，データ集合 D_0 を 2 分割し，

$$D_L = \{(x_m^{n\prime}, \varepsilon^{n\prime}) | m = 1, \cdots, M, n \leq q\} \tag{10}$$

$$D_R = \{(x_m^{n\prime}, \varepsilon^{n\prime}) | m = 1, \cdots, M, q < n \leq K\} \tag{11}$$

とする．q 番目の要素で分割したときの，特徴量 m による MSE の減少量 $\Delta I(m, k, \boldsymbol{\epsilon})$ は以下の式で算出できる．

$$\Delta I(m, q, \boldsymbol{\epsilon}) = e_0 - e_L - e_R \tag{12}$$

ここで e_0, e_L, e_R はデータ集合 D_0, D_L, D_R における MSE であり，それぞれ以下の式で表される．

$$e_0 = \frac{1}{K} \sum_{n=1}^{K} (\varepsilon^n - \bar{\varepsilon_0})^2 \tag{13}$$

$$e_L = \frac{1}{q} \sum_{n=1}^{q} (\varepsilon^{n\prime} - \bar{\varepsilon_L'})^2 \tag{14}$$

$$e_R = \frac{1}{K-q+1} \sum_{n=q+1}^{K} (\varepsilon^{n\prime} - \bar{\varepsilon_R'})^2 \tag{15}$$

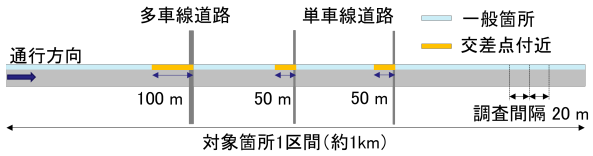
$\bar{\varepsilon_0}, \bar{\varepsilon_L'}, \bar{\varepsilon_L'}$ はそれぞれデータ集合 D_0, D_L, D_R 内に存在する観測値の平均値を表す．式 (12) を用いて算出される ΔI を最大とする分割位置 q と，分割に用いる特徴量 m により当該ノードを分割する．すなわち，分割に用いる特徴量 m^* と分割位置 q^* は，

$$(m^*, q^*) = \underset{m,q}{\operatorname{argmax}} \Delta I(m, q, \boldsymbol{\epsilon}) \tag{16}$$

区間番号	表層種別	交通量区分	一般雪寒区分	沿道状況	大型車交通量	標高	地下水位
1	PO	N7	一般	DID・市街地	4,128	15	3.86
2	AS	N7	一般	DID・市街地	52,632	16	33.26
3	AS	N7	一般	DID・市街地	6956	72	2.67
4	PO	N7	一般	平地・山地	6,671	100	2.99
	AS	N7	一般	平地・山地	6,671	106	2.99
5	AS	N7	一般	平地・山地	6,478	189	4.72
6	AS	N7	一般	DID・市街地	14,740	3	2.59
7	AS	N7	一般	DID・市街地	14,740	3	2.25
8	PO	N7	一般	DID・市街地	6,459	254	4.58
9	AS	N7	雪寒	平地・山地	6,459	268	3.55
10	PO	N6	一般	DID・市街地	5,355	31	3
	AS	N6	一般	DID・市街地	5,355	31	3
	PO	N6	一般	DID・市街地	5,355	30	3
11	PO	N6	一般	平地・山地	4,632	39	2.19
12	AS	N6	一般	DID・市街地	2,878	4	3.29
13	PO	N7	一般	DID・市街地	8,411	17	2.32
	AS	N7	一般	DID・市街地	8,411	23	2.32
	PO	N7	一般	DID・市街地	8,411	24	2.32
14	PO	N7	一般	DID・市街地	7,747	8	1.32
15	AS	N6	一般	平地・山地	4,405	41	0.51
16	AS	N7	一般	平地・山地	6,932	51	1.74
17	AS	N7	一般	平地・山地	7,397	8	1.52
18	AS	N7	一般	平地・山地	7,122	22	2.12
19	AS	N7	一般	平地・山地	7,046	2	0.99
20	PO	N7	一般	平地・山地	7,832	49	2.53
21	PO	N7	一般	DID・市街地	12,616	83	6.88
	AS	N7	一般	DID・市街地	12,686	84	6.88
	PO	N7	一般	DID・市街地	12,686	84	6.88
22	PO	N7	一般	DID・市街地	23,112	135	3.41
23	AS	N7	一般	DID・市街地	8,558	56	3.8
24	PO	N7	一般	DID・市街地	9,254	4	0.95
25	PO	N7	一般	平地・山地	13,585	9	4.82
26	AS	N7	一般	DID・市街地	1,646	27	6.37
27	PO	N7	一般	平地・山地	10,009	16	1
28	AS	N7	一般	平地・山地	10,009	19	1.15
29	PO	N6	雪寒	平地・山地	2,978	299	13.29
30	AS	N6	雪寒	平地・山地	2,978	291	22.63
31	AS	N6	雪寒	DID・市街地	2,859	314	4.47
32	AS	N6	雪寒	DID・市街地	2,859	333	4.86
33	PO	N7	一般	平地・山地	10,348	35	0.97
34	PO	N7	雪寒	平地・山地	4,932	1000	10.45
35	AS	N6	雪寒	DID・市街地	2,488	555	13.31
36	AS	N6	雪寒	平地・山地	2,488	567	7.12
37	PO	N6	雪寒	DID・市街地	2,753	894	4.48
38	AS	N6	雪寒	DID・市街地	2,898	779	6.48
	PO	N6	雪寒	DID・市街地	2,898	793	6.48
39	AS	N6	雪寒	DID・市街地	2,898	957	4
40	AS	N6	雪寒	DID・市街地	2,898	889	2.91
41	AS	N6	雪寒	DID・市街地	2,898	846	1.08
42	AS	N6	一般	DID・市街地	1,775	259	6.53
43	PO	N6	一般	平地・山地	1,775	241	5.47
44	AS	N6	一般	平地・山地	2,710	268	5.74
45	PO	N6	一般	DID・市街地	2,710	315	2.4
46	PO	N6	一般	平地・山地	2,710	314	2.4
	PO	N6	一般	平地・山地	2,710	314	2.4
47	PO	N6	一般	DID・市街地	2,602	467	2.68
	PO	N6	一般	DID・市街地	2,602	477	2.68
48	PO	N6	雪寒	平地・山地	2,878	617	3.38
49	AS	N6	雪寒	平地・山地	2,785	191	1.9
50	PO	N6	雪寒	平地・山地	2,962	178	3.85
51	AS	N6	雪寒	平地・山地	2,962	215	10.65
52	AS	N6	雪寒	DID・市街地	1,510	685	4.65
53	AS	N7	雪寒	DID・市街地	1,029	433	7.54
54	AS	N7	雪寒	平地・山地	3,868	333	4.98
55	PO	N7	雪寒	平地・山地	5,326	160	3.46

［単位］交通量：台，標高・地下水位：m

表–1 対象道路区間の概要



図–3 交差点付近グループの設定方法

を満たし，これらの値から分割の閾値となる観測値 $x_m^{*\prime}$ が求まる．分割を繰り返すと，葉ノード（末端ノード）には観測値が分類される．各葉ノードに分類された観測値の平均値をその条件での出力値とする．以上の流れが決定木を用いた回帰分析である．RF では入力値をブートストラップ標本とし，各ノード t で分割に用いる特徴量の候補は，総数 M 個の中からランダムサンプリングした計 $\lfloor M/3 \rfloor$ 個（$\lfloor \quad \rfloor$ は床関数を示す）の中から選択される．以上の流れにより複数の決定木で同様に出力値を算出し，出力値の平均値を予測値とする．したがって，RF の予測値は学習に用いるデータの最大値と最小値の範囲内に必ず存在することになる．

本研究では，RF 内で用いた変数の影響度を特徴量重要度を用いて評価する．特徴量重要度は不純度の減少量から算出される．本研究では不純度に MSE を用いているため，親ノード t（分割前のノード）の MSE e_0^t と，子ノード（親ノード t から分割されたノード）の MSE e_L^t, e_R^t の合計との差をすべてのノードについて合計し，枝ノード（子を持つノード）の総数で除することにより，各特徴量の重要度が算出できる．すなわち，特徴量 m $(m = 1, \cdots, M)$ に対する重要度 $W(m)$ は，

$$W(m) = \frac{1}{\#\left(N(m)\right)} \sum_{t \in N(m)} \left(e_0^t - e_L^t - e_R^t\right) \qquad (17)$$

で表される．なお，$N(m)$ は特徴量 m で分割されたすべてのノードの集合，$\#\left(N(m)\right)$ は $N(m)$ の要素数を示す．この値は各決定木ごとに算出される値であるため，最終的に算出する RF における特徴量の重要度は，各決定木で算出した重要度の平均をとることにより求めることができる．

4. 実証分析

(1) データの概要

本研究で対象とする路面性状調査のデータは，直轄国道を対象に 5 年間にわたって測定されたものである．大型車交通量区分，一般雪寒区分，沿道状況，表層種別などの条件が異なる 1km 程度の区間が抽出され，概ね 20m 間隔で路面性状調査データが記録されている．**表–1** には本研究で分析に用いた道路区間の概要を示している．これらの区間は，同一箇所で 2 回以上の測定が実施されており，かつ地下水位と舗装厚のデータが獲得できた区間である．**表–1** 内の諸元については **(2)** で詳細を述べる．

分析で使用するグループは次のように設定した．まず，**表–1** に示す区間番号ごとにグループを設定した（以降このグループを代表箇所と称する）．そのうえで，55 の代表箇所のうち，交差点を有するものに対して，交差点付近だけを新たなグループとして分類した．その結果，グループ総数は 84（55 の代表箇所と，代表箇所内に交差点が存在しその付近を別グループとした**表–1** に橙色で示す 29 箇所）となった．交差点付近の条件については，対象車線の通行方向を基準として単車線道路との交差部は交差部から 50m 手前，他車線道路との交差部は交差部から 100m 手前を交差点付近とした．なお，グループの分割方法の概要は**図–3** に示しているので参照されたい．

表–2 MCI に設定した健全度

健全度	MCI
1	8≦MCI≦10
2	7≦MCI< 8
3	6≦MCI< 7
4	5≦MCI< 6
5	4≦MCI< 5
6	MCI<4

表–3 健全度別サンプル数の内訳

		事後健全度					
		1	2	3	4	5	6
事前健全度	1	374	243	91	25	2	0
	2	-	324	258	44	11	2
	3	-	-	374	211	44	12
	4	-	-	-	440	167	35
	5	-	-	-	-	348	149
	6	-	-	-	-	-	741

本研究では複合指標である MCI を路面指標として用いる．MCI は以下に示す式 (18a) から式 (18d) で算出された値の最小値で決定される [4]．

$$\begin{cases} \mathrm{MCI} = 10 - 1.48\mathrm{C}^{0.3} \\ \qquad\qquad -0.29\mathrm{D}^{0.7} - 0.47\sigma^{0.2} & (18a) \\ \mathrm{MCI}_0 = 10 - 1.51\mathrm{C}^{0.3} - 0.30\mathrm{D}^{0.7} & (18b) \\ \mathrm{MCI}_1 = 10 - 2.23\mathrm{C}^{0.3} & (18c) \\ \mathrm{MCI}_2 = 10 - 0.54\mathrm{D}^{0.7} & (18d) \end{cases}$$

ここで，C はひび割れ率 [%]，D はわだち掘れ量 [mm]，σ は平たん性 [mm] を表す．対象としたデータは総数 14,170 のうち，式 (18a) により最小値が算出された場合が 7,366 データ，式 (18b)，式 (18c), 式 (18d) の場合がそれぞれ 33，1,973，4,798 データであった．また，混合マルコフ劣化ハザードモデルの推定にあたり，MCI の値は**表–2** に示す区分（6 段階の健全度）で離散化した．この区分は森等 [5] の研究で用いられたものを参考にした．推定を実施する際には 2 回の調査間で健全度が回復しているサンプルは除外した．また橋梁部やトンネル部が含まれている箇所は除外し土工部のみを対象とした．その結果，事前・事後健全度と調査間隔を記録した総計 5,281 のデータセットのうち，推定に用いるデータセット数は総計 3,895 となった．**表–2** で示す値で健全度を設定した場合の，事前・事後健全度別のサンプル数の内訳を**表–3** に記載している．

(2) 検討対象とする劣化要因

a) 気象関連の劣化要因

本研究では，気候条件が舗装の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選定した．1 つ目に，**表–1** で「一般雪寒区分」で示している雪寒地域か否かを変数とした．雪寒地域は，昭和 31 年に制定された「積雪寒冷特別地域における道路交通の確保に関する特別措置法」により定められており，積雪地域と寒冷地域から構成される．積雪地域とは 2 月の積雪深さの最大値の累年平均が 50cm 以上の地域のことを指し，寒冷地域の指定要件は 1 月の平均気温の累年平均が 0 ℃以下の地域である．本研究で分析対象とした地域は，主に後者の条件により指定されている．ただし，この指標は 2 値変数としてのみ利用可能であり，連続値として考慮することができない．これを踏まえて，雪寒地域か否かに類似する指標を，より容易にデータを入手可能な気象庁のデータベース [注 1)] から作成した．

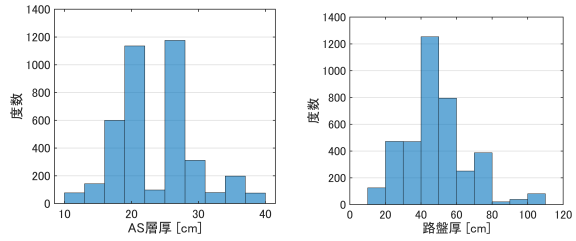
気象庁のデータベースからは，2017 年から 2021 年の 5 年間に観測された気温と降水量のデータを抽出した．そのうえで，雪寒地域の区分に類似する指標としてゼロクロスを選定した．ゼロクロスは，最高気温が 0 ℃以上かつ最低気温が 0 ℃以下の日数として評価した．これとあわせて最高気温の影響も検討することとし，日ごとの最高気温が 30 ℃を超えた日数を指標にして評価した．

降水量の差異が舗装の劣化速度に影響を与える可能性も既往の研究 [6] で示唆されている．ただし文献 [6] では単純に降水量のみでの評価に留まっている．物理的な劣化機構に着目すると，降水がポットホールの発生およびひび割れの拡大に寄与し劣化を速める要因となるのは，路面への滞水が要因であると考えられる．気象庁ホームページによれば，時間雨量が 10mm 以上となると地面に水たまりが生じる [注 2)] と記載されていることから，時間雨量 10mm が路面での滞水が生じる閾値になると考えられる．これを踏まえて本研究では，時間雨量の最大値が 10mm を超えた日数として降水量を評価した．

最高気温や降水量のデータは，各路面性状調査箇所から最も近いアメダス観測地点のものを使用して調査データと紐づけた．単純に降水量そのものの値を用いている場合には逆距離加重法による補間が有効であると考えられるが，本研究では日数を用いた評価であり，隣接地域との連続性が保証されていないため補間は実施しなかった．

b) 気象関連以外の劣化要因

既往の研究 [10] において舗装路面の局所劣化を引き起こす要因が指摘されている．具体的には，交差点，地下埋設物，マンホール，横断歩道，橋梁前後，大型車出入口が存在する場合に劣化が速まることが指摘されている．これを踏まえて，**4.(1)** でも述べたように本研究では交差点付近を別のグループに設定した．推定された異質性パラメータの値を同一区間の局所劣化箇所以外と比較することにより，劣化速度の差異を分析した．



(a) AS 層厚　　(b) 路盤厚

図–4 舗装厚の頻度分布

次に交通量に関係する要因について検討した．舗装の設計では大型車交通量区分が基準として用いられている [11]．対象とする道路区間では，**表–1** に示すように大型車交通量区分は N6 および N7 の 2 種類が存在していた．大型車交通量区分は 1 日，一方向当たりの大型車交通量（舗装計画交通量）で定められており，N6 は 1,000 台以上 3,000 台未満，N7 は 3,000 台以上である．この大型車交通量区分に応じて疲労破壊輪数が定められており，設計要領ではこの値から舗装厚を決定するフローが記載されている．

以上の設計要領を踏まえると，実際の大型車交通量と設計区分基準値の交通量の差が大きいほど劣化が促進されることが予想される．実際の大型車交通量のデータも**表–1** に示す通り代表箇所ごとに得られていることから，実交通量と設計値との差を表す指標を作成した．交通量区分の下限値は N6，N7 でそれぞれ 1,000 台，3,000 台であったことから，これらの値を設計値とした．混合マルコフ劣化ハザードモデルで設定したグループ k $(k = 1, \cdots, K)$ の道路区間の大型車実交通量と設計値をそれぞれ T^k, C^k で表すと，本研究で用いる実交通量と設計値の差を表す指標 $\bar{x}^k$ は以下の式で表される．

$$\bar{x}^k = \frac{T^k - C^k}{\max_k |T^k - C^k|} \tag{19}$$

次に舗装構成に関連した変数として，表層種別および舗装の厚さを検討した．表層種別は，**表–1** に示す排水性舗装（PO）または密粒度舗装（AS）の 2 値変数として考慮した．次に，舗装の厚さに関して，表層・基層・AS 安定処理層の層厚の合計を AS 層厚として，上層路盤と下層路盤の厚さの合計値を路盤厚として使用した．**図–4** には，計 3,895 データセットの層厚の頻度分布を示している．

地盤に関する変数として地下水位を採用し [12]，国土地盤情報検索サイト [注 3)] に掲載されているボーリングデータから孔内水位を抽出し，対象箇所における地下水位とした．本研究では，対象とする道路区間から 100m 以内にデータが存在している場合にそのボーリングデータを採用した．各代表箇所ごとの地下水位の値は，**表–1** に記載している．

	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1	0.086	-0.186	-0.018	-0.075	0.082	-0.044	-0.071	-0.125	-0.038	0.041
2		-0.517	0.234	-0.559	0.336	0.464	-0.487	-0.111	0.437	-0.185
3			-0.505	0.728	-0.418	-0.362	0.740	0.263	-0.092	0.208
4				-0.599	0.229	0.233	-0.745	-0.095	0.072	-0.404
5					-0.607	-0.494	0.742	0.176	-0.127	0.352
6						0.307	-0.489	-0.027	0.207	-0.175
7							-0.352	0.487	0.257	-0.283
8	赤色箇所：四分点相関係数 青色箇所：相関比 無印：ピアソンの相関係数							0.105	-0.253	0.336
9									0.323	0.081
10										0.048

※ 1：表層種別，2：大型車交通量区分，3：一般雪寒区分，4：最高気温，5：ゼロクロス，6：降水量，7：大型車交通量，8：標高，9：地下水位，10：AS層厚，11：路盤厚

表–4 各変数の相関係数

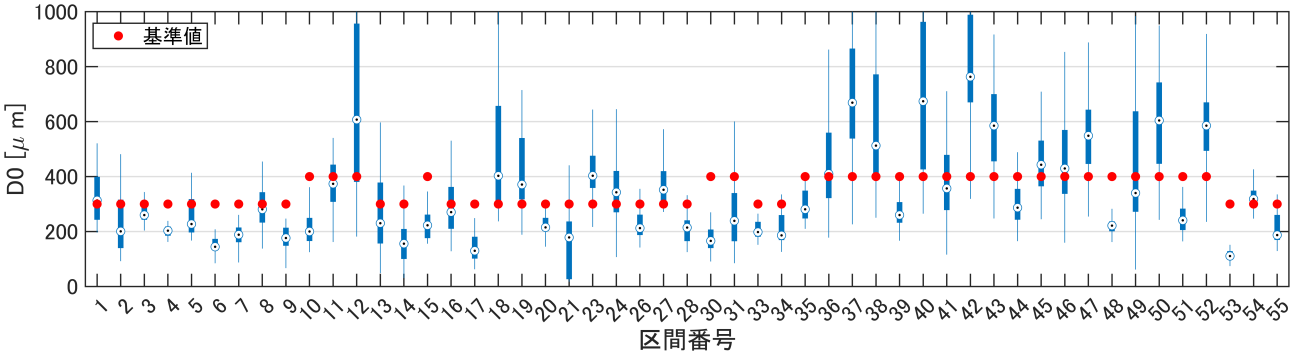
(3) 変数の相関関係

設定した各変数の相関関係を**表–4** に示す．量的変数間はピアソンの相関係数，量的変数と 2 値変数間は相関比，2 値変数間は四分点相関係数 [13] を算出している．一般雪寒区分とゼロクロス日数，一般雪寒区分と標高，ゼロクロス日数と標高の相関関係を示す値はそれぞれ 0.728，0.740，0.742 であり，強い相関を有している．気温の変化による凍結融解の影響を直接的に評価しているゼロクロス日数は，舗装の劣化に影響を与える要因として理解が容易な変数と考えられる．ただし，ゼロクロス日数は気象庁の観測地点でのみ獲得できる情報であり獲得範囲が限定的である．これに対して，標高については国土基盤情報から 10m メッシュで値を入手することができる．標高とゼロクロス日数は強い相関を有していたことから，ゼロクロス日数についての情報は標高で代用できると考え，より高密度で値が得られる標高を説明変数に採用して分析を実施した．

なお，大型車交通量区分・大型車実交通量と AS 層厚・路盤厚の間には相関関係が確認されなかった．交通量区分に基づき舗装厚を決定する設計要領に基づく場合，相関を有すると考えられるが，実情は舗装厚が交通量に対応した値にはなっていない可能性がある．

(4) FWD 調査重点箇所のプロファイリング

RF の分析結果において，予測値と入力値の乖離が大きい箇所に着目する．このような箇所は，劣化速度が路面に影響を与える各種の劣化要因で説明できていない箇所であることから，舗装内部での耐荷力の低下が影響していることが考えられる．したがって，このような箇所は FWD による耐荷力調査を実施すべき箇所としてプロファイリングできる．



図–5 各代表箇所の FWD 調査測定値（箱ひげ図で整理）

本研究での路面性状調査が実施された区間では，20m 間隔で実施された FWD 調査の記録も存在した．そこで，プロファイリング結果を実測結果に基づき検証することとした．舗装全体の健全度は，FWD の測定値のうち載荷点直下のたわみ量 D0 で評価できる．**図–5** には 20 m間隔での FWD-D0 の計測が実施された計 51 区間における測定値を箱ひげ図で示している．図中の青丸印が中央値，太青線の下端および上端がそれぞれ第一四分位数と第三四分位数である．図中では，$1,000\mu$m まで表示している．許容たわみ量の基準値 [14] は交通量区分 N6，N7 でそれぞれ 400μm, 300μm となっており，図中の赤丸で示している．**図–5** より，FWD-D0 の実測値に関しては基準値を大幅に超える箇所が多数を占める区間や，ばらつきが大きい区間が存在していることがわかる．

5. おわりに

本研究では，既往の研究では詳細に把握されていなかった，説明変数を取り入れて推定した混合マルコフ劣化ハザードモデルの異質性パラメータ値の多寡に各種劣化要因が与える影響を，RF を用いた回帰分析により明らかにする手法を提案した．さらに，提案手法の分析結果を活用して，耐荷力調査を重点的に実施すべき箇所を抽出する手法について検討した．具体的には，RF の予測値と入力値（混合マルコフ劣化ハザードモデルの推定値）の乖離が大きい箇所をプロファイリング対象とした．なお，実証分析の結果および考察については研究発表会当日に提示する予定である．

謝辞：本研究の遂行にあたり，（株）オリエンタルコンサルタンツより路面性状調査データの提供を受けた．ここに記して感謝の意を表する．

NOTES

注 1) 気象庁：過去の気象データ検索 `https://www.data.jma.go.jp/obd/stats/etrn/index.php`

注 2) 気象庁：雨の降り方と強さ `https://www.jma.go.jp/jma/kishou/know/yougo_hp/amehyo.html` (2023 年 10 月 2 日閲覧)

注 3) 国土交通省，土木研究所，港湾空港技術研究所：国土地盤情報検索サイト「Kunijiban」，`https://www.kunijiban.pwri.go.jp/jp/terms.html`

REFERENCES

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 Markovian 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，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計，土木学会論文集 D3，Vol.68，No.4，pp. 255-271，2012. [Kaito, K., Kobayashi, K., Aoki, K. and Matsuoka, K.: Hierarchical Bayesian Estimation of Mixed Markov Hazard Models, *Journal of JSCE D3*, Vol.68, No.4, pp. 255-271, 2012.]

3) 国土交通省道路局：舗装点検要領，2017. [Road Bureau, Ministry of Land, Infrastructure, Transport and Tourism: *Pavement inspection guideline*, 2017.]

4) 吉田武：道路機能の観点から舗装の維持管理ニーズを評価するための複合指標，土木学会論文集 E1，Vol.72，No.1，pp. 12-20，2016. [Yoshida, T.: Composite indicators for assesing maintenance needs for road pavements from the view point of road functions, *Journal of JSCE E1*, Vol.72, No.1, pp. 12-20, 2016.]

5) 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. [Mori, H., Fujiwara, E., Kaito, K., Kobayashi, K. and Hashimoto, T.: Investigating pavement structure deterioration with a relative evaluation model, *Journal of JSCE E1*, Vol.67, No.2, pp. 91-110, 2011.]

6) 貝戸清之，小林潔司，青木一也，Ei Ei MYO，米山秀樹，松本圭史：空間マッピングを用いた舗装劣化速度評価：ミャンマーにおける実践，土木学会論文集 F5，Vol.77，No.1，pp. 84-100，2021. [Kaito, K., Kobayashi, K., Aoki, K., E. E., MYO, Yoneyama, H. and Matsumoto, K.: Evaluation of deterioration rates of pavements using spatial mapping: practice in Myanmar, *Journal of JSCE F5*, Vol.77, No.1, pp. 84-100, 2021.]

7) 貝戸清之，松本圭史，鎌田敏郎，北野陽一郎，山中明彦：空間マッピングを用いた下水道管渠の健全度シミュレーションと改築更新区域の抽出，土木学会論文集，Vol.79，No.1，

22-00111, 2023. [Kaito, K., Matsumoto, K., Kamada, T., Kitano, Y. and Yamanaka, A.: Simulation of condition state of sewer pipes and extraction of rebuilt or renewed areas by spatial mapping model, *Journal of JSCE*, Vol.79, No.1, 22-00111, 2023.]

8) 竹村彰通：機械学習　データを読み解くアルゴリズムの技法, 朝倉書店, 2017. [Takemura, A.: Machine Learning: *The Art and Science of Algorithms that Make Sense of Data*, Asakura Shoten, 2017.]
9) Breiman, L., Friedman, J.H., Olshen, R.A. and Stone, C.J.: *Classification and Regression Trees*, CRC Press, 1984.
10) 坂口浩昭, 森飛翔, 菊地俊明, 入江健夫, 窪田光作：地域別・条件別の代表箇所に関する舗装劣化曲線の構築と検証, 土木学会論文集 E1, Vol.75, No.2, pp. I_9-I_16, 2019. [Sakaguchi, H., Mori, H., Kikuchi, T., Irie, T. and Kubota, K.: Construction and verification of pavement deterioration curve concerning representative parts by region and condition, *Journal of JSCE E1*, Vo.75, No.2, pp.I_9-I_16, 2019.]
11) 日本道路協会：舗装設計便覧，2006. [Japan Road Association: *Pavement design handbook*, 2006.]
12) 渡邉一弘，久保和幸：地下水位の高さと舗装の疲労蓄積の関係に関する実験的検証，土木学会論文集 E1，Vol.71, No.3, pp. I_161-I_168, 2015. [Watanabe, K. and Kubo, K.: An experimental study on the influence of groundwater level for pavement fatigue, *Journal of JSCE E1*, Vol.71, No.3, pp. I_161-I_168, 2015.]
13) 武藤眞介：統計解析ハンドブック, 朝倉書店, 1995. [Muto, S.: *Handbook of statistical analysis*, asakura shoten, 2015.]
14) 日本道路協会：舗装の維持修繕ガイドブック 2013, 丸善出版, 2013. [Japan Road Association: *Pavement maintenance and repair guidebook*, yamazen shuppan, 2003.]