第Ⅵ部門　　データ欠損に起因するバイアスを補正した下水道取付管における劣化異質性推定

大阪大学大学院工学研究科　学生員　○上津　直
大阪大学大学院工学研究科　学生員　新　雄成
大阪大学大学院工学研究科　正会員　笹井　晃太郎
大阪大学大学院工学研究科　正会員　貝戸　清之
大阪市建設局　非会員　北野　陽一郎
パシフィックコンサルタンツ株式会社　正会員　山中　明彦

1. はじめに

我が国では下水道管渠の団塊的な老朽化が進行している. 下水道管渠の老朽化によって発生する問題の 1 つに道路陥没がある．本研究の分析対象である大阪市では，下水道管渠に起因する道路陥没のうち、本管に接続する取付管等によるものが全体の約 8 割を占めている．そこで，本研究では取付管の履歴情報の欠損に起因する推定バイアスの補正を行いつつ，混合マルコフ劣化ハザードモデル[1)]を用いて，エリアごとの劣化異質性の推定を行う．また，推定された劣化異質性を基にエリアごとの劣化速度の評価を行う．

以下，**2.**では本研究の基本的な考え方，**3.**ではモデルの定式化，**4.**では適用事例について述べる．

2. 本研究の基本的な考え方

大阪市の下水道管渠では年間約 150～200 件の道路陥没が発生しており，その約 8 割が取付管と公共ますに起因している. そのため，大阪市では取付管のＴＶカメラ調査をもとに更新を行っている．劣化予測を行うにあたっては，取付管ごとに最新の調査結果のみが利用可能であり，過去の取付管の更新に関する情報が一部欠損している. 既往研究[2)]では下水道管渠の本管を対象に劣化異質性の評価は行われているが，調査時点まで未更新である管渠への適用を想定している. 二宮ら[3)]は更新履歴情報が欠損している照明柱を対象に，個々の照明柱の更新時点及び更新回数を潜在的な確率変数と捉えた上で，照明柱の劣化・更新過程を予測する手法を提案している．本研究では，二宮らの手法を援用し，取付管の更新時点及び更新回数を潜在変数として捉え，データ欠損に起因するバイアスを補正する. また，管理対象地域をメッシュ状に分割し，各メッシュに属する取付管を 1 グループとしてグルーピングし，混合マルコフ劣化ハザードモデルによって，それぞれのグループごとの取付管の劣化速度を評価する.

3. モデルの定式化

グループごとの劣化異質性推定には混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いる. マルコフ推移確率は，時点tにおける健全度iを与件とし，時点$t+1$における健全度j $(j \geq i)$が生起する条件付確率π_{ij}により定義され，ハザードモデルを用いてマルコフ推移確率を定式化する．健全度iにおけるハザード率をθ_iとする．ハザード率θ_iは取付管の健全度が時刻 y_i にiである条件の下，微小時間$[y_i, y_i+\Delta y_i]$において健全度がiから$i+1$へ進展する時間的変化率となる．グループkに固有なハザード率の異質性を表す異質性パラメータε^kを導入し，グループkに属する取付管sのハザード率を次式で表す.

$$\theta_{s,i}^k = \theta_{s,i}\varepsilon^k \tag{1}$$

ε^kを与件としたときの取付管sのマルコフ推移確率$\pi_{s,ij}$は次式で表される.

$$\pi_{s,ij}(z) = \sum_{l=i}^{j}\prod_{m=i}^{l-1}\frac{\theta_{s,m}}{\theta_{s,m}-\theta_{s,l}}\prod_{m=l}^{j-1}\frac{\theta_{s,m}}{\theta_{s,m+1}-\theta_{s,l}}\exp(-\theta_{s,l}\varepsilon^k z) \tag{2}$$

取付管sの供用開始時点を$\tau_{s,0}$, 調査結果が利用可能である時点をτ_{s,W_s}とし，時点$\tau_{s,a_{s,r}}$において更新されたと考える．更新によって健全度が最も低いIから最も高い 1 へ即座に回復すると考える．取付管sが劣化・更新を繰り返して，時点τ_{s,W_s}において健全度i_sが生起する同時確率ξ_sはマルコフ推移確率を用いて次式で表される.

$$\xi_s(\boldsymbol{a}_s, i_s) = \prod_{r=1}^{R_s}\pi_{s,1I}\left[(a_{s,r}-a_{s,r-1})z\right] \cdot \pi_{s,1i_s}\left[(W_s-a_{s,R_s})z\right] \tag{3}$$

全ての取付管の更新時点を更新パターンhによって規定する．取付管の更新時点番号の集合を$\boldsymbol{c}_h$とすると，

Sunao KAMITSU, Yusei NII, Kotaro SASAI, Kiyoyuki KAITO, Yoichiro KITANO, Akihiko YAMANAKA
s.kamitsu@civil.eng.osaka-u.ac.jp

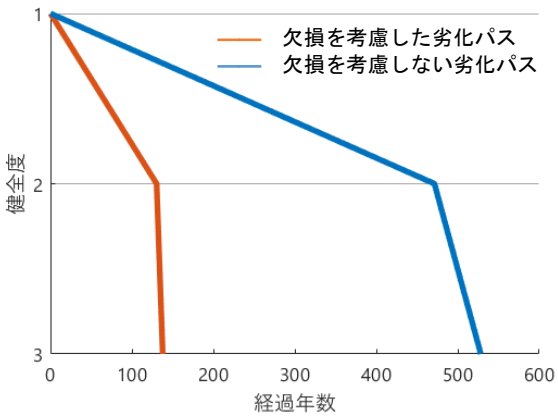

図-1　更新欠損の考慮の有無による劣化パス

更新パターンhを経て，各取付管の健全度i_sが生起する同時確率は，

$$\xi(\boldsymbol{c}_h, \boldsymbol{i}) = \prod_{s=1}^{S} \xi_s(c_{h,s}, i_s) \qquad (4)$$

で与えられる．ある更新パターンhに対応した潜在変数$\tilde{\boldsymbol{\eta}}$を所与として，完備化尤度関数$\mathcal{L}^*$は，

$$\mathcal{L}^*(\boldsymbol{\nu}|\boldsymbol{\Omega}, \tilde{\boldsymbol{\eta}}) = \xi(c(\tilde{\boldsymbol{\eta}}), i) \qquad (5)$$

と表される．完備化尤度関数から同時事後確率密度関数を定式化し，MCMC法によりパラメータ$\boldsymbol{\nu}$と潜在変数$\tilde{\boldsymbol{\eta}}$をランダムに発生させ，サンプリングする．

4.　適用事例

大阪市の実在の取付管を対象に実証分析を行った．**図-1** に更新履歴情報の欠損を考慮した場合と，考慮しない場合の期待劣化パスを示す．平均的な期待寿命はそれぞれ 137 年と 528 年となり，欠損の考慮の有無によって期待寿命に差異が生じることが確認できる．次に，推定された異質性パラメータの大きい上位 250 グループ，次に大きい上位 250 グループ，それ以外のグループの 3 段階により各グループを区分した．この区分に基づいた劣化異質性の分布を**図-2** に示す．市の中心部から西側において劣化異質性の大きいグループが集中していることが確認できる．一方，市の東側において劣化異質性の大きいグループは比較的少数であることが確認できる．**図-3** に施工年度分布を示す．色の濃いメッシュほどメッシュ内の平均施工年度が古いことを表している．平均施工年度が古いメッシュほど，劣化異質性が大きい傾向が確認できる．施工当時の施工品質や，材質が劣化速度に影響している可能性がある．

5.　おわりに

更新履歴情報が一部欠損しており，利用可能な調査履歴が限られている取付管に対して，過去の各年度における更新数の上限値に関する情報を用いて推定バイアスを補正したうえで，劣化異質性を推定する手法を提案した．今後の課題としては，劣化異質性と陥没発生の傾向を踏まえた調査優先度の設定があげられる．

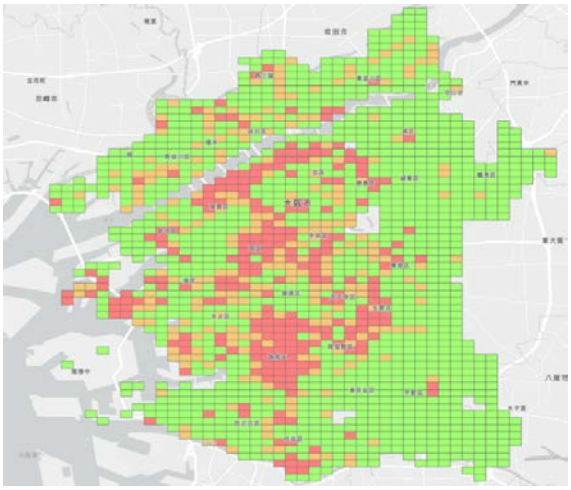

図-2　劣化異質性の分布

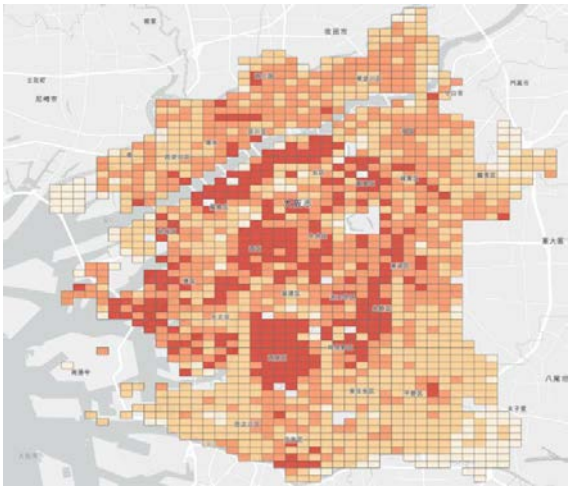

図-3　施工年度の分布

【参考文献】

1) 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.
2) 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.
3) 二宮陽平，水谷大二郎，貝戸清之：更新履歴情報の欠損を考慮した道路照明柱の劣化予測手法，土木学会論文集 F4，Vol.78，No.1，pp.118-132，2022.