

## 判定基準の変更を考慮した隠れマルコフ劣化モデル

大阪大学大学院 学生会員 ○山田 洋太  
大阪大学大学院 正会員 貝戸 清之

大阪大学大学院 学生会員 水谷 大二郎  
京都大学経営管理大学院 フェロー 小林 潔司

## 1. はじめに

社会基盤施設の統計的劣化予測では、劣化状態を離散的な健全度で評価した点検データを用いることが多い。しかし、劣化に対し健全度を判定する際の基準（以下、判定基準）が、当該施設の使用期間中に変更される場合がある。その場合、従来の統計的劣化予測手法では、判定基準変更前後の点検データを同時に用いて劣化予測を行うことはできない。そこで本研究では、判定基準変更前後の健全度（以下、旧基準健全度、新基準健全度）の対応関係をモデル化し、新基準健全度で定義されるマルコフ劣化ハザードモデルとの混合モデルとして、隠れマルコフ劣化モデルを提案する。また、同モデルをベイズ推計<sup>1)</sup>する方法論を提案し、トンネル照明灯具を対象とした適用事例を通じて、実務への適用可能性と有効性について考察する。

## 2. 隠れマルコフ劣化モデル

判定基準が変更された場合、従来のマルコフ劣化ハザードモデルによる劣化予測では、判定基準変更前もしくは、変更後の点検データ（以下、旧基準データ、新基準データ）のみというように、獲得された点検データを限定的に用いた劣化予測を行うことになる。その場合、使用可能なデータ数が著しく減少することに加え、判定基準変更前後で劣化の特性が異なる場合も存在し、劣化予測結果の信頼性を担保することができない。この問題を解決するため、本研究では新旧健全度の対応関係を新旧健全度変換モデルによりモデル化し、新基準健全度間で定義されるマルコフ劣化ハザードモデルを組み合わせた、隠れマルコフ劣化モデルを提案する。同モデルにより、旧基準劣化過程に新基準劣化過程が隠れている構造を表現し、判定基準変更前後の全ての点検データを用いた劣化予測を行う。

上述した新旧健全度変換モデルでは、健全度変換確率  $f_i(m|i, \alpha_m)$  を新基準健全度が  $i$  である条件付きの、旧基準健全度  $m$  の生起する確率として定義する。ここで、ある社会基盤施設の劣化過程において、健全

度が測定された時刻を  $\tau_1 \cdots \tau_T$  と表す。  $T$  は供用開始時刻以降の健全度測定回数を表す。また、第  $t-1$  回目と第  $t$  回目の測定間隔を  $z_t (t=1, \dots, T)$  と表す。さらに、期間  $[\tau_t, \tau_{t+1})$  に判定基準の変更が行われたとする。ここで、新基準健全度  $i_t$  を用いた潜在変数ベクトル  $s = (s_1, \dots, s_T) = (s_1, \dots, s_{t'}, \bar{i}_{t'+1}, \dots, \bar{i}_T)$  を導入する。また、実測の旧基準健全度  $m_t$  と潜在変数  $s_t$  の関係は、健全度変換確率  $f_s(m|s, \alpha_m)$  で表され、連続する2点検時点の潜在変数及び、新基準健全度間の関係はマルコフ推移確率  $\pi_{ij}$  で表現する。マルコフ推移確率は劣化速度を表すハザード率

$$\theta_i = \exp(\mathbf{x} \boldsymbol{\beta}'_i) \quad (i=1, \dots, I-1) \quad (1)$$

を用いて

$$\pi_{ij} = \sum_{k=i}^j \prod_{m=i}^{k-1} \frac{\theta_m}{\theta_m - \theta_k} \prod_{m=k}^{j-1} \frac{\theta_m}{\theta_{m+1} - \theta_k} \exp(-\theta_k z) \quad (i=1, \dots, I-1; j=1, \dots, J) \quad (2)$$

と表される。ただし、 $\mathbf{x}$  は説明変数、 $\boldsymbol{\beta}_i$  は、未知パラメータによる行ベクトルである。

健全度変換確率とマルコフ推移確率をかけあわせることにより、 $t \leq t'$  における旧基準健全度の生起確率が定義され、以上の過程を繰り返し計算することにより、全観測データが生起する確率である尤度が以下のように定義される。

$$L(\boldsymbol{\alpha}, \mathbf{m}, \mathbf{s}, \mathbf{z}) = \pi_{1s_1}(z_0) \prod_{t=1}^{t'} \pi_{s_t s_{t+1}}(z_t) f_{s_t}(\bar{m}_t | \boldsymbol{\alpha}_{s_t}) \prod_{t=t'+2}^T \pi_{s_{t-1} s_t}(z_t) \quad (3)$$

この尤度関数は構造が複雑であることから、今回はベイズ推計法の一つであるマルコフ連鎖モンテカルロ法 (MCMC 法) を用いて推計を行う。

## 3. 適用事例

## (1) 適用事例の概要

本モデルを、トンネル照明灯具（以下、灯具）の点検データベースに適用した。このデータベースでは、2009年度に判定基準が変更されている。各灯具の劣

表-1 判定基準【旧基準：2008年以前】<sup>2)</sup>

判定区分	健全度 $m$	判定内容
OK	1	損傷なし
B	2	損傷が広範囲に認められるが機能面の低下が見られず、継続的に観察する必要がある
A	3	損傷があり、機能低下がみられ、補修が必要だが、緊急補修を要しない
AA		損傷が著しく、機能面から見た緊急補修が必要である

表-2 判定基準【新基準：2009年以降】<sup>2)</sup>

判定区分	健全度 $i$	判定内容
OK	1	損傷なし
C	2	損傷が初期状態
B	3	損傷が広範囲に認められるが機能面の低下が見られず、継続的に観察する必要がある
A	4	変更なし
AA		変更なし

化状態を、表-1、表-2に示すように旧基準ではOK, B, A, AAの4段階、新基準ではOK, C, B, A, AAの5段階のレーティングで評価しており、今回は旧基準OK, B判定が新基準OK, C, B判定に細分化された例を取りあげる。推計に使用するため、同図に示す通り各健全度を数字に置き換えて表示することとする。

(2) 推計結果

図-1に本研究で提案する隠れマルコフ劣化モデルによる期待劣化パスを示す。同図から管理限界に達するまでの期待寿命は約33年となっている。また同図には、旧基準データのみを用いた従来のマルコフ劣化ハザードモデルによる期待劣化パスも併記している。新基準データは、観測期間が不十分であり、サンプルが十分蓄積されていなかったため、推計を行うことができなかった。同図から従来モデルによる期待寿命は約58年となり、提案モデルと比較して期待寿命を過大評価していることが読み取れる。さらに、本研究で用いたベイズ推計の特徴として、パラメータの推計結果が分布として得られる。よって、期待寿命も分布として得られ、この分布を比較することにより、期待寿命の信頼性を評価することができる。同図には、従来モデル、提案モデルについて期待劣化パスの90%信用域、期待寿命分布を併記している。同図から90%信用域の上下限の差が従来モデルでは12.7年であったのに対し、提案モデルでは2.7年となり信用域の縮小が見られる。さらに、期待寿命分布においても、従来モデルと比較すると、提案モデルの期待寿命分布は分散が小さく、期待寿命の信頼性が向上していることが読み取れる。信

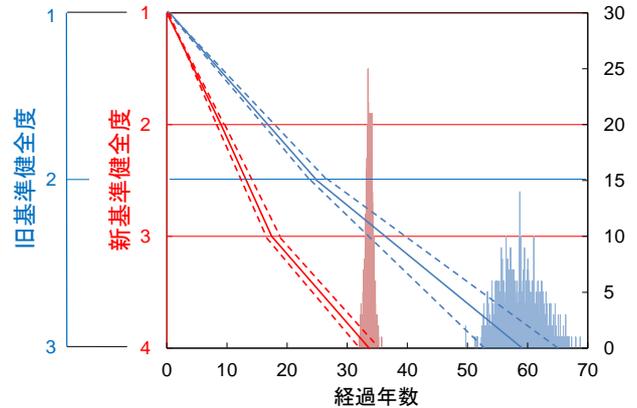
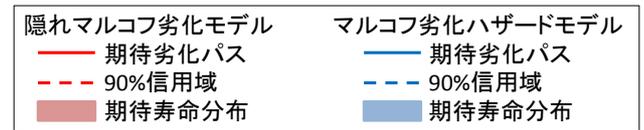


図-1 期待劣化パスと信頼性

頼性向上の理由として、判定基準変更前後の全ての点検データを用いることにより、推計に使用するサンプル数が、旧基準データのみ6,163サンプルから18,753サンプルへと、著しく増加したことが考えられる。

以上から、隠れマルコフ劣化モデルの提案により、従来は推計が困難、あるいは信頼性を担保できなかったデータに対しても、獲得された全データを用いて、より信頼性を高めた劣化予測結果を得ることができた。

4. おわりに

本研究では判定基準変更を考慮した劣化予測モデルを提案し、異なる判定基準によって点検されたデータを包括的に用いた劣化予測を行った。その際、従来モデルであるマルコフ劣化ハザードモデルとの信頼性の比較を行い、本適用事例においては期待寿命の信頼性が向上したことを示した。

また今後の課題として、他の判定基準が変更されている事例(RC床版、舗装等)にも適用対象を拡大することが必要であると考えられる。さらに本適用事例では、旧基準OK, B判定が新基準OK, C, B判定に細分化されたという、新旧基準の対応関係が与件であった。しかし今後、新旧基準の対応関係が未知の場合に対してもモデルを拡張する必要があると考える。

【参考文献】

- 1) 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.
- 2) 西日本高速道路株式会社: 道路附属物点検(施設)の手引き, 2009.