

点検結果を用いた橋梁健全度予測手法の研究

金沢大学 学生会員 ○鈴木慎也
 金沢大学 正会員 近田康夫

1. はじめに

本研究では橋梁部材を想定した仮想データを用いて統計的健全度予測手法の比較をおこなった。比較は津田らが構築した指数劣化ハザードモデル¹⁾(以下, 指数モデル)による予測を基準として確定的手法の劣化速度²⁾, マルコフ連鎖モデルの武山らのモデル³⁾・竹田らのモデル⁴⁾を対象とした。

仮想データにおいて個々のデータが持つ情報は二度の検査で観測された健全度とその検査間隔年である。健全度は5~1の5段階評価であり5が最も良いとする。検査間隔年は5, 6, 7, 8, 9, 10とし, 各検査間隔年において, 一度目の検査時に1を除く各健全度に2000個のデータがあるとする。つまり, 一度目の検査時において各健全度には合計12000個のデータがある。

2. 劣化速度

劣化速度とは貝戸ら(2003)により提案された確定的手法である。個別の橋梁の劣化速度は(1)式で定義される。

$$v = (i' - i)/(t' - t) \quad (1)$$

このとき, ある検査時点 t における健全度を i , 次の検査時点 t' における健全度を i' とする。劣化速度 v を算出した後, 健全度 i ごとに平均劣化速度 \bar{v}_i を算出することで, 健全度 i から $i-1$ への平均劣化速度が算出できる。さらに, 健全度間の幅 l とすることで健全度 i の平均劣化期間 T_i が(2)式から得られる。健全度間の幅 l は任意に設定する必要があり, 本研究では全て1とした。

$$T_i = l/\bar{v}_i \quad (2)$$

3. マルコフ連鎖モデル

マルコフ連鎖モデルとは橋梁部材の劣化過程をマルコフ性を持った離散時間(本研究では一年)の確率過程とみなした健全度存在割合の予測である。健全度 i から健全度 j に移る確率を遷移確率と呼び, 2度の検査から(3)式により求められる。このとき, 定常な遷移確率は(4)式を満たす。

$$p_{i,j} = \frac{\text{一度目に } i, \text{ 二度目に } j \text{ と観測されたデータ数}}{\text{一度目の検査で } i \text{ と観測されたデータ数}} \quad (3)$$

$$p_{i,j} \geq 0 \quad \sum_j p_{i,j} = 1 \quad (4)$$

遷移確率 $p_{i,j}$ が既知の場合, マルコフ連鎖モデルによる劣化予測は(5)式により容易にできる。時点 t_k での状態ベ

クトル \mathbf{s}_{t_k} (行ベクトル) と遷移確率を要素とした行列 P の積から1ステップ後の状態ベクトル $\mathbf{s}_{t_{k+1}}$ を得る。

$$\mathbf{s}_{t_{k+1}} = \mathbf{s}_{t_k} P \quad (5)$$

実際のデータでは点検間隔が異なっているため, また同じであっても一年間隔でないため, 一年遷移確率を(3)式から直接求められず, (3)式以外の推定手法が必要となる。

(1) 指数モデル

津田らは健全度 i ごとに指数分布の寿命関数 $f_i(t)$ を仮定し, 検査間隔間に健全度 i から j へ劣化するという同時確率から遷移確率 $p_{i,j}$ の推定を定式化した。指数モデルは定常な遷移確率を推定する非集計的手法であるため本研究において基準とした。指数モデルの概略を以下にまとめる。ただし(8)式は青木⁵⁾, (9)式は貝戸ら(2007)⁶⁾を参考にした。

$$p_{i,j} = \sum_{k=j}^i \prod_{m=k+1}^i \frac{\theta_m}{\theta_m - \theta_k} \prod_{m=j+1}^k \frac{\theta_m}{\theta_{m-1} - \theta_k} e^{-\theta_k Z} \quad (6)$$

$$p_{i,1} = 1 - \sum_{j=2}^i p_{i,j} \quad (7)$$

このとき, Z : 点検間隔, θ_i : 健全度 i のハザード率とする。また表記上の規則として(8)式が成り立つことに注意する。

$$\prod_{m=k+1}^i \frac{\theta_m}{\theta_m - \theta_k} = 1 \quad (k = i \text{ の時}) \quad (8)$$

$$\prod_{m=j+1}^k \frac{\theta_m}{\theta_{m-1} - \theta_k} = 1 \quad (k = j \text{ の時})$$

データ d の健全度 i におけるハザード θ_i^d のモデル化は, \mathbf{x}^d をデータ d の独立変数, β_i をそのパラメータとして(9)式で行なう。パラメータ β_i の推定は最尤法でおこなう。

$$\theta_i^d = \exp(\beta_i^t \mathbf{x}^d) \quad (9)$$

本来は健全度ごとにハザード率の平均化操作が必要だが, 本研究では(9)式において定数項のみをを考えているため平均化操作は必要ない。なお, 指数モデルではハザード率の逆数として, 各健全度の平均劣化期間が得られる。

(2) 武山らのモデル

武山らは(10)式に示す目的関数 J を最小にするアルゴリズムを構築し, 異なる点検間隔からデータの平均的な遷移確率を推定した。アルゴリズムの詳細は省略する。

$$J = \sum_Z \sum_i \sum_j (M_{i,j}^Z - M_{i,j}^{Z'})^2 \quad (10)$$

表-1 指数モデルにより得られた一年遷移確率

健全度	5	4	3	2	1
5	0.9406	0.0575	0.0019	0.0000	0.0000
4	0	0.9347	0.0632	0.0021	0.0000
3	0	0	0.9354	0.0630	0.0016
2	0	0	0	0.9513	0.0487
1	0	0	0	0	1

表-2 武山らのモデルにより得られた一年遷移確率

健全度	5	4	3	2	1
5	0.9421	0.0463	0.0088	0.0020	0.0008
4	0	0.9440	0.0450	0.0088	0.0022
3	0	0	0.9472	0.0447	0.0081
2	0	0	0	0.9610	0.0390
1	0	0	0	0	1

表-3 竹田らのモデルにより得られた一年遷移確率

健全度	5	4	3	2	1
5	0.9415	0.0585	0.0000	0.0000	0.0000
4	0	0.9430	0.0570	0.0000	0.0000
3	0	0	0.9461	0.0539	0.0000
2	0	0	0	0.9599	0.0401
1	0	0	0	0	1

$M_{i,j}^Z$ は点検間隔 Z における健全度 i から j へ遷移した実データの観測度数である。 $M_{i,j}^{Z'}$ は点検間隔 Z における健全度 i から j へ遷移したと推定される遷移度数である。

(3) 竹田らのモデル

竹田らは点検間隔 Z のもとの健全度 i の一年状態維持確率 $p_{i,i}^{1/Z}$ を、それらが 0.5 になる期間 $N_{i,Z}$ に変換した上で平均化することにより、異なる点検間隔データの平均的な遷移確率を推定した。期間 $N_{i,Z}$ は (11) 式から得られる。

$$N_{i,Z} = Z \log_{10}(0.5) / \log_{10}(p_{i,i}) \quad (11)$$

$N_{i,Z}$ を点検間隔ごとの健全度 i のデータ数で加重平均したものを \bar{N}_i とすると、全データの状態維持確率 $\bar{p}_{i,i}$ は (12) 式から得られる。竹田らは遷移は隣接した健全度間しか発生しないと仮定したため (13) 式から遷移確率 $\bar{p}_{i,i-1}$ を得る。

$$\bar{p}_{i,i} = 0.5^{1/\bar{N}_i} \quad (12)$$

$$\bar{p}_{i,i-1} = 1 - \bar{p}_{i,i} \quad (13)$$

4. まとめ

図-1 に劣化速度と指数モデルから得られた劣化期待値パスを示す。図-1 をみると両者は同程度の予測に見えるが、健

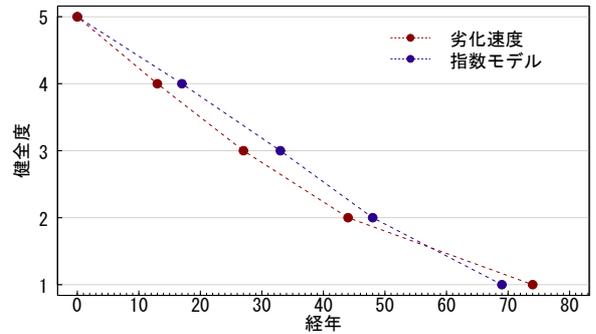


図-1 劣化速度と指数モデルによる劣化期待値パス

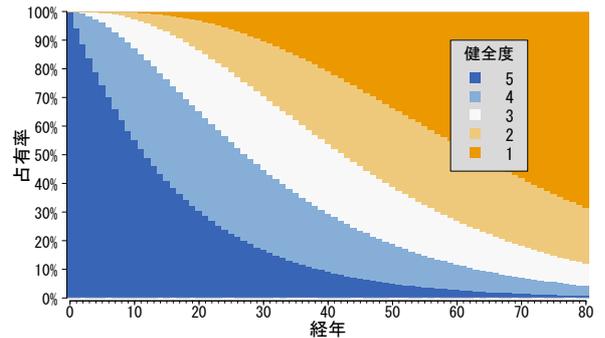


図-2 指数モデルによる健全度予測

全度 2 における平均劣化期間に 7 年の差がある。表-1~表-3 に推定された遷移確率行列を示す。各表をみると指数モデルに対して、武山らのモデルは $p_{3,2}$ において最大の差 0.0183 があり、竹田らのモデルは $p_{3,2}$ において最大の差 0.0091 がある。参考として図-2 に指数モデルにより得られた遷移確率を用いた健全度予測を示す。これらの結果から以下のことが明らかになった。

1. 十分なデータ数が蓄積されていても、幅をすべて 1 にした 5 段階評価の健全度を用いたとき、劣化速度と指数モデルによる期待パスは異なる場合がある。
2. 十分なデータ数が蓄積されていれば、武山らのモデル、竹田らのモデル、指数モデルで推定される遷移確率は同程度となる。

今後の課題として 1) 比較する手法を増やすこと 2) 十分にデータが蓄積されていない場合の検証が挙げられる。

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連鎖確率の推定, 土木学会論文集 No.801/I-73, pp.69-82, 2005.10
- 2) 貝戸清之, 阿部允, 藤野陽三: 実測データに基づく構造物の劣化予測, 土木学会論文集 No.744/V-61, pp.29-38, 2003.10
- 3) 武山泰, 嶋田洋一, 福田正: マルコフ連鎖モデルによるアスファルト舗装の破損評価システム, 土木学会論文集, 第 420 号/V-13, pp.135-141, 1990.8
- 4) 竹田利明, 大島俊之, 佐藤誠, 三上修一: 橋梁点検実測データに基づく橋梁資産劣化予測評価の検討, 構造工学論文集, Vol.51A, 2005.3
- 5) 青木一也: 土木施設の劣化リスクの計量化手法, 土木計画学研究・論文集 Vol.25 No.1, pp.17-35, 2008.9
- 6) 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 Vo.63 No.2, pp.336-355, 2007.6