

# 社会基盤施設の更新履歴データ欠損時における 統計的劣化予測手法

田中 誠勝<sup>1</sup>・二宮 陽平<sup>2</sup>・水谷 大二郎<sup>3</sup>・貝戸 清之<sup>4</sup>

<sup>1</sup>学生会員 大阪大学大学院博士前期課程 工学研究科地球総合工学専攻 (〒565-0871 大阪府吹田市山田丘 2-1)

E-mail: m.tanaka@civil.eng.osaka-u.ac.jp

<sup>2</sup>学生会員 大阪大学大学院博士後期課程 工学研究科地球総合工学専攻・独立行政法人日本学術振興会 特別研究員

(〒565-0871 大阪府吹田市山田丘 2-1)

E-mail: y.ninomiya@civil.eng.osaka-u.ac.jp

<sup>3</sup>正会員 東北大学災害科学国際研究所助教 人間・社会対応研究部門 被災地支援研究分野

(〒980-0845 宮城県仙台市青葉区荒巻字青葉 468-1)

E-mail: mizutani@irides.tohoku.ac.jp

<sup>4</sup>正会員 大阪大学大学院准教授 工学研究科地球総合工学専攻 (〒565-0871 大阪府吹田市山田丘 2-1)

E-mail: kaito@ga.eng.osaka-u.ac.jp

本研究では、過去に更新を複数回経験している可能性のある社会基盤施設を対象として、個々の社会基盤施設に対して過去のどの時点で更新が実施されたかといったデータが利用可能でない場合であっても、施設全体に対して過去のどの時点で、どの程度の数の更新が実施されたかといったデータを用いて、精緻に統計的劣化予測を行う方法論を開発する。具体的には、個々の社会基盤施設の更新時点および更新回数を確率変数と捉え、施設の更新・劣化を統一的にモデル化する。さらに、開発したモデルのパラメータの推定手法をMCMC法を用いたベイズ推定法に基づいて提案する。最後に、大阪府が管理する照明柱に関するデータに開発した方法論を適用した実証分析を通して、本研究の有用性を議論する。

**Key Words :** *missing at random, Markov chain model, hazard model, road lighting pole, asset management*

## 1. はじめに

本研究では、過去に更新が繰り返行われているにも関わらず、管理する複数の施設それぞれに関して、過去に更新が実施された回数のデータが存在しない社会基盤施設に着目し、施設の劣化予測を行う方法論を提案する。具体的には、管理する複数の施設の内、過去の各時点で更新が実施された施設の数を表現するデータを用いて、施設の劣化予測を行う方法論を提案する。

以下、2.では、本研究の基本的な考え方を説明する。

3.では、社会基盤施設の更新を考慮した劣化予測モデルの定式化を行う。4.では、開発したモデルのベイズ推計法を援用した推定手法について説明する。5.では、ある地方自治体が管理する道路照明柱（以下、照明柱）に関するデータに開発した方法論を適用した実証分析事例を示す。

## 2. 本研究の基本的な考え方

### (1) 施設の更新記録データ欠損時の統計的劣化予測

H.25.6に道路法が改正され、橋梁やトンネル等は、国が定める統一的な基準により、5年に一度の近接目視

による全数監視の実施、舗装や照明柱等の道路附属構造物に対しては適切な更新年数の設定、点検・更新の実施により、メンテナンスサイクルの確定に対して積極性が増し、今後のデータの蓄積は期待できる。しかしながら、従来まではメンテナンスサイクルが未構築であったり、点検基準が未確立であったりしたために施設の点検データや更新データが十分でない。さらなる人口減少・少子高齢化が進展する将来を見据えると、将来的に改善していくことも難しい。同様に、発展途上国においても、十分なデータが蓄積されていない。本研究で開発する方法論は、施設の管理者の維持管理計画の策定に貢献する。

### (2) 本研究が対象とする施設の点検データ・予算データ

本研究では、寿命が比較的短く、過去に更新が繰り返行われているような性質の施設を対象とする。さらに、管理する複数の施設それぞれに関して、過去に更新が実施された回数のデータが存在しない施設を対象とする。ただし、対象とする施設群それぞれに関して、少なくとも1回の点検データ（点検が実施された時点・施設の健全性を表現する健全度）が存在し、過去の維持管理予算などから、過去実施された施設の更

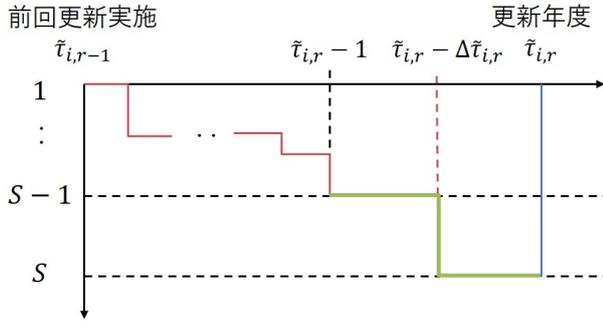


図-1 施設の劣化更新過程

新回数の上限值が把握できるデータが利用可能であるとする。施設の劣化過程は、施設の健全度および経過時間に基づいて、多段階指数ハザードモデルの1つであるマルコフ劣化ハザードモデルを用いて表現する。

### 3. モデルの定式化

#### (1) モデル化の前提条件

本研究では照明柱の劣化過程を、照明柱の健全性を表現する  $I$  段階の離散的指標（以下、健全度と呼ぶ） $1, \dots, I$  の推移を用いて記述する。ただし、健全度が大きくなるほど、劣化が進行している様子を表現する。すなわち、健全度の小さい値から大きい値への推移は、照明柱の劣化の進行を表現する。さらに、照明柱に対して、その供用開始時点を中心とする離散的な時間軸を導入する。離散的な時間軸上の点を時点と呼び、任意時点  $\tau_A$  における照明柱の健全度を状態変数  $h(\tau_A)$  を用いて表す。例えば、 $h(\tau_A) = i$  ( $i = 1, \dots, I$ ) であれば時点  $\tau_A$  における照明柱の健全度が  $i$  であることを表現する。

#### (2) 施設の劣化更新モデル

施設の劣化・更新過程をモデル化するための前提条件を述べる。いま、 $I$  ( $\geq 1$ ) 個の施設を対象とする。それぞれの施設に関して、供用開始時刻のデータが利用可能であると考え、供用開始時刻が小さい施設から順に、施設番号  $1, \dots, I$  を付与する。さらに、施設  $1, \dots, I$  の供用開始時刻をそれぞれ  $\tau_{0,1}, \dots, \tau_{0,I}$  ( $= \tau_0$ ) と設定する。さらに、それぞれの施設に関して、点検の実施時刻  $\tau_{E,1}, \dots, \tau_{E,I}$  ( $= \tau_E$ ) および点検で観測された健全度  $s_1, \dots, s_I$  ( $= s$ ) が利用可能であると考え。ここで、施設の健全度とは、施設の劣化状態を評価し、 $S$  段階の離散値  $1, \dots, S$  で表現され则认为する。さらに、健全度の値が大きくなるほど、施設の劣化が進行している状態を表現することとする。ただし、施設の供用開始時点での健全度は1であると考え。

#### (3) 施設の劣化更新過程のモデル化

施設1の供用開始時刻を原点  $t_0 (= \tau_{0,1})$  とした離散時間軸  $t_0, t_1, \dots, t_T$  を導入する。どの施設も離散時点  $t_0, t_1, \dots, t_W$  にも健全度  $S$  に達することとし、その健全度が  $S$  に達した瞬間に、更新が適用され、健全度が1に回復することとする。時点  $t_1, \dots, t_W$  それぞれにおいて、更新が適用された施設数の上限値  $D_1 (\geq 0), \dots, D_W (\geq 0)$  ( $= D$ ) が利用可能であると考え。以上で述べた  $\tau_0, \tau_E, s, D$  を  $\Xi$  と設定し、施設の劣化・更新過程をモデル化する。ここで、任意の施設  $i$  ( $= 1, \dots, I$ ) に着目する。ひとまず、施設  $i$  に関して、供用開始時刻から最新点検時刻までの期間に適用された更新回数およびそれぞれの更新が実施された時刻が既知であるとして、施設  $i$  の劣化更新過程をモデル化する。供用開始時刻から最新点検時刻までの期間に適用された更新回数を  $\tilde{R}_i$  と設定する。それぞれの更新に対して、更新が実施された時刻が小さい更新から順に更新番号  $1, \dots, \tilde{R}_i$  を付与し、更新  $1, \dots, \tilde{R}_i$  が実施された時刻をそれぞれ  $\tilde{\tau}_{i,1}, \dots, \tilde{\tau}_{i,\tilde{R}_i}$  ( $= \tilde{\tau}_i$ ) と設定する。ここで、施設  $i$  が  $\tilde{\tau}_1, \dots, \tilde{\tau}_{\tilde{R}_i}$  それぞれで健全度  $S$  に達し、時刻  $\tau_{i,E}$  で健全度  $s_i$  が観測される確率  $\rho_i(\tau_{0,i}, \tau_i, \tau_{E,i}, \tilde{R}_i, s_i, \mathbf{x}_i | \beta)$  は、 $\tilde{R}_i = 0$  のとき、期間  $\tau_{E,i} - \tau_{0,i}$  において健全度が1から  $s_i$  に推移する確率と同義である。一方で、 $\tilde{R}_i > 0$  のとき、図-1に示すように1) 期間  $\tilde{\tau}_{i,1} - \tau_{i,0} - \Delta\tau_{i,1}$  において健全度が1から  $S-1$  に推移し、期間  $\Delta\tau_{i,1}$  において健全度が  $S$  に推移し、かつ2) 期間  $\tilde{\tau}_{i,2} - \tilde{\tau}_{i,1} - \Delta\tau_{i,2}, \dots$ , 期間  $\tilde{\tau}_{i,\tilde{R}_i} - \tilde{\tau}_{i,\tilde{R}_i-1} - \Delta\tau_{i,\tilde{R}_i}$  それぞれにおいて健全度が1から  $S-1$  に推移し、期間  $\Delta\tau_{i,2}, \dots$ , 期間  $\Delta\tau_{i,\tilde{R}_i}$  において健全度  $S$  に推移し、かつ3) 期間  $\tau_{i,E} - \tilde{\tau}_{i,\tilde{R}_i}$  において健全度が1から  $s_i$  に推移する同時確率と同義である。したがって、

$$\rho_i(\tau_{0,i}, \tilde{\tau}_i, \tau_{E,i}, \tilde{R}_i, s_i, \mathbf{x}_i | \beta) = \begin{cases} = \pi_{1,s_i}(\tau_{E,i} - \tau_{0,i}, \mathbf{x}_i | \beta) & (\text{if } \tilde{R}_i = 0) \\ = \int_0^{\Delta\tau_{i,1}} \pi_{1,S-1}(\tilde{\tau}_{i,1} - \tau_{0,i} - \delta_{i,1}, \mathbf{x}_i | \beta) \theta_{S-1} d\delta_{i,1} \\ \quad \cdot \int_0^{\Delta\tau_{i,\tilde{R}_i}} \dots \int_0^{\Delta\tau_{i,2}} \prod_{r=2}^{\tilde{R}_i} \\ \quad \pi_{1,S}(\tilde{\tau}_{i,r+1} - \delta_{i,r+1} - \tilde{\tau}_{i,r}, \mathbf{x}_i | \beta) \cdot \theta_{S-1} \\ \quad d\delta_{i,2} \dots d\delta_{i,\tilde{R}_i} \\ \quad \cdot \pi_{1,s_i}(\tau_{E,i} - \tilde{\tau}_{i,\tilde{R}_i}, \mathbf{x}_i | \beta) & (\text{if } \tilde{R}_i > 0) \end{cases} \quad (1)$$

ただし、 $\mathbf{x}_i = (x_{i,0}, x_{i,1}, \dots, x_{i,A})$  は施設  $i$  のハザード率に影響を及ぼす説明変数ベクトルを表現する。 $A$  は説明変数の数を表す。なお、 $x_0$  は定数項を表すとし、 $x_0 = 1$  とする。同様にして、施設  $i$  以外の施設に関し

表-1 適用データ概要

照明柱数	13,161
点検回数	1回
点検年	2016
供用開始年	1927~2015
平均供用年数	35.812年

ても、劣化・更新過程をモデル化する。

#### 4. パラメータの推定手法

提案した施設更新・劣化推定モデルのパラメータ  $\beta$  および照明柱の更新時点を同時推定するために、本研究ではベイズ推定法を採用した推定手法を構築する。ベイズ推定法においては、ベイズの定理を援用することにより、パラメータの真の値の確率分布（事後確率分布）を推定する。ベイズの定理から、パラメータの事後確率分布は、情報が無いときのパラメータの確率分布（事前確率分布）およびデータが得られる確率（尤度関数）の積に比例する。よって、パラメータの事後確率分布を推定するためには、事前確率分布および尤度関数を設定する必要がある。本研究では、施設更新・劣化推定モデルの全パラメータの事前確率分布に無情報事前分布を設定することにより、推定するパラメータの事後確率分布の客観性を担保する。事後確率分布は非常に複雑になることが多いため、それに基づいた議論や考察をすることが難しくなるといった欠点が存在する。このような問題を解決するために、1) 事前確率分布に事後確率分布と自然共役な関係にある確率分布を設定する、2) 事後確率分布に従う確率標本を発生させ、確率分布を表現するといった手法が一般的に用いられる。本研究では、MCMC法を採用し、後者2)の手法に基づいて、パラメータの事後確率分布を推定する。

#### 5. 実証分析

##### (1) 適用データ概要

本研究で開発した方法論をある地方自治体が管理する照明柱に関するデータを対象に適用し、実証分析を行う。当該地方自治体が管理する照明柱は近年になって、多数の倒壊事故の発生が報告されている。そのため、従来主体となっていた事後的な維持管理手法を見直し、予防保全型の維持管理を導入することが検討されている。

表-1に適用対象とした照明柱に関するデータの概要を示す。点検が実施された時点およびその時点での健全度が記録された点検データが、対象とする照明柱13,161個それぞれに関して、1回のみ利用可能である。各照明

表-2 パラメータの推定結果（事後確率分布に関する統計量）

健全度 $s$	最適施設 更新・劣化推定モデル (説明変数なし)	最適マルコフ 劣化ハザード モデル
	$\beta_{s,0,1}$	$\beta_{s,0,2}$
1	-4.397	-5.133
	(-3.659,-3.626)	(-6.040,-5.754)
	1.044	0.055
2	-3.063	-5.896
	(-3.125,-2.997)	(-5.173,-5.098)
	-2.199	-1.461
対数尤度	-13486.461	-6576.476
AIC	26976.923	13156.953

注) 数字が3行にわたって入力されているセルに関して、第1行は事後確率分布の期待値、第2行は事後確率分布の90%ベイズ信頼区間の下限值および上限値、第3行はGeweke検定統計量を表す。

柱に関して過去に更新がいつ実施されたか、現在までに何回実施されたかといったデータは存在せず、過去の各時点において当該時点で存在していた照明柱の内、何本の照明柱が更新されたかというデータが利用可能である。具体的には、各年度において存在している照明柱の数の2%を、各年度における更新個数の上限として定義した。

##### (2) パラメータの推定結果

5.(1)で説明した照明柱に関するデータを用いて、施設更新・劣化推定モデルのパラメータを推定した。本研究で開発した施設更新・劣化推定モデルでは、照明柱の特性を表す説明変数を考慮することも可能ではあるが、説明変数を採用しない場合の施設更新・劣化推定モデルの推定を実施した。説明変数を採用しない場合の施設更新・劣化推定モデルの推定結果を、5.(1)で説明したデータと同じデータを用いて通常のマルコフ劣化ハザードモデルのパラメータを推定した結果と比較することにより、本研究で開発した施設更新・劣化推定モデルの有用性を議論する。説明変数を採用せず、定数項のみでハザード率を表現した上で、パラメータをベイズ推定した施設更新・劣化推定モデルをこれ以降、最適施設更新・劣化推定モデル（説明変数なし）と呼ぶ。一方で、同じ条件でパラメータをベイズ推定したマルコフ劣化ハザードモデルをこれ以降、最適マルコフ劣化ハザードモデルと呼ぶ。最適施設更新・劣化推定モデル（説明変数なし）および最適マルコフ劣化ハザードモデルのパラメータの事後確率分布の推定結果を表-2に示す。

2.で述べたように、最適マルコフ劣化ハザードモデルは照明柱全体に関する更新情報が利用可能である場

合においても、当該情報を考慮できないため、施設の期待寿命を過大評価する可能性がある。一方で、最適施設更新・劣化推定モデル（説明変数なし）では、個々の施設に関する更新情報が利用可能でない場合でも、照明柱全体に関する更新情報を考慮し、照明柱の劣化予測をより精緻に行うことを可能としている。

## 6. おわりに

本研究では、過去の更新回数と更新時点を潜在変数として明示的に考慮した劣化予測モデルを提案した。その際、従来では道路照明柱に対して事後的な更新施策が採用されていたという部分的な情報を用いて、潜在変数の確率密度を定義することによりモデル推定精度の向上を図った。

一方で、今後に残された課題がいくつか存在する。第1に、適用事例の拡大があげられる。本研究の実証分析では、提案した方法論の限られた単一の対象区間における道路照明柱への適用を試みたにすぎず、本研究の適用事例で得られた知見は、対象とした道路照明柱でのみ適用可能である。今後、点検記録の蓄積や本研究で提案したモデルの実フィールドへの適用事例の拡大を通して、照明柱の更新手法を逐次改善するとともに、道路照明柱の劣化予測モデルの推定精度をより向上させる努力や、照明柱の劣化機構に関して物理的な考察や定義が必要である。第2に、本研究では、劣化過程の分析を行ったが、社会的により価値を見出すためにも、本研究の分析結果に基づいた道路照明柱のライフサイクル費用分析を行うことが必要となる。

謝辞：本研究の一部を実施するにあたり、独立行政法人日本学術振興会科学研究費助成事業「特別研究員奨励費（研究課題/領域番号：JP18J20014）」の助成を受けた。ここに記して感謝の意を表す。

## 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推移確率の推定, 土木学会論文集, No.801/I-73, pp.69-82, 2005.
- 2) 水谷大二郎, 貝戸清之, 小林潔司, 秀島栄三, 山田洋太, 平川恵士: 判定基準を考慮した隠れマルコフ劣化ハザードモデル, 土木学会論文集 D3, Vol.71, No.2, pp.70-89, 2015.
- 3) 小林潔司, 貝戸清之, 林秀和: 測定誤差を考慮した隠れマルコフ劣化モデル, 土木学会論文集 D, Vol.64, No.3, pp.493-512, 2008.
- 4) 小林潔司, 熊田一彦, 佐藤正和, 岩崎洋一郎, 青木一也: サンプル欠損を考慮した舗装劣化予測モデル, 土木学会論文集 F, Vol.63, No.1, pp.1-15, 2007.
- 5) Lancaster, T.: *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press, 1990.
- 6) Gourieroux, C.: *Econometrics of Qualitative Dependent Variables*, Cambridge University Press, 2000.
- 7) 和合肇: ベイズ計量経済分析, マルコフ連鎖モンテカルロ法とその応用, 東洋経済新聞社, 2005.
- 8) 伊庭幸人ほか: 計算統計 2 マルコフ連鎖モンテカルロ法とその周辺 (統計科学のフロンティア 12), 岩波書店, 2005.
- 9) Titterton, D. M., Smith, A. F. M. and Markov, U. E.: *Statistical Analysis of Finite Mixture Distributions*, John Wiley & Sons, 1985.
- 10) Diebolt, J. and Robert, C. P.: Estimation of finite mixture distributions through Bayesian sampling, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, Vol.56, pp.363-375, 1994.
- 11) 織田澤利守, 山本浩司, 青木一也, 小林潔司: 道路付帯施設の最適補修同期化政策, 土木学会論文集 F, Vol.64, No.2, pp.200-217, 2008.
- 12) 山本浩司, 青木一也, 小林潔: 道路付帯施設アセットマネジメントシステム, 土木情報利用技術論文集, Vol.15, pp.173-184, 2006.

## STATISTICAL DETERIORATION PREDICTION WITH MISSING RENEWAL HISTORY DATA OF SOCIAL INFRASTRUCTURE

Masakatsu TANAKA, Yohei NINOMIYA, Daijiro MIZUTANI and Kiyoyuki KAITO

The local governments' budgets and personnels for maintenance and management of infrastructure are insufficient to obtain, update and computalize inspection data, compared with that of the ministry relevant in Japan. In this research, the authors focus on infrastructure that may have experienced renewals multiple times in the past. The authors develop a methodology that can accurately predict statistical deterioration, using the renewal history of entire infrastructure about the points of time and numbers of repair, even in cases where it is not possible to obtain renewal time points of each infrastructure. Specifically, the authors consider the number of renewals and renewal time points of each infrastructure as random variables, and model the process of deterioration and renewals of infrastructure comprehensively. In addition, the authors propose estimation method of parameters of developed model based on Bayesian estimation method using MCMC method. Finally, the authors evaluate the usefulness of the model developed in this research through empirical analysis applying the road lighting pole.