

鋼床版疲労亀裂の発生・進展過程に着目した 高速道路橋大規模修繕箇所を選定

二宮 陽平¹・水谷 大二郎²・貝戸 清之³・小林 潔司⁴

¹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: y.ninomiya@civil.eng.osaka-u.ac.jp

²正会員 大阪大学大学院特任研究員 (常勤) 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: d.mizutani@civil.eng.osaka-u.ac.jp

³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

⁴フェロー会員 京都大学経営管理大学院教授 経営管理講座 (〒 606-8501 京都府京都市左京区吉田本町)

E-mail: kobayashi.kiyoshi.6n@kyoto-u.ac.jp

高速道路橋鋼床版において疲労亀裂が発生・進展すれば、鋼床版の機能が著しく低下する。このような鋼床版の機能を適切に回復させるためには、鋼床版全体に対する大規模な更新・修繕も視野に入れ、維持管理計画を策定する必要がある。本研究では、点検データに基づき、不可観測な亀裂発生時点を考慮して、鋼床版の疲労亀裂の発生および進展を予測する統計的手法を提案する。さらに、推定した疲労亀裂発生・進展過程に基づくライフサイクル費用分析を通じて実在の高速道路施設における大規模修繕箇所と通常修繕箇所をそれぞれ選定するための方法論を提案する。実在する高速道路鋼床版の疲労亀裂を対象として、本研究で提案する方法論の有用性を議論する。

Key Words : *asset management, large scale repair, hazard model, big data analysis, fatigue crack*

1. はじめに

我が国の高速道路においては近年、構造物の老朽化が問題となっている。本研究で着目する鋼床版においては、交通荷重の繰り返し载荷によって疲労が蓄積し、その結果として発生する疲労亀裂が顕在化している¹⁾。鋼床版に多数の疲労亀裂が蓄積すると、鋼床版の剛性が低下し、利用者の重大事故に繋がる危険性があるため、一定の数の疲労亀裂が蓄積した鋼床版に対して修繕が実施されている。将来的な鋼床版の老朽化に伴って、このような疲労亀裂が加速的に発生することが想定され、従来主体となっている疲労亀裂が発生した後に鋼床版に対して修繕を行うような事後保全型の修繕を継続した場合の維持管理費用の飛躍的な増加が懸念されている。そのため、疲労亀裂がある程度発生している鋼床版に対しては、床版全体に対して大規模な修繕を実施し、疲労耐久性を供用開始以上の水準にまで回復させ、疲労亀裂の発生を予防的に防ぐ修繕施策（以下、大規模修繕施策を呼ぶ）が検討されている。

一方で、膨大な数の鋼床版で構成される高速道路ネットワークから、どの鋼床版に対して大規模修繕を適用すれば、ライフサイクル費用の観点から最適な維持管理ができるのかという点に対して、定量的な分析を行った研究は数少ないのが実情である。さらに、ライフサイクル費用試算の際に必要な不可欠となる鋼床版の劣化

予測手法に関しても、鋼床版に発生する疲労亀裂の発生時点の不可観測性に起因し、従来の開発されている劣化予測手法をそのまま適用した場合には、疲労亀裂の発生数や進展速度を過小あるいは過大評価してしまう可能性がある。

以上の問題意識のもと、本研究では、高速道路橋鋼床版における疲労亀裂に着目し、ライフサイクル費用の観点から、個々の鋼床版に対して最適な修繕施策を、従来通りの通常修繕と大規模修繕の中から選定し、大規模修繕対象箇所を決定していくための方法論を提案する。その際、上述の不可観測な疲労亀裂発生時点を明示的に考慮して疲労亀裂発生・進展過程の推定結果のバイアスを防ぐための、損傷発生・進展モデルを定式化する。さらに、実在の高速道路ネットワークの点検データに提案する方法論を適用し、疲労亀裂発生・進展過程と現在の疲労亀裂発生状況を考慮して、大規模修繕対象となる鋼床版を選定する。

以下、**2.**では、本研究の基本的な考え方を述べる。**3.**では、疲労亀裂の発生・進展過程を同時推定し、推定バイアスを解消するための統計モデルを定式化する。**4.**では、**3.**で定式化したモデルのパラメータのMCMC法を用いたベイズ推定手法について詳述する。**5.**では、大規模修繕対象となる鋼床版の選定手法をライフサイクル費用分析に基づいて提案する。

2. 本研究の基本的な考え方

(1) 社会基盤施設の大規模修繕

2010年代に入り、高度経済成長期に建設された膨大な数の社会基盤施設の団塊的な劣化が更に顕著になってきている。特に、従来の通常の修繕ではその健全性を満足に回復できない（健全性自体を回復できない場合や修繕後の健全度は回復してもその後の劣化速度が新設時と比べ相対的に大きくなる場合など、施設の種類や特性によって多様なパターンが存在する）ような施設が近年散見されるようになり、そのような施設に対しては、施設の性能を新設時の水準、あるいはそれと同等の水準へと回復させるような大規模修繕の必要性が頻繁に議論されるようになってきている²⁷⁾。しかしながら、膨大な数の施設で構成される社会基盤施設ネットワークの中からどの施設に対して大規模修繕を実施すれば良いのかという点に対してライフサイクル費用の観点から定量的な分析を行った研究は数少ない。

例えば、道路の舗装構造を考えたとき、表層や基層、上層路盤を対象とした切削オーバーレイなど、従来の定期的な業務により実施されてきた修繕は通常修繕と捉えることができる。一方、下層路盤や路床も含む舗装構造全体を対象とするような修繕は、本研究における大規模修繕と捉えることができる。これら2種類の舗装の修繕方法に関して、小林等²⁸⁾は、路面健全度の劣化速度が舗装耐力の低下に起因して大きくなる点に着目し、通常修繕で健全性が回復可能な路面健全度の推移と大規模修繕でのみ健全性が回復可能な舗装耐力の経時的な推移過程を混合マルコフ過程としてモデル化し、大規模修繕も考慮した舗装構造の最適更新モデルを提案している。このように、道路舗装に対する大規模修繕に関する研究は、若干ながら蓄積されているものの、大規模修繕の最適実施方法に関する研究は端緒についたばかりであり、舗装構造以外の施設に対しても研究の蓄積が望まれる。本研究の実証分析で対象とする高速道路橋鋼床版に関しても、実証分析におけるモデル推定結果で示されるように、疲労亀裂が既に発生している径間では疲労亀裂の発生確率が上昇する傾向が見られ、当て板による通常修繕でなく、鋼繊維補強コンクリート舗装（steel fiber reinforced concrete pavement, 以下、SFRC舗装と呼ぶ）の打設など、より大規模な修繕が必要となる可能性がある。高速道路橋鋼床版に関して、大規模修繕の通常修繕に対する有用性や大規模修繕箇所を選定をライフサイクル費用を明示的に算出して行った研究は、著者らの知る限り過去には存在せず、この点に本研究の新規性、独自性がある。

(2) 統計的劣化予測に関する既往研究の概要

本研究では、点検データを用いた統計的劣化予測モデルにより劣化過程を推定し、その推定結果と補修費用データを用いた最適化モデルを用いて、大規模修繕の対象とする高速道路橋鋼床版を選定するというアプローチを採用する。統計的劣化予測手法に関しては、近年、数多くの研究事例が多様な社会基盤施設に対して蓄積されてきている^{2),3)}。なかでも、生存時間解析⁴⁾を用いた劣化予測手法の開発により、故障しているか否かの2値状態で劣化状態が観測される施設に対して、供用開始から管理限界を迎えて更新されたような施設のデータ（完全データ）のみならず、供用期間中に予防的な補修や更新が実施された施設に対する点検データ（不完全データ）も用いて劣化予測を行うことが可能となった⁵⁾。さらに、多段階の離散的な健全度で劣化状態が記述される施設に対して、複数の劣化ハザードモデルを用いてその劣化過程を記述した多段階指数劣化ハザードモデル（マルコフ劣化ハザードモデル）⁶⁾や多段階ワイブル劣化ハザードモデル⁷⁾の開発により、上述の生存時間解析の利点を多段階の健全度推移に対しても用いることができるようになった。また、これらのモデルをもとに混合確率モデルや隠れマルコフモデルを定式化することにより、劣化過程のベンチマーキングや複合的劣化過程の予測など、より複雑な劣化過程の推定も可能となってきている⁸⁾⁻¹²⁾。本研究においても、このような生存時間解析の考え方をを用いて、高速道路橋鋼床版の疲労亀裂の発生・進展過程を同時推定するためのモデル（以下、損傷発生・進展モデルと呼ぶ）を開発する。

(3) 損傷発生・進展モデルと不可観測な劣化発生時点

社会基盤施設の損傷発生・進展モデルに限っても、既往研究が存在する。力学的な手法に関しては、例えば、鉄筋コンクリートの損傷発生・進展過程がモデル化されている¹³⁾。一方、統計的手法に関しては、Madanat et al.¹⁴⁾が道路舗装の損傷発生・進展モデルを提案している。Madanat et al.のモデルは点検データが獲得されていれば、対象部材を問わず、鋼床版の疲労亀裂への適用も可能である。同モデルでは、道路舗装のひび割れの発生過程がプロビットモデルで、進展過程が線形回帰モデルで表現されているが、劣化発生時点の不可観測性が考慮されておらず劣化が観測された時点劣化進展過程の初期時点としているため、鋼床版疲労亀裂の発生・進展過程に当該モデルを直接適用すると、疲労亀裂の発生確率を過小評価する可能性がある。Madanat等の研究グループはMadanat et al.¹⁴⁾を発展させる形で、社会基盤施設の劣化発生モデルをCoxの比例ハザードモデルや点検データと試験データを統合

任意の鋼床版 d に着目

- : 疲労亀裂が観測されなかった点検
- (赤) : 疲労亀裂が観測されなかった点検
- ⊗ : 疲労亀裂の発生時点 (不可観測)
- (青) : 疲労亀裂が発生するまでの期間 (疲労亀裂発生モデルを適用)
- (赤) : 疲労亀裂が発生してからの期間 (疲労亀裂進展モデルを適用)

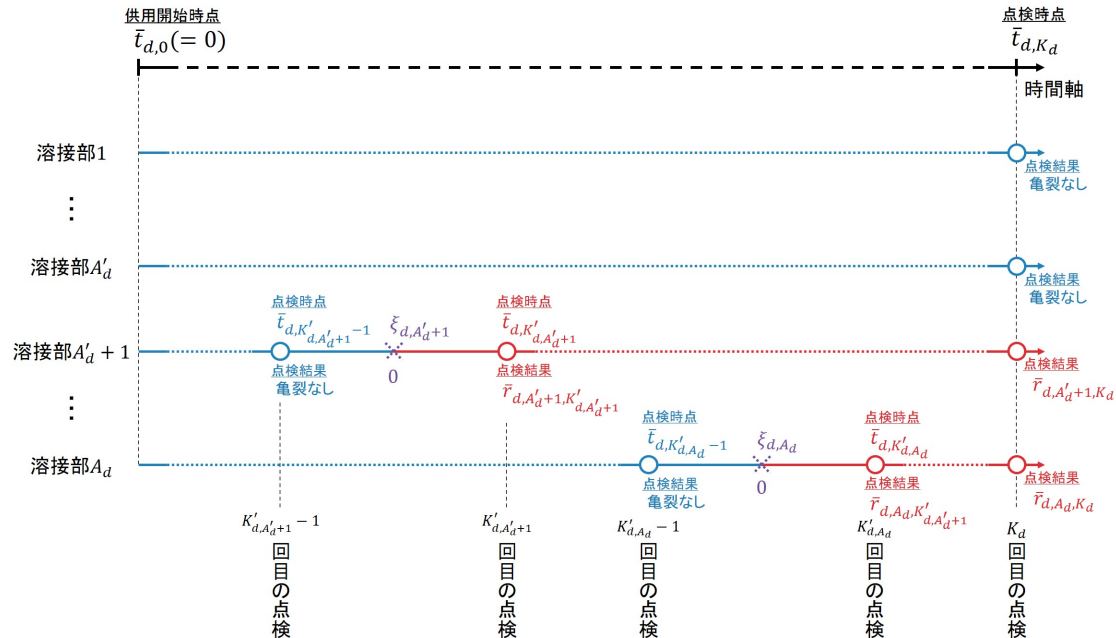


図-1 鋼床版の点検体制

させる方法論を用いて発展させている¹⁵⁾⁻¹⁷⁾が、劣化の進展に関する情報を用いて劣化発生時点の推定精度を向上させるような方法論は開発されていない。

不可観測な情報を補完しながら社会基盤施設の劣化過程を推定するための方法論に関しても、2000年代に入って盛んに研究が行われている。マルコフ劣化ハザードモデルや多段階ワイブル劣化ハザードモデルにおいても、積分計算を通じて不可観測な健全度情報を補完し尤度が定式化されている。さらに、隠れマルコフモデルにおいて点検データの時間的不整合性を、MCMC法において潜在変数を用いた方法論を用いて解消する方法論が提案され⁸⁾⁻¹⁰⁾、体系化されつつある¹⁸⁾。さらに、本研究における、不可観測な劣化開始時点を補完しながら劣化予測モデルを推定するという点は、既往研究¹⁹⁾においても共通する考え方である。当該研究では、パラメトリックに劣化過程を非線形モデルとして与え、それにより不可観測な点検開始時点を含む劣化過程全体を推定していたのと比べ、本研究では、不可観測な疲労亀裂の発生時点を 1) 疲労亀裂の発生の有無に関する点検データ、2) 発生した疲労亀裂長さに関する点検データ、の 2 種類のデータを同時に用いるこ

とにより、疲労亀裂の発生時点を表す潜在変数の推定精度の向上を通じて、疲労亀裂の発生・進展過程の予測精度の向上を図る。このように、社会基盤施設の損傷発生に関する点検データと発生後の損傷進展度合いを表す点検データを同時に用い、損傷発生時点の不可観測性を補完しながら、損傷発生・進展過程をモデル化するための方法論は、著者等の知る限り過去には開発されておらず、高速道路鋼床版に対して適用した事例も存在しない。

(4) 鋼床版の点検体制

高速道路会社では、管理する鋼床版に存在する溶接部における疲労亀裂の発生の有無や発生している疲労亀裂の長さなどを時間的に離散的な点検によって記録している。図-1に本研究が対象とする鋼床版の点検体制を示す。鋼床版内の全ての溶接部は、ある時点で一齐に点検され、点検結果が点検データとして記録されている。このような疲労亀裂の点検体制において、疲労亀裂が発生した瞬間の時点を観測することは不可能であり、点検と点検の間に疲労亀裂が発生したという情報のみがモデルの推定に利用可能である。このよう

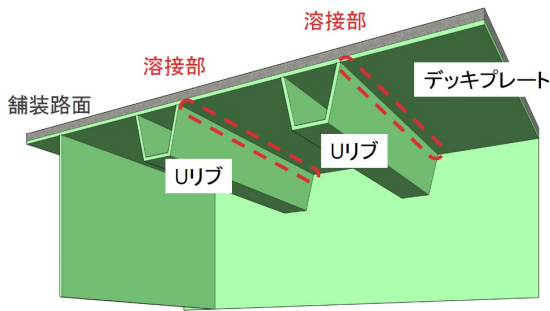


図-2 鋼床版の概要図

な疲労亀裂の発生時点の不可観測性に対しては、生存時間解析における不完全モニタリングデータ⁵⁾に対する考え方をういてワイブル劣化ハザードモデルの推定を行うことも可能であるが、点検間隔が長い場合や過去の点検データが利用不可能な場合には、このような点検データの不完全性が推定されるハザード関数の形状に大きな影響を与えたと考えられる。一方、本研究では、疲労亀裂の発生・進展過程を同時に表現するため、点検と点検の間に疲労亀裂が発生したという情報に加え、疲労亀裂の発生後の疲労亀裂長さの進展に関する情報も疲労亀裂発生モデルの推定に利用することができ、モデルの推定精度の向上を図ることができる。

(5) 鋼床版に発生する疲労亀裂

高速道路鋼床版上を通過する交通荷重は、荷重を直接支えるデッキプレート、鋼床版の剛性を高めのためにデッキプレート下面において橋軸方向に接合されている縦リブ、橋軸直角方向に溶接されている横リブによって支持され、桁に伝達される。鋼床版には様々な種類が存在するが、本研究では図-2に示すような主たる縦リブ形状として閉断面リブの一種である逆台形断面のトラフリブ（以下、Uリブと呼ぶ）が用いられている鋼床版を対象とする。近年、このような鋼床版において、デッキプレートとUリブとの溶接ルート部（以下、溶接部と呼ぶ）を起点とした疲労亀裂の発生が多数報告されている²⁰⁾。このタイプの疲労亀裂は進展するとデッキプレートを貫通し、路面の陥没を招く危険性があるため、鋼床版の維持管理上、重要なタイプの疲労亀裂である（鋼床版に発生する疲労亀裂にはこの他にも様々な種類が存在するが、これ以降本論文において単に疲労亀裂という言葉を用いている場合には、この種の疲労亀裂を指すものとする）。溶接部を起点とする疲労亀裂の発生原因は、車両載荷直下で発生するデッキプレートの局所的なたわみとそれに伴う閉断面リブの板曲げ変形により、溶接部に高い応力集中であるこ

とが、車両載荷時の鋼床版のFEM解析結果から明らかにされている²¹⁾。鋼床版の疲労亀裂は、一般に車両載荷位置の直下で発生し、さらに大型車が多く走行している車線において、疲労亀裂が多数発生する傾向がある¹⁾。このため、例えば首都高速道路においては、車両軸重を用いた疲労環境の評価手法に基づいて疲労環境の評価が行われている²²⁾。

以上の背景を踏まえ、本研究では、疲労亀裂に着目し、点検データに基づいて疲労亀裂の発生を予測する方法論を提案する。その際には、前段落で述べたような疲労亀裂の発生の特徴に着目し、鋼床版において疲労荷重を直接受ける溶接部、すなわち輪荷重直下に位置する溶接部を疲労亀裂の発生・進展予測の最小単位とする。具体的には、対象とする鋼床版の全ての溶接部における疲労亀裂の発生と進展の過程をハザードモデルを援用してモデル化し、点検データに基づいてモデルを推定することにより、疲労亀裂の発生と進展を再現する。ただし、どの溶接部においても最大で1つの疲労亀裂しか発生しないこととする。

3. モデルの定式化

(1) 疲労亀裂発生モデル

鋼床版における溶接部に疲労亀裂が発生するまでの過程を表現するための疲労亀裂発生モデルを、ワイブル劣化ハザードモデル⁵⁾に基づいて定式化する。いま、任意の鋼床版内に存在するある単一の溶接部に着目する。当該溶接部が属している鋼床版の供用開始時点を開始点とする時間軸を導入し、時点 $t \in [0, \infty]$ をこの時間軸上において定義する。鋼床版の供用開始時点から任意の時点 t まで、当該溶接部に疲労亀裂が発生しない確率 $\tilde{F}(t)$ は、鋼床版の供用開始時点から時点 t までに当該溶接部に疲労亀裂が発生する確率 $F(t)$ を用いて、

$$\tilde{F}(t) = F(t) - 1 \quad (1)$$

と表せる。ここで、当該溶接部において時点 t まで疲労亀裂が発生せず、かつ微小期間 $[t, t + \delta t]$ の間に疲労亀裂が発生する条件付き確率は、

$$h(t)\delta t = \frac{f(t)\delta t}{\tilde{F}(t)} \quad (2)$$

と表せる。式(2)中の $h(t)$ は一般にハザード関数と呼ばれる。ハザード関数 $h(t)$ に、

$$h(t|\lambda, \alpha) = \lambda \alpha t^{\alpha-1} \quad (3)$$

で表されるワイブル分布を設定することにより、ワイブル劣化ハザードモデルを表現できる。ワイブル劣化ハザードモデルの確率密度関数および生存関数はそれ

ぞれ、式 (1) から式 (3) を用いて、

$$f_{we}(t|\lambda, \alpha) = \lambda \alpha t^{\alpha-1} \exp(-\lambda t^\alpha) \quad (4a)$$

$$\tilde{F}(t|\lambda, \alpha) = \exp(-\lambda t^\alpha) \quad (4b)$$

と導出できる。さらに、本研究では疲労亀裂の発生過程に影響を与える可観測要因を特性変数として考慮するために、未知パラメータ λ および α をそれぞれ、

$$\lambda = \exp(\mathbf{x}\boldsymbol{\phi}') \quad (5a)$$

$$\alpha = \exp(\mathbf{y}\boldsymbol{\psi}') \quad (5b)$$

と定義する。記号「 $'$ 」は転置操作を表す。また、 $\mathbf{x} = (x_0, \dots, x_I)$ は疲労亀裂の発生速度に影響を与える特性変数ベクトル、 $\boldsymbol{\phi} = (\phi_0, \dots, \phi_I)$ は各特性変数が疲労亀裂の発生速度へ及ぼす影響の度合いを表現する未知パラメータベクトルである。 I は特性変数の数を表す。なお、 $x_0\phi_0$ は定数項を表すとし、 $x_0 = 1$ とする。一方で、 $\mathbf{y} = (y_0, \dots, y_J)$ は疲労亀裂の発生加速度に影響を与える特性変数ベクトル、 $\boldsymbol{\psi} = (\psi_0, \dots, \psi_J)$ は各特性変数が疲労亀裂の発生加速度へ及ぼす影響の度合いを表現する未知パラメータベクトルである。 J は特性変数の数を表す。なお、 $y_0\psi_0$ は定数項を表すとし、 $y_0 = 1$ とする。

(2) 疲労亀裂進展モデル

鋼床版における溶接部に発生する疲労亀裂の進展過程を表現するための疲労亀裂進展モデルを、連続量をを用いた劣化ハザードモデル¹⁹⁾に基いて定式化する。いま、任意の鋼床版内に存在するある単一の溶接部に着目する。当該溶接部における疲労亀裂の発生時点を原点とする時間軸を導入する。この時間軸上の任意時点 t における疲労亀裂の長さを r とする。疲労亀裂の進展過程を、

$$r = \exp(-B) f_{ba}(t, \boldsymbol{\beta}) \quad (6a)$$

$$B = \sigma w \quad (6b)$$

と表現する。ここに、 B は疲労亀裂の進展過程の異質性を表現する指標である。ただし、 w はいま着目している溶接部の疲労亀裂に固有な劣化要因を表す確率誤差項、 σ は偏差パラメータである。また、 $f_{ba}(t, \boldsymbol{\beta})$ はベースラインの劣化過程を表す劣化モデル（以下、ベースラインモデル）であり、 t に関して単調増加関数である。また、 $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \dots, \beta_N)$ はベースラインモデルを特徴づける未知パラメータベクトルである。 $\exp(-B) = 1$ が成立する場合、劣化曲線はベースラインモデルに一致する。力学的モデルにより理論的曲線を導出できる場合には、理論的曲線をベースラインモデルとして用いることができる。

ここで、式 (6a) の両辺の対数を取れば、

$$\begin{aligned} \zeta &= \ln f_{ba}(t, \boldsymbol{\beta}) \\ &= \ln r + \sigma w \end{aligned} \quad (7)$$

を得る。ただし、 $\zeta = \ln f_{ba}(t, \boldsymbol{\beta})$ は非線形化された寿命インデックスである。確率変動項 w が確率密度関数

$$g_w(w) = \exp\{-w - \exp(-w)\} \quad (8)$$

で表現される標準ガンベル分布に従うと仮定する。ただし、 $E(w) = \gamma (E(w) : w \text{ の期待値})$ であり、 $\gamma (= 0.57722\dots)$ はオイラー定数である。式 (6a) を、

$$w = \frac{\zeta - \ln r}{\sigma} \quad (9)$$

と書き直し、確率密度関数 (9) の変数変換を行う。その結果、疲労亀裂の長さが r に到達するまでの寿命インデックス ζ の条件付き分布を表す確率密度関数は、

$$\begin{aligned} h_\zeta(\zeta|r) &= \frac{1}{\sigma} g_w \left(\frac{\zeta - \ln r}{\sigma} \right) \\ &= \frac{1}{\sigma} \exp \left\{ -\exp \left(-\frac{\zeta - \ln r}{\sigma} \right) - \frac{\zeta - \ln r}{\sigma} \right\} \end{aligned} \quad (10)$$

と表すことができる。寿命インデックス $\zeta = \ln f(t, \boldsymbol{\beta})$ には未知パラメータ $\boldsymbol{\beta}$ が含まれている。寿命インデックスの 1 階微分を $f_{we,d}(t, \boldsymbol{\beta}) = df_{we}(t, \boldsymbol{\beta})/dt$ と表記すれば、

$$d\zeta = \frac{f_{we,d}(t, \boldsymbol{\beta})}{f_{we}(t, \boldsymbol{\beta})} dt \quad (11)$$

が成立する。したがって、管理水準 r に到達するまでの実寿命 t の条件付き分布を表す確率密度関数は、

$$\begin{aligned} \vartheta(t|r) &= \frac{f_{we,d}(t)}{\sigma f_{we}(t)} \exp \left\{ -\exp \left(-\frac{\ln f_{we}(t) - \ln r}{\sigma} \right) \right. \\ &\quad \left. - \frac{\ln f_{we}(t) - \ln r}{\sigma} \right\} \end{aligned} \quad (12)$$

と表される。確率密度関数 (??) より、生存関数は、

$$\begin{aligned} S_w(w) &= 1 - \int_{-\infty}^w g_w(w) dw \\ &= 1 - \exp\{-\exp(-w)\} \end{aligned} \quad (13)$$

と表現される。寿命インデックス ζ が経過した時点で、劣化管理指標値が r まで到達していない確率は、生存関数

$$\begin{aligned} S_\zeta(\zeta|r) &= S_w \left(\frac{\zeta - \ln r}{\sigma} \right) \\ &= 1 - \exp \left\{ -\exp \left(-\frac{\zeta - \ln r}{\sigma} \right) \right\} \end{aligned} \quad (14)$$

を用いて表現できる。さらに、実経過時間 t に関する生存関数は、次式で表される。

$$S_t(t|r) = 1 - \exp \left\{ -\exp \left(-\frac{\ln f_{we}(t) - \ln r}{\sigma} \right) \right\} \quad (15)$$

(3) ベースライン関数の導出

疲労亀裂進展の力学的モデルとしては、Paris と Erdogan が提案した Paris の疲労亀裂進展則 (Paris fatigue-crack-propagation law) ²⁹⁾ が知られている。この法則では、疲労亀裂進展速度 dr/dN を、

$$\frac{dr}{dN} = A_{ma} (\Delta K_{th})^{m_{ma}} \quad (16)$$

と表現する。ここに、 N は荷重の繰り返し载荷回数、 A_{ma} および m_{ma} は材質によって決まる定数、 ΔK_{th} は応力拡大係数範囲 (fatigue-crack-propagation threshold) である。なお、この応力拡大係数範囲 ΔK_{th} は、

$$\Delta K_{th} = \Delta \sigma_{st} Y_{co} \sqrt{\pi r} \quad (17)$$

と表せる。ここに、 $\Delta \sigma_{st}$ は応力範囲、 Y_{co} は無次元の修正係数である。ここで、初期疲労亀裂長さ $r(0)$ から任意の疲労亀裂長さ $r(N)$ まで疲労亀裂が進展するまでに必要な荷重の繰り返し载荷回数 N を、式 (16) の両辺の逆数を取って、さらに両辺を r で $r(0)$ から $r(N)$ まで積分することにより、

$$\int_{r(0)}^{r(N)} \frac{dN}{dr} dr = \int_{r(0)}^{r(N)} \frac{1}{A_{ma} (\Delta K_{th})^{m_{ma}}} dr(N) \quad (18)$$

が成立する。式 (18) を N に関して整理すると、

$$N = \int_{r(0)}^{r(N)} \frac{1}{A_{ma} (\Delta K_{th})^{m_{ma}}} dr(N) \quad (19)$$

と求めることができる。ここに、式 (17) を代入すると、

$$\begin{aligned} N &= \int_{r(0)}^{r(N)} \frac{1}{A_{ma} (\Delta \sigma_{st})^{m_{ma}} Y_{co}^m \pi^{\frac{m_{ma}}{2}} r(N)^{\frac{m_{ma}}{2}}} dr(N) \\ &= \frac{1}{A_{ma} (\Delta \sigma_{st})^{m_{ma}} Y_{co}^{m_{ma}} \pi^{\frac{m_{ma}}{2}}} \\ &\quad \cdot \left[\frac{1}{-\frac{m_{ma}}{2} + 1} \left\{ r(N)^{-\frac{m_{ma}}{2} + 1} - r(0)^{-\frac{m_{ma}}{2} + 1} \right\} \right] \quad (20) \end{aligned}$$

となる。上式は $r(N)$ について、

$$\begin{aligned} r(N) &= \left\{ \left(-\frac{m_{ma}}{2} + 1 \right) A_{ma} (\Delta \sigma_{st} Y_{co} \sqrt{\pi})^{m_{ma}} N \right. \\ &\quad \left. + r(0)^{-\frac{m_{ma}}{2} + 1} \right\}^{-\frac{2}{m_{ma}}} \quad (21) \end{aligned}$$

と整理できる。ここで、未知パラメータ $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ と導入し、

$$\begin{cases} \beta_1 = \left(-\frac{m_{ma}}{2} + 1 \right) A_{ma} (\Delta \sigma_{st} Y_{co} \sqrt{\pi})^{m_{ma}} & (22a) \\ \beta_2 = r(0)^{-\frac{m_{ma}}{2} + 1} & (22b) \\ \beta_3 = \frac{2}{-m_{ma} + 2} & (22c) \end{cases}$$

とおくと、式 (21) は、

$$r(N) = (\beta_1 N + \beta_2)^{\beta_3} \quad (23)$$

となる。本研究では、この式 (23) をベースラインモデルと考える。

なお、**3.(1)**、**3.(2)** では、時間軸を用いて疲労亀裂発生・進展過程をモデル化したが、経過時間の代わりに式 (23) のように荷重の繰り返し载荷数を直接用いて疲労亀裂発生・進展過程をモデル化することも可能である。本研究では、疲労亀裂発生過程、進展過程ともに荷重の繰り返し载荷数を時間軸の代わりに用いたモデル化を行う。具体的には、実証分析においては累積 10 トン換算軸数を用いて疲労亀裂発生・進展過程をモデル化する。以下のパラメータ推定手法に関しても、経過時間に基づくハザードモデルの推定手法を定式化するが、適用対象に応じて、荷重の繰り返し载荷数などに適宜読み替えて欲しい。

4. パラメータ推定手法

(1) MCMC 法を用いたベイズ推定

提案したモデルのパラメータを推定するために、本研究ではベイズ推定法を援用したパラメータ推定のためのアルゴリズムを構築する。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、データが得られる確率 (尤度) および情報が無いときのパラメータの確率分布 (事前確率分布) 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、尤度および事前確率分布を設定する必要がある。尤度の定式化に関しては **4.(2)** で、事前分布の設定に関しては付録 (1) で詳述する。

しかし、この事後確率分布が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。

(2) 尤度関数の定式化

パラメータを推定するための情報が得られる確率を尤度関数として定式化する。本研究では、尤度関数を定式化するための情報は、図-1 に示したような疲労亀裂に関する点検データとなる。同図には、以下で定義する文字を記載しているので、適宜参照されたい。いま、 D 個の鋼床版を分析対象とする。個々の鋼床版それぞれに番号: $1, \dots, D$ を付与する。

ここで、任意の鋼床版 d ($= 1, \dots, D$) に着目する。鋼床版 d に対しては、時間的に離散的な点検結果が全 K_d 回記録されている。各回の点検の結果として、1) 点検実施時点、2) 鋼床版内に存在する全ての輪荷重直下

の溶接部で、疲労亀裂が発生しているか否か、3) 疲労亀裂が発生している溶接部に関して、発生している疲労亀裂の合計長さ、といったデータが記録されている。点検結果を時系列に並べ、過去の点検から順に番号：1, ..., K_d を付与する。

鋼床版 d 内には、合計 A_d 個の溶接部が存在している。個々の溶接部それぞれに番号：1, ..., A_d を付与する。このとき、一般性を損なうことなく、直近の点検にまでに疲労亀裂の発生が記録されていない溶接部（以下、疲労亀裂未発生溶接部と呼ぶ）の溶接部の番号を 1, ..., A'_d 、一方で、直近の点検までに疲労亀裂の発生が記録されている溶接部（以下、疲労亀裂発生済み溶接部と呼ぶ）の溶接部の番号を $A'_d + 1, \dots, A_d$ とする。

また、個々の溶接部それぞれに、その溶接部が属する鋼床版が供用開始した時点と原点とする時間軸を導入する。これ以降、本節で時点という言葉を使う場合は、特に断りが無い限り、着目している領域が属する鋼床版が供用開始した時点と原点とする時間軸上の時点の意味する。第 k_d ($= 1, \dots, K_d$) 回目の点検が実施された時点と $\bar{t}_{d,k}$ とする。ただし、鋼床版 d の供用開始時点と $\bar{t}_{d,0} (= 0)$ とする。なお、点検データを表す文字には、そのことを明確に示すために、記号「 $\bar{\cdot}$ 」を付している。

また、鋼床版 d 内の溶接部における疲労亀裂の発生速度および発生加速度を表現する構造条件や環境条件等の複数の説明変数をそれぞれ $\bar{x}_{d,1}, \dots, \bar{x}_{d,I}; \bar{y}_{d,1}, \dots, \bar{y}_{d,J}$ とする。ただし、定数項を表現するために、 $\bar{x}_{d,0} = 1, \bar{y}_{d,0} = 1$ が成立する $\bar{x}_{d,0}, \bar{y}_{d,0}$ を導入し、鋼床版 d の説明変数ベクトルを $\bar{\mathbf{x}}_d = (\bar{x}_{d,0}, \dots, \bar{x}_{d,I}), \bar{\mathbf{y}}_d = (\bar{y}_{d,0}, \dots, \bar{y}_{d,J})$ と定義する。

ここで、任意の鋼床版 d ($d = 1, \dots, D$) 内に存在するある疲労亀裂未発生溶接部 a_d ($a_d = 1, \dots, A'_d$) に着目する。この溶接部に関して定義される部分尤度関数 $\ell_{d,a}$ は、時点 $\bar{t}_{d,0}$ から時点 \bar{t}_{d,K_d} まで疲労亀裂が発生しない確率として定義できる。よって、式 (4b) を用いて、

$$\ell_{d,a}(\phi, \psi | \bar{\Xi}_{d,a}) = \tilde{F}(\bar{t}_{K_d} | \lambda, \alpha) \quad (24)$$

$$(d = 1, \dots, D; a = 1, \dots, A'_d)$$

となる。ただし、 $\lambda = \exp(\bar{\mathbf{x}}_d \phi'), \alpha = \exp(\bar{\mathbf{y}}_d \psi')$ である。なお、 $\bar{\Xi}_{d,a}$ ($a_d = 1, \dots, A'_d$) は、着目している疲労亀裂未発生溶接部 a_d の尤度関数を定義するために必要な点検データセットを表し、具体的に $\bar{\Xi}_{d,a} = (\bar{t}_{K_d}, \bar{\mathbf{x}}_d, \bar{\mathbf{y}}_d)$ で構成される。

一方で、任意の鋼床版 d ($d = 1, \dots, D$) 内に存在するある疲労亀裂発生済み溶接部 a_d ($a_d = A'_d + 1, \dots, A_d$) に着目する。この疲労亀裂発生済み溶接部において、初めて疲労亀裂の発生が記録されている点検は、第 $K'_{d,a}$ 回目の点検であるとする。第 $K'_{d,a}$ 回目の点検から第

$K'_{d,a}$ 回目の点検までの点検で記録されている疲労亀裂長さをそれぞれ $\bar{r}_{d,a,K'_{d,a}-1}, \dots, \bar{r}_{d,a,K_d}$ と表す。

着目している疲労亀裂発生済み溶接部に関する部分尤度関数 $\ell'_{d,a}$ は、疲労亀裂の発生過程と進展過程が独立であると考え、疲労亀裂が発生する確率と、進展する確率との積で定義できる。疲労亀裂の発生時点は記録されていないことが想定されるが、少なくとも時点 $\bar{t}_{d,K'_{d,a}-1}$ から時点 $\bar{t}_{d,K'_{d,a}}$ の間に存在することは判断できる。さらに、疲労亀裂の発生時点がある時点 $\xi_{d,a}$ ($\xi_{d,a} \in (\bar{t}_{d,K'_{d,a}-1}, \bar{t}_{d,K'_{d,a}})$) となる事象は排反事象である。よって、式 (4) および式 (12) を用いて、

$$\begin{aligned} \ell'_{d,a}(\phi, \psi, \beta, \sigma | \bar{\Xi}_{d,a}) &= \int_{\bar{t}_{d,K'_{d,a}-1}}^{\bar{t}_{d,K'_{d,a}}} f(\xi_{d,a} | \lambda, \alpha) \\ &\cdot \prod_{k=K'_{d,a}}^{K_d} \vartheta(\bar{t}_{d,k} - \xi_{d,a} | \bar{r}_{d,a,k}) d\xi_{d,a} \quad (25) \\ (d = 1, \dots, D; a = A'_d + 1, \dots, A_d) \end{aligned}$$

となる。ただし、 $\lambda = \exp(\bar{\mathbf{x}}_d \phi'), \alpha = \exp(\bar{\mathbf{y}}_d \psi')$ である。なお、 $\bar{\Xi}_{d,a}$ ($a_d = A'_d + 1, \dots, A_d$) は、着目している疲労亀裂発生済み溶接部 a_d の尤度関数を定義するために必要な点検データセットを表し、具体的に $\bar{\Xi}_{d,a} = (\bar{t}_{d,K'_{d,a}-1}, \dots, \bar{t}_{d,K_d}, \bar{\mathbf{x}}_d, \bar{\mathbf{y}}_d, \bar{r}_{d,a,K'_{d,a}-1}, \dots, \bar{r}_{d,a,K_d})$ で構成される。

点検データ全体の尤度関数 $\mathcal{L}(\phi, \psi, \beta, \sigma | \bar{\Xi})$ は、分析対象とする全鋼床版の全溶接部において獲得されている点検データが独立に生起していると考え、それらの同時確率を計算することにより定義できる。よって、式 (24) と式 (25) を用いて、

$$\begin{aligned} \mathcal{L}(\phi, \psi, \beta, \sigma | \bar{\Xi}) &= \prod_{d=1}^D \left\{ \prod_{a=1}^{A'_d} \ell_{d,a}(\phi, \psi | \bar{\Xi}_{d,a}) \right. \\ &\cdot \left. \prod_{a=A'_d+1}^{A_d} \ell'_{d,a}(\phi, \psi, \beta, \sigma | \bar{\Xi}_{d,a}) \right\} \quad (26) \end{aligned}$$

となる。ただし、 $\bar{\Xi}$ は尤度関数 (26) を定義するために必要な点検データセットを表し、具体的に $\bar{\Xi} = (\bar{\Xi}_{1,1}, \dots, \bar{\Xi}_{D,A_D})$ で構成される。なお、読者の便宜を図るために、付録においてベイズ推定法と MCMC 法を用いたパラメータの推定手法を詳細な説明を加えている。

(3) 尤度関数の完備化操作

尤度関数 (26) は、未知パラメータ $\phi, \psi, \beta, \sigma$ に関して高次の非線形多項式であり、複素解を含む多くの最適解を有しているために、最尤推定法を用いて未知パラメータの最尤推定値を求めることは非常に困難であ

る^{30),31)}。最尤推定法の代わりにベイズ推定法を用いれば、高次の非線形最適化問題を解くことを回避できるが、尤度関数 (26) が非常に多くの項で構成され、計算量が膨大になってしまう欠点がある^{30)–32)}。このような計算上の問題を克服するために、尤度関数の完備化操作が必要になる。

ここで、任意の鋼床版 d ($d = 1, \dots, D$) 内に存在するある疲労亀裂発生済み溶接部 a_d ($a_d = A'_d + 1, \dots, A_d$) に着目する。尤度関数 (26) を完備化操作するために、疲労亀裂発生済み溶接部 a_d における疲労亀裂の発生時点が $\tilde{\xi}_{d,a}$ であると考え、潜在変数を表す文字には、そのことを明確に示すために、記号「 \sim 」を付している。このとき、部分尤度関数 (25) を完備化操作した尤度関数 (以下、完備化尤度関数と呼ぶ) は、

$$\begin{aligned} & \tilde{\ell}'_{d,a}(\phi, \psi, \beta, \sigma | \bar{\Xi}_{d,a}, \tilde{\xi}_{d,a}) \\ &= \prod_{k=K'_d}^{K_{d,a}} f(\tilde{\xi}_{d,a} | \lambda, \alpha) \cdot \vartheta(\bar{t}_{d,k} - \tilde{\xi}_{d,a}) \quad (27) \\ & (d = 1, \dots, D; a = A'_d + 1, \dots, A_d) \end{aligned}$$

と定義できる。ただし、 $\lambda = \exp(\bar{\mathbf{x}}_d \phi')$, $\alpha = \exp(\bar{\mathbf{y}}_d \psi')$ である。同様にして、全ての疲労亀裂発生済み溶接部 $A'_d + 1, \dots, A_d$ において、疲労亀裂の発生時点 $\tilde{\xi}_{d,A'_d+1}, \dots, \tilde{\xi}_{d,A_d}$ ($= \tilde{\xi}_d$) を設定し、部分完備化尤度関数 $\tilde{\ell}'_{d,A'_d+1}, \dots, \tilde{\ell}'_{d,A_d}$ を定義することができる。さらに、分析対象とする全ての鋼床版内の疲労亀裂発生済み溶接部においても同様に部分完備化尤度関数を定義できる。よって、点検データ全体に関する完備化尤度関数は、

$$\begin{aligned} & \tilde{\mathcal{L}}(\phi, \psi, \beta, \sigma | \bar{\Xi}, \tilde{\xi}) \\ &= \prod_{d=1}^D \left\{ \prod_{a_d=1}^{A'_d} \ell_{d,a}(\phi, \psi | \bar{\Xi}_{d,a}) \right. \\ & \quad \cdot \left. \prod_{a_d=A'_d+1}^{A_d} \tilde{\ell}'_{d,a}(\phi, \psi, \beta, \sigma | \bar{\Xi}_{d,a}, \tilde{\xi}_{d,a}) \right\} \quad (28) \end{aligned}$$

と定義できる。ただし、 $\tilde{\xi}$ は潜在変数ベクトルを表し、具体的に $\tilde{\xi} = (\tilde{\xi}_1, \dots, \tilde{\xi}_D)$ で構成される。完備化尤度関数 (28) は通常の尤度関数 (26) よりも大幅に簡略化されている。ただし、完備化尤度関数 (28) を構成する潜在変数ベクトル $\tilde{\xi}$ は観測できない変数である。そこで、この潜在変数ベクトルに関する全条件付き事後確率分布を、完備化尤度関数 (28) をもとに導出する。疲労亀裂の発生時点 $\xi_{d,a}$ は、期間 $(\bar{t}_{d,K'_{d,a}-1}, \bar{t}_{d,K'_{d,a}})$ に存在するため、

$$\bar{t}_{d,K'_{d,a}-1} < \xi_{d,a} < \bar{t}_{d,K'_{d,a}} \quad (29)$$

を満足する。したがって、疲労亀裂の発生時点 ξ_a が $\tilde{\xi}_a$

である確率を表現する全条件付き事後確率分布は、

$$\begin{aligned} & \text{Prob} \left[\xi_{d,a} = \tilde{\xi}_{d,a} | \phi, \psi, \beta, \sigma, \bar{\Xi}_{d,a} \right] \\ &= \frac{\tilde{\ell}'_{d,a}(\phi, \psi, \beta, \sigma | \bar{\Xi}_{d,a}, \tilde{\xi}_{d,a})}{\int_{\bar{t}_{d,K'_{d,a}-1}}^{\bar{t}_{d,K'_{d,a}}} \tilde{\ell}'_{d,a}(\phi, \psi, \beta, \sigma | \bar{\Xi}_{d,a}, \xi_{d,a}) d\xi_{d,a}} \quad (30) \end{aligned}$$

となる。全条件付き事後確率分布 (30) は、未知パラメータ $\phi, \psi, \beta, \sigma$ で構成されるため、潜在変数 $\tilde{\xi}$ の全条件付き事後確率分布を先験的に求めることは不可能である。そこで、MCMC 法を用いて、未知パラメータ $\phi, \psi, \beta, \sigma$ の確率標本と潜在変数 $\tilde{\xi}$ の確率標本とを反復的にランダム発生させることにより、未知パラメータを推定する。このような手続きを用いて推定した未知パラメータのベイズ推定値が、尤度関数 (26) のみを用いて推定した未知パラメータの最尤推定値に収束することが証明されている³³⁾。

(4) 疲労亀裂進展モデルのサンプル選択と母集団特性

本研究では、疲労亀裂の発生・進展過程モデルにおいて疲労亀裂の進展過程を推定する際に、疲労亀裂の発生している溶接部のみの点検データを用いる。これは、疲労亀裂が発生している溶接部であるか否かに関係ない疲労亀裂の進展に関する普遍的な知見の獲得を目的とする場合、すなわちバイアスがなくランダムに発生した疲労亀裂の進展過程をモデル化する場合には、サンプル選択バイアス³⁴⁾が発生している状態であると捉えられる。また、社会基盤施設の損傷発生・進展モデルの推定においても、Heckman の提案した方法論³⁴⁾に基づき、サンプル選択バイアスを補正してモデル推定を行う方法が提案されている³⁵⁾。これらの方法では、損傷の進展量と損傷発生の有無を表す潜在変数のそれぞれの誤差項が多次元正規分布に従い相関していると仮定し、その相関性を利用しながらサンプル選択バイアスを補正する。さらに、多次元正規分布以外の分布を仮定した場合においても確率変数の変数変換により、同様の補正が可能である³⁶⁾。本研究で提案するようなハザードモデルに基づく疲労亀裂発生・進展過程モデルにおいても同様の方法によりサンプル選択バイアスの補正が可能であると考えられるが、その方法の妥当性の検証などは本論文の範疇を超えると判断し、今後の課題とする。そのため、本研究では、疲労亀裂が未発生の溶接部の疲労亀裂の進展過程の不可観測性に起因するサンプル選択バイアスの影響を排除したのちのランダムに発生した疲労亀裂群を母集団として分析対象とした場合には、疲労亀裂の進展過程は疲労亀裂の発生の有無と無相関に決定できると仮定して疲労亀裂発生・進展過程をモデル化している点には留意されたい。しかしながら、疲労亀裂の進展過程が疲労亀裂の発生の有無に応じて変化するような現象に、本研究で提案

する方法論を適用することは、疲労亀裂の発生の有無に起因した疲労亀裂の進展過程特性を持つような実際に観測される疲労亀裂群を母集団として分析を行っていると考えることができ、すでに疲労亀裂が発生している溶接部の疲労亀裂の進展過程を適切に評価するというマネジメント上の目的は満足できると考える。

5. 大規模修繕箇所の選定方法

(1) 最適な修繕施策の選択方法

本研究では、修繕施策の評価に対し平均費用法³⁷⁾を用いる。平均費用は、

$$\text{平均費用} = \frac{\text{総ライフサイクル費用}}{\text{ライフサイクル期間長}} \quad (31)$$

と定義される。

鋼床版の修繕方法を議論するための時間軸として、カレンダー時刻（以下、時刻）を用いる。鋼床版の修繕方法を決定する単位として個々の径間の個々の車線単位（以下、修繕単位）で、通常修繕か大規模修繕かを選定できるとする。以下、鋼床版 d ($d = 1, \dots, D$) は修繕単位を意味するものとする。鋼床版の修繕費用に基づく修繕施策の最適化問題は以下のように定式化される。

目的関数

- ◇ 鋼床版 d ($d = 1, \dots, D$) の平均費用： AC_d

設計変数

- ◇ 鋼床版 d に対する修繕施策： OMP_d

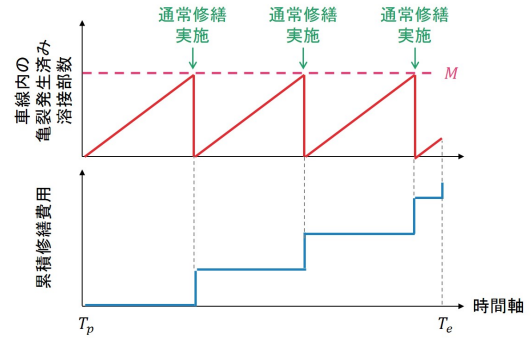
制約条件

- ◇ 鋼床版 d における任意の時刻 t での疲労亀裂発生済み溶接部数の期待値： $g_d(t)$
- ◇ 鋼床版における疲労亀裂発生済み溶接部数の許容値： M

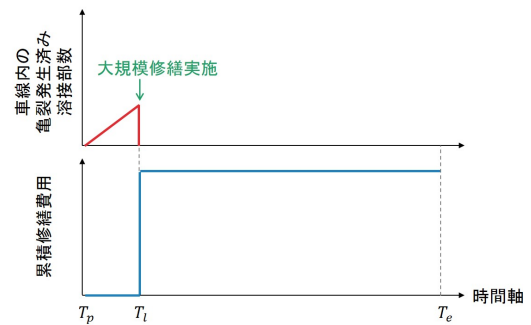
その他の条件

- ◇ 溶接部 1 つに対する当て板補修費用： U_j
- ◇ SFRC 舗装の施工費用： U_p
- ◇ 現時刻： T_p
- ◇ 大規模修繕実施時刻： T_l
- ◇ 高速道路の償還時刻： T_e

本研究では、鋼床版に対する修繕施策として、1) 通常修繕施策 ($OMP = 0$) と 2) 大規模修繕施策 ($OMP = 1$) を設定する。図-3(a)には通常修繕施策を採用した場合の疲労亀裂発生済み溶接部数と累積修繕費用の時間変化を表現した詳細図を示している。同図に示すように、鋼床版における疲労亀裂発生済み溶接部数が疲労亀裂発生済み溶接部数の許容値 M に達した時刻で、鋼床版内の全ての疲労亀裂発生済み溶接部に対して一斉に当て板補修が実施される。したがって、この場合のライフサイクル費用 $C_{N,d}$ を、高速道路の償還時刻までに要する鋼床版 d の溶接部の修繕費用 $C_{N1,d}$ と高速



(a) 通常修繕施策



(b) 大規模修繕施策

図-3 疲労亀裂発生済み溶接部数と累積修繕費用の時間変化を表現した概念図

道路の償還時刻での残存補修費用 $C_{N2,d}$ を足し合わせることで、

$$C_{N,d} = C_{N1,d} + C_{N2,d} \quad (32a)$$

$$C_{N1,d} = \lfloor \frac{g_d(T_e)}{M} \rfloor \cdot M \cdot U_j \quad (32b)$$

$$C_{N2,d} = \text{mod} \{g_d(T_e), M\} \cdot U_j \quad (32c)$$

と定式化する。ここに、記号 " $\lfloor \rfloor$ " は床関数を表す。このとき、平均費用は、

$$AC_{d,N} = \frac{C_{N,d}}{T_e - T_p} \quad (33)$$

と定式化できる。

一方で、図-3(b)には大規模修繕施策を採用した場合の疲労亀裂発生済み溶接部数と累積修繕費用の時間変化を表現した概念図を示している。同図に示すように、鋼床版における全ての疲労亀裂発生済み溶接部数が大規模修繕実施時期 T_l において一斉に修繕され、同時に舗装路面に対して、SFRC 舗装が施工される。SFRC 舗装の施工後には、疲労亀裂は発生しないと考えられる。したがって、この場合のライフサイクル費用 $C_{L,d}$ を、大規模修繕の実施時期までに要する鋼床版 d の溶接部の

修繕費用 $C_{L1,d}$ と SFRC 舗装の施工費用 $C_{L2,d}$ を足し合わせることで、

$$C_{L,d} = C_{L1,d} + C_{L2,d} \quad (34a)$$

$$C_{L1,d} = g_d(T_l) \cdot M \cdot U_j \quad (34b)$$

$$C_{L2,d} = AREA_d \cdot U_p \quad (34c)$$

と定式化する。ここに、 $AREA_d$ は鋼床版 d の舗装面積を表す。このとき、平均費用は、

$$AC_{d,L} = \frac{C_{L,d}}{T_e - T_p} \quad (35)$$

と定式化できる。

鋼床版 d に対する最適な修繕施策 OMP_d^* は、通常修繕施策を採用した場合の平均費用 $AC_{d,N}$ と大規模修繕施策を採用した場合の平均費用 $AC_{d,L}$ を比較することにより、

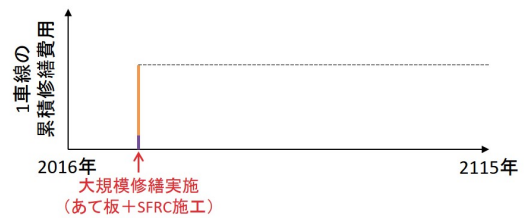
$$OMP_d^* = \begin{cases} 0 & (\text{if } AC_{d,N} < AC_{d,L}) \\ 1 & (\text{if } AC_{d,N} > AC_{d,L}) \end{cases} \quad (36)$$

と決定される。

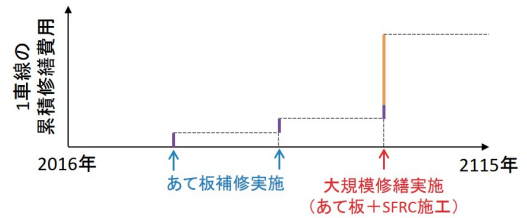
(2) 本研究におけるアプローチに関する留意点

本研究では、ライフサイクル期間に発生する修繕費用をライフサイクル費用と設定し、修繕単位ごとに通常修繕施策を採用したときの平均費用と大規模修繕施策を採用したときの平均費用を比較し、小さい方の修繕施策を当該修繕単位の最適修繕施策と決定する。

実施時刻の早い大規模修繕と実施時刻の遅い大規模修繕に関して比較検討する際に、本研究では、平均費用法を用い、大規模修繕後にはライフサイクル期間中に疲労亀裂が発生しないと仮定しているため、図-4 に示すように、実施時刻の早い大規模修繕と実施時刻の遅い大規模修繕を比較した場合、実施時刻の早い大規模修繕をすることによって、ライフサイクル期間に発生する疲労亀裂の累積数を少なくすることができ、それらを修繕するためのあて板補修費用も少なくなるため、大規模修繕の実施時刻が早ければ早いほど、修繕費用の低減が見込まれる。したがって、当て板補修費用 U_j や大規模修繕実施時刻 T_p が可変に設定されている条件のもとで、最適な大規模修繕の実施時刻を検討する際には、1) 大規模修繕施策がより有利となる条件設定として、大規模修繕の実施時刻が最小、あて板補修費用が最大、の場合と 2) 通常修繕施策がより有利となる条件として、通常修繕の実施時刻が最大、あて板補修費用が最小の 2 通りについての検討を実施する。その上で、分析対象の修繕単位を、1) どのような条件設定でも、通常修繕シナリオの平均費用が低い修繕単位、2) 条件設定によって、通常修繕シナリオの平均費用が低い場合も大規模修繕シナリオの平均費用が低い場合もある修繕単位、3) どのような条件設定でも、大規模修



(a) 実施時期の早い大規模修繕計画



(b) 実施時期の遅い大規模修繕計画

図-4 大規模修繕の実施時期が累積修繕費用に及ぼす影響

繕シナリオの平均費用が低い修繕単位の 3 つのグループに分類する。

6. おわりに

本研究では、膨大な数の鋼床版で構成される高速道路ネットワークシステムの中から、大規模修繕を適用することが修繕費用の観点から望ましい鋼床版を選定するための方法論を提案した。修繕費用は、ライフサイクル期間中に発生する疲労亀裂の修繕費用と設定した。さらに、既設の鋼床版に対する点検業務によって獲得される情報に基づいた鋼床版のための統計モデルを開発し、その推定手法を示した。モデルと疲労亀裂の発生時点を同時にベイズ推定することにより、疲労亀裂の発生時点の不可観測性を解消している点が、本研究で開発したモデル推定手法の大きな特長である。さらに、本研究で提案した方法論を実際の高速道路に関するデータに適用した実証分析を行い、本研究の有用性を示した。本研究によって獲得された知見は、高速道路橋管理者がアセットマネジメントをより高度化するために活用されることが期待される。なお、本研究で提案した方法論を高速道路橋の点検データに適用した実証分析に関しては、研究発表会当日に発表する予定である。

付録 ベイズ推定法と MCMC 法を用いたパラメータ推定

(1) 事前確率分布の設定

貝戸ら³⁹⁾は、未知パラメータの事前確率分布を、技術者が有する先験的知識に基づいて設定することにより、データ数が少ない場合でも、精度良くパラメータを推定できるという利点があることを挙げている。しかし、このような主観に基づき、事前確率分布を設定するのは、それをを用いて推定するパラメータの事後確率分布に客観性が少ないという問題が存在する。さらに、尤度関数を決定するために用いるデータや事前分布の設定によっては、尤度関数に比べて事前確率分布が圧倒的な情報量を持ち、推定された事後確率分布が設定した事前確率分布と大差ない場合もある。

そこで、本研究では、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。具体的には、すなわち確率分布の変数変換を行っても、少なくとも尤度がある程度存在する範囲においては一様性を保つようにするために、部分的な一様分布を設定する。Jeffreys はフィッシャーの情報量の平方根に比例するように定めることで、このような局所一様分布が得られることを示している。

(2) 事後確率密度関数の定式化

事後確率密度関数は、尤度関数と事前確率密度関数の積で定義できる。点検データセット Ξ 、および潜在変数ベクトル $\tilde{\xi}$ を所与としたときの完備化事後確率密度関数 $\Pi(\phi, \psi, \beta, \sigma | \Xi, \tilde{\xi})$ は、

$$\begin{aligned} \Pi(\phi, \psi, \beta, \sigma | \Xi, \tilde{\xi}) \\ = \tilde{\mathcal{L}}(\phi, \psi, \beta, \sigma | \Xi, \tilde{\xi}) \end{aligned} \quad (\text{付 1})$$

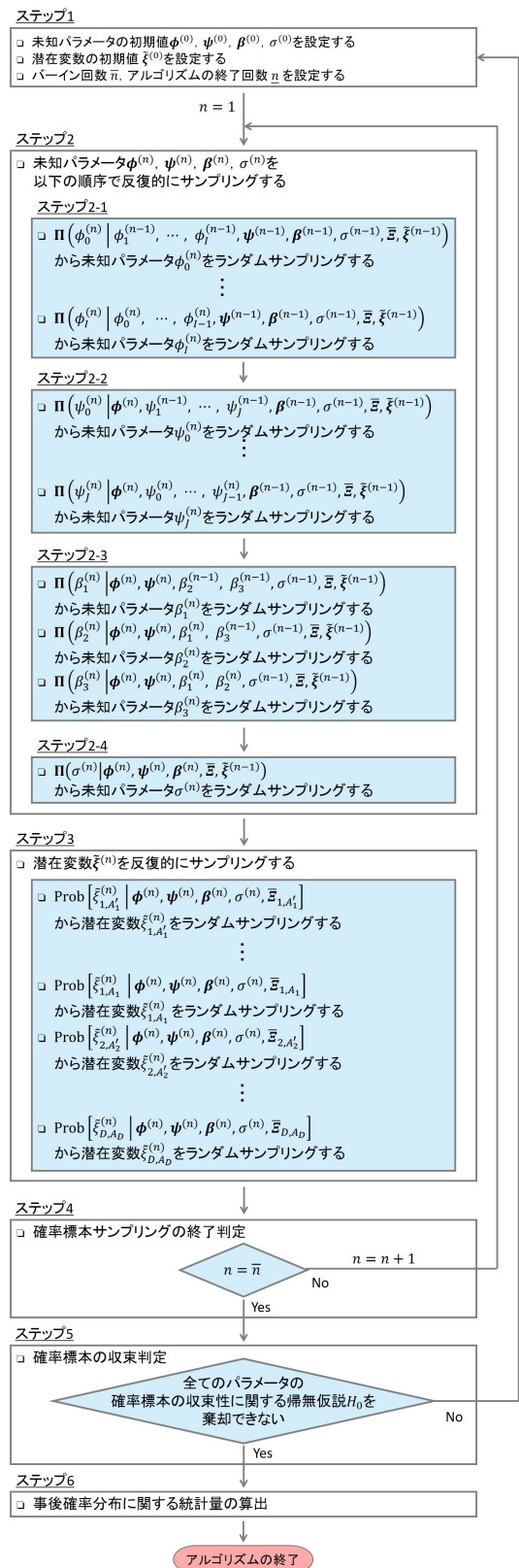
と定義できる。

(3) パラメータ推定アルゴリズム

本研究で提案するモデルのパラメータの事後確率分布を推定するためのサンプルをランダム発生させるための具体的なアルゴリズムを以下と付図-1 の推定フローチャートで説明する。なお、設定したパラメータの初期値、潜在変数の初期値がパラメータの事後確率分布の推定に及ぼす影響を小さくするために、記録したサンプリング値を事後確率分布の推定に用いる。

ステップ 1 初期設定

未知パラメータの初期値 $\phi^{(0)}, \psi^{(0)}, \beta^{(0)}, \sigma^{(0)}$ を設定する。また、潜在変数についても初期値 $\tilde{\xi}^{(0)}$ を設定する。さらに、MCMC 法のバーイン回数 n 、パラメータのサンプリング回数（アルゴリズムの計算回数） \bar{n} を設定する。 $n = 1$ としてステップ 2 に進む。



付図-1 推定フロー

ステップ 2 未知パラメータのサンプリング

ステップ 2-1 $\phi^{(n)}$ のサンプリング

$\phi_0^{(n)}$ を MH アルゴリズムにより、ランダムサンプリングする。 $\phi_0^{(n-1)}$ に対して、 $\phi_0^{(n)}$ の候補点 ϕ_0' を酔

歩連鎖

$$\phi_0' = \phi_0^{(n-1)} + \epsilon \quad (\text{付 2})$$

により発生させる。ここに ϵ は平均が 0, 分散が σ^2 の正規分布に従う乱数 (正規乱数) である。

候補点 ϕ_0' の採択確率 η は,

$$\eta(\phi_0^{(n-1)}, \phi_0') = \frac{\min \left\{ \Pi(\phi_0' | \phi_1^{(n-1)}, \dots, \phi_A^{(n-1)}, \psi^{(n-1)}, \beta^{(n-1)}, \sigma^{(n-1)}, \tilde{\xi}^{(n-1)}, \tilde{\Xi}) \cdot q(\phi_0', \phi_0^{(n-1)}) \right\}}{\left[\Pi(\phi_0^{(n-1)} | \phi_1^{(n-1)}, \dots, \phi_A^{(n-1)}, \psi^{(n-1)}, \beta^{(n-1)}, \sigma^{(n-1)}, \tilde{\xi}^{(n-1)}, \tilde{\Xi}) \cdot q(\phi_0^{(n-1)}, \phi_0') \right], 1 \right]} \quad (\text{付 3})$$

となる。候補点を採択するか否かを決定するには, (0, 1) 上の一様乱数 ν を発生させて,

$$\phi_0^{(n)} = \begin{cases} \phi_0' & \text{if } \nu \leq \eta(\phi_0^{(n-1)}, \phi_0') \\ \phi_0^{(n-1)} & \text{if } \nu > \eta(\phi_0^{(n-1)}, \phi_0') \end{cases} \quad (\text{付 4})$$

とランダムに $\phi_0^{(n)}$ を決定する。以下, $\phi_0^{(n)}$ のサンプリングと同様に, 順次 $\phi_1^{(n)}, \dots, \phi_A^{(n)}$ をランダムサンプリングする。

ステップ 2-2 に進む。

ステップ 2-2 $\psi^{(n)}$ のサンプリング

◇ 未知パラメータ $\psi_0^{(n)}$ を $\Pi(\psi_0^{(n)} | \phi^{(n)}, \psi_1^{(n-1)}, \dots, \psi_B^{(n-1)}, \beta^{(n-1)}, \sigma^{(n-1)}, \tilde{\xi}^{(n-1)}, \tilde{\Xi})$ からランダムサンプリングする。

⋮

◇ 未知パラメータ $\psi_B^{(n)}$ を $\Pi(\psi_B^{(n)} | \phi^{(n)}, \psi_0^{(n)}, \dots, \psi_{B-1}^{(n)}, \beta^{(n-1)}, \sigma^{(n-1)}, \tilde{\xi}^{(n-1)}, \tilde{\Xi})$ からランダムサンプリングする。

ステップ 2-3 に進む。

ステップ 2-3 $\beta^{(n)}$ のサンプリング

◇ 未知パラメータ $\beta_1^{(n)}$ を $\Pi(\beta_1^{(n)} | \phi^{(n)}, \psi^{(n)}, \beta_2^{(n-1)}, \beta_3^{(n-1)}, \sigma^{(n-1)}, \tilde{\xi}^{(n-1)}, \tilde{\Xi})$ からランダムサンプリングする。

⋮

◇ 未知パラメータ $\beta_3^{(n)}$ を $\Pi(\beta_3^{(n)} | \phi^{(n)}, \psi^{(n)}, \beta_1^{(n)}, \beta_2^{(n)}, \sigma^{(n-1)}, \tilde{\xi}^{(n-1)}, \tilde{\Xi})$ からランダムサンプリングする。

ステップ 2-3 に進む。

ステップ 2-4 $\sigma^{(n)}$ のサンプリング

◇ 未知パラメータ $\sigma^{(n)}$ を $\Pi(\sigma^{(n)} | \phi^{(n)}, \psi^{(n)}, \beta^{(n)}, \tilde{\xi}^{(n-1)}, \tilde{\Xi})$ からランダムサンプリングする。

ステップ 3 に進む。

ステップ 3 潜在変数 $\tilde{\xi}^{(n)}$ のサンプリング

◇ 潜在変数 $\xi_{A'+1}^{(n)}$ を $\text{Prob} \left[\xi = \xi_{A'+1}^{(n)} | \phi^{(n)}, \psi^{(n)}, \beta^{(n)}, \sigma^{(n)}, \tilde{\Xi}_{A'+1} \right]$ からランダムサンプリングする。

⋮

◇ 潜在変数 $\xi_A^{(n)}$ を $\text{Prob} \left[\xi = \xi_A^{(n)} | \phi^{(n)}, \psi^{(n)}, \beta^{(n)}, \sigma^{(n)}, \tilde{\Xi}_A \right]$ からランダムサンプリングする。

ステップ 4 に進む。

ステップ 4 確率標本サンプリングの終了判定

稼働検査期間 (burn-in period) に抽出された確率標本を, 事後確率分布の推定に用いるのは, 確率標本に初期値の影響が含まれているために, 相応しくない。初期値の影響が十分に排除された確率標本を用いて, 事後確率分布を推定するために, サンプリング回数 n がバーイン回数 \underline{n} よりも小さい場合, $n = n+1$ とし, ステップ 2 に戻る。 n が \underline{n} よりも大きい場合, $\phi^{(n)}, \psi^{(n)}, \beta^{(n)}, \sigma^{(n)}$ を記録し, ステップ 5 に進む。サンプリング回数 n がアルゴリズムの終了回数 \bar{n} に達していない場合, $n = n+1$ とし, ステップ 2 に戻る。 n が \bar{n} に達した場合, ステップ 5 に進む。

ステップ 5 確率標本の収束判定

Geweke 検定により, MH アルゴリズムで得られた各パラメータの確率標本 $\phi^{(\underline{n}+1)}, \dots, \phi^{(\bar{n})}, \psi^{(\underline{n}+1)}, \dots, \psi^{(\bar{n})}, \beta^{(\underline{n}+1)}, \dots, \beta^{(\bar{n})}, \sigma^{(\underline{n}+1)}, \dots, \sigma^{(\bar{n})}$ の収束性を確認する。ここでは, Geweke 検定⁴⁰⁾を用いて確率標本の収束性を仮説検定する。Geweke 検定では, 標本系列の前半の一部と後半の一部で確率標本の平均値が同じであるかどうかを確認する。具体的には, 例えば, 確率標本系列 $\phi_0^{(\underline{n}+1)}, \dots, \phi_0^{(\bar{n})}$ の前半の一部分と後半の一部分の平均値をそれぞれ $\hat{\mu}_1(\phi_0), \hat{\mu}_2(\phi_0)$ とすると, 不変分布である事後分布に収束していれば, $\hat{\mu}_1(\phi_0) = \hat{\mu}_2(\phi_0)$ であることが期待される。そこで, 帰無仮説 $H_0 : \hat{\mu}_1(\phi_0) = \hat{\mu}_2(\phi_0)$ を対立仮説 $H_1 : \hat{\mu}_1(\phi_0) \neq \hat{\mu}_2(\phi_0)$ に対して仮説検定を行い, 帰無仮説 H_0 が棄却されるならば確率標本は収束していないという 2 標本 Z 検定を行う。

仮説検定を行うための標準正規分布に従う検定統計量 (Geweke 検定統計量) は,

$$Z_{\phi_0} = \frac{\hat{\mu}_1(\phi_0) - \hat{\mu}_2(\phi_0)}{\sqrt{\hat{\nu}_1^2(\phi_0) + \hat{\nu}_2^2(\phi_0)}} \quad (\text{付 5})$$

となる。ここに、

$$\left\{ \begin{aligned} \hat{\mu}_1(\phi_0) &= \sum_{n=\underline{n}+1}^{\underline{n}+\underline{n}_1} \frac{\phi_0^{(n)}}{n_1} & (\text{付 6a}) \\ \hat{\mu}_2(\phi_0) &= \sum_{r=\bar{n}-\underline{n}_2+1}^{\bar{n}} \frac{\phi_0^{(n)}}{n_2} & (\text{付 6b}) \\ \hat{\nu}_1^2(\phi_0) &= \frac{2\pi \hat{f}_{1,\phi_0}(0)}{n_1} & (\text{付 6c}) \\ \hat{\nu}_2^2(\phi_0) &= \frac{2\pi \hat{f}_{2,\phi_0}(0)}{n_2} & (\text{付 6d}) \end{aligned} \right.$$

である。ただし、 n_1, n_2 はそれぞれ確率標本系列の前半部分、後半部分を決定するパラメータであり、Geweke の推奨値に従って $n_1 = 0.1(\bar{n} - \underline{n}), n_2 = 0.5(\bar{n} - \underline{n})$ を採用する。また、 $2\pi \hat{f}_{1,\phi_0}(0), 2\pi \hat{f}_{2,\phi_0}(0)$ はスペクトル密度関数であり、その推定値は、

$$2\pi \hat{f}_{l,\phi_0}(0) = l\hat{\omega}_0 + 2 \sum_{s=1}^q w(s, q) l\hat{\omega}_{s,q} \quad (\text{付 7})$$

$$(l = 1, 2)$$

として求まる。ここに、

$$\left\{ \begin{aligned} 1\hat{\omega}_0 &= \sum_{n=\underline{n}+1}^{\underline{n}+\underline{n}_1} \frac{(\phi_0^{(n)} - \hat{\mu}_1(\phi_0))^2}{n_1} & (\text{付 8a}) \\ 2\hat{\omega}_0 &= \sum_{n=\bar{n}-\underline{n}_2+1}^{\bar{n}} \frac{(\phi_0^{(n)} - \hat{\mu}_2(\phi_0))^2}{n_2} & (\text{付 8b}) \\ 1\hat{\omega} & & (\text{付 8c}) \\ &= \sum_{n=\underline{n}+s+1}^{\underline{n}+\underline{n}_1} \frac{(\phi_0^{(n)} - \hat{\mu}_1(\phi_0))(\phi_0^{(n-s)} - \hat{\mu}_1(\phi_0))}{n_1} & (\text{付 8d}) \\ 2\hat{\omega} & & (\text{付 8d}) \\ &= \sum_{n=\bar{n}-\underline{n}_2+s+1}^{\bar{n}} \frac{(\phi_0^{(n)} - \hat{\mu}_2(\phi_0))(\phi_0^{(n-s)} - \hat{\mu}_2(\phi_0))}{n_2} \\ w(s, q) &= 1 - \frac{s}{q+1} & (\text{付 8e}) \end{aligned} \right.$$

である。ただし、 q は、スペクトル密度の近似度を表すパラメータであり、Geweke の推奨値に従って $q = 20$ を採用する。標準正規分布は原点に関して対象であるから、標準正規分布のパーセント点 $Z(\varphi/2)$ を用いて、 $|Z_{\phi_0}| > Z(\varphi/2)$ となった場合、不変分布への収束性に関する帰無仮説 H_0 を、設定した有意水準において棄却でき、 $|Z_{\phi_0}| \leq Z(\varphi/2)$ となった場合、帰無仮説 H_0 を設定した有意水準において棄却できない。ここに、 $Z(\varphi/2)$ は標準正規分布においてその点より上側の確率が $100\varphi\%$ となるパーセント点である。例えば、有意水準 5% ($\varphi/2 = 0.025$) を設定したとき、 $Z(\varphi/2) = 1.96$ となる。他のパラメータの確率標本に関しても、同様に収束の有意性を検定する。確率標本の収束の有意性が確認できれば、ステップ 7 に進む。収束の有意性が確認できなければ、ステップ 1 に戻り、パーイン回数 \underline{n} やパラメータのサンプリング回数 \bar{n} を増やしたり、パ

ラメータの初期値を変更して再度確率標本のサンプリングを実施する。

ステップ 6 事後確率分布に関する統計量の算出

得られた各パラメータの事後確率分布の確率標本を用いて、事後確率分布に関する統計量を算出する。例えば、未知パラメータ ϕ_0 の場合、事後確率分布の期待値を算出するには、

$$E[\phi_0] = \sum_{n=\underline{n}+1}^{\bar{n}} \frac{\phi_0^{(n)}}{\bar{n} - \underline{n}} \quad (\text{付 9})$$

と計算する。さらに、 $100(1 - 2\kappa)\%$ ベイズ信用区間を算出するには、確率標本 $\phi_0^{(\underline{n}+1)}, \dots, \phi_0^{(\bar{n})}$ を小さい順に並べ替えた順序統計量 $\phi_0^{\{1\}}, \dots, \phi_0^{\{\bar{n}-\underline{n}\}}$ を用いて、

$$\phi_0^{\{[(\bar{n}-\underline{n})\kappa]\}} \leq \phi_0 \leq \phi_0^{\{[(\bar{n}-\underline{n})(1-\kappa)]\}} \quad (\text{付 10})$$

と定義できる。ここに、記号 " $\lceil \]$ " は天井関数を表し、 $\lceil (\bar{n} - \underline{n})\kappa \rceil$ は $(\bar{n} - \underline{n})\kappa$ 以上の最小の整数を示す。また、記号 " $\lfloor \]$ " は床関数を表し、 $\lfloor (\bar{n} - \underline{n})(1 - \kappa) \rfloor$ は $(\bar{n} - \underline{n})(1 - \kappa)$ 以下の最大の整数を示す。例えば、 $\underline{n} = 3,000$ かつ $\bar{n} = 13,000$ であるとき、 90% ベイズ信用区間 ($\kappa = 0.05$) は、 $[\phi_0^{\{500\}}, \phi_0^{\{9500\}}]$ となる。他のパラメータに関しても、得られた確率標本から同様に事後確率分布の期待値、ベイズ信用区間を計算して、未知パラメータの推定は終了となる。

参考文献

- 1) 土木学会鋼構造委員会鋼床版の疲労改訂小委員会編集：鋼床版の疲労〈2010年改訂版〉，土木学会，2010。
- 2) Madanat, S.: Incorporating inspection decisions in pavement management, *Transportation Research Part B*, Vol.27, Issue 6 pp.425-438, 1993.
- 3) Madanat, S. and Ben-Akiva, M.: Optimal inspection and repair policies for infrastructure facilities, *Transportation Science*, Vol.28, Issue 1, pp.55-62, 1994.
- 4) Lancaster, T.: *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press, 1990.
- 5) 青木一也，山本浩司，小林潔司：劣化予測のためのハザードモデルの推計，土木学会論文集，No.791/VI-67, pp.111-124, 2005.
- 6) 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.
- 7) 青木一也，山本浩司，津田尚胤，小林潔司：多段階ワイブル劣化ハザードモデル，土木学会論文集，No.798/VI-68, pp.125-136, 2005.
- 8) 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.
- 9) Nam, L. T., 貝戸清之，小林潔司，起塚亮輔：ポアソン隠れマルコフ劣化モデルによる舗装劣化過程のモデル化，土木学会論文集 F4, Vol.68, No.2, pp.62-79, 2012.7
- 10) 小林潔司，貝戸清之，江口利幸，大井明，起塚亮輔：舗装構造の階層的隠れマルコフ劣化モデル，土木学会論文集 D3, Vol.67, No.4, pp.422-440, 2011.
- 11) 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：判定基準変更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.

- 12) 小林潔司, 貝戸清之, 大井明, Thao, N. D., 北浦直樹: データ欠損を考慮した複合的隠れマルコフ舗装劣化モデルの推計, 土木学会論文集 E1, Vol.71, No.2, pp.63-80, 2015.
- 13) Pacheco J. and Polder R.: Corrosion initiation and propagation in cracked concrete - a literature review, *Andrade C., Gulikers J. (eds) Advances in Modeling Concrete Service Life*, Springer, Vol.3, pp.85-93, 2012.
- 14) Madanat, S., Bulusu, S. and Mahmoud A.: Estimation of infrastructure distress initiation and progression models, *Journal of Infrastructure Systems*, Vol.1, Issue 3, pp.146-150, 1995.
- 15) Shin, H. C. and Madanat, S.: Development of a stochastic model of pavement distress initiation, *J. Infrastructure Plan. and Man.*, JSCE, No.744/IV-61, pp.61-67, 2003.
- 16) Nakat, Z. E. and Madanat, S.: Stochastic duration modeling of pavement overlay crack initiation, *Journal of Infrastructure Systems*, Vol.14, Issue 3, 2008.
- 17) Reger, D., Christofa, E., Guler, I. and Madanat, S.: Estimation of pavement crack initiation models by combining experimental and field data, *Journal of Infrastructure Systems*, Vol.19, Issue 4, 2013.
- 18) 水谷大二郎: アセットマネジメントにおけるデータ欠損補完と多元的劣化評価に関する研究, 大阪大学博士学位論文, 2016.
- 19) 水谷大二郎, 小林潔司, 風戸崇之, 貝戸清之, 松島格也: 連続量を用いた劣化ハザードモデル: 舗装耐荷力への適用, 土木学会論文集 D3, Vol.72, No.2, pp.191-210, 2016.
- 20) 例えば, 平林泰明, 下里哲弘, 若林登: 首都高速道路の疲労損傷とその対策, 橋梁と基礎, 2005.
- 21) 三木千壽, 菅沼久忠, 富澤雅幸, 町田文孝: 鋼床版箱桁橋のデッキプレート近傍に発生した疲労損傷の原因, 土木学会論文集, No.780/I-70, pp.57-69, 2005.
- 22) 時田英夫, 永井政伸, 三木千壽: 交通データをベースとした首都高速道路の疲労環境の評価, 土木学会論文集, No.794/I-72, pp.55-65, 2005.
- 23) 森河久, 下里哲弘, 三木千壽, 市川篤司: 箱断面柱を有する鋼製橋脚に発生した疲労損傷の調査と応急対策, 土木学会論文集, No.703/I-59, pp.177-183, 2002.
- 24) 三木千壽, 市川篤司, 坂本拓, 田辺篤史, 時田英夫, 下里哲弘: 鋼製箱形断面ラーメン橋脚隅角部の疲労特性, 土木学会論文集, No.710/I-60, pp.361-371, 2002.
- 25) 村越潤, 小菅匠, 石井博典, 春日井俊博, 遠山直樹, 石澤俊希: ビード進展き裂を有する鋼床版に対する SFRC 舗装の対策効果に関する検討, 土木学会論文集 A1, Vol.68, No.3, pp.722-737, 2012.
- 26) 三木千壽, 鈴木啓悟, 加納隆史, 佐々木栄一, 石田稔, 高森博之: 鋼床版の疲労への SFRC 舗装による予防補強とその健全性モニタリング, 土木学会論文集 A1, Vol.62, No.4, pp.950-963, 2006.
- 27) 松坂敏博, 森山陽一, 小笹浩司, 太田秀樹, 藤野陽三, 宮川豊章, 西村和夫: 高速道路の構造物における大規模更新および大規模修繕の導入と課題, 土木学会論文集 F4, Vol.73, No.1, pp.1-18, 2017.
- 28) 小林潔司, 江口利幸, 大井明, 青木一也, 貝戸清之, 松村泰典: 舗装構造の最適補修更新モデル, 土木学会論文集 E1, Vol.68, No.2, pp.54-68, 2012.
- 29) Paris P. C. and Erdogan F.: A critical analysis of crack propagation laws, *Journal of Basic Engineering*, The American Society of Mechanical Engineering (ASME), Vol. 85, No. 1, pp. 528-534, 1963.
- 30) 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.
- 31) 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.
- 32) Titterton, D. M., Smith, A. F. M. and Markov, U. E.: *Statistical Analysis of Finite Mixture Distributions*, John Wiley & Sons, 1985.
- 33) 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.
- 34) Heckman, J. J.: The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models, *Annals of Economic Social Measurements*, Vol.5, No.4, pp.475-492, 1976.
- 35) Madanat, S., Nakat, Z., and Jin, E. J.: Empirical modeling of pavement overlay crack progression with field data, *Journal of Infrastructure Systems*, Vol.16, Issue 4, pp.292-298, 2010.
- 36) Lee, L.-F.: Generalized econometric models with selectivity, *Econometrica*, Vol.51, No.2, pp.507-512, 1983.
- 37) 小林潔司: 分権的ライフサイクル費用評価と集計的効率性, 土木学会論文集, No.793/VI-68, pp.59-71, 2005.
- 38) Akaike, H.: Information theory and an extension of the maximum likelihood principle, *Proceedings of the 2nd International Symposium on Information Theory*, pp.267-281, 1973.
- 39) 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定, 土木学会論文集 A, Vol.63, No.2, pp.336-355, 2007.
- 40) Geweke, J.: Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to the calculation of posterior moments, in Bernardo, J. M., Berger, J. M., Dawid, A. P. and Smith, A. F. M. (eds.): *Bayesian Statistics 4*, pp.169-193, Oxford University Press, 1996.

(?. ?. ? 受付)

FILTERING STEEL DECKS IN EXPRESSWAY BRIDGES
FOR THE APPLICATION OF LARGE SCALE REPAIR WORKS
BASED ON FATIGUE CRACK GENERATION AND PROPAGATION
PROCESSES

Yohei NINOMIYA, Daijiro MIZUTANI, Kiyoyuki KAITO and Kiyoshi KOBAYASHI