

道路利用条件の変化や長寿命化技術の導入が 舗装寿命に与える影響の定量的評価に関する研究

大阪大学大学院工学研究科 准教授 貝戸清之

概要：

社会基盤施設に対する長寿命化技術に関しては、その導入効果を定量的かつ継続的に評価するための枠組みを構築しておくことがアセットマネジメントを実践していく上で重要な課題となる。本研究では、長寿命化技術の導入効果を導入前後の劣化速度の差異として評価する。その際に、長寿命化技術の導入効果が劣化過程のいずれの段階で最も発現し得るかを明らかにするために、劣化速度を規定する劣化ハザード率に対して、健全度ごとに段階的に変化する劣化異質性を考慮した混合マルコフ劣化ハザードモデルを提案する。推定された異質性パラメータの差異の有意性を仮説検定により評価し、長寿命化技術の導入効果を定量的に事後評価する。さらに、実際の社会基盤施設に対する点検データを用いて長寿命化技術の導入効果を評価し、提案手法の有用性を示す。

キーワード: 段階的劣化異質性, 混合マルコフ劣化ハザードモデル, アセットマネジメント, 舗装寿命

1. 研究の背景と目的

老朽化が進む社会基盤施設に対する維持管理の効率化、ライフサイクル費用の削減、劣化リスクの低減などを目的として、新しい補修工法、建設材料、構造形式など、社会基盤施設の長寿命化を図るための技術（以下、長寿命化技術）が開発されている。

長寿命化技術の導入に際しては、室内試験やシミュレーション等を通して性能（導入効果）を評価した後に、実構造物に対する試験施工を行うことになる。室内試験やシミュレーションでは膨大なサンプルを様々な条件下で用いる一方で、試験施工は施工箇所や評価期間が限定的とならざるを得ない。実際に、個別の社会基盤施設に関して長寿命化技術の導入前後の状態を追跡調査した事例は存在するものの、本格的に導入がなされた長寿命化技術の実供用下における導入効果を定量的に評価した事例は数少ない。

実際の社会基盤施設は、様々な施工条件、構造条件、環境条件、使用条件の下で供用される。そのため、実用化された長寿命化技術もあらゆる条件下で導入されることになる。しかしながら、試験施工で導入効果が確認できたとしても、多様な条件下で当初期待された導入効果を発現できるか否かは不明である。このような状況下で、長寿命化技術の導入効果を評価するためには、対象となる社会基盤施設（長寿命化技術の未導入も含む）から一律かつ長期に亘って獲得できる情報、すなわち、通常の

日常的な点検業務を通して獲得できる情報に基づいて評価手法を確立する必要がある。さらに、長寿命化技術の導入効果が得られるような条件下であっても、その導入効果が社会基盤施設の健全度に関わらず、導入直後から発現し得るのか、あるいは特定の健全度で発現し得るのかを確認することは容易ではない。長寿命化技術の導入効果を定量的かつ継続的に評価するための枠組みを構築しておくことは、アセットマネジメントを実践していく上で重要な課題である。管理者が管理する膨大な施設群に対して、適切なタイミングで適切な長寿命化技術を導入し、施設群の価値最大化を図るためには、長寿命化技術の導入効果を確認できる施設特性や劣化事象を把握することが望ましい。

以上の問題意識のもとで、本研究では離散的な健全度による（1, 2, 3, ... という離散的指標により劣化状態が表されているような）点検データを用いた社会基盤施設の統計的劣化予測手法に基づき、長寿命化技術の導入効果を劣化速度（寿命）の差異として事後的に評価する。具体的には、劣化の進展度合いを表す健全度ごとに劣化ハザード率の異質性を評価するために、異質性パラメータを離散的な健全度ごとに段階的に設定した混合マルコフ劣化ハザードモデルを定式化する。その上で、長寿命化技術の導入前後の異質性パラメータを健全度ごとに推定し、その推定結果を相対比較することにより、長寿命化技術の導入効果を詳細に事後評価するための方法論を提案する。以下、2 で本研究の基本的な考え方を述べる。

3. で健全度ごとに異なる劣化ハザード率の段階的異質性を考慮した混合マルコフ劣化ハザードモデルを定式化し、4. でその階層ベイズ推定法について説明する。5. で舗装の代表的な条件における平均的な劣化曲線の推定を行うとともに混合マルコフ劣化ハザードモデルの推定結果に基づく長寿命化技術の導入効果の事後評価を行う。

2. 基本的な考え方

本研究では、離散的な健全度で劣化状態が表現される社会基盤施設を対象とし、過去の点検履歴や建設時点に関する情報を用いることなく、現時点での劣化状態のみを用いて将来時点の劣化過程を予測できるマルコフ過程モデルを用いる。マルコフ過程モデルのマルコフ推移確率を点検データから非集計的に推定するための方法論として、多段階指数ハザードモデル（マルコフ劣化ハザードモデル）¹⁾ が開発されている。なかでも、小濱等²⁾ は、マルコフ劣化ハザードモデルに対して不可観測要因に起因した劣化過程の変動である異質性をパラメトリックに表現した混合マルコフ劣化ハザードモデルを提案している。混合マルコフ劣化ハザードモデルでは、施設固有の劣化ハザード率（以下、個別ハザード率）を、施設グループ単位（施設グループは異質性パラメータを設定する基本単位である。研究やマネジメント上の意思決定の目的に応じて、路線単位や個々の施設単位で異質性パラメータが設定される）で設定された異質性パラメータと標準ハザード率（対象母集団全体の平均的な劣化ハザード率）の積として定義することにより、個々の施設に対してミクロな（施設グループ単位での）劣化予測を可能にしている。従来のモデルでは、ある健全度において個別ハザード率が大きい場合（すなわち、異質性パラメータが大きい場合）、他の健全度の個別ハザード率も相対的に大きくなる。しかしながら、異なる健全度における劣化ハザード率の異質性が一定であるとの保証はない。劣化過程に介在する異質性の評価精度向上のためにも、異なる健全度における劣化ハザード率に異なる異質性が存在するか否かを検証し、健全度間の劣化ハザード率の異質性が有意に異なる場合にはそのことを明示的に考慮した劣化予測モデルを開発することが必要となる。このような問題意識から、本研究では、段階的に異なる異質性パラメータを健全度ごとに定義した混合マルコフ劣化ハザードモデルを提案する。

本研究で提案する混合マルコフ劣化ハザードモデルでは、施設グループ k ($k = 1, \dots, K$) に属する施設 l_k ($l_k = 1, \dots, L_k$) の健全度 i ($i = 1, \dots, I - 1$) の個別ハザード率を、

施設 l_k の健全度 i の個別ハザード率： λ_{i,k,l_k}

= 施設 l_k の健全度 i の標準ハザード率： $\tilde{\lambda}_{i,k,l_k}$

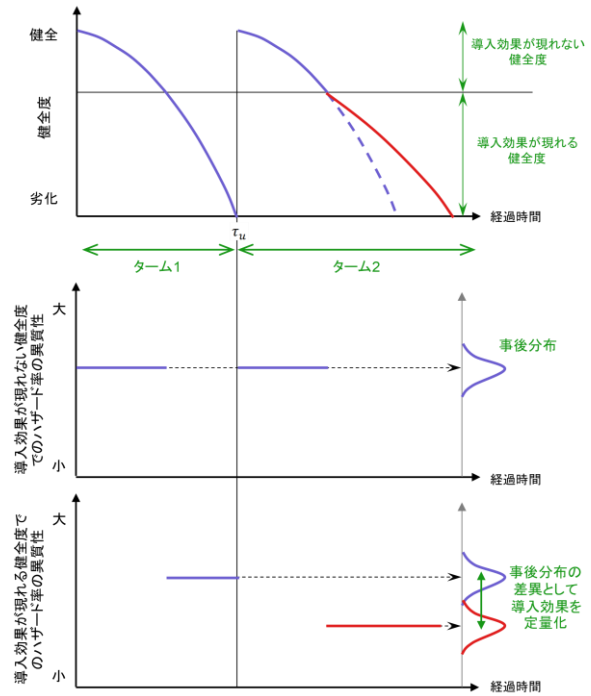


図-1 段階的異質性と長寿命化技術導入効果

× 施設グループ k の健全度 i の異質性パラメータ： $\varepsilon_{i,k}$ (1)

と表現する。ただし、施設 l_k の健全度 i の標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_{i,k,l_k}$ は、施設 l_k 固有の説明変数を入力変数とする関数とし、施設グループ内の全ての施設に対して同一の関数を設定するために標準ハザード率と称する。また、健全度 i の値が大きいほど劣化が進展している状態を表す。微小時間 Δt の間には隣接する健全度 i から $i + 1$ にのみ推移し得ると考える。施設グループ k の健全度 i の異質性パラメータ $\varepsilon_{i,k}$ は、施設 l_k において可観測な説明変数の影響を取り除いた後の、施設グループ k に固有の不可観測要因の影響を受けた健全度 i から $i + 1$ への劣化過程の特性を表している。

施設グループ k の健全度 i における異質性パラメータ $\varepsilon_{i,k}$ を用いて、長寿命化技術の導入効果を定量化することを考える。本研究で提案する方法論により、複数種類の長寿命化技術の導入効果や、複数回の長寿命化技術の導入効果を評価することも可能であるが、ここでは、1種類の長寿命化技術が1度だけ導入される場合を考える。さらに、長寿命化技術が個々の施設ではなく、個々の施設グループ単位で同時に導入されると仮定する。

図-1に示すように、長寿命化技術の導入前後で異なる異質性パラメータを設定する。ある施設において、供用開始から長寿命化技術導入時点までをタム1、長寿命化技術導入時点から現在時点までをタム2と定義する。上述の仮定より、タム u ($u = 1, 2$)は施設グループ

づごとに定義できる。長寿命化技術の導入効果を評価するための混合マルコフ劣化ハザードモデルの施設グループ k の施設 l_k の劣化ハザード率を、

ターム u の施設 l_k の健全度 i の個別ハザード率

= 施設 l_k の健全度 i の標準ハザード率

× ターム u の施設グループ k の健全度 i の

異質性パラメータ (2)

と定義する。なお、長寿命化技術が導入されていない施設グループは全てターム 1 とする。標準ハザード率は長寿命化技術の導入前後で、すなわちタームによって変化しないので、ターム 1 の施設グループ k の健全度 i の異質性パラメータとターム 2 の施設グループ k の健全度 i の異質性パラメータを比較することにより、施設グループ固有の可観測、不可観測要因を、説明変数、ターム 1 の施設グループ k の健全度 i の異質性パラメータとして取り除いた後の、長寿命化技術導入のみに伴う健全度 i の劣化ハザード率の変化を施設グループごとにミクロな単位で評価できる。さらに、ターム 1 の健全度 i の異質性パラメータ群（分布）とターム 2 の異質性パラメータ群（分布）を比較することにより、長寿命化技術導入のみに伴う健全度 i の劣化ハザード率の変化を管理対象とする施設全体のマクロな単位で評価できる。

図-1 では、本研究で提案する長寿命化技術の導入効果評価手法を視覚的に説明するために、ある施設グループに属する施設の劣化過程を模式的に示している。当該施設では供用開始後、劣化が進展し、時点 τ_u で長寿命化技術が導入されている。すなわち、時点 τ_u より前の期間がターム 1、時点 τ_u より後の期間がターム 2 である。同図の事例では、長寿命化技術導入時点での健全度の劣化ハザード率には、長寿命化技術導入効果は現れない。しかしながら、劣化が進展し、ある健全度に進展したのちに長寿命化技術の導入効果が発現している。

本研究では、導入後の劣化速度の低減効果が見込める技術を長寿命化技術と定義し、長寿命化技術以外の補修の前後では施設の劣化ハザード率の異質性は変化しないと考える。その上で、タームと健全度ごとに混合マルコフ劣化ハザードモデルの異質性パラメータを定義し、健全度の推移に応じて動的に変動する異質性パラメータの事後分布の差異をターム間でノンパラメトリック検定によって評価することにより、長寿命化技術の導入効果と効果が発現する健全度を事後評価する。

3. モデルの定式化

(I) マルコフ過程モデル

社会基盤施設の劣化進展過程をマルコフ過程モデルに

より表現する。時刻 τ_A で観測した健全度を状態変数 $h(\tau_A) = i (i = 1, \dots, I)$ を用いて表現する。マルコフ推移確率は、時刻 τ_A で観測された健全度 $h(\tau_A) = i$ を与件とし、将来時刻 $\tau_A + z = \tau_B (z > 0)$ において健全度 $h(\tau_B) = j (j = 1, \dots, I)$ が生起する条件付き確率として

$$\pi_{ij}(z) = \text{Prob}[h(\tau_B) = j | h(\tau_A) = i] \quad (3)$$

と定義できる。このようなマルコフ推移確率は所与の 2 つの時刻 τ_A, τ_B の間において生じる健全度間の推移確率を示したものであり、対象とする点検間隔 z が異なる場合は推移確率の値は異なる。補修が行われないうり常に劣化が進行するために、 $\pi_{ij}(z) = 0 (i > j)$ が成立する。また、推移確率の定義より $\sum_{j=1}^I \pi_{ij}(z) = 1$ が成立する。健全度 I は、補修のない限りマルコフ連鎖における吸収状態であり、 $\pi_{II}(z) = 1$ が成立する。なお、マルコフ推移確率は過去の劣化履歴には依存しない。マルコフ連鎖モデルでは、健全度が i から $i + 1$ に推移した時点に拘わらず、時点 τ_A から時点 τ_B の間に推移する確率は時点 τ_A における健全度のみに依存するという性質（マルコフ性）を満足する。

(2) 段階的異質性を考慮した劣化ハザードモデル

マルコフ推移確率を式(1)の劣化ハザード率を用いて表現することを考える。なお、長寿命化技術導入効果を評価するためには、同一の施設グループ内でタームごとに便宜的に別個の施設グループを設定すればよい。表記の簡便化のために、ここではタームを考慮した劣化ハザード率(式(2))は用いない。

施設グループ k の施設 l_k の説明変数ベクトルを $\mathbf{x}_{k,l_k} = (x_{k,l_k,1}, \dots, x_{k,l_k,M})$ とする。 M は説明変数の個数である。説明変数は時間的に一定と仮定する。パラメータベクトル $\boldsymbol{\beta}_i = (\beta_{i,1}, \dots, \beta_{i,M})$ を用いて、標準ハザード率を、

$$\tilde{\lambda}_{i,k,l_k} = \exp(\boldsymbol{\beta}_i \mathbf{x}'_{k,l_k}) \quad (4)$$

と表す。なお、 $x_{k,l_k,1} = 1$ とし、 $\beta_{i,1}$ は定数項を表すとする。記号「 $\cdot$ 」は転置操作を表す。施設グループ k における健全度 i での劣化ハザード率の異質性を表す異質性パラメータ $\varepsilon_{i,k}$ を導入する。このとき、施設グループ k の施設 l_k の健全度 i の劣化ハザード率を、個別ハザード率として、

$$\lambda_{i,k,l_k} = \tilde{\lambda}_{i,k,l_k} \varepsilon_{i,k} \quad (5)$$

と表す。異質性パラメータ $\varepsilon_{i,k}$ は、標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_{i,k,l_k}$ からの乖離の程度を表す確率変数（潜在変数）であり、 $\varepsilon_{i,k} \geq 0$ が成立すると仮定する。異質性パラメータ $\varepsilon_{i,k}$ を健全度ごとに定義することにより、健全度ごとの段階的な劣化ハザード率の異質性を考慮できる。

いま、異質性パラメータ $\varepsilon_{i,k}$ が、形状パラメータ α_i 、尺度パラメータ γ_i を持つガンマ分布

$$f(\varepsilon_{i,k} | \alpha_i, \gamma_i) = \frac{1}{\gamma_i^{\alpha_i} \Gamma(\alpha_i)} (\varepsilon_{i,k})^{\alpha_i-1} \exp\left(-\frac{\varepsilon_{i,k}}{\gamma_i}\right) \quad (6)$$

から抽出された確率標本であるとする。なお、異質性パラメータ $\varepsilon_{i,k}$ は健全度ごとに異なるガンマ分布に従う

と仮定する。ただし、長寿命化技術導入効果評価のためのタームに関して、異なるタームにおける異質性パラメータも健全度が等しければ同一のガンマ分布から抽出されると考える。ガンマ分布 $f(\varepsilon_{i,k}|\alpha_i, \gamma_i)$ の平均は $\alpha_i \gamma_i$ で、分散は $\alpha_i \gamma_i^2$ である。また $\Gamma(\cdot)$ はガンマ関数である。先述したように、異質性パラメータ $\varepsilon_{i,k}$ は、標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_{i,k,l_k}$ からの乖離の程度を表す。よって、異質性パラメータ $\varepsilon_{i,k}$ は、劣化ハザード率の期待値が標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_{i,k,l_k}$ に一致するように分布していると考えられる。ここでは、異質性パラメータ $\varepsilon_{i,k}$ は、 $\alpha_i = \phi_i$, $\gamma_i = 1/\phi_i$ として、期待値を 1 に基準化したガンマ分布から抽出された確率標本であると考えられる。平均 1, 分散 $1/\phi_i$ のガンマ分布 $g(\varepsilon_{i,k}|\phi_i)$ の確率密度関数は、

$$g(\varepsilon_{i,k}|\phi_i) = \frac{\phi_i^{\phi_i}}{\Gamma(\phi_i)} (\varepsilon_{i,k})^{\phi_i-1} \exp(-\phi_i \varepsilon_{i,k}) \quad (7)$$

と表される。なお、異質性パラメータの確率分布については、期待値が 1 であり台が 0 以上となる分布であれば、ガンマ分布以外の分布を用いることも考えられる。

ここで、施設グループ k の健全度 i での異質性パラメータ $\varepsilon_{i,k}$ の値を $\varepsilon_{i,k}^*$ に固定する。このとき施設グループ k の施設 l_k の健全度 i での寿命が y_{i,k,l_k} 以上となる確率 $\tilde{F}(y_{i,k,l_k})$ は、個別ハザード率を用いて

$$\tilde{F}(y_{i,k,l_k}) = \exp(-\tilde{\lambda}_{i,k,l_k} \varepsilon_{i,k}^* y_{i,k,l_k}) \quad (8)$$

と表すことができる。これより、施設グループ k の施設 l_k が、ある時刻 τ_A における点検で健全度 i と判定され、その後時刻 $\tau_B = \tau_A + z$ における点検でも健全度 i と判定される確率 $\pi_{ii}(z, \mathbf{x}_{k,l_k}, \boldsymbol{\beta}_i | \varepsilon_{i,k}^*)$ は、

$$\pi_{ii}(z, \mathbf{x}_{k,l_k}, \boldsymbol{\beta}_i | \varepsilon_{i,k}^*) = \exp(-\tilde{\lambda}_{i,k,l_k} \varepsilon_{i,k}^* z) \quad (9)$$

となる。 $\pi_{ii}(z, \mathbf{x}_{k,l_k}, \boldsymbol{\beta}_i | \varepsilon_{i,k}^*)$ は、 τ_A , τ_B とは無関係であり、マルコフ推移確率である。また、ある時刻 τ_A における点検で健全度 i と判定され、その後時刻 $\tau_B = \tau_A + z$ における点検で健全度 j ($j = i + 1, \dots, I - 1$) と判定される確率 $\pi_{ij}(z, \mathbf{x}_{k,l_k}, \boldsymbol{\beta}_j | \varepsilon_{i,k}^*)$ は、

$$\pi_{ij}(z, \mathbf{x}_{k,l_k}, \boldsymbol{\beta}_j | \varepsilon_{i,k}^*) = \sum_{s=i}^j \prod_{m=i, \neq s}^{j-1} \frac{\tilde{\lambda}_{m,k,l_k} \varepsilon_{m,k}^*}{\tilde{\lambda}_{m,k,l_k} \varepsilon_{m,k}^* - \tilde{\lambda}_{s,k,l_k} \varepsilon_{s,k}^*} \cdot \exp(-\tilde{\lambda}_{s,k,l_k} \varepsilon_{s,k}^* z) \quad (10)$$

と表現できる。表記上の規則として、

$$\begin{cases} \prod_{m=i}^{s-1} \frac{\tilde{\lambda}_{m,k,l_k} \varepsilon_{m,k}^*}{\tilde{\lambda}_{m,k,l_k} \varepsilon_{m,k}^* - \tilde{\lambda}_{s,k,l_k} \varepsilon_{s,k}^*} = 1 & (s = i) \\ \prod_{m=s}^{j-1} \frac{\tilde{\lambda}_{m,k,l_k} \varepsilon_{m,k}^*}{\tilde{\lambda}_{m+1,k,l_k} \varepsilon_{m+1,k}^* - \tilde{\lambda}_{s,k,l_k} \varepsilon_{s,k}^*} = 1 & (s = j) \end{cases} \quad (11)$$

が成立する。と考える。 $\pi_{ij}(z, \mathbf{x}_{k,l_k}, \boldsymbol{\beta}_j | \varepsilon_{i,k}^*)$ も、 τ_A , τ_B とは無関係であり、マルコフ推移確率である。 $\pi_{ii}(z, \mathbf{x}_{k,l_k}, \boldsymbol{\beta}_i | \varepsilon_{i,k}^*)$ は、マルコフ推移確率の性質より、

$$\pi_{ii}(z, \mathbf{x}_{k,l_k}, \boldsymbol{\beta}_i | \varepsilon_{i,k}^*) = 1 - \sum_{j=i}^{I-1} \pi_{ij}(z, \mathbf{x}_{k,l_k}, \boldsymbol{\beta}_j | \varepsilon_{i,k}^*) \quad (12)$$

と表せる。これらのマルコフ推移確率を持つマルコフ推

移確率行列は時間的整合性条件を満足する。

4. モデルの階層ベイズ推定

(1) 階層ベイズ推定

段階的異質性を考慮した混合マルコフ劣化ハザードモデルの階層ベイズ推定を行うことを考える。本研究では、マルコフ連鎖モンテカルロ (MCMC) 法により、パラメータの事後分布からの標本を得る。MCMC 法による標本を用いて、汎化誤差の漸近不偏推定量である Widely Applicable Information Criteria (WAIC) が算出でき、WAIC が最小となるようにモデル選択を行うことにより、1) モデルが統計的に正則でない場合、2) サンプルサイズが十分でない場合にも、モデル推定精度やモデル選択結果を議論することができる。

本研究では、異質性パラメータを所与としたマルコフ推移確率で定義される尤度関数を完備化尤度関数と考え、異質性パラメータが式(7)のガンマ分布に従うと仮定する。事後確率密度関数を定義するために、完備化尤度関数に式(7)の確率密度関数を掛け合わせる。さらに、モデルのパラメータを確率変数と捉え、劣化ハザード率内のパラメータ、異質性パラメータの分散パラメータの事前確率密度関数をそれぞれ掛け合わせる。式(7)の確率密度関数は異質性パラメータの事前確率密度関数と捉えることができる。このとき、異質性パラメータの分散パラメータがハイパーパラメータとなり、ハイパーパラメータの事前確率密度関数が定義されている。このように、事前確率密度関数を階層化することによって、階層ベイズモデルが定義できる。

(2) 尤度関数

施設グループ k の施設 l_k に対して、サンプル時間軸

$$\bar{t}_{r+1,k,l_k} = \bar{t}_{r,k,l_k} + \bar{z}_{r,k,l_k} \quad (r = 1, \dots, R_{k,l_k} - 1) \quad (13)$$

を定義する。サンプル時間軸上の点を時点と呼び、カレンダー時刻と区別する。 $\bar{t}_{r,k,l_k}$ は施設グループ k の施設 l_k の r 番目の点検時点を表す。ただし、 $\bar{t}_{1,k,l_k} = 0$ とする。施設の点検により獲得されたサンプルを $\bar{\mathbf{E}} = (\bar{\mathbf{z}}, \bar{\mathbf{x}}, \bar{\boldsymbol{\delta}})$ と整理する。ここに、 $\bar{\mathbf{z}} = (\bar{z}_{1,1,1}, \dots, \bar{z}_{R_K, L_K-1, K, L_K})$, $\bar{\mathbf{x}} = (\bar{x}_{1,1,1}, \dots, \bar{x}_{K, L_K, M})$ であり、 M は全ての施設に共通とする。また、 $\bar{\boldsymbol{\delta}} = (\bar{\delta}_{1,1,1}, \dots, \bar{\delta}_{R_K, L_K-1, K, L_K})$ とし、 $\bar{\delta}_{r,k,l_k}$ の $i \times j$ 要素を、

$$\bar{\delta}_{i,j,r,k,l_k} = \begin{cases} 1 & (h(\bar{t}_{r,k,l_k}) = i \text{ かつ } h(\bar{t}_{r+1,k,l_k}) = j) \\ 0 & (\text{それ以外}) \end{cases} \quad (14)$$

とする。記号「 h 」は観測値を表す。また、パラメータを $\boldsymbol{\theta} = (\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\varepsilon}, \boldsymbol{\phi})$ と整理する。ここに、 $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \dots, \beta_{I-1})$, $\boldsymbol{\varepsilon} = (\varepsilon_{1,1}, \dots, \varepsilon_{I-1, K})$, $\boldsymbol{\phi} = (\phi_1, \dots, \phi_{I-1})$ である。このとき、パラメータを与件として、目視点検データ $\bar{\mathbf{E}}$ が観測される同時生起確率密度関数である尤度関数は、

$$\mathcal{L}(\theta|\bar{\mathbf{E}}) = \prod_{i=1}^{I-1} \prod_{j=i}^I \prod_{k=1}^K \prod_{l_k=1}^{L_k} \prod_{r=1}^{R_{k,l_k}-1} \cdot \{\pi_{ij}(\bar{z}_{r,k,l_k}, \bar{x}_{k,l_k}|\beta_i, \varepsilon_{i,k})\}^{\bar{\delta}_{i,j,r,k,l_k}} \quad (15)$$

と表される．なお， $\pi_{ij}(\bar{z}_{r,k,l_k}, \bar{x}_{k,l_k}|\beta_i, \varepsilon_{i,k})$ は式(9)，(10)，(12)で表現されるマルコフ推移確率である．

(3) 同時事後確率密度関数

目視点検データ $\bar{\mathbf{E}}$ が与件であるときに，未知パラメータ θ の同時事後確率密度関数 $\pi(\theta|\bar{\mathbf{E}})$ はベイズの定理より，

$$\pi(\theta|\bar{\mathbf{E}}) = \frac{\mathcal{L}(\theta|\bar{\mathbf{E}})\pi(\theta)}{\int_{\Theta} \mathcal{L}(\theta|\bar{\mathbf{E}})\pi(\theta) d\theta} \quad (16)$$

と定義できる．ただし， $\pi(\theta)$ は事前確率密度関数， θ はパラメータ空間である．ここで，式(16)の分母は基準化定数であるから，同時事後確率密度関数 $\pi(\theta|\bar{\mathbf{E}})$ は，

$$\pi(\theta|\bar{\mathbf{E}}) \propto \mathcal{L}(\theta|\bar{\mathbf{E}})\pi(\theta) \quad (17)$$

と表せる．さらに，事前確率密度関数 $\pi(\theta)$ は，

$$\begin{aligned} \pi(\theta) &= \pi(\beta, \phi, \varepsilon) \\ &= \pi(\beta)\pi(\varepsilon|\phi)\pi(\phi) \\ &= \prod_{i=1}^{I-1} \prod_{k=1}^K \pi(\beta_i)\pi(\varepsilon_{i,k}|\phi_i)\pi(\phi_i) \end{aligned} \quad (18)$$

と展開され，混合マルコフ劣化ハザードモデルの異質性パラメータ ε の事前確率密度関数とその確率密度関数のパラメータ ϕ の事前確率密度関数が階層構造となっていることがわかる．

式(18)のパラメータ $\theta = (\beta, \varepsilon, \phi)$ の事前確率密度関数 $\pi(\theta)$ をそれぞれ以下のように特定化する．まず， β_i の事前確率密度関数 $\pi(\beta_i)$ として多次元正規分布を用いる．すなわち， $\beta_i \sim \mathcal{N}_M(\mu_i, \Sigma_i)$ である．ただし， $\mathcal{N}_M(\mu_i, \Sigma_i)$ は期待値ベクトルを μ_i ，分散共分散行列を Σ_i とした M 次元正規分布である． $\varepsilon_{i,k}$ の事前確率密度関数 $\pi(\varepsilon_{i,k}|\phi_i)$ はガンマ分布として式(7)ですでに与えられている．さらに，式(7)のガンマ分布のパラメータ ϕ_i の事前確率密度関数 $\pi(\phi_i)$ として形状パラメータ $\alpha_{i,0}$ ，尺度パラメータ $\gamma_{i,0}$ を持つガンマ分布を設定する．すなわち， $\varepsilon_{i,k} \sim \mathcal{G}(\phi_i, \frac{1}{\phi_i})$ ， $\phi_i \sim \mathcal{G}(\alpha_{i,0}, \gamma_{i,0})$ である．

以上を用いて，パラメータ $\theta = (\beta, \varepsilon, \phi)$ の同時事後確率密度関数を定式化することができる．本研究では，パラメータ θ の各要素に関する条件付き事後確率密度関数を用いて，MH法により，事後分布からの標本を獲得し，パラメータの統計量を算出する³⁾．

5. 実証分析

(I) 舗装への適用

本研究で提案した方法論により，高速道路舗装の平た

表-1 健全度の設定

健全度	レーティング
1	IRI ≤ 1.0
2	1.0 < IRI ≤ 1.5
3	1.5 < IRI ≤ 2.0
4	2.0 < IRI ≤ 2.5
5	2.5 < IRI ≤ 3.0
6	3.0 < IRI ≤ 3.5
7	3.5 < IRI

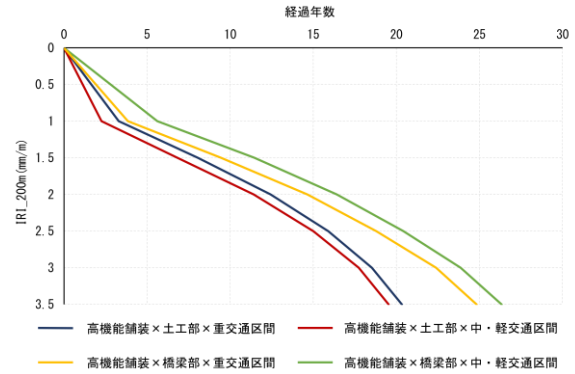


図-2 舗装寿命の推定結果

表-2 健全度の設定

劣化特性カテゴリ	経過年数
高機能×土工部×重交通区間	2034
高機能×土工部×中・軽交通区間	1953
高機能×橋梁部×重交通区間	2633
高機能×橋梁部×中・軽交通区間	2482

ん性を示す IRI の指標を用いて，表層の劣化過程に対する分析を行った．データは供用開始時点または最新の補修更新後，同地点での点検が 2 回以上行われているデータであり，データの総数は 28,216 個であった．また，表層種別については高機能舗装に限定し，構造物区分については土工部，橋梁部の 2 通りが存在する．加えて，舗装の劣化に影響を及ぼすと考えられる大型車の交通量に着目し，1 日当たりの 1 方向の大型車通行量が 5000 台以上の区間を重交通区間，5000 台未満の区間を中・軽交通区間として区別する．以上より，劣化特性のカテゴリとして計 4 種類のカテゴリを定義することとなる．

表-1 は分析に用いた健全度のレーティングを示している．図-2 には，マルコフ劣化ハザードモデルにより推定されたパラメータを用いた劣化曲線を示す．表-2 は劣化特性カテゴリごとの補修目標値に達するまでの経過年数を示している．いずれの劣化特性カテゴリについても，補修目標値に達するまでの経過年数は 20 年程度

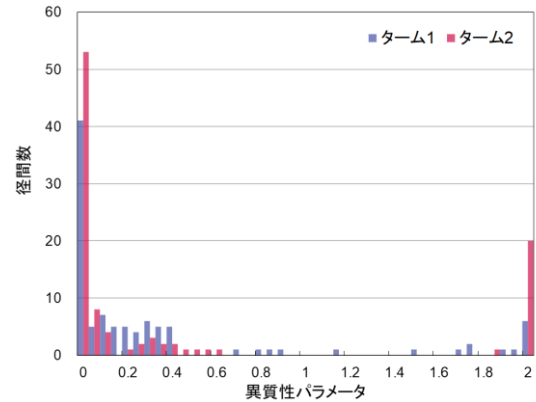
となっている。

(2) 床版長寿命化

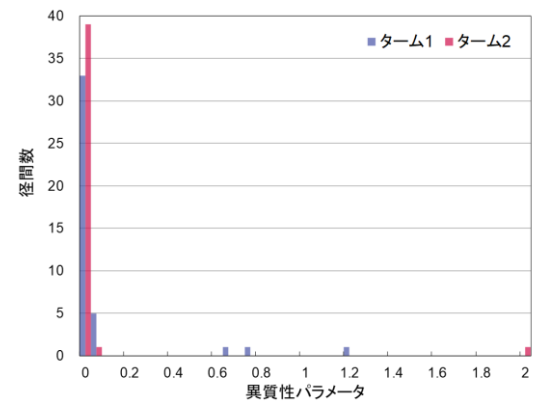
実際の社会基盤施設のデータを用いて、長寿命化技術導入効果の分析を行った。本研究の対象は舗装であるが、分析に用いるための適切なデータが存在していなかった。そのため、本研究で提案した方法論を、実高速道路橋のコンクリート床版に発生しているひび割れデータに適用した。本研究では高架橋を構成する部材の中で、RC 床版に着目し、床版防水層を具体的な長寿命化技術とする。

本研究では、ひび割れの方向性ごとの防水層の効果をより明確に分析できること、個々の健全度において劣化ハザード率のパラメータおよび異質性パラメータの収束性が満足される程度のサンプル数を確保できること、の 2 点に留意し、4 段階の健全度を独自に設定し分析を行う。ある床版パネルにおいて獲得された 2 回の点検データのセットを 1 サンプルとみなして、多階層混合マルコフ劣化ハザードモデル推定用のデータベースを作成した。設定した 4 段階の健全度で判定される点検データにおいて、健全度が回復しているサンプルに関してはデータベースより除外した。その結果、サンプルサイズは 72,670 となった。分析対象としたデータベースには、754 径間内の 16,726 床版パネルに対する点検データが含まれている。なお、これ以降の分析では、説明変数として利用可能な候補に関して、それぞれ最大値が 1 となるように基準化した。

本研究ではひび割れ健全度を 4 段階で評価している。したがって、1 つの劣化過程に対して 3 種類の劣化ハザード率、すなわち 3 種類の異質性パラメータを設定できる。特に、長寿命化技術導入効果を分析するために、施設グループごとに最大で 6 種類の異質性パラメータ（導入前（補修ターム 1）の劣化過程に 3 種類、導入後（補修ターム 2）に 3 種類の合計 6 種類）を設定する。分析に際して、長寿命化技術導入前後の劣化過程がそれぞれ観測されている施設グループ集合を対象とした。その集合の異質性パラメータの事後分布の期待値から作成した異質性パラメータの頻度分布を図-3 に示す。図-3 で示した異質性パラメータの推定値を用い、Wilcoxon の符号付き順位検定を行った。帰無仮説を床版防水施工により異質性パラメータに差がない、対立仮説を床版防水施工により異質性パラメータに差がある、として片側検定を行ったところ、 $\varepsilon_1, \varepsilon_2$ に対する検定統計量がそれぞれ 227, -244 となり有意水準 5% で帰無仮説が棄却された。つまり、RC 床版に線形ひび割れが発生する段階では長寿命効果は存在せず、線形ひび割れが進展する段階では長寿命効果が存在することが示された。なお、 ε_3 に関する分析についても報告書に示している通り、RC 床版に存在する線形ひび割れが亀甲状ひび割れに進展する段階では長寿命化効果が存在することが示されている。



(a) ε_1 の分布



(b) ε_2 の分布

図-3 異質性パラメータの分布

6. まとめ

本研究では、舗装路面性状調査データを用いた舗装ベンチマークケースの寿命推定を行うとともに、社会基盤施設に対する長寿命化技術の導入効果を健全度ごとに定量化するための方法論を提案した。具体的には、健全度ごとに異なる異質性パラメータを設定した混合マルコフ劣化ハザードモデルを提案し、当該モデルで推定した健全度ごとの劣化速度の異質性の差異を長寿命化技術の導入前後で Wilcoxon の符号付き順位検定を用いて定量的に評価した。

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.68-82, 2005.
- 2) 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.
- 3) 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.