

多層構造を有する 高速道路舗装の層別耐荷力評価

笹井晃太郎¹・水谷大二郎²・風戸崇之³・貝戸清之⁴・小林潔司⁵

¹学生会員 大阪大学大学院工学研究科 地球総合工学専攻 (〒 565-0871 吹田市山田丘 2-1)
E-mail:k.sasai@civil.eng.osaka-u.ac.jp

²学生会員 大阪大学大学院工学研究科 地球総合工学専攻 (〒 565-0871 吹田市山田丘 2-1)
E-mail:d-mizutani@civil.eng.osaka-u.ac.jp

³正会員 株式会社高速道路総合技術研究所 (〒 194-8508 町田市忠生 1-4-1)
E-mail: t.kazato.aa@ri-nexco.co.jp

⁴正会員 大阪大学准教授 大学院工学研究科 地球総合工学専攻 (〒 565-0871 吹田市山田丘 2-1)
E-mail:kaito@ga.eng.osaka-u.ac.jp

⁵フェロー会員 京都大学教授 経営管理大学院 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

全国的高速道路では老朽化が深刻な問題であり、維持管理計画に則り効率的に補修や更新を行うことが喫緊の課題である。舗装構造の耐荷力に関しては、Falling Weight Deflectometer によるたわみ量調査 (FWD 調査) などの非破壊試験により間接的な評価が行われている。本研究では FWD 調査データから、連続量を用いた劣化ハザードモデルを推定し、舗装耐荷力のパフォーマンスカーブを作成する。耐荷力の時間推移をハザードモデルにより議論することで、期待寿命の算出やリスクマネジメント指標などの、舗装構造各層の劣化過程を相対的に評価する方法論を提案する。さらに、実証分析を通してその有用性を検証する。

Key Words : *continuous deterioration hazard model, falling weight deflectometer, pavement structure*

1. はじめに

アスファルト舗装は、路床上に路盤、基層、表層の順に構成されるような多層構造であり施工性の良さや静音性の良さなどの利点があり、日本の高速道路延長の大部分を占めている。しかし、コンクリート舗装等と比べ寿命が短いことが知られている。

日本の高速道路は延長にして約 4 割が供用から 30 年以上経過し、経年劣化による老朽化が深刻な問題となっている¹⁾。近年では舗装内部に損傷が発生することによって引き起こされる、舗装の構造的損傷の事例が報告されており、路盤や路床といった舗装深部を含めた大規模な補修、更新事業の計画、実行が喫緊の課題である²⁾。そのような事業戦略を立案する上では、調査による現状把握とともに、正確な劣化予測による将来時点の損傷状態を把握し意思決定を行うことが必要となる。舗装のアセットマネジメントを実施する上では、このような戦略レベルの意思決定を行うために統計学的手法が適用されることが多い³⁾。

舗装に内部損傷が発生すると舗装構造の耐荷力が低下する。舗装構造の耐荷力を計測する手段としては Falling Weight Deflectometer (FWD) と呼ばれる観測器を用いたたわみ量調査 (以下、FWD 調査) 等があり、松井等⁴⁾は FWD 調査データから逆解析により舗装各層の弾性

係数を求める等の力学的手法を提案している。一方、統計学的手法を用いた既往の研究では、大井等⁵⁾が FWD 調査データから、表層や基層といった路面付近の劣化過程をマルコフ劣化ハザードモデルで表現している。既往研究により、表層や基層の劣化過程が統計的に解析されたが、路盤や路床の劣化過程については言及されていない。

以上の背景より、本研究では、FWD 調査データを用いて、舗装構造各層の耐荷力低下過程を連続量を用いた劣化ハザードモデルを用いて統計的に評価する。以下、**2.**において本研究の基本的な考え方を述べる。**3.**では連続量を用いた劣化ハザードモデルの概要を説明し、**4.**では FWD 調査データを用いた高速道路舗装の耐荷力に対する実証分析を試みる。

2. 本研究の基本的な考え方

(1) 高速道路舗装の維持管理

国内の高速道路で主に用いられているアスファルト舗装では、経年劣化により舗装路面にひび割れなどが発生する表面的な損傷や、舗装内部のアスファルト混合物が剥離する内部の構造的損傷など、様々な種類の損傷が存在する。なかでも表面的な損傷は、車両の走行性を低下させ重大な事故に直結する恐れのあること

から、現在でも高速道路舗装における補修の主たる対象である。一方内部損傷等の構造的損傷は、報告例もそれほど多くなく、これまで大規模な補修事業は計画されなかった。

しかし、高速道路舗装の維持管理における内部損傷を補修する重要性は近年高まっている。東日本高速道路、中日本高速道路、西日本高速道路（以下、NEXCO）では、それまで表層材料に主に使用していた密粒度アスファルトに代え、1998年以降、標準的な表層材料としてポーラスアスファルトを採用している。ポーラスアスファルトは路面湿潤時の走行安全性を向上させる優れた機能を持つ一方、基層上面に雨水を滞留しやすい性質を持っており、滞留した雨水が舗装を構成するアスファルト混合物の乖離を誘発するので、基層以下の舗装内部の損傷が発生しやすいことが分かっている¹⁰⁾。加えて、国内の高速道路は供用から多くの年数が経過し、舗装内部は経年による劣化も進展している。以上の理由から、内部損傷や内部損傷に起因する問題は深刻化しており、維持管理の視点から、路盤や路床といった舗装深部の大規模補修を検討する必要がある。

(2) 大規模補修と層別耐荷力評価

高速道路舗装は Newcomb 等⁶⁾によって提案された考え方の下、表層や基層は劣化状況に応じて補修を行うことを前提に、設計時に一定の舗装厚を確保することで補修工事が与える社会的損失を低減する取り組みが行われている⁷⁾。日本における高速道路舗装の構造設計は米国 AASHO(American Association of State Highway Officials)の道路試験に基づく T_A 法によるものが原則である。 T_A 法は路床の設計 CBR(California Bearing Ratio)と設計交通量（総通過 10 トン換算軸数）から求められる T_A 値（等値換算厚）に基づき舗装各層の厚さを決定する手法である。 T_A 法は日本で導入されてから 40 年以上の歴史を有するが、現状に即した舗装の構造設計法であるかについては議論の余地がある。近年の新しい舗装材料の開発や高速道路周囲の環境の変化を考慮し、佐藤等⁸⁾は T_A 法を改良する方法論を提案している。また T_A 法とは異なる構造設計法も提案されている⁹⁾。

構想レベルまたは戦略レベルで大規模補修を計画するためには、事業の対象となる層を決定するための意思決定指標が必要である。本研究では、耐荷力の低下過程に T_A 法では十分に考慮できない劣化要因が存在することを考慮した上で、層別耐荷力の低下過程を統計学的に予測する。その上で、意思決定に必要なマネジメント指標を層別に算出することで対象層を決定する方法論を提案する。

表-1 損傷指標の範囲

損傷指標	強度を示す範囲
$D_0 - D_{90}$	As 層
$D_0 - D_{150}$	舗装全層
$D_{90} - D_{150}$	下層路盤
D_{150}	路床

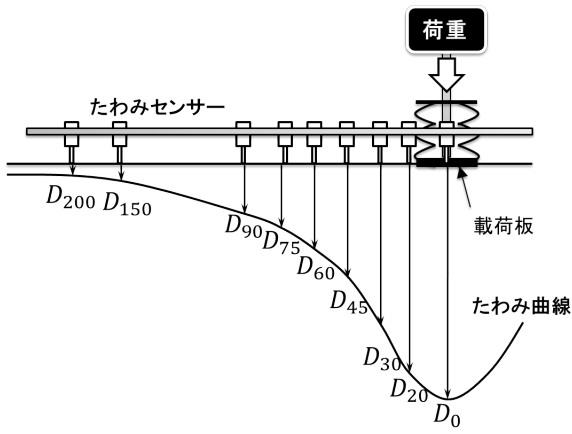
(3) FWD 調査データと劣化管理指標

舗装内部の損傷の有無や程度を点検する方法として、FWD 調査が舗装マネジメントに取り入れられている¹¹⁾。FWD は、走行車両に近い荷重波形で舗装に荷重を加え、舗装の耐荷力を評価できる非破壊試験装置である。図-1(a)は、FWD 試験によりたわみ量が得られる機構を示しており、図-1(b)は本研究で対象とする標準的な舗装構成において、荷重が舗装内を伝播する範囲と、FWD により得られるたわみ量の大きさを示す曲線の関係を表している。図-1(a)において D_0 が載荷点直下のたわみ量 (mm)、 D_{90} が載荷点から 90cm 離れた地点のたわみ量、 D_{150} が載荷点から 150cm 離れた地点のたわみ量を表すものとする。当然、荷重作用点ではたわみ量が最も大きくなり、作用点から遠くなるほどたわみ量は小さくなる。図-1(b)において、加えられた衝撃荷重は載荷点から舗装内を円錐状に分散する。載荷点直下では、荷重が舗装全層と路床に伝わり、 D_0 が示すたわみ量は舗装全層と路床のたわみ量の合計値である。載荷点から 90cm 離れた地点では、荷重は下層路盤以下のみに伝わり、 D_{90} は下層路盤以下のたわみ量の合計値である。載荷点から 150cm 離れた地点では、荷重は路床以下のみに伝わり、 D_{150} は路床以下のたわみ量である。この考え方をもとに、舗装と路床の各層の強度を示す範囲の指標を表-1 のように定義する。

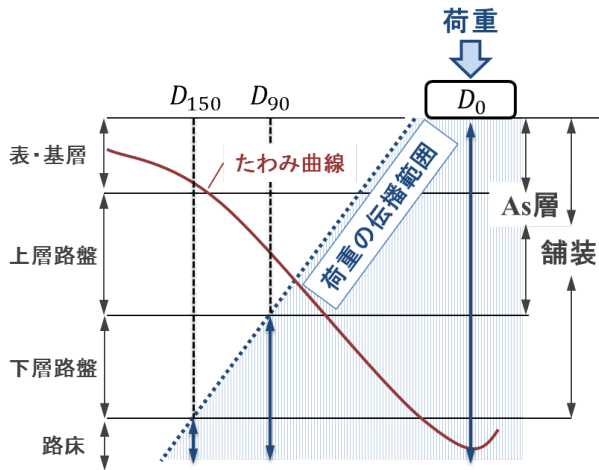
(4) 既往研究の概要

社会基盤施設の劣化管理指標の中には、連続変数を用いて観測されるものも少なくない。本研究で実証分析を行う高速道路舗装は、FWD 調査を通してたわみ量が獲得されており、たわみ量が連続的な劣化管理指標として用いられている。これまでの統計的劣化予測では、連続的な劣化指標が得られたとき、段階的なランク設定を用いて離散化し、マルコフ劣化ハザードモデルを適用する方法が採用される場合が多かった。この場合、連続量を離散化する段階において多くの情報が損失することになる。また、ランクの設定が任意であるため、劣化曲線の推定結果がランク設定に大きく依ることとなる。

劣化管理指標を離散化することによる情報の欠落を



(a) FWD 試験機構



(b) 載荷荷重の分散とたわみ曲線の関係

図-1 FWD 試験とたわみ量

防ぐため、本研究では連続量を用いた劣化ハザードモデルを採用する。連続量を用いた劣化ハザードモデルは、加速劣化ハザードモデルを一般化したモデルである。加速劣化ハザードモデルは、社会基盤施設による劣化速度の異質性を表現するが、施設ごとに定義された損傷発生ハザード関数が交差しないことを仮定する。このような観点から、田中等¹²⁾は水道浄化沈殿池のコンクリート壁の中性化の進展過程を加速劣化ハザードモデルを用いて表現している。その際、ベースラインモデルとして、加速度方程式（ベースライン劣化速度式） $x = t^{1/\alpha}$ を採用している。 x は中性化深さであり、経過時間 t の関数として表現される。 α は加速度パラメータである。ベースライン劣化速度式 $x = t^{1/\alpha}$ を用いることにより、コンクリート壁の劣化状態がある管理水準に到達するまでの経過時間の対数値を劣化、損傷の共変量と誤差項の線形結合として表現でき、加速劣化ハザードモデルを定式化できる。従来より、ルート t 則に基づく中性化速度式が提案されているが、それは加速度方程式のパラメータを $\alpha = 2$ に設定した場

合に他ならない。さらに、田中等は加速ハザードモデルを推定し、中性化過程が必ずしもルート t 則に従わないことを示している。本研究で採用する劣化ハザードモデルにおいても、ベースラインモデルを特定化し、定数やハザード形状パラメータを推定する。連続量を用いた劣化ハザードモデルは、コンクリート壁の中性化に限らず一般的な社会基盤施設に対して汎用的に利用できる。その際、施設の劣化過程がベースライン劣化速度式 $x = t^{1/\alpha}$ に従うとは限らない。そこで本研究で採用する劣化ハザードモデルでは、ベースライン劣化速度式 $x = t^{1/\alpha}$ に代わり、パラメータベクトル β を持つベースラインモデル $f(t_i, \beta)$ を用いる。

(5) 連続的劣化指標と劣化予測モデル

本研究では、FWD 調査を通して獲得されるたわみ量データを、舗装構造の耐荷力を表す劣化管理指標として、その時間的な推移を連続量を用いた劣化ハザードモデルにて表現する。

これまでの統計的劣化予測では、連続量として観測された劣化管理指標を、レーティングカテゴリを用いて離散化し、劣化過程をカテゴリ間の推移確率を用いて表現するという方法が採用されてきた。本研究で分析対象とする舗装耐荷力に関しても、マルコフ劣化ハザードモデルの適用研究が蓄積されている。その際、図-2に青色で示すように、連続量として観測されるような舗装構造の劣化指標に対して、それらを離散的な健全度指標に変換して記述された舗装耐荷力の低下過程をパフォーマンスカーブとして推定していた⁵⁾。

一方、本研究では、図-2に金色で示すように、連続量として観測されるような舗装構造の劣化指標をパフォーマンスと考え、その時間的推移を直接的に劣化ハザードモデルを用いて表現することを目的とする。本研究では、連続量指標を劣化管理指標として用いたパフォーマンスカーブを劣化ハザードモデルを用いて表現する方法論を採用する。さらに、推定したパフォーマンスカーブを用いて、アセットマネジメントのために必要となる劣化リスクを評価するためのマネジメント指標を算出する。また、舗装構造の管理限界に関するリスク管理指標を連続量指標を用いて設定することが可能となり、リスク管理水準の細分化を通じて、舗装リスクマネジメントの高精度化、相対的劣化評価の高度化に対しても、本研究で提案する劣化ハザードモデルは有用な知見をもたらすと考える。

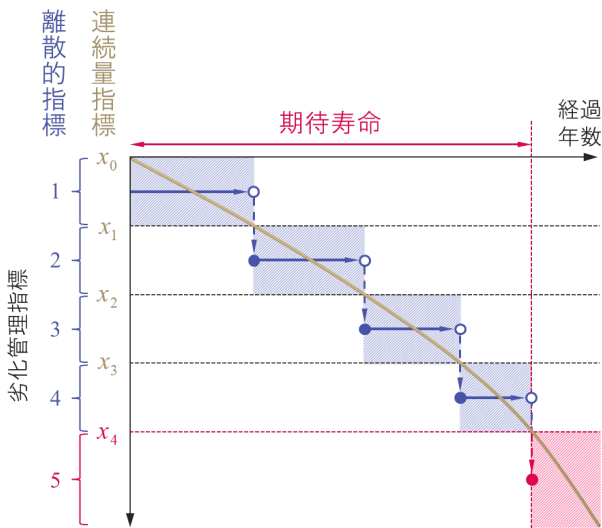


図-2 離散的指標と連続量指標

3. 連続量を用いた劣化ハザードモデル

(1) 劣化進行プロセス

いま、対象とする施設 i ($i = 1, \dots, I$) の劣化管理指標を x_i 、直近の建設（更新）時点からの経過時間を t_i と表す。劣化が進行するほど、劣化指標値は大きな値をとると考える。劣化の進展により指標値が小さくなるような劣化事象の場合、指標値の逆数 x_i^{-1} をモデルの非特性変数として採用すればいい。劣化プロセスの進行過程を表す比例劣化ハザードモデルを

$$x_i = \exp(-B_i) f(t_i, \beta) \quad (1a)$$

$$B_i = \mathbf{z}_i \boldsymbol{\theta}' + \sigma w_i \quad (1b)$$

$$(i = 1, \dots, I)$$

と定式化する。ここで、 B_i は施設 i の劣化特性の異質性を反映する指標であり、式 (1b) に示すように特性変数項 $\mathbf{z}_i \boldsymbol{\theta}'$ と誤差項 σw_i の和で表せる。式 (1b) において、 $\mathbf{z}_i = (z_i^1, \dots, z_i^M)$ は施設 i の劣化に影響を及ぼす特性変数ベクトル、 $\boldsymbol{\theta} = (\theta^1, \dots, \theta^M)$ はパラメータベクトル、 w_i は施設 i に固有な劣化要因を表す確率誤差項、 σ は偏差パラメータを表す。また、 $f(t_i, \beta)$ 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_i に関して単調増加関数である。また、 $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_N)$ 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。 $\exp(-B_i) = 1$ 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。理論モデルが存在しない場合、例えばフレキシブル関数を用いてベースラインモデルを

近似的に表現することが必要となる。

式 (1a) の両辺の対数をとれば、

$$y_i = \ln f(t_i, \beta) = \ln x_i + \mathbf{z}_i \boldsymbol{\theta}' + \sigma w_i \quad (i = 1, \dots, I) \quad (2)$$

を得る。ただし、 $y_i = \ln f(t_i, \beta)$ 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_i が確率密度関数

$$g_w(w_i) = \exp\{-w_i - \exp(-w_i)\} \quad (3)$$

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、 $E(w_i) = \gamma$ であり、 $\gamma (= 0.57722 \dots)$ はオイラー定数である。式 (2) を

$$w_i = \frac{y_i - \ln x_i - \mathbf{z}_i \boldsymbol{\theta}'}{\sigma} \quad (i = 1, \dots, n) \quad (4)$$

と書き直し、確率密度関数 (3) の変数変換を行う。その結果、劣化特性 \mathbf{z}_i を有する施設 i の劣化管理指標値が x_i に到達するまでの寿命インデックス y_i の条件付き分布を表す確率密度関数は、

$$h_y(y_i | x_i, \mathbf{z}_i) = \frac{1}{\sigma} g_w \left(\frac{y_i - \ln x_i - \mathbf{z}_i \boldsymbol{\theta}'}{\sigma} \right) = \frac{1}{\sigma} \exp \left\{ -\exp \left(-\frac{y_i - \ln x_i - \mathbf{z}_i \boldsymbol{\theta}'}{\sigma} \right) - \frac{y_i - \ln x_i - \mathbf{z}_i \boldsymbol{\theta}'}{\sigma} \right\} \quad (5)$$

と表すことができる。寿命インデックス $y_i = \ln f(t_i, \beta)$ には未知パラメータ β が含まれている。寿命インデックスの 1 階微分を $f_d(t_i, \beta) = df(t_i, \beta)/dt_i$ と表記すれば、

$$dy_i = \frac{f_d(t_i, \beta)}{f(t_i, \beta)} dt_i \quad (6)$$

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

$$\tau(t_i | x_i, \mathbf{z}_i) = \frac{f_d(t_i)}{\sigma f(t_i)} \exp \left\{ -\exp \left(-\frac{\ln f(t_i) - \ln x_i - \mathbf{z}_i \boldsymbol{\theta}'}{\sigma} \right) - \frac{\ln f(t_i) - \ln x_i - \mathbf{z}_i \boldsymbol{\theta}'}{\sigma} \right\} \quad (7)$$

と表される。確率密度関数 (3) より、生存関数は、

$$S_w(w_i) = 1 - \int_{-\infty}^{w_i} g_w(w) dw = 1 - \exp\{-\exp(-w_i)\} \quad (8)$$

と表現される。劣化特性 \mathbf{z}_i を有する施設 i において、寿命インデックス y_i が経過した時点で、劣化管理指標値が x_i まで到達していない確率は、生存関数

$$S_y(y_i | x_i, \mathbf{z}_i) = S_w \left(\frac{y_i - \ln x_i - \boldsymbol{\theta}' \mathbf{z}_i}{\sigma} \right) = 1 - \exp \left\{ -\exp \left(-\frac{y_i - \ln x_i - \boldsymbol{\theta}' \mathbf{z}_i}{\sigma} \right) \right\} \quad (9)$$

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

$$S_t(t_i | x_i, \mathbf{z}_i)$$

$$= 1 - \exp \left\{ - \exp \left(- \frac{\ln f(t_i) - \ln x_i - z_i \theta'}{\sigma} \right) \right\} \quad (10)$$

このように、連続量を用いた劣化ハザードモデルに対しても、生存関数 (10) を導出することができる。伝統的なハザードモデル^{13)–16)}は、対象物の寿命が確率分布すると仮定しているのに対して、連続量を用いた劣化ハザードモデルでは、個々の施設の劣化速度の異質性が寿命分布の原因となっている。また、生存関数は、劣化管理指標が所与の管理水準 x_i に到達するまでの経過時間の分布を示したものである。当然のことながら、確率変動項 w_i の確率分布として、ガンベル関数以外の確率分布（例えば、対数正規分布、ロジスティック分布等）を採用することも可能である。ガンベル分布は、ハザード率が経過時間に対して一定、递增、递减となるような変化過程を表現できるという柔軟な構造を有している。以上の理由により、本研究では確率誤差変動としてガンベル分布を採用することとする。

(2) ベースラインモデル

式 (1a) において、 $\exp(-B_i) = 1$ が成立する場合、 $x_i = f(t_i, \beta)$ が成立する。このとき、ベースラインモデル $f(t_i, \beta)$ は、標準的な施設 i の更新、補修時点からの経過時間 t_i と劣化管理指標 x_i の関係を表すモデルとなる。このような劣化過程を力学的理論に基づいて解析的モデルとして導出することが可能であれば、ベースラインモデルとして力学的モデルを採用することができる。このとき、劣化ハザードモデルを用いて、施設が置かれている環境による劣化速度の異質性を表現することができる。しかし、ベースラインモデルとして利用可能な既往モデルや経験的知見が存在しない場合、ベースラインモデルを近似的に表現できるようなフレキシブル関数を発見的に求めることが必要となる。このとき、1) その候補となるフレキシブル関数を複数種類設定し、2) フレキシブル関数を用いた劣化ハザードモデルのパラメータを推定し、3) 個々のモデルの尤度関数に基づく統計的な情報量基準を比較することにより、最も望ましいフレキシブル関数の選択とパラメータの最尤推定値を求めるという手順を採用することが必要となる。ベースラインモデルとして多様なフレキシブル関数を利用することができるが、ベースラインモデルは時間の経過に伴い劣化管理指標値が増加する標準的劣化過程を表現することが必要となるため、ベースラインモデルの定義域 $[0, T]$ に対して

$$f(0, \beta) = 1 \quad (11a)$$

$$\frac{\partial f(t_i, \beta)}{\partial t_i} \geq 0 \quad (11b)$$

が成立しなければならない。式 (11a) は、標準的劣化過程を表現するための基準化条件であり、式 (11b) は単調増加条件である。本研究の適用事例として、ベースラインモデルの候補として多項式モデル、べき乗関数モデル、指数関数モデル、ワイブル分布関数モデルという 4 種類の関数形を採用する。この場合、フレキシブル関数のパラメータ値 β は任意の値を採用できるのではなく、条件 (11a), (11b) を満足しなければならないことはいうまでもない。いま、あるフレキシブル関数 $f(t_i, \beta)$ に対して、パラメータベクトル β の許容集合 $\Omega_f(\beta)$ を次式のように定義する。

$$\Omega_f(\beta) = \{\beta \in \mathcal{B} | \forall t \in [0, T], \text{ eqs. (11a), (11b)}\} \quad (12)$$

ただし、 \mathcal{B} はパラメータ β の定義域である。のちに、4.(6) で言及するように、本研究ではこのようなパラメータの定義域を考慮したパラメータの推計方法を用いる。

(3) 尤度関数の定式化

いま、施設 i ($i = 1, \dots, I$) ごとに時間軸上の異なる時点で劣化管理指標を実測している場合を考える。各施設で観測された劣化管理指標の時系列データを用いて、劣化ハザードモデルを推定する。施設 i に対して、 $t_0^i = 0$ を初期時点（供用開始時点あるいは更新時点）とするサンプル時間軸 $t_0^i, t_1^i, t_2^i, \dots$ 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。時点 t_h^i ($h = 1, \dots, H_i$) は、施設 i の劣化管理指標に対する h 回目の観測時点である。劣化管理指標の観測時点間隔を $d_h^i = t_h^i - t_{h-1}^i$ と定義する。本研究では、劣化管理指標の観測状況に応じて、2 種類の尤度関数を定式化する。ただし、劣化管理指標 x_h^i ($h = 1, \dots, H_i$) は、その値が大きくなるほど劣化が進展していることを表す。図-3 には、本研究で対象とする 2 種類のデータ獲得パターンを示している。記号「 \square 」は、実際に観測されモデル推定に利用可能なデータであることを意味する。同図の各点において観測される部分的な情報を用いて、灰色で示した劣化管理指標の時間的推移を推定することを考える。図-3(a) では、施設 i において、供用開始時点、あるいは、直近の補修、更新時点が記録されている場合を想定し、1 回目の調査間隔 d_1^i は調査データとして既知である。しかし、現実には、供用開始時点（あるいは、過去の補修時点）に遡って劣化管理指標を観測しておらず、最近の実測データのみに基づいて、劣化ハザードモデルを推定せざるを得ない場合も少なくない。図-3(b) は、このような不完全データが獲得されるようなデータ観測スキームを表している。この図は、供用開始時点、あるいは、直近の補修、更新時点に関する情報が残されておらず、更新時点（あるいは補修時点）から最初の調査時点までの

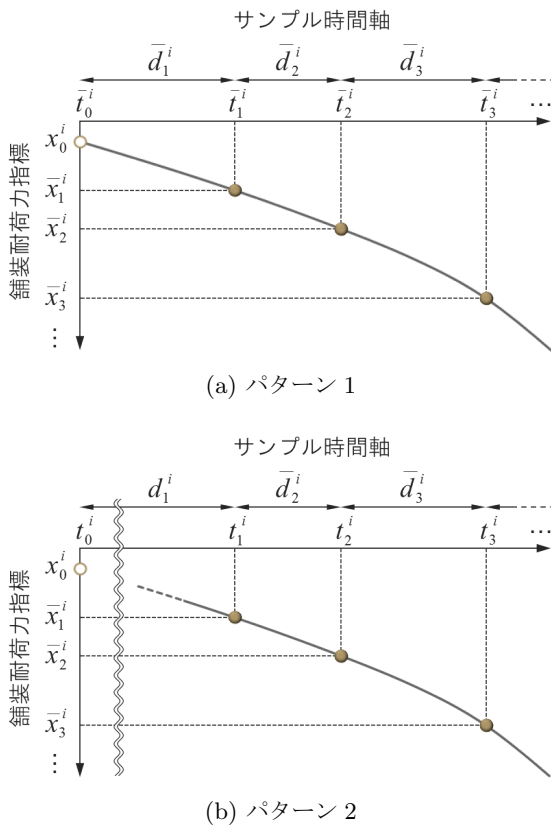


図-3 データ獲得パターン

調査間隔 d_1^i が未知であるような状況を模式的に示している。

施設 i の劣化管理指標に関する調査サンプルの情報 Ξ_i ($i = 1, \dots, I$) を $\Xi_i = (\bar{x}_i, \bar{d}_i, \bar{z}_i)$ と表す。ただし、 $\bar{z}_i = (\bar{z}_1^i, \dots, \bar{z}_M^i)$ は施設 i の劣化特性を表すベクトルであり、 \bar{z}_m^i ($m = 1, \dots, M$) は施設 i の m 番目の劣化特性を表している。また、 \bar{z}_i は時間的に一定であると仮定する。さらに、調査間隔ベクトル \bar{d}_i は、パターン 1 の場合、 $\bar{d}_i = (\bar{d}_1^i, \dots, \bar{d}_{H_i}^i)$ であり、パターン 2 では、 $\bar{d}_i = (\bar{d}_2^i, \dots, \bar{d}_{H_i}^i)$ と表される。 $\bar{x}_i = (\bar{x}_1^i, \dots, \bar{x}_{H_i}^i)$ である。一般性を損なうことなく、施設 $i = 1, \dots, I'$ に関してはパターン 1 による調査サンプルが獲得できるが、残りの施設 $i = I' + 1, \dots, I$ に関してはパターン 2 の調査サンプルが獲得されていると考える。

a) パターン 1

データ獲得パターン 1 での尤度関数は、実寿命の条件付き確率密度関数 (7) により

$$\begin{aligned} \mathcal{L}_i(\Xi_i, \beta, \theta, \sigma) &= \prod_{h=1}^{H_i} \tau(\bar{t}_h^i | \bar{x}_h^i, \bar{z}_i) \\ &= \prod_{h=1}^{H_i} \left[\frac{f_d(\bar{t}_h^i)}{\sigma f(\bar{t}_h^i)} \right] \end{aligned}$$

$$\cdot \exp \left\{ - \exp \left(- \frac{\ln f(\bar{t}_h^i) - \ln \bar{x}_h^i - \bar{z}_i \theta'}{\sigma} \right) - \frac{\ln f(\bar{t}_h^i) - \ln \bar{x}_h^i - \bar{z}_i \theta'}{\sigma} \right\} \quad (13)$$

$(i = 1, \dots, I')$

と表現できる。ただし、 $\bar{t}_h^i = \sum_{a=1}^h \bar{d}_a^i$ である。なお、式中では、 $f(t, \beta)$ を $f(t)$ と簡略化して表記する。

b) パターン 2

データ獲得パターン 2 での尤度関数を定式化する。パターン 2 においては、1 回目の調査間隔 $d_1^i = t_1^i$ が観測されていないため、寿命 t_1^i を確率変数として取り扱う。寿命 t_1^i と実調査間隔 ($\bar{d}_2^i, \dots, \bar{d}_{H_i}^i$) の同時生起確率は、寿命 t_1^i の生起確率 $\tau(t_1^i | \bar{x}_1^i, \bar{z}_i)$ と劣化ハザードモデルによる寿命の生起確率 $\tau(t_1^i + \sum_{a=2}^h \bar{d}_a^i | \bar{x}_h^i, \bar{z}_i)$ の混合確率モデルとして表現できる。このとき、調査データ Ξ_i に関する尤度関数は、積分計算により、

$$\begin{aligned} \mathcal{L}_i(\Xi_i, \beta, \theta, \sigma) &= \int_0^\infty \tau(t_1^i | \bar{x}_1^i, \bar{z}_i) \prod_{h=2}^{H_i} \tau \left(t_1^i + \sum_{a=2}^h \bar{d}_a^i | \bar{x}_h^i, \bar{z}_i \right) dt_1^i \\ &= \int_0^\infty \frac{f_d(t_1^i)}{\sigma f(t_1^i)} \cdot \exp \left\{ - \exp \left(- \frac{\ln f(t_1^i) - \ln \bar{x}_1^i - \bar{z}_i \theta'}{\sigma} \right) - \frac{\ln f(t_1^i) - \ln \bar{x}_1^i - \bar{z}_i \theta'}{\sigma} \right\} \\ &\quad \cdot \prod_{h=2}^{H_i} \left[\frac{f_d(t_1^i + \sum_{a=2}^h \bar{d}_a^i)}{\sigma f(t_1^i + \sum_{a=2}^h \bar{d}_a^i)} \cdot \exp \left\{ - \exp \left(- \frac{\ln f(t_1^i + \sum_{a=2}^h \bar{d}_a^i) - \ln \bar{x}_h^i - \bar{z}_i \theta'}{\sigma} \right) - \frac{\ln f(t_1^i + \sum_{a=2}^h \bar{d}_a^i) - \ln \bar{x}_h^i - \bar{z}_i \theta'}{\sigma} \right\} \right] dt_1^i \quad (14) \end{aligned}$$

$(i = I' + 1, \dots, I)$

と表現することができる。

本研究では、マルコフ連鎖モンテカルロ (Markov Chain Monte Carlo, 以下 MCMC) 法の反復計算により、劣化ハザードモデルの未知パラメータの事後分布に従う乱数を発生させ、統計量を算出することによりモデル推定を行う。その際、尤度関数 (14) 内の積分計算に起因した計算負荷が問題となる。本研究では、尤度関数の完備化操作により、その計算負荷を軽減したような劣化ハザードモデルのベイズ推定法を提案する。

(4) リスクマネジメント指標

劣化管理指標の低下過程に劣化カテゴリ間の異質性が存在し、カテゴリごとの劣化特性が異なる。連続量を用いた劣化ハザードモデルでは、劣化管理指標の寿命が確率分布する。個々の劣化カテゴリに対して、初

期時点からある一定の時間 T_i が経過した時点での劣化管理指標の確率分布も知ることができる。このように、劣化管理指標の低下に関するリスク管理指標を「劣化リスク管理指標」と呼ぶ。一方、劣化ハザードモデルを用いた場合、任意の経過時間に対して、劣化管理指標が管理水準 x_i まで到達していない確率を生存関数 (10) を用いて表現できる。生存関数は劣化管理指標が所与の管理水準まで到達する経過時間分布を表している。生存関数 (10) を用いて、劣化管理指標が所与の水準に到達するまでの経過時間の確率分布も定式化することができる。このように、経過時間に関するリスク管理指標を「余寿命指標」と呼ぶ。本研究では、劣化管理指標の低下特性を表すリスク指標として、a) 劣化リスク管理指標、b) 余寿命指標を設定する。

a) 劣化リスク管理指標

初期時点から一定の時間 T_i が経過した現時点を考える。未知パラメータ (β, θ, σ) を所与としたとき、式 (2) より、劣化管理指標 x_i は

$$x_i = \exp(-\bar{z}_i \hat{\theta}' - \hat{\sigma} w_i) f(T_i, \hat{\beta}) \quad (15)$$

と表される。ただし、記号「 $\hat{\cdot}$ 」は推定値を意味する。ここで、確率誤差項 w_i が式 (3) の確率密度関数 $g_w(w_i)$ に従うことを考慮すれば、変数変換

$$w_i = \frac{\ln f(T_i, \hat{\beta}) - \ln x_i - \bar{z}_i \hat{\theta}'}{\hat{\sigma}} \quad (i = 1, \dots, n) \quad (16)$$

により、経過時間 T_i における対数劣化管理指標 $l_i = \ln x_i$ の条件付き分布を表す確率密度関数は、

$$f_i(l_i | T_i, \bar{z}_i) = \frac{1}{\hat{\sigma}} f_w \left(\frac{\ln f(T_i, \hat{\beta}) - l_i - \bar{z}_i \hat{\theta}'}{\hat{\sigma}} \right) \quad (17)$$

と表すことができる。さらに、変数変換 $x_i = \exp(l_i)$ より、経過時間 T_i における劣化管理指標 x_i の条件付き確率密度関数は、

$$\begin{aligned} f_{x_i}(x_i | T_i, \bar{z}_i) &= \frac{1}{\hat{\sigma} x_i} f_w \left(\frac{\ln f(T_i, \hat{\beta}) - \ln x_i - \bar{z}_i \hat{\theta}'}{\hat{\sigma}} \right) \\ &= \frac{\kappa x_i^{\kappa-1}}{\rho_i(T_i)} \exp \left(-\frac{x_i^\kappa}{\rho_i(T_i)} \right) \end{aligned} \quad (18)$$

と表すことができる。ただし、

$$\kappa = \frac{1}{\sigma} \quad (19a)$$

$$\rho_i(T_i) = \left\{ \exp \left(\frac{\bar{z}_i \hat{\theta}' - \ln f(T_i, \hat{\beta})}{\hat{\sigma}} \right) \right\}^{-1} \quad (19b)$$

である。すなわち、劣化管理指標 x_i はワイブル分布 $\mathcal{W}(\mu(T_i), \nu^2(T_i))$ に従うことになる。ただし、 $\mu(T_i)$ 、 $\nu^2(T_i)$ はワイブル分布の期待値、および分散であり、

$$\mu(T_i) = \rho(T_i)^{1/\kappa} \Gamma(\kappa^{-1} + 1) \quad (20a)$$

$$\nu^2(T_i) = \rho(T_i)^{2/\kappa} \left\{ \Gamma \left(\frac{2}{\kappa} + 1 \right) - \Gamma^2 \left(\frac{1}{\kappa} + 1 \right) \right\} \quad (20b)$$

と表せる。 $\Gamma(\cdot)$ はガンマ関数である。さらに、劣化管理指標の確率分布を表す分布関数 $H(x_i | T_i, \bar{z}_i)$ は

$$H(x_i | T_i, \bar{z}_i) = 1 - \exp \left\{ -\frac{x_i^\kappa}{\rho(T_i)} \right\} \quad (21)$$

と表せる。このとき、リスク管理水準を $\varepsilon \times 100\%$ とした VaR (Value at Risk) 指標 $x_{[\text{VaR}],i}(\varepsilon)$ は、

$$H(x_{[\text{VaR}],i}(\varepsilon) | T_i, \bar{z}_i) = 1 - \varepsilon \quad (22)$$

を満足するような $x_{[\text{VaR}],i}(\varepsilon)$ として定義できる。すなわち、 $x_{[\text{VaR}],i}(\varepsilon)$ は、経過時間 T_i において、それを満たさない (指標自体の数値が上回るような) 劣化管理指標値が出現する超過確率が ε となるような臨界的な劣化管理指標値を表す。また、経過時間 T_i における期待劣化管理指標値 $E[x_i]$ は、式 (20a) より

$$E[x_i] = \Gamma \left(\frac{1}{\kappa} + 1 \right) \exp \left(\frac{\ln f(T_i, \hat{\beta}) - \bar{z}_i \hat{\theta}'}{\kappa \hat{\sigma}} \right) \quad (23)$$

となる。さらに、上式において経過時間 T_i の値を変化させ、経過時間 T_i と期待劣化管理指標値 $E[x_i]$ の関係を表した曲線を本研究では「劣化パフォーマンスカーブ」と呼ぶ。

b) 余寿命指標

劣化管理指標に対して管理水準 \underline{X} を設定する。施設の新設から管理水準 \underline{X} まで到達するまでの経過時間を寿命 η_i と呼ぶこととする。現時点において、施設 i の劣化管理指標の低下が管理水準にまで到達せず、寿命 η_i に対して $\eta_i > T_i$ が成立している場合を考える。劣化管理指標が管理水準 \underline{X} まで到達していないという条件の下で、今後さらに τ 以上の期間にわたって当該施設を補修しないで供用できる条件付き確率 (以下、余寿命分布と呼ぶ) $\tilde{F}_i(\tau | \underline{X}, T_i)$ は、

$$\tilde{F}_i(\tau | \underline{X}, T_i) = \Pr[\eta_i \geq T_i + \tau | \underline{X}, \eta_i \geq T_i] \quad (24)$$

と定義できる。すなわち、確率 $\tilde{F}_i(\tau | \underline{X}, T_i)$ は、経過時間 T_i の施設 i が管理水準 \underline{X} に到達するまでの余寿命が τ 以上となる確率を表している。生存確率 $S_t(T_i | \underline{X}, \bar{z}_i)$ を用いれば、余寿命分布 $\tilde{F}(\tau | \underline{X}, T_i)$ は、

$$\tilde{F}_i(\tau | \underline{X}, T_i) = \frac{S_t(T_i + \tau | \underline{X}, \bar{z}_i)}{S_t(T_i | \underline{X}, \bar{z}_i)} \quad (25)$$

と表される。ただし、 $S_t(T_i | \underline{X}, \bar{z}_i)$ は、劣化ハザードモデルの生存関数であり、式 (10) で表される。劣化管理指標が管理水準に到達した時点で施設 i の補修を実施する場合、余寿命分布は、補修タイミングの確率分布を表している。さらに、劣化管理指標の低下が管理水準以上に進展する超過確率を ζ に設定すれば、それと対応する補修タイミング τ^* は、

$$\tilde{F}_i(\tau^*) = 1 - \zeta \quad (26)$$

を満足するような τ^* として求まる。なお、期待余寿命 (Remaining Mean Distribution) は、部分積分により、

$$RMD(T_i) = E[\eta_i - T_i | \eta_i \geq T_i]$$

$$\begin{aligned}
 &= \frac{\int_{T_i}^{\infty} (u - T_i) d\tilde{F}_i(u) du}{\tilde{F}_i(T_i)} \\
 &= \frac{1}{\tilde{F}_i(T_i)} \int_{T_i}^{\infty} \tilde{F}_i(u) du \quad (27)
 \end{aligned}$$

と表される。初期時点における施設 i の劣化管理指標の期待寿命は、

$$RMD(0) = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \int_{\varepsilon}^{\infty} \tilde{F}_i(u) du \quad (28)$$

となる。

4. 実証分析

(1) 適用データの概要

本研究では、連続量を用いた劣化ハザードモデルの適用事例として、高速道路の舗装耐荷力の低下過程に対して実証分析を行う。適用データは NEXCO が管理する全国の高速道路の道路区間を舗装構成を加味した上で無作為に抽出し、FWD 調査を行い獲得された舗装たわみ量に関するデータである。対象路線数は全 48 路線である。FWD 調査は、最も古く調査された道路区間は 2006 年 4 月に行われており、最も新しく調査された道路区間では 2014 年 3 月に行われていて、約 8 年に渡って実施されている。また、最も古くに供用された路線は、供用開始から 50 年近くが経過している。データベースには、1) 支社、事務所などの管理者情報、2) 路線名、車線区分、キロポストなどの位置情報、3) 交通量などの路線情報、4) 供用開始年月日、舗装補修年月日、表層や路盤に用いている混合物の種類、アスファルト混合物層（以下、As 層）の厚さなどの舗装に関する情報、そして 5) FWD 調査を実施した日時、調査によって得られるたわみ量などの FWD 調査に関する情報が高速道路舗装上の地点ごとに記載されている。データベースをさらに車線区分が走行車線（走行車線、第一走行車線、第二走行車線）であり、測定位置が OWP（外側車輪位置）、IWP（内側車輪位置）であるものに限ってデータを選別した。本研究では先に表-1 に示したように FWD 調査のセンサー位置によって、舗装の各層の強度を示す範囲の指標を定める。ただし、以下では表記の都合上、それぞれのそれぞれの指標に 10^4 を乗じた値を損傷指標としてと表記する。表-2 には、このように定めた損傷指標データの平均値、分散及びデータ数を掲載している。各々の損傷指標が示す強度範囲を考慮し、 $D_0 - D_{90}$ については表層の最新補修以降のデータ、 $D_0 - D_{150}$ については、表層または下層路盤の最新補修以降のデータ、 $D_{90} - D_{150}$ については下層路盤の最新補修以降のデータ、 D_{150} については路線の供用開始以降のデータに選別されていることを留意されたい。なお、下層路盤の補修はこれまでに行わ

表-2 調査データ概要

	$D_0 - D_{90}$	$D_0 - D_{150}$	$D_{90} - D_{150}$	D_{150}
平均	127.4	164.3	37.4	43.2
分散	6569.3	8893.9	385.3	736.0
データ数	13,467	13,467	17,090	17,090

れた件数が少なく、上記の車線区分や測定位置によるデータ選別で該当路線がなくなっている。

補修によって舗装の耐荷力が回復することから、直近の補修時点を最も健全な状態として各時点間の健全度推移情報を作成し、推定に用いるデータベースを構成することも可能ではある。しかし、例えば切削オーバーレイなどの表層、基層部のみに対して行われる補修では、舗装全体が最も健全な状態に回復するわけではない。一方で、供用開始時点を最も健全な状態とすることも可能ではあるが、高速道路の供用開始時点は、古い道路で 1963 年であり、1) FWD 調査が実施される前に舗装が補修されている場合や、2) 舗装の補修の記録が抜け落ちている場合があり、供用開始時点と FWD 調査実施時点の間の健全度推移情報が正確でない場合も少なくない。そのため、本研究では後述するように、全ての道路区間の耐荷力低下に関する初期時点を未知として劣化ハザードモデルの推定を実施した。

(2) モデル推定の方針

連続量を用いた劣化ハザードモデルを、実際の高速道路において 2006 年から 2014 年の間に獲得された FWD 調査データに適用する。なお、実証分析では表層種別はポーラスアスファルト舗装（NEXCO における、高機能舗装 I 型）のみを対象とする。図-4 は本研究で分析に用いたデータに関して、As 層厚毎に既往研究⁵⁾で用いられている損傷指標 $\frac{D_0 - D_{90}}{h}$ をプロットした図である。ここに h は As 層の設計厚 (mm) である。既往研究においては As 層厚 (22cm 未満, 22-26cm, 26cm 以上) と路盤種別 (粒状路盤, セメント安定処理路盤) 等に従い健全度設定が行われている。図中の横線は管理限界の損傷指標を表している。As 層厚の大きい地点では損傷指標が小さくなる傾向が確認できるが、同程度の層厚でも観測される損傷指標は様々である。実務においては、環境条件や施工状況など、 T_A 法では考慮できない劣化要因が存在し、精緻な劣化予測を行うためには劣化特性カテゴリを考慮する必要がある。対象とした道路区間は、一般地域と積雪寒冷地域 (図表中では「一般」と「積寒」) に大別される。2 種類の地域内それぞれに、粒状路盤とセメント安定処理路盤 (図表中では「粒状」と「セメ安」) という 2 種類の路盤を有する舗装区間が存在する。このとき、特性変数間に

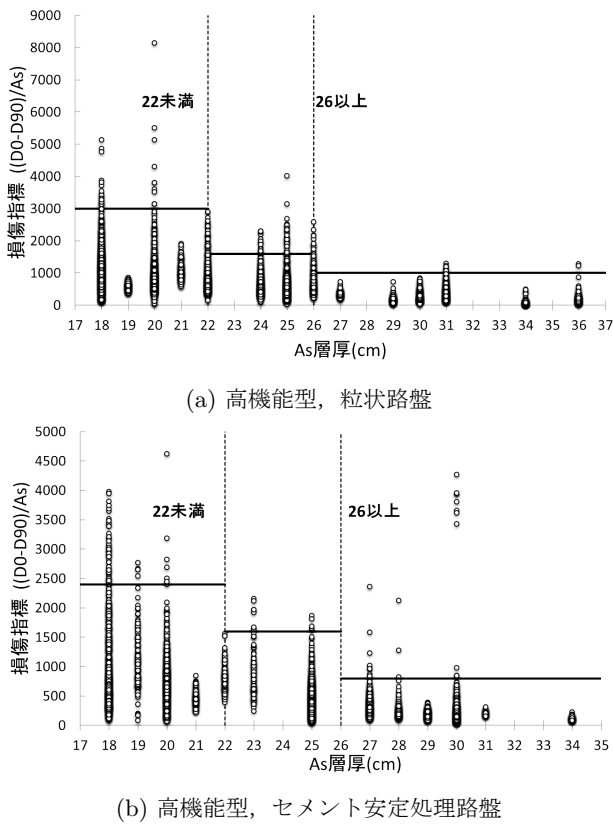


図-4 As 層厚と損傷指標

交互作用が存在する可能性がある。本研究では、これら 2 種類の舗装特性の組み合わせに応じて、合計 4 種類の劣化特性カテゴリを定義する。

当該調査データでは 4,005 個の全ての地点において、供用開始年月日、あるいは、耐荷力の回復を伴う補修、更新の直近の実施年月日におけるたわみ量データを獲得できなかった。そのため、 $I' = 0$ とし、全ての地点において潜在変数 ξ_i を定義している。ただし、全ての地点において、全ての調査時点の間には、補修、更新が実施されていないことを確認している。また、図-5 は供用開始または最新の補修履歴からの経過年数と損傷指標の時間的な変化を示す。同図に示す損傷指標の時間的な変化過程を劣化ハザードモデルにより表現する。この図において経過年数が長いにも関わらず損傷指標の値が小さいデータが存在する。これは先に記述したように補修履歴が抜け落ちている等の理由が考えられ、この課題を解決するためにも潜在変数の設定が必要となる。

(3) ベースラインモデルの特定化

連続量を用いた劣化ハザードモデルは、ベースラインモデルとして力学的モデルを採用することができる。一方で、本適用事例のようにデータ数が極めて少ない場合には、ベースラインモデルについても統計的

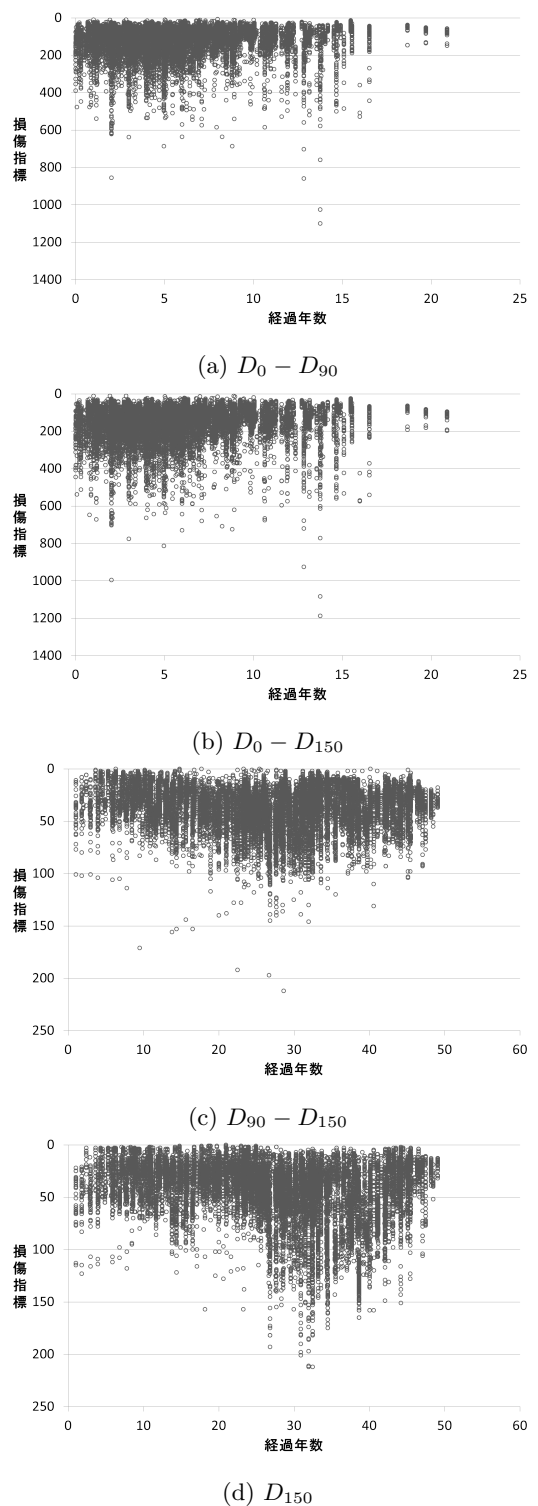


図-5 経過年数と損傷指標

に推定することも可能である。本適用事例においては、任意の経過時間における損傷指標の逡増、急増過程を柔軟に表現するため、時間の経過に対し単調増加する関数の中から、パラメータに応じて上に凸、下に凸となるような関数を考慮し、表-3 に示す 4 種類の関数（多項式モデル、べき乗関数モデル、指数関数モデル、ワイブル分布関数モデル）をベースラインモデルの候補と

した。ただし、これらの候補以外にもベースラインモデルの候補となり得る関数は無数に存在し、フレキシブル関数をベースラインモデルとして代替的に利用する場合には、より多くの候補の中から最適なベースラインモデルを決定していくことが望ましい。本適用事例においてベースラインモデルの候補とする 4 種類の関数（多項式モデル、べき乗関数モデル、指数関数モデル、ワイブル分布関数モデル）を表-3 に示した。なお、ワイブル分布関数の C は、舗装耐荷力指標に応じた基準化定数である。本研究では、調査データ内の各舗装耐荷力指標に関する最大値 C と事前に設定してモデル推定を行った。また、表-3 には、個々のモデルに対する AIC¹⁷⁾ も示している。同表より、すべての損傷指標で、指数関数モデルをベースラインモデルとした場合 AIC の値が相対的に最も小さい値を取ったことから、指数関数モデルを 4 種類の候補の中で最も望ましいベースラインモデル（以下、本研究での最適ベースラインモデル）と決定した。

(4) 推定結果

以下では、本研究での最適ベースラインモデルである指数関数モデルを有する劣化ハザードモデルの推定結果に関して説明する。本研究では、モデル内のパラメータをベイズ推定により全て同時に推定するが、本稿では、以下で個々のパラメータの推定結果について順次説明する。

a) ベースラインモデル

表-4 には、MCMC 法において $\beta_{n_1} = (\beta_{n_1}^{(n_1+1)}, \dots, \beta_{n_1}^{(n)})$ ($n_1 = 1, \dots, N_1$), $\sigma = (\sigma^{(n_1+1)}, \dots, \sigma^{(n)})$ としてサンプリングされたベースラインモデルの未知パラメータの事後分布に関する統計量を示す。同表に示すように、90%ベイズ信用域、Geweke 検定統計量¹⁸⁾を用いることにより、推定された未知パラメータの信頼性と事後分布への収束性を議論することができる。本研究では、Geweke 検定統計量の絶対値が 1.96 を下回った場合、有意水準 5% で、MCMC 法によるサンプルが事後分布に収束しているという帰無仮説を棄却できないと判断した。以下では、事後分布の期待値をそれぞれの未知パラメータの推定値として連続量を用いた劣化ハザードモデルによる劣化予測結果を説明する。

b) 劣化特性カテゴリ間の異質性

劣化ハザードモデルを用いることにより、たわみ量による損傷指標を直接的に用いて、個々の劣化特性カテゴリで耐荷力の低下過程を定量化することが可能となる。表-5 には、 $\theta_i = (\theta_i^{(n_1+1)}, \dots, \theta_i^{(n)})$ による未知パラメータベクトル θ の事後分布の統計量を示した。なお、 θ に関して、本適用事例では劣化特性カテゴリに

表-5 未知パラメータベクトル θ の推定結果

劣化特性カテゴリ		事後分布統計量			
i	特性	期待値	下限 5%	上限 5%	Geweke 検定統計量
$D_0 - D_{90}$					
1	一般 × 粒状	-2.155	-2.165	-2.144	-0.393
2	一般 × セメ安	-1.716	-1.723	-1.707	-0.212
3	積寒 × 粒状	-0.495	-0.506	-0.483	-0.350
4	積寒 × セメ安	-1.483	-1.499	-1.468	-0.217
$D_0 - D_{150}$					
1	一般 × 粒状	-0.918	-0.930	-0.904	-0.464
2	一般 × セメ安	0.113	0.092	0.136	-0.025
3	積寒 × 粒状	-2.278	-2.286	-2.268	-0.467
4	積寒 × セメ安	-1.413	-1.427	-1.395	0.429
$D_{90} - D_{150}$					
1	一般 × 粒状	-0.373	-0.393	-0.358	-0.522
2	一般 × セメ安	-1.889	-1.900	-1.878	-0.235
3	積寒 × 粒状	-1.490	-1.507	-1.472	-0.611
4	積寒 × セメ安	-0.897	-0.908	-0.886	-0.145
D_{150}					
1	一般 × 粒状	-0.373	-0.393	-0.358	-0.522
2	一般 × セメ安	-1.889	-1.900	-1.878	-0.235
3	積寒 × 粒状	-1.490	-1.507	-1.472	-0.611
4	積寒 × セメ安	-0.897	-0.908	-0.886	-0.145

じて、

$$z_i^c = \begin{cases} 1 & \text{地点 } i \text{ の劣化特性カテゴリが } c \text{ のとき} \\ 0 & \text{それ以外} \end{cases} \quad (c = 1, \dots, 12) \quad (29)$$

と特性変数を設定した。以下では、事後分布の期待値を推定値 $\hat{\theta}$ として用いる。式 (23) と $\hat{\theta}$, $\hat{\beta}$, $\hat{\sigma}$ を用いることにより、個々の劣化特性カテゴリごとに劣化パフォーマンスカーブを求めることができる。

c) パフォーマンスカーブ

図-6 は、MCMC 法を用いたベイズ推定法により推定されたパラメータベクトルを用いた劣化パフォーマンスカーブである。同図より、同時点においても、損傷指標の期待値は個々の劣化特性カテゴリに応じて多様に変化している様子を、劣化ハザードモデルを用いて表現できていることが確認できる。

図-6 には、未知パラメータの推定値 $\hat{\beta}$, $\hat{\sigma}$, $\hat{\theta}$ を用いて、本研究での最適ベースラインモデルにおける舗装耐荷力指標の劣化パフォーマンスカーブを示した。同パフォーマンスカーブは、供用開始時点からの経過年数を変数とするベースラインモデル $f(t, \hat{\beta})$ から劣化特性カテゴリ間の異質性を考慮し描いたものである。ここで、本研究では、確率変動項 w_i の期待値を $\gamma (= 0.57722 \dots)$ としたため、ベースラインモデルが全ての区間の平均的な劣化過程を示していないことに留意されたい。ただし、全区間の平均的な劣化過程も、変数変換や確率

表-3 ベースラインモデルの候補と AIC

モデル	$f(t, \beta)$	AIC			
		D_0-D_{90}	D_0-D_{150}	$D_{90}-D_{150}$	D_{150}
多項式	$\beta_1 t^2 + \beta_2 t + \beta_3$	64,063	85,254	67,623	24,649
べき乗関数	$\beta_1 t^{\beta_2} + \beta_3$	84,106	95,558	79,981	22,766
指数関数	$\beta_1 \beta_2^t + \beta_3$	9,142	12,589	14,682	17,564
ワイブル分布関数	$C [1 - \exp\{-(t/\beta_1)^{\beta_2}\}] + \beta_3$	28,765	31,981	79,981	18,203

表-4 未知パラメータベクトル β , σ の推定結果

$D_0 - D_{90}$				$D_0 - D_{150}$				$D_{90} - D_{150}$				D_{150}			
パラメータ	事後分布統計量			パラメータ	事後分布統計量			パラメータ	事後分布統計量			パラメータ	事後分布統計量		
	期待値	上限 5% 下限 5%	Geweke 検定統計量		期待値	上限 5% 下限 5%	Geweke 検定統計量		期待値	上限 5% 下限 5%	Geweke 検定統計量		期待値	上限 5% 下限 5%	Geweke 検定統計量
β_1	2.938	2.935 2.940	0.996	β_1	2.913	2.910 2.914	0.995	β_1	2.579	2.574 2.582	0.996	β_1	1.889	1.885 1.891	0.997
β_2	1.976	1.967 1.978	0.994	β_2	1.949	1.943 1.952	1.000	β_2	1.074	1.069 1.076	0.990	β_2	1.109	1.105 1.112	1.000
β_3	11.974	11.943 11.988	0.994	β_3	19.538	19.510 19.578	0.998	β_3	19.233	19.187 19.246	0.996	β_3	21.053	21.012 21.092	1.000
σ	1.386	1.348 1.403	0.995	σ	1.168	1.140 1.183	0.997	σ	1.162	0.807 1.230	1.065	σ	0.404	0.330 0.467	0.995

変動項の確率分布を変更することにより、容易に求めることが可能である。

ベースラインモデルや個々の劣化特性カテゴリの損傷指標の劣化パフォーマンスカーブの形状は、図-6に示すように、初期時点からある程度の期間はパフォーマンスの低下が緩やかであり、その後、急速に損傷指標が増加するような上に凸の形状を示している。このことより、一旦耐荷力が低下し始めると、その後は加速度的に耐荷力が低下していく様子が推定結果から確認できる。

(5) リスクマネジメント指標の算定結果

a) 劣化リスク管理指標

劣化ハザードモデルのパラメータの推定値と式 (18) により、任意の時点に生起する舗装耐荷力指標の確率密度を求めることができる。図-7には、劣化特性カテゴリ「一般×粒状」を対象として、初期時点からの劣化リスク指標分布の時間的推移を、10年後、15年後を例に示している。当然のことながら、初期時点からの時間の経過とともに劣化リスク指標分布は損傷指標が増加するような方向に推移する。また、劣化ハザードモデルの推定結果を用いることにより、任意の将来時点における耐荷力の低下過程（損傷指標の増加過程）を確率分布として図-7のように定量化することができる。

さらに、図-8には、式 (22) によって求まる VaR 指標 $x_{[VaR],i}(0.05)$ の時間的推移を劣化特性カテゴリ単位で示した。同図と図-6を比較すると、劣化パフォーマンスカーブよりリスク管理水準 5%での損傷指標を示すカーブの方が、全ての劣化特性カテゴリにおいて速く

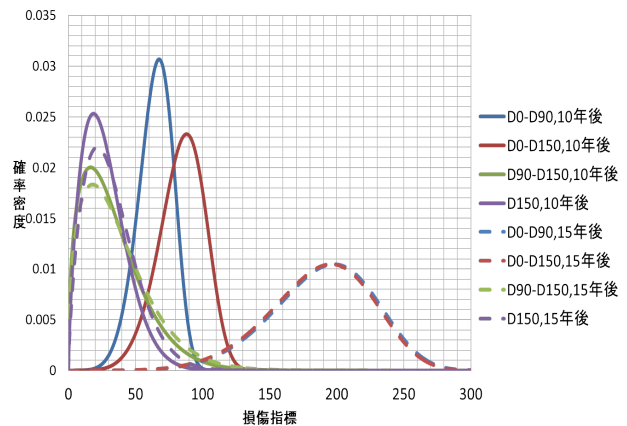


図-7 劣化リスク指標分布の時間的推移

増加していることがわかる。このように、本研究で提案する方法論により、すでに述べた劣化パフォーマンスカーブ（各劣化特性カテゴリでの劣化リスク指標の期待値）のみならず、舗装耐荷力指標分布を考慮した臨界的な劣化管理指標を求めることができる。実際に耐荷力の低下リスクを詳細に考慮して舗装の調査、補修業務を行うためには、VaR 指標 $x_{[VaR],i}(0.05)$ を用いて意思決定を行うことが重要となる。これらの劣化リスク指標に関して、例えば、劣化パフォーマンスカーブはライフサイクル費用評価などネットワークレベル（複数の路線や支社単位）での分析に対して、VaR 指標はプロジェクトレベル（個々の出張所や事務所単位）における調査、補修、更新の意思決定に対して有用な知見を提供できると考えられる。

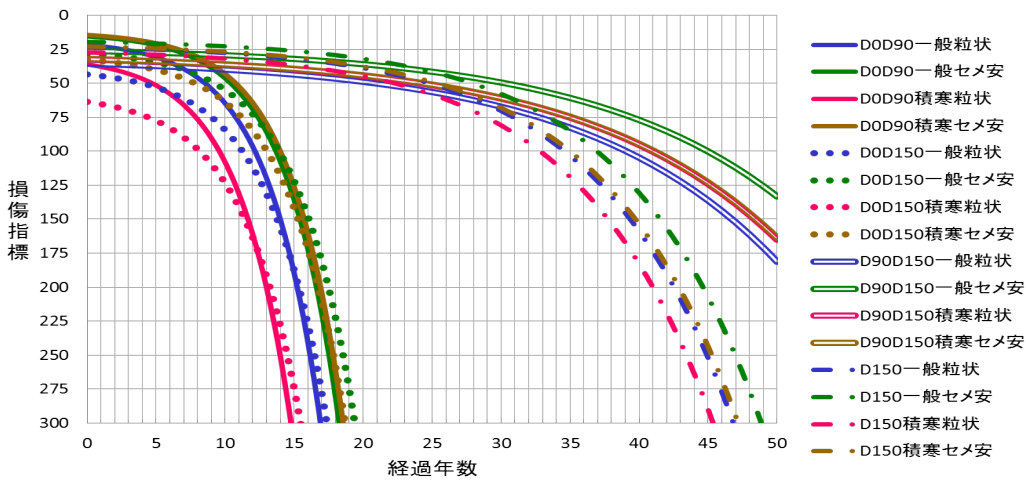


図-6 舗装耐荷力の全パフォーマンスカーブ

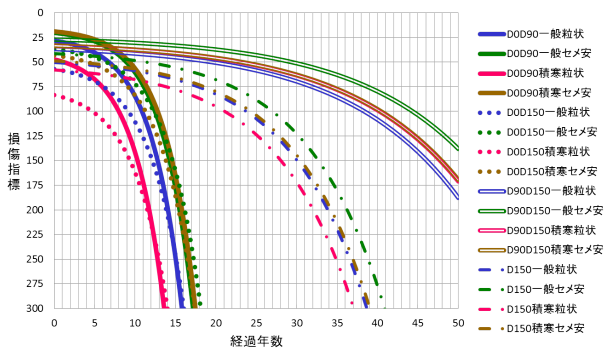


図-8 リスク管理水準 5%での舗装耐荷力の全パフォーマンスカーブ

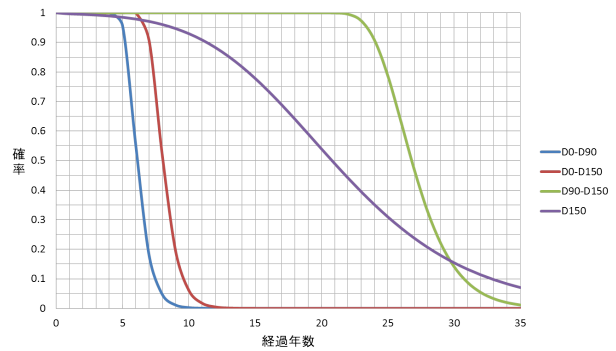


図-9 余寿命分布

b) 余寿命指標

社会基盤施設のアセットマネジメントを実施するにあたり、個々の施設の残存価値を定量化することも重要となる。図-9には、式(25)により算出した、供用開始時点から15年が経過した時点で当該地点が管理水準 X に達していないという条件付きの余寿命分布 $\tilde{F}(\tau|X, 15[\text{年}])$ を、劣化特性カテゴリ「一般×粒状」を例として示した。なお、管理水準 X は $D_0 - D_{90}$ は 250, $D_0 - D_{150}$ は 350, $D_{90} - D_{150}$ は 80, D_{150} は 100 としている。同図から、例えば、「 $D_0 - D_{90}$ 」において、当該時点から6年以内に X に到達する確率は約 50%である、といったことが読み取れる。また図-9において設定した X 以外にも、任意の管理水準と経過年数のもとで余寿命分布を定量化することが可能である。このように、現時点や任意の将来時点での余寿命分布を用いることにより、各施設の残存価値を定量化し、将来の維持管理計画を立案していくことが望ましい。

5. おわりに

本研究では、連続量を用いた劣化ハザードモデルを採用し、FWD調査によって得られたたわみ量データから、舗装各層の耐荷力の低下過程を統計学的に評価した。また、 T_A 法では十分に考慮できない環境条件や材料種別による耐荷力低下過程の差異について分析した。連続量を用いた劣化ハザードモデルを採用することの利点として、1) 連続量として観測される劣化指標を直接用いて劣化過程を記述できる点、2) ベースラインモデルに力学的劣化過程モデルを用いることにより、力学的手法と統計的手法のハイブリッド型劣化予測モデルとして劣化過程を予測する枠組みを採用している点があげられる。本研究に関する今後の課題として、舗装構造耐荷力の低下過程に関する力学的モデルの蓄積や更なる劣化要因の抽出等が挙げられる。

参考文献

- 1) 高橋茂樹：高速道路の大規模修繕と舗装の課題，道路建設，平成 27 年 9 月号，pp.34-37，2015.
- 2) 阿部勝義，神谷恵三，佐藤正和：高速道路舗装の構造的損傷に関する一考察，舗装工学論文集，土木学会，第 9 巻，pp.177-183，2004.
- 3) 小林潔司，田村敬一編：実践インフラ資産のアセットマネジメントの方法，理工図書，2015.
- 4) 松井邦人，井上武美，三瓶辰之：舗装各層の弾性係数を表面たわみから推定する一手法，土木学会論文集，土木学会，第 420 号/V-13，pp.107-114，1990.
- 5) 大井明，宮崎文平，小濱健吾，貝戸清之，小林潔司，山口清人：定期的な FWD 調査データを用いた高速道路舗装の劣化予測，土木学会論文集 E1，Vol.70，No.2，pp.11-25，2014.
- 6) Newcomb,D.E. Huddleston,I.J. and Buncher,M: *U.S. Perspective on Design and Construction of Perpetual Asphalt Pavements*, Ninth International Conference on Asphalt Pavement, pp.1-2, 2002
- 7) 神谷恵三，田中敏弘，風戸崇之：高速道路舗装の補修設計手法に関する一考察，舗装工学論文集，土木学会，Vol.12，pp.1-7，2007.
- 8) 佐藤正和，貝戸清之，小林潔司，小濱健吾，宮崎文平： T_A 法と舗装劣化寿命誤差，土木学会論文集 E1，土木学会，Vol.71，pp.1-18，2015.
- 9) 瀬藤潮二：多層弾性理論による舗装構造設計の紹介，NOTE KAIHATSU KOEI，開発工営社，Vol.21，2013.
- 10) 神谷恵三，風戸崇之：高速道路舗装の損傷評価に関する研究，舗装工学論文集，土木学会，Vol.13，pp.171-178，2008.
- 11) 石田健悟，水野卓哉，西澤辰男：FWD たわみの逆解析に基づいたアスファルト舗装補修工法の寿命評価，土木学会論文集 E1，Vol.70，pp.145-150，2014.
- 12) 田中尚，藤森裕二，貝戸清之，小林潔司，安野貴人：加速劣化ハザードモデル：コンクリート中性化予測への適用，土木学会論文集 D，Vol.66，No.3，pp.329-341，2010.
- 13) Lancaster, T.: *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press, 1990.
- 14) Gourieroux, C.: *Econometrics of Qualitative Dependent Variables*, Cambridge University Press, 2000.
- 15) Lee, E. T. and Wang, J. W.: *Statistical Methods for Survival Data Analysis*, John Wiley & Sons, 2003.
- 16) Cox, D. R. and Oakes, D.: *Analysis of Survival Data*, Chapman & Hall/CRC, 1998.
- 17) 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.
- 18) Geweke, J.: Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to calculating posterior moments, *Bayesian Statistics*, Vol.4, pp.169-193, 1992.

LOADING BEARING CAPACITY EVALUATION OF MULTILAYER EXPRESSWAYS PAVEMENT

Kotaro SASAI, Daijiro MIZUTANI, Takayuki KAZATO, Kiyoyuki KAITO and Kiyoshi KOBAYASHI

A number of expressways have become superannuated and it is an urgent issue that repair and replacement are effectively carried out along the lines of the maintenance and management plan. Non-destructive survey like the deflection survey through Falling Weight Deflectometer (FWD) is conducted for pavement structure and its load bearing capacity is evaluated by the survey at second hand. In this study, a continuous deterioration hazard model is estimated from FWD survey data and performance curves of pavement load bearing capacity is calculated. As the time shift of load bearing capacity is discussed within the range of hazard model, methodologies to relatively evaluate deterioration process of each layer in pavement structure are proposed. Their validity is confirmed through the empirical analysis from real FWD data