高速道路舗装における補修効果と 舗装層厚を考慮した層別耐荷力評価

荒木 駿¹·風戸 崇之²·貝戸 清之³·小林 潔司⁴·田中 晶大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:s.araki@civil.eng.osaka-u.ac.jp
 ²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
 ³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
 ⁴フェロー会員 京都大学教授 経営管理大学院(〒 606-8501 京都市左京区吉田本町) E-mail:kobayashi.kiyoshi@kyoto-u.ac.jp
 ⁵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:a.tanaka@civil.eng.osaka-u.ac.jp

道路舗装の健全性を示す指標として舗装耐荷力が採用されている.この舗装耐荷力はFWD (Falling Weight Deflectometer)による調査(FWD 調査)により算出されており,FWD 調査には層状に敷設された舗装構造の各層における舗装耐荷力を定量的に評価できるという特徴がある.舗装耐荷力は交通荷重により経時的に低下していくが,舗装耐荷力の低下は舗装の構造的,機能的な健全性の低下と深く関係しているため,舗装各層の定期的な補修が欠かせない.そこで,補修効果の見込める層に対する補修の実施,また舗装全層の延命効果が見込まれる舗装層厚の適用が望まれる.以上のことから本研究では,FWD 調査データを活用して,舗装各層の耐荷力低下の過程が従う劣化ハザードモデルを統計的に推定し,パフォーマンスカーブを作成する.その際にアスファルト層厚,過去の補修パターンごとの劣化進展速度の差異を反映する.

Key Words : falling weight deflectometer, pavement repair, deterioration hazard model

1. はじめに

東日本高速道路,中日本高速道路,西日本高速道路 (以下, NEXCO)の管轄する国内の高速道路のアスファ ルト舗装においては,道路表面から順に,表層,基層, 上層路盤,下層路盤からなる層状の構造になっており, 表層から上層路盤まではアスファルトによって一体的 に敷設されている. 舗装の健全性を定量的に表す指標 の一つに舗装耐荷力がある. 舗装耐荷力とは交通荷重 を支える能力を表す.舗装耐荷力が低下すると,交通 荷重を載荷したときに荷重に耐えきれなくなり、舗装 にたわみが生じ、その結果舗装の表面や内部に損傷が 発生する恐れがある. NEXCO では舗装耐荷力を測定 するために FWD(Falling Weight Deflectometer : 重錘 落下式たわみ測定装置)調査を実施している. FWD 調 査では道路表面に重錘を落下したときの道路のたわみ 量を, 落下地点からの距離ごとに 9~10 個程度設置さ れたたわみセンサーが測定する. それぞれのセンサー が測定した値から、舗装各層のたわみ量を算出するこ とが出来る.

以上の背景により,本研究では,FWD 調査データを 用いて,舗装各層における耐荷力低下の過程を,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 することにより,舗装の劣化を予測する.その際に舗 装厚,過去の補修パターンごとの劣化進展速度の差異 を反映することにより,補修,更新事業における意思 決定に資する知見を提供する.以下,2.においては本 研究の基本的な考え方を述べ,3.では連続量を用いた 劣化ハザードモデルについての概要を述べる.そして 4.では実際にFWD データを用いて高速道路の舗装に 対して実証分析を試みる

本研究の基本的な考え方

(1) 層別耐荷力評価と補修

日本における高速道路舗装の構造設計は、米国州有高 速道路管理者協会-American Association of State Highway Officials (AASHO)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 法では、アスファルト舗装を 築造する際の舗装各厚の必要な厚さを、路床の支持力 と交通量から考慮した値 (T_A 値)を用いて決定する¹⁾. T_A 値とは表層から路盤までを表基層用のアスファルト で打設すると仮定した際の層厚である.高速道路上の 地点ごとに T_A 値は異なるので、日本国内の高速道路に は様々な舗装厚の道路が存在している.舗装厚が異な れば外的要因が舗装の劣化に及ぼす影響も異なるため, 耐荷力低下の度合いが異なってくる.そのため,それぞ れの外的要因に応じて,舗装耐荷力を可能な限り保持 できるような舗装厚の適用が望ましいが,舗装耐荷力 の保持に適した舗装厚を採用した場合でも,経年につ れて舗装の耐荷力は低下する.その場合,舗装全層を 対象とした打ち換えを行うことが望ましい.しかしな がら,実際のところは,表層や基層までの補修を実施 することが多いため,路盤の耐荷力は回復しない.こ のことから,経年により舗装の構造的な健全性は徐々 に低下していくため,舗装の延命効果が見込めるよう な補修の対象層や,補修の時期を決定する必要がある.

そこで本研究では、舗装各層の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、その過程を統計学的に予測する.そ の上で、戦略的な大規模補修計画の意思決定に必要な マネジメント指標を層別に算出することにより、対象 層を決定する方法論を提案する.

(2) FWD 調査データと劣化管理指標

舗装の内部構造の耐荷力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. FWD は舗装に表面から衝撃を与えて生じたたわみ量を測定す る非破壊検査装置である. FWD は専用の車両に搭載さ れ、移動と測定を繰り返してデータを蓄積する. FWD による測定は、1) 同路面への重錘落下、2) 衝撃圧の測 定,3) 落下地点からの距離ごとのたわみ量の測定,4) データの記録,の順で行う.1)の重錘の落下では,走 行車両が舗装に与える負荷に近い衝撃により、舗装に微 量のたわみを発生させる.2) では与えた衝撃が適正な 強度であったかを確認する.3)においては、重錘の落 下地点から水平距離で2m程度の範囲に直線状に9個 から10個配置したたわみ計測センサーにより、落下地 点からの距離ごとにたわみ量を計測する. 図-1(a) に, FWD 調査によって距離ごとのたわみ量が得られる仕組 みを示す. 図-1(a) における D_i という値は, 落下地点 からicmの位置にあるセンサーが計測したたわみ量を 表しており、たとえば、D0 は落下地点直下のたわみ量 を, D₉₀ は落下地点から 90 cm の位置のたわみ量を表 す. また, 図-1(b) では, 舗装に与えられた衝撃が舗装 内部において伝播する様子を図示する.舗装表面に重 錘を落下させると、衝撃は舗装内を円錐状に広がって ゆく.この図からは、落下地点からの距離ごとに観測 されるたわみ量がそれぞれ異なる層のたわみ量を表し ていることが分かる.たとえば、*D*₀は舗装全層でのた わみを表し、D₉₀は下層路盤以下の層でのたわみ量を 表す. NEXCO ではこの考え方をもとに舗装各層の強



(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

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

度を示す範囲の指標を表-1のように定義している²⁾.

(3) 既往研究の概要

社会基盤施設の劣化予測を行う統計モデルについて は、これまでに多くの研究実績が蓄積されている.例 えば津田等³⁾は、劣化状態を数段階にレーティングさ れた橋梁の目視点検のデータに対し、マルコフ推移確 率を推定するためのマルコフ劣化ハザードモデルを用 いて、橋梁の劣化過程の予測を行った.マルコフ劣化 ハザードモデルは離散化された劣化過程を表現する上 で有効なモデルである.本研究において対象とする高 速道路舗装においてもマルコフ劣化ハザードモデルを 適用して劣化予測が行われた研究もある.この際、連 続値として測定された FWD 調査の連続的な指標値を 離散的なレーティングに変換した上でマルコフ劣化ハ ザードモデルを適用しているが、連続値を離散値に変 換する段階において多くの情報が欠落する上に、レー ティングの設定に明確な基準が存在しないために劣化 曲線の推定結果はレーティングの設定次第で変わって しまう.

社会基盤施設の劣化を表現する指標(劣化管理指標) を連続値として扱う統計モデルとしては、田中等4)の 加速劣化ハザードモデルがある.田中等は水道浄化沈 殿地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.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. このモデルのベー 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.

本研究では劣化管理指標を離散化することによる情報の欠落を防ぐために,水谷等⁵⁾が開発した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り,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.本研究で採用する劣化ハザードモデルでは,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,β)を用いる.

(4) 連続的劣化指標と劣化予測モデル

本研究では,FWD 調査によって得られたたわみ量の データから舗装構造各層の耐荷力を表す劣化管理指標 を定義し,その経時的な変化を連続量を用いた劣化ハ ザードモデルによって表現する.

これまでの統計的劣化予測では、マルコフ劣化ハザー ドモデルを適用するために連続量として観測された劣化 管理指標を数段階にレーティングし、劣化過程を、レー ト間の推移確率を通してマルコフ劣化ハザードモデル を用いて表現するという方法が採られて来た.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.(3)で



図-2 離散的指標と連続量指標

述べたように、本研究で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.

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、本研究で採用する劣化ハザードモデルか らは有用な知見を得られると考える.

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 進行過程を表す劣化ハザードモデルを

$$x_i = \exp(-B_i)f(t_i, \boldsymbol{\beta}) \tag{1a}$$

$$B_i = \boldsymbol{z}_i \boldsymbol{\theta}' + \sigma w_i \tag{1b}$$

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

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 $z_i \theta'$ と誤差項 σw_i の和で表せる.式 (1b) におい て, $\boldsymbol{z}_i = (z_i^1, \cdots, z_i^M)$ は施設 i の劣化に影響を及ぼす 特性変数ベクトル, $\boldsymbol{\theta} = (\theta^1, \cdots, \theta^M)$ 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, $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \cdots, \beta_N)$ 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,

$$y_{i} = \ln f(t_{i}, \boldsymbol{\beta})$$

= $\ln x_{i} + \boldsymbol{z}_{i} \boldsymbol{\theta}' + \sigma w_{i} \ (i = 1, \cdots, I)$ (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

$$g_w(w_i) = \exp\{-w_i - \exp(-w_i)\}$$
 (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, γ (= 0.57722...)はオイラー 定数である.式(2)を

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

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 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,

$$h_{y}(y_{i}|x_{i}, \boldsymbol{z}_{i}) = \frac{1}{\sigma}g_{w}\left(\frac{y_{i} - \ln x_{i} - \boldsymbol{z}_{i}\boldsymbol{\theta}'}{\sigma}\right)$$
$$= \frac{1}{\sigma}\exp\left\{-\exp\left(-\frac{y_{i} - \ln x_{i} - \boldsymbol{z}_{i}\boldsymbol{\theta}'}{\sigma}\right)\right.$$
$$\left. - \frac{y_{i} - \ln x_{i} - \boldsymbol{z}_{i}\boldsymbol{\theta}'}{\sigma}\right\}$$
(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,

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

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,

$$\tau(t_i|x_i, \mathbf{z}_i) = \frac{f_d(t_i)}{\sigma f(t_i)} \\ \cdot \exp\left\{-\exp\left(-\frac{\ln f(t_i) - \ln x_i - \mathbf{z}_i \boldsymbol{\theta}'}{\sigma}\right) - \frac{\ln f(t_i) - \ln x_i - \mathbf{z}_i \boldsymbol{\theta}'}{\sigma}\right\}$$
(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)} (8)

と表現される.劣化特性 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

$$S_{y}(y_{i}|x_{i}, \boldsymbol{z}_{i}) = S_{w}\left(\frac{y_{i} - \ln x_{i} - \boldsymbol{\theta}'\boldsymbol{z}_{i}}{\sigma}\right) = 1 - \exp\left\{-\exp\left(-\frac{y_{i} - \ln x_{i} - \boldsymbol{\theta}'\boldsymbol{z}_{i}}{\sigma}\right)\right\}$$
(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.

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

$$= 1 - \exp\left\{-\exp\left(-\frac{\ln f(t_i) - \ln x_i - \boldsymbol{z}_i \boldsymbol{\theta}'}{\sigma}\right)\right\}$$
(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⁶⁾⁻⁹⁾ 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,逓増,逓減となる 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

$$\frac{\partial f(t_i, \boldsymbol{\beta})}{\partial t_i} \ge 0 \tag{11}$$

が成立しなければならない.式 (11) 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,ベき乗関数モデル,指数 関数モデル, tanh 関数 (双曲線関数) 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 (11) 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.

 $\Omega_{f}(\beta) = \{\beta \in \beta | \forall t \in [0, T], \text{ eqs.}(11)\}$ (12) ただし, β 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(本研究では供用開始時点)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.図-3には,本研究で対象



とするデータにおける、サンプル時間軸、観測時点間 隔および劣化管理指標の関係の概要を表している.記 号「一」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 で は,施設 i において,供用開始時点が記録されている場 合を想定し、1回目の調査時点 ti は調査データとして 既知である.施設 i の劣化管理指標に関する調査サンプ ルの情報 $\bar{\Xi}_i$ $(i = 1, \dots, I)$ を $\bar{\Xi}_i = (\bar{x}_i, \bar{t}_i, \bar{z}_i)$ と表す. ただし、 $\bar{z}_i = (\bar{z}_i^1, \cdots, \bar{z}_i^M)$ は施設 *i* の劣化特性を表す ベクトルであり、 \bar{z}_i^m ($m = 1, \dots, M$) は施設 i o 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, 調査時点ベクトル \overline{d}_i は, $\bar{\boldsymbol{t}}_i = (\bar{t}_1^i, \cdots, \bar{t}_H^i)$ と表される. $\bar{\boldsymbol{x}}_i$ は $\bar{\boldsymbol{x}}_i = (\bar{x}_1^i, \cdots, \bar{x}_H^i)$ と表される.このとき、尤度関数は実寿命の条件付き 確率密度関数 (7) により

$$\mathcal{L}(\bar{\Xi}, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\theta}, \sigma)$$

$$= \prod_{i=1}^{I} \prod_{h=1}^{H_{i}} \tau(\bar{t}_{h}^{i} | \bar{x}_{h}^{i}, \bar{z}_{i})$$

$$= \prod_{i=1}^{I} \prod_{h=1}^{H_{i}} \left[\frac{f_{d}(\bar{t}_{h}^{i})}{\sigma f(\bar{t}_{h}^{i})} \right]$$

$$\cdot \exp\left\{ - \exp\left(-\frac{\ln f(\bar{t}_{h}^{i}) - \ln \bar{x}_{h}^{i} - \bar{z}_{i} \boldsymbol{\theta}'}{\sigma} \right) -\frac{\ln f(\bar{t}_{h}^{i}) - \ln \bar{x}_{h}^{i} - \bar{z}_{i} \boldsymbol{\theta}'}{\sigma} \right\} \right]$$
(13)

と表現できる.なお,式中では, $f(t, \beta)$ をf(t) と簡略 化して表記する.

ただし実際には、国内の高速道路においては複数回の 補修により耐荷力の回復が行われ、補修前と補修後で異 なる劣化過程をたどる.耐荷力回復後のFWD調査デー タを同様に推計に用いると、実際の耐荷力低下の程度よ り小さく見積もられることになる.そこで本研究では、



図-4 補修後の耐荷力低下過程の概要

記録されている補修履歴に基づき FWD 調査データを, 過去に同様の補修履歴があるものに分類し (以下,これ を補修特性と呼ぶ),図-4のように観測された指標値に 補正率を掛ける.そして,補正された指標値を用いて 推計を行う.ただし,各補修特性において補正率は一 定であり,また異なる補修特性の補正率同士は独立で あると仮定する.各補修特性の番号を $j(j = 1, \dots, J)$ とし,補正率を ξ_j と表す.補正後の指標値は,観測さ れた指標値と補正率を用いて, $\tilde{x}_h^i = \bar{x}_h^i \cdot \xi_j$ と表す.補 正率を用いた尤度関数は,

 $\mathcal{L}(\bar{\boldsymbol{\Xi}}, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\theta}, \sigma, \boldsymbol{\xi})$

$$= \prod_{i=1}^{I} \prod_{h=1}^{H_i} \tau(\bar{t}_h^i | \tilde{x}_h^i, \bar{z}_i)$$

$$= \prod_{i=1}^{I} \prod_{h=1}^{H_i} \left[\frac{f_d(\bar{t}_h^i)}{\sigma f(\bar{t}_h^i)} \right]$$

$$\cdot \exp\left\{ - \exp\left(-\frac{\ln f(\bar{t}_h^i) - \ln \bar{x}_h^i - \bar{z}_i \theta' - \ln \xi_j}{\sigma} \right) -\frac{\ln f(\bar{t}_h^i) - \ln \bar{x}_h^i - \bar{z}_i \theta' - \ln \xi_j}{\sigma} \right\} \right]$$
(14)

と表現することができる. なお, 式-14 中では ξ_j のみ を表記しているが, \prod により τ を乗じていく中で, 式 中に $j = 1, \cdots, J$ の全ての ξ_i が存在していることに注 意されたい. 以降, 前者の補修の行われない耐荷力低 下過程をパターン1, 後者の, 何らかの補修が行われた 後の耐荷力低下過程をパターン2と呼ぶ.

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.

(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

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

と表される.ただし、記号「[^]」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

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

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

$$f_{\iota}(\iota_i|T_i, \bar{\boldsymbol{z}}_i) = \frac{1}{\hat{\sigma}} f_w \left(\frac{\ln f(T_i, \hat{\boldsymbol{\beta}}) - \iota_i - \bar{\boldsymbol{z}}_i \hat{\boldsymbol{\theta}}'}{\hat{\sigma}} \right) (17)$$

と表すことができる. さらに,変数変換 $x_i = \exp(\iota_i)$ 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,

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

と表すことができる. ただし,

$$\kappa = \frac{1}{\sigma} \tag{19a}$$

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

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

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

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

$$H(x_i|T_i, \bar{\boldsymbol{z}}_i) = 1 - \exp\left\{-\frac{x_i^{\kappa}}{\rho(T_i)}\right\}$$
(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 $x_{[VaR],i}(\varepsilon)$ は、

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

を満足するような $x_{[VaR],i}(\varepsilon)$ として定義できる.すな わち, $x_{[VaR],i}(\varepsilon)$ 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

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

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 X を設定する.施設 の新設から管理水準 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 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) $\tilde{F}_i(\tau | X, T_i)$ 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 $S_{t}(T_{i} | \underline{X}, \overline{z}_{i})$ を用いれば, 余寿命分布 $\tilde{F}(\tau | \underline{X}, T_{i})$ は,

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

と表される.ただし, $S_t(T_i|\underline{X}, \overline{z}_i)$ 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,

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

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、

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

=
$$\frac{\int_{T_i}^{\infty} (u - T_i) d\tilde{F}_i(u) du}{\tilde{F}_i(T_i)}$$

=
$$\frac{1}{\tilde{F}_i(T_i)} \int_{T_i}^{\infty} \tilde{F}_i(u) du \qquad (27)$$

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,

$$RMD(0) = \lim_{\varepsilon \to 0} \int_{\varepsilon}^{\infty} \tilde{F}_i(u) du$$
 (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において 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. 平成18年か ら平成26年にかけ、全国の42路線において計測され た FWD 調査データが蓄積されている. データベース には FWD の調査データとともに、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,気候区分,開始年月日など の路線情報,4)表層種別,路盤種別,舗装厚などの舗 装に関する情報,そして,5) 補修実施年月日,補修層 など補修履歴に関する情報が、FWD 調査データと紐付 けされて管理されている. 最も古くに供用された路線 では、既に供用開始から50年以上が経過しており、最 も新しく供用された路線では、平成29年現時点におい て供用開始から5年程度しか経過していない. 今回使 用するデータには 13,452 地点における,約9年間にわ たる各地点最大 9 回の FWD データが存在している. 最大というのは、各地点において FWD 調査が実施さ れた回数が異なるためである.ただし、この研究を行 う上でこれらのデータの全ては使用しない.

補修履歴に関しては,最も記録の古いものでは昭和 42年のものが存在するが,古い記録であるほど情報の 信ぴょう性に欠ける.また,過去に行われた全ての補 修が記録されているわけではない.しかし,不完全で はあるものの,この補修の記録は補修効果を分析する 上では非常に貴重な情報である.

(2) モデル推定の方針

本研究では、表層が最も標準的な表層種別であるポー ラスアスファルト舗装(NEXCOにおける高機能舗装 I 型,以下,高機能 I)である地点のみを対象とする.連 続量を用いた劣化ハザードモデルをこのFWD調査デー タに適用する事により、標準的な舗装構造における耐 荷力の低下過程を調べる.それにより舗装の補修履歴 と舗装厚の違いを考慮し、それぞれに対してパフォー マンスカーブを求める.舗装厚としてはアスファルト 層(以下,As層)の厚さ(以下,As層厚)で区分する. FWD 調査データのうち、図-5に示すように度数が特 に多い、As層厚が 18 cm、20 cm、25 cm である地点 のサンプルのみを扱い、この3つを劣化特性カテゴリ として定義する.

また本研究では、補修がなされることによる耐荷力 回復の影響を加味し、補修特性ごとに指標値の補正率 を設定する. この補正率を実際に FWD 調査によって 観測された指標値に乗じて得られた、補正した指標値 を用いて推計を行う.なお,補修特性ごとに補正率は1 つの値であり, それぞれの補正率は独立であることを 仮定する.また、補正率は1以上の値であるとする.具 体的には, NEXCO に補修記録として記録されている データのうち,補修層と補修実施年月日の情報のみを 用いる. 各 FWD 調査データについて,調査時点より も過去に行われた補修の記録について、1) 補修層、2) 供用が開始されてから補修が実施されるまでの年数,3) 補修が実施されてから FWD 調査が実施されるまでの 年数,4) 複数補修が実施されている場合には、補修が なされた層の順番(例えば,表層の補修と上層路盤の 補修が合計2回,同じタイミングで行われていても,そ の順番が異なれば区別する)に基づき、補修の形態が 似ているデータに分類する.また過去に補修が行われ ていないデータの補正率は1とする. つまり, FWD 調 査により観測された指標値をそのまま使用する.ただ し、過去に補修の記録がない FWD 調査データのうち、 供用が1993年以前である路線上の地点におけるデータ は、上記とは別に分類する. 補修の記録は完全に残っ ているわけではない. 上で述べたように, 本研究では 表層が高機能Iである地点のみを扱うが、高機能Iが登 場して大規模に使用され始めたのが 1993 年であり¹⁰⁾, それ以前に供用が開始された路線については少なくと も表層の修繕事業が行われていると考えられるからで ある.ただし、補修の形態としてまったく同一である



図-5 As 層厚ごとの度数分布

ものは無く,あくまで上記の1)から4)に準じて補修特 性の分類を行う際に,簡単のためにある程度似ている ものを同じ補修特性として分類していることに注意さ れたい.上記の基準に従い,FWD調査データを分類し た結果,補修履歴のないデータも含め,48の補修特性 に分別できた.表-2に詳細を記す.図-2において,「表 基層」は表層または基層の補修を意味し.「上路盤」は 上層路盤の補修を意味する.複数回補修を行った特性 においては,供用から補修までの年数は最後の補修を参 照している.

(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では、ベースラ インモデルとして力学的モデルを採用する事が出来る. 一方で、本適用事例のようにデータ数が極めて少なく ない場合には、ベースラインモデルについても統計的 に推定する事が可能である.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逓増,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, tanh 関数モデル)をベースラインモデルの候補とした.この 中で tanh 関数モデルでは、関数形が途中に変曲点を持 つことにより,ある一定の時間において耐荷力の低下の 進行が緩やかになる場合を考えることが出来る.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, tanh モデ ル)を表-3に示した.また,表-3には,個々のモデル に対して補修履歴のないデータを適用した際の AIC¹¹⁾

采旦 斌修同物	斌族國	供用から	補修から	采旦	悉号 補修回数	補修層	供用から	補修から	
借与	曲弓 而修四奴	們吃眉	補修までの年数	調査までの年数		们们这些政权	111110/目	補修までの年数	調査までの年数
1	0	-	-	-	25	2	表基層&表基層	10 年以上	10 年以内
2	0	-	-	-	26	2	表基層&表基層	10 年以上	10 年以上
3	1	表層	10 年以内	5年以内	27	2	表基層&上路盤	10 年以内	5年以内
4	1	表層	10 年以内	10 年以内	28	2	表基層&上路盤	10 年以内	10 年以上
5	1	表層	10 年以内	10 年以上	29	2	表基層&上路盤	10 年以上	5年以内
6	1	表層	10 年以上	5年以内	30	2	表基層&上路盤	10 年以上	10 年以内
7	1	表層	10 年以上	10 年以内	31	2	上路盤&表基層	10 年以内	5年以内
8	1	表層	10 年以上	10 年以上	32	2	上路盤&表基層	10 年以内	10 年以上
9	1	基層	10 年以内	5年以内	33	2	上路盤&表基層	10 年以上	5年以内
10	1	基層	10 年以内	10 年以内	34	2	上路盤&表基層	10 年以上	10 年以上
11	1	基層	10 年以内	10 年以上	35	2	上路盤&上路盤	10 年以上	5年以内
12	1	基層	10 年以上	5年以内	36	2	上路盤&上路盤	10 年以上	10 年以上
13	1	基層	10 年以上	10 年以内	37	3-4	上路盤含む	10 年以内	10 年以内
14	1	基層	10 年以上	10 年以上	38	3-4	上路盤含む	10 年以内	10 年以上
15	1	上層路盤	10 年以内	5年以内	39	3-4	上路盤含む	10 年以上	10 年以内
16	1	上層路盤	10 年以内	10 年以内	40	3-4	上路盤含む	10 年以上	10 年以上
17	1	上層路盤	10 年以内	10 年以上	41	3-4	表基層のみ	10 年以内	10 年以内
18	1	上層路盤	10 年以上	5年以内	42	3-4	表基層のみ	10 年以内	10 年以上
19	1	上層路盤	10 年以上	10 年以内	43	3-4	表基層のみ	10 年以上	10 年以内
20	1	上層路盤	10 年以上	10 年以上	44	3-4	表基層のみ	10 年以上	10 年以上
21	2	表基層&表基層	10 年以内	5 年以内	45	5-7	上路盤含む	-	-
22	2	表基層&表基層	10 年以内	10 年以内	46	5-7	表基層のみ	-	-
23	2	表基層&表基層	10 年以内	10 年以上	47	7	表基層のみ	-	-
24	2	表基層&表基層	10 年以上	5年以内	48	1	下層路盤	-	-

表-2 補修特性の分類

表-3 ベースラインモデルの候補と AIC

エデル	$f(t, \boldsymbol{R})$	AIC				
	$\int (t, \boldsymbol{\beta})$		$D_0 - D_{150}$	D_{90} - D_{150}		
多項式	$\beta_1 t^2 + \beta_2 t + \beta_3$	78,293	72,435	74,133		
べき乗関数	$\beta_1 t^{\beta_2} + \beta_3$	68,515	69,423	78,661		
指数関数	$\beta_1 \beta_2{}^t + \beta_3$	59,413	66,215	62,345		
tanh 関数	$\beta_1 tanh\{\beta_2(t-\beta_3)\}+\beta_4$	98,788	104,702	$95,\!618$		

も示している.全てのサンプルにおいて,それぞれの ベースラインモデルの候補の AIC を導出し,統計的に 最も適当なモデルを決定する.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

表-4 には、MCMC 法において $\beta_{n_1} = (\beta_{n_1}^{(\underline{n}+1)}, \cdots, \beta_{n_1}^{(\overline{n})})$ $(n_1 = 1, \cdots, N_1), \sigma = (\sigma^{(\underline{n}+1)}, \cdots, \sigma^{(\overline{n})})$ 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¹²⁾ 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.

a) ベースラインモデル

表-4 には、MCMC 法において $\beta_{n_1} = (\beta_{n_1}^{(n_1+1)}, \cdots, \beta_{n_1}^{(n_1)})$ $(n_1 = 1, \cdots, N_1), \sigma = (\sigma^{(n_2+1)}, \cdots, \sigma^{(n)})$ 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¹²⁾ 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

$D_0 - D_{90}$				$D_0 - D_{150}$				$D_{90} - D_{150}$			
-	事後分布統計量				事後分布統計量				事後分布統計量		
パラメータ	期待値	上限 5%	Geweke	パラメータ	期法店	上限 5%	Geweke	パラメータ	期待値	上限 5%	Geweke
		下限 5%	検定統計量		为竹竹但	下限 5%	検定統計量			下限 5%	検定統計量
β_1 8.	8 006	8.279	0.006 3.	0.202	8.848	1 200	ß	2.080	2.621	0.706	
	8.990	9.534	0.990	ρ_1	9.292	9.758	-1.522		2.980	3.215	0.700
β_2	1.115	1.102	1.955	B	β_2 1.114	1.109	1.047	β_2	1.120	1.149	-0.839
		1.175	1.255	ρ_2		1.156				1.153	
β_3	62.56	56.71	0.456	β_3	80.13	89.15	0.998	β_3	20.94	18.42	0.669
		68.35	0.450			89.15				23.12	
σ	1.123	1.120	1 403		1.128	1.121	-0.706	σ	1.090	1.085	1.065
		1.129	-1.405	0		1.132				1.097	

表-4 未知パラメータベクトルβ, σの推定結果

表-5 未知パラメータベクトル 0 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	As=18cm	-0.671	-0.624	-0.765	-0.886			
2	As=20cm	-0.256	-0.302	-0.212	0.996			
3	As=25cm	0.567	0.518	-0.622	0.889			
	$D_0 - D_{150}$							
1	As=18cm	-0.668	-0.732	-0.663	-0.464			
2	As=20cm	-0.254	-0.316	-0.203	-1,350			
3	As=25cm	0.421	0.381	0.469	-1.116			
$D_{90} - D_{150}$								
1	As=18cm	-0.633	-0.682	-0.594	-0.892			
2	As=20cm	-0.234	-0.273	-0.187	0.968			
3	As=25cm	0.424	0.473	0.388	-1.223			

る.表-5には、 $\theta_i = (\theta_i^{(\underline{n}+1)}, \cdots, \theta_i^{(\overline{n})})$ 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応 じて、

 $z_i^c = \begin{cases} 1 地点 i の劣化特性カテゴリが c のとき \\ 0 それ以外のとき \\ (c = 1, \dots, 3) \end{cases}$ (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) 補正率

図-??には、各舗装耐荷力指標における補正率の値を 示した.図-??において番号が1,2である特性は補修履 歴のないデータであるが、補修形態番号2は1993年以 前に供用が開始された路線のデータである.図-??から は、全ての耐荷力指標において、補修を5回以上行って いる履歴のあるデータ及び、下層路盤の補修を行って いる履歴のあるデータについては補正率の推定値が大 きくなっており、補修の効果が大きいことが推測され る.これは頻繁に補修を行うと、内部に劣化が進行し にくくなり,また下層路盤を補修すると,舗装をほとん ど全て取り替えることにより,耐荷力が回復するため であると考えられる.それ以外においては,補修回数 の違いによる補正率の推定値の差は大きくなく,むし ろ同じ補修回数の中での差が大きいことがわかる.こ の中で補正率の推定値が大きくなっている補修番号の 特徴として,補修から10年以内にFWD 調査が行われ ているという点がある.ここから,補修によりある程 度耐荷力が回復し,10年以内程度の期間はそれが維持 されるということが推測される

d) パフォーマンスカーブ

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 γ (= 0.57722...) 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 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,加速的に損傷指 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,耐荷力は 次第に激しく低下していく様子が推定結果から確認で きる.

番号	$D_0 - D_{90}$	$D_0 - D_{150}$	$D_{90} - D_{150}$
1	1	1	1
2	2.46	2.45	2.53
3	1.24	1.18	1.16
4	1.14	1.08	1.16
5	1.01	1.01	1.01
6	1.76	1.83	2.06
7	2.03	1.97	2.15
8	2.92	2.80	2.94
9	1.53	1.46	1.50
10	1.14	1.03	1.15
11	1.05	1.05	1.01
12	1.49	1.44	1.46
13	1.73	1.68	1.61
14	2.85	2.79	2.87
15	1.01	1.02	1.01
16	1.08	1.01	1.02
17	1.28	1.32	1.47
18	1.77	1.72	1.85
19	1.29	1.33	1.40
20	1.68	1.66	1.71
21	1.18	1.27	1.22
22	1.06	1.02	1.02
23	1.18	1.20	1.15
24	2.46	2.25	2.40
25	1.96	1.91	1.91
26	1.85	1.85	1.80
27	1.14	1.06	1.02
28	1.11	1.17	1.04
29	1.80	1.82	1.62
30	1.73	1.69	1.92
31	1.22	1.32	1.25
32	1.31	1.14	1.19
33	1.25	1.41	1.31
34	1.02	1.22	1.14
35	1.13	1.12	1.07
36	1.16	1.20	1.22
37	1.20	1.23	1.12
38	1.11	1.22	1.10
39	2.13	2.19	2.10
40	1.10	1.12	1.09
41	1.53	1.62	1.60
42	1.44	1.52	1.37
43	2.51	2.48	2.52
44	1.18	1.31	1.38
45	1.45	1.65	1.40
46	3.13	3.20	3.25
47	2.89	3.01	3.04
48	2.21	2.36	2.20

表-6 補正率の推定値

(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

図-7 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



図-6 舗装耐荷力の全パフォーマンスカーブ

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 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.

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-8,図-9には,式(25)により算出した,供 用開始時点または供用から20年が経過した時点で当該 地点が管理水準<u>X</u>に達していないという条件付きの余 寿命分布 $\tilde{F}(\tau|\underline{X}),\tilde{F}(\tau|\underline{X}, 20[年])$ を全指標について示し た.なお,管理水準<u>X</u>は $D_0 - D_{90}$ は250, $D_0 - D_{150}$ は350, $D_{90} - D_{150}$ は80としている.この図からは, 供用開始時点においては最も早いもので25年超,遅い もので45年程度で管理水準を超える確率が50%とな り,20年経過時点においては、早いもので10年超,遅 いもので25年超で管理水準を超える確率が50%となる ことが分かる.



図-7 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-8 供用開始直後の余寿命分布



図-9 供用開始から 20 年後の余寿命分布

5. 結論

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の統計的予測を行っ た.また,連続量を用いた劣化ハザードモデルに関し て,モデルの構造を詳述し,パラメータの,MCMC に

よるベイズ推定法を詳述した.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.また, 推定された劣化ハザードモデルを用いて複数のリスク マネジメント指標を導出した. これらのリスクマネジ メント指標を用いることにより,詳細な劣化リスク評 価と施設の余寿命評価が可能となる.また本研究では 補修特性に基づき分類し、各特性における補修の効果 を補正率としたが、分類の仕方をより細かくして、例 えば同一路線で同時期に供用が開始され,ほぼ同時期 に EWD 調査が行われほぼ同時期に補修がなされた地 点のグループを作成することも可能である. 補修効果 以外にも, FWD 調査の実施された年月日に基づき補正 率を設定することにより,路面の温度が計測値に与え る影響を補正することが可能である. このように本研 究で開発した補正率を用いた連続量の劣化ハザードモ デルは様々な外的要因の効果を補正したパフォーマン スカーブを描くことが可能である.

一方で本研究に関して今後に残された課題がいくつ かある.第一に、力学的劣化過程モデルの蓄積である. 本研究の実証分析では,連続量を用いた劣化ハザード モデルのベースラインモデルをいくつかの候補の中か ら適当なものを統計的に決定し、パラメータの推定を 行った.本研究で提案した連続量を用いた劣化ハザー ドモデルでは統計学的手法と力学的手法のハイブリッ ド型モデルとして利用可能であるため、力学的な劣化 過程過程が定義されているような社会基盤施設に対し て更なる適用事例の蓄積や力学的な劣化過程が未だに 解明されていない施設に関する知見の蓄積が課題であ る. 第二に、補修後の舗装耐荷力の回復度に関する力 学的な知見の蓄積が必要である.本研究では各補修特 性の補修効果を補正率として統計的に推定したが、実 際の補修効果が力学的な観点から明らかになれば、よ り詳細な分析を行うことが可能になる. 第三に, 高速 道路以外の舗装耐荷力に関する知見を獲得する必要が ある.本研究の実証分析において評価された劣化過程 とリスクマネジメント指標は、使用したデータベース が蓄積されていた道路区間においてのみ適用可能であ る.一般国道等は高速道路と舗装構造が全く異なるた め、本研究で得られた知見を適用することはできない. しかし、国内の一般国道等には舗装の劣化が進んだ道 路が多く,これらに関して舗装耐荷力の低下過程に関 する普遍的な知見を獲得することが喫緊の課題である. 第四に、本研究で得られた知見から LCC を導出し、大

規模補修,更新の戦略的事業計画の立案に活用できる 土台を整備していく必要がある. これにより,高速道 路施設の維持管理費用の低減を目的とした維持管理戦 略の立案が可能となる.

参考文献

- 1) (社) 日本道路協会: 舗装設計便覧
- 2) 東日本高速道路(株),中日本高速道路(株),西日本 高速道路(株):調査要領, p.3-14,2016.
- 3) 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, pp68-82, 2005.
- 4) 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.
- 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(土木計画学), Vol.72,No.2,191-210,2016.
- 6) Lancaster, T.: *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press, 1990.
- 7) Gourieroux, C.: *Econometrics of Qualitative Dependent Variables*, Cambridge University Press, 2000.
- Lee, E. T. and Wang, J. W.: Statistical Methods for Survival Data Analysis, John Wiley & Sons, 2003.
- Cox, D. R. and Oakes, D.: Analysis of Survival Data, Chapman & Hall/CRC, 1998.
- 10) 大井明,加藤亮,勝敏行,徳光克也,高橋光彦:基層の 遮水性を考慮した高機能舗装の再生技術に関する検討, 道建協,第17回 舗装技術に関する検証論文
- 11) 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.

- 12) Geweke, J.: Evaluating the accuracy of samplingbased approaches to calculating posterior moments, *Bayesian Statistics*, Vol.4, pp.169-193, 1992.
- 13) 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.
- 14) 国土交通省:道路舗装に関する設計基準
- 15) 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.
- 16) 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.
- 17) 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.
- 18) 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.
- 19) 神谷恵三,山本忠守:高速道路における高機能舗装の構造 評価,土木学会舗装工学論文集第9巻,pp171-176,2004.
- 20) 上杉隆則,丸山正:高速道路の積雪寒冷地に適した舗装 導入について-導入後の路面性状報告-
- 21) 伊庭幸人,種村正美,大森裕浩,和合肇,佐藤整尚,高 橋明彦:統計科学のフロンティア12-計算統計 II マルコ フ連鎖モンテカルロ法とその周辺,2005
- 22) 涌井良幸:道具としてのベイズ統計,日本実業出版社, 2009

(2017.4.28 受付)

EVALUATION FOR LOAD BEARING CAPACITY OF MULTI-LAYERED EXPRESSWAY PAVEMENT IN JAPAN

Shun ARAKI, Takayuki KAZATO, Kiyoyuki KAITO, Kiyoshi KOBAYASHI and Akihiro TANAKA

Load bearing capacity is adopted as an indicator that indicates soundness of the road pavement. This load bearing capacity is calculated with data by the survey of falling weight deflectometer (FWD), and FWD survey has a feature that it can quantitatively evaluate the load bearing capacity in each layer of pavement. Load bearing capacity declines chronologically, and the declination is deeply related to the declination of structural or functional soundness of pavement. Accordingly, it is desirable that you adopt repair method and pavement thickness by which load bearing capacity recovers. In this study, using FWD survey data the authors statistically estimated the deterioration hazard model that the process of declination of each layer 's load bearing capacity follows, and draw performance carves, considering the differences among pavement thicknesses and repair history.