

# 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：

高速道路のアスファルト舗装は老朽化が進行しており、舗装構造の深い層まで進展する損傷が確認されている。このような状況下において、高速道路舗装の要求性能である安全・安心・快適な路面を持続的に提供するために、高速道路舗装マネジメントの高度化が求められている。高速道路舗装の構造設計には  $T_A$  法が適用されており、その交通条件は大型車交通量に  $10t$  軸換算係数 (0.85) を乗じて算定する  $10t$  換算軸数としている。一方、これまでの舗装マネジメントでは、交通条件を説明する変数には大型車交通量を用いており、構造設計で採用している軸重の大小に対する考慮が不十分になっている可能性がある。以上の問題意識のもと、近年高速道路の IC (入口) に設置が進められている自動軸重計で獲得した軸重データと舗装の劣化の関係について分析し、軸重データの高速道路舗装マネジメントへの適用について考察する。

キーワード: 軸重計測データ, 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

道路利用に対するニーズは、その時々<sup>1)</sup>の社会的情勢によって多様に変化する。道路管理者はそのニーズに最善策を講じながらも、同時にニーズ対応に伴う条件変化のもとで適切な維持修繕を実施し、道路利用者の安全・安心を担保しなければならない。例えば、国際海上コンテナ車等の超重量交通の機動的な通行というニーズに対して、2018年に道路法が改正され、重要物流道路制度が創設された。これにより最大重量 44t の国際海上コンテナ車が特殊車両通行許可なしに通行可能となる一方で、老朽化が進行する舗装の劣化を加速させることが懸念される。特に、これまでに経験したことのない超重量交通荷重の載荷によって数多くの大規模修繕区間が生じれば、長時間通行規制に伴う経済活動の停滞など、物流が集中する重要物流道路では本末転倒な事態を招きかねない。

超重量交通荷重のようなドラスティックな条件変化が生じた道路管理においては、1) その条件変化が舗装寿命に及ぼす影響を定量的に評価する、そのうえで 2) 提案される新しい舗装構造や長寿命舗装技術が舗装寿命に及ぼす長寿命化効果を定量的に評価して、最も長寿命化効果を発現する舗装構造・技術 (ベストプラクティス) が実用に供されるようなプロセスを確立することが望ましい。そのためには、あらゆる条件下で、実際の舗装寿命を予測するための技術開発が必要となる。さらに、近

年の傾向として、このような新しい舗装構造・技術に対しては、導入初期時点だけでなく、長期的な性能保証や品質評価を前提する長期契約が検討されており、長期間に亘る性能や品質のモニタリング/評価に関する方法論が求められている。

高速道路舗装の構造設計には、一定のサービス水準を維持できる寿命を舗装がおかれている環境や舗装工法・材料にかかわらず一律に確保することを目的として開発された  $T_A$  法が適用されている。 $T_A$  法は、米国 AASHTO (American Association of State Highway Officials) の道路試験をもとにした設計法であり、路床の設計 CBR (California Bearing Ratio) と設計交通量から求められる  $T_A$  値 (等値換算厚) に基づいて、舗装各層の厚さを決定する手法である。その際、設計交通量の計算は大型車交通量に  $10t$  軸換算係数 (0.85) を乗じて算定する  $10t$  換算軸数に基づいている。

高速道路における一般的制限値は一部の指定区間・特殊車両を除いて、総重量 20t~25t (最遠軸距により変動)、軸重 10t、輪重量 5t 等と決められており、これらの車両制限令を超過する車両は法令違反となる。しかしながら、近年の実態調査<sup>2)</sup>では、大型車類では車重超過が 6%、軸重超過が 1%、トレーラ類では車重超過が 17%、軸重超過が 6%と報告されており、 $T_A$  法の設計交通量の算出において想定されている状況と実態にずれがある可能性が指摘されている。

これまでの舗装マネジメントでは、交通条件を説明する変数には大型車交通量（台数）を用いることが一般的であり、大型車の重量・軸重が異なる可能性は注視されていない。したがって、構造設計で採用している軸重の大小に対する考慮が不十分になっている可能性がある。以上の問題意識のもと、本研究では、近年高速道路の IC（入口）に設置が進められている自動軸重計で獲得した軸重データと舗装の劣化の関係について分析し、軸重データの高速道路舗装マネジメントへの適用について考察する。

## 2. 基本的な考え方

### (1) $T_A$ 法と設計交通量

図-1 は、我が国のアスファルト舗装の概略的な構成図を示している。同図における  $T_1$  は表層および基層の厚さ、 $T_2$  は上層路盤の厚さ、 $T_3$  は下層路盤の厚さを示す。 $T_1$ 、 $T_2$  の和をアスファルト層厚と呼び、 $T_3$  までを含めたものを舗装厚  $H$  として定義する。我が国におけるアスファルト舗装の各層厚は  $T_A$ 法に基づいて決定される。 $T_A$ 法は、以下に述べるような i, ii という 2 段階の手順で構成される。舗装厚の単位はすべて cm とする。

i. 総通過 10 トン換算軸数（10 トン軸重に換算した軸数での設計期間中の総通過回数）および設計 CBR を用いて図-2 より  $T_A$  値（等値換算厚）を求める。

ii.  $T_A$  値を用いて、舗装全厚の最小厚  $H_{min}$  を決定し、さらに、次の式を満たすように各層厚を決定する。

$$T_A \leq a_1 T_1 + a_2 T_2 + a_3 T_3 \quad (1)$$

$$T_1 + T_2 \geq T_{min} \quad (2)$$

$$H_{min} \leq T_1 + T_2 + T_3 \quad (3)$$

ただし、 $T_{min}$  は表層、基層、および加熱アスファルト安定処理盤から構成されるアスファルト混合物層の最小厚であり、 $a_i (i = 1, 2, 3)$  は表-1 に示す等値換算係数である。また、決定に当たっては、現地で入手できる材料、気象条件および施工性を十分考慮し、最も経済的かつ合理的に各層厚を配分する。

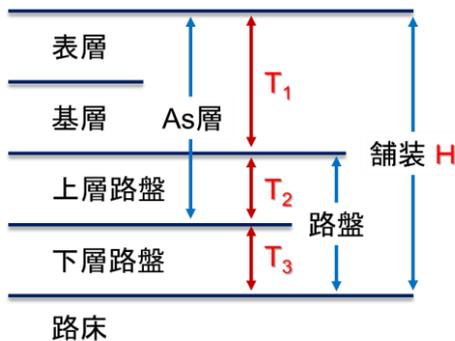


図-1 アスファルト舗装の構成

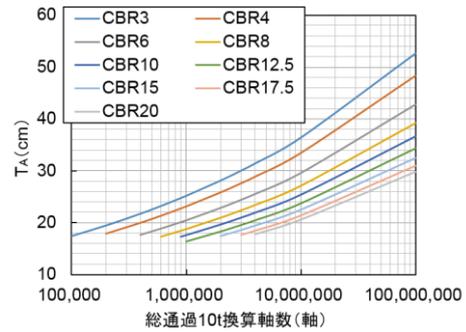


図-2 舗装厚の設計曲線

表-1 等値換算係数

$a_1$	1.00
$a_2$	0.68 - 0.80 (安定処理アスファルト)
	0.45 (セメント安定処理)
	0.32 (粒状)
$a_3$	0.28 (セメント安定処理)
	0.25 (粒状)

### (2) 交通量と道路構造物の劣化

自動車荷重に起因した道路構造物損傷事例は多く報告されており、交通量の増大と車両の大型化により構造物の劣化が助長されている。自動車の繰り返し走行によって、路面に横断方向の凹凸が生じるわだち掘れや、縦方向の線状の亀裂が現れるひび割れ等、車輪走行部に繰り返しの荷重がかかることにより、アスファルト舗装が経年劣化することが知られている<sup>2)</sup>。鋼床版の様な舗装以外の道路構造物に対しても、車両荷重に起因する損傷が報告されており、活荷重の継続的な監視や構造物の挙動を観測していくための簡易な計測手法の検討が重要視されている<sup>3)</sup>。

マルコフ劣化ハザードモデル<sup>4)</sup>の開発により、交通量などの使用条件を劣化予測モデルの説明変数に内在させる手法が確立され、予測精度が飛躍的に向上するとともに、使用条件、環境条件、構造条件等の劣化への影響を定量的に分析することが可能となった。例えば津田等<sup>4)</sup>はニューヨーク市の橋梁の劣化予測に際して、ベンチマーク（平均曲線）による使用限界に達するまでの推定期間が約 40 年であるのに対して、交通量の多寡により、使用限界に達するまでの推定期間が約 30 年～45 年と変動する可能性を示唆している。また、Nam 等<sup>5)</sup>による研究ではひび割れ、わだち掘れ、平坦性の 3 つの損傷値を用いて定義される MCI (Maintenance Control Index) によって定義される国道舗装の路面健全度に対して、マルコフ劣化ハザードモデルにより分析し、大型車交通量によって修繕管理水準に達するまでの期間が 30 年～40 年と変化している。

### (3) 軸重データを用いた劣化予測

既往研究では、交通量が及ぼす劣化への影響は主に台数

に重点が置かれてきた。しかしながら、台数による分析では、高速道路舗装の設計法である  $T_1$  法や法令で想定されている車重・軸重を上回る車両が存在し、それらが劣化に大きな影響を与えている可能性を考慮できていなかった。したがって、本研究では、自動軸重計で獲得した軸重データを用いて舗装の劣化予測における影響を分析し、高速道路舗装マネジメントの高度化に向けて軸重データの活用の可能性を議論する。具体的には、大型車交通量が概ね同じ水準だが、軸重の加重平均が異なる道路区間を抽出し、それぞれに対して劣化予測を行い結果の比較分析を行う。また、次章で詳述するマルコフ劣化ハザードモデルの時間間隔の代わりに軸重を用いて分析を行う。

### 3. マルコフ劣化ハザードモデル

#### (1) モデル化の前提

土木施設の劣化を予測するためには、施設の劣化状態に関する時系列データを蓄積する必要がある。いま、ある施設の劣化状態が目視検査データとして得られ、その履歴が図-3 に示すように与えられたとする。同図は、施設が補修されずに放置された時に、劣化がどのように進展するかを表したものである。現実には、施設の劣化過程には不確実性が含まれ、しかも劣化状態は時間軸上の限られた時刻で実施される目視検査を通じてのみ知ることができる。図中、時刻  $\tau$  はカレンダー上の実時刻（以下、時刻と呼ぶ）を表す。時刻  $\tau_0$  で施設の使用が開始された直後から劣化が始まる。施設の劣化状態が  $J$  個のレーティングで記述される場合を考えよう。施設の劣化状態を表すレーティングを状態変数  $i$  ( $i = 1, 2, \dots, J$ ) で表現する。施設が最も健全な（劣化が進展していない）状態を  $i = 1$  で表し、状態変数  $i$  の値が大きくなるほど、劣化が進展していることを表す。  $i = J$  の場合、当該施設が使用限界に到達していることを示す。

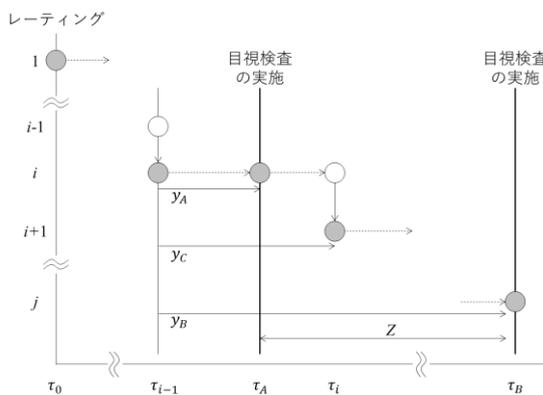


図-3 劣化過程のモデル化

施設に対して定期的に目視検査が実施され、施設の劣化状態に関するレーティングが獲得できる場合を考える。ここでは、時間軸上の 2 つの時刻  $\tau_A$  と  $\tau_B$  において定期検査が実施される。時刻  $\tau_A$  で観測された当該部材の健全度が状態変数  $h(\tau_A)$  として表されているものとしよう。状態変数  $h(\tau_A)$  はカレンダー上の実時刻  $\tau_A$  での目視検査結果であり、このときのレーティング評価が  $i$  ( $i = 1, 2, \dots, J$ ) であれば、  $h(\tau_A) = i$  となる。このとき、レーティング  $i$  から  $j$  への推移状態を表すマルコフ推移確率は、時刻  $\tau_A$  で評価された健全度  $h(\tau_A) = i$  を与件とし、将来時点において健全度  $h(\tau_B) = j$  が生起する条件付確率として定義される。すなわち、

$$\text{Prob}[h(\tau_B) = j \mid h(\tau_A) = i] = p_{ij} \quad (4)$$

と表すことができる。マルコフ推移確率行列は、全てのレーティングの組み合わせに対して算出したマルコフ推移確率を要素とする行列である。

マルコフ推移確率の推定方法に関する既往の研究は、推移確率そのものを推定対象として、2 時点間における状態推移の件数というサンプルの数え上げデータに基づいてマルコフ推移確率を推定する事例が多い。たとえば、数え上げデータは

$$\bar{p}_{ij} = \frac{h(\tau_A) = i \text{ かつ } h(\tau_B) = j \text{ である件数}}{h(\tau_A) = i \text{ である件数}} \quad (5)$$

により定義できる。このような集計的なマルコフ推移確率の推定法は取り扱いが簡便であるが、個々の施設の構造特性や環境条件といった固有の情報を反映することはできない。また、限られた検査データを有効に活用するためにも、データによる検査間隔の差異を考慮しながら、すべての検査データを活用してマルコフ推移確率を推定することが望ましい。そこで、次節では、マルコフ劣化ハザードモデルを用いて、マルコフ推移確率を推定する方法を説明する。

#### (2) マルコフ劣化ハザードモデルの概要

(1) で示した劣化過程を、マルコフ劣化ハザードモデルを用いて定式化する。図-3 の例を再び取り上げる。時間軸上の離散時刻  $\tau_i$  ( $i = 1, \dots, J - 1$ ) において、劣化状態が  $i$  から  $i + 1$  に進展しているとする。以下、時刻  $\tau_i$  は「劣化状態が  $i$  から  $i + 1$  へ推移する時刻」を表す。ここで、カレンダー時刻  $\tau_{i-1}$  を初期時点  $y_i = 0$  とする時間軸（以下、サンプル時間軸と呼ぶ）を導入する。サンプル時間軸上の時刻を、以下「時点」と呼び、カレンダー時間軸上の「時刻」とは区別する。図-3 の例では、検査時刻  $\tau_A, \tau_B$  は、サンプル時間軸上の時点  $y_A, y_B$  に該当している。当然のことながら、  $y_A = \tau_A - \tau_{i-1}$ 、  $y_B = \tau_B - \tau_{i-1}$  が成立する。なお、定期検査は検査実施時点での断片的な劣化情報を獲得しているにすぎず、劣化状態  $i$  が始まったカレンダー時刻  $\tau_{i-1}$  に関する情報を獲得することはできない。したがって、サンプル時間軸

上の時点 $y_A$ ,  $y_B$ も正確に把握できない。目視検査データのように断片的な劣化情報を用いる場合には、このような観測情報の切断の問題に留意する必要がある。ここでは、記述の便宜上、当面サンプル時点情報が既知であると仮定して議論を進めるが、このことは劣化過程がマルコフ性を満足するという条件下においては、後に明らかになるように本質的な問題ではない。

いま、時刻 $\tau_i$  (時点 $y_C$ )において、劣化状態が $i$ から $i+1$ に推移すると考えよう。この時、当該施設の劣化状態が $i$ に留まる期間長 (以下、劣化状態 $i$ の寿命と呼ぶ) は $\zeta_i = \tau_i - \tau_{i-1} = y_C$ と表せる。劣化状態 $i$ の寿命 $\zeta_i$ は確率変数であり、確率密度関数 $f_i(\zeta_i)$ 、分布関数 $F_i(\zeta_i)$ に従うと仮定する。ただし、劣化状態 $i$ の寿命 $\zeta_i$ の定義域は $[0, \infty)$ である。分布関数の定義より

$$F_i(y_i) = \int_0^{y_i} f_i(\zeta_i) d\zeta_i \quad (6)$$

が成立し、分布関数 $F_i(y_i)$ は劣化状態が $i$ となった初期時点 $y_i = 0$  (時刻 $\tau_{i-1}$ ) からサンプル時間軸上のある時点 $y_i$  (時刻 $\tau_{i-1} + y_i$ ) までに劣化状態が $i$ から $i+1$ に変化した累積確率を表す。したがって、初期時点 $y_i = 0$ からサンプル時点 $y_i \in [0, \infty)$ まで、劣化状態が $i$ のまま推移する確率 $\tilde{F}_i(y_i)$ は、時点 $y_i$ までに劣化状態が $i$ から $i+1$ に変化する累積確率 $F_i(y_i)$ を用いて

$$\text{Prob}\{\zeta_i \geq y_i\} = \tilde{F}_i(y_i) = 1 - F_i(y_i) \quad (7)$$

と表すことができる。ここで、施設の健全性が時点 $y_i$ までレーティング $i$ で推移し、かつ期間 $[y_i, y_i + \Delta y_i)$ 中に $i+1$ に進展する条件付き確率は

$$\lambda_i(y_i)\Delta y_i = \frac{f_i(y_i)\Delta y_i}{\tilde{F}_i(y_i)} \quad (8)$$

と表せる。対象とする施設のレーティングが時点 $y_i$ で $i$ から $i+1$ に推移しようとする瞬間的な速度 $\lambda_i(y_i)$ をハザード関数と呼ぶ。想定する劣化過程に合致するハザード関数を用いることで、例えば初期不良、偶発的な劣化、経年的劣化などを表現することが可能となる。

土木施設の劣化過程が過去の履歴に依存しないというマルコフ性を満足し、ハザード関数がサンプル時間軸上の時点 $y_i$ に依存せず、常に一定値 $\theta_i > 0$ をとると仮定する。すなわち、次式が成立する。

$$\lambda_i(y_i) = \theta_i \quad (9)$$

ハザード関数 $\lambda_i(y_i) = \theta_i$ を用いれば、レーティング $i$ の寿命が $y_i$ 以上となる確率 $\tilde{F}_i(y_i)$ は若干の計算により

$$\begin{aligned} \tilde{F}_i(y_i) &= \exp\left[-\int_0^{y_i} \lambda_i(u) du\right] \\ &= \exp(-\theta_i y_i) \end{aligned} \quad (10)$$

と表される。

### (3) マルコフ推移確率の導出

カレンダー時刻 $\tau_{i-1}$ にレーティングが $i$ に推移し、検査時刻 $\tau_A$ までレーティング $i$ が継続した場合を考えよう。すなわち、時刻 $\tau_A$ における検査の結果、レーティング

が $i$ であるという観測情報が得られたとする。このとき、サンプル時間軸上の時点 $y_A$ で、レーティングが $i$ であったという条件の下で、さらに時点 $y_A$ から追加的に $z_i (\geq 0)$ 以上にわたってレーティング $i$ が継続する確率 $\tilde{F}_i(y_A + z_i | \zeta_i \geq y_A)$ は

$$\tilde{F}_i(y_A + z_i | \zeta_i \geq y_A) = \text{Prob}\{\zeta_i \geq y_A + z_i | \zeta_i \geq y_A\} \quad (11)$$

$$\text{と定義できる。確率}\tilde{F}_i(y_i)\text{の定義(7)より,}$$

$$\frac{\text{Prob}\{\zeta_i \geq y_A + z_i\}}{\text{Prob}\{\zeta_i \geq y_A\}} = \frac{\tilde{F}_i(y_A + z_i)}{\tilde{F}_i(y_A)} \quad (12)$$

が成立する。式(10)より、上式の右辺は

$$\begin{aligned} \frac{\tilde{F}_i(y_A + z_i)}{\tilde{F}_i(y_A)} &= \frac{\exp\{-\theta_i(y_A + z_i)\}}{\exp(-\theta_i y_A)} \\ &= \exp(-\theta_i z_i) \end{aligned} \quad (13)$$

と変形できる。すなわち、検査時点 $y_A$ においてレーティングが $i$ として判定され、次の検査時点 $y_B = y_A + z$ においてもレーティングが $i$ と判定される確率は、

$$\text{Prob}[h(y_B) = i | h(y_A) = i] = \exp(-\theta_i z) \quad (14)$$

と表される。ただし、 $z$ は2つの検査時点の間隔を表す。ここで、確率 $\text{Prob}[h(y_B) = i | h(y_A) = i]$ はマルコフ推移確率 $p_{ij}$ に他ならない。つまり、指数ハザード関数を用いた場合、推移確率 $p_{ij}$ はハザード率 $\theta_i$ と検査間隔 $z$ のみに依存し、時点 $y_A$ ,  $y_B$ に関する確定的な情報を用いなくても推移確率を推定することが可能となる。

以上の議論を拡張し、指数ハザード関数を用いて、点検時刻 $\tau_A$ と $\tau_B = \tau_A + z$ の間で健全度が $i$ から $j (> i)$ に推移するマルコフ推移確率 $p_{ij}(z)$ は、

$$\begin{aligned} p_{ij}(z) &= \text{Prob}[h(\tau_B) = j | h(\tau_A) = i] \\ &= \sum_{k=i}^j \prod_{m=i}^{k-1} \frac{\theta_m}{\theta_m - \theta_k} \prod_{m=k}^{j-1} \frac{\theta_m}{\theta_{m+1} - \theta_k} \exp(-\theta_k z) \quad (15) \\ &\quad (i = 1, \dots, J-1; j = i+1, \dots, J) \end{aligned}$$

と表すことができる。ただし、表記上の規則として、

$$\begin{cases} \prod_{m=i}^{k-1} \frac{\theta_m}{\theta_m - \theta_k} = 1 & (k < i+1 \text{ の時}) \\ \prod_{m=k}^{j-1} \frac{\theta_m}{\theta_{m+1} - \theta_k} = 1 & (k \geq j \text{ の時}) \end{cases}$$

が成立すると考える。また、 $p_{ij}$ に関してはマルコフ推移確率の条件より次式が成立する。

$$p_{ij}(z) = 1 - \sum_{j=i}^{J-1} p_{ij}(z) \quad (i = 1, \dots, J-1) \quad (16)$$

### (4) マルコフ推移確率の推定

同種の土木施設に関する $K$ 個の2時点間の検査データが得られたとする。検査サンプル $k (k = 1, \dots, K)$ には、2回の連続する定期検査が実施されたカレンダー時刻 $\tau_A^k$ と $\tau_B^k$ と、各検査で計測された施設のレーティング $h(\tau_A^k)$ ,  $h(\tau_B^k)$ に関する情報が記述されている。検査サンプルにより、検査間隔が異なっても差し支えない。以上

の検査データに基づいて、検査サンプル $k$ の検査間隔を $z^k = \tau_B^k - \tau_A^k$ と定義する。さらに、2回の検査時刻における劣化推移パターン情報に基づいて、ダミー変数 $\delta_{ij}^k (i, j = 1, \dots, J; k = 1, \dots, K)$ を

$$\delta_{ij}^k = \begin{cases} 1 & h(\tau_A^k) = i, h(\tau_B^k) = j \text{の時} \\ 0 & \text{それ以外の時} \end{cases} \quad (17)$$

と定義する。さらに、施設の劣化速度に影響を及ぼす、施設の構造特性や環境条件を表す特性ベクトルを $\mathbf{x}^k = (x_1^k, \dots, x_M^k)$ と表す。ただし、 $x_m^k (m = 1, \dots, M)$ は検査サンプル $k$ の $m$ 番目の説明変数の観測値を表す。説明変数の観測値としては、構造諸元や環境条件などの定量的データだけでなく、構造形式や材料などの定性的データを用いることができる。なお、第1番目の説明変数は定数項に該当する変数であり、恒等的に $x_1^k = 1$ としよう。定期的な目視検査で得られる検査サンプル $k$ が有する情報は、実測値であることを記号「 $\bar{\cdot}$ 」で協調して、 $\xi^k = (\delta_{ij}^k, z^k, \bar{\mathbf{x}}^k)$ として整理できる。

一方、検査サンプル $k (k = 1, \dots, K)$ の劣化過程を指数ハザード関数 $\lambda_i^k(y_i^k) = \theta_i^k (i = 1, \dots, J - 1)$ を用いて表現しよう。レーティング $J$ はマルコフ連鎖の吸収状態であり、 $p_{JJ} = 1$ が成立するためにハザード率 $\theta_j$ は必然的に $\theta_j = 0$ となる。土木施設の劣化過程を特徴づけるハザード率 $\theta_i^k (i = 1, \dots, J - 1; k = 1, \dots, K)$ は施設の特性ベクトルに依存して変化すると考え、ハザード率 $\theta_i^k$ を特性ベクトル $\mathbf{x}^k$ を用いて

$$\theta_i^k = f(\mathbf{x}^k; \boldsymbol{\beta}_i) \quad (18)$$

と表そう。ただし、 $\boldsymbol{\beta}_i = (\beta_{i,1}, \dots, \beta_{i,M})$ は未知パラメータ $\beta_{i,m} (m = 1, \dots, M)$ によるベクトルである。また、 $x_1^k = 1$ より、 $\beta_{i,1}$ は定数項を表す。したがって、特性ベクトル $\mathbf{x}^k$ は既知であるので、ハザード率 $\theta_i^k$ の推定問題が $\boldsymbol{\beta}_i$ の推定問題として扱うことが可能となる。

マルコフ推移確率は、式(15)で示したように、各レーティングにおけるハザード率 $\theta_i^k (i = 1, \dots, J - 1; k = 1, \dots, K)$ を含む。さらに、ハザード率は施設の特性ベクトル $\bar{\mathbf{x}}^k$ を用いて式(18)で表現できる。また、推移確率はデータが観察された検査間隔 $z^k$ にも依存する。これらのことを明示的に表すため推移確率 $p_{ij}$ を目視検査による実測データ $(z^k, \bar{\mathbf{x}}^k)$ と未知パラメータ $\boldsymbol{\beta} = (\boldsymbol{\beta}_1, \dots, \boldsymbol{\beta}_{J-1})$ の関数として $p_{ij}(z^k, \bar{\mathbf{x}}^k; \boldsymbol{\beta})$ と表そう。いま、 $K$ 個の土木施設の劣化現象が互いに独立であると仮定すれば、全検査サンプルの劣化推移パターンの同時生起確率密度を表す尤度関数は

$$\mathcal{L}(\boldsymbol{\beta}) = \prod_{i=1}^{J-1} \prod_{j=i}^J \prod_{k=1}^K \{p_{ij}(z^k, \bar{\mathbf{x}}^k; \boldsymbol{\beta})\}^{\delta_{ij}^k} \quad (19)$$

と定式化できる。検査データ $\delta_{ij}^k, z^k, \bar{\mathbf{x}}^k$ はすべて確定値であり、対数尤度関数は未知パラメータ $\boldsymbol{\beta}$ の関数である。最尤法では、この尤度関数(19)を最大にするようなパラメータ値 $\boldsymbol{\beta}$ を推定することになる。以上の手順で得られ

たパラメータ値 $\boldsymbol{\beta}$ を用いて、式(18)によりハザード率を算出することで、マルコフ劣化ハザードモデルを記述することが可能となる。

## 5. 実証分析

### (1) データの概要

軸重データを用いて高速道路舗装の劣化に関する実証分析を行う。本研究で用いるデータは高速道路会社が管轄する2カ所の高速道路区間において記録された路面性状調査の結果と自動軸重計で記録された軸重データである。表2に示すとおり、2カ所の道路区間は、供用年数、交通量、舗装構成がほぼ同様の区間である。

表2 対象区間の概要

項目	区間A	区間B
【区間概要】		
共用年数	50年以上	50年以上
区間距離	22.0km	27.2km
土工部距離	8.9km	18.8km
交通量	26,612 台/日	24,018 台/日
大型車率	26.6%	33.7%
大型車交通量	7,079 台/日	8,094 台/日
【舗装概要】		
アルファルト層厚	25cm	28cm
路盤厚	40cm	57cm
【軸重計概要】		
全レーン数	4	8
ETCレーン数	3	4
軸重計レーン数	1	3

路面性状調査データは、2006年から2021年に記録されたIRI、わだり掘れ、ひび割れという3つの路面健全度を計る指標値が記録されている。軸重データは同区間において2021年から2022年にかけて記録された台数と通過時の軸重に関するデータである。また、どちらのデータも支社・事務所などの管理者情報、路線名・車線区分・キロポストなどの位置情報、また表層や路盤に用いた混合物の種類やAs層厚などの舗装に関する情報などが記載されている。これらのデータベースを共に上り線、土工部に限定してデータを選別した。

本分析で対象とする車種は、舗装構造設計で用いる大型車とし、高速道路料金車種区分のうち中型車以上の情報を抽出した。それより得られた軸重を次式により10t軸換算係数として整理した。

### (2) 分析結果

2020年交通量と舗装更新後からの経過年数により、各点検データにおける累積通過軸数を算出し、3.で示した、マルコフ劣化ハザードモデルにおいて、点検間隔での通過軸数をマルコフ劣化ハザードモデルの点検間隔

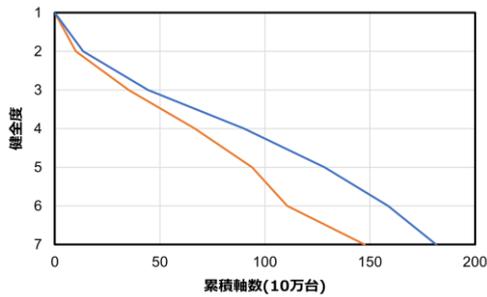


図-4 IRI と累積軸数の関係. 青 : A, 橙 : B

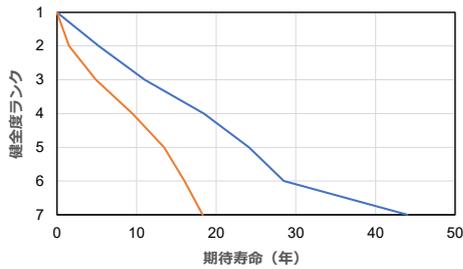


図-5 IRI の期待劣化パス. 青 : A, 橙 : B

zと読み替えて推定を実施した。

推定結果を図4に示す。なお、横軸は通過 10t 換算軸数を表しており、単位は 10 万 (軸) となっている図4では、区間Aの方がより少ない累積軸数で健全度 7に到達していることが読み取れる。一方で図5では区間Aの方が健全度 7への到達時間が長く推定されている。すなわち、本推定結果からは、区間 A の方が軸重に対する耐力が小さいものの大型車交通量が少ないため寿命としては長くなっていると考えられる。一般に舗装構造は設定交通量などを基に決定されるため本推定結果より設計交通量を舗装設計に用いることは整合性があることが分かる。また、表2より区間 A の方がアスファルト層厚さ、路盤厚さが共に区間 B より小さく設計されていることがわかり、これは区間 A の方がより少ない累積軸数で劣化が進行するという推定結果と整合性があることが分かる。また、軸重 11.5t の車両の通行台数の変動に伴う健全度到達寿命の変化を推定した結果を図-6、図-7に示す。なお、軸重 11.5t は国際海上コンテナ車通過時の駆動軸重を想定している。各区間共に交通量の増加に伴い健全度到達寿命が短くなっていることがわかる。区間 A については、一日あたり 500 台増加した場合、健全度 7への到達寿命が約 2.6 年減少し、区間 B については健全度 7への到達寿命が約 1.1 年減少している。

## 6. まとめ

本分析の結果、自動軸重計で得られる軸重データを高

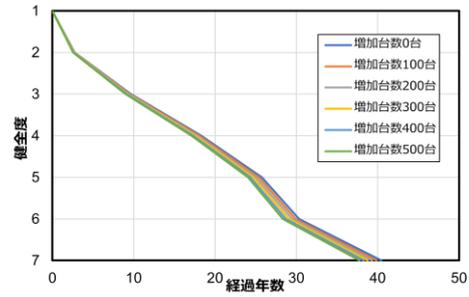


図-6 区間Aにおける軸数増加と IRI の関係

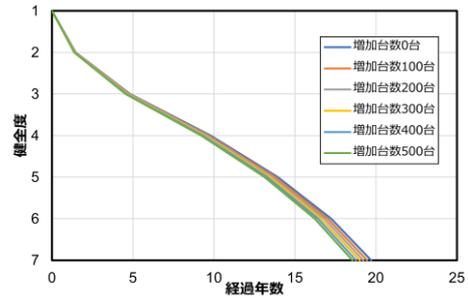


図-7 区間Bにおける軸数増加と IRI の関係

速道路舗装マネジメントへ適用する重要性が示唆された。ただし、本分析は限られた一部のデータに基づく考察であり、さらに網羅的なデータに基づく知見を積み重ねていく必要がある。

自動軸重計データのほか、例えば ETC2.0 のデータ等が蓄積され、それらをインフラ構造物のアセットマネジメントへ利用することが期待される。今後、交通管理分野で取得可能なデータと土木分野の分析に必要なデータについて十分な議論を行い、データ連携の効率化を図りながら、土木情報と交通情報を融合したマネジメントシステムの構築を目指していく。

## 参考文献

- 1) 杉山裕樹, 閑上直浩, 広野邦彦, 薄井玉尚: 阪神高速道路における実態活荷重の把握とその評価, 土木学会論文集 A1, Vol.74, No.1, pp.158-172, 2018.
- 2) 牛尾俊介: アスファルト舗装のわだち掘れ予測方法に関する研究, 土木学会論文報告集, Vol.323, pp.151-163, 1982.
- 3) 日本道路協会: 鋼橋の疲労, 1997.
- 4) 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/F73, pp.68-82, 2005. .
- 5) Le Thanh NAM, 貝戸清之, 小林潔司, 起塚亮輔: 土木学会論文集 F4 (建設マネジメント), Vol.68, No.2, pp.62-79, 2012.