

T_A法と舗装劣化寿命誤差

佐藤 正和¹・貝戸 清之²・小林 潔司³・小濱 健吾⁴・宮崎 文平⁵

¹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: m.sato.au@ri-nexco.co.jp

²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

³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 京都市左京区吉田本町)

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

⁴正会員 大阪大学特任助教 大学院工学研究科 NEXCO 西日本高速道路学共同研究講座 (〒565-0871 吹田市山田丘 2-8)

E-mail: k-obama@civil.eng.osaka-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: b-miyazaki@civil.eng.osaka-u.ac.jp

現行のアスファルト舗装設計手法(以下, T_A法)では, 舗装各層の厚さは路床の設計 CBR と総通過 10 トン換算軸数から定めた T_A 値(等値換算厚)に基づいて決定されている。しかしながら, 表層の高機能舗装化に伴い, 設計手法や設計基準が作成された当時と比較して, アスファルト舗装の劣化環境は大きく異なっており, 実務において T_A 法に基づく設計の妥当性が疑問視されてきている。本研究では T_A 法を採用した場合に生じる劣化寿命誤差について分析する。具体的には, 高速道路を対象とした FWD 調査データを用いて混合マルコフ劣化ハザードモデルを推定する。ハザード率と異質性パラメータの推定値を用いて劣化速度が特異な道路区間を抽出し, それらの道路区間と T_A 法において考慮されなかった要因との関係について分析する。

Key Words : pavement management, T_A method, mixed Markov hazard model, FWD

1. はじめに

アスファルト舗装は, 路面の平坦性確保や補修の容易さなど, 優れた特徴を有することから, 高速道路舗装の大部分を占めるに至っている¹⁾。高速道路の管理者は, 高速走行車両に対して走行安全性と良好な供用性を提供しなければならない。また, 長期間にわたって耐久性の高い舗装構造とするために, 適切な構造設計が必要となる。我が国の高速道路において, アスファルト舗装の構造設計は T_A 法によることを原則としている。

T_A 法は, 米国 AASHO (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(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)に基づいて, 舗装各層の厚さを決定する手法である。T_A 法は, 国内で 40 年程度の実績を有するが, 舗装厚の設計にあたって現状では必ずしも適切とは言い難い仮定が設けられている²⁾。また, 耐久性や機能性に優れた様々な舗装新技術の開発が進んでいるが, それらの実用化に際して T_A 法が障害となっている事例は少なくない。T_A 法は, 一定のサービス水準を維持できる寿命(以下, 劣化寿命)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設計法である。

しかし, その後の技術革新や道路環境の変化により, 一律の劣化寿命を確保することが困難となっている。

我が国の高速道路舗装の設計に T_A 法が導入されてから十分な年数が経過しており, 同法により設計されたアスファルト舗装に関する諸データが蓄積されてきている。東・中・西日本高速道路株式会社(以下, NEXCO)では, Falling Weight Deflectometer を用いた, たわみ量調査(以下, FWD 調査)による舗装全体の耐荷力の情報を収集し始めている。またデータの蓄積と並行して, 近年, 社会基盤施設の統計的劣化予測手法が目覚ましい発展を遂げており, アスファルト舗装の構造設計を統計的に評価することが可能となってきている。本研究では, 混合マルコフ劣化ハザードモデル⁴⁾を用いて, 統計的にアスファルト舗装の耐荷力の劣化過程を推定する。さらに, T_A 法の成立過程における仮定や問題点を見直し, 現行の T_A 法において十分考慮されていない要因が舗装劣化寿命に及ぼす影響について統計的に評価する。

以上の問題意識の下に, 本研究では, 全国の高速道路を対象に舗装構成を加味した上で, 無作為抽出により獲得した FWD 調査データを用いて混合マルコフ劣化ハザードモデルを推定する。算出されたハザード率と異質性パラメータの推定値から劣化速度が特異な道路区間を抽出し, それらの区間がいずれも T_A 法によ

て十分に考慮されていなかった要因により劣化速度の差異が発生している可能性について分析する。また、現行の T_A 法を改良する際に、考慮すべき点について考察する。以下、2. ではアスファルト舗装の構造設計、および T_A 法の基本的な考え方を述べるとともに、その問題点について説明する。3. では混合マルコフ劣化ハザードモデルの概要を説明する。4. では T_A 法を用いた場合に発生する劣化寿命誤差に関する評価モデルを定式化する。5. では NEXCO が管理する全国の高速道路を対象とした FWD 調査データを利用し、 T_A 法による劣化寿命誤差について実証的な分析を試みる。

2. 本研究の基本的な考え方

(1) 高速道路のアスファルト舗装の設計方法

我が国で最初の高速道路である名神高速道路が建設された当時、高速道路舗装としてアスファルト舗装、コンクリート舗装のいずれを採用すべきかを巡って多くの検討が重ねられた⁵⁾。諸外国の実情を調査した結果、経済性、施工性、維持補修の容易性等の理由から全線アスファルト舗装が採用された⁵⁾。当初、国内では高速道路の舗装に関する基準や規格が存在しなかったために、世界銀行のコンサルタントの助言を得ながら、欧米諸国の技術導入を図った⁶⁾。アスファルト舗装の構造設計に際しては、諸外国の各種設計法の比較検討がなされ、米国で採用されていた路床土の強度評価を用いた CBR 法による設計法が最終的に取り入れられた。実施設計に際しては、経済性を重視し、その区間の路床条件や入手材料を考慮して断面層厚を変更している。

名神高速道路に続き、東名高速道路の建設が進められたが、その舗装厚の決定に当たっては、AASHO 道路試験⁷⁾の舗装厚指数 SN に基づいて各層の層厚を決定する方法（以下、 SN 法）が採用された。 SN 法による設計では、交通量と軸重分布が必要であり、1車線の日交通量を 6,000 台とし、10 トン軸重で 10 年間、約 760 万回に耐える舗装となるように SN を求める。舗装を構成する各層の厚さと、それに対応する換算係数を掛け合わせた値が SN に一致するように舗装構成を決定する方法は、後述する T_A 法の前身であるとされている。1969 年 5 月、東名全線が開通したが、我が国の経済発展に伴う自動車交通の急激な増大により、当初の想定より大幅に早く 4.2 年から 7.5 年後に、設計に用いた 10 トン軸重が 760 万回に到達したとされる⁵⁾。

その後、竹下⁸⁾の一連の研究成果と、我が国の経験および各種の実験を基本にして、1967 年度版のアスファルト舗装要綱⁹⁾に CBR- T_A 法が導入された。この設計法では、まず交通荷重の調査と路床土の CBR 試験により、設計輪荷重 P と設計 CBR（路床土の CBR）を定

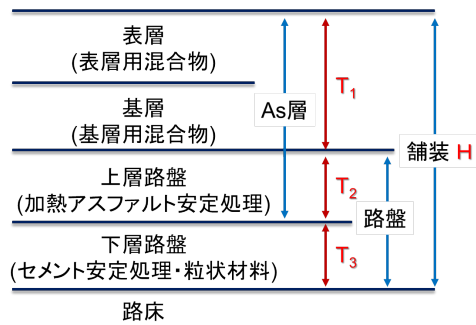


図-1 NEXCO の一般的な舗装構成

める。それらの値を用いて、 H ：舗装合計厚（cm）と、 T_A ：舗装を全部表層基層用加熱アスファルト混合物で設計したときに必要な厚さ、を求める。舗装の構成は T_A 値を下回ることがないように、また合計厚も H より 1/5 以上減少したものにならないように決定するというものであった。 H は従来の CBR 設計曲線をもとにしており、 T_A は AASHO 道路試験の結果を我が国の実状に合うように修正したものであるが、両者の特徴を踏まえたこの設計法は、縦貫 5 道（東北・中央・北陸・中国・九州）の建設に用いられ、今日に至るまで若干の修正を加えながら、その実績は 30 年を越えている。

(2) T_A 法の概要とその問題点

図-1 は、NEXCO の一般的な舗装構成を示している。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。NEXCO では T_1 、 T_2 の和をアスファルト層厚（以下、As 層厚）と呼び、 T_3 までを含めたものを舗装厚 H と定義している。NEXCO における舗装の各層厚は 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 (a),(b) 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。

- (a) 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 値を求める。
- (b) 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。

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

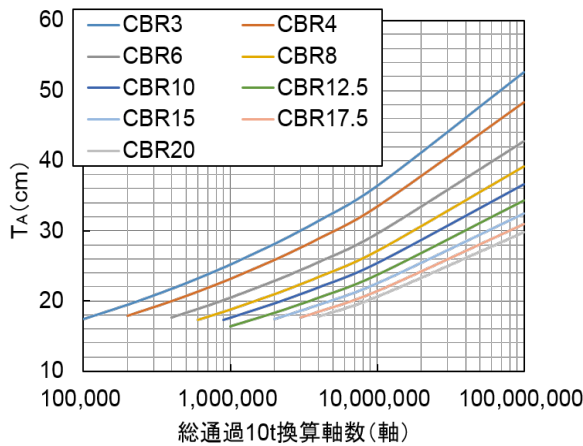
$$T_1 + T_2 \geq T_{min} \quad (1b)$$

$$H_{min} \leq T_1 + T_2 + T_3 \quad (1c)$$

ただし、 T_{min} は表層、基層、および上層路盤から構成される層の最小厚であり、 $a_i (i = 1, 2, 3)$ 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などを十分考慮し、最も経済的かつ合理的に

表-1 等値換算係数

T	工法・材料	条件	等値換算係数		
			a ₁	a ₂	a ₃
T ₁	表層および基層用混合物		1.00	-	-
T ₂	加熱アスファルト安定処理	タイプ I	-	0.80	-
		タイプ II	-	0.68	-
		一軸圧縮強さ 3N/mm ² 以上	-	0.45	-
T ₃	セメント安定処理 粒状材料	修正 CBR 80 以上	-	0.32	-
		修正 CBR 60 以上	-	-	0.28
		修正 CBR 30 以上	-	-	0.25



注) 本設計曲線は 2002 年より使用。2002 年以前は 2 千万軸を超える場合には、何らかの補修が生じるものとして T_A 値は変化しない設計曲線を使用。

図-2 舗装厚の設計曲線

各層厚を配分する。

図-2 の妥当性等について、様々な検討がなされており、問題点が指摘されている。中でも T_A 値と設計 CBR の比例定数が、軸荷重が異なる場合でも等しいという仮定に対しては、T_A 法の課題とされている¹⁰⁾。仮に、設計 CBR の比例定数が軸荷重に対して一定でない場合、T_A 値を用いて舗装厚を決定すれば劣化寿命にシステマ的なバイアスが発生する。また、アセットマネジメントの観点からは、設計期間 10 年や信用度 90% といった設計上の前提条件についても議論の余地が残されている。さらには、社会情勢に伴い交通量が大きく増減するため、T_A 法の根幹ともいえる総通過 10 トン換算軸数を算出する根拠となる設計交通量と実交通量との間に乖離が生じている区間は少なくない。

一方、手順 (b) に関しては、表-1 に示すように、T_A 法においては、表層や基層に用いる材料にかかわらず、等値換算係数が等しいという仮定が設けられている。しかしながら、近年、耐久性や機能性に優れた舗装新技術の開発が進んでおり、NEXCO では表層に用いられ

る表層用混合物が名神高速道路開通以来用いられてきた密粒度舗装（以下、密粒度）から、ポーラスアスファルト混合物を用いた高機能舗装（以下、高機能）へとシフトしたことにより、舗装の劣化メカニズムが大幅に変化したと考えられている。高機能舗装は排水性を有する舗装であり、騒音の低減のほか、雨天時における視認性を向上させるといったメリットがある一方で、表層の間隙から下層へと雨水が浸透することにより、構造強度が著しく低下する場合があることが報告されている¹¹⁾。また、手順 (b) では、気象条件等の考慮にも触れられているが、十分な記載はない。とりわけ、積雪寒冷地域（以下、積寒地域）においては、スパイクタイヤによる舗装の摩耗が生じるために、現場では経験的に、3~5cm 程度の摩耗層と呼ばれる層を T_A 法で算出された層厚に足し合わせる形で補っている。そもそも、T_A 法は AASHO の道路試験結果を我が国の実状に合うように修正したものではあるが、我が国特有の気象・風土を十分に考慮できているとは言い難い。以上のような背景のもと、T_A 法の適用性に関して、現場から指摘の声があがることも少なくない。

本研究では、FWD 調査により獲得された経年データに基づいて、アスファルト舗装の耐荷力の低下過程を混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いてモデル化し、設計時に用いられた T_A 値や T_A 法において考慮されていなかった要因が舗装劣化寿命に及ぼす影響について分析する。なお、アセットマネジメントの考え方に基づけば、舗装の建設費用、点検費用、維持更新費用で構成されるライフサイクル費用を最小にするような舗装構造を設計することが望ましい。構造・環境条件の多寡にかかわらず一律の寿命を設計するという T_A 法の考え方は、ライフサイクル費用の最小化をもたらす保証はない。ライフサイクル費用の考え方に基づいた舗装構造の設計方法に関する研究は今後に残された大きな課題である。しかし、本研究ではライフサイクル費用評価に関する議論は取り上げず、あくまでも T_A 法による舗装構造の設計方法が、構造・環境条件にかかわらず一律の寿命を保証するという T_A 法の設計理念を適切に反映しているかどうかという点に焦点を絞る。

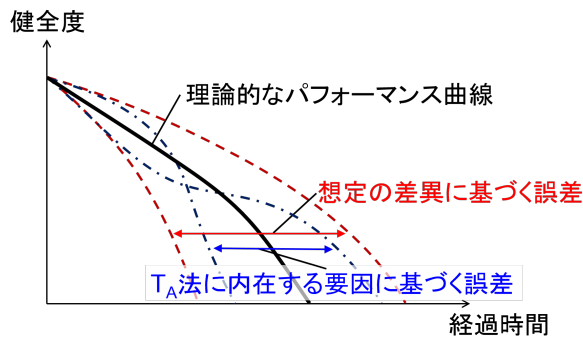


図-3 パフォーマンス曲線と T_A 法

(3) T_A 法と劣化寿命誤差

図-3には、 T_A 法を用いて作成した理論的なパフォーマンス曲線と、現実のパフォーマンス曲線の関係を示している。 T_A 法による舗装厚の設計は、構造・環境条件にかかわらず一律の劣化寿命を保証することを目的としている。しかしながら、現実に観測される舗装の劣化寿命は必ずしも一律の寿命が観測されるわけではなく、劣化寿命に多大な誤差が存在する。このような劣化寿命の誤差には、大型車交通量、積寒地域等の環境条件、舗装材料等、多様な要因が関与している。現行の T_A 法による舗装構造の設計方法においては、大型車交通量の多寡は設計交通量として考慮されているが、その他の要因は考慮されていない。また、供用開始時点から時間が経過している場合、設計時点で想定した設計交通量と現実に実現した大型車交通量の間乖離が存在する場合が存在する。このような要因により、現実のパフォーマンス曲線が図-3の破線に示すように、ベンチマークとして想定されている理論的なパフォーマンス曲線から大きく乖離する可能性がある。このように設計時点において考慮されていなかった要因により生じる劣化寿命の誤差を「想定の変異に基づく誤差」と呼ぶ。一方、同図には、 T_A 法による設計方法に内在する要因による劣化寿命の誤差を2本の1点鎖線で示している。 T_A 法では、 T_A 値を用いて舗装厚が決定されるが、 T_A 値の設定が劣化寿命に系統的なバイアスを与える可能性がある。例えば、同図では異なる T_A 値を用いて設計された舗装のパフォーマンス曲線を例示している。 T_A 値が大きくなるほど、舗装厚を過小に見積もる傾向が T_A 法による設計方法に内在する場合、 T_A 値が大きくなるほど、劣化寿命は短くなるように系統的なバイアスが発生する。このように T_A 法自体に内在する原因による劣化寿命の想定誤差を「 T_A 法に内在する要因に基づく誤差」と呼ぶ。

3. 混合マルコフ劣化ハザードモデル

(1) モデル化の前提条件

カレンダー時刻 s_0 を初期時点とする離散的時間軸 $t = 0, 1, 2, \dots$ を考え、離散的時間軸上の点を時点と呼び、カレンダー時刻と区別する。単位時間幅を1に基準化する。舗装耐荷力の健全度を I 個の健全度 i ($i = 1, \dots, I$) で表現する。 i の値が大きくなるほど、劣化が進展している。時点 t における舗装耐荷力の健全度を状態変数 $h(t) = i$ ($i = 1, \dots, I; t = 0, 1, \dots$) を用いて表現する。舗装耐荷力の劣化過程がマルコフ連鎖に従うと仮定し、離散時間軸上の単位時間間隔における健全度間の推移確率をマルコフ推移確率を用いて表現する。推移確率は、時点 t における健全度 $h(t) = i$ を与件とし、次の時点 $t+1$ における健全度 $h(t+1) = j$ ($j \geq i$)が生起する条件付確率

$$\text{Prob}[h(t+1) = j | h(t) = i] = \pi_{ij} \quad (2)$$

を用いて定義される。このような推移確率をすべての健全度ペア (i, j) に対して定義することにより、マルコフ推移確率行列

$$\pi = \begin{pmatrix} \pi_{11} & \cdots & \pi_{1I} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \pi_{II} \end{pmatrix} \quad (3)$$

を定義できる。マルコフ推移確率(2)は所与の2つの時点 $t, t+1$ 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、当然のことながら、対象とする調査間隔が異なれば推移確率の値は異なる。補修がない限り常に劣化が進行するので、 $\pi_{ij} = 0$ ($i > j$)が成立する。また、推移確率の定義より $\sum_{j=i}^I \pi_{ij} = 1$ が成立する。すなわち、マルコフ推移確率に関して、

$$\left. \begin{aligned} \pi_{ij} &\geq 0 \quad (i, j = 1, \dots, I) \\ \pi_{ij} &= 0 \quad (i > j \text{ の時}) \\ \sum_{j=i}^I \pi_{ij} &= 1 \end{aligned} \right\} \quad (4)$$

が成立しなければならない。状態 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、 $\pi_{II} = 1$ が成立すると考える。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。マルコフ推移確率モデルでは、健全度が $i-1$ から i に推移した時点にかかわらず、時点 t から時点 $t+1$ の間に推移する確率は時点 t における健全度のみ依存するという性質(マルコフ性)を満足する¹²⁾。マルコフ推移確率を用いれば、前回の調査時点 t から、 r 期経過した時点 $t+r$ に至る期間の間に生起する劣化過程を推移確率行列

$$\pi(r) = \{\pi\}^r \quad (5)$$

を用いて表現できる。また、 r 期推移確率行列 $\pi(r)$ の各要素を $\pi_{ij}(r)$ ($i, j = 1, \dots, I$) と表す。

(2) 混合マルコフ劣化ハザードモデル

舗装耐荷力の劣化速度の相対評価にあたっては、小濱らが提案した混合マルコフ劣化ハザードモデル⁴⁾を用いる。その詳細に関しては参考文献に譲るが、ここでは読者の便宜を図るために、同モデルについて簡単に紹介しておく。本研究でFWD調査によって獲得されたたわみ量に基づいて健全度評価したデータを用いて、任意に設定した道路区間（以下、単に区間）の耐荷力の劣化速度を相対評価する。なお、具体的な区間の設定は劣化速度の相対評価の目的に応じて決定する。総区間数を K と設定し、そのうちの任意の区間 k ($k = 1, \dots, K$) に着目する。

いま、区間 k ($k = 1, \dots, K$) に固有なハザード率の変動特性を表す異質性パラメータ ε^k を導入する。このとき、区間 k の健全度 i ($i = 1, \dots, I-1$) における混合ハザード率を、

$$\lambda_i^k = \tilde{\lambda}_i^k \varepsilon^k \quad (6)$$

$(i = 1, \dots, I-1; k = 1, \dots, K)$

と定義する。ここに、 $\tilde{\lambda}_i^k$ は区間 k の健全度 i における平均的なハザード率¹³⁾（以下、標準ハザード率）である。異質性パラメータ ε^k は、標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^k$ からの乖離の程度（区間 k の異質性）を表す確率変数であり、 $\varepsilon^k \geq 0$ が成立すると仮定する。異質性パラメータ $\varepsilon^k > 1$ であり、かつ ε^k の値が大きくなるほど、区間 k の劣化速度が標準ハザード率に対して速いことを表す。式(6)において、対象とする区間が同一であれば、健全度が増加したとしても、すべてのハザード率に同一の異質性パラメータ ε^k が含まれることに留意されたい。これにより、ある健全度において劣化速度が大きい場合、他の健全度の劣化速度も相対的に速くなることを表す。いま、異質性パラメータ ε^k が、ガンマ分布 $f(\varepsilon^k; \alpha, \gamma)$

$$f(\varepsilon^k; \alpha, \gamma) = \frac{1}{\gamma^\alpha \Gamma(\alpha)} (\varepsilon^k)^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{\varepsilon^k}{\gamma}\right) \quad (7)$$

から抽出された確率標本であると考える。ガンマ分布 $f(\varepsilon^k; \alpha, \gamma)$ の平均は $\alpha\gamma$ で、分散は $\alpha\gamma^2$ である。

ここで、区間 k ($k = 1, \dots, K$) の異質性パラメータ ε^k の値を ε^k に固定する。このとき、区間 k の健全度 i における寿命（健全度が i から $i+1$ に到達するまでの期間長）が y_i^k 以上となる確率は、混合ハザード率(6)を用いて、

$$\tilde{F}_i(y_i^k) = \exp(-\tilde{\lambda}_i^k \varepsilon^k y_i^k) \quad (8)$$

と書き換えることができる⁴⁾。さらに、区間 k の調査時点 τ_A^k において健全度が i と判定され、次の調査時点 $\tau_B^k = \tau_A^k + z^k$ においても健全度が i と判定される確率 $\pi_{ii}^k(z^k; \varepsilon^k)$ は、

$$\pi_{ii}^k(z^k; \varepsilon^k) = \exp(-\tilde{\lambda}_i^k \varepsilon^k z^k) \quad (9)$$

となる。また、調査時点 τ_A^k と τ_B^k の間で健全度が i から j ($j > i$) に推移するマルコフ推移確率 $\pi_{ij}^k(z^k; \varepsilon^k)$ は、

$$\begin{aligned} \pi_{ij}^k(z^k; \varepsilon^k) &= \sum_{s=i}^j \prod_{m=i, \neq s}^{j-1} \frac{\tilde{\lambda}_m^k}{\tilde{\lambda}_m^k - \tilde{\lambda}_s^k} \exp(-\tilde{\lambda}_s^k \varepsilon^k z^k) \\ &= \sum_{s=i}^j \psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^k) \exp(-\tilde{\lambda}_s^k \varepsilon^k z^k) \end{aligned} \quad (10)$$

($i = 1, \dots, I-1; j = i+1, \dots, I; k = 1, \dots, K$) と表せる⁴⁾。ただし、 $\tilde{\lambda}^k = (\tilde{\lambda}_1^k, \dots, \tilde{\lambda}_{I-1}^k)$ である。ここで、 $\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^k)$ は、

$$\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^k) = \prod_{m=i, \neq s}^{j-1} \frac{\tilde{\lambda}_m^k}{\tilde{\lambda}_m^k - \tilde{\lambda}_s^k} \quad (11)$$

となり、標準ハザード率のみの関数で表される。また、 $\pi_{iI}^k(z^k; \varepsilon^k)$ に関しては、

$$\pi_{iI}^k(z^k; \varepsilon^k) = 1 - \sum_{j=i}^{I-1} \pi_{ij}^k(z^k; \varepsilon^k) \quad (12)$$

と表すことができる。

つぎに、パラメータ ε^k がガンマ分布(7)に従って分布する場合を考える。記述の簡便化のために、上付き添え字 k を省略する。まず、健全度 i の寿命が y_i 以上となる確率は、生存関数(8)を用いて、

$$\begin{aligned} \tilde{\pi}_{ii}(z) &= \int_0^\infty \pi_{ii}(z; \varepsilon) f(\varepsilon; \alpha, \gamma) d\varepsilon \\ &= \frac{1}{\gamma^\alpha \Gamma(\alpha)} \int_0^\infty \exp\left\{-\left(\tilde{\lambda}_i z + \frac{1}{\gamma}\right) \varepsilon\right\} \varepsilon^{\alpha-1} d\varepsilon \\ &(i = 1, \dots, I-1) \end{aligned} \quad (13)$$

と表すことができる。ここで、 $u_i = (\tilde{\lambda}_i z + \frac{1}{\gamma}) \varepsilon$ と置き、確率密度関数の変数変換を行えば、

$$\begin{aligned} \tilde{\pi}_{ii}(z) &= \frac{1}{\gamma^\alpha \Gamma(\alpha)} \int_0^\infty \exp(-u_i) \left(\frac{u_i}{\tilde{\lambda}_i z + \frac{1}{\gamma}}\right)^{\alpha-1} \\ &\quad \frac{1}{\tilde{\lambda}_i z + \frac{1}{\gamma}} du_i \\ &= \frac{1}{(\tilde{\lambda}_i \gamma z + 1)^\alpha} \end{aligned} \quad (14)$$

を得る。マルコフ推移確率 $\tilde{\pi}_{ij}(z)$ は、ハザード率の確率分布を考慮した調査間隔 z の平均的なマルコフ推移確率（以下、基準マルコフ推移確率）を表している。さらに、調査間隔 z の下で健全度 i から j へ推移する基準マルコフ推移確率は、

$$\begin{aligned} \tilde{\pi}_{ij}(z) &= \int_0^\infty \pi_{ij}(z; \varepsilon) f(\varepsilon; \alpha, \gamma) d\varepsilon \\ &= \sum_{s=i}^j \frac{\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda})}{(\tilde{\lambda}_s \gamma z + 1)^\alpha} \end{aligned} \quad (15)$$

と表せる。ガンマ分布(7)の平均は $\mu = \alpha\gamma$ で、分散は $\sigma^2 = \alpha\gamma^2$ である。いま、ハザード率の期待値が標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i$ に一致するように、異質性パラメータ ε が

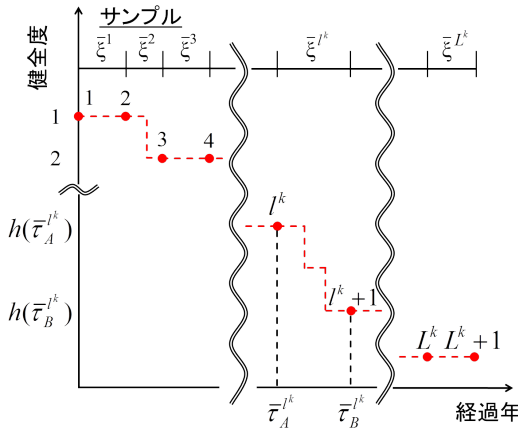


図-4 FWD 調査スキームと情報サンプル

分布していると考えられる。そこで、平均 1, 分散 $1/\phi$ のガンマ分布

$$\bar{f}(\varepsilon : \phi) = \frac{\phi^\phi}{\Gamma(\phi)} \varepsilon^{\phi-1} \exp(-\phi\varepsilon) \quad (16)$$

を仮定すると、基準マルコフ推移確率は、

$$\bar{\pi}_{ii}(z) = \frac{\phi^\phi}{(\bar{\lambda}_i z + \phi)^\phi} \quad (17a)$$

$$\bar{\pi}_{ij}(z) = \sum_{s=i}^j \frac{\psi_{ij}^s(\bar{\lambda}) \phi^\phi}{(\bar{\lambda}_s z + \phi)^\phi} \quad (17b)$$

$$(i = 1, \dots, I-1; j = i+1, \dots, I)$$

と表される。

(3) 混合マルコフ劣化ハザードモデルの推定

ある区間に対して、2つの異なる時点においてFWD調査が実施されたと考える。その上で、2つの異なる時点における健全度情報に基づいて、混合マルコフ推移確率を推定する問題を取り上げる。仮に、区間 k に対して L^k+1 回のFWD調査が実施された場合、時間軸上で隣り合ったFWD調査時点を1つの組として数えると、1つの区間から L^k 組のFWD調査サンプルを獲得できる。その一方で、FWD調査を過去に1度しか実施したことがない場合や、利用できるFWD調査データが1回分しかない場合も考えられる。そのようなときであっても、供用開始時点、あるいは直近の補修時点を新設状態であると考え、健全度を1と仮定することで、2つの異なる時点における健全度情報を獲得することができる。

いま、図-4に示すように、区間 k ($k = 1, \dots, K$) に関して L^k+1 回のFWD調査が実施され、 L^k 組のFWD調査サンプルが獲得された状況を想定する。 l^k 回目のFWD調査が実施された時点を $\bar{\tau}_A^{l^k}$ と表す。つぎに、時間 \bar{z}^{l^k} が経過した時点 $\bar{\tau}_B^{l^k} = \bar{\tau}_A^{l^k} + \bar{z}^{l^k}$ に、 l^k+1 回目のFWD調査が実施されたと考える。記号「 $\bar{\cdot}$ 」は実測値

であることを表す。すべての区間に対してFWD調査が実施されたと考えれば、それぞれの調査情報サンプルには、 l^k 回目と l^k+1 回目のFWD調査間隔 \bar{z}^{l^k} と、2回のFWD調査を通して評価された健全度 $h(\bar{\tau}_A^{l^k})$, $h(\bar{\tau}_B^{l^k})$ に関する情報が利用可能である。ここで、評価された健全度に基づいて、ダミー変数 $\bar{\delta}_{ij}^{l^k}$ ($i = 1, \dots, I-1; j = i, \dots, I; k = 1, \dots, K; l^k = 1, \dots, L^k$) を

$$\bar{\delta}_{ij}^{l^k} = \begin{cases} 1 & h(\bar{\tau}_A^{l^k}) = i, h(\bar{\tau}_B^{l^k}) = j \text{ のとき} \\ 0 & \text{それ以外のとき} \end{cases} \quad (18)$$

と定義する。さらに、ダミー変数ベクトルを $\bar{\delta}^{l^k} = (\bar{\delta}_{11}^{l^k}, \dots, \bar{\delta}_{I-1,I}^{l^k})$ 、区間の劣化速度に影響を及ぼす構造特性や環境条件を表す特性行ベクトルを $\bar{x}^k = (\bar{x}_1^k, \dots, \bar{x}_M^k)$ と表す。ただし、 \bar{x}_m^k ($m = 1, \dots, M$) は区間 k の調査情報サンプルに関する m 番目の説明変数の観測値を表す。また、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 $\bar{x}_1^k = 1$ である。定期的なFWD調査で得られる区間 k の調査サンプルが有する情報を $\bar{\xi}^{l^k} = (\bar{\delta}^{l^k}, \bar{z}^{l^k}, \bar{x}^{l^k})$ と表す。また、FWD調査データ全体を Ξ と表す。

さらに、区間 k の舗装耐力の劣化過程をハザード率 $\bar{\lambda}_i^k = \bar{\lambda}_i^k \varepsilon^k$ ($i = 1, \dots, I-1$) を用いて表現する。健全度 I はマルコフ連鎖の吸収状態であり、 $\bar{\pi}_{II}^k = 1$ が成立するためにハザード率 $\bar{\lambda}_I^k$ は必然的に $\bar{\lambda}_I^k = 0$ となる。区間の劣化過程を特徴づける標準ハザード率 $\bar{\lambda}_i^k$ は説明変数ベクトルに依存すると考え、標準ハザード率 $\bar{\lambda}_i^k$ を説明変数ベクトル \bar{x}^k を用いて、

$$\bar{\lambda}_i^k = \exp(\bar{x}^k \beta_i') \quad (19)$$

と表す。ただし、 $\beta_i = (\beta_{i,1}, \dots, \beta_{i,M})$ は未知パラメータ $\beta_{i,m}$ ($m = 1, \dots, M$) による行ベクトル、記号「 $'$ 」は転置操作を表す。また、 $\bar{x}_1^k = 1$ より、 $\beta_{i,1}$ は定数項を表す。基準マルコフ推移確率は式(17a),(17b)で示したように、各健全度における標準ハザード率 $\bar{\lambda}_i^k$ ($i = 1, \dots, I-1; k = 1, \dots, K$) と異質性パラメータの確率分布の分散パラメータ ϕ を用いて表現できる。

基準マルコフ推移確率は、区間の説明変数ベクトル \bar{x}^k を用いて表現できる。また、推移確率はデータが観測された調査間隔 \bar{z}^{l^k} にも依存する。これらのことを明示的に表すために基準マルコフ推移確率 $\bar{\pi}_{ij}^{l^k}$ をFWD調査データ $(\bar{z}^{l^k}, \bar{x}^k)$ と未知パラメータ $\theta = (\beta_1, \dots, \beta_{I-1}, \phi)$ の関数として $\bar{\pi}_{ij}^{l^k}(\bar{z}^{l^k}, \bar{x}^k; \theta)$ と表す。いま、 K 個の区間の劣化現象が互いに独立であると仮定すれば、全調査情報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

$$\mathcal{L}(\theta, \Xi) = \prod_{i=1}^{I-1} \prod_{j=i}^I \prod_{k=1}^K \prod_{l=1}^{L^k} \left\{ \bar{\pi}_{ij}^{l^k}(\bar{z}^{l^k}, \bar{x}^k; \theta) \right\}^{\bar{\delta}_{ij}^{l^k}} \quad (20)$$

と定式化できる¹⁶⁾。ただし、 $\theta = (\beta, \phi)$ である。また、 $\bar{\pi}_{ij}^{l^k}(\bar{z}^{l^k}, \bar{x}^k; \theta)$ は、前回の調査時点に健全度が i であ

るという条件の下で、今回の健全度が j となる健全度推移確率であり、

$$\tilde{\pi}_{ii}^{lk}(\bar{z}^{lk}, \bar{\mathbf{x}}^k; \boldsymbol{\theta}) = \frac{\phi^\phi}{\{\exp(\bar{\mathbf{x}}^k \boldsymbol{\beta}'_i) \bar{z}^{lk} + \phi\}^\phi} \quad (21a)$$

$$\tilde{\pi}_{ij}^{lk}(\bar{z}^{lk}, \bar{\mathbf{x}}^k; \boldsymbol{\theta}) = \sum_{s=i}^j \frac{\psi_{ij}^s(\tilde{\boldsymbol{\lambda}}^k) \phi^\phi}{\{\exp(\bar{\mathbf{x}}^k \boldsymbol{\beta}'_s) \bar{z}^{lk} + \phi\}^\phi} \quad (21b)$$

$$(i = 1, \dots, I-1; j = i, \dots, I; k = 1, \dots, K; l = 1, \dots, L)$$

と表される。ただし、

$$\psi_{ij}^s(\tilde{\boldsymbol{\lambda}}^k) = \prod_{m=i, \neq s}^{j-1} \frac{\exp(\bar{\mathbf{x}}^k \boldsymbol{\beta}'_m)}{\exp(\bar{\mathbf{x}}^k \boldsymbol{\beta}'_m) - \exp(\bar{\mathbf{x}}^k \boldsymbol{\beta}'_s)} \quad (22)$$

である。調査データ $\delta_{ij}^{lk}, \bar{z}^{lk}, \bar{\mathbf{x}}^k$ はすべて確定値であり、対数尤度関数は未知パラメータ $\boldsymbol{\beta}, \phi$ の関数である。最尤法では、この尤度関数 (20) を最大にするようなパラメータ値 $\hat{\boldsymbol{\theta}} = (\hat{\boldsymbol{\beta}}, \hat{\phi})$ を推定することになる。ここで、(20) の対数尤度関数

$$\ln \mathcal{L}(\boldsymbol{\theta}, \Xi) = \sum_{i=1}^{I-1} \sum_{j=i}^I \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^L \delta_{ij}^{lk} \ln \tilde{\pi}_{ij}^{lk}(\bar{z}^{lk}, \bar{\mathbf{x}}^k; \boldsymbol{\theta}) \quad (23)$$

を定義する。対数尤度関数 (23) を最大にするようなパラメータ値 $\hat{\boldsymbol{\theta}}$ の最尤推定量^{16), 17)}は

$$\frac{\partial \ln \mathcal{L}(\boldsymbol{\theta}, \Xi)}{\partial \theta_i} = 0, \quad (i = 1, \dots, (I-1)M+1) \quad (24)$$

を同時に満足するような $\hat{\boldsymbol{\theta}} = (\hat{\theta}_1, \dots, \hat{\theta}_{(I-1)M+1})$ として与えられる。記号 $\hat{\cdot}$ は、推定量であることを示す。さらに、パラメータの共分散行列の漸近的推定量^{16), 17)} $\hat{\boldsymbol{\Sigma}}(\hat{\boldsymbol{\theta}})$ は、

$$\hat{\boldsymbol{\Sigma}}(\hat{\boldsymbol{\theta}}) = \left[\frac{\partial^2 \ln \mathcal{L}(\hat{\boldsymbol{\theta}}, \Xi)}{\partial \boldsymbol{\theta} \partial \boldsymbol{\theta}'} \right]^{-1} \quad (25)$$

と表すことができる。ただし、上式の右辺の逆行列は $\partial^2 \ln \mathcal{L}(\boldsymbol{\theta}, \Xi) / \partial \theta_i \partial \theta_j$ を要素とする $\{(I-1)M+1\} \times \{(I-1)M+1\}$ 次の Fisher 情報行列¹⁶⁾ の逆行列である。

(4) 異質性パラメータの推定

区間 k の FWD 調査サンプル $\tilde{\boldsymbol{\xi}}^{lk}$ に着目する。FWD 調査サンプル $\tilde{\boldsymbol{\xi}}^{lk}$ の 1 回目の FWD 調査による健全度を $i(l^k)$ ($l^k = 1, \dots, L^k$), 2 回目の FWD 調査の結果を $j(l^k)$ と表す。さらに、パラメータの最尤推定量 $\hat{\boldsymbol{\theta}} = (\hat{\boldsymbol{\beta}}_1, \dots, \hat{\boldsymbol{\beta}}_{I-1}, \hat{\phi})$ を与件とする。このとき、異質性パラメータがガンマ分布 $\bar{f}(\varepsilon; \hat{\phi})$ (式 (16) を参照) に従い、区間 k に属する L^k 個の調査サンプル $\tilde{\boldsymbol{\xi}}^{lk}$ が得られた場合、これら L^k 個の調査サンプルが得られる異質性パラメータ ε^k に関する同時生起確率密度関数 (部分尤

度) は、

$$\begin{aligned} \rho^k(\varepsilon^k; \hat{\boldsymbol{\theta}}, \tilde{\boldsymbol{\xi}}^{lk}) &= \left\{ \pi_{i(l^k)j(l^k)}^{l^k}(\bar{z}^{lk}, \bar{\mathbf{x}}^{l^k}; \hat{\boldsymbol{\beta}}, \varepsilon^k) \right\}^{\delta_{i(l^k)j(l^k)}^{l^k}} \bar{f}(\varepsilon^k, \hat{\phi}) \\ &\propto \prod_{l^k=1}^{L^k} \left\{ \sum_{m=i(l^k)}^{j(l^k)} \psi_{i(l^k)j(l^k)}^m(\tilde{\boldsymbol{\lambda}}^k(\hat{\boldsymbol{\theta}})) \right. \\ &\quad \left. \exp(-\tilde{\lambda}_m^k(\hat{\boldsymbol{\theta}}) \varepsilon^k \bar{z}^{l^k}) \right\}^{\delta_{i(l^k)j(l^k)}^{l^k}} (\varepsilon^k)^{\hat{\phi}-1} \exp(-\hat{\phi} \varepsilon^k) \end{aligned} \quad (26)$$

と表される。ただし、記号 \propto は比例関係にあることを意味する。また、 $\tilde{\boldsymbol{\lambda}}^k(\hat{\boldsymbol{\theta}}) = (\tilde{\lambda}_1^k(\hat{\boldsymbol{\theta}}), \dots, \tilde{\lambda}_{I-1}^k(\hat{\boldsymbol{\theta}}))$ であり、標準ハザード率ベクトルである。ここでは、標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^k$ が、パラメータ $\hat{\boldsymbol{\theta}}$ に依存していることを明示的に表現するために $\tilde{\lambda}_i^k(\hat{\boldsymbol{\theta}})$ と表している。式 (26) の両辺の対数をとることにより、部分対数尤度は、

$$\begin{aligned} \ln \rho^k(\varepsilon^k; \hat{\boldsymbol{\theta}}, \tilde{\boldsymbol{\xi}}^{lk}) \\ \propto \sum_{l^k=1}^{L^k} \delta_{i(l^k)j(l^k)}^{l^k} \ln \left\{ \sum_{m=i(l^k)}^{j(l^k)} \psi_{i(l^k)j(l^k)}^m(\tilde{\boldsymbol{\lambda}}^k(\hat{\boldsymbol{\theta}})) \right. \\ \left. \exp(-\tilde{\lambda}_m^k(\hat{\boldsymbol{\theta}}) \varepsilon^k \bar{z}^{l^k}) \right\} + (\hat{\phi} - 1) \ln \varepsilon^k - \hat{\phi} \varepsilon^k \end{aligned} \quad (27)$$

と表せる。したがって、異質性パラメータ ε^k ($k = 1, \dots, K$) の条件付き最尤推定量は、条件付対数尤度最大化問題

$$\max_{\varepsilon^k} \{ \ln \rho^k(\varepsilon^k; \hat{\boldsymbol{\theta}}, \tilde{\boldsymbol{\xi}}^{lk}) \} \quad (28)$$

の最適解 $\hat{\varepsilon}^k$ として求めることができる。以上の方法で求めた異質性パラメータの条件付最尤推定量は、パラメータ $\hat{\boldsymbol{\theta}} = (\hat{\boldsymbol{\beta}}_1, \dots, \hat{\boldsymbol{\beta}}_{I-1}, \hat{\phi})$ を与件として求めた条件付最尤推定量である。このことを明示的に表現するために、問題 (28) の解を、 $\hat{\varepsilon}^k(\hat{\boldsymbol{\theta}})$ ($k = 1, \dots, K$) と表す。さらに、以上で求めた異質性パラメータ $\hat{\varepsilon}^k(\hat{\boldsymbol{\theta}})$ とパラメータ $\hat{\boldsymbol{\theta}}$ の最尤推定量 $\hat{\boldsymbol{\theta}}$ を用いて定義された標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^k$ を $\hat{\lambda}_i^k(\hat{\boldsymbol{\theta}})$ と表す。このとき、区間 k ($k = 1, \dots, K$) のハザード率は、

$$\hat{\lambda}_i^k(\hat{\boldsymbol{\theta}}) = \hat{\varepsilon}^k(\hat{\boldsymbol{\theta}}) \hat{\lambda}_i^k(\hat{\boldsymbol{\theta}}) \quad (29)$$

と表すことができる。以下、 $\hat{\lambda}_i^k(\hat{\boldsymbol{\theta}})$ を個別ハザード率と呼ぶ。また、表記の簡便化のために式 (29) を

$$\hat{\lambda}_i^k = \hat{\varepsilon}^k \hat{\lambda}_i^k \quad (30)$$

と表記する。

4. 劣化寿命の誤差評価

(1) 評価モデル

2.(3) で議論したように、劣化寿命の誤差を引き起こす原因として、本研究では「想定との差異に基づく誤差」、

「 T_A 法に内在する要因に基づく誤差」の2種類を考える。 T_A 法の基本的な考え方は、2.(2)に記述したように、路床の条件を表す CBR 値と設計交通量に基づいて等値換算厚を表す T_A 値を求める手順 (a) と、工法や素材の特徴により各層の舗装厚を補正し、舗装構成を設計する手順 (b) により構成される。「想定の変異に基づく誤差」は、1) 設計交通量と大型車交通量の乖離による誤差、2) 積寒地域や舗装材料等、 T_A 法において配慮されていない要因に基づく誤差である。前者は図-2に示した設計曲線を用いて T_A 値を求める際に、設計交通量と実交通量の間乖離が生じると T_A 値自体の誤差として現れる。設計時に区間 k の設計交通量に基づいて求めた T_A 値を \bar{T}_A^k と表し、実測値に対応する T_A 値を $\alpha\bar{T}_A^k$ と表す。ここに、 α は設計交通量の誤差による補正パラメータであり、大型車交通量の実測値が設計交通量に対して過大になれば $\alpha > 1$ が成立する。このとき、 T_A 値の誤差は $\Delta^k = \alpha\bar{T}_A^k - \bar{T}_A^k$ と表すことができる。後者 2) は、構造・環境条件の異なる状況において、各工法、材質の違う舗装厚を等値換算厚に変換する等値換算係数の誤差として解釈することができる。このような等値換算係数による T_A 値換算誤差を $\delta^k = (a_1^* - a_1)T_1^k + (a_2^* - a_2)T_2^k + (a_3^* - a_3)T_3^k$ と表す。ここに、 a_1, a_2, a_3 は設計時点で用いた等値換算係数、 a_1^*, a_2^*, a_3^* は現地の構造・環境条件の下で採用した工法・材料の各層の舗装厚の等値換算係数である。残念ながら、現行の T_A 法においてこれらの等値換算係数は設定されていない。一方、「 T_A 法に内在する要因に基づく誤差」は、 T_A 法自体にある問題であり、例えば図-2に示した設計曲線の傾きに誤差がある場合、 T_A 値を用いた設計の結果に系統的なバイアスが発生することになる。

いま、「想定の変異に基づく寿命」、「 T_A 法に内在する要因に基づく誤差」の双方を考慮した健全度 i 、区間 k の指数ハザードモデルを

$$\tilde{\lambda}_i^k = \exp(\beta_{i,1} + \beta_{i,2}\bar{T}_A^k + \Delta^k + \delta^k) \quad (31)$$

と定式化する。前述したように、 Δ^k, δ^k はそれぞれ設計交通量のかい離、等値換算係数のかい離により発生する誤差項である。 T_A 法による舗装厚の設定に「想定の変異に基づく誤差」が存在しない場合、 $\Delta^k = 0, \delta^k = 0$ が成立する。ただし、式 (31) を推計する場合、誤差項 Δ^k, δ^k は互いに識別不可能であるという問題が発生する。すなわち、「想定の変異に基づく誤差」の存在が確認されても、それが設計交通量の誤差によるものか、等値換算係数 a_1, a_2, a_3 の誤差によるものかを式 (31) の推定結果からは判定できない。一方、「 T_A 法に内在する要因に基づく誤差」が存在せず、劣化寿命が一律になるように舗装構成が設計されている場合を考える。このとき、劣化速度を表すハザード率 $\tilde{\lambda}_i^k$ は、 \bar{T}_A^k にかかわら

ず一定値 $\beta_{i,1}$ をとることになる。換言すれば、 $\beta_{i,2} \neq 0$ の場合、舗装種別にかかわらず T_A 法を用いて劣化速度 $\tilde{\lambda}_i^k$ が一定になるように舗装構成が設計されたにもかかわらず、 \bar{T}_A の値によって劣化速度 $\tilde{\lambda}_i^k$ に有意な差異が発生することになる。このことは T_A 値自体が劣化速度に系統的なバイアスを発生させる原因となっていることを意味する。ここで、 $\varepsilon^k = \exp(\Delta^k + \delta^k)$ と置換すれば、混合マルコフ劣化ハザードモデル

$$\begin{aligned} \lambda_i^k &= \tilde{\lambda}_i^k \varepsilon^k \\ &= \exp(\beta_{i,1} + \beta_{i,2}\bar{T}_A^k) \varepsilon^k \end{aligned} \quad (32)$$

を導出できる。このとき、「想定の変異に基づく誤差」に関する仮説検定 H^0 は帰無仮説 H_0^0 に対して対立仮説 H_1^0 を棄却できるかどうかを検定する問題

$$\begin{cases} H_0^0 & \varepsilon^k = 1 \\ H_1^0 & \varepsilon^k \neq 1 \end{cases} \quad (33)$$

として定式化できる。一方、「 T_A 法に内在する要因に基づく誤差」に関する仮説検定 H^1 は

$$\begin{cases} H_0^1 & \beta_{i,2} = 0 \\ H_1^1 & \beta_{i,2} \neq 0 \end{cases} \quad (34)$$

と定式化できる。

(2) 劣化寿命誤差

混合マルコフ劣化ハザードモデル (31) を推定し、混合マルコフ劣化ハザードモデルの未知パラメータの最尤推定値 $\hat{\beta}$ を獲得できたと考える。区間 k の健全度 i のハザード率のパラメータ最尤推定値 $\hat{\beta}_i$ を用いれば、当該区間の健全度 i ($i = 1, \dots, I-1$) に対する平均的劣化速度を表す標準ハザード率は、

$$\hat{\lambda}_i^k = \exp(\hat{\beta}_{i,1} + \hat{\beta}_{i,2}\bar{T}_A^k) \quad (35)$$

と定義できる。式 (35) は、混合マルコフ劣化ハザードモデルにおいて、異質性パラメータを $\varepsilon = 1$ とした場合に他ならない。このように異質性パラメータの値を 1 に設定することにより、区間の平均的な劣化過程を表現することができる。なお、 T_A 法に劣化寿命誤差を生み出すようなバイアス要因が存在しない場合、標準ハザード率は

$$\hat{\lambda}_i^k = \exp(\hat{\beta}_{i,1}) \quad (36)$$

と表されることになる。さらに、標準ハザード率 $\hat{\lambda}_i^k$ を用いれば、当該区間における各健全度の期待寿命 (次段階の健全度に推移するまでの時間) $\tilde{E}T_i^k$ は、式 (8) を用いて、

$$\tilde{E}T_i^k = \int_0^\infty d\tilde{F}_i(y_i^k) = \frac{1}{\hat{\lambda}_i^k} \quad (37)$$

と表される。また、区間 k が供用開始時点 (あるいは補修実施時点) から、任意の健全度 i ($i = 2, \dots, I$) に

進展するまでに要する平均的時間 $E[T](i)$ は,

$$E[T](i) = \sum_{j=1}^i \frac{1}{\hat{\lambda}_j^k} \quad (38)$$

と定義できる. 特に, $i = I$ の場合を期待寿命と呼ぶ. このとき, 「想定の変異に基づく誤差」を考慮した期待寿命は

$$E[T](I) = \sum_{j=1}^I \frac{1}{\hat{\lambda}_j^k \varepsilon^k} \quad (39)$$

と表される. また, T_A 法における信用度 90% の下での寿命 τ^k (以下, 90% 信用寿命) は

$$\pi_{1I}^k(\tau^k) = \sum_{s=1}^I \psi_{1I}^s(\tilde{\lambda}^k) \exp(-\tilde{\lambda}_s^k \varepsilon^k \tau^k) = 0.1 \quad (40)$$

$(i = 1, \dots, I-1; j = i+1, \dots, I; k = 1, \dots, K)$

を満足するような τ^k として求まる.

(3) 相対評価と重点管理区間の抽出

各区間の異質性パラメータの推定量 $\varepsilon^k(\hat{\theta})$ に基づいて, 劣化の進行が早い区間の集合を定義する. いま, 全区間の中で, 劣化速度が速い上位 $\alpha \times 100\%$ の中に入るような区間の集合 $\bar{\Omega}_\alpha$ (以下, 異質性パラメータに着目した重点監視集合 $\bar{\Omega}_\alpha$) を

$$\bar{\Omega}_\alpha = \{k \in (1, \dots, K) | \varepsilon^k(\hat{\theta}) \geq \bar{\varepsilon}_\alpha\} \quad (41)$$

と定義する. ここに, $\bar{\varepsilon}_\alpha$ は信用度 $(1-\alpha) \times 100\%$ とした場合の異質性パラメータの上限値 (以下, 臨界的異質性パラメータ値) であり

$$\bar{\varepsilon}_\alpha = \min_c \left\{ c \left| \int_c^\infty \bar{f}(\varepsilon : \hat{\phi}) d\varepsilon \leq \alpha \right. \right\} \quad (42)$$

で定義される. 異質性パラメータの推定量が信用度 $(1-\alpha) \times 100\%$ の重点監視集合 $\bar{\Omega}_\alpha$ に属する場合, 当該区間は信用度 $(1-\alpha) \times 100\%$ で, 劣化の進行が速いと判断できる.

さらに, 個別ハザード率 $\hat{\lambda}_i^k = \hat{\lambda}_i^k \varepsilon^k(\hat{\theta})$ 自体を管理する場合を考える. そこで, 個別ハザード率の推定量 $\hat{\lambda}_i^k$ を大きい順番に $\hat{\lambda}_i^{l(1)}, \dots, \hat{\lambda}_i^{l(n)}, \dots, \hat{\lambda}_i^{l(L)}$ と並べ直す. ただし, 上付き添字 $l(n)$ は, すべてのグループに属する区間の中で, 個別ハザード率の推定量 $\hat{\lambda}_i^k$ が n 番目に大きい区間の添え字 l^k を表す. したがって, $\hat{\lambda}_i^{l(1)}$ は, もっとも劣化速度が大きい区間の混合ハザード率と対応する. また, $L = \sum_{k=1}^K L^k$ はサンプル総数である. ここで, 劣化速度の速い区間の上位 $\alpha \times 100\%$ の中に入るような区間の集合 $\tilde{\Omega}_\alpha$ (以下, 個別ハザード率に着目した重点監視集合 $\tilde{\Omega}_\alpha$) を

$$\tilde{\Omega}_\alpha = \{l(1), \dots, l(n^*(\alpha))\} \quad (43)$$

$$n^*(\alpha) = \arg \sup_n \left\{ \frac{n}{L} \leq \alpha \right\}$$

と定義する. ただし, n は自然数である. さらに, $\hat{\lambda}_i - \varepsilon^k$ 空間上で重点監視集合 $\tilde{\Omega}_\alpha$ の境界を表す曲線

$$\hat{\lambda}_i \varepsilon^k = \hat{\lambda}_i^{l(n^*(\alpha))} \quad (44)$$

を臨界基準曲線と呼ぶ.

5. 実証分析

(1) データ分析

混合マルコフ劣化ハザードモデルを, NEXCO が管理する高速道路舗装に適用し, T_A 法の妥当性について検証する. 株式会社高速道路総合技術研究所 (以下, NEXCO 総研) では, 舗装耐荷力のパフォーマンス曲線を推定するために, 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, 2005 年から定期的に FWD 調査を実施している. 本研究では, 高速道路上で測定した温度補正済みの FWD 調査データを用いる. なお, 路床・路盤に空洞や泥濘化が想定される大きな損傷データは含まれていない. 対象とする表層用混合物を高機能舗装 I 型用混合物, 密粒度アスファルト混合物の 2 つに限定したところ, 総路線数 30, 総区間数は 79 となった. 対象道路区間では, 複数の時間断面において, FWD 調査が実施されている. 本適用事例では, FWD を用いたたわみ測定により得られる D 指標を用いて舗装の耐荷力の健全度を定義する. また, D 指標を用いて舗装の耐荷力の評価を実施する際, 路床から破損している事例がなく, アスファルト混合物層の破損が多く見られることから, As 層の損傷評価を実施する. NEXCO 総研では, As 層の損傷を評価することを目的として, 膨大な FWD 調査結果と採取コアの強度試験結果に基づいて, 損傷指標 D_i

$$D_i = \frac{D_0 - D_{90}}{h} \quad (45)$$

を提案している^{18),19)}. ただし, D_0 , D_{90} はそれぞれ, 重錘の載荷点直下, および載荷点から 90cm 離れた地点のたわみ量 (mm) を, h (mm) は As 層の設計厚を表す. 損傷指標 D_i を表層種別, 路盤種別, As 層の設計厚別に離散化し, 健全度を定義したものを表-2 に示す. 健全度はいずれも 5 段階で定義されており, ランク数が大きくなると, 損傷指標 D_i も大きくなり, 舗装構造の劣化が進んでいることを表す. また, As 層の剥離抵抗性が低下した状態を破壊と定義し, 健全度 5 に達した段階で As 層の全層破壊が生じていると設定した. FWD 調査を少なくとも 2 回以上実施した地点におけるサンプルデータを分析の対象として取り上げる. なお, 舗装耐荷力という観点では重錘の載荷点直下のたわみ量である D_0 を使用することも考えられるが, 現在 NEXCO では D_i を舗装耐荷力に対する損傷指標として採用していることを踏まえて, 本研究においても

表-2 損傷指標 $D_i(\times 10^{-6})$ を用いた耐荷力の健全度ランク

健全度	高機能 I 型舗装					
	粒状路盤			セメント安定処理路盤		
	As 層厚 220mm 未満	As 層厚 260mm 以上	As 層厚 220-260mm	As 層厚 220mm 未満	As 層厚 260mm 以上	As 層厚 220-260mm
1	0 以上 375 未満	0 以上 125 未満	0 以上 200 未満	0 以上 300 未満	0 以上 100 未満	0 以上 200 未満
2	375 以上 750 未満	125 以上 250 未満	200 以上 400 未満	300 以上 600 未満	100 以上 200 未満	200 以上 400 未満
3	750 以上 1125 未満	250 以上 375 未満	400 以上 600 未満	600 以上 900 未満	200 以上 300 未満	400 以上 600 未満
4	1125 以上 1500 未満	375 以上 500 未満	600 以上 800 未満	900 以上 1200 未満	300 以上 400 未満	600 以上 800 未満
5	1500 以上 3000 未満	500 以上 1000 未満	800 以上 1600 未満	1200 以上 2400 未満	400 以上 800 未満	800 以上 1600 未満

健全度	密粒度舗装					
	粒状路盤			セメント安定処理路盤		
	As 層厚 220mm 未満	As 層厚 260mm 以上	As 層厚 220-260mm	As 層厚 220mm 未満	As 層厚 260mm 以上	As 層厚 220-260mm
1	0 以上 250 未満	0 以上 75 未満	0 以上 125 未満	0 以上 250 未満	0 以上 50 未満	0 以上 125 未満
2	250 以上 500 未満	75 以上 150 未満	125 以上 250 未満	250 以上 500 未満	50 以上 100 未満	125 以上 250 未満
3	500 以上 750 未満	150 以上 225 未満	250 以上 375 未満	500 以上 750 未満	100 以上 150 未満	250 以上 375 未満
4	750 以上 1000 未満	225 以上 300 未満	375 以上 500 未満	750 以上 1000 未満	150 以上 200 未満	375 以上 500 未満
5	1000 以上 2000 未満	300 以上 600 未満	500 以上 1000 未満	1000 以上 2000 未満	200 以上 400 未満	500 以上 1000 未満

表-3 数え上げによる事前・事後健全度サンプル数

		事後健全度					合計
		1	2	3	4	5	
事前 健全 度	1	566	255	17	3	0	841
	2	0	1,673	783	103	30	2,589
	3	0	0	1,232	559	82	1,873
	4	0	0	0	444	360	804
	5	0	0	0	0	567	567
合計		566	1,928	2,032	1,109	1,039	6,674

D_i に着目することとする。獲得された総サンプル数は 6,674 である。表-3 中には、時間的に隣接する 2 つの調査時点における事前、および事後の健全度を示している。同表は、事前・事後の健全度の変化に該当するサンプル数を記載している。なお、それぞれの事前・事後の調査間隔は均一ではない。

本データベースに含まれる舗装諸元に関する情報として、1) 表層種別、2) 路盤種別、3) アスファルト層厚、4) 地域特性、5) FWD 調査の実施回数、6) 道路舗装の供用年月日、7) 直近の大型車交通量等がある。これら舗装諸元データのうち、現在供用している高速道路だけでなく、新たに敷設した高速道路の劣化予測を実施する際にも有用であると考えられる 1) ~4) の舗装諸元に関してサンプルデータを分類した。路盤の種類としては、粒状路盤とセメント安定処理路盤（以下それぞれ、粒状、セメ安）の 2 つに分類される。また、地域特性に関しても、NEXCO の技術基準¹⁾に基づいて積寒地域とその他の地域の 2 項目に分類した。さらに、As 層厚は連続値ではなく、As 層厚が 220mm 未満、220mm 以上 260mm 未満、260mm 以上と 3 段階に区分される質的データとした。データベースをこれらの要因を組合せた合計 24 通りのカテゴリーに分類した。表-4 は各カテゴリーに分類されるサンプル数を示している。現在、NEXCO では、高機能舗装を標準採用しているために、密粒度舗装に関するサンプル数より

も高機能舗装に関するサンプル数が占める割合が大きくなっている。また、一般地域と積寒地域では同程度のサンプル数が獲得されている。これらのサンプルすべてに対して、建設時の設計基準値（表層厚、基層厚等）に関する情報が利用可能であり、表-1 に示した等値換算係数を用いて T_A 値を算出することができる。

T_A 法では、設計交通量を考慮して As 層厚が設計される。設計当時に想定された設計交通量に関する情報は残されていない。現時点における大型車交通量が設計交通量と一致する保証はないが、設計交通量を想定する時点において現時点における大型車交通量を十分な精度で予測できていたと想定すれば、現時点の大型車交通量と As 層厚の間には正の相関関係が成立する。図-5 は、As 層厚と大型車交通量の関係を示している。両者の相関係数は 0.47 であり、As 層厚と大型車交通量の間には正の相関関係が存在している。したがって、大型車交通量を設計時点において十分な精度で予測できていたと考えられる。ただし、個別の道路区間に着目すると、当初の設計交通量と現時点の大型車交通量が乖離しているケースも確認することができる。特に図-5 に示すように、As 層厚と比較して大型車交通量が非常に大きい値を示す 4 つの点（点 A~D）が存在し、これらの点では大型車交通量が 10,000（台/日）を超えている。表-5 には、大型車交通量が 10,000（台/日）を超える区間と、それ以外の区間のそれぞれに対するサンプル数、平均 As 層厚、 T_A 値、平均事前・事後健全度を示す。同表より、大型車交通量が 13,782（台/日）である B 区間と、13,360（台/日）である D 区間においては、平均事後健全度が 3.73、3.70 と相対的に大きい値を示しており、耐荷力が低下していることがわかる。一方で、同区間の平均 As 層厚に着目すると、25、21(cm)と比較的小さい値を示している。これらは、いずれも東名高速道路の一部道路区間であり、2.(1) で述べた通り、 T_A 法の前身である SN 法により設計が行われた区

表-4 カテゴリー別サンプル数

地域特性	表層種別	路盤種別	As 層厚		合計	
			220mm 未満	260mm 以上		
一般地域	高機能 I	粒状	953	415	3,475	
		セメ安	331	91		
	密粒度	粒状	114	22		
		セメ安	24	-		
積寒地域	高機能 I	粒状	642	232	3,199	
		セメ安	475	753		
	密粒度	粒状	67	15		
		セメ安	51	134		
合計			2,657	1,662	2,355	6,674

表-5 大型車交通量別データ諸元

大型車交通量 (台/日)	サンプル数	平均 As 層厚	T _A 値	平均事前健全度	平均事後健全度
A : 14,121	25	34.0	34.6	1.60	1.88
B : 13,782	45	25.0	27.0	2.47	3.73
C : 13,584	15	31.0	32.2	2.33	2.67
D : 13,360	80	21.0	25.3	3.29	3.70
7,500 台以上 1 万台未満	387	25.7	27.6	2.87	3.25
5,000 台以上 7,500 台未満	539	25.2	28.2	2.43	2.77
2,500 台以上 5,000 台未満	2,253	26.9	29.6	2.55	2.93
2,500 台未満	3,330	20.9	23.9	2.72	3.08
全体	6,674	23.64	26.5	2.65	3.02

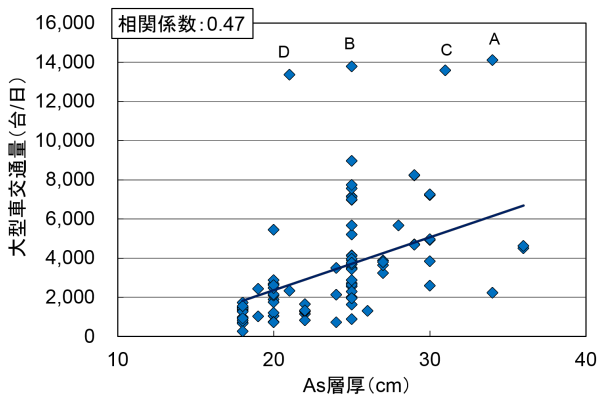


図-5 As 層厚と大型車交通量の相関関係

間である。これらの地点では実交通量に対して As 層厚が不足しており、耐荷力の低下が著しい。T_A 法以前の設計手法により建設された名神高速道路、東名高速道路等については、供用から約 50 年が経過した現在、路盤までを含めた打ち換え（舗装全体の補修）の検討が必要であることを示唆している。

(2) 混合マルコフ劣化ハザードモデルの推定結果

本研究では、損傷指標 D_i を用いて健全度を 5 段階で定義しているために、健全度 5 の状態を除く、合計 4 つの健全度に対して混合マルコフ劣化ハザードモデルを推定することができる。4.(1) で考察したように、本

研究では T_A 値を説明変数として用いた混合マルコフ劣化ハザードモデルを定式化する。パラメータの有意性の検定には t 検定を実施しており、t 値が 1.96 以上（有意水準 5%）となるものが説明変数として採用される。また説明変数として使用する際には、その最大値が 1 となるように基準化している。混合マルコフ劣化ハザードモデルの推定にあたっては、異質性パラメータを設定するグループの最小単位が重要であるが、本研究では区間に着目する。さらに、対象となる 79 の区間において、区間内で密粒度舗装、高機能舗装 I という 2 種類の表層種別が混在している区間が存在するため、同一グループ内では同一の表層種別となるように、区間と表層種別の組み合わせを用いて異質性グループを設定した。その結果、最終的に設定された総グループ数は 104 となった。

任意の区間 k に関して合計 R^k 個のサンプルが得られたと考える。区間 k におけるサンプル r ($r = 1, \dots, R^k$) の混合ハザード率を、

$$\lambda_i^{r,k} = \exp(\beta_{i,1} + \beta_{i,2} \bar{T}_A^{r,k}) \varepsilon^k \quad (46)$$

と定義する。ただし、 $\bar{T}_A^{r,k}$ はサンプル r の T_A 値、 ε^k は区間 k の異質性パラメータである。混合ハザード率 (46) を用いることにより、区間ごとの劣化速度の多寡に関する相対評価を行うことができる。表-6 に、損傷指標 D_i に関する健全度指標を用いて定式化した混合マルコフ劣化ハザードモデルのパラメータ最尤推定値 $\hat{\beta}$,

表-6 混合マルコフ劣化ハザードモデルの推定結果

健全度	定数項 $\beta_{i,1}$	T_A 値 $\beta_{i,2}$	標準 ハザード率 λ_i	健全度 期待寿命 $1/\lambda_i$
1	-0.94 (-13.8)	0 (-)	0.39	2.57
2	0.82 (-3.50)	-2.54 (-7.40)	0.40	2.51
3	-1.07 (-30.8)	0 (-)	0.34	2.92
4	-2.02 (-7.60)	1.53 (-3.60)	0.38	2.63
分散 パラメータ ϕ				1.87 (-7.03)
対数尤度				-4,901.1
AIC				9,814.3

標準ハザード率の算出に際しては、 T_A 値の平均値を用いた。また括弧内は t 値を示している。

$\hat{\phi}$ を示す。なお、モデルの選定に関しては、 t 値が 1.96 以上となったパラメータ $\beta_{i,2}(i = 1, \dots, 4)$ の組合せの中から、AIC が最小となるモデルを選択することとした。同表から、 T_A 値のパラメータ $\beta_{i,2}$ は、健全度 2, 健全度 4 で有意であることが理解できる。4.(1) で考察したように、 T_A 法の設計理念に立脚すれば、想定される交通量（設計交通量）に対して耐荷力の劣化速度が一樣になるように T_A 値を用いて As 層厚を決定する。したがって、 T_A 法により設計された舗装厚が理論的に正しければ、 T_A 値は説明変数として有意な変数にはならない。 T_A 値によって劣化速度に差異があるということは、 T_A 法が適切に機能していない可能性を示唆している。表-6 に示すように、健全度 2 の場合に \bar{T}_A^k の係数が負の値をとる。このことは T_A 値が大きくなるほど標準ハザード率が減少する傾向があることを意味する。すなわち、CBR 値が一定であるという条件の下で設計交通量が大きくなるほど、 T_A 法で求めた舗装厚が過大になる傾向が存在する。一方、健全度 4 の場合、 \bar{T}_A^k の係数が正の値となり、 T_A 値が大きくなるほど、標準ハザード率が大きくなる傾向が読み取れる。CBR 値一定の条件の下で設計交通量が大きくなるほど、劣化が進化したアスファルト舗装はより早く耐荷力が低下するという傾向が読み取れる。ただし、健全度 2 の場合のサンプル数 2,589 個に対して健全度 4 の場合はサンプル数が 804 個である。健全度 4 の場合にはサンプル数が相対的に少なく、混合マルコフ劣化ハザードモデルの推定精度に関して改善の余地が残されており、 T_A 値がもたらす劣化寿命バイアスに関して慎重な検討が必要である。図-6 には、 T_A 値の多寡により期待劣化パスがどのように変化するかを示している。期待値パスとは、標準ハザード率を用いて作成したパフォーマンス曲線である。ここでは、 T_A 値として、全サンプルの平均値 (26.5)、最大値 (38.5)、最小値 (19.4) の 3 通りの結果を例示している。凡例中には、管理限界で

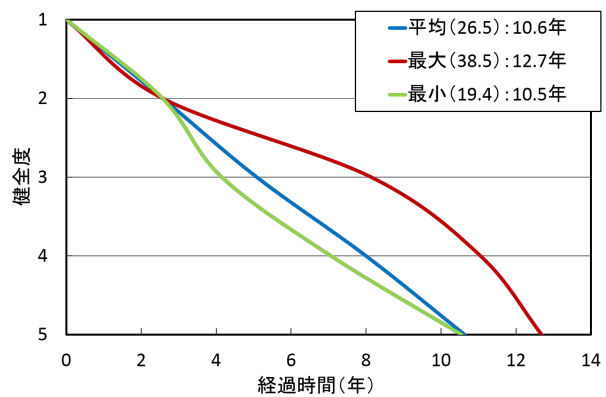


図-6 パフォーマンス曲線（説明変数として T_A 値を採用）

ある健全度 5 に到達するまでの経過時間、すなわち期待寿命を示すが、 T_A 値の多寡によって約 2.2 年の差異が生じている。しかしながら、 T_A 値の平均値 26.5 を用いた場合、期待値パスで求めた劣化寿命は 10.6 年であり、設計期間 10 年にほぼ一致している。しかし、式 (40) を用いて算出した T_A 法による 90%信用寿命は 22 年であり、 T_A 値による劣化寿命誤差の幅である 2.2 年を考慮しても、設計期間 10 年より 90%信用寿命の方が大きくなる。 T_A 法で舗装構造を設計することにより、信用度 90%で設計期間 10 年を保証するという設計上の目標よりも安全側の劣化寿命を確保することが可能であることを意味している。しかし、90%信用寿命を 10 年に設定することの妥当性に関しては、ライフサイクル費用の観点から改めて検討することが必要であることは論を俟たない。以上より、 T_A 法に内在する要因に基づく誤差は、劣化寿命を安全側にシフトさせるバイアスを有しているが、後に述べる「想定との差異に基づく誤差」と比較して、バイアスの幅はそれほど大きくない。

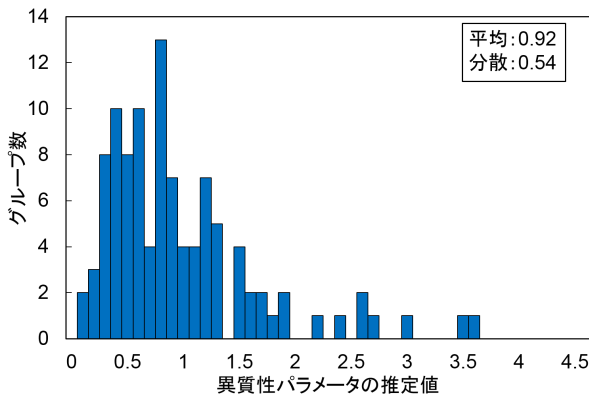


図-7 異質性パラメータの頻度分布

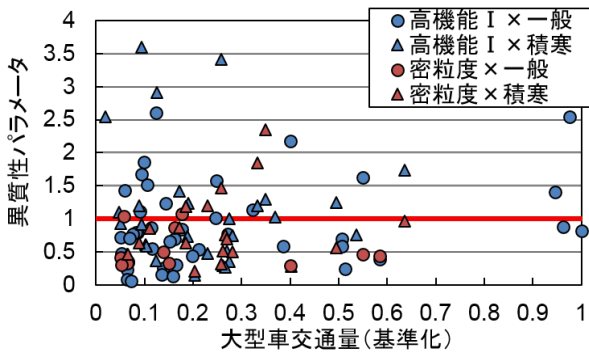


図-8 異質性パラメータと大型車交通量

(3) 異質性パラメータの推定結果

5.(2) では、混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いて、4つの健全度に対する未知パラメータ $\beta_{i,1}$, $\beta_{i,2}$, および分散パラメータ ϕ の最尤推定値を求めた。さらに、区間 k ($k = 1, \dots, K$) の異質性パラメータ ε^k を推定することにより各区間ごとのパフォーマンス曲線を作成した。また、異質性パラメータを相互比較することにより、区間の劣化速度の多寡を相対評価することが可能である。式(28)を用いて、対象とするすべての区間の異質性パラメータ値 ε を推定した。異質性パラメータは、不可観測要因によるグループごとの劣化特性を表すパラメータであり、異質性パラメータにより、等値換算係数の誤差や T_A 法で考慮していない要因による劣化寿命誤差を評価できる。図-7は異質性パラメータの推定値の頻度分布を示している。分散パラメータの推定結果より、異質性パラメータは、平均0.92、分散0.54(分散パラメータ1.87の逆数)のガンマ分布に従うことになる。また、総グループ数が104しかないために理論と整合的ではない。

図-8は、表層種別、地域特性の組み合わせを考慮した合計4通りのケースに対して、異質性パラメータと現時点における大型車交通量の関係を示したものである。ただし、同図の横軸は、総サンプルの中で大型車交通量

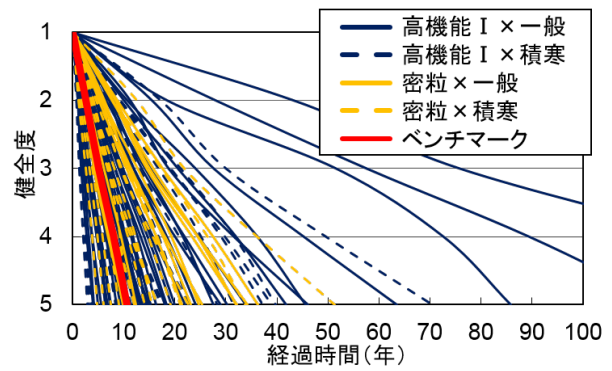


図-9 グループ別のパフォーマンス曲線

の最大値が1となるように基準化している。まず、大型車交通量に着目した場合、異質性パラメータが突出して高い区間は、SN法で設計されたB区間を除き、いずれも大型車交通量が0.5を下回る区間であった。 T_A 法においては、2.(1)の手順(a)で述べたように、設計交通量に対して適切な A_s 層厚を設定している。したがって、説明変数として T_A 値を用いた際に、異質性パラメータの大小に影響を与えるのは、大型車交通量そのものではなく、設計交通量と実交通量の乖離分である。大半が異質性パラメータ1.0を下回っていることから、同図は、設計交通量の予測が概ね妥当であった、あるいは、特に実交通量が少ない区間においては、実交通量を超えて安全側で設計されていた可能性を示している。一般的に、舗装の耐荷力の低下は、大型車交通量の繰り返し荷重が主な原因と考えられているが、 T_A 法によってその影響は顕在化していない。一方で、 T_A 法で考慮されていなかった表層種別や地域特性による劣化速度の違いが相対的に大きくなっている。具体的に、高機能舗装I、積寒地域(以下、組み合わせを高機能舗装I×積寒地域のように×で示す)、高機能舗装I×一般地域で異質性パラメータが2.5を上回る区間が存在することがわかる。また、密粒度舗装×積寒地域においても、異質性パラメータが2.0を上回る区間は存在するが、密粒度舗装×一般地域においてはそのような区間を確認できない。 T_A 法は、我が国の高速道路の表層種別の主流が密粒度舗装である時期に採用された設計法であり、高機能舗装Iに対して特別な考慮はなされていない。また、地域特性に対しても十分に考慮されているとは言い難く、これらの要因が想定の違いに基づく劣化寿命の推定誤差に影響を及ぼしていると考えられる。

さらに、全104個の異質性グループのそれぞれに対して舗装耐荷力のパフォーマンス曲線を求めた結果を図-9に示している。なお、パフォーマンス曲線の作成にあたっては、グループ内の T_A 値の平均値を用いてい

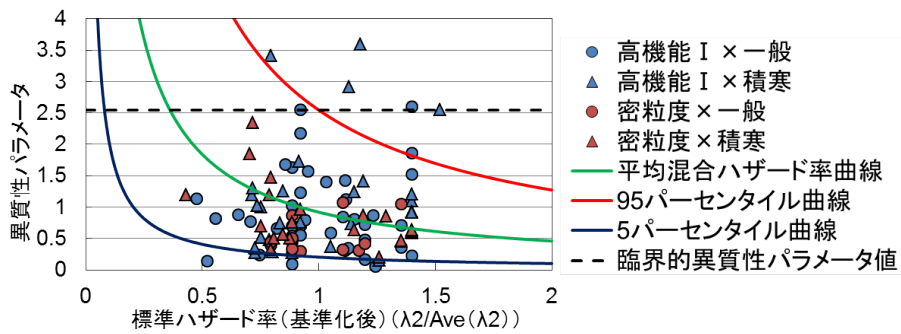


図-10 劣化速度の相対評価 (健全度 2)

る。赤色の実線は、標準ハザード率に基づいて作成したパフォーマンス曲線であり、ベンチマーク曲線と呼ぶこととする。また、青色が高機能舗装 I、黄色が密粒度舗装、実線が一般地域、点線が積寒地域を表している。ベンチマーク曲線の期待寿命は 10.6 年であり、舗装の設計期間 10 年と概ね等しい。5.(2) で考察したように、 T_A 法に内在する要因に基づいた劣化寿命誤差と比較して、想定の変異に基づく劣化寿命誤差は大きく変動していることが理解できる。また、期待寿命が 10 年を下回る区間数が 29 区間存在しており、求められる性能を満たしていない。個別区間に含まれるサンプル数がそれほど多くないために、パフォーマンス曲線の推定結果の信頼性に関して慎重な取り扱いが必要であるが、図-9 に関する限り、想定の変異に基づく劣化寿命誤差は無視できず、現行の T_A 法において考慮されていない工法や材質が劣化寿命誤差に多大な影響を及ぼしている可能性を指摘することができる。

(4) 劣化速度の相対評価

標準ハザード率と異質性パラメータの推定値を用いて、区間ごとの舗装耐力の劣化速度の相対評価を実施する。図-10 は、健全度 2 における標準ハザード率の推定値 $\hat{\lambda}_2^k$ と異質性パラメータ $\hat{\varepsilon}^k$ の関係を示している。両者の積が混合ハザード率に相当し、標準ハザード率が大きくなるほど、あるいは異質性パラメータが大きくなるほど、耐力の劣化進展が速い (混合ハザード率が大きい) ことを意味する。標準ハザード率の全サンプル平均値 (以下、平均標準ハザード率) は、 $AVE(\hat{\lambda}_2) = 0.417$ である。図-10 の横軸は、区間ごとの標準ハザード率を平均標準ハザード率で基準化した値 $\hat{\lambda}_2^k / AVE(\hat{\lambda}_2)$ を示している。ここで、異質性パラメータの推定値に基づいて、信用域を 95% とする重点監視集合 $\tilde{\Omega}_{0.05}$ を定義する。信用域を 95% とした場合、臨界的異質性パラメータ値 $\bar{\varepsilon}_{0.05}$ は 2.54 となる。図-10 には、臨界的異質性パラメータ値 $\bar{\varepsilon}_{0.05} = 2.54$ を点線で示している。こ

の点線より上方に位置するサンプルが、重点監視集合 $\tilde{\Omega}_{0.05}$ として抽出されることになる。

式 (6) に示す通り区間 k の劣化速度 (混合指数ハザード率) $\hat{\lambda}_k^k$ は、標準ハザード率の推定値 $\hat{\lambda}_k^k$ と異質性パラメータの推定値 $\hat{\varepsilon}^k$ の積で定義される。平均標準ハザード率 ($AVE(\hat{\lambda}_2) = 0.417$) と異質性パラメータの平均値 ($AVE(\hat{\varepsilon}) = 0.92$) の積により、平均混合ハザード率 $AVE(\hat{\lambda}_2) = AVE(\hat{\lambda}_2) \times AVE(\hat{\varepsilon}) = 0.417 \times 0.92 = 0.384$ を定義する。図-10 には、サンプルの標準ハザード率の平均値と異質性パラメータの平均値の積 (平均混合ハザード率) が 0.384 となる曲線を緑色の実線で示している。この曲線が健全度 2 における劣化速度のベンチマーク曲線となる。ベンチマーク曲線より上方に位置する区間は、混合ハザード率が全サンプル平均より大きい区間であり、相対的に寿命が短いことを表している。逆に、この曲線より下に位置する区間は相対的に劣化速度が遅く、寿命が長いと評価することができる。さらに、同図には標準ハザード率と異質性パラメータの積の 95 パーセンタイル、5 パーセンタイルの曲線も併せて示している (赤色と青色)。95 パーセンタイル曲線より上方に位置する区間は重点監視集合 $\tilde{\Omega}_{0.05}$ に属することになる。また、5 パーセンタイルより下方に位置する区間は、設計期間 10 年という T_A 法の設計概念を大きく越える期待寿命を持った区間であり、いずれも T_A 法の適用性に関する検討を行う上では注目すべき区間である。

相対評価の結果、重点監視集合に含まれるか、あるいは 95 パーセンタイル曲線の上方に位置する劣化速度の速い区間や、5 パーセンタイル曲線の下方に位置するような劣化速度の遅い区間に関して、それぞれ共通の要因を探ることで、得られた知見を新規設計へフィードバックさせることが可能となる。同図は、図-8、図-9 と同様に、表層種別 × 地域特性の 4 通りのカテゴリ分類を行っている。重点監視集合に含まれる 95 パーセンタイル曲線の上方、あるいは 5 パーセンタイル曲線の

表-7 期待寿命上位下位一覧

期待寿命上位 10 (降順)								
グループ	カテゴリー	サンプル数	平均 T _A 値	異質性 パラメータ	期待寿命	平均 As 層厚	平均大型車 交通量 (台/日)	供用開始年
A	高機能 I× 積寒	70	23.24	3.59	2.92	22	1,340	1996
B	高機能 I× 積寒	41	29.2	3.41	3.18	27	3,641	1973
C	高機能 I× 積寒	137	23.88	2.92	3.61	20	1,766	1984
D	高機能 I× 一般	58	20.65	2.60	4.04	18	1,741	1988
E	高機能 I× 積寒	86	19.4	2.55	4.14	18	279	2003
F	高機能 I× 一般	45	27	2.54	4.19	25	13,782	1969
G	密粒度 × 積寒	20	30.76	2.34	4.71	30	4,943	1978
H	高機能 I× 一般	15	27	2.18	4.90	25	5,665	1996
I	高機能 I× 一般	141	20.65	1.86	5.65	18	1,404	1993
J	密粒度 × 積寒	21	31.08	1.85	6.00	29	4,696	1978
期待寿命下位 10 (降順)								
グループ	カテゴリー	サンプル数	平均 T _A 値	異質性 パラメータ	期待寿命	平均 As 層厚	平均大型車 交通量 (台/日)	供用開始年
K	高機能 I× 積寒	16	30.56	0.28	39.79	28	5,678	1976
L	高機能 I× 一般	17	27.6	0.26	41.89	25	1,955	1975
M	高機能 I× 一般	51	30.2	0.24	45.65	30	7,244.1	2008
N	高機能 I× 一般	110	20.65	0.23	46.14	18	913	1993
O	密粒度 × 積寒	6	22.25	0.20	51.35	20	2,879	1983
P	高機能 I× 一般	48	23	0.17	63.52	20	1,904	1991
Q	高機能 I× 積寒	133	22.25	0.15	70.48	20	2,879	1983
R	高機能 I× 一般	146	35.6	0.14	85.75	34	2,245	1975
S	高機能 I× 一般	20	27.6	0.09	116.79	25	900	1978
T	高機能 I× 一般	62	22.45	0.06	176.95	19	1,029	1999
ベンチマーク	-	-	26.45	1	10.63	23.64	3,343	1984

下方に位置する劣化速度が特異な区間はいずれも、表層材料に高機能舗装Iを採用している区間であった。特に、劣化速度の速いグループには、高機能舗装I×積寒地域、劣化速度が遅いグループには、高機能舗装I×一般地域が数多く含まれている。また、密粒度×積寒地域の複数の区間が図の上方に散見される一方で、密粒度×一般地域の区間のほとんどは、平均混合ハザード率曲線と、5パーセントイル曲線の間位置している。表層種別と地域特性の組み合わせによって舗装耐荷力の劣化特性は大きく異なっていることが理解できる。

ここで、劣化傾向が特異な区間に関して詳細な検討を加える。本研究においては、表-6に示す通り T_A 値の劣化速度に対する影響が、健全度 2、健全度 4 によって異なるために、劣化速度（すなわち混合ハザード率）ではなく、期待寿命による比較を実施する。表-7には、グループ別の期待寿命を降順で並べ替え、その上位 10 区間 (A~J) と下位 10 区間 (K~T) を抽出している。なお、ここで示すアルファベットは、図-5とは対応していないことに留意されたい(表-7中のF区間は、図-5中のB区間に対応している)。期待寿命でみた場合にも、相対評価の結果と同様に、期待寿命上位のグループは、高機能舗装I×積寒地域、期待寿命下位のグループは、高機能舗装I×一般地域の占める割合が高く、密粒度舗装×一般地域は見られない。上位 10 区間の中でも、特に臨界的異質性パラメータ値 $\bar{\epsilon}_{0.05} = 2.54$ を越

える A~E の 5 区間に限って見れば、平均大型車交通量は、全体の平均値である 3,343 (台/日) と同程度であるか、それより少ない。さらに、供用開始年に着目しても B 区間の 1973 年を除くと、それ以外はすべて全体の平均である 1984 年以降の供用開始である。同表からも現行の T_A 法で設計された舗装の耐荷力の差異には、2.(1) の手順 (a) で考慮されている大型車交通量の繰り返し荷重に比べて、手順 (b) で十分に考慮されていない表層種別や地域特性等が及ぼす影響が大きいことが理解できる。また、下位 10 区間の多くを高機能舗装I×一般地域が占めることから、単純に高機能舗装Iが密粒度舗装に比べて耐荷力性能が劣るとは言い切れない。表層種別による劣化過程の違いに関しては、構造的な面から劣化メカニズムの解明を実施していく必要がある。現行の T_A 法では、上記のように異なる劣化特性をもった高機能舗装と密粒度舗装を区別せずに、両者に対して同一の等値換算係数を想定している点は改善の余地があると考えられる。

(5) 密粒度舗装 × 一般地域について

現行の T_A 法では、高機能舗装 I、あるいは積寒地域のアスファルト舗装に関しては十分な設計基準が示されておらず、結果として耐荷力の劣化速度が特異な区間が存在する結果となった。T_A 法が設定された時点では、密粒度舗装が主流であった。本研究では、密粒

表-8 期待寿命 (密粒度舗装 × 一般地域)

グループ	カテゴリー	サンプル数	平均 T _A 値	異質性パラメータ	期待寿命	平均 As 層厚	平均大型車交通量 (台/日)	供用開始年
U	密粒度 × 一般	16	24.25	1.07	9.84	20	2,488	1987
V	密粒度 × 一般	24	21.16	1.04	10.07	18	811	1997
W	密粒度 × 一般	1	27.6	0.86	12.41	25	2,292	1975
X	密粒度 × 一般	25	27.6	0.50	21.40	25	1,955	1975
Y	密粒度 × 一般	1	27.6	0.46	23.07	25	7,753	1964
Z	密粒度 × 一般	22	29.2	0.44	24.81	29	8,252	1996
AA	密粒度 × 一般	30	23	0.41	25.41	20	723	1999
AB	密粒度 × 一般	11	27.6	0.33	32.06	25	900	1978
AC	密粒度 × 一般	17	24.25	0.33	32.21	20	2,126	1988
AD	密粒度 × 一般	56	23.357	0.31	34.16	20.357	738	1997
AE	密粒度 × 一般	3	27	0.29	36.34	25	5,665	1996

表-9 カテゴリー別の平均期待寿命と表・基層厚

地域特性	表層種別	グループ数	平均異質性パラメータ	平均期待寿命	平均表層厚 (cm)	平均基層厚 (cm)
一般地域	高機能 I	44	0.88	25.04	4.86	6.02
	密粒度	11	0.55	23.8	4	6
積寒地域	高機能 I	31	1.11	17	4.26	5.74
	密粒度	18	0.89	16.98	4.17	5.83
全体		104	0.92	21.12	4.47	5.9

度舗装, さらに地域特性が一般地域である場合に着目し, T_A 法が十分に機能しているかどうかについて分析する. 表-8 には, 密粒度舗装 × 一般地域である 11 区間 (U~AE) に関して, 算出された期待寿命および異質性パラメータとデータ諸元の関係を示している. 現在, NEXCO では高機能舗装化を進めており, 密粒度舗装のサンプル数は極めて少ない. また当然のことながら供用開始年はどの路線も 2000 年以前である. 期待寿命に着目してみれば, U 区間で最も短く 9.84 年であり, それ以外の 10 区間に関しては, 設計期間である 10 年を超えている. この点から, 密粒度舗装, 一般地域に対しては, T_A 法が有効に機能していたと考えることが可能である. 一方, 異質性パラメータに着目した場合, 平均値が 0.55, 最大で 1.07, 最小で 0.29 である. 先述した, 期待寿命の下位 10 には, 密粒度舗装 × 一般地域である区間は見られなかったが, 密粒度舗装 × 一般地域の区間は, 耐荷力の劣化進展が遅い結果となっている. 異質性パラメータの平均値が 0.5 程度である理由には以下が考えられる. 異質性パラメータの算出に当たっては, 高機能舗装 I を含めたすべてのサンプルを用いて行われる. その際サンプル全体に占める高機能舗装 I の割合が大きいため, 相対的に密粒度舗装の劣化速度が遅く (異質性パラメータが小さく) 見積もられた可能性が高い. また, 高速道路の高機能舗装化が進む過程において, 未だに密粒度舗装が残存している道路区間はそもそも劣化の進展が遅い, 健全な道路区間である可能性を否定できない.

(6) T_A 法に対する示唆

以上の考察の結果, 現行の T_A 法は, 1) 表層種別, 2) 地域特性という 2 つの要因について, 十分に配慮した設計法になっていないことが明らかとなった. 2.(2) でも述べた通り, T_A 法の手順 (b) においては, 表層や基層に用いる材料にかかわらず, 等値換算係数が等しいという仮定が置かれている. 表-9 には, 表層種別 × 地域特性の 4 つのカテゴリーごとに, 今回の推定結果から算出された期待寿命と建設時の設計基準値を一括して整理している. カテゴリーごとに集計して平均の期待寿命を比較した場合, 表層種別による期待寿命の差異は, 一般地域で 1.24 年, 積寒地域で 0.02 年と決して大きくはない. 一方で, 地域特性による期待寿命の差異は, 高機能舗装 I で 8.04 年, 密粒度舗装で 6.82 年と相対的に大きい. しかしながら, 設計時の基準値である表層厚や, 基層厚の平均値に着目した場合, 期待寿命の差異はそれほど顕著ではない.

以上の分析結果は, いくつかの T_A 法の修正方針を示唆している. 例えば, 手順 (b) の等値換算係数の設定に関して, 高機能舗装 I × 積寒地域の劣化速度がベンチマークの 2 倍を上回る区間も少なくないことを考慮すると, 新たに表層種別 × 地域特性というカテゴリーを導入することにより劣化寿命誤差を抑制することができる. 現行の NEXCO 技術基準では, 地域区分として積寒地域とその他の地域 (一般地域) の 2 区分を採用しているが, さらに詳細なエリア別の等値換算係数に関して分析を実施する必要がある. ただし, このよう

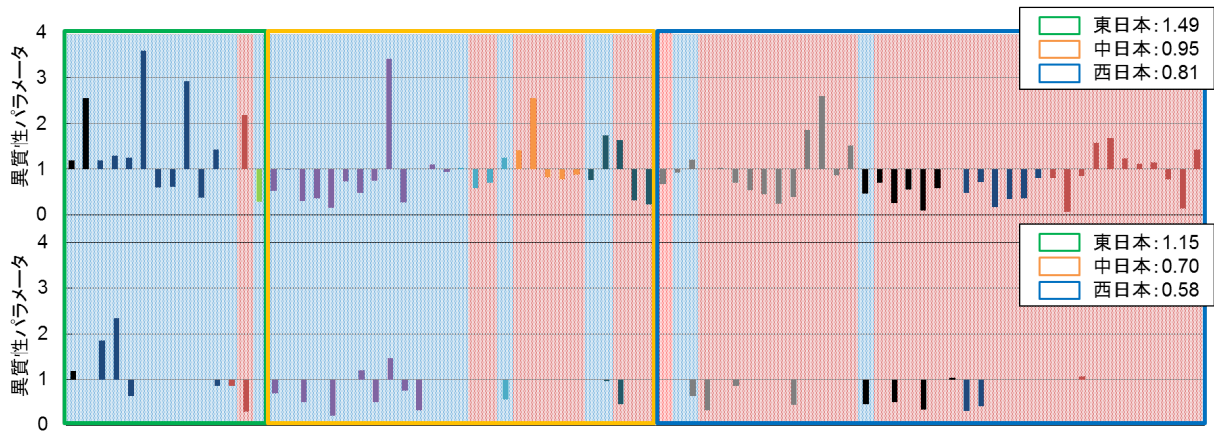


図-11 エリア別の異質性パラメータの推定結果

な検討を行う際には舗装工学的観点からの実験や解析を同時に進めていくことが重要であることは述べるまでもない。図-11には、本研究で使用した全79の区間の異質性パラメータ値を表層種別で大別して示している。上段には、高機能舗装Iを、下段には密粒度舗装の異質性パラメータ値を示す。また、赤色で覆っているのは一般地域、青色で覆っているのは積寒地域を表している。同図の凡例には、NEXCO3社が管轄する区間の異質性パラメータの平均値を示している。さらに、支社別に着色を行っている。同図から、NEXCO3社の中では、NEXCO 東日本の異質性パラメータ値が大きく、NEXCO 西日本の異質性パラメータ値が小さいことがわかる。NEXCO 東日本においては、管理する区間の大半が積寒地域に該当するために、異質性パラメータ値が大きくなっていると考えられる。一方、NEXCO 西日本においては、管理する大半の区間が一般地域に属するために、平均の異質性パラメータ値も小さい。しかし、支社ごとの異質性パラメータ値にも散らばりが見出されるため、現行の地域特性の2分類のみでは十分とは言えない。具体的にNEXCO 西日本の高機能舗装Iに着目する。NEXCO 西日本が管轄する37区間の中で、積寒地域は同図中に示した3区間のみであり、その他の区間は全て一般地域である。黒色や青色で示す支社においては、異質性パラメータが1を全て下回るのに対し、灰色や赤色で示す支社においては、異質性パラメータが1を上回る区間が散見される。図-9等にしたように、区間ごとに劣化過程は大きく異なる。しかしながら、等値換算係数を全国の区間単位で設定することは、実用化を考えた場合難しい。一方で、支社単位であればその総数も少なく実現性が高いと考えられる。このような支社単位における等値換算係数に関しては、全国を対象とした劣化寿命誤差診断にとどまらず、支社単位でのデータの蓄積と地域を限定した劣化寿命誤差に関する分析が必要となる。この問題は今

後の課題としたい。

6. おわりに

本研究では、アスファルト舗装の設計手法である T_A 法の改善方針を検討するための1つの基礎的な情報を獲得することを目的として、蓄積されているFWD調査データに基づいて舗装の劣化速度(劣化寿命誤差)を統計的に評価する方法論を提案した。具体的には、 T_A 値を説明変数として、混合マルコフ劣化ハザードモデルを推定し、 T_A 値によって劣化速度に差異が生じることを示した。また、劣化速度の相対評価を実施することにより、重点管理区間や、劣化速度が突出して遅い区間を抽出し、それらの区間がもつ共通の要因として、1)表層種別が高機能舗装Iであること、2)地域特性が積寒地域であるという知見を得た。さらに、劣化寿命の相対評価を試みた結果、一般的に舗装の耐荷力の低下要因として考えられている大型車交通量の繰り返し荷重は、個別区間の間における劣化寿命の差異に大きな影響を及ぼしていないことが判明した。このことは、現行の T_A 法では、設計交通量に対して一定の劣化寿命を確保するように舗装各層の厚さを決定しており、このような T_A 法の考え方が、舗装寿命の信頼性を維持するために有効であることを示唆している。一方で、現行の T_A 法で考慮されていない表層種別、地域特性が劣化寿命の差異に大きな影響を及ぼしていることが明らかになった。従来より T_A 法が有する問題点に関して経験的な議論がなされてきたが、本研究では T_A 法が有する課題について現実のFWDデータを用いて客観的な方法論で分析を試みた点に新規性があると考えられる。しかし、実証分析の結果、今後いくつかの研究課題が残されていることが判明した。第1に、本研究で提案した劣化寿命誤差の評価モデルは、設計時に設定した劣化寿命と現実に観測された劣化寿命に基づいて、

劣化寿命誤差を評価するために有用な手法である。舗装以外の社会基盤施設に対して、本研究で採用した方法論の適用可能性に関して検討することが必要である。第2に、本研究で提案した方法論は、現行の T_A 法を用いて舗装構造を設計した場合に発生する劣化寿命誤差を診断することを目的としている。その結果、等値換算係数の修正が必要であるという結果を得たが、等値換算係数の設定に関しては、力学的検討・実験的検討が不可欠であることは論を俟たない。第3に、工法や材質、地域特性という詳細なカテゴリーに細分化して劣化寿命を評価するためには、さらに FWD データを蓄積することにより混合マルコフ劣化モデルの推定精度を向上させる努力が必要である。最後に、 T_A 法は道路環境や交通環境にかかわらず一律の劣化寿命を保証するという考え方に基づいている。ライフサイクル費用の最小化という視点に立てば、 T_A 法の基本的な考え方自体に関しても検討を重ねることが必要である。

本研究を実施するに際して、大阪大学大学院・北浦直樹氏に一部解析を補助して頂いた。ここに記して感謝の意を表す。

参考文献

- 1) 国土交通省：道路統計年報 2013, 2013.
- 2) 阿部頼政：アスファルト舗装の構造設計における考え方、アスファルト, Vol.20, No.113, pp.5-13, 1977.
- 3) 丸山暉彦, 阿部長門, 雑賀義夫, 姫野賢治：FWD による舗装の構造評価および補修設計システムの開発, 土木学会論文集, No.484/V-22, pp.61-68, 1994.
- 4) 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.
- 5) 金谷重亮：高速道路舗装の歩み, アスファルト, (社)日本アスファルト協会, Vol.25, No.132, pp.3-22, 1982.
- 6) 持永龍一郎：土木技術の進展から見たこれからの道路技術について, 土木学会論文集, No.707/VI-55, pp.1-19, 2002.
- 7) American Association of State Highway and Transportation Officials: *AASHTO Interim Guide for Design of Pavement Structures*, 1972.
- 8) 竹下春見：アスファルト舗装の構造設計に関する考え方, 舗装, Vol.1-2, 1996.
- 9) 日本道路協会：アスファルト舗装要綱, 1967.
- 10) 阿部頼政：わが国の構造設計法に対する基本的考察, アスファルト, (社)日本アスファルト協会, Vol.28, No.144, pp.3-22, 1985.
- 11) 阿部勝義, 神谷恵三, 佐藤正和：高機能舗装の下層損傷に関する一考察, 舗装工学論文集, 土木学会, Vol.10, 2005.
- 12) 森村英典, 高橋幸雄：マルコフ解析, 日科技連, 1979.
- 13) 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.
- 14) Lancaster, T.: *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press, 1990.
- 15) Gouieroux, C.: *Econometrics of Qualitative Dependent Variables*, Cambridge University Press, 2000.
- 16) 森棟公夫：計量経済学, 東洋経済新報社, 1999.
- 17) 岩田暁一：計量経済学, 有斐閣, 1982.
- 18) 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.
- 19) 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.
- 20) (財)道路保全技術センター：FWD 運用マニュアル(案), 1996.

(2014. 9. 1 受付)

T_A -METHOD AND PAVEMENT DEPRECIATION LIFETIME ERROR

Masakazu SATO, Kiyoyuki KAITO, Kiyoshi KOBAYASHI, Kengo OBAMA
and Bumpei MIYAZAKI

In the current asphalt pavement design method (hereinafter called the T_A method), the thickness of each pavement layer is determined based on the specified CBR for the subgrade and the T_A value (equivalent thickness) calculated from the total 10-ton conversional number of axes. However, as the highly functional pavement has been introduced for the surface layer, the deterioration conditions of asphalt pavements have changed considerably since the design method and standards were produced, and so we doubt the practical appropriateness of the design based on the T_A method. In this study, the error in deterioration lifespan due to the T_A method is analyzed. In detail, a mixed Markov deterioration hazard model is estimated by using the FWD inspection data targeted at expressways. By using hazard rate and heterogeneity parameter, the road spans that have unusual deterioration rates are extracted, and the relations between these road spans and the factors that are not considered in the T_A method are discussed.