

相対評価モデルを用いた舗装構造の劣化診断

森悠¹・藤原栄吾²・貝戸清之³・小林潔司⁴・橋本拓己⁵

¹正会員 株式会社パスコ インフラマネジメント事業部 (〒 227-0062 横浜市青葉区青葉台 2-6-17)
E-mail: hiirso9549@pasco.co.jp

²正会員 京都大学大学院工学研究科都市社会工学専攻 (〒 615-8540 京都市西京区京都大学桂)
E-mail: eigo-fujiwara@obayashi-road.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@civil.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: kkoba@psa.mbox.media.kyoto-u.ac.jp

⁵非会員 国土交通省 近畿地方整備局道路部 (〒 540-8586 大阪市中央区大手前 1-5-44)
E-mail: hashimoto-t86gb@kkr.mlit.go.jp

舗装の劣化は、路面の劣化過程と舗装全体の耐荷力の低下(以下、舗装構造の劣化と呼ぶ)が複合する複雑な現象である。さらに、耐荷力の低下は、路面の劣化速度に影響を及ぼす。道路舗装マネジメントにおいては、舗装構造の劣化状態を総合的に判断し、望ましい補修方針を決定することが重要な課題である。本研究では、1) 路面性状調査結果に基づいた路面の劣化速度の相対評価による重点管理区間の抽出、2) 重点管理区間を対象とした FWD (Falling Weight Deflectometer) 調査による耐荷力の診断という2つのプロセスによって、対象とする道路区間における舗装補修方針を検討するための方法論を提案する。さらに、国道9号線を対象として、本研究で提案した方法論の有効性を実証的に検証する。

Key Words : *pavement management, benchmarking, falling weight deflectometer, repair strategy*

1. はじめに

舗装の劣化は、路面の劣化と舗装全体の耐荷力の低下(舗装構造の劣化と呼ぶ)が複合する複雑な現象である。舗装構造の劣化が進展すれば、路面の劣化が加速する。路面の劣化は道路利用者に対するサービス水準に直接影響を及ぼす。このため、道路舗装マネジメントでは、路面のサービス水準を維持することが重要な課題となる。ライフサイクル費用の低減化を図るためには、舗装耐荷力の低下が路面の劣化速度に影響を及ぼすことから、舗装構造全体の劣化過程を考慮に入れたマネジメント方策を考えることが必要となる。

路面の劣化状態に関しては、日常巡回や目視点検により直接観察することが可能である。さらに、路面性状調査により、路面の健全度を定量的に評価できる。一方、舗装の耐荷力に関しては、FWDによるたわみ量調査(以下、FWD調査と呼ぶ)等の非破壊試験を通じて計測することができる。路面性状調査は、路面性状測定車を用いることにより路面の損傷状態の効率的な調査が可能となる。一方、FWD調査は、対象区間の交通規制に伴う交通渋滞が発生したり、調査範囲が広範囲になれば調査費が膨大になる。このため、管区内すべての道路区間を対象として、単に健全度のみを評価するためにFWD調査を実施することは現実的ではない。

本研究では、路面性状調査とFWD調査を用いて、効

率的に舗装構造の劣化診断を実施するための方法論を提案する。舗装の耐荷力が低下すれば、路面の劣化速度に影響を及ぼす。このため、路面性状調査の結果と補修履歴データから、混合マルコフ劣化ハザードモデル¹⁾を用いて、路面の平均的パフォーマンスカーブを推計する。さらに、平均的パフォーマンスカーブをベンチマーキングとして、各道路区間の劣化速度を相対評価することにより、路面の早期劣化が発生している区間を抽出する。早期劣化の原因を重点的に調査すべき重点管理区間が抽出できれば、FWD調査等による舗装構造の劣化診断を効率的に実施することが可能となる。

以上の問題意識のもと、本研究では路面性状調査データ等に基づいて路面の劣化速度に介在する異質性を相対評価することにより、早期劣化の原因を重点的に調査すべき重点管理区間を抽出する方法論を提案する。以下、**2.**では、本研究の基本的な考え方について述べる。**3.**で混合マルコフ劣化ハザードモデルを説明し、**4.**において劣化速度の異質性を相対評価する方法論を提案する。最後に**5.**で適用事例について考察する。

2. 本研究の基本的考え方

(1) 従来の研究概要

土木施設の統計的劣化予測モデルとしてマルコフ推移確率モデルが提案されている。マルコフ推移確率は、ハ

ザードモデル^{2),3)}を用いて推計が可能である。Michalani and Madanat⁴⁾は、2つの隣接する健全度のみを対象として、マルコフ推移確率を指数ハザードモデルを用いて表現する方法を提案した。津田等⁵⁾は、これとは独立に、2つ以上の任意の健全度間における推移状態を表現する多段階指数ハザードモデルを提案し、マルコフ推移確率を体系的に推計する方法を提案している。その後、マルコフ劣化ハザードモデルに関して、さまざまな拡張が試みられた。その中で、過去の記憶を有する非斉次マルコフ推移確率を推計するための多段階ワイブル劣化ハザードモデル⁶⁾、異なる劣化パターン間の推移過程を表現する階層型指数劣化ハザードモデル⁷⁾、複数のタイプの劣化過程が互いに競合するような競合型劣化ハザードモデル⁸⁾、健全度の観測結果に観測誤差が存在するような隠れマルコフ劣化ハザードモデル⁹⁾が提案されている。その中で、階層型指数劣化ハザードモデル、競合型劣化ハザードモデル、隠れマルコフ劣化ハザードモデルは、路面の劣化過程のモデル化に適用され、その有効性について分析されている。また、マルコフ推移確率の推計方法に関しても、技術者の経験情報と調査結果を結合してマルコフ推移確率を推計するベイズ推計法¹⁰⁾、予防補修により調査データが欠損することにより発生する欠損バイアスを補正する方法¹¹⁾が提案された。これらのハザードモデルは、いずれも確定的なハザード関数を用いており、個別施設に特有なハザード率の異質性を考慮できない。このような観点から、貝戸等¹²⁾はハザード率の異質性を考慮したような混合ワイブル劣化ハザードモデルを提案し、交通管制システムのマネジメントに適用した。さらに、マルコフ劣化ハザード率の異質性に着目した混合マルコフ劣化ハザードモデル¹⁾が提案されている。混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いれば、対象とする土木施設の平均的な劣化予測曲線を作成することが可能であり、個別の施設の劣化速度に関する相対評価が可能になる。さらに、小濱等は混合マルコフ劣化ハザードモデル¹⁾を用いて橋梁床版の劣化予測のベンチマーキングを試みている。また、青木等¹³⁾は混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いて路面のベンチマーキング解析を試みている。しかし、そこでは路面の劣化過程のベンチマーキング分析に留まっている。これに対して、本研究では、路面性状調査の結果を用いて路面の劣化速度に関する相対評価を実施することにより舗装構造の重点的な管理区間を絞り込むとともに、FWD調査に基づいて舗装構造全体の効率的な劣化診断を実施するための実用的な方法論を提案することを目的としている。筆者らの知る限り、路面の劣化速度の違いに基づいて、耐荷力不足が発生している可能性がある区間を抽出するような方法論は提案されていない。

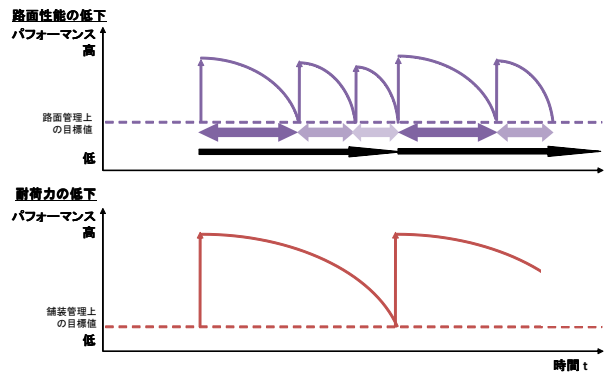


図-1 舗装構造の劣化過程

(2) 舗装構造の劣化特性

一般に、道路の舗装構造は、表層部、基層部、路盤部という複数の層で構成される多層構造を有している。このうち、表層(路面)は車両交通による摩耗や繰り返し荷重、天候・気象等の直接的な影響により劣化が進展する。さらに、舗装の構造的欠陥の有無が路面の劣化速度に影響を及ぼす。基層も雨水や地下水の浸透、繰り返し荷重の作用等により劣化が進展する。舗装構造の劣化過程を、模式的に図-1に示している。図の上段は路面の劣化過程を、下段は舗装耐荷力の低下過程を示している。同図においては、路面の劣化過程の方が、耐荷力の低下よりも、早く進展するように描かれている。舗装マネジメントにおいては、路面のサービス水準に対して、維持すべき管理目標が規定されており、路面の健全度が管理目標に達した時点で補修が実施され、路面の健全度は初期状態まで回復する。しかし、耐荷力が低下することにより、路面の劣化速度が加速される。このため、初期時点から路面の補修回数が増加するほど、舗装の補修間隔が短くなる。耐荷力が低下した場合、舗装の構造的な補修を実施することがライフサイクル費用を抑制する上でも望ましくなる。

道路管理者は路面性状調査を定期的に行うことにより、路面の劣化状態を観測することができる。しかし、基層以下の各層の劣化状態は目視により直接観察することは不可能である。基層以下の劣化状態を把握するためにはコア抜きや開削調査のような破壊試験により舗装構造の劣化を直接観察するか、FWD調査やベンケルマンビーム試験によつてたわみ量を計測する等の非破壊試験を実施することが必要である。このうち、FWDにおいては、路面に重錘を落下させ、その時に生じるたわみ量を測定することによって、舗装の耐荷力を診断することが可能である。しかし、FWD調査を実施するためには道路交通規制を実施することが不可欠であり、渋滞混雑という社会的費用が発生する。また、調査範囲が広範囲となれば、広範囲にわたる渋滞の発生や調査費が膨大になることが懸念され、管理対象と

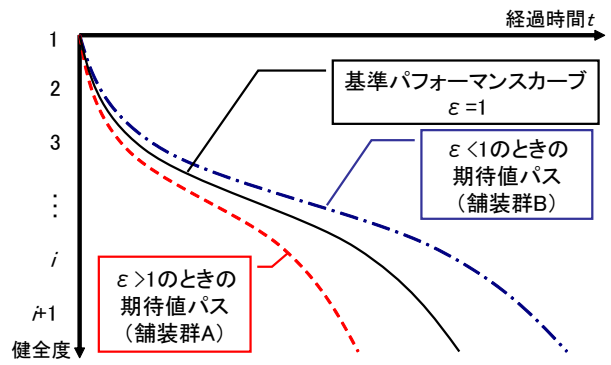
なる全線で FWD 調査を実施することは非現実的である。したがって、早期劣化が発生している区間に限定して FWD 調査を実施するなど、FWD 調査の効率化を図ることが必要となる。

(3) ベンチマーキングと相対評価

舗装構造の劣化過程が図-1 に示したような階層的特性を有する場合、路面の劣化速度を観測することにより、耐荷力の低下状態を間接的に評価することが可能となる。しかしながら、路面の劣化過程には、多大な不確実性が介在しており、路面の劣化速度のみにより、耐荷力の低下状態を確定的に判断することは不可能である。耐荷力の低下を最終的に診断するためには FWD 調査等を実施することが必要となる。しかし、路面の劣化速度を評価することにより、路面の劣化速度が大きい区間を抽出できれば、それらの区間を対象として重点的に FWD 調査を実施することによって、効率的に耐荷力を診断できる。すなわち、路面の劣化過程に関する平均的な劣化モデルをベンチマーク（基準パフォーマンスカーブ）として作成し、ベンチマークを基準として個々の道路区間の劣化速度を相対的に評価することにより、重点管理区間を抽出することが可能となる。

本研究の実証分析では、舗装構造、補修履歴、交通・環境条件に着目して、道路区間をグループに分類する。道路舗装の路面の劣化速度は、舗装構造や交通条件が同一であっても、基層部以下の劣化状態や施工条件、舗装材料等によって変動する。このようなグループ間における劣化速度の異質性を確率変数を用いて表現する。道路舗装の路面の平均的な劣化速度をハザード率を用いて表現し、グループ間における劣化速度の異質性を確率変数で表現したような混合マルコフ劣化ハザードモデルを定式化する。混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いることにより、1) 平均的な劣化過程を表す基準パフォーマンスカーブを設定する、2) 個別要素の劣化速度の相対評価を行うことが可能となる。

対象とする路線全体を K 個のグループに分類し、グループごとの劣化速度を相対的に比較評価する問題を考える。各グループの舗装は、すべて同一の構造・仕様特性、環境条件を有していると考えられる。図-2 において実線で描かれたパフォーマンスカーブは、対象とする舗装群の平均的なパフォーマンスカーブを表している。この平均的なパフォーマンスカーブより下方に位置する舗装は、平均的なパフォーマンスカーブより劣化速度が大きいと評価できる。逆に、上方に位置する舗装は、劣化速度が小さい。平均的なパフォーマンスカーブは、路面の劣化速度の大小関係の評価するための基準となるパフォーマンスカーブであり、本研究では基準パフォーマンスカーブと呼ぶ。混合マルコフ劣化ハザードモデ



注) 実線は $\varepsilon = 1$ の場合と対応しており、基準パフォーマンスカーブを表す。基準パフォーマンスカーブより下方に位置するパフォーマンスカーブは平均より劣化の進行が早いことを、上方に位置するパフォーマンスカーブは劣化の進行が遅いことを意味する。

図-2 パフォーマンスカーブの相対評価

ルを用いれば、同一特性を有する舗装の劣化速度の違いを、異質性パラメータを用いて表現することができる。このうち、基準パフォーマンスカーブでは、異質性パラメータが $\varepsilon = 1$ となる。また、 $\varepsilon > 1$ の場合、基準パフォーマンスカーブより劣化速度が大きく、 $\varepsilon < 1$ の場合は、劣化速度が小さいと評価できる。同図の舗装群 A では、パフォーマンスカーブが基準パフォーマンスカーブよりかなり下方に位置しており、劣化速度が相対的に大きいと判断できる。このように劣化速度が相当程度大きいことが判明した場合、劣化の進行が速い理由に関して究明することが必要となる。一方、舗装群 B は、パフォーマンスカーブが基準パフォーマンスカーブより上方に位置しており、何らかの要因が舗装の長寿命化に貢献している。このように、混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いて、個々の舗装群の劣化速度を相対評価することにより、舗装構造の重点的な劣化診断が可能となる。なお、以上では、同一の構造・仕様特性を持つ舗装群を対象とした劣化速度の相対評価問題を取りあげた。しかし、異質性パラメータを導入した混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いることにより、構造・仕様特性や、使用条件が異なる異質な舗装群の劣化速度を比較することも可能になるという利点がある。したがって、異なるタイプの舗装で構成される舗装群に対して、個々のタイプの舗装の劣化過程に関する基準パフォーマンスカーブを設定したり、劣化速度を相対的に検討するための相対評価モデルを開発することが可能となる。

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。路面の健全度を 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 における路面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。路面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

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

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

$$\mathbf{p} = \begin{pmatrix} p_{11} & \cdots & p_{1I} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & p_{II} \end{pmatrix} \quad (2)$$

を定義することができる。マルコフ推移確率(1)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、対象とする測定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、 $p_{ij} = 0$ ($i > j$) が成立する。また、推移確率の定義より $\sum_{j=i}^I p_{ij} = 1$ が成立する。すなわち、マルコフ推移確率に関して、

$$\left. \begin{aligned} p_{ij} &\geq 0 \quad (i, j = 1, \dots, I) \\ p_{ij} &= 0 \quad (i > j \text{ の時}) \\ \sum_{j=i}^I p_{ij} &= 1 \end{aligned} \right\} \quad (3)$$

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、 $p_{II} = 1$ 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に依存するという性質(マルコフ性)を満足する。マルコフ推移確率を用いれば、前回の観測時点 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

$$\mathbf{p}(r) = \{\mathbf{p}\}^r \quad (4)$$

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

(2) 混合マルコフ劣化ハザードモデル

路面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¹⁾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、同モデルについて簡単に紹介しておく。本研究では路面性状調査の結果に基づいて、各道

路区間における路面の劣化速度を相対評価することを目的としている。このため、相対評価を実施する L 個の単位区間を対象として、平均的な劣化特性を示す平均的パフォーマンスカーブを推計する。さらに、これら L 個の単位区間を舗装構造、舗装材料や建設補修履歴に基づいて、同質的な道路区間で構成される K 個のグループ k ($k = 1, \dots, K$) に分類する。本研究では、路面性状調査で得られた MCI 値に基づいて劣化速度の相対評価を試みるが、分析目的によりグルーピングの方法が異なることは言うまでもない。グループ k ($k = 1, \dots, K$) には、合計 L^k 個の単位区間が含まれる。グループ k に含まれる任意の単位区間を l^k ($l^k = 1, \dots, L^k$) と表記する。 L 個の単位区間は、 K 個のグループの内、いずれか1つのグループに必ず含まれる。

いま、グループ k ($k = 1, \dots, K$) に固有なハザード率の変動特性を表すパラメータ(以下、異質性パラメータと呼ぶ) ε^k を導入する。この時、グループ k に含まれる単位区間 l^k ($l^k = 1, \dots, L^k$) の健全度 i ($i = 1, \dots, I-1$) のハザード率を、混合マルコフ劣化ハザードモデル

$$\lambda_i^{l^k} = \tilde{\lambda}_i^{l^k} \varepsilon^k \quad (i = 1, \dots, I-1; k = 1, \dots, K; l^k = 1, \dots, L^k) \quad (5)$$

を用いて表す。ここに、 $\tilde{\lambda}_i^{l^k}$ はグループ k の単位区間 l^k が有する健全度 i の平均的なハザード率(以下、基準ハザード率と呼ぶ)である。異質性パラメータ ε^k は、グループ k の基準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^{l^k}$ からの乖離の程度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、当該グループ k に含まれるすべての単位区間の劣化速度が、基準ハザード率に対して大きいことを表す。式(5)において、すべてのハザード率に、同一の確率変数 ε^k が含まれることに留意しよう。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大きくなることを表すことができる。いま、異質性パラメータ ε^k が、ガンマ分布 $f(\varepsilon^k : \alpha, \gamma)$

$$f(\varepsilon^k : \alpha, \gamma) = \frac{1}{\gamma^\alpha \Gamma(\alpha)} (\varepsilon^k)^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{\varepsilon^k}{\gamma}\right) \quad (6)$$

から抽出された確率標本であると考え、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。さらに、 $\alpha = 1$ の場合は、指数分布に一致する。

ここで、グループ k ($k = 1, \dots, K$) の異質性パラメータ ε^k の値を $\bar{\varepsilon}^k$ に固定する。この時、グループ k に属する道路区間 l^k における健全度 i の寿命が $y_i^{l^k}$ 以上となる確率は、指数ハザード関数(5)を用いて、

$$\bar{F}_i(y_i^{l^k}) = \exp(-\tilde{\lambda}_i^{l^k} \bar{\varepsilon}^k y_i^{l^k}) \quad (7)$$

と書き換えることができる。さらに、道路区間 l^k の調査時点 $\tau_A^{l^k}$ において健全度が i と判定され、次の調査時

点 $\tau_B^{l^k} = \tau_A^{l^k} + z^{l^k}$ においても健全度が i と判定される確率 $\pi_{ii}^{l^k}(z^{l^k} : \varepsilon^k)$ は,

$$\pi_{ii}^{l^k}(z^{l^k} : \varepsilon^k) = \exp(-\tilde{\lambda}_i^{l^k} \varepsilon^k z^{l^k}) \quad (8)$$

となる. また, 調査時点 $\tau_A^{l^k}$ と $\tau_B^{l^k} = \tau_A^{l^k} + z^{l^k}$ 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 $\pi_{ij}^{l^k}(z^{l^k} : \varepsilon^k)$ は, (5) より,

$$\begin{aligned} \pi_{ij}^{l^k}(z^{l^k} : \varepsilon^k) &= \sum_{s=i}^j \prod_{m=i, \neq s}^{j-1} \frac{\tilde{\lambda}_m^{l^k}}{\tilde{\lambda}_m^{l^k} - \tilde{\lambda}_s^{l^k}} \exp(-\tilde{\lambda}_s^{l^k} \varepsilon^k z^{l^k}) \\ &= \sum_{s=i}^j \psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^{l^k}) \exp(-\tilde{\lambda}_s^{l^k} \varepsilon^k z^{l^k}) \end{aligned} \quad (9)$$

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

$$(l^k = 1, \dots, L^k)$$

と表すことができる. ただし, $\tilde{\lambda}^{l^k} = (\tilde{\lambda}_1^{l^k}, \dots, \tilde{\lambda}_{I-1}^{l^k})$ である. また, $\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^{l^k})$ は,

$$\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^{l^k}) = \prod_{m=i, \neq s}^{j-1} \frac{\tilde{\lambda}_m^{l^k}}{\tilde{\lambda}_m^{l^k} - \tilde{\lambda}_s^{l^k}} \quad (10)$$

となり, 基準ハザード率のみの関数となる. また, $\pi_{iI}^{l^k}(z^{l^k} : \varepsilon^k)$ に関しては, 推移確率の条件により

$$\pi_{iI}^{l^k}(z^{l^k} : \varepsilon^k) = 1 - \sum_{j=i}^{I-1} \pi_{ij}^{l^k}(z^{l^k} : \varepsilon^k) \quad (11)$$

と表せる.

つぎに, パラメータ ε^k がガンマ分布 (6) に従って分布する場合を考える. 記述の簡便化のために, 本節では上付き添え字 k, l^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 (7) を用いて,

$$\begin{aligned} \tilde{\pi}_{ii}(z) &= \int_0^\infty \pi_{ii}(z : \varepsilon) f(\varepsilon : \alpha, \gamma) d\varepsilon \\ &= \frac{1}{\gamma^\alpha \Gamma(\alpha)} \int_0^\infty \exp\left\{-\left(\tilde{\lambda}_i z + \frac{1}{\gamma}\right) \varepsilon\right\} \varepsilon^{\alpha-1} d\varepsilon \\ &(i = 1, \dots, I-1) \end{aligned} \quad (12)$$

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

$$\begin{aligned} \tilde{\pi}_{ii}(z) &= \frac{1}{\gamma^\alpha \Gamma(\alpha)} \int_0^\infty \exp(-u_i) \left(\frac{u_i}{\tilde{\lambda}_i z + \frac{1}{\gamma}}\right)^{\alpha-1} \\ &\quad \frac{1}{\tilde{\lambda}_i z + \frac{1}{\gamma}} du_i \\ &= \frac{1}{(\tilde{\lambda}_i \gamma z + 1)^\alpha} \end{aligned} \quad (13)$$

を得る. マルコフ推移確率 $\tilde{\pi}_{ii}(z)$ 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と呼ぶ) を表している. さらに, 調査間隔 z の下で健全度 i から健全度 j へ推移する基準マルコフ推移確率は,

$$\tilde{\pi}_{ij}(z) = \int_0^\infty \pi_{ij}(z : \varepsilon) f(\varepsilon : \alpha, \gamma) d\varepsilon$$

$$= \sum_{s=i}^j \frac{\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda})}{(\tilde{\lambda}_s \gamma z + 1)^\alpha} \quad (14)$$

と表せる. ガンマ分布 (6) の平均は $\mu = \alpha\gamma$ で, 分散は $\sigma^2 = \alpha\gamma^2$ である. いま, 異質性パラメータ ε が, ハザード率の期待値が基準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i$ に一致するように分布していると考える. そこで, 平均 1, 分散 $1/\phi$ のガンマ分布

$$\bar{f}(\varepsilon : \phi) = \frac{\phi^\phi}{\Gamma(\phi)} \varepsilon^{\phi-1} \exp(-\phi\varepsilon) \quad (15)$$

を仮定すると, 基準マルコフ推移確率は,

$$\tilde{\pi}_{ii}(z) = \frac{\phi^\phi}{(\tilde{\lambda}_i z + \phi)^\phi} \quad (16a)$$

$$\tilde{\pi}_{ij}(z) = \sum_{s=i}^j \frac{\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}) \phi^\phi}{(\tilde{\lambda}_s z + \phi)^\phi} \quad (16b)$$

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

と表される.

(3) 混合マルコフ劣化ハザードモデルの推計

ある道路区間に対して, 2つの異なる時点において路面性状調査が実施された場合を考える. 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計する問題を取りあげる. あるいは, 当該区間において舗装が補修され, 路面性状調査がはじめて実施された場合でも, 供用開始時点と路面性状調査時点という2つの時点における健全度情報を獲得することができる. いま, グループ k ($k = 1, \dots, K$) の単位区間 l^k ($l^k = 1, \dots, L^k$) に関して, 初回の路面性状調査が実施された時点 $\tau_A^{l^k}$ と表す. つぎに, 時間 z^{l^k} が経過した時点 $\tau_B^{l^k} = \tau_A^{l^k} + z^{l^k}$ に, 2度目の路面性状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. $\sum_{k=1}^K L^k = L$ 個の調査サンプルには, 初回から2回目の路面性状調査が実施された時刻までの期間長 z^{l^k} と, 2回の路面性状調査で計測された健全度 $h(\tau_A^{l^k})$, $h(\tau_B^{l^k})$ に関する情報が利用可能である. ここで, 路面性状調査で計測された劣化状態に基づいて, ダミー変数 $\bar{\delta}_{ij}^{l^k}$ ($i = 1, \dots, I-1, j = i, \dots, I; l^k = 1, \dots, L^k; k = 1, \dots, K$) を

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

と定義する. さらに, ダミー変数ベクトルを $\bar{\delta}^{l^k} = (\bar{\delta}_{11}^{l^k}, \dots, \bar{\delta}_{I-1, I}^{l^k})$, 道路単位区間の劣化速度に影響を及ぼす舗装特性や環境条件を表す特性行ベクトルを $\bar{x}^{l^k} = (\bar{x}_1^{l^k}, \dots, \bar{x}_M^{l^k})$ と表す. ただし, $\bar{x}_m^{l^k}$ ($m = 1, \dots, M$) はグループ k の単位区間 l^k の調査サンプルに関する 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 $x_1^{l^k} = 1$ である. 定期的な路面性状調査で得られるグループ k

の調査サンプル l^k が有する情報を $\bar{\xi}^{l^k} = (\bar{\delta}^{l^k}, \bar{z}^{l^k}, \bar{\mathbf{x}}^{l^k})$ と表す. また, 路面性状調査データ全体を Ξ と表す.

さらに, 調査サンプル l^k ($l^k = 1, \dots, L^k$) の劣化過程をハザード関数 $\lambda_i^{l^k}(y_i^{l^k}) = \tilde{\lambda}_i^{l^k} \varepsilon^k$ ($i = 1, \dots, I-1$) 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, $\pi_{II}^{l^k} = 1$ が成立するためにハザード率 $\tilde{\lambda}_I^{l^k}$ は必然的に $\tilde{\lambda}_I^{l^k} = 0$ となる. 路面の劣化過程を特徴づける基準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^{l^k}$ ($i = 1, \dots, I-1; l^k = 1, \dots, L^k$) は道路区間の特性ベクトルに依存すると考え, 基準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^{l^k}$ を特性ベクトル \mathbf{x}^{l^k} を用いて,

$$\tilde{\lambda}_i^{l^k} = \exp(\mathbf{x}^{l^k} \boldsymbol{\beta}'_i) \quad (18)$$

と表す. ただし, $\boldsymbol{\beta}_i = (\beta_{i,1}, \dots, \beta_{i,M})$ は未知パラメータ $\beta_{i,m}$ ($m = 1, \dots, M$) による行ベクトル, 記号「 $'$ 」は転置操作を表す. また, $x_1^{l^k} = 1$ より, $\beta_{i,1}$ は定数項を表す. 平均マルコフ推移確率は, 式 (16a), (16b) で示したように, 各健全度における基準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^{l^k}$ ($i = 1, \dots, I-1; l^k = 1, \dots, L^k$) 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.

平均マルコフ推移確率は, 道路区間の特性ベクトル $\bar{\mathbf{x}}^{l^k}$ 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平均マルコフ推移確率 $\bar{\pi}_{ij}^{l^k}$ を路面性状調査による実測データ $(\bar{z}^{l^k}, \bar{\mathbf{x}}^{l^k})$ と未知パラメータ $\boldsymbol{\theta} = (\boldsymbol{\beta}_1, \dots, \boldsymbol{\beta}_{I-1}, \phi)$ の関数として $\bar{\pi}_{ij}^{l^k}(\bar{z}^{l^k}, \bar{\mathbf{x}}^{l^k}; \boldsymbol{\theta})$ と表す. いま, $\sum_{k=1}^K L^k$ 個の路面の劣化現象が互いに独立であると仮定すれば, 全調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

$$\mathcal{L}(\boldsymbol{\theta}, \Xi) = \prod_{i=1}^{I-1} \prod_{j=i}^I \prod_{k=1}^K \prod_{l^k=1}^{L^k} \left\{ \bar{\pi}_{ij}^{l^k}(\bar{z}^{l^k}, \bar{\mathbf{x}}^{l^k}; \boldsymbol{\theta}) \right\}^{\delta_{ij}^{l^k}} \quad (19)$$

と定式化できる¹⁴⁾. ただし, $\boldsymbol{\theta} = (\boldsymbol{\beta}, \phi)$ である. また, $\bar{\pi}_{ij}^{l^k}(\bar{z}^{l^k}, \bar{\mathbf{x}}^{l^k}; \boldsymbol{\theta})$ 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,

$$\bar{\pi}_{ii}^{l^k}(\bar{z}^{l^k}, \bar{\mathbf{x}}^{l^k}; \boldsymbol{\theta}) = \frac{\phi^\phi}{\{\exp(\bar{\mathbf{x}}^{l^k} \boldsymbol{\beta}'_i) \bar{z}^{l^k} + \phi\}^\phi} \quad (20a)$$

$$\bar{\pi}_{ij}^{l^k}(\bar{z}^{l^k}, \bar{\mathbf{x}}^{l^k}; \boldsymbol{\theta}) = \sum_{s=i}^j \frac{\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^{l^k}) \phi^\phi}{\{\exp(\bar{\mathbf{x}}^{l^k} \boldsymbol{\beta}'_s) \bar{z}^{l^k} + \phi\}^\phi} \quad (20b)$$

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

$$k = 1, \dots, K)$$

と表される. ただし,

$$\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^{l^k}) = \prod_{m=i, \neq s}^{j-1} \frac{\exp(\bar{\mathbf{x}}^{l^k} \boldsymbol{\beta}'_m)}{\exp(\bar{\mathbf{x}}^{l^k} \boldsymbol{\beta}'_m) - \exp(\bar{\mathbf{x}}^{l^k} \boldsymbol{\beta}'_s)} \quad (21)$$

である. 調査データ $\bar{\delta}_{ij}^{l^k}, \bar{z}^{l^k}, \bar{\mathbf{x}}^{l^k}$ 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 (19) を最大にするようなパラメータ値 $\hat{\boldsymbol{\theta}} = (\hat{\boldsymbol{\beta}}, \hat{\phi})$ を推計することになる. ここで, 尤度 (19) の対数尤度関数

$$\ln \mathcal{L}(\boldsymbol{\theta}, \Xi) = \sum_{i=1}^{I-1} \sum_{j=i}^I \sum_{k=1}^K \sum_{l^k=1}^{L^k} \bar{\delta}_{ij}^{l^k} \ln \bar{\pi}_{ij}^{l^k}(\bar{z}^{l^k}, \bar{\mathbf{x}}^{l^k}; \boldsymbol{\theta}) \quad (22)$$

を定義する. 対数尤度関数 (22) を最大にするようなパラメータ値 $\boldsymbol{\theta}$ の最尤推計量^{14), 15)}は

$$\frac{\partial \ln \mathcal{L}(\boldsymbol{\theta}, \Xi)}{\partial \theta_i} = 0, \quad (i = 1, \dots, (I-1)M + 1) \quad (23)$$

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. さらに, パラメータの共分散行列の漸近的推計量^{14), 15)} $\hat{\Sigma}(\hat{\boldsymbol{\theta}})$ は,

$$\hat{\Sigma}(\hat{\boldsymbol{\theta}}) = \left[\frac{\partial^2 \ln \mathcal{L}(\hat{\boldsymbol{\theta}}, \Xi)}{\partial \theta \partial \theta'} \right]^{-1} \quad (24)$$

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 3×3 次の Fisher 情報行列¹⁴⁾ の逆行列である.

(4) 異質性パラメータの推計

グループ k の調査サンプル ξ^{l^k} ($l^k = 1, \dots, L^k$) に着目する. 調査サンプル l^k の 1 回目の路面性状調査による健全度を $i(l^k)$ ($l^k = 1, \dots, L^k$), 2 回目の路面性状調査の結果を $j(l^k)$ と表す. さらに, パラメータの最尤推計量 $\hat{\boldsymbol{\theta}} = (\hat{\boldsymbol{\beta}}_1, \dots, \hat{\boldsymbol{\beta}}_{I-1}, \hat{\phi})$ 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 (15) を参照) に従い, グループ k に属する L^k 個の調査サンプル ξ^{l^k} ($l^k = 1, \dots, L^k$) 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,

$$\begin{aligned} \rho^k(\varepsilon^k; \hat{\boldsymbol{\theta}}, \xi^k) &= \left\{ \pi_{i(l^k)j(l^k)}^{l^k}(\bar{z}^{l^k}, \bar{\mathbf{x}}^{l^k}; \hat{\boldsymbol{\beta}}, \varepsilon^k) \right\}^{\bar{\delta}_{i(l^k)j(l^k)}^{l^k}} \bar{f}(\varepsilon^k, \hat{\phi}) \\ &\propto \prod_{l^k=1}^{L^k} \left\{ \sum_{m=i(l^k)}^{j(l^k)} \psi_{i(l^k)j(l^k)}^m(\tilde{\lambda}^{l^k}(\hat{\boldsymbol{\theta}})) \right. \\ &\quad \left. \exp(-\tilde{\lambda}_m^{l^k}(\hat{\boldsymbol{\theta}}) \varepsilon^k \bar{z}^{l^k}) \right\}^{\bar{\delta}_{i(l^k)j(l^k)}^{l^k}} (\varepsilon^k)^{\hat{\phi}-1} \exp(-\hat{\phi} \varepsilon^k) \end{aligned} \quad (25)$$

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, $\tilde{\lambda}^{l^k}(\hat{\boldsymbol{\theta}}) = (\tilde{\lambda}_1^{l^k}(\hat{\boldsymbol{\theta}}), \dots, \tilde{\lambda}_{I-1}^{l^k}(\hat{\boldsymbol{\theta}}))$ であり, 基準ハザード率ベクトルである. ここでは, 基準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^{l^k}$ 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 $\tilde{\lambda}_i^{l^k}(\hat{\boldsymbol{\theta}})$ と表している. 式 (25) の両辺の対数をとることにより, 部分対数尤度は,

$$\ln \rho^k(\varepsilon^k; \hat{\boldsymbol{\theta}}, \xi^k)$$

$$\propto \sum_{l^k=1}^{L^k} \bar{\delta}_i^{l^k} \ln \left\{ \sum_{m=i(l^k)}^{j(l^k)} \psi_{i(l^k)j(l^k)}^m(\tilde{\lambda}^{l^k}(\hat{\theta})) \exp(-\tilde{\lambda}_m^{l^k}(\hat{\theta})\varepsilon^k \bar{z}^{l^k}) \right\} + (\hat{\phi} - 1) \ln \varepsilon^k - \hat{\phi} \varepsilon^k \quad (26)$$

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

$$\max_{\varepsilon^k} \{ \ln \rho^k(\varepsilon^k : \hat{\theta}, \xi^k) \} \quad (27)$$

の最適解 ε^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計量は, パラメータ $\hat{\theta} = (\hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_{I-1}, \hat{\phi})$ を与件として求めた条件付最尤推計量である. このことを明示的に表現するために, 問題 (27) の解を, $\varepsilon^k(\hat{\theta})$ ($k = 1, \dots, K$) と表す. さらに, 以上で求めた異質性パラメータ $\varepsilon^k(\hat{\theta})$ とパラメータ $\hat{\theta}$ の最尤推計量を用いて定義された基準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^{l^k}$ を $\hat{\lambda}_i^{l^k}(\hat{\theta})$ と表す. この時, 各道路区間 l^k ($l^k = 1, \dots, L_k; k = 1, \dots, K$) のハザード率は,

$$\hat{\lambda}_i^{l^k}(\hat{\theta}) = \varepsilon^k(\hat{\theta}) \tilde{\lambda}_i^{l^k}(\hat{\theta}) \quad (28)$$

と表すことができる. 以下, $\hat{\lambda}_i^{l^k}(\hat{\theta})$ を個別ハザード率と呼ぶ. また, 表記の簡便化のために式 (28) を

$$\hat{\lambda}_i^{l^k} = \varepsilon^k \tilde{\lambda}_i^{l^k} \quad (29)$$

と表記する.

4. ベンチマーキングと評価指標

(1) ベンチマーキング評価

本研究では, 路面性状調査と FWD 調査を用いて, 舗装構造の劣化状態を調査し, 効率的に舗装マネジメントを実施するための方法論を提案する. 基層部以下の各層の劣化が進展すれば, 路面の劣化速度に影響を及ぼす. このため, 路面性状調査の結果に基づいて, 混合マルコフ劣化ハザードモデルと異質性パラメータ値を推計し, 基層部以下の構造的劣化に関する重点管理区間を選定する. 重点管理区間が抽出できれば, FWD 調査等による舗装構造の診断を効率的に実施することが可能となる. 以上の考え方で設計した舗装構造の劣化診断プロセスを図-3 に示している.

ステップ1 路面性状調査とベンチマーキング:

路面性状調査により路面の性能指標を測定する. 複数年次の測定結果をデータベースとして整備する. データベースに基づいて混合マルコフ劣化ハザードモデルを推計し, 平均的な劣化過程を表す基準パフォーマンスカーブを設定する. 基準パフォーマンスカーブの作成方法に関しては 4.(2) で言及する.

ステップ2 相対評価と重点管理区間の抽出:

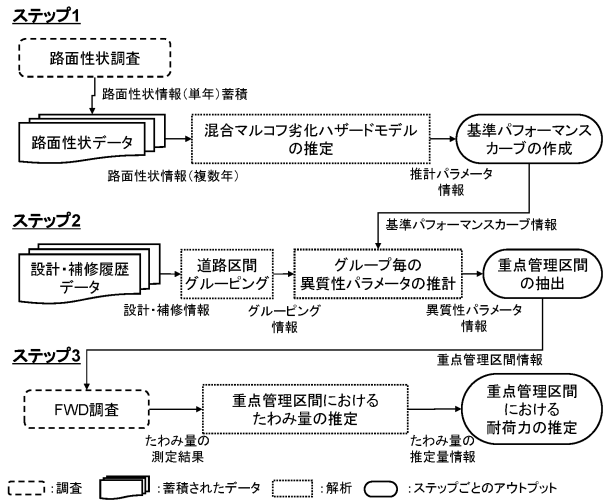


図-3 舗装構造の劣化診断プロセス

劣化速度の相対評価を実施するために, 対象とする道路区間をグルーピングする. 混合マルコフ劣化ハザードモデルの推計パラメータを与件として, 各グループの異質性パラメータを推計する. 異質性パラメータの推計量を用いて, 劣化速度の大きい道路区間を重点管理区間として抽出する. 4.(3)において, 重点管理区間の抽出手順を説明する.

ステップ3 FWD 調査と舗装構造の劣化診断:

劣化速度の大きい重点管理区間に対して FWD 調査 (4.(4) 参照) を実施し, 舗装全体の耐荷力を診断し, 舗装全体の補修の必要性に関して検討する.

(2) 路面性状調査とベンチマーキング

路面性状調査では, 路面性状測定車を用いて路面のひび割れ率, わだち掘れ, 平坦性等が計測される. 本車両は, 通常の車両と同じように走行させながら路面性状を計測することができるため, 交通規制を行う必要がなく混雑等の社会費用の発生を最小限に抑制することが可能である. いま, 道路管理者が定期的に路面性状調査を実施し, 測定結果をデータベースとして整備している状況を想定する. 路面性状調査がはじめて実施された場合でも, 直近に道路舗装の補修を実施した時点に関する情報が入手できれば, 補修時点における劣化状態を健全度 $i = 1$ (もつとも健全な状態) に設定することにより, 少なくとも2時点のデータを作成することができる.

いま, 以上のデータベースを用いて混合マルコフ劣化ハザードモデルを推計し, 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計量 $\hat{\theta}$ を獲得できたと考える. グループ k に属する道路区間 l^k の舗装特性変数 \bar{x}^{l^k} と劣化状態 i のハザード関数のパラメータ最尤推計量 $\hat{\beta}_i$ を用いれば, 当該区間における劣化状態

i ($i = 1, \dots, I-1$) の平均的劣化速度を表す基準ハザード率は,

$$\tilde{\lambda}_i^{lk} = \exp(\bar{\mathbf{x}}^k \hat{\boldsymbol{\beta}}_i') \quad (30)$$

と定義できる. 式 (30) 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 $\varepsilon = 1$ に設置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 に設置することにより, 路面の平均的な劣化過程を表現することができる. さらに, 基準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^{lk}$ を用いれば, 当該区間における各劣化状態の寿命 (劣化状態がさらに進展するまでの所要時間) ET_i^{lk} は, 式 (7) を用いて,

$$\begin{aligned} ET_i^{lk} &= \int_0^\infty d\tilde{F}_i(y_i^{lk}) \\ &= \int_0^\infty \exp(-\tilde{\lambda}_i^{lk} y_i^{lk}) dy_i^{lk} \\ &= \frac{1}{\tilde{\lambda}_i^{lk}} \end{aligned} \quad (31)$$

と表される. また, 舗装が補修された時刻から, 劣化状態 i ($i = 2, \dots, I$) に進展するまでに要する平均的所要時間 $E[T](i)$ は,

$$E[T](i) = \sum_{j=1}^i \frac{1}{\tilde{\lambda}_j^{lk}} \quad (32)$$

と定義できる. 式 (32) は, 補修時点から劣化状態が i ($i = 2, \dots, I$) に進展するまでに要する平均的所要時間を表しており, 基準パフォーマンスカーブと呼ぶ.

(3) 相対評価と重点管理区間の抽出

各グループの異質性パラメータの推計量 $\hat{\boldsymbol{\theta}}^k$ に基づいて, 劣化の進行が早いグループの集合を定義する. いま, 全グループの中で, 劣化速度の大きいグループの上位 $\alpha \times 100\%$ の中に入るようなグループの集合 $\bar{\Omega}_\alpha$ (重点管理集合 $\bar{\Omega}_\alpha$ と呼ぶ) を

$$\bar{\Omega}_\alpha = \{k \in (1, \dots, K) | \hat{\varepsilon}^k(\hat{\boldsymbol{\theta}}) \geq \bar{\varepsilon}_\alpha\} \quad (33)$$

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

$$\bar{\varepsilon}_\alpha = \min_c \left\{ c \left| \int_c^\infty \bar{f}(\varepsilon : \hat{\phi}) d\varepsilon \leq \alpha \right. \right\} \quad (34)$$

で定義される. 異質性パラメータの推計量が信頼度 $(1 - \alpha) \times 100\%$ の重点管理集合 $\bar{\Omega}_\alpha$ に属する場合, 当該グループに属する道路区間は信頼度 $(1 - \alpha) \times 100\%$ で, 劣化の進行が速いと判断することができる. さらに, 個別ハザード率 $\hat{\lambda}_i^{lk} = \tilde{\lambda}_i^{lk} \hat{\varepsilon}^k$ 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計量 $\hat{\lambda}_i^{lk}$ 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道路区間の中で, 個別ハザード率の推計量 $\hat{\lambda}_i^{lk}$ が n 番目に大きい道路区間の添え字 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道路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. 以上の記号の定義の下で, 劣化速度の大きい道路区間の上位 $\alpha \times 100\%$ の中に入るような道路区間の集合 $\tilde{\Omega}_\alpha$ (重点管理集合 $\tilde{\Omega}_\alpha$ と呼ぶ) を

$$\begin{aligned} \tilde{\Omega}_\alpha &= \{l(1), \dots, l(n^*(\alpha))\} \\ n^*(\alpha) &= \arg \sup_n \left\{ \frac{n}{L} \leq \alpha \right\} \end{aligned} \quad (35)$$

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

$$\tilde{\lambda}_i \hat{\varepsilon}^k = \hat{\lambda}_i^{l(n^*(\alpha))} \quad (36)$$

を臨界基準曲線と呼ぶ.

以上の相対評価モデルを用いて, 路面の劣化速度を評価した結果, グループの劣化速度が重点管理集合 $\bar{\Omega}_\alpha$, あるいは $\tilde{\Omega}_\alpha$ に属することが判明した場合, そのグループに属する単位区間は何らかの理由で劣化速度が大きいと診断することができる. このような単位区間に対して, 劣化の進行が早い原因に関する舗装工学的検討を行うことが必要である. このように, 路面性状調査結果に基づいて, 道路区間グループの劣化速度に関する相対評価を実施することにより, 重点管理区間を抽出することが可能となる.

(4) FWD 調査と舗装構造の劣化診断

舗装構造の劣化状態は, 開削調査, 供試体採取, たわみ量調査により直接観察するか, FWD 調査やベンケルマンビーム試験等の非破壊試験により間接的に計測するか, が可能である. 一般に, 非破壊試験であることの利点や, 作業時間や費用面での優位性を考慮し, FWD を用いて路面のたわみ量を調査する方法が用いられることが多い. FWD は路面に重錘を落下させて路面に衝撃を加えたときに生じる路面のたわみ量を複数のセンサで同時に測定する装置である. 本装置を用いて重錘を路面に落下させた際に生じるたわみの大きさを複数のセンサで記録して舗装全体の支持力や各層の強度特性を評価することができる. 本装置の特徴は, 開削調査やベンケルマンビームによるたわみ量調査と比較して短期間で多くの情報を入手可能な点にある. また, 衝撃荷重の分散と各点のたわみ量の関係から, たわみの大きさに影響している各層の支持力の評価にも用いることができる.

5. 適用事例

(1) 概要

本研究で提案した方法論を国土交通省豊岡河川国道管理事務所が管理する国道 9 号線の舗装管理問題に適用し, 方法論の有効性を実証的に検討する. 同事務所

表-1 路面の健全度評価

健全度	MCI 値の範囲
1	$8 \leq \text{MCI} < 10$
2	$7 \leq \text{MCI} < 8$
3	$6 \leq \text{MCI} < 7$
4	$5 \leq \text{MCI} < 6$
5	$4 \leq \text{MCI} < 5$
6	$\text{MCI} < 4$

が管理する区間は、全長 77.14km であり、上り方向には京都府福知山市、下り方向には鳥取県を配している。対象とする路線では、冬季には積雪が観察され、路線の一部には融雪散水装置が設置されている。同事務所では、国道 9 号に対して過去に実施された路面性状調査データと補修の履歴データを整備している。混合マルコフ劣化ハザードモデルを推計するためには、路面の劣化に関する時系列データが必要となる。本適用事例では、同事務所にて 2006 年度に国道 9 号線下り車線を対象に実施した路面性状調査の真の実測車線データおよび調査区間に関する補修履歴データを用いた。なお、今回提供されたデータは路面性状調査は 100m ごと、補修履歴データは 20m ごとに整理されていた。ハザードモデルの推計においては、補修された区間の損傷がすべて改善されたものとし、直近の補修時点から 2006 年度の調査時点までの健全度の変化と経過時間を用いた。舗装評価の単位区間を 20m (以下、道路区間とする) に設定し、合計 3,857 個の道路区間を得た。この際、路面性状調査データは、路面性状調査評価区間 100m に含まれるすべての道路区間に対して、同値を用いることとした。なお、本解析においては、総区間数 3,857 のうち、補修履歴データが蓄積されていない道路区間を除外した 3,309 区間を有効サンプルとみなした。

路面の健全度は、路面性状調査によって取得された、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) を採用する。さらに、路面の健全度を表-1 に示すような離散的カテゴリーを用いて評価する。健全度は 6 段階で評価され、1 から 6 までの整数値で表現する。このように表現した健全度は順序尺度であり、数値自体に物理的な意味をもっているわけではないことを断わっておく。ただし、最低ランクの健全度を $\text{MCI} < 4$ と設定した理由は、これまでの実績として MCI 値 4 を判断根拠として補修の実施が検討されることが多かったことによる。一方、路面の劣化過程に影響を及ぼす要因分析および劣化速度の相対評価のためのグルーピングを行う。グルーピングには、補修履歴データに格納されている舗装構成、舗装厚、補修年月および補修深さに関する当該区間の情報を参照した。

(2) 推計結果

表-1 で設定した健全度に基づき、健全度 6 を除く合計 5 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作成する。ハザード関数の説明変数として、地域区分、舗装種別、舗装構造、道路構造特性、交通量等を候補としてとりあげ、それら候補のすべての組み合わせに対してハザード関数を推計した。その中で、符号条件および t -検定を満足しないような変数の組を除外し、最終的に AIC⁽¹⁶⁾ を最小化する説明変数の組を採用することとした。その結果、ハザード関数の説明変数として、山間部交通量、舗装種別 (排水性舗装、密粒度舗装、コンクリート舗装)、道路構造特性 (土工部、橋梁、トンネル部) が選定された。すなわち、基準ハザード率を

$$\begin{aligned} \tilde{\lambda}_i^k = \exp(\beta_{i,1} + \beta_{i,2}\delta_2^k x_2^k + \beta_{i,3}\delta_3^k \\ + \beta_{i,4}\delta_4^k + \beta_{i,5}\delta_5^k) \end{aligned} \quad (37)$$

$(i = 1, \dots, 5)$

と表現する。ただし、 δ_2^k は、山間部の場合に 1、平野部で 0 となるダミー変数、 x_2^k は交通量である。 δ_3^k はコンクリート舗装の時に 1 を、そうでない時に 0 となるダミー変数であり、 δ_3^k が 0 の場合には、舗装種別が排水性舗装、密粒度舗装のいずれかであることを意味する。一方、 δ_4^k は土工部、 δ_5^k は橋梁部であることを表すダミー変数である。これらのダミー変数がともに 0 の場合はトンネル部であることを表す。式 (37) は、平野部においては交通量が劣化速度に及ぼす影響は無視しうるが、山間部では無視できない影響を及ぼすことを表している。このように地域ダミーと交通量を 1 つの説明変数で表現したことに関しても、前述した通り符号条件、 t -検定および AIC を勘案した上で、基準ハザード率を決定している。**3.(3)** の手順に従って混合マルコフ劣化ハザードモデルを推計した結果を表-2 に示す。基準パフォーマンスカーブは説明変数の組 $\mathbf{x} = (\delta_2^k, x_2^k, \delta_3^k, \delta_4^k, \delta_5^k)$ のそれぞれに対して定義できる。

図-4、および図-5 には、山間部と平野部という地域で区分したときの基準パフォーマンスカーブを示す。なお、健全度指標は順序尺度であり、パフォーマンスカーブの形状自体が意味を持つわけではないが、ここでは路面の劣化過程に対する理解を深めるために、健全度と経過時間の関係を曲線を用いて表現することを断わっておく。解析にあたって、定量的な説明変数である交通量 (最大値 3,887 台/日) に関しては、それが 0 の場合を 0 とし、最大値が 1 となるように基準化した。上述した通り、基準パフォーマンスカーブは設定した説明変数の組の数だけ算出することができるが、代表的な説明変数の組み合わせによる基準パフォーマンスカーブを提示する。図-4 の地域区分は山間部である。舗装種

表-2 混合マルコフ劣化ハザードモデルの推計結果

健全度	定数項 $\beta_{i,1}$	地域ダミー &交通量 $\beta_{i,2}$	舗装種別 ダミー $\beta_{i,3}$	土工部 ダミー $\beta_{i,4}$	橋梁 ダミー $\beta_{i,5}$
1	-1.150 (-43.33)	-	-0.879 (-8.221)	-	-
2	-1.141 (-8.427)	0.487 (9.868)	-	0.462 (2.966)	-
3	-0.804 (-14.14)	-	-2.062 (-19.34)	-	-0.440 (-2.417)
4	-2.287 (-25.48)	0.158 (3.782)	-	-	-
5	-1.868 (-23.67)	-	-	-	-
初期対数尤度			-10961.089		
対数尤度			-6709.800		
AIC			13429.600		

注) 括弧内は t - 値を示す.

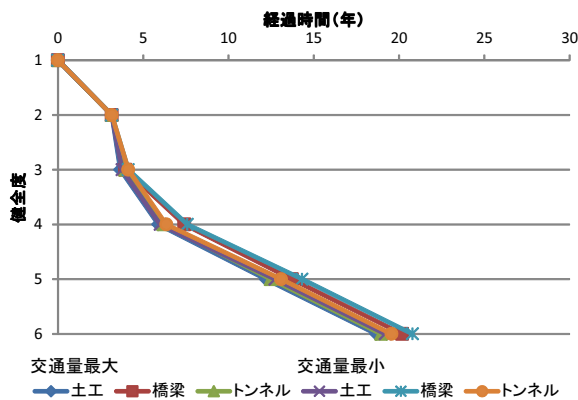


図-4 基準パフォーマンスカーブ (山間部)

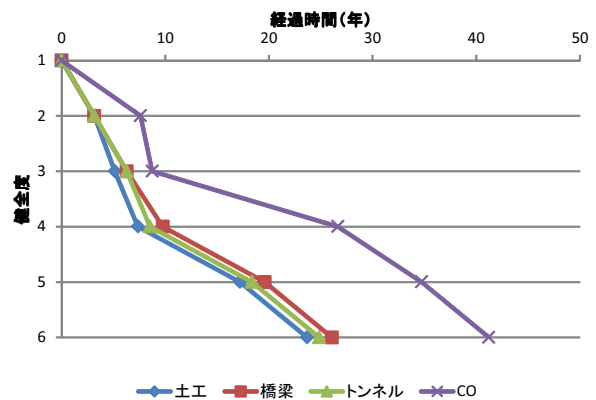


図-5 基準パフォーマンスカーブ (平野部)

別は大半が排水性舗装, 密粒度舗装であるのでコンクリート舗装は提示していない. さらに, 道路構造特性として土工部, 橋梁部, トンネル部に分類し, それぞれに対して, 最小交通量と最大交通量の基準パフォーマンスカーブを算出した. したがって, 同図中には合計6本の基準パフォーマンスカーブを示す. 一方で, 図-5は平野部である. 平野部では交通量の多寡が劣化に及ぼす影響は小さい. そこで, 土工部, 橋梁部, トンネル部における排水性舗装, 密粒度舗装の基準パフォーマンスカーブを3本示す. さらに一部道路区間ではコンクリート舗装が採用されていたので, コンクリート舗装に関する基準パフォーマンスカーブを1本参考までに記載した. このときの道路構造特性は劣化が最も早い土工部に設定している.

図-4と図-5を比較すると, 道路構造特性の相違よりも山間部か, 平野部かを示す地域区分ダミーの相違の方が基準パフォーマンスカーブに大きな影響を及ぼすことがわかる. 道路構造特性に着目すると, 土工部, トンネル部, 橋梁部の順に基準パフォーマンスカーブが緩や

かになる(期待寿命が長くなる)ことが理解できるが, それらの差異は小さい. また, 山間部においては交通量の多寡による基準パフォーマンスカーブも併記しているが, 対象道路区間での交通量の最小値は2,421台/日, 最大値は2,835台/日(前述した最大値3,887台/日は平野部の最大値)と変動がわずかであったために, 結果的に交通量による基準パフォーマンスカーブの差異も小さい. 例えば, 土工部においては, 交通量最小の場合で期待寿命が19.2年, 交通量最大の場合で18.7年となり, 交通量による期待寿命の変動幅は0.5年である. また, サンプル数はわずかであったが, 平野部の一部道路区間はコンクリート舗装となっており, 期待寿命は41.2年であった. 排水性舗装, 密粒度舗装と比較すると, 劣化の進展が2倍程度緩やかである.

(3) 劣化速度の相対評価

路面の劣化過程は, 舗装種別, 交通量, 道路構造特性等をはじめとして, 多様な要因の影響を受ける. さらに, 舗装の耐荷力が低下すれば, 路面の劣化速度に

影響を及ぼす可能性があり、舗装種別、交通量、道路構造特性等の観測可能な要因が同一であったとしても、路面性状調査等だけでは観測不可能な要因(たとえば、舗装耐荷力)の相違により劣化速度に変動が生じる可能性が存在する。複数時点で路面性状調査を実施することにより、単純に劣化速度を算出することが可能である。しかし、このように算出した劣化速度は、前述したような多様な要因の影響を同時に受けることとなり、耐荷力も含めて個別の要因が劣化速度に及ぼす要因を分離評価することが困難である。これに対して、表-2に示すような地域区分、交通量、舗装種別、道路構造特性という説明変数を用いて基準パフォーマンスカーブを算出ることにより、これらの説明変数が路面の劣化速度に及ぼす影響を、ハザード率を用いて総合的に評価することが可能である。したがって、基準パフォーマンスカーブをベンチマークとして異質性パラメータを推計することにより、説明変数のみでは説明できない劣化速度の相違を定量的に評価することが可能となる。本研究の工学的価値は、路面の劣化速度を、路面の性状や使用・環境条件に関連する要因と、それ以外の観測が困難な要因(主に舗装耐荷力)に分離した上で、後者の劣化速度を相対比較することにより、直接観測できない後者の要因の影響を間接的に評価する点にある。

対象とする合計3,309個の単位区間を排他的なグループ k ($k = 1, \dots, K$)に分類する。グループごとに路面の劣化速度の異質性を評価するために、各グループごとに異質性パラメータ ε^k を推計する。異質性パラメータの推計量 $\hat{\varepsilon}^k(\hat{\theta})$ は5.(2)で基準ハザード率で考慮した説明変数以外のすべての要因が路面の劣化過程に及ぼす影響を定量化したものである。2.(2)で考察したように、耐荷力は路面の劣化速度に影響を及ぼすが、路面性状調査では観測できない要因であり、混合マルコフ劣化ハザードモデルでは異質性パラメータを構成する要因として表現される。このことにより、異質性パラメータの大きいグループを特定することにより、耐荷力が低下している道路区間(FWD試験の対象となる道路区間)を効率的に抽出することが可能となる。

3,309個の道路区間をグループ分類するために、道路構造物である橋梁、トンネル、交差点に着目した。当該道路区間に対するグループ分類の結果を図-6に示す。各グループの名称は、起点となる構造物名もしくはキロポストによって定義した。交差点は、下り停車線から上り停車線までを1つのグループ単位として定義している。以上のグルーピングにより、対象とする全道路区間を合計118個のグループに分類した。同一グループ内では、いずれの道路区間においても異質性パラメータの値は同一となる。さらに、地域区分、交通量、舗装

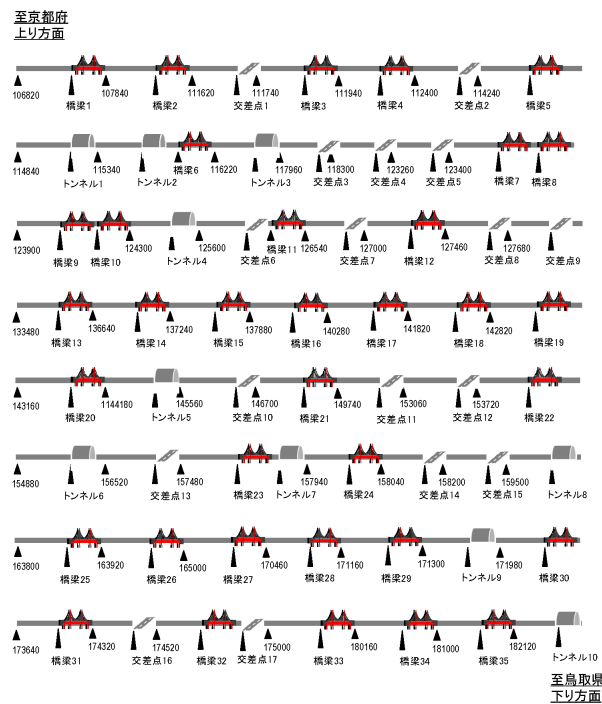


図-6 道路区間のグルーピング

種別、道路構造特性も同一としたので、基準ハザード率も同一グループ内の道路区間では同じ値となる。分割された118個のグループに対して、それぞれ異質性パラメータ $\varepsilon^k(\hat{\theta})$ を推計した。その結果を図-7に示している。同図の各グループにラベル(名称)を示しているが、それらのラベルは図-6に示す各グループの名称と対応している。グループにより、異質性パラメータの値が大きく変動することが理解できる。

さらに、各グループ内の道路区間の基準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^k$ を算出した。図-8は、各グループの異質性パラメータ値 $\varepsilon^k(\hat{\theta})$ と各グループ個別に算出した基準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^k$ の関係を求めた結果を図示している。図中の青色の曲線は、個別ハザード率 $\hat{\lambda}_i^k = \varepsilon^k(\hat{\theta})\tilde{\lambda}_i^k$ 全体の平均値を1.0に基準化して、一定値になるような異質性パラメータ値 ε と基準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^k$ の関係を示している。この曲線を平均ハザード率曲線と定義する。同曲線より上方に位置するグループは平均よりも劣化の進行が速いことを示している。さらに、信頼度を $(1 - \alpha) \times 100 = 90\%$ に設定し、重点管理集合 $\bar{\Omega}_{0.1}$ 、および $\tilde{\Omega}_{0.1}$ を求めた。重点管理区間は、図-8に示す臨界的異質性パラメータ線($\varepsilon^k(\hat{\theta}) = \varepsilon_{0.1}$)の上方および臨界基準曲線(式(36)参照)の右上方に位置しているグループが該当する。この図で判定された重点管理区間を対象にFWD調査の調査区間を3地区選定するとともに、異質性パラメータが中程度の1地区を選定した。以下、FWD調査を実施した道路区間を調査区間と呼び、道路区間と区別する。また、重点管理区間でFWD調査の実施対象となったグ

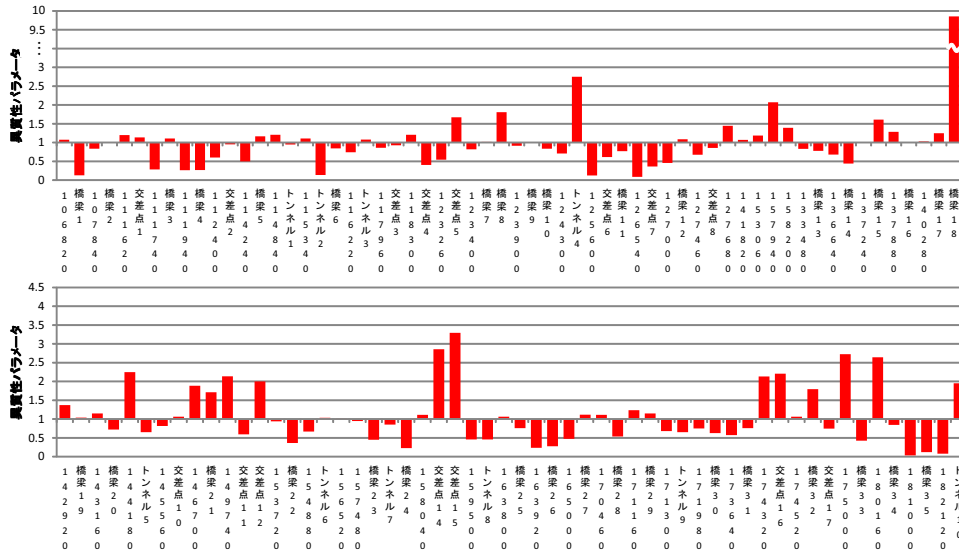


図-7 異質性パラメータの分布

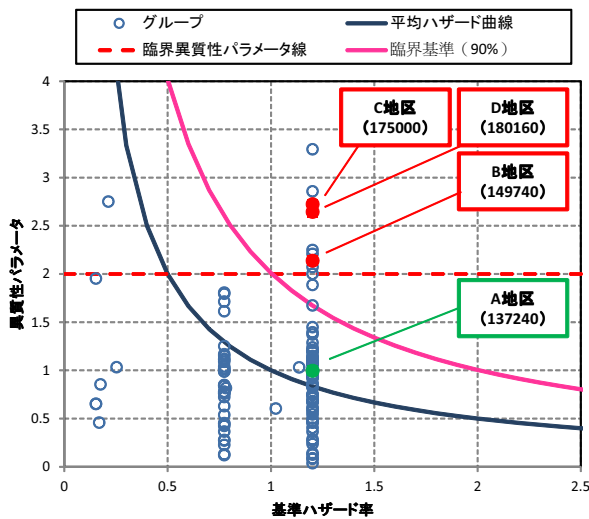


図-8 異質性パラメータ ϵ^k と基準ハザード率 $\bar{\lambda}_i$

グループについては赤色のプロット, 重点管理区間以外で FWD 調査の実施対象となったグループは緑色のプロットで示している. 図-9 には 118 個のグループのそれぞれに対して, 式 (5) に示した混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いてパフォーマンスカーブを求めた結果を示している. 図-9 において重点管理区間で FWD 調査の実施対象となったグループについては赤線, 重点管理区間以外で FWD 調査の実施対象となったグループは緑線で示している. また, 同図中には平均的な劣化曲線である $\epsilon^k(\hat{\theta}) = 1$ の基準パフォーマンスカーブを紫線で示しているが, このパフォーマンスカーブが健全度 6 に到達する時の期待寿命は約 20 年である. 一方, 最も期待寿命が短いケースでは 7 年, 長いケースでは 100 年以上となっている. 図-4, および図-5 で示した地域区分, 交通量, 舗装種別, 道路構造特性で分

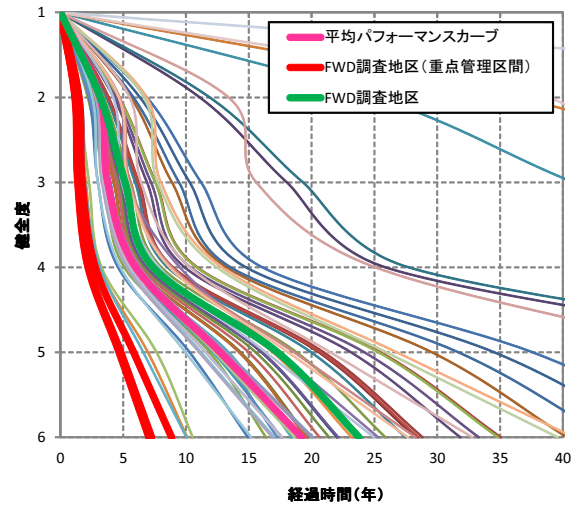


図-9 各グループのパフォーマンスカーブ

類した基準パフォーマンス曲線に対して, 図-9 に示す各グループのパフォーマンスカーブは大きくかい離している. このことは, 現実の路面の劣化過程は, 多様な要因の影響を受け, 地域区分, 交通量, 舗装種別, 道路構造特性という説明変数のみでは十分に評価できないことを意味している.

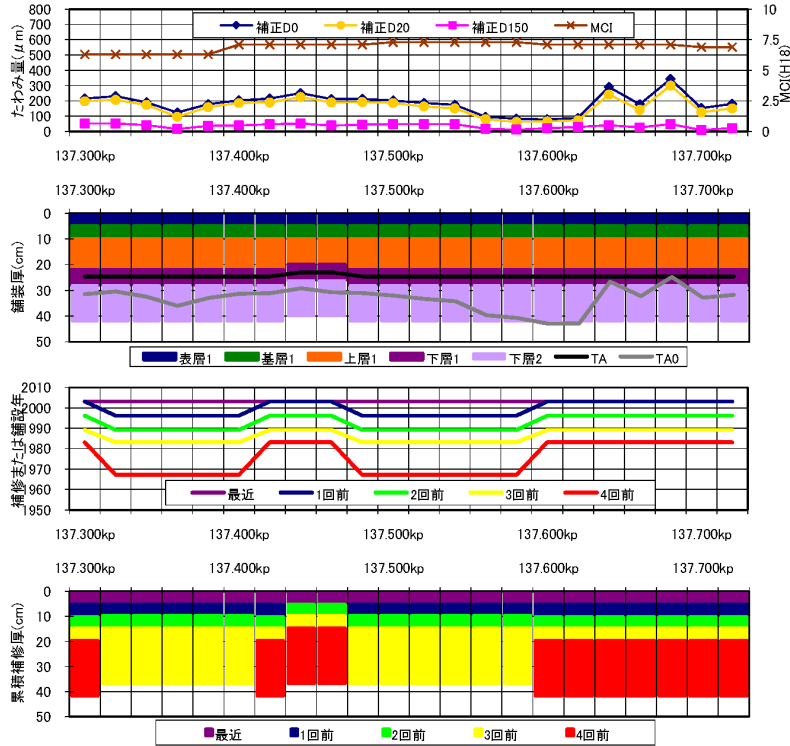
(4) 構造診断のための FWD 調査

5.(3) において, 異質性パラメータの推計結果に基づいて, 路面の早期劣化の原因を診断する必要がある重点管理集合 $\bar{\Omega}_\alpha$, あるいは $\tilde{\Omega}_\alpha$ を抽出した. 重点管理集合に属する単位区間は何らかの理由で劣化速度が大きいと診断することができる. このような道路区間に関して重点的に FWD 調査を実施することにより, 舗装の耐荷力の低下の有無を効率的に検討することが可能

表-3 FWD 調査箇所の詳細

調査箇所	測定点数	地域	交通量の区分	交通量	表層の種類	構造特性	異質性 ε^k	備考
A 地区	22	平野部	N6(旧 C 交通)	3,199 台/日	排水性舗装	土工部	0.99	-
B 地区	24	山間部	N6(旧 C 交通)	2,617 台/日	密粒度舗装	土工部	2.14	高 ε 区間
C 地区	25	山間部	N6(旧 C 交通)	2,421 台/日	密粒度舗装	土工部	2.72	高 ε 区間
D 地区	25	山間部	N6(旧 C 交通)	2,421 台/日	密粒度舗装	土工部	2.64	高 ε 区間

注) たわみ量調査は道路延長 20m に対して 1 点を測定している。ただし、道路構造特性が異なる橋梁付近を測定対象から除外したために各地区において測定点数が異なる。



注) MCI の値は 2006 年調査時の値のため補修年が 2006 年以前に補修された道路区間のみ表記している。

図-10 たわみ量と舗装構造、補修履歴の関係 (A 地区)

となる。本研究では、国土交通省豊岡国道河川事務所の協力の下に、国道 9 号線の一部区間において FWD 調査により舗装構造の耐荷力を測定した。FWD 調査の実施においては、交通規制等関係機関との事前協議が必要である。このため、現時点において、本研究で提案した方法論の有効性を検証することのみを目的として、不特定多数の道路利用者の利用に供せられる国道で FWD 調査を実施することは現実的ではない。そこで、本研究では路面の補修が予定されている区間を対象として、補修工事の実施直前のタイミングを利用して平成 21 年度冬季に FWD 調査を実施した。

調査場所は、図-6 に示されるグループであり、それぞれグループ 137240 に属する A 地区 (137.300kp~137.720kp 下り線)、グループ 149740 に属する B 地区 (151.720kp~152.180kp 下り線)、グループ 175000 に属する C 地区 (175.760kp~176.240kp 下り線)、グループ 180160 に属する D 地区 (180.200kp~180.680kp 下り線) の 4 グループから、4 地区を選定した。調査箇所の詳細

を表-3 に示す。なお、図-10 から図-13 には、本研究にて FWD 調査を実施した 4 地区におけるたわみ量と舗装構造、補修履歴の関係を地区ごとに示している。FWD 調査は、異質性パラメータ値 ε が大きい区間だけでなく、A 地区 (異質性パラメータ値が $\varepsilon^k(\hat{\theta}) = 0.99 < 1$) のような、基準パフォーマンスカーブより路面の劣化速度が小さい区間においても実施している。

各図の最上段には、FWD 調査にて取得されたたわみ量の補正 D0、D20 と D150 および 2006 年に取得された路面性状調査から計算された MCI のデータを道路区間ごとに整理している。ここに示す補正とは、FWD 調査から得られるたわみ量の値を観測時の路面温度、気温にて補正を行ったことを示し、D0 はたわみ量測定で重錘を落下させたときの直下のたわみ量、また、D20、D150 はそれぞれ重錘から 20cm、150cm 位置のたわみ量を表す。たわみ量 D0 における 300 μ m は調査区間の交通量 (N6 交通) の基準値¹⁷⁾であり、D0 が基準値を上回る場合、何らかの補修を行うことが望ましい。また、

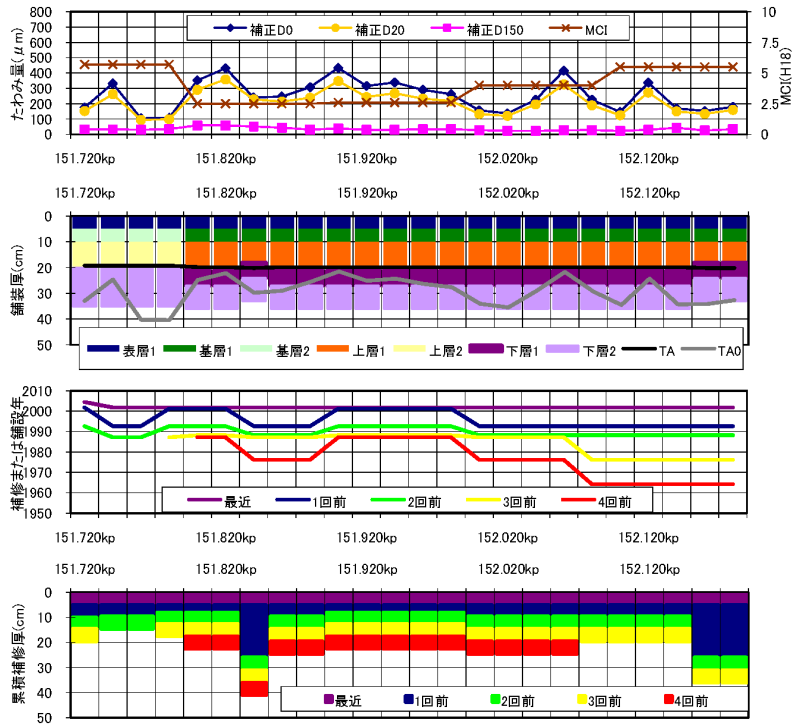
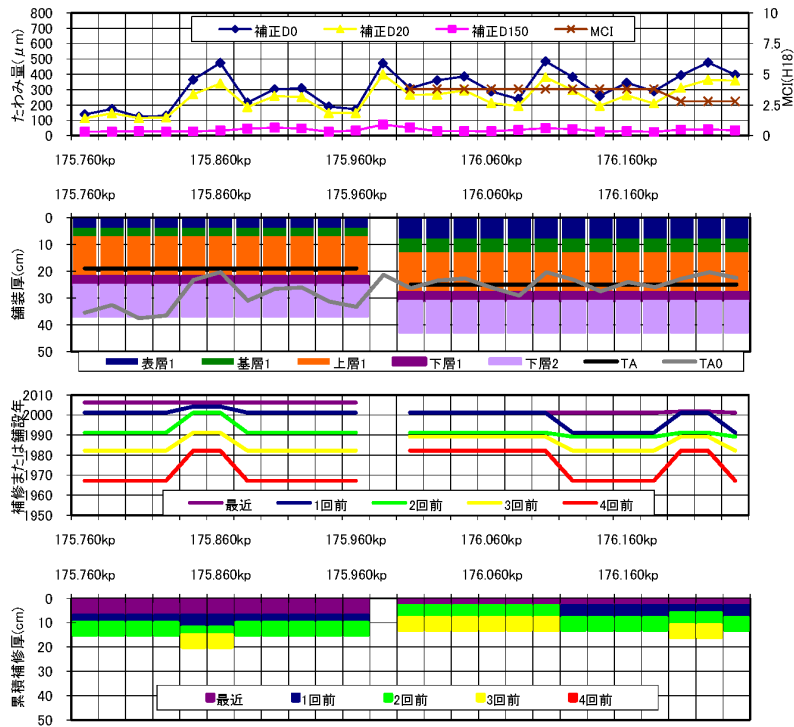


図-11 たわみ量と舗装構造，補修履歴の関係 (B 地区)



注) 175.980kp は舗装台帳に補修履歴，舗装構造データが存在しない。

図-12 たわみ量と舗装構造，補修履歴の関係 (C 地区)

D20 と D0 の差からアスファルト混合物層の強度特性を評価することができ、D0 の値が大きく D20 が小さい場合、混合物層の強度は小さい。さらに、D150 値は路床の支持力を評価するもので、D150 値が小さければ路床は健全であるといえる。また、2 段目には、舗装厚お

よび舗装厚と舗装材料から計算された TA および TA0 の値を道路区間ごとに整理している。なお、TA は等値換算厚のことで、アスファルト舗装の路盤から表層までの全層をすべて表層、基層用加熱アスファルト混合物で舗装すると仮定した場合の厚さを示す。また、TA

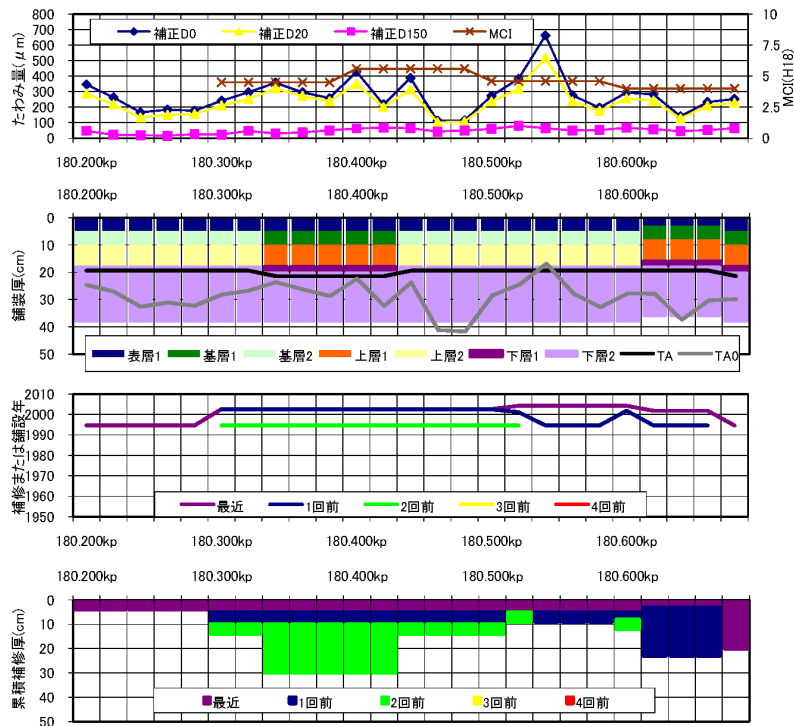


図-13 たわみ量と舗装構造，補修履歴の関係 (D 地区)

は現在の舗装構成から求めた値であり，残存 TA(TA0) は D0 と D150 から推定した¹⁸⁾．さらに，3 段目には，補修または舗設年度のデータを示している．最後に，最下段には累積補修厚の履歴を示している．

a) A 地区

A 地区のたわみ量と舗装構造，補修履歴の関係を図-10 に示す．本地区の舗設年は 1967 年で，1980 年代の初めに上層路盤打ち換え工法による補修が行われている．同図より，たわみ量 D0 は $300\mu\text{m}$ (N6 交通の基準値) をほとんどの区間で下回っていることが理解できる．

b) B 地区

B 地区のたわみ量と舗装構造，補修履歴の関係を図-11 に示す．本地区では 1964 年に舗装が敷設されており，1980 年代後半から 90 年初めにかけて短期間で表層のみ補修がなされている．調査区間の前半は補修履歴が明確でない区間が存在する(データ欠損の可能性はある)．たわみ量 D0 は，本調査区間に含まれる約 4 割の道路区間において，基準値を上回っているが，上層路盤打ち換え工法が採用されている一部の道路区間(図中の 151.820kp 付近)のたわみ量は小さい．

c) C 地区

C 地区のたわみ量と舗装構造，補修履歴の関係を図-12 に示す．本地区の舗設年は 1967 年で，過去の補修履歴から表層のみ補修が行われていると考えられる．なお，1981 年の補修は薄層オーバーレイで補修厚さの明確な記載はない．たわみ量は全体的に大きく，全体の 5

割以上で D0 が基準値を上回っている．

d) D 地区

D 地区のたわみ量と舗装構造，補修履歴の関係を図-13 に示す．舗設年は不明で，損傷状況に応じて局所打ち換え工法が 1994 年に実施されている．また，補修履歴データは存在しないが，180.200kp から 180.590kp まで表層切削オーバーレイ，180.590kp 以降は表層・基層切削オーバーレイが 2007 年に実施されている．補修履歴データが存在しない理由は，解析に用いた補修の履歴データを 2006 年時点で整理したためである．たわみ量が基準値を上回っている道路区間は少ないが，一部区間でたわみ量が大きくなっている．また，全調査区間の中で D150 の平均値が最も大きく，若干ではあるが路床の耐荷力低下が発生している可能性がある．

本適用事例において実施した FWD 調査に関する限り，対象とした区間の中で路床に重大な損傷が発生している事例は見いだせなかった．しかし，異質性パラメータ値 $\varepsilon^k(\hat{\theta})$ の大きいグループに属する道路区間では，たわみ量が基準値を上回っている区間が多く含まれていることが判明した．異質性パラメータ値が大きいグループは，舗設後 40 年以上経過しており，かつ過去に路盤を補修した履歴が無いことから，路盤の耐荷力が低下していることが推察される．しかし，以上のことより，当該区間において直ちに路盤の補修が必要であると判断することはできない．補修の有無に関する意思決定を行うためには，路盤の耐荷力に関する舗

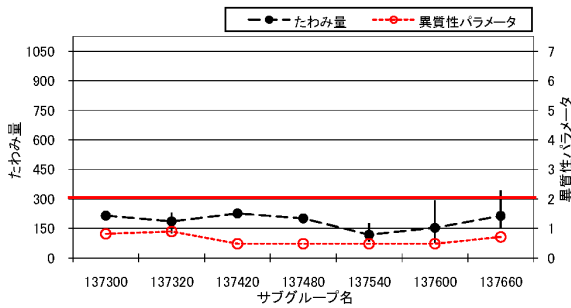


図-14 たわみ量と異質性パラメータ (A 地区)

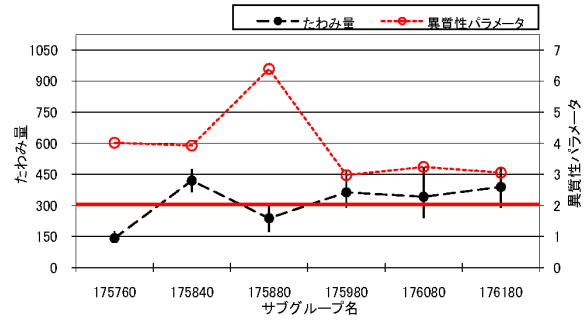


図-16 たわみ量と異質性パラメータ (C 地区)

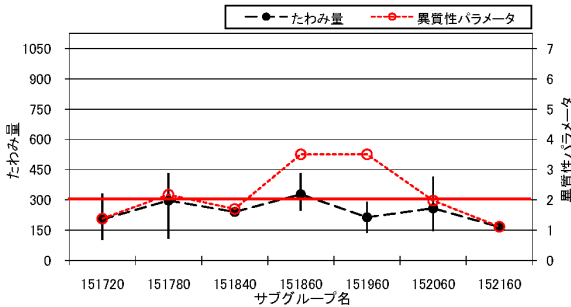


図-15 たわみ量と異質性パラメータ (B 地区)

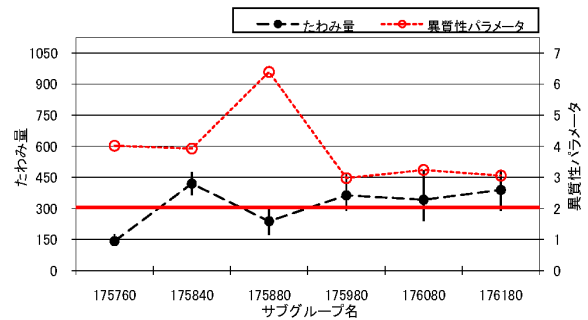


図-17 たわみ量と異質性パラメータ (D 地区)

装工学的検討, 路面の劣化速度の増加によるライフサイクル費用の増加に関する評価結果等を総合的に考慮して判断することが必要となる. 本研究の適用事例における限られたサンプルに基づく限り, 路面性状調査による路面の劣化速度の相対評価は, 重点的な耐荷力診断を実施すべき重点管理区間を抽出でき, 効果的な FWD 調査の実実施計画に寄与できるものとする.

(5) 異質性パラメータと FWD 調査結果の関連性

以上では, 主要な土木構造物によって区切られたグループに対して異質性パラメータを推計し, 各グループを構成する道路区間の平均的な劣化状態に関して検討した. ここで, さらに議論を進めるため, 実際に FWD 調査が実施された調査区間に対して, それを構成する道路区間をさらに細かなサブグループ k ($k = 1, \dots, K$) に分割し, $\hat{\varepsilon}^k(\hat{\theta})$ を推計した. その際, まず 5. (3) で定義したグルーピングの中で FWD 調査を実施した調査区間が含まれるグループに着目し, これらのグループを構成する単位区間の中で舗装の表層より下部に位置する基層, 上層路盤および下層路盤の補修深さ, 補修年度, 補修工法が切り替わる地点を分割点としてグループを分割したサブグループを設定した. なお, このサブグループでは, 補修履歴データの補修工法を参照した際, 新設・基層打ち換えを実施した回数を記録して, その補修回数以前の補修履歴はサブグループを分

割する対象とはしないこととした. また, 補修深さについては, 補修厚さがその回の次の回の補修深さよりも深い場合, その舗装はすべて取り替えられたものとして, その回の補修はグルーピング時の分割対象としないものとした. さらに, 上記で区分した結果, サブグループとした道路区間長に偏りが見られたため, すべてのサブグループが 100m 以上とならないよう調整した. これにより, FWD 調査を実施した調査区間を対象として, 異質性パラメータと FWD 調査結果の関連性について詳細に分析することとする.

図-14 から図-17 に, FWD 調査を実施した A, B, C, D 地区を構成するサブグループのたわみ量 D_0 と異質性パラメータを示す. これらの図中には, 各サブグループに含まれる道路区間のたわみ量の平均値を黒丸で示している. さらに, 図中に示した垂直方向の線分で, 各サブグループにおけるたわみ量の値域 (最大値と最小値で定義される範囲) を表現している. これらの図の左側の縦軸にはたわみ量 D_0 (μm) を, 右側の縦軸に異質性パラメータ $\hat{\varepsilon}^k(\hat{\theta})$ 値のスケールを示している. また, 図中には水平方向に赤色の実線を示しているが, この実線はたわみ量 $D_0=300\mu\text{m}$, 異質性パラメータ値 $\hat{\varepsilon}^k(\hat{\theta}) = 1.97$ に相当しており, たわみ量と異質性パラメータのかい離の程度を判断するための基準線として記載している. ここに示す基準線は, たわみ量では舗装計画交通量 N6 区分 (旧 C 区分) の許容たわみ量の基

準値である $300\mu\text{m}$ を採用し、異質性パラメータでは臨界的異質性パラメータ値である 1.97 を採用している。

A 地区 (図-14) について、本地区は重点管理区間ではない異質性パラメータの低いグループであった。グループを細かに分割したサブグループにおいても、異質性パラメータは基準値のみならず、1.0 を上回ることがなかった。同様にたわみ量についても、基準値を上回ることがなかった。このため、異質性パラメータが低い箇所においては、たわみ量も同様に低い傾向を示すことが理解できる。B 地区 (図-15) は、A 地区とは異なり、基準ハザード率と異質性パラメータの関係から重点管理区間として抽出されたグループである。サブグループ 151960 (数字はキロポスト番号を意味する) において、異質性パラメータが基準値を上回っているにもかかわらず、たわみ量の平均値が基準値を下回る結果となった。C 地区 (図-16) においては、サブグループ 175980 を境に、上り方向 (キロポストの値が小さくなる方向) では異質性パラメータが大きく、下り方向では異質性パラメータが小さくなる傾向となった。また、サブグループ 175760, サブグループ 175880 で異質性パラメータとたわみ量が乖離しており、異質性パラメータが基準値を大きく上回っているにもかかわらず、たわみ量の平均値が基準値を下回っている。D 地区 (図-17) では、180.590kp から下り方向 (180.870kp まで) は解析に用いた路面性状調査実施年の 2006 年以降の 2007 年度に表層・基層の補修を実施した。そのため、サブグループ 180600 より下り側のサブグループは考察から除外する。サブグループ 180600 より上り方向のサブグループに焦点を絞った結果、たわみ量と異質性パラメータ値がより明確に連動する結果となった。

これら調査地区における基層以下の情報を用いたグルーピングを実施し、サブグループごとにたわみ量と異質性パラメータの関係についてまとめると以下のことを指摘できる。まず、重点管理区間以外では、異質性パラメータおよび平均たわみ量の両方で、基準値を下回ることがわかった。また、重点管理区間では、異質性パラメータおよびたわみ量の関係において、多くのサブグループでそれらが連動している傾向が読み取れる。しかし、一部のサブグループでは、異質性パラメータとたわみ量の関係において、乖離していることがわかった。これらの解析結果が乖離しているサブグループでは、異質性パラメータが大きいにもかかわらず、たわみ量が小さいことが特徴である。これらのサブグループは、相対的劣化速度が大きいにもかかわらず、たわみ量の平均値は基準値を下回っていることから、舗装全体の耐荷力は維持されていると理解できる。本研究は、劣化速度の相対性が構造的な劣化に大きく影響しているとの立場に立っているが、異質性パラメータが基準値

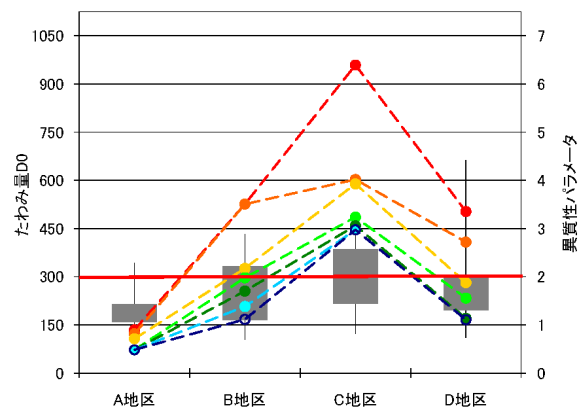


図-18 たわみ量と異質性パラメータの関係

より大きく、たわみ量が基準値より小さいサブグループが存在した場合、サブグループの路面の劣化速度が大きい原因として、舗装構造以外の劣化要因が介在している可能性を疑う必要がある。最後に、今回解析に用いたデータは、路面性状調査は 100m ごとに記録されており、補修履歴データ (20m ごと) とは、1 対 1 に対応していないことによる影響があることを勘案する必要がある。路面性状調査の 100m ごとの値は 20m ごとの平均値を代表値として記録しているため、20m ごとの路面性状とは、完全に一致しているとは限らない。

図-18 には、各調査区間におけるたわみ量と異質性パラメータの関係を示している。箱ひげ図は、実線が全たわみ量データの分布率を示しており、箱の上限および下限値が全たわみ量データの第 1 および第 3 四分点を示している。また、線グラフは各調査区間における異質性パラメータ値を、最大値からパラメータ値が大きい順位に従って並べ替えた結果を示している。標準的な異質性パラメータ値を持つ A 地区のたわみ量は、他の 3 地区に比べ、大きく下回っていることがわかる。また、最も異質性パラメータ高い地区である C 地区では、たわみ量の平均値が、N6 交通量の基準値である $300\mu\text{m}$ を上回っている。

(6) 異質性パラメータと FWD 調査結果の関連性 : 路面性状調査評価単位

5.(5) では、連続区間で基層以下の補修履歴データに基づいてサブグループを設定するとともに、各サブグループごとに異質性パラメータを推計し、たわみ量との関連性について検討した。しかし、路面性状調査と補修履歴データおよび FWD 調査単位区間の関係が厳密には 1 対 1 に対応していない可能性が存在する。このような対応関係の不一致による影響を検討するために、路面性状調査評価単位に基づいて、キロポスト 100m 単位ごとにグループ分割したサブグループ (以下、路面

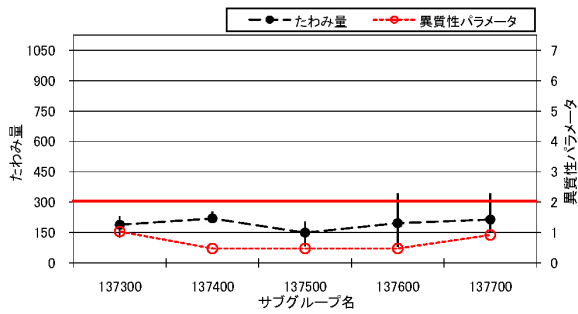


図-19 たわみ量と異質性パラメータ (A 地区：路面性状)

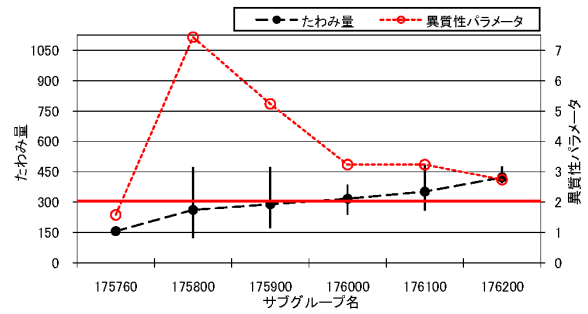


図-21 たわみ量と異質性パラメータ (C 地区：路面性状)

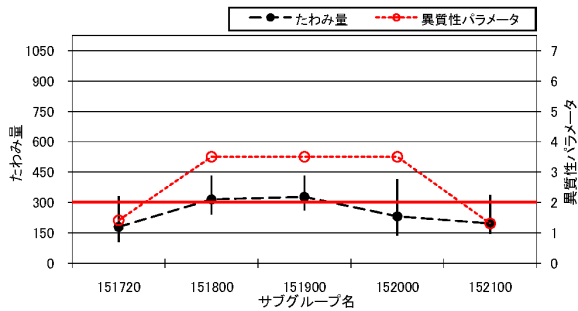


図-20 たわみ量と異質性パラメータ (B 地区：路面性状)

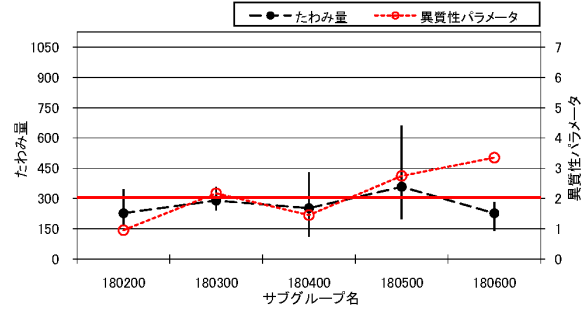


図-22 たわみ量と異質性パラメータ (D 地区：路面性状)

性状サブグループ)を用意し、たわみ量と異質性パラメータとの関連性を検討した。図-19 から図-23 には、A, B, C, D 地区における路面性状サブグループのたわみ量と異質性パラメータを示している。

A 地区 (図-19) では、5.(5) に示した同地区の図-14 と傾向は変わらない。B 地区 (図-20) は、異質性パラメータが5地区の中で3地区が同じとなり、結果に相関性が見られるサブグループの数が減った。また、たわみ量の値は平均化され、図-15 と比較して、たわみ量はその多寡が示されない。C 地区 (図-21) では、サブグループ 176000 を境に、異質性パラメータが上り方向では大きく、下り方向では小さくなる傾向は図-16 と同じであるが、たわみ量については全体的に基準値付近に平均値が集中する結果となった。D 地区 (図-22) においては図-17 と同様に、たわみ量と異質性パラメータが互いに連動する結果が得られている。これらの結果をまとめると、以下の通りとなる。異質性パラメータは、基層以下のサブグループおよび路面性状サブグループを比較すると、その多くで一致する傾向がある。また、たわみ量は、異質性パラメータとの相関性が低くなり、その多寡を敏感に捕捉するものではなくなった。さらに、異質性パラメータとたわみ量の関係性は、基層以下サブグループに比べ低くなった。

2つのサブグループのグルーピング手法を比較すると、サブグループとしてのグルーピングは路面性状調

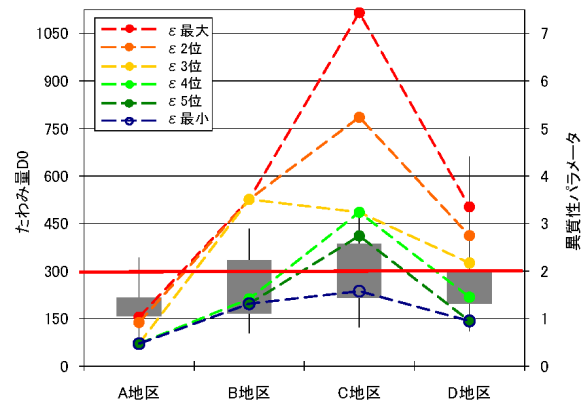


図-23 たわみ量と異質性パラメータの関係 (路面性状)

査の評価単位ではなく、補修履歴に基づいた基層以下の構造が変化する区間でグループを分割することが望ましい。また、ここに示したたわみ量と異質性パラメータの関係より、異質性パラメータにてサブグループのたわみ量を推測できることを示したが、これに加え、路面性状調査の評価区間は、補修履歴データに対して1対1の関係が成立する20mごととする方が、精度良く局所的な損傷情報を取得できる可能性がある。

(7) 今後の展開への示唆

本研究で提案した舗装劣化診断のための方法論は、1) 路面性状調査結果に基づいた路面の劣化速度の相対評

価による重点管理区間の抽出、2) 重点管理区間を対象とした FWD 調査による耐荷力の診断、という 2 つのプロセスで構成される。路面性状調査は、交通規制等を必要とせず実施できるという利点を有している。路面性状調査は、基本的には路面の損傷に関する情報を獲得する手法であるが、複数時点における路面性状調査のデータ、過去の補修履歴に関するデータを用いることにより、路面の劣化速度に関する情報を獲得ができる。さらに、路面の平均的な劣化過程を表す基準パフォーマンスカーブを推計することにより、路面の劣化速度が相対的に早い区間を重点管理区間として抽出することが可能となる。さらに、重点管理区間を対象として、FWD 調査を実施することにより、舗装全体の耐荷力に関する情報を獲得できる。本研究の適用事例においては、交通規制に関する調整等の都合により、路面の補修工事の機会を利用して FWD 調査を実施した。その結果、限られたサンプルではあるが、本研究の適用事例に関する限り、混合マルコフ劣化ハザードモデルにおける異質性パラメータ $\delta^k(\hat{\theta})$ の推計結果は、舗装の耐荷力低下を想定するための重要な情報を提供していることが確認された。このことは、異質性パラメータ値、およびハザード率を用いて重点管理区間を抽出することの有効性を示唆していると考えられる。

以上のように異質性パラメータの多寡に着目することで、舗装構造の重点管理区間を効果的に設定できる。さらに、設定された重点管理区間に対して FWD 調査を実施することで舗装耐荷力に関する重要な診断情報を獲得できる。しかし、この診断情報のみに基づいて、直ちに舗装全体の補修の実施の有無を判断できるわけではない。舗装マネジメントの合理化を達成するためには、舗装耐荷力に関する診断情報に加え、ライフサイクル費用を評価し、それらに基づいて路面、あるいは舗装全体の補修戦略を検討することが必要となる。路面の劣化過程に関しては、混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いて、劣化予測を行うことが可能である。しかし、耐荷力の低下過程に関しては、現在のところ効果的な予測方法が確立されていない。今後は、路面の劣化過程と舗装全体の耐荷力の低下過程の双方を同時に考慮した劣化予測モデルの開発が不可欠である。舗装耐荷力の低下に関する劣化予測モデルを用いたライフサイクル費用評価が可能となれば、路面および舗装全体の補修戦略の合理化が達成できると考えられる。また、本研究では交通規制等の制約により、路面の補修時期を利用して FWD 調査を実施した。舗装マネジメントの合理化を達成するためには、舗装の補修戦略を検討することを目的として、重点的な FWD 調査を定期的に実施することが必要である。このような舗装の劣化診断方策の合理化も今後に残された課題である。

6. おわりに

本研究では、路面性状調査と FWD 調査を用いて、効率的に舗装構造の劣化状態を診断するための方法論を提案した。具体的には、路面性状調査結果に基づいて、混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いて、基準パフォーマンスカーブを推計するとともに、各道路区間の劣化速度を異質性パラメータを用いて相対的に評価する方法論を提案した。異質性パラメータを用いた劣化速度の相対評価により、舗装構造の劣化診断を行うことが必要となる重点管理区間を抽出することが可能となる。適用事例で述べた調査対象として、本研究で提案した方法論により重点管理区間を具体的に抽出した。限られた FWD 調査の結果ではあるが、異質性パラメータ値と FWD 調査結果の関連性について分析した。本研究で用いた FWD 調査の結果に基づく限り、路面性状調査結果に基づいた劣化速度の異質性評価により、舗装構造の重点的管理区間を効果的に設定できることを確認できたと考える。

今後の課題に関しては、すでに 5.(7) において一部について議論しているが、以下において重複を恐れずにとりまとめておく。第 1 に、重点管理区間における舗装の補修の有無を決定するためには、ライフサイクル費用評価を実施することが必要となる。このためには、路面と基層以下の各層で構成される舗装構造の劣化過程をモデル化することが必要となる。このような階層構造を有する道路舗装の劣化過程を記述するために、階層的隠れマルコフ劣化ハザードモデルの開発が有効である。第 2 に、路面性状調査や FWD 調査の最適実施方策に関する研究が必要である。そのためには、路面性状調査や FWD 調査の経済便益・価値の測定方法に関する基礎研究が必要である。第 2 に関連して、第 3 に、路面性状調査について、目的に応じた最適評価区間延長に関する研究が必要である。当然のことながら、本研究で述べたような統計的見地に基づいた解析を行うには詳細なデータが必要であり、詳細なデータを利用すれば、つぶさに局所的な損傷を把握することができる可能性がある。第 4 に FWD 調査による舗装構造の劣化診断に基づいて、舗装の補修方針や工法を選択するための方法論を開発することが必要となる。本研究では、限られた FWD 調査結果を用いて、異質性パラメータと舗装基盤・路盤の耐荷力の関係について分析した。今後は、路面性状調査結果と FWD 調査結果を同時に蓄積し、両者の関係に関して分析を蓄積していくことが必要である。

なお、本研究は新都市社会技術融合創造研究会「積雪寒冷地における舗装の耐久性向上及び補修に関する研究プロジェクト(プロジェクトリーダー:小林潔司)」

の活動成果の一部である。現地試験を実施するにあたり、国土交通省近畿地方整備局道路管理課および豊岡河川国道事務所 八鹿国道維持出張所より多大な援助を頂いた。また本研究の遂行に際して、大阪市立大学山田優名誉教授を始めとする研究プロジェクトのメンバー各位から貴重なご意見を賜った。さらに、本研究の一部は文部科学省「若手研究者の自立的な研究環境整備促進」事業によって大阪大学グローバル若手研究者フロンティア研究拠点にて実施された。また、本研究の一部は社団法人近畿建設協会「平成22年度研究助成」を受けて実施した。

参考文献

- 1) 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.
- 2) Lancaster, T.: *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press, 1990.
- 3) Gourieroux, C.: *Econometrics of Qualitative Dependent Variables*, Cambridge University Press, 2000.
- 4) Mishalani, R. and Madanat, S.: Computation of infrastructure transition probabilities using stochastic duration models, *ASCE, Journal of Infrastructure Systems*, Vol.8, No.4, 2002.
- 5) 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.
- 6) 青木一也, 山本浩司, 津田尚胤, 小林潔司: 多段階ワイブル劣化ハザードモデル, 土木学会論文集, No.798/VI-68, pp.125-136, 2005.
- 7) 貝戸清之, 熊田一彦, 林秀和, 小林潔司: 階層型指数劣化ハザードモデルによる舗装ひび割れ過程のモデル化, 土木学会論文集 F, Vol.63, pp.386-402, 2007.
- 8) 林秀和, 貝戸清之, 熊田一彦, 小林潔司: 競合的劣化ハザードモデル: 舗装ひび割れ過程への適用, 土木学会論文集 D, Vol.65, No.2, pp.143-162, 2009.
- 9) 小林潔司, 貝戸清之, 林秀和: 測定誤差を考慮した隠れマルコフ劣化モデル, 土木学会論文集 D, Vol.64, No.3, pp.493-512, 2008.
- 10) 津田尚胤, 貝戸清之, 山本浩司, 小林潔司: ワイブル劣化ハザードモデルのベイズ推計法, 土木学会論文集, No.798/VI-68, pp.125-136, 2006.
- 11) 小林潔司, 熊田一彦, 佐藤正和, 岩崎洋一郎, 青木一也: サンプル欠損を考慮した舗装劣化予測モデル, 土木学会論文集 F, Vol.63, No.1, pp.1-15, 2007.
- 12) 貝戸清之, 山本浩司, 小濱健吾, 岡田貢一, 小林潔司: ランダム比例ワイブル劣化ハザードモデル: 大規模情報システムへの適用, 土木学会論文集 F, Vol.64, No.2, pp.115-129, 2008.
- 13) 青木一也, 小田宏一, 児玉英二, 貝戸清之, 小林潔司: ロジックモデルを用いた舗装長寿命化のベンチマーキング評価, 土木学会土木技術者実践論文集, Vol.1, pp.40-52, 2010.
- 14) 森棟公夫: 計量経済学, 東洋経済新報社, 1999.
- 15) 岩田暁一: 計量経済学, 有斐閣, 1982.
- 16) 坂元慶行, 石黒真木夫, 北川源四郎: 情報量統計学, 共立出版, 1983.
- 17) 中村俊行, 伊佐真秋: 新基準調査結果報告 初期調査編(調査要領), 土木研究所資料, 第3157号, 1993.
- 18) 阿部長門, 丸山暉彦, 姫野賢治, 林正則: たわみ評価指標に基づく舗装の構造評価, 土木学会論文集, No.460/V-18, pp.41-48, 1993.

(2010. 7. 21 受付)

INVESTIGATING PAVEMENT STRUCTURE DETERIORATION WITH A RELATIVE EVALUATION MODEL

Hisashi MORI, Eigo FUJIWARA, Kiyoyuki KAITO, Kiyoshi KOBAYASHI
and Takumi HASHIMOTO

The deterioration of pavement structure is a complex phenomenon that follows the deterioration of both pavement surface and pavement sub-surface. In addition, the deterioration progress of pavement sub-surface affects the deterioration speed of pavement surface. The road pavement management is important to determine the optimal repair strategy which considers the deterioration of both pavement surface and sub-surface (hereafter call "pavement structure"). This study proposes pavement repair planning and strategies of 1) extraction of key management section of relative evaluation based on road inspection survey results, and 2) determination of decision-making repair methodologies based on pavement structural soundness survey by FWD (Falling Weight Deflectometer) in key management sections. In addition, the National Highway Route 9 is the target area as empirical study to verify the methodology proposed in this study.