

空間マッピングを用いた舗装劣化評価

松本圭史¹・貝戸清之²・小林潔司³・青木一也⁴

¹ 学生員 大阪大学大学院 工学研究科 地球総合工学専攻 (〒 565-0871 吹田市山田丘 2-1)
E-mail: k.matsumoto@civil.eng.osaka-u.ac.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 経営管理大学院特任教授 (〒 606-8501 京都市左京区吉田本町)
E-mail: kobayashi.kiyoshi.6n@kyoto-u.jp

⁴ 正会員 株式会社パスコ 経営戦略本部 事業開発部 (〒 153-0043 目黒区東山 1-1-2)
E-mail: kiakzo6013@pasco.co.jp

開発途上国では管理対象地域全域での点検が困難な場合も少なくない。一方、点検が困難であっても、劣化に影響を及ぼすと考えられる要因（構造条件、使用条件、環境条件）に関する属性情報が利用可能である場合は多い。本研究では、一部の社会基盤施設の点検結果に基づいて混合マルコフ劣化ハザードモデルを推計し、異質性パラメータ値と属性情報の関係を表す統計的マッピングモデルを利用して、対象地域全域における劣化速度分布を評価する空間マッピングの方法論を提案する。空間マッピングを用いることにより、属性情報が利用可能な対象地域における社会基盤施設の寿命評価が可能となり、マネジメント上の様々な意思決定を支援できる。最後に、ミャンマーにおける簡易舗装を対象とした空間マッピングの適応事例を紹介しその有用性を分析する。

Key Words : *spatial mapping, mixed Markov hazard model, pavement management, Myanmar*

1. はじめに

目視点検データに基づく統計的劣化予測モデル¹⁾の開発によって社会基盤施設の劣化予測や寿命評価が定着してきた。なかでも、マルコフ劣化ハザードモデルの開発により、アセットマネジメントの実践的研究や実務への試行的導入が進んでいる²⁾。その一方で、社会基盤施設によっては点検自体が困難である場合や、点検が可能であっても管理者の人的／財政的リソースの制約によって点検データが蓄積していない場合も少なくない。とりわけ、開発途上国では、地域格差、多様な援助国との関係、民族問題等の理由により、対象とする地域全体の社会基盤施設に対して、網羅的に点検情報を得ることが困難である場合が少なくない。

社会基盤施設に対する点検データを獲得・蓄積することが難しい場合であっても、劣化に影響を及ぼすと考えられる要因（構造条件、使用条件、環境条件）に関する属性情報が社会基盤施設のネットワーク全体、あるいは対象地域全体で利用可能であることは多い。例えば、降水量や交通量等の情報は、維持管理や劣化予測を目的として観測されているわけではないが、これらの情報が獲得できれば舗装の劣化速度の評価に利用することができる。このように、社会基盤施設の直接的な点検が不可能であっても、劣化に影響を及ぼす属性情報などの代替情報によって管理対象となる社会基盤施設全体の劣化速度を間接的に評価できれば、開発

途上国におけるアセットマネジメントを実行する上で有用な情報となる。

本研究では、混合マルコフ劣化ハザードモデル³⁾を用いて舗装路面の劣化速度の異質性に関するベンチマーク分析を行い、各道路区間の異質性パラメータ値を推計する。しかし、このように分析した舗装劣化速度の評価結果は、対象とした道路区間のみを対象としたものであり、その結果を道路網全体に適用することはできない。一方で、道路舗装の劣化要因として考えられる気温分布、交通量分布、標高分布などの属性情報に関しては、衛星情報や航空測量、その他のデジタル情報源から入手可能である。異質性パラメータの推計値と、劣化要因となりうる属性情報との間に統計的関係が存在すれば、属性情報の空間的分布状態を用いて劣化速度の空間的異質性を評価することができる。本研究では、対象地域の一部の地域で獲得した評価結果（異質性パラメータ値）と対象地域全体で計測可能な属性情報の統計的関係を利用して、対象地域全体における評価値の空間分布を構成する手法を「空間マッピング」と呼ぶこととする。

以上の問題意識のもとで、本研究では実際の限られた地域で観測された路面点検データおよび地域全体で観測された属性情報を用いて、対象地域全体における舗装劣化速度を可視化する空間マッピングの方法論を提案し、ミャンマー連邦共和国（以下、ミャンマーと呼ぶ）における舗装アセットマネジメントへ適用する。

以下、2. で本研究の基本的な考え方を述べる。3. で混合マルコフ劣化ハザードモデルの概要を説明し、4. で空間マッピングの方法論を提案する。

2. 本研究の基本的な考え方

(1) ミャンマーにおける貧困削減プロジェクト

ミャンマーにおける貧困削減プロジェクトが、国際協力機構（JICA）の円借款事業として、ミャンマー建設省道路局のもとで実施されている。2013 年からのフェーズ 1 を経て、現在フェーズ 2 が進行中である。フェーズ 1 では、州・地域間の貧困格差の是正と均衡のとれた国家開発を達成することを目指し、貧困層への裨益効果が高く緊急性の高い生活基盤施設（道路・橋梁／電力／給水）の新設・改修が行われた。なかでも道路に関しては、図-1 に示すように地域開発に資する 14 路線の改修工事が実施された。これらの路線は特定地域に対する空間的偏りが発生しないように、国土全体に分散されるように採択された。地域間の格差是正を目的とした道路であることから、より安価な建設費用で可能な限り地域間のアクセス性を確保するために、全 14 路線のうち 12 路線で簡易舗装（low-cost-pavement）が採用されている。簡易舗装を導入する条件として、1) 交通量、特に大型車交通量が少ないこと、2) 排水上悪影響のないように適切な処置を講ずること、3) 絶えずこまめに維持修繕を行い異常に対して直ちに応急処理を行うことなどが機能を維持するために必要とされている。言い換えれば、フェーズ 1 で建設された簡易舗装に対する適切な維持管理を怠った場合、舗装のサービスレベルを維持できないリスクが高い。簡易舗装の構造耐久性は高くなく、大型車交通量や集中豪雨により急激な劣化の進行を引き起こす恐れがある。将来的な経済発展に伴って交通量の増加を許容する場合には、簡易舗装から高級舗装への更新を検討する必要がある。しかしながら、ミャンマーにおいては道路の定期的な点検の実施によるデータの蓄積とその分析を行う取り組みは現在まで定着しておらず、舗装の劣化に与える交通量や地域特性等の要因分析は行われていない。

フェーズ 2 では、フェーズ 1 で建設された道路を対象として、目視による定期点検を導入し、舗装路面の劣化状態を把握する活動を開始した。対象道路を起点から 200m ごとに区間分割し、区間ごとの損傷の発生状況について、ポットホール、ひび割れ、その他の損傷の発生度合い等を定期的に記録し、点検の時系列データを整備している。また、路線ごとの交通量調査を行い、車種別の交通量の変化を把握している。フェーズ 1 の路線を対象としたこれまでの舗装点検の結果によると、全土に点在する全 14 路線の損傷の発生状況には大

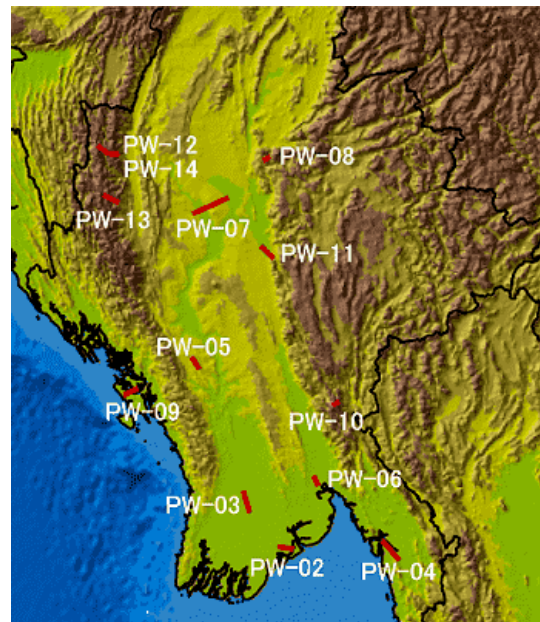


図-1 ミャンマーにおける新規建設路線

きなばらつきが生じており、南部や山間部では局所的な損傷が著しく発生している区間がみられた。例えばヤンゴンの東側に位置する PW-06 は、タイ国境から国道 8 号線と国道 1 号線経由でマンダレー方面に向かう場合のショートカットとなっており、交通需要が高い。近隣の開発プロジェクトに関連する大型車の交通量も急激に増加したこともあり、当初の地域間アクセスの向上の目的を超えた機能が要求されている路線の 1 つである。道路局は当該路線の交通量規制を図っているものの、規制は十分ではなく、大型車交通量による舗装の急激な劣化が確認されている。

道路ネットワーク計画において導入する舗装構造の検討は重要な課題である。舗装の劣化予測と劣化速度に与える要因分析を行うことにより、設計段階において、交通需要のほか、劣化特性を考慮した適切な舗装構造の選択を検討することが可能である。本研究では、1) フェーズ 1 で未舗装から簡易舗装に改修された 12 路線の点検データを用いて、道路舗装の劣化特性を分析、寿命評価を行うことにより、2) 今後のミャンマー国内における新規建設路線の舗装構造の適切な選定を支援する有益な情報を提供する。また、点検データを用いたマルコフ劣化ハザードモデルを中心とするアセットマネジメント技術をミャンマー国内で展開することは、本邦技術の海外移転を通じた国際協力の一環である。さらに、構造条件、使用条件、環境条件の相違が舗装の寿命に及ぼす影響を定量的に評価しておくことは、今後の新たな道路整備プロジェクトに関わる案件形成にとって重要な実践的課題である。また、このような情報は今後の借款事業における建設費の返還を円滑に

行う際にも重要な意味を持つ。

(2) 既往研究の概要と本研究の目的

アセットマネジメントにおいて蓄積された目視点検データから劣化過程をモデル化する統計的劣化予測モデルが発展している^{1),3)-8)}。津田等はマルコフ劣化ハザードモデルを開発し、マルコフ推移確率を推計する一般的な方法論を提案した¹⁾。さらに、小濱等は管理対象となる橋梁群に固有な劣化速度の異質性を表現する混合マルコフ劣化ハザードモデル³⁾を提案した。混合マルコフ劣化ハザードモデルは、さまざまなデータベースに対して適用可能な汎用性の高い統計的劣化予測モデルであり、目視点検が1回しか実施されていないような開発途上国においても導入することが可能である。また、小林等は情報が一部欠損しているような不完全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する方法論を提案し、ベトナムを対象とする実証分析を実施している^{9),10)}。

多くの開発途上国では、社会基盤施設に対する点検データのみならず、図面や台帳などの基礎情報や、交通量などの関連情報も整備されていないことも少なくない。さらに、多くの援助国が開発途上国の社会基盤施設整備に参画しており、援助国ごとに社会基盤施設の設計基準が異なっていたり、ともすれば援助対象となる個別施設のみに焦点をおいた計画策定にとどまっている場合もある。加えて、本研究の対象とするミャンマーでは、少数民族等による地域問題を抱えている。このような状況の下では、国土全体を対象とした社会基盤施設のデータベースを整備することは不可能である。しかし、社会基盤施設はネットワーク全体として機能するものである。現時点において、包括的なデータベース整備が不可能であっても、利用可能なデータに基づいて社会基盤施設マネジメントに関わる総合的な国土政策を検討することが重要である。

本研究で対象としているミャンマーの貧困削減プロジェクトは、ある特定地域のみを対象として限定的に検討されるべきものではなく、ミャンマーの国土全体に関わる政策課題である。JICAによる円借款事業では、道路ネットワークの整備が貧困削減のための基盤条件であるという認識に基づいて実施されたものである。フェーズ1では道路整備に対する緊急性の認識から、予算制約のもとで量的整備を目的として簡易舗装が敷設されたが、フェーズ2では舗装劣化特性に関する情報に基づいて舗装構造の導入戦略を検討することを目的とする。しかし、貧困削減のために道路整備が不可欠な地域は、ミャンマー全土に広域的に分布している。借款プロジェクトの対象となった道路はミャンマーにおける生活道路網全体からみれば、局所的・限定的な路線

に過ぎないが、そこで得られた簡易舗装の妥当性に関する議論は、空間マッピング手法による可視化により、他の地域も含めた政策議論に敷衍できる可能性がある。

このような可視化情報の提供により、1) 道路整備担当組織や部局の構成員による道路政策課題の視覚的認識が容易になる、2) 限られた路線を対象として得られた舗装劣化速度の評価結果を空間マッピングによりミャンマー全土で可視化することによって、生活道路の新規建設時における簡易舗装の妥当性に関して、道路局内における共通認識の醸成に資することができる。3) 劣化情報の可視化は、維持管理のための人的資源の空間的・組織的配分など、今後の維持管理の効率化のために有用である。さらに、4) 将来時点における道路整備プロジェクトの案件形成での簡易舗装政策の適用可能性に関する有用な情報となりうる。筆者らの知る限り、空間マッピングによる政策情報の可視化に関する研究は、本研究以外に見当たらない。

(3) 空間マッピングの概要

本研究では、開発途上国におけるアセットマネジメントの支援方策の一環として、限られた地域における道路の舗装路面に関する部分的な劣化情報に基づいて、国土全体を対象とした舗装アセットマネジメント戦略の検討を支援するための情報を作成する空間マッピングの方法論を提案する。道路網全体を対象とした路面性状点検が難しい場合であっても、劣化に影響を及ぼすと考えられる要因となる属性情報（構造条件、使用条件、環境条件）に関しては道路網全体で比較的収集が容易な場合が少なくない。空間マッピングは、一部の地域の舗装路面の劣化情報をもとに、劣化に影響を及ぼす地域特性などの代替情報によって管理対象となる道路網全体の劣化情報を再構成する方法論である。

本研究で提案する空間マッピングの考え方を以下に述べる。対象とする国土・地域の中で、限定された路線を対象として、例えば路面性状調査等を通じて舗装路面の劣化状態に関する点検情報が入手可能であるとする。これらの路線に関しては、点検情報を用いて混合マルコフ劣化ハザードモデルを推計し、個別路線の劣化速度の違いを表現する異質性パラメータを得る。一方で、対象とする国土・地域には、点検情報が入手可能でない路線が存在する。路面舗装の劣化速度に及ぼす属性情報（影響要因）に関しては、例えば衛星情報や航空写真を用いて入手可能である。そこで、異質性パラメータ値と属性情報との間のマッピング関係を記述する統計モデル（以下、統計的マッピングモデル）を作成する。統計モデルの推計精度が不十分であれば、異質性パラメータの設定方法等を修正する。さらに、点検結果や異質性パラメータ値、さらに劣化の影響要因

に関する情報は、位置情報を用いて対象地域全体を表すマップ上に記述できる。

いま、対象とする地域全体を、いくつかのポリゴン（領域）に分割する。ポリゴン分割は、劣化要因に関する属性情報の入手可能性や路線の空間的配置等を勘案して決定される。そのうえで、各ポリゴンにおける異質性パラメータ値と属性情報（影響要因）の関係を表す統計的マッピングモデルを用いて、各ポリゴンの舗装劣化速度を推計することが可能となる。このような過程を経て、対象地域全体における舗装劣化速度の空間分布を評価することができる。評価結果が不十分であれば、ポリゴン分割の方法を修正する必要がある。

以下、3. では混合マルコフ劣化ハザードモデルと異質性パラメータについて説明する。混合マルコフ劣化ハザードモデルの詳細については、参考文献2)に譲る。以下では、読者の便宜を図るために、モデルについて簡単に説明する。4. で空間マッピングの作成方法を提案する。

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。舗装路面の健全性を 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

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

によって定義される。なお、微小時間での健全度の推移は 1 段階である。式 (1) に示すマルコフ推移確率は所与の 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、対象とする点検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、

$$\left. \begin{array}{l} \pi_{ij} \geq 0 \ (i, j = 1, \pi_{ij} = 0 \ (i > j \text{ のとき})) \\ \sum_{j=i}^I \pi_{ij} = 1 \end{array} \right\} \quad (2)$$

が成立しなければならない。健全度 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。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。マルコフ連鎖モデルでは、健全度が $i-1$ から i に推移した時点に拘わらず、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¹¹⁾。

(2) 混合マルコフ劣化ハザードモデルの定式化

分析対象とする道路を K 路線（本研究ではミャンマー国内における簡易舗装 12 路線）に分割する。 K 個の路線のそれぞれは、2. (3) で言及したポリゴン（領域）に対応する。路線 k ($k = 1, \dots, K$) は、合計 L_k の道路区間（200m/区間）で構成され、各道路区間単位で路面性状に関する目視点検が実施される。路線 k に固有なハザード率の異質性を表すパラメータ ε^k を導入する。このとき、路線 k の道路区間 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、個別ハザード率

$$\lambda_i^{l_k} = \tilde{\lambda}_i^{l_k} \varepsilon^k \quad (3)$$

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

を用いて表す。ここに、 $\tilde{\lambda}_i^{l_k}$ は、路線 k の道路区間 l_k が有する健全度 i の平均的なハザード率（以下、標準ハザード率）である。異質性パラメータ ε^k は、路線 k の標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^{l_k}$ 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、当該路線 k に含まれる全ての道路区間の劣化速度が、標準ハザード率に対して大きいことを表す。式 (3) において、全ての健全度のハザード率に、同一の確率変数 ε^k が含まれることに留意して欲しい。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 $f(\varepsilon^k | \alpha, \gamma)$

$$f(\varepsilon^k | \alpha, \gamma) = \frac{1}{\gamma^\alpha \Gamma(\alpha)} (\varepsilon^k)^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{\varepsilon^k}{\gamma}\right) \quad (4)$$

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。また、 $\Gamma(\cdot)$ はガンマ関数である。さらに、平均 1、分散 $1/\phi$ のガンマ分布の確率密度関数 $\bar{g}(\varepsilon^k | \phi)$ は、

$$\bar{g}(\varepsilon^k | \phi) = \frac{\phi^\phi}{\Gamma(\phi)} (\varepsilon^k)^{\phi-1} \exp(-\phi\varepsilon^k) \quad (5)$$

と表される。

ここで、路線 k ($k = 1, \dots, K$) の異質性パラメータ ε^k の値を $\tilde{\varepsilon}^k$ に固定する。このとき、路線 k のある道路区間 l_k の健全度 i の寿命が $y_i^{l_k}$ 以上となる確率 $\tilde{F}_i(y_i^{l_k})$ は、式 (3) に示す指数ハザード率を用いて

$$\tilde{F}_i(y_i^{l_k}) = \exp(-\tilde{\lambda}_i^{l_k} \tilde{\varepsilon}^k y_i^{l_k}) \quad (6)$$

と書き換えることができる。さらに、路線 k の道路区

間 l_k の第 1 回目の点検時刻 $\tau_A^{l_k}$ において健全度が i と判定され、次の点検時刻 $\tau_B^{l_k} = \tau_A^{l_k} + z^{l_k}$ においても健全度が i と判定される確率 $\pi_{ii}(z^{l_k}|\bar{\varepsilon}^k)$ は、

$$\pi_{ii}(z^{l_k}|\bar{\varepsilon}^k) = \exp(-\tilde{\lambda}_i^{l_k} \bar{\varepsilon}^k z^{l_k}) \quad (7)$$

となる。また、点検時刻 $\tau_A^{l_k}$ 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 $\pi_{ij}(z^{l_k}|\bar{\varepsilon}^k)$ は、式 (3) より、

$$\begin{aligned} \pi_{ij}(z^{l_k}|\bar{\varepsilon}^k) &= \sum_{s=i}^j \prod_{m=i, \neq s}^{j-1} \frac{\tilde{\lambda}_m^{l_k}}{\tilde{\lambda}_m^{l_k} - \tilde{\lambda}_s^{l_k}} \exp(-\tilde{\lambda}_s^{l_k} \bar{\varepsilon}^k z^{l_k}) \\ &= \sum_{s=i}^j \psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^{l_k}) \exp(-\tilde{\lambda}_s^{l_k} \bar{\varepsilon}^k z^{l_k}) \end{aligned} \quad (8)$$

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

と表すことができる¹⁾。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

$$\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^{l_k}) = \prod_{m=i, \neq s}^{j-1} \frac{\tilde{\lambda}_m^{l_k}}{\tilde{\lambda}_m^{l_k} - \tilde{\lambda}_s^{l_k}} \quad (9)$$

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

$$\pi_{iI}(z^{l_k}|\bar{\varepsilon}^k) = 1 - \sum_{j=i}^{I-1} \pi_{ij}(z^{l_k}|\bar{\varepsilon}^k) \quad (10)$$

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、式 (5) に従って分布する場合を考える。まず、健全度 i の寿命が $y_i^{l_k}$ 以上となる確率は、式 (7) を用いて

$$\tilde{\pi}_{ii}(z^{l_k}) = \int_0^\infty \pi_{ii}(z^{l_k}|\varepsilon^k) \bar{g}(\varepsilon^k|\phi) d\varepsilon^k \quad (11)$$

と表すことができる。マルコフ推移確率 $\tilde{\pi}_{ii}(z^{l_k})$ はハザード率の確率分布を考慮した点検間隔 z^{l_k} の平均的なマルコフ推移確率を表している。同様に点検間隔 z^{l_k} の下で健全度 i から健全度 j へ推移する平均マルコフ推移確率は、

$$\tilde{\pi}_{ij}(z^{l_k}) = \int_0^\infty \pi_{ij}(z^{l_k}|\varepsilon^k) \bar{g}(\varepsilon^k|\phi) d\varepsilon^k \quad (12)$$

と表される。

(3) 目視点検データとハザード率

路線 k ($k = 1, \dots, K$) に属する道路区間 l_k ($l_k = 1, \dots, L_k$) に関して 2 回の目視点検が実施されたと考える。3.(2) と同様に、目視点検が実施されたカレンダー時刻を $(\tau_A^{l_k}, \tau_B^{l_k})$ と表す。ただし、 $\tau_A^{l_k}$ は第 1 回の目視点検時刻であり、 $\tau_B^{l_k}$ は第 2 回目の実施時刻である。路線 k に含まれる道路区間 l_k の点検サンプルには、第 1 回目の目視点検から第 2 回目の目視点検が実施された時刻までの期間長 z^{l_k} と、これら 2 回の目視点検で観測された道路区間の健全度 $\bar{h}(\tau_A^{l_k})$, $\bar{h}(\tau_B^{l_k})$ に関する情報が記載されている。記号「 $\bar{\quad}$ 」は、実測値であることを意味している。点検時点における健全度に基づい

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

$$\bar{\delta}_{ij}^{l_k} = \begin{cases} 1 & \bar{h}(\tau_A^{l_k}) = i, \bar{h}(\tau_B^{l_k}) = j \text{ のとき} \\ 0 & \text{それ以外のとき} \end{cases} \quad (13)$$

と定義する。さらに、ダミー変数ベクトルを $\bar{\delta}^{l_k} = (\bar{\delta}_{11}^{l_k}, \dots, \bar{\delta}_{I-1,I}^{l_k})$ 、道路区間の劣化速度に影響を及ぼす道路区間の構造条件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、 $\bar{x}_m^{l_k}$ ($m = 1, \dots, M$) は路線 k 、道路区間 l_k の点検サンプルの m 番目の説明変数に関する期間 $[\tau_A^{l_k}, \tau_B^{l_k})$ における観測値を表す。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。路線 k に属する道路区間 l_k の点検サンプルが有する情報を $\xi^{l_k} = (\bar{\delta}^{l_k}, z^{l_k}, \bar{x}^{l_k})$ と表す。また、目視点検データ全体を Ξ と表す。

さらに、道路区間 l_k の点検サンプルの期間 $[\tau_A^{l_k}, \tau_B^{l_k})$ における劣化過程を個別ハザード率 $\lambda_i^{l_k} = \tilde{\lambda}_i^{l_k} \varepsilon^k$ ($i = 1, \dots, I-1$) 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、 $\pi_{II} = 1$ 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。舗装路面の劣化過程を特徴づける標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^{l_k}$ ($i = 1, \dots, I-1; k = 1, \dots, K$) は道路区間の特性ベクトルに依存して変化すると考え、標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^{l_k}$ を特性ベクトル x^{l_k} を用いて、

$$\tilde{\lambda}_i^{l_k} = \exp(x^{l_k} \beta_i') \quad (14)$$

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、 $x_1^{l_k} = 1$ より、 $\beta_{i,1}$ は定数項を表す。なお、本研究においては、標準ハザード率に特性ベクトル (劣化に対する説明変数) を考慮せずに、定数項のみで標準ハザード率を表現して、劣化要因の影響は異質性パラメータ値に反映させることとする。これに関しては 5.(1) を参照されたい。また、本研究では、未知パラメータ $(\beta, \phi, \varepsilon)$ を階層ベイズ推計するが、具体的な方法論については参考文献 8) を参照されたい。さらに、路線 k を構成する道路区間 l_k ごとの推計結果を平均化した標準ハザード率 λ_i^k ($i = 1, \dots, I-1$) を

$$\lambda_i^k = \frac{1}{L_k} \sum_{l_k=1}^{L_k} \tilde{\lambda}_i^{l_k} \quad (15)$$

と定義する。このとき、路線 k の平均的ハザード率は $\lambda_i^k = \tilde{\lambda}_i^k \varepsilon^k$ と表される。

4. 空間マッピング

(1) 空間マッピングの手順

2.(3) で言及したように、空間マッピングは、一部の地域の舗装路面の劣化情報をもとに、属性情報などの代替情報によって管理対象となる道路網全体の劣化情

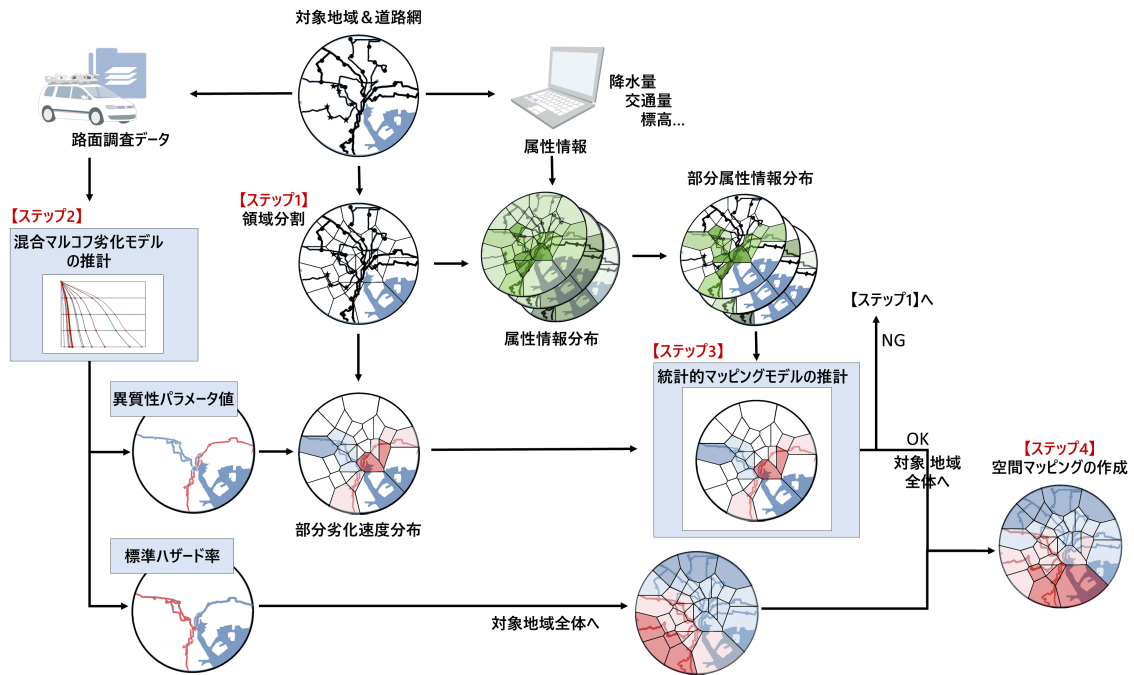


図-2 空間マッピングの作成手順

報を再構成する方法論である。空間マッピングは図-2に示すように4つのステップで構成される。

a) 領域分割 (ステップ 1)

対象とする道路網の管理対象地域をいくつかのポリゴン(領域)に分割する。対象地域全体が1つの空間的2次元マップで表現される。さらに、対象地域を Q 個の互いに排他的な領域 k ($k = 1, \dots, Q$)に分割する。領域の集合 Ω は対象地域全体を網羅する。路面性状点検を行う道路区間は、1つもしくは複数の領域内に含まれ、各領域に対して1つの異質性パラメータが対応する。1つの領域内には、十分な数の道路区間において路面性状点検が実施される。 K 個の領域 k ($k = 1, \dots, K$)において路面性状点検が実施される。残りの領域 k ($k = K+1, \dots, Q$)では、路面性状点検に関する情報が存在しない。

b) 混合マルコフ劣化モデルの推計 (ステップ 2)

目視点検データを用いて、混合マルコフ劣化ハザードモデルを推計し、領域 k ($k = 1, \dots, K$)に含まれるすべての道路区間を対象とした平均的なハザード率 λ_k^i を用いて、当該領域における平均的な劣化過程を表す期待パスを作成する。このため、まず異質性パラメータ値 ε^k を推計する。このとき、各領域における舗装の平均的な劣化速度を表すハザード率 λ_k^i は、式(15)で表される標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_k^i$ と異質性パラメータ ε^k の積によって算出される。路線(道路区間)は緯度・経度の位置情報を有しており、位置情報を空間的2次元マップ上の各領域と対応づけることが可能である。 K 個の領域 k ($k = 1, \dots, K$)のそれぞれに対応して1つの異

質性パラメータ値を対応させることができる。

c) 統計的マッピングモデルの推計 (ステップ 3)

異質性パラメータ値の推計値 ε^k が得られた K 個の領域を対象として、異質性パラメータ値を舗装劣化に影響を及ぼす属性情報を用いて説明する統計的マッピングモデルを推計する。統計的マッピングモデルに関しては、4.(3)で説明する。統計的マッピングモデルの推計精度は、当然のことながら領域分割の方法に依存する。統計的マッピングモデルの推計精度が不十分な場合、領域分割の方法を変更するなどのフィードバックが必要となる。

d) 劣化速度に関する空間マップの作成 (ステップ 4)

ステップ2で推計した混合マルコフ劣化ハザードモデルで用いた説明変数が、対象地域のすべての領域において観測可能であれば、すべての領域に対して標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_k^i$ ($i = 1, \dots, I-1; k = 1, \dots, Q$)を算定できる。一方、異質性パラメータ ε^k に関しては、路面性状点検結果が入手可能な領域 k ($k = 1, \dots, K$)に対してのみ入手可能である。そこで、ステップ3で推計した統計的マッピングモデルを用いて異質性パラメータ値の代替値 $\bar{\varepsilon}^k$ ($k = K+1, \dots, Q$)を求める。これにより、すべての領域の期待劣化速度 $\lambda^k = \tilde{\lambda}^k \bar{\varepsilon}^k$ を求めることができる。以上の手順により、対象地域全体にわたる劣化速度分布を作成することができる。

混合マルコフ劣化ハザードモデルでは、劣化速度の領域(路線)間の違いは、説明変数もしくは異質性パラメータを用いて表現される。舗装の劣化速度に直接

影響を及ぼすような要因は説明変数で取り上げることが望ましい。しかしながら、説明変数は路面性状点検を実施した局所的地点に関する情報が必要となる。本研究における実証分析の対象とするミャンマーにおいて、このような局地的情報を獲得することは不可能である。一方、異質性パラメータ値は、領域間という集計化されたレベルにおける異質性を表現している。このような観点から、本研究における実証分析では、混合マルコフ劣化ハザードモデルの説明変数として定数項のみを取り上げる。したがって、劣化速度の地域間異質性は、すべて統計的マッピングモデルによって集約的に表現されることになる。そのため、路面性状点検が、例えば大都市に集中するなど空間的に偏在した地点で実施された場合、空間マッピングの結果にも多大な推計バイアスが発生する可能性がある。しかし、本研究で取り上げた事例においては、図-1 に示したように、空間的に分散された地域において路面性状点検が実施されていると判断し、この種の空間推計バイアスの問題は実務上大きな問題がないと仮定した。現時点でのデータの入手可能性を考えると、この判断結果を前提とせざるを得ないが、今後継続してその妥当性を検討していく必要があることは言うまでもない。

(2) 空間マッピングにおける領域分割

空間マッピングを作成する際には、管理対象全域を複数の領域（ネットワークを形成する場合であれば複数の小区間）に分割していく必要がある。領域数を増加させるほど、アセットマネジメント上の多様な意思決定に貢献できる。しかし、現実的には、利用可能なデータ量と、マネジメント上で要求される意思決定内容に応じて、領域の分割法を検討していかなければならない。領域の分割にあたっては、路面性状に関する点検実施箇所と劣化速度に影響を及ぼす属性情報の利用可能性を考慮して決定することになる。本研究では、対象地域の限られた領域でのみ路面性状の点検が実施される。それに対して、劣化要因に関わる属性情報は、対象地域全体にわたって利用可能であるような状況を想定している。したがって、領域分割にあたっては、点検結果と属性情報の双方が利用可能な領域と、属性情報のみが利用可能な領域の 2 種類にグルーピングされることになる。

本研究における実証分析の対象とするミャンマーの事例では、図-1 に示す簡易舗装 12 路線（全 14 路線のうち、コンクリート舗装と高級舗装の 2 路線を除く）の路面性状に関する目視点検の結果のみが利用可能である。一方で、舗装の劣化に影響を及ぼす要因として、位置情報（地形的情報）、気温、湿度、降水量、交通量、路床土の CBR 値、舗装幅員等の情報が利用可能である。

(3) 統計的マッピングモデルの作成

統計的マッピングモデルは、路面性状点検データが存在する領域 k ($k = 1, \dots, K$) に対して、ステップ 2 で求めた異質性パラメータの推計値 ε^k を、当該の領域で観測可能な属性情報 $\mathbf{z}^k = (1, z_1^k, \dots, z_M^k)$ を用いて再現するモデルである。ステップ 3 で作成された統計的マッピングモデルは、ステップ 4 において路面性状点検データが存在しない領域 k ($k = K + 1, \dots, Q$) の異質性パラメータ値 ε^k を、当該の領域で観測可能な属性情報 $\mathbf{z}^k = (1, z_1^k, \dots, z_M^k)$ を用いて推計することになる。属性情報は簡易舗装の劣化に影響を及ぼすと考えられる影響要因であり、それぞれの領域における舗装の劣化環境を表す降水量、気温、標高、大型車交通量、CBR 値などの変数で表される。

いま、異質性パラメータ値 ε^k ($k = 1, \dots, Q$) の定義域が $[0, \infty)$ であることに留意して、異質性パラメータ値を属性情報 \mathbf{z}^k を用いて推計する統計的マッピングモデルを

$$\varepsilon^k = \exp(B^k) \quad (16a)$$

$$B^k = \boldsymbol{\theta} \mathbf{z}^{k'} + \sigma \omega^k \quad (16b)$$

と定式化する¹²⁾。ただし、 $\boldsymbol{\theta} = (\theta_0, \dots, \theta_M)$ は統計的マッピングモデルのパラメータベクトル、 σ は偏差パラメータ、 ω^k は領域 k に固有な確率誤差項を表す。上式の両辺の対数をとれば

$$\ln \varepsilon^k = \boldsymbol{\theta} \mathbf{z}^{k'} + \sigma \omega^k \quad (17)$$

を得る。確率誤差項が確率密度関数

$$f(\omega^k) = \exp\{-\omega^k - \exp(-\omega^k)\} \quad (18)$$

で表現される標準ガンベル分布に従うと仮定する。ただし、 $E(\omega^k) = \gamma$ であり、 $\gamma = 0.57722 \dots$ がオイラー定数である。式 (17) を

$$\omega^k = \frac{\ln \varepsilon^k - \boldsymbol{\theta} \mathbf{z}^{k'}}{\sigma} \quad (19)$$

と書き直し確率密度関数の変数変換を行う。このとき、

$$f(\varepsilon^k | \mathbf{z}) = \frac{1}{\sigma} \exp\left\{-\exp\left(-\frac{\ln \varepsilon^k - \boldsymbol{\theta} \mathbf{z}^{k'}}{\sigma}\right) - \frac{\ln \varepsilon^k - \boldsymbol{\theta} \mathbf{z}^{k'}}{\sigma}\right\} \quad (20)$$

と表すことができる。

いま、領域 k ($k = 1, \dots, K$) における異質パラメータの推計値ベクトルを $\bar{\varepsilon} = (\bar{\varepsilon}^1, \dots, \bar{\varepsilon}^K)$ と表す。また、属性情報の観測値ベクトルを $\bar{\mathbf{z}} = (\mathbf{z}^1, \dots, \mathbf{z}^K)$ と表す。このとき、推計値ベクトル $\bar{\varepsilon}$ を再現する対数尤度は

$$\ln \mathcal{L}(\bar{\varepsilon} | \boldsymbol{\theta}, \bar{\mathbf{z}}) = \sum_{k=1}^K \left\{ -\exp\left(-\frac{\ln \bar{\varepsilon}^k - \boldsymbol{\theta} \bar{\mathbf{z}}^{k'}}{\sigma}\right) - \left(\frac{\ln \bar{\varepsilon}^k - \boldsymbol{\theta} \bar{\mathbf{z}}^{k'}}{\sigma}\right) \right\} - K \ln \sigma \quad (21)$$

と表される。式 (21) を最大にするような未知パラメータベクトル θ, σ の最尤推計値を θ^*, σ^* と表す。このとき、領域 k ($k = K+1, \dots, Q$) における異質性パラメータの推計値は

$$\hat{\varepsilon}^k = \exp(\theta^* \bar{z}^{k'}) \cdot \int_{-\infty}^{\infty} \exp(\sigma^* \omega^k) f(\omega^k) d\omega^k \quad (22)$$

と表される。

5. おわりに

本研究では、ミャンマーにおける道路事業を対象として、劣化異質性と属性情報を用いた空間マッピング手法を用いて道路舗装の劣化速度を相対評価する方法論を提案した。具体的には、1) 混合マルコフ劣化ハザードモデルの階層ベイズ推計により推計された各路線の異質性パラメータの分布である部分的劣化速度分布と、2) 各路線が位置する領域が有する属性情報の分布である部分的属性情報分布との関係を表す統計的マッピングモデルを推計することにより、属性情報のみを用いて領域ごとの劣化速度の評価方法を示した。なお、本研究で提案した方法論を用いて、ミャンマーにおける道路舗装を対象とした空間マッピングの適用を行っており、その結果及び考察に関しては研究発表会にて提示する。

謝辞：本研究は、独立行政法人国際協力機構「貧困削減地方開発事業（フェーズ 2）」における現地活動をとりあげたものであり、ここに本プロジェクトの関係各位に謝意を表す。

参考文献

- 1) 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.
- 2) 小林潔司: 土木工学における実践的研究: 課題と方法, 土木技術者実践論文集, 土木学会, Vol.1, pp.143-155, 2010.
- 3) 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.
- 4) Shin, H. C. and Madanat, S.: Development of a stochastic model of pavement distress initiation, *Journal of Infrastructure Planning & Management*, No.744/IV-61, pp.61-67, 2003.
- 5) 青木一也, 山本浩司, 小林潔司: 劣化予測のためのハザードモデルの推計, 土木学会論文集, No.791/VI-67, pp.111-124, 2005.
- 6) 貝戸清之, 小林潔司: マルコフ劣化ハザードモデルのベイズ推計, 土木学会論文集 A, Vol.63, No.2, pp.336-355, 2007.
- 7) 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.
- 8) 貝戸清之, 小林潔司, 青木一也, 松岡弘大: 混合マルコフ劣化ハザードモデルの階層ベイズ推定, 土木学会論文集 D3, Vol.68, No.4, pp.255-271, 2012.
- 9) Thao, N., D., Aoki, K., Kato, T., Toan, T., N., Kobayashi, K. and Kaito, K.: A practical process to introduce a customized pavement management system in Vietnam, *Journal of JSCE, F5 Division*, Vol.3, pp.246-258, 2015.
- 10) 小林潔司, 中谷昌一, Nam Toan To, 大迫湧歩, 青木一也, 安部倉完, Dinh Thao Nguyen: 建設時点の不完全性と橋梁劣化予測: ベトナムを対象として, 土木学会論文集 F5, Vol.75, No.1, p.22-41, 2019.
- 11) 森村英典, 高橋幸雄: マルコフ解析, 日科技連, 1979.
- 12) 水谷大二郎, 小林潔司, 風戸崇之, 貝戸清之, 松島格也: 連続量を用いた劣化ハザードモデル: 舗装耐荷力への適用, 土木学会論文集 D3, Vol.72, No.2, pp.191-210, 2016.
- 13) 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.
- 14) 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.
- 15) 伊庭幸人, 種村正美, 大森裕浩, 和合肇, 佐藤整尚, 高橋明彦: 統計科学のフロンティア 12 計算統計 II マルコフ連鎖モンテカルロ法とその周辺, 岩波書店, 2005.
- 16) Geweke, J.: Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to the calculation of posterior moments, *Bayesian Statistics*, Vol.4, pp.169-193, Oxford University Press, 1996.
- 17) 和合肇: ベイズ計量経済分析, マルコフ連鎖モンテカルロ法とその応用, 東洋経済新報社, 2005.
- 18) Norwegian Meteorological Institute: Myanmar Climate Report, No.9, 2017.
- 19) 杉原厚吉: なわばりの数理モデル, 共立出版, 2009.
- 20) 貝戸清之, 保田敬一, 小林潔司, 大和田慶: 平均費用法に基づいた橋梁部材の最適補修戦略, 土木学会論文集, No.801/I-73, pp.83-96, 2005.
- 21) 小濱健吾, 貝戸清之, 青木一也, 小林潔司, 福田泰樹: 劣化過程を考慮した最適廃棄・補修モデル, 土木学会論文集 F4, Vol.68, No.3, pp.141-156, 2012.
- 22) 眞鍋貞樹: ミャンマーの民主化と連邦制一統合と自治のディレンマ, 政治行政研究, Vol.9, pp.1-34, 2018.
- 23) 小林潔司, 貝戸清之, 小濱健吾, 早矢仕廉太郎, 深谷渉: 事業体効率性評価のための確率的劣化ハザードフロンティア分析, 土木学会論文集 D3, Vol.72, No.2, pp.173-190, 2016.