

劣化速度の異質性に着目した 下水道管渠のスクリーニング

篠崎 秀太¹・二宮 陽平²・貝戸 清之³

¹学生会員 大阪大学大学院博士前期課程 工学研究科地球総合工学専攻 (〒 565-0871 吹田市山田丘 2-1)

E-mail: s.shinozaki@civil.eng.osaka-u.ac.jp

²学生会員 大阪大学大学院博士後期課程 工学研究科地球総合工学専攻・独立行政法人日本学術振興会 特別研究員

(〒 565-0871 吹田市山田丘 2-1)

E-mail: y.ninomiya@civil.eng.osaka-u.ac.jp

³正会員 大阪大学准教授 大学院工学研究科 地球総合工学専攻 (〒 565-0871 吹田市山田丘 2-1)

E-mail: kaito@ga.eng.osaka-u.ac.jp

近年、下水道事業において、管渠の老朽化が顕在化し、更新が必要な管渠の数が増加していくことが予想される。しかし、下水道関連予算が削減されている昨今に、これらの下水道管渠に対して一斉に更新を行うことは困難である。そこで、効率的な下水道管渠の維持管理を行うために更新の優先順位付けを行うことが望ましい。本研究においては、管渠の劣化速度の異質性に着目した下水道管渠を対象とした重点維持管理地区のスクリーニング手法を開発する。具体的には、管渠の点検データに混合マルコフ劣化ハザードモデルを適用することにより、劣化速度の差異を推定する。そして、その結果に地理データを紐付け、デュアル・カーネル密度推定を行うことにより、劣化速度の大きい管渠が密集する地域を特定し、重点的な維持管理を必要とする地域のスクリーニング手法を提案する。

Key Words : *Markov deterioration hazard model, dual kernel density estimation, screening, management, geographic information*

1. はじめに

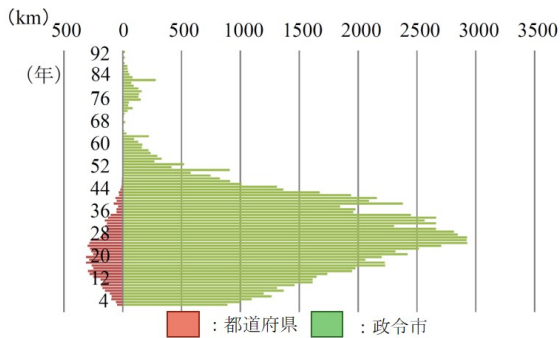
近年、我が国の下水道管渠では老朽化が進展している。中でも、政令指定都市などの大都市圏の下水道管渠は市町村の下水道管渠と比較した際に、より劣悪な腐食環境下に存在することが予想されるため、これらの下水道管渠に対して補修や更新といった対策を講じることはより一層急務となっている。しかし、損傷が顕在化しているすべての下水道管渠に対して、一斉に対策を講じることは十分な経験を持つ技術者の不足等や地方自治体が下水道管渠の維持管理に割り当てる予算に関する制約の問題で困難な場合も少なくない。相対的に大きな劣化速度を有する下水道管渠の割合が大きい地区では、下水道管渠に損傷が発生した際に、他の下水道管渠の健全度も低下している可能性が高く、他の下水道管渠により機能を補完できない可能性が高い。そのため、当該地区をスクリーニングし、当該地区内の下水道管渠を包括的に重点的に管理する必要がある。以上の背景のもと、本研究では管渠の劣化速度に着目した下水道管渠についての重点管理地区のスクリーニング手法を提案する。具体的にはコンクリート管渠の劣化過程について下水道管渠の所在地や腐食環境等の劣化に影響を与える要因を混合マルコフ劣化ハザード

モデルに適用し、推計することにより、下水道管渠ごとの劣化速度の差異を表現する異質性パラメータを得る。そして、推計された異質性パラメータにより重みをつけることにより劣化速度の大きい下水道管渠を抽出した上で、地理データと紐付け、デュアル・カーネル密度推定を行うことにより、劣化速度の大きい管渠が密集する地域を特定し、重点的な維持管理を必要とする地域のスクリーニングを行う。以下、**2.**で、下水道管渠に関する管理の現況を整理し、本研究の基本的な考え方を述べる。**3.**で、下水道管渠の劣化速度を示す方法論を示す。textbf4.で、下水道管渠の地理情報に基づいた重点管理地区設定手法に関する定式化を行う。

2. 基本的な考え方

(1) 都市部における下水道管渠の維持管理

平成 28 年度末時点で標準耐用年数 50 年を経過した管渠の割合は総延長の 3% 程度であるが、10 年後には 12% 程度、20 年後には 30% 程度と急速に増加していくため下水道管渠の維持管理問題の解決が問題となっている¹⁾。中でも、図-1 に示すように都道府県が管理する下水道管渠の平均年齢は 20 年であることに対して、政令指定都市が管理する下水道管渠の平均年齢は 28 年



出展：国土交通省 各社会資本の老朽化の現状（下水）を加工して作成
http://www.mlit.go.jp/sogoseisaku/maintenance/02research/02_01.html

図-1 管理自治体による下水道管渠劣化状況の差異

である。つまり、政令指定都市においては、下水道管渠の老朽化に関する傾向は更に顕著であるため、維持管理問題への対応はより一層急務となっている。

$$(\text{リスクの大きさ}) = (\text{発生確率}) \times (\text{被害規模}) \quad (1)$$

現在、我が国における下水道管渠ごとの維持管理重要度は、式(1)で表現されるリスクの大きさにより評価される。なお、参考文献²⁾では式(1)中の(発生確率)の設定は経過年数による方法や健全度予測式による方法等が(被害規模)の設定は管口径や集水面積等によって影響度の評価や「機能上重要な施設」、「社会的な影響が大きな施設」や「事故時に対応が難しい施設」等の施設特性の総合的な評価による方法等が提案されている。しかし同時に、(発生確率)及び(被害規模)の設定は、地方公共団体の情報の蓄積状況等により選択・検討することが望ましいとされており、他の評価指標の有効性も示唆されている。本研究においては、1.に示すように、劣化速度が大きい下水道管渠の密集した地区にある下水道管渠は、損傷が発生した下水道管渠の機能を他の下水道管渠で補完できない可能性が高く、リスクが大きいと仮定をおく。そこで、(発生確率)には混合マルコフ劣化ハザードモデルにより得られる異質性パラメータの大きさのカーネル密度を、(被害規模)を相対的な劣化速度の大きな管渠の密集度合いを用い、これらの積を(リスクの大きさ)と定義する。以下では、この(リスクの大きさ)を算出し、維持管理に用いる手法を記述する。

(2) アセットマネジメントにおける地理情報の利用

近年、社会基盤施設の地理情報を活用したアセットマネジメントが注目されつつある。例えば、小田ら³⁾は舗装の路面性状調査結果に地理上の調査位置の情報を結びつけ、アプリケーション上で管理する舗装マネジメントシステムを構築したように、近年、社会基盤施設の地理情報と施設情報を結びつけることによりア

セットマネジメントを行う手法が普及しつつある。一方で、高度なアセットマネジメントを行うには、地理情報自体を解析し、マクロな視点で社会基盤施設の維持管理を行う必要がある。マクロな分析で地理情報を解析している例として、デュアル・カーネル密度推定が挙げられる。デュアル・カーネル密度推定は、標本の杉本らは、観光型レンタサイクル利用による回遊行動の実態を明らかにするために回遊行動に関するログの点分布をデュアル・カーネル密度推定により可視化している。鈴木らは、デュアル・カーネル密度推定を用いた空間的可視化により、過去と現在の密度分布を比較を行い、超常現象観の時代変化を明らかとしている。このように、他分野においてデュアル・カーネル密度推定は、活用されている例が多々散見されるが、アセットマネジメントの分野において活用されている例は見られない。そこで、本研究においては、デュアル・カーネル密度推定を用いたアセットマネジメントの高度化手法を提案する。

3. 下水道管渠に関する劣化速度予測の定式化

(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。施設の健全性を 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 における施設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。施設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。なお、微小時間での健全度の推移は1段階である。式(2)に表される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、

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

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に依存するという性質（マルコフ性）を満足する⁸⁾。

(2) 混合マルコフ劣化ハザードモデル

本研究においては、**2.(2)** に述べたように、(発生確率)の算出に混合マルコフ劣化ハザードモデルを援用した。混合マルコフ劣化ハザードモデルの詳細に関しては参考文献⁵⁾⁹⁾に詳しいが、ここでは同モデルを簡単に紹介しておく。本研究では目視点検データに基づく個々の施設の劣化予測を目的としている。分析の対象とする社会基盤施設を K 個の施設グループ（評価単位）に分割する。さらに、施設グループ k ($k = 1, \dots, K$) は、合計 L_k 個の施設で構成されている。施設グループ 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、施設グループ k の施設 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

$$\lambda_i^{l_k} = \tilde{\lambda}_i^{l_k} \varepsilon^k \quad (4)$$

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

を用いて表す。ここに、 $\tilde{\lambda}_i^{l_k}$ は施設グループ k の施設 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、施設グループ 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、当該施設グループ k に含まれる全ての施設の劣化速度が、標準ハザード率に対して大きいことを表す。式 (4) 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 $f(\varepsilon^k | \alpha, \gamma)$

$$f(\varepsilon^k | \alpha, \gamma) = \frac{1}{\gamma^\alpha \Gamma(\alpha)} (\varepsilon^k)^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{\varepsilon^k}{\gamma}\right) \quad (5)$$

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、

$$\bar{g}(\varepsilon^k | \phi) = \frac{\phi^\phi}{\Gamma(\phi)} (\varepsilon^k)^{\phi-1} \exp(-\phi\varepsilon^k) \quad (6)$$

と表される。

ここで、施設グループ 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。このとき、施設グループ k のある施設 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、指数ハザード率 (4) を用いて

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

と書き換えることができる。さらに、施設グループ k の施設 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、

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

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 (4) より、

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

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

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、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、

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

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 (6) 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 (8) を用いて

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

と表すことができる。マルコフ推移確率 $\tilde{\pi}_{ij}(z^{l_k})$ 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、

$$\tilde{\pi}_{ij}(z^{l_k}) = \int_0^\infty \pi_{ij}(z^{l_k} | \varepsilon^k) \bar{g}(\varepsilon^k | \phi) d\varepsilon^k \quad (13)$$

と表される。

(3) 目視点検データとハザード率

施設グループ k ($k = 1, \dots, K$) に属する施設 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。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 回目の目視点検が実施された

カレンダー時刻である。施設グループ k に含まれる施設 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 \bar{z}^{l_k} と、これら 2 回の目視点検で観測された施設の健全度 $\bar{h}(\tau_A^{l_k})$, $\bar{h}(\tau_B^{l_k})$ に関する情報が記載されている。記号「 $\bar{}$ 」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 $\delta_{ij}^{l_k}$ ($i = 1, \dots, I-1, j = i, \dots, I; k = 1, \dots, K; l_k = 1, \dots, L_k$) を

$$\delta_{ij}^{l_k} = \begin{cases} 1 & \bar{h}(\tau_A^{l_k}) = i, \bar{h}(\tau_B^{l_k}) = j \text{ の時} \\ 0 & \text{それ以外の時} \end{cases} \quad (14)$$

と定義する。さらに、ダミー変数ベクトルを $\delta^{l_k} = (\delta_{11}^{l_k}, \dots, \delta_{I-1,I}^{l_k})$ 、施設の劣化速度に影響を及ぼす施設の構造特性や環境条件を表す特性行ベクトルを $\bar{x}^{l_k} = (\bar{x}_1^{l_k}, \dots, \bar{x}_M^{l_k})$ と表す。ただし、 $\bar{x}_m^{l_k}$ ($m = 1, \dots, M$) は施設グループ k 、施設 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。施設グループ k に属する施設 l_k の点検サンプルが有する情報を $\xi^{l_k} = (\delta^{l_k}, \bar{z}^{l_k}, \bar{x}^{l_k})$ と表す。また、目視点検データ全体を Ξ と表す。

さらに、施設 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。社会基盤施設の劣化過程を特徴づける標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^{l_k}$ ($i = 1, \dots, I-1; k = 1, \dots, K$) は施設の特性格ベクトルに依存して変化すると考え、標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^{l_k}$ を特性格ベクトル x^{l_k} を用いて、

$$\tilde{\lambda}_i^{l_k} = \exp(x^{l_k} \beta'_i) \quad (15)$$

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。以上で定義したパラメータ β, ε を MCMC 法によりベイズ推定する。

4. 地理情報の活用手法

(1) カーネル密度推定法

2.(2) で述べたように（被害規模）を評価する指標として、相対的な劣化速度の大きな管渠の密集度合いを用いることとする。劣化速度の速い下水道管渠の密集している地域の評価法として標本より確率密度関数を推定するデュアル・カーネル密度推定法を用いる。

デュアルカーネル密度推定法は、標本より全体の分布についてノンパラメトリックに推定する手法の一つである。具体的には、各標本に対して影響範囲を仮定し、それらの影響範囲について足し合わせることで全

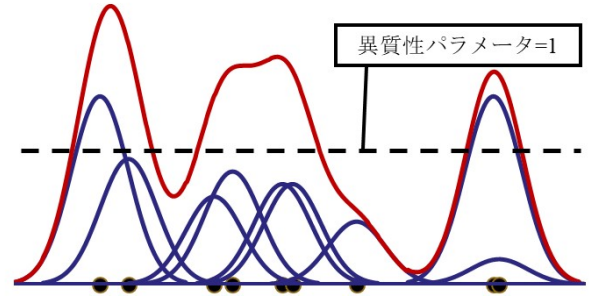


図-2 重みつけを行ったカーネル密度推定例

体の密度に関する分布を推定する。デュアル・カーネル密度推定法について手法論を説明する前に基本となるカーネル密度推定法について簡単に説明する。いま、下水道管渠 $X_n(1 \dots N)$ の要素にカーネル関数 $K(x)$ を設定する。本研究においては、カーネル関数 $K(x)$ を、

$$K(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} \quad (16)$$

のように平均が 0、分散が 1 のガウスカーネル関数により設定する。このカーネル関数 $K(x)$ が要素からの距離 x に対して、要素が持つ影響力の大きさを表す。そして、それぞれの要素に対して設定したカーネル関数 $K(x)$ について足し合わせることでカーネル密度推定量 $f_h(x)$ は、

$$f_h(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n \varepsilon_i K\left(\frac{x-x_i}{h}\right) \quad (17)$$

と表現される。 n はデータ数、 h はバンド幅、パラメータ h は、密度関数の滑らかさを表現し、 ε_i は管渠 i に対応する異質性パラメータを表現する。異質性パラメータを考慮し、カーネル密度推定法を用いることにより、特定の性質を持つ標本の密度を視覚的に確認することが可能である。

(2) デュアル・カーネル密度推定法

4.(1) で提案したカーネル密度推定法により、下水道管渠の密度を視覚的に表現することができる。しかし、下水道管渠のように地域により標本の密集度合いが極端に異なる対象を取り扱う場合、密度の影響を大きく受け、特定の管渠のみの密集度合いを正確に表現できない可能性がある。

具体的には、本研究においては異質性パラメータによる重みつけを行うが、式 (17) を適用すると、図-2 に示すように、破線以下の異質性パラメータを有する劣化速度の小さな管渠を過大評価する恐れがある。そこで、本研究においては、管渠密度による影響を排するために、カーネル密度推定法を高度化したデュアル・カー

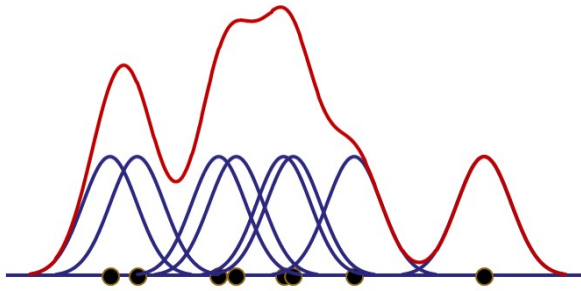


図-3 管渠密度のみを表現するカーネル密度推定例

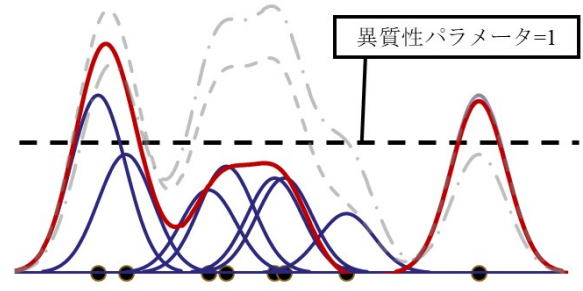


図-4 デュアルカーネル密度推定例

ネル密度推定法を援用する。デュアル・カーネル密度推定に関しては、参考文献⁴⁾に詳しいが、以下に簡単にその概要について記述する。

$$g_h(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-x_i}{h}\right) \quad (18)$$

まず、管渠密度による影響を排するため、異質性パラメータの影響を考慮しない管渠密度のみを表現するカーネル密度推定量を式(18)に定式化し、推定量に関する模式図を図-3に示す。デュアル・カーネル密度推定法は、1つの分析対象より2種類の異なる情報を表現するカーネル密度推定量が推定された際に、その2種類のカーネル密度推定量について差や積などの関係から新たな情報を得る推定法である。

$$h_h(x) = \begin{cases} f_h(x) - g_h(x) & f_h(x) - g_h(x) \geq 0 \\ 0 & f_h(x) - g_h(x) < 0 \end{cases} \quad (19)$$

本研究においては、式(17)と式(18)の差分を計算することにより、式(19)に示すデュアルカーネル密度推定量を推定する。なお、デュアルカーネル密度推定量の計算時に密度が負になった場合に関しては、0に置き換えることとする。デュアルカーネル密度推定量を用いることにより、図-4に示すように、管渠の密度が及ぼす影響を除き、より劣化速度の差異を強調して表現することが可能となる。以上の方法論を用い、4.(3)に示す混合マルコフ劣化ハザードモデルで推計された異質性パラメータ ε に緯度及び経度の地理情報を紐付けてデュアル・カーネル密度推定を適用することにより、下水道管渠の劣化速度を空間的に視覚化する。

5. おわりに

本研究では、下水道管渠を対象とし、地理情報を用い、アセットマネジメントを高度化する手法を提案した。具体的には、混合マルコフ劣化ハザードモデルの推計により劣化速度の差異を表現する異質性パラメータ

を推計する。そして、推計結果と下水道管渠の位置情報を結びつけデュアル・カーネル密度推定を適用することにより、空間的な劣化速度の差異について視覚化する手法を提案した。なお、本研究で提案した方法論を用い、実際の下水道点検台帳データを用いた実証分析を行っており、その結果および考察に関しては研究発表会にて提示する。

謝辞：本研究の一部を実施するあたり、独立行政法人日本学術振興会科学研究費助成事業「特別研究員奨励費（研究課題/領域番号：JP18J20014）」の助成を受けた。ここに記して感謝の意を表する。

参考文献

- 1) 国土交通省：国土交通白書，第二章第二節，pp156，2016
- 2) 下水道事業のストックマネジメント実施に関するガイドライン，日本語，2019年9月6日閲覧
- 3) 小田宏一，児玉英二，青木一也，貝戸清之，小林潔司：劣化ハザード率を用いた学習機能を有する舗装マネジメントシステム マネジメントシステム，土木情報利用技術論文集，vol.18,pp.165-174，2009
- 4) Eva Maria Jansenberger and Petra Stauer-Steinnocher: Dual Kernel Density Estimation as a Method for Describing Spatio-Temporal Changes in the Upper Austrian Food Retailing Market, "7th AGILE Conference on Geographic Information Science" 29 April-1May 2004, Heraklion, Greece Parallel Session 6.2- "Pricing & Geo Marketing", pp551-558
- 5) 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計，土木学会論文集 D3, Vol. 68, No. 4, pp. 255-271, 2012.
- 6) 鈴木 晃志郎，于 燕楠：心霊スポットの空間分布パターンにみる超常現象観の時代変化，日本地理学会春季学術大会，2019
- 7) 西村 圭太，杉本 興運，菊地 俊夫：コミュニティサイクル利用観光者の回遊行動特性-埼玉県川越市を事例に-，日本観光研究学会機関誌，Vol. 29, No. 2, pp.29-42, 2018
- 8) 森本英典，高橋幸雄：マルコフ解析，日科技連，1979
- 9) 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.