

III-A 362

地形情報を用いた基礎地盤レベル推定システムの開発

清水建設和泉研究室 正会員 鈴木 誠・本多 眞  
 中部電力電力技術研究所 正会員 上田 稔・近藤寛通

1. はじめに

基礎地盤が深いところに構造物を構築するときには、杭基礎が用いられることが多い。したがって限られた調査ボーリングデータから支持杭の基礎地盤面レベルを精度よく推定することが非常に重要である。しかし、起伏の急峻な山岳地域に変電所などを建設する場合、調査ボーリング結果だけでは基礎地盤面レベルを精度よく推定するのは困難なことがある。そのため、従来は専門家が地表踏査や弾性波探査も参考にして、やや主観的に推定していることが多い。本報告は、支持杭の杭長設定を目的とし、基礎地盤面レベルの推定に地盤統計学の一手法であるCokriging<sup>1)</sup>を適用したコンピュータによる設計支援システムの開発について紹介する。このシステムは調査ボーリングや地形データをもとに、基礎地盤レベルを容易に推定できるため、追加調査ボーリングなどを行った場合などに迅速な設計変更が可能となる。

2. システムの概要

システムの全体フローを図-1に示す。左側の流れが作業を、右側がデータの流れを表わしている。最初に、調査ボーリングから地表面レベルとN値や地層境界による基礎地盤面レベルを入力し、それらの相関性を検討する。相関係数が低いときには調査ボーリングデータからKrigingを適用する。相関係数が高いときには、地表面レベルと基礎地盤面レベルから2変量確率場のモデルを仮定し、パラメータ推定とモデル選択を行う。次に、地形データと露頭調査・弾性波探査等のデータを入力する。モデルのパラメータとすべての入力データを用いて、Cokrigingにより任意の位置での基礎地盤面レベルを推定する。杭の打設配置が決まっていれば、その座標を入力することによって、杭長の推定値と推定誤差が算出される。

3. 2変量確率場のモデル化と空間分布推定

$Z_1(\mathbf{x})$ を地表面レベル、 $Z_2(\mathbf{x})$ を基礎地盤面レベルとした2変量確率場を仮定する。確率場の推定にあたっては、次に示すトレンド成分とランダム成分の関数モデルを設定して、対数尤度とパラメータ数で定義されるAIC規準<sup>2)</sup>により最良モデル選択を行う。

【トレンド成分】

$$\begin{Bmatrix} \mu_1(\mathbf{x}) \\ \mu_2(\mathbf{x}) \end{Bmatrix} = \begin{Bmatrix} b_0 + b_1'x + b_2'y \\ b_0' + b_1''x + b_2''y \end{Bmatrix} \quad (1)$$

【ランダム成分】

$$\begin{cases} C_{11}(\mathbf{h}) = \sigma_1^2 \exp\left\{-\left(\frac{\Delta x^2}{a_1^2} + \frac{\Delta y^2}{a_2^2}\right)^{1/2}\right\} \\ C_{22}(\mathbf{h}) = \sigma_2^2 \exp\left\{-\left(\frac{\Delta x^2}{a_1^2} + \frac{\Delta y^2}{a_2^2}\right)^{1/2}\right\} \\ C_{12}(\mathbf{h}) = C_{21}(\mathbf{h}) = \rho \cdot \sigma_1 \cdot \sigma_2 \exp\left\{-\left(\frac{\Delta x^2}{a_1^2} + \frac{\Delta y^2}{a_2^2}\right)^{1/2}\right\} \end{cases} \quad (2)$$

ここでランダム成分の自己共分散関数と相互共分散関数は、空間的な相関パラメータ $a_i$ を共通とするモデルを設定した。限られたデータから確率場 $Z_1(\mathbf{x}), Z_2(\mathbf{x})$ のトレンド成分とランダム成分を決定するために、最尤法<sup>3)</sup>によりパラメータの推定を行う。

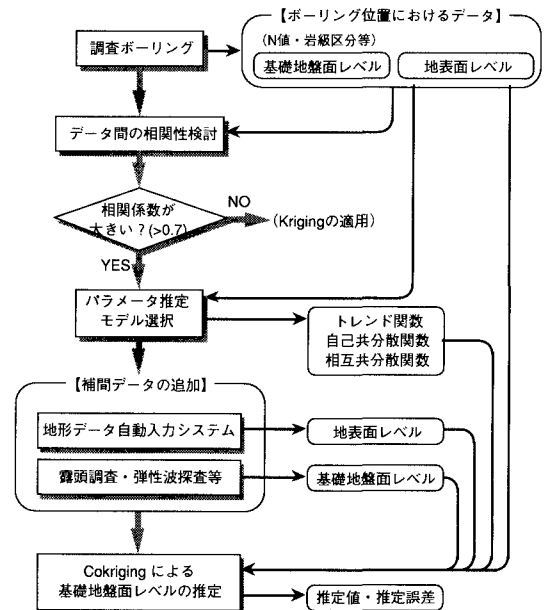


図-1 システムのフロー

すなわちパラメータベクトル $\underline{\theta}$ は、同時密度確率関数である尤度を最大化することにより推定される。計算上から次式で示す負の対数尤度を最小化することにより決定する。

$$L(\underline{z}|\underline{\theta}) = -\ln p(\underline{z}|\underline{\theta}) = N \ln(2\pi) + \frac{1}{2} \ln|\mathbf{Q}| + \frac{1}{2} (\underline{z} - \underline{\mu})^T \mathbf{Q}^{-1} (\underline{z} - \underline{\mu}) \quad (3)$$

上式を最小化するために、ここではガウス-ニュートン法を用いる。

#### 4. Cokrigingによる空間分布推定

Cokrigingでは、右式に示されるように任意の点の推定値は、各観測値の線形和で表される。

$$Z_2^*(\mathbf{x}_0) = \sum_{i=1}^{N_1} \lambda_{1i} Z_1(\mathbf{x}_{1i}) + \sum_{j=1}^{N_2} \lambda_{2j} Z_2(\mathbf{x}_{2j}) \quad (4)$$

ここで、 $\lambda_1, \lambda_2$ は $Z_1$ と $Z_2$ を関係づける重み係数であり、 $N_1$ と $N_2$ は地点 $\mathbf{x}_0$ の推定に影響を与える $Z_1$ と $Z_2$ の観測値の数である。重み係数 $\lambda_1, \lambda_2$ は、以下に示す推定量 $Z_2^*$ の不偏性と推定誤差分散 $\sigma_E^2$ の最小化の条件を満たす必要がある。

$$E\{Z_2^*(\mathbf{x}_0) - Z_2(\mathbf{x}_0)\} = 0 \quad (5), \quad \sigma_E^2(\mathbf{x}_0) = E\left\{[Z_2^*(\mathbf{x}_0) - Z_2(\mathbf{x}_0)]^2\right\} = \text{minimum} \quad (6)$$

式(4)を(5)に代入し、 $E\{Z(\mathbf{x})\} = \mu(\mathbf{x})$ であることを考慮すると、

$$E\{Z_2^*(\mathbf{x}_0) - Z_2(\mathbf{x}_0)\} = \mu_1(\mathbf{x}) \sum_i \lambda_{1i} + \mu_2(\mathbf{x}) \sum_j \lambda_{2j} - \mu_2(\mathbf{x}) = 0 \quad (7)$$

となる。したがって、推定量 $Z_2^*$ の不偏性から以下の条件が導き出される。

$$\sum_{i=1}^{N_1} \lambda_{1i} = 0, \quad \sum_{j=1}^{N_2} \lambda_{2j} = 1 \quad (8)$$

また式(6)は、次式のように展開され、

$$\sigma_E^2(\mathbf{x}_0) = E\{Z_2^{*2}(\mathbf{x}_0)\} + E\{Z_2^2(\mathbf{x}_0)\} - 2E\{Z_2^*(\mathbf{x}_0)Z_2(\mathbf{x}_0)\} \quad (9)$$

となる。式(8)の条件の下、式(9)を最小化するためにラグランジュの未定係数法を用いると、

$$\sum_{i=1}^{N_1} \lambda_{1i} C_{11}(\mathbf{x}_{1i}, \mathbf{x}_{1k}) + \sum_{j=1}^{N_2} \lambda_{2j} C_{12}(\mathbf{x}_{1k}, \mathbf{x}_{2j}) - \eta_1 = C_{21}(\mathbf{x}_0, \mathbf{x}_{1k}), \quad k = 1, \dots, N_1 \quad (10)$$

$$\sum_{i=1}^{N_1} \lambda_{1i} C_{21}(\mathbf{x}_{2l}, \mathbf{x}_{1i}) + \sum_{j=1}^{N_2} \lambda_{2j} C_{22}(\mathbf{x}_{2j}, \mathbf{x}_{2l}) - \eta_2 = C_{22}(\mathbf{x}_0, \mathbf{x}_{2l}), \quad l = 1, \dots, N_2 \quad (11)$$

となり、これは未知数 $\lambda_{1i}, \lambda_{2j}$ および $\eta_1, \eta_2$ の線形方程式であり、Cokrigingの定式化である。そして最小化された推定誤差分散は次式で表される。

$$\sigma_E^2(\mathbf{x}_0) = C_{22}(0) + \eta_2 - \sum_{i=1}^{N_1} \lambda_{1i} C_{21}(\mathbf{x}_0, \mathbf{x}_{1i}) - \sum_{j=1}^{N_2} \lambda_{2j} C_{22}(\mathbf{x}_{2j}, \mathbf{x}_0) \quad (12)$$

#### 5. おわりに

杭基礎の設計においては、基礎地盤面レベルを精度良く推定することが重要である。そこで、地形データを用いたCokrigingによる基礎地盤面レベル推定のコンピュータ設計支援システムの開発を行った。また地形データ自動入力システム<sup>4)</sup>を併用することにより、設計の合理化が図れ、コストの削減に非常に有効である。

#### 参考文献

- 1) Journel, A. G. and Huijbregts, Ch. J. : *Mining geostatistics*, Academic Press, Inc., pp.324-343, 1978.
- 2) Akaike, H. : A new look at the statistical model identification., *IEEE Trans. Automat. Control*, AC-19, pp.716-723, 1974.
- 3) 鈴木 誠 : 空間的に分布する地盤物性値の統計量推定, JCOSSAR'91論文集, pp.707-710, 1991.
- 4) 近藤寛通ほか : 地形データ自動入力システムによる地盤数値解析システムの開発, 電力土木, No.260, pp.112-117, 1995.