

1. 本研究の目的

粘性土地盤上の埋め立て工事において、不同沈下が技術的課題になる場合が多い。本研究は、その予測手法の確立を目的として、クリギングによる地盤物性値の空間変動推定法について検討を行っている。本研究の推定手順を図-1に示す。この場合、自己相関関数の算定は重要な位置を占めるが、圧密パラメータの自己相関性については、実データを用いた検討が十分でないと考えられる。本文においては、図-1に示す各手順段階の統計処理結果を示しながら、合理的な空間変動の推定法について検討する。

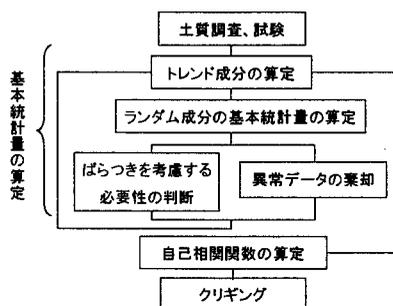


図-1 地盤物性値の空間変動の推定手順

2. 検討するデータ

検討に用いるデータは、ボーリングが100本以上実施されている岩国地区の粘性土地盤におけるものである。標準圧密試験から得られる圧縮指数 C_c 、圧密降伏応力 p_c 、その時の間隙比 e_{pc} 、またその他の土質パラメータを地盤区分に従ってデータベース化し、その空間変動を統計的手法を用いて検討した。本文では、以上のうち1つの地盤区分における粘土層の C_c に関する検討結果を示す。

3. 基本統計量の算定

(1)ばらつき(ランダム)成分の抽出: 地盤物性値 $Z(x)$ をトレンド成分 $m(x)$ とランダム成分 $W(x)$ の和からなる確立変数と仮定し (x : データがサンプリングされた3次元位置)、均一な確率場を得るために、 $Z(x)$ からトレンド関数より算定される $m(x)$ を除去する。予備検討の結果より、2次までの多項式をトレンド関数として準備し、AIC¹⁾によって係数を決定した。 $W(x)^2$ の深度分布を図-2に示す。図において、異常、すなわち正規分布から大きく外れると考えられる土質データがいくつか認められる。

(2)異常データの棄却: 残差の頻度分布図を作成し、その分布形を判断し、異常値と認められるものを棄却する。この時、データの棄却が実際の統計的性質を歪める危険性を考慮して、棄却数を全データ数の5%以下とした。図-2に示すデータでは、○で囲んだ3つのデータを棄却した。

(3)ばらつきを考慮する必要性の判断: 変動係数の大きさで評価する。代表的な土質パラメータについて算定した変動係数を表-1に示す。本研究においては、主観的に0.05をばらつきを考慮する必要性の判断の基準値としたが、感度解析などによる基準値の設定が実際的と考えられる。

4. 自己相関関数の算定

(1)バリオグラム γ の算定

地盤物性値の位置的相関性は、堆積方向とそれに直交する方向で異なる。そこで、 γ -水平距離 dh -鉛直距離 dv 関係よりバリオグラムの推定を試みた。バリオグラムの算定は積率法に従い、次式より推定した。なお、 N は $dh-dv$ 空間を単位距離ごとに分割した一つの要素に含まれるデータの組み合わせ数である。

$$\gamma = \frac{1}{2N} \sum_{i=1}^N [\{ W_i(x) - W_i(x+h) \}^2] \quad (1)$$

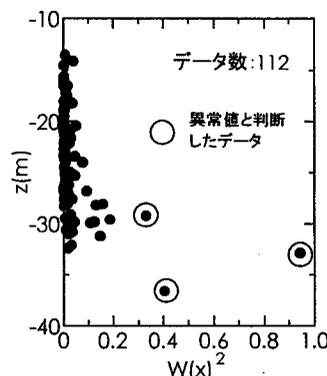


図-2 $W(x)^2$ の深度分布

表-1 各土質パラメータの変動係数

土質パラメータ	変動係数
C_c	0.103
p_c	0.054
e_{pc}	0.085
γ_t	0.016

信頼性のある γ を算出する必要条件として、具体的な N や要素の大きさが報告されている²⁾。そこで、本研究は、分割数を変化させて、 γ - dh - dv 関係を求めた。要素分割数 5 の場合を例として、各要素ごとに算定された σ^2 (分散) と N を図-3 に、同じく γ を図-4 に示す。以上の検討より、 γ 、 σ の信頼性は N 、すなわち要素の分割数に大きく影響を受けることが分かった。従って、データの自己相関性を検討する場合、データのサンプリング間隔を考慮して、適当な分割数を指定する必要性が分かった。また、バリオグラム関数形を仮定し、その係数を図-4 に示すような関係より最小 2 乗法で算定する場合、 N を重みとして考慮する必要性が分かった。

(2)バリオグラム関数

γ - dh - dv 関係を線形関数で評価することが実際的と考え、次の 3 つのモデルの有効性について検討した。

$$\text{モデル 1 : } \gamma = \sigma^2 \cdot \left[1 - \exp\left\{-\left(a_0 dh^2 + a_1 dv^2\right)\right\}\right] \quad (2)$$

$$\text{モデル 2 : } \gamma = b_0 + b_1 \cdot dh + b_2 \cdot dv \quad (3)$$

$$\text{モデル 3 : } \ln \gamma = c_0 + c_1 \cdot \ln(dh) + c_2 \cdot \ln(dv) \quad (4)$$

モデル 1 は、相関距離を係数とするものであるが、各要素ごとの γ 、 σ のばらつきが大きいために、重み付き最小 2 乗法に従いモデルの係数を算定すると、非現実的な係数が計算された。そこで、自己相関係数 ρ - dh 、 ρ - dv 関係を独立に評価して、モデルの係数(相関距離)を推定した。結果を図-5 に示す。奥村ら³⁾による結果と比較すると、水平方向の相関距離は同程度あるが、鉛直方向の結果は、1/5 程度である。これは地盤のローカル性によるものと推察される。

最小 2 乗法でモデルの係数を評価する場合、式(3)、(4)に示すようなモデルを用いれば、モデル 1 の算定時に生じた計算上の問題は生じない。各モデルについて算定した係数を表-2 に示す。この関係より、鉛直方向と水平方向に関するサンプリング間隔、相関性が大きく異なるため、算定結果より相関距離を評価することは難しいことが分かる。地盤物性値の自己相関関数を評価する場合、モデル 1 の算定時同様、 ρ - dh 、 ρ - dv 関係を独立して評価することが実際的と考えられる。

5. まとめ

本研究から得られた知見をまとめれば以下のとおりとなる。

- 1)基本統計量の算定時においては、異常値と見なされるデータを慎重に抽出する必要がある。
- 2)積率法によって自己相関関係を評価する場合、解析するデータの性質を考慮して要素の分割を行うべきである。
- 3)データの自己相関性を多次元に評価する場合、相関を考える方向ごとに独立して評価することが実際的である。

今後、最尤法など他の自己相関関数の推定法に関する検討をふまえ、多次元クリギングと 3 次元連成解析を合理的に組み合わせた不同沈下の事前予測手法の確立に努めたい。

参考文献: 1)赤池: 数理科学, No.153, pp.5-11, 1976、2)例えば、Gutjahr: geostatistical methods, in 'Soil spatial variability', Pudoc, Wageningen, pp.9-34, 1985、3)奥村ら: 港湾技術研究所報告, 第 20 巻, 第 3 号, pp.131-168, 1981

		$\sigma^2/N \quad \sigma^2 = 0.0188$					鉛直方向	
		0.0185/ 105	0.0161 / 524	0.0167 / 402	0.0223 / 200	0.0334 / 47	0.002 / 1	
		0.0036 / 2	0.0198 / 559	0.0209 / 428	0.0225 / 204	0.0229 / 60	0.0124 / 7	
		0.0130 / 13	0.0156 / 605	0.0180 / 485	0.0217 / 270	0.0328 / 114	0.0480 / 24	
		0.0249 / 6	0.0166 / 247	0.0148 / 202	0.0153 / 118	0.0170 / 57	0.0390 / 10	
		0.0109 / 1	0.0112 / 179	0.0138 / 159	0.0166 / 119	0.0230 / 66	0.0389 / 21	
水平方向	↓							

図-3 各要素ごとの σ^2 と N

		鉛直方向					
		0	0.0158	0.0188	0.0224	0.0337	0.0024
		0.0015	0.0206	0.0210	0.0211	0.0299	0.0130
		0.0188	0.0156	0.0181	0.0237	0.0329	0.0500
		0.0097	0.0179	0.0134	0.0148	0.0162	0.0345
		0.0216	0.0123	0.0116	0.0164	0.0236	0.0404
水平方向	↓						

図-4 各要素ごとの γ

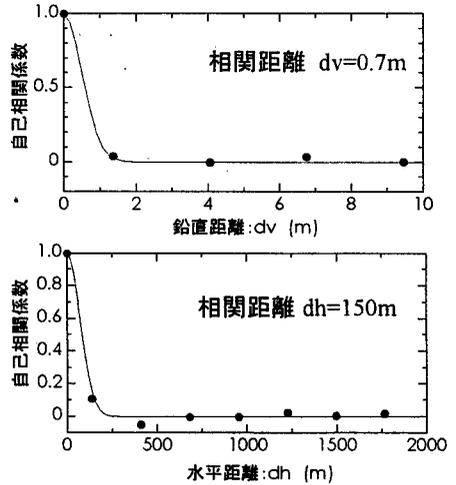


図-5 ρ - dh 、 ρ - dv 関係

表-2 モデル 2、3 の係数

モデル 2	$b_0 = +0.161E-01$	$b_1 = +0.000E+00$	$b_2 = +0.626E-03$
モデル 3	$c_0 = -0.499E+01$	$c_1 = +0.192E-01$	$c_2 = +0.900E+00$