

海底粘性土地盤における 地盤物性値の空間変動の推定

Estimation of spatial variation of soil profiles
in a submarine clayey deposit

宮田喜壽* 木暮敬二** 本城勇介***

Yoshihisa MIYAYA, Keiji KOGURE, Yusuke HONJO

Differential settlement is serious problem in reclaiming a wide tract from the sea. As a primary factor, spatial variation of soil profiles can be considered. In estimating spatial variation of soil profiles, "Kriging" can be available. However, practical Kriging have not been established enough. Object of this study is to establish practical Kriging estimating spatial variation of soil profiles using over 400 standard consolidation test results for a submarine clayey deposit. In this paper, we examine that the effect of evaluation of uniformly random component of soil profiles and anisotropy correlation on the degree of estimating accuracy.

Keywords: statistical analysis, spatial variation, soil profiles, consolidation parameter

1. はじめに

海底粘性土地盤を埋め立てる場合、地盤物性値の空間変動に伴う不同沈下が問題になる。サンプリングデータなどの事前情報を用いて、地盤物性値の空間変動を推定する場合、空間分布の推定誤差を地盤物性値の不確定性として確率論的に扱うクリギングの適用が考えられる。しかし、その実用性に関する検討は十分でない。本研究の目的は、実地盤のサンプルデータを用いて、実用的な地盤物性値の空間変動の推定法を確立することである。本文では、トレンドの処理や異方的な自己相関性の考慮が推定精度に及ぼす影響について考察する。

2. 解析の概要

(1) 地盤物性値のモデル化とクリギング¹⁾

クリギングは、均質な確率変数に対して有効な手法であるが、地盤物性値は特定の傾向を示しながら、変動することが一般的である。本研究においては、空間座標を $\mathbf{x} = \{x, y, z\}$ で表し、地盤物性値 $S(\mathbf{x})$ をトレンド成分 $m(\mathbf{x})$ とランダム成分 $w(\mathbf{x})$ からなる確率変数としてモデル化した。

$$S(\mathbf{x}) = m(\mathbf{x}) + w(\mathbf{x}) \quad (1)$$

トレンド成分は、一般に多項式でモデル化される。しかし、複雑に変動するトレンドを一つの多項式でモデル化することは難しい。そこで、トレンドを3次元的にブロック分割した解析対象領域ごとに、異なる多項式関数でモデル化した。モデルには、2次までの3次元多項式を準備し、最適モデルの決定は、AIC基準²⁾に従った。

$$m(\mathbf{x}) = [f(\mathbf{x})]^T \cdot \{\beta\} = \beta_l f_l(\mathbf{x}) \quad (l=1, 10) \quad (2)$$

ここで、 $\{\beta\}$ はトレンド関数の係数ベクトルを表し、 $f(\mathbf{x})$ は次式で表される

* 正会員 防衛大学校土木工学教室 助手 (239 横須賀市走水 1-10-20)

** 正会員 防衛大学校土木工学教室 教授

*** 正会員 岐阜大学工学部土木工学科 助教授

$$f(x) = \{f_1(x), \dots, f_{10}(x)\} = \{1, x, x^2, y, y^2, z, z^2, xy, yz, zx\} \quad (3)$$

推定に用いる情報としての、サンプリングデータの集合には、異常値とみなされるデータが含まれるのが一般的である。しかし、そのようなデータを客観的に選択して棄却することは難しい。本研究においては、データの最大棄却数を解析対象領域における標本数の5%以下として、解析領域の分割、異常値の棄却、トレンド関数の決定、ランダム成分の基本統計量の考察を繰り返し行い、トレンド成分とランダム成分の推定を行った。以上の処理の流れを図-1に示す。

クリギングでは、式(4)に示す連立方程式を解き、その解 λ 、 μ を式(10)、(11)に代入して、 \hat{x} における最尤推定量 $S(\hat{x})$ と推定誤差分散 $\sigma_e^2(\hat{x})$ を計算する。

$$\begin{bmatrix} K(x_i) & F(x_i) \\ F^T(x_i) & 0 \end{bmatrix} \begin{Bmatrix} \lambda \\ -\mu \end{Bmatrix} = \begin{Bmatrix} k(x_i, \hat{x}) \\ f(\hat{x}) \end{Bmatrix} \quad (4)$$

ここで、

x_i : サンプルデータの位置

($i : 1 \sim N$ 、 N : サンプルデータ数)

\hat{x} : データを推定する位置

$$\lambda^T = \{\lambda_1 \ \lambda_2 \ \cdots \ \lambda_N\} \quad (5)$$

$$\mu^T = \{\mu_1 \ \mu_2 \ \cdots \ \mu_{10}\} \quad (6)$$

$K(x_i)$ 、 $F(x_i)$ 、 $k(x_i, \hat{x})$ は以下に示すとおりで、 $f(\hat{x})$ は、式(3)に \hat{x} を代入して求まるベクトルである。

$$K(x_i) = K_{lm} = \begin{bmatrix} \text{var}\{w(x_1)\} & \text{cov}\{w(x_1), w(x_2)\} & \cdots & \text{cov}\{w(x_1), w(x_N)\} \\ \text{cov}\{w(x_2), w(x_1)\} & \text{var}\{w(x_2)\} & \cdots & \text{cov}\{w(x_2), w(x_N)\} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \text{cov}\{w(x_N), w(x_1)\} & \text{cov}\{w(x_1), w(x_N)\} & \cdots & \text{var}\{w(x_N)\} \end{bmatrix} \quad (7)$$

$$F(x_i) = \begin{bmatrix} f^T(x_1) \\ f^T(x_2) \\ \vdots \\ f^T(x_N) \end{bmatrix} \quad (8)$$

$$k(x_i, \hat{x}) = \begin{Bmatrix} \text{cov}\{w(x_1), w(\hat{x})\} \\ \text{cov}\{w(x_2), w(\hat{x})\} \\ \vdots \\ \text{cov}\{w(x_N), w(\hat{x})\} \end{Bmatrix} \quad (9)$$

$$S(\hat{x}) = [S(x)]^T \{\lambda\} \quad (10)$$

$$\sigma_e^2(\hat{x}) = \text{Var}\{W(x_i)\} - \{\lambda\}^T \{k(x_i)\} + \{\mu\}^T \{f(x_i)\} \quad (11)$$

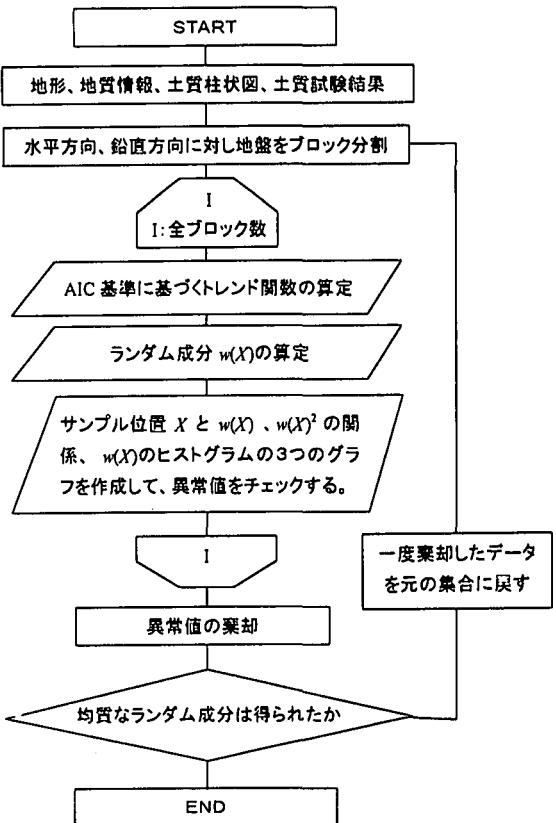


図-1 トレンド関数算定のフロー図

(2) 地盤物性値の自己相関性の評価

(1)に示したクリギングの概要より、データ間の相関性の評価が、推定精度に影響することが分かる。本研究は、圧密に関する地盤物性値を対象にしている。その自己相関性に関しては、奥村ら³⁾が詳細に検討しているが、その他の検討例は比較的少ない⁴⁾。

既往の研究⁵⁾によれば、位置的な相関性を検討する場合、異方的な相関性を考慮することが重要と考えられる。本研究は、先に行つた自己相関性の評価法に関する検討⁶⁾より、以下の方法で自己相関性を評価した。

1) 積率法に従い、相関係数とサンプ

ルデータ間の距離の関係を水平、鉛直方向それぞれ独立に評価する。2) その関係を式(12)に示すモデルで補間する。

$$\text{モデル } 1 : \gamma = \sigma^2 \cdot [1 - \exp\{- (a_0 dh^2 + a_1 dv^2)\}] \quad (12)$$

ここで、 γ は次式で定義されるバリオグラムで、 dh , dv はデータ間の距離。

$$\gamma(dx) = \frac{1}{2N} \sum_{i=1}^N [(W_i(x) - W_i(x+dx))^2] \quad (13)$$

(3) 解析対象地盤と着目する地盤物性値の種類

岩国市沖の海底粘性土地盤における地盤調査結果を用いた。この地盤においては、図-2に示すように、広範囲にわたってボーリング調査が行われている。解析においては、不同沈下予測を念頭において、標準圧密試験から得られる圧縮指数 C_s 、圧密降伏応力 p_c 、その時の間隙比 e_p 、また湿潤密度 γ_t の空間変動を検討した。

(4) 解析ケース

トレンドの処理や異方的な自己相関性の考慮が解析精度に及ぼす影響を調べるために、推定の対象となる地盤物性値について、以下に示す計算を、表-1に示す異なる解析レベルで行った。

- 1) 着目ブロックから一つデータを除く。
- 2) 除いたデータ位置について、クリギングを行う。
- 3) 全データについて 1), 2) を繰り返し、推定誤差分散 σ_e^2 の平均と 1) で除いたデータ（真値）が最尤推定量 $\mu \pm \sigma_e$ に入る確率 P を計算する。

以上の計算において、解析精度が高いときほど、 P がガウス分布より 0.68 周辺になり、推定偏差が小さくなると考えられる。

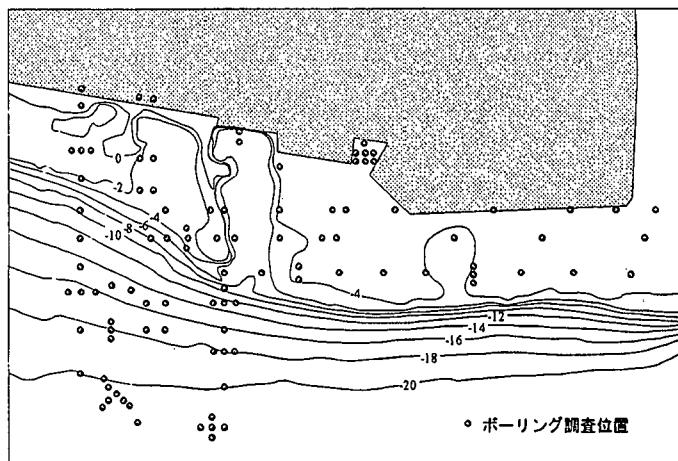


図-2 ボーリング調査位置説明図

表-1 解析レベル

	データ間の相関	異方的な相関性	トレンド	土層分割
Level-1	×	×	×	×
Level-2	○	×	×	×
Level-3	○	○	×	×
Level-4	○	○	○	×
Level-5	○	○	○	○

○ 考慮する × 考慮しない

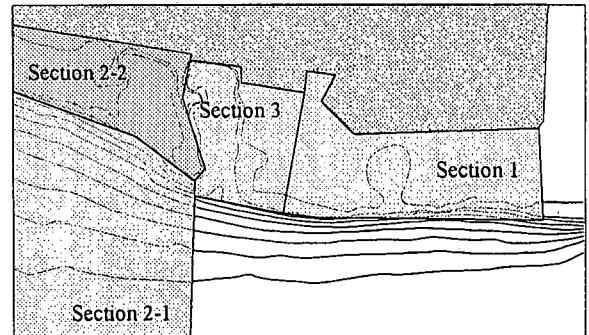


図-3 解析領域の分割結果

3. 推定結果と考察

(1) ランダム成分の推定

地盤調査結果に加え、(1)クリギングは内挿手法の一つであること、(2)サンプリングデータ数が少なくなると、母集団の推定精度が低下することなどを考慮して、解析対象領域を、平面的に4分割(Section 1～3)、深さ方向に2分割(粘土層、シルト層)した。平面的な分割結果を図-3に示す。本文では、特に断らない場合、Section 1における粘土層の C_c に関する結果を中心に議論を進める。

トレンド処理後のデータの統計的性質として、ランダム成分の深度分布と頻度分布を図-4に示す。この図より、先に述べたトレンドの処理法によって得られるランダム成分は、正規分布に従う確率変数と見なすことが妥当と判断される。トレンド値を平均値とみなして計算した全ブロックに関する変動係数を表-2に示す。この表より、 γ_c を除く3種類の地盤物性値について、空間変動を考慮する必要があることが分かる。

(2) 自己相関性の推定

積率法によって評価した相関係数とデータ間距離の関係を、鉛直方向、水平方向について図-5に示す。

図中の実線は、式(12)に示すモデルで補間した結果である。この図から、今回仮定したモデルは、相関係数がデータ間の距離の増加に伴い急激に小さくなる傾向をうまく表現

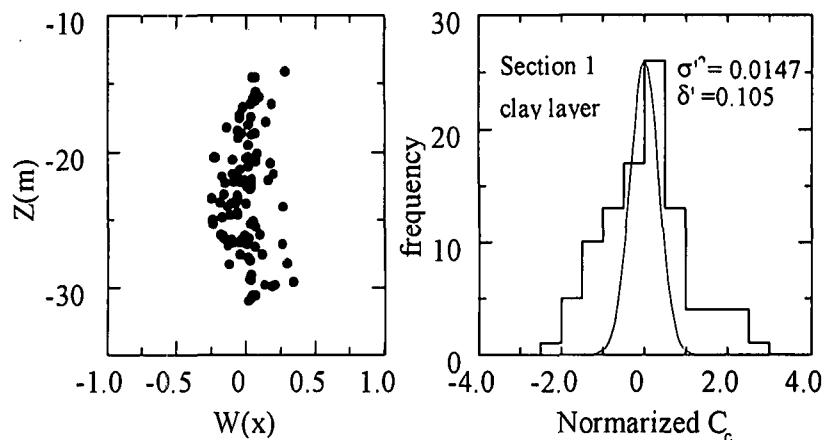


図-4 ランダム成分の深度分布と基本統計量

表-2 変動評価係数一覧

	Section 1		2-1		2-2		3	
	clay	silt	clay	silt	clay	silt	clay	silt
C_c	0.105	0.248	0.067		0.092	0.070	0.105	0.189
p_c	0.044	0.103	0.036		0.048	0.107	0.052	0.194
e_{pc}	0.117	0.119	0.156		0.204	0.390	0.127	0.148
γ_c	0.011	0.027	0.009		0.014	0.023	0.014	0.018

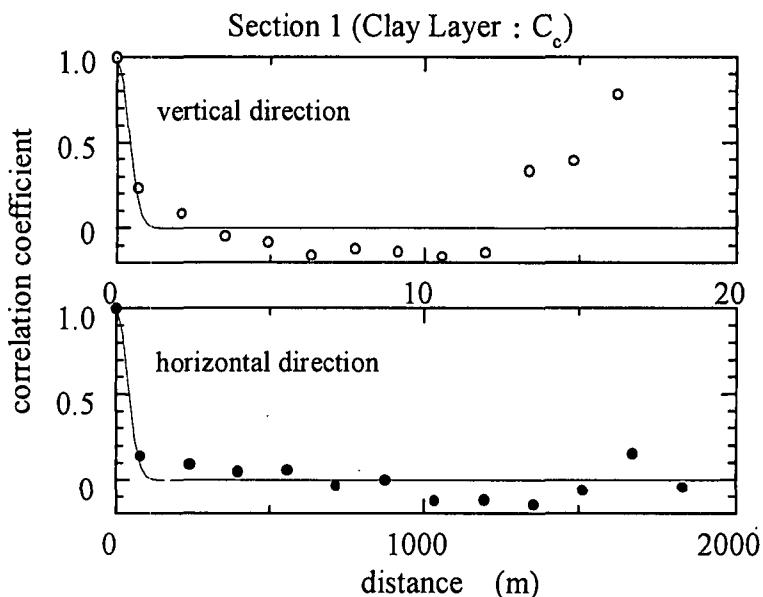


図-5 水平-鉛直方向における自己相関関数

表-3 相関距離一覧

	Section 1				Section 2-1				Section 2-2				Section 3			
	Clay		sillt		clay		sillt		clay		sillt		clay		sillt	
	h_h	h_v	h_h	h_v	h_h	h_v	h_h	h_v	h_h	h_v	h_h	h_v	h_h	h_v	h_h	h_v
C_c	50	0.5	70	0.4	30	0.5			40	0.6	70	0.6	70	0.5	70	0.5
p_c	50	0.5	70	0.5	30	0.5			40	0.6	70	0.5	60	0.5	60	0.5
e_{pc}	50	0.5	70	0.4	30	0.5			70	0.5	70	0.5	70	0.4	70	0.4

していることが分かる。全解析ブロックにおける3種類の地盤物性値の相関距離を表-3に示す。2つの相関距離の大きさ、および相対的な関係は、地盤のローカル性を表現すると考えられる。表-3において、今回対象とした地盤における各地盤物性値の水平方向の相関距離は、鉛直方向より100程度長いことが分かる。

(3) 空間変動の推定

地盤物性値の空間変動特性を表-1に示した各解析レベルで評価した。5段階の解析レベルにおける推定誤差偏差 σ_E と真値が最尤推定量 $\mu \pm \sigma_E$ に入る確率 P_σ の関係をまとめて図-6に示す。ここで、各ケースにおける自己相関関数は、それぞれ各計算条件に応じて評価した。図-6において、解析で考慮する内容が多くなるに従い、 P_σ は0.6~0.7程度で、 σ_E は小さくなることが分かる。また、サンプリングデータをそのまま均質な確率変数とみなしたlevel 2の推定精度は、単純に一つの平均値、分散で解析対象領域の確率構造を推定したlevel 1の推定精度より劣る点が興味深い。結果は省略するが、他のブロックの全地盤物性値についても、同様な傾向が認められた。

レベル5の解析結果において、Section 1における3つの地盤物性値の、最尤推定量(estimated)と真値となるデータ(observed)の関係を図-7に示す。両者は、比較的大きな範囲において、1対1の関係を表す直線付近にばらついていることが分かる。

以上の結果より、均質なランダム成分を推定し、異方的な自己相関性を考慮すれば、クリギングによる地盤物性値の空間変動推定の精度が向上することが分かる。

4. まとめ

今回の解析領域における地盤物性値の空間変動をクリギングに基づき推定した結果、以下の知見が得られた。

(1) 推定したランダム成分は、正規確率変数と仮定できた。(2)圧縮指数、圧密降伏応力、およびその時の間隙比、そして湿潤密度のばらつきの大きさを評価した結果、湿潤密度を除けば、空間変動を考慮する必要性が明らかになった。(3)3種類の地盤物性値の自己相関性を考慮した結果、水平方向の相関距離は、総じて鉛直方向の100倍程度であることが明らかになった。(4)均質なランダム成分を推定し、異方的な自己相関性を考慮すれば、推定精度が向上することが明らかになった。

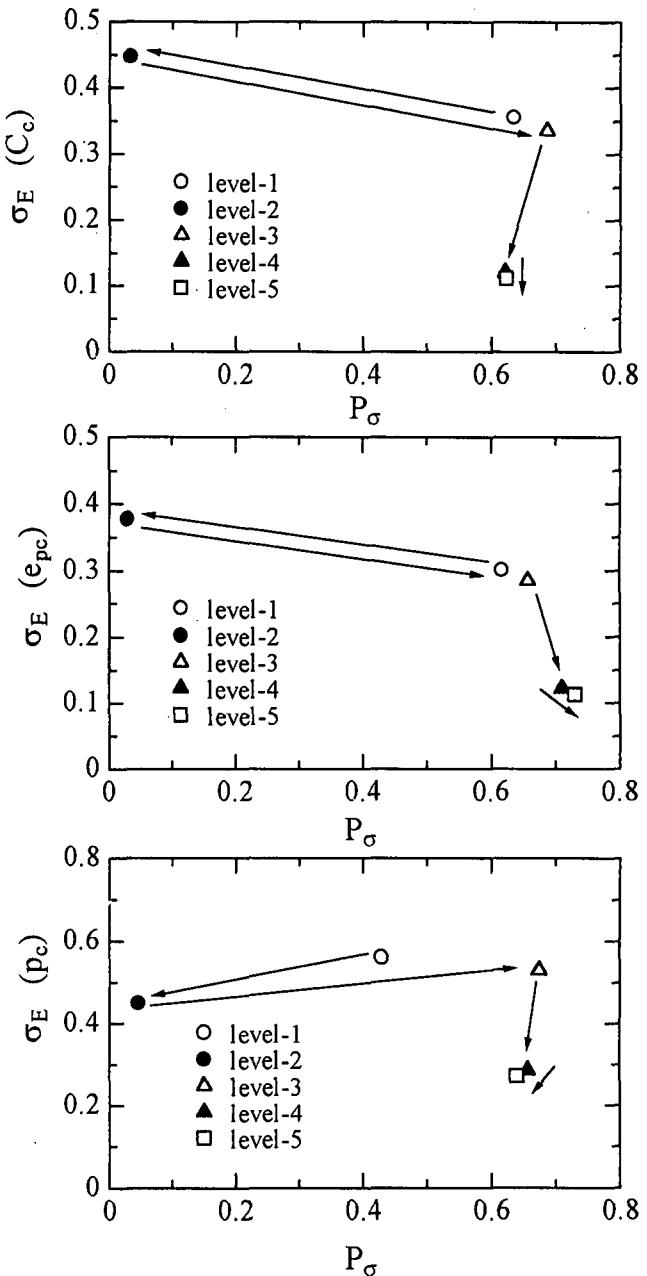


図-6 $\sigma_E - P_\sigma$ 関係

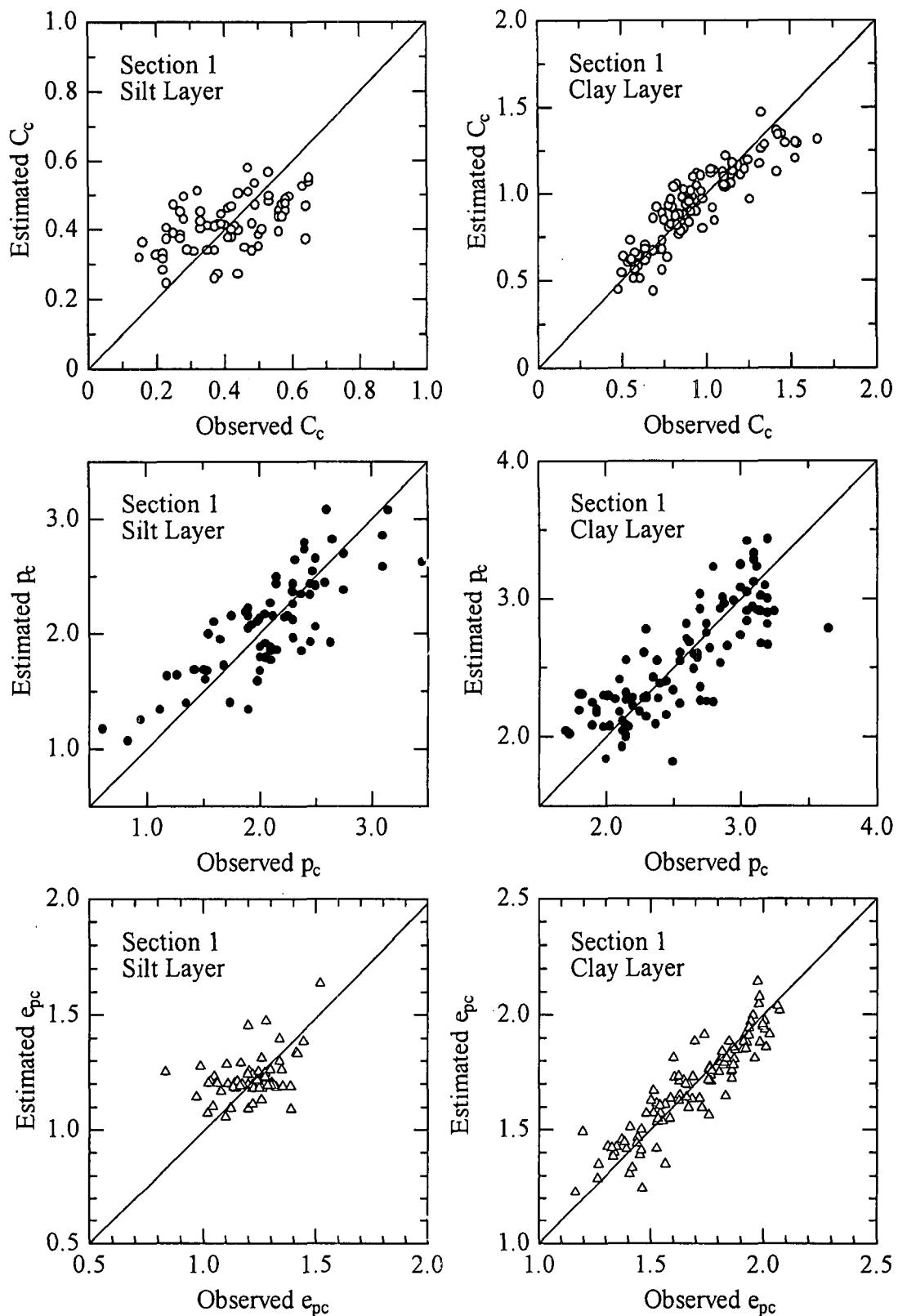


図-7 最尤推定量とサンプルデータ

参考文献：1)Ripley, R.D. : Spatial Statistics, John Wiley and Sons, 1981 、2)赤池：数理科学, No.153, pp.5-11, 1976、3)奥村ら：土質定数のばらつきを考慮した不同沈下の推定、港湾技研報告、Vol.22、No.3、1981、4)土質工学会、土質データのばらつきと設計、1989、5)松尾稔：地盤工学－信頼性設計の理念と背景、技報堂、1984、6)宮田ら：岩国海底地盤における地盤の不均一性とその評価、第 24 回関東支部技術研究発表会講演概要集、pp.332-333、1997