公益社団法人地盤工学会中国支部論文報告集
地盤と建設　Vol. 36, No. 1, 2018

サウンディングと地球統計学を利用した地盤調査

Ground Investigation with Use of Sounding Tests and Geostatistics

西村伸一　Shin-ichi NISHIMURA（岡山大学大学院環境生命科学研究科）

サウンディング結果から，自然地盤や土構造物内部の弱部を同定する方法を検討している．サウンディング手法としては，現場に応じて，電気式 3 成分コーン貫入試験，スウェーデン式サウンディング試験，簡易動的コーン貫入試験を用いている．サウンディング試験結果は点推定値であるため，空間的に内挿補間が必要である．また，補間された結果には不確定性があるため，これを考慮する必要がある．本研究では，この役割のために地球統計学シミュレーションであるインディケータシミュレーションを採用している．サウンディング結果から，シミュレーションに必要な統計モデルを決定し，河川堤防，ため池堤体，斜面表層の弱部を推定することができた．

キーワード：サウンディング試験，地球統計学，統計モデル，河川堤防，ため池，斜面安定　（IGC：C03，E13）

1. はじめに

近年，豪雨や地震による斜面災害や堤防の決壊が多発している．これに対して，自然地盤や土構造物中の弱部の同定が重要である．河川堤防は，破堤原因として，越流が主要因となることが多いが，パイピングによる浸透破壊の可能性も指摘されている [1]．パイピングの危険箇所を同定するには，高密度な調査が必要であるが，現在のボーリング調査では間隔が広すぎで，堤防内の弱部同定不可能である．ため池堤体においても，老朽ため池の多くは江戸時代以前に構築されたものが多数あり，内部の状況は不明である場合が多い．また，改修のためにボーリングが実施されても，１サイトに対して，ボーリング 3-4 本というのが限度なので，パイピングや漏水の危険箇所を同定するには不十分である．また，ボーリングを伴う調査法は，土構造物に損傷を与えるので，高密度の試験がそもそも適切ではない．一方，斜面では，対象範囲が広すぎて，簡便な調査法でないと適用不可能である．これらの問題に対して，サウンディング試験が有効であることは周知のことである．

河川堤防に関しては，貫入機（重機）の接近が可能な現場が比較的多く，この場合は，電気式コーン貫入試験 (CPT) [2]が有効である．CPT は，静的試験であり，効率性に優れる．ため池堤体に対しても同様に CPT が有効であるが，ため池は，CPT の貫入機の接近が不可能な，狭小なサイトが多く，その場合は，装備の小さなスウェーデン式サウンディング試験 (SWS)[2]が有効である．斜面の調査には，いろいろな試験法が考えられるが，本研究では，比較的高強度の地盤にも貫入可能であり，装備の小さな簡易動的コーン貫入試験 (DCP)[2]を採用している．

サウンディング試験結果は，点推定値であるため，補間が必要である．また，補間された結果について，試験間隔が狭い場合は，情報量が多く，信頼性が高いが，試験間隔が広い場合は補間箇所の不確定性が大きい．調査結果には，これらの不確定性を詳細に考慮する必要がある．本研究では，この役割のために地球統計学シミュレーションを用いる．とくに，ここでは，インディケータシミュレーション (IS)[3]という方法を採用している．地球統計学シミュレーションを実施するにあたっては，その統計パラメータを決定する必要がある．そのためには，空間的に高密度の試験が必要であり，サウンディング試験はそれに適する．つまり，地球統計学シミュレーションとサウンディング試験は相互補完的な関係ある．

サウンディング試験に基づいて，N 値などの土質定数の空間分布を統計的手法により検討した研究は多数存在する．例えば，杉山ら [4]は鉄道盛土の強度の空間分布特性を自己相関係数により求め，崩壊形状について統計的な考察を行い，崩壊幅と自己相関係数に関連したサウンディングピッチを提案した．コーン貫入試験を利用して地盤強度の空間分布を考察した研究は多く存在し，例えば Fenton[5]は，空間分布の統計モデル化に取り組んでいる．さらに，応用研究として，Vivek and Rachowdhury[6]や Chen ら [7]はクリギングを用いて，空間構造を考慮した地域全体を対象とする液状化確率マップを作成している．西村ら [8]は，スウェーデン式サウンディング結果と表面波探査結果を合成して，ため池堤体の強度分布を推定する方法を提案している．

本報告においては，サウンディング試験→統計モデル化→地球統計学シミュレーション→地盤の弱部評価という過程を，事例を通じて示す．弱部を評価するための土質定数は，標準貫入試験 N 値，N_{SPT}を用いる．それぞれのサウンディングに基づくと様々な結果が出るため，様々な設計法の基本定数となっている N_{SPT} で統一的に地盤の強度を評価する．ここで，それぞれのサウンディング試験で求められる結果を，N_{SPT}に換算する必要がある．ここでは，そ

の換算誤差を含めた換算式を提案する.

2. 地盤定数のモデル化

地盤定数を代表する変数を s とし, これが空間座標 $\mathbf{u}=(x, y, z)$の関数であるとすると, 一般に, 次式で与えられ, s は平均値関数 $m(\mathbf{u})$と確率成分 $U(\mathbf{u})$の和として表されると仮定している.

$$s(\mathbf{u})=m(\mathbf{u})+U(\mathbf{u}) \tag{1}$$

ここで, 変数 s は空間的に離散化してベクトル $\mathbf{s}^t=(s_1, s_2, ..., s_M)$で与えられるとする. ただし, M は試験箇所の個数である. 地盤調査から得られた結果を $\mathbf{S}^t=(S_1, S_2, ..., S_M)$と定義すると, ベクトル $\mathbf{S}$ は, 確率ベクトル $\mathbf{s}^t=(s_1, s_2, ..., s_M)$の 1 つの実現値であると考えることができる. もし変数 $S_1, S_2, ..., S_M$ が M 次元正規分布を構成すると仮定すると, その確率密度関数は次式(2)で与えられる.

$$f_S(\mathbf{s})=(2\pi)^{-M/2}|\mathbf{C}|^{-1/2}\exp\left\{-\frac{1}{2}(\mathbf{s}-\mathbf{m})^t\mathbf{C}^{-1}(\mathbf{s}-\mathbf{m})\right\} \tag{2}$$

ここで, $\mathbf{m}=(m_1, m_2, ..., m_M)$ は確率変数 $\mathbf{s}=(s_1, s_2, ..., s_M)$の平均値関数であり, 次式の座標値に関する多項式で与える. ただし, 本来, 空間データは三次元であるが, 本研究で扱うサイトは, 河川堤防やため池堤体のような線状構造物が多く, 堤軸横断方向の情報が希薄である場合が多い. したがって, 以下の平均値関数は, 堤体軸方向 x と深度方向 z は, 二次関数まで考慮するが, 軸直交方向 y 軸は一次関数とする.

計測点 k における平均値関数は次式(3)で与えられる.

$$m_k=a_0+a_1x_k+a_2y_k+a_3z_k+a_4x_k^2+a_5z_k^2+a_6x_kz_k \tag{3}$$

(x_k, y_k, z_k)はパラメータ m_k に対応する座標を表し, $(a_0, a_1, a_2, a_3, a_4, a_5, a_6)$ は, 平均値関数の回帰係数を表す.

$\mathbf{C}$ は $M\times M$ の共分散行列であるが, 式(4)に示す 4 タイプから選択する. 共分散関数に関しては, 様々なタイプが提案されている[9]. その中で, 本研究では, 比較的単純な関数で, 長いサンプリング間隔に対して, 単調に 0 に収束する性質をもつ指数関数型の 4 つを選定している. 0 は, 相関性がないことを表しており, 地盤定数の空間的な相関性として, 0 に収束することは, 共分散関数として好ましい性質であると考えられる.

$$\mathbf{C}=\left[C_{ij}\right]=$$

$$\sigma^2\exp\left(-|x_i-x_j|/l_x-|y_i-y_j|/l_y-|z_i-z_j|/l_z\right) \tag{a}$$

$$\sigma^2\exp\left\{-(x_i-x_j)^2/l_x^2-(y_i-y_j)^2/l_y^2-(z_i-z_j)^2/l_z^2\right\} \tag{b}$$

$$\sigma^2\exp\left\{-\sqrt{(x_i-x_j)^2/l_x^2+(y_i-y_j)^2/l_y^2+(z_i-z_j)^2/l_z^2}\right\} \tag{c}$$

$$N_e\sigma^2\exp\left(-|x_i-x_j|/l_x-|y_i-y_j|/l_y-|z_i-z_j|/l_z\right) \tag{d}$$

$$i, j=1,2,\cdots,M$$

$$\begin{cases} N_e=1 & (i=j) \\ N_e\le 1 & (i\ne j) \end{cases} \tag{4}$$

ここで, $[C_{ij}]$ は, i, j 点間の共分散 C_{ij} を要素とする共分散マトリクスを表し, σは標準偏差, l_x, l_y, l_z は, x, y, z 方向の相関距離をそれぞれ表す. 相関距離とは, 地盤物性値の空間的な繋がりの強さを表しており, この値が大きいことは, 長い区間に渡って, パラメータ値が一定であることを意味している. 河川堤防やため池堤体の場合, x 軸方向は堤体縦断方向, y 軸方向は堤体軸直交方向, z 軸は深度方向とする. また, パラメータ N_e は, 2 点間の距離が 0 付近の急激な相関性の減少(金塊効果[10]と呼ばれる)を表現するパラメータである.

対数尤度を基に, 情報量基準 AIC[8]が式(5)で与えられる.

$$\begin{aligned}\mathrm{AIC}&=-2\cdot\max\left\{\ln f_S(\mathbf{S})\right\}+2L=M\ln 2\pi\\&+\min\left\{\ln|\mathbf{C}|+(\mathbf{S}-\mathbf{m})^t\mathbf{C}^{-1}(\mathbf{S}-\mathbf{m})\right\}+2L\end{aligned} \tag{5}$$

ここで, L は, 式(2)のモデルを決定するパラメータの数であるが, 本研究の場合は, 式(3)の回帰係数の数と式(4)の l_x, l_y, l_z, N_e で与える共分散を決定するパラメータ数の和を表す. AIC[11]を最小化することによって(MAIC), 最適な共分散関数(4 つのタイプの中の 1 つ), 平均値関数とその回帰係数の数, 標準偏差σ, 相関距離 l_x, l_y, l_z, 金塊効果のパラメータ N_eを決定することができる. また, y 方向の情報が得られていない場合は, x, z の 2 次元のモデル化を採用する.

3. サウンディング試験と換算誤差

3.1 SWS 試験と換算誤差

SWS 試験は, 静的試験であり, 試験効率が良く, 地盤内の空間情報を得るのには適した試験である. また, 非常にコンパクトな試験なので, 狭小なサイトでも適用可能である. 式(6)は, 稲田によって示された, 砂質土を対象とした標準貫入試験結果 N_{SPT} とスウェーデン式サウンディング試験(SWS)結果との回帰式[12]であり, 換算 N 値 N_{SWS} が得られる. 回帰式のばらつきを考慮するために, 確率変数 ε_{SWS} を導入し, 最終的に式(7)を提案し, N_{SPT}を得る. この式は, N_{SPT}/N_{SWS} の変動係数が 0.354 であることを表している. これらの関係を**図-1** に示している.

$$N_{SWS}=0.002W_{SW}+0.67N_{SW} \tag{6}$$

N_{SW} : 半回転数

W_{SW} : 重錘による重力(単位 : N)

$$N_{SPT}=(1+0.354\varepsilon_{SWS})N_{SWS} \tag{7}$$

ε_{SWS}: $N(0, 1)$の正規確率変数

3.2 DCP と換算誤差

図-2 には, SPT と DCP が同時に実施された現場での試

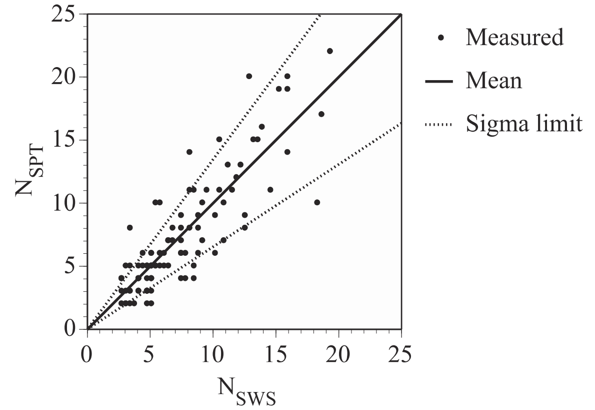


図-1　SWS に基づく換算 N 値 N_{SWS} と標準貫入試験 N 値 N_{SPT} の関係

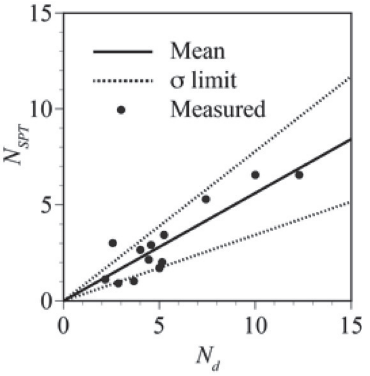


図-2　標準貫入試験値 N_{SPT} と動的貫入試験値 N_d の相関性

験結果を示している．この 2 つの試験結果の相関式は，式(8)で与えられ，図では実線で示している．ただし，$\bar{N}_{SPT}$ は，標準貫入試験 N 値 N_{SPT} を N_d 値の関数と考えた場合の平均値関数を表す．

$$\bar{N}_{SPT} = 0.562 N_d \tag{8}$$

この相関式は換算誤差を含んでおり，**図-2** ではσ限界値（平均値から標準偏差σだけ隔たった値）として破線で示されている．ただし，標準偏差は，変動係数が一定であると仮定して求めている．変動係数は，0.388 と決定されており，シミュレーションにおいては，標準貫入試験 N 値が次式で与えられる．

$$N_{SPT} = \bar{N}_{SPT}\left(1 + 0.388\varepsilon_{DCP}\right) \tag{9}$$

ここで，ε_{DCP} は，$N(0,1)$型の正規確率変数を表し，シミュレーションでは正規乱数として与えられる．

3.3 CPT と換算誤差

本研究では，河川堤防において CPT を用いて，地盤定数として先端抵抗 q_t，周面摩擦 f_s，及び間隙水圧 u の 3 成分を 5cm 間隔で測定している．f_s，u はセンサーで直接測定されるが，先端抵抗 q_t（kN/m²）は式(10)によって算出される．

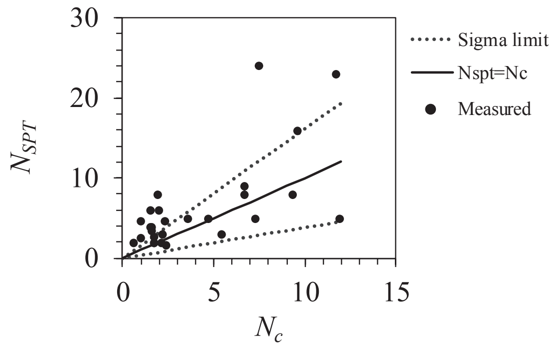


図-3　標準貫入試験値 N_{SPT} と CPT の結果に基づく換算 N 値 N_c の相関性

$$q_t = \frac{P_m}{A_p} + \left(1 - \frac{A_e}{A_p}\right)u \tag{10}$$

ここに，P_m：コーン内部の荷重計によって測定された力（kN），A_e：有効断面積 (m²)，A_p：コーンの底面積 (m²)，u：間隙水圧（kN/m²）

一般的にコーン貫入試験では，標準貫入試験のように土を採取し試験することができないため，コーン貫入試験の各成分を組み合わせてその他の地盤定数との相関性を調べ，換算式を提案する研究[13),14)]が行われている．本研究においても，CPT 結果を用いた土質判別や安定解析を実施するために，CPT で得られる q_t, f_s, u 結果を利用して，土質判別に用いられている土質性状指数 I_c や，コーン貫入試験から得られる N 値である N_c への換算を行った．その際，まず Robertson[13)]により提案されている土質性状指数 I_c を求め，さらに得られた I_c を用いて鈴木ら[14)]が提案した N_c への換算式を利用した．以下に I_c, N_c の算定式について説明する．まず，Robertson が提案している土質性状指数 I_c は式(11)で与えられる．Robertson は先端抵抗 q_t と摩擦比 f_s を，上載圧で基準化した基準化先端抵抗 Q_t を式(12)に，基準化摩擦比 F_R を式(13)に定義している．

$$I_c = \left\{\left(3.47 - \log Q_t\right)^2 + \left(1.22 + \log F_R\right)^2\right\}^{0.5} \tag{11}$$

$$Q_t = \left(q_t - \sigma_{v0}\right) / \sigma'_{v0} \tag{12}$$

$$F_R = f_s / \left(q_t - \sigma_{v0}\right) \tag{13}$$

ここで，σ_{v0} は上載圧（MPa），σ'_{v0} は有効上載圧（MPa）である．

次に，鈴木ら[14)]は CPT 試験結果を N 値に換算する式（式(14)）を提案している．また，**図-3** に N_c と標準貫入試験による N 値の関係を示す．

$$\begin{aligned} N_c &= 0.341 I_c^{1.94}\left(q_t - 0.2\right)^{(1.34 - 0.0927 I_c)} & (q_t > 0.2\mathrm{MPa}) \\ N_c &= 0 & (q_t \le 0.2\mathrm{MPa}) \end{aligned} \tag{14}$$

本研究では，N 値 0〜10 程度の地盤における N_c と N 値の相関性を検討し，その換算式を提案する．**図-3** に示しているように，河川堤防やため池堤体において，同一地盤

の近傍地点での CPT と SPT の調査が実施された試験データを整理した結果， 標準貫入試験の N 値，N_{SPT} と N_c の相関関係が得られ，換算式は式(15)で定義される．

$$N_{SPT} = N_c\left(1+0.62\varepsilon_{CPT}\right) \tag{15}$$

ここで，ε_{CPT} : $N(0,1)$標準正規乱数であり，換算誤差を与える．

4. 地球統計学シミュレーション法

サウンディング試験の結果は点推定値であるため，測定が行われていない箇所は値を補間する必要がある．このために地球統計学シミュレーション法の一つである，インディケータシミュレーション(IS)を使用する． 地球統計学シミュレーションの中でも IS は，次の利点が挙げられる．1) 非正規分布の確率分布に対しても適用可能である．2) 主要データ（ハードデータ）と補助データ（ソフトデータ）を用いることができる．例えば，サウンディング結果から換算した N 値を主データ（ハードデータ），弾性波探査から換算した N 値を補助データ（ソフトデータ）として用いていることができる．ここでは，IS についての概要を記述し，より詳細な説明は参考文献 3)を参照されたい．

インディケータシミュレーションは，任意のパラメータ R（ここでは N 値）に対して，式(16)以下で定式化される．

$$i\left(\mathbf{u};r_k\right)=\begin{cases}1, & \left(R\left(\mathbf{u}\right)\le r_k\right)\\ 0, & \left(R\left(\mathbf{u}\right)> r_k\right)\end{cases}\qquad k=1,...,K \tag{16}$$

ここで，指標値となる i は R のパラメータであり，しきい値 r_k によって決定されるバイナリ値である．また，ベクトル $\mathbf{u}=(x, y, z)$はデータの測定地点を表しており，R は $\mathbf{u}$ の関数として与えられる．そして，しきい値として用いられている $r_k\,(k=1, 2, \cdots, K)$ は K 個の固有の値である．ここで，R の事後確率分布関数が観測データによって更新される過程を以下に定義してある．

$$\begin{aligned}&F\left(\mathbf{u};r_k\middle|\left(n+n'\right)\right)\\&=\mathrm{Prob}\left\{R\left(\mathbf{u}\right)\le r_k\middle|\left(n+n'\right)\right\}\\&=\lambda_0 F\left(r_k\right)+\sum_{\alpha=1}^{n}\lambda_\alpha\left(\mathbf{u};r_k\right)i\left(\mathbf{u}_\alpha;r_k\right)+\sum_{\alpha'=1}^{n'}\nu_{\alpha'}\left(\mathbf{u};r_k\right)w\left(\mathbf{u}_{\alpha'};r_k\right)\end{aligned} \tag{17}$$

$$\lambda_0 = 1-\sum_{\alpha=1}^{n}\lambda_\alpha\left(\mathbf{u};r_k\right)-\sum_{\alpha'=1}^{n'}\nu_{\alpha'}\left(\mathbf{u};r_k\right) \tag{18}$$

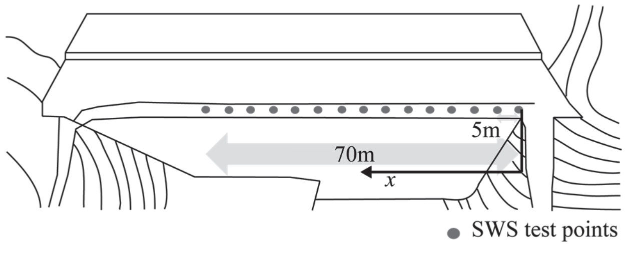
ここで，$F(r_k)$はサウンディング結果に基づく事前分布であり，$i(\mathbf{u}_\alpha,\ r_k)$は $\mathbf{u}_\alpha$地点での主データのバイナリ値を示している．また，$w(\mathbf{u}_\alpha,\ r_k)$は補助データに基づく確率分布である．加えて，式中の n, n' はそれぞれ主データと補助データの数を表している．また，λ, νは任意の計測点 $\mathbf{u}_m$ に対応した重みのパラメータであり，それらは以下の式を解くことで得られる．

$$\begin{aligned}&\sum_{\beta=1}^{n}\lambda_\beta\left(\mathbf{u}_m\right)C_{\beta\alpha}+\sum_{\beta'=1}^{n'}\nu_{\beta'}\left(\mathbf{u}_m\right)C_{\beta'\alpha}=C_{m\alpha},\quad \alpha=1,....,n\\&\sum_{\beta=1}^{n}\lambda_\beta\left(\mathbf{u}_m\right)C_{\beta\alpha'}+\sum_{\beta'=1}^{n'}\nu_{\beta'}\left(\mathbf{u}_m\right)C_{\beta'\alpha'}=C_{m\alpha'},\quad \alpha'=1,....,n'\end{aligned} \tag{19}$$

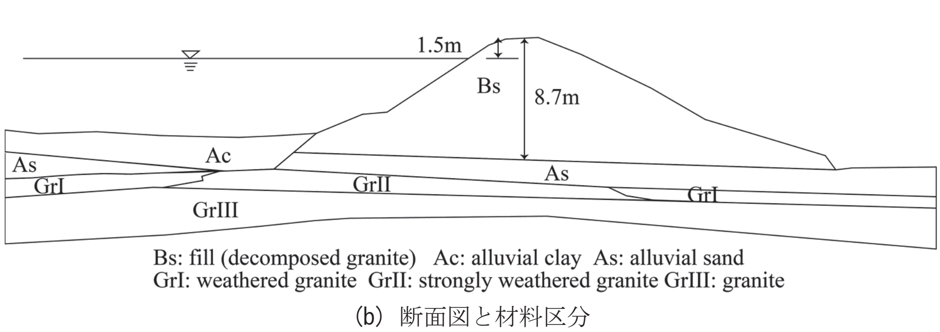
ここで，$C_{\beta\alpha}$, $C_{\beta'\alpha'}$, $C_{m\alpha}$, $C_{m\alpha'}$はそれぞれ，$(\mathbf{u}_\beta,\ \mathbf{u}_\alpha)$, $(\mathbf{u}_{\beta'},\ \mathbf{u}_{\alpha'})$, $(\mathbf{u}_m,\ \mathbf{u}_\alpha)$, $(\mathbf{u}_m,\ \mathbf{u}_{\alpha'})$ の二点間の共分散行列である．また，補助データに関してはインディケータ・クリギングに基づいて行っている．なお，α, βは主データの測定点を示しており，α', β'は補助データのデータ点を表している．事後分布， $F(\mathbf{u},\ r_k|(n+n'))$ に基づいて，式(20)より乱数 : $r^{(l)}(\mathbf{u})$が生成される．

$$r^{(l)}\left(\mathbf{u}\right)=F^{-1}\left(\mathbf{u};p^{(l)}\middle|\left(n+n'\right)\right) \tag{20}$$

ここで，$p^{(l)}$は $N[0,1]$の一様乱数を表しており，l はモンテカルロ法の反復回数を示している．最終的に $r^{(l)}(\mathbf{u})$が N_{SPT}



(a) 面図と試験箇所



(b) 断面図と材料区分

図-4 試験サイト（ため池）

に割り当てられる．さらに，(7), (9), (15)式において，換算誤差の値を乱数として加え，地盤パラメータ（本研究では，N_{SPT}）を生成する．このモンテカルロ法のプロセスを 300 回反復する．

5. 事例解析

5.1 SWS の事例

(1)　試験概要

岡山県内のため池サイトにおいて，堤軸に沿って，SWS を 5m 間隔で 15 点で実施した．測点を図-4 (a) に示している．さらに，水平方向の相関距離を詳細に同定するため，追加試験として，x=18 m～24 m において，2 m 間隔で試験を実施した．図-4 (b) には，盛土および基礎地盤の層区分と土質を示している．堤体材料は，まさ土に分類される．

(2) 統計モデル

2 章で記述したMAICによって決定されたN_{SWS}の平均値関数と共分散関数を式(21)および(22)に示している．ただし，ここでは 2 次元モデルを採用しているため，y 座標は省略されている．計測データの一部と平均値関数を図-5 に示す．水平方向の相関距離は約 l_x =10 m で，鉛直方向は，l_z = 2.66 m である．この値は，過去に報告されている報告（Phoon and Kulhawy (1999)[15], Tang (1979)[16], DeGroot and Beacher (1993)[17], Nishimura *et al.* (2010)[18]）で公表されている値と比較しても受け入れられる値と考えられる．とくに，水平方向の相関距離が鉛直方向の数倍となっている点で適切である．

$$m = 2.52 - 0.0279x - 0.226z + 0.0003x^2 + 0.0465z^2 + 0.0038xz \tag{21}$$

$$\begin{aligned} &\left[C_{ij}\right] = N_e \sigma^2 \exp(-\Delta x_i / l_x - \Delta z_i / l_z) \\ &\begin{cases} N_e = 1 & (i = j) \\ N_e = 0.73 & (i \neq j) \end{cases} \\ &\sigma = 1.08,\ l_x = 9.88\text{m},\ l_z = 2.66\text{m} \end{aligned} \tag{22}$$

式(21)および(22)に基づいて IS を実施し，さらに，IS によって得られた N_{SWS} の乱数に，式(7)を通して，換算誤差を加え，N_{SPT} の乱数を作成する．このモンテカルロ法の過程を 300 回繰り返す．

(3) シミュレーション結果

解析結果は，N_{SPT} の空間分布として図-6 に示されている．図 (a)，(b)，(c) はそれぞれ，N_{SPT} の期待値，標準偏差，N_{SPT}<2 となる確率を示している．図-6 (a) によると，深度 z = 3-4 m, x =30-40 m の周辺で値が比較的小さい．また，図-6 (b) の標準偏差は，値のばらつきを表すが，期待値と連動しており，期待値の大小に応じて，標準偏差も変化している．図-6 (c) は，弱部の存在確率を表すが，図-6 (a) で期待値の小さな部分が，図-6 (c) において確率が大きくなる傾向が見られる．ただし，図-6 (c) では，計測点においては，確率が 1 および 0 に二値化されるので，弱部がよ

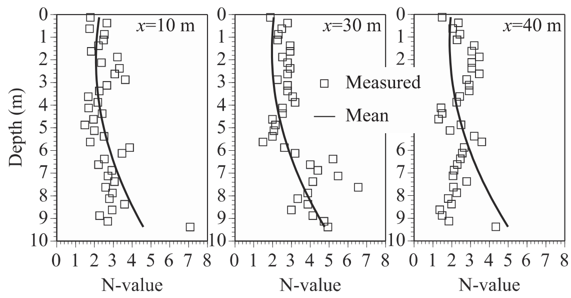
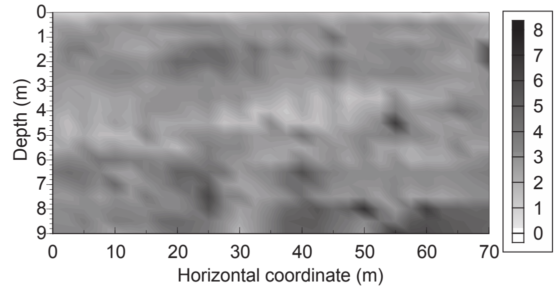
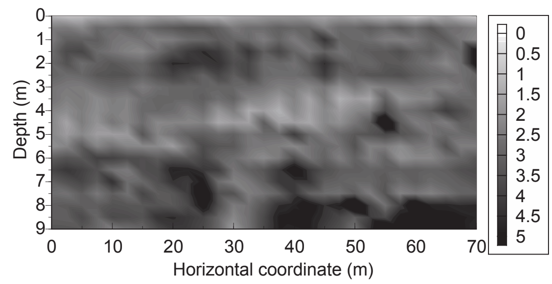


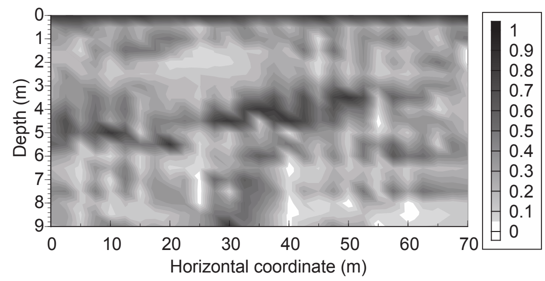
図-5　N_{SWS} の計測結果と平均値関数



(a) 期待値

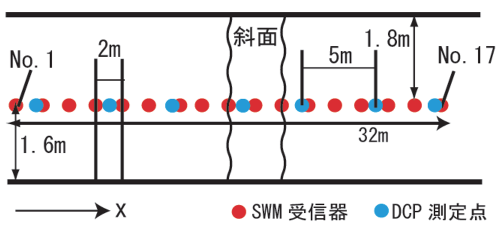


(b) 標準偏差

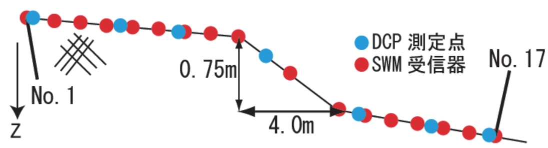


(c) N<2 となる確率

図-6　IS による N_{SPT} 分布（SWS に基づく）



(a)　平面図と試験サイト



(b)　断面図

図-7　調査サイト（斜面）

り明確に浮かび上がっている．現地においては，弱部と推定された部分から，漏水も確認されている．

5.2 DCP の事例

(1) 試験概要

まさ土切土斜面において DCP 試験を行った．斜面は，植生等は除去されている状態であった．図-7 (a) は調査地の平面図であり，図-7 (b) は断面図である．図中には計測点を表している． No.1 地点を x 座標の原点とし，等高線に沿った水平方向を x 軸，深度方向を z 軸としている．なお，x=18~22m 付近には斜面が存在している．DCP では，データは 10cm 貫入するごとに打撃回数を測定し，その回数と貫入深さから N_d 値を算定する．今回，DCP 試験は 5m 間隔で 7 地点行い，それぞれ 50 回打撃しても 10cm 貫入しなくなった時点で試験を中止した．DCP 試験の結果は図- 8 に示す通りである．試験の結果，x=12m，z=1m 付近で硬い層にあたり，貫入することができなかった．

(2) N_d の統計モデルの同定

2 章で示した方法で決定された平均値関数と共分散関数を式(23)，および(24)に与える．図-8 には実線で平均値関数が示されている．5.1 節でも述べたように，水平方向の相関距離は鉛直方向の 5 倍程度に同定されており，適切な値と判断される．

$$m_k = -15.768 + 2.848 x_k + 35.744 z_k - 0.818 x_k^2 - 0.161 z_k^2 - 0.574 x_k z_k \tag{23}$$

$$\mathbf{C} = [C_{ij}] = 10.09^2 \exp\left(-\frac{|x_i - x_j|}{3.66} - \frac{|z_i - z_j|}{0.71} \right) \tag{24}$$

(3) シミュレーション結果

決定された統計モデルに基づいて，IS を実施し，生成された N_d の乱数列を式(9)によって，N_{SPT} に変換する．また，式(9)をとおして換算誤差が加えられる．図-9 にシミュレーション結果を示している．図-9 (a) の期待値の分布によると，x =17m の傾斜部分を除いて，表層の強度は小さく，とくに，図の左右端で弱層が厚いことが分かる．図-9 (b) の標準偏差では，計測点では，シミュレーション値が確定されるため，標準偏差は小さい．ただし，x =17m 付近の高強度部分では，期待値に連動して大きな標準偏差の箇所が見られる．図-9 (c) は，弱部を示しているが，図の左右端で弱部が推定されている．

5.3 CPT の事例

(1) 試験概要

岡山県内の河川堤防において，図-10 (a) に示した小段堤軸方向 200m 区間を調査区間とした．さらに，詳細試験区間を図-10 (b) に示している．第一段試験として，堤防縦断

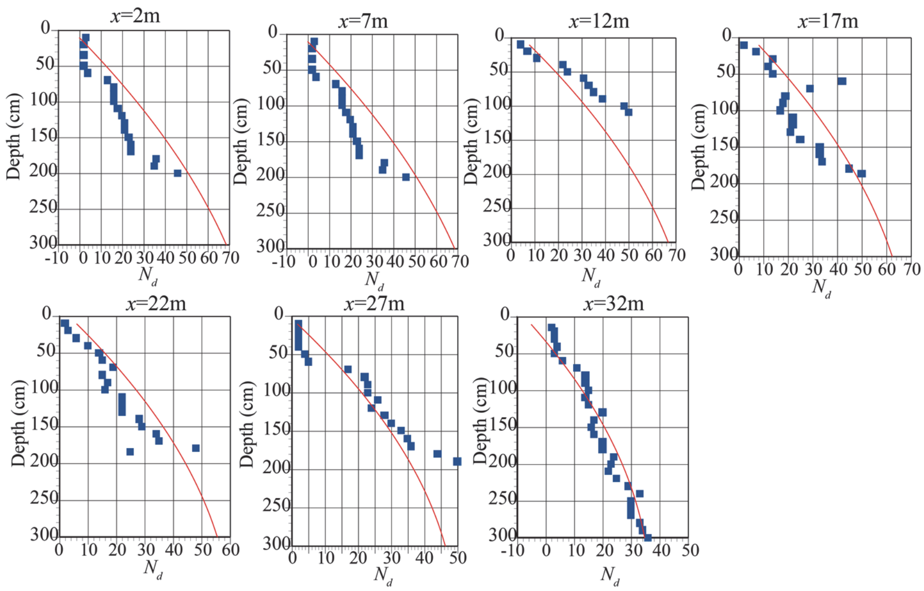


図-8　切り土斜面における DCP 結果 N_d の計測結果と平均値関数

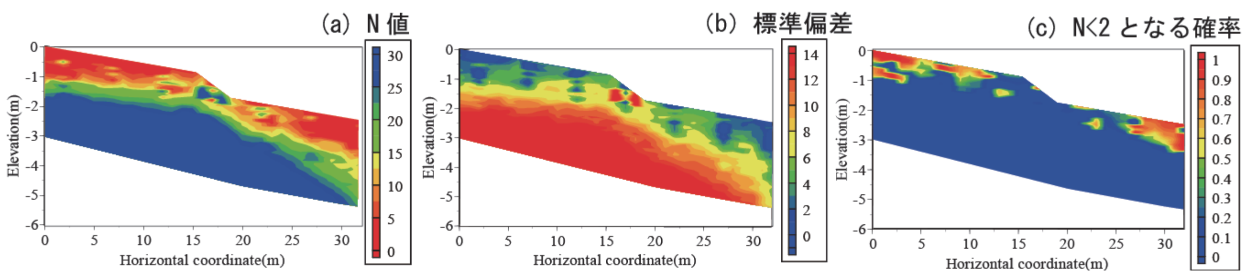


図-9　IS による N_{SPT} 分布（DCP に基づく）

面方向に 50m 間隔で低密度の試験を実施した．さらに，高密度詳細試験区間においては，5m 間隔で試験を実施した．この箇所は，先行して実施した表面波探査（SWM）試験結果から比較的脆弱な箇所であることが分かっているため，詳細調査と設定されている．5m 間隔の試験は，地盤の統計モデルを確定するのに必要な密度である．

図-11には，200m区間で実施した CPTによる換算N値，N_c 値の分布を示している．試験は，深度 10m 以浅に限られている．深度 10m より以深領域では砂礫層が検出され，安定した層であるので，堤体の安定に影響しないと思われる．試験結果の傾向として，データに空間的なゆらぎはあるものの，特別な弱部は検出されていない．ただし，空間的な N 値のゆらぎが見られることから，弱部の発生確率が 0 ではないということが理解できる．

(2) 統計モデル

2 章のモデル決定方法から決定された $\log N_c$ の統計モデルを以下に示す．決定された平均値関数と共分散関数を式(25)および式（26)に与える．ただし，今回の事例解析では y 方向に関しては情報量が希薄なため，y 方向の相関距離は，$l_y=l_x$ と仮定している．

$$m = 0.783 - 0.006x - 0.016y - 0.053z + 0.00002x^2 + 0.020z^2 + 0.0004xz \tag{25}$$

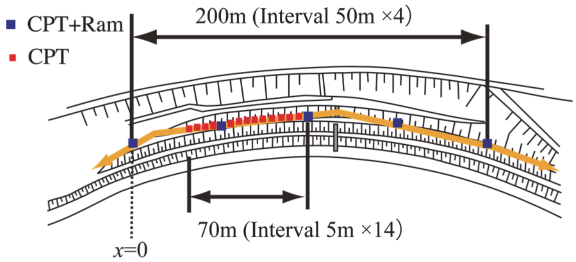
$$C(\Delta x, \Delta y, \Delta z) = (0.597)^2 \exp\left\{-\sqrt{\left(\frac{\Delta x}{10.0}\right)^2 + \left(\frac{\Delta y}{10.0}\right)^2 + \left(\frac{\Delta z}{0.48}\right)^2}\right\} \tag{26}$$

平均値関数としては，二次関数が選択された．また，これに対して，水平方向，鉛直方向の相関距離とも適切な値が求まっており，この結果を地球統計学シミュレーションに適用することが可能である．図-11 は，上記の平均値関数が示されており，深度方向に N 値が増加していく傾向がうまく表現できている．

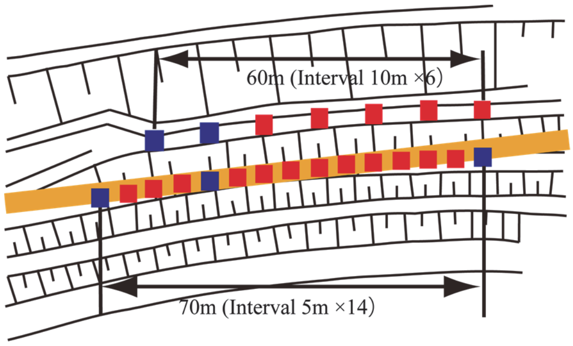
(3) シミュレーション結果

IS を 300 回繰り返し，式(15)をとおして，N_c を N_{SPT} に変換し，換算誤差を加えて結果を図-12 に示している．シミュレーションは，CPT 弱部の存在が疑われる深度 8m までに限った．図の(a)，(b)，(c)は，それぞれ，N 値の期待値分布，標準偏差，N 値が 5 を下回る確率の分布を示している．

図-12(a)によると，x=0～100m，150～200m，深度 z=2～6m 付近は，弱層が存在する．図-12(b)標準偏差の分布を見ると，計測点が集中している x = 30～100m 付近は 0 に近い値となっている．逆に，CPT の密度が低い，x=100m～200m 付近では，非常に標準偏差が大きくなる箇所が存在する．図-12(c)の確率を見ると，x=30～100m，深度 z=3～6m 付近は， N 値が低い確率が非常に高く弱層である．x=150～200m, z=2～6m 付近も確率が高くなっている．



(a) 低密度調査地点



(b) 高密度調査地点

図-10 試験サイト（河川堤防）

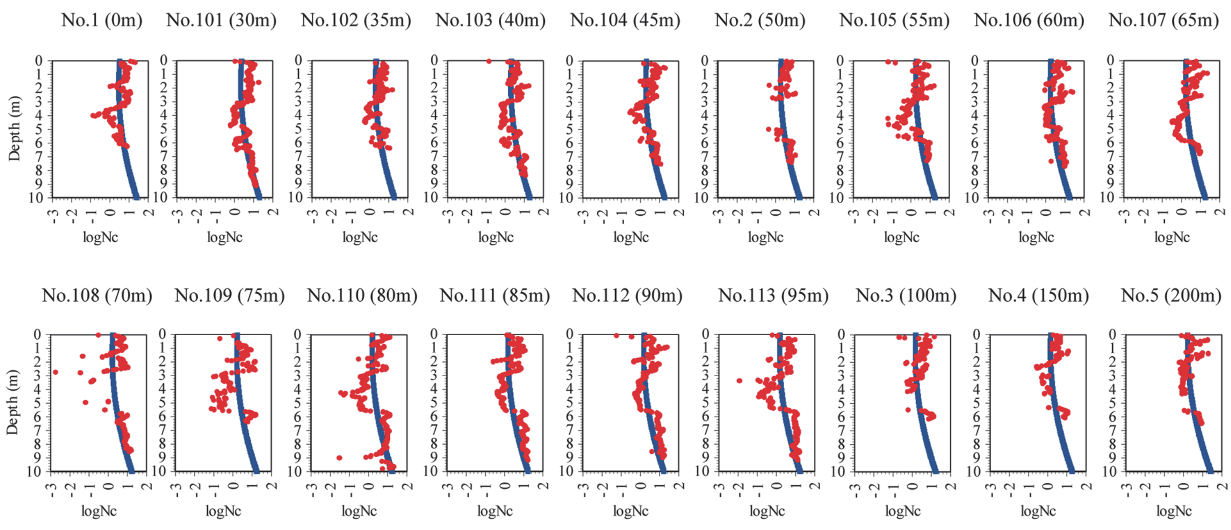
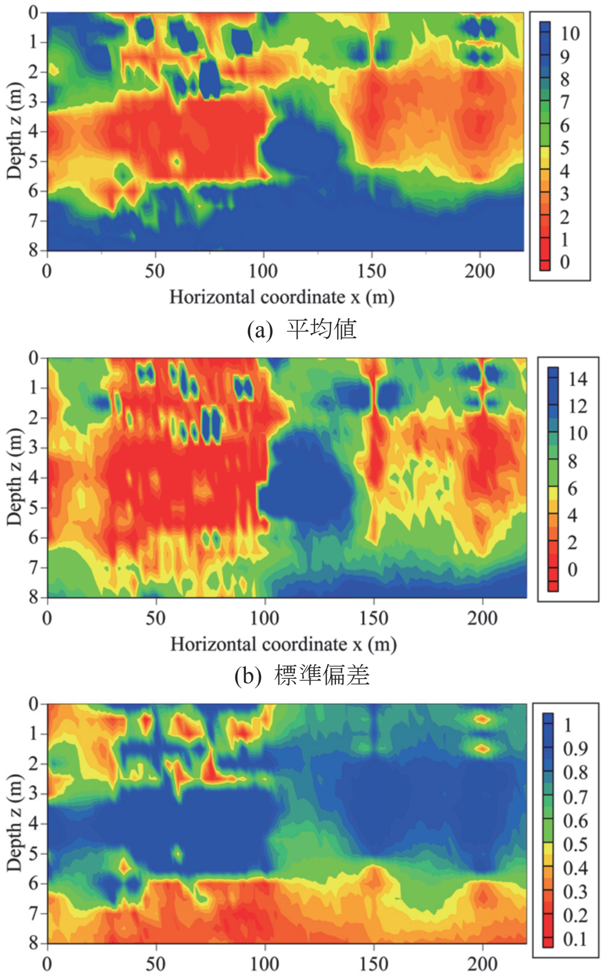


図-11 CPT による換算 N 値 N_c と平均値関数



(a) 平均値

(b) 標準偏差

(c) N<5 となる確率

図-12　IS による N_{SPT} 分布（CPT に基づく）

6. まとめ

(1) 河川堤防やため池堤体の内部の健全性を確認するには，ボーリングでは，試験間隔が広すぎて，弱部を同定することができないため，詳細に調査するためには，ボーリングを伴わない，SWS，DCP，CPT が有効である．

(2) サウンディング結果は点推定値であるため，値を補間する技術が必要である．本研究では，サウンディング結果の統計モデルを作成し，地球統計学手法に適用することによって補完する方法を示した．

(3) SWS 試験をため池堤体，DCP を斜面の表層，河川堤防に CPT を適用し，弱部の存在確率を求めることができた．

謝辞

本原稿の解析データを整理するにあたって，本学環境生命科学研究科環境施設設計学分野の専攻生である今出和成君と植田起也君の援助を得た．記して謝意を表する．

参考文献

1) 矢部川堤防調査委員会: 矢部川堤防調査委員会報告書，2013.

2) 公益社団法人 地盤工学会：地盤調査の方法と解説 訂正第 3 刷，2016.

3) Deutsch, C.V. and Journal, A.G.: Geostatistical Soft-ware Library and User’s Guide, *Oxford University Press*, 1992.

4) 杉山友康，岡田勝也，野口達雄，村石尚：盛土表層部における土の強度の鉛直・平面方向の空間分布特性，土木学会論文集，No.457/III-21，pp.33-40，1992.

5) Fenton, G.: Random field modeling of CPT data, *Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering*, ASCE, Vol.125, No.6, pp.486-498, 1999.

6) Vivek, B. and Raychowdhury, P.: Probabilistic and spatial liquefaction analysis using CPT data: a case study for AlamedaCounty site, *Nat. Hazards*, Vol. 71, pp. 1715-1732, 2014.

7) Chen, Q., Wang, C. and Juang, C.H.: CPT-based evaluation of liquefaction potential accounting for soil variability at multiple scales, *J. Geotech. Geoenviron. Eng.*, 142(2), 2016.

8) 西村伸一，高山裕太，鈴木　誠，村上　章，藤澤和謙：堤体盛土における N 値空間分布の推定，土木学会論文集 C（地圏工学）, Vol.67, No.2, pp.252-263, 2011.

9) Zhang, D.: Stochastic methods for flow in porous media coping with uncertainty, *ACADEMIC PRESS*, 2002.

10) Journel, A.G. and Huijbregts., Ch. J.: Mining geostatistics, *Academic Press*, 1978.

11) Akaike, H.:A new look at the statistical model identification, IEEE Trans. *On Automatic Control*, AC-19(6), pp.716-723, 1974.

12) 稲田倍穂: スウェーデン式サンディング試験結果の使用について，土と基礎, Vol.8, No.1, pp.13-18, 1960.

13) Robertson, P. K.: Soil classification using the cone penetration test, *Canadian Geotechnical Journal*, Vol.28, No.1, pp.151-158, 1990.

14) 鈴木康嗣，時松孝次，實松俊明：コーン貫入試験結果と標準貫入試験から得られた地盤特性との関係，日本建築学会構造系論文集, 第 566 号, pp.73-80, 2003.

15) Phoon, K-K. and Kulhawy F.H.: Evaluation of geotechnical property variability, *Can. Geotech. J.*, Vol.36, pp.625-639, 1999.

16) Tang, W. H.: Probabilistic evaluation penetration resistances, *Journal of the geotechnical engineering*, ASCE, 105(GT10): pp.1173-1191, 1979.

17) DeGroot, D. J. and Beacher, G. B.: Estimating autocovariance of in-situ soft properties, *Journal of the geotechnical engineering*, ASCE, 119(1), pp.147-166, 1993.

18) Nishimura, S., Murakami, A. and Matsuura, K.: Reliability-based design of earth-fill dams based on the spatial distribution of strength parameters, *Georisk*, Vol.4, No.3, pp.140-147, 2010.

（2018 年 9 月 30 日　受付）