土木学会論文集C(地圏工学), Vol. 67, No. 2, 252-263, 2011.

堤体盛土におけるN値空間分布の推定

西村　伸一[1]・高山　裕太[2]・鈴木　誠[3]・村上　章[4]・藤澤　和謙[5]

[1]正会員　岡山大学准教授　大学院環境学研究科（〒700-8530 岡山市北区津島中3-1-1）
E-mail: theg1786@cc.okayama-u.ac.jp

[2]岡山大学大学院環境学研究科（〒700-8530 岡山市北区津島中3-1-1）
E-mail: gev421159@s.okayama-u.ac.jp

[3]フェロー会員　清水建設技術研究所（〒135-0044 東京都江東区越中島3-4-17）
E-mail: makoto.suzuki@shimz.co.jp

[4]フェロー会員　京都大学教授　大学院農学研究科（〒606-8502 京都市左京区北白川追分町）
E-mail: akiram@kais.kyoto-u.ac.jp

[5]正会員　岡山大学講師　大学院環境学研究科（〒700-8530 岡山市北区津島中3-1-1）
E-mail: kazunori@cc.okayama-u.ac.jp

本研究は，老朽化したため池堤体の空間的な強度分布推定を目的としている．一般に，堤体の強度は，標準貫入試験結果の N 値から推定されるが，ここでは，さらに簡便なスウェーデン式サウンディング（SWS 試験）結果に基づき強度推定を行っている．とくに，SWS 試験結果から N 値の空間分布に適合する統計モデルを決定している点が本研究の特色である．SWS 試験は高密度に強度分布を得ることができるが，点推定値であるため，空間的な強度分布を得ようとした場合，補間を行う必要がある．ここでは，点推定値の空間補間法として，地質統計学の一手法であるインディケータシミュレーション法を用いている．補助情報として表面波探査（SWM）結果を用い，決定した統計モデルに基づいてシミュレーションを実施した．

Key Words : *spatial distribution, Swedish weight sounding, N-value, surface wave survey, geostatistics*

1. はじめに

日本各地，特に瀬戸内地域には多くのため池が存在するが，その多くは老朽化している．毎年，そのうちの多くが損傷を受け，最悪の場合，決壊に至っている[1),2)]．一方，近年，構造物のストックマネージメントが重要視される様になりつつあり，特に，このような老朽化した構造物に対しては，維持管理の重要性が益々高まってきている．このような社会背景のもと，本研究では，老朽化した堤体の管理手法を確立することを最終的な目的としている．具体的には，堤体の強度分布を詳細に調査して低強度領域の広がりを同定し，さらにその経年変化を調べることによって劣化状況を判定する手法を目指している．

老朽化したため池堤体は，一般的に漏水が激しくなり，維持管理には，外部からの観察による漏水箇所の特定が重要である．また，漏水によって侵食が進行し，強度低下が起こっている可能性もある．したがって，堤体内部の強度分布の経時変化を確認することは，維持管理上，大きな意義をもつと考えられる．

堤体維持管理のための内部診断に用いる調査手法として，サウンディングを中心に考えており，本研究は，N値の空間分布を詳細にモデル化する手法を提案するものである．一般に，地盤強度をはじめ，様々な土質定数を推定するため，標準貫入試験 (SPT) による N 値が計測される．本研究でも，SPT による N 値を基準としているものの，サウンディング試験として，より簡便に高密度の情報を得るため，スウェーデン式サウンディング試験（SWS 試験）を用いるものとする．また，この試験結果を基に，赤池の情報量基準 AIC[3)]を最小化する方法（MAIC）とバリオグラム[4)]を利用する方法によって，N値の空間分布を表現する統計モデルを決定している．ただし，今回は，堤体の縦断面方向（堤体軸方向—鉛直方向）を対象とした二次元解析を行っている．

本研究で取り扱うような土質定数の空間分布の統計モデルを取り扱った研究は多数存在する．地質統計学は，本質的にこのような空間分布を取り扱う学問であり，Jounel and Huijbregts[4)]に代表されるように，地質の空間的

な相関性やシミュレーション法がまとめられている．また，地盤の確率場の記述方法をまとめた研究として，Vanmarcke[5]の研究が挙げられる．この中で，分散低減関数（variance reduction function）や変動規模（scale of fluctuation)が定義されており，確率場に関する研究の多くはこの表記法にしたがっている．Scale of fluctuation と同様，空間的な相関性の長さを表すパラメータは，例えば，相関距離(correlation length)[6]や range[4]で表現される．

地盤工学分野で，空間的な相関性を求めることは，データ数が少ないことが大抵で，困難な場合が多い．しかしながら，Tang[7]や，Cafaro and Cherubini[8]は，コーン貫入試験結果(CPT) に対して空間的な相関性を検討している．また，Soulie, et al.[9]は，原位置ベーン試験結果を利用し，粘性土地盤の水平方向および鉛直方向のバリオグラムを調べ，相関性を検討している．同様に DeGroot and Beacher[10] も，ベーン試験結果から粘土地盤の水平方向の相関距離を求めている．また，Phoon and Kulhawy[11]は一軸圧縮強度，ベーンせん断試験による非排水強度，N 値，コーン貫入試験等の結果から水平方向および鉛直方向の Scale of fluctuation を検討している．Uzielli, et al. [12]も，CPT の結果に対して空間的な相関性を検討しているが，様々な自己相関関数の適合度を試験している．この様に，地盤工学分野では，原位置試験，とくにサウンディング試験を利用して地盤パラメータの空間的な変動性や相関性がモデル化される例が多い．

サウンディング試験で得られる情報は，点推定値であるため，計測点間の情報を補間する必要がある．そのため，ここでは，地質統計学の一手法である，インディケータシミュレーション法 [13]を用いる． これによって，決定された統計モデルにしたがい，N 値の点推定値を空間的に補間することができる．また，本研究で使用する SWS 試験からは，直接 SPT の N 値を求めることができないので，2 つの試験結果の回帰式から，SWS の N 値を SPT の N 値に変換し，回帰式の誤差も考慮した変換方法を提案する．

さらに，インディケータシミュレーションでは，主となる情報をハードデータ，補助的な情報をソフトデータとして用いることができる．本研究では，補助的なデータとして弾性波探査の結果を利用する方法を提案する．弾性波探査手法としては，地盤定数との相関性が強い S 波が精度良く計測されるとされる表面波探査 [14]を利用する．弾性波探査は，簡便に実施でき，局所的な物性変化に関しては解像度は良くないものの，平均的な分布を得るのには適している．

最終的に，実際の貫入試験である SWS 試験をハードデータ，表面波探査結果を補助データ（ソフトデータ）と考え，2 つの情報の合成によって精度の高い N 値分布を同定し，堤体内で N 値の低い箇所を検出することを考えている．インディケータシミュレーションでは，N 値分布の分散も表現できるため，リスク評価に結びつけることも可能である．

表面波探査結果からN値を得ようとした場合，変換誤差が大きく，また，詳細な空間分布を得ようとした場合，解像度が良くないという欠点があるが，非破壊試験で，サウンディングよりも簡便であるため，維持管理の上では，サウンディングよりも頻繁な調査が可能である．この点で，これを補助データとして用いることは大きな利点となり得る．

2. 土の強度の統計モデル

(1) モデルの決定

地盤定数を代表する変数をξとし，これが空間座標$\mathbf{X}=(x, y, z)$の関数であるとすると，一般に，ξは，空間座標の関数として次式で与えられる．

$$\xi(\mathbf{X}) = \mu(\mathbf{X}) + U(\mathbf{X}) \tag{1}$$

ここで，$\xi(\mathbf{X})$は，平均値関数$\mu(\mathbf{X})$と確率成分$U(\mathbf{X})$の線形結合であると仮定する．

変数ξを空間的に離散化してベクトル表示したものを$\boldsymbol{\xi}=(\xi_1, \xi_2, ..., \xi_M)$とする． Mはテスト箇所の個数であるとし，土質試験や地盤調査から得られた結果を $\boldsymbol{\Xi}=(\Xi_1, \Xi_2, ..., \Xi_M)$と定義する．ベクトル$\boldsymbol{\Xi}$は，確率ベクトル$\boldsymbol{\xi}=(\xi_1, \xi_2, ..., \xi_M)$の一つの実現値である．もし変数 $\xi_1, \xi_2, ..., \xi_M$ がM次元正規分布を構成していると仮定すると，その確率密度関数は次式で与えられる．

$$f_{\Xi}(\boldsymbol{\xi}) = (2\pi)^{-M/2}|\mathbf{C}|^{-1/2}\exp\left\{-\frac{1}{2}(\boldsymbol{\xi}-\boldsymbol{\mu})^t\mathbf{C}^{-1}(\boldsymbol{\xi}-\boldsymbol{\mu})\right\} \tag{2}$$

ここで，$\boldsymbol{\mu}=(\mu_1, \mu_2, ..., \mu_M)$ は確率変数$\boldsymbol{\xi}=(\xi_1, \xi_2, ..., \xi_M)$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，本研究では，堤体の縦断面（x-z断面）を解析を対象とし，二次元問題を取り扱うため，モデル化も二次元に限定するものとする．

$$\mu_k = a_0 + a_1x_k + a_2z_k + a_3x_k^2 + a_4z_k^2 + a_5x_kz_k \tag{3}$$

(x_k, z_k)はパラメータξ_kに対応する水平と鉛直座標を表し，$(a_0, a_1, a_2, a_3, a_4, a_5)$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，基本的に次に示す4タイプから選択する．

$$
\mathbf{C}=\left[C_{ij}\right]=\begin{cases}\sigma^2\exp\left(-\left|x_i-x_j\right|/l_x-\left|z_i-z_j\right|/l_z\right) & \text{(4a)}\\ \sigma^2\exp\left\{-\left(x_i-x_j\right)^2/l_x^2-\left(z_i-z_j\right)^2/l_z^2\right\} & \text{(4b)}\\ \sigma^2\exp\left\{-\sqrt{\left(x_i-x_j\right)^2/l_x^2+\left(z_i-z_j\right)^2/l_z^2}\right\} & \text{(4c)}\\ N_e\sigma^2\exp\left(-\left|x_i-x_j\right|/l_x-\left|z_i-z_j\right|/l_z\right) & \text{(4d)}\end{cases}
$$

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

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

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_zは，x, z方向の相関距離をそれぞれ表す．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[4]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が式(5)で与えられる．

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

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, N_eで与える共分散を決定するパラメータの数の和を表す．AIC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，金塊効果のパラメータN_eを決定することができる．

一般に，地盤定数の空間的な相関性はサンプリング間隔に比して弱く，相関距離を決定するのは難しい．MAICは，地盤物性値間の相関性が存在する場合の多次元正規分布にしたがうことが条件となるので，このことが拘束条件となり，相関距離が決定されないということがしばしば起こる．そこで，本研究では，MAICによって，相関距離が同定されない場合，次のプロセスで相関モデルの決定を行うものとする．

第一段階として，平均値関数（トレンド関数）と標準偏差を決定する．この際，地盤パラメータに対して，空間的な無相関を仮定する．第二段階として，パラメータから決定されたトレンド関数を除去した確率変数Uに関するx, z方向のセミバリオグラム[4]をそれぞれ求めて，共分散マトリクスC_{ij}を決定するものとする．xおよびz方向のセミバリオグラムγ_x, γ_zは以下の式で求められる．

$$
\gamma_x\left(\left|x_i-x_j\right|\right)=\frac{1}{2D_x}\sum_{k=1}^{D_x}\left(U\left(x_k\right)-U\left(x_k+\left|x_i-x_j\right|\right)\right)^2\qquad\text{(6a)}
$$

$$
\gamma_z\left(\left|z_i-z_j\right|\right)=\frac{1}{2D_z}\sum_{k=1}^{D_z}\left(U\left(z_k\right)-U\left(z_k+\left|z_i-z_j\right|\right)\right)^2\qquad\text{(6b)}
$$

ここで，$U(x_k)$ および $U(x_k+|x_i-x_j|)$ は，水平座標が$|x_i-x_j|$だけ隔たり，同一深度の確率変数値，$U(z_k)$ および$U(z_k+|z_i-z_j|)$ は，深度が $|z_i-z_j|$ だけ隔たり，同一水平座標のパラメータ値とする．D_x，およびD_zは，この条件で作り得る水平方向および深度方向にパラメータのペアの数を表す．

式(6)のバリオグラムは，式(4d)の単純な指数型の関数に適合させ，相関距離を同定するものとする．

$$
\gamma_x\left(\left|x_i-x_j\right|\right)=C_{0x}+C_{1x}\left\{1-\exp\left(-\left|x_i-x_j\right|/l_x\right)\right\}\qquad\text{(7a)}
$$

$$
\gamma_z\left(\left|z_i-z_j\right|\right)=C_{0z}+C_{1z}\left\{1-\exp\left(-\left|z_i-z_j\right|/l_z\right)\right\}\qquad\text{(7b)}
$$

$$
\gamma_x(0)=\gamma_z(0)=0\qquad\text{(7c)}
$$

ここで，C_{0x}とC_{0z}は，それぞれx方向とz方向の金塊効果を表すパラメータ，C_{1x}, C_{1z}は，分散に寄与するパラメータで，$C_{0x}=C_{0z}=0$の場合は，$C_{1x}=C_{1z}=\sigma^2$となる．

最終的に次式から，i点とj点間の共分散C_{ij}を決定する．

$$
C_{ij}=\frac{C_{1x}C_{1z}}{\sigma^2}\exp\left(-\frac{\left|x_i-x_j\right|}{l_x}-\frac{\left|z_i-z_j\right|}{l_z}\right)\qquad i\ne j\qquad\text{(8a)}
$$

$$
C_{ij}=\sigma^2\qquad i=j\qquad\text{(8b)}
$$

式(6)のセミバリオグラムの計算では，x, zそれぞれ一方向の相関性が得られるため，MAICよりも相関性を同定するのが容易である．

(2) スウェーデン式サウンディング試験によるN値の標準貫入試験N値への変換

地盤物性値の空間分布特性を同定するためには，高密度のサンプリングデータが必要である．しかしながら，通常はサンプリングデータは十分でないので，そのような場合，サウンディング試験結果を用いるのが便利である．一般に，堤体の強度は，標準貫入試験結果のN値から推定される．ここでは，さらに簡便なスウェーデン式サンディング（SWS試験）結果に基づき推定を行う．砂質土に関して， SWS試験結果とN値を比較した結果が稲

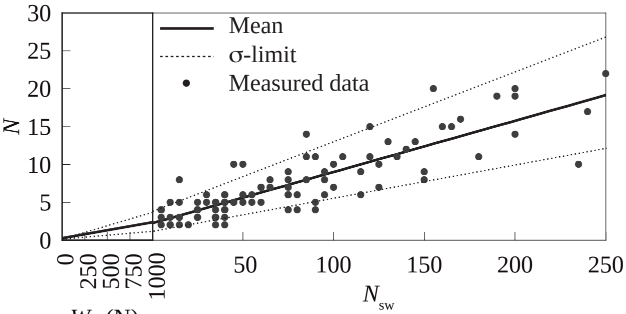


図-1 SWS試験と標準貫入試験N値の関係[15]

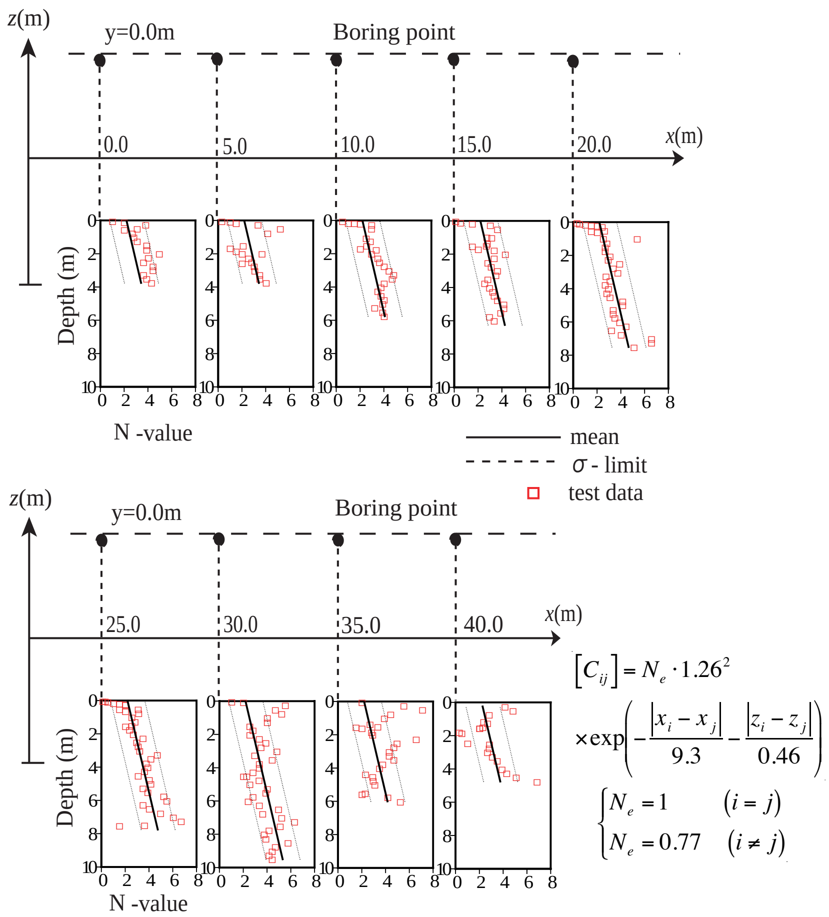
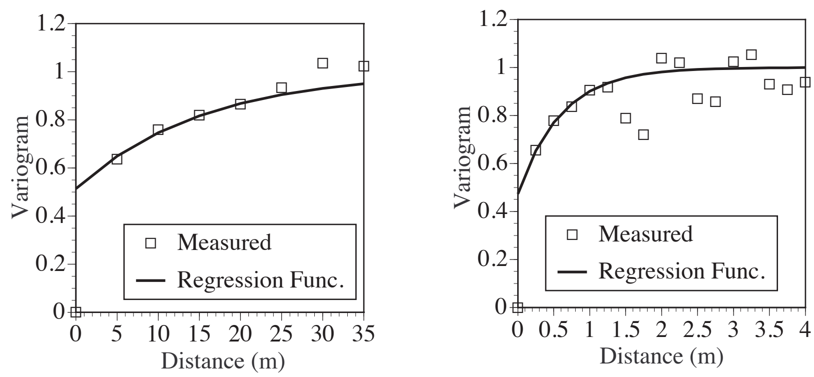


図-2　ため池堤体（サイト A）における N 値分布と統計モデル



(a) 水平方向　　(b) 鉛直方向

図-3　セミバリオグラム計算例（サイト A）

田によって**図-1**のように示されている[15]．本研究ではこのデータを基に，回帰式のばらつきについて検討している．図中，直線は回帰式，破線はσ限界値（平均値から標準偏差分だけ隔たった値）を表している．ただし，標準偏差は，変動係数が一定になるように設定されている．

サウンディング結果は，稲田によって提案される式(9)（砂質土に対応した式）を通してN値に換算される．

$$N_{SWS} = 0.67 N_{SW} + 0.002 W_{SW} \tag{9}$$

N_{SWS}：SWS試験によるN値　　N_{SW}：半回転数

W_{SW}：重錘の重さ

変動係数0.354を考慮して，最終的にN_{SWS}は，標準貫入試験のN値，N_{SPT}に式(10)によって変換される．

$$N_{SPT} = (1 + 0.354\varepsilon_r) N_{SWS} \tag{10}$$

ここで，ε_rは，$N(0,1)$の正規確率変数である．

表-1　SWS 試験に基づく N 値の二次元空間分布

(a) MAIC による結果

サイト	平均値関数	S.D.	タイプ	N_e	C. L. (m)
A*)	μ = 2.44 − 0.315z	1.26	d	0.77	l_x = 9.3, l_z =0.46
B	μ = 2.12-0.102 z	0.82	a	—	l_x = 10.0, l_z = 0.0
C	μ = 2.41 + 0.001x − 0.32z	1.17	a	—	l_x = 4041, l_z = 0.0

x: 水平座標 (m). (x=0：堤体の端を表す)
z: 鉛直座標 (m). (z=0：堤体天端表面，　-z：深度)
S.D.= 標準偏差 C. L. = 相関距離≥0
タイプ：共分散関数のタイプに対応（式(4)）
*): 図-2 に対応する

(b) セミバリオグラムに基づく結果

Site	C_0	C_1	C. L. (m)
A	C_{0x}=0.51, C_{0z}=0.47	C_{1x}=0.49, C_{1z}=0.53	l_x = 15.4, l_z =0.60
B	C_{0x}=0.22, C_{0z}=0.29	C_{1x}=0.78, C_{1z}=0.79	l_x = 62.5, l_z = 4.76
C	C_{0x}=0.37, C_{0z}=0.46	C_{1x}=0.63, C_{1z}=0.54	l_x = 20.9, l_z = 0.58

(3)　堤体強度の空間分布の例

図-2にサイトAにおけるスウェーデン式サウディング試験の結果を示す．サイトAおよびサイトB, Cは，岡山県内のため池堤体で，材料は砂質土に分類されるまさ土から成り立っている．試験結果は，N値に換算されたものが示されているが，ため池堤軸方向に沿って5m間隔で実施された試験結果に基づいている．図中，実線は平均値関数，破線はσ限界値（平均値から標準偏差分だけ隔たった値）を表している．ここでは，代表的な断面である，堤体天端の縦断面について，二次元分布モデルを用いるものとする．図中には同時に決定された共分散関数も示されている．これらの関数は，MAICをとおして求められており，平均値関数としては深さ方向に対する線形の関数が選択されており，また，共分散関数としては，式(4d)が選択されている．

図-3には，サイトAにおける水平方向と鉛直方向におけるセミバリオグラムを示している．ただし，図中では，N値が，トレンドを取り除くべく，(N−μ)/σに基準化されている．ここで，μは平均値，σは標準偏差を表し，MAICによって決定された値を用いる．鉛直方向に対しては，1 mより短い間隔で正確なバリオグラムの値が得られている．一方，水平方向に関しては，20 m以内の間隔で正確なセミバリオグラムが得られていると推測される．図中には，式(7)で与えられる回帰曲線も同時に与えられているが，実測値と良く一致しているのが分かる．回帰曲線は，最小自乗法によって得られるが，最終的にパラメータC_{0x}, C_{1x}, C_{0z}. C_{1z}, l_x, l_zが同定される．ただし，水平方向に関しては 20 m，鉛直方向に関しては 1 m以内のセミバリオグラムの値を用いて計算がなされている．

図-2の例を含めて，複数の堤体において統計モデルを決定した例を表-1に示している．対象とした 堤体の材料は，まさ土で，均質型堤体を構成している．表-1(a)，(b)はそれぞれMAICとセミバリオグラムを用いた結果に対応している．表-1(b)において，C_0とC_1の値は，N(0,1)型に基準化したN値，(N−μ)/σに対して求められたものである．

表によると，MAICによって求められた相関距離は，サイトB, Cに関しては鉛直方向の相関距離が0になっており非現実的である．これは，MAICを用いる場合，多次元正規分布を仮定しているため，仮定された共分散関数が，x座標とz座標が共に異なる2点間の相関性を満足する必要がある．しかし，実測データには様々な誤差が介在するため，これは容易ではない．結果として，このことが制約となって，相関距離がやや求まりにくくなると考えられる．一方，セミバリオグラムを用いる場合は，一方向の相関性を同定するため，相関距離を比較的容易に求めることができる．したがって，表においても，サイトB, Cに関しては，セミバリオグラムを用いた手法が適切な相関距離を与えている．この場合，水平方向の相関距離が，鉛直方向の数倍から20倍程度になっており，これは過去に報告されている値[16]とも符合するものである．

3.　サウンディングと表面波探査の合成によるN値推定法と実堤体盛土への適用

(1)　インディケータシミュレーション法

本研究では，2種類のデータの合成によって，より精度の高いN 値の空間分布を求めようとしているが，データの合成法としてインディケータシミュレーション法[13]を用いている．この手法では，補助データ（ソフトデー

タ）を用いることができ，この情報によって主なデータ（ハードデータ）の分布を更新するという方法に基づいている．ここでは，SWS試験によるN 値をハードデータとして，表面波探査によるN 値をソフトデータとして用いている．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(11)以下で定式化される．

$$i(\mathbf{u};r_k)=\begin{cases}1, & (R(\mathbf{u})\le r_k)\\ 0, & (R(\mathbf{u})>r_k)\end{cases}\qquad k=1,\ldots,K \tag{11}$$

iは，パラメータRの2値変換値である．rはパラメータR の任意の値を表し，r_k (k = 1, 2, ..., K)は，Rの特定の値であると同時に，2 値変換値の閾値を表しており，K段階存在する．$\mathbf{u}$ は座標を表し，$\mathbf{u}=(x, z)$ であり，式(11)におけるiは，この座標点における値である．n個の計測点$\mathbf{u}_\alpha$における2値変換値 $i(\mathbf{u}_\alpha;r)$ から，式(12)をとおして，任意の位置$\mathbf{u}$ におけるパラメータRの確率分布関数Fが得られる．

$$F\left(\mathbf{u};r_k\middle|(n+n')\right)=\mathrm{Prob}\left\{R(\mathbf{u})\le r_k\middle|(n+n')\right\}$$
$$=\lambda_0 F(r_k)+\sum_{\alpha=1}^{n}\lambda_\alpha(\mathbf{u};r_k)i(\mathbf{u}_\alpha;r_k)+\sum_{\alpha'=1}^{n'}\nu_{\alpha'}(\mathbf{u};r_k)w(\mathbf{u}_{\alpha'};r_k) \tag{12a}$$

$$\lambda_0=1-\sum_{\alpha=1}^{n}\lambda_\alpha(\mathbf{u};r_k)-\sum_{\alpha'=1}^{n'}\nu_{\alpha'}(\mathbf{u};r_k) \tag{12b}$$

式(12)中，w はソフトデータ（n' 個）を表し，確率分布関数の形で与えられるが，以下にその決定手順を示すものとする．

1) ソフトデータwの確率分布関数として，ハードデータと同じ確率分布関数Fを仮定する．
2) 表面波探査の計測値を用いて，インディケータクリッギング[11)]を実施する．
3) クリッギングの結果として得られる出力点毎の確率分布を，インディケータシミュレーションのソフトデータとする．

λ_α, $\nu_{\alpha'}$ は，補間係数で，次の連立方程式を解くことによって決定される．

$$\sum_{\beta=1}^{n}\lambda_\beta(\mathbf{u})C_{\beta\alpha}+\sum_{\beta'=1}^{n'}\nu_{\beta'}(\mathbf{u})C_{\beta'\alpha}=C_{m\alpha},\quad \alpha=1,\ldots,n \tag{13a}$$

$$\sum_{\beta=1}^{n}\lambda_\beta(\mathbf{u})C_{\beta\alpha'}+\sum_{\beta'=1}^{n'}\nu_{\beta'}(\mathbf{u})C_{\beta'\alpha'}=C_{m\alpha'},\quad \alpha'=1,\ldots,n' \tag{13b}$$

$C_{\alpha\beta}$は，ハードデータの計測点α, β間の共分散，$C_{m\alpha}$は，任意点mと点α間の共分散を表す．一方，$C_{\alpha'\beta'}$は，ソフトデータの計測点α', β' 間の共分散，$C_{m\alpha'}$は，任意点mと点α'間の共分散を表す．式(12), (13)をとおして，α, βは，ハードデータの位置を，α', β' はソフトデータの位置を表すものとする．最終的に次式によってパラメータRの乱数が作成される．

$$r^{(l)}(\mathbf{u})=F^{-1}\left(\mathbf{u};p^{(l)}\middle|(n+n')\right) \tag{14}$$

ここで，$p^{(l)}$は，[0,1]の範囲の一様乱数を表し，添え字lはモンテカルロ法の試行回数を表す．最終的に，シミュレーションでは，式(14)で作成される乱数rが，パラメータRの実現値として使用される．

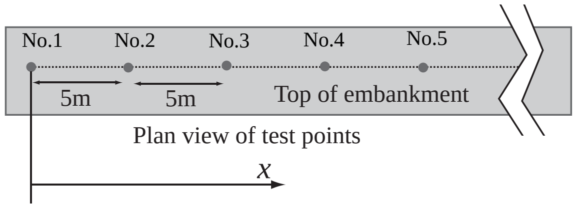


図-4 試験位置の平面配置

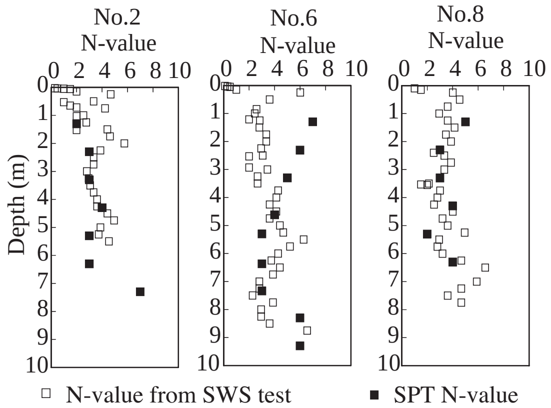


図-5 SWSとSPTのN値の比較（サイトH）

(2) 標準貫入試験結果とSWS試験結果の比較

ここでは，H池堤体（サイトH）を解析対象として取り上げる．この池は，岡山県内に存在する均質型のアースダムで，堤体の材質は，細粒分質礫質砂に分類されるまさ土である．**図-4**に示すように，H池堤体上を堤軸に沿って，5m間隔で9箇所，SWS試験を行っている．試験箇所は，左からNo.1, No.2….と表示されている．SWS試験によるN値N_{SWS}から標準貫入試験N値N_{SPT}への変換については式(9)を用いる．サイトHでは，No.2, No.6, No.8付近で，標準貫入試験(SPT)も行なわれており，**図-5**にSWS試験結果から変換したN値と合わせて示している．両者を比較してみると比較的良い対応を示していることがわかる．ただし，No.6地点においては，4 m以浅で，SWSは，N値を過小評価している．SWSは，礫分が多く検出される部分では貫入不能となるため，結果的にN値分布を過小評価する可能性を包含している．しかし，維持管理上は，N値の小さな部分が問題となるため，実用上の問題は少ないと考えられる．この誤差も含め，2種類のN値には齟齬が見られるが，本研究では，式(10)で，N_{SWS}からN_{SPT}への換算誤差が評価されており，基本的に2種類

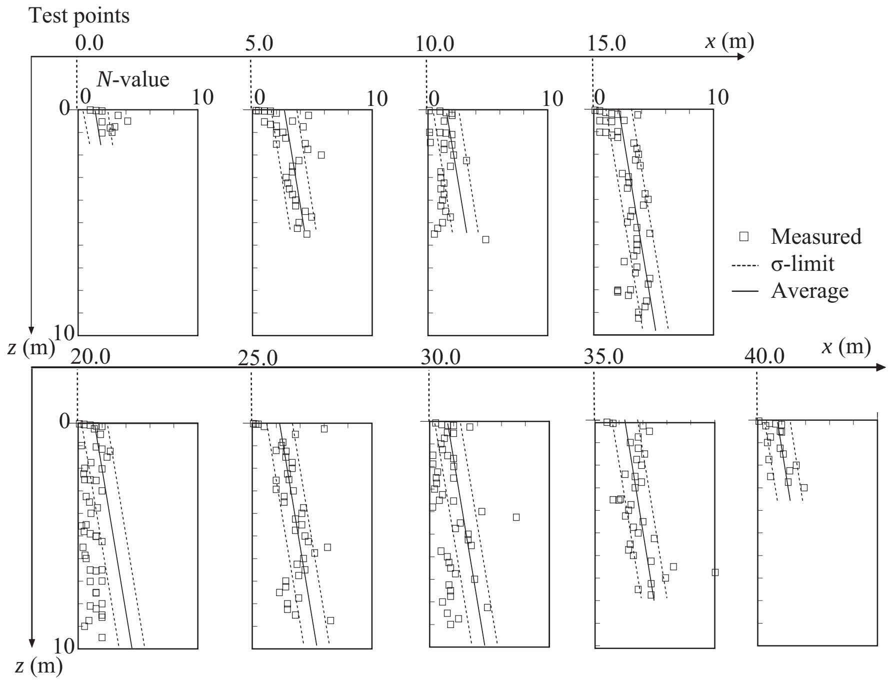


図-6　ため池堤体（サイトH)におけるN値分布と統計モデル

のN値の齟齬は許容されるものである．

(3) SWS試験結果による統計モデル

MAIC法によって，平均値関数と共分散関数が同定されており，すべての試験データと決定された平均値とσ限界値を**図-6**に示す．ただし，式(3)に示した平均値関数を仮定して統計モデルを決定しようと試みた結果，相関距離が適切に決定されなかった．これは，試験結果の水平方向のトレンドが，やや周期性を示し，二次関数では追随できなかったためである．さらに高次の項を加えることも考えられるが，高次のトレンド関数は，外挿域で極端な値を示すため．これを採用しないこととした．代替案として，ここでは，式(3)の座標の2次までの関数を加えて，式(15)のx方向の周期性を考慮した平均値関数を検討している．

$$\mu_k = \alpha_0 + \alpha_1 \sin\left(\frac{x_k}{5} - \frac{1}{2}\right)\pi + \alpha_2 x_k \tag{15a}$$

$$\mu_k = \alpha_0 + \alpha_1 \sin\left(\frac{x_k}{5} - \frac{1}{2}\right)\pi + \alpha_2 z_k \tag{15b}$$

$$\mu_k = \alpha_0 + \alpha_1 \sin\left(\frac{x_k}{5} - \frac{1}{2}\right)\pi + \alpha_2 x_k + \alpha_3 z_k \tag{15c}$$

$$\mu_k = \alpha_0 + \alpha_1 \sin\left(\frac{x_k}{5} - \frac{1}{2}\right)\pi + \alpha_2 x_k + \alpha_3 z_k + \alpha_4 x_k z_k \tag{15d}$$

上記の関数を検討したのは，N値の分布について，x方向に10mを1周期とする周期性が見られたためである．この結果，MAICによって今回は式(16), (17)が最も適切な平均値関数および共分散関数であると決定された．水平方向の相関性が鉛直方向の10倍程度に同定されており，これは，一般に報告されている値[16]に近いため，適切なモデル化がなされたと判断される．

$$\mu = 1.98 + 0.816 \sin\left[\left(\frac{x}{5} - \frac{1}{2}\right)\pi\right] + 0.157z \tag{16}$$

$$C_{ij} = N_e \cdot \sigma^2 \exp\left(-\left|x_i - x_j\right|/6.14 - \left|z_i - z_j\right|/0.63\right) \tag{17a}$$

$$\begin{cases} N_e = 1 & (j = k) \\ N_e = 0.604 & (j \neq k) \end{cases} \qquad \sigma = 1.24 \tag{17b}$$

今回はSWS試験結果9本すべて利用する場合に加え，3本(x = 5 m, 20 m, 35 m)しか利用しない場合の解析を行っている．これは，通常，5m間隔という高密度で試験を実施することは困難なため，少ない本数の場合も検討する必要があるためである．ただし，相関距離は9本の結果から同定されたものを用いることにし，平均値および標準偏差を3本の試験結果から決定している．これは，平均値は最も重要であるため，原位置試験から決定するが，共分散関数に関しては，決定するのに情報が不十分な場合が想定され，これを克服するために前もってデータベースを整備しておき，代表的な値を用いるという基本概念に基づくものである．ただし，標準偏差は比較的決定し易いため，現地試験結果から決定されても良い．一方，相関距離は，決定に際して高密度の試験が必要で，空間的にまばらな試験では決定できないことが多く，データベースの充実が必要である．

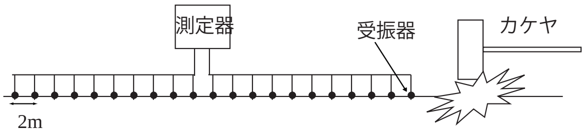


図-7　表面波探査方法

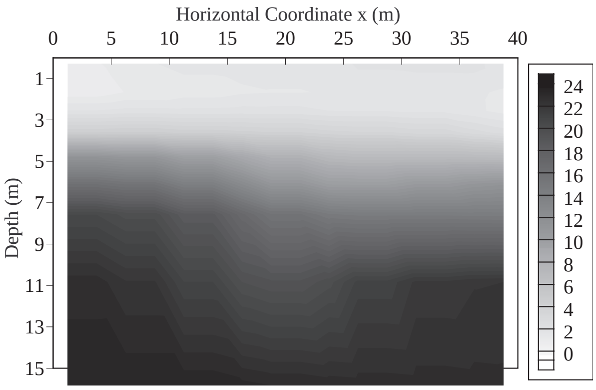


図-8　表面波探査によるN値の空間分布

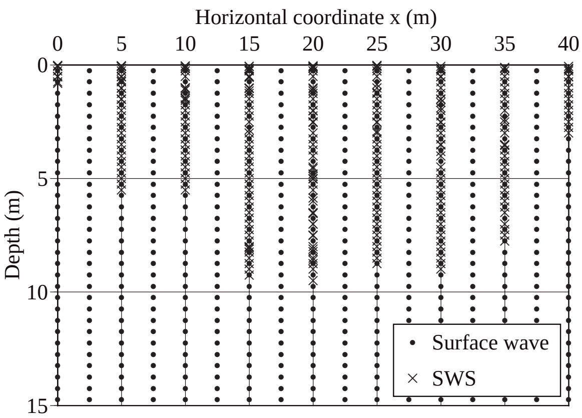


図-9　SWS試験箇所と表面波探査結果の出力点

今回は，3本の試験結果を用いた場合，平均値関数と標準偏差を，この結果からMAICによって決定している．ただし，共分散関数は，式(14)と同様のものを採用しており，標準偏差のみが決定されている．決定された平均値関数と標準偏差を式(18), (19)に与える．ただし，試験本数の少なさを考慮し，平均値関数は，深度方向のみの関数が仮定されている．

$$\mu = 1.84 + 0.47z - 0.062z^2 \tag{18}$$

$$\sigma = 1.365 \tag{19}$$

(4)　表面波探査試験

本研究では，S波との相関性が強く，計測精度の高い表面波を計測し，地盤のN値を推定している．計測では，受信器を2m 間隔で40m に配し，かけやを用いて加振した(図-7)．S波速度V_sとN値との関係は，式(20)によるものとする[17]．

$$V_S = 89.8N^{0.341} \tag{20}$$

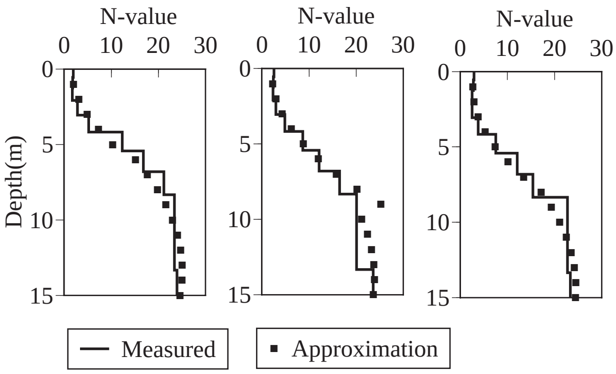


図-10　表面波探査結果の近似

探査の結果を図-8に示しているが，深度方向に値が増大している．ただし，S波分布の同定にはインバージョンが用いられており[14]，本試験では，空間的に平均化されたS波とN値が求められていると理解される．本研究では，図-9の結果出力点の情報に基づき図-8の分布が作成されている．図には，SWS試験箇所も示されており，これらの点が，インディケータシミュレーションにおいて計測点として取り扱われる．

結果からも明らかなように，基盤部と堤体部では物性が大きく異なるため，平均値関数と標準偏差を独立に同定している．MAICによって求められた平均値関数と標準偏差を以下に示す．ただし，基盤部と堤体部の境界は，SWS試験結果によるものとする．

堤体部：

$$\mu = 1.23 + 0.45x + 0.37z + 0.0002x^2 + 0.31z^2 - 0.03xz \tag{21}$$

$$\sigma = 0.834 \tag{22}$$

基盤部：

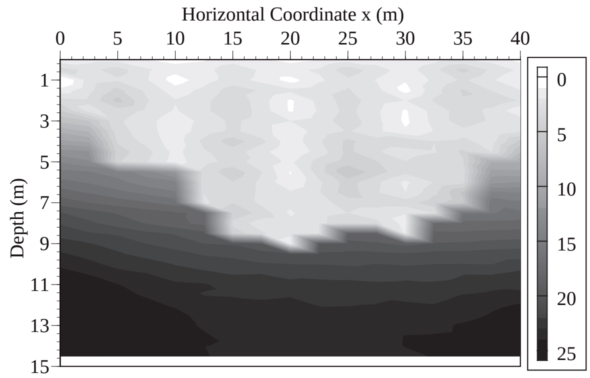
$$\mu = -5.98 - 0.34x + 4.83z + 0.0039x^2 - 0.183z^2 + 0.012xz \tag{23}$$

$$\sigma = 1.189 \tag{24}$$

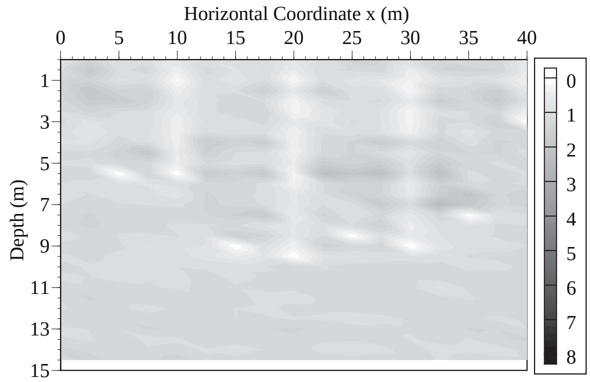
図-10には試験結果と上の平均値関数を共に示しているが，データが非常に良く適合している．

(5)　SWS試験と表面波探査結果の合成

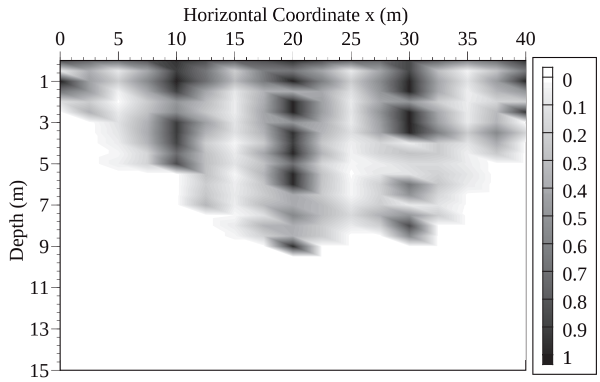
SWS試験は，実際の貫入抵抗値であり，また，点推定であるので，計測地点の値の精度は高いと考えられる．ただし，計測点ではないところでは，値を補間する必要があり，精度が落ちる．一方，表面波探査試験では，空間的に広範囲のデータを得ることが可能であるが，値が平均化されており，貫入抵抗値の値を高い解像度で得ることができない．したがって，ここでは，この2つの試験結果の短所を補完すべく，SWS試験結果をハードデータ，表面波探査結果をソフトデータとし，インディケータシミュレーション法により合成を試みる．なお，堤体部分では平均値関数と共分散関数について，SWS試験から得られた式(16), (17)を用いる．一方，基盤部では，



(a) 平均値

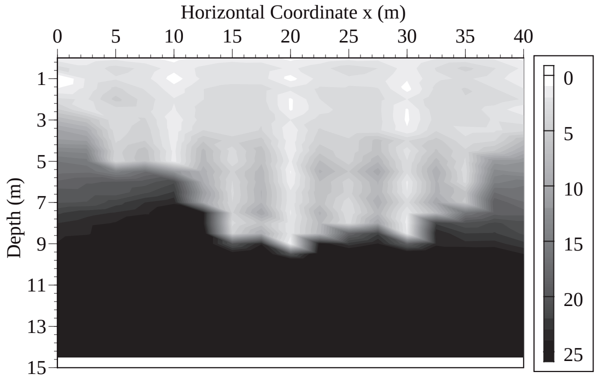


(b) 標準偏差

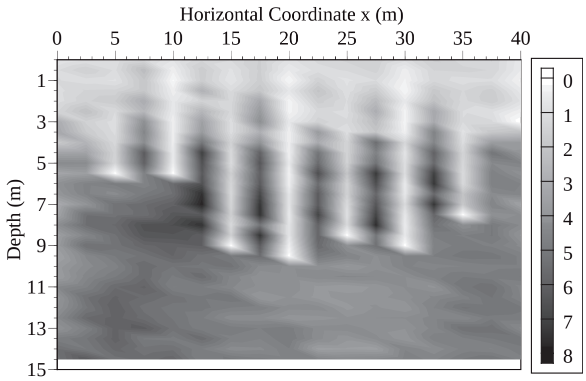


(c) N 値が 2 を下回る確率

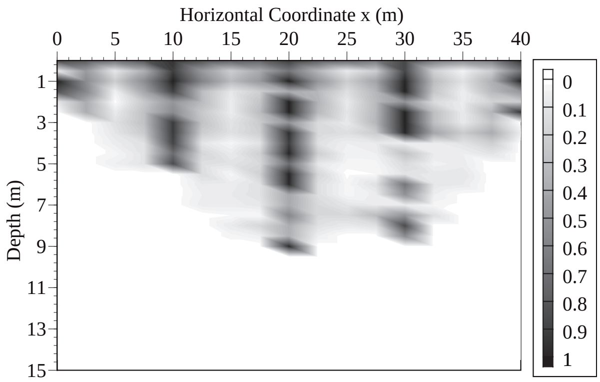
図-11　N 値の空間分布推定（SWS 試験 9 箇所）
（ソフトデータ無し）



(a) 平均値



(b) 標準偏差



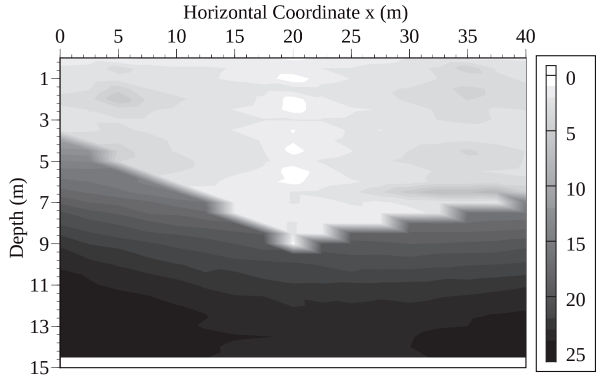
(c) N 値が 2 を下回る確率

図-12　N 値の空間分布推定（SWS 試験 9 箇所）
（ソフトデータ有り）

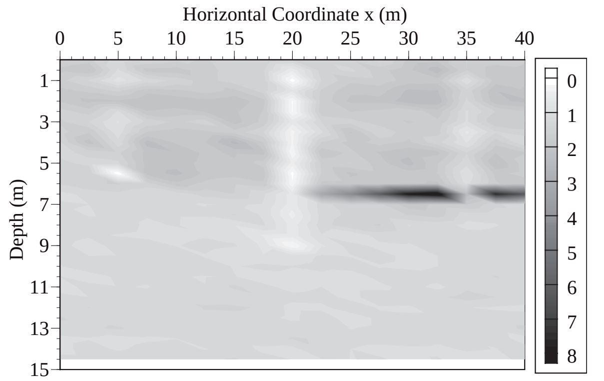
SWS試験結果が得られていないため，この部分では，平均値関数と共分散関数の標準偏差として式(23), (24)を用いている．

シミュレーションは，モンテカルロ法として繰り返されるが，式(14)で生成した乱数をN_{SWS}とし，さらに式(10)において乱数ε_rを加えることによって，N値が乱数として得られることになる．本研究では，モンテカルロ法を100回繰り返しているが，今回の解析は，破壊確率の計算のように，高精度な数値が要求される計算ではなく，図によって結果の評価をすることを考えているので，この程度の回数で十分と判断した．ちなみにいくつかのケースについて200回の繰り返し結果と比較した結果，結論に影響を与えるような差は見られなかった．以下では，このN値の乱数を統計処理したものを解析結果として示している．

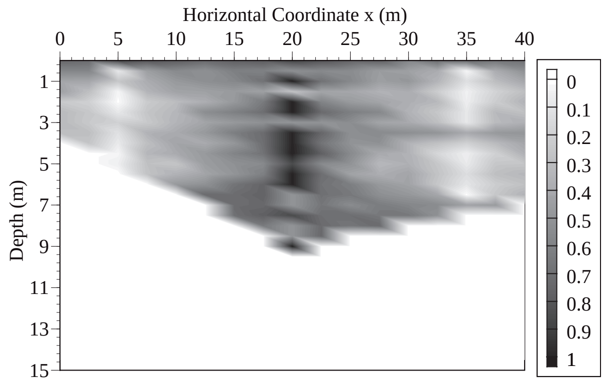
図-11は，SWS試験を9本実施した場合で，ハードデータのみでN値分布を推測した結果である．**図-12**ではハードデータとソフトデータとを合成している．一方，**図-13**は，3本のSWSをハードデータとして，これのみを用いた場合で，**図-14**は，**図-13**のパターンにソフトデータ



(a) 平均値

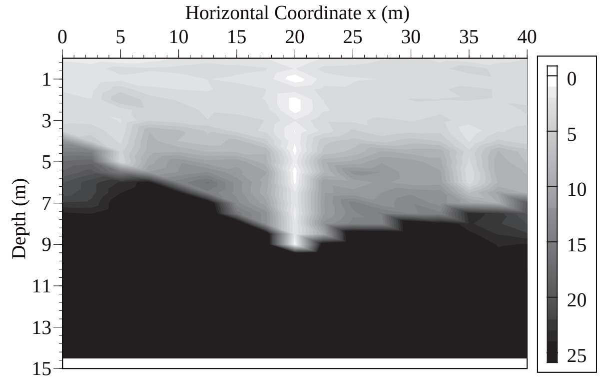


(b) 標準偏差

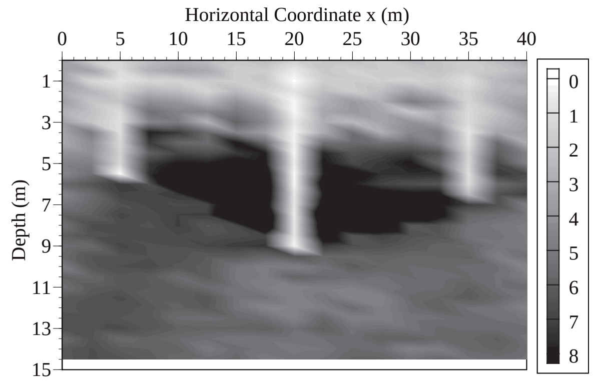


(c) N 値が 2 を下回る確率

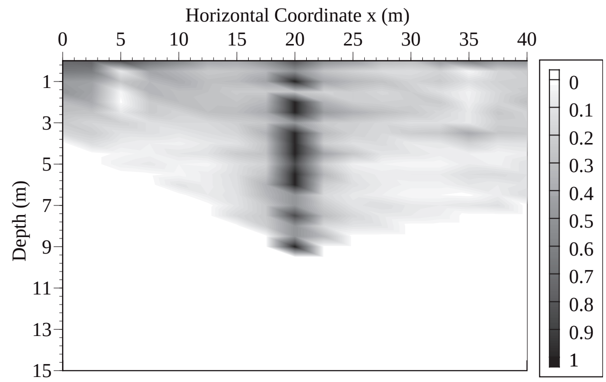
図-13　N 値の空間分布推定（SWS 試験 3 箇所）（ソフトデータ無し）



(a) 平均値



(b) 標準偏差



(c) N 値が 2 を下回る確率

図-14　N 値の空間分布推定（SWS 試験 3 箇所）（ソフトデータ有り）

を合成したものである．また，図(a), (b), (c)は，それぞれ，N値の平均値，N値の標準偏差，N値が2を下回る確率に対応している． **図-11, 12**のグループと**図-13, 14**のグループを比較すると，**図-11**から**図-12**の変化より，**図-13**から**図-14**への変化が断然大きいことが分かる．これは，前者のグループの方が後者のグループよりハードデータへの依存が高いため，相対的にソフトデータの影響が現れにくいためである．

図-11(a)，**図-12(a)**，**図-13(a)**，**図-14(a)**の平均値によると，**図-11**，**12**では，SWSの計測点が多いので，強度の大小の解像度が非常に高いのが分かる．これは，SWSの計測点では，その値の確信度が高くなるため，図の濃淡がはっきりした画像となっている．**図-11**と**図-13**を比較するとSWS試験結果を多く利用している分，**図-11**の方が明らかに詳細にN値の分布を表現している．

図-11と**図-12**および**図-13**と**図-14**の比較では，全体的に後者のN値が大きくなっている．これは，SWS試験結果より，表面波探査結果の方が大きなN値を予測しており，**図-12**，**図-14**は，この影響を強く受けたものと考えられる．SWS試験は，礫分が多く含まれるような地盤に

は適用不可能であるので，堤体盛土の低強度の部分を支配的に計測する傾向がある．一方，表面波探査はあらゆる地層に適用できるが，下層部の高強度の部分を含めて平均化されるため，堤体部分の低強度の地層の計測値は精度が劣る可能性がある．したがって，SWS試験による結果の方が安全側に傾きやすい傾向があり，**図-11**と**図-12**および**図-13**と**図-14**の様な差につながったと解釈される．明らかに，SWS試験数の少ない**図-13**と**図-14**の比較における方がこの差が顕著である．

図-11(b)，**図-12(b)**，**図-13(b)**，**図-14(b)**は，標準偏差を表しており，ハードデータの存在する部分では値が小さくなっている．また，**図-11**，**図-13**では，標準偏差の値が空間的に一定になる傾向があり，逆に**図-12**および**図-14**では，ソフトデータの存在により，誤差が明確になり，減り張りのある図となっている．全体的に，ソフトデータを用いた**図-12**, **図-14**の方が標準偏差の値が大きくなっている．これは，ソフトデータとハードデータの間にギャップがあり，それが誤差として取り扱われるためである．

図-11(c)，**図-12(c)**，**図-13(c)**，**図-14(c)**は，N値が2を下回る確率であるが，SWS試験で直接低いN値が検出された箇所を中心に確率の高い部分が見られる．**図-12**では，ハードデータの影響が強く，**図-11**と比較しても，空間的な確率分布の相違は大きくない．一方，SWS試験の本数が少なく，ソフトデータが強く影響する**図-14**の場合では，**図-13**と比較して，全体的に確率値は低くなっている．また，**図-13**では，中央のSWSの試験位置を中心に徐々に確率値が小さくなっているが，**図-14**ではソフトデータの影響で，確率値の高いところがはっきりしている．

4. まとめ

本研究は，SWS試験から表面波探査結果を補助データとして用い，N値の空間分布推定を試みたものである．その結果を次のようにまとめる．

1) MAICおよび地質統計学の一手法であるセミバリオグラムを利用し，地盤定数の統計モデルを決定する方法を示した．ここでは，とくに，SWS試験結果についてN値の二次元の統計モデルを決定した．これによって，複数のため池堤体においても，地盤の相関距離が，従来から報告されている範囲の値として同定されることを確認した．
2) SWS試験N値から標準貫入試験N値に変換する際の誤差をモデル化した．解析対象のため池堤体で2種類のN値を比較した結果，両者が比較的よく一致していることを確認した．
3) 表面波探査試験を実施し，ため池堤体の平均的なN値を求めた．これによって，ため池堤体のみならず，地山のN値も決定した． 表面波探査によると，SWS試験による場合と比較して大きなN値分布が得られた．
4) 地質統計学の一手法であるインディケータシミュレーション法を利用することで，SWS試験と表面波探査の2種類の試験結果を合成した．ここでは，点推定値が得られ，実際の貫入試験であるSWS試験をハードデータとして，表面波探査結果をソフトデータとした．SWS試験を3本実施した場合と9本実施した場合を比較した結果，前者ではソフトデータに強く影響されることを確認した.
5) N値が2を下回る確率の空間分布を求めた．これによって，堤体の脆弱部分を明確にすることができる．また，この確率分布の経年変化を観測することによって，堤体の劣化の進行を把握できる可能性がある.

本研究では，提案法を一つのサイトに適用したのみであるので，堤体維持管理問題における本手法の有効性を実証するためには，今後，適用例を増やしていく必要がある．

謝辞：本研究を遂行するにあたり，岡山県備前県民局農林水産事業部にご協力を賜った．記して深甚なる謝意を表する．

参考文献

1) 藤井弘章，島田　清，西村伸一：9019 台風による岡山県内のため池災害：1990 年 19 号台風による風水害の調査研究，文部省科学研究費 (No02306015)，突発災害調査研究成果（代表：名合宏之），pp.101-130, 1991.
2) 小林　晃，山本裕介，岡　敬人，青山咸康：豪雨による決壊ため池を対象としたライフサイクルコストの算定法，土木学会論文集 C，Vol.63, No.4, pp.954-962, 2007.
3) Akaike, H.: A new look at the statistical model identification, *IEEE Trans. on Automatic Control*, AC-19, No.6, pp.716-723, 1974.
4) Journel, A.G. and Huijbregts, Ch. J. : *Mining Geostatistics*, Academic Press, 1978.
5) Vanmarcke, E. H.: *Ransom Fields - Analysis and Synthesis -* , MIT Press, 1984.
6) 地盤工学会：土質基礎の信頼設計, 地盤工学会，1985.
7) Tang, W. H.: Probabilistic evaluation penetration resistances, *Journal of the Geotechnical Engineering*, ASCE, Vol.105(GT10), pp.1173-1191, 1979.
8) Cafaro, F. and Cherubini, C.: Large sample spacing in evaluation of vertical strength variability of clayey soil, *Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering*, Vol.128, No.7, pp.558-568, 2002.
9) Soulie, P., Montes, P. and Silvestri, V.: Modelling spatial variability of soil parameters, *Canadian Geotechnical Journal*, Vol.27, pp.617-630, 1990.

10) DeGroot, D. J. and Beacher, G. B.: Estimating autocovariance of in-situ soft properties, *Journal of the Geotechnical Engineering*, ASCE, Vol.119, No.1, pp.147-166, 1993.
11) Phoon, K. K. and Kulhawy, F. H.: Charcterization of geotechnical variability, *Canadian Geotechnical Journal*, Vol.36, pp.612-624, 1999.
12) Uzielli, M., Vannucchi, G. and Phoon, K. K.: Random field characterization of stress-normalized cone penetration testing parameters, *Geotechnique*, Vol.55, No.1, pp.3-20, 2005.
13) Deutsch, C. V. and Journel, A. G. : *Geostatistical Software Library and User's Guide*, Oxford University Press, 1992.
14) 林　宏一：表面波を用いた地下浅層部の探査，非破壊探査， Vol.53, No.5, pp.254-259, 2004.
15) 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.
16) 西村伸一：土構造物の物性値の不確実性と不均質性，土構造物の地震時における性能設計と変形量予測に関するシンポジウム発表論文集，地盤工学会，pp.121-126，2007.
17) 今井常雄，麓 秀夫，横田耕一郎：日本の地盤における弾性波速度と力学的特性，第4回日本地震工学シンポジウム論文集, pp.89-96, 1975.

（2010. 5. 17 受付）

PREDICTION OF SPATIAL DISTRIBUTION FOR N-VALUES IN EARTH-FILL EMBANKMENTS

Shin-ichi NISHIMURA, Yuta TAKAYAMA, Makoto SUZUKI, Akira MURAKAMI and Kazunori FUJISAWA

In this research, the spatial distribution for the strength parameters of decrepit earth-fill dams, and the identification methods of the distribution are discussed. Generally, the strength of the earth-fill is predicted derived from the SPT N-values. While, in this research, the Swedish Weight Sounding tests (SWS tests) are conducted to obtain the spatial distribution of the N-values as the simpler method, and the statistical model of the N-values is determined based on the sounding test results. For this task, the MAIC (Minimizing Akaike's Information Criterion) method is employed, and the semi-variogram method is also used to identify the spatial correlation characteristics.

The spatial distribution of the N-value is identified from the sounding test results with high resolution, since the point estimations are obtained with short intervals. To interpolate the point estimated values, the indicator simulation method, which is one of the geostatistical methods, is employed. In the method, the hard data (primary data) and the soft data (complementary data) can be used simultaneously. Results from the SWS and the surface wave method (SWM), which is one of the geophysical exploration methods, are dealt with as hard and soft data, respectively. With synthesizing two results, the accurate spatial distribution of N-values can be identified.