

# 不均質地盤内の地盤定数の推定に関する基礎的研究

大西有三\*・田中 誠\*\*・大澤英昭\*\*\*

これまで鉱山の鉱床の評価に用いられてきた地盤統計手法を用いて、成層堆積岩盤における有限個の現地調査の結果から、層厚の水平方向分布および物性値の空間分布を推定することを試みた。これによって、従来経験的にしか行えなかった調査結果の補間を、数学的な根拠にのって合理的に行うことができることを明らかにするとともに、同手法の地盤工学への適用性についての考察を行った。

**Keywords** : geostatistics, heterogeneous ground, interpolation of data, estimation

## 1. はじめに

地盤の性質は一般に不均質である。すなわち、地盤の性質を表すパラメータは、空間的に一様でない分布をとる。地盤構造物の設計にあたっては、この不均質性を無視することができない場合もある。

一方、地盤の性質を反映するパラメータの調査は、時間的、経済的、物理的な理由により、有限箇所で行うことができない。ある領域を対象として地盤の性質の評価を行う場合、普通は、その領域内の有限個の点あるいは小領域を適当に選定してそこで調査を行い、調査が行われなかった大部分の領域については、有限個の調査結果に基づいて、何らかの手法を用いて性質を推定することになる。

従来、この推定は経験的に行われてきた。すなわち、調査結果を専門家が検討し、いわゆる「線引き」を行うか、または、各サンプルに対し距離に反比例あるいは距離の2乗に反比例といった重みをつけた加重平均として推定値を算出していたのである。しかし、前者では専門家の主観が評価に影響することになり、後者ではそれぞれの重みを与える数学的根拠があいまいであるといった問題点が残る。また、いずれの方法によっても、評価の信頼性を定量的に知ることができない。

本研究では、この推定を合理的、客観的に行うための手法として、従来鉱山の鉱床の評価に用いられてきた地盤統計手法 (Geostatistics)<sup>1)~3)</sup>を適用することを提案する。同手法の内容については2.で述べる。

本研究の目的は、地盤統計手法によって有限個の調査

データから不均質地盤モデルを作成し、同手法の地盤工学への適用性を検討することである。このような検討を行った研究<sup>4)~6)</sup>はまだ少数であり、今後のさらなる進展が望まれている。

今回対象とした地盤は、断層を含む成層堆積岩盤である。この種の地盤に地下構造物を建設しようとするとき、層の構成や透水性を知り、周辺の地下水の動態を把握することが重要になる。そこで、本研究では、例題的な試みとして、堆積層の層厚の水平方向分布、ならびに、透水性と密接な関係があると考えられる地盤の電気的性質の空間分布を、有限個のボーリング調査から推定することを考えた。

## 2. 地盤統計手法<sup>1)~3)</sup>

### (1) 地盤統計手法の仮定と方法

地盤統計手法は、ある空間内の未知の点における推定量を既知のデータの加重平均とし、数学的に最適な重みを与える方法である。

地盤統計手法は大きく分けて2つの段階に分かれる。第一は、サンプルの幾何学的な配置とサンプルデータから、分布特性を反映するセミバリオグラム (semi-variogram) という指標を作成し、これから推定しようとする場における被推定量の分布特製を把握することである。第二は、作成されたセミバリオグラムを用いて、補間法のひとつであるクリギング (kriging) によって各サンプルデータに最適な重みを与えて未知の点における推定量を算出することである。

地盤統計手法によって推定を行おうとするとき、対象領域において次の仮定 (準定常性の仮定) がなされる。

$$E[Z(x+h) - Z(x)] = 0 \dots \dots \dots (1)$$

$$E\{[Z(x+h) - Z(x)]^2\} = 2\gamma(h) \dots \dots \dots (2)$$

ここに、 $x$  は位置ベクトル、 $h$  は2点間の隔たりを表すベクトル、 $Z(x)$  は位置  $x$  における被推定量、 $\gamma(h)$

\* 正会員 Ph. D. ・工博 京都大学助教授 工学部環境地球工学専攻

(〒606-01 京都市左京区吉田本町)

\*\* 学生会員 工修 京都大学大学院工学研究科土木工学専攻 博士後期課程

\*\*\* 理修 動力炉・核燃料開発事業団中部事業所

はセミバリオグラム,  $E[Z(x)]$  は  $Z(x)$  の期待値を表す。式 (2) の右辺に現われる  $\gamma(h)$  は距離  $h$  のみの関数であり, 位置  $x$  には関係しないことに注意されたい。  $Z$  を確率変数とすると, 式 (1) および (2) で表される確率過程を定常増分過程 (stochastic process with stationary increment) と呼ぶ。また, 式 (1), (2) の条件を満たす変数  $Z$  を限域変数 (regionalized variable) という。地盤統計手法ではこの限域変数を推定対象として扱う。

これから推定しようとしている空間分布量が準定常性の条件を満たすかどうかは, 次のようにして判断される。

- 1) 対象領域を設定する。
- 2) 対象領域内のすべてのサンプルデータから, 次式によりセミバリオグラムを計算する。

$$\gamma^*(h) = \frac{1}{2N} \sum_{i=1}^N \{Z(x_i + \bar{h}) - Z(x_i)\}^2$$

$$\bar{h} = h \pm \Delta h \dots \dots \dots (3)$$

ここに,  $N$  は距離  $\bar{h}$  (ベクトル) だけ離れたサンプルの組数である。このセミバリオグラム  $\gamma^*(h)$  は実験セミバリオグラムと呼ばれ, 実際の計算に用いるセミバリオグラム  $\hat{\gamma}(h)$  (これはモデルセミバリオグラムあるいはたんにモデルと呼ばれる) とは区別される。

- 3) 作成された実験セミバリオグラムに, 2. (2) で述べる理論モデルを適合させることが可能であれば, 準定常性の条件は満たされていると判断する。

(2) セミバリオグラム

セミバリオグラムは, 推定対象となる空間分布量の空間的相関の度合いを定量的に表現する指標である。図-1 にセミバリオグラムの概念を示す。

距離  $h$  だけ離れた2つのサンプルの組を考える。空間的相関をもつ空間分布量では, 2つのサンプルデータが互いに影響をおよぼし合うような小さい  $h$  に対しては, 2つのデータは平均的に近い値をとるはずである。そして,  $h$  が大きくなるにしたがって, 2つのデータの類似性は薄れていき, ばらつきが大きくなっていく。そして,  $h$  がある距離  $a$  よりも大きくなれば, 2つのデータは互いに影響をおよぼさなくなる。このとき, セミバリオグラム  $\gamma(h)$  は,  $h \leq a$  では  $h$  の増加関数となり,  $h > a$  では一定値  $C$  をとるようになることがある。この距離  $a$  をレンジあるいは影響範囲といい,  $C$  をシル(sill)という。なお, 理想的には, シル  $C$  が存在すれば, それは全対象領域内における  $Z$  の分散  $\sigma^2$  と等しくなる。

セミバリオグラムの形状は, 対象領域内における空間分布量の空間変動特性の相異によって異なる。

次に, セミバリオグラムの性質について述べる。

a) ナゲット効果

式 (2) において  $h=0$  とすると,  $\gamma(0)=0$  が得られる。しかし, 現実のデータから式 (3) によって実験セミバ

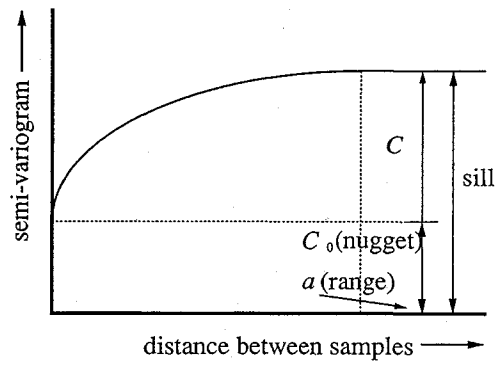


図-1 セミバリオグラムの概念

リオグラムを作成すると,  $h=0$  の近傍では相当大きな値をとる場合がある (式 (2) および (3) より, セミバリオグラムは非負である)。これをナゲット効果 (nugget effect) といい,  $h \rightarrow 0$  としたときの  $\gamma(h)$  の極限をナゲット (nugget) という。

ナゲット効果は, 計測データが不可避免的に内含する不確実性 (計測誤差等) がセミバリオグラムに反映されたものであると考えられる。大きなナゲットをもつセミバリオグラムを用いて地盤統計手法による推定を行った場合, その推定結果は数学的に最適な値ではあるが, ナゲットを反映して推定誤差が大きくなり, 推定結果の信頼性は乏しくなる。セミバリオグラムの形状とサンプルデータのみによって決定されるので, 推定精度を向上させるためには, サンプル数の増加, 計測精度の向上, あるいはセミバリオグラムのカーブフィッティング (後述) の改善が必要である。どのような物理量でも, 計測によってその真の値を知ることができない以上, いかなる手法を用いても, この不確実性を除去して推定を行うことは不可能である。

b) 理論モデル

地盤統計手法が用いられてきた鉱山や鉱床の評価でのこれまでの研究から, 鉱石の品位や密度といった空間分布量のセミバリオグラムはいくつかの典型的な関数形を呈することが明らかにされている<sup>3)</sup>。これらをモデルセミバリオグラムあるいはたんにモデルという。モデルには, 直線モデル (1次関数), 指数モデル (指数関数を含む関数), 球状モデル (3次関数), pure nugget モデル (定数関数) 等がある。次節で述べるクリギングによる空間分布量の推定には, 上記いずれかの理論モデルを用いる。

(3) クリギング

クリギングは, ある点における推定値として, 推定領域 (点) の周囲のサンプルデータに最適な重みをかけた加重平均を考える方法である。以下, 本節では, サンプル, 推定位置を点とみなし, 被推定量の空間的トレンド

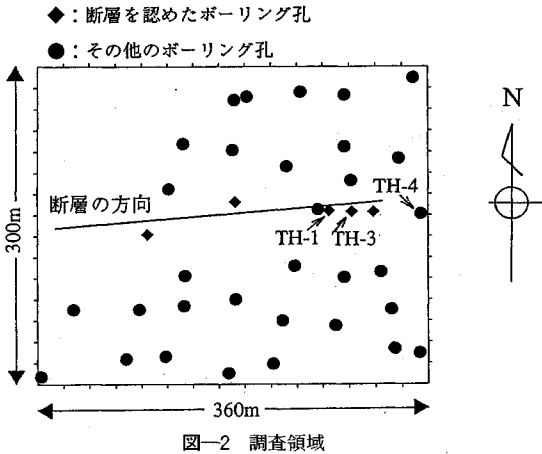


図-2 調査領域

を無視する場合について述べる。

加重平均は次式で表される。

$$T = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i) \dots\dots\dots (4)$$

ここに、 $T$ は点 $x_0$ における推定値、 $n$ はサンプル数、 $Z(x_i)$ は $i$ 番目の計測点 $x_i$ における計測データ、 $\lambda_i$ は重みである。式(4)によって推定値 $T$ を与えるとき、推定誤差の分散 $\sigma_k^2$ は次式で与えられる。

$$\sigma_k^2 = 2 \sum_{i=1}^n \lambda_i \gamma(h_{i0}) - \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \lambda_i \lambda_j \gamma(h_{ij}) \dots\dots\dots (5)$$

ここに、 $h_{ij}$ は2点 $x_i, x_j$ 間の距離、 $h_{i0}$ は2点 $x_i, x_0$ 間の距離である。また、推定値の不偏条件(non-biased condition)は次式で表される。

$$\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \dots\dots\dots (6)$$

さて、重み $\lambda_i$ は式(5)の分散をLagrangeの未定係数法によって最小化することによって決定される。未定係数 $\mu$ を導入すれば、式(5)が極値(最小値)をとるための必要条件は次のようになる。

$$\sum_{i=1}^n \lambda_i \gamma(h_{ij}) + \mu = \gamma(h_{i0}) \quad (i=1, 2, \dots, n) \dots\dots\dots (7)$$

式(6)、(7)を連立させて解けば、最適解に対する重み $\lambda_i$ および未定係数 $\mu$ が求められる。この $\lambda_i$ を式(4)に代入して最適推定値 $T$ を得る。また、最適解に対する推定誤差の分散 $\sigma_k^2$ は次式で求められる。

$$\sigma_k^2 = \sum_{i=1}^n \lambda_i \gamma(h_{i0}) + \mu \dots\dots\dots (8)$$

以上の操作を、推定対象点 $x_0$ を全対象領域内の各部分に動かして繰り返すことによって、 $Z$ の空間分布が推定される。

なお、クリギングでは、サンプリング点においては、計測値に等しい推定値および誤差分散0を与える。

3. 解析対象

本研究では、岐阜県土岐市および瑞浪市の東濃鉾山の

一部である成層堆積岩盤を解析対象とした。ここではボーリング調査<sup>7)</sup>が行われている。

調査地域は、図-2に示すように、南北300m、東西360mの長方形領域である。この領域には37箇所のボーリング孔が掘削されており、その一部では逆断層が認められる。この断層は月吉断層であり、その方向性は、走向が東西~東北東-西南西、傾斜が鉛直~南70°と考えられる。

ボーリング調査によって、堆積層の境界面の位置(G.L.およびE.L.)および比抵抗値のデータが得られている。

堆積層の構成を図-3に示す。注意点として、以下のことが認められる。

- 1) 月吉断面は、層6が堆積した後に生成されたと考えられる。
- 2) 層10、層9bおよび層9aは月吉断層より北のボーリング孔においてのみ認められる。
- 3) 月吉断面の影響により、一部のボーリング孔では、月吉断層発生以前に堆積した層である層6、層5、層4a2、層4a1、層3a2および層3a1が互層になって現れている。
- 4) 層3a2は楔状になっていて、一部のボーリング孔では存在しない。それらのボーリング孔では層4a1と層3a1が直接接しているが、これらは区別不能である。

断層の北側にあるボーリング孔のデータと、断層を含むボーリング孔の下盤のデータをあわせて北側集合、断層の南側にあるボーリング孔のデータと、断層を含むボーリング孔の上盤のデータをあわせて南側集合と呼ぶことにする。そして、層厚を、層の上下境界面の間隔であると定義する。したがって、上下の境界面がいずれも明確であるボーリング孔に限って層厚データが供給される。

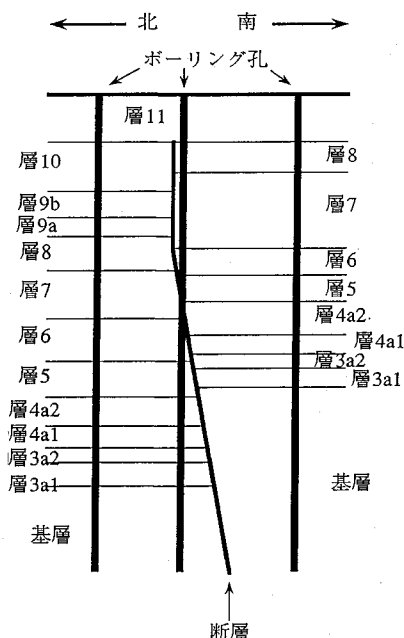
比抵抗値は、図-2に示したTH-1、TH-3、TH-4の3つのボーリング孔の内壁において、電極間隔25cmのノルマル計測<sup>8)</sup>を行い、1mおきに計測データを抽出して解析に用いた。なお、今回比抵抗を推定対象としてとりあげたのは、比抵抗の値が対象地盤の何らかの不均質性を反映した指標である<sup>9)</sup>と考えたからである。

4. 解析結果と考察

(1) 層厚分布の推定

3.で述べた北側集合および南側集合のデータを用いて、全層の層厚の水平方向分布を推定し、その結果を考察した。推定は、次のようにして行った。

- 1) 各データ集合から式(3)によって、 $h=0, 10, 20, \dots, m, \Delta h=5m$ として実験セミバリオグラムを作成する。



- 層11：瀬戸層群（平均層厚22.0m）
- 層10：シルト岩（平均層厚21.1m）
- 層9b：細～極細粒砂岩（平均層厚10.5m）
- 層9a：礫岩（平均層厚7.8m）
- 層8：細～中粒砂岩（平均層厚北側14.0m、南側12.6m）
- 層7：凝灰質細粒砂岩（平均層厚北側19.7m、南側31.6m）
- 層6：凝灰岩～凝灰質砂岩（平均層厚北側17.9m、南側11.4m）
- 層5：礫岩（平均層厚北側14.9m、南側11.3m）
- 層4a2：凝灰質砂岩～凝灰岩（平均層厚北側11.9m、南側13.5m）
- 層4a1：礫岩（平均層厚北側8.8m、南側8.3m）
- 層3a2：砂岩・礫岩（細粒）（平均層厚北側5.5m、南側6.3m）
- 層3a1：礫岩（細粒～中粒）（平均層厚北側10.3m、南側7.9m）
- 基層：花崗岩

図-3 堆積層の構成

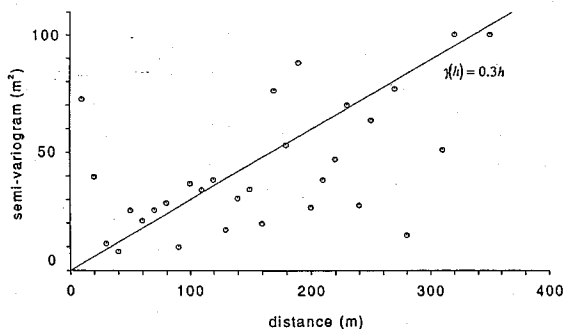


図-4 層厚に関するセミパリオグラム（層8・南側）

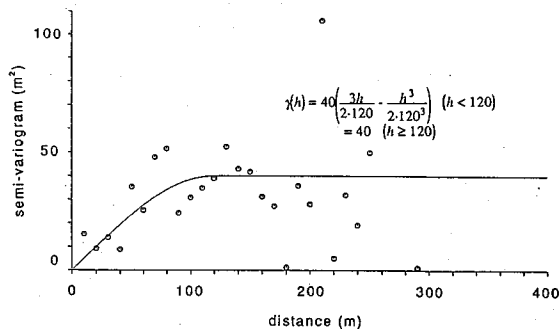


図-5 層厚に関するセミパリオグラム（層5・北側）

2) 1)で作成された実験セミパリオグラムに、2.(2)で述べた理論モデルを目視によるカーブフィッティング（試行錯誤）により適合させる（回帰分析によって適合させることも考えられるが、計算量が多くなるのと、影響範囲の決定が困難なため、今回は回帰分析は行わなかった）。

3) 図-2に示した平面の上の間隔5mの格子点において最適推定値および推定誤差を計算し、それらをもとびてコンターマップを描く。ここで、層厚の水平方向分布のトレンドは無視した。

この推定は、全層（図-3参照）について断層の両側で行ったので、全部で20種類である。ここでは、それらのうち、層8南側および層5北側の各データ集合についての推定結果を示す。各データ集合について1)で計算された実験セミパリオグラムは、それぞれ図-4、図-5に示す。図の横軸はデータを採取したボーリング孔

の間の水平距離である。検証として、各集合の母分散の推定値  $\sigma^2 = \{(n-1)/n\}s^2$  とシルCとを比較した ( $s^2$  は各集合の標本分散を表す)。2.(2)で述べたように、理想的にはこれらは一致するはずである。

3)で計算された層8南側および層5北側の層厚の最適推定値および推定誤差の分布を、図-6～図-9に示す。図中、×印はデータの供給点、細線、中細線、太線はそれぞれ間隔1m、5m、10mのコンターである。

また、推定結果を検証するため、次の手順にしたがって検定を行った。

1) 各データ集合の要素を1つ選ぶ。このデータを  $Z(x, y)$  とする。

2) データ集合から  $Z(x, y)$  を除いて、点  $(x, y)$  における最適推定値  $T(x, y)$  と推定誤差  $\sigma_K(x, y)$  を計算する。このとき、セミパリオグラムは  $Z(x, y)$  を含む元のデータ集合から得られたものをそのまま使用する

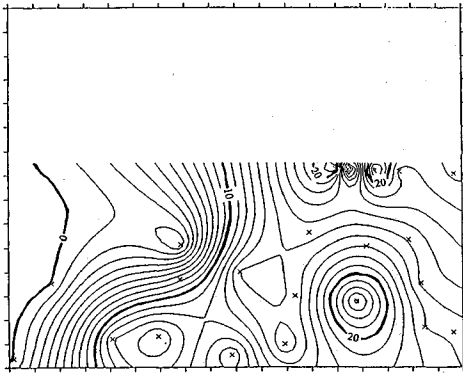


図-6 層厚の推定結果 (層8・南側)

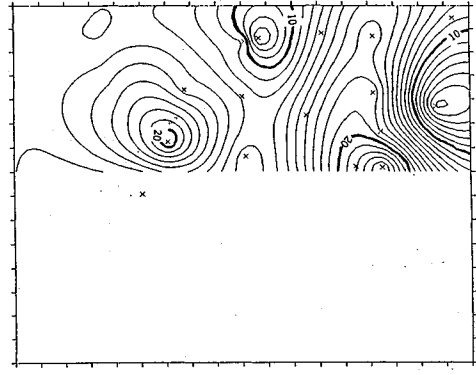


図-8 層厚の推定結果 (層5・北側)

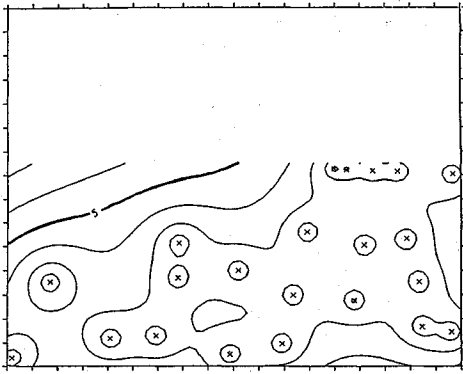


図-7 層厚の推定誤差の分布 (層8・南側)

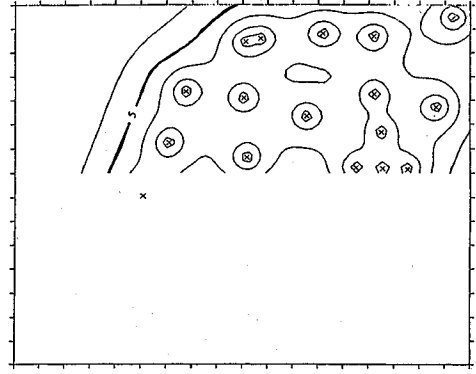


図-9 層厚の推定誤差の分布 (層5・北側)

る。  
 3)  $T(x, y) \pm \sigma_K(x, y)$  の区間に  $Z(x, y)$  が存在するかどうかを調べる。

4) すべてのデータの供給点について1)~3)を繰り返す。

こうして得られた  $Z(x, y) \sim T(x, y)$  の散布図および、 $T(x, y) \pm \sigma_K(x, y)$  の区間に存在する  $Z(x, y)$  の個数の全データ数に対する割合を、図-10、図-11に示す。ここで、推定対象となる層厚が正規分布をとると仮定すれば、 $Z(x, y)$  が  $T(x, y) \pm \sigma_K(x, y)$  の区間に存在する確率は68.7%となる。

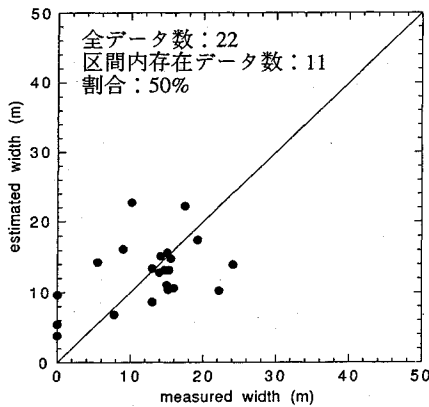
この結果から次のようなことがいえる。層厚に関する実験セミバリオグラム(図-4、図-5のプロット)は、いずれも明確な増加傾向を示していない。これには、水平位置の関数としてみた層厚は明確な空間的相関をもたないこと、本研究では考慮していない異方性あるいはトレンドが内在していることの2つの理由が考えられる(断層の発生という自然史的事実が異方性あるいはトレンドの原因となっているとも考えられる)。ここに、異方性とは水平方向と鉛直方向の分布特性の相違を意味する(水平方向には平面的に等方と考えている)。特に、図-6では右上がり、図-8では下方向に上がるトレ

ンドが存在しており、これを無視してセミバリオグラムを作成することには理論上の無理がある。トレンドを考慮すると、トレンドを表現する関数(回帰式)をサンプルデータから決定し、サンプルの計測値と回帰式の値との差からセミバリオグラムを作成することになる。しかし、回帰式の決定には、線形の回帰式ではトレンドの表現に不十分であり、非線形の回帰式では回帰式の決定そのものが困難であるという難点があるため、今回はトレンドを考慮することは見送らざるを得なかった。なお、検定を行った結果、いずれの集合についても推定値と実測値が大幅にかけ離れている例はなかった。このことは、推定の信頼性はやや低くなるものの、推定は可能であるということを示している。

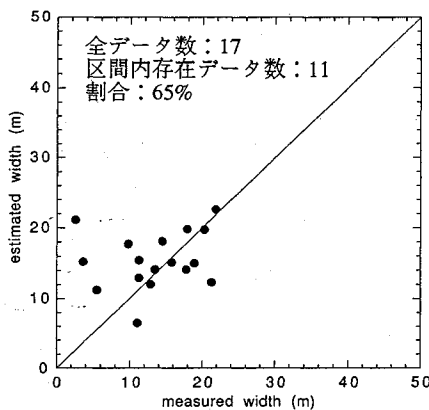
(2) 比抵抗分布の推定

比抵抗値の分布は、TH-1、TH-3、TH-4の3つのボーリング孔を含む鉛直断面の長さ100 m、E.L. 370~270 mの範囲で推定した。比抵抗データの供給点は2つの電極を結ぶ線分の midpoint とした。なお、比抵抗データは長さ25 cmのサンプルから得られたものであるが、この長さはサンプルの間隔および推定対象領域の大きさに対して十分小さいと判断した。

推定は、次のようにして行った。



図—10 層厚推定の検定結果 (層8・南側)



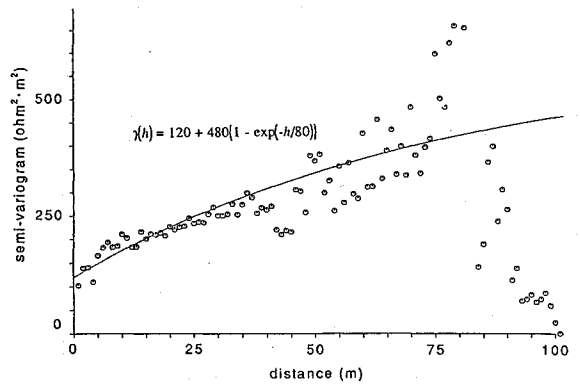
図—11 層厚推定の検定結果 (層5・北側)

1) データは層8から層5にわたっているが、抽出したデータをすべて同一集合とし、式(3)によって、 $h = 0, 1, 2, \dots, m$ ,  $\Delta h = 0.5 \text{ m}$ として実験セミバリオグラムを作成する。

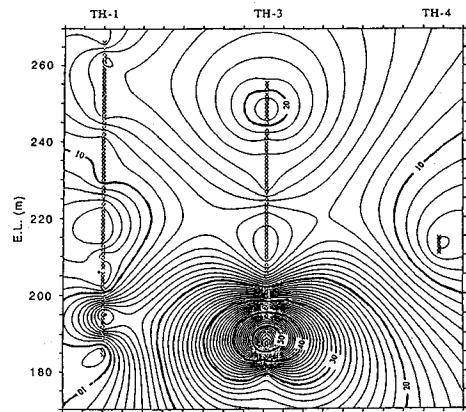
2) 1)で作成された実験セミバリオグラムに、2.(2)で述べた理論モデルを目視によるカーブフィッティング(試行錯誤)により適合させる。

3) 断面の上の間隔1 mの格子点において最適推定値および推定誤差を計算し、それにもとづいてコンターマップを描く。

全データ (TH-1孔82個, TH-3孔78個, TH-4孔5個, 計165個)について1)で計算された実験セミバリオグラムを、図—12に示す。図中、 $h > 75 \text{ m}$ の部分では実験セミバリオグラムにばらつきが見られる。この理由についてはいろいろと検討されているが、現在のところ確定的な説明はなされていない<sup>2),3)</sup>。本研究では、対象領域は100 m × 100 mの正方形であり、 $h > 75 \text{ m}$ の点は解析上支配的ではないと判断されること、距離が離れるとデータの組み合わせの数が減少し(式(3)参照)、実験セミバリオグラムの信頼性が薄れることの2つの理



図—12 比抵抗に関するセミバリオグラム



図—13 比抵抗の推定結果

由により、このばらつきは無視してよいと考えた。

また、最適推定値および推定誤差の分布を、それぞれ図—13、図—14に示す。図中、×印はデータの供給点、細線、中細線、太線はそれぞれ間隔1 m, 5 m, 10 mのコンターである。

比抵抗についても4.(1)と同様な検定を行った。孔別の全データ供給点についての $Z \sim T$ の散布図を図—15に示す。また、各ボーリング孔について深さ方向に $Z$ と $T$ を対照させたものをそれぞれ図—16～図—18に示す。

この結果から次のようなことがいえる。図—12より、層厚に関する実験セミバリオグラムが明確な増加傾向を示さなかったことと比較すると、比抵抗に関する実験セミバリオグラムは明確な増加傾向を示すことがわかる。これは、水平位置の関数としてみた層厚と、地盤の物性値である比抵抗とは、異なる物理的意味をもつことによると考えられる。すなわち、物性値の空間分布は地盤の不均質性を直接反映したものであるのに対し、層厚の水平方向分布はその層の空間的存在範囲を反映したものであって不均質性という物理的意味合いが薄いために、両者の空間的相関に差異があると考えられる。

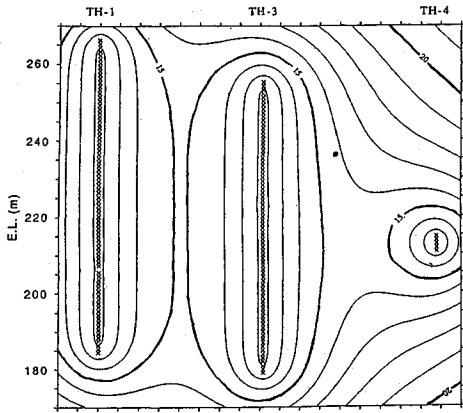


図-14 比抵抗の推定誤差の分布

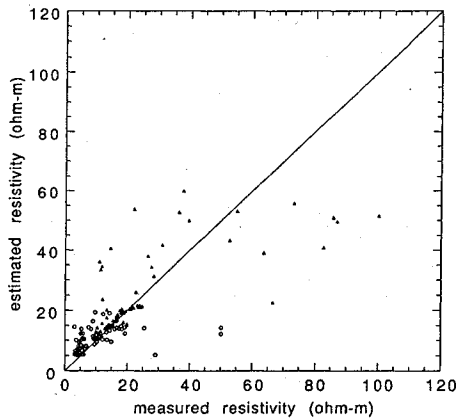


図-15 比抵抗の検定結果

また、図-12には、ナゲットが見られる。この影響により、図-14ではデータの供給点の近傍で推定誤差が相当大きい値になっている。図-12の実験セミバリオグラムにナゲットが発生した理由としては、今回は異方性すなわち水平方向と鉛直方向の分布特性の相違を考慮していないこと、岩の構成粒子の粒径の異なる4つの層を通して実験セミバリオグラムを計算したこと、および、比抵抗の測定値が孔内水の比抵抗等の地盤の本来の不均質性以外の要因に左右され、地盤の不均質性を正確に反映した測定値を得ることが困難であるということが考えられる。

検定については以下のようなことがいえる。図-15より、TH-3孔から得られたデータについては、他のボーリング孔から得られたデータよりも推定値と実測値との差が大きい。これは、図-16～図-18からわかるように、TH-3孔では他のボーリング孔に比べて比抵抗データの局所変動が激しいからであると考えられる。このことは以下のように説明される。

地盤統計手法で得られる推定値は、式(1)、(2)により表現される確率場の期待値である。一方、地盤統計

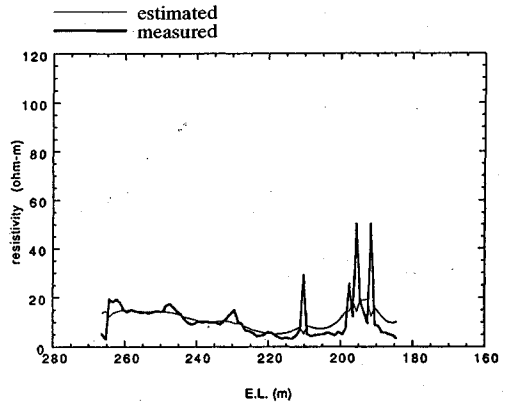


図-16 比抵抗の検定結果 (TH-1孔)

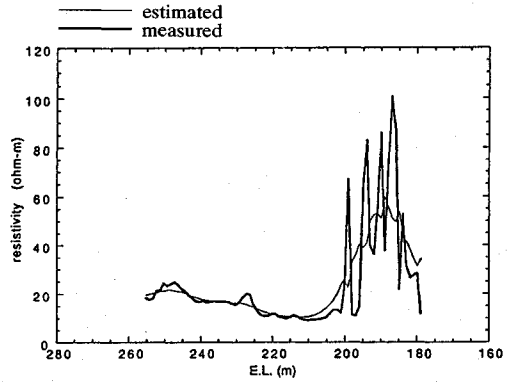


図-17 比抵抗の検定結果 (TH-3孔)

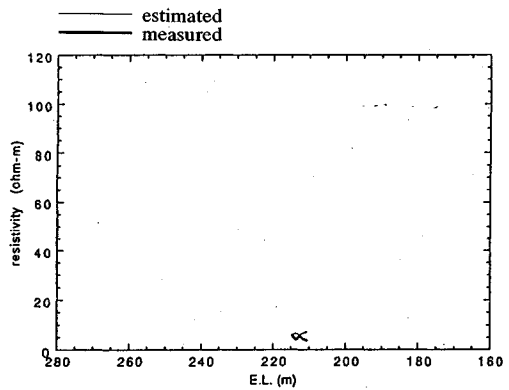


図-18 比抵抗の検定結果 (TH-4孔)

手法の前提となる仮定によれば、サンプルデータはこの確率場の実現値である。推定とはすなわち、最適推定値と推定誤差という2個の確率パラメータをもって特定の点における被推定量の確率構造を表現することにほかならない。式(2)の仮定をおく以上、推定値自体の空間変動はなめらかであり、真の値が激しい局所変動をすれば推定値と実測値との差が大きくなる。地盤統計手法では、このことを推定誤差という形で表現し、真の値そのものではなく真の値の確率分布を推定する。推定値と実測値との差が大きいからといって推定がうまくいかなく

なったとはいえないのである。

以上のようなことから、地盤統計手法による推定は、対象領域の真の姿を完全に追跡することは困難であるが、対象領域の確率構造を明らかにするものであり、従来の経験的な方法、すなわち、推定値としてサンプルデータの単純な平均や距離に反比例あるいは距離の2乗に反比例する重みをつけた加重平均を与える方法（いずれも推定誤差を知ることができない）に対する、地盤の不均質性へのアプローチとしての優位性が認められたと考えられる。

## 5. 結 語

地盤統計手法によって堆積層の層厚の水平方向分布および比抵抗値の空間分布を推定した本研究によって、以下のことが明らかになった。

1) 水平位置の関数としてみた堆積層の層厚はわずかな空間的相関をもち、その水平方向分布を地盤統計手法によって推定することが可能である。ただし、その推定結果は、従来の経験的推定法に対するアドバンテージはあるものの、信頼性はやや低い。トレンドや異质性を考慮すると信頼性が向上する可能性があるが、この点については今後の研究を待たなければならない。

2) 堆積層の層厚の水平方向分布の性状は、断層を境界として異なる。したがって、セミバリオグラムは断層の両側で別々に作成するべきである。ただし、これは断層の存在が事前に予見されうる場合（今回は堆積物の粒径の違いで判断した）に限られるため、予見しえない場合についてはさらに検討を加える必要がある。

3) 堆積層の比抵抗値は明確な空間的相関をもち、そのセミバリオグラムは従来の理論モデルで適合される。

4) 比抵抗の計測値は地盤の本来の不均質性の他にさまざまな要因に影響され、それらはセミバリオグラムにナゲットとして反映される。

5) 堆積層の比抵抗の空間分布を地盤統計手法によって推定することは可能であり、その推定結果の信頼性は

高い。

6) 地盤統計手法は、空間分布量の真の値そのものを追跡するのではなく、真の値の確率分布を推定するものである。

このように、地盤統計手法は、不均質地盤内の地盤定数分布の推定にあたっていくつかの問題点を残しているものの、従来の経験的推定法と比較して、式(1)、(2)で表される仮定のもとで数学的な根拠にのっとり合理的な推定を行うことが可能であるという利点があることがわかった。

現在、地盤統計手法は岩盤物性や地下水特性の分布モデルの検証に盛んに用いられているが<sup>5)</sup>、今後、現在解決されていない問題点（異质性やトレンドの考慮、断層のような確率場の乱れを生じさせる要因への対処、推定結果の解釈）が克服されてくれば、地盤統計手法は地盤工学の分野における有力な手法となるであろう。

## 参 考 文 献

- 1) Matheron, G.: Principles of Geostatistics, Economic Geology, Vol.58, No.8, pp.1246~1266, 1963.
- 2) Journel, A. G. & Huijbregts, Ch. J.: Mining Geostatistics, Academic Press, 1978.
- 3) Clark, I.: Practical Geostatistics, Applied Science Publisher, 1982.
- 4) Hudson, J. A.: Geostatistics Applied to Rock Mechanics, 第7回岩の力学国内シンポジウム特別講演資料, 1987.
- 5) de Marsily, G. & Ahmed, S.: Application of Kriging Techniques in Groundwater Hydrology, Journal of the Geological Society of India, Vol.29, No.1, pp.57~82, 1987.
- 6) 鈴木 誠・石井 清:土質定数の空間分布推定法を用いた確率有限要素法, 土木学会論文集第394号/Ⅲ-9, pp.97~104, 1988.
- 7) 動力炉・核燃料開発事業団中部事業所環境地質課水理地質グループ:水理地質構造モデルの作成—その1—(立坑周辺領域を例として), 1990.
- 8) 土質工学会編:土質工学ハンドブック, 1982年版, p.504.
- 9) 藤原忠一・橋本憲和・横山仁志:地盤調査における物理検層の応用, 物理探査第36巻第5号, pp.294~307, 1983. (1991.8.6 受付)

## BASIC STUDY ON ESTIMATION OF PHYSICAL PARAMETERS IN HETEROGENEOUS GROUND

Yuzo OHNISHI, Makoto TANAKA and Hideaki OHSAWA

In this study, a technique called geostatistics is applied to some geotechnical problems. Geostatistics, which has been used to estimations of ore grade distributions in mines, is a kind of statistical estimator technique on the assumption of spatial correlation of estimated variables. Such variables are called regionalized variables.

The problems analyzed in this study are estimations of spatial distributions of thickness of layers and resistivities in layered sedimentary rock mass using data from 37 boreholes. The rock mass is in the part of Tono mine area in Toki and Mizunami City, Gifu Prefecture, Japan. The analyses make successions in interpolating data from site investigations on mathematical background, and establish the ability of application of geostatistics to geotechnical engineering problems.