

(36) 節理分布性状の評価手法 — トレース長・間隔・密度の評価について —

早稲田大学大学院 水戸義忠
東電設計㈱ 菊地宏吉
清水建設㈱ 黒田英高

1. はじめに

石油備蓄用タンク、放射性廃棄物の地層処分場、地下原子力発電所の建設など、土木構造物の複雑化に伴い、岩盤の工学的性状をより正確に把握することが必要となっているが、そのためには岩盤の工学的性状に強い影響を与えるとされる節理の分布性状を適確に把握することが必要であると考えられる。

節理が非常に多数存在すること及び調査可能な範囲が限定されることを考慮すると、節理分布を推定するにあたっては確率統計学的手法に頼らざるを得ない。

確率統計学的に節理分布を推定するための基本的手順は、まず分布の性質である確率空間を仮定し、現象メカニズムにおける因果の法則性を確認することからはじまる。次に効果的・効率的な調査・推計計画を立案し、標本集団から母集団の確率空間の関数表現に必要な母数を信頼区間とともに推定する。本論文では節理の幾何学的分布を強く支配する連続性及び稠密性に着目し、節理群をパラメータにしてその推計について考察する。

2. パラメータの定義

2.1 連続性

節理の連続性を表現するパラメータとしては、節理面と露頭面の交跡線長である節理トレース長、及び節理面面積が挙げられる。しかしながら節理面面積は、野外での直接的な測定が不可能であるため節理トレース長の分布より推定せざるを得ない。本論文では連続性のパラメータとしてトレース長を用いる。

図1は花崗岩地点で得られたトレースマップである。節理群毎のトレース長分布はどれも次式に示す確率密度関数とよい対応を示している。

$$f_L(l) = \frac{1}{\mu - l_0} \exp\left(-\frac{l - l_0}{\mu - l_0}\right) \quad (1)$$

ただし、 μ は平均節理トレース長、 l_0 は標本として認定する際のトレース長の下限值である。

(1)式より明かなようにトレース長分布は μ を定めることによって推定できる。

2.2 稠密性

節理の稠密性は、節理群毎に次に定義する2つの密度を用いることにより表現できる。

i) 1次元密度 ρ_L

節理面の垂線方向の単位長さあたりに出現する節理個数。この逆数が平均間隔である。この1次元密度は岩盤の等価な物性を評価するパラメータとして、また岩盤分類のパラメータとしても広く用いられている。尚、間隔 d の分布は次式に示す指数分布とよく対応する。

$$f_D(d) = \rho_L \exp(-\rho_L d) \quad (2)$$

ii) 2次元密度 ρ_A

節理面と垂直な面において単位体積あたりに出現する節理トレースの midpoint の個数。 ρ_A はアナログモデルを構築する際に必要な値である。

3. 調査

母集団分布の確率構造を推定するためには、調査において有効な確率標本を得る必要がある。一般に節理数が非常に多いこと及び調査可能な領域が限定されることを考えると、節理の調査

は標本調査の形を取らざるを得ない。標本調査手法として従来より考えられているものが、岩盤表面に調査線あるいは調査平面を設定し、これと交差する節理について記載する①調査線を用いた調査、②調査平面を用いた調査である。

4. パラメータ間の関係式

いま、長さ L_x 、 L_y の2次元矩形領域に1つの節理群に属する節理が N 個だけ図-2のように分布しているとする。このとき長さ l_i の i 節理が調査線と交差する確率は

$$P_i = \frac{l_i}{L_y} \quad (3)$$

である。対象領域には節理が N 個存在するので、調査線と交差する節理数の推定量は、

$$E_l = \sum_{i=1}^N P_i = \frac{\sum_{i=1}^N l_i}{L_y} \quad (4)$$

ここで1次元密度 ρ_l は定義より、

$$\begin{aligned} \rho_l &= \frac{E_l}{L_x \sin \theta} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^N l_i}{L_x L_y \sin \theta} \\ &= \frac{N\mu}{L_x L_y \sin \theta} \end{aligned} \quad (5)$$

であり、2次元密度 ρ_a も定義より

$$\rho_a = \frac{N}{L_x L_y \sin \theta} \quad (6)$$

従って

$$\rho_l = \rho_a \mu \quad (7)$$

が成り立つので推計を行う際には3つの母数のうち2つを推計すればよいことになる。

5. パラメータの推計

パラメータの推計の方法や精度は標本調査の方法に依存する。以下、調査線と調査平面の場合にわけて推計手法を提案する。

5.1 調査線の場合

標本より1次元密度 ρ_l 及び平均トレース長 μ を求め、(7)式を用いて ρ_a を求める。

① 1次元密度 ρ_l

ρ_l の推定値 $\rho_l(\text{samp})$ は定義より、

$$\rho_l(\text{samp}) = \frac{N_l}{\sum_{i=1}^{N_l} L_{si} \sin \theta_i} \quad (8)$$

となる。但し、 N_l ：調査線の数、 N_l ：調査線と交差する節理の総数

L_{si} ：調査線 i の長さ、 θ_i ：調査線 i が節理群となす角

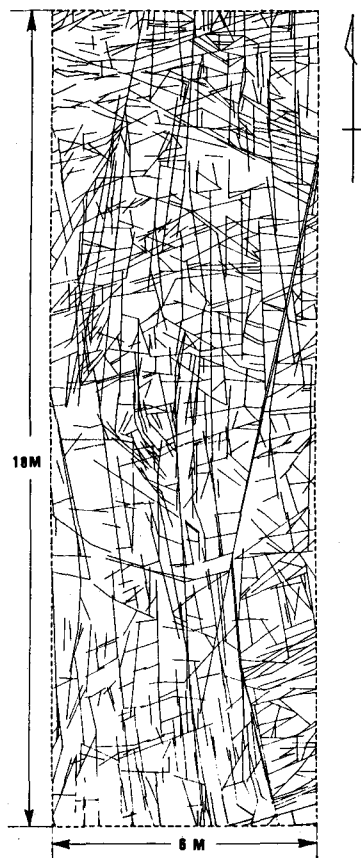


図-1 節理トレース図 (I地点)

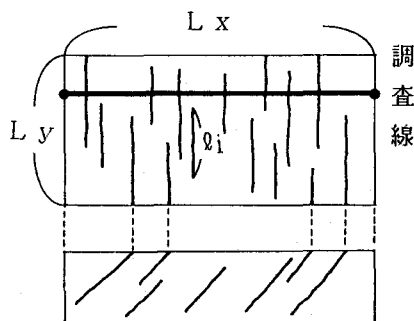


図-2 節理群の模式図

(2) 式より間隔分布の母集団の平均及び標準偏差が $1/\rho_L$ であることがわかる。この場合、標本平均すなわち $1/\rho_L(\text{samp})$ は中心極限定理により、正規分布 $N(1/\rho_L, 1/(\rho_L\sqrt{N_I}))$ で表すことができる。すると標準正規確率変数 Sp は

$$Sp = \frac{\frac{1}{\rho_L(\text{samp})} - \frac{1}{\rho_L}}{\frac{1}{\rho_L\sqrt{N_I}}} = \left(\frac{\rho_L}{\rho_L(\text{samp})} - 1 \right) \sqrt{N_I} \quad (9)$$

となり、これによって ρ_L の信頼区間が推定できる。

② 平均トレース長 μ

節理が調査線と交差する確率はその節理のトレース長と比例すること及び確率密度関数を確率変数のとりうる区間で積分すると1になる性質を用いると、調査線と交差するトレース長の確率密度関数 $f_L(l|I)$ は

$$f_L(l|I) = \frac{l}{\mu} f_L(l) \quad (10)$$

となる。調査線と交差する節理トレース長の平均 μ_I は $f_L(l|I)$ に従う確率変数の1次積率と等しいので

$$\mu_I = E[L(l|I)] = \frac{2\mu^2 - 2\mu l_0 + l_0^2}{\mu} \quad (11)$$

となり、これより平均トレース長 μ は

$$\mu = \frac{2l_0 + \mu_I + \sqrt{\mu_I^2 + 4l_0\mu_I - 4l_0^2}}{4} \quad (12)$$

で与えられることがわかる。一方調査線と交差する節理トレース長の分散 σ_I^2 は、 $f_L(l|I)$ に従う確率変数の2次積率と等しいので

$$\sigma_I^2 = \text{Var}[L(l|I)] = \frac{(6\mu^2 - 6\mu l_0 + l_0^2)(\mu - l_0)}{2\mu} \quad (13)$$

となる。したがって標本平均 m_I を(12)式で $\mu_I \approx m_I$ とすることによって、正規分布 $N(\mu_I, \sigma_I/\sqrt{N_I})$ で表すことができ、標準正規確率変数 Sp は、

$$Sp = \frac{m_I - \mu_I}{\sigma_I/\sqrt{N_I}} \quad (14)$$

となる。これによって l_I の信頼区間が推定でき、(12)式を再度用いれば母集団の節理トレース長 μ の信頼区間が推定できる。

5.2 調査平面の場合

標本より1次元密度 ρ_L 及び2次元密度 ρ_A を求め、(7)式を用いて μ を求める。

① 1次元密度 ρ_L

(5)式を参考にとすると、 ρ_L の推定値 $\rho_L(\text{samp})$ は、

$$\rho_L(\text{samp}) = \frac{\sum_{i=1}^{N_I} l(\text{int})_i}{\sum_{j=1}^{N_A} A_j \sin \phi_j} \quad (15)$$

となる。但し、 N_I : 調査平面と交差する節理の総数、 N_A : 調査平面の数

$l(\text{int})_i$: i 節理の調査平面内部でのトレース長、

A_j : 調査平面 j の面積、 ϕ_j : 調査平面 j が節理群となす角

図-3は、図-1のトレース図を十分に小さいと考えられる小領域に分割し、それぞれの領域の1次元密度の分布を調べたものである。この分布は次式に示すポアソン分布の確率関数と良い対応関係を示している。但し、 N_u は小領域の数である。

$$P_{\rho_L}(k) = \frac{(\rho_L N_u)^k}{k!} \exp(-\rho_L N_u) \quad (16)$$

この分布の母平均および母分散は $\rho_L N_u$ であり、必要なのは $N_u = 1$ の場合である。従って標準正規確率変数 Sp は次式で与えられる。

$$Sp = \frac{(\rho_L(\text{samp}) - \rho_L) \sqrt{N_I}}{\sqrt{\rho_L}} \quad (17)$$

② 2次元密度 ρ_A

(6)式を参考にとすると、 ρ_A の推定値 $\rho_A(\text{samp})$ は、

$$\rho_A(\text{samp}) = \frac{N_{NP}}{\sum_{j=1}^{NA} A_j \sin \phi_j} \quad (18)$$

となる。但し、 N_{NP} は調査平面内で観測される節理トレース中点の総数である。通常の調査においては節理トレース中点を認定することは困難である。いま1つの節理トレースには2つの端点が存在することに注目すると $\rho_A(\text{samp})$ は次式によって求められる。

$$\rho_A(\text{samp}) = \frac{N_{EP}}{2 \sum_{j=1}^{NA} A_j \sin \phi_j} \quad (19)$$

但し、 N_{EP} は調査平面内で観測される節理トレース端点の総数である。図-4は、図-1のトレース図を十分に小さいと考えられる小領域に分割し、各領域の2次元密度の分布を調べたものである。この分布は次式に示すポアソン分布の確率関数と良い対応関係を示している。

$$P_{\rho_A}(k) = \frac{(\rho_A Nu)^k}{k!} \exp(-\rho_A Nu) \quad (20)$$

この分布の母平均及び母分散は $\rho_A Nu$ であり、 $Nu=1$ のとき標準正規確率変数 Sp は次のようになる。

$$Sp = \frac{(\rho_A(\text{samp}) - \rho_A) \sqrt{N_{EP}}}{\sqrt{\rho_A}} \quad (21)$$

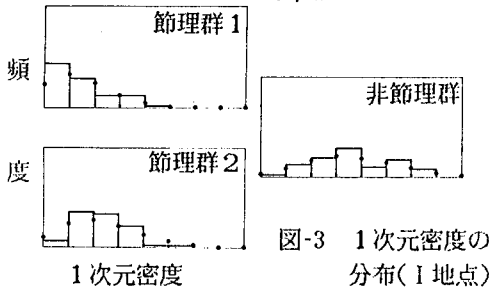


図-3 1次元密度の分布(1地点)

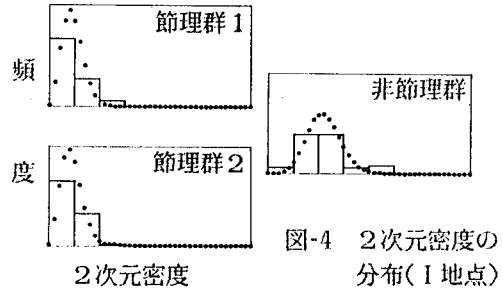


図-4 2次元密度の分布(1地点)

6. 例

節理群が認められるある地域で調査横坑内に1.5m四方の調査平面を10個設定した。そのうち4つは、節理群の平均方向と30°、残りは90°の角度を有している。調査の結果、調査平面内の節理トレースが100個あり、それらの長さの合計は36mであった。また端点の数の総合計は90個であった。このときの ρ_L 、 ρ_A の95%信頼区間を把握したいとする。このとき調査面積は、 $18\text{m}^2 [(1.5\text{m})^2 \times 4 \times \sin 30^\circ + (1.5\text{m})^2 \times 6 \times \sin 90^\circ]$ である。従って、 $\rho_L(\text{samp})$ は2 (個/m) [= $36\text{m}/18\text{m}^2$]、 $\rho_A(\text{samp})$ は2.5 (個/ m^2) [= $90\text{個}/(18\text{m}^2 \times 2)$] となる。ゆえに ρ_L 、 ρ_A の95%信頼区間は、 $\Phi(1.96) - \Phi(-1.96) = 0.95$ であることよりそれぞれ、 $1.723 \text{ (個/m)} < \rho_L < 2.277 \text{ (個/m)}$ 、 $2.173 \text{ (個/m}^2) < \rho_A < 2.827 \text{ (個/m}^2)$ となる [$\rho_L \rightarrow 2 \pm 1.96 \times \sqrt{2/100}$: $\rho_A \rightarrow 2.5 \pm 1.96 \times \sqrt{2.5/90}$]。尚、この結果より仮に ρ_L を2.2 (個/m)、 ρ_A を2.5 (個/ m^2) と定めた場合、平均トレース長 μ は0.88mになる。

7. おわりに

本論文では節理の幾何学的分布性状の支配的なパラメータであるトレース長、間隔、密度について、その区間推定手法を提案した。この推計手法は一般に実施されている節理調査の調査量と精度についてその意味を明確にしたものである。

参考文献

- 1) 菊地、斉藤：耐荷力を対象とした岩盤分級基準の提案；第9回岩盤シンポ(1974)
- 2) Goodman & Duncan: The role of structure and soil mechanics in the design (1968)
- 3) Snow: A parallel plate model of fractured permeable media (1965)
- 4) 菊地、水戸、黒田：節理分布の確率統計学的評価に基づく節理性岩盤のモデル化(1987)

(36) THE STOCHASTIC ESTIMATION OF THE JOINT TRACE LENGTH, SPACING AND DENSITY

Yoshitada Mito

(Graduate school of science & engineering,
Waseda University)

Kokichi Kikuchi

(Tokyo Electric Power Services Co.,Ltd.)

Hidetaka Kuroda

(Shimizu Construction Co.,Ltd.)

To grasp the joint distribution, it is necessary to estimate the joint persistence and density. Mean trace length, linear density and areal density are the important parameters to explain these joint properties in arbitrary 2 dimensional plane.

This paper suggests the interval estimation method of them based on the probabilistic space models which are made by examining the actual field data. This method corrects the sampling biases that occurs in the sampling procedures such as scanline sampling or scanwindow sampling. Applying this method, 3 parameters could be interval-estimated, and then the accuracy of the obtained values are clarified.