

大阪府 〇正員 田中義宏
 京都大学工学部 正員 長尾義三
 京都大学工学部 正員 黒田勝彦

1. はじめに 盛土の短期安定を評価する場合、通常非排水強度が用いられるが、サンプリングから設計にいたる一連の過程において各種の不確実性が混入する。このため一般に我々が入手する測定強度は、サンプリング時の試料の乱れ、試験時の設差等のために、地盤内の真値から相当かい離している。しかしながら、これらの乱れや設差の影響は確率論の導入により取り除くことができると考えられる。したがって本研究では、測定強度に関する確率モデルを提案し、さらに統計的決定理論により盛土の最適設計代替案を選定するための一方法論を提示するものである。

2. 非排水強度の確率モデル 測定強度に介在する不確定な因子としては、(1)応力解放のサンプリング・運搬・チューブからの押出し及び整形の過程での機械的攪乱(2)試験時の偶然設差(3)原位置強度の位置的ばらつき等が挙げられる。図-1は、 x を試料採取地点の位置ベクトルとして、完全試料の測定強度 $C_u(x)_p$ に対する攪乱試料 $C_u(x)_{dis}$ の比を攪乱比 R に対して示したものである。図中の曲線 $m(R)$ は、攪乱強度比の帰帰曲線を示しており攪乱比の増加とともに、攪乱強度比がばだいに減少していく傾向が認められる。奥村¹⁾は種々の室内試験の結果を基礎として、攪乱強度比と攪乱比の関係が一義的であると指摘しており、これと次式で表わすことができる。

$$E[C_u(x)_{dis}/C_u(x)_p | R] = m(R) \quad (1)$$

$m(R)$ の回りのばらつきは試験時の測定設差と考えられるので、この変動係数を $V_m(R)$ とすれば、完全試料と攪乱試料との関係として次式が導ける。

$$C_u(x)_m = m(R) [C_u(x)_p + V_m(R) \cdot \mu_c(x)_p \cdot u_1^e / \sqrt{2}] \quad (2)$$

ここで、 $C_u(x)_p$ は完全試料の真の強度、 $\mu_c(x)_p$ はその位置的平均値、 u_1^e は試験設差の標準化確率変数である。ところで、Tangら²⁾によれば、 $C_u(x)_p$ と地盤内の真値 $C_u(x)$ との関係は、修正係数 N_1 を用いて次式で表わすことができる。

$$C_u(x) = N_1 \cdot C_u(x)_p \quad (3)$$

ここで、 N_1 は平均 $N_1 = 1.03$ 、変動係数 $V_N = 0.03$ で、応力解放による強度への影響を示すランダム変数である。式(3)および(2)より、結局測定強度 $C_u(x)_m$ は次式で表わすことができる。

$$C_u(x)_m = \frac{m(R)}{N_1} \left[C_u(x) + \left(\frac{V_m(R)}{\sqrt{2}} \cdot u_1^e - V_N \cdot u_N \right) \mu_c(x) \right] \quad (4)$$

ただし、 u_N は N_1 の標準化確率変数、 $\mu_c(x)$ は原位置 x における真の強度 $C_u(x)$ の期待値である。また、式(4)より測定強度と原位置強度の各統計量間の諸関係は以下のように求められる。

$$\mu_c(x)_m / \mu_c(x) = m(R) / N_1 \quad (5)$$

$$\sigma_c(x)_m / \sigma_c(x) = \frac{m(R)}{N_1} \left[1 - \left(\frac{V_N}{V_c(x)_m} \right)^2 - \frac{1}{2} \left(\frac{V_m(R)}{V_c(x)_m} \right)^2 \right]^{-1/2} \quad (6)$$

$$V_c(x)_m / V_c(x) = \left[1 - \left(\frac{V_N}{V_c(x)_m} \right)^2 - \frac{1}{2} \left(\frac{V_m(R)}{V_c(x)_m} \right)^2 \right]^{-1/2} \quad (7)$$

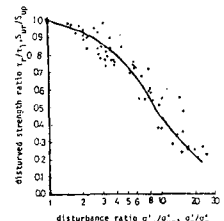


Fig. 1—Mean Strength Ratio versus Disturbance Ratio (Honmoku Clay, After Okumura, 1974)

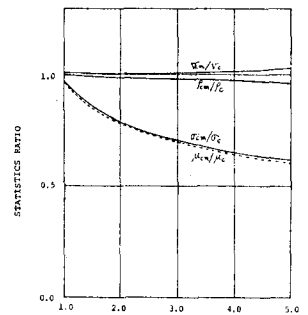


Fig. 2—EFFECT OF DISTURBANCE ON STATISTICS OF MEASURED UNDRAINED STRENGTH

$$\rho_{cm}/\rho_c = \left[1 - \left(\frac{V_N}{V_{cm}} \right)^2 - \frac{1}{2} \left(\frac{V_m(R)}{V_{cm}} \right)^2 \right] \equiv \left(\frac{V_c}{V_{cm}} \right)^2 \quad (8)$$

ここで、 ρ は非排水強度の自己相関関数、 $V_c(x)$ は $C_u(x)$ の変動係数である。

3. モデルの考察と検証 式(4)～(6)を攪乱に対して示した例($V_{cm}=0.3$)が図-2である。通常の沖積粘土では $V_{cm} \approx 0.3$ 程度であるので、変動係数および自己相関関数は、真値とほぼ等しく、技術の差(R, N_f)による結果への影響はほとんどないが、標準偏差および平均強度に対する影響は、20%～40%程小さくなること図から判断できる。さらに式(4)より次の関係が導かれる。

$$\sigma_c(x)_{cm} = \mu_c(x)_{cm} [V_c^2(x) + V_N^2 + (V_m(R)/\sqrt{2})^2]^{1/2} \quad (9)$$

式(9)は、測定値の標準偏差が平均値にほぼ比例することを意味しているが、各種の V_c に対して σ_{cm} と μ_{cm} の関係を本モデルを用いて算出した結果が図-3である。図-4は、ある地域の試験結果をもとに、測定強度の σ_{cm} と μ_{cm} の関係をプロットしたものである。この地域の測定強度の変動係数は $V_{cm}=0.35$ 程度であるので式(9)より V_c を推定すると、 $V_c=0.346$ となる。一方、図中の直線は V_c の理論推定線を示すものであるが、 $V_c=0.35$ とよく一致しており、このことは式(9)の妥当性を立証する一例であるといえる。

4. 統計的決定理論による盛土設計代替案の選定 紙面の関係で式は割愛するが、安全率 F_s の平均値 $\bar{F}_s$ は、抵抗モーメントの平均値 $\bar{M}_R$ と起動モーメントの平均値 $\bar{M}_0$ の比で与えられる。また、その分散 ρ_{F_s} は、測定強度と盛土の単位体積重量の変動係数および自己相関関数を用いて表わされる。 F_s が $\bar{F}_s$ のまわりに正規分布すると仮定すれば、破壊確率 P_f は $F_s \leq 1.0$ なる確率として求めることができる。さらに破壊確率と費用によりベイズリスク最小化基準を用いて設計代替案を評価すれば、最適代替案を選定することができる。選定過程の定式化については省略するが、ベイズ理論を用いることにより、土質試験データに基づく予測破壊確率の推定と経済的評価を同時に行なうことができる。

ケース・スタディとして押え盛土の最適幅を決定する問題を考え、非排水強度の統計量の相連による感度分析を行なった。図-5は所与の統計量に対する最適押え盛土幅と費用係数(破壊損失費と主盛土の建設費との比)の関係を示したものである。図より費用係数が所与であれば、最適代替案は一意的に選択されることがわかる。図-6は攪乱が最適押え盛土幅の選定に与える影響について示したものである。最適代替案の選定は、攪乱の程度により、大きく左右されることが図から判断できる。したがって、攪乱の程度および攪乱によって土試料が受ける強度低下の影響を正しく評価できれば、従来の慣用安全率による設計と比べてより経済的に設計することが可能であると考えられる。設計代替案の選定過程の詳細、およびケース・スタディの他の計算結果は講演時に発表する。

参考文献

- 1) 奥村：粘土のかく乱とサンプリングに関する研究，1974
- 2) Tang et al.: Probability based short term design of soil slopes, Canadian Geotechnical Journal vol.13, 1976

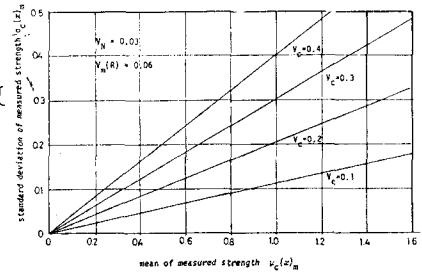


Fig. 3 Standard Deviation versus Mean of Measured Undrained Strength

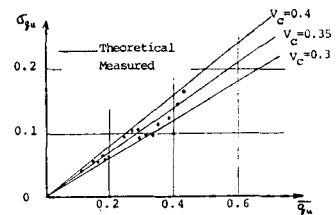


Fig. 4

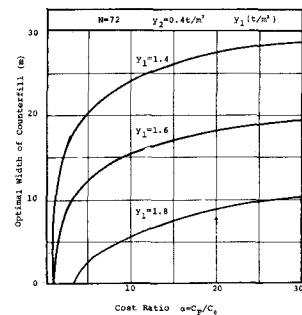


Fig. 5 Optimal Width of Counterfill

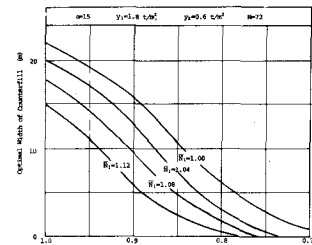


Fig. 6 Effect of Disturbance on Optimal Width of Counterfill