

現場試験による液状化強度の評価と信頼性設計への適用

西村伸一* 清水英良** 藤井弘章* 島田 清***

Evaluation of Liquefaction Resistance by In-situ Testing and Its Application to Reliability Design

Shin-ichi NISHIMURA*, Hideyoshi SHIMIZU**, Hiroaki FUJII* and Kiyoshi SHIMADA***

(Received January 7, 2000)

A calculation method of probability of liquefaction is proposed in this paper. The spatial variability of soil parameters for the dynamic shear strength, i.e., N -values, median grain size, fines contents, and the statistical characteristics of the earthquake frequency are considered in the analysis. The standard penetration test (SPT) is convenient to estimate the spatial variability of the dynamic shear strength and mainly used in this study. Furthermore the determination of dynamic shear strength based on Swedish weight Sounding test also introduced here, because it is the simpler test than SPT . While the statistical model of the earthquake frequency is determined based on the record of historical earthquakes. Using this method, the probability of liquefaction is calculated. The sand compaction pile method is considered for the ground improvement against the liquefaction. Finally, the relationship between the sand replacement rate and the probability of liquefaction is clarified.

Key Words: probability of liquefaction, reliability design, spatial variability of soil parameters, statistical model of earthquake frequency, dynamic shear strength

1 はじめに

地盤の液状化の可能性を検討しようとする場合、その力学的メカニズムの解明とともに、土質特性の空間分布状況や、境界条件、地震の大きさ、頻度の分析が必要となってくる。本研究は、後者の観点から、砂質地盤における液状化確率の計算法を提案し、地盤の液状化に対する信頼性設計法について考察しようとするものである。とくに、液状化確率の算定手法は、土質定数の空間分布特性と地震の発生確率の双方を考慮できるものを開発している。

ここでは、液状化の判定法としては、通常の F_L 法を用いることとし、岩崎・龍岡の提案(岩崎ら, 1980)による地盤液状化指数 P_L によって液状化の判定を行っている。その場合、動的せん断強度比 R と地震時せん断応力比 L を評価する必要がある。通常、動的せん断強度比 R は鉛直有効応力 σ'_v 、 N 値、平均粒径 D_{50} 、細粒分含有率 F_c から経験式を経由して決定される(日本道路協会, 1990)。最後の3つの

パラメータは大きな空間変動性を有しており、液状化解析においてはこれらのパラメータの統計的性質を考慮する必要がある。本研究では第一にこの統計モデル化を行っている。統計モデルは、 AIC (赤池の情報量規準)を最小化することによって決定される。またここでは、経験式による動的せん断強度比の、土質特性や地域特性による偏りを考慮するため、非排水繰り返し三軸試験結果との比較を行って、簡便式の修正を行うことを提案している。さらに、標準貫入試験結果による N 値のみならず、より簡便なスウェーデン式サウンディング試験結果から求めた動的せん断強度比と非排水繰り返し三軸試験結果との比較も行っている。

地震時せん断応力比 L に関して、本研究では、地表面最大加速度が、1)確定的な場合、2)確率的な場合の2通りについて計算することを提案している。確率的な動的せん断強度比は、その地表面最大加速度を地震発生の統計モデルに基づいて決定することにより得られる。統計モデルは、西暦1600年以降の歴史地震記録に基づいた年最大加速度から決定される(清水ら, 1994)。なお、年最大加速度は、各歴史地震について、距離減衰式を経由して決定し、液状化解析では距離減衰式の誤差も考慮している。ここで、地震加

* 岡山大学環境理工学部環境管理工学科

** 岐阜大学農学部

*** 東京農工大学農学部

速度の考え方としては、2)の確率加速度を基本とするが、とくに重要構造物に対して、1)の確定加速度を用いた解析も実施するものとする。確定加速度を用いた理由は、解析対象地区において歴史地震記録から推定される地震危険度が小さい場合、液状化確率を過小評価する危険があるためであり、加速度値は、例えば兵庫県南部地震以後、河川堤防・道路土工等の土構造物に対して提言されている地盤震度を用いることができる。

最終的に、すべての確率変数に対してモンテカルロ法を適用し、液状化確率を求めている。本研究ではとくに、岡山市南部における砂質材料で構築された盛土を解析例として取り上げ、液状化確率の算定を行っている。また、サンドコンパクションパイル(SCP)による地盤改良を行う場合の、砂置換率にともなう液状化確率の変化を求めている。

2 液状化確率

一般に液状化安全率は、次の式で定義される。

$$F_L = \frac{R}{L} \tag{1}$$

また、岩崎・龍岡法によると、地盤液状化指数が次式で定義される。

$$P_L = \int_0^{20} F \cdot w(Z) dZ \tag{2}$$

$$\begin{cases} F = 1 - F_L & (F_L < 1.0) \\ F = 0 & (F_L \geq 1.0) \end{cases}$$

$$w(Z) = 10 - 0.5Z$$

Z: 深度(m)

液状化の危険度は P_L が5.0を上回るとき上昇することが明らかにされており(岩崎ら, 1980), 本解析においては液状化確率を次式によって評価している。

$$P_f = P(P_L \geq 5) \tag{3}$$

ここで、 $P()$ は確率を表す。

通常、地盤は鉛直方向に比較して、水平方向に長い相関性を有している。したがって、比較的狭い範囲の安定性を考える場合は鉛直次元解析で十分である。本研究では、簡単化のために鉛直次元液状化解析を実施している。

3 動的せん断強度比

3.1 標準貫入試験を用いる場合

ここでは、岩崎・龍岡法との整合性を考えて、次の式(日本道路協会, 1990)によって動的せん断強度比 R_1 を算定する。

$$R_1 = R_1 + R_2 + R_3 \tag{4}$$

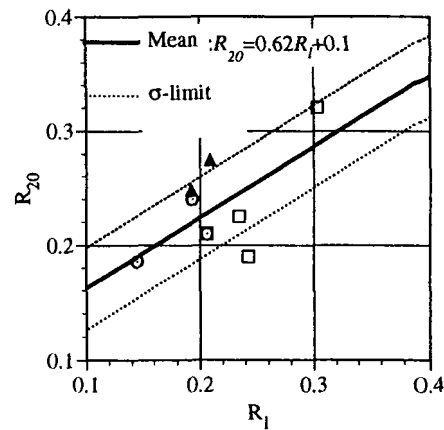


Fig.1 Relationship between R_{20} and R_1

$$R_1 = 0.0882 \sqrt{\frac{N}{\sigma_v' + 0.7}}$$

$$R_2 = \begin{cases} 0.19 & (0.02\text{mm} \leq D_{50} \leq 0.05\text{mm}) \\ 0.225 \log_{10}(0.35/D_{50}) & (0.05\text{mm} \leq D_{50} \leq 0.6\text{mm}) \\ -0.05 & (0.6\text{mm} \leq D_{50} \leq 2.0\text{mm}) \end{cases}$$

$$R_3 = \begin{cases} 0.00 & (0\% \leq F_c \leq 40\%) \\ 0.004F_c - 0.16 & (40\% \leq F_c \leq 100\%) \end{cases}$$

σ_v' (kgf/cm²): 鉛直有効応力

D_{50} (mm): 平均粒径

F_c (%): 細粒分含有率

本研究の液状化解析に用いる動的せん断強度比は、式(4)と非排水繰返し三軸試験結果の相関性を考慮し、次式によって与える。

$$R = a \cdot R_1 + b + \varepsilon_R \tag{5}$$

Fig.1に、解析対象地盤における、不攪乱試料の繰返し非排水三軸試験から求めた動的せん断強度比 R_{20} と R_1 の関係が示されている。Fig.1の結果は後の解析に用いられ、 N 値、平均粒径、細粒分含有率の分布については5章で詳細に示される。式(5)をFig.1に適用すると、 $a=0.62$, $b=0.1$ となる。一方、 ε_R は平均値0、標準偏差0.036にしたがう正規確率変数である。式(4)から(5)に変換することによって、解析対象地盤における式(4)の抵抗力評価の偏りと不確実性を評価できる。ただし、回帰に用いられた動的せん断強度比の範囲は、0.14-0.32程度であるので、これを大きくはずれる場合は、解析精度が悪くなるので注意を要する。

3.2 スウェーデン式サウンディング試験を用いる場合

スウェーデン式サウンディングは、標準貫入試験より簡便なサウンディングで、地盤の空間的な状況を把握するに

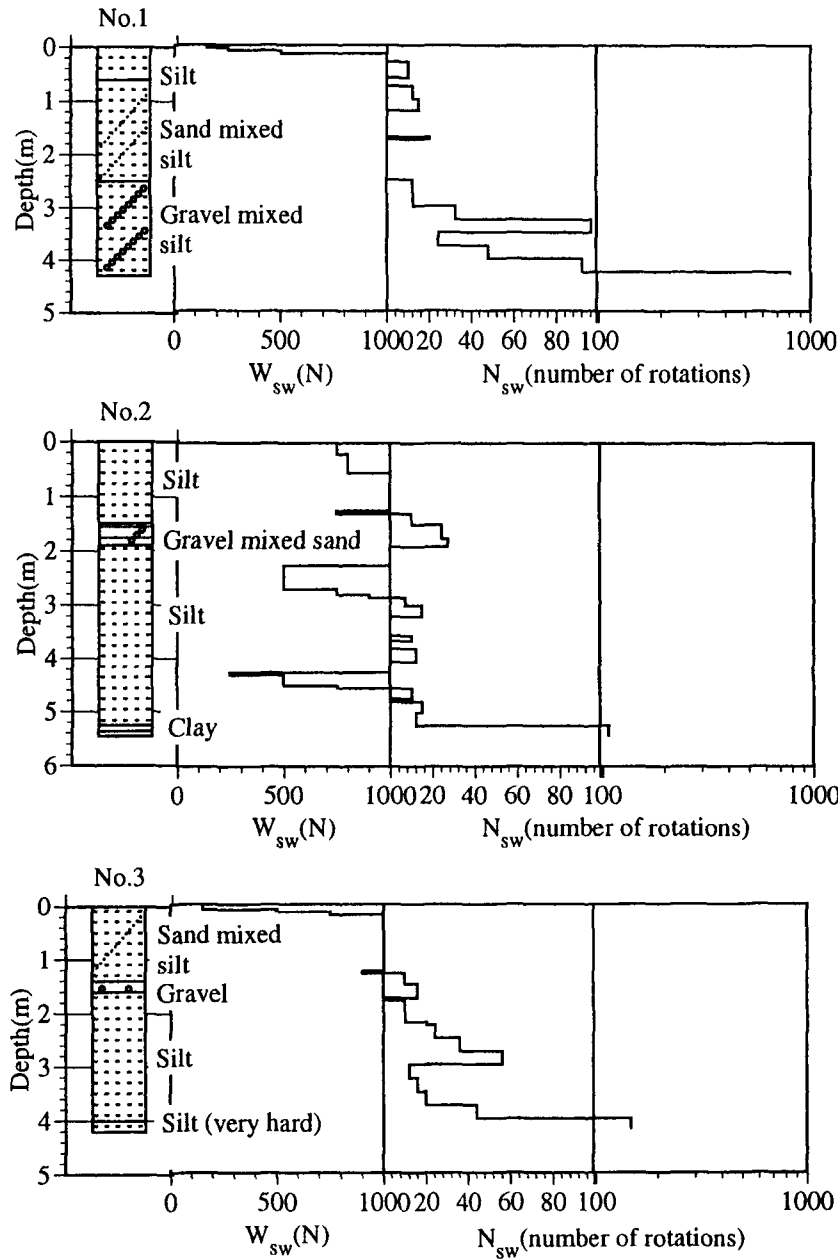


Fig.2 Results of Swedish weight sounding in Idenoshiri Dam

は非常に有効な試験である。ここでは、スウェーデン式サウンディング試験結果から求めた動的せん断強度比と、非排水繰り返し三軸から求めたものとの比較を行っている。兵庫県南部地震で、液状化によって崩壊した井手の尻池(淡路島一宮町)において実施した試験結果を用いるものとする(藤井ら, 1996)。サウンディング試験結果から動的せん断強度比を求めるプロセスは以下のとおりである。

N 値とスウェーデン式サウンディング試験結果 N_{sw} (半回転数/m)および荷重 W_{sw} (N)の関係式として次の式を用いている(地盤工学会, 1995)。

$$N = 0.02W_{sw} + 0.067N_{sw} \quad (6)$$

(6)式を3.1節のプロセスに導入すると動的せん断強度比が計算されることになる。

井手の尻池において得られたスウェーデン式サウンディ

ングの結果をFig.2に示す。試験はNo.1～No.3の3地点において実施した。No.1およびNo.2の調査地点では砂層が見られ、この層が液状化に関与したと考えられる。したがって、この層の試験結果から、(6)式を經由して現位置の N 値を決定した。求められた N 値と地盤材料の動的せん断強度比の計算に必要なパラメータの値および計算された動的せん断強度比 R_f をTable 1に示している。ただし、これらの値はサウンディング試験結果から推定された砂層に対するものである。結果、サウンディング試験に基づく動的せん断強度比は $R_f=0.23$ と決定された。また、砂層材料を用いて非排水繰り返し三軸試験を実施した。試験結果をFig.3に示す。実験は、58.8kPaおよび98kPaの2通りの拘束圧で実施した。2つの結果に大きな相違は見られず、動的せん断強度比は2つの実験結果の平均から $R_{20}=0.28$ と決定された。

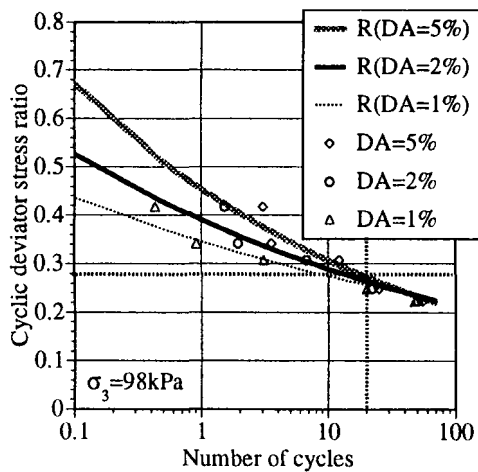
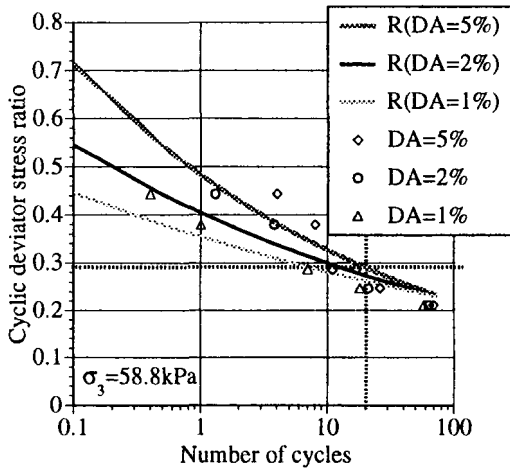


Fig.3 Results of cyclic undrained tri-axial tests

Table 1 Dynamic shear strength by Swedish weight sounding and undrained cyclic tri-axial tests

N-value	D ₅₀ (mm)	F _r (%)	σ _v '(kgf/cm ²)	R ₁	R ₂₀
3.4	0.2	4.3	0.82	0.23	0.28

このケースでは、残念ながらデータ数が少ないため、Fig.1のような関係を求めることができなかったが、R₁とR₂₀は比較的近い値が得られており、スウェーデン式サウンディングは、信頼性解析に対して有効な方法となり得るといえる。

4 地震時せん断応力比

地震時せん断応力比は次の式で与えられる。

$$L = \frac{\alpha_{max} \sigma_v}{980 \sigma_v'} r_d \quad (7)$$

α_{max}: 地震時地表面最大加速度(gal)

σ_v: 鉛直全応力(kgf/cm²)

$$r_d = 1 - 0.015Z$$

α_{max}の期待値が次の軟弱地盤に対応した距離減衰式(川島ら, 1984)によって得られる。

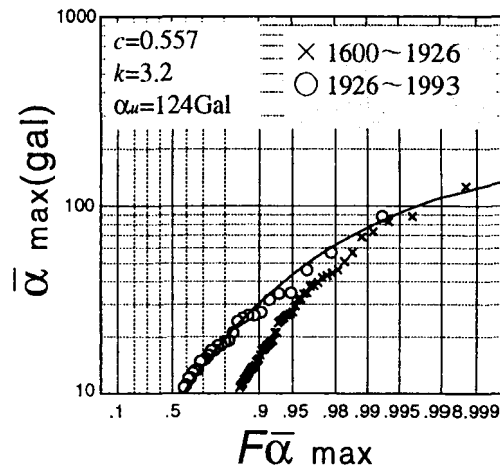


Fig.4 Probability distribution of $\bar{\alpha}_{max}$ (Okayama City)

$$\bar{\alpha}_{max} = 403.8 \times 10^{0.265M_s} \times (\Delta + 30)^{-1.218} \quad (8)$$

α_{max}: 平均最大加速度(Gal)

M_s: マグニチュード

Δ: 震央距離(km)

距離減衰式の誤差を考慮すると、次の式によってα_{max}が求められる。

$$\alpha_{max} = 10^{\epsilon_u} \bar{\alpha}_{max} \quad (9)$$

ε_uは距離減衰式の誤差を表すパラメータで、平均値0, 標準偏差0.197にしたがう正規確率変数である(川島ら, 1984)。

地震発生の確率特性を考慮するために、log₁₀ α_{max} に対して、次に示す極値III型分布を当てはめる。

$$F_{\bar{\alpha}_{max}}(\alpha) = \exp\left[-\left\{c \ln(\alpha_u/\alpha)\right\}^k\right] \quad (10)$$

α ≤ α_u

α_u: 上限加速度(gal)

c, k: 定数

式(10)に示す分布関数は、歴史地震記録に基づき、年最大加速度分布として決定される。岡山市南部における年最大加速度分布をFig.4に示す。地震データからパラメータα_u, c, kを決定するのに際し、分布形状を表すc, kは、地震の観測態勢が整った西暦1926年以降のデータを用いて決定している。一方、α_uの決定には長期間の観測データを必要とするので、1600年以降のすべてのデータを用いて決定している。すなわち、定常的な中小加速度領域の地震活動を反映している近年のデータを用いてパラメータc, kを決定し、これらの値を固定しておいて、大地震を含んでいる長期間のデータの上位より上限加速度α_uを誤差の分散が最小となる値として決定する。

5 地盤改良の統計モデル

SCPによる地盤改良の効果を水野らの方法(水野ら,

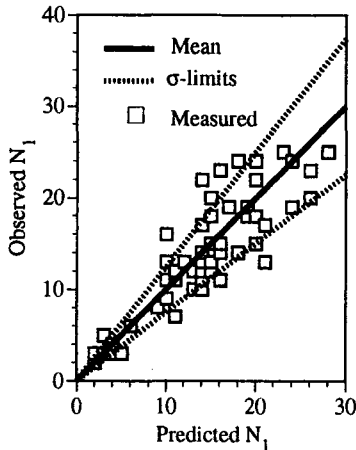


Fig.5 Observed and calculated N_1 -values after improvement

1987) を用いて考慮することにする。この場合、地盤改良後の N 値 \hat{N}_1 が次の式によって予測される。

$$\hat{N}_1 = N_0 + \beta(\bar{N}_1 - N_0) \quad (11)$$

$$\beta = 1.05 - 0.51 \log_{10} F_c$$

ここで、 N_0 は改良前の N 値、 \bar{N}_1 は細粒分を考慮しない場合の地盤改良後の N 値の予測値である。また、 β は改良効果の減衰定数を表す。以下では、 \hat{N}_1 の算出法を簡単に記述しておく。

$$\bar{N}_1 = (\sigma_v' + 0.7)(D_{r1}/21)^2$$

$$D_{r1}(\%) = \frac{e_{\max} - e_1}{e_{\max} - e_{\min}} \times 100$$

$$e_1 = e_0 - A_s(1 + e_0)$$

A_s : 砂置換率

$$e_0 = e_{\max} - D_{r0}(e_{\max} - e_{\min})/100$$

$$D_{r0}(\%) = 21 \sqrt{\frac{N_0}{0.7 + \sigma_v'}}$$

$$e_{\max} = 0.02F_c + 1.0$$

$$e_{\min} = 0.012F_c + 0.6$$

水野らのデータから、理論による \hat{N}_1 値と実際の改良 N 値である N_1 を比較すると Fig.5 に示す関係が得られる。この図に基づき、 \hat{N}_1 値の誤差 ε_N を考慮することにより、最終的に解析に用いる改良 N 値 N_1 が次式で得られる。ここで、 ε_N は平均値 0、標準偏差 0.248 の正規確率変数とする。

$$N_1 = \hat{N}_1(1 + \varepsilon_N) \quad (12)$$

6 土質パラメータの空間分布モデル

土質定数 (N 値、平均粒径、細粒分含有率) の深度方向の分布モデルを次の式で与える。

$$Y_i = \sum_{j=0}^n a_{ij} Z_i^j + \varepsilon_i \quad (13)$$

ここで、 Y_i は深度 Z における N 値等の土質定数 i の値を表す。 $a_{ij}(j=0,1,2,\dots,n)$ は回帰係数、 ε_i は平均値 0、標準偏差 σ_i の正規確率変数である。 ε_i の自己相関数と相互相関数として次の式を仮定する。

$$r_{ij}(\Delta Z) = B_{ij} \exp(-\Delta Z/l_{ij}) \quad (14)$$

ΔZ : 深度 Z 方向の 2 点間の距離

B_{ij} : $\Delta Z=0$ におけるパラメータ i, j 間の相関係数

l_{ij} : パラメータ i, j 間の相関距離

岡山市南部の解析対象地盤における $\log_{10} N$, $\log_{10} F_c$, D_{50} の深度方向の一次元空間分布を Fig.6-8 に示す。 D_{50} は、 N 値と F_c と比較すると、比較的ばらつきが小さく正規分布への適合が良いため、対数をとらずに処理するものとする。3 つのパラメータは正規分布に適合し、図には、パラメータの分布と平均値、 σ 限界値をそれぞれ実線と点線で示している。また、図中の記号は試験値であるが、ボーリング孔ごとに記号を変えている。関数(12)における係数 $a_{ij}(j=0,1,2,\dots,n)$ と標準偏差 σ_i および関数(13)における自己相関距離 l_{ij} は、AIC を最小化することによって決定される(西村ら, 1996)。平均値、標準偏差、自己相関特性を決定した後、各パラメータの ε_i 間の相互相関特性を決定することとする。決定された自己・相互相関パラメータを Table 2 に示している。

平均値関数としては、 $\log_{10} N$ に関して 6 次関数が選択されたのに対して、 D_{50} および $\log_{10} F_c$ に関しては線形関数が選択されている。また、ここでは、簡単化のために、標準偏差は深さ方向に対して一定であると仮定している。Table 2 の結果によると、 $\log_{10} N$ と D_{50} の間には強い正の相関が、 $\log_{10} N$ と $\log_{10} F_c$, D_{50} と $\log_{10} F_c$ の間にはそれぞれ強い負の相関が存在することが注目される。自己相関距離は、 $\log_{10} N$ および $\log_{10} F_c$ に関して、それぞれ 1.1m, 1.3m と決定されている。ただし、 D_{50} に関しては正確に相関距離が得られず、解析の結果、0.0m と同定された。これは、粒度試験間隔が 1.0m と相関距離に比して比較的大きいため、データや解析の誤差の影響を受けたためと考えられる。そこで、とくにこのパラメータに関しては、 $\log_{10} N$, $\log_{10} F_c$ との強い相関性を考慮して、これらの相関距離とは近いが若干小さい値 1.0m を仮定する。また、相互相関距離は、粒度試験の間隔が 1.0m と比較的大きいため決定するのが難しくなっている。ここでは 2 つのパラメータの自己相関距離の短い方の値を仮定する。

7 モンテカルロシミュレーション

液状化確率を計算するためにモンテカルロシミュレー

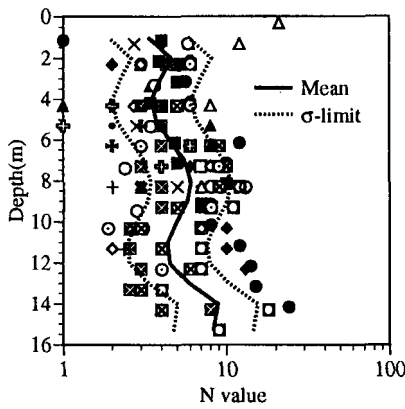


Fig.6 Distribution of N -value

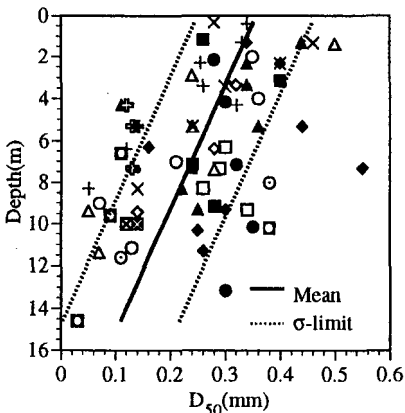


Fig.7 Distribution of median grain size

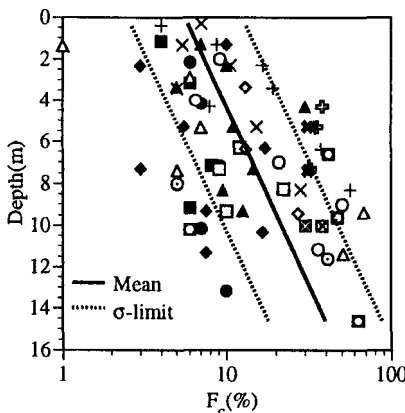


Fig.8 Distribution of fines content

Table 2 Auto- and cross correlation parameters

Parameter i, j	B_{ij}	l_{ij} (m)
$\log_{10}N, \log_{10}N$	1.0	1.1
D_{50}, D_{50}	1.0	1.0*
$\log_{10}F_c, \log_{10}F_c$	1.0	1.3
$\log_{10}N, D_{50}$	0.70	1.0*
$\log_{10}N, \log_{10}F_c$	-0.68	1.1*
$D_{50}, \log_{10}F_c$	-0.81	1.0*

* Assumed values

シヨン法を用いる。解析では、以下に示す各確率変数に正規乱数が割り当てられる。

$$\log_{10}N, \log_{10}F_c, D_{50}, \epsilon_R, \epsilon_\alpha, \epsilon_N$$

$\log_{10}N, \log_{10}F_c, D_{50}$ は自己相関・相互相関特性を満足する必要がある。これら3つのパラメータに対しては、相関を考慮したモンテカルロ法 (Rubinstein, R.Y,1981) を用いる必要がある。一方, $\log_{10}\bar{\alpha}$ には極値 III 型分布が適用される。シミュレーションは、すべてのケースにおいて20000~100000回繰り返される。なお、地盤の湿潤密度は変動が小さいため、 σ_v と σ'_v は確定値として取り扱っている。湿潤密度の平均値は1.853t/m³である。

正規乱数を用いると、何通りかのシミュレーションにおいては、100%を越える F_c や0以下の D_{50} がサンプリングされることになる。これは、非現実的であるが、非常に細粒分が多い土の場合は、解析上、液状化しにくいので、最終的に液状化確率に与える影響は小さい。

8 解析結果および考察

8.1 解析対象地盤の概要

本研究では、岡山市南部の砂質材料で構築された盛土を解析対象としている。盛土は比較的平坦で非常に長い形状を持っているので、解析ではこれを現地盤の一部とみなしている。また、盛土は、海中に建設されており、水面は盛土の地表面から2.4m深のところ存在し、水面下が液状化解析の対象となる。盛土の全域が、SCPによって改良される場合の解析を行うが、解析においては、SCP長さと同盛土高が等しいと考えている。また、砂置換率として0.0~0.2の範囲を考えている。

8.2 最大加速度が確定値の場合の解析結果

ここでは、最大加速度として、確定的な設計加速度を用いる場合を示す。現状では、歴史地震の観測期間が地震の周期に対して非常に短く、重要構造物の設計に対しては、歴史地震記録を上回る規模の地震を想定する必要もある。確定加速度値としては、例えば、土構造物の設計における地盤震度を用いることができる。ここでは、最大加速度としては150Galと200Galを選択している。これは、Fig.4からも明らかのように岡山においてはほとんど起こらないレベルの地震である。

Fig.9は地盤をSCPにより、砂置換率 A_s で改良した場合の液状化確率を示している。当然、確定地震加速度を200Galとした場合の方が液状化確率は大きい。とくに、置換率が $A_s=0$ の場合、液状化確率は0.7以上であり、このレベルの地震では液状化の可能性が非常に高いことが分かる。また、 A_s の増大にともなって、液状化確率は双曲線状に減少し、0に漸近する。これは、 A_s の値の小さい領域ではSCPの

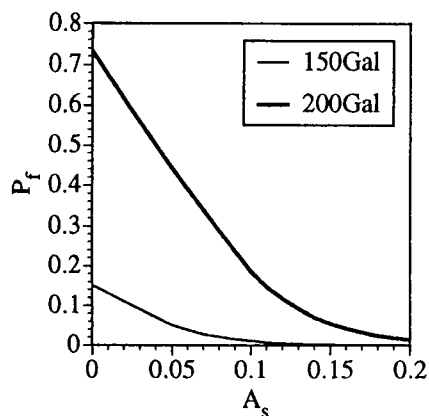


Fig.9 Probability of liquefaction based on deterministic acceleration versus sand replacement rate

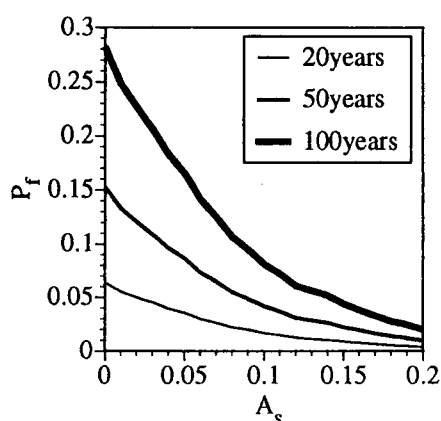


Fig.10 Probability of liquefaction based on probabilistic acceleration versus sand replacement rate

効果の感度が非常に大きく、僅かな砂置換率の増加で大きな効果を生むことを意味している。逆に、 A_s の大きな領域では、その増大に対する地盤改良効果の効果の感度が低いことを意味している。

8.3 最大加速度が確率変数の場合の解析結果

地震加速度が確率的な場合、モンテカルロ法より任意の年の液状化確率 P_f を求めることができる。これから、地震発生的事象がポアソン過程であると仮定すると、次の式から、供用年 T に対する液状化確率を決定することができる。

$$P_f = 1 - (1 - P_{fa})^T \quad (14)$$

T : 供用年

Fig.10には、SCPにおける砂置換率 A_s と液状化確率の関係を表している。図には、供用年が $T=20, 50, 100$ 年の3つの場合が示されている。この場合も、確定加速度の場合と同様に、 A_s と P_f の関係は双曲線である。したがって、砂置換率の効果は、 A_s の小さな領域においてその感度が大きい。

9 まとめ

(1) N 値、平均粒径 D_{50} 、細粒分含有率 F_c 等の土質定数の空間的変動性の一次元統計モデル化を行った。統計モデルは平均値関数、標準偏差関数、自己相関関数、パラメータ間の相互相関関数からなる。また、 N 値の空間分布を求めるには、標準貫入試験のみならず、スウェーデン式サウンディングを用いることも可能である。

(2)動的せん断強度比は、式(4)で示した経験式によるものと非排水繰り返し三軸試験結果から決定した。2種類の動的せん断強度比を比較することにより経験式から三軸結果に変換する式(5)を定義し、解析に用いた。この式によって、解析対象地盤における経験式による動的せん断強度比の偏りと不確実性を考慮している。

(3)地震による年水平最大加速度の統計モデルを1600年以降の歴史地震データ記録に基づいて決定した。ここで、 $\log_{10} \bar{\alpha}$ に極値III型分布をに当てはめた。

(4)最大加速度が確定的な場合と確率的な場合に対して、液状化確率の計算を行った。解析は、SCPによって地盤改良がなされる場合を想定した。その結果、いずれの場合も、砂置換率が小さい領域において地盤改良効果の感度が非常に大きいことが明らかとなった。

参考文献

- 岩崎敏男, 龍岡文夫, 常田賢一, 安田 進 (1980): 地震時地盤液状化の程度の予測について, 土と基礎 **28-4(267)**, pp.23-29.
- 日本道路協会(1990): 道路橋示方書・同解説・耐震設計編(平成2年版), pp.97-118.
- 清水英良, 仲野良紀, 西村真一(1994): 液状化対策工法における最適設計値の算定について - 川岸町地盤を例として -, 農土論集, **170**, pp.55-61.
- 藤井弘章, 島田清, 西村伸一(1996): 兵庫県南部地震によるため池の被害 - 特に北淡町を中心に -, 平成7年兵庫県南部地震の被害調査に基づいた実証的分析による被害の検証, 平成7年度文部省科学研究費(総合研究A), 研究成果報告書(課題番号07300005), 代表 藤原梯三, pp.3-208 ~ 3-223.
- 地盤工学会(1995): 地盤調査法, pp.218.
- 川島一彦, 相沢 興, 高橋和之(1984): 強震記録の重回帰分析による地震動の最大加速度・最大速度および最大変位の推定式, 土木技術資料 **26-2**, pp.20-25.
- 水野恭男, 末松直幹, 奥山一典(1987): 細粒分を含む砂質地盤におけるサンドコンパクションパイル工法の設計法, 土と基礎 **35-5(352)**, pp.21-26.
- 西村伸一, 藤井弘章, 島田 清, 西川克彦(1996): 土質定数の空間分布統計モデルの決定法, 第50回農業土木学会中国四国支部講演会講演要旨, pp.31-33, 1996.
- Rubinstein, R.Y(1981): *Simulation and the Monte Carlo Method*, John Wiley & Sons.