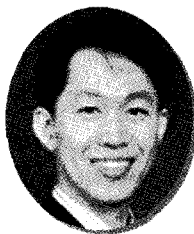


기술 위원회 기술 칼럼

| 지반조사기술위원회 |

# 지반정수의 위치적 이질성에 대한 고찰



김 현 기  
 국민대학교  
 건설시스템공학부 교수  
 (geotech@kookmin.ac.kr)

## 1. 서두

현재 지반공학과 관련하여 국제적인 이슈가 되고 있는 것 중의 하나는 확률, 통계 이론을 이용하여 지반공학설계에서 LRFD(Load and Resistance Factor Design) 개념을 적용 하는 것이라 할 수 있다. 사실 토목공학에서 다루는 어떠한 재료들보다 통계적 처리를 하기 어려운 재료가 바로 지반의 특성이라 할 수 있다. 이로 인해 다른 어떤 재료들보다 먼저 이러한 통계적 접근이 필요하였지만, 현실적 어려움으로 인해 이제껏 정성적으로만 이를 고려하고 설계에 있어서의 정량적 고려는 사실상 불가능한 상태였다. 하지만, IT산업의 획기적인 발전과 더불어 이러한 지반 설계정수의 위치적 이질성을 통계적으로 처리함으로써 보다 최적화된 설계를 하려는 최

근의 시도는 과거 정성적인 접근을 넘어서 실제 건설현장에서의 적용으로까지의 발전을 바라보고 있다. 이에 이제까지 진행되어 온 지반의 위치적 이질성과 그의 공학적 영향에 대한 연구의 전반적인 방향과 성과를 2003년 Canadian Geotechnical Journal에 실린 Robertson 교수의 논문 "An Overview of Soil Heterogeneity: Quantification and Implications on Geotechnical Engineering"를 바탕으로 하여 알아보고자 한다.

## 2. 대전제: 흙은 균질하지 않다.

거의 모든 자연상태의 흙은 비균질(non-homogeneous, heterogeneous)하다고 말할 수 있

다. 이러한 흙의 비균질성은 크게 두가지로 나누게 되는데, 첫째 암석학적 비균질(lithological heterogeneity)과 둘째 흙의 본질적인 비균질성(inherent spatial variability)이다. 암석학적 비균질성이라 함은 암석학적으로 아예 다른 물질들이 함께 존재하는 경우를 말하는데, 점토층 사이에 얇은 모래층이 존재하는 지층구조를 그 한 예로 들 수 있겠다. 본질적인 비균질성은 원암 성분이 같은 토립자가 쌓여서 형성된 지반일지라도 형성과정 및 응력이력의 차이에 따른 이질성을 의미한다.

이러한 흙의 비균질성에 대한 연구는 석유공학자들이 유전의 생산성을 높이려고 하는 노력에서 비롯되었다. 이들은 비균질한 지반에서 그 지반의 투수능을 대표하는 유효투수계수(effective hydraulic conductivity)를 산정하기 위해 지구통계학적 이론(geostatistical theory)과 업스케일 기법(up-scaling technique)을 이용하였다.

지반공학자들은 이제껏 이러한 위치적 이질성을 대상지역에 대한 경험과 높은 안전율에 의한 설계를 통해 우회적으로 해결하여 왔다. Morgenstern (2000)은 그의 연구에서 경험에 근거한 공학적 판단(Engineering judgment)에 의한 설계가 실제로 공학적인 실패로 연결된 사례들을 보고하였고, 좀 더 정량적이고 통계적인 방법으로 이러한 이질성에 접근해 가야함을 밝혔다.

그래서, 한계상태 설계법에 Monte-Carlo 시뮬레이션 기법을 적용하거나, 수치해석 모델 자체에 통계적인 정보를 접합하는 확률적 유한요소 해석(stochastic finite element method), 아니면 지반의 위치적 이질성이 갖는 위치적 근사성(spatial correlation)을 고려한 수치해석 기법 등을 개발하게 되었다.

### 3. 암석학적 이질성(Lithological heterogeneity)에 근거한 유효투수계수의 산정

원유는 그림 1에서 보여주는 것과 같이 세일층 내부에 모래가 층층이 끼어있는 지층대에서 많이 발견되는데, 이러한 지층의 유효 투수계수를 구하기 위해 다음과 같은 해석기법을 적용한다.

- 1) 멱급수 평균 기법(Power averaging technique, Deutsch 1989)과 같은 경험식
- 2) 재표준 기법(Renormalization technique, King 1989)과 대표 단위 체적을 이용한 재표준 기법(Representative Elementary Volume (REV)-Renormalization technique, Norris 외 2인 1991)과 같은 반경험식
- 3) 이론식(Warren and Price 1961)

멱급수 평균 기법은 3차원 라플라스 미분방정식의 수치해석으로 얻은 결과를 비선형 회귀분석하여 이를 각 요소의 체적비에 대한 멱급수식으로 표현하

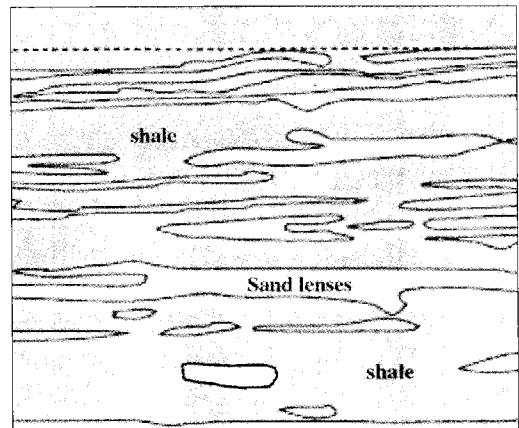


그림 1. 미국 와이오밍주의 유전지대에서의 세일-모래 혼성층 (Norris 외 2인 1991)

게 되며 유효투수계수의 산정이 가능함을 보여준 기법으로 다음의 식 1과 같이 표현된다.

$$k_e = [V_{sh}k_{sh}^w + (1-V_{sh})k_{ss}^w]^{1/w} \quad (1)$$

여기서,  $V_{sh}$ 는 그림 1과 같은 지층 구조에서의 세일층이 차지하는 부피비,  $k_{sh}$ 는 세일층의 투수계수,  $k_{ss}$ 는 모래층의 투수계수를 의미하며, 지수  $w$ 는 -1과 1사이의 값을 가지고 그 값은 공극수의 흐름방향과 지층구조의 방향에 따라 결정되는데, 예를 들어 공극수가 지층구조에 연직인 방향으로 흐르는 경우에는  $w$ 값이 -1에 근접하게 되고, 반대로 공극수가 지층구조에 평행하게 흐르는 경우의  $w$ 는 1에 가까운 값을 갖게 된다.

재표준 기법은 그림 2와 같이 전체 해석구간을 각각의 유효 투수계수를 갖는 별개의 구간의 결합으로 보고 계산하는 방법으로 이는 투수계수가 이질적인 지층에서의 물의 흐름은 저항치가 서로 다른 부분으로 이루어진 물체가 전기의 흐름에 대해 갖는 유효 저항값을 구하는 것과 마찬가지로 가정하여 개발된 기법이다. 이 기법은 등방적인 물질에 대해서 개발된 것이지만, 이방적인 성질을 갖는 물질에 대한 해석도 가능하다.

대표 단위 체적을 이용한 재표준 기법은 거시적인 거동에 영향을 크게 끼치지 못하는 미시적인 이질성에 대하여 이러한 미시적 이질성을 표현하는 단위 요소의 대표값(Representative Elementary Property, REP)을 설정하고 이러한 유효값을 갖는 단위 요소들이 서로 이질적인 것을 재표준 기법에서와 같이 업스케일링 기법으로 해석하는 방법이다. 이 기법에서 가장 중요한 것은 어느 정도의 크기로 기본 단위 요소를 설정하는가인데, 그림 3에서와 같

이 단위 요소의 크기에 대해 유효 투수계수의 값이 크게 변화하지 않는 구간에서 단위요소 크기를 설정하는 것이 적절하다.

이질적인 지층의 간극수 흐름에 대한 이론적인 해를 처음 제안한 것은 Warren과 Price(1961)이다. 이들은 시뮬레이션을 통한 수치해석 결과와 물리모델 해석을 통해 기하평균이 유효 투수계수를 결정하는데 있어 가장 적합하다고 제안하였다. 이후 이 모델은 유효 매체 이론(Effective Medium Theory)과 Perturbation 이론으로 발전하게 된다(King 1989). 하지만, 어떤 모델이든지 간에 이질성의 정도가 적은 경우에 대해서만 적용이 가능한 것이 단점이다.

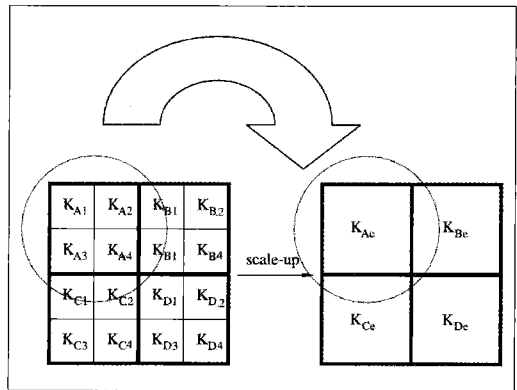


그림 2. 재표준 기법에 의한 유효투수계수 산정의 모식도 (King 1989)

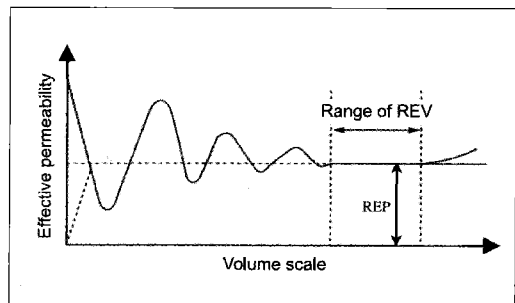


그림 3. 대표 단위 체적 설정의 개념도(Norris의 2인 1991)

## 4. 흙의 근본적인 이질성(inherent spatial variability in soils)

대부분의 지반공학적인 분석은 각 지층이 갖는 토질 정수들의 평균값에 의거한 해석을 통해 이루어져 왔고, 이에 필요한 설계정수들이 갖는 불확실성은 안전율을 적용하거나 경험을 통한 적절한 설계정수의 결정을 통해 고려하는 것이 관례였다. 하지만, 앞에서 밝힌 바와 같이 이와 같은 설계방법은 어느 정도 피할 수 없는 위험을 항상 내재하고 있던 것이 사실이다. 이러한 지반의 불확실성은 다음과 같은 원인들에 의해 발생하게 된다(Phoon과 Kulhawy, 1999).

- 1) 형성과정 및 응력이력의 차이에서 발생하는 지반의 본질적인 위치적 이질성
- 2) 시험과정에서 발생하는 시험결과의 오차
- 3) 시험결과 해석방법의 불완전성 때문에 발생하는 설계정수결정시의 오차

하지만, 대부분의 연구는 지반자체가 본질적으로 갖고 있는 위치적 이질성에 초점을 맞추고 설계에 있어서 이에 대한 고려방법에 그 초점을 맞추고 있다. 그래서 지반의 이질성을 나타내는 시험결과에 대해서 다음과 같은 몇 가지 주요 통계 요소들을 결정함으로써 이러한 위치적 이질성을 모델링 할 수 있다.

- 1) 전통적인 통계정수들: 확률분포, 평균, 표준편차
- 2) 위치적 근사성(spatial correlation)
- 3) 암석학적 이질성에 근거한 유사지반의 한계법 위 설정
- 4) 전체 지반의 통계처리를 위한 균질한 토체로 가정하는 단위요소의 크기

### 4.1 전통적인 통계정수들

지반공학에서 주로 다루게 되는 여러가지 설계정수들(마찰각, 탄성계수, 비배수전단강도, 투수계수 등)에 대해 평균, 표준편차, 확률분포 등을 구하려는 연구가 진행되었는데, 대표적인 연구결과로는 Lumb(1970), Schultze(1975), Griffiths와 Fenton(1993), Phoon과 Kulhawy(1999) 등이 있다. 이들의 결과 중 하나의 예를 살펴보면, 물성치의 표준편차를 그의 평균으로 나눈 COV(Coefficient Of Variation) 이 그 물성치의 이질성을 판단하는 가장 중요한 지표로서 사용할 수 있는데, 비슷한 지반에서 측정된 비배수 전단강도와 배수전단 마찰각의 데이터를 살펴보면 이 둘이 모두 전단강도에 대한 물성치라 할지라도 비배수 전단강도의 COV가 배수전단 마찰각의 COV보다 더 크게 나타나는 것을 볼 수 있었다. 그런데, 이들의 연구를 살펴보면 특기할 만한 점을 한 가지 발견할 수 있는데, 같은 종류의 물성치라 할지라도 측정지반에 따라 그의 확률분포가 정규분포, 혹은 로그정규분포, 혹은 베타 분포로 정의할 수 있는 것을 볼 때, 어떤 물성치의 불확실성을 정의하는 분포의 종류가 물성치에 따라 정해져 있는 것이 아니라, 각 대상지반에 대해 개별적인 분포형태를 보인다는 것을 염두에 둘 필요가 있다.

### 4.2 지반물성치의 위치적 근사성(spatial correlation between soil properties)

지반 물성치의 이질성은 주사위를 굴릴 때 정해진 숫자들 중에서 임의의 숫자가 나오는 방식으로 나타나는 것이 아니라, 서로 위치가 가까울수록 비슷한 값을 보이며 분포의 형상이 일정한 패턴을 띠는 위

치적 근사성을 보인다. 이러한 패턴은 배리오그램 (Variogram, Deutsch 2002) 혹은 공분산 함수 (covariance function, Vanmarcke, 1977)로 표현할 수 있다.

배리오그램은 거리  $h$  만큼 떨어진 임의의 두 지점에서의 물성치가 서로 얼마나 다른지를 측정하는 것으로서 다음 식 2와 같이 구해진다.

$$2\gamma(h) = \text{Var}[Z(u+h)-Z(u)] \quad (2)$$

여기서,  $2\gamma(h)$ 는  $h$  만큼 떨어진 경우에 대한 배리오그램의 값이 되고,  $Z(u)$ 는 지점  $u$ 에서의 물성치,  $Z(u+h)$ 는 지점  $u$ 에서부터  $h$  만큼 떨어진 지점에서의 물성치,  $\text{Var}[\ ]$ 는 분산을 구하는 연산자이다.

반면에,  $h$  만큼 떨어진 두 지점의 물성치가 서로 얼마 유사한지를 구하는 것이 식 3에서 보여주는 공분산함수값  $C(h)$ 이다.

$$C(h) = E[Z(u+h)Z(u)] - E[Z(u)]^2 \quad (3)$$

여기서,  $E[\ ]$ 는 평균을 구하는 연산자이다. 그리고,  $C(h)$ 와  $\gamma(h)$ 는 다음 식 4와 같은 관계를 갖는다.

$$\gamma(h) = \text{Var}[Z(u)] - C(h) \quad (4)$$

하지만, 위의 모든 관계식들은 주어진 물성치의 대상지반에서의 분포양상이 규칙적(stationary)이라는 가정하에서만, 즉 물성치의 평균과 표준편차가 주어진 지반에 대해 일정한 경우에서만 유효하다. 다음의 그림 4(a)는 콘관입시험(CPT) 결과로 얻어진 선단지지력( $q_c$ )의 측정자료예이다. 만약, 이지반의 선단지지력 분포가 규칙적(stationary)이라고 가정

할 수 있다면, 각 위치별 물성치가 이의 선형추세선에서 벗어나는 정도를 식 5와 같이 계산하여 그림 4(b)와 같이 표현이 가능하고, 이그림은 물성치의 위치적 이질성을 가지고 있다고 말할 수 있으며, 깊이 방향에 대하여 위와 같은 통계적 해석을 할 수 있다 (Baecher 1987; Neter와 3인 1996; El-Ramly 2001).

$$q(z) = q_c(z) - q_0(z) \quad (5)$$

여기서,  $q(z)$ 는 깊이  $z$ 에서 추세를 제외한 선단지

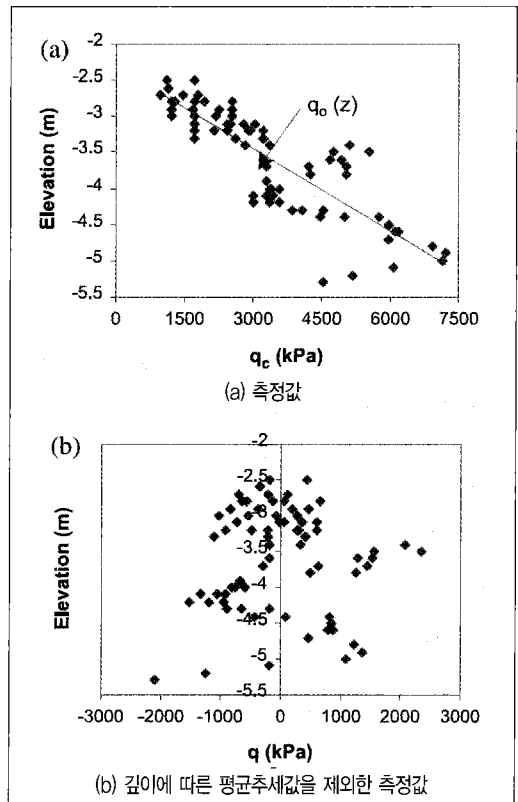


그림 4. 지반정수의 위치적 이질성의 예 : CPT 선단관입저항력추세선

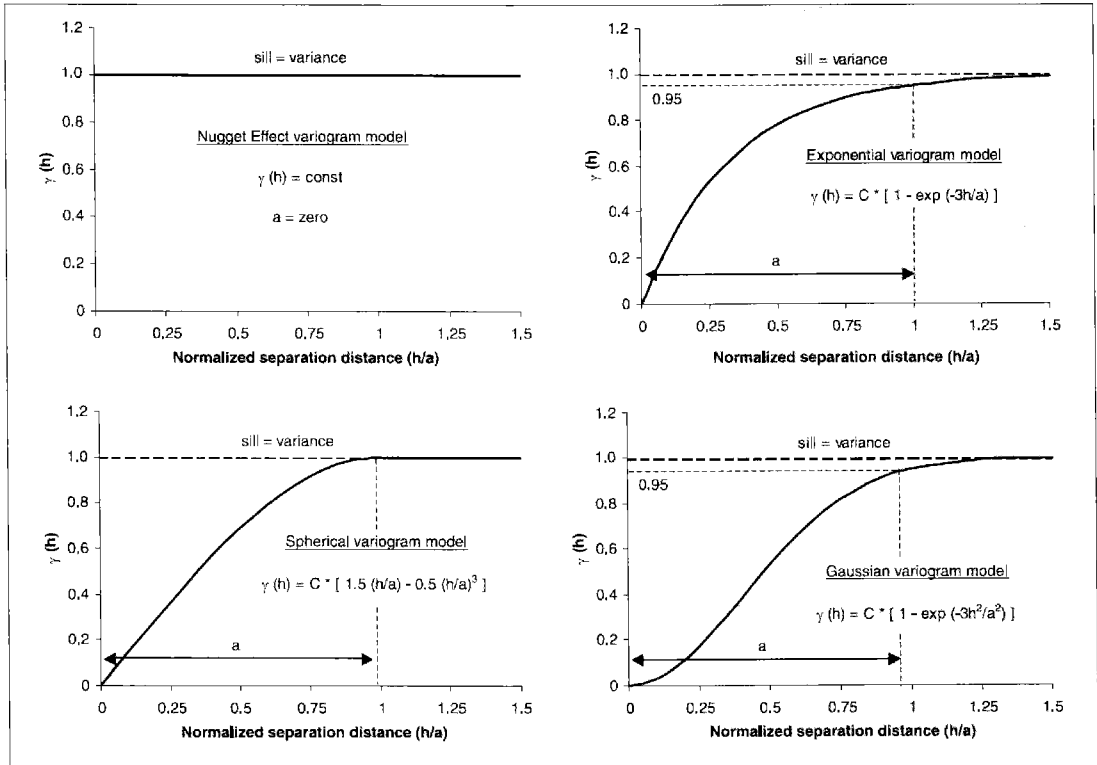


그림 5. 대표적인 배리오그램(variogram)

지력값이고  $q_0(z)$ 는 깊이  $z$ 에서의 선단지지력의 평균 추세치를 의미한다.

위치적 근사성(spatial correlation)은 다음 그림 5에서의 네 가지 모델을 주로 사용하여 정의하며, 이들을 적용한 예들은 Deusch(2002)에서 찾아볼 수 있다.

### 4.3 위치적 연속성(Spatial continuity)의 한계범위 설정

위치적 연속성의 한계는 물성치의 위치적 근사성이 더 이상 존재하지 않는다고 할 수 있는 두 지점간의 거리로서 정의한다. 이 한계를 정의하는 지표로

는 Spatial range(Deutsch 2002), Scale of fluctuation(Vanmarcke 1977), Autocorrelation length(DeGroot와 Baecher 1993) 등이 있다. Spatial range  $a$ 의 range는 그림 5에서 각 모델 별로 정의 되듯이 Semivariogram이 Sill(대상 물성치의 분산값)에 도달하는 거리를 의미한다. 하지만, Semivariogram의 값이 Sill에 점점 접근하는 모델인 Gaussian이나 Exponential 모델인 경우에는 Sill의 95% 값에 해당하는 거리를 Spatial range로 정의한다. Scale of Fluctuation,  $\theta$ , 는 주어진 물성치가 서로 강한 상관성을 갖는 거리를 정의하는 지표로서 Vanmarcke (1977)에 각각 다른 위치적 근사성 모델 별로 구하는 방법이 소개되어 있다. Autocorrelation

distance, R은 covariance function의 값이  $\sigma^2/e$  이 되는 거리 h로 정의한다.

#### 4.4 단위요소 체적-분산 관계식

만약 대상 물성치의 평균값, 표준편차, 위치적 근사성 등의 통계적 지표를 알고 있다고 가정하게 되면, 대상지반의 크기에 따라 해당 물성치의 평균값이 가질 수 있는 값의 범위가 정해지게 된다. 대상지반의 크기가 커질수록 해당 물성치의 확률분포는 원지반의 분포를 따르게 되고 이는 Vanmarcke (1977, 1984)에서 제안한 분산 감소 계수,  $\Gamma_v^2$ 를 이용하여 다음 식과 같이 계산할 수 있다.

$$\sigma_r = \Gamma_v \sigma \quad (6)$$

여기서,  $\sigma_r$ 는 대상 지반의 체적 v에 대한 물성치의 표본평균의 표준편차이고,  $\sigma$ 는 물성치의 모표준편차를 의미한다. 분산감소 계수  $\Gamma_v^2$ 는 주어진 위치적 근사성 모델에 따라 다르게 계산되며 Exponential 모델과 Gaussian 모델에 대한 일차원 분산감소 계수  $\Gamma_T^2$ 는 다음 식 7과 같이 구한다.

$$\Gamma_T^2 = 2 \left( \frac{R}{T} \right)^2 \left( \frac{T}{R} - 1 + e^{-T/R} \right) \quad (7-1)$$

(Exponential correlation structure의 경우)

$$\Gamma_T^2 = 2 \left( \frac{R}{T} \right)^2 \left[ \sqrt{\pi} \frac{T}{R} \xi \left( \frac{T}{R} \right) - 1 + e^{-T/R} \right] \quad (7-2)$$

(Gaussian correlation structure의 경우)

여기서, R은 근사거리(autocorrelation distance),

T는 대상지반의 크기,  $\xi(T/R)$ 은 T/R 비에 대한 에러 함수값(error function)을 의미하며 이 함수는 T가 0에서 무한대로 커질 때, 0에서 1사이의 값을 갖는다. 여기서 구한 일차원 분산감소계수를 각 방향에 대해 구한 다음, 식 8과 같이 체적 v에 대한 분산감소계수  $\Gamma_v^2$ 를 구한다.

$$\Gamma_y = \Gamma_{Tx} \Gamma_{Ty} \Gamma_{Tz} \quad (8)$$

이렇게 구한 분산감소계수는 T가 R에 비해 상당히 작게 되면, 1로 접근함을 알 수 있으며, 대부분의 지반공학적인 문제에 있어서 연직방향의 T/R 비는 횡방향의 T/R 비에 비해 매우 큰 값을 갖고, 일반적으로 횡방향 T/R 비는 매우 작은 값을 보이기 때문에 연직방향의 분산감소계수만으로 전체 체적에 대한 분산감소계수를 산정하는 것도 충분히 가능한 설정이다.

### 5. 지반공학에서의 통계분석기법

지반물성치의 위치적 이질성을 통계적으로 처리하여 지반공학설계를 하는 기법은 크게 다음의 세가지 방법으로 나눌 수 있다.

- 1) 신뢰성 분석을 이용한 한계상태 설계
- 2) 확률적 유한요소 해석
- 3) 통계처리된 입력 물성치를 이용한 유한요소 해석

이러한 기법들은 여러 문헌에서 얇은 기초의 침하, 사면안정도 판정, 액상화 판정 등의 경우에 대하여 적용한 예가 있다.

### 5.1 신뢰성 분석을 이용한 한계상태 설계

한계상태 설계에 있어서 확률적 개념을 이용한 신뢰성 분석을 하는 기법으로는 First order second moment(FOSM, Harr 1987), Point estimate method(PEM, Rosenblueth 1975, 1981; Harr 1987), Monte Carlo 시뮬레이션 기법 등이 있다.

FOSM의 기본 개념은 안전율을 각 물성치의 통계자료의 함수로 표현하는데 있다. 이렇게 함수로 정의된 안전율은 테일러 확장에 의해 식 9에서 보여 주는 것과 같이 그의 평균과 분산값을 구할 수 있게 된다.

$$E[F.S] = F(E[x_1], E[x_2], \dots, E[x_n]) \quad (9-1)$$

$$\text{Var}[F.S] = \sum_{i=1}^n \left( \frac{\partial F}{\partial x_i} \sigma_{x_i} \right)^2 + 2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \left( \frac{\partial F}{\partial x_i} \frac{\partial F}{\partial x_j} \right) C[x_i, x_j] \quad (9-2)$$

여기서, E[F.S]와 Var[F.S]는 안전율의 평균값과 분산값, C[x<sub>i</sub>, x<sub>j</sub>]는 물성치 x<sub>i</sub>와 x<sub>j</sub>의 공분산, n은 고려하는 물성치의 개수를 의미한다.

이 기법의 가장 큰 장점은 분석에 고려해야 하는 물성치의 종류가 많은 경우 간단하게 안전율의 범위를 예측할 수 있다는 것에 있지만, 각 물성치간 관계의 비선형성이 심하거나 물성치 자체의 변화범위가 큰 경우에는 테일러 확장(Taylor expansion)에 의한 오차가 커지게 되어 적합하지 않다.

PEM은 입력 물성치가 되는 임의 변수의 범위 가운데 평균값에 표준편차 값이 더해진 x'과 평균값에 표준편차 값을 뺀 x''을 가지고 대상 물성치에 대해 해석한 안전율 값의 예측 범위를 산정하는 기법을

말한다. 다양한 입력 변수들에 대한 예측 안전율의 표준편차를 FOSM으로 구하기가 어려운 경우에 주로 사용하게 되는데, 다변수 문제에 대한 해석을 하게 되면 그 수식이 매우 복잡해 지는 단점을 갖고 있다(Christian과 Baecher 1999).

Monte Carlo 시뮬레이션 기법은 주어진 지반 물성치의 변화범위 내에서 가능한 한 많은 경우에 대한 거동 해석을 실시함으로써 예측 결과에 대한 확률분포 곡선을 구하는 방법을 말한다. 최근에는 앞에서 소개한 단위체적-분산 관계와 지구통계학적 이론을 이용하여 지반정수의 위치적 근사성을 고려하는 기법이 개발되었다(EI-Ramly 2001). 하지만, 이 기법도 다음과 같은 한계를 갖는다.

- 1) 과거의 Monte-Carlo 시뮬레이션은 정규분포나 대수정규분포와 같은 이상적인 형태의 확률 분포에 대한 영향만 고려할 수 있었으나, 현재는 수학적으로 현장에서 얻어진 임의의 확률분포를 갖는 물성치에 대한 해석도 가능하게 되었다(Deutsch와 Journel, 1998).
- 2) Monte-Carlo 시뮬레이션을 수행한 횟수가 충분치 않게 되면, 위험측에 대한 판정이 적절하지 않을 수 있게 되므로, 충분한 횟수의 시뮬레이션을 통한 해석이 필수적이다(Palissade Corporation 1996). 특히, 시뮬레이션에 적용해야 하는 입력 변수의 숫자가 많은 경우에는 이러한 문제가 더 치명적으로 작용할 수 있다.

### 5.2 확률적 유한요소해석(Stochastic Finite Element Method, SFEM)

확률적 유한요소해석은 전통적인 유한요소해석에 지반물성치의 위치적 이질성을 고려한 것으로,



각 물성치의 위치적 근사성을 표현하는 공분산 행렬 (Covariance matrix)과 기존의 전강성행렬(Global Stiffness Matrix)로 이루어진 구성방정식을 이용하여 각 절점요소에서의 확률적 움직임을 계산하고 그 결과를 통해 전체 구조체 거동의 확률분포를 직접적으로 계산하는 기법을 말한다(Baecher와 Ingra 1981; Auvinet 외 3인 1996; Rhegetti 와 Harrop-Williams 1988; Zeitoun과 Baker 1992).

이 기법은 해석결과의 확률분포를 직접적으로 계산하기 때문에 Monte-Carlo 시뮬레이션 기법에 비해 컴퓨터를 통한 해석시간을 단축할 수 있는데 가장 큰 장점이 있다. 하지만, 다음과 같은 한계로 인해 최근까지도 별 주목을 받지 못하고 있다.

- 1) 유한요소의 형태가 일정하지 않고, 경계조건이 복잡하게 되면, 해석결과가 매우 부정확하게 나타날 수 있다.
- 2) 방정식을 구성할 때, Taylor 확장법에 의한 근사식을 적용하였기 때문에 비선형성이 강하게 나타나는 경우나 입력변수의 범위가 커지는 경우에 대한 해석의 오차가 증가하게 된다.
- 3) 정규분포를 따르지 않는 입력변수에 대한 고려가 충분치 않다.

### 5.3 통계처리된 입력 물성치를 이용한 유한요소 해석

최근에는 컴퓨터의 발달과 더불어, 지반정수의 위치적 이질성을 표현할 수 있는 수학적 모델을 이용해 입력 물성치의 확률분포를 충분히 표현할 수 있는 실제 지반을 대표할 만한 예측분포를 전체지반에 대해 다수 재구성하여 재구성된 이들 예측지반에 대해 Monte-Carlo 시뮬레이션을 수행함으로써 실제 대상 지반 거동의 확률분포를 산정하는 기법들이 많이 개발되었다(그림 6, 그림 7 참조; Fenton과 Vanmarcke 1990; Paice 외 2인 1996; Popescu 외 2인 1998; Deutsch 2002; Kim 외 2인 2007).

이러한 기법들은 어떤 방식으로 이질적인 대상지반을 재구성하는 수학적 방법에 따라 구분을 할 수 있는데, 연속적 가우스 시뮬레이션(Sequential Gaussian Simulation)이 최근에 가장 많이 쓰이는 방법이다. 이 방법은 위치  $u$ 에 대한 시뮬레이션 물성치  $Z_s(u)$ 를 식 10과 같이 크리깅(Krigging)에 의해 구해진 예측 물성치  $Z^*(u)$ 에 임의의 변량  $R(u)$ 를 더하는 것으로 산정한다.

$$Z_s(u) = Z^*(u) + R(u) \tag{10}$$

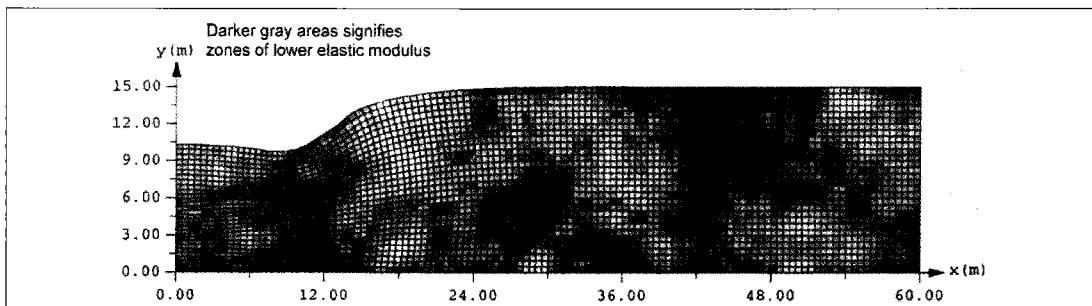


그림 6. 통계처리된 입력 물성치를 이용한 유한요소 해석: 얇은 기초의 침하 (Paice 외 2인 1996)

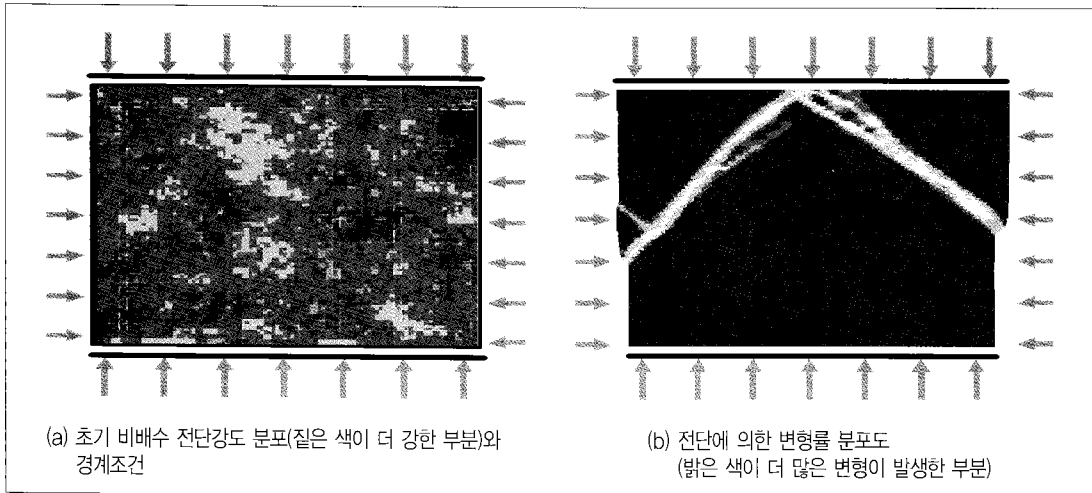


그림 7. 통계처리된 입력 물성치를 이용한 유한요소 해석: 비배수 전단시 전단면 형성(Kim 외 2인 2007)

크리깅(Krigging)은 이미 알고 있는 기지의 물성치를 이용하여 선형보간법을 통해 미지의 물성치를 추정하는 지구통계기법을 말하는데, 이 때 어떠한 위치적 근사 구조(spatial correlation structure)를 가정하여 모사하는지에 따라 그 값의 분포가 달라지게 된다. 그리고 나서 크리깅할 때 가정된 분산과 같은 분산값으로 임의의 변량  $R(u)$ 를 계산하여 시뮬레이션 물성치를 구하는데, 최종적으로 얻은 물성치의 전체분포가 주어진 확률분포, 위치적 근사 구조와 서로 일치하는 지를 검사하는 과정을 거치는 것이 필요하다.

## 6. 결론

이러한 여러 기법들을 이용해서 실제 지반공학설계에 적용해 본 사례도 여러 문헌에서 찾아볼 수 있다. 얇은 기초의 침하량 산정(Wu와 Kraft 1967; Resendiz와 Herrera 1969; Baecher와 Ingra 1981;

Zeitoun과 Baker 1992; Paice 외 2인 1994; Brzakala와 Pula 1996), 액상화 파괴 가능성 예측(Yegian과 Whitman 1978; Fenton과 Vanmarcke 1991; Popescu 외 2인 1996; Popescu 외 2인 1998), 유효 투수능 분석(Griffiths와 Fenton 1993), 사면파괴 안전율 산정(Tobutt과 Richards 1979; Kim과 Major 1978) 등은 그 중 쉽게 찾아볼 수 있는 사례들이라 할 수 있다. 이런 흐름의 연구가 지반공학설계 전 분야에 걸쳐 진행되고 있는 상황은 아니지만, 향후 우리 공학자들의 설계가 좀 더 합리적이고 정량적인 의사결정과정을 거치기 위해서는 이에 대해 좀 더 관심을 가지고 연구를 해야 할 시점이 아닌가 싶다.

## 참고 문헌

1. Ang, A.H.S., and Tang, W.H. 1984. Probability concepts in engineering: planning and design.

- Vol. 2: Decision, risk, and reliability. John Wiley & Sons Inc., New York, N.Y.
2. Auvinet, G., Bouayed, A., Orlandi, S., and Lopez, A. 1996. Stochastic finite element method in geomechanics. In Proceeding of the 1996 Conference on Uncertainty in the Geologic Environment, Uncertainty 96, Vol. 2, Madison, Wis. pp. 1239-1253.
  3. Baecher, G. 1987. Statistical analysis of geotechnical data. Contract Report GL-87-1. Prepared for Department of the Army, US Army Corps of Engineers, Washington, D.C.
  4. Baecher, G.B., and Ingra, T.S. 1981. Stochastic FEM in settlement predictions, Journal of the Geotechnical Engineering Division, ASCE, 107(GT4): 449-463.
  5. Christian, J.T., and Baecher, G.B. 1999. Point estimate method as numerical quadrature. Journal of the Geotechnical and Geoenvironmental Engineering Division, ASCE, 125(GT9): 779-786.
  6. Christian, J.T., Ladd, C.C., and Baecher, G.B. 1994. Reliability and probability in stability analysis. Journal of the Geotechnical Engineering Division, ASCE, 120(GT2): 1071-1111.
  7. DeGroot, D.J., and Baecher, G.B. 1993. Estimating autocovariance of in-situ soil properties. Journal of the Geotechnical Engineering Division, ASCE, 119(GT1): 147-166.
  8. Deutsch, C. 1989. Calculating effective absolute permeability in sandstone/shale sequences. SPE Formation Evaluation, 4: 343-348.
  9. Deutsch, C.V. 2002. Geostatistical reservoir modeling. Oxford University Press, Oxford, N.Y.
  10. Deutsch, C.V., and Journel, A.G. 1998. GSLIB geostatistical software library. Oxford University Press, Oxford, New York.
  11. El-Ramly, H. 2001. Probabilistic and quantitative risk analysis for earth slopes. Ph.D. thesis, University of Alberta, Edmonton, Alta.
  12. Elkateb, T., Chalaturnyk, R., and Robertson, P.K. 2003. An overview of soil heterogeneity: quantification and implications on geotechnical field problems. Canadian Geotechnical Journal, Vol. 40, pp. 1-15
  13. Fenton, G.A., and Vanmarcke, E. 1990. Simulation of random fields via local average subdivision. Journal of Engineering Mechanics, 116(8): 1733-1749.
  14. Fenton, G.A., and Vanmarcke, E.H. 1991. Spatial variation in liquefaction risk assessment. In Proceedings of the Geotechnical Engineering Congress, Boulder, Colo. Geotechnical Special Publications, No. 27, Vol. 1, pp. 594-607.
  15. Griffiths, D.V., and Fenton, A. 1993. Seepage beneath water retaining structures founded on spatially random soil. Geotechnique, 43(4): 577-587.
  16. Harr, M.E. 1987. Reliability-based design in civil engineering. McGraw-Hill Book Company, New York, N.Y.
  17. Kim, H.-K., Narsilio, G.A., and Santamarina, J.C. 2007. Emergent phenomena in spatially varying soils, In Proceedings of ASCE GeoDenver conference, Geotechnical Special Publication No.

- 172, Denver, CO., 18–21 Feb.
18. Kim, H., and Major, G. 1978. Application of Monte Carlo techniques to slope stability analysis. In Proceedings of the 19th U.S. Rock Mechanics Symposium, Reno, Nev., 1–3 May, pp. 28–39.
  19. King, P.R. 1989. The use of renormalization for calculating effective permeability. *Transport in Porous Media*, 4: 37–58.
  20. Lumb, P. 1970. Safety factors and the probability distribution of soil strength. *Canadian Geotechnical Journal*, 7(3): 225–242.
  21. Morgenstern, N.R. 2000. Performance in geotechnical practice. The inaugural Lumb lecture. Hong Kong Institution of Engineers, May 2000, 59 pp.
  22. Neter, J., Kutner, M.H., Nachtsheim, C.J., and Wasserman, W. 1996. Applied linear statistical models. McGraw–Hill Book Company, New York, N.Y.
  23. Norris, R.J., Lewis, J.M., and Heriot–Watt, U. 1991. The geological modeling of effective permeability in complex heterolithic facies. In Proceedings of the 66th Annual Technical Conference and Exhibition, SPE 22692, Dallas, Tex. Vol. W, pp. 359–374.
  24. Paice, G.M., Griffiths, D.V., and Fenton, G.A. 1994. Influence of spatially random soil stiffness on foundation settlement. In Proceedings of the Conference on Vertical and Horizontal Deformation of Foundations and Embankments, Part 1 (of 2), College Station, Tex. pp. 628–639.
  25. Palisade Corporation. 1996. @Risk: Risk analysis and simulation add-in for Microsoft Excel or Lotus 1–2–3. Palisade Corporation, N.Y.
  26. Phoon, K.–K., and Kulhawy, F.H. 1999. Characterization of geotechnical variability. *Canadian Geotechnical Journal*, 36(4): 612–624.
  27. Popescu, R., Prevost, J.H., and Deodatis, G. 1996. Influence of spatial variability of soil properties on seismically induced liquefaction. In Proceeding of the 1996 Conference on Uncertainty in the Geologic Environment, Uncertainty 96, Part 2 (of 2), Madison, Wis. pp. 1098–1112.
  28. Popescu, R., Prevost, J.H., and Deodatis, G. 1998. Characteristic percentile of soil strength for dynamic analysis. In Proceeding of the 1998 Conference on Geotechnical Earthquake Engineering and Soil Dynamics III, Part 2 (of 2), Seattle, Wash. pp. 1461–1471.
  29. Resendiz, D., and Herrera, I. 1969. A probabilistic formulation of settlement control design. In Proceedings of the 7th International Conference on Soil Mechanics and Foundation Engineering, Mexico City, Mexico, Sociedad Mexicana de Mecanica de Suelos, August. pp. 217–225.
  30. Righetti, G., and Harrop–Williams, K. 1988. Finite element analysis for random soil media. *Journal of the Geotechnical Engineering Division, ASCE* 114(GT1): 59–75.
  31. Rosenblueth, E. 1975. Point estimate for probability moments. In Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, 72(10): 3812–3814.

32. Rosenblueth, E. 1981. Two-point estimates in probabilities. *Applied Mathematical Modeling*, 5: 329-335.
33. Schultze, E. 1975. Some aspects concerning the application of statistics and probability to foundation structures. In *Proceeding of the 2nd International Conference on the Applications of Statistics and Probability in Soil and Structure Engineering*, Aachen, Germany, 15-18 Sept., pp. 457-494.
34. Tobutt, D.C., and Richards, E. 1979. The reliability of earth slopes. *International Journal for Numerical and Analytical Methods in Geomechanics*, 3: 323-354.
35. Vanmarcke, E. 1977. Probabilistic modeling of soil profiles. *Journal of the Geotechnical Engineering Division, ASCE*, 103(GT11): 1227-1245.
36. Vanmarcke, E.H. 1984. *Random fields, analysis and synthesis*. MIT Press, Cambridge, Mass.
37. Warren, J.E., and Price, H.S. 1961. Flow in heterogeneous porous media. *Society of Petroleum Engineers Journal*, 2: 153-169.
38. Wu, T.H., and Kraft, L.M. 1967. The probability of foundation safety. *Journal of the Soil Mechanics and Foundation Division, ASCE*, 93(SM5): 213-231.
39. Yegian, M.K., and Whitman, R.V. 1978. Risk analysis for ground failure by liquefaction. *Journal of the Geotechnical Engineering Division, ASCE*, 104(GT7): 921-937.
40. Zeitoun, D.G., and Baker, R. 1992. A stochastic approach for settlement predictions of shallow foundations. *Geotechnique*, 42(4): 617-629.

