인천송도신도시 풍화토층 출현심도의 국부적 불확실성

Local Uncertainty of the Depth to Weathered Soil at Incheon Songdo New City

김 동 휘¹ Kim, Dong-Hee
고 성 권² Ko, Sung-Kwon
이 우 진³ Lee, Woo-Jin

Abstract

Since geologic data are often sampled at sparse locations, it is important not only to predict attribute values at unsampled locations, but also to assess the uncertainty attached to the prediction. In this paper, the assessment of the local uncertainty of prediction for the depth to weathered soil was performed by using the indicator kriging. A conditional cumulative distribution function (ccdf) was first modeled, and then E-type estimate was computed for the spatial distribution of the depth to the weathered soil. Also, optimal estimate of spatial distribution for the depth to weathered soil was determined by using ccdf and loss function. The design procedure and method considering the minimum expected loss presented in this paper can be used in the decision-making process for geotechnical engineering design.

요 지

일부 지점에서 수행된 시추조사결과를 이용하여 미조사구간의 지층분포를 추정하는 경우, 예측하고자 하는 변수들의 공간적인 분포 추정뿐만 아니라 추정결과에 수반되는 불확실성을 정량적으로 평가하는 것도 중요하다. 본 논문에서는 송도신도시 풍화토층 출현심도 추정결과와 국부적 불확실성을 지시자 방법을 이용하여 평가하였다. 지시자 방법을 이용하여 작성한 각 위치에서의 조건부 누적분포함수의 평균을 이용하여 송도신도시 풍화토층 출현심도의 공간적 분포를 추정하였다. 또한, 조건부 누적분포함수와 손실함수를 이용하여 송도신도시의 최적 풍화토층 출현심도를 결정하였다. 본 논문에서 이용한 손실함수를 고려할 수 있는 설계방법이 지반공학분야에도 잘 적용될 수 있음을 확인하였다.

Keywords : Indicator kriging, Local uncertainty, Loss function, Optimal estimate

1. 서 론

대규모 해안 매립지반에 계획된 장대교량 및 초고층 빌딩의 말뚝기초 설계를 위해서는 하중을 지지할 수 있

는 지층의 분포를 추정해야 한다. 이러한 지층분포 추정을 위해서는 일부 지점에서 수행된 시추조사결과를 이용해야 하는 경우가 대부분이다. 따라서 크리깅 등의 추정방법들을 사용하여 미시추 지점을 포함한 설계영역

1 정회원, SK건설 Infra기술1팀 과장, 박사, 토질 및 기초기술사 (Member, Manager, Infrastructure Engineering Team, SK E&C Co.)

2 정회원, 포스코건설 베트남사업본부, 과장 (Manager, Vietnam Business Unit, Posco E&C Co.)

3 정회원, 고려대학교 건축사회환경공학부 교수 (Member, Prof., School of Civil, Environmental and Architectural Engrg, Korea Univ., Tel: +82-2-921-2086, Fax: +82-2-928-7656, woojin@korea.ac.kr, 교신저자)

* 본 논문에 대한 토의를 원하는 회원은 2013년 5월 30일까지 그 내용을 학회로 보내주시기 바랍니다. 저자의 검토 내용과 함께 논문집에 게재하여 드립니다.

전체의 지층분포를 추정해야 한다. 그러나 미시주 지점에서의 지층분포를 추정하는 과정에는 불확실성이 수반되며, 이러한 추정결과의 불확실성은 말뚝설계에 영향을 미치게 된다. 따라서 설계단계에서 말뚝길이 및 본수를 결정하기 위해서는 말뚝 지지층 심도의 분포 추정과 함께 불확실성의 분석이 필요하다.

지구통계학(Geostatistics)은 예측하고자 하는 변수들의 공간적 분포 추정뿐만 아니라 추정결과의 불확실성 분석에 유용하게 활용된다. 지반공학분야에서 크리깅은 비배수전단강도 및 SPT N값의 공간적 분포 추정, 액상화 발생 구역 추정, 콘관입시험결과의 공간적인 변동성 분석 등에 적용되었다(Baise et al., 2006; Chiasson et al., 1994; Jaksa et al., 1993; Parsons and Frost, 2002; Sitharam, 2007; Soulie et al., 1990). 국내 지반공학분야에서는 Kim et al.(2002), Lee et al.(2004), Yoon et al.(2005), Chun et al.(2005)이 크리깅을 이용하여 지층분포, 지반정수분포, 압밀침하량 등을 분석하였다. 최근에는 Sun et al.(2008), Sun(2009) 등에 의하여 대도시의 지반정보 시스템을 구축하는데 사용되고 있다. 또한, 지구통계학에서는 지역화 변수의 개념을 도입하여 조건부 누적분포함수(conditional cumulative distribution function, ccdf)의 계산을 통해 예측과 관련된 불확실성을 정량적으로 평가한다(Goovaerts, 1997; Deutsch and Journel, 1998; Ryu et al., 2003). 국부적 불확실성 모델링 방법에는 모수적 방법과 비모수적 방법이 있으며, 다중 가우시안 방법(MultiGaussian approach)과 지시자 방법(indicator approach)이 대표적이다(You, 1993; You, 1995; Goovaerts, 1997; Deutsch and Journel, 1998; You, 1998; Park, 2010). 이러한 불확실성 평가방법은 연약지반 및 터널 등 많은 지반공학 분야에 적용되고 있다. You(2003) 등은 지시자 방법을 이용하여 산정한 암반등급을 터널설계에 적용한 바 있으며, Lee et al.(2004)은 지시자 방법을 이용하여 인천국제공항의 장기침하에 대한 불확실성을 분석한 바 있다. 또한, 지구통계학 분야에서는 예측값의 정량적 불확실성 평가결과와 손실함수(loss function)를 이용하여 손실비용을 최소화 하는 최적 추정값(optimal estimate)을 결정할 수 있는 방법을 제시하고 있다(Journel, 1984; Srivastava, 1987). You(1998)는 지시자 방법과 손실함수를 이용하여 암반분류 방법에 관한 연구를 수행한 바 있다. Kim et al.(2011)은 송도신도시의 압밀층 두께 추정값의 ccdf와 네 가지 손실함수를 이용하여 결정한 최적 압밀층 두께를 연약지반설계에 적용한 바 있다.

본 연구에서는 지시자 방법을 이용하여 송도신도시에서 말뚝 지지층으로 사용되는 풍화토층 출현심도의 국부적 불확실성을 모델링 하고자 한다. 말뚝 지지층 심도에 대한 ccdf를 이용하여 말뚝 지지층 심도 분포를 추정하고자 하며, 이 결과를 정규크리깅 추정결과와 비교하여 신뢰성을 검증하고자 한다. 또한, 이러한 분석결과를 말뚝본수 결정에 활용한 예를 제시하고자 한다. 마지막으로 말뚝 지지층 심도의 ccdf와 손실함수를 이용하여 손실비용을 고려한 최적 말뚝 지지층 심도를 결정하고, 이를 말뚝본수 결정에 활용한 예를 제시하고자 한다.

2. 배경이론

2.1 베리오그램(Variogram)

지구통계학에서 내재가정을 만족하는 경우 식 (1)로 표현되는 베리오그램 및 베리오그램과 공분산의 관계식 (2)를 유도할 수 있다(Choi, 2007; Isaaks and Srivastava, 1989).

$$2\gamma(h) = \frac{1}{N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [z(x_i) - z(x_i + h)]^2 \quad (1)$$

$$\gamma(h) = \sigma^2 - Cov(h) \quad (2)$$

여기서, $2\gamma(h)$ 는 베리오그램, $\gamma(h)$ 는 반베리오그램(semivariogram), h 는 지연거리(lag distance) 또는 분리거리(separation distance), $N(h)$ 는 자료 쌍의 개수, $z(x_i)$ 는 임의의 위치 x_i 에서의 자료값, σ^2 은 자료의 분산, $Cov(h)$ 는 분리거리 h 만큼 떨어진 자료들의 공분산이다. 지구통계학에서는 계산의 편의성을 위해 전통적으로 반베리오그램을 사용하며 이를 베리오그램이라고도 한다. 베리오그램은 거리 h 만큼 이격된 두 자료들간의 차이를 제공한 것의 기대값이며, 거리가 가까운 자료값들이 유사한 경향을 보이므로 베리오그램은 자료의 거리가 가까울수록 작고 멀어질수록 크다(Kim et al., 2010a, 2010b).

크리깅을 이용하여 미조사 구간의 자료값을 예측하기 위해서는 모든 분리거리 h 에 대한 베리오그램 $\gamma(h)$ 가 필요하며, 이를 위해서는 주어진 자료로부터 계산된 실험적 베리오그램을 가장 잘 대표하는 이론적 베리오그램을 결정해야 한다. 이론적 베리오그램 모델로는 구형모델(spherical model), 지수모델(exponential model),

가우시안모델(gaussian model) 등이 있다. 베리오그램 모델은 앞에서 언급한 모델들을 독립적으로 또는 조합하여 사용하기도 하며, 실험적 베리오그램을 정확하게 나타내는 모델이 아니라 공간적인 자료의 구조를 적절하게 표현해 줄 수 있는 모델을 선택하는 것이 중요하다. 이론적 베리오그램은 너깃 C_0 , 문턱값($C+C_0$), 상관거리 a 의 세 모수를 이용하여 정의할 수 있다. 일반적으로 분리거리 h 가 0일 경우에는 자료값이 동일하므로 베리오그램은 0이 되어야 하나, 주어진 자료에 따라서는 0으로 수렴하지 않는 경우도 있다. 이를 너깃효과(nugget effect)라 하며 이러한 불연속의 크기를 너깃이라고 한다. 공간자료가 약한 불변성을 만족하게 되면 h 가 증가할 경우 분산이 특정한 값에 수렴하게 되며 이 경우의 분산을 문턱값이라고 부른다. 상관거리는 두 지점간의 상관관계가 거의 “0”이 될 때 해당되는 거리를 말하며, 문턱값이 얻어질 때의 거리가 상관거리로 정의될 수 있다. 일반적으로 상관거리보다 큰 거리에 있는 두 자료는 상관관계가 없는 것으로 간주한다(Choi, 2007; Kim, 2010a, 2010b; Isaaks and Srivastava, 1989; Journel and Huijbergts, 1978; Cressie, 1991).

2.2 정규크리깅(Ordinary kriging)

크리깅은 수학적 방법과 통계학적 방법을 통해 기지 자료들의 상관관계, 기지 자료와 예측될 지점의 값과의 상관관계, 자료분포의 경향성 등을 분석하여 현장 자료 특성이 반영된 값을 추정하는 방법이다. 정규크리깅은 관심지점에서의 값을 알기 위해 이미 값을 알고 있는 주위값들의 선형조합으로 식 (3)과 같이 미지값을 예측할 수 있으며, 오차분산은 식 (4)와 같이 표현된다.

$$z_{OK}^*(u) = \sum_{\alpha=1}^{n(u)} \lambda_{\alpha}^{OK}(u) z(u_{\alpha}) \quad (3)$$

$$\sigma_{OK}^2(u) = E[\{z(u) - z_{OK}^*(u)\}^2] \quad (4)$$

여기서, $z_{OK}^*(u)$ 는 위치가 알려진 u 지점에서의 예측값, $z(u_{\alpha})$ 는 위치 u_{α} 에서의 기지의 자료값, $\lambda_{\alpha}^{OK}(u)$ 는 기지의 자료값 $z(u_{\alpha})$ 에 할당되는 가중치, $\sigma_{OK}^2(u)$ 은 정규크리깅의 오차분산, $n(u)$ 는 크리깅 예측을 위하여 사용한 총 자료 수이다. 본 논문에서 사용한 정규크리깅은 가중치

결정을 위하여 예측값과 참값 사이의 오차가 최소가 되도록 하며 추정값이 편향되지 않아야 한다는 조건을 사용한다. 또한, 불편향 조건을 만족시키기 위해서 가중치 $\lambda_{\alpha}^{OK}(u)$ 의 합이 1이 되어야 한다는 조건을 추가로 사용한다.

2.3 지시자크리깅(Indicator kriging)

지구통계학에서 불확실성은 식 (5)와 같이 특정 위치 u 에서 미지값 $z(u)$ 를 확률변수 $Z(u)$ 로 간주하여 특정값 z 보다 작을 확률인 조건부 누적분포함수(ccdf) $F(u; z | (n))$ 를 통하여 모델링 된다(Goovaerts, 1997; Park, 2010).

$$F(u; z | (n)) = \text{Prob}\{Z(u) \leq z | (n)\} \quad (5)$$

여기서, (n) 은 추정하고자 하는 위치에 인접한 n 개의 측정값 $z(u_{\alpha})$ 이다.

지시자 방법은 원 자료의 비선형 변환에 이론적 기반을 두고 있다(Journel, 1983). 지시자 방법에서는 측정값을 분석자가 정한 K 개의 임계값(threshold value)에 따라 K 개의 지시자 값들로 변환한다. 식 (6)과 같이 측정 지점의 자료값이 특정 임계값 z_k 보다 작거나 같으면 1로, 크면 0을 가지도록 지시자 변환(indicator transform)을 수행한다.

$$i(u_{\alpha}; z_k) = \begin{cases} 1 & \text{if } z(u_{\alpha}) \leq z_k \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad k = 1, \dots, K \quad (6)$$

식 (6)을 이용하여 지시자 변환된 변수들에 대해 실험적 베리오그램을 구한 후 이 결과를 이용하여 베리오그램 모델을 결정한다. 또한, 베리오그램 모델을 이용하여 지시자크리깅을 K 개의 임계값에 대하여 수행하면 일련의 임계값 z_k 에 대한 조건부 확률을 식 (7)과 같이 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} [i(u; z_k)]^* &= [F(u; z_k | (n))]^* = \text{Prob}\{Z(u) \leq z_k | (n)\}^* \\ &= \sum_{\alpha=1}^{n(u)} \lambda_{\alpha}(u; z_k) i(u_{\alpha}; z_k) \end{aligned} \quad (7)$$

여기서, $n(u)$ 는 지시자크리깅에 사용된 지시자 자료의 수이며, $\lambda_{\alpha}(u; z_k)$ 는 지시자 $i(u_{\alpha}; z_k)$ 에 할당되는 가중치이다.

지시자크리깅은 임계값별로 수행되기 때문에 확률의 일반적인 특성인 다음 2가지 조건을 만족시키지 않을 수도 있다(Deutsch and Journal, 1998; You, 1995).

$$0 \leq [F(u; z_k | (n))]^* \leq 1 \quad (8)$$

$$[F(u; z_{k'} | (n))]^* \leq [F(u; z_k | (n))]^*, \quad z_{k'} < z_k \quad (9)$$

이러한 순서위반 문제와 관련해서 첫 번째 조건(식 (8))은 0보다 작거나 1보다 큰 추정값은 0과 1로 재조정하여 해결할 수 있다. 두 번째 조건(식 (9))은 ccdf값의 상향, 하향 보정 결과의 평균값을 통해 만족시킬 수 있다(Deutsch and Journal, 1998). 이와 같이 지시자크리깅을 통해 결정한 임계값별 조건부 확률을 통해 ccdf를 구성하여 값을 알지 못하는 위치 u 에서의 불확실성을 확률론적으로 표현할 수 있다. 특정 임계값 z_c 보다 클 확률은 ccdf를 이용하여 식 (10)과 같이 계산할 수 있다.

$$\text{Prob}\{Z(u) > z_c\} = 1 - F(u; z_c | (n)) \quad (10)$$

지반공학에서의 일반적인 관심은 측정되지 않은 위치에서의 예측과 그 예측값의 불확실성을 함께 평가하는 것이다. 연구지역에서 미측정 위치에서의 예측값은 일반적으로 ccdf의 기대값(E-type estimate) 또는 평균값이며, 식 (11)과 같이 계산된다.

$$z_E^*(u) = \int_{-\infty}^{+\infty} z \, dF(u; z | (n)) \approx \sum_{k=1}^{K+1} \bar{z}_k \cdot [F(u; z_k | (n)) - F(u; z_{k-1} | (n))] \quad (11)$$

여기서, z_k 는 K 개의 임계값, z_0 와 z_{K+1} 은 자료값 z 의 최소값과 최대값, $\bar{z}_k$ 는 구간 (z_{k-1}, z_k) 사이의 평균이다. $\bar{z}_k$ 는 구간 (z_{k-1}, z_k) 사이의 내삽모델에 따라서 변하며, 내삽모델로 선형모델을 사용할 경우 $\bar{z}_k = (z_{k-1} + z_k)/2$ 이다. 특정 위치 u 에서 ccdf를 알고 있기 때문에 예측값 즉, ccdf의 기대값의 불확실성은 식 (12)로 표현되는 조건부 분산 $\sigma^2(u)$ 으로 평가할 수 있다.

$$\sigma^2(u) = \int_{-\infty}^{+\infty} [z - z_E^*(u)]^2 \cdot f(u; z | (n)) \, dz \approx \sum_{k=1}^{K+1} [\bar{z}_k - z_E^*(u)]^2 \cdot [F(u; z_k | (n)) - F(u; z_{k-1} | (n))] \quad (12)$$

2.4 손실함수(Loss function)

지구통계학에서는 앞에서 산정한 추정값의 ccdf와 손실함수, $L(\cdot)$ 를 이용하여 손실을 최소로 하는 최적 추정값 $z_L^*(u)$ 를 결정한다. 손실함수는 어떤 손실과 관련된 영향을 평가하기 위해서 사용되며, 그 손실의 특성을 나타낸다(Journal, 1984; Srivastava, 1987). 현장조건에 따라서 다양한 손실함수를 정의할 수 있으며, 식 (13)은 비대칭 선형손실함수이다.

$$L(e(u)) = \begin{cases} \omega_1 \cdot e(u) & \text{for } e(u) \geq 0 \text{ (overestimation)} \\ \omega_2 \cdot |e(u)| & \text{for } e(u) < 0 \text{ (underestimation)} \end{cases} \quad (13)$$

여기서, 양의 상수 ω_1 과 ω_2 는 각각 과대평가지와 과소평가지의 상대영향계수이며, $e(u)$ 는 추정오차이다. 식 (11)과 같은 비대칭 선형 손실함수를 사용할 경우의 최적 추정값 $z_L^*(u)$ 는 ccdf의 p 백분위수(p-quantile)이며, 식 (14)와 같이 산정할 수 있다(Journal, 1984; Goovaerts, 1997).

$$z_L^*(u) = q_p(u) = F^{-1}(u; p | (n)) \quad \text{with } p = \frac{\omega_2}{\omega_1 + \omega_2} \in [0, 1] \quad (14)$$

3. 연구위치 및 자료

본 논문의 연구대상지역은 인천광역시에 위치한 송도신도시이며, 분석영역은 1~4공구(2.8km×3.4km)이다(Fig. 1). 송도신도시는 Fig. 2에서 볼 수 있듯이 표고(elevation)가 약 E.L+7m인 지표면으로부터 매립층, 퇴적층, 풍화토, 풍화암, 기반암이 차례대로 분포하고 있으며, 퇴적층은 실트질 점토층 및 모래층이 번갈아 분포하고 있다.

송도신도시에서는 항타 강관말뚝 설계 시 말뚝의 지지층으로 풍화토층을 선택하고 있다. 따라서 설계 시 말뚝의 길이를 추정하기 위해서는 풍화토층 출현심도를

Fig. 1. Location of study site: (a) location of Songdo, (b) Study area (Section 1~4)

Fig. 2. Geological profile

알아야 한다. 본 논문에서는 풍화토층 출현심도 및 추정 결과의 불확실성을 지구통계학적 기법을 사용하여 평가하였다. 풍화토층은 Table 1에서 볼 수 있듯이 E.L.-36.7m ~ -8.6m (평균 E.L.-26.0m)의 범위에서 출현하는 것으로 분석되었다. 풍화토층 출현심도는 일반적으로 육지에 인접한 북동쪽보다는 남서쪽이 깊은 것으로 나타났다(Fig. 3). 본 논문에서는 추정값의 신뢰성을 검증하기 위해 잭나이프(jackknife) 방법을 사용하였다. 잭나이프 방법은 전체자료를 검증자료(test data)와 추정자료(prediction data)로 구분하여 검증자료 위치에서의 값을 추정자료를 이용하여 예측한 후 이를 검증자료와 비교하여 그 정확성을 평가하는 방법이다. 따라서 총 702개의 시추조사자료를 231개의 검증자료와 471개의 추정자료로 구분하였으며, 각각의 위치는 Fig. 4와 같다.

Table 1. Statistics for elevation of weathered soil (471 prediction data)

Parameters	Statistics
No. of samples	471
Mean	E.L.-26.0m
Standard deviation	3.4m
Minimum	E.L.-36.7m
Lower quartiles	E.L.-28.1m
Median	E.L.-25.9m
Upper quartiles	E.L.-23.5m
Maximum	E.L.-8.6m

Fig. 3. Elevation of weathered soil (symbol plot)

Fig. 4. Location of test and prediction data

4. 풍화토층 출현심도의 ccdf 결정

지시자크리깅을 이용하여 풍화토층 출현심도의 ccdf를 결정하기 위해서는 측정자료를 이용하여 지시자 변환과 베리오그램 모델링을 수행해야 한다. 임계값은 여러 기준에 따라 결정될 수 있으며 대개는 자료수와 물리적 의미에 따라 결정된다. 특정 임계값이 물리적 의미가 있을 때는 이를 그 임계값으로 사용할 수 있다. 특별한 의미가 없을 경우에는 각 임계값에 따라 지시자 변환의 변화가 비슷하도록 결정한다. 유의할 점은 임계값을 너무 많이 사용하지 않는다는 것이며, 대부분 3에서 9개의 임계값을 사용한다(Choi, 2007). 본 논문에서는 임계값의 특별한 물리적 의미가 없어 지시자 변환을 위한 임계값은 백분위수 9개(10%, 20%, ..., 90%)로 설정하였으며, 각각의 임계값별로 실험적 지시자 베리오그램을 산

Fig. 5. Variogram modeling of indicator transformation (x: distance, h, y: variogram γ)

정한 후 이 결과를 이용하여 베리오그램 모델을 결정하였다. Fig. 5는 9개의 임계값에 대해 변환된 측정자료의 베리오그램 모델링 결과이며, 각 임계값에 따른 지시자 베리오그램 모델과 매개변수는 Table 2에 제시하였다. 1번째 임계값에 대한 이론적 베리오그램은 너깃모델, 지수모델 및 구형모델의 조합으로 모델링하였다. 2~8 번째 임계값에 대한 베리오그램은 너깃모델과 두 개의 구형모델의 조합으로, 9번째 임계값에 대한 베리오그램은 너깃모델과 하나의 구형모델의 조합으로 모델링하였다.

임계값별로 베리오그램 모델링을 수행한 후 정규지

시자크리깅(ordinary indicator kriging)을 수행하여 분석 영역의 미조사 위치에서 임계값별 조건부 확률을 Fig. 6과 같이 계산함으로써 각 위치에서의 ccdf를 결정하였다. 본 논문에서는 분석영역을 50m×50m의 격자로 나눈 후 각 위치에서 ccdf를 산정하였으며, 지시자크리깅 수행 시 국부적인 풍화토층 출현심도의 변동성을 고려하기 위해 예측위치 주변의 15개 측정값을 사용하였다 (Kim et al., 2010). 또한, 본 논문에서 사용한 임계값 이외의 모든 풍화토층 출현심도에서 ccdf값을 산정하기 위해 내삽 및 외삽을 수행하였으며, 내삽 및 외삽 모델로 선형 모델을 이용하였다.

Fig. 6. Indicator kriging results for each threshold values

Table 2. Parameters of indicator variogram model

Threshold (value)	Model	Parameters		
		C_0	C_0+C	a
1 (-30.6m)	Nugget	0.0408	—	—
	Exponential	—	0.102	377.7
	Spherical	—	1.396	3800.4
2 (-29.0m)	Nugget	0.0977	—	—
	Spherical	—	0.656	3799.9
	Spherical	—	0.968	3800.5
3 (-27.6m)	Nugget	0.1374	—	—
	Spherical	—	0.500	3800.4
	Spherical	—	1.614	3800.5
4 (-26.7m)	Nugget	0.343	—	—
	Spherical	—	0.217	3785.6
	Spherical	—	1.579	3800.5
5 (-25.9m)	Nugget	0.397	—	—
	Spherical	—	0.108	2750.4
	Spherical	—	1.704	3521.2
6 (-25.0m)	Nugget	0.404	—	—
	Spherical	—	0.491	949.4
	Spherical	—	0.713	3503.9
7 (-24.0m)	Nugget	0.301	—	—
	Spherical	—	0.469	214.7
	Spherical	—	0.588	1860.0
8 (-23.0m)	Nugget	0.376	—	—
	Spherical	—	0.610	208.1
	Spherical	—	0.152	781.1
9 (-22.1m)	Nugget	0.815	—	—
	Spherical	—	1.113	118.3

Fig. 7은 송도신도시의 두 위치(location #1, #2, Fig. 3참조)에서의 지시자크리깅으로부터 얻어진 ccdf이다. Location #1의 경우 주변에 일정한 값들이 모여 있어 이 위치에서의 ccdf는 특정 값에서 급격하게 증가하는 경향을 보이고 있으나 location #2의 경우에는 주변에 크기가 다른 값들이 존재하고 있어 상대적으로 ccdf가 완

Fig. 7. Example of ccdf

만하게 증가하는 경향을 보이고 있다. 이러한 경향으로 location #1이 location #2에 비해 예측의 불확실성이 작음을 알 수 있다. Ccdf의 형태에 따른 불확실성 정보는 일반적인 크리깅기법이 제시하는 크리깅 분산과는 차별화된 정보이다. 특정 위치의 추정값에 대한 크리깅 분산은 추정하고자 하는 위치가 측정값들의 위치로부터 멀어질수록 측정값들의 크기 및 분포와는 상관없이 커지는 경향을 보인다. 반면, 지시자크리깅을 통해 ccdf를 추정할 경우에는 예측값의 추정뿐만 아니라 전술한 바와 같이 ccdf의 모양을 통해 예측에 수반되는 불확실성의 정도를 파악할 수 있다.

5. Ccdf 추정결과와 활용

5.1 풍화토층 출현심도의 공간적 분포

지시자크리깅으로 산정한 ccdf의 평균(식 (9))을 이용하여 풍화토층 출현심도의 공간적 분포를 추정하였다. 지시자크리깅으로 추정한 풍화토층 출현심도의 신뢰성을 검증하기 위하여 정규크리깅으로 추정한 결과와 비교해 보았다. 정규크리깅으로 풍화토층 출현심도의 분포를 추정하기 위해서는 측정자료를 이용하여 실험적 베리오그램과 베리오그램 모델을 결정해야 한다. 풍화토층 출현심도에 대한 실험적 베리오그램(점선)과 베리오그램 모델(실선)은 Fig. 8과 같으며, 베리오그램 모델로는 구형모델을 사용하였다. 구형모델의 너짓, 문턱값 및 상관거리는 각각 1.36, 20.2, 3,190m이다. Fig. 9(a)와 9(b)는 각각 정규크리깅과 지시자크리깅으로 추정한 풍화토층 출현심도의 공간적 분포이다. Fig. 9에서 볼 수 있듯이 육지에서 먼 3, 4공구가 육지에 인접한 1, 2공구보다 상대적으로 풍화토층 출현심도가 깊은 것으로 나

Fig. 8. Experimental and theoretical variogram of elevation of weathered soil

Fig. 9. Spatial distribution of elevation of weathered soil: (a) OK(ordinary kriging), (b) IK(indicator kriging)

타났다. 송도신도시의 1, 2공구와 3, 4공구의 풍화토층 출현심도는 각각 E.L.-8m~30m, E.L.-25m~35m의 범위에 분포하는 것으로 분석되었다.

크리깅 기법을 포함한 대부분의 추정방법들은 일반적으로 큰 값은 작게 작은 값은 크게 추정하는 경향을 보이며, 이를 *smoothing effect*라고 한다. Fig. 10은 동일한 위치에서의 실제값과 추정값을 도시한 결과이며, 완벽한 추정일 경우 실제값과 추정값이 동일하므로 자료들은 점선에 위치하게 된다. 완벽한 추정일 경우 두 자료의 회귀선의 기울기는 1이 되나 *smoothing effect*를 보일 경우에는 1보다 작게 된다. Fig. 10에서 볼 수 있듯이 정규모크리깅과 지시자크리깅으로 추정한 값들이 대부분 점선 주위에 집중적으로 분포하므로 추정값의 신뢰성이 비교적 높은 것으로 판단된다. 두 방법으로 추정한 값과 실제값의 회귀선의 기울기는 0.75로 동일한 것으로 나타났다. 따라서 두 방법은 거의 유사한 *smoothing effect*를 보이는 것으로 분석되었다. 정량적 지표인 MAE (Mean Absolute Error)와 MSE(Mean Squared Error)를

이용하여 두 추정방법의 신뢰성을 검증하였다. 그 결과 Table 3에서 볼 수 있듯이 두 추정결과 모두 MAE, MSE 값이 매우 작을 뿐만 아니라 거의 유사한 것으로 나타났다. 따라서 두 방법으로 산정한 풍화토층 출현심도는 신뢰성이 높은 것으로 판단된다.

전술한 바와 같이 풍화토층은 설계 시 말뚝의 지지층으로 사용된다. 송도신도시의 경우 말뚝시공을 위해 10m 정도 터파기를 수행하며, 이는 대략 E.L.-3m 정도의 깊이이다. 따라서 풍화토층 출현심도가 E.L.-18~(-)33m, E.L.-33~(-)48m 범위에 있을 경우에는 15m 길이의 말뚝 사용시 각각 2본 및 3본의 말뚝이 필요하다. Fig. 11은 지시자크리깅으로 추정한 풍화토층 출현심도의 분

Table 3. Reliability of estimate result

Kriging technique	MAE, m	MSE, m ²
OK	1.148	2.632
IK	1.182	2.643

Fig. 10. Comparison result of the estimates and true values: (a) OK, (b) IK

Fig. 11. Required number of pile for study area (indicator kriging)

포(Fig. 10(b))를 이용하여 추정된 위치별 필요말뚝본수이며, 2본 및 3본이 필요한 영역은 각각 전체 영역의 97.2%와 2.8%로 분석되었다. 따라서 송도신도시 대부분의 영역은 말뚝을 풍화토층까지 시공하기 위해서 2본의 말뚝이 필요하며, 3, 4공구 일부 영역에서는 3본의 말뚝이 필요한 것으로 분석되었다.

5.2 풍화토층 출현심도의 불확실성 평가

분석영역 내의 각 위치에서 풍화토층 출현심도 추정값의 ccdf를 이용하여 풍화토층 출현심도가 특정값 이상 또는 이하일 확률을 산정하였다. Fig. 12는 풍화토층 출현심도가 E.L-33m보다 깊을 확률의 분포이다. Fig. 12에서 볼 수 있듯이 3, 4공구는 풍화토층 출현심도가 E.L-33m보다 깊게 분포할 확률이 0.30~0.61인 것으로 분석되었다. 따라서 3, 4공구는 풍화토층까지 말뚝을 시공하기 위해서 3본의 말뚝을 사용해야 할 가능성이 높다고 할 수 있다. 1, 2공구는 풍화토층 출현심도가 E.L-33m보다 깊게 분포할 확률이 0에 가까운 것으로 나

Fig. 12. Probability that elevation of weathered soil is greater than E.L-33m

타났다. 따라서 1, 2공구 대부분의 영역은 풍화토층까지 말뚝을 시공하기 위해서 2본이 필요할 가능성이 매우 높다.

풍화토층 출현심도 추정값의 ccdf와 손실함수를 이용하여 손실을 최소화 하는 최적 추정값을 결정해 보았다. 본 논문에서는 설계 시 말뚝길이를 과소평가했을 경우 공사 시 큰 손실이 발생할 수 있다고 가정하였으며, 그 손실은 식 (11)과 같은 비대칭 선형손실함수를 따른다고 가정하였다. 과대평가 시와 과소평가 시의 상대영향계수로 각각 0.4와 0.6을 사용하였다. 지표면을 기준으로 측정한 심도(depth)를 이용하여 ccdf를 결정했을 경우의 최적 추정값은 ccdf의 60% 위치의 값(0.6-quantile)이다. 그러나 본 논문에서는 음수로 표현되는 표고를 사용하여 ccdf를 결정하였으므로 최적 추정값은 ccdf의 40% 위치의 값(0.4-quantile)이다. Fig. 13은 본 논문의 가정하에서 산정한 풍화토층 출현심도의 최적 추정값 분포이다. 이 풍화토층 출현심도의 최적 추정값은 본 논문에서 가정한 손실함수의 특성 때문에 Fig. 9(b)의 지

Fig. 13. Optimal estimate of elevation of weathered soil

Fig. 14. Required number of pile for study area (indicator kriging and loss function)

시자크리깅으로 추정된 풍화토층 출현심도보다 깊다. Fig. 14는 Fig. 13의 결과를 이용하여 추정된 위치별 필요말뚝본수이며, 2본 및 3본이 필요한 영역은 각각 74.8%와 25.2%으로 분석되었다. 손실함수를 고려하지 않았을 경우(Fig. 11)에는 3본이 필요한 영역은 2.8%였으나 추정결과의 불확실성과 손실함수를 고려하였을 경우에는 25.2%의 영역에 3본의 말뚝이 필요한 것으로 분석되었다.

6. 요약 및 결론

본 논문에서는 송도신도시 풍화토층 출현심도의 국부적 불확실성 모델링을 지시자 방법을 이용하여 수행하였다. 이러한 분석결과를 이용하여 풍화토층 출현심도의 공간적 분포를 추정하였다. 또한, 불확실성 추정결과와 손실함수를 이용하여 손실비용을 최소화 하는 최적 풍화토층 출현심도를 추정하였으며, 이 결과를 이용하여 위치별 필요말뚝본수를 산정해 보았다.

본 논문에서는 9개의 임계값(백분위수 10%, 20%, ..., 90%)별로 베리오그램 모델링을 수행한 후 정규지시자 크리깅으로 미조사 위치에서 임계값별 조건부 확률을 계산함으로써 송도신도시의 풍화토층 출현심도 추정값에 대한 ccdf를 제시하였다. 이와 같이 산정한 ccdf의 기대값을 이용하여 송도신도시 풍화토층 출현심도의 공간적 분포를 추정하였으며, 추정결과의 신뢰성을 검증한 결과 smoothing effect가 크지 않고 MAE, MSE의 값이 매우 작아 추정결과의 신뢰성이 높은 것으로 나타났다. 또한, ccdf의 기대값으로 추정된 풍화토층 출현심도는 정규크리깅으로 추정된 결과와 매우 유사한 것으로 분석되었다.

Ccdf는 추정값의 불확실성을 나타내 주는 정보를 가지고 있으므로 이를 이용하여 풍화토층 출현심도가 특정값 이상 또는 이하일 확률을 산정할 수 있었다. 송도신도시 3, 4공구는 풍화토층 출현심도가 E.L-33m보다 깊게 분포할 확률이 0.30~0.61인 것으로 분석되었으며, 1, 2공구는 0에 가까운 것으로 나타났다. 풍화토층 출현심도 추정값의 ccdf와 손실함수를 이용하여 손실을 최소화 하는 최적 추정값을 결정할 수 있었다. 본 논문에서는 비대칭 선형손실함수를 따른다고 가정하였으며, 과대평가지와 과소평가지의 상대영향계수로 각각 0.4와 0.6을 사용하였다. 추정의 불확실성(ccdf)과 손실함수를 고려했을 경우 풍화토층 출현심도의 최적 추정값

은 지시자크리깅으로 추정된 풍화토층 출현심도보다 깊은 것으로 나타났으며, 말뚝 2본 및 3본이 필요한 영역은 각각 74.8%와 25.2%으로 분석되었다. 손실함수를 고려하지 않았을 경우에는 3본이 필요한 영역은 2.8%였다.

이와 같이 추정의 불확실성을 나타내는 ccdf를 산정할 경우 정규크리깅 추정결과와 같은 신뢰성 높은 추정값의 분포를 얻을 수 있었다. 또한, 추정의 불확실성과 손실비용을 함께 고려할 경우 추정의 문제로 인하여 발생 가능한 손실비용을 최소화 하는 설계를 수행할 수 있음을 확인할 수 있었다.

감사의 글

본 연구는 포스코건설의 “송도 매립지반 지반조사자료 DATABASE 구축 및 압밀침하량 평가” 연구과제의 일부분으로 수행되었으며, 이에 깊은 감사를 드립니다.

참 고 문 헌

1. Kim, D. H., Ryu, D. W., Choi, Y. M., and Lee, W. J. (2010a), “Application of Kriging and Inverse Distance Weighting Method for the Estimation of Geo-Layer of Songdo Area in Incheon”, *Journal of Korean Geotechnical Society(KGS)*, Vol.26, No.1, pp.5-19.
2. Kim, D. H., Ryu, D. W., Lee, J. H., Choi, I. G., Kim, J. K., and Lee, W. J. (2010b), “Comparative Studies of Kriging Methods for Estimation of Geo-Layer Distribution of Songdo International City in Incheon”, *Journal of Korean Geotechnical Society(KGS)*, Vol.26, No.5, pp.57-64.
3. Kim, D. H., Ryu, D. W., Choi, Y. H., Park, J. G., and Lee, W. J. (2011), “Influence of Loss Function on Determination of Optimal Thickness of Consolidating Layer for Songdo New City”, *Journal of Korean Geotechnical Society(KGS)*, Vol.27, No.8, pp.54-61.
4. Kim, H. T., Lee, H. J., Kim, Y. U., Kim, J. h., and Kim, H. S. (2002), “Prediction of Long-term Settlement in the Big Reclamation Site Using GIS”, *Journal of Korean Geotechnical Society(KGS)*, Vol.18, No.2, pp.107-121.
5. Ryu, D. W., Kim, T. K., and Heo, J. S. (2003), “A Study on Geostatistical simulation Technique for the Uncertainty Modeling of RMR”, *Tunnel & Underground*, Vol.13, No.2, pp.87-99.
6. Park, N. W. (2010), “Application of Indicator Geostatistics for Probabilistic Uncertainty and Risk Analyses of Geochemical Data”, *Journal of Korean Earth Science Society*, Vol.31, No.4, pp.301-312.
7. Sun, C. G. (2009), “Seismic Zonation on Site Responses in Daejeon by Building Geotechnical Information System Based on Spatial GIS Framework”, *Journal of Korean Geotechnical Society(KGS)*, Vol.25, No.1, pp.5-19.

8. Lee, H. J., Park, S. W., Yoo, S. D., and Kim, H. T. (2004), "An Estimation of Long-term Settlements in the Large Reclamation Site and Determination of Additional Sampling Positions Using Geostatistics and GIS", *Journal of Korean Geotechnical Society(KGS)*, Vol.20, No.2, pp.131-141.
9. You, K. H. (1993), "A Geostatistical Study Using Qualitative Information for Tunnel Rock Binary Classification-I. Theory-", *Journal of Korean Geotechnical Society(KGS)*, Vol.9, No.3, pp.61-65.
10. You, K. H. (1995), "A Geostatistical Study Using Qualitative Information for Multiple Rock Classification-I. Theory-", *Journal of Korean Geotechnical Society(KGS)*, Vol.11, No.2, pp.71-77.
11. You, K. H. (1998), "A Geostatistical Study Using Qualitative Information for Multiple Rock Classification-II. Application", *Journal of Korean Geotechnical Society(KGS)*, Vol.14, No.1, pp.29-35.
12. You, K. H. (2003), "An Estimation Technique of Rock Mass Classes for a Tunnel Design", *Journal of Korean Geotechnical Society(KGS)*, Vol.19, No.5, pp.319-326.
13. Yoon, G. L., Lee, K. W., Chae, Y. S., and You, K. H. (2005), "Uncertainty Analysis of Soft Ground Using Geostatistical Kriging Method", *Journal of Korean Geotechnical Society(KGS)*, Vol.21, No.3, pp.5-17.
14. Chun, S. H., Sun, C. G., and Chung, C. K. (2005), "Application of Geostatistical Method for Geo-Layer Information", *Journal of Korean Society of Civil Engineers*, Vol.25, No.2C, pp.103-115.
15. Choi, J. G. (2007), *Geostatistics*, Sigma Press, Seoul.
16. Baise, L. G., Higgins, R. B., and Brankman, C. M. (2006), "Liquefaction hazard mapping-Statistical and spatial characterization of susceptible units", *Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering*, Vol.132, No.6, pp.705-715.
17. Chiasson, P., Lafleur, J., Soulie, M., and Law, K. T. (1994), "Characterizing spatial variability of a clay by Geostatistics", *Canadian Geotechnical Journal*, 32, pp.1-10.
18. Cressie, N. A. C. (1991), *Statistics for Spatial data*, John Wiley & Sons, Inc., New York.
19. Deutsch, C. V., and Journel, A. G. (1998), *GSLIB: Geostatistical Software Library and User's Guide*, Oxford University Press, New York, USA.
20. Goovaerts, P. (1997), *Geostatistics for Natural Resources Evaluation*, Oxford University Press, New York.
21. Isaaks, E. H. and Srivastava, R. M. (1989), *Applied Geostatistics*, Oxford University Press, New York.
22. Jaksa, M. B., Kaggwa, W. S., and Brooker, P. I. (1993), "Geostatistical modeling of the spatial variation of the shear strength of a stiff, overconsolidated clay", *Probabilistic methods in geotechnical engineering*, Balkema, Rotterdam, pp.185-194.
23. Journel, A. G. and Huijbregts, C. J. (1978), *Mining Geostatistics*: Academic Press, London.
24. Journel, A. G. (1983), "Non-parametric estimation of spatial distributions", *Mathematical Geology*, 15, pp.445-468.
25. Journel, A. G. (1984), "Mad and conditional quantile estimator", In G. Verly, M. David, A.G. Journel, and A. Marechal, editors, *Geostatistics for Natural Resources Characterization*, Vol.2, pp.261-270.
26. Lee, H. J., Park, S. W., Yoo, S. D., and Kim, H. T. (2004), "An Estimation of Long-term Settlements in the Large Reclamation Site and Determination of Additional Sampling Positions Using Geostatistics and GIS", *Jour. of the KGS*, Vol.20, No.2, pp.131-141.
27. Parsons, R. L., and Frost, J. D. (2002), "Evaluating site investigation quality using GIS and Geostatistics", *Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering*, Vol.128, No.6, pp.451-461.
28. Sitharam, T. G. (2007), "Spatial variability of SPT data using ordinary and disjunctive kriging", *ISGSR2007 First International Symposium on Geotechnical Safety & Risk*, pp.253-264.
29. Soulie, M., Montes, P., and Silvestri, V. (1990), "Modelling spatial variability of soil parameters", *Canadian Geotechnical Journal*, 27(5), pp.617-630.
30. Srivastava, R. M. (1987), "Minimum variance and maximum profitable?", *CIM Bulletin*, 80(901), pp.63-68.
31. Sun, C. G., Chun, S. H., and Chung, C. K. (2008), "Spatial GIS-Based seismic zonation for regional estimation of site effects at Seoul metropolitan area", *Proceedings of Second Japan-Korea Geotechnical Engineering Workshop*, Tokyo, Japan, pp.115-122.
32. You, K. H. (1995), "A solution for order relation problems in multiple indicator kriging", *Journal of the Korean Geotechnical Society, KGS*, Vol.11, No.3, pp.17-26.

(접수일자 2011. 9. 30, 심사완료일 2012. 11. 11)