송도신도시 압밀층 두께의 국부적 불확실성 평가

Local Uncertainty of Thickness of Consolidation Layer for Songdo New City

김 동 휘¹ Kim, Dong-Hee

류 동 우² Ryu, Dong-Woo

채 영 호³ Chae, Young-Ho

이 우 진⁴ 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 study the assessment of the local uncertainty of prediction for the thickness of the consolidation layer was performed by using the indicator approach. A conditional cumulative distribution function (ccdf) was first modeled, and then E-type estimates and the conditional variance were computed for the spatial distribution of the thickness of the consolidation layer. These results could be used to estimate the spatial distribution of secondary compression and to assess the local uncertainty of secondary compression for Songdo New City.

요 지

압밀층 두께와 같은 지층 변수들은 공간적인 분포 추정 자체도 중요하지만 추정에 수반되는 불확실성을 정량적으로 평가하는 것도 중요하다. 본 연구에서는 송도신도시 압밀층 두께 추정결과의 국부적 불확실성을 지시자 방법을 이용하여 평가하였다. 지시자 방법을 이용하여 작성한 각 위치에서의 조건부 누적분포함수의 평균을 이용하여 송도신도시 압밀층 두께의 공간적 분포를 추정하였으며, 추정결과의 불확실성은 조건부 분산을 이용하여 평가할 수 있었다. 이러한 분석결과는 송도신도시 이차압축침하량의 공간적 분포추정과 추정결과의 불확실성 평가에 활용할 수 있었다.

Keywords : Geostatistics, Indicator approach, Indicator kriging, Local uncertainty, MultiGaussian approach

1. 서 론

연약지반상에 계획된 대규모 해안 매립지반의 설계를 위해서는 연약지반의 공간적 분포를 추정해야 한다. 이러한 광범위한 지역의 연약지반 분포를 추정하기 위해서는 일부 지점에서 수행된 시추조사결과를 이용하여 하는 경우가 대부분이다. 따라서 역거리가중치법 및 크리깅 등의 공간분포 추정방법들을 사용하여 미시추 지점을 포함한 분석대상 전체의 지층분포를 추정해야

한다. 그러나 미시추 지점에서의 지층분포를 추정하는 과정에는 불확실성이 수반되며, 이러한 추정결과의 불확실성은 연약지반 설계결과에 영향을 미치게 된다. 따라서 연약지반 분포의 추정과 함께 불확실성의 분석이 연약지반 설계를 위해 필요하다.

연약지반 두께 및 심도 등의 변수의 공간적 분포 추정 및 추정결과의 불확실성 분석에 지구통계학(geostatistics)은 유용한 방법들을 제공한다. 지구통계학은 지역화 변수(regionalized variable)의 개념을 도입하여 조건부 누

1 정회원, SK건설 Infra기술팀 과장 (Member, Manager, Infrastructure Engineering Team, SK E&C)

2 한국지질자원연구원 지구환경연구본부 선임연구원 (Senior Researcher, KIGAM)

3 고려대학교 건축·사회환경공학부 석사과정 (Graduate Student, School of Civil, Environmental and Architectural Engrg, Korea Univ.)

4 정회원, 고려대학교 건축·사회환경공학부 교수 (Member, Prof., School of Civil, Environmental and Architectural Engrg, Korea Univ., woojin@korea.ac.kr, 교신저자)

* 본 논문에 대한 토의를 원하는 회원은 2012년 7월 31일까지 그 내용을 학회로 보내주시기 바랍니다. 저자의 검토 내용과 함께 논문집에 게재하여 드립니다.

적분포함수(conditional cumulative distribution function, ccdf)의 계산을 통해 예측과 관련된 불확실성을 정량적으로 평가할 수 있다(Goovaerts, 1997; Deutsch와 Journel, 1998; 류동우 등, 2003). 국내 지반공학분야에서는 유광호(2003) 등이 터널 설계를 위한 암반등급 산정에 국부적 불확실성 평가방법을 적용한 바 있다. 지구통계학은 국부적 불확실성 모델링을 위해 모수적 방법(parametric approach)과 비모수적 방법(non-parametric approach)을 사용하며, 모수적 방법과 비모수적 방법으로는 각각 다중 가우시안 방법(MultiGaussian approach)과 지시자 방법(indicator approach)이 대표적이다(유광호, 1993; 유광호, 1995; Goovaerts, 1997; Deutsch와 Journel, 1998; 유광호, 1998; 박노옥, 2010).

본 연구에서는 송도신도시 암밀층 두께의 국부적 불확실성 모델링을 다중 가우시안 방법과 지시자 방법을 이용하여 수행하였다. 또한, 지시자 방법을 이용하여 작성한 송도신도시 암밀층 두께의 ccdf를 이용하여 암밀층 두께분포를 추정하였으며, 이러한 분석결과를 암밀침하량 추정에 활용한 예를 제시하였다.

2. 국부적 불확실성 평가방법

지구통계학에서 불확실성은 식 (1)과 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; 박노옥, 2010).

$$F(u; z | (n)) = \text{Prob}\{Z(u) \leq z | (n)\} \quad (1)$$

여기서, (n) 은 추정하고자 하는 위치에 인접한 n 개의 측정값 $z(u_\alpha)$ 를 나타내며, α 는 측정값의 위치이다. 지구통계학에서 예측값의 불확실성을 평가하기 위해서는 누적분포함수 $F(u; z | (n))$ 를 결정해야 한다.

2.1 다중 가우시안 방법

측정자료를 대칭분포인 정규분포로 변환시키는 방법으로 로그변환이 많이 사용된다. 그러나 로그변환을 통해 완전한 대칭 분포인 정규분포를 얻을 수 없다. 지구통계학에서는 측정자료를 완전한 정규분포로 변환하기 위해서 정규점수변환(normal score transform)을 수행한다. 정규점수변환은 원 자료를 크기순으로 배열하여 얻

어지는 누적분포함수를 평균 0, 분산 1인 표준정규분포에 일대일 대응시킴으로써 원 자료의 분포모양에 상관없이 원 자료의 분포를 표준정규분포로 변환하는 방법이다(Goovaerts, 1997; Deutsch와 Journel, 1998).

다중 가우시안 방법은 정규점수변환된 자료 $y(u_\alpha)$ 에 대하여 단순크리깅(Simple Kriging, SK)으로 산정한 위치 u 에서의 예측값 $y^*_{SK}(u)$ 와 단순크리깅 분산(SK variance) $\sigma_{SK}(u)$ 를 식 (2)에 대입하여 누적분포함수를 결정한다. 따라서 예측값이 식 (3)으로 정규점수변환된 y 값보다 작거나 클 확률을 식 (2)를 이용하여 산정할 수 있다.

$$[G(u; y | (n))]^*_{SK} = G\left(\frac{y - y^*_{SK}(u)}{\sigma_{SK}(u)}\right) \quad (2)$$

$$y(u) = \phi(z(u)) \quad (3)$$

여기서, $G(\cdot)$ 는 표준정규 누적분포함수, $\phi(\cdot)$ 는 정규점수변환함수이다.

다중 가우시안 방법은 분석영역 내에서의 자료값이 정규확률집합체(Gaussian random field)를 따른다는 가정 하에서 예측값의 불확실성을 평가한다. 그러나 다중 가우시안 방법은 정규확률집합체 가정하에서 크리깅을 적용하더라도 그 확률집합체가 정규확률집합체임을 확인할 수 없는 단점이 있다. 또한, 크리깅 분산은 자료값이 아닌 사용자료의 배치(data configuration)에 영향을 받는 특성이 있으므로 불확실성 추정에 한계가 있다(Journel과 Huijbregts, 1978; Goovaerts, 1997; 류동우 등, 2003; 유광호, 2003). 다중 가우시안 방법을 이용한 미지값의 불확실성 평가순서는 다음과 같이 요약할 수 있다. 먼저 식 (3)을 이용하여 자료값을 정규점수로 변환(normal score transform)한다. 정규점수를 이용하여 실험적 베리오그램 및 베리오그램 모델을 결정하며, 이 결과를 이용하여 단순크리깅으로 추정하고자 하는 위치에서의 추정값과 분산을 결정한다. 다음 단계에서는 추정값과 분산을 이용하여 식 (2)의 표준정규 누적분포함수를 작성한다. 이 표준정규 누적분포함수를 이용하여 미지값이 특정값 이상 또는 이하일 확률을 평가한다(Goovaerts, 1997; Deutsch와 Journel, 1998).

2.2 지시자 방법

비모수적 방법인 지시자 방법은 원 자료의 비선형 변환에 이론적 기반을 두고 있다(Journel, 1983). 지시자

방법에서는 각각의 자료값 즉, 측정값을 분석자가 정한 K개의 임계값(threshold value)에 따라 K개의 지시자 값들로 변환한다. 식 (4)와 같이 측정 지점의 자료값이 특정 임계값 z_k 보다 작거나 같으면 1로, 크면 0을 갖도록 지시자 변환(indicator transform)을 수행한다.

$$i(u_\alpha; z_k) = \begin{cases} 1 & \text{if } z(u_\alpha) \leq z_k \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad k=1, \dots, K \quad (4)$$

식 (4)로 얻은 지시자 변환된 변수들을 이용하여 실험적 베리오그램을 구한 후 이 결과를 이용하여 베리오그램 모델을 결정한다. 또한, 베리오그램 모델을 이용하여 지시자 크리깅(indicator kriging)을 K개의 임계값에 대하여 수행하면 일련의 임계값 z_k 에 대한 조건부 확률을 식 (5)와 같이 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} [i(u; z_k)]^* &= [F(u; z_k | (n))]^* = \text{Prob}\{Z(u) \leq z_k | (n)\}^* \\ &= \sum_{\alpha=1}^{n(u)} \lambda_\alpha(u; z_k) i(u_\alpha; z_k) \end{aligned} \quad (5)$$

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

지시자 크리깅은 임계값별로 수행되기 때문에 확률의 일반적인 특성인 다음 2가지 조건을 만족시키지 않을 수 있다(Deutsch와 Journel, 1998; You, 1995; 박노옥, 2010).

$$0 \leq [F(u; z_k | (n))]^* \leq 1 \quad (6)$$

$$[F(u; z_{k'} | (n))]^* \leq [F(u; z_k | (n))]^*, \quad z_{k'} < z_k \quad (7)$$

이러한 순서위반(order violation) 문제와 관련해서 첫 번째 조건(식 (6))은 0보다 작거나 1보다 큰 추정값은 0과 1로 재조정하여 해결할 수 있다. 두 번째 조건(식 (7))은 ccdf값의 상향, 하향 보정 결과의 평균값을 통해 만족시킬 수 있다(Deutsch와 Journel, 1998; 박노옥, 2010).

이와 같이 지시자 크리깅을 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 (8)과 같이 간단히 계산할 수 있다.

$$\text{Prob}\{Z(u) > z_c\} = 1 - F(u; z_c | (n)) \quad (8)$$

지반공학에서의 일반적인 관심은 측정되지 않은 위치에서의 예측과 그 예측값의 불확실성을 함께 평가하는 것이다. 연구지역에서의 미측정 위치에서의 예측값은 일반적으로 ccdf의 기대값(E-type estimate) 또는 평균값이며, 식 (9)와 같이 계산된다.

$$\begin{aligned} z_E^*(u) &= \int_{-\infty}^{+\infty} z \, dF(u; z | (n)) \\ &\approx \sum_{k=1}^{K+1} \bar{z}_k \cdot [F(u; z_k | (n)) - F(u; z_{k-1} | (n))] \end{aligned} \quad (9)$$

여기서, z_k 는 K개의 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 내삽모델(interpolation model)에 따라서 변하며, 내삽모델로 선형모델(linear model)을 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 (10)으로 표현되는 조건부 분산(conditional variance) $\sigma^2(u)$ 으로 평가할 수 있다(Goovaerts, 1997; Deutsch와 Journel, 1998).

$$\begin{aligned} \sigma^2(u) &= \int_{-\infty}^{+\infty} [z - z_E^*(u)]^2 \cdot f(u; z | (n)) \, dz \\ &\approx \sum_{k=1}^{K+1} [\bar{z}_k - z_E^*(u)]^2 \cdot [F(u; z_k | (n)) - F(u; z_{k-1} | (n))] \end{aligned} \quad (10)$$

3. 분석대상 지반

인천광역시 연수구에 위치한 송도신도시는 표고(elevation)가 약 E.L+7m인 지표면으로부터 매립층, 퇴적층, 풍화토, 풍화암, 기반암이 차례대로 분포하고 있으며, 퇴적층은 실트질 점토층 및 모래층이 번갈아 분포하고 있다. 퇴적층 상부에 분포하는 평균 N값 5인 실트질 점토층에서 압밀침하가 발생할 것으로 판단되며, 이 층의 분포에 대한 불확실성을 지구통계학적 기법을 사용하여 평가하였다. 송도신도시 분석영역(1~4공구, 2.8km×3.4km) 및 분석에 사용한 시추공 위치는 각각 그림 1(a), (b)와 같다. 분석에 사용한 시추자료는 1~4공구 내의 총 676개 시추공으로부터 얻은 것이다.

4. 압밀층 두께분포 예측 및 불확실성 평가

4.1 다중 가우시안 방법

다중 가우시안 방법이 분석자료들의 확률집합체가

그림 1. (a) 연구 지역; (b) 시추공 위치

그림 2. 정규점수변환 이전 및 이후 압밀층 두께의 히스토그램

정규확률집합체임을 확인할 수 없고, 크리깅 분산은 자료값이 아닌 사용자자료의 배치에 영향을 받는 특성이 있어 불확실성 추정에 한계가 있음을 앞에서 언급하였다. 그러나 이러한 한계에도 그 사용의 간편함으로 많은 분야에 적용되고 있어(Goovaerts, 1997) 본 논문에서는 지시자 방법과 함께 다중 가우시안 방법으로도 송도신도시 압밀층 두께의 국부적 불확실성을 평가해 보았다.

다중 가우시안 방법을 적용하기 위해서는 우선 압밀층 두께를 정규점수로 변환해야 한다. 압밀층 두께의 히스토그램 및 통계량과 정규점수변환 결과는 각각 그림 2(a) 및 2(b)와 같다. 정규분포를 보이지 않는 압밀층 두께가 정규점수변환 후 평균 0, 표준편차 1인 표준정규분포를 보이는 것을 그림 2에서 확인 할 수 있다. 그림 2(a)에 압밀층 두께의 평균(mean), 표준편차(SD), 최소값(min), 최대값(max), 자료범위(range) 및 중앙값(median)을 제시하였다. 압밀층 두께를 정규점수 변환한 후에는

그림 3. 압밀층 두께에 대한 정규점수의 실험적 베리오그램 및 베리오그램 모델

정규점수를 이용하여 실험적 베리오그램 및 베리오그램 모델을 결정해야 한다. 압밀층 두께에 대한 정규점수의 실험적 베리오그램(점선)과 베리오그램 모델(실선)은 그림 3과 같으며, 베리오그램 모델로는 구형모델을 사용하였다. 구형모델의 너깃(nugget, C_0), 문턱값(sill,

그림 4. 압밀층 두께의 정규점수 예측값과 크리깅 분산의 공간적 분포: (a) 정규점수; (b) 정규 점수 분산

그림 5. 임계값 15m 이상 압밀층 두께의 확률분포도

C+C₀) 및 상관거리(range, a)는 각각 0.36, 0.81, 280m이다. 그림 4(a), 4(b)는 단순크리깅으로 추정된 정규점수의 예측값과 크리깅분산의 공간적 분포이다. 본 논문에서는 분석영역을 50m×50m의 격자로 구분한 후 각각의 위치에서 정규점수를 추정하였다. 그림 4(a)에서 볼 수 있듯이 1공구 지역이 압밀층 두께가 가장 크기 때문에 압밀층 두께의 정규점수도 가장 크게 나타났다. 그림 4(b)는 크리깅 분산의 분포로 조사자료의 밀도가 낮은 위치에서 상대적으로 큰 크리깅 분산을 보이는 것으로 나타났다. 이는 전술한 바와 같이 크리깅 분산이 사용자료의 배치 및 밀도에 영향을 받기 때문이다.

압밀층 두께가 특정값 이상일 확률은 식 (2)와 (3)을 이용하여 평가하였다. 압밀층 두께의 특정값을 식 (3)을 이용하여 정규점수로 변환한 후 이 값을 식 (2)에 입력하여 분석위치에서의 예측값이 특정값보다 작을 확률을 계산한다. 또한, 이 확률을 1에서 빼면 특정값보다 클 확률을 계산할 수 있다. 그림 5는 압밀층 두께가 15m

보다 클 확률의 공간적 분포이다. 그림 5에서 볼 수 있듯이 1공구의 압밀층 두께가 15m 이상일 확률은 개략적으로 0.65~0.97의 범위를 보이며, 다른 구간에 비해 상대적으로 큰 것으로 나타났다. 따라서 1공구가 다른 구간에 비하여 큰 압밀침하가 발생할 가능성이 크다는 것을 알 수 있다.

4.2 지시자 방법

최근에는 다중 가우시안 방법의 단점 때문에 비모수적 방법인 지시자 방법이 불확실성 평가 방법으로 많이 채택되고 있다. 따라서 본 논문에서는 지시자 방법을 이용하여 송도신도시 압밀층 두께의 국부적 불확실성을 평가하고 평가결과의 활용 예를 제시하였다.

지시자 크리깅을 수행하기 전에 압밀층 두께 측정자료를 이용하여 지시자 변환과 베리오그램 모델링을 수행하였다. 지시자 변환을 위한 임계값은 백분위수 9개 (10%, 20%, ..., 90%)로 설정하였으며, 각각의 임계값별로 실험적 지시자 베리오그램을 산정한 후 이 결과를 이용하여 베리오그램 모델을 결정하였다. 그림 6은 9개의 임계값에 대해 변환된 측정자료의 베리오그램 모델링 결과이며, 임계값에 상관없이 공간적 상관성은 유지되는 것을 볼 수 있다. 표 1은 각 임계값에 따른 지시자 베리오그램 모델과 매개변수이다. 표 1에서 볼 수 있듯이 4번째 이상의 임계값(threshold 4~9)의 베리오그램 모델의 상관거리가 4번째 미만의 임계값(threshold 1~3)에서의 베리오그램 모델의 상관거리보다 큰 것으로 나타났다. 이는 4번째 임계값인 10.8m 이하의 압밀층 두께의 자료들의 상관성이 10.8m 이상의 압밀층 두께 자

그림 6. 1~9의 임계값에 대해 변환된 측정 자료의 베리오그램 모델 결과

표 1. 이론적 베리오그램 모델 매개 변수

Threshold value	Semivariogram model	Nugget(m ²)	Sill(m ²)	Range(m)
1(6.2m)	Spherical	0.3315	0.6615	180.53
2(8.9m)	Spherical	0.3417	0.7733	175.54
3(10.8m)	Spherical	0.5669	0.8417	194.31
4(12.1m)	Exponential	0.6100	0.9321	518.47
5(13.7m)	Exponential	0.5621	0.9864	592.29
6(15.1m)	Exponential	0.6065	1.0593	721.93
7(16.8m)	Exponential	0.6343	1.0702	453.62
8(18.1m)	Exponential	0.6892	1.1387	670.84
9(20.3m)	Exponential	0.6051	1.0144	386.69

료들의 상관성보다 상대적으로 작다는 것을 의미한다.

임계값별로 베리오그램 모델링을 수행한 후 정규지시자 크리깅(ordinary indicator kriging)을 수행하여 분석영역의 미조사 위치에서 임계값별 조건부 확률을 그림 7과 같이 계산함으로써 각 위치에서의 ccdf를 결정하였다. 지시자 방법에서도 다중 가우시안 방법에서도 같이 분석영역을 50m×50m의 격자로 나눈 후 각 위치에서 ccdf를 산정하였다. 지시자 크리깅 수행시 국부적인 압밀층 두께의 변동성을 고려하기 위하여 예측위치 주변의 15개 측정값을 사용하였다. 또한, 본 논문에서 사용

한 임계값 이외의 모든 압밀층 두께에서 ccdf값을 산정하기 위해 내삽 및 외삽을 수행하였으며, 내삽 및 외삽 모델로 선형 모델을 이용하였다.

그림 8은 분석대상 지역의 특정 두 위치(location #1, #2, Fig. 1(b))에서의 지시자 크리깅으로부터 얻어진 ccdf이다. Location #1은 측정지점과의 거리가 상대적으로 먼 곳에 위치하고 주변에 높고 낮은 값들이 분포하고 있는 위치이며, location #2는 location #1에 비하여 주변에 상대적으로 압밀층 두께가 일정한 값들이 몰려 있는 위치에 해당된다. Location #2의 경우 주변에 일정한 값

그림 7. 1-9 임계값의 정규지시자 크리깅 평가

들이 모여 있어 ccdf가 급격하게 증가하는 경향을 보이고 있으나 location #1의 경우에는 주변에 측정지점과의 거리가 멀고 크기가 다른 값들이 존재하고 있어 ccdf가 넓게 분포하고 있는 것을 관찰할 수 있다. 이러한 경향으로 location #2가 location #1에 비해 예측의 불확실성이 작음을 확인할 수 있다. 이러한 ccdf의 분포에 따른

불확실성 판단은 예측값과 크리깅 분산을 제시하는 일반적인 크리깅과는 차별화된 정보이다. 크리깅 분산은 측정값의 위치로부터 멀어질수록 측정값의 크기와 분포와는 상관없이 커지는 정보를 제공한다. 반면, 지시자 크리깅을 통해 ccdf를 추정할 경우에는 예측값의 추정뿐만 아니라 전술한 바와 같이 ccdf의 모양을 통해 예측

에 수반되는 불확실성의 정도를 파악할 수 있다.

이와 같이 분석영역 내의 각 위치에서 ccdf를 산정한 후 압밀층 두께가 특정값 이상 또는 이하일 확률을 산정하였다. 그림 9(a), (b)는 압밀층 두께가 각각 15m, 20m 보다 클 확률의 공간적 분포이다. 그림 9(a)에서 볼 수

그림 8. 분석 대상 지역 내 특정 두 위치의 조건부 누적분포함수

있듯이 1공구의 대부분의 위치에서 압밀층 두께가 15m 이상일 확률은 0.33~1.0의 범위를 보이고 있으며, 다른 구간에 비하여 큰 것으로 나타났다. 따라서 1공구가 다른 구간에 비하여 큰 압밀침하량이 발생할 가능성 크다고 예측할 수 있다. 압밀층 두께가 20m 이상일 확률은 1공구 일부 지역에서 0.50 이상인 것으로 나타났으나 대부분의 지역에서는 매우 낮은 확률을 보이는 것으로 나타났다.

그림 10(a), (b)는 각각 식 (9)와 (10)을 이용하여 계산된 송도신도시 압밀층 두께의 공간적 분포도와 이러한 예측과 관련된 조건부 분산 분포도를 나타내고 있다. 송도신도시의 압밀층 두께는 그림 10(a)에서 볼 수 있듯이 1공구가 가장 두꺼운 것으로 나타났으며, 2, 4공구가 상대적으로 작은 것으로 나타났다. 그림 10(b)의 조건부 분산 분포도에서는 유사한 압밀층 두께의 값들이 분포하고 있는 곳, 특히 두꺼운 압밀층이 분포하고 있는 1공구 및 3공구 일부 지역과 얇은 압밀층이 분포하고 있는

그림 9. 지시자 접근법을 통한 확률분포도: (a) 임계값 15m: (b) 임계값 20m

그림 10. 압밀층 두께의 공간적 분포도: (a) 압밀층 두께의 E-type 평가: (b) 조건부 분산 분포도

2공구와 4공구 일부 지역이 상대적으로 조건부 분산이 작은 것으로 나타났다. 그러나 주변에 두꺼운 압밀층과 얇은 압밀층이 분포하는 2공구 상부와 3공구 하부는 상대적으로 조건부 분산이 큰 것으로 나타났다. 예측값의 불확실성을 나타내는 지표로 조건부 분산 이외에 IQR (interquartile range)을 사용하기도 하며, 그림 11은 송도 신도시 압밀층 두께의 IQR 분포이다. IQR은 전체 자료 중 75% 위치에 있는 값에서 25% 위치에 있는 값을 뺀 것이다. IQR이 클수록 자료의 분산이 크므로 예측값의 불확실성이 크다는 것을 의미한다. 그림 11에서 볼 수 있듯이 그림 10(b)의 조건부 분산 분석결과에서 불확실성이 크게 나타난 구간이 그림 11의 IQR 분포에서도 불확실성이 큰 것으로 나타났다. 이와 같이 지시자 크리깅을 이용하여 분석 영역 내의 각 위치에서 ccdf를 산정할 경우 예측값뿐만 아니라 예측값과 관련된 불확실성도 함께 평가할 수 있다.

그림 11. 압밀층 두께의 Interquartile range(IQR)

5. 설계활용

전 절에서는 분석대상 지반의 각 위치별로 지시자 방법으로 결정한 ccdf의 평균을 이용하여 그림 10(a)와 같은 압밀층 두께 분포를 추정하였다. 이와 같은 분석영역 전체의 지층분포 자료는 해안매립지반에서의 압밀침하 분포 추정에 활용할 수 있다. 본 논문에서는 그림 10(a)의 압밀층 두께 분포를 이용하여 송도신도시의 이차압축침하량의 분포 및 불확실성을 평가해 보았다. 이차압축침하량은 Mesri와 Godlewski(1977)가 제안한 C_a/C_c 방법을 사용하여 산정하였다. 이 방법에서는 이차압축지수 C_a 를 압축지수 C_c 와 C_a/C_c 의 곱으로 표현한 식 (11)을 이용하여 최종압밀하중에 의존하는 이차압축침하량을 추정할 수 있다.

$$S_c = \frac{(C_a / C_c) \times C_c}{1 + e_{EOP}} H_0 \log \frac{t_f}{t_p} \quad (11)$$

여기서, H_0 는 압축되는 지반의 두께, t_p 는 일차압밀이 종료되는 시점, t_f 는 일차압밀 종료 후 이차압축침하를 추정하고자 하는 시간, e_{EOP} 는 1차압밀이 완료된 시점의 간극비이다. 김동휘 등(2010)의 연구결과에 의하면 송도신도시의 C_a/C_c 는 0.0337 값을 보이고 있으며, 이는 Mesri와 Castro(1987)가 제안한 비유기질 점토에 대한 C_a/C_c 값의 범위인 0.04 ± 0.01 와 유사한 것으로 나타났다. 또한, $C_c/(1+e_0)$ 와 t_p 결정에 필요한 압밀계수 c_v 는 각각 0.122와 $0.00622 \text{ cm}^2/\text{sec}$ 의 값을 보이는 것으로 조사되었다(김동휘 등, 2010).

본 논문에서는 3년 이내에 일차압밀이 완료된다고 가정 한 후 50년 경과 후의 이차압축침하량 분포를 산정하였다. 그림 12와 13은 각각 50년 후 송도신도시의 이차

그림 12. 50년 이후 이차압축침하량 분포

그림 13. 50년 이후 이차압축침하량의 IQR 분포

압축침하량 분포와 이차압축침하량의 IQR 분포이다. 그림 12에서 볼 수 있듯이 국내 장기침하량 기준인 100mm를 초과하는 영역이 일부 발생하는 것으로 나타났으나 전체 면적의 1% 정도로 매우 적은 면적인 것으로 나타났다. 또한, 그림 9에서 볼 수 있듯이 유사한 압밀층 두께의 값들이 분포하고 있는 지역, 특히 두꺼운 압밀층이 분포하고 있는 1공구 지역이 상대적으로 다른 지역에 비하여 IQR이 작으므로 예측한 이차압축침하량의 불확실성이 적은 것으로 나타났다. 또한, IQR과 같은 불확실성 분석결과는 추가 시추조사를 결정하는 근거로 활용될 수 있다. 즉, 이차압축침하량 추정결과의 불확실성이 큰 지역은 추가 시추조사를 수행하여 추정결과의 불확실성을 감소시킬 수 있다. 이와 같이 지시자 방법으로 분석영역의 각 위치에서 압밀층 두께의 ccdf를 산정할 경우 침하량의 평균 분포뿐만 아니라 그 예측값의 불확실성을 추정할 수 있는 것으로 나타났다.

6. 요약 및 결론

지층분포자료와 같은 변수들은 공간적인 분포 추정 자체도 중요하지만 추정에 수반되는 불확실성을 정량적으로 추정하는 것이 중요하다. 본 연구에서는 송도신도시 압밀층 두께의 국부적 불확실성 모델링을 다중 가우시안 방법과 지시자 방법을 이용하여 수행하였으며, 지시자 방법을 이용하여 작성한 송도신도시 압밀층 두께의 ccdf를 이용하여 압밀층 두께분포를 추정하였다. 또한, 이러한 분석결과를 이차압축침하량 추정에 활용한 예를 제시하였다.

송도신도시 압밀층 두께 분포는 정규분포를 보이지 않아 다중 가우시안 방법을 적용하기 위해서는 정규점수변환이 필요한 것으로 나타났다. 압밀층 두께의 정규점수의 베리오그램 모델로 구형모델을 사용하였으며, 구형모델의 너깃, 문턱값 및 상관거리는 각각 0.36, 0.81, 280m로 분석되었다. 다중 가우시안 방법에서는 분석 영역 각 위치에서의 크리깅 추정값과 분산을 이용하여 결정한 누적분포함수로 압밀층 두께가 특정값 이상일 확률을 평가할 수 있었다.

지시자 방법을 사용하기 위해 압밀층 두께 측정자료를 9개의 임계값(백분위수 10%, 20%, ..., 90%)을 사용하여 지시자 변환을 수행하였다. 각각의 임계값별로 베리오그램 모델링을 수행한 결과 첫 번째부터 세 번째 임계값과 네 번째부터 아홉 번째 임계값에 대해 변환된

측정자료의 베리오그램 모델은 각각 구형모델과 지수모델이 적합한 것으로 나타났다. 또한, 네 번째 이상의 임계값의 베리오그램 모델의 상관거리가 네 번째 미만의 임계값에서의 베리오그램 모델의 상관거리보다 큰 것으로 나타났다. 이는 10.8m 이하의 압밀층 두께의 자료들의 상관성이 10.8m 이상의 압밀층 두께 자료들의 상관성보다 상대적으로 작다는 것을 의미한다. 각각의 임계값별로 베리오그램 모델링을 수행한 후 정규지시자 크리깅을 수행하여 분석영역의 미조사 위치에서 임계값별 조건부 확률을 계산함으로써 각 위치에서의 ccdf를 결정할 수 있었다. 각 위치에서의 ccdf를 이용하여 송도신도시 압밀층 두께의 공간적 분포뿐만 아니라 추정결과의 불확실성을 조건부 분산과 IQR을 이용하여 평가하였다. 이러한 분석결과를 이용하여 송도신도시 이차압축침하량의 공간적 분포를 추정한 결과 국내 장기침하량 기준인 100mm를 초과하는 영역이 일부 발생하는 것으로 나타났으나 전체 면적의 1% 정도로 매우 적은 면적인 것으로 나타났다. 또한, 유사한 압밀층 두께의 값들이 분포하고 있는 지역, 특히 두꺼운 압밀층이 분포하고 있는 1공구 지역이 상대적으로 다른 지역에 비하여 IQR이 작으므로 예측한 이차압축침하량의 불확실성이 적은 것으로 나타났다. 이와 같이 지시자 방법으로 분석영역의 각 위치에서 압밀층 두께의 ccdf를 산정할 경우 압밀침하량의 평균 분포뿐만 아니라 그 예측값의 불확실성을 추정할 수 있었다.

참 고 문 헌

1. 김동휘, 배경두, 고성권, 이우진 (2010), “확률론적 방법을 이용한 인천송도지반 이차압축침하량의 공간적 분포 평가”, *한국지반공학학회논문집*, 제26권 제9호, pp.25-35.
2. 박노옥 (2010), “지화학 자료의 확률론적 불확실성 및 위험성 분석을 위한 지시자 지구통계학의 응용”, *한국지구과학회지*, 제31권 제4호, pp.301-312.
3. 유광호 (1993), “이분적 터널 암반 분류를 위한 정성적 자료의 지구통계학적 연구 -I. 이론”, *한국지반공학학회논문집*, 제9권 제3호, pp.61-65.
4. 유광호 (1995), “다분적 암반분류를 위한 정성적 자료의 지구통계학적 연구 -I. 이론”, *한국지반공학학회논문집*, 제11권 제2호, pp.71-77.
5. 유광호 (1998), “다분적 암반분류를 위한 정성적 자료의 지구통계학적 연구 -II. 응용”, *한국지반공학학회논문집*, 제14권 제1호, pp.29-35.
6. 유광호 (2003), “터널 설계를 위한 암반등급 산정 기법에 관한 연구”, *한국지반공학학회논문집*, 제19권 제5호, pp.319-326.
7. 류동우, 김택곤, 허종석 (2003), “RMR의 불확실성 모델링을 위한 지구통계학적 시뮬레이션 기법에 관한 연구”, *터널과 지하공*

지, Vol.13, No.2, pp.87-99.

8. Deutsch, C. V., and Journel, A. G. (1998), GSLIB: Geostatistical Software Library and User's Guide, Oxford University Press, New York, USA.
9. Goovaerts, P. (1997), Geostatistics for Natural Resources Evaluation, Oxford University Press, New York.
10. Journel, A. G., and Huijbregts, C. J. (1978), Mining geostatistics: Academic Press, London.
11. Journel, A. G. (1983), "Non-parametric estimation of spatial distributions", *Mathematical Geology*, 15, pp.445-468.
12. Mesri, G. and Castro, A. (1987), "The C_u/C_c concept and K_0 during secondary compression", *Journal of Geotechnical Engineering*, ASCE, Vol.113, No.GT3, pp.230-247.
13. Mesri, G. and Godlewski, P. M. (1977), "Time and stress compressibility interrelationship", *Journal of Geotechnical Engineering*, ASCE, Vol.103, No.GT5, pp.417-430.
14. 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. 3. 4, 심사완료일 2011. 11. 1)