

압축지수의 추정방법이 압밀침하량의 공간적 분포특성에 미치는 영향

Influence of Estimation Method of Compression Index on Spatial Distribution of Consolidation Settlement

김 동 휘¹ Kim, Dong-Hee

류 동 우² Ryu, Dong-Woo

김 민 태³ Kim, Min-Tae

이 우 진⁴ Lee, Woo-Jin

Abstract

In order to investigate the effect of variation characteristics of compression index on the spatial distribution of consolidation settlement, this study presents the estimation methods of the distribution of consolidation settlement and compares the estimated settlements. When the variation of compression index is considerable, the ordinary cokriging is more reliable in estimating the compression index than ordinary kriging because smoothing effect of ordinary cokriging is smaller than that of ordinary kriging. The spatial distribution of consolidation settlement estimated by considering both the variation of compression index and void ratio (CASE-1) is different from that estimated by using the mean value of all soil properties (CASE-2). The settlement of CASE-1 shows the larger variation at short distances rather than that of CASE-2. Whereas the spatial settlement distribution of CASE-1 is affected by the spatial distributions of compression index as well as the thickness of consolidation layer, that of CASE-2 is significantly influenced by the distribution of consolidation layer thickness.

요 지

본 논문에서는 분석영역 내 압축지수 분포특성이 압밀침하량의 공간적 분포에 미치는 영향을 알아보기 위해, 압축지수의 분포특성을 고려한 압밀침하 추정방법을 제시하고 추정방법에 따른 압밀침하량 추정 결과를 비교해 보았다. 지반이 불균질한 경우에는 간극비를 이차변수로 이용한 정규공동크리깅이 신뢰할 수 있는 압축지수 추정결과를 제공하는 것으로 관찰되었으며 이는 감소된 smoothing effect로 인한 것이다. 압축지수와 간극비의 공간적 분포를 고려하는 경우(Case-1)와 모든 지반물성치의 평균값을 쓰는 경우(Case-2) 두 방법은 압밀침하량의 공간적 분포를 상당히 다르게 평가하며, Case-1이 Case-2에 비해 거리에 따른 압밀침하량의 변화가 상대적으로 큰 것으로 나타났다. Case-1의 경우 압밀침하의 공간적 분포는 압밀층 두께뿐만 아니라 압축지수의 분포에도 영향을 받는 반면 Case-2의 경우 압밀층의 두께 분포에 가장 큰 영향을 받는 것으로 나타났다.

Keywords : Cokriging, Compression index, Consolidation settlement, Cross-variogram

1 정회원, 고려대학교 건축·사회환경공학부 박사과정 (Member, Graduate Student, School of Civil, Environmental and Architectural Engrg., Korea Univ.)

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 2011년 4월 30일까지 그 내용을 학회로 보내주시기 바랍니다. 저자의 검토 내용과 함께 논문집에 게재하여 드립니다.

1. 서론

대규모 해안 매립지반은 압밀층의 두께, 성토높이 및 지반물성값들이 공간적으로 변하기 때문에 압밀침하량은 위치마다 다르다. 따라서 해안 매립지반의 압밀침하량을 공간적으로 추정하기 위해서는 압밀침하량 산정에 필요한 지층 및 지반정수들을 공간적으로 평가해야 한다.

시추조사는 한 위치에서의 지층분포를 깊이에 따라서 파악하므로 지층의 공간적인 분포는 시추조사자료들을 이용하여 추정할 수 있다. 시추조사자료가 없는 위치에서는 역거리가중치법과 크리깅 기법 등을 이용하여 지층분포를 추정할 수 있다. 일반적으로 비용 및 시간의 문제 때문에 각 시추위치의 다른 심도에서 얻은 시료에 대해 1~2회의 실내압밀시험을 수행함으로써 압밀침하량을 평가하기 위한 지반물성치를 산정한다. 연구대상 지반이 비교적 균질한 경우에는 다른 위치에서 얻은 지반정수들로부터 압밀침하량 추정을 위한 설계값을 결정할 수 있으며 일반적으로 평균값을 설계에 사용한다. 각각의 위치마다 측정값이 약간씩 다른 이유는 고유변동성과 측정오차로 설명할 수 있다(DeGroot와 Baecher, 1993; Phoon과 Kulhawy, 1999). 그러나 지반이 균질하지 않은 경우에는 각각의 위치에서 얻은 지반정수가 그 위치를 대표한다고 간주할 수 있으며, 지반정수의 공간적 분포를 추정하여 압밀침하량을 계산할 수 있다(Baecher와 Christian, 2003). 그러나 지반의 균질성 여부를 제한된 지반조사 결과만으로 판단하는 것은 매우 어렵다.

본 논문에서는 분석영역 내 압축지수의 분포특성이 압밀침하량의 공간적 분포에 미치는 영향을 분석하기 위해, 압축지수의 분포특성을 고려한 압밀침하 추정방법을 제시하고 그 결과를 비교하였다. 지반이 균질하지 않은 경우에는 압축지수의 공간적 분포 추정결과의 신뢰성을 높이기 위해 간극비를 이차변수로 이용한 정규공동크리깅을 적용하여 압축지수의 공간적 분포를 얻었다. 지반이 상대적으로 균질한 경우에는 지반물성치들의 평균값을 사용하여 압밀침하량을 산정하고 그 공간적 분포를 추정하였다. 또한, 각각의 방법으로 산정한 압밀침하량의 공간적 분포특성을 비교하였다.

2. 지층 및 지반정수분포 추정을 위한 지구통계학적 방법

크리깅은 자료의 공간적 분포와 그 분포특성을 이용하여 미지값을 추정하는 방법이다. 크리깅은 광산분야, 지질학, 기상학, 환경공학, 수자원 분야뿐만 아니라 지

반공학 분야에서도 널리 사용되고 있다(유광호, 1995; 유광호, 1998; 유광호, 2003; Jaksa 등, 1993; Chiasson 등, 1994; 김홍택 등, 2002; Lee 등, 2004; 윤길림 등, 2005; 천성호 등, 2005; 김동휘 등, 2010a). 베리오그램은 크리깅으로 값을 추정할 때 자료의 공간적 상관관계를 나타내는 척도이며, 일반적으로 조사자료를 이용하여 산정한 실험적 베리오그램으로 이론적 베리오그램을 결정한다. 사용하는 이론적 베리오그램 모델의 종류에 따라 동일한 조사값에 대해서도 크리깅의 적용결과가 달라지기 때문에 적정 베리오그램을 판단하는 것은 중요하다. 이론적 베리오그램 모델로는 구형(spherical), 지수(exponential), 가우시안(Gaussian) 모델 등이 있으며, 너깃 C_0 , 문턱값 $(C+C_0)$, 상관거리 α 의 세 모수를 이용하여 정의할 수 있다(최종근, 2007; Isaaks와 Srivastava, 1989; Journel과 Huijbergts, 1978; Cressie, 1991).

크리깅 추정자(kriging estimator)는 확률함수(random function) $Z(u)$ 를 취급하는 모델에 따라서 변하며, 확률함수 $Z(u)$ 는 잔차성분 $R(u)$ 와 경향성분 또는 평균 $m(u)$ 로 구분될 수 있다. 크리깅 기법은 $m(u)$ 를 고려하는 방법에 따라 단순크리깅, 정규크리깅, 일반크리깅 등으로 구분된다. 본 논문에서 사용한 정규크리깅은 추정값을 얻고자 하는 위치 u' 에 인접한 영역 $W(u)$ 내의 $m(u')$ 은 일정하나 알지 못한다고 가정한다. 정규크리깅은 이러한 가정 하에서 오차분산을 최소화 하는 가중치 λ_α^{OK} 를 구하여 식 (1)과 같은 기지 값의 선형조합으로 미지 값을 추정하는 방법이다. 가중치를 구하는 방정식을 크리깅 방정식이라고 하며, 정규크리깅의 크리깅 방정식은 식 (2)와 같다(Goovaerts, 1997; Isaaks와 Srivastava, 1989; Cressie, 1991).

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

$$\begin{cases} \sum_{\beta=1}^{n(u)} \lambda_\beta^{OK}(u) \gamma(u_\alpha - u_\beta) - \mu_{OK}(u) = \gamma(u_\alpha - u) \\ \alpha = 1, \dots, n(u) \\ \sum_{\beta=1}^{n(u)} \lambda_\beta^{OK}(u) = 1 \end{cases} \quad (2)$$

여기서, z_{OK}^* 는 정규크리깅 추정값, γ 는 베리오그램, $n(u)$ 는 조사자료(기지 값)의 수, u_α 와 u_β 는 자료의 위치, $\mu_{OK}(u)$ 는 라그랑지 파라메타(Lagrange parameter)이다.

단순크리깅, 정규크리깅, 일반크리깅은 한가지 변수의 선형조합으로 미지 값을 추정한다. 두 가지 이상 변수의

선형조합을 사용하여 자료가 없는 지점의 값을 예측하는 크리깅을 공동크리깅(cokriging)이라고 한다. 두 가지 이상의 변수와 정규크리깅의 가정을 사용하는 정규공동크리깅(ordinary cokriging, OCK)에서는 예측하고자 하는 변수를 주변수(primary variable), 주변수가 아닌 변수를 이차변수(secondary variable)라 한다. 본 논문에서의 주변수는 압축지수, 이차변수는 간극비이고, 주변수 $Z(u)$ 의 정규공동크리깅 추정자(estimator), $z_{OCK}^*(u)$ 는 다음 식 (3)과 같다.

$$z_{OCK}^*(u) = \sum_{\alpha=1}^{n(u)} \lambda_{\alpha}^{OCK}(u) z(u_{\alpha}) + \sum_{\alpha'=1}^{n'(u)} v_{\alpha'}^{OCK}(u) y(u_{\alpha'}) \quad (3)$$

여기서, λ_{α}^{OCK} 은 주변수 $z(u_{\alpha})$ 의 가중치, $n(u)$ 는 주변수의 자료 개수, $v_{\alpha'}^{OCK}$ 는 이차변수 $y(u_{\alpha'})$ 의 가중치, $n'(u)$ 는 이차변수의 자료 개수이다. 정규공동크리깅에서는 추정값과 참값 간의 오차가 최소가 되도록 하고 추정값이 편향되지 않아야 한다는 조건을 사용하여 가중치를 구하며, 정규공동크리깅의 크리깅 방정식은 식 (4)와 같다 (Goovaerts, 1998; 최종근, 2007).

$$\begin{cases} \sum_{\beta=1}^{n(u)} \lambda_{\beta}^{OCK}(u) \gamma_{ZZ}(u_{\alpha} - u_{\beta}) + \sum_{\beta'=1}^{n'(u)} v_{\beta'}^{OCK}(u) \gamma_{ZY}(u_{\alpha} - u_{\beta'}) \\ - \mu_Z^{OCK}(u) = \gamma_{ZZ}(u_{\alpha} - u) \quad \alpha = 1, \dots, n(u) \\ \sum_{\beta=1}^{n(u)} \lambda_{\beta}^{OCK}(u) \gamma_{YZ}(u_{\alpha'} - u_{\beta}) + \sum_{\beta'=1}^{n'(u)} v_{\beta'}^{OCK}(u) \gamma_{YY}(u_{\alpha'} - u_{\beta'}) \\ - \mu_Y^{OCK}(u) = \gamma_{YZ}(u_{\alpha'} - u) \quad \alpha' = 1, \dots, n'(u) \\ \sum_{\beta=1}^{n(u)} \lambda_{\beta}^{OCK}(u) = 1 \\ \sum_{\beta'=1}^{n'(u)} v_{\beta'}^{OCK}(u) = 0 \end{cases} \quad (4)$$

여기서, μ_Z^{OCK} 과 μ_Y^{OCK} 는 일차변수 Z 와 이차변수 Y 에 할당되는 라그랑지 파라메타이며, γ_{ZZ} , γ_{YY} 및 γ_{ZY} 는 각각 일차변수의 베리오그램, 이차변수의 베리오그램 및 일차변수와 이차변수의 교차베리오그램을 의미한다. 본 논문에서는 GAMMA DESIGN SOFTWARE 사의 GS+ 프로그램을 사용하였다.

본 연구에서는 크리깅 추정결과를 교차검증(cross validation)하였으며, 추정결과와 정확성을 정량적으로 평가하기 위해 비교 통계량을 사용하였다. 비교통계량으로는 추정값의 정확성을 평가하는 MAE(Mean Absolute Error), MSE(Mean Squared Error), 예측의 효율성(effectiveness)을 평가하는 G 값(goodness-of-prediction(G) measure)을 사용하였다. MAE, MSE는 계산 값이 작을수록 추정값이 정확하다는 것을 의미한다. G값이 “100”일 경우에는 완벽한 추정이라고 할 수 있으며, G값이 음수일 경우에는 자료의 평균을 추정자(predictor)로 사용하는 것보다 신뢰성이 없다는 것을 의미한다(Santra 등, 2008; 김동휘 등, 2010a).

3. 연구지역 및 분석자료

분석대상인 인천 송도지역은 지표면으로부터 매립층, 퇴적층, 풍화토, 풍화암이 분포하고 있다. 퇴적층에는 실트질 점토층 및 모래층이 번갈아 분포하며, 퇴적층 상부의 실트질 점토층에서 압밀침하가 주로 발생한다(김동휘 등, 2009a, 2009b, 2010b). 그림 1(a)에서 볼 수 있듯이 분석영역은 송도지역 1공구 및 3공구 일부분이다. 그림 1(b)는 본 연구에 사용된 압축지수와 간극비 데이터를 얻은 위치를 표기한 것으로, 주로 1공구와 3공구에

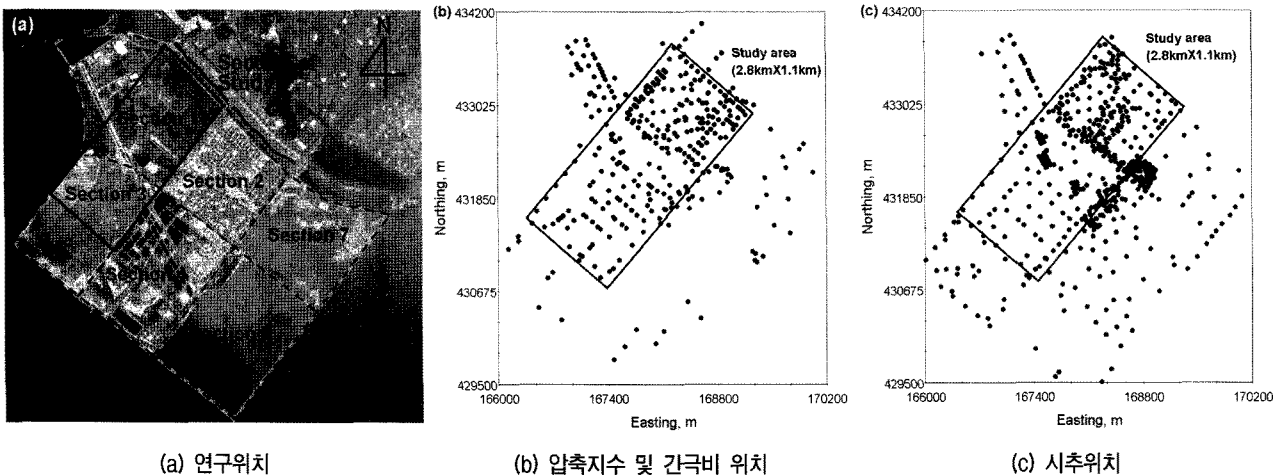


그림 1. 연구 및 분석자료 위치

집중되어 있다. 그림 1(c)는 지층분포 추정을 위한 시추 조사위치이다. 지층, 압축지수, 간극비에 대한 통계량 및 베리오그램 분석은 그림 1(b), (c)의 전체자료를 사용하였으며, 각각의 통계량은 표 1과 같다. 표 1에서 P25와 P75는 각각 25%, 75% 위치의 값을 의미한다.

4. 지층분포 추정

크리깅기법을 이용하여 송도지반의 지층분포를 추정하기 위해 먼저 베리오그램 분석을 수행하였다. 추정하고자 하는 세 지층의 실험적 베리오그램에 가장 적합한

구형, 지수 및 가우시안 모델의 모수(너짓, 문턱값, 상관거리)를 표 2와 같이 결정하였다. 구형, 지수 및 가우시안 모델을 이용하여 추정된 압밀층 출현심도, 압밀층 두께, 매립층 하부심도를 교차검증(cross validation)으로 신뢰성을 평가한 결과는 표 3과 같다. 표 3에서 볼 수 있듯이 세 지층 모두 MAE와 MSE는 구형모델이 지수 및 가우시안 모델보다 작으며, G값은 구형모델이 지수 및 가우시안 모델보다 큰 것으로 평가되었다. 이는 세 지층 모두 구형모델이 지수 및 가우시안 모델보다 상대적으로 신뢰성 높은 추정결과를 준다는 것을 의미한다. 따라서 본 논문에서는 구형모델을 이용하여 압밀층 출

표 1. 분석에 사용된 지층자료, 압축지수, 간극비의 통계량

Parameters	Consolidation layer		Fill	C _c	e ₀
	Thickness	Appearance elevation	Bottom elevation		
Number of samples	702	702	702	346	346
Mean	12.99	-2.01	-0.76	0.26	0.88
Standard deviation	5.77	3.56	2.02	0.09	0.11
Minimum	0	-20.94	-8.40	0.11	0.64
P25	9.20	-3.34	-1.88	0.20	0.81
Median	13.40	-1.60	-0.96	0.25	0.87
P75	17.50	-0.34	0.28	0.32	0.93
Maximum	26.70	5.40	5.93	0.52	1.28

표 2. 지층추정에 사용된 베리오그램 모델의 모수

Geo-layers	Semivariogram model	Nugget, m ²	Sill, m ²	Range, m
Appearance elevation of consolidation layer	Spherical	3.27	7.06	277
	Exponential	2.59	7.14	309
	Gaussian	3.55	7.10	229
Thickness of consolidation layer	Spherical	9.07	25.15	280
	Exponential	6.53	25.60	327
	Gaussian	11.48	25.17	239
Bottom elevation of fill	Spherical	2.10	3.50	635
	Exponential	2.00	4.00	1299
	Gaussian	2.20	3.50	500

표 3. 베리오그램 모델에 따른 지층추정 결과의 검증

Geo-layers	Semivariogram model	MAE, m	MSE, m ²	G
Appearance elevation of consolidation layer	Spherical	1.705	5.975	24.8
	Exponential	1.723	6.039	24.0
	Gaussian	1.746	6.166	22.4
Thickness of consolidation layer	Spherical	3.177	18.037	31.6
	Exponential	3.247	18.593	29.5
	Gaussian	3.255	18.687	29.1
Bottom elevation of fill	Spherical	1.264	2.953	15.2
	Exponential	1.274	3.023	13.2
	Gaussian	1.282	3.052	12.3

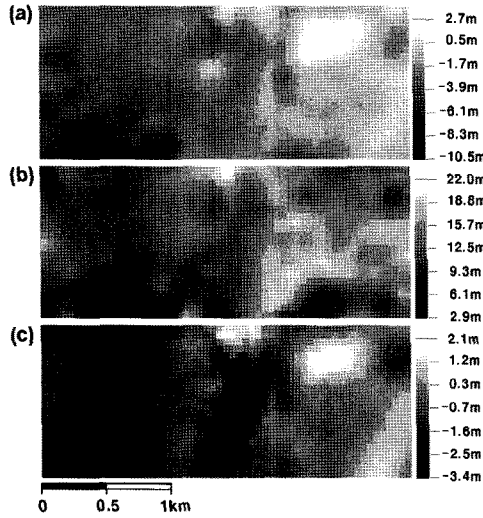


그림 2. 지층분포 추정결과: (a) 압밀층 출현심도(elevation), (b) 압밀층 두께, (c) 매립층 하부심도(elevation)

현심도, 압밀층 두께, 매립층 하부심도의 공간적인 분포를 추정하였으며, 그 결과는 그림 2와 같다. 본 논문에서는 분석영역을 50m 간격으로 나누어 총 1,311개의 위치에서 압밀층 출현심도 및 두께, 매립층 하부심도를 추정하였다.

그림 2(a)에서 볼 수 있듯이 1공구가 3공구에 비하여 압밀층이 빨리 출현하는 것으로 나타났다. 압밀층 두께는 그림 2(b)에서 볼 수 있듯이 1공구가 3공구에 비하여 더 두꺼운 것으로 나타났다. 매립층 하부심도는 그림 2(c)에서 볼 수 있듯이 3공구가 1공구에 비하여 더 깊게 분포하는 것으로 나타났다. 압밀층 두께는 압밀침하 산정공식에서 직접적으로 사용되며, 압밀층 출현심도 및 두께, 매립층 하부심도 모두는 압밀층 중심에서의 유효응력 산정에 사용된다. 또한, 매립층 하부심도는 하중의 증가량 산정에 사용된다.

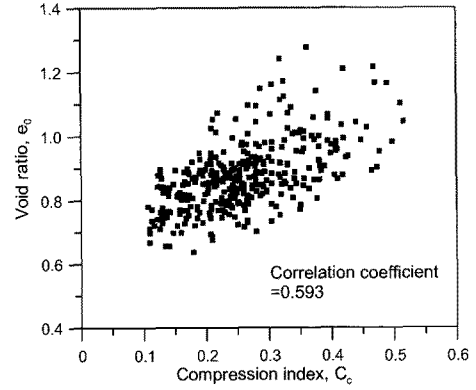


그림 3. 압축지수와 간극비의 관계

5. 압축지수의 공간적 분포

본 연구에서는 압축지수의 공간적인 분포를 추정하기 위하여 정규공통크리깅을 적용하였으며, 추정하고자 하는 압축지수를 주변수로 간극비를 이차변수로 사용하였다. 그림 3에 보이는 바와 같이 압축지수와 간극비는 상관관계가 있으며 상관계수는 0.593이다.

정규공통크리깅으로 압축지수의 공간적 분포를 추정하려면 주변수와 이차변수의 베리오그램, 그리고 두 변수간의 교차베리오그램이 필요하다. 그림 4(a), 4(b), 4(c)는 각각 압축지수와 간극비의 베리오그램 및 교차베리오그램을 나타내고 있다. 또한, 지층분포에서와 같이 각각의 압축지수 추정에 가장 적합한 이론적 베리오그램을 결정하기 위하여 구형, 지수 및 가우시안 모델을 이용하였으며, 각 모델들의 모수는 표 4와 같다. 압축지수와 간극비의 베리오그램 상관거리의 모델에 따라서 상이하며, 약 52~81m의 범위로 나타났다. 이는 지층들의 베리오그램 상관거리인 229~1,299m 보다 작은 것으로 나타났다. 이 결과로부터 압축지수와 간극비가 지층분포에 비하여 유사한 값이 연속되는 거리가 상대적으로

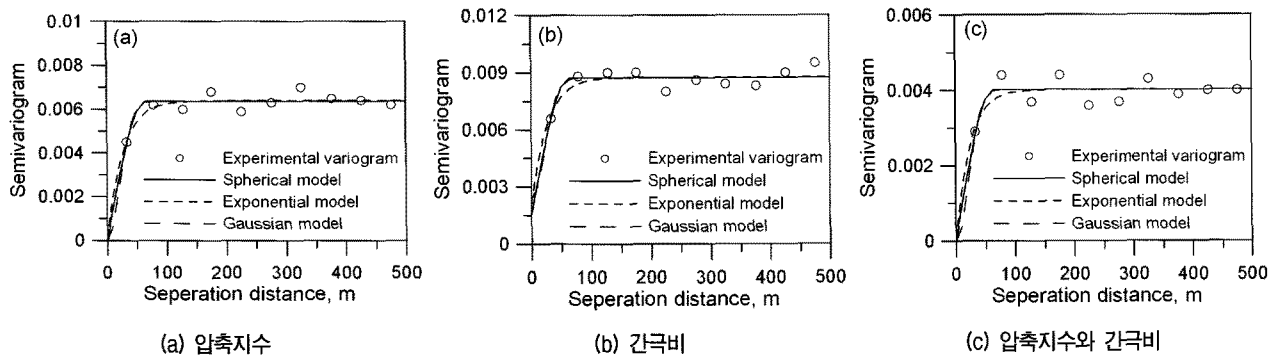


그림 4. 베리오그램

표 4. 베리오그램 및 교차베리오그램 모델의 모수

Semivariogram model	Variable	Nugget	Sill	Range, m
Spherical	Primary variable, C_c	0	0.00636	65
	Secondary variable, e_0	0.0015	0.00873	64
	Cross variogram	0	0.00402	64
Exponential	Primary variable, C_c	0	0.00640	81
	Secondary variable, e_0	0.0020	0.00877	81
	Cross variogram	0	0.00402	72
Gaussian	Primary variable, C_c	0	0.00636	52
	Secondary variable, e_0	0.0023	0.00873	54
	Cross variogram	0	0.00402	52

표 5. 압축지수의 정규크리깅과 정규공동크리깅 추정결과의 신뢰성 검증결과

Estimation method	Semivariogram model	MAE, m	MSE, m^2	G
Ordinary cokriging	Spherical	0.029	0.001	92.7
	Exponential	0.054	0.005	73.6
	Gaussian	0.058	0.005	69.5
Ordinary kriging	Spherical	0.067	0.007	60.1

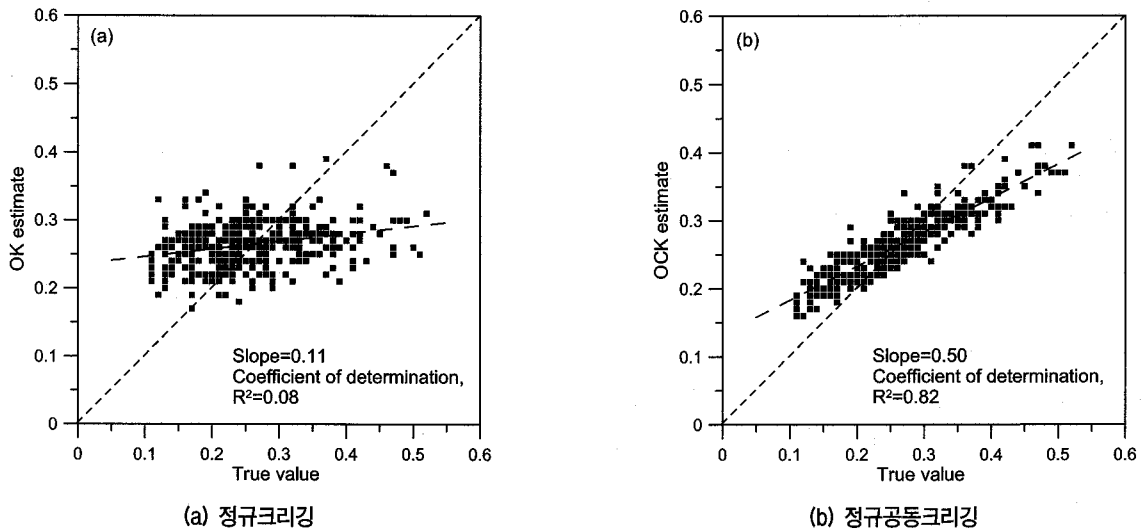


그림 5. 정규크리깅과 정규공동크리깅 검증결과

짧은 것을 알 수 있다.

구형, 지수 및 가우시안 모델을 이용한 정규공동크리깅 추정 결과의 신뢰성 검증 결과는 표 5와 같다. 표 5에서 볼 수 있듯이 MAE, MSE는 구형모델이 지수 및 가우시안 모델보다 작고 G값은 구형모델이 지수 및 가우시안 모델보다 큰 것으로 나타났다. 따라서 구형모델이 더 신뢰성 높은 압축지수 추정 결과를 준다고 할 수 있으므로 본 논문에서는 구형모델을 이용하여 추정한 압축지수의 공간적 분포를 압밀침하량 계산에 사용하였다.

그림 5(a)는 압축지수의 정규크리깅 추정값과 동일 위치에서의 실제 값을 교차검증을 통하여 비교한 결과

이다. 정규크리깅으로 추정한 결과는 대부분 압축지수의 평균인 0.26 근처에 분포하며, 추정값과 실제값 추세선의 기울기도 0.11로 매우 작다. 이와 같이 정규크리깅을 이용하여 압축지수를 추정한 결과는 smoothing effect가 매우 커 신뢰성이 떨어진다. Smoothing effect는 작은 값은 크게 큰 값은 작게 추정하는 경향을 의미하며, 크리깅 기법을 포함한 대부분의 추정기법에서 나타나는 현상이다. 그림 5(b)에 도시한 바와 같이 정규공동크리깅(구형모델 사용)으로 추정한 압축지수와 실제값에 대한 추세선의 기울기는 0.50으로 정규크리깅 추세선의 기울기인 0.11보다 크다. 이는 정규공동크리깅을 사용

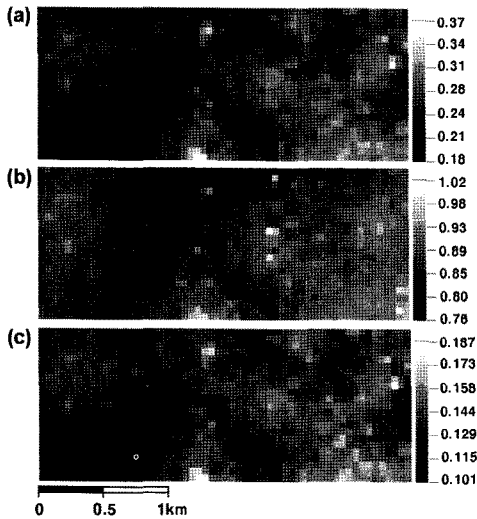


그림 6. 압축지수와 간극비 추정결과: (a) 압축지수, (b) 간극비, (c) $C_r / (1+e_0)$

하여 압축지수를 추정할 경우 smoothing effect가 크게 감소했음을 의미한다. 표 5는 두 방법의 추정결과를 MAE, MSE 및 G를 이용하여 정량적으로 평가한 것으로, 구형 모델을 사용한 정규공동크리깅으로 추정한 결과가 신뢰성이 높은 것으로 나타났다. 따라서 본 논문에서는 구형 모델을 사용한 정규공동크리깅으로 추정한 그림 6(a)의 압축지수의 공간적 분포로 압밀침하량을 추정하였다. 그림 6(b)는 간극비의 공간적인 분포추정결과이며, 그림 6(c)의 $C_r / (1+e_0)$ 는 그림 6(a)와 6(b)를 이용하여 추정하였다.

지층 두께 및 심도추정에서와 동일하게 분석영역을 50m 간격으로 나누어 총 1,311개 위치에서 압축지수 및 간극비를 추정하였다. 그림 6의 압축지수와 간극비는 그림 2의 지층 두께 및 심도에 비하여 가까운 위치에서도 값의 변화가 큰 것을 볼 수 있다. 이는 전술한 바와 같이 압축지수와 간극비의 베리오그램 상관거리(52~81m)

가 지층 두께 및 심도의 베리오그램 상관거리(229~1,299m)보다 작기 때문이다. 따라서 그림 6에서 볼 수 있듯이 압축지수와 간극비가 지층분포에 비하여 유사한 값이 연속되는 거리가 상대적으로 짧다. 압축지수와 $C_r / (1+e_0)$ 는 1공구가 3공구에 비하여 더 큰 값을 보이는 것으로 나타났다, 이러한 결과로 1공구가 3공구보다 압밀침하량이 더 클 가능성이 높음을 예측할 수 있다.

6. 지반물성치의 설계값

압밀침하량의 분포를 추정하기 위한 방법 중 하나는 지반물성값들의 평균을 이용하는 것이다. 이를 위하여 매립층의 습윤 및 유효단위중량, 압밀층의 습윤 및 유효단위중량, 압축지수와 재압축지수를 간극비로 정규화한 $C_c / (1+e_0)$ 와 $C_r / (1+e_0)$, 과압밀비의 평균값을 산정하였다. 이를 위해 인천 송도지반의 연약지반 설계를 위해 광범위하게 수행된 지반조사자료를 사용하였으며, 그 결과는 표 6과 같다. 매립층의 습윤단위중량과 유효단위중량의 평균은 인천경제자유구역청(2007)을 참고하여 표 6과 같이 가정하였다.

7. 공간적인 압밀침하 분포 추정

본 연구대상 지반은 상부가 과압밀된 것으로 보고되어(김동휘 등, 2010b) 식 (5)를 이용하여 압밀침하량을 산정하였다.

$$s_c = \frac{C_r}{1+e_0} H_0 \log \frac{P_c}{P_0} + \frac{C_c}{1+e_0} H_0 \log \frac{P_0 + \Delta P}{P_c} \quad (5)$$

여기서, P_c 는 과압밀비(OCR), P_0 는 압밀층 중심에서의 유효응력, H_0 는 압밀층 두께, ΔP 는 하중의 증가량을 의

표 6. 지층별 지반정수의 설계값

Geo-layer	Soil properties	Unit	Design value
Fill (Silty sand)	Total unit weight, γ_t	kN/m ³	19.0
	Buoyant unit weight, γ_b	kN/m ³	9.2
Consolidation layer (Silty clay)	Total unit weight, γ_t	kN/m ³	18.3
	Buoyant unit weight, γ_b	kN/m ³	8.5
	$C_c / (1+e_0)$	-	0.137
	$C_r / (1+e_0)$	-	0.030
	OCR(G.L.0~-4.0m)	-	3.1

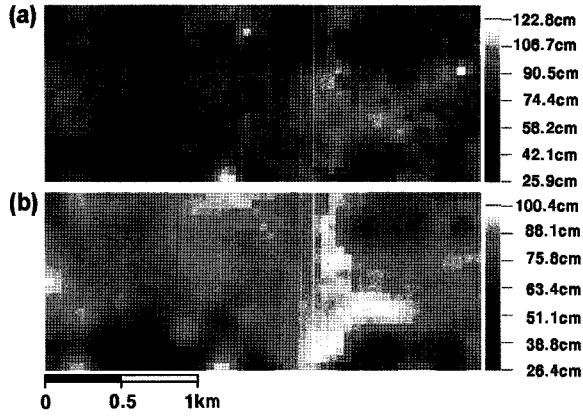


그림 7. 압밀침하 산정결과: (a) CASE-1, (b) CASE-2

미한다. 압밀침하량은 식 (5)를 이용하여 분석영역 내의 총 1,311개 위치에서 계산하였다.

그림 7은 전술한 두 가지 방법으로 산정한 압밀침하량의 공간적 분포이다. 그림 7(a)는 압축지수 및 간극비의 공간적 분포 추정결과를 이용하여 압밀침하량을 산정한 것이다(CASE-1). CASE-1의 경우에도 압축지수와 간극비 이외의 모든 지반정수는 표 6의 평균값을 사용하였다. 그림 7(b)는 표 6의 평균을 사용하여 압밀침하량을 산정한 것이다(CASE-2). CASE-1의 경우에는 CASE-2에 비하여 거리에 따른 압밀침하량의 변화가 상대적으로 큰 것을 알 수 있다. 이는 CASE-1이 CASE-2에 비하여 유사한 압밀침하량의 연속성이 짧은 것을 의미한다. 그림 6(c)에 보이는 바와 같이 $C_c/(1+e_0)$ 의 짧은 연속성이 CASE-1의 압밀침하량 분포에 영향을 미친 것으로 판단된다. CASE-2의 경우에는 압밀침하량을 산정하기 위하여 지반정수들의 평균을 사용하므로 압밀침하량 분포는 압밀층 두께에 가장 큰 영향을 받는다. 그림 2(b)에 보이는 압밀층 두께의 공간적 분포는 $C_c/(1+e_0)$ 의 공간적 분포보다 연속성이 길다. 이는 압밀층 두께를 추정을 위해 사용한 구형모델의 상관거리는 280m로 압축지수 추정을 위한 상관거리 65m보다 크기 때문이다. 따라서 CASE-1보다는 CASE-2의 압밀침하량의 연속성이 더 긴 경향을 보인다.

그림 8(a)는 CASE-1의 압밀침하량에서 CASE-2의 압밀침하량을 뺀 값의 분포이다. 그림 8(a)에서 볼 수 있듯이 두 경우의 압밀침하량 차이는 최대 30.2cm인 것으로 나타났다. 그림 8(b)에서 진한 부분은 CASE-1의 압밀침하량이 CASE-2의 압밀침하량보다 큰 영역이다. 이 영역에서는 정규공동크리깅으로 추정된 압축지수가 압축지수의 평균보다 크기 때문에 CASE-1의 압밀침하량이

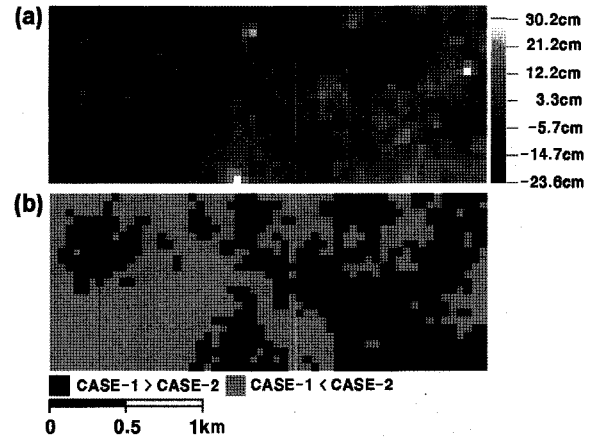


그림 8. CASE-1과 CASE-2의 침하량 크기 비교결과: (a) CASE-1의 압밀침하량에서 CASE-2의 압밀침하량을 뺀 값의 분포, (b) CASE-1이 CASE-2보다 크게 추정된 영역과 작게 추정된 영역(진한 부분이 크게 추정된 부분임)

CASE-2의 압밀침하량보다 크다. 그림 8(b)에서 흐린 부분은 정규공동크리깅으로 추정된 압축지수가 압축지수의 평균보다 작기 때문에 CASE-1의 압밀침하량이 CASE-2의 압밀침하량보다 작다. 이와 같이 두 방법으로 산정한 침하량은 공간적으로 다른 분포를 보이는 것을 알 수 있다.

8. 요약 및 결론

본 논문에서는 분석영역 내 압축지수의 분포특성이 압밀침하량의 공간적 분포에 미치는 영향을 분석하였다. 이를 위해 압축지수와 간극비의 공간적 분포를 고려한 CASE-1과 지반물성치의 평균값을 사용하는 CASE-2에 대해 압밀침하량의 공간적 분포를 추정하고 각각의 방법으로 산정한 압밀침하량의 공간적 분포특성을 비교하였다. 본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다.

- (1) 구형, 지수 및 가우시안 모델을 이용하여 추정된 압밀층 출현심도 및 두께, 매립층 하부심도를 교차검증을 이용하여 신뢰성을 평가한 결과 구형모델이 지수 및 가우시안 모델보다 더 신뢰성 있는 지층분포 추정결과를 주는 것으로 나타났다. 압밀침하량에 가장 큰 영향을 미치는 압밀층 두께는 1공구가 3공구에 비하여 두꺼운 것으로 나타났다.
- (2) 지반이 균질하지 않을 경우에는 위치마다 압축지수가 상이하기 때문에 압축지수의 공간적인 분포 추정결과를 이용하여 압밀침하량을 평가하였다. 간극비를 이차변수로 사용한 정규공동크리깅으로 압축

지수의 공간적인 분포를 추정할 경우 정규크리깅 추정결과보다 더 신뢰성 있는 결과를 얻을 수 있었다. 지층분포 추정결과에서와 동일하게 압축지수 추정결과에서도 구형모델이 지수 및 가우시안 모델보다 더 신뢰성 높은 추정결과를 주는 것으로 나타났다. 지반이 균질할 경우에는 압축지수의 평균을 이용하여 압밀침하량을 평가하였다.

- (3) 압밀층 두께를 추정하기 위해 사용한 구형모델의 상관거리 280m가 압축지수 추정을 위해서 사용한 구형모델의 상관거리 65m보다 크기 때문에 압밀층 두께에 더 큰 영향을 받는 균질한 지반의 압밀침하량 분포의 연속성이 불균질한 지반의 압밀침하량의 연속성보다 긴 경향을 보였다.
- (4) 이와 같이 압축지수의 분포특성에 따라서 상이한 압밀침하량 분포를 얻을 수 있었으며, 압축지수가 공간적으로 어떠한 분포특성을 보이는 가를 정확하게 판단하여 압밀침하량 분포를 산정하는 것이 중요하다는 것을 알 수 있었다.

참 고 문 헌

1. 김동휘, 안신환, 김재정, 이우진 (2009a), "인천 송도지역 지반의 변동성 분석", *한국지반공학회논문집*, 제25권, 6호, pp.73-88.
2. 김동휘, 이주형, 이우진 (2009b), "무작위성을 보이는 지반정수의 확률분포 및 변동성", *한국지반공학회논문집*, 제25권, 11호, pp. 87-103.
3. 김동휘, 류동우, 최영민, 이우진 (2010a), "인천 송도지역 지층분포 추정을 위한 크리깅과 역거리가중치법의 적용", *한국지반공학회논문집*, 제26권 1호, pp.5-19.
4. 김동휘, 홍성진, 이우진, 고성권 (2010b), "인천 송도지역 지반의 압밀특성", *한국지반공학회논문집*, 제26권 1호, pp.21-33.
5. 김홍택, 이혁진, 김영웅, 김진홍, 김홍식 (2002), "GIS 기법을 이용한 대규모 매립지반의 장기침하 예측", *한국지반공학회논문집*, 제18권, 2호, pp.107-121.
6. 유광호 (1995), "다분적 암반분류를 위한 정성적 자료의 지구통계학적 연구 - I. 이론", *한국지반공학회논문집*, 제11권, 2호, pp.71-77.
7. 유광호 (1998), "다분적 암반분류를 위한 정성적 자료의 지구통

계학적 연구 - II. 응용", *한국지반공학회논문집*, 제14권, 1호, pp. 29-35.

8. 유광호 (2003), "터널 설계를 위한 암반등급 산정 기법에 관한 연구", *한국지반공학회논문집*, 제19권, 5호, pp.319-326.
9. 윤길림, 이강운, 채영수, 유광호 (2005), "지구통계학 크리깅 기법을 이용한 연약지반의 불확실성 분석", *한국지반공학회논문집*, 제21권, 3호, pp.5-17.
10. 인천경제자유구역청 (2007), 송도국제신도시 1공구내 주택단지의 기본 및 실시설계 토질조사보고서, pp.35-104.
11. 천성호, 신창국, 정충기 (2005), "지반 정보화를 위한 지구 통계학적 방법의 적용", *대한토목학회 논문집*, 제25권, 제2C호, pp. 103-115.
12. 최중근 (2007), 지구통계학, 시그마프레스, 서울.
13. Baecher, G. B., and Christian, J. T. (2003), Reliability and Statistical in Geotechnical Engineering, John Wiley & Sons Ltd.
14. 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.
15. Cressie, N. A. C. (1991), Statistics for Spatial data, John Wiley & Sons, Inc., New York.
16. DeGroot, D. J., and Baecher, G. B. (1993), "Estimating Auto-covariance of In-Situ Soil Properties", *Journal of Geotechnical Engineering*, Vol.119, No.1, pp.147-166.
17. Goovaerts, P. (1997), Geostatistics for Natural Resources Evaluation, Oxford University Press, New York.
18. Goovaerts, P. (1998), "Ordinary Cokriging Revisited", *Mathematical Geology*, Vol. 30, No. 1, pp. 21-42.
19. Isaaks, E. H., and Srivastava, R. M. (1989), Applied geostatistics, Oxford University Press, New York.
20. 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.
21. Journel, A. G., and Huijbergts, C. J. (1978), Mining geostatistics: Academic Press, London.
22. 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.
23. Phoon, K. K. and Kulhawy, F. H. (1999), "Characterization of geotechnical variability", *Canadian Geotechnical Journal*, 36(4), pp. 612-624.
24. Santra, P., Chopra, U. K., and Chakraborty, D. (2008), "Spatial variability of soil properties and its application in predicting surface map of hydraulic parameters in agricultural farm", *Current science*, Vol.95, No.7, pp.937-945.

(접수일자 2010. 6. 7. 심사완료일 2010. 10. 11)