

크리깅에 의한 장기관측 지하수위 결측자료 보완

정상용^{1,*} · 심병완¹ · 강동환¹ · 김병우¹ · 박희영² · 원종호³ · 김규범³

¹부경대학교 환경지질학과

²한국전력(주) 원자력환경기술원

³한국수자원공사 조사기획처

요 약

우리나라 지하수의 부존 및 유동 특성과 수질변화를 파악하기 위하여 국가 지하수관측망이 1995년부터 운영되고 있다. 그런데, 지하수 관측망에서 측정되는 장기 지하수위 자료는 관측기기의 이상으로 결측되는 경우가 발생한다. 본 연구에서는 장기관측 지하수위의 변동이 사인곡선형을 나타내는 충주가금 관측소에서 측정된 충적층 및 암반층의 지하수위 자료 중에서 결측된 부분에 대한 보완을 크리깅 기법을 이용하여 실시하였다. 크리깅으로 보완된 자료들은 오차가 적으면서 측정된 원시자료와 매우 유사한 변동을 나타낸다. 크리깅에 의해 만들어진 추정치들의 정확성은 교차타당성 검정과 그래픽 검정에 의하여 입증되었다. 교차타당성 검정에 의하면 감소오차의 평균은 0에, 그 표준편차는 1.0에 가깝고, 산술 오차의 평균, 분산 및 크리깅분산은 모두 0에 가깝다. 그래픽검정에 의하면 크리깅 추정치와 표본자료의 원시값은 거의 일치한다.

주요어: 국가지하수관측망, 지하수위, 보완, 크리깅, 교차타당성 검정, 그래픽 검정, 추정치, 표본자료의 원시값

Sang Yong Chung, Byoung Ohan Shim, Dong Hwan Kang, Byung Woo Kim, Hee Young Park, Jong Ho Won and Gyoo Bum Kim, 2001, Interpolation of Missing Groundwater Level Data Using Kriging at a National Groundwater Monitoring Well. *Journal of the Geological Society of Korea*. v. 37, no. 3, p. 421-430

ABSTRACT: The National Groundwater Monitoring System has been managed since 1995 to evaluate the quantity, flow condition and quality of groundwater. Long-term monitored groundwater-level data often have missing intervals because of the troubles in the monitoring system installed at the wells. In this study, the interpolation of missing data was carried out by kriging for the measured groundwater-levels of the Gageum well in Chungju showing a type of sinusoidal variations. The estimates of kriging represent the variations similar to the measured original data with small errors. The accuracy of estimates using kriging was verified by the cross validation test and the graphic method. The cross validation test shows that the mean reduced error(MRE) is almost 0, and the standard deviation of reduced error(SDRE) is close to 1.0. Mean error(ME), mean square error(MSE) and mean kriging variance(MKV) are almost 0. The graphical method shows that the estimates of kriging are almost the same as the original sample data.

Key words: National Groundwater Monitoring System, groundwater-level, interpolation, kriging, cross validation test, graphic method, estimates, original sample data

(Chung, Sang Yong, Shim, Byoung Ohan, Kang, Dong Hwan, and Kim, Byung Woo, Department of Environmental Geological Sciences, Pukyong National University, Pusan 608-737, Korea; Park, Hee Young, Korea Electric Power Corporation, Taejeon 305-353, Korea; Won, Jong Ho and Kim, Gyoo Bum, Korea Water Resources Corporation, Taejeon 306-711, Korea)

* Corresponding author: Tel. 82-51-620-6235, E-mail. chungsy@pknu.ac.kr

1. 서 론

건설교통부와 한국수자원공사는 우리나라 지하수의 부존 및 유동 특성과 수질변화를 파악하기 위하여 국가 지하수관측망을 1995년부터 운영하고 있다. 국가 지하수 관측망은 전국에 약 310개의 관측공으로 구성된 예정인데, 2000년말까지 169개의 관측공이 설치가 완료되어 운영되고 있다. 지하수관측망은 국가 및 지역 지하수 관리정책의 수립, 지하수 보전구역의 지정 및 관리, 지표수와 연계된 지하수의 통합관리, 지하수 수위 및 수질의 추세분석 및 예측, 지하수 오염평가 및 복원대책 수립 등 지하수관리에 필요한 기초적인 시설이다(김규범 외, 2000).

그런데, 지하수위 장기관측자료는 관측기기의 이상으로 지하수위가 간헐적으로 측정되지 않는 경우가 발생한다. 측정이 되지 못한 결측자료는 장기관측자료의 연속성을 떨어뜨리기 때문에, 적절한 통계기법을 사용하여 보완될 필요가 있다(건설교통부 · 한국수자원공사, 1999). 지하수위 장기관측자료는 시계열자료로서 그 변화가 다양하고 또한 불규칙한 양상을 나타내기 때문에, 이 자료의 재구성을 위해서는 시계열해석이나 지구통계학적인 기법이 필요하다.

전통적으로 물리적 현상이나 수문적 현상의 시계열해석에는 Yule(1927)에 의해 개발되어 발전된 자기회귀이동평균(ARMA) 모델이 많이 이용되어 왔다. 그러나 이 모델은 비선형시계열자료의 해석에는 한계가 있어서 최근에는 Chaos분석 이론이 이용되고 있다(김상락, 1998). 지구통계 기법은 공간상에 분포하는 자료들의 구조적 특성을 분석하고 정상확률함수에는 정규크리깅(ordinary kriging)을, 비정상확률함수에는 만능크리깅(universal kriging)을 이용하여 자료가 필요한 지점에서 값들을 추정(estimation)해내는 강력한 통계적 기법이다. 자료의 분포가 매우 불규칙할 경우에는 Matheron(1973)에 의해서 개발된 조건모사(conditional simulation)를 이용하여 추정치를 구한다.

ARMA 모델과 크리깅 모델은 수학적으로 전혀 다르지만, 시계열자료의 결측구간 보완에는 다 이용될 수 있다. 결측자료 보완에 어느 모델

이 더 우수한가는 실험자료에 따라서 달라진다. 시계열자료의 분석이나 결측구간 보완에 크리깅을 이용한 연구는 Riberio and Muge(1989), Figueira et al.(1998), Biau(1998), Giese and Grimm-Strele(1998) 등이 있다.

국내에서 크리깅을 수리지질학 분야에 이용한 연구에는 정상용(1993a, 1993b), 조웅현 외(1994), 정상용 · 이강근(1995), 장연수 · 정상용(1997), 건설교통부 · 한국수자원공사(1998, 1999), 정상용 외(1999, 2000a, 2000b, 2000c), 심병완 외(2000) 등이 있으며, 외국에서는 지하수 유동(Yeh et al., 1995), 대수층상수 추정(Troisi et al., 2000), 대수층분포 결정(Sminchak et al., 1996), 지하수오염분석(Istock et al., 1993) 등에 크리깅을 다양하고 활발하게 활용하고 있다.

한국수자원공사에서 관리하고 있는 국가 지하수 관측망에서 측정된 장기관측 지하수위 자료의 유형은 사인곡선(sinusoidal curve)을 나타내는 것, 변화가 매우 불규칙한 peak를 나타내는 것, 그리고 사인곡선과 peak의 혼합형들로 3대분할 수 있다(건설교통부 · 한국수자원공사, 1999). 본 연구에서는 대표적인 사인곡선형에 해당되는 충청북도 충주시에 위치한 가금 관측소의 지하수위 자료에서 결측된 부분을 크리깅을 이용하여 보완하는 것을 목적으로 하였다.

크리깅은 자료분포의 변화가 비교적 완만한 경우에 오차가 적은 추정치들을 만들어내고, 자료의 변화가 심한 경우에는 조건모사가 더 정밀한 추정치들을 만들 수 있다(Olea, 1999; Chiles and Delfiner, 1999). 최근에는 프랙탈 내삽함수(Barnsley, 1988), 카오스 기법(Strogatz, 1994) 또는 신경망 이론(Wan, 1994) 등을 이용하여 비선형적인 시계열자료를 추정하고 있다.

2. 사인곡선형 장기관측 지하수위

충주 가금 관측소는 남한강 소유역의 하류부에 발달된 하상퇴적층에 위치하고 있으며, 이곳의 지질은 중생대말의 흑운모화강암으로 구성되어 있다. 표 1은 풍화토 일부를 포함한 충적층에 개발된 충적층 관측공과 균열이 발달된 화강암에 개

Table 1. Dimensions of Gagum monitoring wells at the Chungju City.

Well Type	Well Depth(m)	Well Diameter(mm)	Casing Depth(m)	Strainer Interval(m)	K(cm/sec)	Aquifer
Alluvium Well	14.5	350	8.5	8.5~14.5	5.71×10^{-3}	sand, gravel, weathered rock
Bedrock Well	70.0	250	16.5	54~70	3.28×10^{-4}	fractured granite

발된 암반 관측공에 대한 제원을 나타낸다.

그림 1은 충주 가금 관측소에서 1996년 1월 1일부터 1998년 8월 31일까지 관측된 지하수위 분포이며, 이중에 결측되어 보완이 필요해서 통계분석 대상으로 설정한 구간(실험자료)을 점선의 사각형으로 구분하여 나타내었다. 통계분석 대상 구간의 관측일자는 1996년 4월 9일부터 1996년 12월 26일까지 총 260일 간이다. 이중에서 충적층 지하수위 관측의 결측은 총 31일 간이며, 암반층 지하수위 관측의 결측은 총 58일 간이다.

1996년부터 1997년까지의 충적층 관측공과 암반 관측공의 지하수위 변동은 모두 전형적인 사인 곡선형으로 매우 유사하지만, 1998년도의 지하수위 변동은 서로 반대의 경향을 보여준다. 이와 같은 현상의 원인은 관측기기의 이상으로 추정된다.

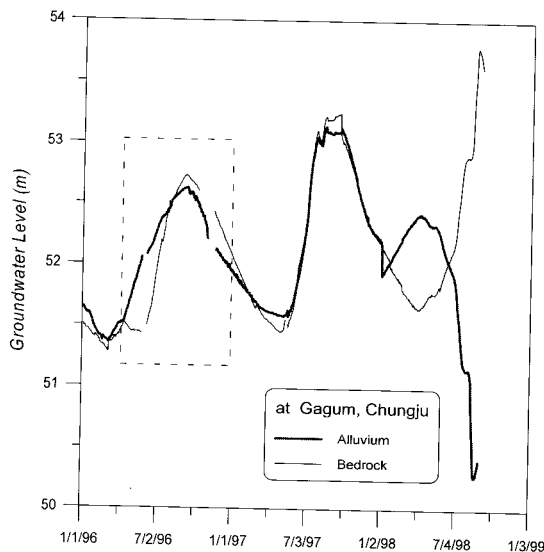


Fig. 1. Missing intervals of groundwater level data at the national groundwater monitoring well in Gagum, Chungju.

3. 크리깅(Kriging)

크리깅은 최선의 선형불편 추정자(Best Linear Unbiased Estimator: BLUE)이며, 그 공식은

$$Z_k^* = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z_i \quad (1)$$

이며, 여기서 Z_i 는 공간상에 분포하는 자료의 값, λ_i 는 Z_i 에 배당되는 가중치, Z_k^* 는 크리깅에 의한 추정치이다.

크리깅의 가중치는 추정치가 불편(unbiased)이고, 추정분산(estimation variance)이 최소가 되도록 결정되어야 한다.

크리깅의 불편조건은

$$E[Z_v - Z_k^*] = 0 \quad (2)$$

이며, 여기서 Z_v 는 미지의 참값, Z_k^* 는 추정치이다.

방정식 (2)로부터 가중치의 합은 1.0이 된다. 즉,

$$\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1.0 \quad (3)$$

크리깅의 추정분산은

$$E\{[Z_v - Z_k^*]^2\} = E[Z_v^2] - 2E[Z_v Z_k^*] + E[Z_k^{*2}] \quad (4)$$

로서 최소가 되어야 한다. 추정분산은 크리깅 분산(kriging variance)이라고도 하며, 다음과 같이 나타낼 수 있다(Journnel and Huijbregts, 1978).

$$\sigma_k^2 = E\{[Z_v - Z_k^*]^2\}$$

$$= C(V, V) + \mu - \sum_{i=1}^n \lambda_i C(v_i, V) \quad (5)$$

여기서 $C(V, V)$ 는 표본자료 간의 공분산, μ 는 Lagrange multiplier, $C(v_i, V)$ 는 표본자료와 추정치 간의 공분산으로서 표본자료의 베리오그램(variogram)에서 결정된다.

4. 베리오그램(Variogram)

공간상에 분포하는 표본자료의 특성은 베리오그램에 의해서 나타나며, 베리오그램은 공간상에 분포하는 임의의 두 자료 값의 차이의 분산으로 구해진다(Mathern, 1963).

$$\begin{aligned} 2\gamma(h) &= E\{\sum [Z(x) - Z(x+h)]^2\} \\ &= \frac{1}{N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [z(x_i) - z(x_i+h)]^2 \quad (6) \end{aligned}$$

여기서 $2\gamma(h)$ 는 베리오그램이고, $\gamma(h)$ 는 반베리오그램(semivariogram)이다. $Z(x)$ 는 임의의 지점 x 에 있는 자료의 값이며, $Z(x+h)$ 는 $Z(x)$ 에서 h 만큼 떨어진 지점의 자료 값이다. $N(h)$ 는 거리 h 만큼 떨어진 한쌍의 실험자료의 $z(x_i)$ 와 $z(x_i+h)$ 의 개수이다.

베리오그램이 결정되면 크리깅 자료 추정에 필요한 표본자료의 공분산을 구할 수 있다. 즉,

$$C(h) = \text{sill} - \gamma(h) \quad (7)$$

여기서 $C(h)$, $\gamma(h)$ 는 거리 h 만큼 떨어진 자료들간의 공분산과 반베리오그램이다.

sill은 일정한 범위(range)를 넘어서 반베리오그램의 상관성이 없어지고 안정된 상태의 반베리오그램 값을 나타낸다.

반베리오그램의 모델은 sill의 존재 유무에 따라 여러 가지 모델로 구분되어지며, 대부분의 지질관련 자료의 분석에는 sill을 갖는 경우의 모델이 이용된다. 대표적인 3가지의 모델은 다음과 같다.

첫째, 구상형 모델(Spherical model)로서

$$\gamma(h) = C_0 + C \left[\frac{3}{2} \cdot \frac{h}{a} - \frac{1}{2} \cdot \frac{h^3}{a^3} \right] \quad (h \leq a) \quad (8)$$

$$\gamma(h) = C_0 + C \quad (h > a) \quad (9)$$

이며, 여기서 C_0 는 nugget, C 는 sill - nugget, a 는 반베리오그램이 상관관계를 갖는 범위, 그리고 h 는 자료들간의 거리이다.

둘째, 지수형모델(Exponential model)은

$$\gamma(h) = C_0 + C \left[1 - \exp\left(-\frac{h}{a}\right) \right] \quad (h \leq 3a) \quad (10)$$

$$\gamma(h) = C_0 + C \quad (h > 3a) \quad (11)$$

이고, 이 모델은 sill 값에 근사적으로 접근하며, 실질적인 반베리오그램의 범위 a' 은 $3a$ 이다. 이 모델은 수문학과 관련된 자료에 널리 이용되고 있다.

셋째, 가우시안모델(Gaussian model)은

$$\gamma(h) = C_0 + C \left[1 - \exp\left(-\frac{h^2}{a^2}\right) \right] \quad (h \leq a\sqrt{3}) \quad (12)$$

$$\gamma(h) = C_0 + C \quad (h > a\sqrt{3}) \quad (13)$$

이고, 이 모델 역시 sill값에 근사적으로 접근하고, 실질적인 반베리오그램의 범위 a' 은 $a\sqrt{3}$ 이다.

5. 통계분석

5.1 일반통계분석

표 2는 충주 가금 관측소의 충적층 및 암반층 지하수위의 결측구간 보완 대상 자료(실험자료)에 대한 일반통계분석을 나타낸다. 충적층 지하수위의 평균은 암반층 지하수위의 평균과 거의 같으며, 중앙값도 거의 같다. 최소값과 최대값에서도 양자간의 차이가 근소하다. 왜도는 모두 음성을 나타내어 정규분포에서 약간 오른쪽으로 치우치게 된다. 첨도를 보면 충적층 지하수는 정규분포에 가까우나, 암반층 지하수는 정규분포보다 평탄하다.

충적층 지하수위 자료의 히스토그램(그림 2)에

Table 2. General statistics for the experimental data of groundwater levels measured at Gagum, Chungju.

Statistics	Alluvium	Bedrock
Number of Data	229	202
Mean	52.24	52.15
Median	52.32	52.29
Standard Deviation	0.30	0.47
Variance	0.09	0.22
Skewness	-0.57	-0.41
Kurtosis	-0.70	-1.41
Minimum	51.53	51.43
Maximum	52.63	52.73

의하면 52.4~52.6 m의 자료가 전체 자료의 반정도를 차지하여 정규분포 곡선이 약간 오른쪽으로 치우쳐 있다. 암반층 지하수위 히스토그램(그림 3)에 의하면 51.5 m의 최소치 자료가 40여개 나타나며, 52.6~52.7 m의 최대치 자료가 약 60개 정도 나타나고, 중간값의 자료가 적어서 암반층 지하수위 분포는 정규분포보다 평탄하다.

5.2 베리오그램분석

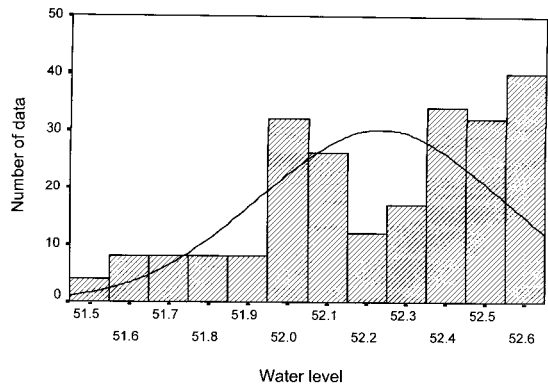
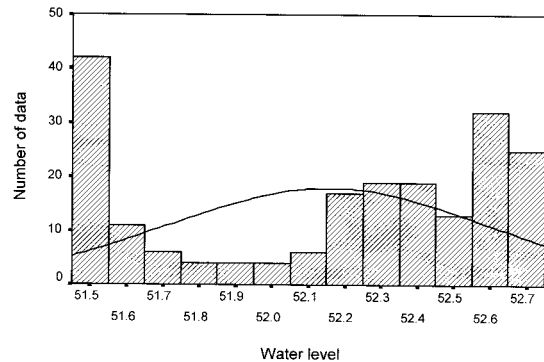
지구통계기법을 적용하기 위해서는 먼저 표본자료의 베리오그램분석이 필요한데, 충주 가금 관측소의 지하수위자료에 적합한 베리오그램 모델을 결정하기 위하여 Robertson(1998)의 SSR(sum of squares due to regression)과 R^2 (goodness of fit)을 이용하였다. SSR은 추정치와 자료의 평균값과의 차이의 제곱인데 값이 적을수록, R^2 은 회귀방정식에의 적합도(goodness of fit)를 나타내며 1.0에 가까울수록(Davis, 1986) 베리오그램의 모델이 우수하다. 각각의 공식은 다음과 같다.

$$SSR = \sum_{i=0}^n (Y_i^* - \bar{Y})^2 \quad (14)$$

$$SST = \sum_{i=0}^n (Y_i - \bar{Y})^2 \quad (15)$$

$$R^2 = \frac{SSR}{SST} \quad (16)$$

여기서 Y_i 는 표본자료의 값, \bar{Y} 는 표본자료의

**Fig. 2.** Histogram for the experimental data of groundwater level measured at the alluvium well.**Fig. 3.** Histogram for the experimental data of groundwater level measured at the bedrock well.

평균값, Y^* 는 회귀곡선에 의한 자료의 추정치를 나타낸다.

표 3과 표 4는 충적층 및 암반층의 지하수위의 베리오그램 모델에 따른 상수 값과 적합도의 통계치를 각각 나타낸다.

지하수위자료의 각 베리오그램모델에서 계산된 R^2 과 SSR의 값을 비교하면 모두 가우시안모델이 가장 적합한 것으로 나타났다. 표 5에 충적층 및 암반층의 지하수위자료에 가장 적합한 가우시안 베리오그램의 상수값들이 정리되어 있으며, 각 지하수위 자료의 보완에 이용되었다. 그림 4는 충적층 지하수위에 대한 가우시안 반베리오그램을, 그림 5는 암반층 지하수위에 대한 가우시안 반베리오그램을 나타낸다.

Table 3. Variogram parameters for the experimental data of the groundwater level measured at the alluvium well and statistics for each variogram model.

Model	Nugget	Sill	Range(day)	R ²	SSR
Spherical	0.0	0.168	155.6	0.922	4.4×10^{-3}
Exponential	0.0	0.223	335.4	0.861	6.64×10^{-3}
Gaussian	0.0	0.173	128.4	0.935	2.656×10^{-3}

Table 4. Variogram parameters for the experimental data of the groundwater level measured at the bedrock well and statistics for each variogram model.

Model	Nugget	Sill	Range(day)	R ²	SSR
Spherical	0.001	0.386	145.7	0.929	0.0222
Exponential	0.001	0.463	267.6	0.862	0.0368
Gaussian	0.001	0.394	119.3	0.941	0.0136

Table 5. Selected variogram models for the experimental data of groundwater levels measured at Gagum, Chungju.

Data	Model	Nugget	Sill	Range(day)
Water level of alluvium	Gaussian	0.0	0.173	128.4
Water level of bedrock	Gaussian	0.001	0.394	119.3

6. 결측 지하수위 보완

충주 가금 관측소의 장기 지하수위 결측구간을 보완하기 위하여 정규 크리깅을 이용하였다. 그림 6 과 그림 7의 가는 점선은 크리깅을 이용하여 보완된 충적층과 암반층의 결측자료를 각각 나타내며, 원시자료(original data)를 나타내는 굵은 선은 크리깅 추정치와 중첩되어 있다. 2개의 그림에서 보는 바와 같이 크리깅에 의해서 만들어진 지하수위는 표본 원시자료와 약간의 오차를 갖고 거의 완벽하게 일치한다. 따라서 결측구간에 보완된 자료들은 원시자료의 변동과 매우 유사한 분포를 이룬다.

7. 보완 자료의 검증

크리깅에 의해서 만들어진 추정치들의 정확성에 대한 검증을 위하여 교차 타당성 검정과 그래프 검정을 실시하였다.

7.1 교차 타당성 검정(cross validation test)

실험자료에 대하여 선정된 크리깅모델의 정밀성을 판정하기 위해서 교차 타당성 검정을 하였으며, 그 절차는 다음과 같다(Davis, 1987).

첫째, 1개의 자료를 전체의 실험자료에서 뽑아내고, 그 지점에서 나머지 자료들과 선정된 베리오그램이나 공분산모델을 가지고 크리깅을 이용하여 값을 추정해낸다.

둘째, 뽑아낸 실험자료의 원시값(참값)으로 부터 추정치의 오차를 계산하고, 크리깅분산을 이용하여 감소오차(reduced error)를 계산한다. 즉

$$RE = \frac{Z(x) - Z^*(x)}{\sqrt{\sigma_k^2}} \quad (17)$$

선정된 모델이 가장 적합하다면 감소오차의 평균(Mean Reduced Errors, MRE)이 0에 가까워야 하고, 감소오차의 표준편차(Standard Deviation of Reduced Errors, SDRE)가 1.0에 가까워야 한다(Davis, 1987; Solow, 1990).

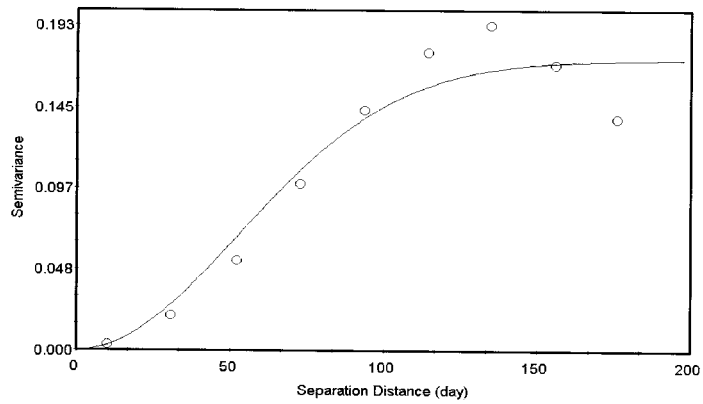


Fig. 4. Gaussian variogram of groundwater level data for the monitoring well in alluvium.

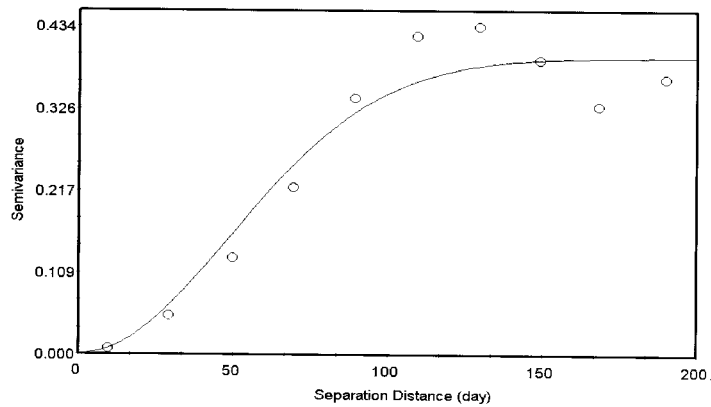


Fig. 5. Gaussian variogram for the experimental data of groundwater level measured at bedrock.

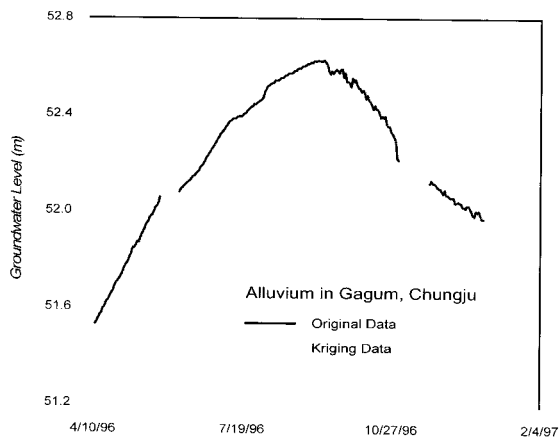


Fig. 6. Interpolation of missing data for the monitoring wells of alluvium using ordinary kriging.

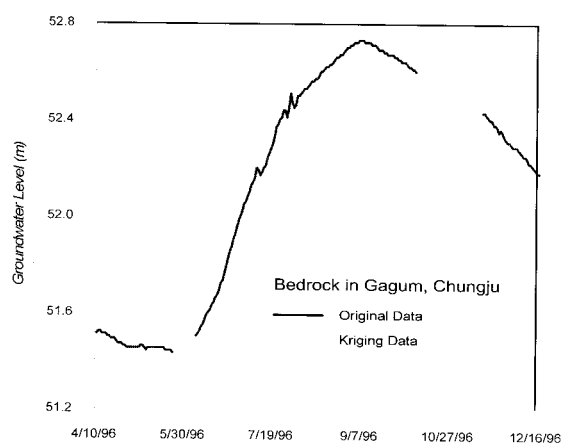


Fig. 7. Interpolation of missing data for the monitoring wells of bedrock using ordinary kriging.

즉,

$$MRE = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n \left[\frac{Z(x) - Z^*(x)}{\sqrt{\sigma_k^2}} \right]_i \approx 0 \quad (18)$$

$$VRE = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^n (RE - MRE)_i^2 \quad (19)$$

$$SDRE = \sqrt{VRE} \approx 1.0 \quad (20)$$

몇 가지의 다른 통계값들도 선정된 모델의 적합성을 판정하는 데 이용된다.

첫째, 평균 오차는 0에 가까워야 한다.

$$ME = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n [Z(x) - Z^*(x)]_i \quad (21)$$

둘째, 평균 제곱오차는 최소가 되어야 한다.

$$MSE = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n [Z(x) - Z^*(x)]_i^2 \quad (22)$$

셋째, 평균 제곱오차의 제곱근 역시 최소가 되어야 한다.

$$SRMSE = \sqrt{MSE} \quad (23)$$

넷째, 평균 크리깅분산이 최소가 되어야 한다.

$$MKV = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\sigma_k^2)_i \quad (24)$$

마지막으로 오차의 분산은 평균 크리깅분산과 거의 같아야 한다(Samper, 1986).

$$VE = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (Error - ME)^2 = MKV \quad (25)$$

충주 가금 관측소의 크리깅 추정치에 대한 교차 타당성 검정결과(표 6)를 보면, 충적층 및 기반암의 지하수위 자료에 대한 각 항목별 계산치는 0에 가까우며, 감소오차의 표준편차(SDRE)는 1.0에 가깝다. 오차의 분산과 평균 크리깅분산은 완전히 일치하지는 않지만 거의 같다. 따라서 교차 타당성 검정 결과에 의하여 크리깅에 의한 추정치들은 그 정확성이 입증되었다.

Table 6. The results of cross validation test for the experimental data of groundwater levels measured at alluvium and bedrock.

Tests	Alluvium	Bed rock
Number of Data	229	202
ME	-0.720×10^{-4}	-0.105×10^{-3}
MSE	0.684×10^{-4}	0.541×10^{-4}
SRMSE	0.827×10^{-2}	0.736×10^{-2}
VE	0.687×10^{-4}	0.544×10^{-4}
MKV	0.628×10^{-4}	0.630×10^{-4}
MRE	-0.406×10^{-3}	0.583×10^{-3}
SDRE	1.04	0.934

즉, 가우시안모델의 베리오그램을 이용한 크리깅의 추정치들은 표본자료의 원시값과 비교할 때 거의 오차가 없다. 따라서 크리깅에 의하여 보완된 충적층 및 암반층의 결측자료들은 정확하다고 말할 수 있다.

7.2 그래프 검정

크리깅추정치들의 검정에서 교차 타당성 검정 이외에 유용하게 이용되고 있는 방법이 그래프 검정이다. 이것은 추정치와 표본자료의 원시값을 대응시켜 선형 그래프에 표시하는 방법이다. 추정치와 원시값들이 정확히 일치할 경우에는 기울기가 1.0인 직선에 표시되며, 일치하지 않는 값들은 이 직선에 벗어나서 표시된다. 충주 가금의 충적층 지하수위 추정치와 원시값들의 그래프 검정은 그림 8과 같으며, 이 점들이 이루는 직선은 기울기가 1.0인 직선에 거의 일치한다.

즉,

$$Y = 0.999185X + 0.0439362 \quad (26)$$

암반층 지하수위 추정치와 원시값들의 그래프 검정은 Figure 9와 같으며, 이 점들 역시 기울기가 거의 1.0인 직선을 이룬다.

즉,

$$Y = 0.999969X + 0.00184357 \quad (27)$$

따라서 그래프 검정에 의하여도 가우시안 모델

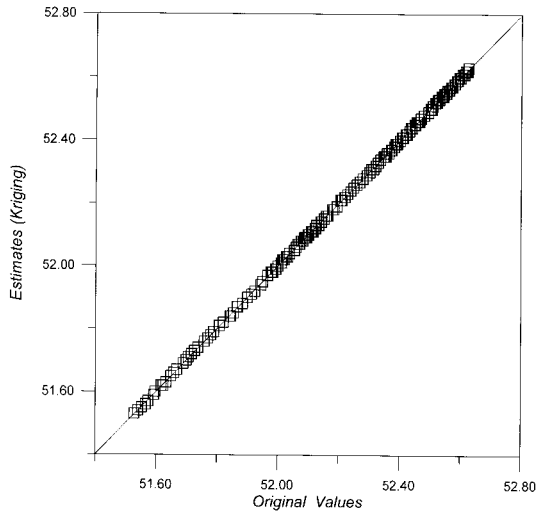


Fig. 8. Graphical validation of estimates using ordinary kriging versus original data for the monitoring well in alluvium.

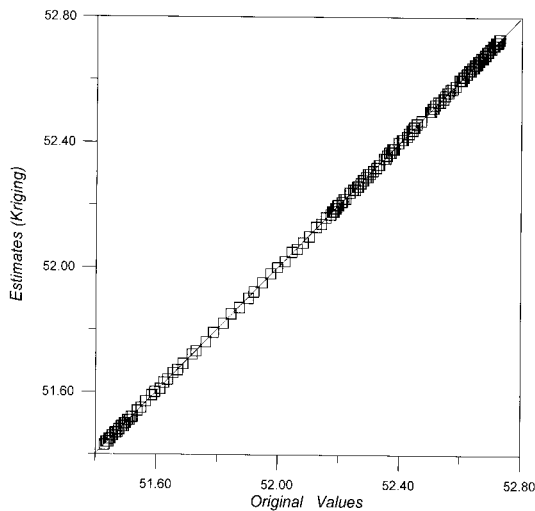


Fig. 9. Graphical validation of estimates using ordinary kriging versus original data for the monitoring well in bedrock.

을 이용한 크리깅추정치의 정확성이 입증되었다.

8. 결 론

본 연구의 결론은 다음과 같다.

1. 충주 가금 관측소에서 측정된 충적층 및 암

반층의 장기지하수위 자료중에서 결측구간 보완을 위하여 본 연구에 이용된 자료의 일반통계분석에 의하면, 충적층과 암반층 지하수위의 평균 값은 거의 같으며, 중앙값도 거의 같다. 왜도, 첨도 및 히스토그램에 의하면 충적층 및 암반층의 지하수위분포가 모두 정규분포에 가깝지만, 충적층 지하수위는 정규분포보다 약간 오른쪽으로 치우쳐 있고, 암반층 지하수위는 정규분포보다 약간 평탄하다.

2. 결측구간 보완을 위하여 본 연구에 이용된 자료의 베리오그램 분석에 의하면, 충적층과 암반층 지하수위 자료가 모두 가우시안 모델의 베리오그램을 갖는다.

3. 충적층 및 암반층 지하수위의 결측자료 보완에 크리깅을 이용하였으며, 보완된 자료는 오차가 적으면서 원시자료의 분포와 매우 유사한 변동을 한다. 크리깅에 의해 만들어진 추정치들의 정확성은 교차 타당성 검정과 그래픽 검정에 의하여 입증되었다. 교차 타당성 검정에 의하면 감소오차의 평균은 0에, 그 표준편차는 1.0에 가깝고, 산술 오차의 평균, 분산 및 크리깅분산은 모두 0에 가깝다. 그래픽 검정에 의하면 크리깅추정치와 실험자료의 원시값은 거의 일치한다.

사 사

본 연구는 부분적으로 한국수자원공사의 지원에 의하여 이루어 졌다. 지원을 해준 한국수자원공사와 본 논문에 대하여 유익한 의견을 준 익명의 심사위원에게 감사한다.

참고문헌

- 김규범, 최영진, 유영권, 류정아, 손영철, 2000, 국가 지하수 관측소의 장기관측자료에 의한 지하수 변동 특성. 한국 지하수토양환경학회 추계학술대회 발표논문집, 36-39.
- 김상락, 1998, 비선형 시계열 분석과 예측. 경기대학교 연구 교류처, 119 p.
- 건설교통부·한국수자원공사, 1998, 지하수 현황분석 기법 연구 보고서. 94p.
- 건설교통부·한국수자원공사, 1999, 지하수위 장기관측자료를 활용한 함양량 산정 기법연구 보고서. 166 p.
- 심병완, 정상용, 강동환, 김규범, 박희영, 2000, 영산강·섬

- 진강 유역의 지하수 데이터 베이스 자료에 대한 지구통계학적 분석. 지질공학, 10(2), 131-142.
- 장연수, 정상용, 1997, 비균질성을 고려한 해상점토 매립장의 수리전도도 추정과 오염이동 특성. 지반공학, 13(1), 85-100.
- 정상용, 1993a, 지하수위분포 추정을 위한 Universal Kriging; 1. k계의 고유확률함수. 지질공학회지, 3(1), 39-49.
- 정상용, 1993b, 지하수위분포 추정을 위한 Universal Kriging; 1. 제한적 최대우도법. 지질공학회지, 3(1), 51-61.
- 정상용, 이강근, 1995, 난지도 매립지 일대의 지하수의 분포 추정을 위한 복합크리깅의 응용. 지하수환경, 2(2), 58-63.
- 정상용, 유인걸, 윤명재, 권해우, 허선희, 1999, 불균질이방성 대수층의 지하수 유동분석에 지구통계기법의 응용. 지질공학, 9(2), 147-159.
- 정상용, 강동환, 박희영, 심병완, 2000a, 부산지역 지하수 오염현황 분석을 위한 지구통계 기법의 응용. 지질공학, 10(3), 247-261.
- 정상용, 심병완, 김규범, 강동환, 박희영, 2000b, 지구통계기법을 이용한 영산강·섬진강 유역의 수질특성 연구. 지하수환경, 7(3), 125-132.
- 정상용, 심병완, 강동환, 원종호, 김규범, 2000c, 장기관측 지하수위 결측자료 보완. 한국지하수토양환경학회 추계 학술대회 발표논문집, 15-22.
- 조웅현, 박영기, 김환홍, 1994, Kriging 기법과 수치모형에 의한 이안지구 대수층의 투수량 계수. 지하수환경, 1(2), 113-120.
- Bardossy, A., Giese, H. and Grimm-strele, J., 1999, Interpolation of Groundwater Quality Parameters Using Geological and Land use Classification, In Gomez-hernandez *et al.*(eds) GeoEnv II - Geostatistics for Environmental Applications, 247-258.
- Barnsley, M. F., 1988, Fractals Everywhere, Academic Press, Inc., 394 p.
- Biau, G., 1999, Downscaling of Precipitation Combining Kriging and Empirical Orthogonal Function Analysis, In Gomez-hernandez *et al.*(eds) GeoEnv II - Geostatistics for Environmental Applications, 151-612.
- Chiles, J-P. and Delfiner, P., 1999, Geostatistics: Modeling Spatial Uncertainty. John Wiley & Sons, INC, 695 pp.
- Davis, B.M., 1987, Uses and Abuses of Cross-Validation in Geostatistics. Mathematical Geology, 19(3), 241-248.
- Davis, J.C., 1986, Statistics and Data Analysis in Geology, 2nd ed., John Wiley & Sons, 646p.
- Figuerra, R., Sousa, A.J., Pacheco, A.M.G. and Catarino, F., 1999, Space-time Geostatistical Modelling: A Case Study of Sea-salt Measured on Lichens, In Gomez-hernandez *et al.*(eds) GeoEnv II - Geostatistics for Environmental Applications, 53-64.
- Istock, J.D., Jeffrey, D.S. and Alan L.F., 1993, Multivariate Geostatistical Analysis of Ground-water Contamination: A Case History. Groundwater, 31(1), 63-74.
- Journel, A.G., and Huijbregts, CH. J., 1978, Mining Geostatistics, Academic Press, 600 p.
- Matheron, G., 1963, Principles of Geostatistics. Economic Geology, 58, 1246-1266.
- Matheron, G., 1973, the Intrinsic Random Functions and their Applications, Advanced Applied Probability. Vol. 5.
- Olea, Ricardo A., 1999, Geostatistics for Engineers and Earth Scientists. Kluwer Academic Publishers, 303 p.
- Ribeiro, L.T. and Muge, F.H., 1989, A Geostatistical Approach to the Modelling of A Piezometric Field, in Geostatistics, Vol. 2, ed. by Armstrong. M., Kluwer Academic Publishers, 651-660.
- Robertson, G.P., 1998, GS: Geostatistics for the Environmental Sciences, Gamma Design Software. Plainwell, Michigan, U.S.A.
- Samper, F.J., 1986, Statistical Methods of Analyzing Hydrological, Hydrochemical, and Isotopic Data from Aquifers, Ph.D. Dissertation, Dept. of Hydrology and Water Resources, University of arizona, Tucson.
- Sminchak, J.R., David, F.D. and Robert, W.R.Jr., 1996, Indicator Geostatistical Analysis of Sand Interconnections within a Till. Groundwater, 34(6), 1125-1131.
- Solow, A.R., 1990, Geostatistical Cross-Validation: A Cautionary Note, Mathematical Geology, 22(6), 637-639.
- Strogatz, S.H., 1994, Nonlinear Dynamics and Chaos with Applications to Physics, Biology, Chemistry, and Engineering. Addison Wesley, Reading.
- Troisi, S., Fallico, C., Straface, S. and Migliari, E., 2000, Application of Kriging with External Drift to Estimate Hydraulic Conductivity from Electrical-Resistivity Data in Unconsolidated Deposits near Montalto Uttugo, Italy. Hydrogeology J., 8, 356-367.
- Wan, E.A., 1994, Time series prediction by using a connectionist network with internal delay times, in Time Series Prediction, ed. by Weigend, A. S. and Gershenfeld, N.A., Addison Wesley, Reading.
- Yeh, T.-C.J., Allan, L.G., and Minghui, J., 1995, An Iterative Cokriging-Like Technique for Ground-water Flow Modeling. Groundwater, 33(1), 33-41.
- Yule, G., 1927, On a Method of Investigating Periodicity in Distributed Series with Special Reference to Wolfer's Sunspot Numbers. Philosophical Transactions of the Royal Society, London A 226-267.

투 고 일 : 2001년 6월 25일

심 사 일 : 2001년 6월 29일

심사완료일 : 2001년 9월 19일