

**강변여과 취수정 주변 지하수위를 위한 시계열 모형****A Model for Groundwater Time-series from the Well Field  
of Riverbank Filtration**

이 상 일\* / 이 상 기\*\* / 함 세 영\*\*\*

Lee, Sang Il / Lee, Sang Ki / Hamm, Se Yeong

**Abstract**

Alternatives to conventional water resources are being sought due to the scarcity and the poor quality of surface water. Riverbank filtration (RBF) is one of them and considered as a promising source of water supply in some cities. Changwon City has started RBF in 2001 and field data have been accumulated. This study is to develop a time-series model for groundwater level data collected from the pumping area of RBF. The site is Daesan-myeon, Changwon City, where groundwater level data have been measured for the last five years (Jan. 2003~Dec. 2007). Minute-based groundwater levels was averaged out to monthly data to see the long-term behavior. Time-series analysis was conducted according to the Box-Jenkins method. The resulted model turned out to be a seasonal ARIMA model, and its forecasting performance was satisfactory. We believe this study will provide a prototype for other riverbank filtration sites where the predictability of groundwater level is essential for the reliable supply of water.

**keywords** : Time-series, Seasonal ARIMA, Riverbank filtration, Groundwater level

**요 지**

지표수 부족과 수질에 대한 불신 때문에 대체 수자원의 확보가 요구되고 있으며, 유력한 대안으로 강변여과에 관심이 모아지고 있다. 국내 최초의 강변여과는 경남 창원에서 2001년에 시작되었으며, 현재 창원시 수돗물의 100%를 여기에 의존하고 있다. 본 연구는 강변여과 취수장 부근 지하수위를 설명하는 시계열 모형의 개발에 관한 것이다. 연구 대상지역은 창원시 대산면 현장으로 11개 관측정으로부터의 5년간(2003년 1월~2007년 12월) 지하수위 자료를 이용했다. 지하수위의 장기변동을 알아보기 위해 분단위 자료를 월자료로 변환하고, 결측치를 보완하여 Box-Jenkins 방법에 따라 시계열분석을 실시했다. 대상지역의 지하수위 자료는 계절형 ARIMA 모형으로 잘 설명되는 것이 입증되었다. 본 연구는 향후 증가할 강변여과를 이용한 상수 공급시설의 안정적인 운영을 위해 반드시 필요한 지하수위 예측능력을 확보하기 위한 하나의 원형이 될 것이다.

**핵심용어** : 시계열, 계절형 ARIMA 모형, 강변여과, 지하수위

\* 교신저자, 동국대학교 공과대학 사회환경시스템공학과 교수

Corresponding Author, Professor, Dept. of Civil and Environmental Eng., Dongguk Univ., Seoul, 100-715, Korea (e-mail: islee@dongguk.edu)

\*\* 동국대학교 공과대학 토목환경공학과 석사과정

Master Student, Dept. of Civil and Environmental Eng. Dongguk Univ., Seoul, 100-715, Korea

\*\*\* 부산대학교 자연과학대학 지구환경시스템학부 교수

Professor, Division of Earth & Environmental System Sciences, Pusan National Univ., Pusan, 609-735, Korea

## 1. 서 론

지표수 수질에 대한 불신과 수량의 부족 때문에 강변여과를 이용하여 상수도를 공급하려는 지역이 늘어나고 있으나, 장기간의 양수가 해당 지역 지하수에 어떤 영향을 미치는지에 대한 연구는 아직까지 거의 없다. 본 연구는 창원시 대산면 강변여과 현장에서 획득한 2003년부터 2007년까지의 지하수위자료를 활용하여 시계열 모형을 개발한 결과에 관한 것이다. 강변여과 운영 시 취수량에 직접적인 영향을 미치는 지하수위의 변동을 예측할 수 있게 하는 효율적인 시계열 모형의 개발은 강변여과를 고려하거나 시행하는 지역에서는 매우 필요한 일이다.

시계열분석은 경제 분야를 비롯한 여러 분야에서 사용되고 있으며, 수공학에서도 하천 유량, 수질, 강수량 등의 분석을 비롯하여 다양한 수문시계열자료의 변화 특성을 검증하고 기술하는 것을 목적으로 많은 연구가 이루어지고 있다.

수문시계열 분석에 관한 최근의 연구로는 강수 예측을 위한 뉴로-퍼지 시스템과 퍼지 시계열의 적용(나창진, 2002), Transfer Function 모형을 이용한 다목적댐의 수문시계열 모형화(박종영 등, 2002), 연수문시계열을 Markov switching model에 적용(Akintug and Rasmussen, 2005)한 연구 등을 들 수 있다. 그 밖에도 하천유량의 시간적 추세에 대한 이해를 위해 섬진강에서 인위적 유량교란에 의한 유량 변동성 검정이 수행되었다(이광만 등, 2008).

수질시계열에 대한 연구로는 나이가가라강 하구 수질 시계열자료의 경향성 분석(Tsanis, 1993), 소양호 수질에 대한 계절형 시계열 모형 개발 및 예측(박석순 등, 1996), 계절성 및 결측자료를 포함하는 수질 시계열자료의 추세분석(백중철, 1997), AR모형을 적용한 낙동강 주요지점의 수질분석(신흥섭, 2005), 비단조적으로 변화하는 시계열자료의 경향성 탐지의 정확도 향상에 대한 연구(오경두 등, 2005) 등이 있고, 그 밖에도 적은 수의 수질 자료를 바탕으로 카오스 모형을 적용함으로써 수질을 예측하는(Wu *et al.*, 2009) 등의 연구가 수행되었다.

지하수 수위, 함양량, 수질 자료를 대상으로 한 많은 시계열분석 문헌이 존재하지만(Crosbie *et al.*, 2005; Tularam and Keeler, 2006), 본 연구와 같이 강변여과 현장에서 지하수위의 변동을 시계열 모형으로 설명하려는 시도는 사실상 전무하다는 점에서 본 연구는 실용적·이론적 의의를 갖는다.

## 2. 대상지역 및 보유 자료

### 2.1 대상지역

창원시 대산정수장은 상수도의 100%(2006년 기준 80,000 m<sup>3</sup>/day)를 강변여과수로 공급하고 있다(창원시 상수도 사업소, 2008). Fig. 1은 창원시 대산정수장 및 취수 지역의 관측정과 취수정의 위치도이다. 7개의 취수정(PW1, PW2, PW3, PW4, PW5, PW6, PW7)과 14개의 관측정(DS1, DS2, DS3, DS4, DS5, DS6, DS7, DS8, OW11, OW12, OW13, OW14, OW15, OW16)이 설치되어 있다.

대산정수장은 11개의 관측정(DS1-8, OW11, OW13, OW16)을 대상으로 2003년 1월부터 2008년 7월까지의 자료를 축적하고 있다. 보유 자료는 지하수위, 하천수위, 강수량 및 수질자료로 1-15분 단위로 측정되고 있다(부산대학교, 2007; Cheong *et al.*, 2008).

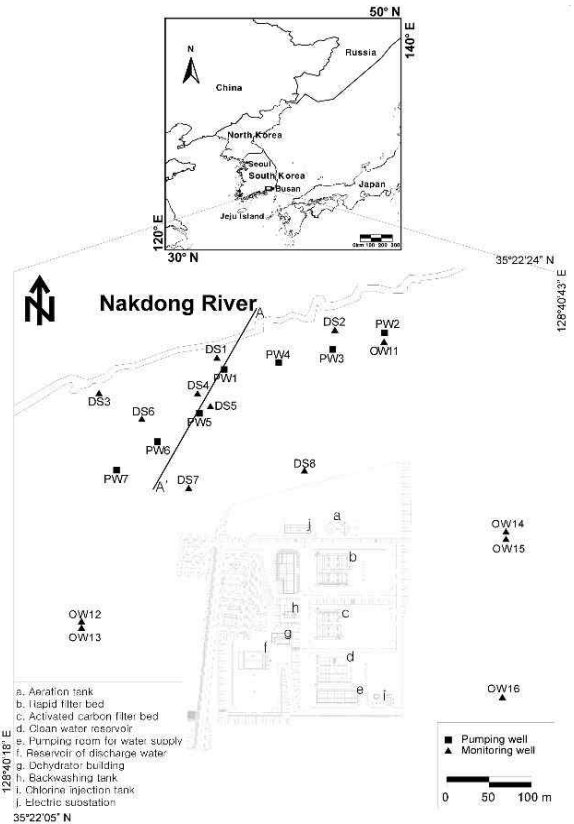


Fig. 1. Location of Pumping and Observation Wells at Daesan-Myeon (부산대학교, 2007)

### 2.2 보유 자료

대산정수장은 국내에서 강변여과 현장의 지하수위를 5년 이상 지속적으로 관측하고 있는 유일한 지역으로 시계열 분석에 충분한 기간의 자료를 확보하고 있다.

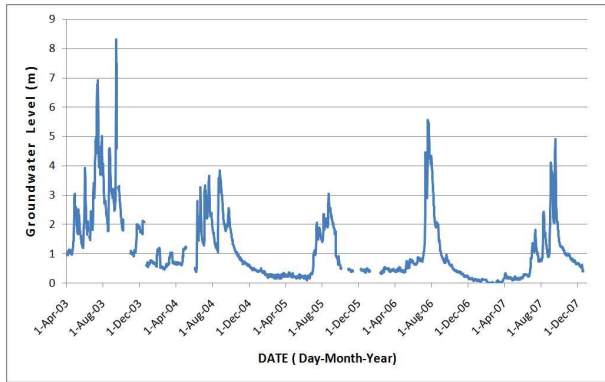


Fig. 2. Average Daily Observation of Groundwater Level before Calibration

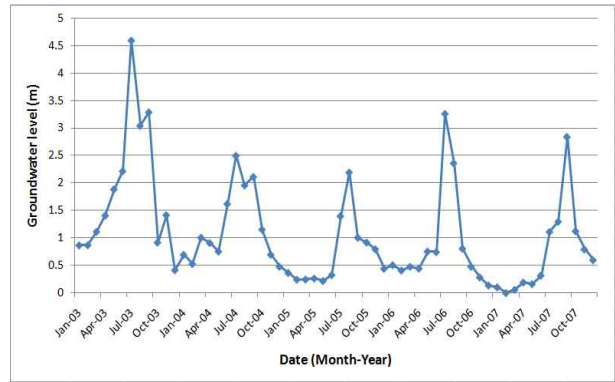


Fig. 3. Monthly Groundwater Level after Calibration

Table 1. Groundwater Level Fluctuation after Missing Data Calibration

(unit: m)

Month Year	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
2003	0.87	0.87	1.12	1.41	1.89	2.22	4.59	3.04	3.29	<b>0.92</b>	1.42	<b>0.42</b>
2004	0.70	0.53	1.01	0.91	<b>0.76</b>	1.62	2.50	1.96	2.11	1.16	0.70	0.48
2005	0.37	0.25	0.25	0.27	0.22	0.33	1.40	2.19	1.01	<b>0.92</b>	<b>0.80</b>	0.44
2006	<b>0.51</b>	<b>0.41</b>	0.48	0.45	<b>0.76</b>	0.75	3.26	2.36	0.81	0.48	0.29	0.14
2007	0.11	0.00	0.06	0.19	0.16	0.32	1.11	1.30	2.84	1.13	0.80	0.60
Maximum	0.87	0.87	1.12	1.41	1.89	2.22	4.59	3.04	3.29	1.16	1.42	0.60
Minimum	0.11	0.00	0.06	0.19	0.16	0.32	1.11	1.30	0.81	0.48	0.29	0.14
Range	0.76	0.87	1.06	1.22	1.72	1.90	3.48	1.75	2.48	0.67	1.13	0.46
Mean	<b>0.51</b>	<b>0.41</b>	<b>0.58</b>	<b>0.65</b>	<b>0.76</b>	<b>1.05</b>	<b>2.57</b>	<b>2.17</b>	<b>2.01</b>	<b>0.92</b>	<b>0.80</b>	<b>0.42</b>
Median	0.51	0.41	0.48	0.45	0.76	0.75	2.50	2.19	2.11	0.92	0.80	0.44
Standard deviation	0.29	0.32	0.46	0.51	0.69	0.84	1.42	0.63	1.09	0.27	0.41	0.17
Kurtosis	-0.55	0.32	-2.58	-0.46	2.00	-1.68	-0.84	1.03	-2.54	2.00	2.03	2.55
Skewness	-0.26	0.30	0.20	0.97	1.36	0.71	0.56	-0.01	-0.03	-1.35	0.63	-1.25

※ Bold figures: calibration data

지하수위는 Fig. 1의 관측정(DS1-8, OW11, OW13, OW16)에서 2분 간격으로 측정되고 있다. 각 관측정의 지하수위를 산술평균한 후, 일별 지하수위로 변환했다(Fig. 2). 본 연구에서는 지하수위의 월별 특성을 알아보기 위하여 일자료를 월단위로 변환했다. 이 때, 1주일 이상 결측된 경우 결측치로 간주하였다. Table 1과 Fig. 3은 각각 모형 개발에 사용된 지하수위의 기초통계량과 그래프이다.

결측치 보완은 산술평균법을 이용했다. 산술평균법은 결측된 지점의 자료와 주변 지점의 자료가 적은 차이를 보일 때 적용하며, 다른 방법들에 비해 상대적으로 효율적인 방법이다. 결측된 달의 지하수위는 월별 평균값을 적용했다.

Fig. 3의 지하수위 시계열자료에는 12개월 주기의 계절성이 나타난다. 매년 7월에 최대값을, 12월에 최소값을 가진다. 또한 해당 기간 동안 지하수위 감소추세는 눈으로 확인되지 않고 있으나 분산은 다소 불안정한 것으로 나타난다.

### 3. 모형의 개발

#### 3.1 절차

본 연구에서는 자료의 정상성 검토, 모형식별, 모수 추정, 모형검증 및 검정 단계를 거쳐 시계열 모형을 개발하고 개발된 모형을 이용해 예측을 실시했다(Fig. 4). 이것은 시계열분석의 전형적인 절차로 Box-Jenkins에

의해 제안되어 널리 이용되고 있다(Box *et al.*, 1994). 이 방법을 통해 시계열자료로부터 AR(p), MA(q), ARMA(p,q) 등의 최적 모형을 결정할 수 있으며, 기초적 추계모형을 조합하여 ARIMA(p,d,q) 모형의 구축도 가능하다. 또한 시계열자료에 계절성이 포함되어 있다면 계절형 ARIMA(p,d,q)×(P,D,Q)<sub>s</sub> 모형도 구축 가능하다. 여기서 p, d, q는 비계절성분이며 P, D, Q는 계절성분이다. s는 모형의 주기를 나타낸다.

이 방법은 이론적 체계를 갖추고 있으면서 거의 모든 형태의 시계열자료에 적용할 수 있다. 또, 다른 방법에 비해 예측오차를 비교적 작게 하는 이점을 갖는다. 단 정상시계열에만 적용되고 그 자료가 등간격의 이산 자료임을 전제로 한다. 이 방법이 효과를 거두기 위해서는 적어도 50개 이상의 관측값이 필요하지만, 자료에 포함된 백색 잡음(white noise)의 분산이 작으면 50개 이하의 자료에서도 효과를 얻을 수 있음이 경험적으로 알려져 있다(김해경, 김태수, 2003).

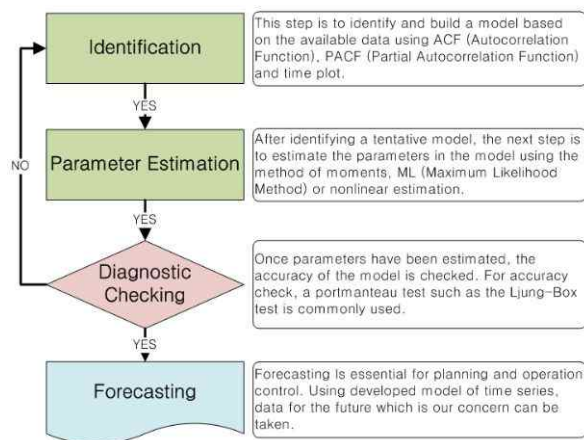


Fig. 4. Model Development Strategy based on Box-Jenkins Method

### 3.2 정상성 검토

정상 시계열이란 분산 및 평균이 안정된 자료를 말한다. 수문 시계열자료는 대체로 이분산성, 추세 또는 계절성이 존재한다. 비정상시계열을 정상시계열로 간주한 시계열모형은 심각한 회귀적 오류를 야기한다(Granger and Newbold, 1974; 이상기 등, 2008). 따라서, 시계열분석 준비단계에서 분산의 안정성 및 추세성분의 존재 여부에 대한 검정을 실시해야 한다.

추세성분의 존재 여부에 대한 검정으로는 단위근 검정이 있다. 단위근은 자기회귀모형( $Z_t = \phi Z_{t-1} + a_t$ ,  $a_t \sim (0, \sigma^2)$ )에서  $|\phi| = 1$ 이 되는 경우로, 이 경우 시계열에 추세가 존재함을 의미한다. 본 연구에서는 단위근의 존재 여부를 파악하기 위하여 Dickey-Fuller test를

SAS 9.1이 제공하는 매크로를 이용해 실시했다(SAS, 2002). 그 결과 신뢰한도 95%에서 추세성분이 존재하지 않는 것으로 나타났다.

분산 안정성을 알아보기 위해서는 Box-Cox test를 실시했다. Box-Cox test의 결과는 분산이 안정되었는지, 또는 그렇지 않다면 어떠한 종류의 변환을 거쳐야 하는지를 나타낸다. 여기서  $\lambda$ 를 변환모수라고 하며 그에 따른 변환의 종류는 Table 2와 같다(Wei, 2005).

Table 2. Classification of Transformation

$\lambda$	Transformation
1.0	Variance is already stabilized
0.5	$\sqrt{Z_t}$
0.0	$\ln Z_t$
-0.5	$1/\sqrt{Z_t}$
-1.0	$1/Z_t$

지하수위 시계열자료의 Box-Cox test 결과는 Table 3과 같다. AIC(Akaike's Information Criterion)와 SBC(Schwartz's Bayesian Criterion)는 모형의 적합도를 평가하는 기준으로, Box-Cox test에서 AIC와 SBC가 가장 낮은  $\lambda$ 를 선택한다. 지하수위 시계열자료의 Box-Cox test결과  $\lambda$ 가 0.5로, 분산이 불안정하며 루트변환이 필요함을 알 수 있다.

Table 3. Box-Cox Test Using Original Data

$\lambda$	AIC	SBC
1.0	137.295	149.861
<b>0.5</b>	<b>86.766</b>	<b>99.322</b>
0.0	102.699	115.265
-0.5	295.538	308.104
-1.0	552.093	564.659

루트변환 실시 후 분산이 안정되었는지 확인하기 위해 Box-Cox test를 다시 실시한 결과는 Table 4와 같다.

Table 4. Box-Cox Test after Variance Stabilizing Transformation

$\lambda$	AIC	SBC
<b>1.0</b>	<b>26.491</b>	<b>39.057</b>
0.5	40.753	49.319
0.0	42.424	54.991
-0.5	124.887	137.453
-1.0	235.263	247.829

결국, 분석에 사용될 지하수위에 추세는 존재하지 않고(평균 안정), 분산은 불안정한 것으로 나타났으며, 분산 안정화 실시 후 시계열을 정상화시킬 수 있었다. 이

후 분석에 사용된 시계열은 루트변환을 통하여 분산이 안정된 정상시계열이다.

### 3.3 모형의 식별

모형의 식별을 위해 지하수위 시계열 자료의 ACF(자기상관함수; Autocorrelation Function)와 PACF(부분자기상관함수; Partial Autocorrelation Function)를 도식했다(Figs. 5~7).

Fig. 5는 분산 안정화 변환 후 지하수위 자료의 ACF 및 PACF이다. Fig. 3에서, 그리고 Fig. 5에서 더욱 명확하게 확인할 수 있는 특징은 이 시계열자료가 주기 12개월의 계절성을 포함하고 있다는 것이다. 이러한 계절형 ARIMA 모형을 식별할 때는 해당 주기 시차의 ACF, PACF(Fig. 6)와 그를 제외한 시차의 ACF, PACF(Fig. 7)로 나누어서 모형을 식별한다(Wei, 2005).

Fig. 6에서 ACF는 지수 감소하고 있으며 PACF는 시차 1이후 절단 되고 있다. 즉, 계절성분의 P는 1이고

Q는 0이다. Fig. 7에서 ACF는 파동 감소하고 있으며 PACF는 시차 1이후 절단되고 있다. 즉, 비계절성분의 p는 1이고 q는 0이다.

결국 이 시계열자료는 계절형 ARIMA (1,0,0)×(1,0,0)<sub>12</sub>모형을 따른다고 볼 수 있으며, 모형의 기본식은 Eq. (1)과 같다.

$$(1 - \phi_1 B - \phi_{12} B^{12}) \sqrt{Z_t} = \mu + a_t \quad (1)$$

이 때,  $\phi_1$ 은 비계절성분 대한 모수이고  $\phi_{12}$ 는 계절성분에 대한 모수이다.  $\mu$ 는 모형의 평균이며  $a_t$ 는 잔차이다. 또한,  $B$ 는 후향연산자(backward shift operator)로 Eq. (2)로 정의된다.

$$B^k Z_t = Z_{t-k} \quad (2)$$

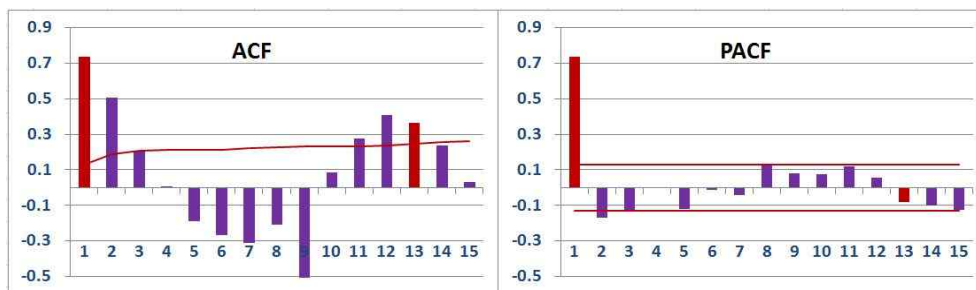


Fig. 5. ACF and PACF of Groundwater Level

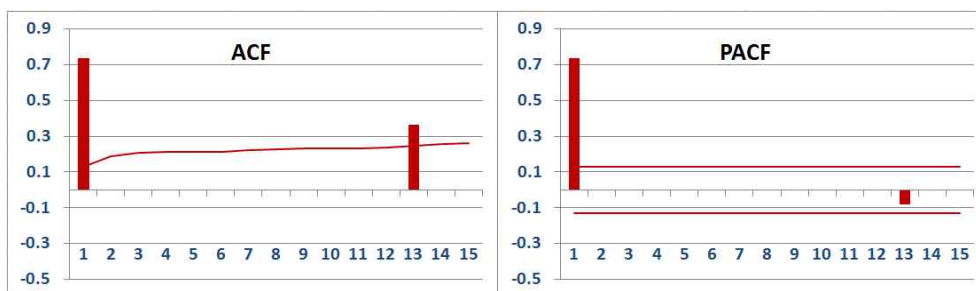


Fig. 6. ACF and PACF of Seasonal Period



Fig. 7. ACF and PACF of Non-seasonal Period

### 3.4 모수의 추정

모형에 포함된 모수는 최우도법(ML; Maximum Likelihood Estimation)으로 추정하였다. 최우도법은 표본계열에 대한 우도를 수치적으로 최대화하는 방법으로 안정적인 모형의 적합을 위해서는 자료수가 50 이상인 것이 바람직하다(박유성, 김기환, 2002). Table 5는 모수 추정 결과이다.  $\mu$ ,  $\phi_1$ ,  $\phi_{12}$ 에 대하여 추정된 값들의 t-Value가 우측 단측 t검정에서의 1.645(유의수준 5%)보다 크므로 채택할 수 있으며, 결국 Eq. (3)이 얻어진다.

Table 5. ML Estimation of Seasonal ARIMA (1,0,0)×(1,0,0)<sub>12</sub> Model

Maximum Likelihood Estimation		
Parameter	Estimate	t-Value
$\mu$	0.978	2.98
$\phi_1$	0.569	6.94
$\phi_{12}$	0.383	4.25

$$(1 - 0.569B - 0.383B^{12}) \sqrt{Z_t} = 0.978 + a_t \quad (3)$$

### 3.5 모형의 검정

모형 검정은 추정된 모수들이 시계열 모형을 제대로 설명하고 있는지 알아보기 위한 단계로, “시계열자료에 포함된 잔차에 더 이상 설명할 변수가 없다”는 가정과 잔차가 Gaussian white noise며  $a_t \sim (0, \sigma^2)$ 를 만족하는지를 확인하는 과정이다(Wei, 2005).

잔차가 두 가정을 만족하는지 알아보기 위해 잔차의 ACF 및 PACF(Fig. 8)가 모든 시차에서  $\pm 2/\sqrt{n}$ 보다 작은지 확인해 보았다.

PACF는 모든 시차에서 표준오차 이하로, 잔차에 더 이상 설명할 변수가 없음을 나타낸다. 하지만 ACF는 시차 2에서 ACF(0.278)가 표준오차(0.259)보다 크다. 시차 2의 ACF만으로 잔차가 백색잡음이 아니라고 단정

할 수 없으므로 보다 정량적인 Ljung-Box test를 실시했다.

Ljung-Box test는 검정통계량 Q를 계산하여 귀무가설( $H_0$ : 적합된 모형이 타당하다)을 채택할 수 있는지 확인하는 방법이다(Ljung and Box, 1978). K는 보통 n/5보다 큰 값을 사용한다(박유성, 김기환, 2005). 지하수위 시계열자료가 60개 이므로 K=12에 대한 통계량 Q는 다음과 같다(Table 6).

Table 6. Ljung-Box Statistic

Lag (K)	Q	$\chi^2_{5\%}$	$r^2_k, (k = 1, 2, 11, 12)$			
12	9.80	18.31	0.049	0.277	0.067	0.007

$$\begin{aligned}
 Q &= 60(60+2) \sum_{k=1}^{12} \frac{r_k^2}{60-k} \\
 &= 60(60+2) \left\{ \frac{0.049^2}{60-1} + \frac{0.277^2}{60-2} + \dots + \frac{0.067^2}{60-11} + \frac{(0.007)^2}{60-12} \right\} \\
 &= 9.80
 \end{aligned}$$

Q가 해당 시차에서  $\chi^2_{\alpha}$ 분포의 상위  $\alpha$ 의 확률을 주는 값보다 작을 때  $H_0$ 을 채택할 수 있다. 통계량 Q가 K=12에서  $Q < \chi^2_{5\%}$ 이므로 유의수준 5%에서 귀무가설  $H_0$ 을 채택할 수 있다. 즉, 적합된 모형이 타당하다고 할 수 있다.

### 3.6 모형의 검증

계절형 ARIMA모형의 적합도를 판단하는 기준으로 36개월(월단위 자료의 경우) 전방예측(backcasting)에서의 MAPE(Mean Absolute Percentage Error)가 15보다 작아야 함을 삼을 수 있다(SAS, 2002).

$$MAPE = \frac{\sum |Z_t - \hat{Z}_t| / |Z_t|}{n} (\%) \quad (4)$$



Fig. 8. ACF and PACF of Residuals

Table 7. 12 Months Forecasting (unit: m)

2008	Jan.	Feb.	Mar.	Apr.	May	Jun.
Forecasting	0.38	0.17	0.14	0.19	0.20	0.27
2008	Jul.	Aug.	Sep.	Oct.	Nov.	Dec.
Forecasting	0.56	0.68	2.14	1.70	1.16	0.61

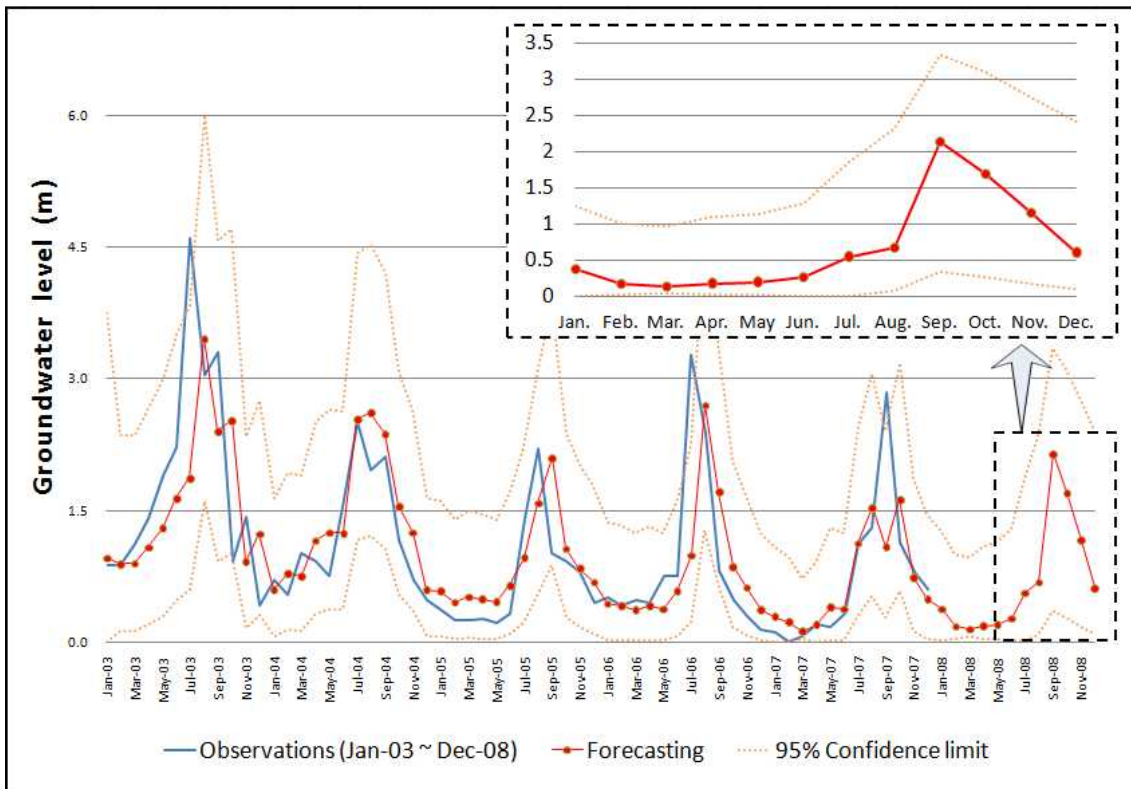


Fig. 9. Forecasted and Observed Groundwater Level

이 때,  $Z_t$ 는 실측값,  $\hat{Z}_t$ 는 예측값이며  $n$ 은 예측값의 갯수이다. Eq. (3)으로 36개월 전방 예측을 실시하여 관측값과 비교한 결과 MAPE는 3.961로 나타나 기준치인 15에 비해 상당히 작으므로 적합한 모형이라 판단할 수 있다.

#### 4. 예측

개발된 모형으로 대산정수장 주변 지하수위의 중장기적 경향을 알아보기 위해 향후 12개월의 지하수위를 예측(forecasting)했다(Table 7 and Fig. 9).

2008년 지하수위는 예년의 지하수위 변동 특성과 유사한 패턴을 나타낸다. 9월에 2.14m로 최고치를 보이며, 평균 0.68 m로 전년평균(0.72 m)에 비해 약 5%, '03~'07년 평균(1.07 m)에 비해 약 36% 가량 감소할 것으로 예상된다. 이는 대산정수장의 수원 관리 차원에서 장기적인 모니터링과 대책 마련이 필요함을 의미한다.

#### 5. 결론

강변여과를 통해 상수도를 공급하고 있는 경남 창원시와 같은 지역에서는 안정적 용수 공급을 위해 취수 가능량에 관한 예측능력이 필요하다. 취수 가능량과 밀접한 관계를 가지는 지하수위의 예측 도구의 확보는 강변여과 현장에서 반드시 필요하다. 지하수위 예측은 지하수 해석모형을 사용하는 방법, 강우량이나 하천수위 등과의 상관성을 활용한 회귀분석 방법 또는 시계열분석 방법 등이 있으나, 시계열분석은 지질특성, 강우량, 하천수위 등 지하수위 이외의 입력자료가 필요 없다는 점에서 다른 방법에 비해 장점이 있다. 본 연구에서는 강변여과 현장에서 5년간 축적된 자료를 바탕으로 시계열 모형을 개발하는 과정을 타 지역에서도 발생할 수 있는 기술적 문제를 중심으로 기술하였으며, 개발된 모형으로 향후 1년의 지하수위를 예측했다. 예측 결과 지하수위가 감소할 것으로 나타나, 안정적인 상수도 공급

을 위한 대책을 마련해야 할 것으로 판단되었다. 본 연구에서 제시된 방법론과 결과는 강변여과를 통해 상수도를 공급하는 지역이 확대되고 있는 시점에 많은 시사점을 줄 것으로 본다.

## 감사의 글

본 연구는 21세기 프론티어연구개발사업인 수자원의 지속적 확보기술개발사업단의 연구비지원(과제번호: 3-4-3)에 의해 수행되었습니다.

## 참고 문헌

김해경, 김태수 (2003). 시계열 분석과 예측 이론, 경문사.  
 나창진 (2002). 강수 예측을 위한 뉴로-퍼지 시스템과 퍼지 시계열의 적용, 석사학위논문, 고려대학교.  
 박유성, 김기환 (2002). SAS/ETS를 이용한 시계열자료분석 I, 자유아카데미, pp. 105-106.  
 박종영, 이재준, 이정식 (2002). "Transfer Function 모형을 이용한 다목적댐의 수문시계열 모형화." **한국수자원학회 학술발표회 논문집**, 한국수자원학회, pp. 134-139.  
 박석순, 정태영, 윤용운, 김범철 (1996). "박스-젠킨스법을 이용한 소양호 수질변화 시계열분석." **대한환경공학회지**, 대한환경공학회, Vol. 18, No. 6, pp. 767-780  
 백중철 (1997). "월 수질 시계열자료의 추이 및 통계학적 특성 분석." **대한토목학회논문집**, 대한토목학회, 제17권, 제II-2호, pp. 147-155  
 부산대학교 (2007). **인공함양 수도공급을 위한 지하수-하천수 변동 예측 모델 개발**, 수자원의지속적확보 기술개발사업단, pp. 5-6.  
 신흥섭 (2005). AR모형을 적용한 낙동강 주요지점의 수질분석, 석사학위논문, 충남대학교.  
 오경두, 박수연, 이순철, 진병호, 안원식 (2005). "시변동의 동질성 증가에 의한 비단조적 시계열자료의 경향성 탐지력 향상." **한국수자원학회논문집**, 한국수자원학회, 제38권, 제8호, pp. 617-629  
 이광만, 윤리영, 이승윤 (2008). "섬진강의 유량변화 통계 검정." **한국수자원학회논문집**, 한국수자원학회, 제 41권, 제 10호, pp. 1067-1077  
 이상기, 이상신, 우동현, 이상일 (2008). "강변여과 지하수위 시계열 모형을 위한 모형 식별." **한국지하수토양환경학회 추계학술발표회 논문집**, 한국지하수토양환경학회, pp. 246-247.  
 창원시 상수도 사업소, (2008.12.30). <http://sudo.changwon.go.kr>.

changwon.go.kr.  
 Akintug, B. and Rasmussen, P. F. (2005). "A markov switching model for annual hydrologic time series." *Water Resources Research*, AGU, Vol. 41, No. 9, W09424, DOI: 10.1029/2004WR003605.  
 Box, G.E.P., Jenkins, G.M., and Reinsel, G.C. (1994), *Time series analysis, forecasting and control (3rd ed.)*, Prentice Hall, Englewood Cliffs.  
 Cheong, J.-Y., Hamm, S.-Y., Kim, H.-S., Ko, E.-J., Yang, K. and Lee, J.-H. (2008). "Estimating hydraulic conductivity using grain-size analyses, aquifer tests, and numerical modeling in a riverside alluvial system in south Korea." *Hydrogeology Journal*, Springer, Vol. 16, No. 6, pp. 1129-1143.  
 Crosbie, R.S., Binning, P, and Kalma, JD. (2005). "A time series approach to inferring groundwater recharge using the water table fluctuation method." *Water Resources Research*, AGU, Vol. 41, No. 1, W01008, DOI:10.1029/2004/WR003077  
 Granger, C.W.J. and Newbold P. (1974). "Spurious regression in economics." *Journal of Econometrics*, 4, pp. 111-120.  
 Ljung, G.M. and Box, G.E.P. (1978). "On a measure of a lack of fit in time series models." *Biometrika*, Vol. 65, No. 2, pp. 297-303.  
 SAS Institute Inc. (2002). SAS 9.1.3 Service Pack 3 Help and Documentation.  
 Tsanis, I.K. (1993) "WQTA-A water quality trend analysis program." *Water Pollution Research Journal of Canada*, Vol. 28, No. 2, pp. 311-335.  
 Tularam, G.A. and Keeler, H.P. (2006). "The study of coastal groundwater depth and salinity variation using time-series analysis." *Environ. Impact Assess. Review*, Vol. 26, No. 7, pp. 633-642.  
 Wei, W. W. S. (2005). *Time series analysis: Univariate and multivariate methods 2E*, Addison Wesley, New York, pp. 164-170.  
 Wu, J., Lu, J. and Wang, J. (2009). "Application of chaos and fractal models to water quality time series prediction." *Environmental Modelling & Software*, Vol. 24, No. 5, pp. 632-636.

논문번호: 09-042	접수: 2009.04.13
수정일자: 2009.06.08	심사완료: 2009.07.10