

ARIMA 모형에 의한 하천수질 예측

류 병 로 · 한 양 수*
대전산업대학교 환경공학과 · 대구대학교 토목공학과
(1997년 12월 31일 접수)

Forecasting of Stream Water Quality by ARIMA Model

Byong-Ro Ryu and Yang-Su Han*
Dept. of Environmental Engineering Taejon National University of Technology
*Dept. of Civil Engineering, Taegu University
(Manuscript received 31 December 1997)

This study was carried out to develop the stream water quality model for the intaking station of Kongju waterworks in the Keum River system. The monthly water quality(total nitrogen and total phosphorus) with periodicity and trend were forecasted by multiplicative ARIMA models and then the applicability of the models was tested based on 7 years of the historical monthly water quality data at Kongju intaking site. The parameter estimation was made with the monthly observed data. The last one year data was used to compare the forecasted water quality by ARIMA model with the observed one. The models are ARIMA(2,0,0)x(0,1,1)₁₂ for total nitrogen, ARIMA(0,1,1)x(0,1,1)₁₂ for total phosphorus. The forecasting results showed a good agreement with the observed data. It is implying the applicability of multiplicative ARIMA model for forecasting monthly water quality at the Kongju site.

Key words : ARIMA, Water Quality Model, Forecasting

1. 서 론

금강의 수질, 특히 충남의 남부지역과 전북일원의 상수 취수원인 공주와 부여 취수원의 수질은 크게 오염되어 있으며 점차 심각해지고 있다. 그동안 하천의 수질은 BOD를 비롯한 유기물질과 이로 인한 용존산소의 고갈이 문제시 되어 왔으나 공주와 부여 취수원의 경우 연중 질소(N)와 인(P)이 과다하여 문제가 되고 있다. 수질을 개선하기 위해서는 수역의 수질을 평가하고 예측할 수 있는 수질모델이 필요하다. 수질모델은 자연수계의 물리적, 화학적, 생물학적 상호작용을 재현할 수 있도록 물리적 실험모형을 제작하여 실험하거나 수학적 모형에 의해 모의할 수 있다.

수질예측을 위한 수학적 모형에는 확정론적 방법과 통계적 방법이 있으며 그동안 국내에서의 수질예측 및 수질관리 계획에서는 수역에 유출입되는 오염물의 경계값으로부터 수질을 계산하는 QUAL2E, WASP5등 확정론적 모형이 주로 사용되어 왔다. 그러나 이들 모형은 많은 양의 실측 및 조사자료를 필요로 하며 입력자료가 충분치 못할 경우 상응하는 오차가 발생된다. 또 자연계의 현상은 추계학적 변수들로 이루어져 있고 불확실하며 실측과 조사과정에서 많은 불확실성을 내포하게 된다. 즉 측정에서 있어서는 샘플링시의 다양성, 해석기술, 기계의 정밀도 등 불확실한 조건들을 가지고 있다.

하천의 수질은 시간에 따라 끊임없이 변화하고 있으며 추계학적 현상으로 볼 수 있는데 수질 현상은 장기적으로 생각할 때 특정한 경향을 가지고 있다고 판단될 수 있다. 1년 동안에도 계절적 변화의 주기성을 가지고 있으며 1일 동안에도 역시 시간적인 주기성을 나타내고 있다. 경향과 주기성 외에도 설명할 수 없는 확률적 성분이 수질현상의 계열에 포함되어 있기 때문에 연속적으로 측정된 수질의 시계열은 추계학적인 현상으로 간주되고 있다. 그러나 짧은 시간의 수질을 예측하는데는 주로 확정론적 모델이 사용된다. 확정론적 모델에서 물리적 변화에 따른 매개변수 추정이 어렵고 실제 유역에서 변수의 측정이 어려울 경우 확정론적 모형의 적용에는 한계가 있다.

이에 반해 비교적 긴 시간의 과거 수질자료를 사용하는 추계학적 모형은 복잡한 수자원 시스템의 계획, 설계 및 운영조작을 위한 각종 해석의 입력자료 제공을 위해 모의 발생방법으로서 사용되기도 하며 국내에서도 상당한 연구가 진행되었다.

본 연구에서는 추계학적 모형 중의 하나인 multiplicative ARIMA모형을 공주 취수지점의 월별 수질계열에 적용하여 모형의 선정, 매개변수의 선정, 적합성 판정 등에 관해 고찰하고 이 모형이 월별 수질계열의 예측에 적합한지 검토하였다.

Table 1. 공주지점의 연도별 월별 TN 농도 (단위: mg/l)

연도 월	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
1	1.54	.76	.82	2.92	2.17	4.18	6.08
2	1.31	.69	.84	3.03	2.25	2.15	6.67
3	1.12	.69	.91	3.16	2.37	4.82	6.77
4	.99	.83	.91	3.46	2.39	5.93	5.41
5	.99	.86	.93	3.61	2.34	5.31	4.67
6	.84	.87	.91	3.85	2.11	5.31	4.84
7	1.20	.95	.82	4.11	2.36	5.11	3.85
8	1.14	.96	.88	4.21	2.37	3.75	2.96
9	.85	.88	1.21	4.23	1.68	3.51	3.50
10	.84	.86	1.51	4.28	2.05	3.71	3.95
11	.82	.85	1.91	4.14	1.91	5.26	5.36
12	.77	.83	2.03	2.14	1.16	5.51	5.71

2. 이론적 배경

2.1 단순 ARIMA 모형

일반적인 단위 ARIMA(p,d,q) 모형(autoregressive intergrated moving average model)은 다음과 같이 정의된다.

$$U_t = \sum_{j=1}^p \psi_j U_{t-j} - \sum_{j=0}^q \theta_j \varepsilon_{t-j}, \theta_0 = -1 \quad (1)$$

여기서 U_t 는 시계열 X_t 의 d차 계차조작에 의한 값이며 ψ_j 및 θ_j 는 각각 autoregression 및 moving average 계수이다.

예를 들어 ARIMA(1,1,1)모형은

$$U_t = \psi_1 U_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} \quad (2)$$

가 되며 여기서 $U_t = X_t - X_{t-1}$ 이 된다.

2.2 Multiplicative ARIMA 모형

Multiplicative ARIMA 모형은 1차, 2차 혹은 일반적으로 d차로 표현되는 단순 ARIMA(p,d,q) 모형(비계절성 ARIMA 모형)과 주기가 w인 계절성 차를 이용한 주기성 ARIMA(P,D,Q) 모형(계절성 ARIMA 모형)의 결합으로 표현될 수 있다.

즉, 계절성 주기가 w인 D차 계차조작이 고려된 ARMA(P,Q)모형, 다시 말해서 ARIMA(P,D,Q) 모형은 다음과 같이 된다.

$$(1 - \Phi_1 B^w - \Phi_2 B^{2w} - \dots - \Phi_p B^{pw})(1 - B)^d X_t = (1 - \theta_1 B^w - \theta_2 B^{2w} - \dots - \theta_q B^{qw}) \varepsilon_t \quad (3)$$

여기서 B는 후향연산자로서 $BX_t = X_{t-1}$, $B^w X_t = X_{t-w}$, $B^{pw} X_t = X_{t-pw}$ 등을 표시하며, $(1 - \Phi_1 B^w - \Phi_2 B^{2w} - \dots - \Phi_p B^{pw}) = \Phi(B^w)$ 와 $(1 - \theta_1 B^w - \theta_2 B^{2w} - \dots - \theta_q B^{qw}) = \Theta(B^w)$ 는 각각 seasonal AR 및 MA operator라고 부른다. 그리고 잔차 ε_t 에 적용되는 ARIMA(p,d,q) 모형 (즉, ε_t 계열에 d차 계차조작이 적용된 ARMA(p,q)모형)은 마찬가지로

$$(1 - \psi_1 B - \psi_2 B^2 - \dots - \psi_p B^p)(1 - B)^d \varepsilon_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) \varepsilon_t \quad (4)$$

여기서 등식 좌우변의 괄호속의 표현은 각각 $\Psi(B)$ 및

$\theta(B)$ 로 표시되고 AR 및 MA operator 라 하며 ε_t 는 독립변수이다.

일반적인 다차항 ARIMA(p,d,q)×(P,D,Q)_w모형은 식(4)의 ε_t 를 식(3)에 대입하여 얻을 수 있으며 일반적으로 표시하면 다음과 같다.

$$\Phi(B^w)\Psi(B)(1-B)^p(1-B^w)^q X_t = \Theta(B^w)\theta(B)\varepsilon_t \quad (5)$$

2.3 모형의 적합성 판정

Multiplicative ARIMA 모형의 잔차항은 정규분포를 가지며 서로 독립적인 무작위 계열이어야 하므로 모형의 매개변수가 일단 산정되거나면 관측자료 각각에 해당하는 잔차를 계산하고 이 잔차 시계열이 독립시계열인가를 검사함으로써 이 모형의 적합성을 판정하게 된다. 이는 잔차 시계열의 자기계열 상관도를 구하여 Anderson의 Correlogram test(Anderson, 1941)와 같은 지속성 판정법을 사용하거나 혹은 Porte Manteau Test(Box and Pierce, 1970 ; Hipel and Mcleod, 1977 ; Delleur, 1978)등에 의한다. 후자의 경우 검정 방법은

$$Q = N \sum_{k=1}^L r_k^2(\bar{\varepsilon}_t) \quad (6)$$

여기서 $r_k(\bar{\varepsilon}_t)$ 는 산정된 매개변수를 이용하여 계산한 잔차계열 ε_t 의 lag k계열 상관계수이고 N은 자료의 수, L은 고려하는 lag의 수로써 통상 N의 10-20%를 취한다. 식(6)으로 계산한 Q값이 신뢰도(1- α), 자유도(L-p-q)인 chi-square매개변수값 $\chi^2_{1-\alpha, L-p-q}$ 보다 작으면 잔차계열은 독립 시계열로 볼 수 있다.

2.4 예측 및 예측오차

예측(forecasting)이란 과거 관측치의 거동을 조건으로 하여 미래의 발생가능한 계열을 계산하는 것이다. multiplicative ARIMA(2,0,0)×(0,1,1)₁₂에 대해 생각해 보기로 한다. 식(5)에서 p=2, d=0, q=0, p=0, D=1, Q=1, w=12로 하여 X에 관해 전개하면

$$X_t = \psi_1 X_{t-1} + \psi_2 X_{t-2} + X_{t-12} - \psi_1 X_{t-13} - \psi_2 X_{t-14} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-12} \quad (7)$$

ARIMA 모형에 의한 하천수질 예측

Table 2. 공주지점의 연도별 월별 TP 농도 (단위: mg/l)

월 \ 연도	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
1	.03	.02	.04	.13	.09	.18	.14
2	.04	.02	.04	.19	.09	.18	.21
3	.04	.02	.05	.22	.09	.18	.27
4	.03	.05	.05	.24	.10	.19	.33
5	.04	.05	.05	.24	.10	.21	.32
6	.04	.05	.06	.25	.08	.16	.31
7	.04	.06	.06	.21	.09	.13	.16
8	.04	.06	.07	.25	.08	.14	.16
9	.04	.05	.07	.23	.42	.09	.19
10	.03	.05	.07	.23	.34	.09	.17
11	.03	.05	.08	.21	.46	.14	.16
12	.02	.04	.09	.11	.17	.14	.16

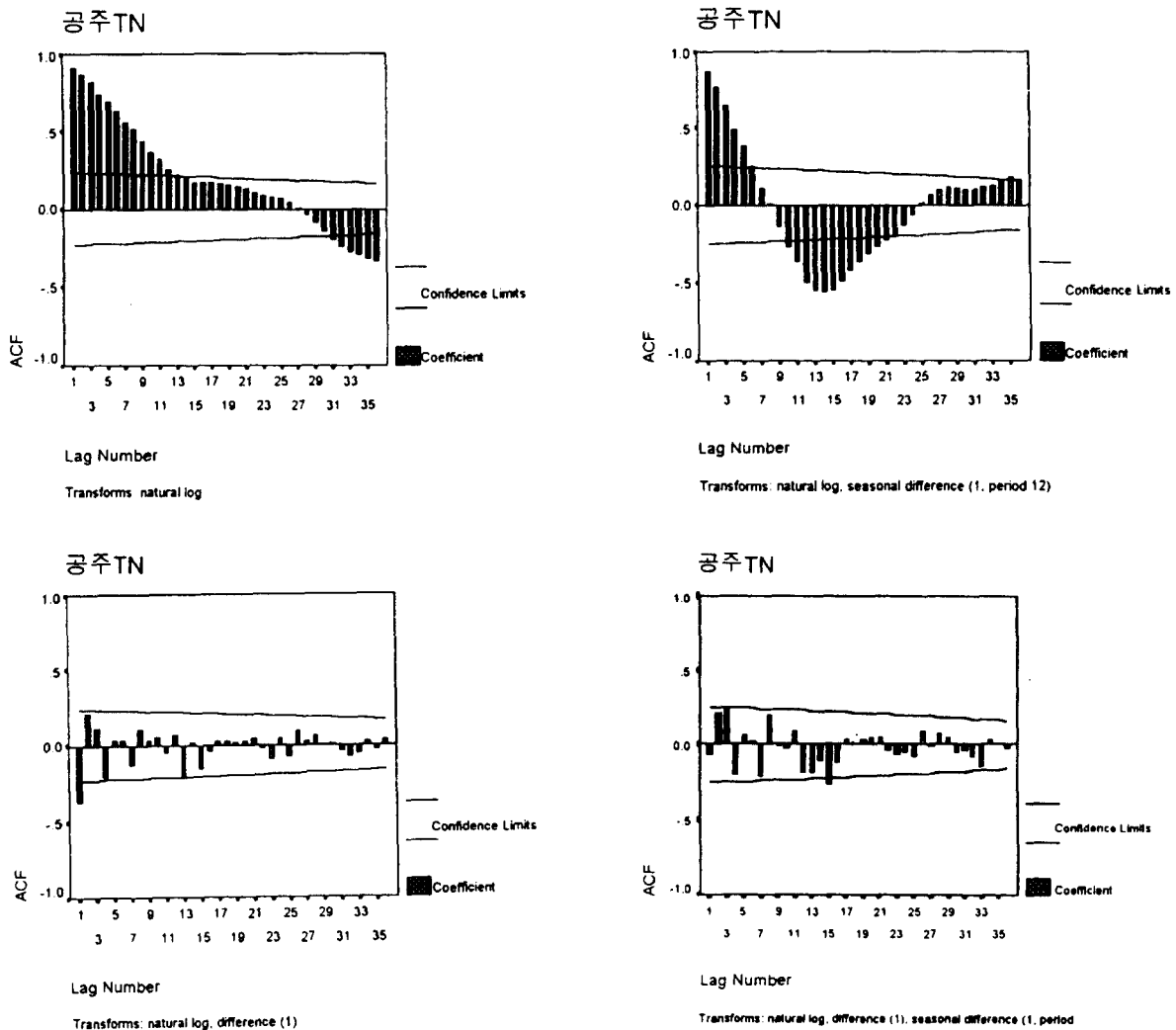


Fig. 1. 공주지점의 계절, 비계절 계차변환에 따른 자기상관도(TN).

시각 t에서 lead time L을 가지고 예측하면 $X_t(L)$ 은 X_{t-L} 의 조건부 기대치이다. 즉,

$$X_t(L) = [X_{t+L}] = \psi_1[X_{t+L-1}] + \psi_2[X_{t+L-2}] + [X_{t+L-12}] - \psi_1[X_{t+L-13}] - \psi_2[X_{t+L-14}] + [\varepsilon_t] - \theta_1[\varepsilon_{t+L-12}] \quad (8)$$

여기서 []는 기대치를 의미하며 현재 및 미래자료의 기대치는 자료값 그 자체이며 미래 자료의 기대치는 예측치이다. 따라서

$$X_t(1) = \psi_1 X_t + \psi_2 X_{t-1} + X_{t-11} - \psi_1 X_{t-12} - \psi_2 X_{t-13} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-11}$$

$$X_t(2) = \psi_1 X_{t+1} + \psi_2 X_t + X_{t-10} - \psi_1 X_{t-11} - \psi_2 X_{t-12} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-10}$$

$$\vdots$$

$$X_t(13) = \psi_1 X_{t+12} + \psi_2 X_{t+11} + X_{t+1} - \psi_1 X_t - \psi_2 X_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t+1}$$

한편, 시각 t+L에서의 자료치는 시각 t에서의 L 크기의 선행 예측치 $X_t(L)$ 과 예측오차 $e_t(L)$ 의 합이라 할 수 있으므로

$$X_{t+L} = X_t(L) + e_t(L) \quad (9)$$

3. 자 료

월 수질의 예측을 위해 선택된 수질 자료는 금강 수계 상의 공주 지점의 월 총질소(TN), 총인(TP)자료이다.

일반적으로 월수질자료의 획득은 일평균 수질자료에 의해 월별로 집계하여 얻는 것이 원칙이나 본 연구에서는 금강수계의 공주지점에서 7년간 관측된 월평균수질 자료를 환경처에서 발행한 한국환경연감 '90~'97로부터 획득하여 사용하였다. 이와 같이 선택된 월 수질자료는 1990년부터 1995년 까지의 6년간의 자료이고 예측치는 1996년 1년간의 자료와 비교하였다. 각 매개변수는 6년간의 자료에서 구하였다.

분석과 검증에 사용된 수질자료는 다음표에 수록되었다. 표 1 과 표 2 는 공주지점의 연도별 월별 TN 농도와 TP 농도 자료이다.

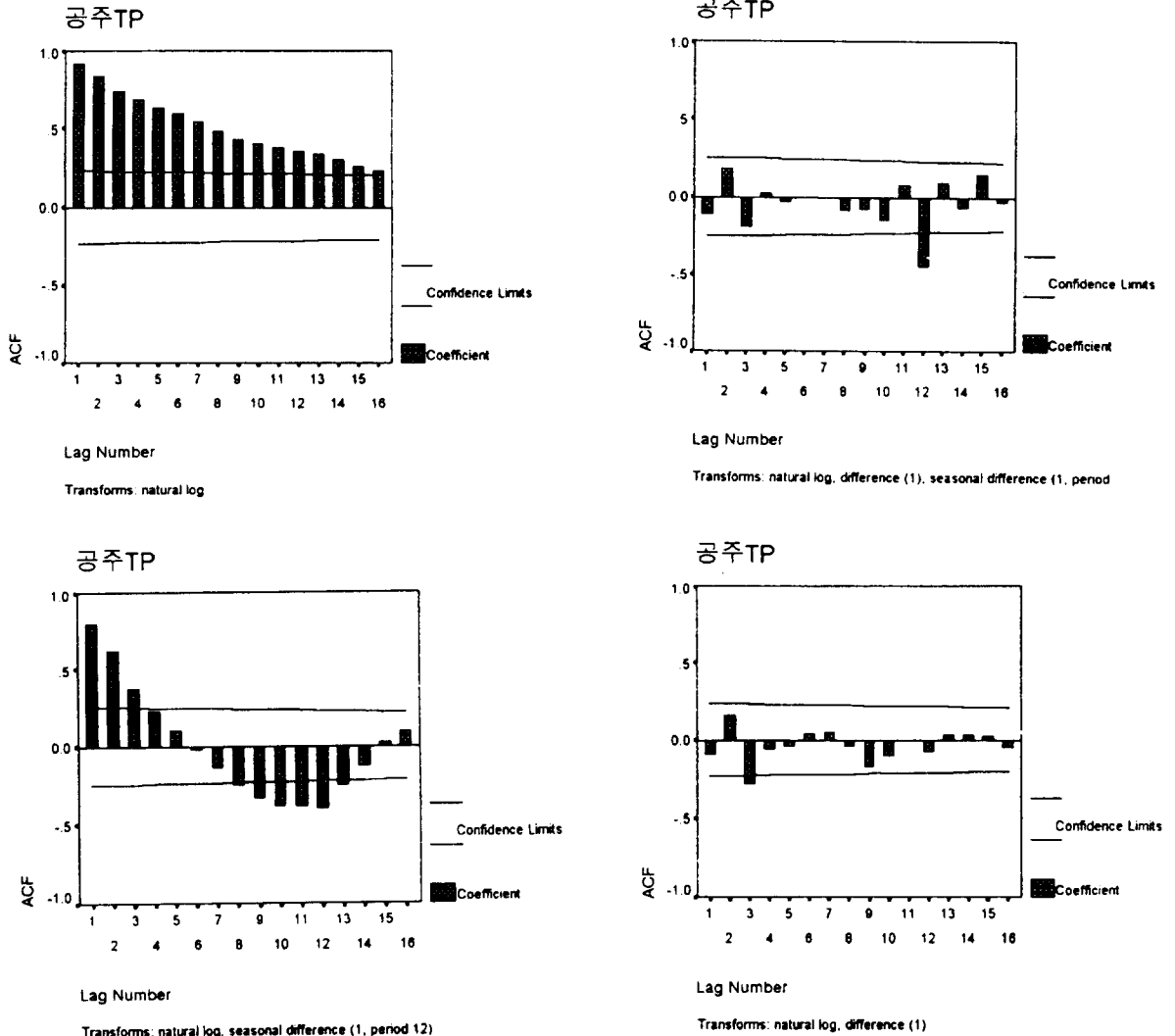


Fig. 2. 공주지점의 계절, 비계절 계차변환에 따른 자기상관도(TP).

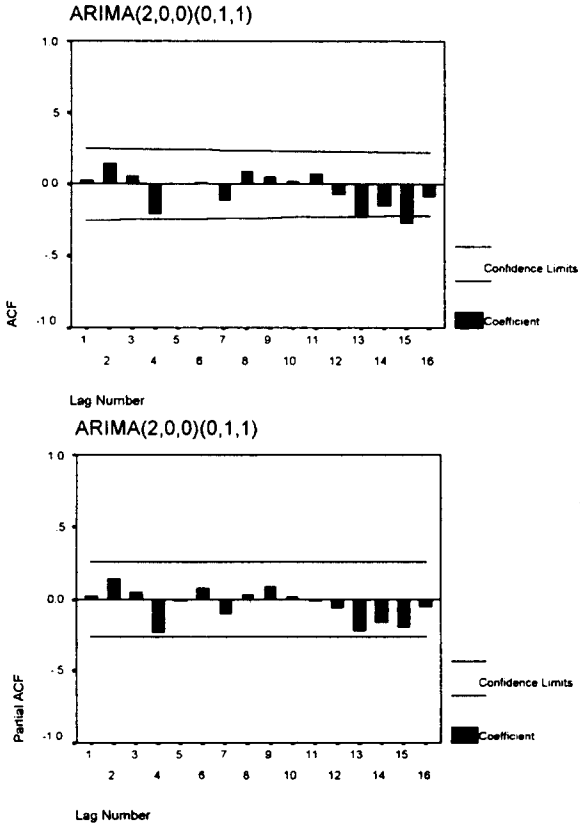


Fig. 3. 공주지점에 적용된 잔차의 자기상관도와 부분자기상관도(TN).

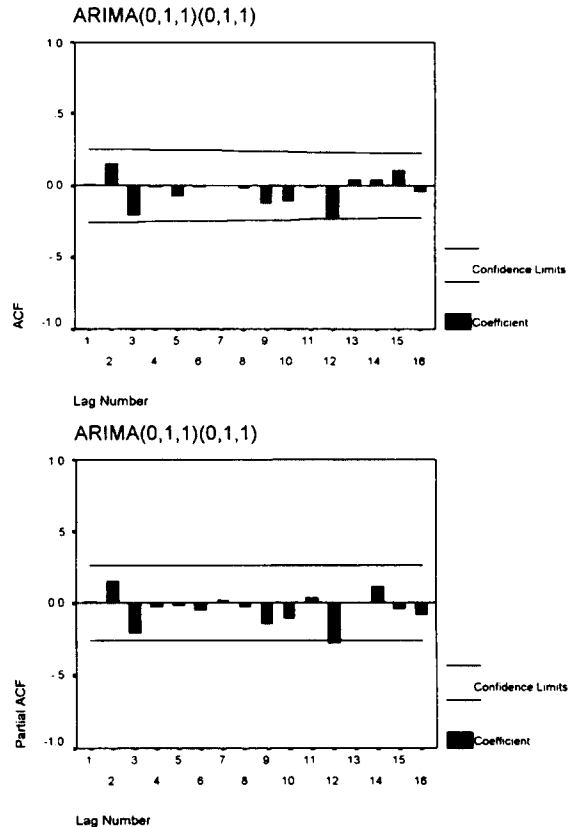


Fig. 4. 공주지점에 적용된 잔차의 자기상관도와 부분자기상관도(TP).

4. 자료의 분석 및 결과

4.1 월 수질 자료의 변환

공주지점의 월 수질자료 TN 농도, TP 농도를 multiplicative ARIMA 모형에 맞추어 해석하기 위해서는 월 수질자료의 정규분포화가 필요하다. 따라서 수질의 적정분포형을 결정하기 위해 정규분포와 2변수 대수정규분포로 각각 가정하여 Kolmogorov-Smirnov test에 의해 유의 수준 5%로 분포형 검정을 실시한 결과 대수정규분포의 적합성이 가장 크게 나타났으므로 월 수질 자료 계열은 대수치로 변환하여 분석에 사용하였다.

4.2 모형의 차수선정

공주지점에서의 월수질자료 TN 농도에 대수를 취한 자료값을 비계절성 계차(d=0,1)와 계절성(D=0,1) 계차를 고려하여, 자기상관도를 그림 1, 2에서와 같이 구하였다. 1차 계절성 계차는 자기 상관함수에 있어 주기성을 크게 배제시키며, 동시에 1차 비계절성 계차(D=1, d=1)도 경향을 줄여줌을 알 수 있다. 이러한 거동은 계절성, 비계절성 moving average항을 포함하려는 경향이 있다. 그리고 공주지점에서 월수질자료 TP 농도를 대수를 취한 자료값을 비계절성 계차(d=0,1)와 계절성(D=0,1) 계차를 고려하여, 자기상관도를 그림 2에서와 같이 구하였다. 따라서 TN 농도에 대하여는 ARIMA(2,

0,0)×(0,1,1)₁₂ 모형을 선정하기로 하였고 TP 농도에 대하여는 ARIMA(0,1,1)×(0,1,1)₁₂ 모형을 선정하였다. 그러나, 일반적인 TN 농도 수질자료에서는 장기성향을 보이지 않기 때문에 비계절성 계차는 불필요하고 계열이 AR(1), 혹은 AR(2)항을 필요로하므로 ARIMA(2,0,0)×(0,1,1)₁₂ 모형을 역시 고려하였으며 TP 농도에 대하여는 ARIMA(0,1,1)×(0,1,1)₁₂ 모형을 고려하였다.

4.3 매개변수의 산정

4.3.1 최대우법(maximum likelihood method)

ARIMA(0,1,1)×(0,1,1)₁₂ TP 모형을 식(5)로 표현하면 $(1-B)(1-B^{12})y_t = (1-\theta_1 B)(1-\phi_1 B^{12})\epsilon_t$ (10)

식(10)을 전개하면 $y_t = y_{t-1} + y_{t-12} - y_{t-13} + \epsilon_t - \theta_1 \epsilon_{t-1} - \phi_1 \epsilon_{t-12} - \phi_1 \theta_1 \epsilon_{t-13}$ (11)

ARIMA(2,0,0)×(0,1,1)₁₂ TN 모형을 식(5)로 표현하면 $(1-\psi_1 B - \psi_2 B^2)(1-B^{12})y_t = (1-\theta_1 B^{12})\epsilon_t$ (12)

식(12)를 전개하면 $y_t = \psi_1 y_{t-1} + \psi_2 y_{t-2} + y_{t-12} - \psi_1 y_{t-13} - \psi_2 y_{t-14} + \epsilon_t - \theta_1 \epsilon_{t-12}$ (13)

이를 최대우법을 적용하여 TN 모형, TP 모형의 매개변수를 각각 구하였다. TP 모형 ARIMA(0,1,1)×(0,1,1)₁₂의 경우에는 $\sum \epsilon_t^2(\theta_1, \phi_1)$ 면이 최소면을 이루게 되면 비선형추적법에 의해 최종치를 구할 수 있는데 비계절

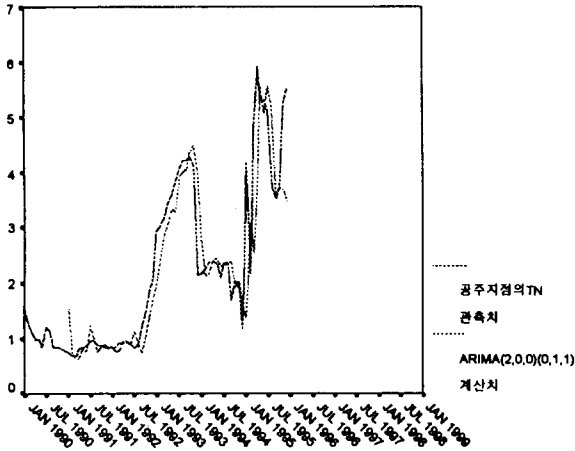


Fig. 5. 공주지점의 TN 농도 관측치와 ARIMA(2,0,0) x (0,1,1)₁₂ 계산치.

MA모수 θ_1 은 0.07615이고 계절 SMA모수 θ_1 은 0.86909가 된다.

또한, TN 모형 ARIMA(2,0,0) x (0,1,1)₁₂의 경우에 $\sum \epsilon_t^2(\theta_1, \theta_2)$ 면이 최소면을 이루게 되며, 비선형추적법에 의해 최종치를 구하면 비계절 AR모수인 ψ_1 은 0.74851, ψ_2 은 0.22343이 되며 계절 SMA모수 θ_1 은 0.72169가 된다.

4.3.2 매개변수의 확인검산

추정된 시계열 모형이 적절한지에 대한 검증이 필요하다. 일반적으로 매개변수의 확인 검산을 위해 많이 이용하는 방법은 설정된 모형에 의해서 추정된 잔차의 분석으로 모형이 잘 부합되었다면 추정된 잔차는 백색잡음의 성질을 만족시켜야 한다. 즉, 모든 시점에 대하여 추정된 잔차의 평균은 0이고, 분산은 일정해야 한다. 이를 알아보기 위해서 추정된 잔차의 ACF와 PACF를 그려보면 아래 그림 3 과 그림 4 와 같다.

TN 농도와 TP 농도에 대한 ACF와 PACF가 모든 시차에서 유의한 값이 없이 거의 0에 가까운 값을 가지므로 추정된 잔차가 백색잡음의 성질을 만족하고 있다고 할 수 있다. 따라서 설정된 모형이 잘 부합되었음을 알 수 있다.

따라서 본 연구에서는 공주지점에 TP 모형과 TN 모형을 선정하여 TN 농도, TP 농도 대하여 장래예측에 사용될 수 있을 것으로 판단된다.

TP 모형의 잔차는

$$\epsilon_t = y_t - y_{t-1} - y_{t-12} + y_{t-13} + \theta_1 \epsilon_{t-1} + \theta_1 \theta_1 \epsilon_{t-12} + \theta_1 \theta_1 \epsilon_{t-13} \quad (14)$$

TN 모형의 잔차는

$$\epsilon_t = y_t - \psi_1 y_{t-1} - \psi_2 y_{t-2} - y_{t-12} + \theta_1 y_{t-13} + \psi_2 y_{t-14} + \theta_1 \epsilon_{t-12} \quad (15)$$

그리고 잔차의 자기상관도와 부분자기상관도를 그림 3, 그림 4에 나타내었는데 이는 잔차가 서로 독립적임을 보여준다. 따라서 ARIMA(2,0,0) x (0,1,1)₁₂ 모형, 과 ARIMA(0,1,1) x (0,1,1)₁₂ 모형이 공주지점의 대수 자료치의 적용에 적당함을 알 수 있다.

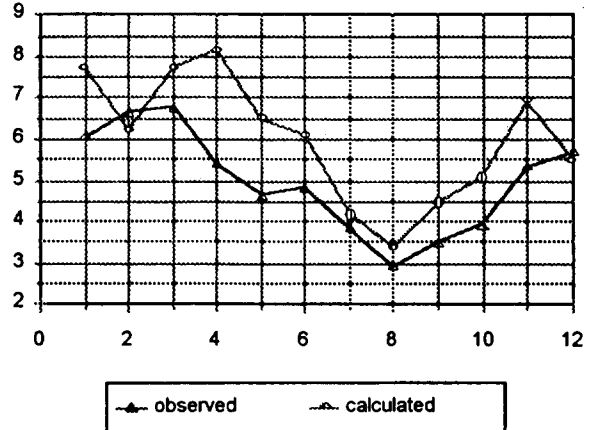


Fig. 6. 공주지점의 TN 농도 관측치와 ARIMA(2,0,0) x (0,1,1)₁₂ 예측치.

Table 3. 자료의 기본적인 통계특성

	TN		TP	
	예측치	관측치	예측치	관측치
자료수	12	12	12	12
평균	6.03	4.98	0.21	0.20
표준편차	1.49	1.24	0.07	0.04
분산	2.21	1.53	0.01	0.00

4.4 수질예측

공주지점의 월 수질자료 TP 농도, TN 농도 계열 X_t 의 대수치계열 $y_t = \log X_t$ 를 ARIMA(0,1,1) x (0,1,1)₁₂ 모형과 ARIMA(2,0,0) x (0,1,1)₁₂ 모형으로 표시하면 각각 다음 식과 같다.

$$y_t = y_{t-1} + y_{t-12} - y_{t-13} + \epsilon_t - 0.07615 \epsilon_{t-1} - 0.86909 \epsilon_{t-12} - 0.06618 \epsilon_{t-13} \quad (16)$$

$$y_t = 0.74851 y_{t-1} + 0.22343 y_{t-2} + y_{t-12} - 0.74851 y_{t-13} - 0.22343 y_{t-14} + \epsilon_t - 0.72169 \epsilon_{t-12} \quad (17)$$

따라서, 시간 t에서 L시간 앞선 예측치를 구하기 위한 예측 함수(forecast function)는 식(8)의 형태로 표시될 수 있고 L값에 따라 예측치를 차례로 구할 수 있다. 그림 5 와 그림 7은 관측치와 모델의 계산치를 비교하여 재현성을 보여주는 것으로 비교적 잘 일치하는 것으로 나타났다.

예측치는 1995년 12월 자료를 기준으로 하여 예측하였으므로 이를 실제 관측치와 함께 그림 6 과 그림 8에 표시하였다. 그림에서 보는 것과 같이 관측치와 TN을 예측하기 위한 TN 모델에 의한 계산치는 비교적 잘 일치하나 관측치보다 약간 높은 값을 가짐을 알 수 있다. 그리고 TP 농도를 계산하기 위한 TP 모델의 계산치는 관측치보다 약간 낮은 경향을 보이고 있다.

TN 모델, TP 모델은 장래의 TN 농도, TP 농도를 예측하여 경향을 파악하는데는 좋은 모델로 사료된다. 표 3에서 알 수 있는 바와 같이 TP 모델의 예측치와 관측치의 평균 및 분산은 각각 0.21, 0.20 과 0.01, 0.00을 보이므로 예측의 신뢰도는 인정되며 특히 예측된 월 수

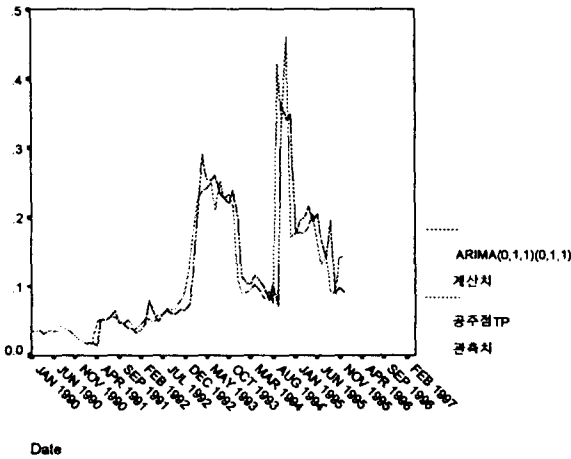


Fig. 7. 공주지점의 TP 농도 관측치와 ARIMA(0,1,1)×(0,1,1)₁₂ 계산치.

질계열이 그림 6 및 그림 8에서 보는 바와 같이 관측치의 시간적 분포특성을 잘 재연시켜 주고 있음을 알 수 있다. 그리고 TN 모델의 실측치와 예측치의 평균과 분산은 각각 4.98, 6.03 과 1.53, 2.21을 보여주고 있다.

5. 결 론

본 연구에서는 공주지점의 6년간 월 수질자료를 사용하여 multiplicative ARIMA모형에 적용하기 위한 매개변수를 선정하고 월별 총질소(TN), 총인(TP) 농도를 모의예측하여 실측자료와 비교하였다. 추계학적 기법인 ARIMA모형을 적용하여 질소·인의 장기수질예측이 가능토록하였으며 다음과 같은 결과를 얻을 수 있었다.

1)ARIMA모형의 매개변수 및 차수결정은 계열 자기상관도와 부분 계열 자기상관도를 사용하였으며, 확인을 위해서는 잔차의 계열 자기상관도를 이용하는 것이 유용하였다..

2)ARIMA모형의 매개변수 선정은 잔차에 최우법(maximum likelihood method)을 적용하여 매개변수들의 범위를 계산하고 비선형 반복계산(nonlinear iterative estimation)을 실시하므로써 매개변수의 값을 구할 수 있었다.

3)4개의 매개변수를 사용하여 총질소(TN)예측을 위한 ARIMA(2.0.0)×(0.1.1)₁₂모형을 구성하였으며 실측치를 사용하여 검정한 결과 상관성이 높은 것으로 나타났으며 계절적 변화를 잘 나타내고 있음을 알 수 있다.

4)총인예측 모형 역시 4개의 매개변수를 사용하여 ARIMA(0.1.1)×(0.1.1)₁₂모형을 구성하였으며 실측치를 사용하여 검정한 결과 상관성이 높은 것으로 나타났으며 계절적 변화를 잘 나타내고 있음을 알 수 있다.

5)승법 ARIMA(0.1.1)×(0.1.1)₁₂, ARIMA(2.0.0)×(0.1.1)₁₂ 모형이 실제 공주지점의 월수질 총인(TP), 총질소(TN)의 모의예측에 적합한지를 판단하기 위해서 실측치와 예측치의 두 집단의 표준편차와 평균의 일치도를 판정한 결과에서도 높은 일치성을 보여 본 모형은 공주지점의 장기 수질예측에 유용한 것으로 판단되었다.

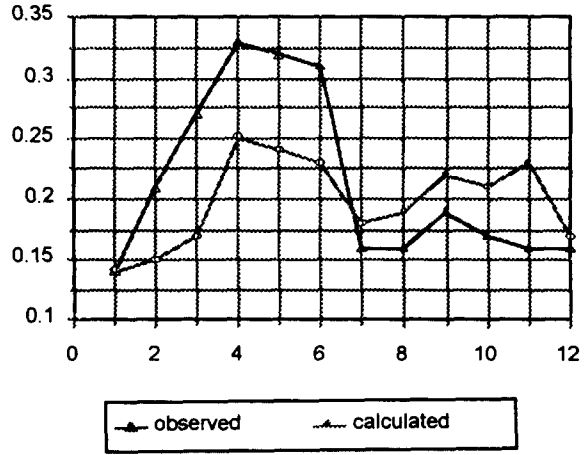


Fig. 8. 공주지점의 TP 농도 관측치와 ARIMA(0,1,1)×(0,1,1)₁₂ 예측치.

감사의 글

이 논문은 1996년도 대전산업대학교 기성회학술연구 조성비에 의하여 연구되었음.

참 고 문 헌

김수원 1985. 도시용수 계획을 위한 물 수요예측에 관한 연구 박사학위논문, 영남대학교.
 엄동조 1995. 기상변화에 따른 상수도1일총수량 예측에 관한 연구 석사학위논문, 전남대학교.
 윤용남, 서병하 1979. Bivariate Analysis에 의한 월유량의 모의발생에 관한 연구. 한국수문학회지, 12권 2호, 63-69.
 윤용남, 전시영 1985. ARMA(1, 1) 다계절모형에 의한 하천유량의 모의발생. 한국수문학회지, 19권 1호, 75-83.
 윤용남, 1985. 하천유량의 모의발생을 위한 Monte Carlo방법과 Autoregressive방법의 비교, 한국수문학회지, 18권 4호, 335-345.
 윤용남, 이동진 1987. 하천유량의 모의발생을 위한 장기 및 단기 추계학적 모형의 비교연구, 한국수문학회지, 20권 4호, 257-266.
 이경훈, 박성천, 문병석 1994. "상수도의 총수량 및 저수지 용량변화에 관한 연구" 대한상수도학회지, 제9권, 제2호, 118-126.
 이경훈, 이삼노, 문병석 1994 "상수도1일 총수량 변화와 확률분산 모형에 관한 연구" 제36회 수공학 연구발표회 논문집, 한국수문학회, 405-410.
 이경훈, 이삼노, 문병석 1994. "상수도1일 총수량의 시간적 변화의 특성에 관한 연구" 한국수문학회지, 제27권, 제2호, 135-143.
 최기현, 이종협 1994. SAS/ETS를 이용한 시계열 분석과 그 응용. 자유아카데미.
 현인환, 목동우 1995. 상수도 급수량의 단기예측 대한 상수도학회지, 제9권, 제1호, 96-106.

- Anderson, R. L. 1941, Distribution of the serial correlation coefficients, *Annals of Math. Statistics*, Vol.8, No. 1, 1-13.
- Box, G. E. P. and Jenkins, G. M. 1976, *Time series analysis-forecasting and control*, revised edition, Holden Day
- Box, G. E. P. and Pierce, D. A. 1970, Distribution of residual autocorrelations in autoregressive intergrated moving average time series models, *Jour. Amer. Stat. Assoc.*, 64
- Delleur, J. W. 1978, Autoregressive moving average models-ARMA(p, q). In *Lecture Notes for the computer workshop in statistical hydrology*, Colorado State University, Fort Collins, Colorado
- Fiering, M. B. and Jackson, B. J. 1971, Synthetic streamflows, *Water Resources Monograph Series*, Vol.1, AGU, Washington, D. C., 98-99.
- Haan, C. T. 1977, *Statistical methods in hydrology*, Iowa State University Press, Ames, 106-109.
- Hipel, K. W. and Mcleod, A. I. 1977, Removal of periodicities by differencing and monthly mean