

전이함수모형에 의한 여수연안 표면수온 예측

성기탁*[†] · 최양호** · 구준호** · 이미진**

*, ** 국립수산물품질관리원 남서해수산연구소

Transfer Function Model Forecasting of Sea Surface Temperature at Yeosu in Korean Coastal Waters

Ki-Tack Seong*[†] · Yang-Ho Choi** · Jun-Ho Koo** · Mi-Jin Lee**

*, ** Southwest Sea Fisheries Research Institute, Yeosu 556-823, Korea

요약 : 본 연구는 단일 입력 전이함수모형(Single-input transfer function model)을 적용하여 여수연안 2010년의 월평균 표면수온의 예측을 시도하였다. 전이함수모형을 수립하기 위한 입력시계열과 출력시계열은 각각 여수지방의 10년(2000-2009년)간의 월평균 기온자료와 표면수온자료를 이용하였다. 전이함수모형을 수립하기 위하여 입·출력 시계열을 사전백색화하고, 입·출력 시계열간의 각 시차에 대한 교차상관함수를 결정하였다. 교차상관함수는 음의 모든 시차에서 유의한 값을 갖지 않아 기온과 표면수온사이의 일방적 인과관계를 보였다. 또한 교차상관함수의 시차 0과 1에서 유의한 값을 보였다. 이러한 교차상관함수의 특징에 따라 입·출력시계열간 전이함수의 시차와 분모 및 분자의 차수(b, r, s)는 $(0, 1, 0)$ 으로 식별되었다. 구축된 전이함수모형에 따르면 기온과 표면수온 사이의 시차는 존재하지 않았다. 여기서 현재의 표면수온은 1개월 전의 표면수온과 선형관계가 있음을 보였으며, 잡음모형은 $ARIMA(1,0,1)(2,0,0)_{12}$ 로 식별되었다. 전이함수모형에 의한 월평균 표면수온의 예측치는 실측치에 비하여 전반적으로 $0.3-1.3\text{ }^{\circ}\text{C}$ 높은 경향을 보였으며, 6.4%의 평균절대백분율오차를 포함하였다. 이러한 결과는 8.3%의 평균절대백분율오차를 보인 $ARIMA$ 모형에 비하여 향상된 예측성능을 보이는 것이며, 표면수온의 시계열적 예측을 시도할 경우, $ARIMA$ 모형보다 전이함수모형의 적용을 통하여 그 예측성능의 개선 가능성을 기대할 수 있음을 시사하고 있다.

핵심용어 : 기온, 표면수온, $ARIMA$, 전이함수모형, 예측

Abstract : In this study, single-input transfer function model is applied to forecast monthly mean sea surface temperature(SST) in 2010 at Yeosu in Korean coastal waters. As input series, monthly mean air temperature series for ten years(2000-2009) at Yeosu in Korea is used, and Monthly mean SST at Yeosu station in Korean coastal waters is used as output series(the same period of input). To build transfer function model, first, input time series is prewhitened, and then cross-correlation functions between prewhitened input and output series are determined. The cross-correlation functions have just two significant values at time lag at 0 and 1. The lag between input and output series, the order of denominator and the order of numerator of transfer function, (b, r, s) are identified as $(0, 1, 0)$. The selected transfer function model shows that there does not exist the lag between monthly mean air temperature and monthly mean SST, and that transfer function has a first-order autoregressive component for monthly mean SST, and that noise model was identified as $ARIMA(1,0,1)(2,0,0)_{12}$. The forecasted values by the selected transfer function model are generally $0.3-1.3\text{ }^{\circ}\text{C}$ higher than actual SST in 2010 and have 6.4% mean absolute percentage error(MAPE). The error is 2% lower than MAPE by $ARIMA$ model. This implies that transfer function model could be more available than $ARIMA$ model in terms of forecasting performance of SST.

Key Words : Air temperature, Sea surface temperature, $ARIMA$, Transfer function model, Forecast

[†] Corresponding Author : ktseung@korea.kr, 061-690-8951

1. 서론

해면수온 변동은 대기 및 해양의 역학과정에 의해 지배된다(Deser et al., 2010). 대기의 역학과정은 해면을 통한 열교환에 의하여 해면수온 변동을 야기하며, 주로 기온, 풍속, 구름, 습도 등이 대기-해양 간 열교환을 통제하는 주요 요소로 작용한다. 해양과정의 경우 해류, 조류 등 해수운동에 의한 열의 이류, 확산, 연직혼합 및 표면혼합층의 변화 등이 해면수온 변동의 원인이 된다. 이러한 과정은 해면수온방정식 또는 해면열수지방정식 등으로 알려진 이류확산방정식의 형태로 정식화된다(Deser et al., 2010). 따라서 물리적 요인에 의한 해면수온의 변동을 결정하고자 한다면, 해면을 통한 열교환, 해수의 유동 및 혼합층의 깊이 등의 공간간적 분포에 관한 정량적 자료가 요구되며, 이러한 자료가 충분하지 못할 경우 해면수온방정식으로부터 수온변동을 예측하는 것은 매우 어려운 과정임과 동시에 비효율적인 방법이 될 수도 있다(Kang et al., 1991; Seong et al., 2014). 이에 따라 해면수온방정식에 의한 수온변동의 이해와 예측의 어려운 측면을 고려한 대안으로 시계열적 접근방법이 시도되어 왔다.

수온변동의 주기성, 종속성 등 확률 및 통계적 특성을 이해하고, 예측하기 위한 시계열 분석은 주로 수온 자료만을 이용한 단변량 시계열 모형(univariate time series model)을 적용하여 수행되어 왔다. 선행 연구에 의하면, Liu et al.(2009)은 Lianyungang 연안의 월평균 표면수온 자료(1966-2007)에 대한 최적 계절 ARIMA 모형으로 ARIMA(1,0,1)(0,1,0)₁₂ 모형을 제안하였고, 모형에 따른 예측결과는 3.5%의 평균상대오차를 가진다고 보고하였다. Karim(2013)은 벵골만 북부해역의 월평균 표면수온자료(1900-2009)로부터 다양한 모형의 예측성능을 비교하여 ARIMA(2,0,1)(0,1,1)₁₂ 모형을 최적예측모형으로 선택하였다. Hussian et al.(2013)의 경우는 Karachi 연안의 월평균 수온자료(1871-2009)를 이용하여 4월부터 10월의 월별 모형을 제안하고, 2010년부터 2030년까지의 장기예측을 시도하였다. Seong et al.(2014)은 한반도 여수연안의 월평균 표면수온(1995-2010년)을 ARIMA(1,0,0)(2,1,0)₁₂ 모형에 적합(fit)하였으며, 예측치는 8.3%의 평균절대백분율오차를 포함하는 결과를 제시하였다.

전이함수모형(Transfer function model)은 다변량 시계열 모형(multivariate time series model)의 일종으로 관심을 가지는 시계열(출력시계열)과 밀접한 관련이 있는 하나 또는 그 이상의 다른 시계열(입력시계열)이 가용할 경우, 입력시계열에 포함된 정보를 포함하여 모형을 수립하고, 입·출력시계열사이의 동적 연관성을 분석한다. 전이함수모형을 비롯한 다변량 시계열 분석은 경제(Gyles, 1991), 하천·수문

(Lemke, 1991; Kim, 2013) 및 기상(Lohami et al., 2011; Mateos et al., 2002; Otok and Suhartono, 2009) 분야에서 적용되어 왔으나, Lewis and Ray(1997)는 해면수온 예측을 위하여 캘리포니아 연안에서 관측된 20년간 일별 표면수온자료와 다양한 기후변수 자료 및 TSMARS 알고리즘을 이용하여 해면수온의 장기 종속성, 비선형을 포함하는 장단기 해면수온 예측 모형 개발을 시도하였다. Laepple et al.(2007)은 대서양에서의 태풍 발생회수를 예측하기 위한 일환으로 다변량 시계열 모형을 적용하여 5년(2006-2010)간의 해면수온을 예측한 결과, 수온 시계열과 수온에 영향을 미치는 시계열을 고려한 다변량 시계열 분석은 단변량 분석에 비하여 복잡한 모형 수립과정이 요구되나, 예측성능은 향상되는 것으로 보고하였다.

전이함수모형을 비롯한 다변량 시계열 분석의 주목적은 출력시계열과 입력시계열과의 동적 연관성을 분석하고, 단변량 시계열 모형의 예측성능을 개선하는데 있다. 본 연구에서는 여수지방의 10년(2000-2009)간 월평균 기온자료와 같은 기간 여수연안의 월평균 표면수온을 사용하여 전이함수모형을 수립, 검증하고, 설정된 전이함수모형으로부터 향후 12개월(2010년)의 표면수온을 예측하고자 하며, 표면수온자료만을 이용하여 수립된 단변량 ARIMA 모형의 예측 결과(Seong et al., 2014)와 비교하여 전이함수모형에 의한 표면수온 예측결과의 개선 가능성을 검토하고자 한다.

2. 자료 및 방법

전이함수모형을 수립하기 위하여 이용된 입·출력시계열은 각각 여수지방의 월평균 기온과 여수연안 표면수온자료가 사용되었다. 입력시계열은 여수지방의 2000년 1월부터 2009년 12월까지 10년간 120개월의 월평균 기온자료로서 여수기상대(127° 44' E, 34° 44' N)에서 관측하여 기상청에서 제공되고 있으며, 출력시계열은 같은 기간의 여수연안 고정관측소(127° 37.7' E, 34° 37.6' N)에서 관측한 표면수온자료로서 국립수산물과학원 해양자료센터의 자료를 이용하였다.

2.1 전이함수모형

전이함수모형은 임의 시계열의 미래 값을 예측하고자 할 때 자신의 과거나 현재 값과 더불어 그 시계열에 영향을 미치는 다른 시계열의 과거나 현재 그리고 미래의 예측 값까지도 예측에 이용하여 예측성능을 높이는 것을 목적으로 하는 모형이다. 이때, 예측하고자 하는 시계열을 출력시계열이라 하며, 예측하고자 하는 시계열에 영향을

미치는 다른 시계열을 입력시계열이라고 한다. 단일 입력 시계열에 대한 일반적인 전이함수모형은 식(1)과 같이 표현된다(Box et al., 2008).

$$Y_t = v_0 X_t + v_1 X_{t-1} + \dots + N_t = v(B) X_t + N_t \quad (1)$$

여기서, X_t : 입력시계열, Y_t : 출력시계열

v_i : 충격반응가중치, $i = 1, 2, 3, \dots$

N_t : 잡음모형

$v(B)$: 전이함수, $v(B) = v_0 + v_1 B + v_2 B^2 + \dots$

B : 후향연산자, $B^j X_t = X_{t-j}$.

이때, 전이함수($v(B)$)와 잡음모형(N_t)을 유리함수 형태로 표현함으로써 간결하고 설명력이 높은 모형(parsimonious model)을 수립할 수 있다. 따라서 전이함수모형은 식(2)와 같이 변환된다.

$$Y_t = \frac{\omega_s(B) B^b}{\delta_r(B)} X_t + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} \alpha_t \quad (2)$$

$$\text{여기서, } v(B) = \frac{\omega_s(B) B^b}{\delta_r(B)}, \quad N_t = \frac{\theta(B)}{\phi(B)} \alpha_t$$

$$\omega_s(B) = \omega_0 - \omega_1 B - \omega_2 B^2 - \dots - \omega_s B^s$$

$$\delta_r(B) = 1 - \delta_1 B - \delta_2 B^2 - \dots - \delta_r B^r$$

b : 입력 및 출력시계열간의 시차

r, s : 전이함수 분모 및 분자의 차수

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$$

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$$

α_t : 백색잡음.

2.2 전이함수모형 수립 과정

2.2.1 사전백색화

입력시계열이 자기상관을 가질 경우, 교차상관함수는 입력시계열의 자기상관 정도에 따라 유의성 여부가 좌우된다. 따라서 입·출력시계열간의 상호 영향정도와 시차관계에 대한 순수효과를 분석하기 위해서는 입·출력시계열에 대한 사전백색화 과정이 매우 중요한 절차이다(Box et al., 2008). 입력시계열의 사전백색화는 입력시계열(X_t)에 ARIMA 모형을 적합하여 백색잡음인 잔차계열(α_t)을 만든다. 즉, $\phi_x(B) X_t = \theta_x(B) \alpha_t$ 다시 말하여 $\alpha_t = \theta_x^{-1}(B) \phi_x(B) X_t$ 을 만족하는 백색잡음시계열을 만든다. 다음은 출력시계열(Y_t)를 위에서

얻은 같은 모형을 통하여 변환(여과)하여 $\beta_t = \theta_x^{-1}(B) \phi_x(B) Y_t$ 를 만족하는 변환시계열(β_t)을 생성한다.

2.2.2 교차상관함수 및 전이함수의 추정

입력시계열과 출력시계열간의 상관관계와 시차구조를 분석하기 위하여 교차상관분석을 이용한다. 즉, 교차상관함수를 통하여 입·출력시계열에 대한 상관관계의 정도와 방향을 측정하고 시차구조를 분석한다. 다만, 교차상관분석에 앞서 입력시계열을 사전백색화(whitening)시킨 후 교차상관분석을 실시해야 한다(Box et al., 2008; Vandaele, 1983).

교차상관함수가 결정되면 각 시차에 대한 교차상관함수를 통하여 전이함수모형의 입·출력시계열의 시차와 전이함수의 분모 및 분자의 차수 즉, 식(2)의 (b, r, s)을 추정한다. 교차상관함수로부터 전이함수모형의 (b, r, s)를 추정하는 과정은 Vandaele(1983)이 제안한 절차를 따른다.

2.2.3 잡음모형 설정

전이함수가 결정되면, 전이함수에 의해 적합된 시계열과 출력시계열과의 잔차시계열로부터 잡음성분의 모형을 설정한다. 잡음모형은 항상 백색잡음이 되는 것은 아니며, 일반적으로 ARIMA 모형으로 나타나며, 잡음모형의 수립 과정은 단변량 ARIMA 모형의 수립절차와 동일하다.

3. 결과 및 고찰

3.1 여수지방 월평균 기온 및 표면수온의 변동

여수지방의 10년(2000-2009년)간 월평균 기온과 표면수온은 전반적으로 2월에 가장 낮고, 8월에 가장 높은 형태로 매년 유사하게 변동하며, 주로 계절변동의 지배적인 영향을 받는다(Fig. 1).

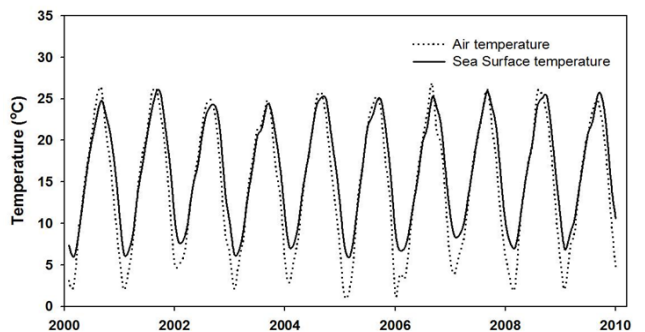


Fig. 1. Monthly mean air temperature and sea surface temperature for ten year(2000-2009) at Yeosu in Korean coastal waters.

계절변동을 분석하기 위하여 10년간 월평균 기온과 표면수온에 대한 조화분석을 실시하고 그 결과(Table 1)를 정리하였다. 조화분석에 관한 내용은 Kang and Jin(1984)에 상세히 기술되어 있다. 여수지방의 10년간 월평균 기온과 월평균 표면수온에 대한 연평균 값은 각각 14.5 °C, 16.3 °C 내외이고, 연진폭은 각각 10.8 °C, 8.9 °C 정도로 최저 및 최고 온도사이의 연교차폭은 약 21.6 °C 및 17.8 °C를 보인다. 기온의 연위상은 222° 내외로서 매년 8월 12일을 중심으로 3일 전후한 시기에 최고기온을 기록하며, 표면수온의 연위상은 236° 정도로 매년 8월 23-29일경에 최고수온을 보이는 것으로 나타났다.

Table 1. Harmonic constants of air temperature and sea surface temperature at Yeosu in Korean coastal waters

Harmonic components	Air temperature	Sea surface temperature
Annual mean	14.51±0.36 °C	16.27±0.37 °C
Annual amplitude	10.81±0.71 °C	8.92±0.38 °C
Semi-annual amplitude	1.33±0.34 °C	1.14±0.20 °C
Annual phase	222.0±3.2°	236.0±2.8°
Semi-annual phase	197.4±18.7°	224.2±22.8°

전반적으로 여수연안의 표면수온은 기온에 비하여 평균온도는 높고, 연교차폭은 적으며, 위상은 14일 정도 지연되는 것으로 나타났다. 이는 대기에 비하여 해수의 계절별 축열량(seasonal heat storage)이 매우 큰 것에 기인한다(Kang, 1984). 또한 여수연안 10년(2000-2009년)간과 46년(1965-2010년)간의 평균수온, 연진폭 및 연위상(Seong et al., 2014)을 비교하면, 최근 10년간의 평균수온이 46년간의 평균수온에 비하여 0.7 °C 상승한 것으로 나타났고, 연진폭은 0.4 °C 하강하였다. 이러한 경향은 최근 한반도 주변해역의 수온이 현저히 상승하고 있다는 보고 결과(Lee and Kim, 2013; Kang, 2000; Seong et al., 2010)와 같은 맥락을 가진다.

3.2 전이함수모형의 구축

3.2.1 입력시계열의 모형 식별 및 사전백색화

입력시계열인 여수지방의 10년(2000-2009)간의 월평균 기온은 앞서 기술한 바와 같이 2월에 최저기온, 8월에 최고기온에 이르는 형태로 매년 유사하게 반복적으로 변화하는 형태를 보여, 여수지방의 월평균 기온의 변화는 계절주기가 12개월임을 알 수 있다. 또한 계절주기는 월평균 기온의 자기상관함수(Auto-Correlation Function, ACF)에서도 그 변동주기의 확인이 가능하다. 즉, 자기상관함수는 계절

시차 12, 24 등을 중심으로 심한 돌출구조를 가지며, 계절시차 사이에서는 시차를 따라 아주 느리게 감소하는 경향을 보인다(Fig. 2). 이러한 경향은 표면수온의 변동경향과 매우 유사하며, 계절비정상성(seasonal non-stationarity)을 포함하고 있음을 말하며(Seong, et al., 2014), 모형 설정을 위하여 계절차분을 통한 시계열의 정상화가 필요하다.

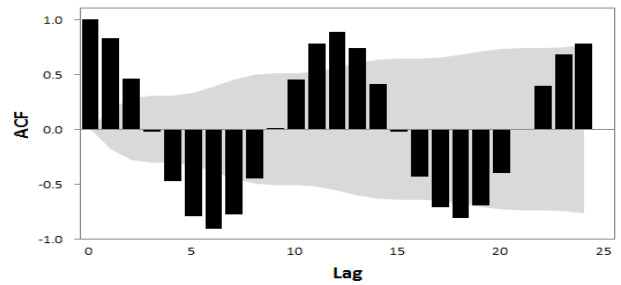


Fig. 2. Estimated ACF of monthly mean air temperature series for 10 years(2000-2009) at Yeosu with two standard errors.

계절 차분된 월평균 기온시계열($(1 - B^{12})X_t$)의 자기상관함수(Fig. 3)는 시차 2와 계절시차 12에서 유의한 값을 가지나, 그 외의 시차의 경우 유의한 값을 가지지 않으며, 부분자기상관함수(Partial AutoCorrelation Function, PACF, Fig. 3)의 경우는 계절시차의 배수 12, 24에서 음의 값을 갖는 돌출형태를 띠고 있고, 그 이외의 시차에서는 유의한 값을 갖지 않는다.

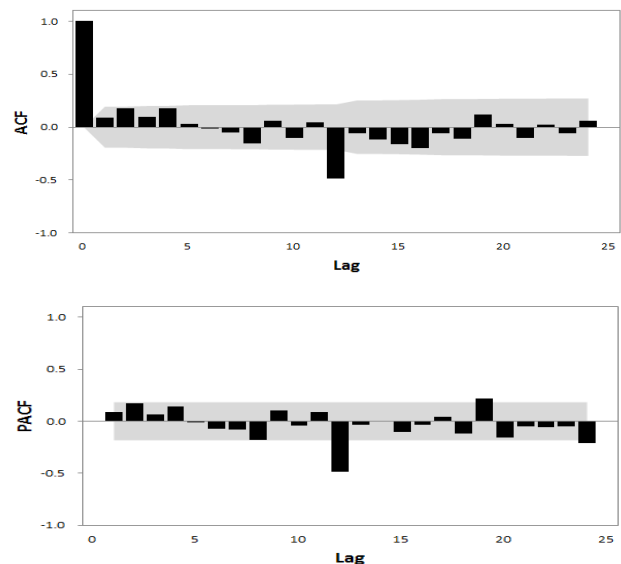


Fig. 3. Estimated ACF(upper) and PACF(lower) of monthly mean air temperature after seasonal differencing.

따라서 월평균 기온시계열은 ARIMA(0,0,1)(2,1,0)₁₂로 식별할 수 있으며, 식별된 모형의 모수는 최대우도법으로 추정하였으며, 추정치는 모두 유의한 값을 가진다(Table 2).

Table 2. Parameter estimation of ARIMA(0,0,1)(2,1,0)₁₂ on monthly mean air temperature by Maximum Likelihood method

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Lag
MA1,1	-0.20844	0.09398	-2.22	0.0266	2
AR1,1	-0.67659	0.09504	-7.12	<.0001	12
AR1,2	-0.30375	0.09963	-3.05	0.0023	24

또한, 추정된 모수를 적용하여 적합된 모형의 잔차는 백색잡음과정을 따른다는 가설검정 결과, 검정통계량(χ^2)에 대한 확률이 유의수준 0.05보다 큰 값을 가지고 있어 백색잡음에 대한 가정을 만족하고 있다(Table 3).

Table 3. Autocorrelation check of residuals

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	Autocorrelations						
6	2.41	3	0.4916	0.071	0.009	0.046	0.048	-0.016	-0.106	
12	9.80	9	0.3666	0.012	-0.178	0.088	-0.001	0.120	-0.085	
18	15.12	15	0.4426	-0.053	0.141	-0.085	-0.094	-0.054	-0.015	
24	21.11	21	0.4524	0.129	-0.027	-0.013	-0.067	-0.023	-0.144	

또한, 추정된 잔차의 자기상관함수와 부분자기상관함수(Fig. 4)는 특정한 유형을 보이지 않으며, 모든 시차에서 유의한 값을 보이지 않아 백색잡음과정을 따르고 있어 추정된 모형의 타당성을 제시하고 있다.

결국 입력시계열인 여수지방 월평균 기온시계열의 모형은 식(3)과 같이 수립되며, 식(3)로부터 월평균 기온시계열의 사전백색화된 입력시계열과 변환된 출력시계열을 생성할 수 있다. 이때, 변환된 출력시계열은 반드시 백색잡음일 필요는 없으며, 일반적으로 자기상관을 가지는 시계열이라 할 수 있다.

$$(1 + 0.677B^{12} + 0.304B^{24})(1 - B^{12})X_t = (1 + 0.208B^2)\alpha_t \quad (3)$$

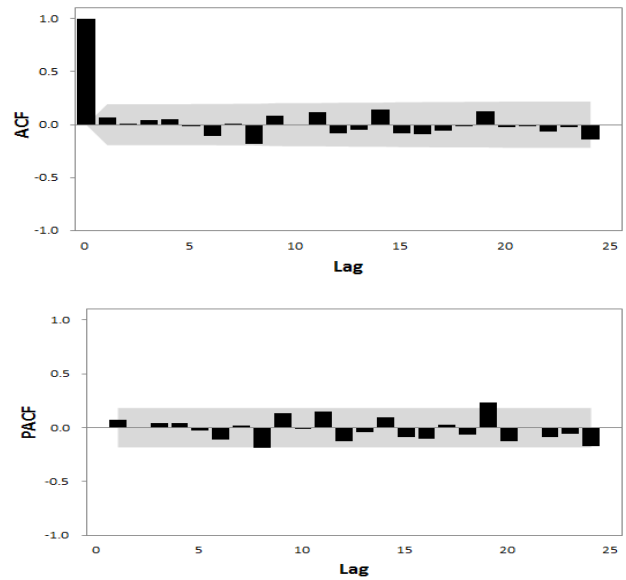


Fig. 4. Estimated residual ACF(upper) and PACF(lower) of ARIMA(0,0,1)(2,1,0)₁₂ on monthly mean air temperature.

3.2.2 교차상관함수 및 전이함수모형 수립

사전백색화된 월평균 기온시계열과 변환된 월평균 표면수온시계열간의 교차상관함수(Fig. 5)에 의하면, 교차상관함수는 음(-)의 시차에서 유의한 값을 갖지 않아 대부분 0으로 간주할 수 있다. 이것은 월평균 기온시계열을 입력시계열로 하는 전이함수모형의 타당성을 나타낸다. 즉, 과거나 현재의 월평균 기온이 현재나 미래의 월평균 표면수온의 값에 영향을 주지만, 그 역은 성립하지 않는다는 일방적 인과관계(unidirectional causality)를 설명하고 있다.

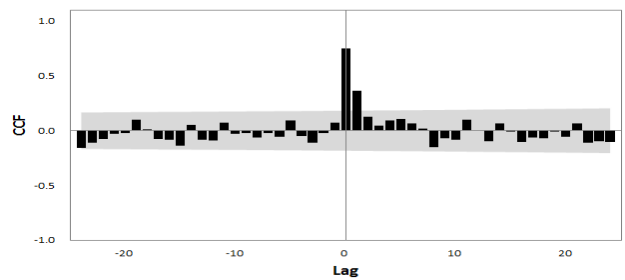


Fig. 5. Cross correlation functions for prewhitened input (monthly mean air temperature) and output(sea surface temperature) time series.

또한 교차상관함수는 시차 0 및 시차 1에서 유의한 값을 가지며, 나머지 양(+)의 시차에서는 유의한 값을 보이지 않으며, 월평균 기온과 월평균 표면수온간의 동행관계가 있음을 알 수 있다. 사전백색화된 입·출력시계열간의 교

차상관함수는 잠정적인 전이함수 모형의 식별을 가능하게 한다. Vandaele(1983)은 교차상관함수로부터 전이함수의 입·출력시계열간의 시차와 전이함수의 분모 및 분자의 차수(b, r, s)를 결정하는 일반적인 과정을 요약하였으며, 그 과정에 따라 월평균 표면수온 전이함수모형의 (b, r, s)를 다음과 같이 결정하였다. 먼저, 입력시계열과 출력시계열간의 시차(b)는 교차상관함수의 값이 최초로 0이 아닌 유의한 값이 나타는 시차를 말하며, 그 시차는 0이므로 입력시계열과 출력시계열간의 시차는 0으로 판단된다. 다음 전이함수 모형의 분모의 차수(r)은 교차상관함수의 값이 시차의 증가에 따라 지수형태로 감소하는 1차 자기회귀모형의 자기상관함수의 형태를 가짐에 따라 전이함수모형의 분모의 차수는 1로 추정되며, 전이함수 모형의 분자의 차수(s)는 교차상관함수의 시차에 따른 감소가 시차 0부터 시작됨으로 전이함수 모형의 분자의 차수는 0으로 정하였다. 이에 따라 계절 차분된 월평균 표면수온 전이함수모형의 (b, r, s)는 (0, 1, 0)으로 추정되며, 계절 차분된 전이함수모형은 식(4)와 같이 식별된다.

$$(1 - B^{12}) Y_t = \frac{\omega_0}{1 - \delta_1 B} (1 - B^{12}) X_t + N_t \quad (4)$$

전이함수모형, 식 (4)에 포함된 모수(ω_0, δ_1)를 최대우도법으로 추정하였으며, 그 추정치는 유의수준 0.05에서 모두 유의하였다(Table 4). 따라서 추정된 전이함수모형은 식(5)과 같이 구체화된다.

$$Y_t = \frac{0.482}{1 - 0.468B} X_t + \frac{N_t}{(1 - B^{12})} \quad (5)$$

Table 4. Parameter estimation of transfer function by Maximum likelihood method

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Lag	Variable	Shift
NUM1(ω_0)	0.48241	0.03403	14.18	<.0001	0	Xt	0
DEN1,1(δ_1)	0.46757	0.04551	10.27	<.0001	1	Xt	0

3.2.3 잡음모형의 설정 및 최종 전이함수 모형

전이함수모형이 결정되면 전이함수모형의 잔차시계열을 기초로 잡음모형(N_t)을 결정하며, 잡음모형의 수립과정은 단변량 ARIMA 모형 수립절차와 동일하다. 잔차시계열의 자기상관함수 및 부분자기상관함수(Fig. 6)로부터 잡음모형

은 ARIMA(1,0,1)(2,0,0)₁₂ 모형으로 판단되며, 모수 추정 및 모수의 유의성 검정을 통하여 수립된 잡음모형은 아래 식 (6)과 같이 나타난다.

$$N_t = \frac{1 - 0.319B^6}{(1 - 0.210B^1)(1 + 0.591B^{12} + 0.191B^{24})} a_t \quad (6)$$

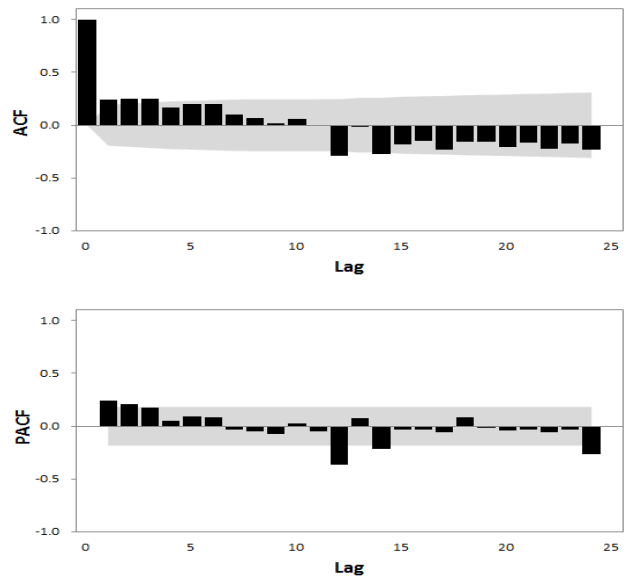


Fig. 6. ACF(upper) and PACF(lower) of residual series.

결국 계절 차분된 월평균 기온시계열과 월평균 표면수온의 최종 전이함수모형을 이를 원시계열로 표시하면 식(7)과 같이 주어진다.

$$Y_t = \frac{0.482}{1 - 0.468B} X_t \quad (7)$$

$$+ \frac{1 - 0.319B^6}{(1 - B^{12})(1 - 0.210B^1)(1 + 0.591B^{12} + 0.191B^{24})} a_t$$

전이함수모형에서 전이함수의 (b, r, s)가 (0, 1, 0)로 결정됨에 따라 설명 가능한 입·출력시계열 사이의 특성을 다음과 같이 기술할 수 있다. 입·출력시계열의 시차 $b=0$ 의 의미는 월평균 기온과 월평균 표면수온 사이에는 시차가 존재하지 않는다는 것이다. 즉, 월평균 표면수온에 최초로 영향을 주는 월평균 기온은 현재의 월평균 기온임을 말한다. 전이함수 분모의 차수 $r=1$ 이 설명하는 것은 월평균 표면수온에 직접 선형관계를 갖는 자기 과거항의 개수는 1이며, 이는 현재의 월평균 표면수온은 1개월 전의 월평균 표면수온과 선형관계가 있음을 뜻한다. 전이함수 분자의

차수 $s = 0$ 인 사실에서 월평균 표면수온은 현재의 월평균 기온에 종속되어 있음을 재확인할 수 있다.

전이함수모형에서 입·출력시계열의 시차가 존재하지 않는 것($b=0$)은 앞서 언급한 표면수온의 위상이 기온에 비하여 14일 지연되어 나타나는 것과 대조적인 결과이다. 이는 전이함수모형의 단위시간은 1개월이며, 조화분석의 단위시간은 1일 단위로 환산된 것으로 1개월의 단위시간을 가지는 전이함수모형에서는 14일의 위상차가 반영되지 않은 것으로 나타났다. 입·출력시계열의 단위시간을 1개월 단위보다 짧은 5일, 7일, 15일 등으로 주어질 경우 입·출력시계열의 시차는 3, 2, 1 등으로 나타날 것으로 판단된다.

3.3 전이함수모형의 진단

입·출력시계열에 대한 모형식별과 모수의 추정이 완료되면 모형의 적합성에 대한 진단이 필요하며, 전이함수모형의 경우는 추정된 오차계열과 사전백색화된 입력시계열에 대한 검토가 요구된다. 전이함수모형이 적절하기 위해서는 오차계열의 자기상관이 존재하지 않아야 하며, 사전백색화된 입력시계열과 오차계열 간에 교차상관이 없어야 한다.

추정된 전이함수모형 식(7)에 의한 최종 잔차의 자기상관함수(Table 5)에 의하면 검정통계량(χ^2)의 확률이 0.05보다 모두 크게 주어지고 있다. 이는 잔차계열의 자기상관함수가 모든 시차에서 유의한 값을 갖지 않으므로 잔차계열은 백색잡음으로 간주할 수 있다.

Table 5. Autocorrelation Check of Residual

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	Autocorrelations					
6	3.54	2	0.1704	-0.013	0.048	0.090	-0.026	0.141	0.011
12	6.60	8	0.5803	0.016	0.068	0.016	0.050	0.124	-0.046
18	15.83	14	0.3241	0.186	-0.136	-0.077	-0.009	-0.120	-0.013
24	17.37	20	0.6288	0.002	-0.056	0.015	-0.089	-0.000	0.002

최종 잔차와 사전백색화된 입력시계열 사이의 교차상관함수(Table 6) 역시 검정통계량(χ^2)의 확률이 0.05에 비하여 충분히 크게 나타나고 있다. 이는 교차상관함수의 값이 모든 시차에서 0과 유의적으로 다르지 않음을 나타내고 있어, 최종 잔차와 사전백색화된 입력시계열은 서로 독립임을 확인할 수 있다. 따라서 최종 구축된 전이함수모형이 부적합하다는 통계적 근거는 발견되지 않으며, 구축된 전이함수모형은 월평균 표면수온을 예측하는데 충분히 이용할 수 있을 것으로 판단된다.

Table 6. Crosscorrelation Check of Residuals with Input Xt

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	Crosscorrelations					
5	2.37	4	0.6683	0.076	-0.073	0.009	-0.023	0.024	0.099
11	9.90	10	0.4491	0.176	0.005	0.005	-0.115	-0.159	-0.026
17	11.53	16	0.7754	-0.063	-0.085	0.008	0.062	-0.007	0.014
23	20.75	22	0.5365	-0.041	-0.065	-0.131	0.109	-0.225	-0.024

3.4 표면수온의 예측

구축된 모형으로 향후 12개월(2010년)간의 월평균 표면수온을 최소평균제곱오차(minimum mean square error)법으로 예측하고, 예측치는 평균절대백분율오차(Mean Absolute Percentage, MAPE)를 적용하여 예측성능을 측정하였다. 평균절대백분율오차는 10% 미만일 때 매우 정확, 10-20% 이내는 정확, 20-50% 이내는 보통, 50% 이상은 부정확하다는 기준을 가지며(Choi, 1998; Lewis, 1982), 식(8)과 같이 표현된다.

$$MAPE = \frac{1}{n} \left(\sum_{t=1}^n \left| \frac{A_t - F_t}{A_t} \right| \times 100 \right) \quad (8)$$

예측치(Fig. 7)는 전반적으로 실측치에 비하여 0.3-1.3 °C 높게 나타났고, 6월과 7월은 0.3 °C 낮게 예측되었다. 예측치와 실측치간 편차의 절대값은 여름철(5-9월)의 경우 0.3-0.6 °C, 겨울철(10-4월)은 1.0-1.4 °C의 편차를 보여 겨울철의 편차가 여름철에 비하여 상대적으로 큰 편차를 보였다.

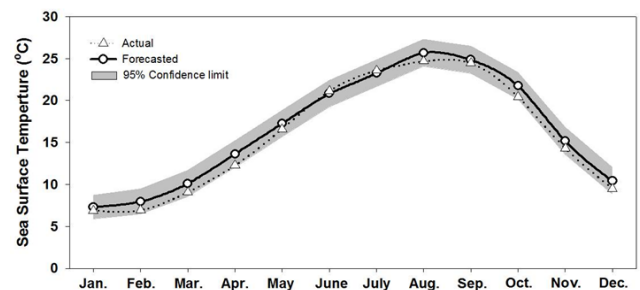


Fig. 7. Comparison of actual monthly sea surface temperature (SST) and forecasted monthly SST in 2010.

예측치가 실측치보다 전반적으로 높게 나타난 것은 과거 30년(1966-1995년)간의 수온상승경향에 비하여 최근 30년(1981-2010)의 수온상승경향이 2.5배 높은 연상승률을 보이는 추세(Seong et al., 2014)를 반영한 개연성이 포함되어,

또한 겨울철의 편차가 큰 것은 한반도 주변해역의 표면수온의 장기변동은 계절적으로 겨울철의 상승 추세가 지배적이다(Lee and Kim, 2013)는 결과와 최근 한반도 주변 겨울철 기온의 이상저온 현상과 함께 표면수온이 낮아진 것에 기인한 것으로 추정된다.

예측치의 평균절대백분율오차는 6.4%로 나타났다. 이러한 결과는 여수연안의 15년(1995-2009년)간 표면수온 자료만 이용하여 수립된 단변량 ARIMA 모형에 의한 예측치가 8.3%의 평균절대백분율오차를 포함한다는 보고(Seong et al., 2014)에 비하여 예측결과가 다소 향상되었음을 보이며, 상대적으로 단기간(10년)의 자료를 이용함에도 전이함수모형을 적용하여 표면수온을 예측할 경우 그 예측성능의 향상을 기대할 수 있음을 시사한다.

한편, Laepple et al.(2007)은 수온 시계열과 수온변동에 영향을 미치는 시계열을 고려한 다변량 시계열 분석은 단변량 분석 및 단일 입력시계열에 의한 전이함수모형에 비하여 복잡한 모형 수립과정이 요구되나, 예측성능은 향상되는 것으로 보고한 바, 앞으로 한반도 주변해역의 수온변동에 영향을 미치는 기온 및 북극진동지수를 비롯한 각종 기후지수 등을 입력 자료로 추가하고, 최근의 수온자료를 포함한 장기간의 수온을 출력시계열로 하는 다변량 시계열 모형을 수립하여 표면수온을 예측할 경우 예측성능을 더욱 개선할 수 있을 것으로 기대된다.

4. 결론

여수지방의 10년간(2000-2009년) 월평균 기온을 입력시계열, 같은 기간의 여수연안 월평균 표면수온을 출력시계열로 설정하여 전이함수모형을 수립하였다. 모형의 검증과 진단을 거쳐 최종 구축된 전이함수모형으로부터 향후 12개월(2010년)의 여수연안 월평균 표면수온을 예측하고, 전이함수모형의 예측성능에 대한 개선 가능성을 검토하였다.

입력시계열인 여수지방의 월평균 기온시계열 모형은 ARIMA(0,0,1)(2,1,0)₁₂로 식별되며, 수립된 모형은 월평균 기온시계열의 사전백색화와 월평균 표면수온의 변환을 위한 여과기(filter) 역할을 한다.

월평균 기온과 월평균 표면수온의 교차상관함수의 값은 음의 시차에서 유의한 값을 갖지 않으며, 과거나 현재의 월평균 기온이 현재나 미래의 월평균 표면수온의 값에만 영향을 미치는 일방적 인과관계를 보인다.

전이함수의 입·출력시계열간의 시차와 전이함수의 분모 및 분자의 차수(b, r, s)가 (0, 1, 0)로 결정되었으며, 전이함수에 따른 입력시계열과 출력시계열사이의 특성은 다음과 같다. 입력시계열인 월평균 기온과 출력시계열인 월평균

표면수온 사이에는 시차가 존재하지 않는다(b=0). 즉, 월평균 표면수온에 최초로 영향을 주는 월평균 기온은 현재의 월평균 기온임을 알 수 있다. 월평균 표면수온은 1개월 전의 월평균 표면수온과 선형관계가 있다(r=1). 월평균 표면수온시계열은 현재의 월평균 기온시계열에 종속되어 있다(S=0). 잡음모형은 ARIMA(1,0,1)(2,0,0)₁₂로 식별되었다.

예측치는 전반적으로 실측치에 비하여 높게 나타났으며, 예측치는 6.4%의 평균절대백분율오차를 포함하였다. 이는 8.3%의 평균절대백분율오차를 보인 ARIMA 모형보다 향상된 예측결과이며, ARIMA 모형에 비하여 그 예측성능의 개선 가능성을 시사한다.

시계열 모형에 의하여 수온변동을 예측하고자 하는 것은 수온과 수온에 영향을 미치는 요인의 확률 및 통계적 특성만을 이용하여 모형을 수립하고 예측결과를 제시하는 기법으로 예측치를 도출하기에는 단순하고 효율적인 측면이 있으나, 수온변동의 물리적 과정을 이해하기에 많은 한계를 가진다. 그러나 해면수온방정식을 통한 수온변동의 정량적 규명이 어려운 경우 수온변동의 예측을 위한 대안적 접근법이 될 수 있을 것으로 판단한다.

감사의 글

본 연구는 국립수산과학원 시험연구사업 “남해어업자원과 환경생태조사(RP-2014-ME-042)” 연구비 지원에 의해 수행되었습니다.

References

- [1] Box, G. E. P., G. M. Jenkins and G. C. Reinsel(2008), Time series analysis : Forecasting and control, fourth edition, John Wiley & Sons, Hoboken, New Jersey, pp. 473-484.
- [2] Choi, Y. M.(1998), Forecasting accuracy of tourism demand : An evaluation of time series methods, Ph.D Thesis, University of Kyonggi, Suwon, Korea, pp. 21-23.
- [3] Deser, C., M. A. Alexander, S. P. Xie and A. S. Phillips (2010), Sea surface temperature variability : Patterns and Mechanisms, Annual Review of Marine Science, Vol. 2, pp. 115-143.
- [4] Gyles, A. F.(1991), A time-domain transfer function model of Wagner's Law : the case of the United Kingdom economy, Applied Economics, Vol. 23, No. 2, pp. 327-330.
- [5] Hussian, M. A., S. Abbas, M. R. K. Ansari and A. Zaffar (2013), Perturbations of modeling and forecast of Karachi

- coastal region seawater, Proceedings of the Pakistan Academy of Science, Vol. 50, No. 3, pp. 235-245.
- [6] Kang, Y. Q.(2000), Warming trend of coastal waters of Korea during recent 60 years(1936-1995), Journal of Fisheries Science and Technology, Vol. 3, No. 3, pp. 173-179.
- [7] Kang, Y. Q.(1984), One-dimensional model of the oceanic and continental seasons, Journal of the Korean Meteorological Society, Vol. 20, No. 1, pp. 60-66.
- [8] Kang, Y. Q., B. K. Kim and Y. H. Seung(1991), Time series forecasting of the SST in the neighbouring seas of Korea, Yellow sea research, Vol. 4, pp. 1-14.
- [9] Kang, Y. Q. and M. S. Jin(1984), Seasonal variation of surface temperature in the neighbouring seas of Korea, Journal of Oceanological Society of Korea, Vol. 19, pp. 31-35.
- [10] Karim, R.(2013), Season for forecasting sea surface temperature of the north zone of the Bay of Bengal, Research & Reviews : Journal of Statistics, Vol. 2, Issue 2, pp. 2278-2273.
- [11] Kim, S. H.(2013), Transfer function modelling using soil moisture measurements at a steep forest hillslope, Journal of the Environmental Sciences, Vol. 22, No. 4, pp. 415-424.
- [12] Laepple, T., S. Jewson, J. Meaghe, A. O'Shay and J. Penzer (2007), Five year prediction of sea surface temperature in the Tropical Atlantic : a comparison of simple statistical methods, <http://arxiv.org/abs/physics/0701162>.
- [13] Lee, J. H. and C. H. Kim(2013), Long-term variability of sea surface temperature in the East China Sea: A review, Ocean and Polar Research, Vol. 35, No. 2, pp. 171-179.
- [14] Lemke, K. A.(1991), Transfer function models of suspended concentration, Water Resources Research, Vol. 27, No. 3, pp. 293-305.
- [15] Lewis, C. D.(1982), Industrial and business forecasting method, Butterworths, London, p. 42.
- [16] Lewis, P. A. W. and B. K. Ray(1997), Modeling long-range dependence, non-linearity, and periodic phenomena in sea surface temperatures using TSMARS, Journal of American Statistical Association, Vol. 92, No. 439, pp. 881-893.
- [17] Liu, F. C., J. T. Liu, W. Su and Y. Y. Guo(2009), Time series of coastal sea surface temperature : Simulation and prediction based on seasonal model, Journal of Huaihai Institute of Technology(Natural Sciences Edition), Vol. 15, pp. 3709-3718.
- [18] Lohani, A. K. T., N. K. Goel and K. K. S. Bhatia(2011), Comparative study of neural network, fuzzy logic and linear transfer function techniques in daily rainfall-runoff modelling under different input domains, Hydrological Process, Vol. 25, pp. 175-193.
- [19] Mateos, V. L., J. A. Garcia, A. Serrano and C. De La La(2002), Transfer function modelling of the monthly accumulated rainfall series over the Iberian Peninsula, Atmosfera, Vol. 15, pp. 237-256.
- [20] Otok, B. W. and Suhartono(2009), Development of rainfall forecasting model in Indonesia by using ASTAR, transfer function, and ARIMA methods, European Journal of Scientific Research, Vol. 38, No. 3, pp. 386-395.
- [21] Seong, K. T., J. D. Hwang, I. S. Han, W. J. Go and Y. S. Suh(2010), Characteristic for long-term trend of temperature in the Korean waters, Journal of the Korean Society of Marine Environment and Safety, Vol. 16, No. 4, pp. 353-360.
- [22] Seong, K. T., Y. H. Choi, J. H. Koo and S. B. Jeon (2014), Fluctuations and time series forecasting of sea surface temperature at Yeosu coast in Korea, Journal of the Korea Society for Marine Environment and Energy, Vol. 17, No. 2, pp. 122-130.
- [23] Vandaele, W.(1983), Applied time series and Box-Jenkins models, Academic, San Diego, Calif, pp. 272-281.

원고접수일 : 2014년 10월 01일

원고수정일 : 2014년 10월 17일

게재확정일 : 2014년 10월 28일