

구조적 시계열 모형을 이용한 기온 자료에 대한 기후변화 추세 분석

이정형^{1,*} · 손건태²¹동아대학교 경영정보과학부²부산대학교 수확통계학부

(2008년 4월 23일 접수; 2008년 8월 20일 승인)

Trends in the Climate Change of Surface Temperature using Structural Time Series Model

Jeong-Hyeong Lee^{1,*} and Keon-Tae Sohn²¹Division of Management Information Science, Dong-A University²Department of Statistics, Pusan National University

(Manuscript received 24 April 2008; in final form 20 August 2008)

Abstract

This study employs a structural time series method in order to model and estimate stochastic trend of surface temperatures of the globe, Northern Hemisphere, and Northeast Asia (20°N~60°N, 100°E~150°E). For this study the reanalysis data CRUTEM3 (CRU/Hadley Centre gridded land-surface air temperature Version 3) is used. The results show that in these three regions range from 0.268°C to 0.336°C in 1997, whereas these vary from 0.423°C to 0.583°C in 2007. The annual mean temperature over Northeast Asia has increased by 0.031°C in 2007 compared to 1997. The climate change in surface temperatures over Northeast Asia is slightly higher than that over the Northern Hemisphere.

Key words: temperatures, climate change, trend analysis, structural time series model, CRUTEM3

1. 서 론

지구 온난화로 인한 재해가 지구 곳곳에서 커져가고 있어 피해를 최소화하기 위하여 인위적 요소(anthropogenic forcing)에 의한 기후변화(climate change)를 탐지하고 미래의 기후현상을 예측하는 것은 전 세계적인 주요 관심사가 되었다. IPCC 제 4 차 평가보고서(2007)에 의하면 최근의 기후변화는 화석연료의 이용과 토지 이용의 변화 등으로 인한 인위적 요인으로 발생했을 가능성이 90%로 추산하고 있다. 1750년대부터 시작된 산업화 이후 인간 활동의 결과로 현저하게 증가한 온실가스(greenhouse gas)로 인한 복사 강제력(radiation forcing)

의 증가로 지구 기온의 상승 속도가 가속화한 것으로 보고되고 있다. 온실가스 중 대표적인 것으로는 수증기, 이산화탄소(CO_2), 메탄, 이산화질소, 염화불화탄소 등이 있으며, 이 가운데 CO_2 가 절반 이상을 차지한다. 대기 중 CO_2 농도는 산업화 이전에는 280ppm이었으나 2005년에는 379ppm으로 35%이상 증가하여 자연적인 농도 변화량을 크게 웃돌고 있는 것으로 나타났다.

다양한 형태의 기후 자료로부터 지구 온난화 현상을 설명하기 위하여 기후변화를 기후의 자연변동성(natural variability)과 인위적 기후변화 신호로 구분하기 위한 다양한 방법이 제시되었다. Hasselmann(1993, 1997)은 최적지문법(optimal fingerprint method)을 이용하여 기후변화 신호탐지(detection)와 속성검증(attribution test)을 시도하였으며, Berliner *et al.*(2000)과 Lee *et al.*(2005) 등은 베이스 접근법을 이용하여 기후변화 신호를 탐지하고 속성검증을 실시하였다.

또한 기상 인자 중 기온의 변화에 대한 현재 또는 최근 추세의 추정을 통하여 기온의 변화를 인위적 요인과

*Corresponding Author: Jeong-Hyeong Lee, Division of Management Information Science, Dong-A University, Busan 604-714, Korea.
Phone: +82-51-200-7464, fax: +82-51-200-7481
E-mail: jeonglee@dau.ac.kr

자연변동성으로 구분하고 지구 온난화에 대한 주요 징후를 제시한 다양한 연구가 이루어졌다. Benestad(2003), Jones and Lister(2004), Moberg and Jones(2005), Schmidli and Frei(2005) 등은 확정적 시간추세모형(deterministic time trends model)과 선형회귀모형(linear regression model), 다항회귀모형(polynomial regression model) 또는 로지스틱회귀모형(logistic regression model) 등을 이용한 추세분석을 시도하였으며, Pišoft *et al.*(2004)은 웨이블릿 변환(wavelet transforms)을 이용한 추세분석을 시도하였으며, Brázdil *et al.*(2005)은 low-pass filters를 이용한 추세분석을 시도하였다.

기온 자료는 통계적으로 비정상성(non-stationarity)을 갖기 때문에 확률적 추세(stochastic trend)를 포함하는 시계열 자료이다. 비정상성과 확률적 추세를 갖는 시계열 자료에 대한 전통적인 선형모형의 적합은 지구 온난화가 인위적 요인에 의한 결과임을 제대로 보여 주지 못한다(Hamilton, 1994, p. 435). 또한 선행연구의 공통적인 특성은 추세를 추정하기 위하여 자료의 마지막 부분에 대한 외삽(extrapolating)을 필요로 한다. 그러나 본 논문에서 적용하고자 하는 기법인 구조적 시계열 모형(structural time series model)을 이용한 추세의 추정은 선행 연구에 이용된 시간추세 모형 및 회귀모형과 달리 자료에 대한 외삽을 필요로 하지 않다.

구조적 시계열 모형은 시계열에 내포되어 있는 추세와 주기 및 계절성 등과 같은 관측되지 않은 시계열의 구성요소를 분해하기 위한 모형의 일종으로 거시경제학 분야에서는 인플레이션이나 자연 실업률 등과 같은 구조적이고 장기적인 동적반응의 주기로부터 추세를 분리해 내기 위해 흔히 이용되는 모형이다.

따라서 본 논문에서는 기온 자료로부터 추세를 분리해 내기 위하여 경제학 분야의 추세분석에 흔히 이용되고 있는 구조적 시계열 모형을 이용한 전구 영역 및 북반구 영역, 동북아시아 영역에서 기온 자료의 추세 추출을 통하여 동북아시아 영역에서 최근 11년(1997년~2007년)의 연평균 기온에 대한 추세와 추세의 범위 및 수준에 대한 분석을 실시하고자 한다. 또한 선행연구 결과와 비교를 통하여 현 추세를 따르는 기온 증가에 대해 추정된 추세의 강건성(robustness)을 제공하고자 한다.

2. 구조적 시계열 모형

한국통계학회(1987)에 의하면 "추세란 시계열의 장

기변동을 나타내며, 추세는 관측값에 의한 변동과 랜덤 성분이 포함되어 있다. 추세의 개념은 평활된(smoothed) 시계열이 장기간에 걸쳐 고른 현상을 나타낸다는 특징이 있다"로 정의하고 있으며, Harvey(2002, p.2243)는 "추세는 미래의 장기적이고 확정적인 추세에 의해 외삽된 시계열의 일부분"으로 좀 더 엄밀하게 정의하고 있다. 본 논문에서는 추세를 확정적 추세(deterministic trend)와 확률적 추세로 구분하여 사용하고자 한다. 확정적 추세란 추세를 선형 또는 비선형 다항추세모형(linear or nonlinear polynomial trend model) 등과 같은 함수의 형태로 표현 가능한 추세이며, 확률적 추세란 인접 자료들 사이의 상관관계 때문에 어떤 추세가 존재하는 것처럼 보이는 경우이다. Dickey and Fuller(1979)는 단위근검정(unit root test)을 이용하여 확정적 추세와 확률적 추세의 구분을 제안하였다.

일반적으로 관측 시계열(Z_t)을 식 (1)과 같이 신호(signal: S_t)와 잡음(noise: N_t)로 분해하여 나타낼 수 있으며, 이때 N_t 의 분산은 σ_N^2 이다.

$$Z_t = S_t + N_t \quad (1)$$

식 (1)의 신호 S_t 가 확률적 추세를 갖는 구조적 시계열 모형은 다음의 식 (2)와 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} S_t &= S_{t-1} + \beta_{t-1} + v_{1t}, \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + v_{2t}, \end{aligned} \quad (2)$$

여기서 신호 S_t 와 기울기 β_t 의 오차항 v_{1t} 와 v_{2t} 는 서로 독립인 백색잡음(white noise)이다. 구조적 시계열 모형의 특별한 경우가 실제에서 흔히 발생하게 되는데 v_{1t} 와 v_{2t} 의 분산 σ_1^2 과 σ_2^2 이 각각 0이면 $\beta_t = \beta_{t-1} = \beta$ 가 되며 이때 S_t 는 확정적 추세를 갖는 식 (3)과 같은 모형이 된다.

$$S_t = \mu + \beta t, \quad (3)$$

여기서 $\mu = S_0$ 는 추세의 초기 조건이 된다. 또한 $\sigma_2^2 = 0$ 이면 기울기는 일정하고, 추세는 일정한 편차를 갖는 확률보행과정(random walk process)인 식 (4)와 같은 모형이 된다.

$$S_t = S_{t-1} + \beta + v_{1t} \quad (4)$$

그러나 $\sigma_1^2 = 0$ 이면 추세는 식 (5)와 같은 완전한 형태의 확률보행과정이다.

$$\Delta^2 S_t = v_{2,t-1}, \quad (5)$$

여기서 ΔS_t 또는 $\Delta^2 S_t$ 를 후향연산자(back shift operator) B 를 이용하여 나타내면 $\Delta S_t = (1-B)S_t = S_t - S_{t-1}$ 이며 $\Delta^2 S_t = (1-B)^2 S_t = S_t - 2S_{t-1} - S_{t-2}$ 이다. 이와 같이 차분(difference)된 시계열이 통계적 정상성을 갖는다면 원계열이 확률적 추세를 갖는다고 하며, 이러한 형태에 적합된 모형은 비교적 평활된 형태의 추세로 나타난다.

일반적으로 잡음항은 순환요인(cyclical component)과 백색잡음인 불규칙요인(irregular component)으로 이루어진 AR(p)(autoregressive process of order p)의 형태로 정의된다.

식 (1)과 (2)를 상태공간 모형으로 나타내면 다음의 식 (6)~(7)과 같이 표현할 수 있다.

$$a_{t+1} = T a_t + a_t, \quad (6)$$

$$Z_t = H a_t + b_t, \quad (7)$$

여기서 a_t 는 $k \times 1$ 의 상태벡터(state vector)이며, T 는 $k \times k$ 의 전이행렬(transition matrix)이며, Z_t 는 $k \times 1$ 의 출력벡터(output vector)이며, H 는 $m \times k$ 의 관측행렬(observation matrix)이며, a_t 와 b_t 는 각각 $m \times 1$ 과 $n \times 1$ 이고 서로 독립인 백색잡음 벡터이다. 이 때 식 (6)을 상태방정식(state equation)이라 하며, 식 (7)을 관측방정식(observation equation)이라 한다.

Koopman et al.(2000)은 구조적 시계열 모형의 모수를 식 (6)~(7)과 같은 상태공간 모형(state space model or Kalman filter model)을 이용하여 추정하였으며, 오차항의 분산 σ_1^2 과 σ_2^2 는 EM 알고리즘(expectation-maximization algorithm: Watson and Engle, 1983)을 이용한 최대가능도법(maximum likelihood estimation method)으로 추정하였다.

3. 기온 자료에 대한 추세 추정

본 논문에서 사용된 연평균 기온 시계열은 관측 자료의 재분석(reanalysis) 자료인 CRUTEM3(Climatic Research Unit/Hadley Centre gridded land-surface air temperature Version 3)을 사용하였으며, 자료에 대한 자세한 설명은 Jones et al.(1999), Jones and Moberg (2003), Brohan et al.(2006) 등을 참조하면 된다.

Figure 1은 전구 영역과 북반구 영역 및 동북아시아 영역(20°N~60°N, 100°E~150°E)의 1860년부터 2007년까지 연평균 기온에 대한 시계열도이다. 이 때 연평균 기온은 1961년부터 1990년까지의 평균기온에 대한 상대기온이다. Figure 1을 살펴보면 1860년부터 2007년 기간 동안 추세의 진폭이 비교적 일정한 추세변화가 존재함을 알 수 있다. 전반부(1860년~1975년)에서는 비교적 안정적인 추세를 보이고 있으나 이후 최근 30년 동안의 추세는 뚜렷한 상승세를 나타내고 있다. 또한 전구 기온에 비해 북반구 기온의 증가추세가 높게 나타났으며, 북반구 기온에 비해 동북아시아 기온의 증가추세가 높은 것으로 나타났다. 따라서 본 논문에서는 지구 온난화와 관련된 논의를 기온 자료에 대한 추세 추정과 최근 10년 동안의 추세를 이용한 미래의 기온 변화량 예측에 초점을 맞추고자 한다.

Figure 1의 세 영역에 대한 연평균 기온의 시계열도는 비교적 평탄하게 연결된 3~4개의 지역적인(local) 추세가 있음을 볼 수 있다. 이와 같은 시계열을 지역적인 추세를 갖는 시계열이라고 한다. 시계열 자료가 몇 개의 국소 추세로 연결되어 있을 때 적절한 추세분석 기법이 식 (2)와 같은 구조적 시계열 모형이다. 식 (2)는

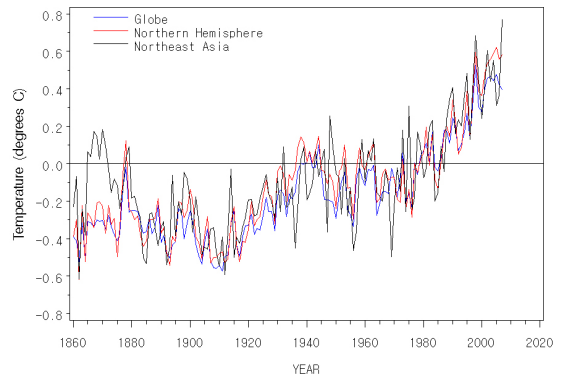


Fig. 1. Annual mean temperature(relative to 1961~1990 mean) of Globe, Northern Hemisphere and Northeast Asia: 1850~2007.

가장 기본적인 형태의 구조적 시계열 모형으로 확률적 추세(stochastic trend)를 갖는 확률보행과정(random walk process)이다(Harvey, 1989).

세 영역의 모형에 대한 분산 추정값은 각각 식 (6)~(8)과 같다. 식 (2)의 구조적 시계열 모형에 의하여 추정된 전구(GL) 영역 및 북반구(NH) 영역에 대한 모형은 식 (4)와 같으며, 동북아시아(NEA) 영역에 대한 모형은 식 (2)와 같다. 그러나 엄밀한 의미에서 식 (8)의 동북아시아 영역의 $\sigma_2^2 = 0.000836$ 으로 나타나 0에 수렴하고 있으므로 전구 영역과 북반구 영역의 모형과 동일한 모형으로 취급할 수 있다. 즉, 세 영역의 기온 자료에 대한 구조적 시계열 모형은 σ_2^2 이 모두 0이므로 기울기가 일정하며 추세가 일정한 편차를 갖는 확률보행과정이다. 세 영역에 대해 적합된 모형 (6)~(8)에 의하면 잡음항의 분산(σ_N^2)은 GL에 비하여 NH가 크게

추정되었으며, NH에 비해 NEA가 크게 추정되었으나, 추세분산(σ_1^2)은 세 영역 모두에서 약 0.05^2 으로 추정되어 비슷한 값을 갖는 것으로 나타났다.

$$(GL) : \begin{aligned} \sigma_N^2 &= 0.067089^2, \quad \sigma_1^2 = 0.051332^2, \\ \sigma_2^2 &= 0.000000 \end{aligned} \quad (6)$$

$$(NH) : \begin{aligned} \sigma_N^2 &= 0.094361^2, \quad \sigma_1^2 = 0.052421^2, \\ \sigma_2^2 &= 0.000000 \end{aligned} \quad (7)$$

$$(NEA) : \begin{aligned} \sigma_N^2 &= 0.149933^2, \quad \sigma_1^2 = 0.051556^2, \\ \sigma_2^2 &= 0.000836 \end{aligned} \quad (8)$$

각 영역에 대한 분산은 최소제곱법에 의하여 추정되었

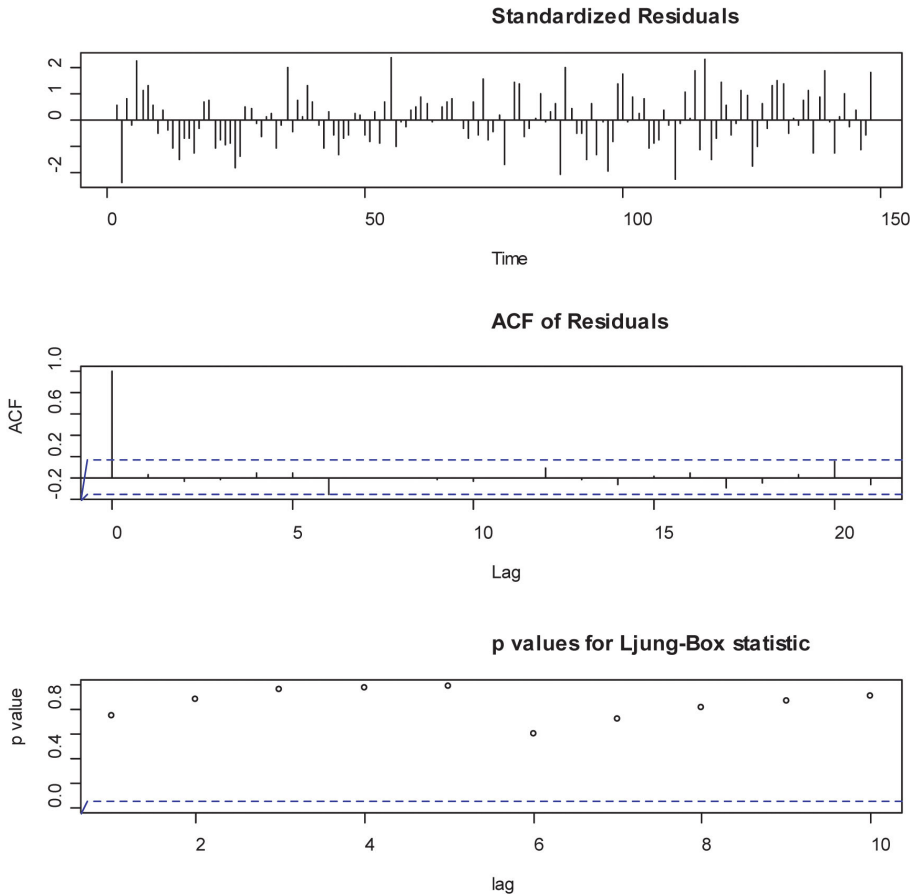


Fig. 2. Plot of standardized residuals, ACF of residuals, and p-values for Ljung-Box statistic for Northeast Asian region. Dashed horizontal lines indicate 5% significance level.

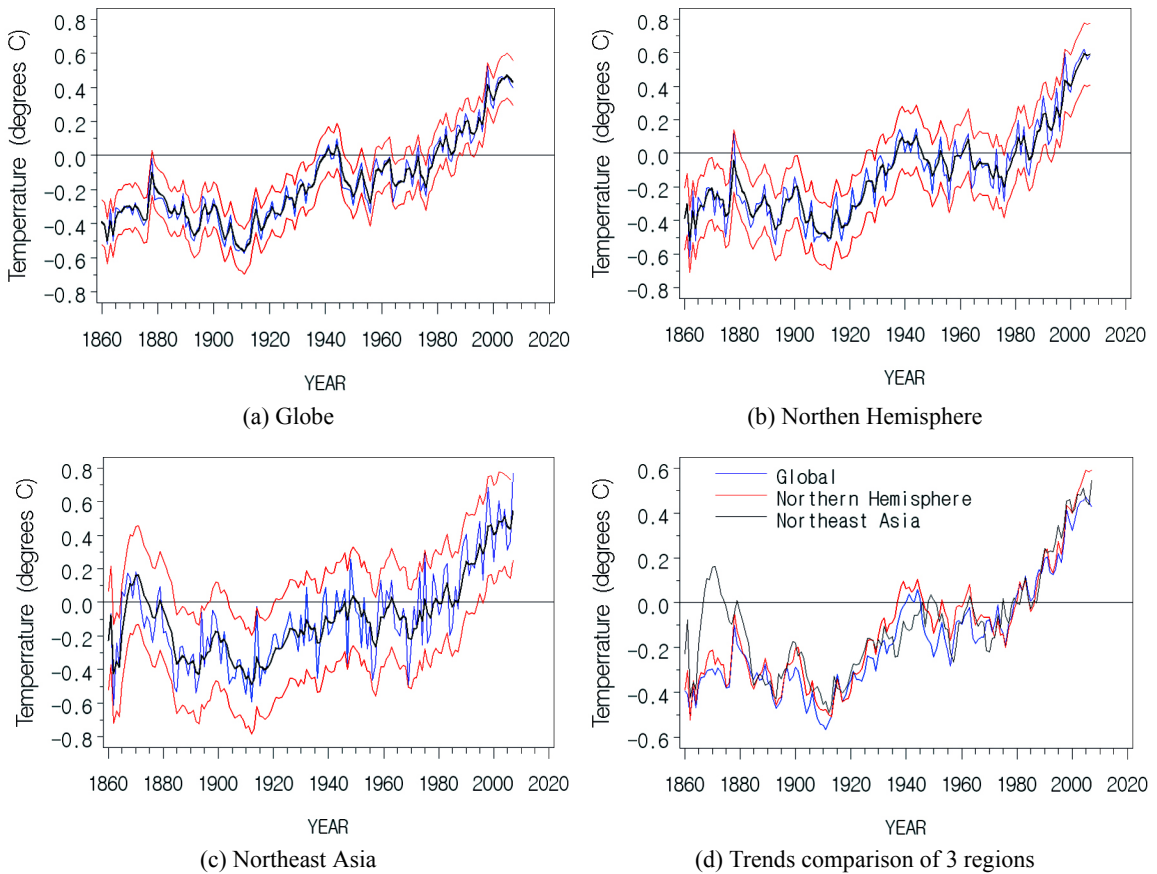


Fig. 3. Trends of structural time series model of Globe, Northern Hemisphere and Northeast Asia: 1850-2007. Blue line indicates original series, the black line indicates trend of structural time series model, and the red line indicates 95% confidence limit of trend: (a), (b), and (c).

으며, 모형 적합 후 잔차의 백색잡음 여부를 검정하여 Figure 2와 같이 모형진단을 실시하였다. 모형진단을 위한 잔차분석에는 잔차의 시계열도와 자기상관함수 (autocorrelation function: ACF)를 그려보아 이상점의 유무 및 상관관계가 남아 있는지를 살펴보기나, 식 (9)와 같은 Ljung and Box(1978)의 Q-검정 등이 이용된다.

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^K \frac{r_k^2}{(n-k)}, \quad (9)$$

여기서

$$r_k = \frac{\sum_{i=1}^{n-k} N_i N_{i+k}}{\sum_{i=1}^n N_i^2}$$

이며, n 은 잔차의 개수이다. 보통 적당한 수인 K 까지의 잔차들의 자기상관계수의 제곱합을 이용하여 Q-통계량을 계산하여 검정을 실시한다. Q-통계량은 χ^2 -분포를 따르며, Q-통계량의 유의확률이 보통 0.05 보다 작으면 백색잡음이라는 가설을 기각한다. 즉, 주어진 시계열(잔차)은 백색잡음이 아니라고 판정한다.

Figure 2는 세 영역의 모형 중 동북아시아 영역의 모형적합 후 표준화 잔차 및 잔차의 ACF와 백색잡음을 검정하기 위해 식 (9)와 같은 Ljung and Box(1978)의 Q-통계량의 p-값을 나타낸 그림이다. Figure 2에 나타난 바와 같이 표준화 잔차도(standardized residuals plot)를 살펴보면 잔차의 95.3%가 ± 2 범위 이내에 분포해 있으므로 정규분포를 따른다고 할 수 있으며, 잔차의 ACF(ACF of residuals)는 유의수준 5%(점선) 하에서 특별한 패턴이 없는 것으로 나타났으며, Ljung

and Box(1978)의 Q-통계량에 대한 유의확률이 유의수준 5%(점선) 하에서 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다. 따라서 Figure 2에 따르면 식 (2)의 구조적 시계열 모형 적합 후의 잔차는 백색잡음이 됨을 알 수 있다.

Figure 3은 세 영역에 대한 구조적 시계열 모형인 식 (2)의 적합 결과를 나타낸 그림으로써 식 (2)의 추세(흑색 실선)가 원자료(청색 실선)를 제대로 설명하고 있음을 알 수 있다. 또한 전구와 북반구의 추세에서는 국소 최대값이 1878년, 1944년, 1973년 등에서 발생하며, 국소 최소값은 1910년, 1956년, 1976년 등에서 발생하였으나, 동북아시아 영역에서는 국소 최대값이 1871년, 1899년, 1949년 1967년 등에서 발생하며, 국소 최소값은 1893년, 1912년, 1957년, 1970년 등에서 발생하였다. 이와 같이 전구와 북반구 및 동북아시아 영역에서 국소 최대값 및 최소값이 발생하는 간격을 보면 1970년대 이전에는 다소 차이가 있었으나 최근으로 시점이 가까워짐에 따라 국소 최대값과 국소 최소값이 발생하는 시점이 일치해 감을 알 수 있다. 또한 1970년대 이후의 추세 증가범위가 0.018~0.021°C로 나타나 1910년~1948년의 추세 증가범위인 0.009~0.012°C에 비해 약 2배 정도 빠르게 증가하고 있는 것으로 나타났다.

최근의 기온변화에 논의의 초점을 맞추기 위해 1997년부터 2007년까지 기간을 선정하였다. Figure 3-(d)에 의하면 자연변동성을 제거한 후 세 영역에 대한 식 (2)의 수준(s_t)의 추정 결과는 1997년에 0.268°C~0.336°C로 나타났으나, 2007년에 0.423°C~0.583°C로 전반적으로 높게 나타나 기온이 증가하고 있음을 알 수 있다. 따라서 구조적 시계열 모형을 이용한 전구와 북반구 및 동북아시아 영역의 기온 자료에 대한 추세분석의 결과 세 영역 모두에서 1970년 이후 장기적이면서 뚜렷한 지구온난화의 추세를 갖는 것으로 나타났다.

Figure 4는 1997년부터 2007년까지 전구, 북반구 및 동북아시아 영역의 연평균 기온에 대한 식 (2)의 추세(β_t) 추정(실선)과 95% 신뢰구간(점선)을 나타낸 그림이다. 세 영역에 대한 지난 30년간의 추세 중 일부인 11년간의 추세의 최소값은 0.028~0.030°C로 나타났으며, 최대값은 0.029~0.032°C로 나타났다. 또한 평균 추세는 각각 전구인 경우 0.028°C, 북반구인 경우 0.029°C, 동북아시아 영역인 경우 0.031°C로 나타났다. 이러한 사실을 Figure 4와 Table 1로부터 확인할 수 있다. 또한 세 영역에 대한 지난 11년간의 추세 추정결과 1997년에 비해 전구에서 0.312°C, 북반구에서 0.319°C, 관심 영역인 동북아시아에서 0.342°C의 기온이 상승한 것으로

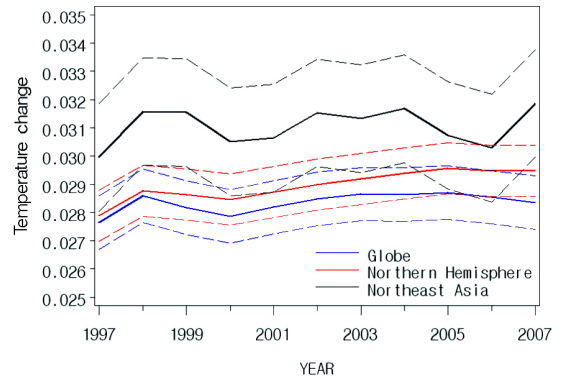


Fig. 4. Estimated trend increases using structural time series model: 1997-2007. Solid line indicates point estimation and dotted line indicates 95% confidence limit.

Table 1. Statistics of trend component($\hat{\beta}_t$): 1997-2007.

Region	Min	Max	Sum	Mean
GL	0.028	0.029	0.312	0.028
NH	0.028	0.030	0.319	0.029
NEA	0.030	0.032	0.342	0.031

나타났다.

이상의 결과로부터 전구 기온의 상승속도에 비해 북반구 기온의 상승속도가 높으며, 북반구 기온의 상승속도에 비해 동북아시아 영역 기온의 상승속도가 높음을 알 수 있다. 또한 본 논문에서 분석대상 영역으로 고려한 동북아시아 영역의 평균추세 0.0311°C를 반영한 2020년과 2050년의 기온 변화량은 2007년에 비해 각각 0.435°C, 1.368°C 상승하는 것으로 나타났다(Table 1).

4. 요약 및 결론

본 논문에서는 구조적 시계열 모형을 이용하여 전구 영역과 북반구 영역 및 동북아시아 영역의 기온 자료에 대한 추세를 추정하였다. CRUTEM3의 기온 자료를 이용하여 세 영역에 대한 추세 추정결과 지난 11년간의 기온 변화는 전구 영역에 비해 북반구 영역이 높게 나타났으며, 북반구 영역에 비해 동북아시아 영역이 높은 것으로 나타났으며, 전구와 북반구 및 동북아시아 영역의 기온 자료에 대한 추세분석의 결과 세 영역 모두에서 1970년 이후 장기적이면서 뚜렷한 지구온난화의 추세를 갖는 것으로 나타났다. 또한 기온 변화에 대한 상승속도는 전구 기온의 상승속도에 비해 북반구 기온의 상승속도가 높으며, 북반구 기온의 상승속도에 비해 동

북아시아 영역 기온의 상승속도가 높은 것으로 나타났다.

동북아시아 영역에 대한 지난 11년간의 연평균 기온 변화량은 0.0311°C 로 나타났으며, 이 결과는 Brohan et al.(2006), Smith and Reynolds(2005), Hansen et al.(2001), Lugina et al.(2005), Rayner et al.(2003, 2006) 등에 나타난 북반구 영역에서 1979~2005 동안 10년간 육상 평균기온 변화인 0.294°C ~ 0.344°C 와 아주 가깝게 나타났다. 본 논문의 분석대상 영역인 동북아시아 영역에서 2020년과 2050년의 기온 변화량은 2007년에 비해 각각 0.435°C , 1.368°C 상승할 것임을 알 수 있다.

구조적 시계열 모형은 시계열의 구성요소를 분해하고 평가하기 위한 모형으로는 적절하나 미래에 대한 예측을 하기에는 다소 부적절한 모형이다. 따라서 기후변화를 평가하고 예측하기 위한 관심있는 후속 연구는 Engle(1982)과 Bollerslev(1986)가 제안한 ARCH(autoregressive conditional heteroskedasticity) 모형을 이용한 기후 자료의 변동성에 대한 모형화이다. ARCH 모형은 시계열의 변동성을 모형화하기 위하여 관측값들의 제곱의 선형함수 형태를 이용하며 모형의 가정 및 제약에 따라 GARCH(generalized ARCH) 모형, IGARCH 모형, EGARCH 모형, GARCH 회귀모형, GARCH-M 모형 등의 다양한 모형이 있다.

감사의 글

이 논문은 2007학년도 동아대학교 학술연구비(공모 과제)에 의하여 연구되었음.

참고문헌

- 한국통계학회, 1987: 통계용어사전, 자유아카데미.
- Benestad, R.E., 2003: What can present climate models tell us about climate change?, *Climatic Change*, **59**, 311-331.
- Berliner, L.M, R.A. Levine, and D.J. Shea, 2000: Bayesian climate change assessment. *Journal of Climate*, **13**, 3805-3820.
- Brázdil, R., C. Pfister, H. Wanner, H. von Storch, and J. Luterbacher, 2005: Historical climatology in Europe - The state of the art. *Climatic Change*, **70**, 363-430.
- Bollerslev, T., 1986: Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, **31**, 307-327.
- Brohan, P., J.J. Kennedy, I. Harris, S.F.B. Tett and P.D. Jones, 2006: Uncertainty estimates in regional and global observed temperature changes: A new dataset from 1850. *Journal of Geophysics Research*, **111**, D12106, doi: 10.1029/2005JD006548.
- Dickey, D.A. and W.A. Fuller, 1979: Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, **74**, 427-431.
- Engle, R.F., 1982: Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of UK inflation. *Econometrica*, **50**, 987-1007.
- Findlay, D.F., B.C. Monsell, W.R. Bell., M.C. Otto, B.-C. Chen, 1998: New capabilities and methods of the X-12-ARIMA seasonal-adjustment program. *Journal of Business and Economic Statistics*, **16**, 127-177.
- Hamilton, J. D., 1994: *Time Series Analysis*, Princeton University Press, USA, 799 pp.
- Hansen, J., R. Ruedy, M. Sato, M. Imhoff, W. Lawrence, D. Easterling, T. Peterson, and T. Karl, 2001: A closer look at United States and global surface temperature change. *Journal of Geophysics Research*, **106**, 23947-23963.
- Harvey A.C., 1989: Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman filter. Cambridge University Press: Cambridge.
- _____, 2002: Trend analysis. In *Encyclopedia of Environmetrics*, El-Shaarawi AH, Piegorisch WW.(eds) Wiley: Chichester, 2243-2257.
- Hasselmann, K., 1993: Optimal fingerprints for the detection of time-dependent climate change. *ournal of Climate*, **6**, 1957-1971.
- _____, 1997: Multi-pattern fingerprint method for detection and attribution of climate change. *Climate Dynamics*, **13**, 601-611.
- IPCC, 2007: *Climate Change 2007: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change* [Solomon, S., D. Qin, M. Manning, Z. Chen, M. Marquis, K.B. Averyt, M. Tignor and H.L. Miller(eds.)], Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA, 996 pp.
- Jones, P.D., and D. Lister, 2004: The development of monthly temperature series for Scotland and Northern Ireland. *International Journal of Climatology*, **24**, 569-590.
- _____, and A. Moberg, 2003: Hemisphere and large-scale surface air temperature variation: An extensive revision and update to 2001. *Journal of Climate*, **16**, 206-223.
- _____, M. New, D.E. Parke, S. Martin, and I.G. Rigor, 1999: Surface air temperature and its changes over the past 150 years. *Review of Geophysics*, **37**, 173-199.
- Koopman, S.J., A.C. Harvey, J.A. Doornik, and N. Shephard, 2000: STAMP: Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor, Timberlake Consultants, London.
- Lee, J.H., B. Kim, K.T. Sohn, W.T. Kown, and S.K. Min, 2005: Climate Change Signal Analysis for Northeast Asian Surface Temperature, *Advances in Atmospheric*

- Sciences*, **22**, 159-171.
- _____, K.T. Sohn, and R. Lu, 2006: Forecasting of monthly mean of surface air temperature on Korean peninsula, *Journal of The Korean Data Analysis Society*, **8**, 1225-1264.
- Lugina, K.M., P.Y. Groisman, K.Y. Vinnikov, V.V. Koknaeva, and N.A. Speranskaya, 2005: Monthly surface air temperature time series area-averaged over the 30-degree latitudinal belts of the globe, 1881-2004. In: *Trends: A Compendium of Data on Global Change*. Carbon Dioxide Information Analysis Center, Oak Ridge National Laboratory, US Department of Energy, Oak Ridge, TN, <http://cdiac.esd.ornl.gov/trends/temp/lugina/lugina.html>.
- Ljung, G.M. and G.E.P. Box, 1978: On a Measure of a Lack of Fit in Time Series Models, *Biometrika*, **65**, 297-303.
- Moberg, A., and P.D. Jones, 2005: Trends in indices for extremes in daily temperature and precipitation in central and Western Europe. *International Journal of Climatology*, **25**, 1149-1171.
- Pišoft, P., J. Kalvová, and R. Brázdil, 2004: Cycles and trends in the Czech temperature series using wavelet transforms. *International Journal of Climatology*, **24**, 1661-1670.
- Rayner, N.A., D.E. Parker, E.B. Horton, C.K. Folland, L.V. Alexander, D.P. Rowell, E.C. Kent, and A. Kaplan, 2003: Global analyses of sea surface temperature, sea ice, and night marine air temperature since the late nineteenth century. *Journal of Geophysics Research*, **108**, 4407, doi:10.1029/2002JD002670.
- _____, P. Brohan, D.E. Parker, C.K. Folland, J.J. Kennedy, M. Vanicek, T.J. Ansell, and S.F.B. Tett, 2006: Improved analyses of changes and uncertainties in sea surface temperature measured *in situ* since the mid-nineteenth century: the HadSST2 dataset. *Journal of Climate*, **19**, 446-469.
- Schmidlii, J., and C. Frei, 2005: Trends of heavy precipitation and wet and dry spells in Switzerland during the 20th century. *International Journal of Climatology*, **25**, 753-71.
- Smith, T.M., and R.W. Reynolds, 2005: A global merged land and sea surface temperature reconstruction based on historical observations(1880-1997): *Journal of Climate*, **18**, 2021-2036.
- Watson, M.W., and R.F. Engle, 1983: Alternative algorithms for the estimation of dynamic factor, MIMIC and varying coefficient regression. *Journal of Econometrics*, **23**, 385-400.