

## 산업화에 따른 울산지역의 기온변동 효과에 관한 연구

조 의 현 · 안 중 배\* · 손 건 태\*\*  
부산대학교 대기과학과 · 부산대학교 대기과학과(컴퓨터 및 정보통신연구소 연구원)  
\*부산대학교 통계학과  
(1996년 11월 28일 접수)

### A Study on the Effect of Air Temperature Change due to Industrialization in Ulsan Area

Ek-Hyun Cho, Joong-Bae Ahn\*, and Keon-Tae Sohn\*\*  
Dept. of Atmospheric Sciences, Pusan National University, Pusan, Korea  
(\*Research Institute of Computer, Information and Comunication)  
\*\*Dept. of Statistics, Pusan National University, Pusan, Korea  
(Manuscript received 28 November 1996)

In this research, two stochastic models are considered to detect and estimate the effect of air temperature change due to industrialization in Ulsan area. Using the monthly mean minimum air temperature anomalies, the data are divided into pre-industrialization part and industrialization one for analysis. The ARMA(autoregressive moving-average) model and intervention model have been applied to the data for the analysis. The results show that the variability of minimum temperature anomalies are very significant in 1989, and also significant in 1971 when the industrialization have started. Therefore, it is stochastically possible to estimate the time when the affection of increase of the temperature concerning industrialization to climate change in Ulsan area has happened.

#### 1. 서 론

대규모 공단의 조성과 이로 인한 도시의 발달은 공단 자체 뿐만 아니라 그 지역의 인구, 교통량의 증가를 유발시켜 기후에 적지 않게 영향을 미치게 된다. 이러한 인위적인 기후변화 중 가장 뚜렷한 것은 기온의 상승인데 최근 들어 우리나라 뿐만 아니라 전지구적으로 기온 상승이 나타나고 있으며, 기후의 여러가지 요소인 바람, 습도, 강수, 오염물 등의 변동에 영향을 줌으로써 기온 상승 문제가 중요하게 대두되어 왔다. 그러나 산업화, 도시화에 따른 기온변동은 지역적인 환경변화에 기인한 인위적인 변동과 더불어 전지구적인 기후변동이 복합적으로 일어남으로써 이에 대한 해석을 어렵게 한다.

그동안 우리 나라의 장기간에 나타난 기온변동에 관한 연구를 살펴보면 다음과 같다. 강용균과 노재식(1985)은 월평균 기온을 이용한 조화분석, 스펙트럼 분석 등을 통해 기온의 연별 변동을 조사하였고, 이종범(1978)과 조하만(1988)은 평균기온, 최고기온, 최저기온, 일교차를 이용한 분석에서 특히 동계에 최저기온의 상승이 평균기온이나 최고기온에 비해 두드러짐을 보였다. 류상범 등(1993)은 우리 나라의 12개 지역의 기온의 평균편차를 누적시키는 방법을 통하여 평균기온, 최저기온, 최고기온에 나타나는 기온의 변동성을 통계적으로 조사하였다. 또한 류상범(1996)은 포항 지역을 대

상으로 기온상승 효과를 공업화 이전과 이후로 나누어 통계적으로 분석하였다.

본 연구에서는 1971년을 기점으로 정유공장을 비롯한 대규모 공장들이 조성되면서 도시화, 산업화가 급속히 진행된 곳인 울산 지역을 연구 대상으로 선정하여 시계열에 나타난 최저기온의 변화를 통계적으로 추정하고자 한다. 연구는 울산의 산업화 이전과 이후의 두 부분으로 분리하여 살펴보았으며, 이를 통해 시계열에 가장 적합한 모형식을 구축하였다.

#### 2. 자 료

일반적으로 열적 관성에 대한 반응이 월평균 기온이나 최고기온 보다 월평균 최저기온에서 잘 나타난다. 따라서 본 연구에 사용된 기본 자료는 울산 측후소에서 측정된 1956년부터 1994년까지의 월평균 최저기온 자료이다. 그러나 월평균 최저기온 자료는 강한 진폭과 일년 주기의 계절성을 많이 띠고 있으므로 본 연구의 기온상승을 다루는 데는 적합하지 않다. 따라서 월평균 값에서 계절성을 제거하기 위해 분석기간의 해당월에 대한 평균값을 구하여 실제 월값을 뺀 월평균 최저기온 평년편차 자료를 분석에 사용하였다. Fig. 1과 Fig. 2는 분석기간 동안의 월평균 최고기온과 최저기온 평년편차를 보여주는데 계절성이 제거되고 전체적으로 양의 기울기를

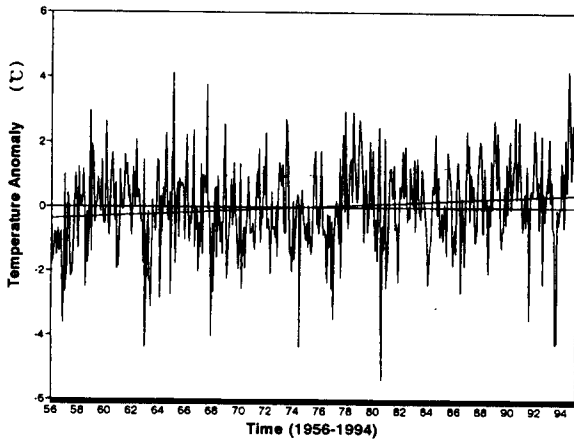


Fig. 1. Time series of monthly mean maximum temperature anomalies : 1956-1994.

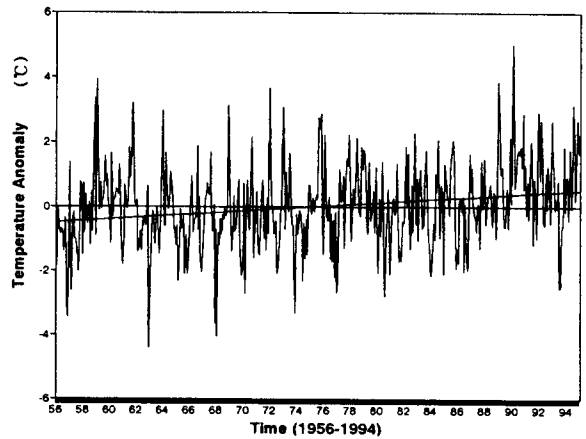


Fig. 2. Time series of monthly mean minimum temperature anomalies : 1956-1994.

나타내고, 최저기온의 경우 시계열의 후반부에 양의 평년편차가 두드러진다. 1차 회귀식으로 분석한 결과 기울기가 최저기온은 0.002212이고 최고기온은 0.002079로 최저기온의 상승이 다소 큼을 알 수 있다.

### 3. 모형 및 분석방법

본 연구에서 기온상승 효과를 검출하기 위해 사용한 분석방법은 시계열 분석에서 자주 사용되는 자기회귀-이동평균(ARMA)모형과 Box and Tiao(1975)가 제안한 개입(intervention) 모형이다.

#### 3.1 ARMA 모형

연구에서 사용된 정상 시계열을 모형화하는데 사용된 ARMA 모형은 자기회귀(AR)와 이동평균(MA)의 두 과정의 혼합으로 표현된다.

첫째, AR 과정이란 이름에서 내포하듯이 시계열 자체에 대한 회귀 형태를 취하는 모형이다. 이 모형은 시계열의 구조를 가장 직관적으로 설명할 수 있으며, 일반 p차 과정에서  $Z_t$ 는 다음식을 만족한다.

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + a_t \quad (1)$$

여기서  $a_t$ 는 분산이  $\sigma^2$ 인 백색 잡음 과정이다. 따라서 시점 t에서 시계열  $Z_t$ 는 p개의 가장 가까운 과거값들과 이 과거값으로 설명되지 않는 오차항인 백색 잡음항  $a_t$ 의 선형결합이다. 물론  $a_t$ 는  $Z_{t-1}, Z_{t-2}, \dots$ 와는 독립이라고 가정한다.

둘째, 이동평균(MA) 과정이란 일반 선형 과정에서 유한개의 가중값들만이 0이 아닌 과정을 말하며 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$Z_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (2)$$

이와 같은 시계열을 q차의 MA 과정이라 부르며 MA(q) 과정이라 쓴다. 여기서 이동평균이란 가중값  $1, -\theta_1, -\theta_2, \dots, -\theta_q$ 를  $a_t, a_{t-1}, a_{t-2}, \dots, a_{t-q}$ 와 결합하여  $Z_t$ 를 구하고, 가중값  $a_{t+1}, a_t, a_{t-1}, \dots, a_{t-q+1}$ 과 결합하여  $Z_t$ 의 한 시점 이후인  $Z_{t+1}$ 을 구한다는 것에서 비롯된다.

따라서 ARMA 모형이란 시계열이 AR 모형과 MA 모형의 성질을 가진 좀더 일반적인 형태로 ARMA(p,q)

는 다음과 같이 표현된다.

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (3)$$

#### 3.2 개입 모형

시계열은 화산폭발, 지진, 이상기온 등 외적인 요인에 의해 종종 영향을 받는데 이러한 외적인 요인을 분석하기 위한 방법으로 개입 모형을 이용하는데 이 모형의 변수에는 두가지 유형이 있다.

하나는 어떤 시점 T로부터 영향이 지속적으로 있는 경우 계단 함수(step function),  $S_t$ 는

$$S_t(T) = \begin{cases} 0, & t < T \\ 1, & t \geq T \end{cases} \quad (4)$$

로 표현할 수 있으며, 다른 하나는 지진 발생처럼 시점 T에서만 영향을 주는 경우 맥 함수(pulse function)  $P_t$ 는

$$P_t(T) = \begin{cases} 0, & t \neq T \\ 1, & t = T \end{cases} \quad (5)$$

로 나타낼 수 있다. 그리고  $P_t(T) = S_t(T) - S_t(T-1) = (1-B)S_t(T)$ 이다. 여기서 B는 후향연산자(backshift operator)이다.

또한 개입에 의해 시계열에 미치는 효과가 여러가지로 나타날 수 있으므로 일반적인 표현은 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$Z_t = \frac{\omega(B)B^b}{\delta(B)} P_t(T) + N_t$$

= (effect of intervention)  
+ (noise series) (6)

여기서  $\omega(B) = \omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s$  이고,  $\delta(B) = 1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r$ 이며, b, s, r은 각각 결정해야할 잠복기, 계단 함수, 맥 함수의 차수를 나타낸다. 따라서 시계열  $Z_t$ 는 개입이 일어나기 전의 noise series( $N_t$ )와 개입에 의한 효과의 합으로써 표현된다.

#### 3.3 분석방법

Table 1. Results of the intervention model applied to monthly mean minimum temperature anomalies : 1969-1990

Intervention time	Mode	b	r	s	p	q	AIC	SBC	Remark
1969	P	2	2	0	(1)(13)	1	1497.444	1518.144	
1970	P	2	2	0	(1)(13)	1	1494.127	1514.826	
1971	P	3	3	0	(1)(13)	1	1493.846	1514.523	significant
1972	S	0	0	2	(1)(13)	1	1497.387	1518.108	
1973	P	0	3	0	(1)(13)	1	1497.486	1518.197	
1974	S	3	0	3	(1)(13)	1	1498.860	1519.538	NS
1975	S	3	0	3	(1)(13)	1	1498.156	1518.833	NS
1976	S	0	0	1	(1)(13)	1	1507.577	1528.308	
1977	S	0	0	2	(1)(13)	1	1501.420	1522.141	
1978	S	3	0	3	(1)(13)	1	1498.532	1519.210	NS
1979	S	3	0	3	(1)(13)	1	1499.819	1520.497	NS
1980	P	1	0	0	(1)(13)	1	1507.877	1524.462	
1981	S	2	0	0	(1)(13)	1	1504.523	1521.100	
1982	S	2	0	0	(1)(13)	1	1503.727	1520.304	
1983	S	2	0	0	(1)(13)	1	1504.447	1521.023	
1984	S	3	0	0	(1)(13)	1	1500.653	1517.221	
1985	S	3	0	0	(1)(13)	1	1501.301	1517.869	
1986	S	3	0	0	(1)(13)	1	1500.725	1517.293	
1987	S	3	0	0	1	(1)(13)	1499.880	1516.448	
1988	S	3	0	0	(1)(13)	1	1497.569	1514.137	
1989	S	2	0	0	(1)(13)	1	1493.621	1514.342	very significant
1990	S	3	0	0	(1)(13)	(3)	1498.598	1515.166	

본 연구에서 적용하려는 개입 모형은 개입 시기 (intervention timing)를 알아야 적용이 가능하다. 예를 들면 류상범(1996)은 개입 시기를 포항제철의 제 1호 고로의 가동 시기인 1973년 7월을 개입시기로 선정한 후 분석을 실시하였다. 그러나 울산지역의 경우 최저기온 평년편차 자료에 대한 시계열 그림(Fig. 2)을 살펴보면 공단조성 시점인 1971년도 부근 보다는 1986년이 후에 변화가 상대적으로 큰 것을 볼 수 있다. 그러므로 자료의 변화에 영향을 주는 개입 시기를 정확하게 인지할 수 없으므로 1969년부터 1990년까지 각 해의 1월을 개입 시기로 각각 가정하고, 3. 2절에서 설명한 통계적 모형을 기초로 적용하였다.

우선 각각의 개입 이전의 noise series( $N_t$ )를 결정해야 하는데, 이것은 3. 1절의 ARMA 모형을 이용해 통계적으로 가장 적합한 p, q차 모형을 찾고, 이것을 이용해 (6)식에 적용하였다. 여기서 b, s, r을 결정해야 하는데 각각 1, 2, 3의 차수를 반복 적용해 가장 통계적으로 유의한 모형을 찾으려 하였다.

여기서 적합한 모형 차수의 선정기준은 Akaike (1974)의 AIC와 Schwartz(1978)의 SBC를 최소로 하는 값을 구하였다. 이 계산 과정은 통계 package인 SAS를 사용하여 분석하였다.

4. 결 과

울산의 최저기온의 변동성을 조사하기 위하여 1969년부터 1990년까지 각 해의 1월에 대해 개입 모형을 적용한 결과를 Table 1에 나타내었다. Mode에 나

타난 P와 S는 개입 모형에 적합한 mode가 각각 맥함수와 계단 함수임을 나타내며, b, s, r은 잠복기, 계단함수, 맥함수의 가장 적합한 차수를 나타낸다. Table 1에 나타난 대부분의 변수의 차수는 통계적으로 유의하나, 몇몇 변수는 통계적으로 유의하지 않은 값을 보이며, NS(non-significance)는 유의하지 않음을 나타낸다. 여기서 유의함의 기준은 t-검정통계량의 절대값이 2이상인 경우를 말한다. 그리고 p, q는 noise 모형의 적용에서 가장 적합한 차수를 나타내며, (1)(13)은 차수를 1과 13만을 사용한 것이다.

Table 1에 나타난 결과를 보면 noise 모델에서 계산된 유의한 차수는 대부분 p가 (1)(13), q가 1인 경우이며, 이를 바탕으로 계산한 개입 모형은 AIC와 SBC의 판정에서 1989년에 각각 1493.621과 1514.342로서 가장 좋은 결과를 나타낸다. 하지만 공단이 조성되어 본격적으로 울산지역에 영향을 준 1971년의 경우도 AIC와 SBC가 1493.846과 1514.524로서 유의한 결과를 보여주는데 이는 공단의 효과로 인한 개입 효과가 있음을 암시하며, 1989년의 개입 효과는 공단효과와 더불어 전지구적인 기온상승과 관련이 있을 것으로 사료된다. 따라서 1989년을 시점으로 어떠한 사건(새로운 공단의 추가 조성 등)이 있었는지 밝혀보는 것도 바람직할 것이다.

통계적으로 가장 유의한 1989년의 개입 효과에 대한 모형 추정식은 다음과 같이 구하였다.

$$Z_t = (3.002 - 2.1613B^2)S_t^{(T)} + \frac{1 - 0.32137B}{(1 - 0.61202B)(1 - 0.1565B^{13})} a_t \quad (7)$$

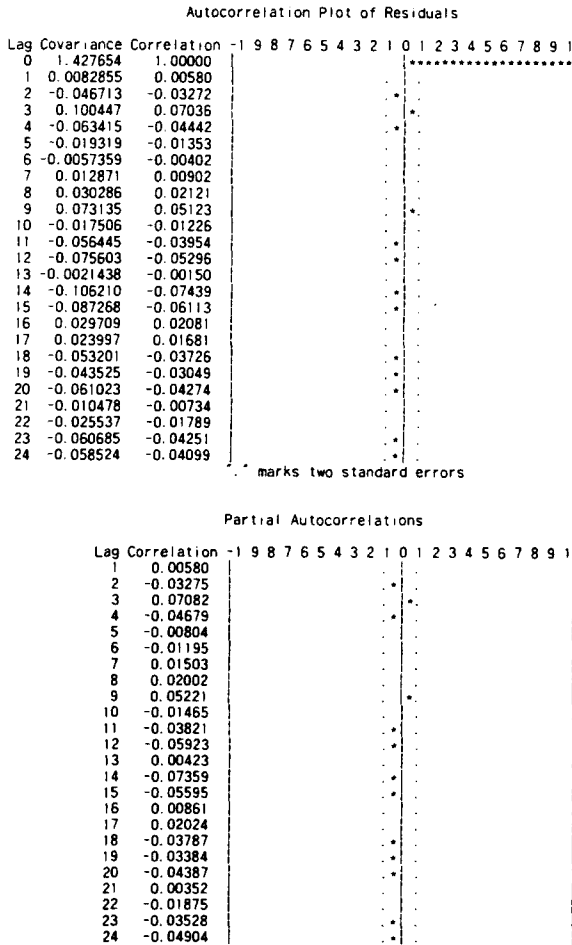


Fig. 3. Sample autocorrelation function and sample partial autocorrelation function for residual series of the intervention model in 1989.

여기서  $S_t(r) = \begin{cases} 0, & t < 397 \\ 1, & t \geq 397 \end{cases}$ ,  $a_t$  는 백색잡음이다.

Fig. 3은 식(7)의 잔차에 대한 자기상관함수와 부분자기상관함수를 나타내는데 잔차들은 백색잡음의 특성을 잘 나타내므로 구해진 모형이 적합함을 알 수 있다.

### 5. 결론 및 토론

본 연구에서 1970년대 들어 산업화가 진행된 울산 지역의 기온변동을 조사하기 위하여 자기회귀-이동평균(ARMA) 모형과 개입(Intervention) 모형을 이용하여 통계적 분석을 실시하였다. 울산 최저기온 자료를 사용하여 분석한 결과에 의하면 1989년에 AIC와 SBC의 판정에서 가장 적은 값을 보여 통계적으로 가장 유의한 결과를 보였고, 또한 산업화가 시작된 1971년에도 통계적으로 유의한 값을 보였다. 이에 따라 1989년과 1971년에 외적인 기온의 상승이 있었음을 추론할 수 있었다. 1971년은 공단 조성에 따른 인위적인 효과가 최저기온에 영향을 주고 있음을 잘 보여주지만 1989년은 공단이나 전지구적인 효과가 아닌 다른 효과에 의해 최저기온의 상승이 있었다고 판단되며, 금후 이에 대한 연구가 필요할 것으로 사료된다.

본 연구는 일반적으로 산업화 이전과 이후의 기후 변화 구분시에 산업화가 실제 기후에 영향을 미친 시기를 통계적으로 결정하고자 할 때 큰 기여를 할 것으로 사료된다.

### 참고 문헌

강용균, 노재식, 1985, 과거 30년간(1954-1983) 한국 기온의 연변화 및 연별 변동, 한국기상학회지, 21, 1-10.

류상범, 문승의, 조병길, 1993, 남한의 도시화에 따른 기온변동, 한국기상학회지, 29, 99-116.

류상범, 1996, 공업화로 인한 기후변동의 검출 : 포항에서의 응용 예, 박사 학위 논문, 부산대학교 대기과 학과, 99pp.

이중범, 1978, 서울지방의 기온경년변화와 그 요인에 관하여, 한국기상학회지, 14, 29-36.

조하만, 1988, 서울의 도시화에 따른 기온의 변화, 한국기상학회지, 24, 27-37.

Akaike, H., 1974, A new look at the statistical model identification, IEEE Transactions on Automatic Control, AC-19, 716-723.

Box, G. E. P and Tiao, G. C., 1975, Intervention analysis with applications to economic and environmental problem, J. Amer. Statist. Assoc., 70, 70-79.

Schwartz, G., 1978, Estimating the dimension of a model, Ann. Statist., 6, 461-464.