A-2 부산지역 오존예보를 위한 통계적 모형 연구(Ⅰ)

김유근, 이화운, 장지현 *
부산대학교 대기과학과

1.서 론

오존은 강한 산화력을 가진 물질로서 광화학 스모그의 주요 원인이 되며, 고농도에 장기간 노출되면 점막의 자극, 천식과 같은 호흡기 질환 그리고 두통 등 인간의 건강과 농작물이나 식물 등에 심각한 영향을 미칠 뿐만 아니라, 시정과 일사량을 감소시키는 데에도 중요한 역할을 한다. 지상오존은 2차 광화학 오염물로서 농도의 계절 및 일변화는, 주로 질소화합물 및 HC와 같은 1차 오염물질의 농도와 기온, 일사량, 풍속, 대기안정도, 역전층고도 등의 기상 조건과 크게 관계가 깊은 것으로 알려져 있다(Comrie and Yarnal, 1992). 특히 질소산화물, 탄화수소와 기상변수(일사량, 기온, 대기안정도, 역전층, 장거리수송)사이의 복잡한 상호작용은 오존 오염사건의 위치, 강도, 기간을 결정한다(Chock et al., 1982; Comrie, 1990).

오존경보제는 1995년 서울에서 시작되었다. 그리고 1997년 7월부터는 서울을 포함한 모든 광역시에서 오존경보제가 시행되었으며, 아울러 오존예보제도 도입하였다. 하지만 현행 광역시에서 시행하고 있는 오존예보제는 환경부에서 중회귀 통계모델을 이용, 농도를 일괄 계산하여 각 지역에 배포하는 형식이며, 예보방식 또한 주의보 발령에 대한 확률예보 방식이다. 뿐만 아니라 부산지방의 경우, 서울과 달리 예보대상의 권역을 경보제의 권역으로 나누지 않고 전역을 한 지역으로 처리 함으로서, 이 제도의 효율을 크게 의심하게 하였다.

본 연구에서는 보다 개선된 오존 예보 모델을 개발하기 위하여 통계적인 방법인 중회귀 모형과 전이함수 모형을 추정하여 이 모형들에 의해 예측된 결과를 비교·평가하고자 한다.

2. 입력자료

모델의 입력자료로서 먼저 대기오염 농도 자료는 부산지역의 환경부 산하 6개 대기질 자동 측정망(주거지역: 대연동, 덕천동, 상업지역: 광복동, 범천동, 공업지역: 신평동, 감전동)에서 자외선 광도법(UV Photometric Method)에 의해 측정된 1997년도의 시간별 오존농도중 5월에서 9월까지의 자료를 사용하였다. 또한 기상자료로는 부산지방기상청의 97년 자료를 사용하였다.

3. 연구 내용 및 방법

3.1 중회귀모형

다수의 설명변수 ($X_1, X_2, \cdots, X_p$)들로 연속형 변수인 종속변수 (Y)를 설명하기 위한 대표적 모형이 다중회귀 모형이다. 이때 다중회귀 모형식은 식 (3.1)과 같고 그 절차는 Fig. 1과 같다.

$$Y=\beta_0+\beta_1 X_1+\cdots+\beta_p X_p+\varepsilon \qquad (3.1)$$

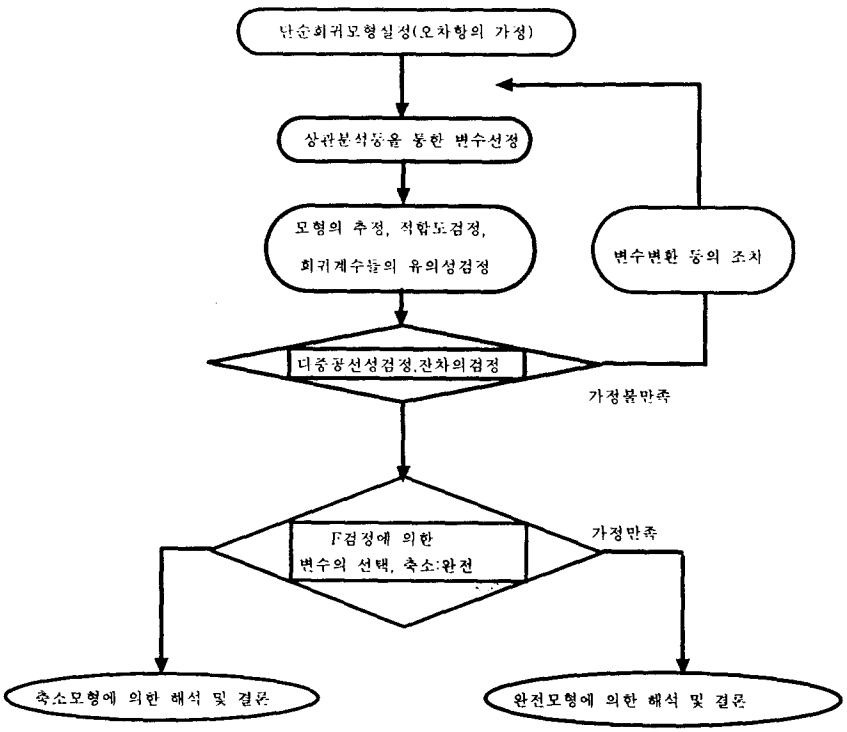


Fig. 1. The precedure of simple linear regression analysis

3.2 전이함수 모형

전이함수모형은 하나의 시계열이 다른 시계열에 의하여 영향을 받는 경우에 사용하는 시계열분석 방법이다. 입력계열이 원인이고 출력계열이 결과인 경우에 적용되는 시계열모형으로 입력계열(x_t, x_{t-1}, x_{t-2}, $\cdots$)의 값이 출력계열 y_t에 전이된다는 의미를 가지고 있다. 일반적으로 분포시차모형에 있어서는 아래의 식 (3.2)과 같이 y_t의 현재수준은 x_t계열의 많은 과거의 값의 함수로써 나타내어진다.

$$y_t = \nu_0 x_t + \nu_1 x_{t-1} + \nu_2 x_{t-2} + \cdots + N_t = \nu(B)x_t + N_t \qquad (3.2)$$

여기서 x_t와 y_t는 적절히 변화된 시계열로 둘 다 정상성을 만족한다. x_t는 입력계열

(input series)이고, N_t는 잡음과정(noise process)이라고 하는데 입력계열 x_t와 독립이고 일반 ARMA(p, q) 과정을 따른다. 그리고 $v(B)$는 전이함수로 $v(B) = v_0 + v_1 B + v_2 B^2 + \cdots = \sum_{j=0}^{\infty} v_j B^j$이다.

예측모형의 개발을 위해서는 먼저 상관성이 높은 변수들 간의 다중공선성 문제를 해결하도록 주성분 분석을 수행한후 다음의 전이함수 모형을 결정하였다.

$$v(B) = \frac{\omega_S(B)}{\delta_r(B)} B^b = \frac{\omega_0 - \omega_1 B - \cdots - \omega_s B^s}{1 - \delta_1 B - \cdots - \delta_r B^r} B^b \qquad (3.3)$$

4.결과

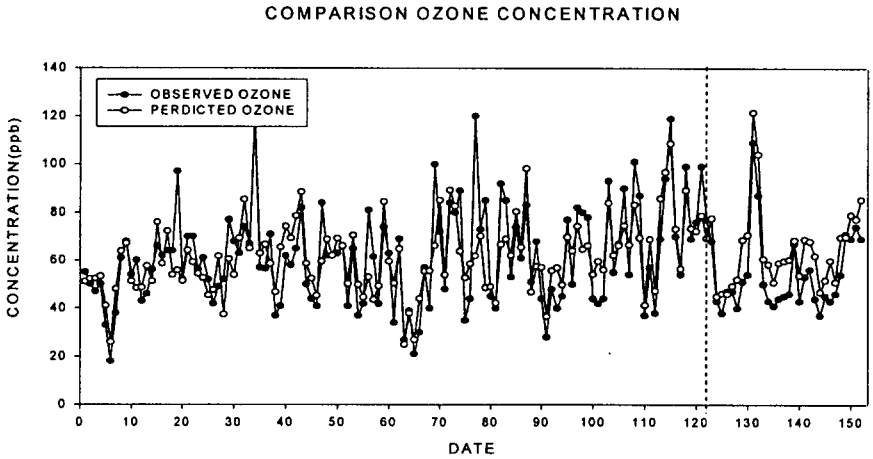
4.1 중회귀 모형에 의한 예측농도

본 연구를 위해 사용되어진 자료는 부산지역 1997년 5월부터 9월까지의 152일간의 오염 물질 및 기상자료중 122일동안의 자료는 모형을 구축하고, 나머지 30일의 자료는 위 모형을 검증하기 위한 자료로 사용되었다.

중회귀 모형식(4.1)은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{예측오존농도} = {} & 31.284 + 0.5 \times 112\textit{site}\text{농도} - 0.851 \times CO_2 \\ & + 0.204 \times NO_2 - 0.065 \times \text{일최고1시간일사} \\ & - 0.815 \times \text{일최저운량} + 0.342 \times 182\textit{Site}\text{농도} \\ & + 0.287 \times 152\textit{Site}\text{농도} \end{aligned} \qquad (4.1)$$

이 식에 의한 예측치와 관측오존 농도의 비교를 위한 결과는 아래와 같다.



참고문헌

김유근, 1998, 오존 예보모델 및 예보시스템의 개선. 오존예보시스템에 관한 전문가 토론회, 26-38

김유근, 이화운, 전병일, 홍정혜, 문윤섭, 1996, 부산연안역에서의 대기오염기상 예보 스시템 개발에 관한 연구 -고농도오존일 예측을 중심으로-한국환경과학회지 5(4), 399-410.

김용국, 1994, 하계의 일 최고 오존농도 예측을 위한 신경망모델의 개발, 한국대기보전학회지, 10(4), 224-232.

허정숙, 김동술, 1993, 다변량 통계분석을 이용한 서울시 고농도 오존의 예측에 관한 연구, 한국대기보전학회지 9(3), 207-215.

Mckendry, I. g., 1993, Ground level ozone in Montriol, Canada. Atmospheric Environment, 27, 93-103.

Comrie, A. C. and B. Yarnal, 1992, Relationships between synoptic-scale atmospheric circulation and ozone concentration in metropolitan Pittsburg Pennsylvania, Atmospheric Environment, 26B, 301-312.

Chock D. p., Kumar, S. and R. W. Herrmann, 1982, An analysis of trends in oxidant air quality un the south Coast Air basin of California, Atmos. Environ., 16, 2615-2624.