

PB5) 서울과 부산지역 기상의 영향을 제거한 오존농도 추세
Meteorological adjusted ozone trends for the Seoul
and Busan metropolitan areas

김유근, 오인보, 황미경
부산대학교 대기과학과

1. 서 론

우리나라 주요 대도시는 1990년대 이후 뚜렷한 경제성장과 도시화로 인해 오존농도가 지속적으로 증가하고 있는 추세이다 (오인보와 김유근, 2002). 또한 최근 1995년부터 2000년까지 오존 주의보 발생일수의 경우 1일, 6일, 12일, 14일, 16일, 17일로 점차 증가를 나타내어 오존오염이 심각해지고 있음을 알 수 있다 (환경부, 2001). 일반적으로 오존농도의 년 변화는 일 최고기온 등의 주요 기상조건에 큰 영향을 받는다 (Hanna and Chang, 1995; EPA, 2001). 따라서 기상조건 변화는 오존농도 추세에 영향을 미치게 되며, 배출원 증감에 따른 농도변화를 정확히 고려할 수 없게 만든다. 따라서 오존오염제어에 있어 기상조건 변화 제거한 실제 오존농도추세 (adjusted ozone trends)를 파악하는 것은 매우 중요한 부분이다. 기존 국외 여러 선행연구에서 기상효과를 제거하는 여러 가지 통계학적 방법이 제시되었다. Bloomfield *et al.*(1996)은 비선형 모델을 사용하여 Chicago지역을 대상으로 1981년부터 1991년까지의 기상의 영향을 제거한 오존농도 추세를 분석하였고, Cox and Chu (1993)은 probabilistic approach를 통해 년 95%, 99%, 일 최고농도의 연간추세를 기상의 영향을 제거함으로써 분석하였다. 또한 Rao and Zurbenko (1994)는 이동평균을 이용한 KZ filtering을 통해 오존 농도의 장기 경향 분석을 하였으며, Thompson *et al.*(2001)은 기상조건을 고려한 오존농도 추세를 분석한 연구를 크게 regression-based modeling, extreme value approaches, space-time models로 체계적으로 분류하여 비교 설명하였다. 이처럼 기상조건을 고려한 오존농도 추세분석은 다양한 방법으로 연구되어 왔다. 하지만 국내에서는 이러한 기상의 영향을 제거한 배출원의 변화에 따른 정확한 오존농도 추세를 파악하지 못하고 있는 실정이다. 따라서 본 연구에서는 우리나라의 주요 대도시 서울과 부산지역을 대상으로 기상인자의 영향을 제거하였을 때 오존농도의 년 간 추세변화를 파악하고 배출량의 년 변화와 연계하여 분석하고자 한다.

2. 연구 방법

본 연구에서는 1990년부터 2000년까지를 연구기간으로 선정하였다. 오존농도 자료는 서울과 부산지역 대기질 측정망 중 1990년부터 지속적인 관측이 이루어진 지점에서 측정된 자료를 사용하였으며, 기상자료는 서울과 부산 기상청에서 관측된 것으로 일 최고기온, 오전과 오후의 풍향, 풍속, 일 평균 습도, 운량, 시정, 강수량을 사용하였다 (Cox and Chu, 1993 and 1996; Bloomfield *et al.*, 1996). 이러한 오존 및 기상자료 바탕으로 각 도시에 대한 일 최고 오존농도를 예측하는 로그선형회귀모형 (log linear regression model)을 만들었다. 모형의 구조는 식 1과 같다.

$$O_{3,i} = \exp \left\{ \sum \beta_j \times M_{ij} + \zeta \times T \right\} \quad (1)$$

여기서 β_j = 각 기상인자 j 의 회귀계수; M_{ij} = 각 i 일의 기상인자 j ; ζ = 연 변화 경향, T = 년도 (1990~2000년) 이다. 식 1을 통해 예측되어진 오존 농도는 실제 측정된 오존 농도와의 비교를 통해 모델의 신뢰도를 검증함으로써 가장 적합한 모델을 만들 수 있다. 기상을 고려한 오존농도는 실제 관측된 기상인자에 식 2를 통해 얻어진 scaled meteorological data, Y 를 치환함으로써 얻을 수 있다 (Cox and Chu, 1993).

$$Y = Mr + (Xb - Mb) \times (Sr / Sb) \quad (2)$$

여기서 Mr = 매년의 각 기상인자의 평균값, Sb = 매년 각 기상인자의 표준편차, Mr = 전 연구기간 (1990~2000년)의 평균값, Sr = 전 연구기간의 표준편차, Xb = 매 년의 기상인자의 일 값이다.

3. 결 과

로그선형회귀 모델의 예측 오존 농도 값은 관측치와 $R=0.72$ ($p<0.01$)의 상관성을 보였으며, 평균 농도는 그림 1에 나타나 있듯이 0.92의 높은 상관성을 보여 매년 측정치와 매우 유사한 경향을 나타내었다. 즉 모형이 일 최고농도의 연평균 값의 변화를 잘 설명함을 알 수 있다. 그림 2는 기상조건의 변화를 제거하였을 때 오존농도의 추세를 나타낸 것으로 실제 증가율 ($+1.92 \text{ ppb yr}^{-1}$)보다 둔화되어 기상의 영향에 의한 오존농도의 증가가 존재함을 알 수 있었다.

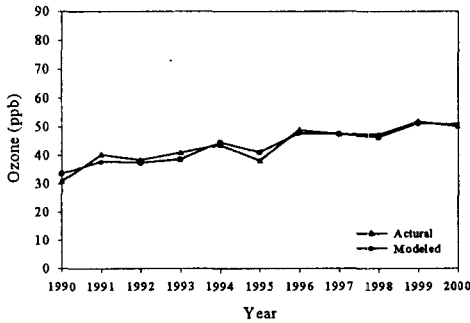


Fig. 1. Seasonal-observed and model-predicted ozone concentrations for Seoul.

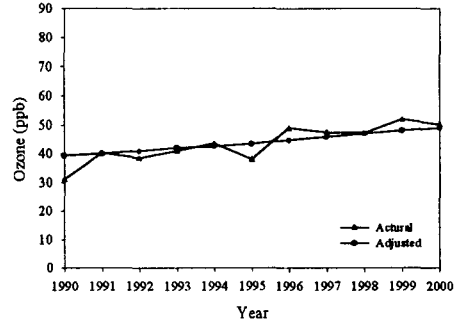


Fig. 2. Seasonal-observed and adjusted ozone concentrations for Seoul.

참 고 문 헌

- 오인보, 김유근 (2002) 한반도 주요 대도시지역의 지표오존 특성: 추세, 일변화, 월변화, 수평분포, 한국 대기환경학회, 18(4), 253-264.
- 환경부 (2001) 대기환경연보, 72pp.
- Bloomfield, P.J., J.A. Royle, L.J. Steinberg, and Q. Yang (1996) Accounting for meteorological effects in measuring urban ozone levels and trends, *Atmos. Environ.*, 30, 3067-3077.
- Cox, W.M. and S.H. Chu (1993) Meteorologically adjusted ozone trends in urban areas: a probabilistic approach, *Atmos. Environ.*, 27B, 4, 425-434.
- Cox, W.M. and S.H. Chu (1996) Assessment of interannual ozone variation in urban areas from a climatological perspective, *Atmos. Environ.*, 30, 2615-1625.
- Hanna, S.R. and J.C. Chang (1995) Relations between meteorology and ozone in the lake Michigan region, *J. Appl. Met.*, 34, 670-679.
- Rao, S.T. and L.G. Zurbenko (1994) Detecting and tracking changes in ozone air quality, *Journal Air & Waste Management Association* 44, 1089-1092.
- Thommpson, M.L., J. Reynolds, L.H. Cox, P. Guttorp, and P.D. Sampson (2001) A review fo statistical methods for the meteorological adjustment of tropospheric ozone, *Atmos. Environ.*, 35, 617-630.
- U.S. EPA(2001) Latest findings on national air quality: 2000 status and trends, EPA 454/K-01-001, 8-9.