

서울과 부산지역 기상의 영향을 제거한 오존농도 추세 Meteorologically Adjusted Ozone Trends in the Seoul and Busan Metropolitan Areas

김 유 근 · 오 인 보* · 황 미 경
부산대학교 대기과학과
(2003년 2월 3일 접수, 2003년 8월 5일 채택)

Yoo-Keun Kim, In-Bo Oh* and Mi-Kyoung Hwang
Department of Atmospheric Sciences, Pusan National University
(Received 3 February 2003, accepted 5 August 2003)

Abstract

Surface ozone concentrations are highly sensitive to meteorological variability. Therefore, in order to reveal the long-term changes in ozone due to the changes in precursor emissions, we need to remove the effects of meteorological fluctuations on the annual distribution of surface ozone. In this paper, the meteorologically adjusted trends of daily maximum surface ozone concentrations in two major Korean cities (Seoul and Busan) are investigated based on ozone data from 11 (Seoul) and 6 (Busan) sites over the period 1992 ~ 2000. The original time series consisting of the logarithm of daily maximum ozone concentrations are splitted into long-term, seasonal and short-term component using Kolmogorov-Zurbenko (KZ) filter. Meteorological effects are removed from filtered ozone series using multiple linear regression based on meteorological variables. The long-term evolution of ozone forming capability due to changes in precursor emission can be obtained applying the KZ filter to the residuals of the regression. The results indicated that meteorologically adjusted long-term daily maximum ozone concentrations had a significant upward trend (Seoul: $+3.02\% \text{ yr}^{-1}$, Busan: $+3.45\% \text{ yr}^{-1}$). These changes of meteorologically adjusted ozone concentrations represent the effects of changing background ozone concentrations as well as the more localized changes in emissions.

Key words : Surface ozone concentration, Precursor emissions, Meteorologically adjusted trends, KZ filter

1. 서 론

우리나라 주요 대도시는 1990년대 이후 뚜렷한 경제성장과 도시화로 인해 오존농도가 지속적으로

증가하고 있는 추세이다(오인보와 김유근, 2002; Jo *et al.*, 2000). 일반적으로 오존농도의 변화는 기온 및 일사량 등의 기상인자에 큰 영향을 받는다(전의찬과 우정현, 1999; Olszyna *et al.*, 1997; Sillman and Samson, 1995). 즉 오존은 NO_x 나 VOCs와 같은 전구물질의 대기 중 광반응을 통해 생성되지만 기상조건에 의해 그 농도 변화가 크게 좌우된다. 결과적으

* Corresponding author
Tel : +82-(0)51-583-2652, E-mail : oinbo@pusan.ac.kr

로 이러한 오존농도와 기상조건과의 중속적인 관계는 오존전구물질 배출원 증감에 따른 오존농도의 장·단기적 변화를 정확히 고려할 수 없게 만든다(NRC, 1991). 따라서 오존관리정책의 정확한 진단과 향후 오존오염제어에 있어, 기상조건의 변화를 제거한 오존농도 추세(meteorologically adjusted ozone trends)를 파악하는 것은 매우 중요한 부분이라 할 수 있다.

국외 여러 선행연구에서는 오존농도의 추세분석에 있어 기상효과를 제거하는 여러가지 통계학적 방법이 제시된 바 있다. 크게 회귀 모델링(regression based modeling), 극값 근사(extreme value approaches), 시·공간 모델(space-time models) 방법으로 구분할 수 있는데(Thompson *et al.*, 2001), 각각의 방법에는 장·단점이 존재하며 목적에 따라 그 적합성이 달라진다. 일반적으로 자료확보와 적용이 비교적 용이한 회귀모델링 방법이 가장 널리 사용되는데, 특히 평균적인 농도를 살펴볼 때 적당하다. 하지만 기상과 오존의 비선형성과 복잡한 상호작용을 모사함에 있어 그 한계가 있음을 여러 연구에서 언급하고 있다(Flaum *et al.*, 1996).

본 연구에서는 오존농도의 장기변동에서 기상효과를 적절히 제거하기 위해 시계열자료를 대상으로 특정 진동수 bands를 뽑아내어 원하는 주기의 추세를 파악 가능하게 해주는 Kolmogorov-Zurbenko (KZ) filtering 방법을 사용하였다(Hogrefe *et al.*, 2003; Rao and Zurbenko, 1994). 이 방법은 선형회귀모형의 단점을 보완한 비교적 사용이 간단한 시계열 filtering 방법으로 여러 연구에서 사용되었다. Rao *et al.* (1995)은 이 방법을 사용하여 1983~1992년 동안 미국 북동부지역을 대상으로 기온의 영향을 제거한 오존농도 추세분석을 수행한 바 있다. 또한 Ibarra *et al.* (2001)은 스페인의 Bilbao지역을 대상으로 1993~1996년 동안 오존농도와 함께 교통량의 장기변화를 KZ-filter를 적용, 분석함으로써 일평균 교통량의 장기변동으로 전체 오존농도의 장기변동이 81.0%에서 99.6%까지 설명되어질 수 있음을 밝혔다.

Kuebler *et al.* (2001)은 스위스에서 1985~1998년 동안 NO_x, VOCs, CO의 감소경향이 나타났음에도 불구하고 오존농도는 뚜렷한 변화가 없었음을 보였으며, Gardnet and Dorling (2000)은 영국의 여름철 일 최고 오존농도가 1994~1998년 동안 0.7~2.3

ppb yr⁻¹ 증가하였음을 제시하였다. 국내에서는 허국영(2001)이 서울지역을 대상으로 KZ-filter를 사용하여 1989~1999년 동안 지표오존농도의 장기추세를 분석하였는데, 그 결과 서울지역 일 최고 오존농도의 증가추세가 나타났으며, 이는 교통활동의 증가가 주된 원인임이 제시되었다.

현재 서울을 포함한 대도시의 경우, 배출량 변화에 따른 오존농도 추세를 정확히 파악하지 못하고 있으며, 이에 따라 오존 제어정책에 있어 배출량 저감의 효과를 정확히 진단할 수 없는 실정이다. 따라서 본 연구에서는 우리나라의 대표적 대도시인 서울과 부산지역을 대상으로 KZ-filter를 이용하여 다양한 기상인자의 영향을 제거하였을 때 오존농도의 장기추세를 파악하고자 한다.

2. 연구자료

본 연구를 위해 사용된 자료는 서울과 부산지역을 대상으로 9년간(1992~2000년) 측정된 일 최고 오존농도와 주요 기상인자의 통계치이다. 일 최고 오존농도의 경우 서울 11개, 부산 6개 오존측정망 지점(그림 1)으로부터 얻어진 평균자료이며, 대상지점은 연구 기간동안 지속인 측정이 이루어진 곳이다. 다만 부산은 1993년부터 6개 지점의 자료를 모두 사용할 수 있었으며, 서울과의 비교를 위해 1992년에 유효 관측치를 가지는 광복지점을 포함하여 분석하였다. 그림 1에 나타나 있듯이 도시 전반에 걸쳐 분석에 사용된 측정지점이 고르게 분포하고 있어 각 도시의 평균적인 농도를 대변할 수 있다. 자료의 신뢰성을 위해 일 중 1시간 평균된 농도자료의 측정률이 75% 이상인 자료만을 사용하였고, 연구 대상기간 동안 서울과 부산지역의 연평균 측정률은 각각 89%, 91%로 조사되었다.

기상자료의 경우 오존농도변화에 영향을 미치는 요인을 최대한 반영하기 위해 다양한 인자를 고려하였다. 기상인자의 선택에 있어 화학적, 물리적 의미를 고려하였으며 기존 여러 논문(Vukovich and Sherwell, 2003; 김유근 등, 2002; MacDonald *et al.*, 2001; 김영성 등, 1999; 전의찬과 우정현, 1999; 김용준, 1997; Liu *et al.*, 1994; 윤정임 등, 1993; 이기원 등, 1993)에서 제시된 기상인자와 오존농도간의 상관성을 참조

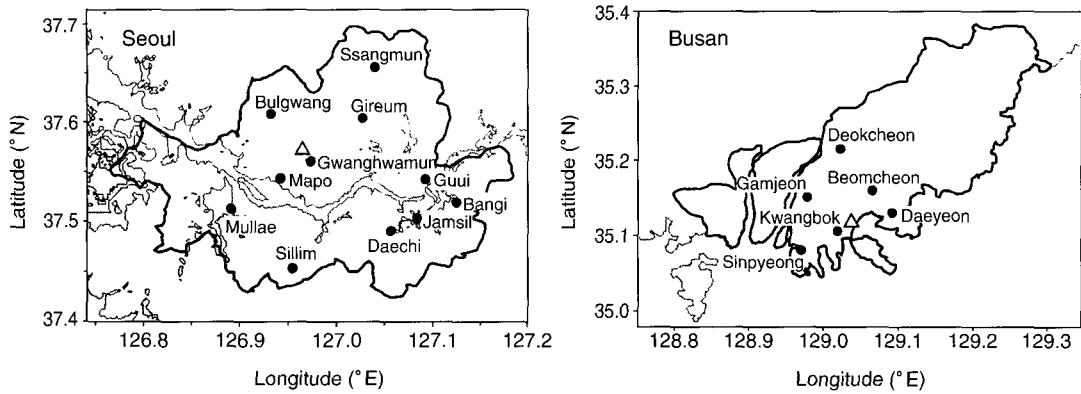


Fig. 1. Location of long-running (1992~2000) ozone monitoring sites (solid dot) and meteorological site (open triangle) in Seoul and Busan.

하였다. 사용된 인자를 살펴보면 서울과 부산의 기상 측정지점(그림 1)에서 관측된 낮 동안(0900 LST ~ 1500 LST)의 평균 일사량, 일 최고·최저 기온, 오전(0600 LST~0900 LST)·오후(1200 LST~1500 LST)의 주 풍향 및 평균 풍속, 낮 동안의 평균 습도 및 운량, 1500 LST의 시정, 일 누적 강수량으로, 각 기상인자의 평균 및 통계치는 두 도시 오존농도의 평균적인 최고발생 시간인 1500 LST 이전 시간을 중심으로 생성시켰다.

3. KZ-filter

KZ-filter는 관측된 시계열 자료를 분석하는 통계적 방법으로, 본 연구에서는 오존전구물질의 배출량 변화 및 오존제어정책에 따른 장기적인 오존농도 변화를 고찰하기 위해 주요 기상인자와 오존농도의 단기 변동성분을 제거하는데 사용하였다. 우선 각각의 오존농도 및 기상인자의 원시 시계열 자료는 3개의 시계열 성분으로 구분된다고 가정한다면, 식(1)과 같이 표현할 수 있다(Rao and Zurbenko, 1994).

$$X(t) = e(t) + S(t) + W(t) \tag{1}$$

여기서 X(t)는 결측치를 포함한 원시 시계열, e(t)는 장기추세성분, S(t)는 계절성분, W(t)는 단기변동 성분이며, 각 성분의 변동성은 Kolmogorov-Zurbenko (KZ_{m,p}) filter를 통해 파악할 수 있다. KZ_{m,p} filter

는 이동평균의 p회 반복으로써 이루어진 low-pass filter이며, X의 이동평균은 식(2)와 같이 정의된다.

$$Y_i = \frac{1}{m} \sum_{j=-k}^k X_{i+j} \tag{2}$$

여기서, m = 2k + 1이며, Y_i는 두 번째 또는 다음 이동평균의 입력자료로서 이용된다. 그리고 KZ-filter를 통해서 제거될 최소 진동수의 기간(N_p)이 효과적인 filter의 범위(Milanchus et al., 1998)는 식(3)을 통해 얻을 수 있으며, m과 p의 값은 filter를 통과하는 자료의 cutoff-frequency의 결정을 위해 조정될 수 있다(Eskridge et al., 1997; Rao et al., 1995).

$$m \times p^{1/2} \leq N_p \tag{3}$$

이와 같이 이동평균의 반복을 통해 원하는 특정 진동수 이상의 성분을 얻을 수 있으며, 이는 단기간의 변동성분들을 제거한 결과를 보여준다. 결국 KZ-filter를 통해 오존농도의 단기변동을 제거하고 기상인자로 설명할 수 없는 오존농도의 장기변동을 구함으로써, 기상의 영향이 제거된 오존농도 추세를 파악할 수 있다(Rao et al., 1995).

4. 결과 및 토의

일 최고 오존농도의 장기변동성분을 추출하기 위해, 먼저 기상인자의 변화에 영향을 크게 받는 단기

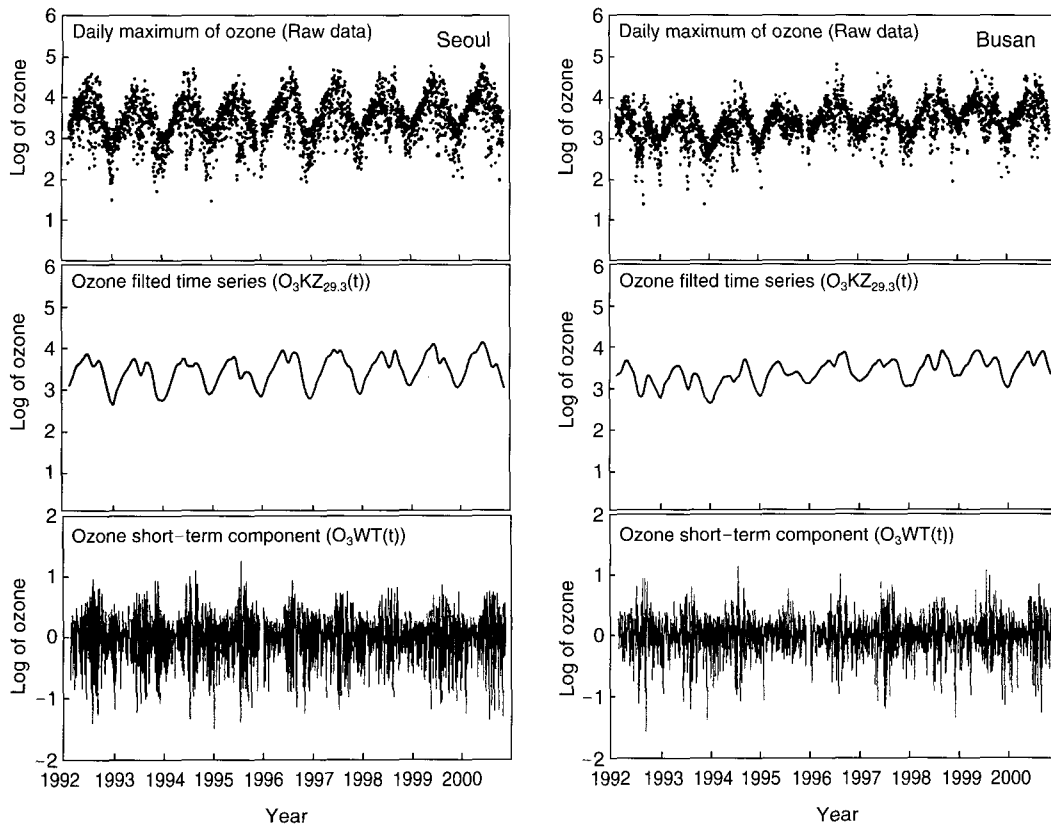


Fig. 2. The logarithm of raw ozone daily maximum time series separated into two components, filtered log of ozone ($KZ_{29.3}$), and short-term variations (residuals) for Seoul and Busan.

변동성분을 제거시켜야 한다. 본 연구에서는 Rao and Zurbenko (1994), Flaum *et al.* (1996), Ibarra *et al.* (2001) 등의 연구에서 로그 변환된 매일의 오존농도 자료에 대해 사용한 $KZ_{29.3}$ 을 적용하여 50일 이상의 주기성을 가지고 있는 시계열을 추출하였다. 그 결과 산출된 시계열인 $O_{3KZ_{29.3}}$ 은 계절별 기상변동 및 오존 전구물질 배출에 의한 오존농도의 장기변동을 포함하게 된다. 즉 식(4)에 나타내었듯이 원시 오존시계열은 50일 이상의 주기성을 가지는 장기·계절변동 성분($O_{3KZ_{29.3}}(t)$)과 50일 미만의 주기를 갖는 단기변동 성분($O_{3WT}(t)$)으로 구분될 수 있으며, 기상자료도 같은 방법으로 filter될 수 있다.

$$O_3(t) = O_{3KZ_{29.3}}(t) + O_{3WT}(t) \quad (4)$$

그림 2는 식(4)의 각 항에 해당되는 오존농도 시

계열 변화를 나타낸 것으로, 두 지역 모두 $O_{3KZ_{29.3}}$ 이 원시자료의 변동을 잘 따르고 있으며, 이후 다시 언급되지만 원시자료의 변동의 약 40% 이상을 설명하였다. 기상의 영향을 제거하기 위해 이렇게 단기변동이 filter된 오존 및 각 기상인자 자료를 바탕으로 stepwise method를 통해 입력변수를 선정하고, 다중 선형회귀분석을 수행하였다. 식(5)에서는 $MET_{KZ_{29.3}}(t)_i$ 각 filter된 기상인자이며, a_i 는 회귀 계수, $\varepsilon(t)$ 는 잔차를 나타낸다.

$$O_{3KZ_{29.3}}(t) = a_0 + \sum a_i MET_{KZ_{29.3}}(t)_i + \varepsilon(t) \quad (5)$$

분석결과 나타난 회귀식의 결정계수(R^2)와 선택된 기상인자들이 가지는 각각의 설명력(ΔR^2)을 표 1에 제시하였다. R^2 의 경우(서울: 0.87, 부산: 0.68), 두 도시 모두 현 시점의 설명변수 생성한계와 기상조건

Table 1. Regression equations among filtered ozone and filtered meteorological variables for Seoul and Busan.

$O_{3KZ_{29,3}}$	$MET_{KZ_{29,3}}$	Estimated coefficient	Standard error	ΔR^2
Seoul ($R^2=0.87$)	Constant	7.6782	0.208	
	Solar radiation (0900-1500 LST)	5.60E-03	0.000	0.713
	Daily max. temperature	-0.120	0.008	0.099
	Visibility (1500 LST)	1.50E-03	0.000	0.008
Busan ($R^2=0.68$)	Constant	5.227	0.182	
	Daily max. temperature	1.887E-02	0.114	0.566
	Daily min. temperature	-0.216	0.008	0.073
	Solar radiation (0900-1500 LST)	5.153E-03	0.000	0.033

의 영향을 고려해 볼 때, 오존의 장기·계절변동 성분인 $O_{3KZ_{29,3}}(t)$ 를 상당부분 설명할 수 있는 높은 수치로 판단된다. 한편 서울지역의 경우는 매우 높은 R^2 값을 보여, 지상의 기상인자로 구축된 회귀식임을 고려한다면 오존농도변동에 극지효과가 크게 기여함(Ghim and Chang, 2000)을 간접적으로 확인할 수 있다. 이는 인근 해양의 영향과 함께 연중 상대적으로 강한 풍속조건과 관련하여 외부효과가 크게 나타나는 부산과 비교할 만하다(김유근 등, 2003).

또한 표 1에서 두 도시의 회귀식에 선택된 기상인자와 각각의 ΔR^2 이 다름을 알 수 있다. 서울의 경우는 평균 일사량(0.71)이, 부산은 일최고 기온(0.57)이 가장 높은 설명력을 보였으며, 전체 회귀모델 설명력의 대부분을 차지하고 있다. 물론 이러한 두 도시간의 차이는 통계분석과정에 있어 나타나는 유의변수의 선택문제로 해석되며, 각각의 기상인자와 오존변동과 가지는 상관성은 별개의 문제로 이해하여야 한다.

아울러 식(5)에서 $\varepsilon(t)$ 는 식(6)과 같이 오존전구물질의 배출변화에 의한 오존농도의 장기변화와 회귀식에서 미처 고려되지 못한 기상인자의 계절변화에 따른 오존농도변화로 나타낼 수 있다. 즉 $KZ_{365,3}$ filter를 적용함으로써 기상인자가 설명할 수 없는 오존전구물질 배출에 의한 오존의 1.7년 이상 주기의 장기 성분($\varepsilon_{KZ_{365,3}}(t)$)과 고려되지 못한 기상인자(혼합고상층 기상자료 등)의 영향에 의한 오존농도 변동의

Table 2. Relative contributions (%) of each component to the total variance of ozone.

City	True-seasonal component	Long-term component	Short-term component
Seoul	42.9	1.6	49.0
Busan	39.0	3.2	44.1

계절성분($\delta(t)$)으로 구분된다(Ibarra *et al.*, 1996).

$$\varepsilon(t) = \varepsilon_{KZ_{365,3}}(t) + \delta(t) \tag{6}$$

결과적으로 원시오존자료를 위의 식(4)~(6)을 바탕으로 아래 식(7)과 같이 나타낼 수 있으며, 각 항은 순계절 성분(A항), 장기성분(B항), 단기성분(C항)을 표현한다.

$$O_3(t) = \frac{[a_0 + \sum a_i MET_{KZ_{29,3}}(t)] + \delta(t)}{A} + \frac{\varepsilon_{KZ_{365,3}}(t)}{B} + \frac{O_{3WT}(t)}{C} \tag{7}$$

표 2는 오존농도의 전체 분산에 대한 각 성분별 분산의 기여도를 나타낸 것으로 이를 통해 식(7)의 각 항에 대한 기여도를 파악할 수 있다. 표 2의 결과에서 전체 분산은 분산들의 합과 공분산의 합으로 나타나지만, 공분산이 고려되지 않았기 때문에 세 성분의 분산 합은 정확히 100%를 나타내지는 않는다(Flaum *et al.*, 1996). 두 도시 모두 단기 성분이 세 성분 중 가장 큰 값을 나타내었다. 즉 단기성분의 변화를 제거하지 않는다면 장기추세분석에 있어 큰 오류를 포함할 수 있음을 보여주는 결과이다. 또한 순계절성분 역시 서울과 부산이 각각 42.9%, 39.0%를 나타내어 오존농도 변동에 큰 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 두 도시의 비교에서는 부산의 경우 서울에 비해 순계절 및 단기성분은 적게 나타난 반면 장기성분은 서울의 2배 정도 큰 기여도가 나타났다. 이는 서울에 비해 90년대 이후 급격한 도시화가 이루어진 것이 주요 원인으로 사료되며, 이로 인한 오존농도 상승효과가 이후 기상효과가 제거된 오존추세분석에서 잘 나타난다. 이처럼 기상의 변화에 따른 순계절변동 및 단기변동이 오존농도에 미치는 영향이 큼을 각 성분의 기여도를 통해 알 수 있었다.

그림 3은 기상의 영향을 제거한 일최고 오존농도의 장기변동과 그렇지 않은 경우를 비교한 것이다.

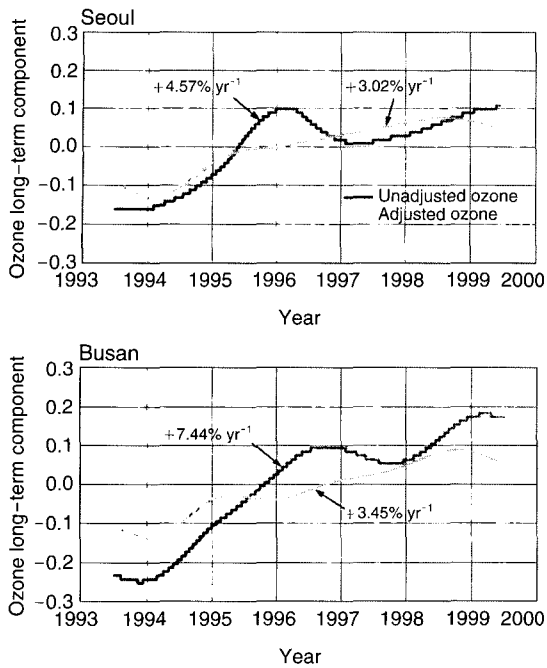


Fig. 3. Long-term trends of the meteorologically adjusted ozone ($\epsilon_{KZ_{365,3}}(t)$) and the unadjusted ozone ($O_{3KZ_{365,3}}(t) - AVE O_3$) for Seoul and Busan.

여기서 기상인자의 영향이 제거되지 않은 오존농도의 경우는 원시오존자료에 대해 $KZ_{365,3}$ 을 적용한 후 생성된 값($O_{3KZ_{365,3}}(t)$)에 연구기간동안의 평균값($AVE O_3$)을 뺀 값으로 얻어졌다. 서울지역은 기상인자의 영향을 제거하지 않았을 때 $+4.57\% \text{ yr}^{-1}$ 의 증가경향을 나타내었으며, 1990년대 초부터 급속히 증가하여 1996년에 최고치를 보이고, 일시 감소하였다가 다시 증가하는 비교적 큰 변동을 보였다. 반면, 기상인자의 영향을 제거한 경우 실제추세와 비교해 완만한 농도증가($+3.02\% \text{ yr}^{-1}$)를 보였다. 이러한 경향은 연구기간 내에 오존전구물질 배출의 영향으로 지속적인 오존증가가 있었음을 보여주는 결과이며, 아울러 오존농도의 장기추세에 기상조건이 상당한 영향을 미쳤음을 시사하는 것이다.

특히 IMF 경제 위기가 있었던 1997~1998년 동안의 추세를 살펴보면 실제농도는 감소하였지만 기상인자의 영향을 제거한 농도의 경우 큰 변화가 나타나지 않은 것을 알 수 있다. 따라서 이 시기의 실제 오존농도 감소는 경기 침체로 인한 오존전구물질의 감

소 영향이라고 보기에는 무리가 있으며, 이는 오존생성에 적절한 기상환경이 형성되지 못한 것이 주된 원인으로 해석된다. 이는 부산지역의 경우에서도 마찬가지로 볼 수 있다. 물론 회귀모델의 구축에 있어 고려되지 못한 기상인자의 영향을 완전히 배제할 수는 없지만 약 0.9(서울)와 0.7(부산)의 설명력을 보이는 결과를 고려해 볼 때 충분히 타당한 해석으로 사료된다.

부산지역의 경우 실제 오존농도의 추세는 $+7.44\% \text{ yr}^{-1}$ 의 높은 증가를 보였으며, 기상의 영향을 제거한 경우는 실제 추세보다 약 4% 낮은 $+3.45\% \text{ yr}^{-1}$ 의 증가를 나타내어 서울지역과 비교할 만 하다. 이렇게 서울지역에 비해 높은 증가율을 나타낸 이유로는 서울에 비해 $+3.6\%$ 큰 $+11.1\% \text{ yr}^{-1}$ 의 자동차 증가(건설교통부, 2001)가 주된 원인으로 해석되며, 아울러 전체 NO_x 배출량의 11.4%를 차지하는 선박(이화운 등, 1999)의 입·출항수가 1993년 49,304척에서 2000년 72,022척으로 1.5배 증가(해양수산부, 2001)한 것 역시 오존농도의 높은 상승추세에 기여하였을 가능성이 있다.

하지만 두 도시의 광화학 대기질 평가가 제대로 이루어지지 않고 있는 현실상 이러한 해석도 어디까지나 정성적인 부분으로 제한될 수밖에 없으며, 대기 중 오존의 광화학 생성정도를 결정하는 다양한 전구물질의 농도 변동을 정확히 분석할 필요가 있다. 또한 연구기간 동안의 실제 오존농도 변동과 기상효과를 제거한 변동간의 차이가 서울과 마찬가지로 상당함을 알 수 있는데, 이는 부산지역의 오존농도 변동도 기상의 영향을 상당히 받았음을 보여주는 결과이기도 하다.

이러한 서울과 부산지역의 오존 증가경향은 미국 동부지역을 대상으로 동일한 연구방법을 적용한 Flatum *et al.* (1996)의 연구에 제시된 $-3.17 \sim +0.89\% \text{ yr}^{-1}$ 의 오존증가율과 비교해 볼 때 매우 큰 증가라 할 수 있다. 물론 연구기간과 기상효과의 제거를 위해 사용한 기상인자들의 차이로 인해 절대적인 비교는 불가능하다. 아울러 지역규모 이상의 대기환경의 변화에 따른 배경농도 상승효과의 기여 역시 고려해야 할 부분으로, 사실 우리나라는 인근 중국대륙으로부터의 오존 및 전구물질의 영향을 크게 받을 수 있는 지리적 위치에 있기 때문에 오존농도 상승에 외부요인의 작용이 상당할 수 있다.

5. 결 론

본 연구에서는 KZ-filter를 사용하여 서울과 부산을 대상으로 기상의 영향을 제거한 일최고 오존농도의 장기추세를 분석하였다. 연구기간인 1992~2000년 동안 두 도시의 일최고 오존농도는 지속적인 상승(서울 : $+3.02\% \text{ yr}^{-1}$, 부산 : $+3.45\% \text{ yr}^{-1}$)을 나타내었으며, 부산이 서울에 비해 오존전구물질 배출의 영향에 따른 오존농도 증가가 컸음을 알 수 있었다. 이러한 결과는 최근 대도시 오존오염 현상이 상당부분 오존전구물질의 배출원 증가에 따른 것으로 판단할 수 있으며, 앞으로의 오존오염 제어에 있어 NO_x 와 VOCs 등의 배출량 제어가 필연적임을 보여준다.

물론 기상효과를 제거하는 과정에서 고려한 기상인자 외에 오존농도 변화에 영향을 미칠 수 있는 대기혼합고와 안정도, 증관기압패턴 등의 인자를 충분히 고려하지 못한 부분이 있었으며, 이로 인해 계산된 장기추세의 오차가 포함되어 있다고 볼 수 있다. 아울러 배출량 정보의 불확실성과 화학측정자료의 활용이 어려운 점 역시 정확한 추세분석을 가능케 하지 못하는 부분이기도 하다. 하지만 본 연구는 기상의 영향을 고려한 오존추세 연구의 접근으로, 이를 통해 최근의 대도시 오존농도 증가경향과 극지배출의 영향을 파악할 수 있었다. 아울러 향후 대도시 오존저감을 위한 정책의 효율성을 평가하는데 본 연구가 기초 자료로 이용될 수 있을 것으로 사료된다.

참 고 문 헌

건설교통부(2001) 2000년도 건설교통통계연보.
 김영성, 김영진, 윤순창(1999) 고농도 오존일의 강우와 운량. 한국대기환경학회지, 15(6), 747-755.
 김용준(1997) 현업운영 가능한 서울지역의 일 최고 대기오염도 예보모델 개발 연구, 한국대기보전학회지 13(1), 79-89.
 김유근, 문윤섭, 오인보, 황미경(2002) 서울 및 부산지역에서 기온과 국지풍이 지표 고농도 오존 발생에 미치는 영향, 한국기상학회지, 38, 319-331.
 오인보, 김유근(2002) 한반도 주요 대도시지역의 지표오존 특성 : 추세, 일변화, 월변화, 수평분포, 한국대기환경학회지, 18(4), 253-264.

윤정임, 김선태, 김정옥(1993) 광화학스모그물질의 시계열 특성에 관한 연구, 한국대기보전학회지, 9(3), 183-190.
 이기원, 권숙표, 정 용(1993) 서울시 대기 중 오존오염도의 연도별 변화와 그 영향인자 분석-광화학 지역을 중심으로-, 한국대기보전학회지, 9(1), 107-115.
 이화운, 김유근, 원경미, 조인숙(1999) 연안의 선박오염배출을 포함한 부산지역의 대기오염물질 배출량 산정, 한국대기환경학회지, 15(5), 587-598.
 전의찬, 우정현(1999) 오존 농도에 영향을 미치는 주 기상 요소의 도출 및 예측모형 수립, 한국대기환경학회지, 15(3), 257-266.
 해양수산부(2002) 2001년도 해양수산통계연보.
 허국영(2001) KZ 필터를 이용한 서울지역 지표면 오존농도의 장기적 분석, 서울대학교 환경대학원 도시계획석사학위논문.
 Eskridge, R.E., J.Y. Ku, S.T. Rao, P.S. Porter, and L.G. Zurbenko(1997) Separating different scales of motion in time series of meteorological variables, Bull. Amer. Meteor. Soc., 78(7), 1473-1483.
 Flaum, J.B., S.T. Rao, and L.G. Zurbenko(1996) Moderating the influence of meteorological conditions on ambient ozone concentration, J. Air & Waste Manage. Assoc., 46, 35-46.
 Gardner, M.W. and S.R. Dorling(2000) Meteorologically adjusted trends in UK daily maximum surface ozone concentrations, Atmos. Environ., 34, 171-176.
 Ghim, Y.S. and Y.S. Chang(2000) Characteristics of ground-level ozone distributions in Korea for the period of 1990~1995, J. Geophys. Res., 105, 8877-8890.
 Hogrefe, C., S. Vempaty, S.T. Rao, and P.S. Porter(2003) A comparison of four techniques for separating different time scales on atmospheric variables, Atmos. Environ., 37, 313-325.
 Ibarra, G., I. Madariagab, A. Elias, E. Agirre, and J. Uria(2001) Long-term changes of ozone and traffic in Bilbao, Atmos. Environ., 35, 5581-5592.
 Jo, W.K., I.H. Yoon, and C.W. Nam(2000) Analysis of air pollution in two major Korea cities: trends, seasonal variations, daily 1-hour maximum versus other hour-based concentrations, and standard exceedances, Environ. Pollut., 110, 11-18.
 Kuebler, J., H. Bergh, and A.G. Russell(2001) Long-term trends of primary and secondary pollutant concentrations in Switzerland and their response to emission controls and economic changes, Atmos. Environ., 35, 1351-1363.

- Liu, C.M., C.Y. Huang, S.L. Shieh, and C.C. Wu (1994) Important meteorological parameters for ozone episodes experienced in the Taipei basin, *Atmos. Environ.*, 28, 159-173.
- MacDonald, C.P., P.P. Roberts, H.H. Main, T.S. Dye, D.L. Coe, and J. Yarbrough (2001) The 1996 Paso del Norte Ozone Study: analysis of meteorological and air quality data that influence local ozone concentrations, *Sci. Total Environ.*, 276, 93-109.
- Milanchus, L.M., S.T. Rao, and L.G. Zurbenko (1998) Evaluating the effectiveness of ozone management efforts in the presence of meteorological variability, *J. Air & Waste Manage. Assoc.*, 48, 201-215.
- National Research Council (1991) Rethinking the ozone problem in urban and regional air pollution, National Academy Press, Washington, D.C.
- Olszyna, K.J., M. Luria, and J.F. Meagher (1997) The correlation of temperature and rural ozone levels on southeastern U.S.A., *Atmos. Environ.*, 31, 3011-3022.
- Rao, S.T. and L.G. Zurbenko (1994) Detection and tracking changes in ozone air quality, *J. Air & Waste Manage. Assoc.*, 44, 1089-1092.
- Rao, S.T., E. Zalewsky, and L.G. Zurbenko (1995) Determining temporal and spatial variations in ozone air quality, *J. Air & Waste Manage. Assoc.*, 45, 57-61.
- Sillman, S. and P.J. Samson (1995) Impact of temperature on oxidant photochemistry in urban, polluted rural and remote environments, *J. Geophys. Res.*, 100, 11947-11958.
- Thompson, M.L., J. Reynolds, L.H. Cox, P. Guttorp, and P.D. Sampson (2001) A review of statistical methods for the meteorological adjustment of tropospheric ozone, *Atmos. Environ.*, 35, 617-630.
- Vukovich, F.M. and J. Sherwell (2003) An examination of the relationship between certain meteorological parameters and surface ozone variations in the Baltimore-Washington corridor, *Atmos. Environ.*, 37, 971-981.