

KZ 필터법을 이용한 서울지역 미세먼지 농도의 장기변화 분석

Long Term Analysis of PM₁₀ Concentration in Seoul Using KZ Filter

이정영 · 공부주¹⁾ · 한진석* · 이민도
국립환경과학원 대기환경과, ¹⁾국립환경과학원 지구환경연구소
(2007년 9월 6일 접수, 2008년 1월 8일 채택)

Jung-Young Lee, Boo-Joo Kong¹⁾, Jin-Seok Han* and Min-Do Lee
Department of Air Quality Research, National Institute of Environmental Research,
¹⁾Global Environment Research Center, National Institute of Environmental Research
(Received 6 September 2007, accepted 8 January 2008)

Abstract

Local meteorological conditions exert a strong influence over day-to-day variations in air pollutant concentrations. Therefore, the meteorological fluctuations have to be removed in order for air quality planners and managers to examine underlying emissions-related trends and make better air quality management decisions for future. In this study, the meteorologically adjusted PM₁₀ trends in Seoul are investigated over the period 1999~2006 using Kolmogorov-Zurbenco (KZ) filter. The result indicated that meteorological variability accounts for about 25% of PM₁₀ variability. Both the meteorologically adjusted and unadjusted long-term daily PM₁₀ concentrations had a significant downward trends and the difference between the meteorologically adjusted and unadjusted was small. So it was assumed that in long-term daily PM₁₀ changes, localized changes in emissions is more important than the changes caused by meteorological conditions.

Key words : KZ filter, PM₁₀, Meteorological effect, Emission

1. 서 론

미세먼지는 스모그의 원인물질로 시정장애와 지구 냉각화를 일으킬 뿐 아니라 기관지와 폐에 쌓여 천식, 호흡곤란 등의 건강상 문제를 야기할 수 있는 유해한 물질이다. 우리나라에서는 1995년부터 전국 약 220개 도시대기측정소에서 미세먼지 농도를 측정하

고 있으며, 환경기준 물질로 정하여 이에 대한 저감 대책을 적극적으로 추진하고 있다.

효율적인 저감 대책을 수립하고 앞으로의 미세먼지 오염도를 예측하기 위해서는 미세먼지 농도 변화에 가장 큰 영향을 미치는 배출량이나 기상 영향을 고려하여 장기 혹은 단기의 농도 변화를 살펴볼 필요가 있다.

본 연구에서는 미세먼지 농도의 장기 변화를 추출하기 위하여 KZ (Kolmogorov-Zurbenco) 필터법을 사용하였다. KZ 필터법은 짧은 시간에 자주 발생하

*Corresponding author.

Tel : +82-(0)32-560-7103, E-mail : nierhan@me.go.kr

는 현상을 제거하는 저주파수 필터(low-pass filter)로 결측에 큰 영향을 받지 않으면서 원하는 시간 크기의 변화성분을 효과적으로 제거할 수 있는 장점이 있다(Hogrefe *et al.*, 2003; Rao and Zurbenko, 1994).

Rao and Zurbenko (1994)는 기상인자의 영향을 제거한 오존 농도의 장기 추세를 분석하는 데 KZ 필터법을 처음 사용하였으며, Rao *et al.* (1995)은 1983~1992년 기간 미국 북동부 지역에 대해서 오존의 시공간적 변화를 분석하는 데 이 방법을 이용하였다. 또한 Milanchus *et al.* (1998)은 KZ 필터법을 이용하여 기상인자의 단기 변화성분까지도 고려하여 오존의 변화 추이를 분석하였다. Wise and Comrie (2005b)는 KZ 필터법이 오존뿐 아니라 미세먼지의 장기농도 분석에도 효과적으로 적용되며, 1990~2003년 기간 미국 남서부 지역의 미세먼지 농도는 상대습도와 혼합고의 영향을 많이 받는다고 언급하였다. 또한, 상대습도와 혼합고를 비롯한 일최고 온도, 이슬점 온도, 지상풍속을 모두 고려한 경우 전체 미세먼지 농도 변동의 49% 정도를 설명할 수 있다고 보고한 바 있다.

국내에서는 허국영(2001)이 1989~1999년 기간 서울의 오존 농도를 분석하는 데 KZ 필터법을 사용하였으며, 교통량 증가로 인해 서울의 일최고 오존 농도가 장기적으로 증가하고 있음을 밝혔다. 김유근 등(2003)은 1992~2000년 기간 서울과 부산을 대상으로 기상의 영향을 제거한 일최고 오존 농도의 장기추세를 분석하여 서울은 $3.02\% \text{ yr}^{-1}$, 부산은 $3.45\% \text{ yr}^{-1}$ 의 지속적인 농도 증가가 있음을 밝혀냈다.

본 연구에서는 KZ 필터 방법을 이용하여 서울 지

역의 일평균 미세먼지 농도의 주기적인 변동을 추출하였다. 이후 각 미세먼지 농도의 주기별 성분에 영향을 미치는 기상요소를 알아보기 위해서 KZ 필터로 추출한 시계열 성분과 기상 요소 사이의 관계를 분석하였으며, 이를 통해 기온, 상대습도, 지상풍속 및 하층대기안정도와 같은 특정 기상요소의 영향을 배제한 미세먼지 농도의 장기추세를 파악하였다.

2. 연구 방법

2.1 사용한 자료

본 연구에서는 1999~2006년 기간 서울지역 27개 도시대기측정소에서 관측된 미세먼지 자동측정망 자료와 서울 정규관측소(108지점) 및 오산 고층 관측망(47,122지점)의 기상 요소 측정 자료를 이용하였으며, 측정지점의 위치는 그림 1과 같다.

미세먼지 측정 자료는 27개 측정소의 시간 자료를 산술평균하여 연구기간 서울을 대표하는 일평균 값을 도출하였다. 본 연구에서는 미세먼지뿐 아니라 기온, 상대습도, 지상풍속 등 일반 기상요소들의 장기변화 추세를 중점적으로 분석하고자 하였으며, 이를 위해 특이기상현상으로 단기간 동안 큰 영향을 미치는 황사일의 자료는 제외하였다. 그러나 강수일의 경우는 황사일에 비하여 그 일수가 많고, 강수량이나 강수빈도에 따라 미세먼지 농도에 미치는 영향력이 다름으로 인해 제외할 일평균 자료의 구분이 어려운 관계로 모두 포함하였다. 연도별로 사용한 일평균 자료의 수와 황사일수는 표 1과 같다.

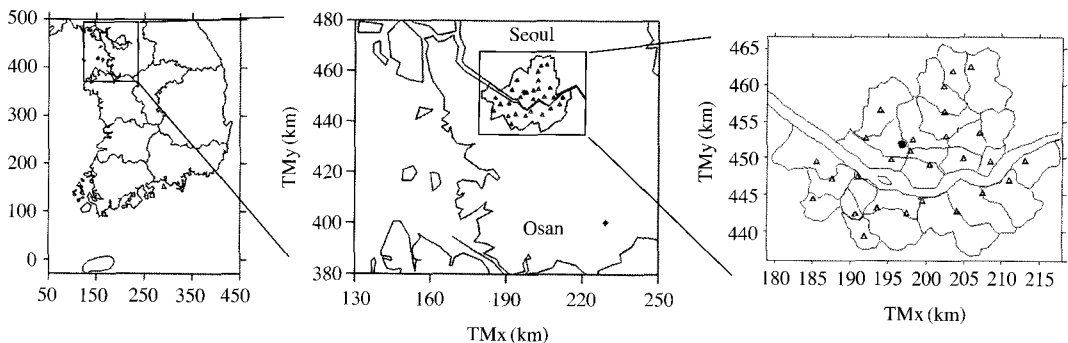


Fig. 1. Locations of PM₁₀ monitoring stations (Δ), the surface synoptic station (\circ) in Seoul and the upper-air station in Osan (+).

Table 1. The number of daily mean data and Asian Dust days in Seoul between 1999 and 2006 (Korean Ministry of Environment and National Institute of Environmental Research, 2000~2005).

	Year							
	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
The number of daily mean data	359	356	338	349	362	360	353	353
Asian Dust days	6	10	27	16	3	6	12	11

미세먼지 농도에 영향을 미치는 기상 요소로 기온, 상대습도, 지상풍속, 혼합고, 하층대기안정도를 고려하여 일평균 혹은 일 대표값으로 정리하였으며, 역시 황사가 보고된 날의 자료는 제외하였다.

2. 2 KZ 필터법

대기질의 장기간의 변화를 알아내기 위한 여러 방법 중에서 KZ 필터를 이용한 방법은 측정소의 운영 사정에 따라 결측이 발생할 수밖에 없는 대기질 측정 자료를 사용할 때 결측에 큰 영향을 받지 않으면서 원하는 시간 크기의 변화성분을 효율적으로 제거할 수 있다(Eskridge *et al.*, 1997).

미세먼지 농도의 원시시계열 자료는 식(1)과 같이 나타낼 수 있다(Wise and Comrie, 2005a; Rao and Zurbenko, 1994).

$$A(t)=L(t)+S(t)+W(t) \tag{1}$$

여기서 A(t)는 원시계열, L(t)는 장기변동, S(t)는 계절변동, W(t)는 단기변동이다.

KZ(m, p) 필터는 m일간의 이동평균을 p회 반복하는 low-pass 필터로 식(2)와 같이 정의된다.

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

여기서 $m=2k+1$ 이며, Y_i 는 다음 이동평균의 입력 자료로 다시 이용된다. KZ 필터를 통해 제거될 수 있는 최소 진동수의 기간이자 효과적인 필터범위 (N_p)는 식(3)과 같이 계산하며, m과 p의 값은 필터를 통해 제거하고자 하는 단기변동 성분의 크기에 따라 조정가능하다(Rao *et al.*, 1995).

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

Wise and Comrie (2005a, b)는 오존과 미세먼지의 장기농도 추세를 파악하기 위하여 단기변동의 제거에는 KZ(15, 5) 필터를, 장기변동의 추출에는 KZ

(365, 3) 필터를 사용하였다. 따라서 이동평균을 반복함에 따라 식(3)에 의해 KZ(15, 5) 필터 사용 후에는 원시자료의 앞 뒤 기간에서 총 33일 ($15 \times 5^{1/2} \leq 33$) 이하 자료가 제거되고, KZ(365, 3) 필터 사용 후에는 원시자료의 앞, 뒤 기간에서 총 632일 ($365 \times 3^{1/2} \leq 632$) 이하의 자료가 제거된다.

본 연구에서는 Wise and Comrie (2005a, b)의 방법과 같이 KZ(15, 5) 필터를 적용하여 원시시계열 자료에서 단기변동을 제거하였고, 이 과정 후 구한 장기변동과 계절변동의 합을 기준변동(Baseline)으로 표시하였다.

$$\text{Baseline}(t)=KZ(15, 5)=L(t)+S(t) \tag{4}$$

다음으로 장기변동을 구하기 위해 KZ(365, 3) 필터를 적용하였고 결과적으로 계절별 변동 성분의 값도 함께 구하였다. 이후 원시시계열 자료로부터 기준변동 값을 빼서 날씨변동(weather fluctuation)이라고도 부르는 단기변동 성분을 구하였다.

기상조건이 미세먼지 농도에 미치는 정량적인 영향을 알아보기 위해서는 특정 기상요소를 제거했을 때 미세먼지 농도의 변화를 살펴볼 필요가 있다. 따라서 본 연구에서는 특정 기상요소의 영향을 배제하기 위하여 주요 기상요소를 독립변수로 하는 중회귀식을 구하였다.

$$\begin{aligned} \varepsilon(t) &= \varepsilon_{BL}(t) + \varepsilon_{ST}(t) \\ &= [A_{BL}(t) - a \cdot M_{BL}(t)] + [A_{ST}(t) - b \cdot M_{ST}(t)] + c \end{aligned} \tag{5}$$

여기에서 $\varepsilon_{BL}(t)$ 는 기상요소의 영향을 배제한 Baseline 농도의 잔차(residual)이며, $\varepsilon_{ST}(t)$ 는 기상요소의 영향을 배제한 단기변동 성분(W(t))의 잔차이다. 이 값을 계산하기 위한 $A_{BL}(t)$ 는 미세먼지 농도의 기준변동 값이고 $M_{BL}(t)$ 은 기상요소의 기준변동 값이다. 마찬가지로 $A_{ST}(t)$ 와 $M_{ST}(t)$ 는 미세먼지 농도와 기상요소의 단기변동 성분이며, 상수 a, b, c는 중회귀식의 회귀 계수이다. 이후 $\varepsilon(t)$ 값에 KZ(365, 3) 필터를 적용

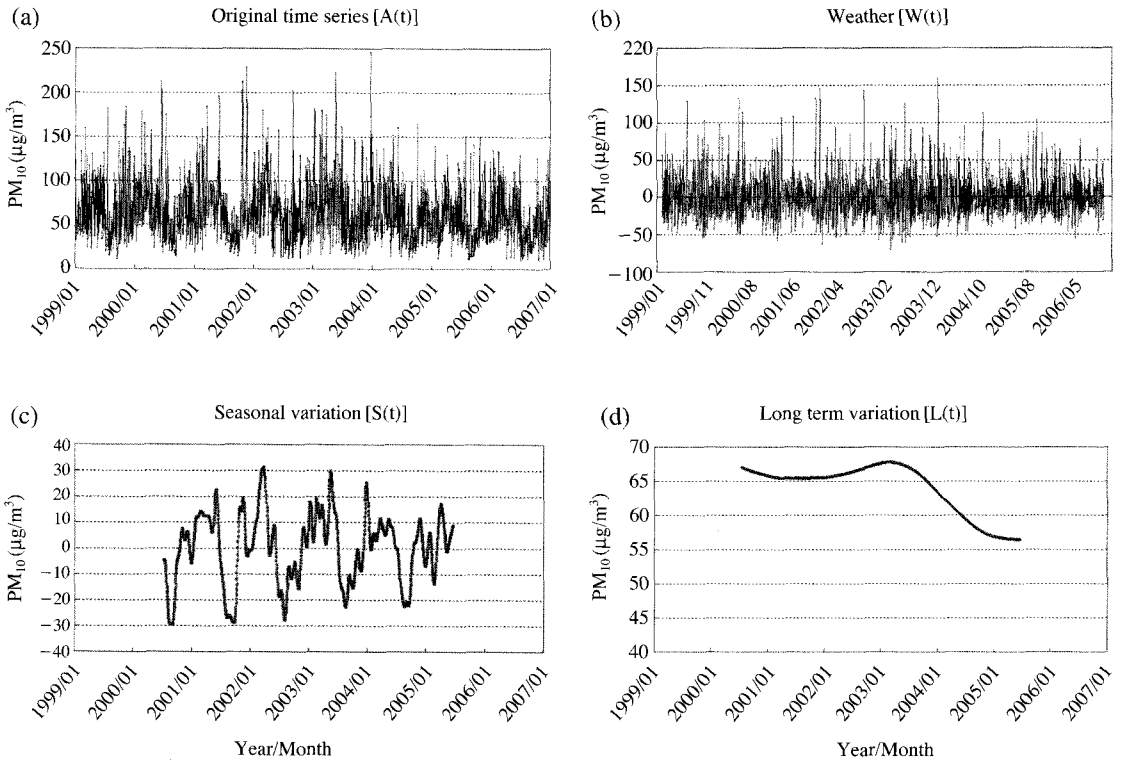


Fig. 2. Decomposition of a PM₁₀ time-series by KZ filter. (a) original PM₁₀ time-series before filtering; (b) short-term component; (c) seasonal component; (d) long-term component.

하여 잔차의 장기변화 성분인 $\epsilon_{LT}(t)$ 값을 구한 다음, 앞에서 구한 미세먼지의 장기변동 성분인 $L(t)$ 값의 평균을 더하여 특정 기상요소의 영향을 제거한 미세먼지 농도의 장기변화를 구하였다.

3. 연구결과 및 토의

3.1 주기별 시계열 성분의 특성

본 연구에서는 KZ(15,5) 필터와 KZ(365,3) 필터를 적용하여 그림 2와 같이 장기변화, 계절변화, 단기변화 성분을 추출하였다.

그림 2의 (a)는 KZ 필터를 적용하기 전의 원시 시계열을 그린 것이고, (b)는 (a)의 원시시계열에 KZ(15,5) 필터를 적용하였을 때 제거되는 단기변동 성분을 나타낸다. 따라서 그림과 같이 이용된 자료의 기간이 (a)의 기간보다 약 33일 짧다. 단기변동 성분

은 백색잡음(white noise)이라고도 불리며 매일 매일 달라지는 기상현상의 변화로부터 기인한다.

(c)와 (d)는 KZ(365,3) 필터를 적용한 결과로 이용된 자료의 기간이 원시자료인 (a)의 기간보다 약 632일이 짧다. (c)는 계절 변화로 1년 주기의 변화 양상이 나타났으며, 겨울철과 봄철에 농도가 높고 여름철과 가을철에 다소 농도가 낮았다. (b)에서 y축의 음수는 원시계열 일평균이 15일 이동 평균값보다 낮은 경우를, (c)에서 y축의 음수는 기준변동 값이 365일 이동 평균값보다 낮은 경우로, 일정기간 평균값에 대한 미세먼지 농도의 감소 정도를 나타낸다. (d)는 서울 지역 미세먼지 농도의 장기변화로 2000년 7월 이후 점차 증가하던 미세먼지 농도가 2003년 3월부터 급격히 감소하다 2005년 3월부터 거의 변화가 없는 것으로 나타났다. 그러나 2005년 3월 이후의 농도 변동은 KZ(365,3) 필터를 적용함에 따라 절사된 기간이 큰 만큼 더 많은 자료를 확보하여 분석할 필요

Table 2. Relative contributions of each component to the total variance of PM₁₀.

	L(t)	S(t)	W(t)
Relative contributions (%)	1.4	18.8	74.4

가 있다.

표 2는 미세먼지 원시시계열 자료의 분산에 대한 각 성분별 분산의 기여도를 나타낸 것이다. 표 2의 결과는 공분산이 고려되지 않았기 때문에 분류한 세 성분의 분산 합이 100%를 나타내지는 않지만 식(1)의 각 항에 대한 기여 정도를 알 수 있다. 세 성분 중 단기성분의 기여도가 약 74%로 미세먼지 전체 변동에 미치는 영향력이 가장 컸으며, 다음으로 계절변화와 장기변화 순으로 나타났다. 이로써 매일의 미세먼지 농도의 변동은 거의 대부분이 매일의 날씨 변화 성분과 계절변화 성분에 의해 결정됨을 알 수 있다.

3.2 주기별로 미세먼지 농도에 영향을 미치는 기상인자

미세먼지 농도에 영향을 미치는 기상 인자로 본 연구에서는 상대습도, 기온, 지상풍속, 혼합고, 하층대 기안정도를 고려하였다. 여기서 하층대기안정도(S)란 1,000 hPa의 공기덩어리를 단일 과정을 통해 850 hPa까지 상승시켰을 때 변화된 온도와 본래의 850 hPa 고도의 기온의 차이로 정의하며 연직 환기 효과와 연관되는 인자이다.

표 3은 시계열 주기 성분별 미세먼지 농도와 기상요인 간의 상관계수를 나타낸 것이다.

원시시계열 자료는 특정 기상요소와 상관도가 낮은 편이었으나 시계열 성분 각각은 보다 높은 상관성을 보였다. 특히 장기변화에서는 일평균 풍속이, 계절변화에서는 상대습도가, 단기변화에서는 기온이, 기준변동 성분에서는 상대습도와 기온이 미세먼지 농도와 높은 상관관계를 보였다. 기준변동의 경우 장기변동과 계절변화의 합인 동시에 KZ(15,5) 필터로 33일 이하의 단기변동을 제거한 값으로 1.7년 이상의 주기를 가지는 장기변동보다는 계절변화에 가까운 값이다. 따라서 계절변화와 마찬가지로 기준변동도 상대습도 및 기온과 상관관계가 높았던 것으로 판단된다. 또한 이러한 기상요소들은 모두 미세먼지 농도와

Table 3. Correlation coefficient (R) between decomposition PM₁₀ time-series and meteorological indicators.

	RH	T	WS	MH	S
Raw data	-0.02	-0.08	-0.19	-0.07	0.27
Baseline	-0.45	-0.45	0.18	0.07	0.38
W(t)	0.13	0.41	-0.30	-0.12	0.26
S(t)	-0.56	-0.47	0.43	-0.05	0.38
L(t)	0.63	0.16	-0.83	0.70	0.64

*RH: Relative Humidity, T: Temperature, WS: Surface Wind Speed, MH: Mixed Layer Height, S: Low Level Stability Index

음의 상관관계를 나타내어서 이들 기상요소의 영향이 커질수록 미세먼지 농도가 낮아지는 경향이 있음을 알 수 있었다.

그림 3은 각 기상 요소의 장기 변화 추세를 미세먼지 농도의 장기변화 추세와 함께 나타낸 것이다. 상대습도의 경우 증감량의 차이는 있으나 미세먼지 농도의 장기 변화와 거의 유사한 추세를 보였다. 지상풍속은 2001년 11월 이후로 작은 값이지만 지속적인 증가 추세로, 감소의 추세를 보이는 미세먼지 장기농도와는 반대의 경향을 나타낸다. 표 3에 제시된 것처럼 미세먼지 농도의 장기 변동과 풍속 사이의 상관성이 다른 기상요소와의 관계보다 높은 것으로 볼 때 지상 풍속의 장기적인 증가가 미세먼지 장기 농도의 감소에 영향을 미쳤음을 추정해 볼 수 있다. 기온의 경우는 미세먼지 농도의 장기 추세와 거의 반비례 관계를 나타내었으며 하층대기안정도의 경우는 2002년 12월에서 2004년 1월 기간 다소 증가하는 경향이 있었으나 연구 기간 내 거의 변화가 없었다. 혼합고의 경우는 장기 추세에서 상대습도와 마찬가지로 미세먼지 농도의 장기변화와 거의 유사한 추세를 보였으며 다소 감소하는 경향을 나타내었다.

3.3 기상요소의 영향을 제거한 미세먼지 농도의 장기 변화

대기오염 농도의 장기변화 추세는 배출량의 변화로부터 기인된 것으로 볼 수 있으며, 기상요인의 영향을 제거한 장기간의 변화 추세를 파악하기 위해서는 단주기의 기상변동과 특이 기상으로 인해 변화된 농도의 변화량을 보정할 필요가 있다.

표 2에 의하면 전체 미세먼지 농도에 미치는 영향

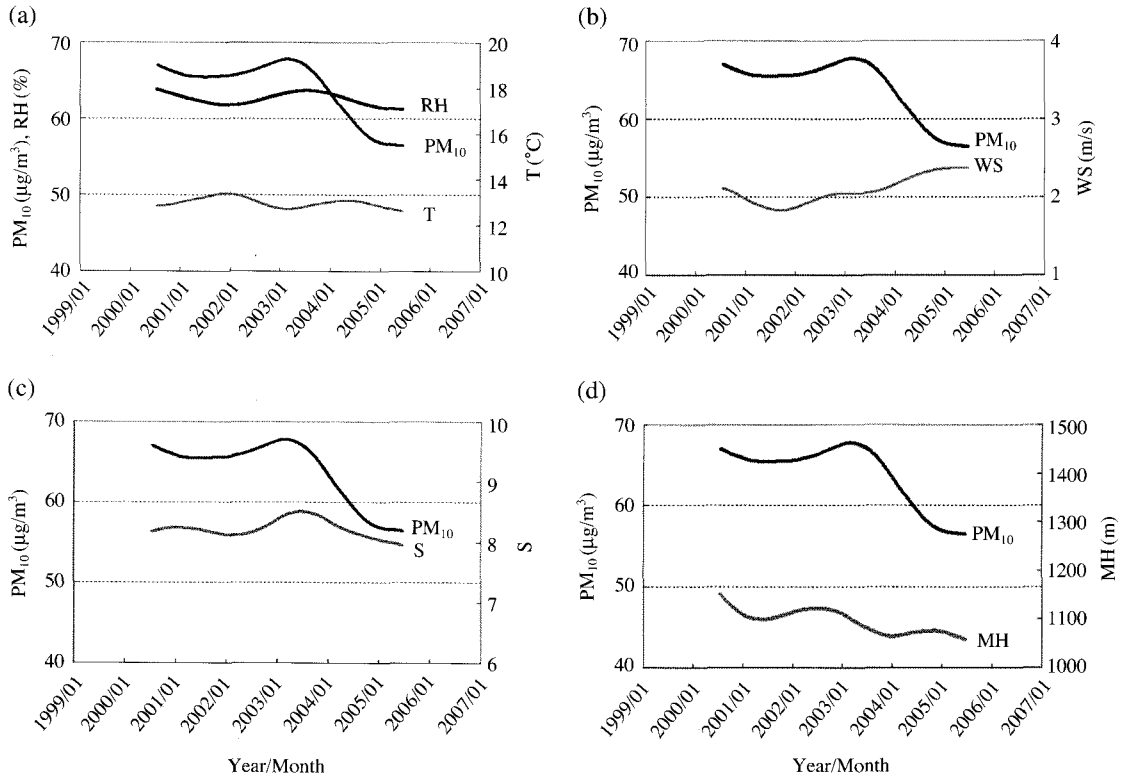


Fig. 3. Long-term trends for PM₁₀ and meteorological indicators.

은 기준변동 성분뿐 아니라 단기변동의 영향도 크기 때문에 이들 성분과의 상관도가 높았던 상대습도 (RH), 기온 (T), 지상풍속 (WS), 하층대기안정도 (S)를 미세먼지 농도에 주로 영향을 미치는 기상 인자로 보고, 기준변동 성분과 단기변동 성분 (W(t))에 대해서 회귀분석을 수행하였다.

Wise and Comrie (2005a, b)는 하나 혹은 여러 개의 기상요소를 임의로 선정하여 기준변동과 단기변동 성분을 같은 기상요소로 회귀하였다. 반면 Milan- chus *et al.* (1998)은 기준변동과 단기변동 각각에서 상관관계가 높은 기상요소를 선택하여 두 성분을 다 른 기상요소로 회귀하였다.

본 연구에서는 표 3에서 보는 바와 같이 기준변동 과 단기변동에서 상관관계가 높은 기상요소가 각각 다르게 나타남에 따라 Wise and Comrie (2005a, b)의 방법처럼 같은 기상요소로 두 변동성분을 회귀할 경 우 한 변동에서는 상관도가 높았던 요소가 다른 변 동에서는 상관도가 낮게 나타나게 되어 회귀분석을

수행했을 때 오차가 커지는 단점이 있었다. 따라서 Milan- chus *et al.* (1998)의 방법에 따라 기준변동과 단 기변동 각 성분과 가장 상관도가 높았던 기상요소 하나만 고려한 경우 (Case 1), 각 변동에서 두 가지 기상요소를 고려한 경우 (Case 2), 각 변동에서 세 가 지 기상요소를 고려한 경우 (Case 3)로 나누어 분석 하였다.

각 경우에서 고려한 기상요소와 원시시계열 미세 먼지 농도 자료에 대해 특정 기상변수의 영향을 제 거한 미세먼지 시계열 자료의 분산 값을 표 4에 함 께 제시했으며, 계산방법은 식 (6)과 같다.

$$\text{Variance explained} = \frac{\text{var}[A(t)] - \text{var}[\epsilon(t)]}{\text{var}[A(t)]} \quad (6)$$

하나의 기상요소를 고려했을 때보다 여러 요소를 고 려했을 때 설명할 수 있는 미세먼지 농도의 변동률 이 더 커졌으며, Case 3과 같이 기준변동 성분에서는 기온, 상대습도, 하층대기안정도를, 단기변동 성분

Table 4. Correlations (R) between the meteorological indicators and PM₁₀ in baseline (Ba) and the short-term (ST) components and the variance of the meteorologically-independent PM₁₀ time-series from the raw PM₁₀ time series.

Case	Meteorological variables	R between baseline components	R between short-term components	Variance explained
Case 1	T _{Ba} , T _{ST}	-0.45	0.41	0.176
Case 2	T _{Ba} , RH _{Ba} , T _{ST} , WS _{ST}	0.48	0.45	0.210
Case 3	T _{Ba} , RH _{Ba} , S _{Ba} , T _{ST} , WS _{ST} , S _{ST}	0.60	0.48	0.254

서는 기온, 지상풍속, 하층대기안정도를 고려한 경우에 설명할 수 있는 미세먼지 농도의 변동률이 가장 크게 나타났다. 특히 Case 3의 경우 기준변동 성분과의 상관계수가 0.6 이상으로 크게 계산되어 기상인자가 단주기 성분보다는 KZ(15, 5) 필터로 필터링된 시간주기의 미세먼지 농도 변동을 더 잘 설명하는 것으로 나타났다.

그림 4는 전체 미세먼지 농도와 표 4에 제시한 기상요소의 영향을 제거한 미세먼지 농도의 장기 변화를 나타낸 것이다. 미세먼지 농도의 장기추세는 세 경우 모두 2003년 5월까지 다소 증가하다가 이후 감소하는 경향을 나타냈다. 특히 미세먼지 농도가 증가하다가 감소추세로 바뀌는 2003년 2월부터 2005년 3월 기간에는 전체 미세먼지는 약 2.5 μg/m³/year, Case 2의 경우는 약 2.7 μg/m³/year의 장기 농도의 감소를 보였다.

그러나 장기변화에 있어 원래 미세먼지 농도와 기상요소의 영향을 배제한 경우의 농도 차가 1 μg/m³/year 이하의 값으로 거의 변화가 없는 것을 알 수 있다. 이는 장기변화에서 미세먼지 농도의 감소가 기상 조건 변화로 인한 것이기보다는 다른 요인, 즉 연구 기간 내 미세먼지의 배출량 감소 등으로 인한 영향을 시사한다. 표 5는 2000년에서 2005년 기간 서울 지역의 미세먼지 배출량을 나타낸 것으로 2000년부터 증가하던 배출량이 미세먼지 장기농도 추세와 마찬가지로 2003년부터 다소 감소 추세를 보임을 알 수 있다.

또한 Case 1과 2에서 기상요소를 제거한 경우의 농도는 원래 미세먼지의 장기변동 농도 값보다 높게 나타났고 Case 3의 경우는 2002년 11월 23일 ~

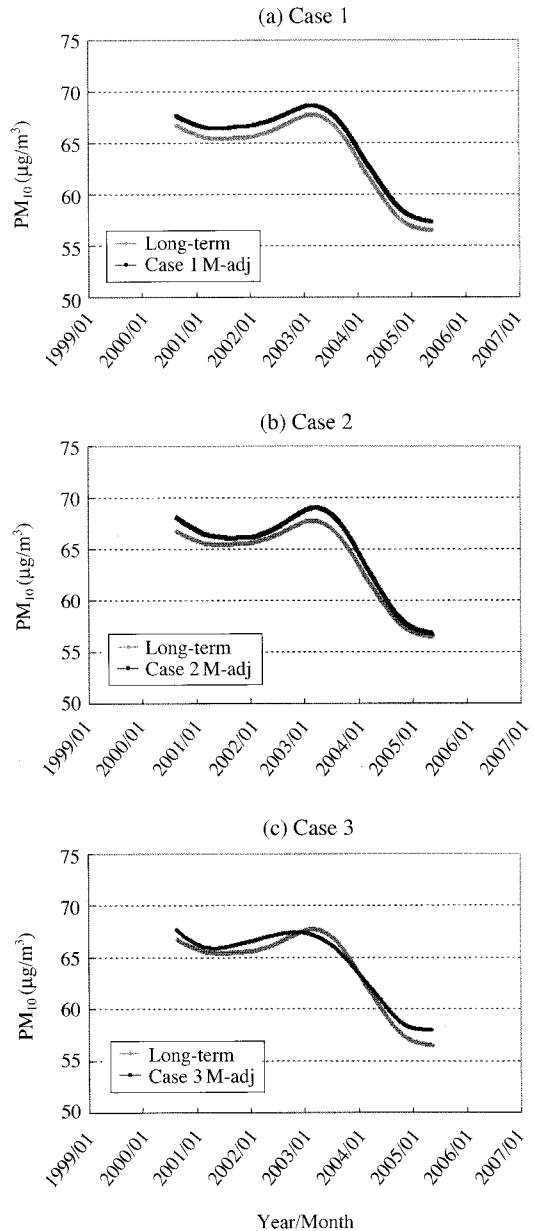


Fig. 4. Cases of meteorologically adjusted long-term trends in Seoul. Gray line represents the unadjusted long-term PM₁₀ data and black line shows the estimated PM₁₀ values with the influence of meteorology removed.

2004년 1월 9일 기간동안 기상인자를 제거한 미세먼지 농도가 전체 미세먼지 장기변동 값보다 낮게

Table 5. Annual PM₁₀ emissions in Seoul between 2000 and 2005 (unit: ton/year) (Korean Ministry of Environment and National Institute of Environmental Research, 2007).

	Year					
	2000	2001	2002	2003	2004	2005
PM ₁₀ emissions	3,750	4,533	4,637	4,683	4,424	4,311

나타났다. 따라서 Case 1과 2, Case 3에서 원래 미세먼지 농도보다 기상요소를 제거한 미세먼지 농도가 높았던 대부분의 경우는 기상요소가 미세먼지 농도를 감소시키는 방향으로 작용하였으나 2002년 11월 23일~2004년 1월 9일 기간 동안에는 미세먼지 농도를 증가시키는 방향으로 작용하였음을 알 수 있다. Case 3에서 특정 기간 동안 미세먼지 농도를 증가시키는 기상요소는 하층대기안정도인 것으로 추정되며, 이는 Case 2와 3에서 차이가 나는 기상요소가 하층대기안정도뿐이고, 그림 3에 나타난 기상인자의 장기변화에서 하층대기안정도 값이 미세먼지 농도가 높았던 기간 중에 같이 증가하고 있음에서 확인할 수 있다.

그림 5는 일평균 미세먼지 변동에서 Case 1, 2, 3의 기상인자들로 인해 배제된 미세먼지 농도로서 미세먼지 농도에 대한 기상인자의 영향력을 나타낸다. 세 경우 모두 기상인자에 의해 영향을 받는 미세먼지 농도는 일년 주기의 변동을 나타냈으며 값의 범위는 약 $\pm 40 \mu\text{g}/\text{m}^3$ 이내로 계산되었다. 이 값은 일평균 환경기준인 $100 \mu\text{g}/\text{m}^3$ 의 약 40%에 해당하고 연평균 환경기준인 $50 \mu\text{g}/\text{m}^3$ 의 80%에 해당하는 값으로 장기변동에 비해 일평균 변동에 미치는 기상요소의 영향력이 비교적 큼을 알 수 있었다.

4. 결 론

본 연구에서는 KZ 필터 방법을 이용하여 서울 지역의 일평균 미세먼지 농도와 기상요소의 주기적인 변동을 추출하였다. 이후 추출된 주기 성분 중 기준 변동 성분과 단기변동 성분에 가장 큰 영향을 미치는 기상요소를 3개의 경우로 정리하여 중회귀 분석을 통해 이들 요소의 영향력을 배제한 미세먼지 농도의 장기추세를 파악하였다.

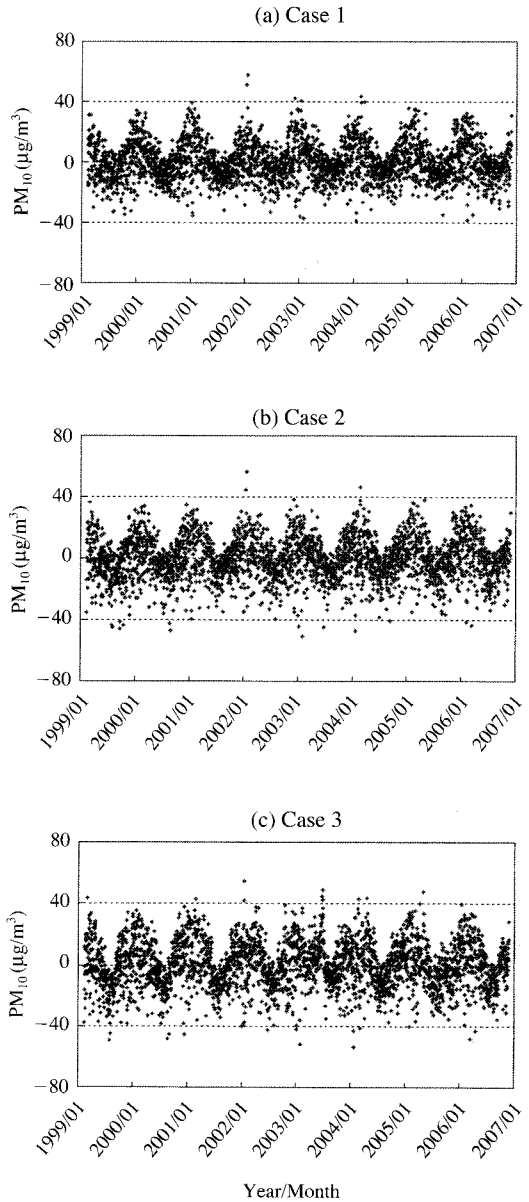


Fig. 5. Differences between daily values of adjusted and unadjusted PM₁₀ in each case.

연구기간 동안 서울 지역의 기상요소는 전체 미세먼지 농도 변동의 약 25%를 설명했으며, 주기 성분 중에서는 단기 변동 성분의 변화가 전체 미세먼지 농도 변동의 75%를 차지하였다.

2000년 8월에서 2005년 3월 기간 서울의 미세먼

지 장기 농도는 약 $2 \mu\text{g}/\text{m}^3/\text{year}$ 의 감소를 보였으며, 이는 기상요소에 의한 영향이라기 보다는 미세먼지 발생량 감소 등으로 기인한 효과로 판단되었다. 또한 장기 농도에서 기상요소는 대부분의 경우 미세먼지 농도를 감소시키는 방향으로 작용했다. 그러나 2002년 11월 23일~2004년 1월 9일 기간 동안에는 여러 기상요소 중에서도 하층대기안정도의 영향으로 기상요소가 미세먼지의 장기 농도를 증가시키는 방향으로 작용한 것으로 추정된다.

일평균 미세먼지 변동에서 기상인자의 영향력은 약 $\pm 40 \mu\text{g}/\text{m}^3$ 이내로 계산되었으며, 이로 인해 일평균 변동에 미치는 기상요소의 영향력이 상당히 큼을 확인할 수 있었다.

참 고 문 헌

- 김유근, 오인보, 황유근(2003) 서울과 부산지역 기상의 영향을 제거한 오존농도 추세, 한국대기환경학회지, 19(5), 561-568.
- 허국영(2001) KZ필터법을 이용한 서울지역 지표면 오존농도의 장기적 분석, 서울대학교 환경대학원 도시계획석사학위논문.
- 환경부, 국립환경과학원 (2001~2006) 대기환경연보 (2000~2005).
- 환경부, 국립환경과학원 (2007) 대기오염물질 배출량 2005.
- Eskridge, R.E., J.Y. Ku, S.T. Roa, P.S. Porter, and I.G. Zurbenko (1997) Separating different scales of motion in time series of meteorological variables, Bull. Amer. Meteor. Soc., 78(7), 1473-1483.
- 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.
- Milanchus, L.M., S.T. Rao, and I.G. Zurbenko (1998) Evaluating the effectiveness of ozone management efforts in the presence of meteorological variability, J. Air & Waste Manage. Assoc., 48, 201-215.
- Rao, S.T. and I.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 I.G. Zurbenko (1995) Determining temporal and spatial variations in ozone air quality, J. Air & Waste Manage. Assoc., 45, 57-61.
- Wise, E.K. and A.C. Comrie (2005a) Extending the Kolmogorov-Zurbenko filter: Application to ozone, particulate matter, and meteorological Trends, J. Air & Waste Manage. Assoc., 55, 1208-1216.
- Wise, E.K. and A.C. Comrie (2005b) Meteorologically adjusted urban air quality trends in the Southwestern United States, Atmos. Environ., 39, 2969-2980.