

서울시 대기오염과 일별 사망의 상관성에 관한 시계열적 연구(1998~2001년)

A Time-Series Study of Ambient Air Pollution in Relation to Daily Mortality in Seoul, 1998~2001

조용성 · 이종태^{1),*} · 김윤신 · 홍승철 · 김 호²⁾ · 하은희¹⁾ · 박혜숙¹⁾ · 이보은¹⁾

한양대학교 환경 및 산업의학연구소, ¹⁾이화여자대학교 의과대학 예방의학교실

²⁾서울대학교 보건대학원 역학 및 보건통계학과, 공중보건 및 환경과학 연구소

(2003년 9월 10일 접수, 2003년 11월 11일 채택)

Yong-Sung Cho, Jong-Tae Lee^{1),*}, Yoon-Shin Kim, Seung-Cheol Hong,
Ho Kim²⁾, Eun-Hee Ha¹⁾, Hye-Sook Park¹⁾ and Bo-Eun Lee¹⁾

Institute of Environmental and Industrial Medicine, Hanyang University, Seoul, Korea

¹⁾Department of Preventive Medicine, Ewha Womans University, Seoul, Korea

²⁾Department of Epidemiology and Biostatistics, Institute of Public Health
and Environmental Science, Seoul National University, Seoul, Korea

(Received 10 September 2003, accepted 11 November 2003)

Abstract

This study was performed to examine the relationship between air pollution exposure and mortality in Seoul for the years of 1998~2001. Daily counts of death were analyzed by general additive Poisson model, with adjustment for effects of seasonal trend, air temperature, humidity, and day of the week as confounders in a nonparametric approach. Daily death counts were associated with CO (current day), O₃ (current day), PM₁₀ (current day), NO₂ (1 day before), SO₂ (1 day before). Increase of 41.71 µg/m³ (interquartile range) in PM₁₀ was associated with 1.3% (95% CI = 0.7~1.9%) increase in the daily number of death. O₃ concentrations resulted in an increased risk of 1.3% for 23.86 ppb in all-aged mortality [RR = 1.013 (1.004~1.023)]. This effect was greater in children (less than 15 aged) and elderly (more than 65 aged). After ozone level exceeds 25 ppb, the dose-response relationship between mortality and ozone was almost linear. We concluded that Seoul had 1~5% increase in mortality in association with IQR (interquartile range) in air pollutants. Daily variations in air pollution within the range currently occurring in Seoul might have an adverse effect on daily mortality. These findings also support the hypothesis that air pollution, at levels below the current ambient air quality standards of Korea, is harmful to sensitive subjects, such as children or elderly.

Key words : Air pollution, Daily death counts, Time-series analysis, Generalized additive model

* Corresponding author

Tel : +82-(0)2-2650-5758, E-mail: jonglee@ewha.ac.kr

1. 서 론

대기오염 문제의 심각성은 1900년대에 이르러 급격한 산업화로 인하여 발생된 오염피해 사례를 경험하면서 대두되기 시작하였다. 특히 1950년대 초반 영국의 런던스모그 사건과 미국의 LA 스모그 사건을 통해 수 천명의 사망자가 발생한 이후 대기오염과 건강영향간의 사회적 관심이 집중되기 시작하였으며, 그 이후 대기오염과 사망간의 관련성을 규명하기 위한 많은 연구들이 수행되기 시작하였다(Schwartz *et al.*, 1993; Dockery *et al.*, 1989). 유럽 및 미국을 중심으로 대기오염의 인체위험성에 대한 본격적인 역학적 연구가 수행되기 시작하여 상이한 시간·공간적 차이, 인구·사회학적 차이, 환경적 조건, 산업구조 혹은 대기오염 발생원 차이에서 기인된 대기오염의 질적 차이에도 불구하고 대기오염의 인체위해 가능성은 일관되게 제시하였을 뿐만 아니라, 특히 어린이와 노약자 및 천식과 심혈관계 질환자 등 만성 호흡기성 질환자들과 같은 민감집단(susceptible group)에 있어서는 더 큰 영향을 주는 것으로 규명되고 있다(Lee *et al.*, 2002; Burnett *et al.*, 1997; Delfino *et al.*, 1997). 또한, 선진국은 물론이고 우리나라를 포함한 여러나라에서 대기질 관리를 위해 제정한 대기기준 이하의 농도에서도 이 같은 위해성이 규명되고 있어 사회적인 불안을 더욱 가중시키고 있다(Stieb *et al.*, 2002; Lee *et al.*, 2000; Katsouyanni *et al.*, 1997).

한편, 우리나라에서 수행된 기존의 대기관련 연구에서는 대기오염과 인체영향과의 관련성을 규명한 연구보다는 거주민의 생활행태(lifestyle)나 대기오염 측정과 발생원 규명 및 기여도 산정 등의 측정·분석 관련 연구가 주로 이루어지고 있었으며(이종태과 김동술, 1997; 유정석 등, 1995; 백성우과 황승만, 1992), 1970년대 이후부터 대기오염물질과 사망간의 관련성에 대한 연구가 시작되었으나, 대기오염노출에 대한 만성영향을 주로 설문조사에 의존해서 알아보았기 때문에 결과가 너무 주관적이었고 혼란변수를 제대로 통제하지 못한 결과를 제시하였다(이종태와 김호, 2001). 이러한 상황에서 1990년대 후반부터 1990년대 자료를 통해 대기오염과 일별 사망에 미치는 단기효과에 대한 연구가 시작되면서, 서울에서 오존 50 ppb 증가가 사망을 1.5% 증가시키고,

울산에서는 2.0% 증가시켰다고 보고되었다. 또한 일별 사망이 아황산가스와 오존 농도와 관련이 있으며, 총부유분진과는 관계가 없다고 보고하였다(Lee *et al.*, 1999). 1991~1997년까지의 자료를 가지고 7개 주요대도시를 대상으로 한 연구에서는 오존이 사망에 유의한 영향을 미치지 않았고, 총부유분진과 아황산가스가 유의한 영향을 미쳤다고 보고하였다(Lee *et al.*, 2000).

한편, 최근 수도권을 비롯한 대도시에서의 인구집중과 운행 차량 수의 증가, 산업규모의 확대 등에 기인하여 대기분진 중 호흡성 또는 미세분진(PM_{10}) 농도의 증가가 관찰되고 있으며 이로 인한 주민건강위해의 가능성이 제기되고 있으나, 선행 연구들에서는 이러한 미세분진에 대한 조사가 매우 미비한 실정이다.

이에 본 연구에서는 대기오염과 건강영향에 대한 관련성을 규명하기 위해 1998년부터 2001년까지 4년 간의 자료를 대상으로 서울시 대기오염과 일별 사망간의 관련성을 최근의 관심대상물질인 미세분진과 오존을 중심으로 규명하고자 수행되었다. 구체적인 목적으로는 대기오염도의 분포 양상 및 특성을 파악하고 서울시의 일별 사망자수에 미치는 주된 대기오염물질을 규명하며, 대기오염 물질 농도의 단위 증가에 따른 일별 사망수의 변화를 정량적으로 산출하고자 하였다.

2. 연구 방법

본 연구는 1998년 1월부터 2001년 12월까지의 서울시 일일사망자료와 환경측정자료 및 기상자료를 이용하여 시계열(time-series) 분석방법으로 대기오염물질이 일별 사망에 미치는 영향을 추정하였다.

2. 1 연구대상기간 및 지역

1998년 1월 1일부터 2001년 12월 31일까지를 연구기간으로 설정하였으며, 대상지역인 서울시는 대한민국의 수도로서 한강하류에 위치하였고 전 국민의 22% 이상인 1,100만 여명의 인구가 거주하는 대도시로 행정구역은 25개 구와 530개 동으로 이루어져 있고 면적은 $606.58 km^2$ 이다(통계연보, 2001).

2. 2 연구자료

2. 2. 1 사망자료

본 연구에서는 1998년 1월 1일부터 2001년 12월 31일까지 연구기간 동안의 서울시에서 발생된 사망 건수자료를 국립통계청으로부터 받아 일별 사망자 수로 파악하였다. 사망원인별 분류에서 사고사나 외인사로 인한 사망(ICD 10th, V01-Y89)은 분석에서 제외하였고 그 도시의 거주자라도 도시 밖에서 사망한 경우는 본 분석에서 제외하였다. 일별 사망자 수를 외인사를 제외한 총사망(ICD 10th, A00-R99)과 연령별 4구분[전체연령, 소아(0~15세), 노인(65세 이상), 성인(16~64세)]으로 나누어 분석하였다.

2. 2. 2 대기자료

대기오염자동측정소에서는 대기중의 PM_{10} , 아황산가스(SO_2), 이산화질소(NO_2), 오존(O_3), 일산화탄소(CO) 등 대기환경기준물질로 선정된 5개 항목을 대상으로, 측정된 모든 자료는 자동감시체계(TMS)를 통해 관할 환경관리청 및 환경부로 전송되고 있다.

본 연구에서는 서울시에 설치된 총 27개의 대기오염 자동 측정소에서 상시 측정된 위 5개 물질을 국립환경연구원으로부터 얻어, PM_{10} , 아황산가스, 그리고 이산화질소의 경우 각 측정지점에서의 날짜에 따른 시간별 평균값을 구하고 이들 각 시간평균값을 이용하여 일일평균값을 구하였다. 이는 각 측정지점에서 연속적으로 측정값이 빠지게 되었을 때의 경우를 보정하기 위함이다. 또한 오존과 일산화탄소의 경우는 각 측정지점에서의 일일 1시간 평균값의 최고값을 이용하여 이들의 평균값을 이용하여 일일평균값을 구하였다.

2. 2. 3 기상자료

기상자료는 기상청에서 측정한 자료 중 기온과 상대습도를 이용하였는데 이는 사망률의 일일 변동이 기온과 습도의 변화에 따라 연관성이 큰 것으로 보고되고 있기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 사망발생과 동일한 날의 기상자료를 혼란변수로 적용하여 분석하였으며 이들 자료의 일일평균값을 이용하였다.

2. 3 통계분석

본 연구에서 종속변수는 서울시에서 발생된 당일 사망자수이고 이 중 외인사를 제외한 총사망을 대상

으로 분석하였으며, 독립변수는 대기오염물질농도(PM_{10} , SO_2 , NO_2 , O_3 , CO), 기온, 상대습도 등의 기상 변수를 사용하였다.

사망에 영향을 미치는 독립변수들이 사망당일에 즉시 영향을 보일 수 있지만 지연효과를 보일 수 있으므로 사망당일과 1~7일전의 오염농도 및 대기오염으로 인한 영향을 많이 받은 날들에 대한 평균 오염농도로 구분하여 lag time을 주어 일별 사망자 수를 가장 잘 설명하는 변수를 선정하였다.

일반적으로 일별 사망수는 전체 인구집단에 비해 매우 드물게 일어나며, 단위는 발생 숫자이므로 항상 양의 정수가 된다. 따라서 하루 동안 발생한 사망자 수에 대한 확률 모형은 포아송분포(Poisson distribution)가 사용되며 대상인구집단이 동일한(homogeneous) 위험을 지니고 있는 것으로 가정한다. 일반적으로 포아송 선형회귀모형(Poisson linear regression model)을 보면 다음과 같다.

$$\ln E(Y) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \cdots + \beta_i X_i \quad (1)$$

여기서, $E(Y)$ 는 종속변수(Y)에 대한 기댓값이고, β_i 는 각 예측변수(predictor variable)에 대한 회귀계수(regression coefficient)이며, X_i 는 예측변수를 나타낸다.

사망률의 일일 변동은 대기기온과 상대습도의 변화와 밀접한 관련성이 있다는 여러 연구(Ballester 등, 1997; Anderson 등, 1996)들에 따라 본 연구에서는 사망발생과 동일한 날의 기상조건을 혼란변수로 적용하여 통계분석에 이용하였다.

또한 각 대기오염물질 노출과 사망과의 상관성을 추정하는데 있어서 소위 'lead-lag' 효과에 대한 적절한 추정을 위해 lag time을 제시하였으며, 대기오염농도 및 기상요인 등에 의해 서로 연계되어진 사망간의 자기상관관계(autocorrelation)을 보정하고 계절적 변동을 보정하며, 예측변수에 대한 변환함수를 통해 비선형적 관계를 반영하기 위해 비모수적 평활(nonparametric smoothing)에 의해 회귀분석을 적합시키는 Generalized Additive Model(GAM)을 이용하여 분석하였다.

$$\ln E(Y) = S_1(X_1) + S_2(X_2) + \cdots + S_i(X_i) \quad (2)$$

여기서, S_i 는 i 번째 변수에 대한 평활함수를 나타낸다.

GAM은 일반적인 선형회귀모형처럼 예측변수 X_i 와 반응변수 Y 사이의 관계를 나타내는 특정함수 형태가 있는 것이 아니라 실제 자료에 근거하여 요약된 그림의 형태로 표현해 주는 특징을 갖는데, 이는 선형성을 가정하기 힘든 경우 둘 사이의 관계를 파악할 수 있다는 장점을 갖는다. 본 연구에서는 기상 변수에 비모수적 평활방법인 Loess를 통해, 기온과 습도를 통제하였다. 사망에 대한 장기추세, 계절변동, 기온, 습도, 요일 효과들이 포함된 최종 모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

LnE (Daily death count)

$$\begin{aligned} &= S(\text{date}) + S(\text{air temperature}) + S(\text{humidity}) \quad (3) \\ &\quad + D(\text{day of the week}) + \text{각 오염물질 농도} \end{aligned}$$

여기서, S 는 Loess 평활함수이며, D 는 가변수 (Dummy variable)를 나타내었다.

3. 결 과

3. 1 기술적 분석

표 1은 1,461일의 총 연구기간(1998년 1월 1일부

터 2001년 12월 31일)에 사고사와 같은 외인사(ICD-10, V01~Y89)를 제외한 서울시의 일평균 사망자 수, 대기오염물질, 그리고 기상요인에 대한 평균값, 표준편차 및 분포를 나타낸 것이다. 전체 연령 사망자 수는 150,630 명으로 일일 평균은 103.1 명, 소아 사망자는 2,630 명으로 일일 평균은 1.8명, 그리고 노인 사망자의 경우는 86,186 명으로 일일 평균은 58.87명이었다. 이 기간동안 측정된 대기오염물질인 CO, O₃, PM₁₀, NO₂, SO₂의 평균값은 각각 1.16 ppm, 33.30 ppb, 68.14 µg/m³, 33.48 ppb, 그리고 6.50 ppb으로 대기환경기준을 초과하지 않았다. 그러나 PM₁₀의 경우 일평균 최고 374.20 µg/m³까지 기록된 것을 보면 단기기준(150 µg/m³)을 초과하는 날이 있음을 알 수 있다. 또한 미국을 비롯한 여러나라의 년평균 기준이 50 µg/m³ 내외인 것을 감안하면 장기적인 저감 방안이 마련되어야 함을 제시하고 있다. 알려진 바와 같이 대기오염도의 분포 특성은 다섯 가지 오염물질 모두 오른쪽으로 치우친 분포(right skewed)를 보였으며, 상대적으로 NO₂는 정규분포에 가까운 양상을 보였다.

Table 1. Summary statistics for daily deaths, pollutants, weather in Seoul, 1998~2001.

Variable	No. ^a of days	Mean (S.D.) ^b	Min. ^c	10%	25%	50%	75%	90%	Max. ^d
Death counts	All aged	103.10 (12.61)	67	87	95	102	111	119	157
	0~15 aged	1.80 (1.62)	0	0	1	2	3	4	16
	16~64 aged	1.21 (1.13)	0	0	0	1	2	3	8
	65+ aged	58.87 (9.76)	33	47	52	59	65	71	101
Air pollutants	CO (ppm)	1.16 (0.56)	0.40	0.60	0.75	1.00	1.44	1.96	4.06
	O ₃ (ppb)	33.30 (19.03)	3.25	11.90	19.37	29.78	43.23	59.70	115.21
	PM ₁₀ (µg/m ³)	68.14 (37.82)	10.36	29.70	42.13	61.54	83.84	111.18	374.20
	NO ₂ (ppb)	33.48 (11.32)	10.48	19.66	24.93	32.55	40.81	47.90	87.312
	SO ₂ (ppb)	6.50 (2.80)	2.13	3.46	4.37	5.90	8.18	10.33	20.52
Weather	Temperature (°C)	13.17 (10.40)	-15.50	-1.50	4.00	14.80	22.60	25.90	30.00
	Humidity (%)	63.64 (13.26)	26.10	45.80	54.30	64.10	72.90	81.40	96.00

a. Number of day; b. Standard deviation; c. Minimum; d. Maximum

3. 2 일일사망자료 및 환경 측정자료 분석

그림 1은 외인사를 제외한 총사망과 대기오염물질의 농도 수준에 대한 일별 분포를 나타낸 것이다. 연구기간 동안 관찰된 사망자수의 일별추세를 보면 장기적인 추세변동은 관찰할 수 없었으나 전형적인

계절변동을 볼 수 있었고, 측정된 대기오염물질의 경우에는 뚜렷한 계절적 변동추세를 볼 수 있었다. 특히, 대기오염물질의 경우에는 장기적인 추세변동을 관찰할 수 있었는데, CO와 SO_2 의 경우에는 감소추세를 나타내었으나 O_3 , PM_{10} , NO_2 의 경우에는 증가

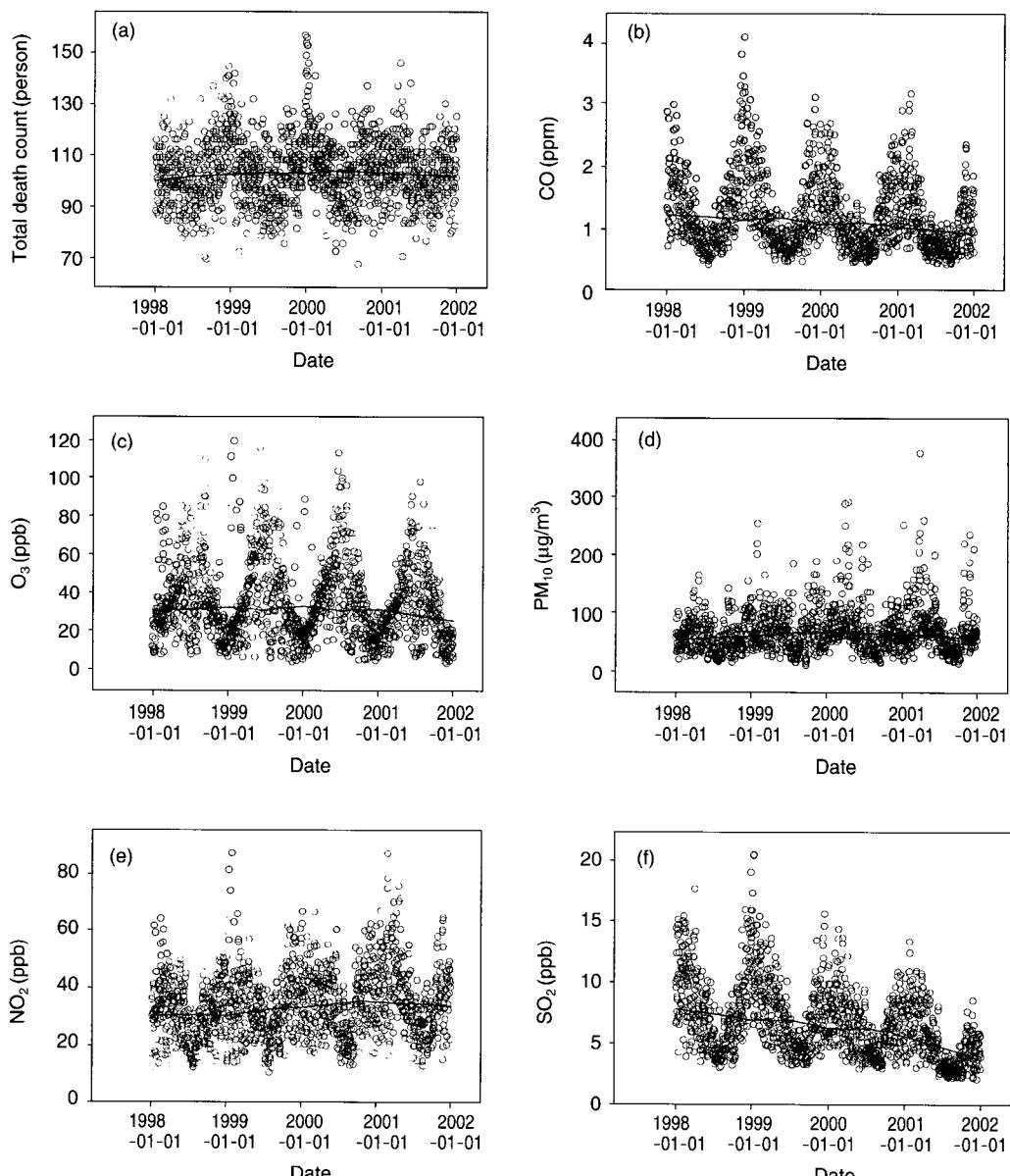


Fig. 1. Daily number of total death count for all aged (a) and daily average concentration of CO (b), O_3 (c), PM_{10} (d), NO_2 (e), and SO_2 (f) using long-term time trends in Seoul, 1998~2001.

추세를 나타내었다. 이러한 결과는 아황산가스의 경우 측정도구가 정교해졌음과 더불어 정부의 지속적인 규제정책 노력으로 인해 오염도가 지속적으로 줄었음을 말해주며, O_3 , PM_{10} , NO_2 의 경우에는 자동차 운행횟수 및 기온과의 관련성이 있음을 제시하는 결과라 판단된다.

대기오염물질 농도는 겨울철이 여름철보다 비교적 높은 편이었고, 2000년 4월에 급격히 증가하는 추세를 보였는데 이는 황사의 영향으로 사료된다. SO_2 는 장기적인 변화 추이를 볼 때 현저히 감소하는 추세를 보여주고 있어서 아황산가스 경우에 한하여 정부의 저감정책이 효과를 거두고 있는 것으로

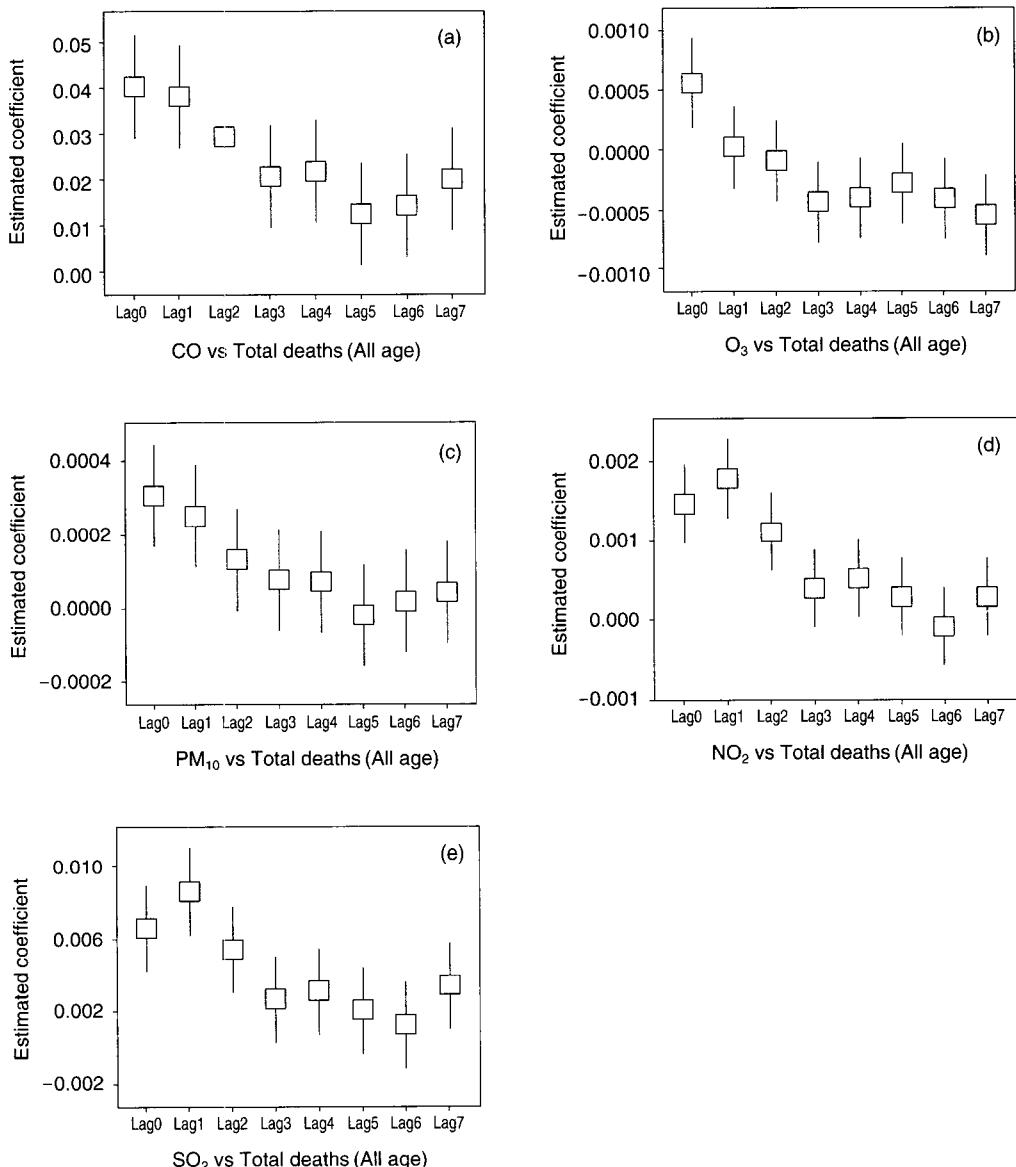


Fig. 2. Lag effect of total death count (all aged) vs. the concentration of CO (a), O_3 (b), PM_{10} (c), NO_2 (d), and SO_2 (e) using a single-pollutant model adjusted for long-term time trends and weather information in Seoul, 1998–2001.

평가된다. O_3 은 SO_2 와 반대로 농도값이 여름철이 높고 겨울철인 낮은 계절적 변동을 보여주었다.

3.3 통계적 분석

본 연구에서는 대기오염의 건강영향을 평가하는

데 있어서 자연효과(Lag effect 혹은 induction time)를 고려하였는데 지금까지 각 오염물질에 대한 적절한 자연효과에 대하여 밝혀진 것이 없기 때문에 하루에서 최고 7일 이전까지의 자연효과를 평가하였다. 따라서 특정한 날의 사망자 수는 당일의 대기오

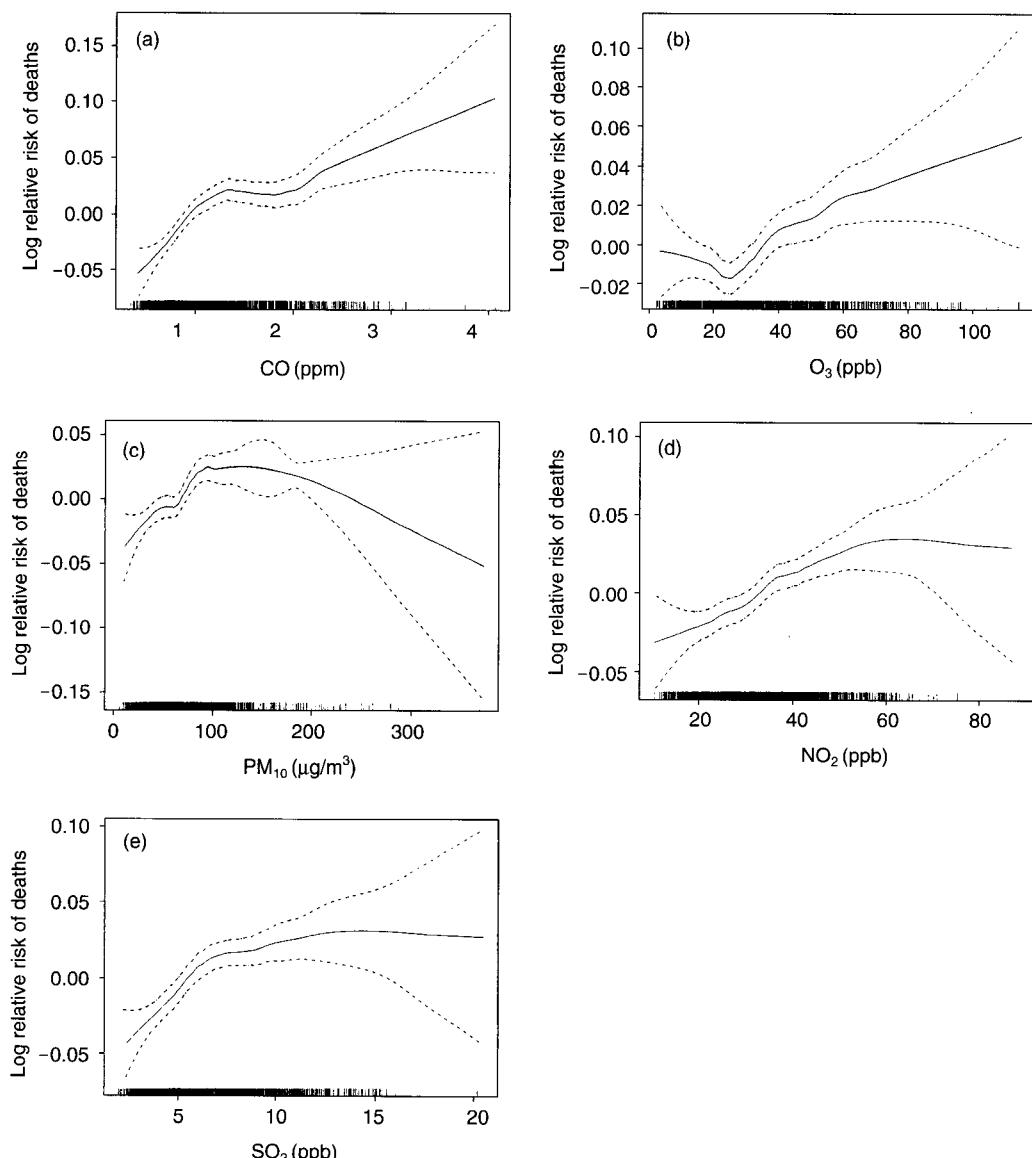


Fig. 3. Log relative risk of total death count (all aged) vs. the concentration of CO (a), O_3 (b), PM_{10} (c), NO_2 (d), and SO_2 (e) using a single-pollutant model adjusted for long-term time trends and weather information in Seoul, 1998~2001. The dashed lines give 95% confidence limits, and the vertical lines along the x-axis indicate the number of observations.

Table 2. Poisson regression analysis of daily mortality and each ambient air pollutant with selected best lag time in one pollutant model in Seoul, 1998–2001.

Death	Relative risk (95% Confidence interval)				
	CO ^a	O ₃ ^b	PM ₁₀ ^c	NO ₂ ^d	SO ₂ ^e
All aged	1.028 (lag0) (1.020 ~ 1.036)	1.013 (lag0) (1.004 ~ 1.023)	1.013 (lag0) (1.007 ~ 1.019)	1.029 (lag1) (1.021 ~ 1.037)	1.033 (lag1) (1.024 ~ 1.042)
0~15 aged	1.044 (lag0) (0.989 ~ 1.103)	1.029 (lag1) (0.971 ~ 1.090)	1.045 (lag5) (1.000 ~ 1.092)	1.004 (lag0) (0.947 ~ 1.064)	1.036 (lag6) (0.968 ~ 1.107)
16~64 aged	1.021 (lag0) (1.009 ~ 1.032)	1.012 (lag0) (0.999 ~ 1.026)	1.008 (lag0) (0.999 ~ 1.017)	1.023 (lag1) (1.011 ~ 1.035)	1.025 (lag1) (1.012 ~ 1.039)
65+ aged	1.033 (lag0) (1.023 ~ 1.044)	1.013 (lag0) (1.002 ~ 1.026)	1.015 (lag1) (1.007 ~ 1.022)	1.032 (lag1) (1.022 ~ 1.043)	1.037 (lag1) (1.025 ~ 1.049)

a. Effect of 0.69 ppm (IQR : Interquartile range) increase; b. Effect of 23.86 ppb (IQR : Interquartile range) increase

c. Effect of 41.71 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ (IQR : Interquartile range) increase; d. Effect of 15.88 ppb (IQR : Interquartile range) increase

e. Effect of 3.81 ppb (IQR : Interquartile range) increase; lag 0 : the current day; lag n : air pollutant concentration of n day ago

염농도(lag0), 1일 전(lag1), 2일 전(lag2), 3일 전(lag3), 4일 전(lag4), 5일 전(lag5), 6일 전(lag6), 7일 전(lag7)으로 나누어 분석하였고, 각 오염물질에 적합한 자연효과를 평가하기 위하여 가장 높은 상관관계를 보이는 때를 정하였다.

그림 2는 각 오염물질에 대한 자연효과의 결과이다. 각 오염물질의 자연효과에 있어 전 연령층의 경우 CO, O₃, 그리고 PM₁₀의 경우에는 당일 대기오염농도(lag0)에서 가장 관련성이 높았고, NO₂ 및 SO₂의 경우에는 1일 전(lag1)에서 관련성이 높은 것으로 평가되었다. 한편, 소아의 경우에는 전 연령층과는 달리 당일부터 6일전까지 다양한 자연효과를 나타내었으며, 일반 연령층과 노인의 경우에는 전 연령층과 마찬가지로 당일 혹은 1일전에서 대부분 관련성이 높은 것으로 나타나 대기오염물질과 총 사망률에는 비교적 빠른 급성적인 영향을 나타내는 것으로 평가되었다(결과 생략).

그림 3은 각 대기오염물질의 농도 수준과 전 연령층에 대한 사망의 상대위해도간의 관계를 비모수적 방법에 의해 나타낸 그림으로서, CO의 경우 농도 수준이 증가함에 따라 사망의 상대위해도 값이 선형으로 증가함을 나타내어 본 연구에서 가정한 오염물질 농도 증가와 사망 발생의 선형성이 타당함을 제시하였으며, O₃의 경우에는 일정 농도 이상부터 상대위해도가 직선적으로 증가하는 모양을 보이고 있다. NO₂와 SO₂의 경우에는 처음에는 증가하다가 일정 농도 이상부터는 더 이상 증가하지 않는 고원부(plateau)를 보이고 있었으며, PM₁₀의 경우에는 100

$\mu\text{g}/\text{m}^3$ 까지는 직선적으로 증가하는 추세를 보이다가 그 이후에는 오히려 감소하는 추세를 나타내었는데, 이러한 결과는 100 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ 이상의 농도는 본 연구자료에서 변외값(outlier)으로 작용한 것으로 판단된다.

3.4 대기오염물질의 영향 분석

표 2에서는 각 오염물질의 IQR (interquartile range) 범위의 증가에 따른 총 사망의 연령별 상대위해도를 제시하였다. 전체 오염물질의 단위와 변동정도가 차이가 있기 때문에 오염물질에 대한 사망의 효과를 볼 때 일관성 있는 기준이 필요하고, 많은 연구에서 전체변동에서 25%에서 75% 사이에 해당하는 값인 사분위수를 사용하여 사분위수만큼 농도가 증가할 때 사망자가 얼마나 증가할 위험이 있는지 살펴보았다.

개별오염물질을 기본모델에 포함시켜 연령별로 구분하여 보면 전체연령의 경우 CO [1.028 (1.020 ~ 1.036)], O₃ [1.013 (1.004 ~ 1.023)], PM₁₀ [1.013 (1.007 ~ 1.019)]은 당일의 농도가 가장 관련성이 높았고, NO₂ [1.029 (1.021 ~ 1.037)]와 SO₂ [1.033 (1.024 ~ 1.042)]은 하루 전의 농도가 사망자 수와 가장 관련성이 높았다. 또한 대기오염물질 노출에 대한 민감집단인 65세 이상 사망자에서는 상대위험도가 전체 사망자수를 반응변수로 할 때와 비교하여 모두 통계적으로 유의하게 증가된 결과를 나타내었다. 그러나 또 다른 민감집단인 소아의 경우에는 사망자만을 대상으로 하였을 때는 대기오염물질의 영향이 PM₁₀을 제외하고는 모두 감소하여 통계적 유의성을 보이지

않았다. 결과적으로 서울의 경우, 각 오염물질의 IQR 범위의 증가에 대하여 총 사망의 경우 1~5% 가량 증가하는 것으로 평가되었다.

4. 고 칠

대기오염물질과 사망자 수의 일별 변동과 같은 시계열자료의 분석에서 가장 중요한 내용은 장기적인 추세변동이나 계절변동, 기상요인, 인플루엔자의 유행, 요일 등의 영향으로 인한 교란작용을 어떻게 제거하느냐에 따라 달려 있다. 본 연구에서는 GAM (general additive poisson model)을 사용하여 분석하였는데 시간, 기온, 습도 등은 nonparametric smooth function을 사용하였고 요일은 위장변수(dummy variable)로 처리하여 모델에 포함시켰다. 또한, 1996년 이래 국내에서도 대기오염물질의 인체위해 정도가 역학적 연구방법에 의하여 평가되어 왔으나 외국의 연구방법에 비하여 신뢰성이 있는 연구결과로 정리되기에에는 여전히 부족한 점이 있고, 특히 미세분진인 PM_{10} 과 관련한 연구가 미진하였는데 그 주 원인은 기존연구의 연구자료에서 사용된 대기 측정망 자료에서는 미세분진이 상시측정되어있지 않았기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 국내 대기 측정망에서 PM_{10} 을 상시 측정하기 시작한 1997년 이후부터의 자료를 분석하였으며 비교적 불안전한 자료인 1997년 자료를 제외한 1998년 이후의 자료를 사용하여 대기오염과 사망과의 관련성을 시계열적인 분석을 통하여 규명하였다.

시계열적 분석을 통한 표 2의 결과는 각 오염물질이 사분위수 범위(interquartile rang, IQR)로 증가할 때 일별사망자 수의 상대적 증가율을 나타내고 있다. 이 분석의 결과는 비록 측정된 대기오염물질의 오염도가 대기환경기준치 이내이긴 하지만 일별사망자 수 증가와 유의한 상관관계가 있음을 나타내었고, 특히 소아와 노약자의 경우 더 큰 증가율을 나타내었다. 위의 결과들을 국외 연구와 비교해 보면 1985년에서 1990년 사이의 시카고지역에서 행한 연구(Styer *et al.*, 1995)에서는 PM_{10} 이 $10 \mu\text{g}/\text{m}^3$ 증가할 때 외인사를 제외한 총사망률이 0.3% 증가하였고 통계적으로도 유의한 값이었으며, 이러한 결과는 본 연구와 유사한 결과를 보였다. 또한 브라질의 상파울로

의 연구에서는 65세 이상의 노인 사망이 $PM_{10} 10 \mu\text{g}/\text{m}^3$ 증가할 때 0.5% 증가하며 통계적으로 유의하였다(Saldiva *et al.*, 1995). 유럽 국가들의 결과를 메타분석한 APHEA project (Air Pollution and Health: a European Approach) 연구에서는 외인사를 제외한 총 사망자 수가 약 0.2% 정도 증가되었고 통계적으로 유의하였다(Katsonyanni *et al.*, 1997).

대기오염물질 중에서 최근에 증가하는 경향을 띠며, 현재 정부 및 학계에 중요한 관심으로 대두된 오염물질이 미세분진과 오존으로, 우리나라에서는 70년대 이후 환경오염에 대한 규제로 대기오염정도가 덜해졌지만 자동차가 증가하면서 오히려 미세분진과 오존 및 이산화질소는 증가했다. 본 연구에서 측정된 미세분진의 농도 경향을 보면 허용기준치와 비교할 때 농도가 높다고 할 수는 없다. 그러나 1990년 후반 기의 전국 대도시의 자료를 사용한 연구들에서는 미세분진과 오존이 폐기능을 감소시키고, 천식과 같은 기존의 호흡기질환을 악화시키며, 일별 입원율과 호흡기 질환으로 인한 응급실 방문수와 사망을 증가시키는 것으로 알려져 있다(Burnett *et al.*, 2001; Burnett *et al.*, 1997; Borja-Abrutto *et al.*, 1997; Moolgavkar *et al.*, 1997; Schouten *et al.*, 1996; Sunyer *et al.*, 1996; Burnett *et al.*, 1994). 또한, 미세분진은 일별 사망수와의 관계를 볼 때, 비교적 선형적인 증가경향을 가지는 것으로 판찰되었다(그림 3의 C). 따라서 농도가 증가함에 따라 사망 또한 선형적으로 증가하는 경향을 나타낸 반면, 오존은 낮은 농도의 특정점 이후에 사망이 증가하기 시작하는 비선형적인 관계를 나타내었다(그림 3의 b). 따라서, 현재 오존의 경우에는 오존농도 증가와 사망간의 관련성이 있어서 역치(threshold)가 존재할 가능성이 있음을 시사하고 있다. 그동안 미세분진에 대한 연구가 많았고 미세분진의 역치에 대해서도 관심을 가졌는데, Ostro(1984)는 런던 자료를 통해 대기분진이 사망에 미치는 역치를 찾지 못했고, Daniel *et al.*(2000)은 미국 20개 대도시에서 실시한 미세분진이 사망에 미치는 영향에 관한 연구에서 역치모형보다 선형모형에 더 적합한 것으로 보고하였다. 그러나 오존에 있어서는 역치가 발견되는데, Hong *et al.*(1999)은 23 ppb 근처에서 역치를 관찰한 결과를 발표하였다. Kim *et al.*(2003)은 30 ppb에서 역치를 찾았고, 역치모형을 사용해서 오존이 20.12 ppb 증가할 때 2.4% 사망이 늘었다. 오존이

역치 이상일 때 총사망은 2.0% 증가했고 호흡기계와 심혈관계질환의 사망은 3.1%가 더 생겼다고 보고하였다.

한편, 대기오염이 일별사망에 미치는 단기적인 영향이 세계 각지의 여러 연구를 통해 동일한 결과를 보이고 있기는 하지만, 몇 가지 제한점을 가지고 있다. 대기오염과 사망과의 인과관계의 불명확성, 개인노출과 집단측정치의 측정오차, 병리생태학적 기전을 알 수 있는지의 여부 등을 고려해 볼 수 있다 (하은희와 권호장, 2001). 측정오차에 대한 문제는, 오존이 서울시내 27개 지역의 관측소에서 측정되는 집단노출자료여서 집밖과 집안을 드나들고 다양한 지역에서 생활하는 개개인의 개인노출과는 차이가 있을 수 있기 때문에 발생하는 문제이다. 이러한 개인노출과 외부 관측소(monitoring station) 관측치와의 차이는 개개인에 따라 집밖과 안에서 지내는 시간이 다르기 때문인 것으로 해석된다. 또한, 일반적으로 환경역학연구는 실내공기오염에 대한 고려가 배제된 환경측정망의 자료를 이용하기 때문에 일어날 수 있는 혼란변수에 대한 통제가 어렵고, 대기오염물질에 대한 개인노출평가가 이루어지지 않기 때문에 지역을 대표하는 자동측정망 자료를 그 지역 주민에 일괄적으로 적용함으로서 생길 수 있는 정보 편견의 문제점 등으로 결과의 타당성 결여가 지적되었다. 그러나 장기간 동안 많은 연구집단을 대상으로 개인노출을 평가하기는 현실적으로 불가능하므로 대기오염 자동측정망 자료를 이용하는 연구가 꾸준히 진행되고 있는데, 인구분포나 지리적, 사회 문화적 차이를 보이는 여러 지역에서의 연구들이 유사한 결과를 보인다면 개별 연구가 갖는 이러한 제한점에도 불구하고 대기오염물질이 사망에 미치는 영향이 실제로 존재한다고 평가할 수 있다. 한편, 본 연구에서 사용된 대기오염 자동측정망의 자료에서 기기의 고장이나 수리로 인해 발생되는 결측치를 최소화하기 위해 각 지역에 대해 각각의 시간대별 자료를 한시간 평균값으로 구한 후 이를 다시 24시간 평균값으로 구하였다. 서울시의 경우는 자동측정망이 다른 지역에 비해 잘 배치되었고 측정망 수가 많은 편으로 서울 시민의 실제 대기오염노출을 비교적 잘 반영하고 있었다.

지금까지의 본 연구결과를 종합해 보면, 최근 4년간의 서울시 대기오염 농도 수준은 우리 인체에 안

전하다고 판단하여 설정한 대기환경기준을 모두 만족하고 있으나, 최종적인 health-end-point인 사망간의 관련성을 볼때는 그러한 낮은 수준의 오염농도에서도 사망에 영향을 주는 것으로 규명되었다. 이러한 결과는 여러 국가의 연구결과와도 일관된 결과를 제시하는 것으로서, 우리나라를 포함하여 선진국의 대도시를 대상으로 한 최근의 역학연구들은 비록 장기적으로 허용기준을 만족시키는 대기오염 수준이라 할지라도, 단기적 대기오염 수준의 변동이 대기오염 관련 질환의 사망률, 입원건수, 응급실 방문건수, 외래 방문건수 등에 유의한 영향을 미치고 있음을 논증하는 결과라 할 수 있다. 이처럼 최근의 우리의 관심이 황사나 특정 애피소드 수준의 심각한 대기오염보다 현재 설정되어 있는 허용기준 하에서 일상적인 대기오염의 단기간 변동에 모아지고 있는 이유는 현재의 대기환경 기준이 감수성이 예민한 사람들을 포함하여 다양한 건강수준을 지난 사람들을 각종 질환, 특히 환경성 질환으로부터 안전하게 지켜줄 수 있는지에 대한 의문이 제기되고 있기 때문에 이에 대한 구체적인 조사가 이뤄져야 할 것으로 판단된다.

5. 결 론

본 연구는 1998년 1월부터 2001년 12월까지의 서울시 일일사망자료와 환경측정자료 및 기상자료를 이용하여 시계열(time-series) 분석방법으로 대기오염물질이 일별 사망에 미치는 영향을 추정한 결과, 다음과 같은 결론을 얻었다.

1) 본 연구기간동안 측정된 대기오염물질인 CO, O₃, PM₁₀, NO₂, SO₂의 평균값은 각각 1.16 ppm, 33.30 ppb, 68.14 µg/m³, 33.48 ppb, 그리고 6.50 ppb으로 대기환경기준을 초과하지 않았다. 그러나 PM₁₀의 경우 일평균 최고 374.20 µg/m³까지 기록된 것을 보면 단기기준(150 µg/m³)을 초과하는 날이 있음을 알 수 있다.

2) 관찰된 사망자수의 일별추세를 분석한 결과, 장기적인 추세변동은 관찰할 수 없었으나 전형적인 계절변동을 볼 수 있었고, 측정된 대기오염물질의 경우에는 뚜렷한 계절적 변동추세를 볼 수 있었다. 특히, 대기오염물질의 경우에는 장기적인 추세변동을 관찰

할 수 있었는데, CO와 SO₂의 경우에는 감소추세를 나타내었으나 O₃, PM₁₀, NO₂의 경우에는 증가추세를 나타내었다.

3) 각 오염물질의 지연효과에 있어 전 연령층의 경우 CO, O₃, 그리고 PM₁₀의 경우에는 당일 대기오염농도(lag0)에서 가장 관련성이 높았고, NO₂ 및 SO₂의 경우에는 1일 전(lag1)에서 관련성이 높은 것으로 나타나 대기오염물질과 총 사망간에는 비교적 빠른 급성적인 영향을 나타내는 것으로 평가되었다.

4) 각 대기오염물질의 농도 수준과 전 연령층에 대한 사망의 상대위해도간의 관계를 비모수적 방법에 의해 평가한 결과, CO의 경우 농도 수준이 증가함에 따라 사망의 상대위해도 값이 선형으로 증가함을 나타내어 본 연구에서 가정한 오염물질 농도 증가와 사망 발생의 선형성이 타당함을 제시하였으며, O₃의 경우에는 일정 농도 이상부터 상대위험도가 직선적으로 증가하는 모양을 보이고 있다. NO₂와 SO₂의 경우에는 처음에는 증가하다가 일정 농도 이상부터는 더 이상 증가하지 않는 고원부(plateau)를 보이고 있었으며, PM₁₀의 경우에는 100 µg/m³까지는 직선적으로 증가하는 추세를 보이다가 그 이후에는 오히려 감소하는 추세를 나타내었다.

5) 개별오염물질을 기본모델에 포함시켜 연령별로 구분하여 보면 전체연령의 경우 CO [1.028 (1.020 ~ 1.036)], O₃ [1.013 (1.004 ~ 1.023)], PM₁₀ [1.013 (1.007 ~ 1.019)]은 당일의 농도가 가장 관련성이 높았고, NO₂ [1.029 (1.021 ~ 1.037)]와 SO₂ [1.033 (1.024 ~ 1.042)]는 하루 전의 농도가 사망자 수와 가장 관련성이 높았다. 또한 대기오염물질 노출에 대한 민감집단인 65세 이상 사망자에서는 상대위험도가 전체 사망자수를 반응변수로 할 때와 비교하여 모두 통계적으로 유의하게 증가된 결과를 나타내었으며, 각 오염물질의 IQR 범위의 증가에 대하여 총 사망의 경우 1~5% 가량 증가하는 것으로 평가되었다.

본 연구결과를 종합해 보면, 최근 4년 간의 서울시 대기오염 농도 수준은 우리 인체에 안전하다고 판단하여 설정한 대기환경기준을 모두 만족하고 있으나, 최종적인 health-end-point인 사망간의 관련성을 볼때는 그러한 낮은 수준의 오염농도에서도 사망에 영향을 주는 것으로 규명되었다. 이러한 결과는 여러 국가의 연구결과와도 일관된 결과를 제시하는 것으로서, 우리나라를 포함하여 선진국의 대도시를

대상으로 한 최근의 역학연구들은 비록 장기적으로 허용기준을 만족시키는 대기오염 수준이라 할지라도, 단기적 대기오염 수준의 변동이 대기오염 관련 질환의 사망률, 입원건수, 응급실 방문건수, 외래 방문건수 등에 유의한 영향을 미치고 있음을 논증하는 결과라 할 수 있다. 이처럼 최근의 우리의 관심이 황사나 특정 에피소드 수준의 심각한 대기오염 보다 현재 설정되어 있는 허용기준 하에서 일상적인 대기오염의 단기간 변동에 모아지고 있는 이유는 현재의 대기환경 기준이 감수성이 예민한 사람들을 포함하여 다양한 건강수준을 지난 사람들을 각종 질환, 특히 환경성 질환으로부터 안전하게 지켜줄 수 있는지에 대한 의문이 제기되고 있기 때문에 이에 대한 구체적인 조사가 이뤄져야 할 것으로 판단된다.

감사의 글

이 연구는 환경부 차세대핵심환경기술개발사업 지원(과제번호 : Eco-technopia 2001, 16-018)에 의해 수행하는 연구결과의 일부임.

참 고 문 헌

- 백성옥, 황승만(1992) 주성분/중회귀분석을 이용한 대구지역 대기중 부유분진의 발생원별 특성 평가, 한국대기환경학회지, 8(3), 179~190.
- 유정석, 김동술, 김윤신(1995) 서울시 PM-10 오염원의 정량적 기여도 추정, 한국대기환경학회지, 11(3), 279~290.
- 이종태, 김호(2001) 대기오염 전강영향평가를 위한 역학연구 설계 및 방법론, 예방의학회지, 34(2), 119~126.
- 이태정, 김동술(1997) 수원지역 입자상 오염물질의 오염원기여도의 추정(1997) 한국대기환경학회지, 13(4), 285~296.
- 통계청(2001) 통계연보.
- 하은희, 권호장(2001) 대기오염 역학연구의 주요생점들, 예방의학회지, 34(2), 109~118.
- Anderson, H.R., A.P. de Leon, J.M. Bland, J.S. Bower, and D.P. Strachan (1996) Air pollution and daily mortality in London: 1987~92, BMJ, 312, 665~669.
- Ballester, F., D. Corella, S. Perez-Hoyos, M. Saez, and A. Hervas (1997) Mortality as a function of tempera-

- ture. A study in Valencia, Spain, 1991~1993, *Int. J. Epidemiol.*, 26, 551~561.
- Borja-Abrutto, V.H., D.P. Loomis, S.I. Bangdiwala, C.M. Shy, and R.A. Rascon-Pacheco (1997) Ozone, suspended particulates, and daily mortality in Mexico city, *Am. J. epidemiol.*, 145, 258~268.
- Burnett, R.T., S. Cakmak, J.R. Brook, and D. Krewski (1997) The role of particulate size and chemistry in the association between summertime ambient air pollution and hospitalization for cardiopulmonary disease, *Environ. Health Perspect.*, 105, 614~620.
- Burnett, R.T., R.E. Dales, D. Krewski, R. Vincent, T. Dann, and J.R. Brook (1995) Associations to Ontario hospitals for cardiac and respiratory diseases, *Am. J. Epidemiol.*, 142, 15~65.
- Burnett, R.T., R.E. Dales, M.E. Raizenne, D. Krewski, P.W. Summers, G.R. Roberts, R.Y. May, T. Dann, and J. Brook (1994) Effect of low ambient levels of ozone and sulfates on the frequency of respiratory admissions to Ontario hospitals, *Environ. Res.*, 65, 172~194.
- Burnett, R.T., M. Smith-Doiron, D. Stieb, M.E. Raizenne, J.R. Brook, R.E. Dales, J.A. Leech, S. Cakmak, and D. Krewski (2001) Association between ozone and hospitalization for acute respiratory disease in children less than 2 years of age, *Am. J. Epidemiol.*, 153, 444~452.
- Daniel, M.J., F. Dominic, J.M. Samet, and S.L. Zeger (2000) Estimating particulate matter-Mortality dose-response curves and threshold levels : An analysis of daily time-series for the 20 largest US cities, *Am. J. Epidemiol.*, 152, 397~406.
- Delfino, R.J., A.M. Murphy-Moulton, R.T. Burnett, J.R. Brook, and M.R. Becklake (1997) Effects of air pollution on emergency room visits for respiratory illnesses in Montreal, Quebec, *Am. J. Respir. Crit. Care Med.*, 155, 568~576.
- Dockery, D.W., F.E. Speizer, D.O. Stram, J.H. Ware, J.D. Spengler, and B.G. Ferris (1989) Effects of inhalable particles on respiratory health of children, *Am. Rev. Respir. Dis.*, 139, 587~594.
- Hong, Y.C., J.G. Leem, E.H. Ha, and D.C. Christiani (1999) PM₁₀ exposure, gaseous pollutants, and daily mortality in Inchon, South Korea, *Environ. Health Perspect.*, 107, 873~878.
- Katsouyanni, K., G. Touloumi, C. Spix, J. Schwartz, F. Balsucci, S. Medina, G. Rossi, B. Wojtyniak, J. Sunyer, L. Bacharova, J.P. Schouten, A. Ponka, and H.R. Anderson (1997) Short-term effects of ambient sulphur dioxide and particulate matter on mortality in 12 European cities : Results from time series data from the APHEA project, *BMJ*, 314, 1658~1663.
- Kim, H., Y.S. Kim, and Y.C. Hong (2003) The lag effect pattern of particulate air pollution on daily mortality in Seoul, Korea, *Int. J. Biometeorol.*, 48, 25~30.
- Lee, J.T., H. Kim, Y.C. Hong, H.J. Kwon, J. Schwartz, and D.C. Christiani (2000) Air pollution and daily mortality in seven major cities of Korea, 1991~1997, *Environ. Res.*, 84, 247~254.
- Lee, J.T., H. Kim, H. Song, Y.C. Hong, Y.S. Cho, S.Y. Shin, Y.J. Hyun, and Y.S. Kim (2002) Air pollution and asthma among children in Seoul, Korea, *Epidemiology*, 13, 481~484.
- Lee, J.T., D.C. Shin, and Y. Chung (1999) Air pollution and daily mortality in Seoul and Ulsan, Korea, *Environ. Health Perspect.*, 107, 149~154.
- Moolgavkar, S.H., E.G. Luebeck, and E.L. Anderson (1997) Air pollution and hospital admissions for respiratory causes in Minneapolis St. Paul and Birmingham, *Epidemiology*, 8(4), 364~370.
- Ostro, B.D. (1984) A search for a threshold in the relationship of air pollution to mortality : A reanalysis of data on London winters, *Environ. Health Perspect.*, 58, 397~399.
- Saldiva, P.H., C.A.III Pope, J. Schwartz, D.W. Dockery, A.J. Lichtenfels, J.M. Salge, I. Barone, and G.M. Bohm, (1995) Air pollution and mortality in elderly people : A time-series study in Sao Paulo, Brazil, *Arch. Environ. Health*, 50, 159~163.
- Schouten, J.P., J.M. Vonk, and A. Graaf (1996) Short term effects of air pollution on emergency hospital admissions for respiratory disease : Results of the APHEA project in two major cities in the Netherlands, 1977~89, *J. Epidemiol. Comm. Health*, 50(Suppl 1), S22~S29.
- Schwartz, J., D. Slater, T.V. Larson, W.E. Peirson, and J.Q. Koenig (1993) Particulate air pollution and hospital emergency room visits for asthma in Seattle, *Am. Rev. Respir. Dis.*, 147, 826~831.
- Stieb, D.M., S. Judek, and R.T. Burnett (2002) Meta-analysis of time series studies of air pollution and mortality : Effects of gases and particles and the influence of cause of death, age, and season, *J. Air & Waste*

- Manage., 52, 258–261.
- Styer, P., N. McMillan, F. Gao, J. Davis, and J. Sacks (1995)
Effect of outdoor airborne particulate matter on
daily death counts, Environ. Health Perspect., 103,
490–497.
- Sunyer, J., J. Castellsague, M. Saez, A. Tobias, and J.M. Anto
(1996) Air pollution and mortality in Barcelona, J.
Epidemiol. Comm. Health, 50(Suppl 1), S76–S80.