

## ◆특 강 6◆

SL6(IA)

서울시의 대기 중 오존이 일별 사망에 미치는 영향

Effect of Ambient Ozone on Daily Mortality in Seoul

권호장, <sup>1</sup>조수현

단국대학교 의과대학 예방의학교실, <sup>1</sup>서울대학교 의과대학 예방의학교실

### I. 서론

내기오염이 사망자 수의 증가를 초래할 수 있다는 사실은 1948년 미국 Pennsylvania의 Donora와 1952년 영국의 London에서 발생한 대규모 재난을 통해서 이미 명백하게 증명되었다(Logan, 1953; Ciocco & Thomson, 1961). 그 이후 주로 선진국을 중심으로 대기환경기준을 제정하고 오염물질 배출을 강력하게 억제함으로써 대기오염의 수준은 과거의 대규모 재난이 일어났을 때와는 비교가 되지 않은 정도로 잘 통제되고 있다. 그러나 최근에 북미와 유럽지역에서 이루어진 연구에 따르면 오존이나 미세분진 같은 대기오염 물질은 현재 국제보건기구(WHO)의 대기환경기준 이하 농도에서도 초과 사망을 초래할 수 있다는 사실이 차츰 밝혀지면서 커다란 충격을 주고 있다(Kinney 등, 1991; Schwartz & Dockery, 1992; Dockery 등, 1993; Anderson 등, 1996). 또한 이러한 연구결과들을 북미 지역에서 대기환경기준을 강화시키는 주요한 근거가 되고 있다.

국내에서도 적극적인 환경정책의 영향으로 전국의 주요도시에서 SO<sub>2</sub> 농도의 연간평균치는 계속적으로 감소하는 추세에 있으나 자동차의 급속한 증가로 인해 이산화질소(NO<sub>2</sub>), 오존(O<sub>3</sub>)의 농도는 증가하는 추세에 있다. 실제로 1995년에 서울시에서 오존경보제를 처음 시행한 이래 오존 농도가 0.12 ppm 이상 일 때 발령되는 오존주의보의 발령 횟수가 95년에는 2회에 불과했으나 올해에는 30회 이상으로 크게 증가하고 있다. 특히 올해에는 오존경보제를 시행한 이후 최초로 5월부터 오존주의보가 발령되기 시작하여 9월까지 발령되는 등 오존 오염의 양상이 날로 심각해지고 있는 실정이다.

매년 여름 오존에 의한 대기오염이 사회문제가 되고 있고, 국민적 우려가 높아지고 있음에도 불구하고 오존 오염의 건강피해에 대한 국내 연구는 많지 않은 실정이다. 본 연구에서는 오존 오염의 정도가 가장 심각한 서울시를 대상으로 오존 농도와 일별 사망자 수의 관련성을 시계열적으로 분석함으로서 오존의 건강피해를 알아보고자 하였다.

### II. 연구방법

#### (1) 연구 자료

본 연구에서 사용된 자료원은 크게 통계청에서 입수한 사망자료, 환경부에서 입수한 대기오염 자동측정 자료, 그리고 기상청의 기상자료로 대별할 수 있다. 먼저 사망자료는 1991년 1월 1일부터 1996년 12월 31일까지 6년간 서울시에서 발생한 모든 사망자에 대한 자료를 통계청으로부터 입수하여 일별로 사망자 수를 파악하였다. 일별 사망자 수 집계에서 운수사고, 추락사고 등 사망의 외인(ICD-9, codes >=800; ICD-10, V01-Y89)은 제외하였다. 일별 사망자 수를 연령군별로는 ① 65세 이상 사망자 수, ② 65세 미만 사망자 수로, 그리고 사망원인 질환별로는 ① 인플루엔자, 폐렴, 만성 기관지염, 폐기종 및 천식, 진폐증 등의 호흡기질환으로 인한 사망자 수(ICD-9, 460-519; ICD-10, J00-J98), ② 고혈압성 질환, 이차성 심장질환, 폐순환 질환, 뇌혈관 질환 등의 심혈관계질환으로 인한 사망자 수(ICD-9, 390-459; ICD-10, I00-I99)로 세분하였다.

동일 기간에 서울시의 20개의 대기오염 자동측정망에서 측정된 오존 농도를 구하여 각 측정 지점별로 시간 당 평균치 중 최대치를 선정하여 그 값을 해당 측정지점에서의 시간최대치로 삼고 20개 측정지점에서 측정한 시간최대치의 평균값을 그 날의 오존 농도로 하였다.

기상자료는 서울시의 종로구 송월동 1번지에 위치하고 있는 기상청의 지상관측 점에서 측정한 자료 중 기온과 상대습도에 대한 자료를 이용하였다. 기온과 상대습도는 3시간에 한번씩 한시간 평균치가 측정되는데 시간 평균치의 평균을 구하여 그 날의 평균기온과 상대습도로 삼았다.

## 제1부 통계학

매일 발생하는 사망자 수는 전체 인구집단으로 볼 때는 매우 드물게 발생하는 사건이고 단위가 발생 횟수가 기 때문에 항상 양의 경우가 된다. 따라서 매일 발생하는 사망자 수의 분포는 포아송분포를 따르게 되는데 포아송분포에 따른 대상인구집단이 동일한(homogenous)한 경험을 지니고 있는 것으로 가정하게 된다. 이러한 가정 아래 일별 사망자 수에 대한 기대치를  $\mu$ 라고 하면 특정일에  $y$ 명이 죽을 확률은 아래 식(1)과 같이 표시할 수 있다.

$$\Pr(Y=y) = \frac{\mu^y e^{-\mu}}{y!} \quad (1)$$

포아송과정은 시간에 따라서 정상성(stationary)을 띠지 않을 수 있다. 즉 underlying risk가 시간에 따라 변화하는 예측변수( $X_1, \dots, X_p$ )에 따라 같이 변화할 수 있다. 따라서 이러한 예측변수를 이용하여 포아송분포를 따르는 일별 사망자 수를 예측하는 식은 다음 식(2)와 같이 기술될 수 있다.

$$\ln E(Y) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_p X_p \quad (2)$$

시계열자료의 분석에서 보통을 구축하는데 있어서 일차적으로 고려해야 할 변수는 장기적인 추세변동과 계절변동 요인이다. 시계열자료에서는 장기적인 추세를 보이는 두 변수는 반드시 상관관계를 나타내게 된다. 따라서 정확한 인과관계를 평가하기 위해서는 이에 대한 적절한 통제가 이루어져야 한다. 일별 사망자 수는 일반적으로 계절적 변동을 보이고 이러한 변동의 주요한 요인이 대기오염이 아니기 때문에, 계절 변동을 초래한 요인은 대기오염과 일별 사망자 수의 관계를 보는 데 있어 중요한 교란요인으로 작용하게 된다. 비록 기온이나 습도와 같은 기상요인, 이러한 계절적 변동의 일부를 설명하기는 하지만 그것이 전부는 아닐 것으로 생각되고 있다. 따라서 안전한 방법은 자료에서 이러한 변동요인을 제거한 후에 대기오염과 사망자 수의 관련성을 보는 것이다.

본 연구에서는 추세변동, 계절변동, 그리고 기상요인의 영향을 효과적으로 통제할 수 있는 유연한 방법 중의 하나인 General Additive Model(GAM)을 사용하였다(Hastie and Tibshirani, 1990). General Additive Model(GAM)에서는 설명변수들을 비모수적인 smooth function으로 통제하면서 포아송회귀분석을 적합시키는 것이 가능하게 된다. General Additive Poisson Model은 다음 식(3)과 같이 기술될 수 있다.

$$\text{Log}(E(Y)) = S_1(X_1) + \dots + S_p(X_p) \quad (3)$$

$S_i$ : smooth function of its variable

대부분의 smoother는 가중이동평균(weighted moving average) 방법의 일반화된 형태로 볼 수 있는데, 예를 들어  $X_k$ 에 대응하는  $i$ 의 기대치를 구하기 위하여  $X_k$ 의 인근에 대칭적으로 있는 모든  $X_s$ 에 대응하는  $Y_s$  값의 가중 평균을 사용하게 된다.  $Y_s$ 의 가중치는  $X_s$ 가  $X_k$ 에서 멀어질수록 감소하게 된다. General Additive Model(GAM)에서 사용할 수 있는 smooth function은 여러 가지 종류가 있는데 본 연구에서는 두 변수간의 교호작용을 보는데 장점이 있는 비모수적인 방법인 Loess(Cleveland & Devlin, 1979)를 사용하였다. 따라서 시간 변수를 smooth function을 취하여 모델에 포함시키면 추세변동 및 계절변동을 효과적으로 통제할 수 있게 된다.

일반적으로 토요일과 일요일에는 사망자 수가 감소하고 월요일에는 사망자 수가 증가하는 것으로 알려져 있다. 또한 대기오염 물질의 농도도 요일에 따라 변동을 보이게 된다. 따라서 요일의 효과를 보정해 주어야 하는데 본 연구에서는 요일을 위장변수로 처리하여 모델에 포함시켰다. 대기오염과 사망자 수의 관련을 보는데 영향을 미칠 수 있는 요인으로 인플루엔자의 유행을 들 수 있다. 그러나 지질요인을 통제하면 실태적으로 그 중요성이 감소하게 되고 본 연구의 대상기간에는 대규모 인플루엔자 유행은 없었기 때문에 이에 대하여 고려하지 않았다.

본 연구기간의 일별 사망자 수의 변화 추이를 보면 1994년 7월~8월에 매우 심한 무더위(heat wave)가 있었고 이 기간에 사망자 수가 크게 증가한 것이 관찰되었다. 따라서 무더위에 의한 효과를 보정하기 위하여 평균기온이  $28^{\circ}\text{C}$ 를 넘어섰던 1994년 7월 12일부터 1994년 8월 16일 사이의 기간에는 '1'의 값을 갖고, 나머지 연구기간은 '0'의 값을 갖는 위장변수를 만들어 모델에 포함시켰다.

대기오염과 사망자 수의 관련을 평가하는데 영향을 미칠 수 있는 장기추세변동, 계절변동, 기온, 상대습도, 요일, 1994년 7월~8월의 무더위의 영향 등을 포함한 기본모델은 아래 식(4)과 같이 표시할 수 있다.

$$\text{Log}(일별 사망자 수의 기대치) = \alpha + \text{Loess(시간)} + \text{Loess(기온)} + \text{Loess(상대습도)} + \text{요일에 대한 위장변수}(\text{daywk2}-\text{daywk7}) + \text{부녀위에 대한 위장변수}(\text{hw}) \quad (4)$$

기본모델을 설정한 후 오존을 당일 값부터 5일 전까지의 값을 차례로 넣어 residual deviance를 최소화하는 lag time을 설정하였다. deviance는 관측치와 모델적합치의 차이를 나타내는 지표로서 같은 자유도에서는 이 값이 작을수록 좋은 모델임을 나타내게 된다. 이 모델로부터 오존이 100 ppb 증가함에 따라 사망자 수에 미치는 상대위험도와 95%신뢰구간을 구하였다. 또아송 회귀분석에서는 회귀계수에 exponential을 취하여 상대위험도를 추정할 수 있다. 모델에서 구한 오존의 회귀계수를  $\beta$ 라 할 때 상대위험도와 95% 신뢰구간은 아래 식(5)과 같이 나타낼 수 있다.

$$RR = \exp(100 \times \beta) \quad 95\% CI = \exp(100 \times \beta \pm 1.96 \times 100 \times \text{Std. Error}) \quad (5)$$

### III. 연구결과

1991년~1996년의 연구대상기간동안 사고사를 제외한 서울시의 전체 사망자 수는 195,727명으로 일일 평균은 89.3명이었다. 장기적인 추세변동은 관찰할 수 없으나 전형적인 계절변동을 볼 수 있고, 1994년 여름에 아래적으로 사망자 수가 크게 증가한 열의군(outlier)이 있었다. 오존 농도의 평균값은 각각 32.4 ppb였으며 평균기온과 습도는 각각 12.5°C와 64.7%이었다(표 1).

Table 1. Summary data for daily deaths, pollutants, and meteorological variables

Variable	Mean(SD)	Percentile							
		Min.	10%	25%	50%	75%	90%	Max.	
Deaths(No./day)	89.3(12.1)	58	75	81	89	97	105	164	
Resp. Deaths	4.9(2.3)	1	2	3	5	6	8	14	
Cardiovasc. Death	28.2(6.5)	11	20	24	28	32	37	59	
Deaths( $\geq 65$ )	52.3(9.1)	28	41	46	52	58	64	108	
Deaths( $<65$ )	39.3(7.7)	18	30	34	38	44	50	66	
Temperature(°C)	12.5(10.0)	-11.1	-1.2	3.5	13.7	21.7	24.8	33.0	
Humidity(%)	64.7(14.7)	18.8	45.0	54.5	65.1	75.9	83.5	97.4	
O <sub>3</sub> (ppb)	32.4(17.1)	4.9	14.4	20.5	28.8	41.1	55.1	109.4	

오존을 기본모델에 포함시켰을 때 하루전의 농도가 가장 관련성이 높았고[상대위험도(95%신뢰구간): 1.07(1.04-1.11)], 2일 후의 오존 농도를 모델에 포함시켰을 때에는 상대위험도의 크기가 감소하고 통계적 유의성도 관찰되지 않았다(표 2).

Table 2. Ozone model with different lag time

Models	Coefficient (Sdt.Error)	t value	RR <sup>a</sup> (95%CI)
Baseline Model+O <sub>3</sub>	0.00055(0.00016)	3.33	1.06(1.02-1.09)
Baseline Model+O <sub>3_lag1</sub> <sup>b</sup>	0.00069(0.00017)	4.06	1.07(1.04-1.11)
Baseline Model+O <sub>3_lag2</sub>	0.00037(0.00019)	1.99	1.04(0.98-1.07)
Baseline Model+O <sub>3_lag3</sub>	0.00004(0.00017)	0.24	1.00(0.97-1.04)
Baseline Model+O <sub>3_lag4</sub>	0.00015(0.00017)	0.89	1.02(0.98-1.05)
Baseline Model+O <sub>3_lag5</sub>	0.00035(0.000197)	2.07	1.04(1.00-1.07)

#: O<sub>3\_lagx</sub>, ozone concentration from x day before

(a): RR, relative risk, effect of a 100 ppb increase of O<sub>3</sub>

그랑고인은 모두 통제한 결과에서 오존과 사망자 수의 관련성을 비즈주적 smoothing curve를 통해 보니 오존은 일정 농도 이상부터 상대위험도가 직선적으로 증가하는 모양을 보이고 있어(Fig. 1). 오존 농도가 높아질수록 사망에 대한 위험이 높아지는 것을 알 수 있었다.

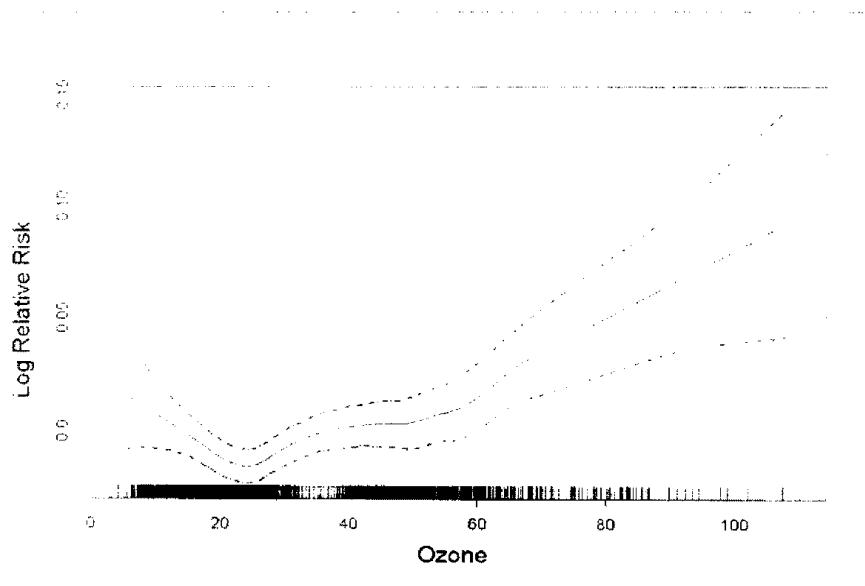


Figure 1. Nonparametric smooth of counts of deaths versus the concentration of ozone(1 day before) after controlling for long-term temporal patterns, weather variables, day of the week effect, and the effect of heat waves by general additive model of Poisson regression. The solid line represents log of relative risk as a function of ozone. The dashed lines are 95% confidence intervals. The density of "pile" at the bottom of figures indicates the amount of data available.

사망자 수를 연령별로 구분하여 보면 65세 이상 사망자에서는 상대위험도가 전체 사망자 수를 반응변수로 할 때와 비교하여 증가하였다. 그러나 65세 미만의 사망자만을 대상으로 하였을 때는 대기오염 물질의 효과가 상대적으로 감소하는 것을 관찰할 수 있었다. 사망의 원인별로 보면 호흡기질환으로 인한 사망자 수를 반응변수로 하였을 때 사망에 미치는 효과가 증가하였으나 호흡기질환으로 인한 사망자 수가 적기 때문에 분산이 커져 통계적 유의성을 보이지는 않았다. 심혈관계 질환으로 한정하였을 때는 상대위험도가 1.11로 크게 증가하였으며 통계적으로도 유의하였다(표 3).

Table 3. Relative risk of mortality in relation to cause of death

	Relative Risk <sup>a</sup> (95% Confidence Interval)
Total Deaths	1.07(lag1) <sup>b</sup> (1.04-1.11)
Deaths >= 65	1.09(lag1) (1.04-1.14)
Deaths < 65	1.07(lag0) (1.02-1.12)
Resp. Deaths	1.12(lag5) (0.97-1.29)
Cardiovasc. Deaths	1.11(lag2) (1.04-1.18)

<sup>a</sup>: effect of a 100 ppb increase of O<sub>3</sub>

<sup>b</sup>: lagx: indicates the concentration of pollutants from x days before with the best fit

#### IV. 요약 및 결론

대기오염이 인체에 미치는 영향을 정량적으로 분석하기 위하여 1991년부터 1996년까지 6년간 서울시의

사망자료와 대기오염 자료는 분석하였다. 장기조인 추세변동과 계절변동, 기상요인, 요일, 1994년 여름의 부터의 영향 등 본 연구에 영향을 미칠 수 있는 고령요인들을 보정한 상태에서 대기오염 물질과 사망자수와의 관련성을 평가하기 위하여 General Additive Poisson Model을 사용하였다.

오존은 기본모델에 포함되었을 때 하루전의 오존 농도가 사망자 수와 가장 관련성이 높게 나타났다[상대위험도(95%신뢰구간): 1.07(1.04-1.11)]. 이러한 관련성은 대상을 65세 이상의 노령인구로 한정하였을 때 더욱 크게 나타났고, 사인을 호흡기질환과 심혈관질환으로 제한하였을 때 크게 증가하였다.

본 연구의 결과 서울시의 오존 오염은 사망자 수의 증가와 관련이 있는 것으로 보여지고, 특히 심혈관 질환이나 호흡기질환을 앓고 있는 노약자에서 위험도가 큰 것으로 생각된다.

#### V. 참고문헌

- Anderson HR, Leon AP, Bland JM, Bower JS, Strachan DP. Air pollution and daily mortality in London:1987-92. *Br Med J* 1996;312:664-669
- Ciocco A, Thompson DJ. A follow-up on Donora ten years after: methodology and findings. *Am J Public Health* 1961;51:155-164
- Cleveland WS, Devlin SJ. Robust locally-weighted regression and smoothing scatterplots. *J Am Stat Assoc* 1979;74:829-836
- Dockery DW, Pope III CA, Xu X, Spengler JD, Ware JH, Fay ME, et al. An association between air pollution and mortality in six US cities. *N Engl J Med* 1993;329:1753-1759
- Hastie T, Tibshirani R. Generalized additive models. Chapman and Hall, London, 1990
- Kinney PL, Ozkaynak H. Associations of daily mortality and air pollution in Los Angeles County. *Environ Res* 1991;54:99-120
- Logan WPD. Mortality in London fog incident. *Lancet* 1953;1:336-338
- Schwartz J, Dockery DW. Particulate air pollution and daily mortality in Steubenville, Ohio. *Am J Epidemiol* 1994;135(1):12-18