

대기오염과 천식발작의 관련성에 관한 시계열적 연구

주영수, 조수현¹⁾

한림대학교 성심병원 산업의학과, 서울대학교 의과대학 예방의학교실 및 의학연구원 환경의학연구소¹⁾

Effect of Air Pollution on Emergency Room Visits for Asthma : a Time Series Analysis

Young-Su Ju, Soo-Hun Cho¹⁾

Department of Occupational and Environmental Medicine, Hallym University Sacred Heart Hospital;
Department of Preventive Medicine, Seoul National University College of Medicine and Institute of Environmental Medicine, SNUMRC¹⁾

Objectives : To evaluate the hypothesis that increasing ambient levels of ozone or particulate matter are associated with increased emergency room visits for asthma and to quantify the strength of association, if any, between these.

Methods : Daily counts of emergency room visits for asthma, air quality, and weather data were collected from hospitals with over 200 beds and from monitoring stations in Seoul, Korea from 1994 through 1997. Daily counts of emergency room visits for asthma attack were analyzed using a general additive Poisson model, with adjustment for the effects of secular trend, seasonal variation, Sunday and holiday, temperature, and humidity, according to levels of ozone and particulate matter.

Results : The association between daily counts of emergency room visits for asthma attack and ozone levels was statistically significant in summer(from June to August), and the RR by unit increment of 100 ppb ozone was 1.30(95% CI = 1.11~1.52) without lag time. With

restriction of the period from April to September in 1996, the RR was 1.37(95% CI = 1.06~1.76), and from June to August in 1995, the RR was 1.62(95% CI = 1.12~2.35). In the data for children(5~14 yr), the RR was 2.57(95% CI = 1.31~5.05) with restriction of the period from April to September in 1997. There was no significant association between TSP levels and asthma attacks, but a slight association was seen between PM10 levels and asthma attacks in a very restricted period.

Conclusion : There was a statistically significant association between ambient levels of ozone and daily counts of emergency room visits for asthma attack. Therefore, we must make efforts to effectively minimize air pollution, in order to protect public health.

Korean J Prev Med 2001;34(1):61-72

Key Words: Air pollution, Ozone, Asthma

서론

대기오염이 건강에 지대한 위해를 줄 수 있다는 사실은 그 동안 여러 차례에 걸쳐 일어났던 대규모의 건강피해 사건들로부터 이미 충분히 알려져 왔는데, 이 일련의 대기오염 사건들은 대개 불리한 기상조건과 더불어 화석연료의 연소과정에서 배출된 황화물이나 먼지, 또는 오존과 같은 1·2차 오염물질들의 심각한 정체에 의해 발생되었다. 그 동안 대기오염에 의한 건강피해를 입은 인구 집단들은

대부분 심혈관 질환이나 호흡기 질환을 지니고 있었던 생물학적 약자 집단들로서, 초과사망이나 기존질환의 악화와 같은 피해양상을 보였다(Logan, 1953; Ciocco & Thomson, 1961; Cho, 1989; Lebowitz, 1996; Lee et al., 1998; Leem et al., 1998; Kwon & Cho, 1999; Lee et al., 1999; Choi et al., 2000; Im et al., 2000). 최근 들어 우리나라에서도 대기오염에 의한 건강피해의 우려가 높아지면서 대기오염의 건강영향에 대한 정량적 평가를 통한 대기환경기준 재평가 등의

학외적 측면의 기초자료 구축의 필요성이 강력하게 제기되고 있다. 즉, 이러한 정량적 역학 연구는 대기오염의 건강영향평가와 같은 의학적 필요뿐만 아니라, 현행 대기환경기준의 적합성 여부나 오존주의보의 건강영향에 대한 평가 등 사회적 또는 정책적 필요를 충족시키는 데도 매우 유용한 수단이 될 수 있다. 이에 본 연구는 대기오염 물질 중 건강에 대한 영향이 중요하다고 알려져 있는 오존(O₃)과 먼지(TSP 또는 PM₁₀)와 천식으로 인한 응급실 방문간의 관련성을 정량적으로 파악함으로써, 건강문제의 예방을 위한 대기정책의 기초자료를 구축하고자 수행되었다.

접수 : 2000년 9월 27일, 채택 : 2000년 12월 21일

본 연구는 한국환경정책·평가연구원의 연구비 지원(1997년)과 1998년 한국학술진흥재단의 학술연구비(과학기술초 중점연구)에 의하여 진행되었음.

책임저자 : 조수현 (서울대학교 의과대학 예방의학교실, 전화번호 : 02-740-8323, 팩스번호 : 02-747-4830, e-mail : chosuh@snu.ac.kr)

연구대상 및 방법

1. 분석 자료

천식은 대기오염에 의한 건강장해를 파악하는데 있어 그 유용성이 이미 오래 전부터 인정되어 온 질환이나, 본 연구에서는 이러한 천식환자들이 천식발작으로 인한 응급실 내원 양상을 조사하여 해당 시점의 대기오염수준과 비교함으로써 대기오염(특히, 오존과 먼지)과 이로 인한 천식발작간의 관련성을 정량적으로 평가하고자 하였다. 이전의 연구들이 이러한 자료들의 단순 상관성만을 확인하는 수준에 머물렀던데 반하여, 본 연구는 이러한 한계를 극복하고 연속된 자료의 자기상관성과 다양한 외부요인들의 영향을 통제하고 순수한 대기오염의 천식관련 영향만을 정확하게 평가할 수 있도록, 시계열적 자료분석 방법을 적용하여 수행하였다.

1) 병원 응급실의 천식환자 내원 관련기록 조사 자료

서울시 소재 200병상 이상의 병원 및 종합병원 49개소를 대상으로 1996년 7월부터 1998년 2월까지 매년 여름과 겨울철 일정기간 동안 전 응급실을 연구자와 의과대학생들로 이루어진 조사원들이 직접 방문조사하여 확보한 자료로서, 조사 대상 병원 응급실에 1994년 1월 1일부터 1997년 12월 31일 사이에 내원한 응급실 내원 전체환자수와 천식환자수를 포함하고 있다. 다만, 1개 병원에서는 응급실 기록을 보존하고 있지 않았고, 몇 개 병원들의 경우는 응급실 기록이 완전하지 않아 조사된 날짜수는 실제 목표 날짜수보다 적었다.

2) 대기오염 자료

서울시에는 지역을 가로, 세로 각각 5 km로 나눈 다음, 구획 중에서 하천이나 임야를 제외한 나머지 지점에 측정소가 배치되도록 TM좌표법을 이용하여 설치된 20개의 대기오염 자동측정소가 운영되고 있다. 이 곳에서 대기중의 총먼지(측정소에 따라서는 미세먼지), SO₂, NO₂, 오존, 일산화탄소 등 5개 항목을 연속적으로 측정하고 있으며, 측정된 모든 자료

는 자동감시체제(telemetry system; TMS)를 통해 관할 환경관리청 및 환경부가 현재시각(real time)으로 수집하고 있다. 먼지의 경우는 1995년 이전까지는 총먼지(TSP)만을 측정하였으나 1995년부터는 전체 20개 측정소 중 10개 지역에서 미세먼지(PM₁₀)로 바꾸어 측정하고 있다. 본 연구에서는 서울시의 20개 대기오염 자동측정소에서 연속적으로 측정되고 있는 지표들 중에서, 오존의 경우는 그 노출수준을 하루 중 최고농도로 선정하는 것에 대한 생물학적 타당성에 기초하여 당일 측정되는 측정치중에서 최고농도를 해당일, 해당 측정소의 오존수준으로 산정하였다. 반면에, 먼지의 경우는 하루 중 다소간의 변동이 관찰되므로, 가장 일반적으로 사용되는 방법인 24시간 측정치들의 평균치를 해당일, 해당 측정소의 먼지 혹은 미세먼지 수준으로 산정하였다. 본 연구에서 사용된 대표값으로는 오존만 측정소당 일일 최고치의 20개 지역 전체 평균값을 그 날의 대표치로 하였고, 나머지는 측정소당 일일 평균값의 20개 지역 전체 평균값을 그 대표값으로 사용하였다.

3) 기상자료

기상자료는 서울시 종로구 송월동에 위치하고 있는 기상청에서 3시간마다 생산되고 있는 기온과 상대습도값을 이용하였다. 기온과 상대습도는 3시간에 한번씩 한시간 평균치가 측정되는데 이 시간 평균치의 평균을 구하여 그 날의 평균기온과 상대습도로 하였다.

2. 분석 방법

전체 인구집단에서 하루 중 발생하는 천식발생은 매우 드문 사건이고 그 단위역시 발생 숫자이기 때문에 항상 양의 정수가 되며, 따라서 이의 분포는 포아송분포를 따르게 된다. 일별 천식환자 발생수는 일반적으로 계절변동과 추세변동을 가질 수 있다. 따라서 계절변동과 추세변동을 초래한 요인이 대기오염과 일별 환자수와와의 관계를 보는데 있어 중요한 교란요인으로 작용할 수 있다. 이러한 변동요인을 제거한 후에 대기오염과 천식발

작과의 관련성을 보는 것이 보다 정확한 방법이다. 또한 응급실 내원 양상에 대한 사전조사결과, 대개 공휴일과 주말에 전체 응급실 내원환자수의 증가가 관찰되므로, 그 변동요인에 대한 적절한 통계과정도 분석에서 반드시 고려되어야 하는데, 대개 이러한 과정에서 filtering 방법과 다양한 변수의 처리방법 등이 사용되고 있다(Schwartz et al., 1996). 내원자수의 변동은 지역에 따라 다른 양상을 보이는 경우가 많기 때문에 장기변동과 계절변동을 제거하는 방법은 어느 지역에서 수집된 자료에도 적용할 수 있도록 유연하여야 한다. 그 뿐만 아니라 기상요인이 일별 내원자수에 영향을 미칠 수 있다는 가정도 가능하므로 그 영향을 미치는 방식이 선형적이거나 또는, 지역에 따라 다른 양상으로 나타나는 가변적인 상황에서도 기상요인의 영향을 효과적으로 통제할 수 있는 유연한 방법의 적용이 또한 필요하다. 이러한 문제를 해결할 수 있는 가장 대표적인 분석방법으로서 General Additive Model(이하, GAM)이 있다. 본 연구에서는 두 변수간의 교호작용을 보는데 장점이 있는 비모수적인 평활함수(smooth function)인 Loess를 사용하였다(Cleveland & Devlin, 1979).

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

Y: 환자수, E(Y): 기대환자수, S_i: 평활함수, X_i: 독립변수

분석모형에 기본적으로 포함시킨 변수로는 시간 변수(추세변동 및 계절변동 통제), 기상 요인(기온과 상대습도의 급성 호흡기질환과의 관련성 통제), 휴일 요인(주말과 공휴일의 응급실 이용 증가 영향을 통제하기 위하여, 한 개의 위장변수로 처리함) 등이 있다. 대개 천식과 같은 급성 호흡기질환의 경우는 대부분 그 설명 변수들의 효과와 즉각적인 관련이 있는 것으로 알려져 있으나, 일부 보고에 의하면 지연(lag) 효과를 보일 수도 있는 것으로 언급되기도 한다. 이에 따라 그 가능성은 적으나, 이러한 효과를 확인하고자 지연효과분석을 동시에 시행하였다. 전체적으로, 오존과 총먼지 혹은 미세먼지의 천

식발생과 관련된 '한가지 오염물질 모형'을 만들어 분석을 시행하였다. 두 물질간의 교호효과를 의심할 만한 객관적인 근거를 확인할 수 없었으므로, 두 개 이상의 대기오염 물질의 영향을 동시에 확인하고자 하는 분석은 시행하지 않았다. 따라서, 일별 응급실내원 천식환자수의 기본 모형은 다음과 같다.

$$\text{Log(일별 응급실내원 천식환자수의 기대치)} = \alpha + \text{Loess(시간)} + \text{Loess(기온)} + \text{Loess(상대습도)} + \text{일요일} \cdot \text{공휴일 위장변수}$$

3. 분석적 접근을 위한 기본모형 (baseline model)의 설정

다양한 자연효과를 고려한 여러 모형들 중에서 다른 모형에 비하여 잔차(residual)가 가장 작은 모형으로서 '자연 효과가 없는 모형'이 선정되었고(Table 1), 잔차분석을 통해 모형 적합도를 평가한 후, 최종적으로 이 모형을 기본모형을 확정하였다. 본 모형에 적용될 요인들을 이용하여, 그 상호간의 영향이나 데이터의 범위나 특성을 파악하고자 3차원 spline curve를 추가로 구성하여 보았다. 여기에는 기온, 상대습도, 그리고 응급실내원 천식환자수라는 세가지 변수가 적용되었다(Figure 1). 이로부터 확인할 수 있는 것으로는, 본 연구 자료에서는 일부 외딴값(고온, 저습한 온열조건에서 확인되는 매우 작은 값의 천식환자수)에 의한 영향을 제외한다면 대략 전체적으로 온도와 습도라는 요인들이 천식발작에 주도적으로 특징적인 경향을 가지고 관여하지 않는다는 해석을 할 수 있다. 그러나, 저온, 저습 환경에서는 천식발작이 증가할 수 있다는 의학적 개연성이 알려져 있는데, 여기서 보이는 천식발작의 분포 중에서 평균기온이 낮고 상대습도가 낮은 곳에서 어느 정도 유지되고 있는 발생 수준은 온도와 습도에 의한 현상일 가능성을 생각할 수 있겠으나, 중간수준이상의 온도와 습도에서의 다소 증가된 부분도 있는 천식발작 분포는 다른 결정요인에 의하여 발생하는 현상일 가능성을 배제하기 어렵다. 즉, 그림의 일부 중간부분 영역에서 관찰되는 천식환자수 봉우리를

Table 1. Residual deviances of baseline models according to various lag times for all age groups

Model	Residual Deviance	Degree of Freedom
Log(expected no. of asthma) = lo*(date) + lo(temperature_0) + lo(humidity_0 [†]) + wk [¶]	2690.5	1448.8
Log(expected no. of asthma) = lo*(date) + lo(temperature_1) + lo(humidity_1 [†]) + wk [¶]	2749.6	1447.8
Log(expected no. of asthma) = lo*(date) + lo(temperature_2) + lo(humidity_2 [†]) + wk [¶]	2759.4	1446.8
Log(expected no. of asthma) = lo*(date) + lo(temperature_3) + lo(humidity_3 [†]) + wk [¶]	2738.5	1445.8

* : Loess spline † : _x means x day before ¶ : dummy variable for the sunday or holiday

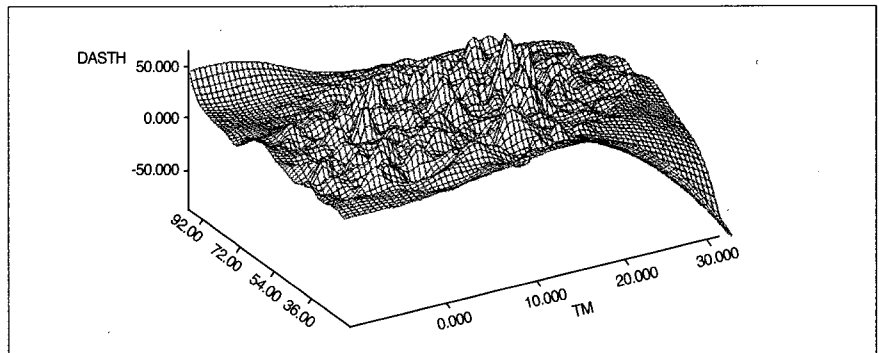


Figure 1. Three dimensional spline curve of temperature(X), relative humidity(Y), and daily count of asthma patients(Z), for the years 1994-1997.

은, 온도와 습도가 아닌 다른 요인에 의한 발작일 가능성이 추정된다. 이에, 3, 4, 5월을 봄으로, 6, 7, 8월을 여름으로, 9, 10, 11월을 가을로, 그리고 12, 1월, 2월을 겨울로 구분한 후, 4년의 동일한 계절의 데이터를 서로 연결하여, 먼저 계절에 따른 분석을 시행하였다. 또한, 매년 4월~9월의 기간은 오존농도가 가장 높은 수준에 도달하는 시기이므로, 이 시기가 오존에 의한 천식발작을 확인하는 데 가장 적절할 것으로 판단하여, 추가로 매년 4월~9월의 기간에 한정하여(보다 세밀하게는, 6~8월로 좁혀서) 연도별로 최종 분석들을 시행하였다.

본 연구의 자료 관리는 주로 SAS version 6.12(SAS Institute Inc., 1996)를 이용하였고, 자료를 General Additive Poisson Model에 적합시켜 분석하는 것은 S-plus 4.0 for windows(MathSoft Inc, 1997)를 이용하였다.

연구결과

1. 서울시 대기자료, 기상자료, 응급실 조사자료의 일반적 특성

총 조사대상일수는 1,461일(1994년 1월 1일~1997년 12월 31일)이었으며, 48개 병원 전체 응급실의 일일 내원 환자 총 수는 평균 2,405.5명이었고, 그 중에서 천식으로 내원한 환자수는 평균 15.2명이었다. 가장 많은 천식환자가 응급실을 방문한 날은 1995년 9월 10일(일요일, 중추절 3일 연휴의 마지막날)의 71명이었고, 가장 적은 날은 1996년 5월 4일(토요일)의 2명이었다. 이를 한 개 병원을 단위로 다시 산출하면, 하루 평균 총 55.90명의 응급 환자가 내원하였으며, 그 중 천식환자는 0.34명이었다. 총면적과 미세먼지의 농도가 높은 계절은 겨울철로서 그 중에서도 가장 높았던 날은 두 가지 모두 동일하게 1996년 2월 14일이었고, 오존농도가 높은 계절은 여름철로서 그 중에서도 가장 높았던 날은 1996년 8월 2일이

었다. 서울시의 평균 온도와 상대 습도는 12.8℃와 62.7%이었고, 총 먼지와 미세 먼지의 평균 농도는 각각 79.7 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ 와 72.3 $\mu\text{g}/\text{m}^3$, 그리고 오존의 평균 농도는 33.7 ppb이었다(Table 2).

연구기간 중 대기오염 물질은 전체 측정치중 7.8~19.6%의 결측치가 있었다. 이중, 19.6%에 해당하는 항목은 총먼지와 관련된 것으로서, 이는 한 측정소(신림동)의 전체 측정치의 결측에 의해서 발생한 결과이고, 대개의 측정소별, 물질별 결측치는 10%전후로 확인되었다.

월별 오존농도는 여름을 중심으로 수개월(4월~9월)동안 매우 높은 수준을 유지하고 있어, 높게 유지되는 시기에 집중적으로 오존의 건강영향을 확인하는 제반 역학적 분석이 이루어지는 것이 매우 효과적일 것으로 생각되었다(Figure 2). 반면에 총먼지 혹은 미세먼지의 경우는 초가을부터 서서히 증가하여 겨울철에 높게 유지되다가 이듬해 여름철까지 서서히 감소하는 경향을 보이는데, 본 연구에서는 이 역시 높은 농도를 보이는 시기에 제한해서 분석하는 것이 좋을 것으로 판단하였다(Figure 3, 4).

일별 응급실 내원 천식환자수에 대하

여 평균기온, 평균 상대습도, 오존농도, 총 먼지 농도 그리고 미세먼지 농도를 각각 단변수로 분석한 결과에서는 둘간의 관련성을 의심할 만한 특이한 소견이 관찰되지 않았다.

2. 전체기간의 오존 농도, 먼지 (TSP or PM₁₀) 농도와 응급실 내원 천식환자수에 대한 분석

먼저, 4년 전체기간의 측정자료들을 모두 이용하여 오존농도 또는 먼지농도와 천식 환자수에 대하여 분석을 시행하였는데, 오존은 모든 경우에서 천식발작과 관련이 없음(RR=0.72)이 확인되었다. 이 결과는 전체 기간을 일괄적으로 분석대상으로 하였기 때문에 발생하는 현상으로서, 월별 분포상에서 여름철의 천식환자수의 감소추세와 오존의 증가추세가 서로 엇갈리면서 발생하는 결과로 판단된다. 다시 말해서 연중 전체 천식발작의 주요인이 적어도 오존은 아님을 알 수 있는 결과라 할 수 있다. 먼지의 경우도 관련이 없음을 보이고 있으며, 이 역시 먼지가 연중 천식발작의 주요 요인이 아닐 것을 추정하게 한다(TSP의 RR=0.93, PM₁₀의 RR=0.90).

3. 오존 농도와 응급실 내원 천식 환자수에 대한 분석적 접근

Table 3은 오존농도 증가에 따른 응급실 내원 천식환자수의 상대위험도와 그의 95% 신뢰구간을 예시한 표로서, 4년 동안의 여름기간을 하나로 묶어서 분석하였을 때, 오존 100 ppb 증가에 따른 상대위험도가 1.30으로 통계적으로 유의하였다(p<0.05). 반면에 다른 계절에는 관련성이 없거나 음의 방향을 보이고 있다(RR이 0.60~0.87). 총먼지와 미세먼지의 경우는 전 계절에서 관련성이 없거나 음의 방향의 결과를 보이고 있다(Table 4, 5). 소아(5~14세) 천식발작을 대상으로 분석하였을 때는 물질 전체에 대하여 전 계절에서 유의한 관련성이 없었다.

Table 6은 1994년~1997년 각 년도별 4월~9월(6개월)의 오존농도 증가에 따른 응급실 내원 천식환자수의 상대위험도와 그의 95% 신뢰구간을 예시한 표이다. 비록 1994년과 1995년에는 유의하지 않았으나, 1996년도의 경우(p<0.05), 1997년도의 경우(0.05<p<0.1)에서는 명확한 양의 연관성을 상대위험도 값으로 확인할 수 있었다. 여기서의 상대위험도는 오존 100 ppb와 50 ppb 증가에 따른 응급실 내원 천식환자수의 증가를 의미하며 이를 표에 각각 제시하였고, 결론적으로 지연효과를 생각하지 않았을 경우, 오존 100 ppb 증가당 1.28~1.37배의 위험도 증가를 알 수 있었다.

Table 7은 1994년~1997년 각 년도별 6월~8월(3개월)의 응급실 내원 천식환자수와 오존농도간의 모델링 결과인데, 이는 Table 6에서 보여 주었던 1995년도 6개월간의 유의하지 않은 관련성에 대한 검증임과 동시에, '기온과 상대습도의 영

Table 2. Summary data on daily patients, meteorological factors and air pollutants in Seoul

Variable	Total Period (days)	Daily Mean (SD)	Min.	Max.
Total ER visiting Patients	1,461	2,405.5 (818.3)	1,206	6,996
Asthma Patients (all age groups)	1,461	15.2 (6.6)	2	71
Asthma Patients (5-14 yr old group)	1,461	2.6 (2.9)	0	35
Temperature (°C)	1,461	12.8 (10.3)	-9.7	33.0
Relative Humidity (%)	1,461	62.7 (15.5)	18.8	97.4
TSP ($\mu\text{g}/\text{m}^3$)	1,460	79.7 (35.6)	16.5	262.4
PM ₁₀ ($\mu\text{g}/\text{m}^3$)	1,095	72.3 (30.4)	17.1	224.7
Ozone (ppb)	1,460	33.7 (17.7)	6.0	109.4

ER : emergency room

Table 3. Ozone added models for all age groups according to seasons, 1994-1997

Model	Coefficient (s.e.)	RR ¹⁾ (95% C.I.)	RR ²⁾ (95% C.I.)
Baseline Model + Ozone_0 [†] : Spring	-0.00143 (0.00186)	0.87 (0.60-1.25)	0.93 (0.78-1.12)
Baseline Model + Ozone_0 [†] : Summer	0.00262 (0.00079)	1.30 (1.11-1.52)	1.14 (1.05-1.23)
Baseline Model + Ozone_0 [†] : Autumn	-0.00324 (0.00119)	0.72 (0.57-0.91)	0.85 (0.76-0.96)
Baseline Model + Ozone_0 [†] : Winter	-0.00512 (0.00223)	0.60 (0.39-0.93)	0.77 (0.62-0.96)

† : _x means x day before

1) : relative risk, effect of a 100ppb increase of O₃ Spring-March, April, May. Summer-June, July, August.

2) : relative risk, effect of a 50ppb increase of O₃ Autumn-September, October, November. Winter-December, January, February.

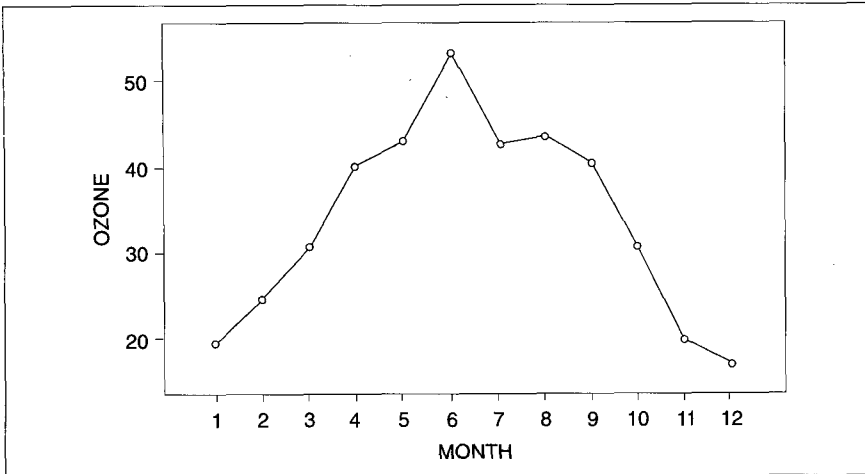


Figure 2. Monthly means of ozone levels(ppb) in Seoul, for the years 1994-1997.

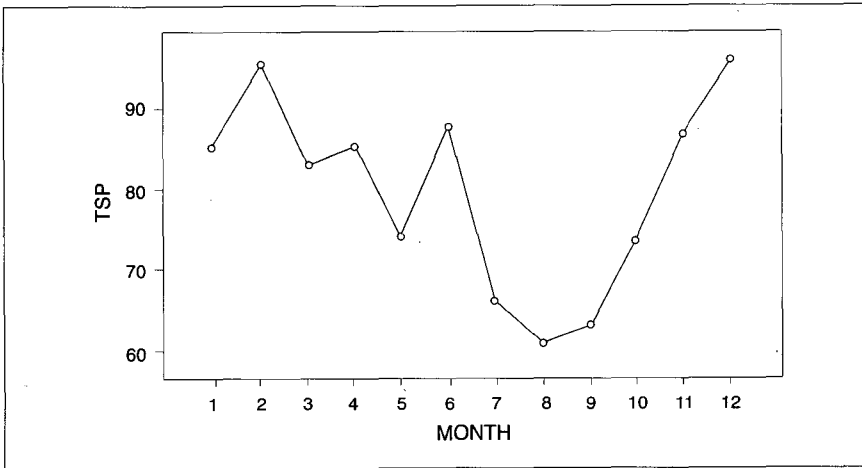


Figure 3. Monthly means of TSP levels(ug/m³) in Seoul, for the years 1994-1997.

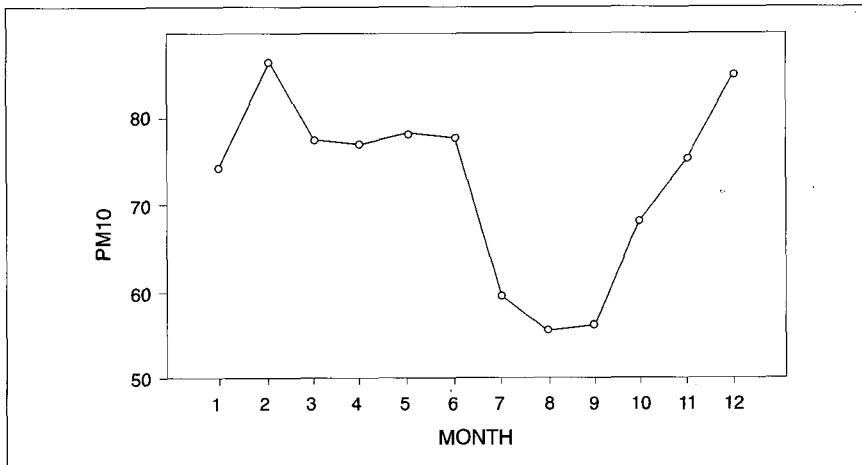


Figure 4. Monthly means of PM10 levels(ug/m³) in Seoul, for the years 1994-1997.

향이 보다 엄격히 통제된 조건'에 해당하는 기간동안의 오존농도와 천식발작간의 관련성을 확인해 보고자 시행된 것이다. 이 결과를 보면, 전체적으로 양의 연관성을 관찰할 수 있으며, 그 중에서도 1995

년의 경우는 오존 100 ppb 증가당 1.62배의 위험도 증가를 확인할 수 있었다 ($p < 0.05$).

Table 8은 각 년도의 4월~9월 기간동안, 소아(5~14세) 천식환자에서의 오존

과 천식발작간의 상대위험도를 계산한 결과로서, 1997년의 경우는 오존 100 ppb 증가당 2.57배의 통계적으로 유의한 상대위험도를 추정할 수 있었다.

Figure 5는 4년 동안의 여름철만 묶어서 분석하였을 때, 오존농도 증가에 따른 응급실 내원 천식환자수의 상대위험도 증가를 보여주는 예로서, 직선적 관련성을 확인할 수 있었다. 여기서 x축은 오존의 농도(ppb)이고 y축은 응급실 내원 천식환자수의 증가분에 해당한다. 또한, Figure 6은 1995년 6월~8월의 오존증가에 따른 천식발작의 상대위험도의 유의한 증가양상을 그림으로 그려본 것으로서 여기에서도 전형적인 직선적 양-반응 관계를 확인할 수 있었다. 동시에 Figure 7의 경우는 1996년 4월~9월의 오존과 천식발작의 상대위험도를 예시한 것이다. Figure 8은 소아(5~14세) 천식과 오존과의 상대위험도를 보여주는 그림으로서, 1997년 4월~9월의 기간에서 직선적 양-반응 관계를 확인할 수 있다.

4. 총먼지 혹은 미세먼지 농도와 응급실 내원 천식환자수에 대한 분석적 접근

Table 9는 1994년 11월부터 매년 겨울철들(1997년은 12월까지)만으로 한정하여 총먼지와 전체 천식발작간의 관련성을 분석한 결과이다. 결론적으로 총먼지와 천식발작간의 유의한 관련성은 확인할 수 없었다. 같은 방법으로 미세먼지에 대한 분석을 시도하였는데, 이 중 전체 천식발작의 경우는 Table 10에 제시하였다. 이 중에서 1995년 1월~2월(미세먼지는 95년부터 측정되었으므로)에는 미세먼지와 전체 천식발작간의 유의한 양의 연관성($RR=1.39$)이 확인되었으나(Figure 9), 나머지 대부분의 분석단위에서는 미세먼지와 천식발작간의 유의한 관련성이 확인되지 않았다. 그리고, 총먼지 혹은 미세먼지와 소아(5~14세) 천식과의 관련성은 어디에서도 확인할 수 없었다.

Table 4. TSP added models for all age groups according to seasons, 1994-1997

Model	Coefficient (s.e.)	RR ¹⁾ (95% C.I.)	RR ²⁾ (95% C.I.)
Baseline Model + TSP_0 [†] :Spring	-0.00063 (0.00047)	0.94 (0.86-1.03)	0.97 (0.93-1.01)
Baseline Model + TSP_0 [†] :Summer	0.00079 (0.00048)	1.08 (0.99-1.19)	1.04 (0.99-1.09)
Baseline Model + TSP_0 [†] :Autumn	-0.00118 (0.00035)	0.89 (0.83-0.95)	0.94 (0.91-0.98)
Baseline Model + TSP_0 [†] :Winter	-0.00095 (0.00041)	0.91 (0.84-0.98)	0.95 (0.92-0.99)

† : _x means x day before

1) : relative risk, effect of a 100 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ increase of TSP
Spring-March, April, May, Summer-June, July, August.

2) : relative risk, effect of a 50 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ increase of TSP
Autumn-September, October, November, Winter-December, January, February.

Table 5. PM₁₀ added models for all age groups according to seasons, 1994-1997

Model	Coefficient (s.e.)	RR ¹⁾ (95% C.I.)	RR ²⁾ (95% C.I.)
Baseline Model + PM ₁₀ _0 [†] :Spring	-0.00075 (0.00061)	0.93 (0.82-1.05)	0.96 (0.91-1.02)
Baseline Model + PM ₁₀ _0 [†] :Summer	0.00058 (0.00066)	1.06 (0.93-1.21)	1.03 (0.96-1.10)
Baseline Model + PM ₁₀ _0 [†] :Autumn	-0.00109 (0.00051)	0.90 (0.81-0.99)	0.95 (0.90-1.00)
Baseline Model + PM ₁₀ _0 [†] :Winter	-0.00093 (0.00056)	0.91 (0.82-1.02)	0.95 (0.90-1.01)

† : _x means x day before

1) : relative risk, effect of a 100 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ increase of PM₁₀
Spring-March, April, May, Summer-June, July, August.

2) : relative risk, effect of a 50 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ increase of PM₁₀
Autumn-September, October, November, Winter-December, January, February.

Table 6. Ozone added models for all age groups, from April to September in each year

Model	Coefficient (s.e.)	RR ¹⁾ (95% C.I.)	RR ²⁾ (95% C.I.)
1994 : Baseline Model + Ozone_0 [†]	-0.00112 (0.00138)	0.89 (0.68-1.17)	0.95 (0.83-1.08)
1995 : Baseline Model + Ozone_0 [†]	-0.00024 (0.00146)	0.98 (0.73-1.30)	0.99 (0.86-1.14)
1996 : Baseline Model + Ozone_0 [†]	0.00313 (0.00129)	1.37 (1.06-1.76)	1.17 (1.03-1.33)
1997 : Baseline Model + Ozone_0 [†]	0.00251 (0.00129)	1.28 (1.00-1.66)	1.13 (1.00-1.29)

† : _x means x day before

1) : relative risk, effect of a 100ppb increase of O₃

2) : relative risk, effect of a 50ppb increase of O₃

Table 7. Ozone added models for all age groups, from June to August in each year

Model	Coefficient (s.e.)	RR ¹⁾ (95% C.I.)	RR ²⁾ (95% C.I.)
1994 : Baseline Model + Ozone_0 [†]	0.00096 (0.00168)	1.10 (0.79-1.53)	1.05 (0.89-1.24)
1995 : Baseline Model + Ozone_0 [†]	0.00484 (0.00189)	1.62 (1.12-2.35)	1.27 (1.06-1.53)
1996 : Baseline Model + Ozone_0 [†]	0.00177 (0.00175)	1.19 (0.85-1.68)	1.09 (0.92-1.30)
1997 : Baseline Model + Ozone_0 [†]	-0.00041 (0.00167)	0.96 (0.69-1.33)	0.98 (0.83-1.15)

† : _x means x day before

1) : relative risk, effect of a 100ppb increase of O₃

2) : relative risk, effect of a 50ppb increase of O₃

Table 8. Ozone added models for 5-14yr old group, from April to September in each year

Model	Coefficient (s.e.)	RR ¹⁾ (95% C.I.)	RR ²⁾ (95% C.I.)
1994 : Baseline Model + Ozone_0 [†]	0.00389 (0.00408)	1.48 (0.66-3.28)	1.21 (0.81-1.81)
1995 : Baseline Model + Ozone_0 [†]	-0.00699 (0.00391)	0.50 (0.23-1.07)	0.70 (0.48-1.03)
1996 : Baseline Model + Ozone_0 [†]	-0.00157 (0.00325)	0.85 (0.45-1.62)	0.92 (0.67-1.27)
1997 : Baseline Model + Ozone_0 [†]	0.00944 (0.00345)	2.57 (1.31-5.05)	1.60 (1.14-2.25)

† : _x means x day before

1) : relative risk, effect of a 100ppb increase of O₃

2) : relative risk, effect of a 50ppb increase of O₃

고찰

1. 통계적 분석 방법에 대한 고찰

본 연구에서 이용한 천식환자의 응급실 방문자료의 경우는, 드문 현상의 발생을 가정하여(포아송분포를 가정하여) 이론적으로는 포아송 회귀분석을 적용하는 것이 일반적이다. 그러나 실제로는 대기오

염 물질에 대한 서로 다른 정도의 노출이나, 호흡기 감염의 차이, 그의 요인들의 상이함에 의하여 비동질성이 발생하게 되고, 이에 따라 데이터의 분포도 전형적인 포아송분포이기 보다는 과분포(overdispersion)하게 되므로, 결국 이러한 자료에 대한 단순한 포아송 회귀분석의 적용은 회귀계수의 표준오차에 대한 부정

확한 추정을 야기하여 유의성 검정을 제대로 할 수 없게 한다.

시계열 자료의 경우는 자료 자체가 양의 시계열적 상관성(positive serial correlation)을 갖고 있는 것이 일반적인 특성으로서, 이는 흔히 회귀계수의 표준오차를 과소평가하도록 하는 경향을 야기한다. 다행히도 최근에 이러한 문제를 해결

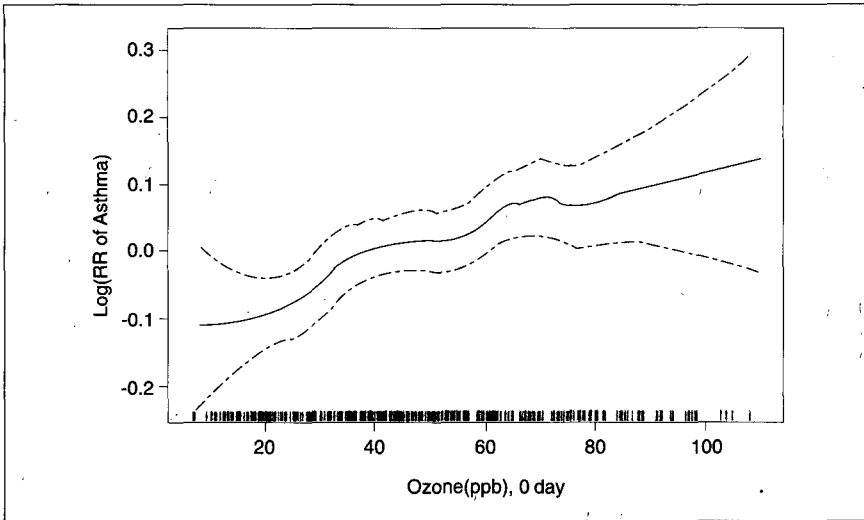


Figure 5. Nonparametric smooth curve of counts of asthma patients(all age groups) versus the conc. of ozone(no time lag) after controlling for long-term temporal pattern, meteorological variables, day of the Sunday or holiday effect by general additive model of Poisson regression, during summer(from June to August), for the years 1994-1997. 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 figure indicates the amount of data available.

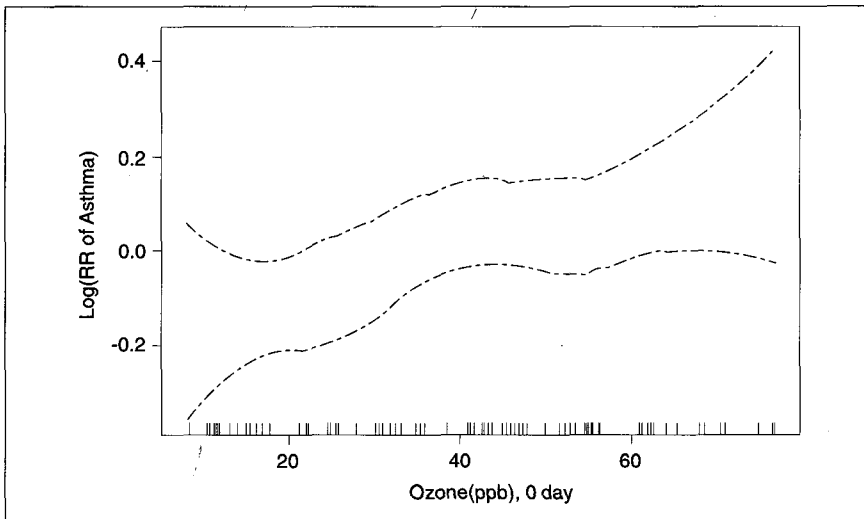


Figure 6. Nonparametric smooth curve of counts of asthma patients(all age groups) versus the conc. of ozone(no time lag) after controlling for long-term temporal pattern, meteorological variables, day of the Sunday or holiday effect by general additive model of Poisson regression, for the period from June to August, 1995. 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 figure indicates the amount of data available.

하기 위하여 Liang과 Zeger(1986)가 Generalized estimating equations(GEEs)를 제시하였고, 이는 이론적으로 공분산 구조가 회귀계수의 추정과정에 결합되어

있으므로 안정된 추정치를 얻게 해 줌과 동시에 시계열적 상관성을 교정할 수 있게 해 주었다. 그러나, 이 방법은 만약 자료가 매우 작은 숫자의 서로 독립적인

blocks으로 나뉘어지는 경우, 회귀계수의 유의성을 과대하게 추정하는 오류의 소지가 있다고 한다.

GAM은 시간에 대한 locally weighted moving average 방법인 Loess smoothing을 포함하고 있는 분석모형으로서 GEEs와 마찬가지로 시계열 자료의 시계열적 상관성을 성공적으로 줄여줄 수 있다. 여기서 사용되는 smoothing방법은 표준적인 포아송 회귀분석보다 추세변동을 더욱 잘 반영하는 것으로 알려져 있고, 게다가 Loess smoothing 방법은 비선형적 경향을 보이는 군에게도 적용할 수 있어 더욱 유연한 비모수적 모델링을 가능케 해준다.

기타의 방법들로는 외판값과 다른 잠재적인 영향 변수의 효과를 최소화 할 수 있는 iteratively reweighted least square method를 이용한 robust regression방법이 있으며, 몇가지의 삼각함수(trigonometric term)를 조합하여 모델에 사용하는 방법 등도 있다.

결론적으로 우리의 자료와 같이 추세변동을 통제함과 동시에 기상요인(온도, 습도 등)과 같은 변수들의 가능한 비선형성(non-linearities)를 만족시키기 위해서는 이러한 여러 방법들 중에서도 Loess smoothing을 이용한 GAM을 적용하는 것이 가장 좋은 것으로 알려져 있다(Schwartz & Morris, 1995; Lipsett et al., 1997).

앞에서도 언급한 바와 같이 GAM은 비선형적 연관성을 배제할 수 없을 때, 관련성의 가능성을 파악하는 매우 좋은 방법으로서, 장기간 변동(long wave-length temporal pattern)을 통제할 수 있고, 대기오염에 관한 종속변수의 선형여부를 평가할 수도 있다. GAM은 일반선형모형(generalized linear model)의 연장선상에 있는 방법으로서, 다음과 같은 일반선형 모형의 변형이다. 여기서 h 는 link function이다. GAM은 이 중 mean model을 일반화시킨 것으로서 종속변수를 선형예측치의 합으로 가정하는 대신에 설명변수들의 smooth function의 총합에 의존한다고 가정한다. 여기서 S_i 는 smoo-

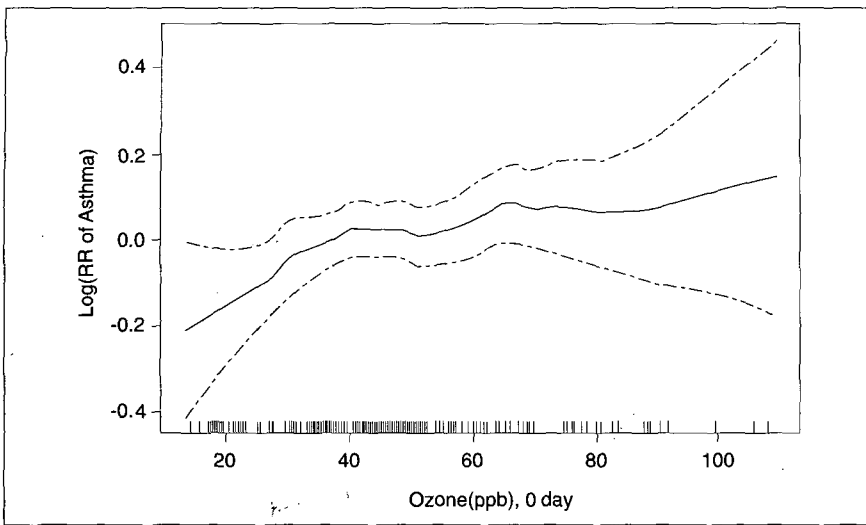


Figure 7. Nonparametric smooth curve of counts of asthma patients(all age groups) versus the conc. of ozone(no time lag) after controlling for long-term temporal pattern, meteorological variables, day of the Sunday or holiday effect by general additive model of Poisson regression, for the period from April to September, 1996. 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 figure indicates the amount of data available.

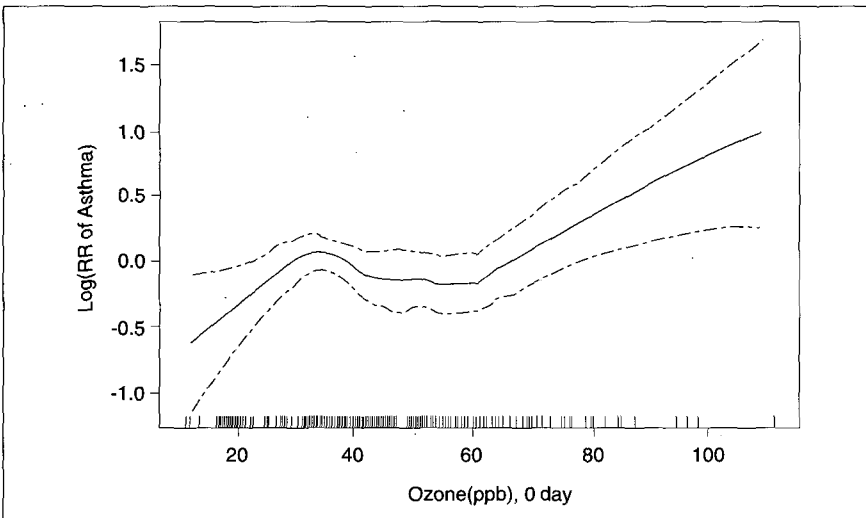


Figure 8. Nonparametric smooth curve of counts of asthma patients(5-14yr old group) versus the conc. of ozone(no time lag) after controlling for long-term temporal pattern, meteorological variables, day of the Sunday or holiday effect by general additive model of Poisson regression, for the period from April to September, 1997. 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 figure indicates the amount of data available.

th function이다.

generalized linear model : $h(E(y))=X\beta$

general additive model : $h(E(y))=\sum_i S_i(X_i)$

general additive model(with Poisson family assuming) : $\log(E(y)) = \alpha + \sum_i S_i(X_i)$

2. 환경역학 연구수행 및 해석상의 제한점

환경역학 연구가 갖는 제한점으로는 외부의 다양한 결정요인들에 대한 통계가 충분히 이루어지기 어렵다는 점과, 일

정 지역내 거주하고 있는 인구집단에게 일괄적으로 대기오염 노출수준을 적용하는 등, 정보 편견의 여지가 많다는 점을 예로 들 수 있다(Liu et al., 1997). 게다가 이러한 연구에서 이용되고 있는 대기오염 자료의 경우, 대부분이 실외공기에 대한 자료로서, 실내공기오염을 전혀 반영하고 있지 못한 점도 주요한 문제점이다. 다만, 이 자료의 경우에는 개개인 차원의 교란변수(개인별로 일정하게 유지되고 있는 환경영향으로서, 실내공기오염, 실내 알레르겐 유무)등이 자료의 시계열적 특성상 서로 상쇄되어 교란요인으로 작용하지 못할 것이라는 점과, 오존과 같은 오염물질의 경우는, 실내보다는 실외에서 주로 발생하는 오염물질이므로, 해석과정에서 일정정도 특이성을 주장할 수 있다. Table 11은 연구방법론에 따른 인과론적 추론에 대한 정확도의 순위를 매겨 놓은 예이다. 실제로 시계열적 연구는 생태학적 연구나 단면적 연구보다도 인과론적 추론에서 훨씬 상위에 있는 연구방법론으로서(Last, 1995), 여기서 산출된 결론을 인과적으로 설명하는 것은 적어도 상기한 나머지 두 가지의 경우보다 훨씬 더 정확하다고 할 수 있겠다.

3. 본 연구의 제한점

앞서 언급한 바와 같이, 대기오염 물질의 경우 전체 연구기간의 측정치중 7.8%에서 19.6%의 결측치가 있었는데, 이는 일부 몇 군데 측정소들의 결측치가 영향을 많이 끼친 결과로 확인되었으며, 대부분의 측정소별, 물질별 결측치는 10%내외 정도인 것으로 확인되었다. 동시에 결과자료인 병원 응급실내원 조사자료에서도 일부 결측치가 확인되었는데, 전체 1,461일의 대상기간 중에서 병원별로 평균 1,295.4일의 자료가 수집되었고, 그 중 결측일수가 비교적 많은 4개 병원의 경우는 하루 평균 내원 천식환자수가 0.07~0.16명으로 결측의 영향이 별로 크지 않았을 것으로 판단되었으며, 나머지 하나는 강남의 모 대형병원으로서 개원이 늦어 실제로 응급실을 운영한 날짜수가 본 연구기간에 부합되지 않아서 결측 처리

된 경우로 확인되었다. 본 연구의 결측치 발생은 자료확인결과, 어떤 특별한 경향을 확인할 수 없었으므로 결과자료의 결측이 어떤 비뮌을 야기했을 것이라고는 생각하기 어렵다.

시계열 분석에서는 동일한 연구대상을 계속적으로 관찰했다는 전제가 있어야 하는데 본 연구는 서울시내에 있는 전체 응급실을 대상으로 한 것이 아니기 때문에 이러한 전제를 만족시키는 데는 다소간의 한계가 있다. 1998년 현재, 서울시내

전체 병원수는 종합병원이 66개소(31,998병상), 병원이 100개소(9,205병상)로 알려져 있으며, 이 병원들의 병상수와 본 연구대상 병원들의 총 병상수(28,557개)를 비교해 보면 본 연구자료는 서울시 전체의 69.3%를 포괄함을 확인할 수 있다(대한병원협회, 1998).

본 연구대상 병원들의 응급실 운영 형태나 수준에 다소간의 차이가 있어 진단 정확도를 단정지어 말할 수는 없으나, 내과 알레르기 전공의와 본 연구자가 1989

년~1995년 기간의 서울대학교병원 응급실 기록장부에서 585명의 천식 환례를 표본 추출하여 그들의 의무기록을 확인해 본 결과, 실제 천식 환례는 427건으로 72.9%의 진단 일치도를 보임을 확인할 바 있다. 이 진단 일치도는 병원의무기록상 천식진단검사가 첨부된 경우에 한하여 천식이라고 확진하였으므로, 실제로는 이 수준이상으로 일치될 수 있었을 것으로 판단할 수 있겠다. 물론, 48개 병원들의 진단일치도가 이와 동일할 것이라는 가정을 하기는 어려우나, 그렇다 하더라도 만약 다른 질환자(예를 들어, 감염성 호흡기 질환자)가 본 연구대상에 포함되었다면, 무작위오차가 증가되어, 대기오염과 천식발작간의 관련성을 희석시키는 쪽(toward null)으로 작용하였을 것이므로, 이런 진단과정에서의 오분류의 문제는 본 연구의 결과를 보다 지지하는 방향으로 해석될 수 있을 것이다. 이러한 해석은 그 위중도가 심하지 않아서 병원응급실을 내원하지 않은 환례들이 다수 있어 본 연구결과가 부정확할 것이라는 우려에 대해서도 동일하게 적용할 수 있겠다.

본 연구에서는 서울시내 200병상이상의 병원들을 직접 방문하여 조사하는 방식을 택했다. 즉, 의료보험자료나, 사망통계자료 등 그간 많이 이용된 2차 자료를 이용하지 않고 1차 자료를 직접 확보하는 방식으로 연구를 진행하였다. 응급실 방문조사를 시작하기 전에 자료확보의 표

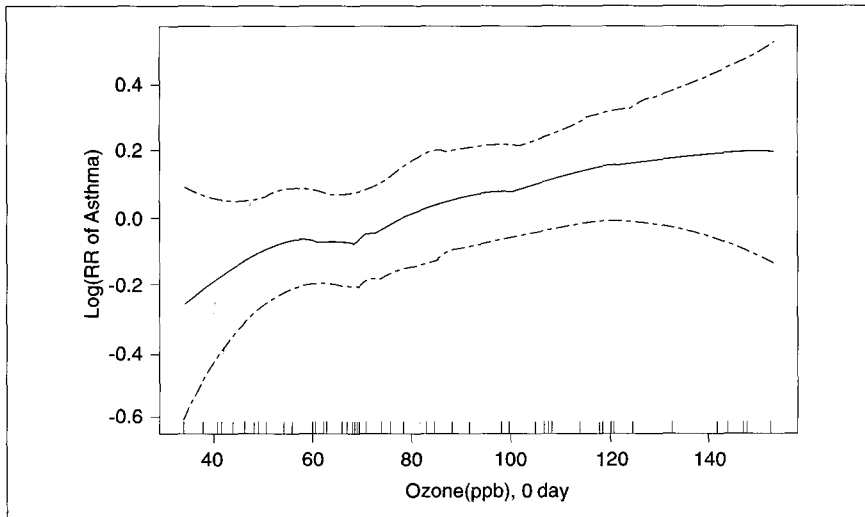


Figure 9. Nonparametric smooth curve of counts of asthma patients(all age groups) versus the conc. of PM₁₀(no time lag) after controlling for long-term temporal pattern, meteorological variables, day of the Sunday or holiday effect by general additive model of Poisson regression, for the period from January to February, 1995. The solid line represents log of relative risk as a function of PM₁₀. The dashed lines are 95% confidence intervals. The density of 'pile' at the bottom of figure indicates the amount of data available.

Table 9. TSP added models for all age groups, from November to February in the indicated years

Model	Coefficient (s.e.)	RR ¹⁾ (95% C.I.)	RR ²⁾ (95% C.I.)
94~95 : Baseline Model + TSP ₀ [†]	-0.00025 (0.00072)	0.98 (0.85-1.12)	0.99 (0.92-1.06)
95~96 : Baseline Model + TSP ₀ [†]	-0.00067 (0.00063)	0.94 (0.83-1.06)	0.97 (0.91-1.03)
96~97 : Baseline Model + TSP ₀ [†]	-0.00080 (0.00065)	0.92 (0.81-1.05)	0.96 (0.90-1.02)
97(11,12) : Baseline Model + TSP ₀ [†]	0.00062 (0.00087)	1.06 (0.90-1.26)	1.03 (0.95-1.12)

† : _x means x day before 1) : relative risk, effect of a 100 μ g/m³ increase of TSP 2) : relative risk, effect of a 50 μ g/m³ increase of TSP

Table 10. PM₁₀ added models for all age groups, from November to February in the indicated years

Model	Coefficient (s.e.)	RR ¹⁾ (95% C.I.)	RR ²⁾ (95% C.I.)
95(1,2) : Baseline Model + PM _{10_0} [†]	0.00329 (0.00164)	1.39 (1.01-1.91)	1.18 (1.00-1.38)
95~96 : Baseline Model + PM _{10_0} [†]	-0.00031 (0.00112)	0.97 (0.78-1.21)	0.98 (0.88-1.10)
96~97 : Baseline Model + PM _{10_0} [†]	-0.00148 (0.00080)	0.86 (0.74-1.01)	0.93 (0.86-1.00)
97(11,12) : Baseline Model + PM _{10_0} [†]	0.00063 (0.00100)	1.07 (0.88-1.30)	1.03 (0.94-1.14)

† : _x means x day before 1) : relative risk, effect of a 100 μ g/m³ increase of PM₁₀ 2) : relative risk, effect of a 50 μ g/m³ increase of PM₁₀

Table 11. Validity for etiologic inference according to study designs

Validity ranking	Types of study design
Highest	Randomized clinical trial
	Prospective cohort study
	Retrospective cohort study
	Nested case-control study
	Time-series analysis
	Cross-sectional study
	Ecologic study
	Cluster analysis
	Case study
Lowest	Anecdote

source : Last JM. A Dictionary of Epidemiology. Oxford, New York: Oxford University Press, 1995

준화를 위하여 조사원들에 대하여 조사 원칙에 대한 교육과 실습 등을 시행하였으며, 조사된 자료는 본 연구자를 포함한 다수의 의사진이 재평가함으로써 기존의 다른 여러 접근들에 비해서 내적 타당도를 제고하고자 노력하였다. 그러나, 완전성의 측면에서는 2차 자료를 이용한 기존의 연구조사에 비하여 본 연구방식이 명확한 한계를 갖고 있는데, 이는 연구를 수행 가능케 하기 위하여 조사대상 의료기관을 200명 이상 병원으로 한정하였기 때문이다.

본 연구와 같은 대기 중 오존농도와 응급실 내원 호흡기 질환자수와의 관련성에 대한 연구는 그간 외국에서도 많이 이루어진 바 있다. White 등(1994)은 1990년 여름철 3개월간 천식 혹은 반응성 호흡기 질환(reactive airway disease)으로 병원 응급실을 방문한 1~16세의 어린이들을 조사한 결과, 오존의 시간당 평균치의 최고치가 110 ppb를 초과할 때 그 다음날 응급실을 내원 환아수가 정상시보다 37%(95% CI = 1.02~1.73) 증가함을 보고하였고, Jones 등(1995)은 오존의 시간당 최고치의 평균치를 그날의 평균치로 하여 응급실 내원 호흡기질환자와의 관련성을 조사하여, 다변량 회귀분석을 이용해 오존의 단위증가당 성인 호흡기 질환자수의 유의한 증가를 보고하였다($\beta = 0.269$, $t = 2.12$, $p < 0.05$). 또한, Romieu 등(1995)은 오존의 시간당 최고치를 그날의 대표값으로 하여 응급실 내원 소아 천식 환자수와의 관련성에 대하여 분석하

였는데, 오존 50 ppb 증가에 따라 다음날 응급실 내원 천식 환아수가 43% 증가함을 보고하였고, 연속 2일 이상 오존농도가 110 ppb를 넘는 경우는 68%의 환아수 증가가 발생함을 보고하였다. Stieb 등(1996)은 오존의 시간당 최고치를 그날의 대표값으로 하여 응급실 내원 천식 환자수와의 관련성을 연구하였는데, 1984~1992년의 매년 5월에서 9월의 기간을 연구대상기간으로 하였고, 그 결과 오존농도가 75 ppb 증가함에 따라서 2일 후의 응급실 내원 천식환자수가 33% 증가함을 보고하였다. 본 연구에서는 지연효과가 없다는 부분을 제외하고는 이들 연구들과 그 관련성의 강도 측면에서 거의 일치되는 결과를 보이고 있는데, 본 연구결과를 보면 오존농도 100 ppb 증가당 응급실 내원 천식환자수의 유의한 상대위험도는 1.30~2.57 정도로 산출되고 있다. 여기서 연도별로 그 유의성의 측면이나 상대위험도 측면에서 다소간의 차이가 있는 부분은 연도별 오존농도의 변화(즉, 역치가 존재하며, 이로 인한 연도별 차이의 영향일 가능성)의 영향을 생각해 볼 수 있겠다. 본래 지연효과를 판정하는 데에는 응급실 내원일을 어떤 기준으로 구분하는가가 중요한데, 기존의 연구들(White et al., 1994)은 해당일 저녁 6시부터 익일 저녁 6시까지를 다음 날로 구분한 바 있고, 본 연구의 경우는 날짜를 기준으로 구분하였으므로 지연효과 측면에서는 이들과 다소간의 차이가 있을 수 있음이 당연하다.

총먼지 혹은 미세 먼지와 천식발작의 관련성에 대한 외국의 연구로서는, Schwartz 등(1993)의 시애틀에서의 미세 먼지와 응급실 내원 천식환자수간의 관련성에 관한 연구와, Lipsett 등(1997)이 미세먼지와 응급실 내원 천식환자수와의 유의한 관련성을 확인한 경우 등 여러 연구들이 있었으나, 본 연구에서는 총먼지 혹은 미세먼지가 천식발작에 미치는 영향의 증거를 확인할 수는 없었다. 최근에 총먼지와 미세먼지보다는 PM_{2.5}가 천식 등 상병양상에 보다 더 영향을 미칠 것이라는 의견들이 제시되고 있으며, 또한 계절별 또는 지리적으로 먼지의 화학적 구성성분의 차이를 비교 검토함으로써 그 관련성을 확정해 보고자 하는 노력들이 시도되고 있는데, 향후로는 이와 같은 접근을 통해 먼지와 관련된 연구를 보다 새롭게 진행해 볼 필요가 있을 것으로 생각된다.

그동안 국내에서도 Choi 등(2000)의 연구와 Im 등(2000)의 연구가 있었으나, 전자의 경우는 이미 진단의 정확도가 많이 떨어지는 것으로 알려져 있는 의료보험자료를 이용하여 일상적인 대기오염이 그 것도 천식이 아니라, 다양한 호흡기 질환(급성 상기도 감염, 폐렴, 기타 급성 하기도 감염, 만성 하기도 질환 등)과 관련이 있음을 추정한 연구로서 본 연구와 단순하게 비교하기는 곤란하며, 후자의 경우는 본 연구와 동일한 자료를 이용하여 진행된 연구로서 환자교차연구(case-crossover study)라는 새로운 방법론을 적용한 경우인데, 여기에서는 총먼지 100 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ 증가당 상대위험도가 1.278로 유의한 결과가 나오는 등 본 연구의 성적과 일부 차이가 있으나, 이는 개인단위로 환경노출(exogenous exposure specific to individual)을 평가하기 위한 연구가 아닌, 생태학적 시계열자료(ecological time series data)에 대한 환자교차연구 방법론의 적용은 무리라는 최근의 주장(Lumley, 2000)들로 보아 그 결과의 해석에는 다소간의 주의가 필요하다고 판단된다.

본 연구에서 확인된 것을 종합해 보면, 결국 오존농도가 증가함에 따라서 천식

발작이 유의하게 증가하는 것으로 판단된다. 그렇다면 앞서서도 언급하였듯이 오존에 의한 천식발작의 역치 수준은 있는지, 만약에 있다면 어느 정도부터 유의한 증가가 유발되는지를 알아내는 것 또한 중요한 과제라고 생각된다. 현재, 본 연구자료의 한계로 인해 본 연구에서는 그러한 결론을 내릴 수는 없으나, 대략적인 오존농도와 천식발작간의 spline curve를 통해서 그 추세를 시각적으로 확인해 보고자 일부 분석을 추가하여 보았다. 1994년 7월의 경우에서 보면 대략 50 ppb 정도의 수준에서부터 응급실내원 천식환자수의 증가가 관찰되고 있으나 (Figure 10), 월별로 오존과 천식환자수간의 spline curve를 그려본 후 가장 적합한 curve들만을 모아서 전체적인 추세를 새롭게 만들어 본 그림에서는 앞의 결과와는 달리 역치점을 확인하기는 어려웠다. 이는 향후 보다 정밀한 연구를 통해 확인해야 할 중요한 과제로 생각된다.

요약 및 결론

대기오염 물질중 오존과 미세 먼지와 천식발작간의 관련성 파악을 위하여, 1994년 1월 1일부터 1997년 12월 31일까지 4년간의 서울시 지역 200명 이상

병원 응급실 내원 천식환자수에 대한 조사결과와 서울시 대기오염자료를 비교 분석하였다.

응급실 방문을 통해 얻은 조사자료는, 총 48개 병원에서 1,461일 동안의 전체 환자(및 천식환자)에 대한 기초자료로서, 일별 응급실 내원 총환자수와 천식으로 내원한 환자수 및 그들의 개인별 기록 등이 그 주요한 내용이다. 서울시의 200병상 이상의 병원 응급실을 방문하는 천식환자수는 하루 평균 15.2명(±6.6)이었고, 시간경과에 따라서 응급실 내원 총환자수는 증가하는 추세에 있음에도 천식환자수에는 별다른 변화가 없음을 관찰되었다. 계절별로는 대개 여름철에 응급실을 방문하는 환자수가 많았으며, 요일별로는 주말(그리고 공휴일)에 증가하는 추세를 보였다.

대기오염지표의 월별 변동양상을 보면, 오존의 경우는 여름철에 매우 높은 수준을 유지하는데 대략 4월에서 9월까지가 높았으며, 그 중 6월의 오존농도가 연중 최고치를 보이고 있다. 총먼지와 미세먼지의 경우는 초가을부터 서서히 증가하여 겨울철에 높게 유지되다가 이듬해 여름철까지 서서히 감소하는 경향을 보이고 있다. 본 연구에서는 각 오염물질별로 농도가 높은 시기를 정하여 해당기간 동

안의 조사자료를 이용한 통계적 분석을 추가로 시행하였다.

통계분석으로는 천식발작이 포아송분포를 따른다는 가정 하에, 자기상관성 요인을 배제하기 위한 대표적인 비모수적 smoother인 Loess를 추세변동 및 계절변동(시간)과 기상요인(온도, 습도)에 적용하고, 휴일요인은 위장변수로 만들어 이들로 기본 모델을 구축한 후, 우리가 보고자 하는 대기오염 물질의 천식발작과 관련된 영향을 평가하기 위한 General additive Poisson model을 적용 분석하였다.

오존농도 증가에 의한 전체대상자에서의 천식발작의 상대위험도는 지연효과가 없는 모델을 이용하여 산출하였을 때, 전체 기간 중 여름철(6~8월)에 오존 100 ppb 증가당 1.30(95% CI = 1.11~1.52), 일부 오존농도가 높은 기간(4~9월)에서는 오존 100 ppb 증가당 1.37(95% CI = 1.06~1.76), 그리고 분석자료의 기간을 보다 짧게 제한하였을 경우에는 1.62(95% CI = 1.12~2.35)까지 산출되었으며, 소아(5~14세)에 한정하였을 경우에는 천식발작 위험도가 2.57(95% CI = 1.31~5.05)까지 높게 산출되었다.

총먼지가 천식발작에 미치는 영향을 본 연구모형으로는 확인할 수 없었으나, 미세먼지의 경우는 일부 짧은 기간에서 100 ug/m³ 증가당 1.39(95% CI = 1.01~1.91)배의 천식발작 위험도가 산출되었다.

결론적으로, 본 연구를 통해서 대기오염 물질 중 오존과 천식발작간의 유의한 관련성을 확인할 수 있었고, 오존 등 대기오염으로 인한 건강 피해를 감소시키기 위해서는 환경보건정책적 노력이 시급히 경주되어야 할 것으로 생각된다.

참고문헌

대한병원협회. 전국병원명부. 1998.
 Cho SH. The effects of air pollution on health. *J Korean Med Assoc* 1989; 32(12): 1272-1278 (Korean)
 Choi BC, Koo JW, Park SK, Yim HW, Lee KS et al. Time series analysis between the concentration of air pollutants and the

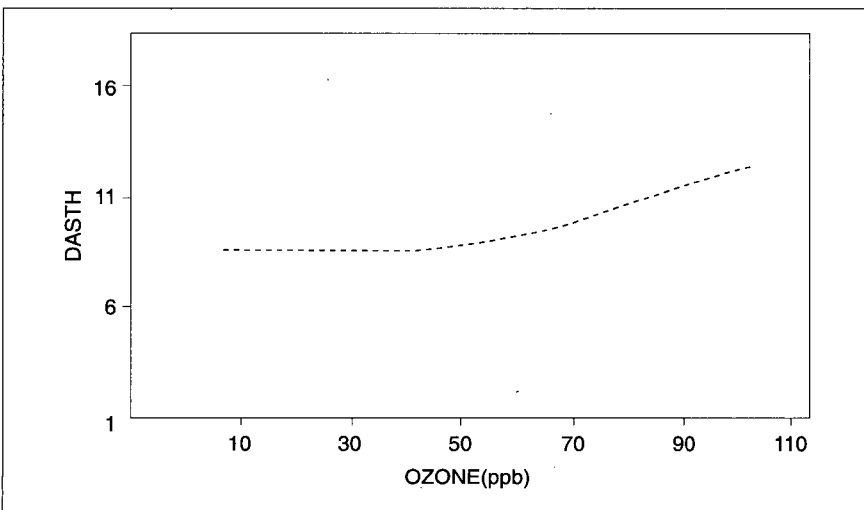


Figure 10. Daily counts of asthma patients(all age groups) versus ozone(ppb) in Seoul, for July 1994. The line is a smoothing spline curve fit to the data.

- number of respiratory disease outpatients in Seoul. *Korean J Occup Environ Med* 2000; 12(1): 70-80 (Korean)
- 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
- Im HJ, Lee SY, Yun KJ, Ju YS, Kang DH, Cho SH. A case-crossover study between air pollution and hospital emergency room visits by asthma attack. *Korean J Occup Environ Med* 2000; 12(2): 249-257 (Korean)
- Jones GN, Sletten C, Mandry C, Brantley PJ. Ozone level effect on respiratory illness : an investigation of emergency department visits. *Southern Med J* 1995; 88(10): 1049-1056
- Kwon HJ, Cho SH. Air pollution and daily mortality in Seoul. *Korean J Prev Med* 1999; 32(2): 191-199 (Korean)
- Last JM. *A Dictionary of Epidemiology*. Oxford, New York: Oxford University Press, 1995
- Lebowitz MD. Epidemiological studies of the respiratory effects of air pollution. *Eur Respir J* 1996; 9: 1029-1054
- Lee JT, Dockery DW, Kim CB, Jee SH, Chung Y. A meta-analysis of ambient air pollution in relation to daily mortality in Seoul, 1991-1995. *Korean J Prev Med* 1999; 32(2): 177-182 (Korean)
- Lee JT, Lee SI, Shin D, Chung Y. Air particulate matters and daily mortality in Ulsan, Korea. *Korean J Prev Med* 1998; 31(1): 82-90 (Korean)
- Leem JH, Lee JT, Kim DG, Shin DC, Roh JH. Short-term effects of air pollution on hospital visits for respiratory diseases in Seoul. *Korean J Occup Environ Med* 1998; 10(3): 333-342 (Korean)
- Liang KY, Zeger SL. Longitudinal data analysis using generalized linear models. *Biometrika* 1986; 73: 13-22
- Lipsett M, Hurley S, Ostro B. Air pollution and emergency room visits for asthma in Santa Clara County, California. *Environ Health Perspect* 1997; 105(2): 216-222
- Liu LJS, Delfino R, Koutrakis P. Ozone exposure assessment in a Southern California community. *Environ Health Perspect* 1997; 105(1): 58-65
- Logan WPD. Mortality in London fog incident. *Lancet* 1953; 1: 336-338
- Lumley, T. Case-crossover methods : invited discussion. 12th Conference of the ISEE. 2000
- Romieu I, Meneses F, Sienra-Monge JLL, Huerta J, Velasco SR et al. Effects of urban air pollutants on emergency visits for childhood asthma in Mexico city. *Am J Epidemiol* 1995; 141: 546-53
- Schwartz J, Morris R. Air pollution and hospital admission for cardiovascular disease in Detroit, Michigan. *Am J Epidemiol* 1995; 142(1): 23-35
- Schwartz J, Slater D, Larson TV, Pierson WE, Koenig JQ. Particulate air pollution and hospital emergency room visits for asthma in Seattle. *Am Rev Respir Dis* 1993; 147: 826-831
- Schwartz J, Spix C, Touloumi G, Bacharova L, Barumamdzadeh T et al. Methodological issues in studies of air pollution and daily counts of deaths or hospital admissions. *J Epidemiol Community Health* 1996; 50 (Suppl 1): S3-S11
- Stieb M, Burnett RT, Beveridge RC, Brook JR. Association between ozone and asthma emergency department visits in Saint John, New Brunswick, Canada. *Environ Health Perspect* 1996; 104(12): 1354-1360
- White MC, Etzel RA, Wilcox WD. Exacerbations of childhood asthma and ozone pollution in Atlanta. *Environ Res* 1994; 65: 56-68