

고산에서 측정한 TSP 농도 특성: 통계적 해석

Characteristics of TSP Concentrations Measured at Gosan: Statistical Analysis

박민하 · 김용표* · 강창희¹⁾ · 김원형¹⁾
이화여자대학교 환경학과, ¹⁾제주대학교 화학과
(2002년 7월 29일 접수, 2002년 10월 11일 채택)

M.H. Park, Y.P. Kim*, C.H. Kang¹⁾ and W.H. Kim¹⁾
Department of Environmental Science and Engineering, Ewha Womans University
¹⁾Department of Chemistry, Cheju National University
(Received 29 July 2002, accepted 11 October 2002)

Abstract

In this technical information, the long-term measurement data at Gosan between 1992 and 2001 are analyzed with various statistical methods. First, it was confirmed that the basic assumption of t-test is important to classify data correctly. Second, it was founded that the difference of the number of data per month can affect the averaged concentration. Third, by using a non-parametric statistical method long term trend of aerosol composition free from seasonal effects is obtained.

Key words : TSP, Gosan, T-test, Number of data, Statistical methods

1. 연구배경 및 연구목적

제주도에 위치한 고산 측정소는 우리나라의 대표적인 배경농도 지역으로서 ACE-Asia, PEM-A, PEM-B 뿐만 아니라 우리나라 여러 연구팀들이 관심을 가지고 여러 가지 대기 중 물질을 활발하게 측정하는 지역이다(Kang *et al.*, 2001; Lee *et al.*, 2001; Kim *et al.*, 1998a, b; Carmichael *et al.*, 1997; Chen *et al.*, 1997). 특히, 1992년부터 이 측정소에서 고유량 입자채취기인 자동입자채취기를 이용해 총부유분진

(Total Suspended Particle)이 채취, 분석된 무기이온 성분의 농도 자료가 현재까지 축적되어 있다. 이와 같은 장기간의 자료를 파악하는데는 무엇보다도 통계적 방법이 필요하다. Kang *et al.* (2001)은 1992년 3월부터 1999년 12월까지의 자료를 이용해 각 이온성분간 상관관계를 알아보고, SPSS 통계 프로그램으로 요인분석(Factor analysis)을 수행하여 고산의 오염도에 영향을 미치는 주이온성분을 분석하였다. 박민하 등(2001)은 1993~1996년 사이에 황사가 발생하였을 때의 입자조성변화를 t-검정(t-test)으로 조사하였고, 박민하 등(2002)은 1992~1999년 자료에 선형회귀방법을 사용하여 비해염 황산염과 질산염 농도 추이를 검토하였다. 그러나 이러한 통

* Corresponding author
Tel : +82-(0)2-3277-2832, E-mail : yong@ewha.ac.kr

계적 방법을 이용할 때에는 그 기법의 가정의 유효 여부를 확인하는 것이 필요하다. 또한 연도별 추이 등을 분석할 경우에는 계절적 요인이나 모수화에 의한 영향 등을 배제하고 실제 변화하는 추이를 정확하게 판단할 필요가 있다. 본 연구에서는 몇가지 통계적 기법을 이용하여 자료를 해석하여 통상 사용하는 통계적 방법에 의한 결과와의 차이점을 보이고, 보다 정확한 특성분석을 수행하였다.

2. 자료 및 방법

2.1 연구자료

연구자료는 1992년 3월부터 2001년 2월까지 제주도 고산 측정소에서 고유량측정기로 채취한 입자의 무기이온성분 농도자료이다. 측정에 사용한 고유량측정기는 자동입자채취기 (Kimoto Model 195A High Volume Tape Sampler)로, 유입된 입자는 테플론 테이프에 채취되고, 일정한 채취시간이 지난 후에는 테이프가 자동으로 이동하여 새 테이프 표면에 입자를 채취한다. 채취시간은 6시간, 또는 24시간 간격으로 하였으며, 공기 유량은 분당 약 170 L 였고, 유량기록계를 통해 누적채취유량을 알 수 있다. 하루에 6시간씩 4번 채취한 경우에는 분석결과를 24시간 평균으로 환산하여 모두 일평균 농도를 기준하였다. 이온성분은 원자흡광광도계 (Atomic Absorption Spectroscopy)와 이온크로마토그래피 (Ion Chromatography)로 NH_4^+ , Na^+ , K^+ , Ca^{2+} , Mg^{2+} , SO_4^{2-} , NO_3^- , Cl^- 를 분석하였다. 비해염 황산염 (nss-sea salt-sulfate, nss- SO_4^{2-})의 농도는 입자상 Na^+ 성분은 모두 해수로부터 온 것이라는 가정 하에 평균 해수 조성으로부터 구하였다. 김용표 등 (1996)과 Kim *et al.* (1998a)에 자세한 채취·분석 방법이 제시되어 있다.

2.2 연구방법

이전 연구에서 사용했던 t-검정의 가정에 대해 살펴보고 통계적 가정에 대한 중요성을 알아보았다. 그리고 기간별로 각기 다른 측정일수의 영향을 배제하기 위해 인위적으로 월별 측정일수를 유사하게 맞추고 평균값을 재산정하여 측정일수가 다를 때의 평균값과 비교하였다. 또한, 장기간 이온 성분

의 농도값이 증가 혹은 감소하는 경향성을 비모수 통계기법을 적용하여 통계적으로 의미있게 판단하였다.

2.2.1 t-검정 가정

비교대상이 되는 두 그룹간의 차이를 검정하는 t-검정은 황사시 이온농도와 비황사시 이온농도를 비교하는데 이용된다 (박민하 등, 2001). 이 방법은 비교하는 그룹의 모집단이 정규분포임을 가정한다. 그러나 우리가 다루는 대기환경자료는 정규분포를 띠지 않는 경우가 많기 때문에 이 가정을 확인하지 않고 검정한 결과는 잘못된 해석을 하게 될 수 있다. 가정을 확인하지 않고 수행한 결과와 가정을 확인하고 가정에 맞게 자료를 정규분포화시켜 검정한 자료의 차이를 살펴보았다.

2.2.2 기간 가중 제거

우리가 알고자 하는 집단을 대표하는 하나의 값인, 평균은 일반적으로 모든 경우의 값의 합을 경우의 수로 나누어 다음과 같이 구한다.

$$\eta = \frac{\sum X_i}{n}$$

where, η : Mean concentration

X_i : Concentration of i

n : Number of data

이런 평균값은 때로는 자료를 정확히 표현해주지 못하는 경우도 있다. 우리가 다루는 자료는 그 특성상 월별 특징에 따라 그 농도값은 많은 변화를 보인다. 그러나 측정은 표 3에서 보는 바와 같이 봄철에 비교적 많이 이루어졌다. 측정이 특정 기간에 편중되어 있기 때문에 연도별 농도값을 평균할 경우 평균값은 자료의 수가 많은 쪽을 더 대표하게 된다. 즉, 평균값은 집중된 기간은 하나의 평균값에 더 많은 가중치를 부여하게 된다. 이러한 문제를 제거하기 위해 즉, 측정기간에 대한 가중을 제거하기 위해 월별 측정자료수를 동일하게 맞추고 평균값과 편차를 구하여, 두 경우의 결과를 비교하였다.

2.2.3 비모수 기법

본 연구에 사용되는 자료는 동일한 장소에서 동일한 측정과 분석방법을 통해 비교적 오랜기간의 자료이므로 축적된 자료로 시계열 자료의 통계적

분석이 가능하다. 그리고 시간에 따른 변화의 폭이 크고 관측치가 정규분포를 띠지 않는 일반적인 대기환경의 자료는 비모수 통계기법의 적용이 필요하다. 이에 본 연구에서는 시간에 따른 데이터의 경향 분석에 이용되는 맨-켄달 경향분석(Mann-Kendall trend analysis)을 적용해 보았다. 경향분석을 통해 경향성의 유무를 확인하고, 켄달 기울기 통계량(Kendall slope estimator)으로 경향성의 정도를 판단하였다.

맨-켄달 경향분석(Mann-Kendall trend analysis)은 총 자료 중에서 결측치가 있다 하더라도 자료의 수를 각각 고려해서 계산하므로 결측치의 영향을 배제할 수 있다(Kendall, 1975; Mann, 1945). 그리고 계절 맨-켄달 경향분석(seasonal Mann-Kendall trend analysis)은 계절적 변동 특성을 갖는 자료의 추이를 반영하여 장기간 경향을 분석하는 방법이다(Hirsch *et al.*, 1982). 따라서 이번 자료와 같이 계절별로 자료수가 다르고 계절별 특징이 있는 경우에 사용할 수 있다.

계절 맨-켄달 검정법은 관찰치들 사이의 상관 측정치를 통해 경향을 분석하는 비모수 통계방법으로 각 계절에 대해 켄달 검정을 독립적으로 수행하고 결과의 가중합을 구하여 하나의 경향결과를 도출해냄으로써 계절성을 배제하는 방법이다. 이는 각 월별 연별 추이를 분리해 살펴보고 이를 통합하는 것으로 연도별 추이를 살펴보는 데 영향을 줄 수 있는 월별 추이를 제거하는 방법이다.

켄달 통계 추정치 S_i 는 i 월에서의 관찰치간의 차이의 합으로 다음과 같이 정의된다.

$$S_i = \sum_{k=1}^{n_i-1} \sum_{j=k+1}^{n_i} \text{sgn}(X_{ij} - X_{ik})$$

$$\begin{aligned} \text{where, } \text{sgn}(X_{ij} - X_{ik}) &= 1 \text{ (if } X_{ij} - X_{ik} > 0) \\ &= 0 \text{ (if } X_{ij} - X_{ik} = 0) \\ &= -1 \text{ (if } X_{ij} - X_{ik} < 0) \end{aligned}$$

여기서 $\text{sgn}(X_{ij} - X_{ik})$ 는 j 시점과 k 시점의 관찰치간의 차이를 1, 0, -1로 나타내어 주는 지시자로서, 이들의 합인 S_i 를 구한다. 이와 같이 계산된 각 월별 S_i 통계량을 합하여 전체 S 통계량을 구한다.

$$S = \sum_{i=1}^{12} S_i$$

또한, S 에 대한 평균과 분산은 다음과 같이 정의되며, S_i 는 $n_i \rightarrow \infty$ 에 대하여 정규분포를 나타낸다.

$$E[S] = \sum_{i=1}^{12} E[S_i] = 0$$

$$\begin{aligned} \text{Var}[S] &= \sum_{i=1}^{12} \text{Var}[S_i] \\ &= \sum_{i=1}^{12} \frac{n_i(n_i-1)(2n_i-5) - \sum_{t_i} (t_i-1)(2t_i+5)}{18} \end{aligned}$$

여기서, n_i 는 i 월에서 관측치의 총 개수이고, t_i 는 i 월에서의 같은 관찰치의 수이다. S 에 대한 평균과 분산으로 이 값을 표준 정규분포화 시킨다. 표준정규분포화에 의한 표준정규변량 Z 는 다음 식과 같이 산정된다.

$$\begin{aligned} Z &= \frac{S-1}{[\text{Var}(S)]^{1/2}} && \text{(if } S > 0) \\ &= 0 && \text{(if } S = 0) \\ &= \frac{S+1}{[\text{Var}(S)]^{1/2}} && \text{(if } S < 0) \end{aligned}$$

위 식을 통해 Z -value를 산정한 다음, p -value를 구하여 유의성을 검증함으로써 경향성을 판단하게 된다. 이때 $p \geq \alpha$ 이면 경향성이 없다는 귀무가설을 수용하고 $p < \alpha$ 이면 귀무가설을 기각하고 경향성이 있다는 대립가설을 수용한다. α 는 검정에 대한 유의수준이다. 양의 S 값은 시간에 따라 값이 증가하는 경향을, 음의 S 값은 감소하는 경향을 나타낸다.

계절 켄달 기울기 통계량(seasonal Kendall slope estimator)은 계절 맨-켄달 검정과 관련하여 경향성의 정도를 평가하는 것으로, 선형 경향성의 기울기에 관한 통계량이다. 이것은 자료가 한쪽으로 치우친 비정규적 분포를 하고 있는 경우에 회귀통계량보다 높은 정확성을 갖는다(Gillbert, 1987). 연속변수 X, Y 사이의 선형관계를 나타내는 비모수적 추세선은 다음과 같은 식으로 표현된다.

$$Y = \alpha + \beta \cdot X$$

직선의 기울기 β 와 절편 α 는 각각 다음 식에 의해 구해진다.

$$\beta = \text{median } \beta_i$$

$$\beta_i = \frac{Y_{ik} - Y_{ij}}{X_{ik} - X_{ij}}$$

여기서, $i < k$ 이고, $j = 1, 2, 3, \dots, (n_i - 1)$, $k = 2, 3, 4, \dots, n_i$ 이다.

$$\alpha = Y_{med} - \beta \cdot X_{med}$$

계절 쉼달 기율기 통계량 β 는 i 계절 내에 n_i 개의 (X, Y)자료쌍에 대해 $\Delta Y/\Delta X$ 를 구하고, 각각의 계절에 대해 모든 가능한 기율기의 중간값으로 계산된다. 따라서 전체 계절 쉼달 기율기 통계량에는 서로 다른 계절에 대해 계산된 값들은 포함되지 않는다. S통계량은 가능한 자료쌍의 기율기를 구했을 때 그 부호들의 합을 의미하고 β 는 가능한 자료쌍의 기율기들의 중간값이므로 계절 쉼달 기율기 통계량 β 는 계절 검정 통계량 S와 관련이 있다(김주화, 2002).

3. 연구결과

3.1 t-검정의 정규분포 가정

자료의 분포를 살펴보기 위해 각각의 이온의 당량농도의 빈도를 히스토그램으로 나타내어 보았다. 그림 1에서 보듯이 $nss-SO_4^{2-}$ 와 Ca^{2+} 이온농도는 낮은 농도가 많이 나타나고 있어 비정규분포형태이다. 이를 정규분포화시키기 위해 Log 변환을 하면 그림 2처럼 정규분포화된다.

Table 1. Comparison of the results of statistical significance based on the t-test.

	Significant (Not higher during dust-storm)	Non-significant (Higher during dust-storm)
Raw data	NH_4^+, Na^+	$K^+, Ca^{2+}, Mg^{2+}, SO_4^{2-}, NO_3^-, Cl^-, nss-SO_4^{2-}$
Normalized data	NH_4^+	$Na^+, K^+, Ca^{2+}, Mg^{2+}, SO_4^{2-}, NO_3^-, Cl^-, nss-SO_4^{2-}$

정규분포화하지 않은 자료를 이용한 검정결과와 정규분포화한 자료를 이용한 검정결과를 표 1에 비교하였다. 자료는 1992년부터 1999년까지 봄철(3~5월) 이온자료를 바탕으로 황사시와 비황사시의 입자이온성분의 경향을 검정한 결과이다. 이온성분 중에서 Na^+ 는 정규분포화하지 않았을 때 다른 결과를 보임으로써 결과해석에 오차를 범하게 한다. 모든 통계기법에서 가정을 확인하고 수행하는 것은 결과를 해석하는데 중요하다.

3.2 측정기간별 가중 제거

표 3에서 보면 3, 4, 5월의 자료수는 각각 162, 167, 132개로 다른 달에 비해 자료수가 상대적으로 많다. 가장 자료수가 적은 10월(68개)에 비해 4월의 자료수는 약 2.5배 많다. 1997년의 경우, 총 117개의 자료 중 1, 2월의 자료는 없고 3월의 자료는 9개, 4월의 자료는 30개로 5월은 8개, 6월은 12개, 7월은 8개, 8월은 10개, 9월은 10개, 10월은 9개, 11월은 9

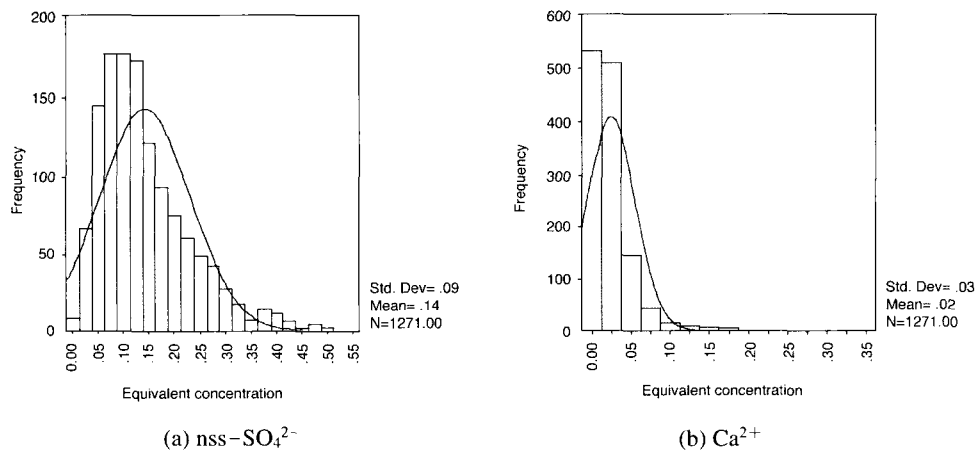


Fig. 1. Histogram of $nss-SO_4^{2-}$ and Ca^{2+} equivalent concentrations.

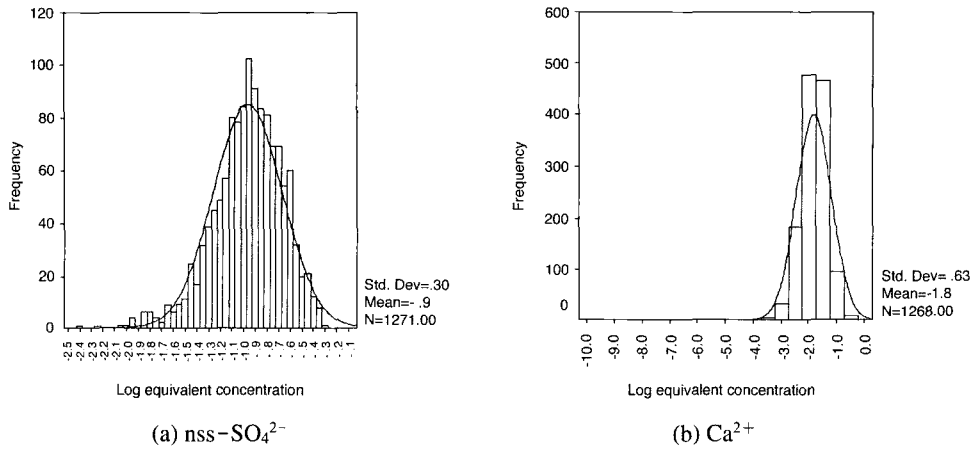


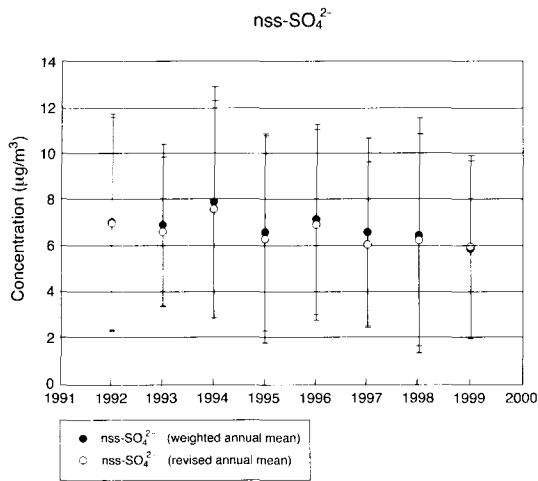
Fig. 2. Histogram of $nss-SO_4^{2-}$ and Ca^{2+} log equivalent concentrations.

Table 2. Comparison of annual mean concentrations before and after revision.

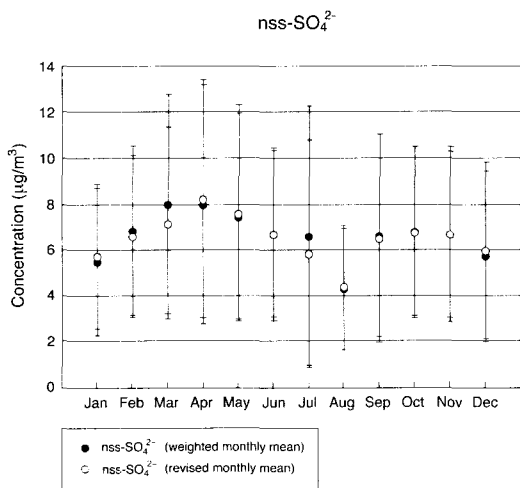
Unit Year	Weighted annual data		Revised annual data			
	Data number	Mean concentration of $nss-SO_4^{2-}$	Data number		Mean concentration of $nss-SO_4^{2-}$	
	Number	$\mu g/m^3$	Number	%	$\mu g/m^3$	Variation
1992	162	7.02	93	57.4	6.96	▼
1993	205	6.90	119	58.0	6.60	▼
1994	172	7.90	109	63.4	7.60	▼
1995	160	6.62	105	65.6	6.30	▼
1996	98	7.17	62	63.3	6.92	▼
1997	117	6.62	63	53.8	6.08	▼
1998	141	6.48	104	73.8	6.27	▼
1999	113	5.91	101	89.4	6.00	△

Table 3. Comparison of monthly mean concentrations before and after revision.

Unit Month	Weighted monthly data		Revised monthly data			
	Data number	Monthly concentration of $nss-SO_4^{2-}$	Data number		Monthly concentration of $nss-SO_4^{2-}$	
	Number	$\mu g/m^3$	Number	%	$\mu g/m^3$	Variation
1	75	5.48	61	81.3	5.71	△
2	73	6.84	51	69.9	6.58	▼
3	162	7.99	72	44.4	7.17	▼
4	167	7.98	77	46.1	8.22	△
5	132	7.46	72	54.5	7.60	△
6	101	6.72	75	74.3	6.69	▼
7	80	6.60	65	81.3	5.83	▼
8	70	4.31	58	82.9	4.39	△
9	74	6.64	67	90.5	6.51	▼
10	68	6.84	65	95.6	6.80	▼
11	90	6.71	65	72.2	6.72	△
12	78	5.75	68	87.2	5.99	△



(a) Annual mean concentration of nss-SO₄²⁻

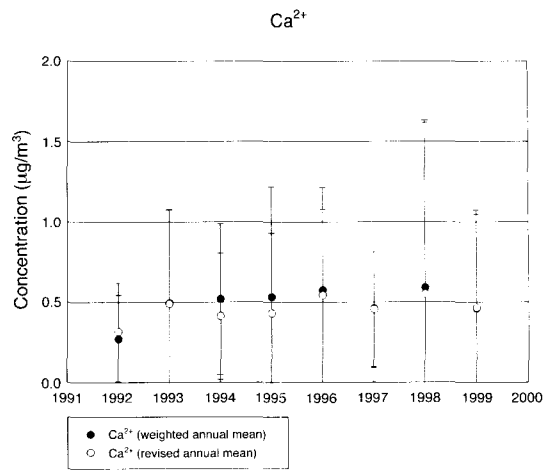


(b) Monthly mean concentration of nss-SO₄²⁻

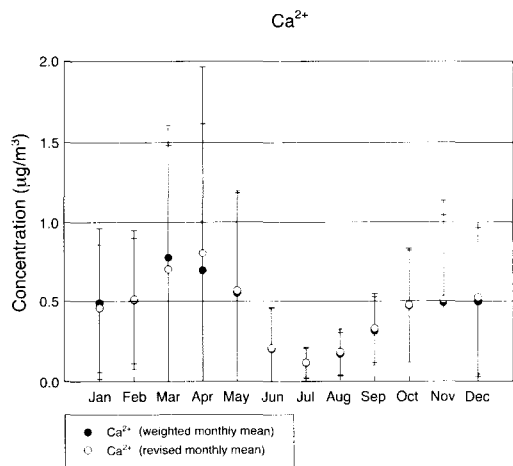
Fig. 4. Comparison of annual and monthly mean concentration of before and after revision.

개, 12월은 12개이다. 따라서 원자료를 그대로 사용하여 1997년의 연평균 농도를 구한다면 봄철의 농도경향이 높게 반영된다. 표 2에서 보면 자료수를 10개로 맞추고 나서는 nss-SO₄²⁻의 연평균값이 6.62 µg/m³에서 6.08 µg/m³로 감소하였다. 자료수가 많은 4월의 nss-SO₄²⁻의 농도가 높기 때문에 이것이 반영된 것으로 보인다.

입자를 3일 간격으로 채취한다면 한달(30일)동안



(a) Annual mean concentration of Ca²⁺



(b) Monthly mean concentration of Ca²⁺

Fig. 5. Comparison of annual and monthly mean concentration of before and after revision.

최고 10개의 자료를 얻을 수 있다. 이것을 기준으로 자료수가 10개 이하인 달의 자료는 모두 그대로 사용하였고, 10개를 초과하는 달은 측정간격을 유사하게 하여 10개씩 택하였다. 1996년 7월 후반부터 1997년 3월 중반까지는 측정자료가 부족하다.

이러한 방법에 의해 산정한 nss-SO₄²⁻의 연평균과 월평균 농도를 각각 표 2와 3에 나타냈고, 그림 4, 5에는 각각 나타내었다. nss-SO₄²⁻의 경우 이 방법을 통해 1999년을 제외한 모든 해의 평균값이 감

Table 4. Results of Seasonal Mann-Kendall Trend Analysis.

	Statistics S	Z-value	p-value	Trend	Slope
nss-SO ₄ ²⁻	-37.958	-1.134	0.258	no trend (-)	-0.0016 y=0.2205-0.0016x
NO ₃	198.642	6.107	0.000	uptrend (▲)	0.00171 y = -0.0684+0.00171x
S/N	-155.055	-4.729	0.000	downward (▼)	-0.7547 y=47.10-0.7547x

소하였다. 또 월평균 농도는 3월의 평균값은 감소하고 4월의 평균값은 증가하였다. 그밖에는 7월의 경우도 감소하였다. Ca²⁺의 경우 이 방법을 통해 1992년의 평균값은 증가하고 1994년, 1995년, 1996년, 1998년의 평균값은 감소하였다. 월평균 농도의 경우는 nss-SO₄²⁻과 같이 3월의 평균값은 감소하고 4월의 평균값은 증가하며, 다른 달의 경우에는 크게 차이는 없었다. 따라서 기간별 측정일수가 일정하지 않은 자료의 특성은 이온성분의 평균농도에 약간씩 영향을 미친다.

3. 3 장기간 경향분석 (Mann-Kendall test)

표 4에 맨-켄달 검정결과를 나타내었다. nss-SO₄²⁻의 경우 통계적으로 그 경향성은 나타나지 않았다. NO₃ 만이 그 증가경향을 나타냄으로써 S/N 비는 NO₃에 의한 감소의 경향을 나타낸다. 박민하 등(2002)이 비해염 황산염에 대한 질산염의 비의 경향성에 대해 언급한 것과 비교해보면 그 연구에서는 단순한 회귀직선만을 가지고 설명하였으나, 본 연구에서는 이 경향성을 통계적으로 확인하였다. 만약 제주도 자체 배출원이 전혀 없고, 이 두 가지 성분 모두 중국에서 기인한 것이라고 가정한다면, 이 결과로 중국의 배출에서 NO_x 배출의 중요성이 SO₂ 배출의 중요성에 비해 상대적으로 증가하고 있음을 알 수 있다.

4. 요약

본 연구에서는 세가지 통계적 기법을 적용하여 고산에서 측정된 TSP (Total Suspended Particle) 농도 특성을 해석하였다. 우선 황사와 비황사시의 평균농도를 비교하는 t-검정의 기본가정을 점검하였

다. 모집단을 정규분포화 하기 위해 당량농도를 Log 변환하였고 이로써 1992~1999년 봄철 황사시 평균농도가 비황사시 평균농도보다 높은 이온 성분은 NH₄⁺ 뿐임을 확인하였다. 통계적 검정을 수행함에 있어서 기본 가정을 확인하는 것은 중요한 과정이다. 또한 봄철에 집중되어 있는 TSP 측정기간이 평균값에 미치게 될 영향을 제거하기 위해 측정일수를 유사하게 맞추었다. 측정일수를 맞추어 산정한 평균값과 측정일수가 다른데로 산정한 평균값을 비교해본 결과, 기간별 측정일수가 다른 평균값에 영향을 미치나 큰 변화는 보이지 않았다. 마지막으로 비모수 통계기법을 이용해 nss-SO₄²⁻, NO₃⁻과 S/N 비의 경향성을 분석해본 결과, nss-SO₄²⁻의 경우 통계적으로 그 경향성은 나타나지 않고 NO₃⁻만이 증가경향을 나타내었으며, 따라서 증가하는 경향성을 보인 S/N 비는 NO₃에 의한 감소의 경향을 나타냄을 통계적으로 확인하였다.

사 사

이 연구는 환경부 차세대 핵심 환경기술개발 사업 과제 지원으로 수행되었습니다.

참 고 문 헌

김용표, 박세욱, 김진영, 심상규, 문길주, 이호근, 장광미, 박경윤, 강창희 (1996) 고산에서의 1994년 3월~4월 측정연구: (I) 입자상 물질의 이동, 한국대기환경학회지, 12, 79-90.
 김주화 (2002) 비모수 통계기법을 이용한 낙동강 수계의 수질경향분석, 석사학위논문, 이화여자대학교 환경학과, 서울.

- 박민하, 김용표, 강창희 (2002) 비해염 황산염에 대한 질산염의 비로 살펴본 대기오염물질의 변화: 1992~1999년 고산 측정자료. 한국대기환경학회지, 18, 247-252.
- 박민하, 김용표, 강창희 (2001) 황사/비황사의 입자 조성 변화: 1993~1996년 봄철 고산 측정자료. 한국대기환경학회지, 17, 487-492.
- Carmichael, G.R., M.S. Hong, H. Ueda, L.L. Chen, K. Murano, J.K. Park, H. Lee, Y. Kim, C. Kang, and S. Shim (1997) Aerosol composition at Cheju Island, Korea, *Journal of Geophysical Research*, 102, 6047-6061.
- Chen, L.L., G.R. Carmichael, M.S. Hong, H. Ueda, S. Shim, C.H. Song, Y.P. Kim, R. Arimoto, J. Prospero, D. Savoie, K. Murano, J.K. Park, H.G. Lee, and C. Kang (1997) Influence of continental outflow events on the aerosol composition at Cheju Island, South Korea. *Journal of Geophysical Research*, 102, 28551-28574.
- Gillbert, R.O. (1987) Statistical methods for environmental pollution monitoring, VAN NOSTRAND REINHOLD, New York, USA.
- Hirsch, R.M., J.R. Slack, and R.A. Smith (1982) Techniques of trend analysis for monthly water quality data, *Water Resources Research*, 18(1), 107-121.
- Kang, C.H., W.H. Kim, C.G. Hu, Y.P. Kim, S.G. Shim, and M.S. Hong (2001) Composition Analysis and Characteristics of Aerosols Collected at Kosan Site in Cheju Island, Korea during 1992-1999, Paper No. K-0099, Presented at the 12th World Clean Air & Environment Congress and Exhibition, Seoul, Korea.
- Kendall, M.G. (1975) Rank correlation methods, Charles Griffin, London, UK.
- Kim, Y.P., S.G. Shim, K.C. Moon, C.G., Hu, C.H. Kang, and K.Y. Park (1998a) Monitoring of Air Pollutants at Kosan, Cheju Island, Korea during March-April, 1994, *Journal of Applied Meteorology*, 37, 1117-1126.
- Kim, Y.P., J.H. Lee, N.J. Baik, J.Y. Kim, S.G. Shim, and C.H. Kang (1998b) Summertime Characteristics of Aerosol Composition at Cheju Island, Korea, *Atmospheric Environment*, 32, 3905-3915.
- Lee, J.H., Y.P. Kim, K.C. Moon, H.K. Kim, and J.B. Lee (2001) Fine Particles Measurement at Two Background Sites in Korea between 1996 and 1997, *Atmospheric Environment*, 35, 635-643.
- Mann, H.B. (1945) Nonparametric tests against trend, *Econometrica* 13, 245-249.