

## 대기중 미량금속의 발암 위험도에 대한 몬테 카를로 분석

### Monte Carlo Analysis of Cancer Risk from Airborne Trace Metals

장 미 숙 · 이 진 홍\*  
충남대학교 환경공학과 대기오염연구실  
(2002년 4월 12일 접수, 2002년 9월 5일 채택)

Mi-Suk Jang and Jin-Hong Lee\*  
*Air Pollution Laboratory, Department of Environmental Engineering,  
Chungnam National University*  
(Received 12 April 2002, accepted 5 September 2002)

#### Abstract

In order to reflect variability due to exposure factors as well as to assess uncertainty associated with cancer risk posed by airborne trace metals, a Monte Carlo analysis has been made in this study. Input parameters for Monte Carlo analysis were developed or adjusted using body weight, lifetime, and exposure frequency of Koreans. Ambient distributions of toxic metals were founded to be lognormal distributions for most of them using goodness-of-fit tests. Thus, the 95% UCL and 95% LCL of carcinogenic metals were estimated by H-statistic method for lognormal distribution, respectively.

The results of Monte Carlo analysis of 95% UCL showed that the 95th percentile risks for men and women were 1.2 and 1.1 times higher than an acceptable risk of  $10^{-5}$ , respectively. The probabilities which those risks exceed the acceptable risk were estimated to be 8% and 6%, respectively, while to be 95% and 94%, respectively on the basis of the minimum acceptable risk of  $10^{-6}$ , respectively. Approximately 90% of total cancer risk came from human carcinogens such as arsenic and hexavalent chromium. Therefore, it is necessary to properly manage both arsenic and hexavalent chromium emissions in the study area.

**Key words** : Monte Carlo analysis, cancer risk, airborne trace metals, exposure variables, variability, uncertainty, sensitivity, confidence interval

#### 1. 서 론

보통 인위적 오염원에서 발생하는 입자들은 대부

분 미세입자 영역에, 그리고 자연적 오염원에서 발생하는 입자들은 조대입자 영역에 분포되어 있다. 인체 발암물질로 분류되는 As, Cr (6), Ni (subsulfide), Be, Cd, Pb들은 대부분 인위적 오염원에서 발생하는 독성금속들로 미세입자에 흡착되어 (Lee and Lehmden, 1973; Lave and Seskin, 1970) 인체로 흡입될 수 있으

\* Corresponding author  
Tel : +82-(0)42-823-7546, E-mail : jinlee@cnu.ac.kr

므로 이로 인한 인체노출 및 위해도를 평가하는 연구는 상당히 중요하다. 미국 연방환경청 (US EPA: environmental protection agency)은 PM 10에 대한 규제를 1987년부터 시작하였으며, 1997년에는 PM 2.5를 추가하여 PM 10과 함께 규제하고 있다. 우리나라 역시, 1994년부터 PM 10에 대한 규제가 시작되었고 2000년 12월에는 TSP에 대한 규제를 폐기하고 PM 10으로 규제를 단일화하였으며 PM 2.5 기준도 향후 추가할 예정이다. 1995년 이후 우리나라의 PM 10 농도는 1998년에 국가의 경제적 여건이 좋지않아 다소 감소한 것을 제외하면, 대도시 지역을 중심으로 농도가 오히려 증가하거나 또는 감소하지 않는 경향을 보이고 있다(환경부, 2000). 그럼에도 불구하고, 현재까지 PM 10에 대한 장기적인 연구가 여전히 미약하고 가장 오염이 심하리라고 판단되는 공업단지(산업단지)에서 조차 PM 10에 대한 장기간의 대기오염 자료가 없으며 따라서, 장기간 자료에 바탕한 인체 위해도 분석이 수행되지 않고 있다.

노출변수는 다양성(variability)과 불확실성(uncertainty)의 특성을 지니고 있는데, 이러한 특성으로 인해 잘못 입력된 노출변수에 의해 위해도 분석 결과가 크게 왜곡되기도 한다. 따라서, 수용자(receptor) 및 환경의 특성이 제대로 반영된 노출변수는 상당히 중요하지만 노출변수에 대한 국내연구는 대단히 미흡한 실정이라 국내 특성이 제대로 반영되지 않고 있다. 자료의 부족으로 나타나는 노출변수의 불확실성은 자료의 축적으로 감소시킬 수 있으나 다양성은 감소되지 않으며 따라서, 각 노출변수의 다양성은 확률밀도함수(PDFs: probability density functions)를 이용하여 분석하는 것이 필수적이다(US EPA, 1997a).

본 연구는 국내 공단지역의 PM 10 내 미량금속에 대한 자료 축적 및 해석을 목적으로 진행된 연구 중 일부분으로 1998년부터 2000년까지 3년에 걸쳐 대전 1, 2 공단지역의 PM 10 및 독성금속 약 15종을 분석하였고, 국내 특성을 반영하여 개발하거나 보정한 노출변수를 이용하여 대기중 미량금속으로 인한 발암 위해도를 multipoint 1D-Monte Carlo Analysis (MCA)를 통해 평가하였다.

## 2. 연구 및 방법

### 2.1 연구 지역 및 실험 방법

본 연구의 대상지역은 대전 1, 2 공단지역이며, 본진시료는 공단지역의 남쪽 하단에 위치한 대화동사무소 옥상(지상 약 6.5 m의 높이)에서 채취되었다. 시료의 채취기간인 1998년부터 2000년까지 대전지역의 기상상태(대전기상청, 1998~2000)는 북서풍 계열이 26.37%로 북풍 7.19% 및 서풍 5.02%를 포함할 경우 약 39%가 북풍과 서풍사이로, 공단의 남쪽 하단에 위치한 대화동사무소는 적절한 채취 지점임을 알 수 있다. 그러나, 시료 채취일만을 고려하면 북서풍과 남서풍의 빈도가 20% 정도로 비슷하게 나타나고 있는데, 그럼에도 불구하고 채취 지점의 풍상에 해당하는 북풍과 북서풍 및 북동풍의 빈도가 남서풍과 남동풍의 빈도 보다는 많다. 또한, 채취 지점 남쪽에는 주거 단지만이 접해 있기 때문에 선정된 채취 지점은 공단 지역의 오염도를 평가하는 대표지점으로 적절한 것으로 판단된다. 또한, 인체 위해도 평가의 목적으로 중요하게 고려해야 할 지역 선정의 관점에서 볼 때에도 공단주변의 인구 밀집지역인 대화동사무소는 적절하다고 할 수 있다.

PM 10 시료는 대용량 공기채취기(high volume air sampler: Graseby Andersen SAUV-10H model)를 이용하여 수집하였고 미량금속은 microwave digestion으로 전처리 한 후, ICP-MS와 ICP-AES를 이용하여 분석하였으며 자세한 사항은 기 발표된 논문(이진홍 등, 2002)에 나타나 있다.

### 2.2 Multipoint 1D-MCA

Monte Carlo analysis (US EPA, 1997a)는 point estimate analysis (US EPA, 1999)와 달리, 각 노출변수에 대해 확률밀도함수를 평가하여 인체 위해도를 평가하는데, 노출변수의 다양성과 불확실성을 표현할 수 있을 뿐 아니라, 인체 위해도에 대한 종합적인 표현을 가능하게 한다. MCA는 위해도의 분포를 보기 위해 노출변수들의 확률분포로부터 반복적으로 샘플링하는 기술을 말하며, 이로 인해 노출변수들의 다양성과 불확실성이 모두 결과에 내포된다(US EPA, 1997a).

다양성은 호흡량, 몸무게, 노출빈도, 그리고 노출 기간 등이 수용자에 따라 다르게 나타나고, 발암 물질의 농도 범위와 인체 반응의 차이 예를 들어, 화학성분에 대한 수용자의 면역성과 같은 유전적 차이에서도 나타난다. 이러한 다양성은 보통 자료의 축적에 따라 더 잘 구별되지만 제거되거나 감소되지는 않는다. 불확실성은 특정변수, 확률분포모델, 모델의 인자(예, 대수정규분포의 평균과 표준편차), 그리고 발암 물질의 농도 자료의 부족과 낮은 정밀도에 의해 나타나는데, 다양성과는 반대로 자료의 축적으로 감소시킬 수 있다.

이러한 자료의 다양성과 불확실성은 MCA에서 확률밀도함수로 입력됨으로써 결과에 반영되는데, 노출변수들의 불확실성은 위험도 결과에 대해 과대평가 혹은 과소평가와 같은 정성적인 해석을 가능하게 한다. 반면, 농도의 불확실성은 양적으로 나타나 위험도 평가결과의 불확실성에 대한 정량적인 해석을 가능하게 한다.

보통 시료채취 및 분석, 지역특성과 연결된 농도의 불확실성을 고려하기 위해 95% UCL (upper confidence limit)이 권장된다(Ashok *et al.*, 1997; US EPA, 1992b). 그리고 95% UCL과 더불어 평균(sam-

ple mean)과 95% LCL(lower confidence limit)에 대해 1차원 확률론적 분석을 반복 수행 (multipoint 1D-MCA)하면, 3개의 위험도 분포를 얻을 수 있고 따라서, 농도의 불확실성에 따른 위험도 평가치의 신뢰구간(confidence interval)을 산출할 수 있다.

MCA와 달리, point estimate analysis는 입력변수들의 다양성과 불확실성을 표현할 수 없다. 다만, 다양성을 표현하기 위해 CTE (central tendency exposure: mean or the 50th percentile) 위험도와 RME (reasonable maximum exposure: high-end) 위험도를 계산한다 (US EPA, 1992a; US EPA, 1992c). US EPA (1992a)는 입력자료의 초기값으로 RME 위험도의 평가시 체중은 평균값, 호흡량과 노출기간에 대해서는 상위 (high-end) 값을 사용하고, CTE 위험도의 평가시에는 체중은 평균값, 그리고 호흡량과 노출기간에 대해서도 중앙 (central) 값을 사용하도록 권장하고 있다.

발암 물질로부터 인체를 보호하기 위한 risk criteria (허용 기준치)는  $10^{-4} \sim 10^{-6}$  범위가 제안된다 (US EPA, 1990). 보통 위험도 평가자는 지역의 특성에 맞게 허용 기준치를 적절하게 선택할 수 있지만, 위험도 분포의 high-end risk (the 90th ~ 99.9th

Table 1. Input parameters for point estimate analysis and MCA.

Input variables			Point estimate analysis		Probability density functions		
Symbol	Description	Units	CTE	RME	Type	Parameters	Source
C	Arsenic	ng/m <sup>3</sup>	95% UCL	95% UCL	Multipoint value	7.40, 7.89, 8.46 <sup>A</sup>	51 Samples
	Beryllium					0.065, 0.071, 0.089 <sup>A</sup>	74 Samples
	Cadmium					2.63, 2.89, 3.21 <sup>A</sup>	119 Samples
	Hexavalent chromium					2.13, 2.30, 2.05 <sup>A</sup>	66 Samples
	Nickel subsulfide					3.05, 3.25, 3.48 <sup>A</sup>	99 Samples
IR	Inhalation rate	m <sup>3</sup> /day	M 14 F 12	M 16 F 14	LN	M (14.1, 1.15) <sup>B</sup> F (11.9, 1.13) <sup>B</sup>	Adjusted by BW (USEPA, 1997b)
ED	Exposure Duration	yrs	9	32	Truncated LN	(8.96, 7.55, 0, 32) <sup>C</sup>	Developed
EF	Exposure frequency	days/yr	260	350	TR	(180, 260, 350) <sup>D</sup>	Developed
BW	Body weight	kg	M 67 F 57	M 67 F 57	Truncated LN	M (66.7, 12.5, 40,90) <sup>C</sup> F (56.7, 10.2, 35,75) <sup>C</sup>	Developed
AT	Averaging Time	yrs	M 72 F 79	M 72 F 79	Point value	M 71.71 F 79.22	(NSO, 1999)
CPF	Cancer potency factor	(mg/kg-day) <sup>-1</sup>	Point value	Point value	Point value	Adjusted IRIS Value	Adjusted by BW and IR (IRIS, 2001)

LN : Lognormal; TR : Triangular; M : male; F : Female

<sup>A</sup> LCL, UCL, and mean calculated by H-statistics and minimum variance unbiased estimates, respectively

<sup>B</sup> mean of ln(x), stdev of ln(x); <sup>C</sup> average, stdev, min, max; <sup>D</sup> min, mode, max

percentile risk) 중 99.9 백분위 위해도는  $10^{-4}$ 을 초과하지 않아야 한다.

2.3 노출변수

노출 변수들은 전술한 바와 같이 국내 및 지역특성이 반영되어야 한다. 표 1은 호흡경로에 대해 발암물질이고 발암인자(CPF: cancer potency factor) 자료가 있는 독성금속 5종에 대한 MCA와 point estimate analysis를 위한 노출변수들의 입력 값을 보여준다. 각 노출 변수들은 아래의 방법으로 개발되거나 보정되었다.

2.3.1 95% upper confidence limit

대기중 오염물질 농도(C)의 신뢰구간을 결정하는 방법은 1) H-statistic, 2) Jackknife procedure, 3) Bootstrap procedure, 4) Central limit theorem, 5) Chebychev theorem 등이 있다(Ashok *et al.*, 1997). 이 중 H-statistic은 입력자료의 대수정규분포를 가정할 때 모집단의 평균 추정치에 대한 신뢰구간을 구하는 방법이고 central limit theorem은 정규분포에 대한 신뢰구간을 결정하는데 유력한 방법이다. 나머지 방법은 원자료에 대해 특정한 확률모델을 가정할 필요가 없는 비모수적 방법이다.

우선, 95% UCL을 결정하는 방법을 선택하기 위한 전제 조건으로 Chi-square 및 p-value 검정을 이용한 적합도 시험(Decisioneering, 1997; US EPA, 1997a)을 통해 적당한 분포를 선정하였다. 표 2는 Cristal Ball(Decisioneering, version 4.0)을 이용한 적합도 시험(goodness-of-fit test)의 결과인데, PM 10 과 대기중 독성금속은 lognormal, extreme, gamma, weibull과 같이 왼쪽으로 치우친 비대칭 분포가 적합한 분포로 조사되었다. Chi-square 및 p-value에 의해 주어진 분포의 순위를 살펴보면, lognormal 분포가 제1 적합 분포인 성분은 PM 10, Cd, Mn, Co, Cu, Fe, Se, Zn 였다. 이러한 성분들중 Zn를 제외한 성분들의 p-value는 모두 0.5 이상을 보이고 있어 lognormal 분포에 대한 적합도가 아주 높았다. As, Be, V 성분은 제1 적합 분포가 extreme 분포였으나 V 성분은 p-value 값이 0.47로 lognormal 분포로 가정할 수 있다. 한편, 이 세가지 성분들은 제1 적합 분포가 lognormal 분포인 성분들에 비해 적합도가 좋지 않았는데, 이는 자료수가 적기 때문인 것으로

판단된다(US EPA, 1997a). Cr, Ni, Sb 성분은 gamma 분포가 제1 적합 분포로 나타났으며, 이 중 Ni은 lognormal 분포에서도 p-value가 0.5 이상으로 나타나 두 분포 모두 적합한 것으로 나타났다. Pb와 Ti은 weibull 분포에 적합도가 높았는데, Ti은 lognormal 분포에도 높은 적합도를 보였다. 결과적으로, PM 10을 비롯해 15종의 독성금속중 10종이 lognormal 분포에 대해 높은 적합도를 보였고 자료수가 많을수록 p-value 값은 증가하며 lognormal 분포의 순위도 앞서는 것으로 나타나, 대기중 독성금속

Table 2. Results of goodness-of-fit test.

	Distribution	Chi-square	p-value	Skewness	Kurtosis	No. of samples
PM 10	LN	5.33	0.87	1.3	6.16	129
Al	E	11.63	0.17	2.43	14.36	82
As	E	3.88	0.69	1.93	10.43	51
Ba	LN(5) <sup>A</sup>	6.71	0.35	2.51	15.60	74
	G	4.78	0.69			
Be	LN(2)	5.79	0.65	2.56	14.96	74
	E	8.95	0.35			
Ca	LN(2)	11.62	0.17	2.02	10.76	69
	LN	5.64	0.58			
Cd	LN	6.74	0.75	3.17	21.08	119
Co	LN	6.53	0.77	2.18	11.59	110
Cr(6)	G	7.33	0.29	2.35	14.08	66
	LN(2)	9.15	0.24			
Cu	LN	8.71	0.56	3.01	20.68	112
Fe	LN	9.16	0.52	2.15	11.28	114
K	W	1.98	0.96	2.04	10.91	82
	LN(2)	5.46	0.71			
Mg	LN	10.96	0.20	2.82	19.67	83
Mn	LN	6.93	0.73	2.94	21.03	122
Na	LN	0.40	0.53	2.49	15.82	20
	LN(2)	12.44	0.13			
Ni(s)	G	5.61	0.69	2.19	11.28	99
	LN(2)	7.79	0.56			
Pb	W	5.17	0.82	3.54	27.13	118
	LN(4)	12.22	0.27			
Sb	G	9.24	0.42	4.59	38.13	108
	LN(4)	20.07	0.03			
Se	LN	7.27	0.51	2.23	11.80	85
Si	E	5.20	0.39	1.70	8.26	40
	LN(2)	6.00	0.31			
Ti	W	0.41	1.00	3.19	24.13	78
	LN(4)	3.51	0.90			
V	E	4.86	0.68	2.23	14.54	70
	LN(2)	6.57	0.47			
Zn	LN	16.94	0.02	2.43	15.04	64

LN : Lognormal, EV : Extreme, G : Gamma, W : Weibull

<sup>A</sup> The number of ( ) is the rank of lognormal distribution

의 농도 분포는 비대칭 분포중 lognormal 분포로 가정하는 것이 타당한 것으로 판단된다 (Kim *et al.*, 2002).

발암금속으로 인한 위험도를 평가하기 위해 Cr (6)과 Ni (subulfide)의 농도는 총 Cr과 Ni 농도의 약 10%로 가정되었다. 대기내 총 Cr 중 Cr(6)의 분율에 관한 자료는 거의 없지만, 소각로로부터 배출되는 Cr 중 10% 이하가 Cr(6)이고 (Jerry and Mills, 1988; US EPA, 1986) 발암인자의 추정치의 바탕이 된 Mancuso의 역학조사 (Mancuso, 1975)에서도 Cr 중 1/7이 Cr(6)로 가정된 바 있다. 최근의 연구 결과 (Bell and Hipfner, 1997)에 따르면, 환경 대기중 Cr(6)의 분율은 총 Cr 중 약 20~25%로 나타났지만 여전히 자료가 부족하고 이 경우에도 발암 위험도의 평가치는 변하지 않는데, 이는 발암인자가 Cr(6)의 분율에 따라 그만큼 낮게 보정되기 때문이다. 환경 대기내 총 Ni 중 subulfide의 분율에 관한 자료는 거의 없기 때문에 본 연구에서는 Cr(6)의 분율과 같이 약 10%로 가정되었다.

Ashok *et al.* (1997)은 대수정규분포에 대한 H-statistic 방법은 자료의 수가 30 미만이고 CV (coefficient of variance)가 1 이상이며 특이치가 존재할 때는 UCL 값이 확률분포의 95 백분위 값보다도 지나치게 크게 나타나 적당치 않은 것으로 보고하고 있다. 그러나, 본 연구는 net-to-blank와 3SD (standard distribution)에 의한 두 단계의 선별과정 (이진홍 등, 2002)으로 여지에 의한 영향과 특이치를 미리 제거하였고 선별된 자료의 수가 모든 성분에 대해 최소 51개 이상이며, CV 통계치도 1 미만으로 조사되었다. 또한, 적합도 시험 결과에서 비대칭 분포 중 대수정규분포의 타당성이 검증되었기 때문에 H-statistic 방법 (Ashok *et al.*, 1997; Gilbert, 1987)으로 95% UCL과 LCL을 계산하였다. 한편, 모집단의 평균 추정은 MVUE (minimum variance unbiased estimate)인  $\hat{\mu}$ 를 이용하였다 (Ashok *et al.*, 1997; Gilbert, 1987).

### 2.3.2 노출기간, 노출빈도, 평균수명

노출기간 (ED)은 대전 1, 2 공단지역이 위치한 대화동의 주민등록자료 (대화동사무소, 2000)를 바탕으로 세대주의 전입년도를 조사하여 개발하였다. 자료의 불명확성으로 1968년 이전에 전입한 13가구를

제외하고 총 3,951가구를 조사한 결과, 평균 거주 년수는 8.96년, 표준편차는 7.55년, 최대 거주 년수는 32년으로 산출되었다. 한편, 1년 미만 거주자가 1%, 1~5년 거주자가 48%, 5~10년 거주자가 20%, 10~20년 거주자가 23%, 20년 이상 거주자가 9%로 조사되어 구간 분포율 자료가 왼쪽으로 기운 비대칭분포를 보이고 있으므로 lognormal 분포를 가정하였다. 노출기간은 세대주의 전입 신고 자료를 바탕으로 개발되었으므로 세대 구성원 모두의 노출기간에 비해 다소 과대평가될 수 있다. 그러나, 본 연구가 20세 이상의 성인 남녀에 대한 위험도를 평가하는 것이므로 과대 평가의 정도는 크지 않을 것으로 판단된다.

노출빈도 (EF)는 대전 1, 2 공단지역의 자료가 없기 때문에 경기도(2000)의 개인 생활 시간 활용 자료를 이용하여 산출하였다. 이 연구에 의하면 수면 시간은 평일 7.1시간, 토요일 7.3시간, 일요일 8.2시간으로 조사되었는데, 본 연구에서는 보수적인 평가를 위해 평일 평균 수면시간인 7.1시간을 제외하고 실내 (활동시간에는 창문을 연다고 가정)와 실외에서 모두 대기 환경에 노출될 가능성이 있다고 가정하여 평균 노출 빈도를 260일/년으로 계산하였다. 또한, 지역 거주자가 예를 들어, 나이가 드신 분들의 경우 그 지역에서 완전히 벗어나 있다고 가정할 수 있는 일수를 15일 정도로 가정하여 최대 노출빈도는 350일로 하였으며, 최저 노출빈도는 반년(180일)으로 가정하여 triangular 분포 (Smith, 1994)로 입력하였다.

평균수명 (AT: lifetime for carcinogens)은 발암 위험도 평가이므로 보수적으로 신생아의 기대수명 (통계청, 1999)을 사용하였다.

### 2.3.3 체중, 호흡량, 발암인자

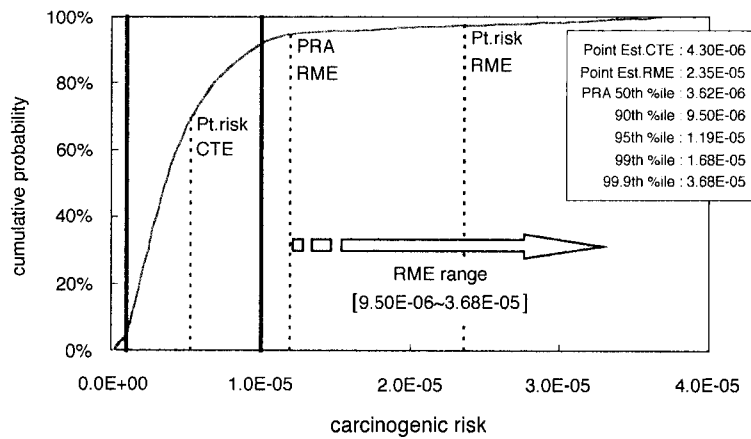
체중 (BW)은 보건사회연구원원의 통계 자료 (보건복지부, 1999) 및 통계청의 평균 기대수명 (통계청, 1999)을 이용하여 산출하였다. 성인의 평균체중은 신생아의 평균 기대수명이 남성 71.7세, 여성 79.2세이므로 이를 감안하여 남성은 20~74세 (구간별 자료가 5세 범위로 주어져 있기 때문에 20~72세 대신에 사용), 여성은 20~79세에 해당하는 몸무게 통계 자료를 이용하여 모집단의 불편 추정치를 산출하였다. 이렇게 추정된 한국 성인의 평균체중은

61.43±11.2 kg (남성 66.7 kg, 여성 56.7 kg)이었다. 분포는 lognormal 분포(보건복지부, 1999)로 가정하였다.

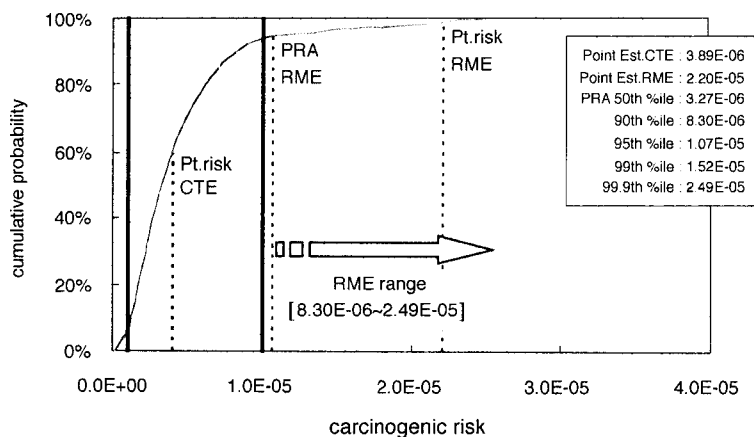
일일 평균호흡량(IR)은 국내 자료가 전혀 없기 때문에 미국 연방환경청의 time-activity에 따른 호흡량 자료(US EPA, 1997b)를 이용하였는데, 한국인의 체중에 대해 보정되었다. US EPA(1997b) 연구를 살펴보면, 미국인의 평균 time-activity는 한국인의 평균적인 특성과 구별할 만한 뚜렷한 차이가 없으므로 고려하지 않았다. 그러나, 한국인과 미국인의

평균체중은 대략 10 kg 이상 차이가 나므로 연령대 별로 체중의 차이만큼 보정하였다.

한국인의 발암인자는 IRIS(2001)의 발암인자 자료에 근거해 한국인의 평균체중과 평균호흡량을 이용하여 산출하였다. 한편, 노출변수에 미치는 영향인자는 이 밖에도 지역적 환경, 문화수준, 생활패턴, 가치관, 건강요인, 인종 등이 모두 작용하게 될 것이다. 따라서, 국내 및 지역 특성을 적절하게 나타내는 노출변수를 구하는 것이 위해도 분석에서는 상당히 중요하다.



(a) Male



(b) Female

Fig. 1. 1-D MCA results (n = 10,000 iterations) showing a cumulative distribution function (CDF) for cancer risk on an exposure scenario of Table 1 (95% UCL). Bold lines correspond to the risk of 10<sup>-6</sup> and 10<sup>-5</sup>, respectively.

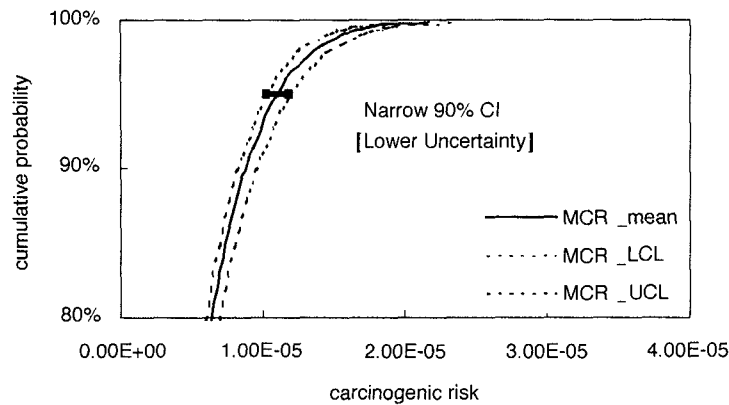
### 3. 결과 및 고찰

#### 3.1 발암 위험도

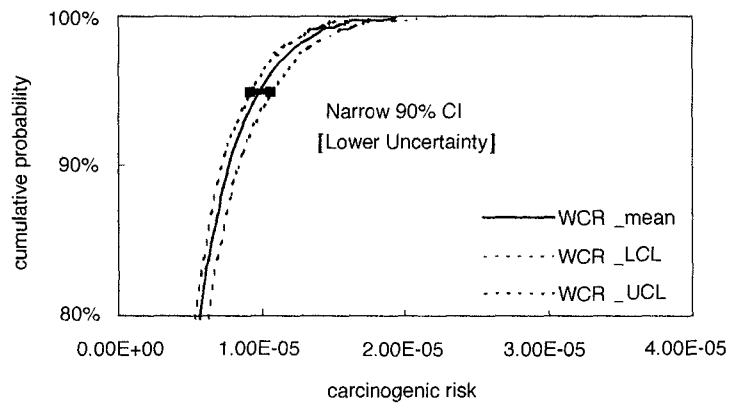
대전 1, 2 공단지역 주변에 거주하고 있는 20세 이상 성인 남녀에 대한 발암 위험도를 point estimate analysis로 평가한 결과, CTE 발암 위험도는 남성  $4.30 \times 10^{-6}$ , 여성  $3.89 \times 10^{-6}$ 이었고, RME 발암 위험도는 남성  $2.35 \times 10^{-5}$ , 여성  $2.20 \times 10^{-5}$ 으로 모두 최소 허용 기준치인  $10^{-6}$ 을 초과하였다. 그러나, RME 발암 위험도가 최대 허용기준치인  $10^{-4}$  미만

으로 나타나, 전체 주민에 대한 위험도의 전모를 보기 위해 MCA가 수행되었다. 그림 1은 95% UCL을 이용하여 MCA에 의한 발암 위험도를 평가한 결과의 누적밀도함수(CDF: cumulative distribution function)인데, RME 범위와 point estimate analysis에 의한 RME 발암 위험도 및 CTE 발암 위험도가 함께 표시되어 있으며 허용 기준치와 비교되었다.

MCA를 수행한 결과, 50 백분위 위험도가 남성의 경우  $3.62 \times 10^{-6}$ , 여성의 경우  $3.27 \times 10^{-6}$ 으로 나타나 허용기준치의 범위인  $10^{-4} \sim 10^{-6}$  중 최소 허용기준치인  $10^{-6}$ 의 각각 3.6배와 3.3배이다. RME (90~



(a) Male



(b) Female

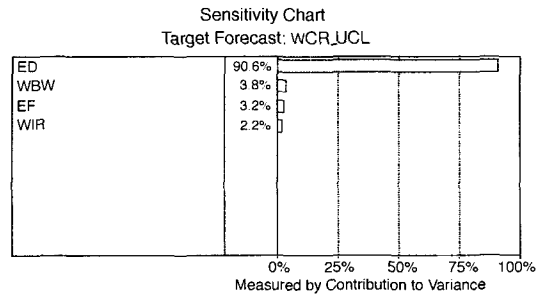
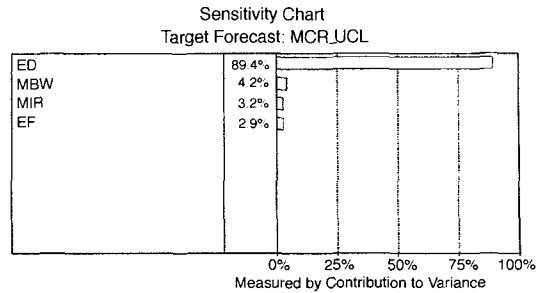
Fig. 2. 1-D MCA results ( $n = 10,000$  iterations) showing the CDF for the carcinogenic risk. Bold horizontal lines are the corresponding 90% confidence intervals. The graphs display the upper portion of the risk distribution because risk managers should generally use the RME range as a basis for remediation decision.

99.9th) 발암 위험도는 남성( $9.50 \times 10^{-6} \sim 3.68 \times 10^{-5}$ )과 여성( $8.30 \times 10^{-6} \sim 2.49 \times 10^{-5}$ ) 모두 최고 허용 기준치인  $10^{-4}$ 을 초과하지 않았다. 그러나, MCA의 RME 범위 중 주로 사용되는 95 백분위 발암 위험도는 남녀에 대해 각각  $1.19 \times 10^{-5}$ 과  $1.07 \times 10^{-5}$ 으로 허용기준치를  $10^{-5}$ 으로 할 경우, 남녀에 대해 각각 기준치의 1.2배와 1.1배로 나타났다. 한편, 대전 공단지역의 주변 주민의 발암 위험도는  $10^{-5}$ 의 허용기준치를 초과할 확률이 남녀 각각 8%와 6%, 그리고  $10^{-6}$ 의 최소 허용기준치를 초과할 확률은 남녀 각각 95%와 94%로 나타났다. 그리고 As과 Cr(6)로 인한 발암 위험도는 총 발암 위험도의 약 90%를 점유하는 것으로 조사되어 As과 Cr에 대한 관리가 시급히 요청된다. 그리고, Pb는 현재 호흡경로로 노출시 유력한 발암물질(probable human carcinogen)이지만 발암인자에 대한 자료가 없어 평가되지 않은 점이 또한, 고려되어야 할 것이다.

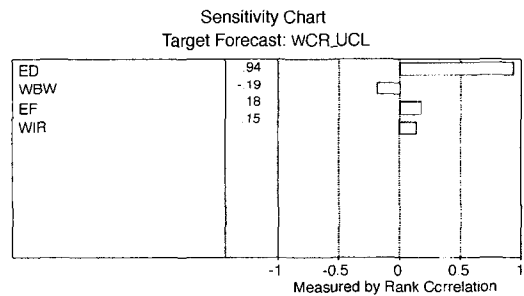
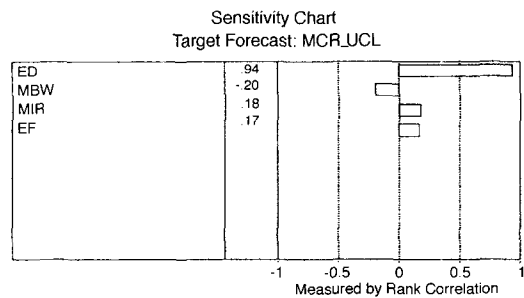
3.2 Uncertainty and sensitivity test

그림 2는 발암금속의 농도에 대하여 95% LCL, 95% UCL과 추정된 모평균을 이용하여 1D-MCA 분석을 통해 농도에 대한 불확실성을 평가한 결과이다. 분석 결과, 남녀 모두 발암 위험도의 90% 신뢰구간이 좁았으며 따라서, 95% UCL에 의한 위험도 결과의 불확실성은 낮은 것으로 판단되었다. 위험도의 불확실성이 낮게 평가된 이유는 두 단계의 선별과정을 통해 특이치와 여지 영향을 배제한 자료를 이용하여 좀 더 정확한 95% LCL 및 95% UCL 농도를 산출하였기 때문이다.

그림 3은 95% UCL 농도를 이용한 1D-MCA 분석 결과에 대해 발암 위험도와 다른 입력 변수간의 민감성 시험의 결과이다. 이 그림의 (a)는  $R^2$  ( $R = \text{spearman rank correlation coefficient}$ )을 보여주는 수평막대그래프이며, (b)는  $R^2$ 의 상대적인 크기와 방향(음, 양)을 보여주는 수평막대그래프로 일명 tornado graph라고도 하다. 여기서, 발암 위험도 계산식의 분자항(농도, 호흡량, 노출기간, 노출빈도)은 위험도에 대하여 양의 민감성을, 그리고 분모항(체중)은 음의 민감성을 보이게 된다. 그림에서 발암금속의 농도에 대한 민감도는 0이므로 포함하지 않았는데, 이는 금속들의 농도를 95% UCL의 단일 수치로 입력하였기 때문이지 위험도 분석 결과가 금속의 농



(a) Bar graph showing the R² values



(b) Bar graph showing rank correlation coefficient

Fig. 3. Chart for sensitivities of exposure factors. R² values are the square of spearman rank correlation coefficients, respectively (top panel - male, bottom panel - female).



도에 둔감하다는 것은 아니다. 위험도 분석 결과는 여전히 금속의 농도에 대하여 민감하고 따라서, 앞에서 농도에 따른 90%의 신뢰구간을 평가한 것이다.

남녀의 발암 위험도(MCR, WCR)에 가장 민감한 변수는 노출기간(ED)으로, 상관( $r^2$ )이 각각 89.4%와 90.6%로 매우 높았으며, 체중(MBW, WBW)과는 각각 4.2%와 3.8%의 상관이 있는 것으로 분석되었다. 다음으로 상관이 높은 변수는, 남성은 호흡량(MIR), 노출빈도(EF) 순으로, 여성은 노출빈도, 호흡량(WIR) 순으로 나타나 다소 차이가 있었다. 즉, 발암 위험도 평가에 있어 가장 민감한 변수는 노출기간으로 나타났는데 향후, 개선된 위험도 평가를 위해 노출기간에 대한 세밀한 연구가 수행되어야 할 것이다.

#### 4. 결 론

MCA를 이용하여 대전 1, 2 공단지역의 주변 주민의 독성금속으로 인한 발암 위험도를 95% UCL 농도를 기준으로 평가한 결과, 주로 사용되는 95 백분위 발암 위험도는 남녀에 대해 각각  $1.19 \times 10^{-5}$  과  $1.07 \times 10^{-5}$ 으로 허용기준치를  $10^{-5}$ 으로 할 경우, 남녀에 대해 각각 기준치의 1.2배와 1.1배로 나타났다. 한편, 대전 공단지역의 주변 주민의 발암 위험도는  $10^{-5}$ 의 허용기준치를 초과할 확률이 남녀 각각 8%와 6%, 그리고  $10^{-6}$ 의 최소 허용기준치를 초과할 확률은 남녀 각각 95%와 94%로 나타났다. 한편, As과 Cr(6)로 인한 발암 위험도는 총 발암 위험도의 약 90%를 점유하는 것으로 조사되어 As과 Cr에 대한 관리가 시급히 요청된다. 독성금속의 농도에 따른 발암 위험도의 불확실성을 평가한 결과, 남녀 모두 발암 위험도의 90% 신뢰구간이 좁았으며, 따라서 95% UCL에 의한 위험도 평가결과의 불확실성은 낮았다. 민감성 실험에서 남녀의 발암 위험도에 가장 민감한 변수는 노출기간인 것으로 나타났다.

#### 사 사

본 연구의 일부는 과학기술부의 원자력중앙기서

업의 일환으로 수행되었으며 이에 감사드립니다.

#### 참 고 문 헌

경기도(2000) 경기도민 생활수준 및 의식구조 조사(4차), internet 자료.

대전기상청(1998~2000) 기후자료, data file.

대화동사무소(2000) 1999년 말 현재 주민등록 전입 자료, 행정자료.

보건복지부(1999) 1998 국민건강영양조사, 보건사회연구원, internet 자료.

이진홍, 장미숙, 임종명(2002) 다양한 통계기법을 이용한 대전 1, 2 공단지역의 미량금속원소의 특성 연구, 한국대기환경학회지, 18(2), 95-112.

통계청(NSO)(1999) 1999 생명표, internet 자료.

환경부(2000) '99 대기환경연보, internet 자료.

Ashok, K.S., S. Anita, and E. Max (1997) *Lognormal distribution in environmental applications*, Technical Report, Office of Research and Development, and Office of Solid Waste and Emergency Response, EPA/600/R-97/006.

Bell, R.W. and J.C. Hipfner (1997) Airborne hexavalent chromium in southwestern Ontario, J. Air and Waste Manage. Assoc., 47(8), 905-910.

Decisioneering(1997) *Cristal Ball User's Guide*, version 4.0.

Gilbert, R.O. (1987) *Statistical methods for environmental pollution monitoring*, Van Nostrand Reinhold, New York.

IRIS (2001) CASRN 7440-38-2, 04/10/1998, CASRN 7440-41-7, 04/03/1998, CASRN 7440-43-9, 02/01/1994, CASRN 18540-29-9, 09/03/1998, CASRN 12035-72-2, 01/01/1991, US EPA Integrated Risk Information System.

Jerry, Z.M. and R.J. Mills (1988) Emissions from mass burn resource recovery facilities, Risk Analysis, 8(3), 315-321.

Kim, K.H., J.H. Lee, and M.S. Jang (2002) Metals in airborne particulate matter from the first and second industrial complex area of Taejon city, Korea, Environ. Pollut., 118(1), 41-51.

Lave, L.B. and E.P. Seskin (1970) Air pollution and human health, Science, 169, 723.

Lee, R.E. and D.J.V. Lehmden (1973) Trace metal pollution in the environment, JAPCA, 23, 723.

Mancuso, T.F. (1975) Consideration of chromium as an industrial carcinogen, International Conference on

- Heavy Metals in the Environment, Toronto, Oct. 27-31.
- Smith, R.L. (1994), Use of Monte Carlo simulation for human exposure assessment at a superfund site, *Risk Analysis*, 14(4), 433-439.
- US EPA (1986) *Hazardous waste management system : standard for owners and operators of boilers and industrial furnaces*. US EPA.
- US EPA (1990) National oil and hazardous substances pollution contingency plan, 55 Federal Register, 8666-8865.
- US EPA (1992a) Final guidelines for exposure assessment, 57 Federal Register, 22888-22938.
- US EPA (1992b) *Supplemental guidance to RAGS: Calculating the concentration term*, Office of Solid Waste and Emergency Response, Washington, DC.
- OSWER Directive 9285.7-081.
- US EPA (1992c) *Guidance on risk characterization for risk managers and risk assessors*, Memorandum from F. Henry Habicht II, Deputy Administrator, Office of Solid Waste and Emergency Response, Washington, DC. OSWER Directive 9285.7-17.
- US EPA (1997a) *Guiding principles for monte carlo analysis*, EPA/630/R-97/001.
- US EPA (1997b) *General factors, Exposure factors handbook*, updated to 1989 Exposure factors handbook, National Center for Environmental assessment, EPA/600/P-95/002Fa.
- US EPA (1999) *ECOFRAM Terrestrial draft report*, Ecological Committee on FIFRA Risk Assessment Methods (ECOFRAM), Office of Pesticide Programs.