

Influence of the Statistical Distribution of Bioassay Measurement Errors on the Intake Estimation

T. Y. Lee · J. K. Kim*

Korea Atomic Energy Research Institute
Dept. of Nuclear Engineering, Hanyang University*

바이오어쎬이 측정오차의 통계적 분포가 섭취량 추정값에 미치는 영향

이태영 · 김종경*

한국원자력연구소, 한양대학교 원자력공학과*

(2005년 9월 6일 접수, 2006년 1월 5일 채택)

Abstract - The purpose of this study is to provide the guidance necessary for making a selection of error distributions by analyzing influence of statistical distribution for a type of bioassay measurement error on the intake estimation. For this purpose, intakes were estimated using maximum likelihood method for cases that error distributions are normal and lognormal, and comparisons between two distributions for the estimated intakes were made. According to the results of this study, in case that measurement results for lung retention are somewhat greater than the limit of detection it appeared that distribution types have negligible influence on the results. Whereas in case of measurement results for the daily excretion rate, the results obtained from assumption of a lognormal distribution were 10 % higher than those obtained from assumption of a normal distribution. In view of these facts, in case where uncertainty component is governed by counting statistics it is considered that distribution type have no influence on intake estimation. Whereas in case where the others are predominant, it is concluded that it is clearly desirable to estimate the intake assuming a lognormal distribution.

Key words : *error distributions, intake estimation, normal distribution, lognormal distribution, lung retention, daily urinary excretion rate.*

요약 - 본 연구의 목적은 바이오어쎬이 측정오차의 통계적 분포가 섭취량 추정값에 미치는 영향을 분석하여 오차의 분포를 선정하는데 필요한 기준을 제시하는데 있다. 이를 위하여 본 연구에서는 오차가 정규분포와 대수정규분포를 따른다고 가정한 경우에 대해 최대우도법을 사용하여 섭취량을 평가하였고 그 결과를 서로 비교해 보았다. 본 연구의 결과에 따르면, 검출한도보다 약간 높은 값을 갖는 폐 잔류량 측정결과의 경우 두 분포사이에서의 차는 거의 무시할 수 있을 정도로 작게 나타났다. 그러나 일일 소변 배설률에 대한 측정결과의 경우 오차가 대수정규분포를 따른다고 가정하였을 때의 결과가 정규분포를 따른다고 가정하였을 때의 결과보다 거의 10 % 정도 높게 평가되었다. 이러한 사실로 비추어 볼 때 불확도 요소가 계측통계 오차에 주로 기인되는 경우 오차의 분포가 섭취량 추정값에 거의 영향을 미치지 않는 것으로 사료되나, 불확도 요소에서 그 이외의 오차가 지배적인 경우에는 대수정규분포를 가정하여 섭취량을 추정하는 것이 바람직하다고 판단된다.

중심어 : 오차분포, 섭취량 추정값, 정규분포, 대수정규분포, 폐 잔류량, 일일 소변 배설률

서 론

내부피폭에 대한 개인감시는 3개의 단계를 거쳐 이루어진다[1]. 첫 번째 단계는 인체내부에 존재하는 방사능 및/또는 인체 배설물중의 방사능을 측정하는 단계이며, 두 번째 단계는 방사성핵종의 인체내에서의 전이, 분포 및 제거를 묘사하는 생체동역학적 모델과 통계적 기법에 의거하여 측정값으로부터 섭취량을 추정하는 단계이며, 마지막 단계는 선량계산학적 모델을 사용하여 섭취량을 예탁유효선량으로 평가하는 단계이다. 그러나 감시의 첫 번째 단계에서 얻어진 측정결과는 단지 주어진 조건에서 인간의 능력으로 측정량을 가장 잘 추정할 값이며, 거기에는 항상 측정과정에 개입되는 다양한 오차요인이 내포되어 있다. 이로 인하여 국제표준화기구(ISO)는 측정결과에 대한 불확도 평가 및 표현 지침을 발행하여 이를 실무현장에서 적용할 것을 권고하고 있다[2]. 불확도는 측정결과의 신뢰도를 나타내는 정량적인 지표로서 오차를 통계적으로 추정할 값을 말하며, 오차의 분포에 근거하여 구해지며 분산이나 표준편차로 정량화된다.

섭취량의 통계적 추정방법에서는 오차의 분포 가정과 불확도의 크기가 섭취량 추정값에 직접적인 영향을 줄 수 있다. 하지만 이런 영향에 대한 실증적 연구는 지금까지 극히 미미한 실정이다. 따라서 본 연구의 목적은 섭취량의 통계적 추정방법으로 최대우도법[3,4]을 사용하였을 때 오차의 분포형태가 섭취량 추정값에 미치는 영향을 분석함으로써 오차의 분포를 가정하는데 있어 필

요한 기준을 제시하고자 하는데 있다. 분포에 따른 영향을 살펴보기 위하여 섭취량 계산에서 가정한 오차의 분포형태는 정규분포와 대수정규분포이며, 정규분포에서의 표준편차는 각 측정결과에 비례하는 값을 취하였고, 대수정규분포의 경우에는 각 측정결과에 대해 동일한 기하표준편차의 값을 취하였다. 그리고 섭취량 계산은 내부선량 평가에 관한 제 4차 유럽상호비교 훈련[5]에서 제공한 여섯 개의 문제 중에서 다섯 번째 문제(농축 우라늄 섭취)에 대해 수행하였다.

재료 및 방법

섭취량 계산문제

이전에 방사선작업을 수행해 본 적이 없는 한 남성 방사선작업종사자가 핵연료제조 공장에서 1984년 1월 3일부터 3.5 % 농축우라늄 분말자루를 나르는 일을 줄곧 해왔다. 그러던 중 1997년 3월 21일에 어떠한 방호용구도 착용하지 않은 상태에서 농축우라늄 분말자루를 머리에 덮어쓴 사건이 일어났다. 그는 분말자루가 적절하게 밀봉되지 않았었다는 사실을 깨달아 숨을 멈춘 상태에서 사건발생 지역을 즉시 떠나 사위를 했으며, 이후 더 이상 방사선작업을 수행하지 않은 채 폐와 소변에 대해 특수감시를 받았다. 그 결과 폐 잔류량과 일일 소변 배설물에 대한 측정결과는 표 1과 같이 나타났다[5]. 우라늄 화합물의 화학형은 U_3O_8 , 우라늄 분말의 물리적 특성은 에어로졸, 그리고 우라늄 동위원소의 방사능을 전 우라늄의

Table 1. Monitoring data for the lungs and daily urinary excretion rate since the beginning of work on the 3rd January 1984.

Measurement date since start of work	Total alpha uranium activity in the lungs ($^{234}U+^{235}U+^{238}U$) ¹ (Bq)	Measurement date since start of work	Daily urinary excretion rate of total alpha uranium activity ($^{234}U+^{235}U+^{238}U$) ¹ (mBq/24h)
6 March 1997	<MDA ²	22 March 1997	90
21 March 1997	160	11 April 1997	94
21 April 1997	150	15 May 1997	84
21 July 1997	<MDA ²	22 July 1997	54

¹It is assumed that the uranium isotopic activity composition of total uranium was ^{234}U 83%, ^{235}U 4% and ^{238}U 13%.

²The Minimum Detectable Amount(MDA) is 140 Bq of total alpha uranium activity.

방사능으로 나눈 값은 ^{234}U (83%), ^{235}U (4%) 및 ^{238}U (13%)로 밝혀졌다. 사건발생지역에서 측정된 공기오염도는 100 Bq/m^3 이었으나, 섭취를 확인하는데 도움이 될만한 콧물, 가래 따위의 자료는 없었으며, 피부오염이나 상처도 없었던 것으로 밝혀졌다. 그리고 내부오염 제거를 위한 개입이 이루어지지 않았다.

최대우도법

최대우도법은 표본의 우도함수를 최대로 하는 모수의 값을 추정하는 방법이다. 단일 급성 섭취 후 크기 n 의 측정결과 m_1, \dots, m_n 들이 얻어졌을 때, 측정결과 m_i 가 서로 독립적이고 이들의 오차가 정규분포를 따른다고 하면, 이때 우도함수 L 은 다음 식과 같이 주어진다.

$$L(I) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sigma_i \sqrt{2\pi}} e^{-[m_i - f(t_i)]^2 / 2\sigma_i^2} \quad (1)$$

여기서 I 는 섭취량 추정값을 의미한다. 그리고 $f(t_i)$ 는 단위 방사능을 급성으로 한번 섭취한 후 측정시점 t_i 에서의 잔류 또는 일일 배설, $f(t_i)$ 는 m_i 의 예측값, σ_i 는 측정결과 m_i 의 불확도 즉, 표준편차를 나타낸다. 식 (1)의 양변에 자연대수를 취하면 다음 식이 얻어진다.

$$\log L(I) = -n \sum_{i=1}^n \ln(\sigma_i) - \frac{n}{2} \ln(2\pi) - \sum_{i=1}^n \frac{[m_i - f(t_i)]^2}{2\sigma_i^2} \quad (2)$$

식 (2)를 I 에 대해서 편미분한 식을 0으로 놓고 풀면, 섭취량 추정값 \hat{I} 는 다음 식과 같이 주어진다.

$$\hat{I} = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{m_i f(t_i)}{\sigma_i^2}}{\sum_{i=1}^n \frac{f^2(t_i)}{\sigma_i^2}} \quad (3)$$

여기서 $\sigma_i = Km_i = Kf(t_i)$ (K 는 비례상수임)라 놓으면, 식 (3)은 다음 식과 같이 주어진다.

$$\hat{I} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{m_i}{f(t_i)} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{I}_i \quad (4)$$

측정결과 m_i 가 서로 독립적이고 이들의 오차가

대수정규분포를 따르는 경우, n 개의 독립된 측정 결과에 대한 우도함수 L 은 다음 식과 같이 주어진다.

$$L[\ln(I)] = \prod_{i=1}^n \frac{1}{m_i \sigma_i \sqrt{2\pi}} e^{-[\ln(m_i) - \ln\{f(t_i)\}]^2 / 2\sigma_i^2} \quad (5)$$

여기서 $\sigma_i = \ln(\sigma_{gi})$, 그리고 σ_{gi} 는 기하표준편차를 나타낸다. 식 (5)의 양변에 자연대수를 취하면 다음 식이 얻어진다.

$$\log L[\ln(I)] = -n \sum_{i=1}^n \ln(m_i) - n \sum_{i=1}^n \ln(\sigma_i) - \frac{n}{2} \ln(2\pi) - \sum_{i=1}^n \frac{[\ln(m_i) - \ln\{f(t_i)\}]^2}{2\sigma_i^2} \quad (6)$$

식 (6)을 I 에 대해서 편미분한 식을 0으로 놓고 풀면, 섭취량 추정값 \hat{I} 는 다음 식과 같이 주어진다.

$$\ln(\hat{I}) = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{\ln(\hat{I}_i)}{(\ln\sigma_{gi})^2}}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{(\ln\sigma_{gi})^2}} \quad (7)$$

$\sigma_{gi} = \sigma_g$ 라 놓으면, 식 (7)은 다음 식과 같이 주어진다.

$$\ln(\hat{I}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln(\hat{I}_i) = \ln \left[\left(\prod_{i=1}^n \hat{I}_i \right)^{\frac{1}{n}} \right] \quad (8)$$

식 (8)을 다시 정리하면 섭취량 추정값 \hat{I} 는 다음 식과 같이 주어진다.

$$\hat{I} = \left(\prod_{i=1}^n \hat{I}_i \right)^{\frac{1}{n}} \quad (9)$$

계산조건

폐 잔류량 및 일일 소변 배설률에 대한 측정결과로 미루어 볼 때, 다양한 섭취 시나리오를 가정할 수가 있다. 그러나 본 연구에서 취한 섭취 시나리오는 폐 잔류량에 대한 측정결과인 경우는 1997년 3월 21일에 발생한 사건에 기인한 결과로 간주하였고, 일일 소변 배설률에 대한 측정결과인 경우는 직업상 섭취로 인한 것이 아니라 방사선

작업장 이외의 장소에서의 우라늄의 만성 경구섭취로 인한 결과로 간주하였다. 따라서 급성 단일 흡입섭취에 대한 계산과 만성 경구섭취에 대한 계산을 독립적으로 수행하였으며, 각 계산에서 바이오어썬이 측정오차는 정규분포와 대수정규분포에 따른다고 하였다.

급성 단일 흡입섭취의 경우, 섭취는 1997년 3월 21일 오전 12:00에 발생한 것으로 가정하였고, 흡입입자는 공기역학적 방사능중양경이 5 μm , 흡수형이 Type S인 것으로 가정하였다. 정규분포에서 표준편차 σ_i 는 Km_i 의 값을 취하였다. 여기서 K 는 비례상수, m_i 는 i 번째 측정결과를 나타낸다. 계산에서 사용된 비례상수 K 의 값은 0.2, 0.3, 0.4, 0.5 및 0.6이다. 그리고 대수정규분포에서 기하표준편차는 정규분포를 가정하여 구한 섭취량 추정값과 서로 상호 비교할 수 있도록 하기 위하여 다음 식으로부터 구한 값들을 사용하였다[6].

$$GSD = \exp\left(\sqrt{\ln\left(1 + \left(\frac{Km_i}{m_i}\right)^2\right)}\right) \quad (10)$$

여기서 GSD 는 기하표준편차, K 는 정규분포에서 사용한 비례상수의 값, m_i 는 i 번째 측정결과를 나타낸다. 만성 구강섭취의 경우에는 위장관 흡수분

율(f_1)이 0.02의 값을 갖는 화합물을 1984년 1월 3일부터 1997년 7월 22일까지 섭취한 것으로 가정하였다. 정규분포에서의 표준편차 σ_i 는 Km_i 의 값을 취하였고, 계산에서 사용된 비례상수 K 의 값은 0.2, 0.3, 0.4, 0.5, 0.6, 0.7, 0.8, 0.9 및 1.0이다. 그리고 대수정규분포에서의 기하표준편차는 식 (10)으로부터 구한 값들을 사용하였다.

결과 및 논의

급성 단일 흡입섭취에 대해서는 폐 잔류량에 대한 측정결과를, 만성 경구섭취에 대해서는 일일 소변 배설물에 대한 측정결과를 사용하여 구한 섭취량 추정값과 예탁유효선량은 각각 표 2 및 표 3과 같이 나타났다. 섭취량의 평가는 “생체동역학적 모델의 구조와 모델인자의 값이 정확하다”라는 가설에 근거를 둔다. 이 가설이 진실이면 측정결과들과 모델 예측값들이 서로 잘 일치한다는 사실을 의미하며, 거짓이면 모델인자의 값이나 또는 모델의 구조가 정확하지 않다는 사실을 의미한다. 거짓의 경우에는 모델을 기각하고 측정결과와 모델 예측값들이 서로 일치하도록 다른 모델인자의 값이나 또는 새로운 모델을 사용하여

Table 2. Results of calculation of intake and committed effective dose(CED), assuming the lung measurements have a normal or a log-normal distribution.

Case	Distribution type	Total intake ($^{234}\text{U} + ^{235}\text{U} + ^{238}\text{U}$) (Bq)	Probability of Chi-squares(χ^2)	Total CED ($^{234}\text{U} + ^{235}\text{U} + ^{238}\text{U}$) (mSv)
1	Normal($^1\sigma_i = 0.2m_i$)	2.678x10 ³	0.446	17.8
2	Normal($\sigma_i = 0.3m_i$)	2.632x10 ³	0.603	17.5
3	Normal($\sigma_i = 0.4m_i$)	2.576x10 ³	0.681	17.2
4	Normal($\sigma_i = 0.5m_i$)	2.517x10 ³	0.721	16.8
5	Normal($\sigma_i = 0.6m_i$)	2.456x10 ³	0.742	16.3
6	Log-normal($^2\sigma_g = 1.22$)	2.728x10 ³	0.439	18.2
7	Log-normal($\sigma_g = 1.34$)	2.678x10 ³	0.590	17.8
8	Log-normal($\sigma_g = 1.47$)	2.616x10 ³	0.663	17.4
9	Log-normal($\sigma_g = 1.60$)	2.556x10 ³	0.696	17.0
10	Log-normal($\sigma_g = 1.74$)	2.495x10 ³	0.712	16.6

¹value of the standard deviation for the measured value m_i

²value of the geometric standard deviation for the measured values

Table 3. Results of calculation of intake and committed effective dose(CED), assuming the daily urinary excretion rates have a normal or a log-normal distribution.

Case	Distribution type	Total Intake rate (²³⁴ U+ ²³⁵ U+ ²³⁸ U) (Bq/d)	Probability of Chi-squares(χ^2)	Total CED (²³⁴ U+ ²³⁵ U+ ²³⁸ U) (mSv)
1	Normal(¹ $\sigma_i = 0.2m_i$)	3.708	0.129	0.891
2	Normal($\sigma_i = 0.3m_i$)	3.708	0.472	0.891
3	Normal($\sigma_i = 0.4m_i$)	3.708	0.702	0.891
4	Normal($\sigma_i = 0.5m_i$)	3.708	0.824	0.891
5	Normal($\sigma_i = 0.6m_i$)	3.708	0.890	0.891
6	Normal($\sigma_i = 0.7m_i$)	3.708	0.927	0.891
7	Normal($\sigma_i = 0.8m_i$)	3.708	0.950	0.891
8	Normal($\sigma_i = 0.9m_i$)	3.708	0.964	0.891
9	Normal($\sigma_i = 1.0m_i$)	3.708	0.973	0.891
10	Log-normal(² $\sigma_g = 1.22$)	4.035	0.175	0.969
11	Log-normal($\sigma_g = 1.34$)	4.035	0.515	0.969
12	Log-normal($\sigma_g = 1.47$)	4.035	0.724	0.969
13	Log-normal($\sigma_g = 1.60$)	4.035	0.829	0.969
14	Log-normal($\sigma_g = 1.74$)	4.035	0.888	0.969
15	Log-normal($\sigma_g = 1.88$)	4.035	0.921	0.969
16	Log-normal($\sigma_g = 2.02$)	4.035	0.941	0.969
17	Log-normal($\sigma_g = 2.16$)	4.035	0.954	0.969
18	Log-normal($\sigma_g = 2.30$)	4.035	0.963	0.969

¹value of the standard deviation for the measured value

²value of the geometric standard deviation for the measured values

평가를 다시 수행하여야 한다. 본 연구에서는 가설이 진실인지 아닌지를 결정하기 위해 카이제곱 통계량을 이용하여 적합도 검정을 수행하였으며, 그 결과 카이제곱 통계량의 확률이 표 2 및 표 3에서 보듯이 일반적으로 용인되는 값인 0.05 보다 훨씬 큰 0.129 이상의 값을 보여주고 있어 섭취량 평가에서 사용된 모델과 이들 인자의 값들이 정확하다고 평가를 내릴 수 있다.

폐 잔류량에 대한 측정오차가 정규분포를 따른다고 가정할 경우, 표 2에서 보듯이 표준편차의 값이 증가할수록 섭취량 추정값이 감소하는 경향을 보이고 있다. 섭취량 추정값들의 기하평균은 2571 Bq, 이의 기하표준편차는 1.04로 나타났으며, 기하평균으로 나눈 값은 그림 1에서 보듯이 1.042 ~ 0.954의 분포를 보이고 있다. 이 비율의 분포로 비추어 볼 때 표준편차의 값은 섭취량 추

정값에 다소 영향을 주지만, 큰 폭의 변화를 주지 못함을 알 수 있다. 그리고 폐 잔류량에 대한 측정오차가 대수정규분포를 따른다고 가정할 경우, 정규분포에서와 같이 기하표준편차의 값이 증가할수록 섭취량 추정값이 감소하는 경향을 보이고 있다. 섭취량 추정값들의 기하평균은 2613 Bq, 이의 기하표준편차는 1.04로 나타났으며, 기하평균으로 나눈 값은 그림 2에서 보듯이 1.044 ~ 0.953의 분포를 보이고 있다. 정규분포에서와 같이 기하표준편차의 값이 섭취량 추정값에 큰 폭의 변화를 주지 못함을 알 수 있다. 또한 폐 잔류량에 대한 측정오차의 분포형태에 따른 비교결과는 그림 3과 같이 나타났으며, 대수정규분포를 가정하였을 때의 섭취량 추정값을 정규분포를 가정하였을 때의 섭취량 추정값으로 나눈 값은 1.014 ~ 1.020의 분포를 보이고 있다. 대수정규분포를

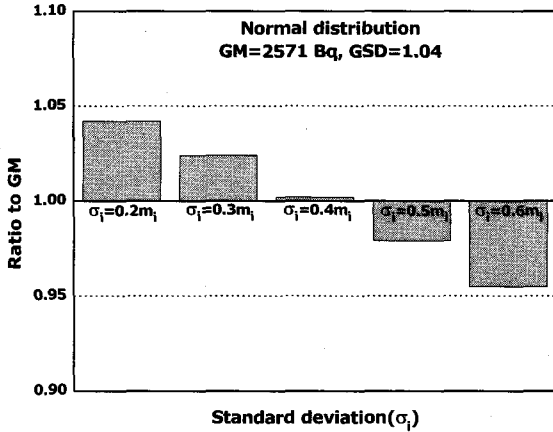


Fig. 1. Ratios of the intake calculated from individual value of standard deviation to the intake normalized to the geometric mean(GM), assuming a normal distribution of the lung measurements m_i .

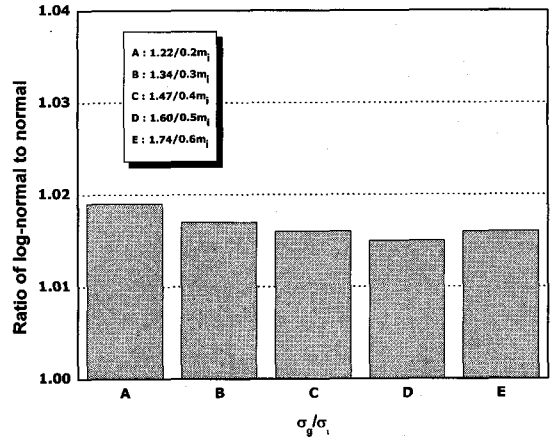


Fig. 3. Ratios of calculations for log-normal distribution to calculations for lung measurements m_i . σ_i is the standard deviation for normal distribution. σ_g is the geometric standard deviation.

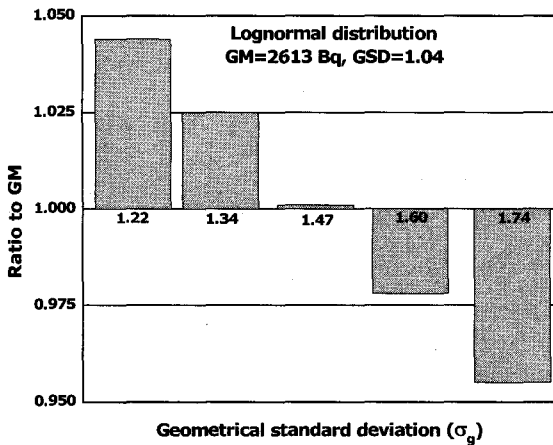


Fig. 2. Ratios of the intake calculated from individual value of standard deviation to the intake normalized to the geometric mean(GM), assuming a log-normal distribution of the lung measurements.

결론

본 연구에서는 섭취량의 통계적 추정과정에서 바이어셰이 측정오차의 분포형태가 섭취량 추정값에 미치는 영향을 살펴보았다. 폐 잔류량에 대한 측정결과의 경우, 측정오차가 대수정규분포를 따른다고 가정한 경우가 정규분포를 가정한 경우보다 높게 평가되었으나, 차이는 미미한 것으로 나타났다. 그러나 일일 소변 배설물에 대한 측정결과의 경우, 측정오차가 대수정규분포를 따른다고 가정한 경우가 정규분포를 가정한 경우보다 다소 높게 나타났으며, 두 분포사이에서의 차이는 폐 잔류량 측정결과에 대한 측정오차를 정규분포와 대수정규분포로 가정한 것을 때보다 더 큰 것으로 나타났다. 종합적으로 측정오차가 대수정규분포를 따른다고 가정한 경우가 정규분포를 가정한 경우보다 섭취량 추정값이 더 높게 평가됨을 알 수 있었으며, 특히 일일 소변 배설물에 대한 측정결과의 경우 두 분포사이에서의 차이가 더 커지는 것으로 나타났다. 본 연구에서 선정한 섭취량 평가문제의 경우, 폐 잔류량에 대한 측정결과들은 검출한도보다 약간 높은 값들로 주어졌다. 따라서 측정결과에 대한 합성표준불확도는 계측통계에 기인된 A형 불확도 성분이 지배적일 수 있다. 반면 일일 소변 배설물에 대한 측정결과들은 검출한도보다 큰 값이라고 생각할 수 있고, 그리고 측정에서 존재하는 불확도 성분을 고려해 볼 때 B형 불확도 성분이 지배적일 수 있다. 따라서 측정결과에 대한 합성표준불확도가 A형 불

가정한 경우가 전반적으로 높게 평가되었으나, 차이는 미미한 것으로 나타났다.

일일 소변 배설물에 대한 측정오차가 정규분포를 따른다고 가정한 경우, 표 3에서 보듯이 표준편차의 값이 증가해도 카이제곱 통계량의 확률만 증가할 뿐 섭취량 추정값은 일정하게 나타났다. 대수정규분포를 가정한 경우에도 정규분포에서와 같이 동일한 현상이 나타났다. 그러나 정규분포에 대한 대수정규분포의 비는 1.088로 나타났으며, 폐 잔류량에 대한 측정오차의 경우보다 큰 폭의 차이를 보였다.

확도 성분에 주로 기인되는 경우, 정규분포 또는 대수정규분포를 가정하여도 섭취량 추정값에서는 거의 차이가 없으나, B형 불확도 성분이 지배적인 경우에는 대수정규분포를 가정하여 섭취량을 추정하는 것이 바람직한 평가방법이라고 결론을 내릴 수 있다.

감사의 글

본 연구는 과학기술부 원자력중장기연구개발사업의 지원으로 수행되었습니다.

참고문헌

1. International Commission on Radiological Protection, *Individual Monitoring for Internal Exposure of Workers*, Replacement of ICRP Publication 54, ICRP Publication 78, Pergamon Press, Oxford and New York(1997)
2. International Organization for Standardization, *Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement*, International Organization for Standardization(ISO) publication(1993)
3. J.W. Harris and H. Stocker, Maximum Likelihood Method, §21.10.4 in *Handbook of Mathematics and Computational Science*. New York: Springer-Verlag, p. 824(1988)
4. A. Hald, *Statistical Theory with Engineering Applications*, John Wiley & Sons, Inc., pp. 204-208(1967)
5. Joint IDEAS/IAEA intercomparison exercise on the assessment of internal doses from incorporation monitoring data, case description, Available at <http://www.ideas-workshop.de> (2004)
6. BW D-Calc 1.0 Distribution Calculator, Lognormal Distribution. Brighton Webs Ltd., Available at <http://www.brighton-webs.co.uk/distributions/lognormal.asp>(2004)