

가압경수로 사용후핵연료내 핵종량의 보정인자 결정을 위한 정규성 검정
Normality Test for Determining the Correction Factor of Isotopic Composition
in PWR Spent Fuel

이윤희, 신희성, 노성기, 서기석
한국원자력연구소
대전광역시 유성구 덕진동 150

요 약

가압경수로 사용후핵연료속에 들어있는 38개 핵종의 핵종량 계산값 대비 실험값 비율(표본)을 대상으로 Shapiro-Wilk W, Lilliefors D, Cramer-von Mises 및 Anderson-Darling 방법을 사용하여 정규성 검정을 하였다. 이어서 38개의 핵종자료에 대해 $1.5 \times IQR$ 법칙의 적용결과에 따라 이상치를 제거하였다. 그 결과, 유의수준 5 %에서 20개 표본(핵종)이 정규성을 만족하는 것으로 나타났다. U-235를 포함한 18개 핵종은 W 검정에서 25 %이상의 유의확률(p 값)을 갖고 다른 3개의 방법에 의한 p 값은 상한값 이상으로 나타났다. Pu-239를 포함한 6개 핵종은 W 검정에서 5~25 %의 p 값을 갖는 것으로 나타났다. 보다 보수적인 핵종량을 예측하기 위해서 18개 핵종만 정규성을 만족하는 것으로 간주하고 이 핵종들에 대한 95/95 확률 및 신뢰도를 갖는 보정인자를 결정하였다.

ABSTRACT

Normality test has been carried out for the ratios of the measured-to-calculated isotopic compositions in PWR spent fuel, using Shapiro-Wilk W, Lilliefors D, Cramer-von Mises and Anderson-Darling. All 38 isotopes have been evaluated by means of the $1.5 \times IQR$ rule and then outliers have been discarded. As results, it seems that only 20 nuclides are satisfied with the normality at significance level 5 %. 18 Nuclides(samples) including U-235 have higher significance probability(p-value) than 25 % in W-test and p-values obtained by other three tests exceed the upper limit. Besides, in 6 nuclides including Pu-239, it seems that the p-values are between 5 % and 25 % in W test. From these results, in order to predict the isotopic compositions in the conservative point of view, it is decided that the correction factors for the nuclides are determined at the 95/95 probability and confidence level by using tolerance limit-methods with the assumption that only 18 nuclides are satisfied with the normality.

1. 서 론

사용후핵연료내 핵종들의 핵종량을 보수적인 예측에서 정규분포 가정하에서 허용한계방법을 이용한다. 일반적으로 사용후핵연료내 구성핵종의 핵종량 계산값 대비 실험값 비율을 통계표본으로 구성했을 때 이 표본은 정규분포를 할 것으로 추정한다. 그러나 이 표본들의 모집단이 모두 정규분포를 갖는다고는 할 수 없으므로 각 표본이 실제로 정규성을 만족하는지를 검정해야할 필요

가 있다. 또한 자료에 포함된 실험자의 오류나 계산상의 실수로 생긴 이상치로 인해 정규성이 만족되지 않는 경우에 이상치를 제거함으로써 표본의 정확성을 높이는 것이 중요하다.

Rahimi[1]는 표본크기가 30개 이하인 자료들을 대상으로 Lilliefors D 방법을 이용하여 유의수준 5 %에서 정규성 검정을 수행하였고, 박성원등[2]은 연소도 모니터링 핵종인 Cs-134, Cs-137, Eu-154 및 Ru-106의 4가지 표본을 대상으로 Shapiro-Wilk의 W 방법을 적용하여 5 % 수준에서 정규성 검정을 수행하였다.

본 연구에서는 표본의 정규성 검정방법인 Lilliefors D, Shapiro-Wilk W, Cramer-von Mises 및 Anderson-Darling 방법과 이상치 제거를 위한 $1.5 \times IQR$ 법칙을 적용하여 신회성등의 논문[3]에 제시된 38개 표본을 대상으로 정규성 검정을 수행하였다. 그리고 정규성을 만족하는 핵종에 대해 허용한계방법을 이용해서 보정인자를 결정하였다.

2. 통계모형 설정

사용후핵연료에 포함된 38개 핵종들의 핵종량을 SAS2H[4]로 계산하여 계산값 대비 실험값 비율을 얻어서 38개 통계표본을 구성하였다. 이들 표본은 연소도에 대한 경향(trend)이 매우 적은 것으로 나타났고[1,2] 본 연구에서는 정규성 검정이 주목적이기 때문에 다음과 같은 통계적 모형을 설정하였다.

$$Y_i = \mu + \epsilon_i \quad (1)$$

식(1)에서 Y_i 는 각 핵종의 i 번째 측정치이고, μ 는 각 표본에서 핵종량에 대한 비율의 참값, 그리고 ϵ_i 는 핵종량에 대한 비율 μ 를 Y_i 로 측정했을 때 발생할 수 있는 i 번째 확률오차(random error)이다. 대부분의 측정오차의 분포가 정규분포를 이루므로 각 표본의 계산값에 대한 실험값의 비율의 참값 μ 에 대한 확률오차 ϵ_i 는 정규분포를 따른다고 추정할 수 있다. 본 연구에서 핵종량에 대한 계산이 정확할 경우 참값 μ 는 1이 될 것이지만 계산에 따라 편의(bias)를 고려하여 참값을 μ 라 표현하였다.

3. 통계분석의 이론적 배경

가. 정규성 검정방법

1) Lilliefors D

Kolmogorov(1933)가 발표한 Kolmogorov-Smirnov D 방법은 관찰치들의 모집단이 특정(specified)분포를 갖는지를 확인하는 적합도 검정(goodness-of-fit test)이다. 평균과 분산이 주어진 데이터들이 그 평균과 분산을 갖는 정규분포에서 추출되었는지를 Kolmogorov-Smirnov D 방법을 이용하여 검정 할 수 있다. D 통계량은 정규분포를 포함한 모든 분포에 적용되는 표준통계량이다. D 검정법은 모집단의 가정된 특정분포의 (누적)분포함수와 관찰치들의 경험적 (누적)분포함수의 최대절대편차(maximum absolute deviation)로 정의되고 다음 식과 같이 표현된다.

$$D = \max |F_n(x) - F_0(x)| \quad (2)$$

식(2)에서 $F_n(x)$ 는 표본의 경험적 분포함수이고 $F_0(x)$ 는 표본의 가정된 모집단분포함수이다. 통계량 D의 계산과정을 도시화하면 Fig. 1과 같다. Fig. 1에서 볼 수 있듯이 $F_0(x)$ 와 $F_n(x)$ 의 편차가 클수록 주어진 표본이 가정한 분포와 거리가 멀어진다. 표본에서 계산된 D의 값은 유의수준 α 와 표본크기에 대한 임계값(critical value) D_α [5]와 비교된다. 표본의 D값이 D_α 보다 작으면 유의수준 α 에서 표본이 가정된 특정분포를 한다고 볼 수 있다.

실제 상황에서는 모집단의 평균과 분산이 알려져 있지 않은 경우가 대부분이다. 이 경우에는

표본으로부터 평균과 분산을 추정하여 D의 분포를 경험적으로 계산하는 Lilliefors D[6]-[7]방법을 사용한다. 대부분의 응용통계패키지에서 제공하는 표본의 정규성 검정을 위한 Kolmogorov - Smirnov 방법은 Lilliefors D 방법이다.

2) Shapiro-Wilk W

가) W 통계량 계산방법

관찰치들의 모집단분포 형태가 정규분포인지를 검정하는 방법 중에서 가장 최근에 발표된 것이 Shapiro-Wilk[8]의 W 방법이다. Shapiro-Wilk는 정규분포를 갖는 표본이 확률도표상에서 보여주는 직선관계를 이용하여 순서화된 관찰값과 표준화된 값에 대한 직선 회귀분석방법을 통해 정규성 만족여부를 검정하는 정량적인 검정방법을 제안하였다[8].

정규확률도표에 근거하여 직관적으로 생각해 볼 때 관찰치들의 분포가 정규분포를 따른다면 관찰치들을 크기순서로 정렬한(ordered) 값은 평균과 분산에 의해 표준화한 값과 완벽한 직선관계가 성립될 것이다. $Y_{(i)}$ 가 평균이 μ 이고 분산이 σ^2 인 정규분포에서 나온 확률표본이라면 $X_{(i)}$ 와 $Y_{(i)}$ 사이에는 다음과 같은 식이 성립한다.

$$Y_{(i)} = \mu + \sigma X_{(i)} \quad (i=1,2,\dots,n) \quad (3)$$

식(3)에서 $Y_{(i)}$ 는 관찰치의 i 번째 순서화된 값이고, $X_{(i)}$ 는 표준정규분포에서 추출한 표본의 i 번째 순서화된 값이다. $X_{(i)}$ 대신 기대값 m_i 를 대치하면 다음과 같은 오차항을 수반한 회귀모형이 된다.

$$Y_{(i)} = \mu + \sigma m_i + \varepsilon_i \quad (i=1,2,\dots,n) \quad (4)$$

식(4)에서 $Y_{(i)}$ 와 $Y_{(j)}$ 는 서로 상관되어(correlated) 있다. 그러므로 표본의 정규분포 가정하에서 표본의 순서통계량의 공분산행렬(covariance matrix)은 표준정규분포에서 추출한 확률표본의 순서통계량($X_{(i)}$ 와 $X_{(j)}$)의 공분산행렬 $V=(v_{ij})$ 와 같다고 할 수 있다. 따라서 식(4)는 오차들의 공분산행렬이 서로 상관되어 있으므로 오차항의 분산을 표준화하는 일반화최소제곱법(generalized least squares method)을 적용하여 식(4)에서의 회귀계수를 추정할 수 있다. 즉, $(Y - \mu \mathbf{1} - \sigma \mathbf{m})' V^{-1} (Y - \mu \mathbf{1} - \sigma \mathbf{m})$ 을 최소화하는 μ 와 σ 의 추정량은 정규분포를 비롯한 대칭분포에서 다음과 같이 간단한 식으로 얻을 수 있다.

$$\hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_1^n Y_i = \bar{Y}, \quad \hat{\sigma} = \frac{\mathbf{m}' V^{-1} Y}{\mathbf{m}' V^{-1} \mathbf{m}} \quad (5)$$

S^2 을 편차의 제곱합 $S^2 = \sum_1^n (Y_i - \bar{Y})^2$ 으로 정의하면 S^2 과 식(5)의 $\hat{\sigma}^2$ 은 각각 $(n-1)\sigma^2$ 과 σ^2 의 불편 추정량(unbiased estimator)이다. 이 두 개의 추정량의 비에 적절한 상수를 곱하면 정규성 검정을 위한 W 통계량이 다음 식과 같이 정의된다.

$$W = \frac{(\mathbf{a}' Y)^2}{S^2} = \left(\sum_1^n a_i Y_i \right)^2 / \sum_1^n (Y_i - \bar{Y})^2 \quad (6)$$

식(6)에서의 a 는 W 통계량의 값을 0과 1사이의 값이 되도록 표준화하는 계수이며 다음과 같이 표현된다.

$$a = (a_1, \dots, a_n) = \frac{\mathbf{m}' V^{-1}}{(\mathbf{m}' V^{-1} V^{-1} \mathbf{m})^{1/2}} \quad (7)$$

W 값은 관찰치 Y_i 와 정규분포 가정하에서 얻어진 표준화계수 a_i 가 주어지면 식(6)을 이용해 구할 수 있다. a_i 값은 Shapiro-Wilk가 구한 표[8]에 제시되어 있고, a_i 계산시 필요한 m_i 는 참고문헌[9]에 제시되어 있다.

나) $n \leq 20$ 에서의 계수 a 계산방법

W의 분포는 그 형태가 복잡하고 표본크기 n 에 따라 달라지므로 n 에 대한 일반적인 분포를 정의하는 것은 불가능하다. 식(7)에서 제시된 a 의 값은 관찰치들의 정규분포가정하에서 계산되고 n 개 관찰치들의 순서화된 값들이 서로 독립이 아니기 때문에 공분산행렬 V 를 구하는 것은 그리 간단하지가 않다. 표준정규분포에서 추출한 표본순서통계량들의 공분산행렬은 표본크기 20까지만 알려져 있기[10] 때문에 이 값을 이용하면 a 의 정확한 값은 식(7)에 의해 표본크기 20까지 계산 가능하다. 이에 따라 W의 정확한 분포는 표본크기 20까지만 얻을 수 있다.

다) $20 < n \leq 50$ 에서의 계수 a 계산방법

표본크기가 20을 초과할 경우에는 다음과 같은 근사적인 방법이 이용된다. 식(7)의 분자와 분모를 a^* 와 C 라 하면 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$a^* = m' V^{-1} \tag{8}$$

$$C = (m' V^{-1} V^{-1} m)^{1/2} \tag{9}$$

식(8)은 표본크기가 충분히 클 때 $i=2, \dots, n-1$ 에서 다음과 같이 표현된다.

$$\widehat{a}_i^* = 2m_i \tag{10}$$

식(9)에 의해 표본크기 $n \leq 20$ 인 경우에 계산되어진 C^2 과 표본크기 n 의 단순회귀분석에서 추정된 회귀식은 다음과 같이 표현된다.

$$C^2 = -2.722 + 4.083n \tag{11}$$

식(11)을 통하여 $n > 20$ 인 경우의 C^2 의 값을 외삽법(extrapolation method)을 이용해 예측한다. 그러므로 $20 < n \leq 50$ 에서의 근사적인 표준화계수 \widehat{a}_i 은 $i=2, \dots, n-1$ 에서 식(10)과 식(11)의 제곱근의 비로 구해지고, $i=1$ 과 $i=n$ 에서의 \widehat{a}_1 과 \widehat{a}_n 은 다음과 같이 구해진다.

$$\widehat{a}_1 = \widehat{a}_n = \sqrt{\frac{\Gamma(n+1)/2}{\sqrt{2}\Gamma(n/2+1)}} \tag{12}$$

따라서 식(10)~식(12)를 이용하여 근사적으로 계산한 표준화계수 a 를 식(6)에 대입하여 표본의 W값을 구할 수 있다.

라) $50 < n \leq 2000$ 인 경우의 W의 확장

앞서 기술한 Shapiro-Wilk의 W 방법은 표본크기 $n \leq 50$ 인 경우에만 적용할 수 있다. 한정된 표본크기 때문에 여러 가지 조정된 방법들이 제시되었고[11-14], 가장 최근에 Royston[15]은 Stephens[14]이 제시한 방법을 변환하여 근사적인 표준정규분포를 얻었다. 그 식은 다음과 같다.

$$Z = \frac{(1-W)^\lambda - \mu}{\sigma} \tag{13}$$

식(13)은 표본크기가 $n \leq 2000$ 에서 적용될 수 있다. 식(13)에서 Z는 표준정규분포를 하며,

λ , μ , σ 는 표본크기 n 의 함수형태로 주어진다. 대부분의 응용통계패키지(FORTRAN, SAS 등)에서 제공하는 정규성 검정의 W방법은 Royston 방법이다.

마) W 통계량에 의한 정규성 판정방법

표준화계수 a 값과 $n=3(1)50$ 에 대한 W 값은 참고문헌[8]에 제시되어 있다. 또한 표본크기가 $n=5(5)50$ 일 때, W의 경험적 누적분포함수(empirical cumulative distribution function)를 Fig. 2에 제시하였다. 표본에 대한 W 값이 결정되면 Fig. 2에서 그 W에 해당되는 p 값(유의 확률: significance probability)을 얻을 수 있다. p 값은 관찰치들이 정규성을 만족하는 정도이다. W값이 1에 가까운 값을 가지면 p 값이 커지므로 관찰치들이 정규성을 만족하는 정도가 크다고 할 수 있다. 보통 p 값을 유의수준 α 와 비교했을 때 α 수준보다 p 값이 작으면 관찰치들이 유의수준 α 에서 정규성을 만족하지 않는 것으로 판정한다.

3) Cramer-von Mises와 Anderson-Darling

정규성 검정을 위한 Cramer-von Mises 방법[16]과 Anderson-Darling 방법[17]의 기본 식은 다음과 같다.

$$Q = n \int_0^1 (F_n(x) - F(x))^2 \psi(x) dF(x) \quad (14)$$

Cramer 방법의 통계량 CM은 식(14)에서 $\psi(x)=1$ 일 때 Q 로 정의되고, Anderson-Darling 방법의 통계량 AD는 $\psi(x)=[F(x)(1-F(x))]^{-1}$ 일 때 Q 로 정의된다.

4) 왜도(skewness)와 첨도(kurtosis)에 의한 정규성 평가방법

표본의 기술통계량(descriptive statistic) 중에서 왜도와 첨도를 통하여 표본의 정규성 만족 여부를 대략적으로 파악할 수 있다. 왜도는 비대칭성을, 첨도는 표본분포의 뾰족함의 정도를 나타낸다. 정규분포와 같이 완전대칭인 경우에는 왜도가 0이고, 첨도는 3 정도를 나타낸다. 본 연구에서 이용한 SAS 통계패키지에서는 첨도계산값에서 3을 뺀 값을 제시한다. 따라서 표본의 왜도와 첨도가 모두 0에 근사한 값을 갖는다면 대략적으로 정규성을 만족하는 것으로 생각할 수 있다.

나. 이상치 제거방법

1) $1.5 \times IQR$ (inter quartile range) 법칙

표본의 다른 관찰치들로부터 편차가 큰 관찰치를 이상치(outlier)라 한다. 이러한 이상치를 제거함으로써 표본의 정확성을 높일 수 있다. 이상치를 제거하는 방법으로 $1.5 \times IQR$ (inter quartile range) 법칙[18]이 널리 사용된다. 관찰치들을 크기순서로 정렬한 다음 제 1 사분위수(quartile)와 제 3 사분위수의 범위(range)에 1.5 배 한다. 이 값을 제 1 사분위수에서 빼준 값은 기준의 하한(lower limit)이고 제 3 사분위수에 더해 준 값은 기준의 상한(upper limit)이다. 이 기준의 하한과 상한을 벗어나는 관찰치를 이상치라 볼 수 있다. 통계패키지 SAS에서는 PROC UNIVARIATE에서 $1.5 \times IQR$ 법칙에 의해 판정된 이상치가 BOX PLOT을 통하여 제공된다. 이상치를 판정하는 법칙에는 $1.5 \times IQR$ 법칙 이외에 t 검정법[19] 등이 있다.

다. 보정인자 계산을 위한 허용한계방법

동일한 조건하에서 발생한 표본의 모집단을 추정하고 추정된 모집단에서 미래의 동일한 상황에서 발생할 수 있는 임의의 관찰치에 대한 오차한계를 허용한계(tolerance limits)라 한다. 즉 허용한계는 미래의 동일한 상황에서 발생하는 임의의 관찰치가 포함되는 범위이다. 본 연구에서

다루는 표본이 정규분포를 갖는다고 가정하면 단일방향 허용한계는 다음과 같이 표현된다.

$$\bar{X} - k_{\alpha\gamma}S \text{ or } \bar{X} + k_{\alpha\gamma}S \quad (15)$$

식(15)에서 $k_{\alpha\gamma}$ 는 표본크기 n , 정규분포에 포함될 확률 α 와 신뢰도 γ 에 의해 결정되는 허용인자 (tolerance factor)이다. 허용인자 $k_{\alpha\gamma}$ 값은 참고문헌[20]에 제시되어 있다. 사용후핵연료 구성핵종 중 핵분열물질인 U-235, Pu-239 및 Pu-241은 식(15)의 단일방향 허용한계 중에서 상한의 허용한계를 갖고 그 밖의 비핵분열물질들은 하한의 허용한계를 갖는다.

4. 사용후핵연료 구성핵종의 핵종량 비율의 정규성 검정 및 보정인자

사용후핵연료 구성핵종의 계산값 대비 실험값 비율 데이터로부터 38개 통계표본을 구성했다. SAS 8.0을 이용하여 각 표본에 대한 기술통계량(descriptive statistic)을 구하고 Shapiro-Wilk W, Lilliefors D, Cramer-von Mises(CV) 및 Anderson-Darling(AD) 방법에 의한 정규성 검정을 수행하였다. 이어서 이상치를 제거하고 정규성을 만족하는 표본에 대해 보정인자를 결정하였다.

가. 4가지 정규성 검정결과

38개 표본에 대한 4 가지 정규성 검정결과를 Table 1에 제시하였다. 38개 표본은 각각의 표본크기가 3~55개 사이의 갯수를 갖는다. 표본에 대한 기술통계량으로는 평균(Mean), 표준편차(Standard Deviation : SD), 왜도(Skewness) 및 첨도(Kurtosis)를 제시하였다. Table 1에 제시된 왜도와 첨도 중에서 어느 한 값이 약 1.5보다 크면 정규성을 만족하지 않는 것으로 보인다. Table 1에서 볼 수 있듯이 표본크기가 3인 핵종의 경우에는 첨도를 계산할 수 없기 때문에 정규성 검정이 불가능하여 고려대상에서 제외시켰다.

Table 1에 제시된 38개 표본의 W, D, CV 및 AD 통계량의 p 값은 앞서 제시한 정규성 검정 방법의 수학적 식을 기반으로 구한 것이다. 통계적인 가설검정에서는 보통 유의수준 5 %에서 검정을 실시한다. 5 % 유의수준에서 볼 때 4 가지 방법 모두에서 정규성을 만족하지 않는 핵종들은 U-234, U-236, U-238, Pu-238, Pu-239, Pu-241, Am-241, Cm-242, Tc-99, Cs-134 및 Nd-148이다. 또한 Pu-240은 유의수준 5 %에서 W 방법에서만 정규성을 만족하지 않고 D, CV 및 AD 방법에서는 정규성을 만족하는 것으로 나타났다.

정규성을 만족하지 않는 핵종들의 왜도와 첨도를 보면 대략적으로 1.5 보다 크다는 것을 확인할 수 있다. 정규성을 만족하지 못하는 표본 중에는 표본에 이상치가 포함되어 있어 표본의 정규성 만족정도를 저하시키는 경우가 있다. 따라서 이상치 유무를 확인하고 이상치 제거를 통해 정규성만족도를 높여야 한다.

나. 이상치를 제거한 후의 정규성 검정결과

전체 표본을 대상으로 $1.5 \times IQR$ 법칙을 적용하여 이상치를 제거하였다. Pu-238, Pu-240, Pu-241, Pu-242, Am-241 및 Sr-90에서는 1개의 이상치를 제거하였고, Cs-134, Tc-99 및 U-236에서는 각각 2, 3 및 4개의 이상치를 그리고 U-234, U-238 및 Pu-239에서는 각각 6, 7 및 8개의 이상치를 제거하였다. 이상치 제거후의 기술통계 및 정규성 검정 결과를 Table 2에 제시하였다.

Table 2의 U-235를 포함한 처음 18개 표본에 대한 정규성 검정결과는 W 검정에서 25 %이상의 p 값을 갖고 다른 3 개 방법에서의 p 값은 상한값 이상으로 나타났다. Pu-239를 포함한 6개 표본은 W 검정에서 5~25 %의 p 값을 갖는 것으로 나타났다. 또한 Nd-148과 Pu-241은 4 가지 방법 모두 유의수준 5 %에서 정규성을 만족하지 못하는 것으로 나타났다.

이상치가 있는 표본에서 이상치를 제거했을 때 정규성을 만족하는 표본이 있는 반면에 만족시키지 못하는 핵종들도 나타났다. 정규성을 만족하는 핵종들의 왜도 및 첨도는 정규분포에서의 왜

도 및 침도에 근접한 값을 보이고 있음을 알 수 있고, 만족 못하는 표본의 왜도 및 침도는 크게 벗어나는 것을 볼 수 있다. Pu-241은 이상치를 제거했는데도 불구하고 정규성을 만족하지 않는 것으로 나타났다.

다. 95/95 확률 및 신뢰도를 갖는 보수적인 보정인자

Table 2의 윗쪽에 제시된 18개 표본에서는 D, CV 및 AD 방법에 의한 정규성 검정에서 p 값이 상한값 이상으로 나타났고 W 방법에 의한 정규성 검정에서는 p 값이 25 %이상 나타났다. 보수적인 관점에서 이들 표본만 정규성을 만족하는 것으로 간주하고 식(15)를 이용하여 이들에 대한 95/95 확률 및 신뢰도를 갖는 보정인자를 구하여 Table 3에 제시하였다. 핵임계도에 미치는 영향이 큰 Pu-239와 Pu-241이 보수적인 인자 결정에 포함되지 않았다. 이들 핵종에 대한 핵종량 계산값 및 실험값에 대한 정밀한 검토가 필요하다. Table 3에 제시된 보정인자 중에서 비핵분열물질인 Cs-134는 보정인자의 값이 1.0 이상이므로 이 경우에는 보수적인 입장에서 1.0 으로 조정되어야 한다.

5. 결론 및 향후계획

사용후핵연료내 38개 핵종의 핵종량 계산값 대비 실험값 비율로 통계표본을 구성하고, 이를 대상으로 정규성 검정을 수행하였다. 이들 중 정규성을 만족하는 18개 핵종에 대한 95/95 확률 및 신뢰도를 갖는 보정인자를 결정하였다. 이를 통하여 보정인자 계산시에 표본의 정규성 검정과 이상치 존재 여부 평가가 중요함을 확인하였다. 본 연구에서 택한 정규성 검정 통과 기준은 지나치게 보수적이라고 볼 수 있기 때문에 이를 낮출 수 있는 근거를 마련하여 Pu-239 및 Pu-241 등과 같은 주요 핵종들의 표본이 정규성을 만족할 수 있도록 해야 할 것이다. 그리고 보정인자 결정시 표본의 정규성 만족도를 정량화하여 허용인자에 반영해야 할 것이다. 이를 위해서는 정규성 검정에서의 제 2 종 오류의 확률을 결정하는 방법에 대한 연구가 뒤따라야 할 것이다. 또한 보정인자를 회귀분석방법으로 구하기 위하여 오차항의 정규성과 등 분산성을 정량적으로 결정하는 방법에 대한 추가적인 연구가 필요하다고 본다.

본연구는 과학기술부의 원자력 연구개발사업의 일환으로 사용후핵연료특성계량화 기술개발과제에서 수행한 것임.

참 고 문 헌

- [1] Meraj Rahimi, Isotopic and Criticality Validation for PWR Actinide-only Burnup Credit, DOE/RW-0497, U.S. Department of Energy (1997).
- [2] 박성원외, “사용후핵연료 관리·이용 기술개발” 한국원자력연구소 보고서 KEARI / RR-2132/2000 (2000).
- [3] 신희성외, “SCALE과 SWAT 코드시스템을 이용한 PWR 사용후핵연료의 핵종량 예측”, 한국 원자력학회 춘계학술발표회 논문집 (2001).
- [4] U.S. Nuclear Regulatory Commission, SCALE: A Modular Code System for Performing Standardized Computer Analyses for Licensing Evaluation, NUREG/CR-0200, Rev.6 (ORNL/NUREG/CSD-2/R6), Vols. 1, 2, and 3, Oak Ridge National Laboratory (1998).

- [5] Massey, F. J., "The Kolmogorov-Smirnov Test for Goodness of Fit," *Journal of the American Statistical Association* 46, 68-78 (1951).
- [6] Hubert W, Lilliefors, "On then Kolmogorov-Smirnov Test for Normality with Mean and Variance Unknown," *Journal of the American Statistical Association* 63, 339-402 (1967).
- [7] Andrew L. Mason and C. B. Bell, "New Lilliefors and Srinivasan Tables with Applications," *Communic. Statist. Simul.* Vol. 15, No. 2 pp. 457-459 (1986).
- [8] Shapiro, S. S. and Wilk, M. B., "An analysis of variance test for normality(complete samples)," *Biometrika* 52, 591-611 (1965).
- [9] Harter, H. C., "Expected values of normal order statistics," *Biometrika* 48, 141-153 (1961).
- [10] SARHAN, A.E. & GREENBERG, B.G., "Estimation of location and scale parameters by order statistics from singly and double censored samples," Part I. *Ann. Math. Statist.* 27, 427-51 (1956).
- [11] Shapiro, S. S. and Francia, R. S., "Approximate analysis of variance test for normality," *J. Amer. Statist. Assoc.* 67, 215-216 (1972).
- [12] Stephens, M. A., "Asymptotic properties for covariance matrices of order statistics," *Biometrika* 62, 23-28 (1975).
- [13] Weisberg, S. and Binham, C., "An approximate analysis of variance test for non-normality suitable for machine calculation," *Technometrics* 17, 133-134 (1975).
- [14] Ralph B. D'Agostino and Michael A. Stephens, *Goodness-of-fit techniques*, Marcel Dekker, INC. New York and Basel (1986).
- [15] Royston, "An extension of Shapiro-Wilk's W test for normality to large samples," *Applied Statistics* 31, 115-124 (1982).
- [16] Cramer, H., "On the composition of elementary errors," second paper, statistical applications, *Skand. Aktvarietidskr.* 11, 141-180 (1928).
- [17] Aderson, T. W. and Darling, D. A., "A test of goodness-of-fit," *J. Amer. Statist. Assoc.* 49, 765-769 (1954).
- [18] Tukey, J. W., *Exploratory Data Analysis*, Addison-Wesley, Massachusetts (1977).
- [19] F. E. Grubbs, "Procedures for Detecting Outlying Observations in Samples," *Technometrics*, Vol. 2 (1969).
- [20] Owen, D. B., "Factors for One-Sided Tolerance Limits and for Variables Sampling Plans," Sandia Corporation Monograph No. SCR-607 (1963).

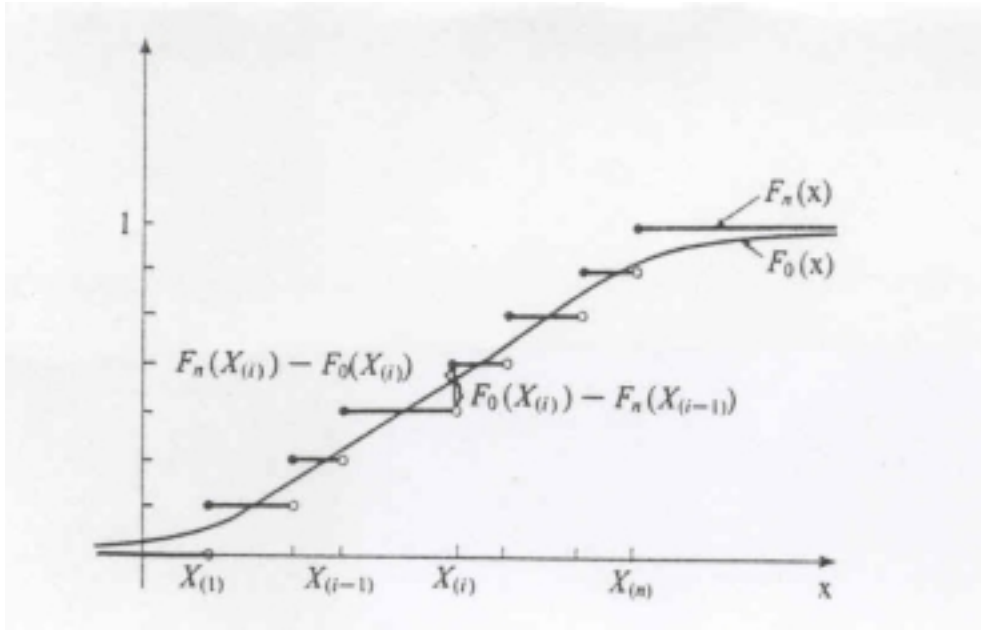


Fig. 1 Illustration for D Determination from the Difference between Hypothetical Distribution and Sample Distribution Function.

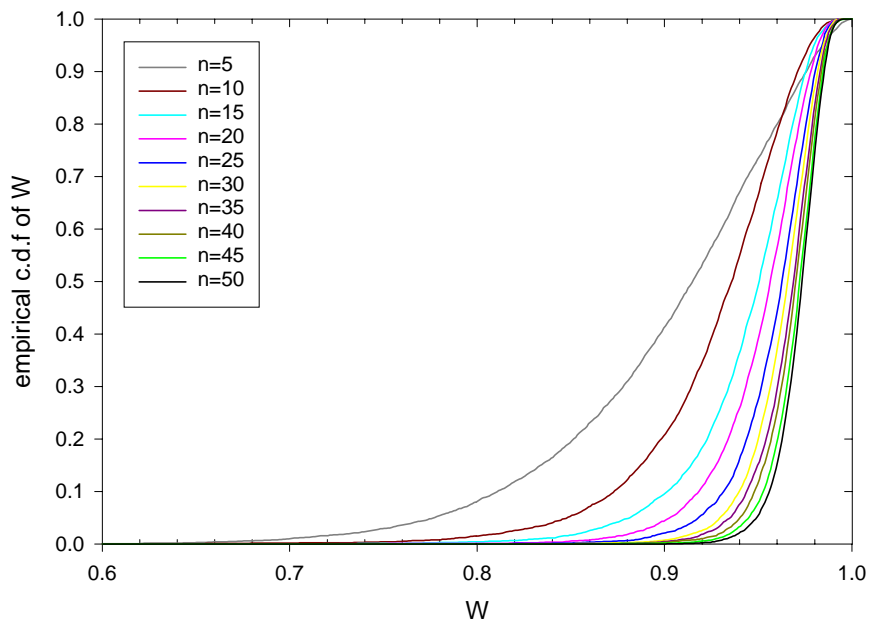


Fig. 2 Empirical Cumulative Distribution Function of W for n=5(5)50.

Table 1. Descriptive Statistics and Normality Test Results for 38 Nuclides

Isotopic	Size	Mean	Std	Skewness	Kurtosis	p-value			
						W	D	CV	AD
U-234	25	1.0026	0.1066	1.0445	2.3636	0.0419	0.0713	0.0183	0.0246
U-235	55	1.0082	0.0311	0.0079	-0.3144	0.8559	0.1500	0.2500	0.2500
U-236	55	1.0086	0.0452	1.3213	2.7550	0.0005	0.0100	0.0050	0.0050
U-238	49	1.0014	0.0051	0.5283	3.5748	0.0001	0.0100	0.0050	0.0050
Np-237	13	0.9803	0.0868	0.1781	-1.0835	0.3791	0.1500	0.2500	0.2500
Pu-238	35	1.1072	0.0987	1.0801	1.5132	0.0219	0.0100	0.0184	0.0273
Pu-239	55	0.9860	0.0501	1.0553	0.8940	0.0006	0.0100	0.0050	0.0050
Pu-240	55	1.0049	0.0286	0.5096	2.5385	0.0242	0.1500	0.2500	0.1312
Pu-241	55	1.0078	0.0630	1.5222	2.5455	0.0001	0.0100	0.0050	0.0050
Pu-242	51	0.9919	0.0617	0.7866	2.2316	0.0741	0.1500	0.2500	0.2500
Am-241	9	1.1258	0.1876	2.6217	7.2125	0.0002	0.0100	0.0050	0.0050
Am-242	6	1.0345	0.1427	-0.8499	0.5648	0.7929	0.1500	0.2500	0.2500
Am-243	6	1.0272	0.0627	-0.4270	-0.6183	0.7891	0.1500	0.2500	0.2500
Cm-242	15	1.3948	0.0699	1.0757	0.9272	0.0632	0.0350	0.0193	0.0337
Cm-244	15	1.0230	0.0415	-0.3982	-0.7328	0.3770	0.1500	0.2500	0.2500
Se-79	9	0.8851	0.0875	-0.5214	-0.8422	0.4341	0.1500	0.2500	0.2500
Sr-90	9	0.9752	0.0115	-1.0164	1.7319	0.4528	0.1500	0.2500	0.2500
Tc-99	13	0.8712	0.1083	-1.0334	-0.3560	0.0100	0.0192	0.0075	0.0054
Ru-106	4	1.0305	0.0616	0.1083	-3.6422	0.6306	0.1500	0.2500	0.2500
Sn-126	6	0.3077	0.0456	-0.0119	-2.5706	0.1722	0.1500	0.2500	0.2394
I-129	3	1.1210	0.0570	-0.6924	.	0.7382	0.1500	0.2500	0.2500
Cs-133	3	0.9733	0.0090	-0.3308	.	0.8777	0.1500	0.2500	0.2500
Cs-134	16	1.2726	0.1229	1.9917	7.2798	0.0013	0.0100	0.0050	0.0050
Cs-135	9	0.9506	0.0207	-0.9010	0.5841	0.5025	0.1500	0.2500	0.2500
Cs-137	26	0.9886	0.0140	-0.1282	0.3628	0.4707	0.1500	0.2500	0.2500
Ce-144	4	1.0260	0.0290	-1.3377	2.0196	0.4614	0.1500	0.2500	0.2500
Nd-143	3	0.9907	0.0042	-1.2933	.	0.4633	0.1500	0.2500	0.2500
Nd-144	3	1.0003	0.0015	0.9352	.	0.6369	0.1500	0.2500	0.2500
Nd-145	3	1.0027	0.0032	-1.5454	.	0.2983	0.1500	0.2500	0.2091
Nd-146	3	0.9907	0.0006	-1.6795	.	0.1572	0.1362	0.1834	0.1191
Nd-148	16	1.0013	0.0141	-0.2450	-1.8443	0.0049	0.0221	0.0091	0.0050
Nd-150	3	0.9673	0.0091	0.6470	.	0.7563	0.1500	0.2500	0.2500
Sm-148	3	1.2320	0.0269	-1.7293	.	0.0356	0.0879	0.1127	0.0710
Sm-149	3	1.5873	0.3133	1.5995	.	0.2506	0.1500	0.2458	0.1751
Sm-150	3	0.9890	0.0446	-1.5683	.	0.2791	0.1500	0.2500	0.1956
Sm-152	3	0.9453	0.0273	-1.1634	.	0.5311	0.1500	0.2500	0.2500
Eu-153	3	0.9310	0.0473	-1.5628	.	0.2838	0.1500	0.2500	0.1990
Eu-154	9	1.1710	0.0587	-0.6714	-0.9367	0.3064	0.1500	0.2500	0.2500

Table 2. Descriptive Statistics and Normality Test Results for 26 Nuclides After Deleting Outlier

Isotopic	Size	Mean	Std	Skewness	Kurtosis	p-value			
						W	D	CV	AD
U-234	19	0.9923	0.0447	-0.1949	0.2538	0.5102	0.1500	0.2500	0.2500
U-235	55	1.0082	0.0311	0.0079	-0.3144	0.8559	0.1500	0.2500	0.2500
U-236	51	0.9996	0.0317	0.2039	-0.2331	0.2776	0.1500	0.2500	0.2500
Np-237	13	0.9803	0.0868	0.1781	-1.0835	0.3791	0.1500	0.2500	0.2500
Pu-242	50	0.9875	0.0537	0.0292	0.0340	0.9891	0.1500	0.2500	0.2500
Am-241	8	1.0655	0.0535	1.2488	1.6178	0.3105	0.1500	0.2500	0.2500
Am-242	6	1.0345	0.1427	-0.8499	0.5648	0.7929	0.1500	0.2500	0.2500
Am-243	6	1.0272	0.0627	-0.4270	-0.6183	0.7891	0.1500	0.2500	0.2500
Cm-244	15	1.0230	0.0415	-0.3982	-0.7328	0.3770	0.1500	0.2500	0.2500
Se-79	9	0.8851	0.0875	-0.5214	-0.8422	0.4341	0.1500	0.2500	0.2500
Sr-90	8	0.9783	0.0076	0.2808	-0.7007	0.7081	0.1500	0.2500	0.2500
Tc-99	10	0.9251	0.0407	0.2904	-0.6982	0.6439	0.1500	0.2500	0.2500
Ru-106	4	1.0305	0.0616	0.1083	-3.6422	0.6306	0.1500	0.2500	0.2500
Cs-134	14	1.2599	0.0462	0.0127	-0.8342	0.6615	0.1500	0.2500	0.2500
Cs-135	9	0.9506	0.0207	-0.9010	0.5841	0.5025	0.1500	0.2500	0.2500
Cs-137	26	0.9886	0.0140	-0.1282	0.3628	0.4707	0.1500	0.2500	0.2500
Ce-144	4	1.0260	0.0290	-1.3377	2.0196	0.4614	0.1500	0.2500	0.2500
Eu-154	9	1.1710	0.0587	-0.6714	-0.9367	0.3064	0.1500	0.2500	0.2500
Sn-126	6	0.3077	0.0456	-0.0119	-2.5706	0.1722	0.1500	0.2500	0.2394
Pu-240	54	1.0029	0.0250	-0.4332	0.1018	0.1310	0.1500	0.2244	0.1571
Pu-239	47	0.9694	0.0302	0.1835	0.1796	0.2798	0.0220	0.0559	0.0935
Pu-238	34	1.0983	0.0846	0.6190	0.0908	0.1901	0.0152	0.0703	0.1205
U-238	42	1.0004	0.0024	-0.1087	0.5260	0.1042	0.1300	0.0633	0.0462
Cm-242	15	1.3948	0.0699	1.0757	0.9272	0.0632	0.0350	0.0193	0.0337
Nd-148	16	1.0013	0.0141	-0.2450	-1.8443	0.0049	0.0221	0.0091	0.0050
Pu-241	54	1.0034	0.0546	1.0690	0.2356	0.0001	0.0100	0.0050	0.0050

Table 3. Correction Factors for 18 Nuclides which are satisfied with the Normality

Isotopic	Size	Correction Factor	Tolerance Factor*SD (Uncertainty)	Mean	Standard Deviation (SD)	Tolerance Factor
U-234	19	0.88394	0.10833	0.99228	0.04471	2.42300
U-235	55	1.07171	0.06348	1.00823	0.03109	2.04200
U-236	51	0.93424	0.06539	0.99963	0.03174	2.06000
Np-237	13	0.74850	0.23182	0.98032	0.08679	2.67100
Pu-242	50	0.87658	0.11090	0.98748	0.05371	2.06500
Am-241	8	0.89494	0.17056	1.06550	0.05352	3.18700
Am-242	6	0.50551	0.52899	1.03450	0.14266	3.70800
Am-243	6	0.79461	0.23255	1.02717	0.06272	3.70800
Cm-244	15	0.91646	0.10654	1.02300	0.04152	2.56600
Se-79	9	0.61992	0.26519	0.88511	0.08749	3.03100
Sr-90	8	0.95407	0.02419	0.97826	0.00759	3.18700
Tc-99	10	0.80670	0.11842	0.92512	0.04068	2.91100
Ru-106	4	0.71367	0.31683	1.03050	0.06159	5.14400
Cs-134	14	1.13912	0.12081	1.25994	0.04622	2.61400
Cs-135	9	0.88799	0.06260	0.95059	0.02065	3.03100
Cs-137	26	0.95685	0.03180	0.98865	0.01398	2.27500
Ce-144	4	0.87662	0.14938	1.02600	0.02904	5.14400
Eu-154	9	0.99322	0.17778	1.17100	0.05865	3.03100