'04 추계학술발표회 논문집
한국원자력학회

울진 3,4 호기 주요 초기사건 보완 연구
A Study of Updating Important Initiating Events Frequencies of UCN 3,4

김길유, 강대일, 양준언

한국원자력연구소
대전광역시 유성구 덕진동 150

요약

울진 3,4 호기의 PSA의 초기사건에 대해 최신의 국내외 원전 자료를 반영하고, 미비한 점을 찾아 개선한 결과 중, 증기발생기 세관 파단 사건, 저압경계부 냉각재 상실, 대형 이차측 파단 사고의 초기사건 빈도 계산 개선 방법을 기술하였다.

Abstract

In this paper, the frequencies of important initiating events such as steam generator tube rupture, interfacing system LOCA, and large secondary side break for UCN 3 & 4 are updated reflecting the new operating experience of the domestic and foreign countries, and the unsatisfactory previous methods in deriving the initiating events frequencies are upgraded.

1. 서론

최근에 국내외적으로 위험도 정보 활용 원전 규제 및 응용 (Risk Informed Regulation & Applications)이 활발해 짐에 따라, 위험도 정보 활용 원전 규제 및 응용의 근간이 되는 확률론적안전성평가 (PSA) 모델의 정확성 및 충실성이 요구되어지고, 또, 위험도 정보 활용 원전 응용 분야도 PSA의 품질 등급에 따라 허용되는 방식으로 진행되고 있다. 이에 따라, 각 PSA 모델의 등급을 결정하기 위한 잣대로서 PSA 표준[1,2]이 정해지기까지 하였다. 우리나라도 표준원전의 PSA 품질을 높이기 위하여 울진 3,4 호기의 PSA[1]의 초기사건에

대해 최신의 국내외 원전 자료를 반영하고, 미비한점을 찾아 개선하고 있는데, 본 논문은 그 작업 중, 증기발생기 세관 파단 사건 (Steam Generator Tube Rupture, SGTR), 저압경계부 냉각재 상실 사고 (Interfacing System LOCA, ISLOCA), 대형 이차측 파단 사고 (Large Secondary Side Break, LSSB)의 발생 빈도에 대해 기술하였다.

초기사건 빈도 계산 보완의 원칙은 다음과 같다.

첫째, 확률론적안전성평가 수행절차서[4]에 따라, 초기사건빈도를 재평가한다.

둘째, 운전이력을 기초로 초기사건빈도를 구할 경우, 일관성을 위하여 최근에 발표되어 미국의 많은 원전들이 이용하는 NUREG/CR-5750[5]의 초기사건 빈도를 기본으로 이용한다. 이때,

- 울진 3,4 호기와 NUREG/CR-5750의 초기사건의 분류기준을 맞춘다.
- NUREG/CR-5750에서는 발생빈도가 감소추세가 있는 경우는 낮은 값을 사용하는데, 이것의 타당성을 검토한다. 왜냐하면, 우리나라는 신규원전이 많기 때문이다. (본 논문에서 다룬 3개의 주요 초기사건에서는 NUREG/CR-5750에서 추세변화가 없으므로 검토 불필요.)
- NUREG/CR-5750의 초기사건 빈도를 사전분포로하여 울진3,4호기의 초기사건 빈도를 2단계 Bayesian update로 구한다. 따라서, 울진 3,4호기를 제외한 국내 PWR 전체의 이력을 1차 증거로, 그리고, 울진 3,4 호기 이력을 2차 증거로 하여 사후분포를 구한다.
- 국내 운전이력자료는 2002년말까지 수집된 활용가능한 자료로 한다.
- 기존 국내 PSA의 초기사건빈도 분포는 lognormal 분포이므로, 보완된 분포도 lognormal 분포로 구한다.

2. 증기발생기 세관 파단 초기사건

기존 울진 3,4[3] (또는 영광 5,6[6]) 호기 PSA에서 사용한 증기발생기 세관 파단 사고 (SGTR) 빈도 계산 방법은 다음과 같다.

ALWR PRA KAG[7]에 있는 운전이력에 기초하여 SGTR 빈도를 계산하였는데, 660년간 (=reactor year, ry)의 운전 이력에서 3번의 가압경수로(PWR) SGTR 파단 사고가 있었다. 따라서, SGTR 사고 빈도는 3/660 ry = 4.5×10^{-3}/ry으로 계산되었다. 이 값을 SGTR의 평균빈도로 사용하고 불확실성 분석을 위해서 오류인자(Error Factor, EF)를 5.0으로 가정하였다.[3, 6]

본 논문에서는 초기사건 빈도 계산을 보완의 원칙에 따라, 최신자료인 NUREG/CR-5750의 초기사건 빈도를 사전분포로 하고, 울진 3,4호기를 제외한 국내 PWR 전체의 이력을 증거로 1차 Bayesian update를 하였다. 그리고, 1차 Bayesian update의 사후분포를 사전분포로 하고, 울진 3,4 호기 이력을 증거로 2차 Bayesian update 하여 사후분포를 구하는 2단계 Bayesian update를 수행하였다.

NUREG/CR-5750의 SGTR과 울진3,4 호기의 SGTR의 분류기준이 같음을 확인하였으며, NUREG/CR-5750에서는 운전 이력에 기초하여 미국 PWR 원전 499 critical year(cr.yr) 동안 3회의 SGTR 사고가 있었으므로 Jeffreys non-informative[15] 사전분포를 사용하여 SGTR 빈도분포로서 평균값이 $7.0 x10^{-3}$/cr.yr (=3.5/499)인 감마 분포를 구하였으며, 90% 신뢰도 구간은 아래 처럼 구하였다.

$[\chi^2_{0.05}(2n+1)/2T, \chi^2_{0.95}(2n+1)/2T] = [2.2x10^{-3}, 1.4x10^{-2}]$ ----------------(1)

여기서, n은 발생한 사건 수, T는 총 관측시간을 뜻한다.

초기사건 보완 원칙에 따라, 초기사건 분포를 lognormal 분포로 계산하기 위하여, 참고문헌[8]에서 EF를 구한 방법을 사용하였다. 즉, 식(1)의 90% 신뢰도 구간을 lognormal 분포의 5%tile(=X_5)과 95%tile(=X_{95})로 가정하면 EF = 2.52이고 이를 보수적으로 3으로 잡았다. 이제, 1차 Bayesian Update를 미국 NUREG-5750을 사전분포로 하고 울진 3,4 이외의 국내 전체 PWR의 운전 결과를 1차 증거로 하여 계산하여 보자. 2002년 말까지의 울진 3,4 호기를 제외하고 국내 PWR 134.1 cr.yr[14]동안 0번의 SGTR이 일어났으므로 사후분포는 평균 4.94 $x10^{-3}$ /cr.ry이 된다(실제 계산은 그림 1에 보인 것 처럼 BURD[9]로 계산하였다). 즉,

사전분포: 평균값 = 7.0 $x10^{-3}$/cr.yr , EF = 3

증거 : SGTR=0, 2002년말까지의 PWR 총 운전년수(울진3,4호기 제외)=134.1 cr.yr

사후분포: X_5 = 1.54 $x10^{-3}$, X_{95}= 1.07$x10^{-2}$, 평균값 = 4.94 $x10^{-3}$ /cr.ry

위 사후분포를 사전분포로하고 울진 3,4 호기 7.1년[14] 동안에 1번의 SGTR (2002년 발생)이 있는 증거를 이용하여 다시 사후분포를 구하면, 평균값이 6.68$x10^{-3}$/cr.ry (X_5 =2.14 $x10^{-3}$, X_{95}= 1.47E $x10^{-2}$) EF = 2.61가 된다.

즉, 울진 3호기나 4호기의 연간 STGR 빈도는 6.68 $x10^{-3}$/cr.ry 이다. 따라서, 울진 3,4 호기 증기발생기 세관 파단 빈도는 4.5$x10^{-3}$/ry (EF 5.0)에서 6.68$x10^{-3}$/cr.ry (EF 3.0)으로 변경되어야 하는 것으로 판단된다.

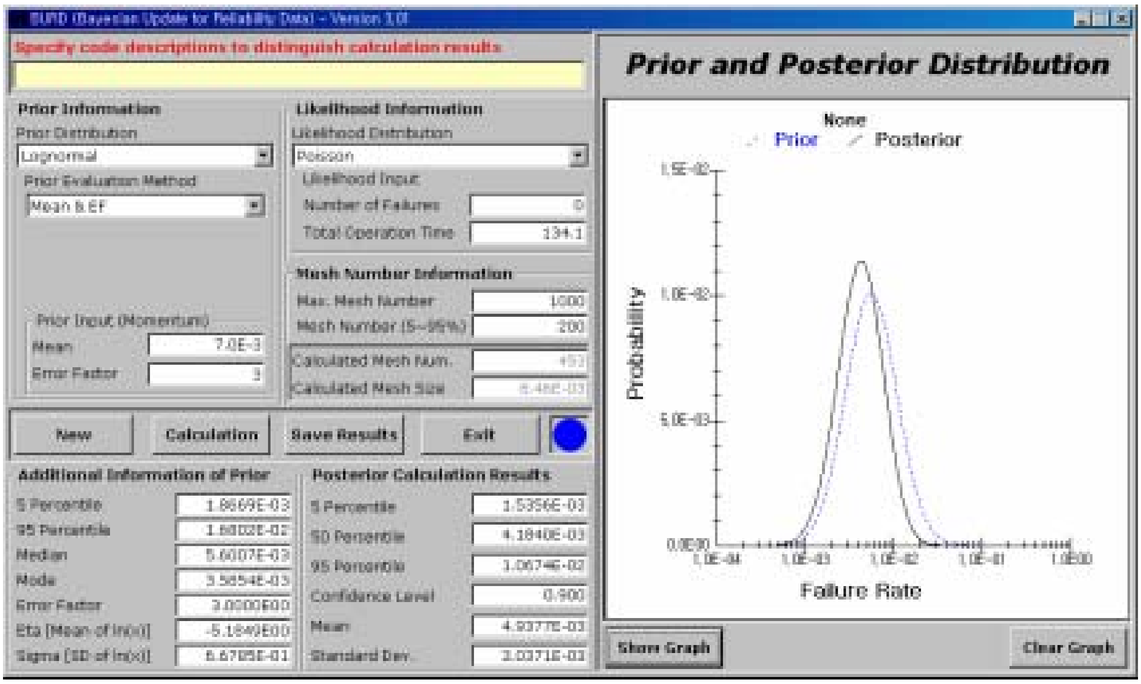

그림 1. BURD를 이용한 증기발생기 세관 파단 빈도의 사전 및 사후 분포 계산

본 논문에서는 민감도 분석의 일환으로 CE 원전 Owner's Group에서 발간한 CE NPSD-1196[8]를 중심으로 울진 3,4 호기 SGTR 초기사건 빈도를 다음과 같이 재계산하였다. CE NPSD-1196는 NUREG/CR-5750 이후에 나온 최근 보고서로서 최근 운전이력 정보까지 포함하여 더 인용할 가치가 있는 것으로 판단되나, 다음에 기술한 것 같이, CE 원전에 유리하게 SGTR 빈도를 계산하는 문제점이 있고, 일관성을 위해 사전분포는 NUREG/CR-5750 결과를 중심으로 한다는 초기사건빈도 보완 원칙에 따라, CE NPSD-1196는 사용하지 않기로 하였다. 다음은 CE NPSD-1196를 중심으로 울진 3,4 호기 SGTR 초기사건 빈도를 재계산한 내용이다.

CE NPSD-1196에 의하면, 미국 PWR 원전의 2000. 3. 31까지의 증기발생기 가동 햇수는 3306.2년이고, 이 기간 중에 9번의 SGTR이 일어나서, 증기발생기당 SGTR 빈도는 다음과 같이 계산된다[8].

SGTR/SG = (고장사건 / SG 운전햇수) = 9 / 3306.2 = 2.7×10^{-3} / SG.년

그러므로 울진 원전 4호기일 경우, 증기발생기가 2기 있으므로, 울진 4호기의 SGTR 빈도는 2 * 2.7 x 10^{-3} / ry, 즉, 5.4 x 10^{-3} /ry이다. (그러나, 고리 3,4 처럼 1호기당 증기발생기가 3개인 웨스팅하우스형 원전에서의 SGTR 빈도는 3 * 2.7 x 10^{-3} / ry = 8.1x 10^{-3} /ry로 계산하여야 하는 불리한 방법이다.)

앞의 방법 처럼 2단계 Bayesian update를 수행하면, 처음 사전분포가 7.0 x 10^{-3} / ry 대신 5.4 x 10^{-3} /ry를 사용하는 것만이 다르고 나머지는 같으므로, 즉, 울진 3호기나 4호기의 연간 STGR 빈도 평균값은 5.58 x10^{-3} /cr.ry 로 구해진다.

3. 저압경계부 냉각재상실 초기사건

저압경계부 냉각재상실사고(Interfacing System LOCA, ISLOCA)는 원자로 냉각재 계통의 저압경계부를 통해 일차측 냉각수가 격납건물 외부로 직접 상실되는 사고이다. 울진 3,4 호기[3](또는, 영광 5,6호기[6]) PSA 분석이나 NUREG/CR-5750을 보면 ISLOCA가 국내외적으로 일어난적이 없어, 운전이력을 이용하여 빈도를 구하지 않는다. 본 연구에서는 울진 3,4 호기[3](또는, 영광 5,6호기[6]) PSA 분석 모델을 사용하되 불확실성분석을 해석적 방법하여 보다 정확한 값을 도출하였다.

울진 3,4 호기(또는, 영광 5,6호기) PSA 분석에서 2개의 정지냉각 흡입관으로의 ISLOCA가 의미있는 값을 도출하는 것으로 나타났다 (그림 2 참조).

울진 3,4 호기 PSA 보고서[3]를 보면, 정지냉각 흡입관을 통한 ISLOCA 빈도 λ_{scr}는 아래 식으로 주어진다.

$$\begin{aligned}\lambda_{SCS} &= \frac{1}{T}\int_0^T \lambda_{SCS}(t)dt \\ &= P(RV)\lambda_{MR}^2 T\end{aligned} \quad \text{------------------------------- (2)}$$

계산에 사용된 각 변수 값은 다음과 같다[3].

- $P(RV)$= 방출밸브가 열림 실패할 확률, 4.0x10^{-3}/d (평균) 오차인자 8.8. (가압기 방출밸브 자료)
- λ_{MR} = 전동밸브의 내부 파열 고장율, 5.43x10^{-4}/yr (평균) 오차인자 50.0 (가정).
- T = 1.5 년 (재장전 주기)

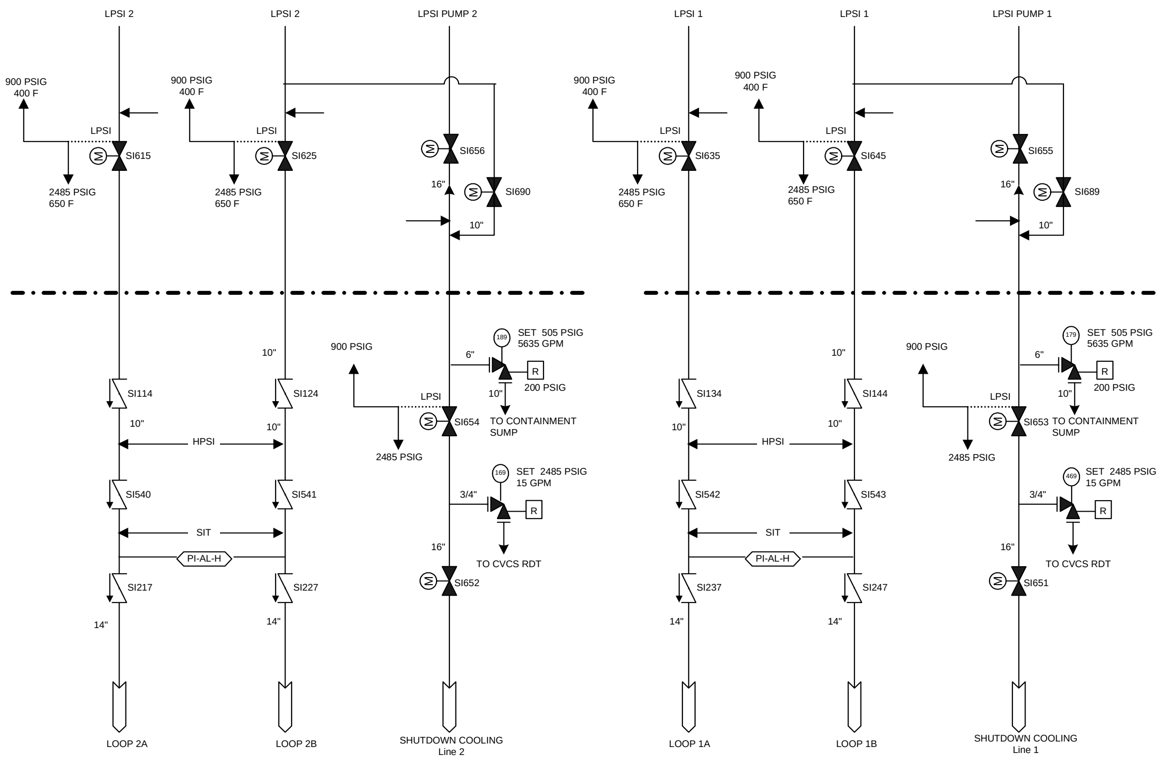

그림 2. 저압경계부 냉각재 상실사고 예견 위치

불확실성 분석을 위해 상기 빈도의 분포는 log-normal로 가정되었으며, KIRAP_UNCUT code[10]로 계산되었다[3]. 울진 3,4 호기 정지냉각계통 흡인관을 통한 ISLOCA 빈도는 다음과 같이 평가되었다[1].

평균값 : 6.22×10^{-10}/yr
중앙값 : 1.07×10^{-11}/yr
EF : 172.3
Point estimate : 1.77×10^{-9}/yr

본 연구에서는 다음을 주의하여 해석적으로 식(2)의 불확실성 분포를 분석하였다. 즉, 동일한 두개의 MOV (예, 그림 1의 MOV SI653과 MOV SI651) 각각의 실패할 확률을 q_1, q_2 라고 할 때, 두 MOV가 연속 실패할 확률 Q를 구할 때, $Q=q_1*q_2$로 하지 않고, $Q = q_1^2$ 으로 하여야 정확하다[11]. $Q=q_1*q_2$ 로 할 때와 $Q = q_1^2$ 로 할 때의 차이는 평균값과 EF에 있다. (부록의 공식1, 2 참조)

먼저 식 (2)의 $\lambda_{MR}{}^2$의 lognormal 분포를 구하기 위해서는 λ_{MR}의 lognormal 분포 $\Lambda(\mu,$

σ)에서 μ와 σ를 구하여야 한다. EF=50으로 가정하였으므로, EF = exp(1.654σ) = 50에서 σ = 2.378. 또, 평균값 = exp(μ + σ^2/2) 에서 λ_{MR}의 평균값이 $5.43\text{x}10^{-4}$/yr이고, σ = 2.378 이므로, μ = -10.345이다.

이제 $\lambda_{MR}{}^2$ lognormal 분포를 구하기 위해서 다음의 두가지 경우로 계산하여 보자. 즉, 같은 MOV로 여겨서 계산하는 방법과 다른 두 MOV로 가정하고 계산하는 방법이다.

가) 다른 두 MOV로 가정하고 계산하는 방법

부록의 공식 1를 사용한다.

$$\lambda_{MR}{}^2 = \lambda_{MR} * \lambda_{MR} = \Lambda(\mu+\mu, (\sigma^2+\sigma^2)^{0.5})$$
$$= \Lambda(2\mu, 2^{0.5}\sigma)$$
$$= \Lambda(-20.69, 3.363) \text{ ------------------------------(3)}$$

mean ($\lambda_{MR}{}^2$) = exp (2μ + σ^2) = $2.95\text{x}10^{-7}$

median($\lambda_{MR}{}^2$) = exp (2μ) = $1.03\text{x}10^{-9}$

한편, $P(RV)$도 평균이 $4.0\text{x}10^{-3}$/d 이고, 오차인자가 8.8인 lognormal 분포로 가정하였으므로[3]

$P(RV)$ ~ Λ(-6.4, 1.322)

따라서, 부록의 공식 3을 이용하면, 상수 T가 곱해진

T $P(RV)$ ~ Λ(-6.4+ln T, 1.322) = ~ Λ(-6, 1.322) ---------------------(4)

식 (3),(4)에 의해서,

T $P(RV) * \lambda_{MR} * \lambda_{MR}$ ~ Λ(-26.69, 3.61)

따라서,

mean(T $P(RV) * \lambda_{MR} * \lambda_{MR}$) = exp(-26.69+$3.61^2$/2) = $1.73\text{x}10^{-9}$ -----------(5)

median(T $P(RV) * \lambda_{MR} * \lambda_{MR}$) = exp(-26.69) = $2.56\text{x}10^{-12}$

EF = exp(1.645σ) =exp(1.645*3.61) = 379

나) 같은 MOV로 여겨서 계산하는 방법

부록의 공식 2를 사용한다.

$$\lambda_{MR}{}^2 = \Lambda(2\mu, 2\sigma) = \Lambda(-20.69, 4.756) \text{ ------------------------------(6)}$$

$\text{mean}(\lambda_{MR}^{2}) = \exp(2\mu + 2\sigma^2) = 8.44\text{x}10^{-5}$
$\text{median}(\lambda_{MR}^{2}) = \exp(2\mu) = 1.03\text{x}10^{-9}$

식 (6),(4)에 의해서,
$T\ P(RV)*\lambda_{MR}^{2} \sim \Lambda(-26.69, 4.936)$

따라서,
$\text{mean}(T\ P(RV)*\lambda_{MR}^{2}) = \exp(-26.69+4.936^2/2) = 5\text{x}10^{-7}$ -----------------(7)
$\text{median}(T\ P(RV)*\lambda_{MR}^{2}) = \exp(-26.69) = 2.56\text{x}10^{-12}$
$EF = \exp(1.645\sigma) = \exp(1.645*4.936) = 3360$

식(5),(7)을 비교하면 같은 MOV로 가정하여 구했을 때의 평균값이 다른 MOV로 가정하고 구한 것보다 289배 큰 것을 알 수 있다. 따라서, 울진 3,4호기의 경우, 두개의 MOV가 같으므로 ISLOCA 빈도 평균값은 식(7)을 사용하며, 과거에 구했던 값 $6.22\text{x}10^{-10}$/년 대신에 $5.00\text{x}10^{-7}$/년으로 하여야 한다.

NUREG/CR-5750[5]에 의하면 미국 내에서도 ISLOCA 사고가 없었기 때문에 PWR ISLOCA 빈도를 참고문헌[12]을 참조하여 $2.0\text{x}10^{-6}$으로 하였다. 따라서, 본 연구에서 새로 계산한 값 (약 $5.00\text{x}10^{-7}$/년)이 비교적 유사한 것으로 판단된다.

4. 대형 이차측 파단 초기사건

울진 3,4 (또는, 영광 5,6) 호기 PSA 보고서[3]에서는 ALWR PRA KAG에 따라, 운전경험을 기초로 하여 대형 이차측 파단 사고(Large Secondary Side Break, LSSB) 빈도를 계산하였다. 660년간의 운전 경험에서 가압경수로의 LSSB는 한번 있었다[3]. 따라서 대형이차측 파단 사고빈도는 1/660= $1.5\text{x}10^{-3}$/년으로 계산되었다. 이 값을 평균빈도로 사용하고 오류인자는 5.0으로 가정하였다[3].

울진 3,4 (또는, 영광 5,6) 호기 PSA의 LSSB에 해당하는 초기사건 분류를 참고문헌[5]과 비교하면 참고문헌[5]의 High Energy Line Steam Break/Leaks(Combined)이 이에 해당하며, High Energy Line Steam Break/Leaks(Combined) 안에는 Steam Line Break/Leak Outside Containment, Steam Line Break/Leak Inside Containment, Feedwater Line Break/Leak를 포함하며 울진 3,4 (또는, 영광 5,6) 호기 PSA의 LSSB 분류 기준과 차이는 없고, 빈도는 $1.3\text{x}10^{-2}$/년으로 계산되었다[5]. 즉, U.S 1987-1995 기간의 728.29 (PWR 498.55 cr.yr+ BWR 229.74 cr.yr) cr.yr 중에 9번의 사건이 일어났고(9번의사고 중 PWR

에서 7번, BWR에서 2번 일어났으므로 굳이 PWR만을 구분할 필요는 없다), Jeffreys non-informative prior를 사용하여 Bayesian update를 수행하면 9.5/728.29 =$1.3x10^{-2}$/cr.yr 이다. High Energy Line Steam Break/Leaks(Combined) 빈도분포가 감마 분포로 90% 신뢰도 구간이 5^{th} %ile과 95^{th} %ile이 각각 $7.0x10^{-3}$과 $2.1x10^{-2}$이다. 이 High Energy Line Steam Break/Leaks(Combined) 빈도의 신뢰도 구간을 lognormal 분포의 EF로 가정하면,

$$EF = (95^{th}\ \%ile\ /5^{th}\ \%ile)^{0.5} = (21/7)^{0.5}=1.73$$

따라서, 보수적으로 EF =2로 하고, 평균치 = $1.3x10^{-2}$/cr.yr인 High Energy Line Steam Break/Leaks(Combined) 빈도를 사전분포로 가정하였다.

Main Feedwater Line의 파단빈도는 국내 원전에서도 조사되었고[13] 그것을 조사한 저자의 견해에 따르면 2002년말까지도 Main Feedwater Line 및 Steam Line Break/Leak가 없었으므로 이 사실을 반영하여 LSSB 빈도를 재계산하였다. 즉, PWR 전체 측정년수가 141.2 cr.yr 이고 파단사고가 없었으므로 이를 증거로 하여 2단계 Bayesian update 방법으로 새로운 사후 분포를 구하였다. 구한 사후 분포는 평균 High Energy Line Steam Break/Leaks(Combined) 빈도가 $9.8x10^{-3}$/cr.yr이고 EF는 1.9이다. 따라서, LSSB 빈도는 이전의 $1.5x10^{-3}$/cr.yr (EF = 5)에서 $9.8x10^{-3}$/cr.yr (EF = 2)로 변경하여야 하는 것으로 판단된다.

결론 및 논의

증기발생기 세관 파단 사건, 저압경계부 냉각재 상실 사고, 대형 이차측 파단 사고의 초기사건 빈도 계산을 보완하였다. 3개의 초기사건들은 모두 빈도가 증가되었는데, 특히 저압경계부 냉각재 상실 사고와 대형 이차측 파단 사고는 6배 이상 증가되었다. 운전이력을 사용하여 초기사건빈도를 구하는 경우는 외국 자료를 사전분포로 하고, 국내 PWR 자료를 1차 증거로하고 해당원전의 자료를 2차 증거로하여 사후분포를 구하는 2단계 Bayesian 방법을 활용하는 것을 원칙으로 삼아 계산하였다. 외국자료를 사전 분포로 하고 해당 원전의 자료를 증거로하여 사후분포를 구하는 1단계 Bayesian 방법은 국내 상황에 적합하지 않은 것으로 판단된다. 왜냐하면, 국내 원전은 동일한 원전이 많고, 설계 및 제조업체가 동일한 경우가 많기 때문에 유사 사건 사고가 종종 타원전에서도 발생하므로 국내 유사 타원전의 자료를 반영하는 것이 합리적이기 때문이다. 국내 자료의 수집 및 정리가 마무리가 되는대로 나머지 초기사건들의 보완연구를 2004년 중반에 발표할 예정이다.

부록

Log-normal 분포 계산

X가 log-normal 분포를 이룬다는 것은 $X \sim \Lambda(\mu, \sigma)$로 표기하며, 이는 $\log X$가 normal 분포 $N(\mu, \sigma)$를 이루는 것을 말한다.

공식 1

$X_1 \sim \Lambda(\mu_1, \sigma_1)$, $X_2 \sim \Lambda(\mu_2, \sigma_2)$ 일때, $Y= X_1X_2 \sim \Lambda(\mu_1+\mu_2, (\sigma_1^2+\sigma_2^2)^{0.5})$

공식 2

$X \sim \Lambda(\mu, \sigma)$ 일때, $Y= X^2 \sim \Lambda(2\mu, 2\sigma)$

공식 3

$X \sim \Lambda(\mu, \sigma)$ 일때, $Y=cX \sim \Lambda(\mu+\log_e c, \sigma)$

감사의 글

본 연구는 과학기술부의 원자력연구개발 사업의 일환으로 수행 되었습니다.

참고문헌

1. ASME, Standard for Probabilistic Risk Assessment for Nuclear Power Plant Applications, ASME RA-S-2002, April 5, 2002
2. NEI-00-02, Probabilistic Risk Assessment Peer Review Process Guideline, 2000
3. Final Level 1 Probabilistic Safety Assessment Report for Ulchin Nuclear Units 3 and 4 (rev. 1), Internal Event Analysis, KAERI, 1997
4. 정원대 외, “확률론적안전성평가(PSA) 수행 절차서- 1단계 전출력 내부사건분석”, 한국원자력연구소 KAERI/TR-2548/2003, 2003년 7월
5. NRC, “Rates of Initiating Events at U.S. Nuclear Power Plants: 1987- 1995”, NUREG/CR-5750 (INEEL/EXT-98-00401), Feb. 1999
6. 영광 5,6호기 확률론적 안전성 평가 (Level 1 PSA 내부사건 분석, 별책), 2000.11 한국전력공사 전력연구원, ‘00전력원-단612
7. “Advanced Light Water Reactor Utility Requirement Document Vol II : Evolutionary Plant. Appendix A to Chapter 1; PRA Key Assumptions and Ground Rules”, Rev. 7, EPRI, 1995

8. CE Nuclear Power, “Determination of the Initiating Event Frequency for Steam Generator Tube Ruptures”, Final Report, CE NPSD-1196, Rev. 0, June 2000.
9. 박진균, Bayesian 분석용 BURD 소프트웨어 개발, Memo-ART-2001-024, 한국원자력연구소 종합안전평가부 내부 기술 메모, 2001
10. S.H. Han, et. al., “KAERI Integrated Reliability Analysis Code Package (KIRAP) Release 2.0 User’s Manual,” KAERI/TR-361/93, KAERI, 1993
11. G. Apostolakis, S. Kaplan, “Pitfalls in Risk Calculations”, Reliability Engineering, vol. 2, 1981
12. Galyean, W.J., et. al., 1993, ISLOCA Research Program-Final Report, NUREG/CR-5928 (EGG-2685)
13. SunYeong Choi, et. al., “Piping Failure Frequency Analysis for the Main Feedwater System in Domestic Nuclear Power Plants”, Journal of Korean Nuclear Society, Vol 36, No. 1, Feb. 2004
14. 2003년 원자력발전백서, 산업자원부, 한국수력원자력㈜, 2003년 7월
15. NRC, “Handbook of Parameter Estimation for Probabilistic Risk Assessment”, NUREG/CR-6823, Sept. 2003