The Korean Communications
in Statistics Vol. 8, No. 2, 2001
pp. 453-464

Probabilistic Safety Assessment of Nuclear Power Plants Using Bayes Method[1)]

Kyu-Bark Shim[2)]

Abstract

A commercial nuclear power station contains at least two emergency diesel generators (EDG) to control the risk of severe core damage during station blackout accidents. Therefore, the reliability of the EDG's to start and load-run on demand must be maintained at a sufficiently high level. Probabilistic safety assessments(PSA) are increasingly being used to quantify the public risk of operating potentially hazardous systems such as nuclear power reactors. In this paper, to perform PSA, we will introduce three different types of data and use Bayes procedure to estimate the error rate of nuclear power plant EDG, and using practical examples, illustrate which method is more reasonable in our situation.

Keywords : probabilistic safety assessment, emergency diesel generator, Bayes procedure, reliability

1. 서론

확률적 안전성 평가(probabilistic safety assessment : PSA)는 원자로와 같이 위험성이 잠재적으로 내포된 시스템의 작동에서 안전성을 계량화하는데 사용하는 방식으로 많이 사용하고 있다. PSA는 위험성(risk)의 개념과 밀접하게 연관되어 있으며, 확률적 위험성 평가(probabilistic risk assessment : PRA)라는 용어가 PSA와 거의 동일한 의미로 사용되고 있다. 원자력 발전소에 확률의 개념이 도입된 것은 Rasmussen(1975)의 보고서였는데, 이후 PSA는 결정론적인 안전해석을 보완하는 원전의 종합적 안전성 평가 도구로 널리 사용되고 있다. PSA란 원전에서 노심 손상을 일으킬 수 있는 초기 사고 요인들과 이에 따른 사고 경위를 파악하고 그 발생빈도를 추정하여, 추후 동일한 사고가 발생했을 경우 그에 따른 발전소 내 및 소외 영향을 종합적으로 평가하는 작업이다. PSA는 전 세계에서 운영 중인 많은 경수로형 원전에 대해 수행되어 오고 있으며, 이를 통해 안전성을 평가하고 설계 및 운전의 취약점을 개선함으로서 원전의 안전성을 향상시키는데 도움이

1) 본 연구는 2000년 동국대학교 연구년 지원에 의하여 이루어 졌음.
2) Associate Professor, Department of Information and Statistics, Dongguk University, 707 Suckjang-dong, Kyungju 780-714
E-mail : gpshim@dongguk.ac.kr

되고 있다.

원자력 발전소 시스템에서의 사고는 설계기준사고와 중대사고 등으로 구분되는데, 이들 사고의 발생빈도는 매우 낮아, 효율적 안전성 평가를 위해서는 사고발생 빈도들에 대한 적당한 계량화가 선행되어야 한다.

원자력 발전 분야에서 확률론적 접근의 중요성에 대한 인식이 확산되면서 이에 대한 연구가 Martz et al(1983, 1984, 1999)를 중심으로 활발히 진행되고 있는데, 최근 Martz et al.(1999)는 원자력 발전소에서 불시에 일어날 수 있는 원자로의 긴급정지(scram) 사고의 비율에 대한 추세를 시계열적인 관점에서 분석한 바 있다. 그 외에도 Vesely et al.(1994)는 미국 63개 원자력발전소의 195개 비상디젤발전기(emergency diesel generator : EDG)들로부터 4년동안 취득한 자료를 이용하여, 이들에 대한 고장확률분포를 경험적 베이즈(empirical Bayes) 방법으로 추정한 바 있다. 이후, Kvam(1998)은 원자로에서 일어날 수 있는 2개 이상의 요인에 대한 동시 다발적인 고장을 가상하여 이항고장비율에 대한 혼합모형(binomial failure rate mixture model)을 제안한 바 있다.

국내에서도 PSA에 대한 연구가 활발히 진행되고 있는데, Kim et al.(1993)은 Wickoff 방법을 이용하여 국내에서 상업가동 중인 발전소들의 EDG에 대한 신뢰도를 계산하였으며, Shim et al.(1996)은 EDG의 신뢰도 추정에 Bayes 방법을 사용하였다. Hwang et al.(1997)은 건설 중이거나 운전 이력이 없는 원자력 발전소들의 PSA에서 요인들 사이의 종속성을 고려한 신뢰도 database의 개발절차와 적용에 관해 연구하였다.

그러나, 원자력 발전소의 신뢰도에 관계된 국내의 연구환경은 짧은 상업발전의 역사로 인한 운전자료의 부족과 미국 등 선진국과는 달리 일반인들의 자료 취득의 어려움으로 인해 본격적인 연구가 이루어지지 못한 상태에 있다.

최근 들어 이 분야의 연구에 대한 세계적인 추세는 PSA 값을 구하는 범주를 벗어나 PSA 개념에 따라 계산된 원자로의 신뢰도가 계량적 안전성 목표값에 얼마나 부합하는 가의 여부를 판단하는 단계로 발전하고 있다. 이는 원자로의 신뢰도 계산에서 안전성 목표값의 일률적인 선택과 사용에 관해 일고 있는 의문점과 관계 있는 것으로, PSA의 결과들을 이용하여 해당 원자로가 안전성 목표값에 부합 또는 비부합하고 있는가의 여부를 확률적으로 판단하고자 하는 것이다.

본 논문에서는 원자력발전소 내부의 중요 기기의 신뢰도 분석을 위해 조사시간 내에 관측된 고장횟수에 관한 자료, 취득된 자료의 형태가 추정치일 경우 및 해당 원자력 발전에 대한 전문가 집단의 안전성에 대한 주관적 견해에 대한 자료들을 사전 정보로 하여 고장률에 대한 사후분포를 계산하고자 한다. 끝으로, 도출된 결과를 EDG 고장률 분석에 적용하여 보았다.

2. 확률적 안전성 평가

신뢰도 분석과 PSA의 주요 분야 중 하나는 여러 가지 희귀사건들의 발생빈도를 분석하고 사후발생확률을 추정하는 것이다. 노심을 중대하게 손상시키는 중대사고가 발생할 연간 확률이나 중대사고 발생 후 격납건물로부터 누출되는 방사선원의 종류 및 양, 방사선 물질누출이 주민의 건강이나 환경에 미치는 영향 등에 대해서는 정량적인 값을 얻을 수 있다.

PSA를 올바로 수행하기 위해서는 다양한 형태의 자료에 대한 적절한 분석방법의 적용이 필수적이라 할 수 있다.

사건의 발생시간이 지수분포를 따른다고 가정할 때, 발생가능성이 낮은 사건에 대한 미지의 비율

p를 추정하는데 관심이 있다고 하고, 취득된 자료의 형태를 다음과 같이 정의하자.

A_1: 조사시간 내에 관측된 고장횟수에 관한 자료. 이때, f_{1i}를 i번째 조사한 총 조사시간 T_{1i}에서 사건의 관측된 고장횟수라 할 때, A_1 자료를 $(\langle f_{1i}, T_{1i} \rangle : i = 1, 2, \cdots, I)$로 표시하자. 이 때, $I \geq 2$는 관측한 횟수이다.

A_2 : 점추정치이거나 구간추정치와 같은 형태로 표현된 자료. 이때, 각 추정치들을 $(\langle p_{2j}^{\alpha}, \widetilde{p_{2j}}, p_{2j}^{1-\alpha} \rangle : j = 1, 2, \cdots, J)$로 나타내자. . 여기서, $\widetilde{p_{2j}}$는 j번째 원자료로 부터 계산한 점추정치이고, p_{2j}^{α}와 $p_{2j}^{1-\alpha}$는 주어진 α값에 대한 각각 100α와 $100(1-\alpha)$번째 백분위 수이며, J는 관측된 자료의 수이다.

A_3 : 자료의 취득이 어렵거나 취득된 자료의 수가 적어, 이 자료를 신뢰도의 추정에 사용할 때 전문가나 분석자 자신의 주관적 견해가 반영된 자료라 하자. 이 때, $\widetilde{p_{3k}}$를 k번째 전문가의 의견이 포함된 p의 주관적 추정치라 하면, 오차요인과의 관계를 고려하여 $(\langle \widetilde{p_{3k}}, EF_{3k} \rangle : k = 1, 2, \cdots K)$와 같이 나타내자. 여기서, EF_{3k}는 $\widetilde{p_{3k}}$에 관계된 오차요인으로서 주어진 유의수준 α값에 대해 $\widetilde{p_{3k}}$의 주관적 분포에 근거한 k번째 전문가의 상위 $100(1-\alpha)$ 번째 백분위 수에 대한 하위 100α번째 백분위 수의 비율의 제곱근으로 계산할 수 있다.

Martz et al.(1983)는 사전분포로서 lognormal family는 generic data에 대한 경험적 베이즈 방법을 적용할 때 사용하며, generic data가 아닌 경우 noninformative prior를 사용할 수 있다고 하였다. 그 후, Martz et al.(1997)은 기존의 발전소 또는 유사하게 설계된 발전소들로부터 얻은 n개의 독립된 중대노심손상빈도(severe core damage frequency)의 점추정치 $\hat{\theta}_i$의 집합이 존재한다고 가정하였을 때, 이를 이용하여 미지의 고장률을 추정하는 문제에서 lognormal 분포를 사용한 바 있다.

p에 대한 사전 분포의 lognormal family를 아래와 같이 정의하자.

$$f(p; \ln p_0, \psi_0) = \frac{1}{p\psi_0\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2} \left(\frac{\ln p - \ln p_0}{\psi_0} \right)^2 \right], \quad p \geq 0 \tag{1}$$

이것을 $LN(\ln p_0, \psi_0^2)$으로 정의하는데, 여기서, $E(\ln p) = \ln p_0$이고, $Var(\ln p) = \psi_0^2$이다.

1) 자료형태 A_1의 사용

Lognormal 분포 $LN(\ln p_0, \psi_0^2)$은 모집단 변이곡선이고, 자료 A_1은 관측된 자료의 쌍 $\langle f_{1i}, T_{1i} \rangle$마다 p가 대응하는 고장률 p_{1i}의 독립된 확률표본이라 가정하자. 따라서, 사용된 p는 자료의 각 쌍에 따라 다른 값을 갖는다. 많은 자료들을 동일한 원자력 발전소로부터 취득

하므로 독립성을 가정하기에 다소 어려움이 있으나, 각 운전요구에 대한 운전시행을 독립된 시행이라 간주하여 취득된 자료들을 독립이라 가정하자.
자료형태 A_1에 대한 모집단 분포인 lognormal 분포 $LN(\ln p_0, \psi_0^2)$의 모수 $\ln p_0$와 ψ_0^2에 대한 추정값을 $\ln \widehat{p_{01}}$ 과 $\widehat{\psi_{01}^2}$이라 하면, 경험적 베이즈 방법을 이용하여 아래와 같이 구할 수 있다. 관측된 고장횟수 f_{1i}는 주어진 고장률 p_{1i}에 대해 평균 $p_{1i}T_{1i}$인 Poisson 분포를 따른다. f_{1i}의 평균과 분산을 각각 아래와 같이 두자.

$$E(f_{1i}) = T_{1i}E(p_{1i}) = T_{1i}E(p) \tag{2}$$

$$\begin{aligned} Var(f_{1i}) &= E(p_{1i}T_{1i}) + Var(p_{1i}T_{1i}) \\ &= T_{1i}E(p) + T_{1i}^2 Var(p) \end{aligned} \tag{3}$$

이로부터,

$$E(f_{1i}^2) = T_{1i}^2 E(p^2) + T_{1i}E(p) \tag{4}$$

를 얻는다. 각 p_{1i}에 대한 추정치는

$$\widehat{p_{1i}} = \frac{f_{1i}}{T_{1i}} \ , \ i = 1, 2, \cdots, I \tag{5}$$

이므로 I개의 서로 다른 추정치가 존재한다. p에 대한 절대적률(absolute moment)들이 각각

$$E(p) = E(\widehat{p_{1i}}) \tag{6}$$

$$E(p^2) = E(\widehat{p_{1i}^2} - \widehat{p_{1i}}/T_{1i}) \tag{7}$$

이므로, 모수 p분포의 모수들에 대한 추정치들은 I개의 $\widehat{p_{1i}}$ 값들에 대한 가중평균을 이용하여 대응되는 추정치들에 대한 분포의 적률값들을 동일하게 함으로서 얻을 수 있다. 가중요인으로 관측시간 T_{1i}를 사용하면, 식 (6)과 (7)로부터 다음과 같이 기대값을 추정할 수 있다.

$$\hat{E}(p) = \sum_{i=1}^{I} T_{1i}\widehat{p_{1i}} \Big/ \sum_{i=1}^{I} T_{1i} \tag{8}$$

$$\hat{E}(p^2) = \sum_{i=1}^{I} T_{1i}(\widehat{p_{1i}^2} - \widehat{p_{1i}}/T_{1i}) \Big/ \sum_{i=1}^{I} T_{1i} \tag{9}$$

식 (1)로 부터 $E(p) = p_0 \exp(\psi_0^2/2)$와 $E(p^2) = p_0^2 \exp(2\psi_0^2)$임을 알 수 있으므로, 자료

형태 A_1의 모수를 p_{01}과 ψ_{01}^2이라 두면, 이들에 대한 추정치 $\ln \widehat{p_{01}}$과 $\widehat{\psi_{01}^2}$은 각각 식 (10), (11)과 같다.

$$\ln \widehat{p_{01}} = 2\ln \left(\sum_{i=1}^{I} f_{1i} \Big/ \sum_{i=1}^{I} T_{1i} \right) - 0.5 \ln \left(\sum_{i=1}^{I} (f_{1i}/T_{1i})(f_{1i}-1)/T_{1i} \right) \tag{10}$$

$$\widehat{\psi_{01}^2} = \ln \left(\sum_{i=1}^{I} (f_{1i}/T_{1i})(f_{1i}-1)/T_{1i} \right) - 2\ln \left(\sum_{i=1}^{I} f_{1i} \Big/ \sum_{i=1}^{I} T_{1i} \right) \tag{11}$$

2) 자료형태 A_2의 사용

j번째 원자로를 근거로 한 미지의 실제 고장률을 p_{2j}라 하면, 자료형태 A_1에서와 같은 경험적 베이즈 방법을 사용하여 lognormal 분포의 사전모수 $\ln p_0$와 ψ_0를 추정할 수 있다.

p_{2j}가 lognormal 분포 $LN(\ln p_0,\ \psi_0^2)$을 따를 때, 점추정값 $\widetilde{p_{2j}}$는 lognormal 분포 $LN(\ln p_{2j},\ \sigma_j^2)$을 따른다고 가정하자. 이때, σ_j는 추정치 $\widetilde{p_{2j}}$에 관련된 불확실성을 측정하는데 사용하는 모수인데, EF_{2j}를 j번째 원자로로부터 발생한 오차요인이라면 주어진 α값에 대해

$$\sigma_j = \ln EF_{2j} \ / \ z_{1-\alpha} \tag{12}$$

로 쓸 수 있다.

이때, $\ln \widetilde{p_{2j}}$의 기대값과 분산은 각각 아래와 같이 계산할 수 있다.

$$E(\ln \widetilde{p_{2j}}) = E(\ln p_{2j}) = \ln p_0 \tag{13}$$

$$Var(\ln \widetilde{p_{2j}}) = E[\, Var(\ln \widetilde{p_{2j}} \mid \ln p_{2j})\,] + Var[\, E(\ln \widetilde{p_{2j}} \mid \ln p_{2j})\,] = \sigma_j^2 + \psi_0^2 \tag{14}$$

모든 J개 자료들에 대한 $\ln \widetilde{p_{2j}}$의 분산의 평균값은 아래와 같이 구할 수 있다.

$$\frac{1}{J} \sum_{j=1}^{J} Var(\ln \widetilde{p_{2j}}) = \overline{\sigma^2} + \psi_0^2 \tag{15}$$

여기서,

$$\overline{\sigma^2} = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^{J} \sigma_j^2 \tag{16}$$

이다. $J \geq 2$ 인 경우 아래와 같이 표본분산을 정의할 수 있다.

$$s_p^2 = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^{J} (\ln \widetilde{p_{2j}} - \overline{\ln \widehat{p}})^2 \tag{17}$$

여기서, $\overline{\ln \widehat{p}} = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^{J} \ln \widetilde{p_{2j}}$ 이다.

식 (15)와 (17)의 관계에서 자료형태 A_2 에 대한 모수 ψ_{02}^2 의 추정치 $\widehat{\psi_{02}^2}$ 를 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$\widehat{\psi_{02}^2} = s_p^2 - \overline{\sigma^2} \tag{18}$$

J개의 서로 다른 점추정치들에 대한 가중표본평균 m_p 를 아래와 같이 정의하자.

$$m_p = \sum_{j=1}^{J} \sigma_j^{-1} \ln \widetilde{p_{2j}} \; / \sum_{j=1}^{J} \sigma_j^{-1} \tag{19}$$

이 때, $E(m_p) = \ln p_0$ 이므로, 자료형태 A_2 에 대한 모수 $\ln p_0$ 의 추정치 $\ln \widehat{p_{02}}$ 를 적률법으로 구하면 가중표본평균 m_p 와 같다. 즉,

$$\ln \widehat{p_{02}} = m_p \tag{20}$$

자료형태 A_1 과 A_2 가 동시에 분석에 사용되면, A_1 과 A_2 에 근거한 개별 lognormal 분포들을 결합함으로서 단일형태의 lognormal 사전분포를 생성할 수 있다. 앞에서 구한 $\ln p_0$ 와 ψ_0 에 대한 가중평균 추정치들을 이용하여 계산하여 보자.

식 (10), (11) 및 (18), (20)을 이용하여 추정치 $\ln \widehat{p_0}$ 와 $\widehat{\psi_0}^2$ 을 구하면 다음과 같다.

$$\ln \widehat{p_0} = w_1 \ln \widehat{p_{01}} + w_2 \ln \widehat{p_{02}} \tag{21}$$

$$\widehat{\psi_0}^2 = w_1 \ln \widehat{\psi_{01}^2} + w_2 \ln \widehat{\psi_{02}^2} + w_1 w_2 (\ln \widehat{p_{01}} - \ln \widehat{p_{02}})^2 \tag{22}$$

w_1 과 w_2 는 각각 A_1 과 A_2 에 대한 가중치인데 $w_1 + w_2 = 1$ 이다. 어느 하나의 자료형태를 선호하지 않을 경우 $w_1 = w_2 = 0.5$ 라 두는 것이 보편적이나 그렇지 않을 경우 자료의 개수에

비례하여 결정하는데, 이 경우 $w_1 = I/(I+J)$ 와 $w_2 = J/(I+J)$ 로 계산한다.

3) 자료형태 A_3 의 사용

자료형태 A_3 은 분석자 자신의 의견을 포함한 전문가들의 주관적 견해가 반영된 자료인데, Apostolakis et al.(1979)은 이러한 형태의 자료에 대한 모형화를 위해 lognormal 분포를 사용한 바 있다. 본 논문에서도 Apostolakis et al.의 견해에 따라 k 번째 전문가의 의견이 반영된 자료에 대한 추정치 $\widetilde{p_{3k}}$ 를 계산하기 위해 모집단의 자료가 lognormal 분포를 따른다고 가정하고 $LN(\xi(p), \sigma_k^2)$ 이라 정의하자. 여기서, $E(\widetilde{p_{3k}}) = \xi(p)$ 이고, $Var(\widetilde{p_{3k}}) = \sigma_k^2$ 이다. 여기서, σ_k 는 추정치 $\widetilde{p_{3k}}$ 에 관련된 불확실성을 측정하는데 사용하는 모수인데, k 번째 전문가로 인해 발생한 오차요인 EF_{3k} 를 이용하여 주어진 α 값에 대해 아래와 같이 정의하자.

$$\sigma_k = \ln EF_{3k} / z_{1-\alpha} \tag{23}$$

전문가들의 주관적 견해가 서로 독립이므로 주관적 견해가 반영된 자료들에 대한 추정치들 $\widetilde{p_{3k}}$, $k = 1, 2, \cdots, K$ 도 통계적으로 독립이라 가정하자. 이때, 이들의 결합확률분포는 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$f(\widetilde{p_3}; p) = \frac{1}{(\prod_{k=1}^{K} \widetilde{p_{3k}})(\prod_{k=1}^{K} \sigma_k)(2\pi)^{k/2}} \times \exp\left[-\frac{1}{2} \sum_{k=1}^{K} \left(\frac{\ln \widetilde{p_{3k}} - \ln p + \sigma_k z_\alpha}{\sigma_k} \right) \right] \tag{24}$$

여기서, $\widetilde{p_3} = (\widetilde{p_{31}}, \cdots, \widetilde{p_{3K}})$ 이고, α 는 p 가 $LN(\xi(p), \sigma_k^2)$ 분포의 100α 번째 백분위수라 가정했을 때 주어진 수이다.

$\eta = \sum_{k=1}^{K} \sigma_k^{-2} \cdot \widetilde{p_{3k}}$ 라 정의하면, η 는 $\ln p$ 의 추정에서 충분통계량이 되고, 정규분포 $N\left(\ln p \sum_{k=1}^{K} \sigma_k^{-2} - z_\alpha \sum_{k=1}^{K} \sigma_k^{-1}, \sum_{k=1}^{K} \sigma_k^{-2} \right)$ 를 따른다.

이때, p 의 최우추정량은 다음과 같다.

$$\widehat{p_3} = \prod_{k=1}^{K} \widetilde{p_{3k}}^{\widehat{w_k}} \tag{25}$$

여기서, $\widehat{p_{3k}} = \exp(\ln \widetilde{p_{3k}} + \sigma_k z_\alpha)$는 k번째 전문가에 대한 p의 조정된 주관적 추정치이며, $w_k = \sigma_k^{-2} / \sum_{k=1}^{K} \sigma_k^{-2}$는 k번째 전문가에 대응하는 가중치이다. 따라서, $\widehat{p_3}$는 p의 조정된 주관적 추정값들에 대한 가중기하평균이다. Martz et al.(1984)는 만약 모든 전문가들이 같은 크기의 오차요인을 갖는다면 $w_k = 1/K$이 된다고 하였다. 또한, 그들은 η가 정규분포를 따르므로, 식 (25)에서 구한 $\widehat{p_3}$는 $LN(\ln p, \sum_{k=1}^{K} w_k^2 \sigma_k^2)$을 따름을 보였다. 이들의 주장에 따라, 형태 A_3의 자료에 대한 우도함수는 다음과 같이 충분통계량 $\widehat{p_3}$를 사용하여 나타낼 수 있다.

$$L(A_3|p) = \frac{1}{\widehat{p_3}(\sum_{k=1}^{K} w_k^2 \sigma_k^2)^{1/2}\sqrt{2\pi}} \exp\left\{ -\frac{1}{2}\left[\frac{\ln \widehat{p_3} - \ln p}{(\sum_{k=1}^{K} w_k^2 \sigma_k^2)^{1/2}}\right]^2 \right\} \tag{26}$$

3. 사후분포의 계산

비율에 대한 Bayesian 추정에서는 Beta 분포를 사전분포로 주로 사용하나, 본 논문에서는 Martz et al.(1984)의 견해에 따라 무정보적 사전분포(noninformative prior distribution)를 사용하였다. 따라서, p에 대해 사전분포 $f(p) \propto p^{-1}$을 이용하면 아래 식으로부터 사후분포를 구할 수 있다.

$$f(p|A_3) = \frac{f(p)L(A_3|p)}{\int_0^\infty f(p)L(A_3|p)\,dp} \tag{27}$$

식 (27)을 사전분포 $f(p)$와 식 (26)을 이용하여 계산하면 사후분포 $f(p|A_3)$는 $LN(\ln \widehat{p_3}, \sum_{k=1}^{K} w_k^2 \sigma_k^2)$ 분포를 따름을 알 수 있다. 따라서, $f(p|A_3)$의 평균값은 $\widehat{p_3}\exp(\sum_{k=1}^{K} w_k^2 \sigma_k^2 / 2)$인데, 이 값을 p에 대한 점추정값으로 사용한다. 그리고, p에 대한 신뢰도 $100\alpha\%$ 구간추정값은 다음과 같다.

$$\left(\frac{\widehat{p_3}}{\exp\left[z_{1-\alpha/2}\left(\sum_{k=1}^{K} w_k^2 \sigma_k^2 \right)^{1/2} \right]},\ \widehat{p_3}\exp\left[z_{1-\alpha/2}\left(\sum_{k=1}^{K} w_k^2 \sigma_k^2 \right)^{1/2} \right] \right) \tag{28}$$

여기서, 유의수준 100α는 p가 구간 내에 포함될 주관적 확률이다. 자료형태 A_3가 A_1 및 A_2와 함께 사용된 경우, 이들에 대한 정보를 사전정보로 하여 사후분포를 아래와 같이 계산해 낼 수 있다.

$$f(p \mid A_1, A_2, A_3) = \frac{f(p; A_1, A_2) L(A_3 \mid p)}{\int_0^{\infty} f(p; A_1, A_2) L(A_3 \mid p)\, dp} \tag{29}$$

여기서, $f(p; A_1, A_2)$는 $LN(\ln p_0, \phi_0^2)$ 분포를 따르는 사전분포이며, 이 분포의 모수에 대한 추정값은 식 (21), (22)를 이용하여 풀 수 있다.
식 (29)를 계산하면 사후분포함수 $f(p \mid A_1, A_2, A_3)$는 $LN(\ln p_1, \phi_1^2)$ 분포를 따름을 알 수 있다. 여기서,

$$\ln p_1 = v_1 \ln \widehat{p_0} + v_2 \ln \widehat{p_3} \tag{30}$$

$$\phi_1^2 = v_1 v_2 \left(\sum_{k=1}^{K} w_k^2 \sigma_k^2 + \widehat{\phi_0^2} \right) \tag{31}$$

인데, v_1, v_2는 $\sum_{k=1}^{K} w_k^2 \sigma_k^2$와 $\widehat{\phi_0^2}$을 이용하여 각각 아래와 같이 정의하자.

$$v_1 = \frac{\sum_{k=1}^{K} w_k^2 \sigma_k^2}{\left(\sum_{k=1}^{K} w_k^2 \sigma_k^2 + \widehat{\phi_0^2} \right)}, \quad v_2 = 1 - v_1 \tag{32}$$

사후분포함수 $f(p \mid A_1, A_2, A_3)$의 평균값은 $p_1 \exp(\widehat{\phi_1^2} / 2)$가 되는데, 이 값을 p에 대한 점추정값으로 사용한다. 그리고 p에 대한 신뢰도 $100\,\alpha\%$ 구간추정값은 다음과 같다.

$$\left(\frac{p_1}{\exp(z_{1-\alpha/2}\phi_1)},\ p_1 \exp(z_{1-\alpha/2}\phi_1) \right) \tag{33}$$

4. 예 제

3장에서 언급한 절차들을 실제 자료에 적용하기 위해 국내에서 상업 가동중인 원자력발전소의 EDG로부터 취득한 자료들을 사용하여 보자.
(표 1)의 자료는 한국원자력연구소(1996)의 보고서에서 취득한 자료로서 1985년부터 1993년까지는 월성 원자력 발전소 1호기에 장착된 2대의 비상디젤발전기(EDG)의 연도별 운전시간과 고장횟수를 나타낸 자료이다. 월성 1호기는 지난 1977년 착공해 만 6년만에 상업운전을 개시했다. 원자로의 형태는 설비용량 67만kW의 캐나다형 가압중수로 (CANDU-PHWR)형으로서, 천연우라늄을 연료로 하고 중수(D2O)를 감속재와 냉각재로 사용하고 있다는 점 외에는 가압경수로형 원전과 크게 다를 바가 없다.

(표 2)는 Chen et al.(1996)이 사용한 자료로서 미국원자력 안전에 관한 자문위원회(ACRS)가 수집한 1988년에서 1991년 사이에 실시한 미국 63개 원전에 장착된 195개 EDG들의 기동시험(start test)과 부하운전시험(load-run test)의 결과이다. 시험 결과 발생하는 고장(failure)은 기동을 시작할 때 발생하는 기동고장(start failure)과 부하운전중 발생하는 부하운전고장(load-run failure)이 있다. 기동상태와 부하운전상태는 각 발전소에 따라 분류하는 기준이 다른데, Wyckoff(1986)는 작동을 시작한지 10분 이내의 상태를 기동상태라 하고 10분을 초과하면 부하운전상태라 정의하였다. 본 논문에서는 두 가지 고장 상태를 따로 분류하지 않고 전체 고장률을 이용하였다.

(표 1)은 운전시간에 대한 고장 횟수에 관한 자료로서 자료형태 A_1 이라 하고, EDG의 고장률 자료인 (표 2)의 자료를 자료형태 A_2 라 간주하자. EDG들의 고장률에 대한 전문가들의 판단은 사람에 따라 주관적일 수 있다. 따라서. 미국의 원자력규제위원회(USNRC)의 '원자력 발전소 운전에 대한 안전 목표'(1986)에서 제안한 심각한 원자로 노심손상의 발생가능성에 대한 정량적 안전성 목표값인 reactor-year당 1×10^{-4} 를 A_3 로 사용하였다. 전문가 의견의 오차요인에 대한 값을 제시하기 어려우므로 EDG의 확률적 확신에 관계된 예제에서 Martz et al.(1984)이 사용한 $EF_{0.05}=5$ 의 값을 사용하였다.

<표1> 월성원전 1호기 EDG 운전고장 자료

년도	EDG1		EDG2	
	운전시간	실패수	운전시간	실패수
85	41.68	3	54.60	1
86	47.30	0	46.60	1
87	48.00	0	49.74	0
88	64.00	0	58.25	1
89	58.88	2	56.60	0
90	55.18	0	58.61	0
91	59.31	2	62.63	1
92	58.11	2	61.37	0
93	60.26	1	59.38	2
계	492.72	10	507.78	6

<표2>미국 원자로안전에 관한 자문위원회 EDG 고장 자료

년도	가동시험		부하운전시험		총고장률
	운전요구	고장수	운전요구	고장수	($\times10^{-3}$)
1988	7540	37	4959	48	6.8005
1989	7018	29	4781	35	5.4242
1990	6916	27	5010	45	6.0372
1991	6753	49	4770	54	8.9386

식(10)과 (11)을 이용하여 구한 월성원자력발전소 1호기의 EDG1 고장률에 대한 추정값은 각각 $\widehat{p_{01}} = 0.005716$ 과 $\widehat{\psi^2}_{01} = 2.5342$ 였다. (표 2)의 자료에 대해 식 (18)과 (20)을 이용하여 구한 전체 시험에 관한 전체 고장률의 추정값은 각각 $\widehat{p_{02}} = 0.0067955$ 와 $\widehat{\psi^2}_{02} = 0.0244266$ 이었다. 따라서, 자료형태 A_1 과 A_2 를 같이 고려하였을 경우 고장률에 관한 추정값은 식(21)과 (22)에 따라 각각 $\widehat{p}_0 = 0.0062325$, $\widehat{\psi^2}_0 = 1.286793$ 이었다.

끝으로, A_1 , A_2 및 A_3 의 모든 자료형태를 고려한 EDG의 고장률의 최종 추정값은 식(30)에 의해 $\widehat{p}_1 = 0.0005828$ 이었고. 95% 신뢰구간은 식(33)에 의해 [0.0001355, 0.0025071] 이었다.

5. 결 론

최근 국내의 전력시장에서 원자력 발전의 비중이 높아짐에 따라 이의 안전에 대한 관심도 커지고 있다. 그러나, 상업발전의 역사가 선진국에 비해 상대적으로 짧은 우리나라의 경우 안전에 관한 정책을 수립하는데 필요한 운전자료의 확보도 상대적으로 미흡한 상태에 있다. 따라서, 우리나라에서 가동중인 기종과 유사한 외국 발전소에 대한 다양한 형태의 운전자료의 확보가 필요하며, 이들 자료에 대한 분석 방법의 개발도 필수적이라 하겠다.

본 논문에서는 PSA에 대한 하나의 방법으로 세가지 서로 다른 형태의 운전자료를 확보하였을 경우 적절한 고장률 추정방법을 제안하였다. 제안된 방법은 예에서 사용한 EDG 이외에도 다른 구성요소들에 대한 고장률 추정에도 사용할 수 있으리라 생각한다. 그러나, 더욱 정확한 고장률의 추정을 위해서는 무엇보다 정확한 자료의 확보가 선행되어야 한다.

본 논문에서 적절하게 제시하지 못했던 전문가들의 의견에 관한 자료의 객관적인 사용과 추정방법에 따라 달라지는 추정값들의 정확도에 대한 적절한 비교는 앞으로 연구과제로 남기고자 한다.

참 고 문 헌

[1] Apostolakis G. and Mosleh A.(1979), Expert opinion and Statistical Evidence: An Application to Reactor Core Melt Frequency, *Nuclean Science and Engineering,* Vol. 70, 135-149.

[2] Chen, J. and Singpurwalla, N. D.(1996), "The Notion of "Composite Reliability" and Its Hierarchical Bayes Estimation", *Journal of the American Statistical Association,* Vol.91 No.436, pp.1474-1484.

[3] Hwang, M.J., Kim, K.Y.,Lim,T.J., Jung, W.D., Kim, T.W.(1997), Development Procedure of Generic Component Reliability Data Basein PSA and Its Application, *Journal of KIIS* , vol. 12, No.3, 241-248.

[4] Kim, T.W.(1993), *Survey and Analysis of the Loss of Off-Site Power Events on Korean Nuclear Power Plants and the Reliabibity / Unavailiability of Emergency Diesel Generators of Kori 3, 4,* Korea Atomic Energy Research Institude Reactor

Safety Assessment Department.
[5] Kvam, P.H(1998), The binomial failure rate mixture model for common cause failure data from the nuclear industry, *Applies Statistics* , Vol.47, 49-61.
[6] Maritz, J.S. and Lwin, T.(1989), *Empirical Bayes Methods* ,2nd ed. London. Chapman and Hall.
[7] Martz, H.F. and Bryson, M.C.(1983), On Combining Data for Estimating the Frequency of Low-Probalibity Events with Application to Sodium Valve Failure Rates, *Nuclear Science and Engeering,* Vol. 83, 267-280.
[8] Martz, H.F., Johnson,J.w.(1984), Assessing Compatibility with Reactor Safety Goals Using Uncertain Risk Analysis with Application to Core Melt, *Nuclear Safety*, Vol. 25, No. 3, 305-316.
[9] Martz, H. F. Kvam, H. K. and Abramson, L.R., "Empirical Bayes Estimation of the Reliability of Nuclear Power Plant Emergency Diesel Generators", *Technometrics*, 38(1), pp.11-24, 1996.
[10] Martz, H.F. and Johnson, J.W.(1997), Assessing Conformance to Safety Goals Using Nonparametric Empirical Bayes Methods: A Nuclear Reactor Application, *Nuclear Safety*, Vol. 38, No. 1, 1-10.
[11] Martz, H.F., Parker,R.L.and Rasmuson, D.M.(1999), Estimation of Trends in the Scram Rate at Nuclear Power Plants, *Technometrics* , Vol. 41, No. 4, 352-364
[12] Rasmussen, N.C.(1975), *Reactor Safety Study: An assessment of accident Rishs in U.S. Commercial Nuclear Power Plants,* USNRC Report WASH-1400-MR (NUREG-75/014)
[13] Shim, K.B.(1996), Bayes Estimate for the Reliability of Nuclear-Power Plant Emergeney Diesel Generator, *Journal of the Korean Society for Quality Control* Vol.25, No.3, pp.108-118.
[14] Vesely, W.E., Uryasev, S.P. and Samanta, P.K.(1994), Failure of Emergency Diesel Generators; A population Analysis Using Empirical Bayes Methods, *Reliability Engineering and System Safety* , vol.46, 221-229.
[15] Wyckoff, H.(1986), *The Reliability of Emergency Diesel Generators at U.S. Nuclear Power Plants*. EPRI.
[16] 한국원자력연구소(1996). "월성1호기 신뢰도 업무 현황 및 디젤발전기 신뢰도 분석 보고서".