

비상디젤발전기 신뢰도에 대한 베イズ추정

심규박

동국대학교 전산통계학과

류부형

동국대학교 안전공학과

Bayes Estimate for the Reliability of Nuclear-Power Plant Emergency Diesel Generator

Shim, Kyu Bark

Dept. of Computer science and Statistics, Dongguk University

Ryu, Boo Hyung

Dept. of Safety Engineering, Dongguk University

Abstract

A commercial nuclear power station contains at least two emergency diesel generates(EDG) to control the risk of severe core damage during the station blackout accidents. Therefore the reliability of the EDG's to start and load-run on demend must be maintained at a sufficiently high level. Until now, a simple assessment of start and load-run success rates was used to calculate the EDG's reliability. However, this method has been found to contain many defects. Recently, the work of Martz et al.(1996) proposed the use of the Bayes estimator to find the EDG's reliability.

In this paper, we will propose confidence interval for the Bayes estimator, compare the above two methods and, using practical examples, illustrate why the Bayes estimator method is more reasonable in our situation.

1. 서론

원자력 발전소에서 정상적인 교류전력이 상실되면 비상디젤발전기(Emergency Diesel Generator : EDG)가 가동된다. 비상디젤발전기의 역할은 원자로 잔열제거, 비상노심냉각 및 격납건물 열제거 등의 필수 안전기능에 필요한 부하에 전력을 공급하는 것이다. 만약 소외 전력에 문제가 발생했을 경우 원자력 발전소 내의 심한 손실을 방지하기 위해 기동 및 운전 요구시 비상디젤발전기 신뢰도는 높은 수준을 유지하도록 규정하고 있다.

산업가동중인 발전소에서 취득한 자료로부터 비상디젤발전기의 신뢰도 추정방법에 관한 연구는 여러 학자들에 의해 진행되어져 오고 있다. Wyckoff(1986)는 운전횟수에 대한 운전성공의 비율을 근거로 신뢰도를 계산하였는데, 최근까지도 국내에서는 그의 방법이 널리 사용되고 있다.

Wyckoff 방법을 이용한 보고서로는 김태운등(1993)의 연구가 대표적인데, 그는 최근 몇 년 동안 일어난 국내 전체 원자력 발전소의 소외전원 상실사건에 대한 분석과 함께 고리 원자력 3, 4호기 비상디젤발전기의 신뢰도를 계산한 바 있다.

Wyckoff 방법의 장점은 계산법이 간단하여 별다른 사전 지식 없이 신뢰도를 계산할 수 있다는데 있다. 그러나 이 방법이 계산이 간단하다는 것 이외에는 많은 모순점을 가지고 있다.

첫째, 기계가 가지는 경험적 특성을 반영하기 어려우며 극단값(outlier)을 자료로 가지는 경우 그 精度에 의문을 가질 수 있다. 둘째, 경우에 따라서 신뢰도가 100%인 원천적 최적값(optimum inherent)이 존재할 수도 있다. 셋째, 고장이 발생한 해와 그렇지 않은 해 사이의 신뢰도 편차가 너무 크게 나타나 신뢰도 그 자체의 신뢰성에 의문이 제기 될 수도 있다.

최근 Martz(1996)는 비상디젤발전기의 신뢰도 계산에 Bayes 이론을 도입하여 기계가 가지는 경험적 특성을 반영하는 새로운 방법인 Parametric Empirical Bayes(PEB) 추정법을 제안하였다. 이 방법은 단순히 운전 성공률을 신뢰도로 정의한 기존의 방법과는 달리 성공률을 이항모수로 하고 이를 추정하기 위해 Beta 분포를 사전분포로 하여 얻은 새로운 사후분포로부터 추정량을 계산하는 방법이다.

심규박등(1996)은 베イズ 방법을 국내 원전 가운데 자료가 확보된 월성 1호기의 비상디젤발전기와 예비디젤발전기의 신뢰도 계산에 적용한 결과 기존 Wyckoff의 방법에 비해 설득력 있는 신뢰도 값을 제시해 준다는 것을 보인 바 있다.

본 논문에서는 Wyckoff, Martz 및 심규박등의 연구를 바탕으로 Wyckoff가 제안한 기존의 추정량에 대한 모순점을 월성원자력발전소 1호기의 자료를 통해 보인 후, Bayes 추정법을 이용해 비상디젤발전기 신뢰도에 대한 점추정량 및 구간추정량을 구하여 보고자 한다. 끝으로, 제안된 방법이 기존의 Wyckoff 방법에 비해 우수함을 보이고자 한다.

2. Wyckoff 추정량 및 베イズ 추정량

Wyckoff(1986)는 비상디젤발전기의 기동상태와 부하운전상태에서 발생할 수 있는 각각의 고장률(failure rate)을 계산하여 이를 신뢰도 계산에 이용하였다.

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, Wyckoff는 작동을 시작하지 10분 이내의 상태를 기동상태라 하고 10분을 초과하면 부하운전상태라 정의하였다. 기동상태와 부하운전상태가 결정되면 이들의 성공 비율은 아래 방법으로 구한다.

$$\text{기동실패율} = \frac{\text{기동실패횟수}}{\text{총 기동요구횟수}}$$

$$\text{부하운전실패율} = \frac{\text{부하운전실패횟수}}{\text{총 부하운전요구횟수}}$$

따라서 기동성공율과 부하운전성공율은 각각 아래와 같이 계산할 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{기동성공율} &= 1 - \text{기동실패율} \\ \text{부하운전 성공률} &= 1 - \text{부하운전실패율} \end{aligned}$$

Wyckoff는 위에서 계산한 기동성공율과 부하운전성공율을 각각 기동신뢰도와 부하운전신뢰도라 정의하였다. 그는 위의 결과를 이용하여 비상디젤발전기의 신뢰도에 대한 Wyckoff 추정량을 아래와 같이 계산하였다.

$$\text{Wyckoff 추정량} = \text{기동신뢰도} \times \text{부하운전신뢰도} \quad (1)$$

최근 Martz(1996)는 베イズ 추정법을 이용하여 63개 미국 원자력 발전소 부하운전 시험에 따른 비상디젤발전기 신뢰도를 계산하였다. 그는 1988년부터 1991년까지 4년 동안 미국내 63개 원자력 발전소들이 가지고 있는 195개의 비상디젤발전기들이 실시한 총 19,520회의 운전 자료를 사전 정보화하여 신뢰도를 계산하기 위한 새로운 모형을 제안하였다. 또한, 제안된 모형의 타당성을 보이기 위해 가설검정을 실시하였다.

베イズ 추정량은 어떤 모집단(예를 들면, 전체 발전소 집단 등)으로부터 얻은 자료에 대해, 관심있는 미지 모수들이 미지의 상대빈도들을 사전분포로 하는 모형에 따른다고 가정하는 상황하에서 가정된다. Martz는 이항모수에 대한 사전분포로 Beta(a, b) 분포를 사용하였다. 이 때, 모수 a 와 b 는 취득한 자료로부터 추정할 수 있으며, 갱신된 자료로 인해 그 값이 개선되었다고 하면 추정의 精度를 위해 개선된 값으로 교환할 수 있다.

비상디젤발전기에 대한 신뢰도를 추정하기 위하여 추정하고자 하는 모수를 p 라 하면, p 의 추정을 위한 베イズ방법에서 가장 많이 사용되는 사전분포는 $Beta(a, b)$ 분포이다.

$Beta$ 분포의 확률밀도함수는 다음과 같다.

$$g(p; a, b) = Beta(p; a, b) = \frac{1}{B(a, b)} p^{a-1} (1-p)^{b-1}, 0 < p < 1, a, b > 0 \quad (2)$$

여기서 a 와 b 는 표본으로부터 추정하여야 할 $Beta$ 모수의 짝이다.

$Beta(a, b)$ 분포는 이항표본모형에 대한 사전분포이며, 그 사후분포도 역시 $Beta$ 분포가 된다. Weiler(1965)는 실제 예를 통해 $Beta$ 사전분포에 대해 편차가 다소 있더라도, 그에 대응하는 사후분포는 약간의 변화만이 생기는 것을 보였다.

수명검정에서 $Beta$ 사전분포족을 식 (2)라 두면 그룹당 기동성공횟수의 사전평균은 $E(p) = a/(a+b)$ 로 계산할 수 있다. t 시간 동안의 수명검정에서 기동성공횟수와 기동요구횟수를 각각 x_i 와 n_i 라 두면, 여러가지 사전모형들은 x_i 와 n_i 를 서로 다른 값으로 취하여 얻을 수 있다.

식 (2)와 같은 $Beta(a, b)$ 를 사전분포로 가졌을 때, n_i 와 x_i 가 주어진 상황하에서 p_i 의 사후분포의 확률함수는 아래와 같이 쓸 수 있다.

$$f(p_i | x_i, a^*, b^*) = Beta(p_i; a^*, b^*) = \frac{\Gamma(\hat{a} + \hat{b} + n_i)}{\Gamma(\hat{a} + x_i) \Gamma(\hat{b} + n_i - x_i)} \cdot p_i^{(\hat{a} + x_i) - 1} \cdot (1 - p_i)^{(\hat{b} + n_i - x_i) - 1}, 0 < p_i < 1 \quad (3)$$

여기서, $\Gamma(\)$ 는 감마함수, \hat{a} 와 \hat{b} 는 각각 모수 a 와 b 의 추정량이고, $a^* = \hat{a} + x_i$, $b^* = \hat{b} + n_i - x_i$ 이다.

식 (3)의 사후평균을 p_i 의 점추정량 \hat{p}_i 로 사용할 수 있는데 아래와 같다.

$$E(p_i | x_i, a^*, b^*) = \frac{\hat{a} + x_i}{\hat{a} + \hat{b} + n_i} \quad (4)$$

이 때, 식 (4)를 Martz는 i 번째 발전소에 장착된 비상디젤발전기의 베이즈 추정량이라 하였다.

비록 사후평균을 점추정량으로 사용한다고 해도 사후분산을 고려하여야 한다. 사후분산은 사후평균에 대한 유효성을 판단하는 기준이 되는데 그 값은

$$V(p_i | x_i, a^*, b^*) = \frac{(\hat{a} + x_i)(\hat{b} + n_i - x_i)}{(\hat{a} + \hat{b} + n_i)^2 (\hat{a} + \hat{b} + n_i + 1)}$$

이다.

Beta(a, b)분포의 모수 a, b 를 추정하는 방법에는 적률법(method of moments)과 주변최우법(marginal maximum likelihood)등이 있는데, Martz(1982)는 주변최우법을 이용하여 구한 a 와 b 값을 각각의 추정량 \hat{a} 와 \hat{b} 로 사용하였다.

$$\sum_{j=1}^N \sum_{i=0}^{x_j-1} \left(\frac{1}{a+i} \right) - \sum_{j=1}^N \sum_{i=0}^{n_j-x_j-1} \left(\frac{1}{b+i} \right) = 0 \quad (5)$$

$$\sum_{j=1}^N \sum_{i=0}^{n_j-x_j-1} \left(\frac{1}{b+i} \right) - \sum_{j=1}^N \sum_{i=0}^{x_j-1} \left(\frac{1}{a+b+i} \right) = 0 \quad (6)$$

여기서 N : 그룹의 수

x_j : 각 그룹당 기동성공횟수

n_j : 각 그룹당 기동요구횟수이다.

사후평균과 분산을 이용하여 p_i 에 대한 $100(1-a)\%$ 신뢰구간을 정의할 수 있다. p_i 에 대한 $100(1-a)\%$ 신뢰구간을 (p_{i*}, p_i^*) 라 두면 아래 식을 연립하여 구할 수 있다.

$$\int_{-\infty}^{p_{i*}} f(p_i | x_i, a^*, b^*) dp_i = a/2 \quad (7)$$

$$\int_{p_i^*}^{\infty} f(p_i | x_i, a^*, b^*) dp_i = a/2 \quad (8)$$

식(7)과 식(8)로부터 구한 해는 아래와 같다.

$$\begin{aligned}
 p_{i^*} &= \frac{\hat{a} + x_i}{\hat{a} + x_i + (\hat{b} + n_i - x_i) F_{1-\alpha/2}(2\hat{b} + 2n_i - 2x_i, 2\hat{a} + 2x_i)} \\
 p_i^* &= \frac{(\hat{a} + x_i) F_{1-\alpha/2}(2\hat{a} + 2x_i, 2\hat{b} + 2n_i - 2x_i)}{\hat{b} + n_i - x_i + (\hat{a} + x_i) F_{1-\alpha/2}(2\hat{a} + 2x_i, 2\hat{b} + 2n_i - 2x_i)} \quad (9)
 \end{aligned}$$

여기서, $\Pr \{ F \leq F_{1-\alpha/2}(\text{자유도1}, \text{자유도2}) \} = 1 - \alpha/2$ 이다.

3. 실증적 예제

3.1 Beta 모수의 추정

Martz는 그가 제안한 방법의 유효성을 입증하기 위해 1988년부터 1991년까지 4년 동안 미국내의 63개 원자력 발전소에 장착된 195개의 비상디젤발전기들에 대한 부하 운전 자료를 근거로 베イズ 추정량 계산한 바 있다. 그는 베イズ 추정량을 계산하기 위해 63개의 원자력 발전소로부터 얻은 자료를 이용하여 Beta모수 a 와 b 를 추정하였는데, 그 결과 각각 $\hat{a} = 251.431$, $\hat{b} = 2.39123$ 을 얻었다. 이 값을 식 (3)에 사용하면 추정된 사후분포는

$$f(p_i|x_i, a^*, b^*) = \text{Beta}(p_i|251.431 + x_i, 2.39123 + n_i - x_i)$$

이다.

심규박등(1996)은 국내에서 상업가동 중인 원자력발전소들 가운데 월성원전 1호기와 영광원전 3호기의 운전자료를 취득하여 베イズ 추정량을 계산하기 위한 Beta모수 값을 계산한 바 있다. 그들은 국내 원전의 경우 역사가 짧고 기동횟수가 상대적으로 적어 외국에 비해 수집된 자료의 신뢰도가 낮으므로 외국의 경우와 비교하기 위해 미국 48개 원자력발전소에서 취득한 기동실패 자료를 이용하여 역시 Beta모수를 추정한 바 있다.

1) NUREG/CR-2989의 예 : NUREG/CR-2989에는 미국 48개 발전소에서 취득한 기동실패(start failure)에 관한 자료가 있다. 이 가운데 35개 발전소에서 14,204회의 기동요구에 대해 261회의 기동실패가 관측되었다. 그러므로 식 (5)와 식 (6)을 사용하여 모수 \hat{a} 와 \hat{b} 를 구하면 $\hat{a} = 106.89895$, $\hat{b} = 2.001049$ 이다.

2) 월성원전 1호기 예비디젤발전기의 예 : 월성원자력 발전소 1호기에는 2대의 예비디젤발전기(SDG)가 설치되어 소외전원상실시 비상교류전력원으로 사용하고 있다. 예비디젤발전기는 내진설계가 안되어 있는 점을 제외하고는 가압경수형발전소의 비상디

젤발전기와 같은 기능을 수행하고 있다.

<표 1>과 <표 2>에 나타난 연도별 자료를 이용하여 Beta모수를 구하여 보면 예비디젤 1호기의 경우 $\hat{a} = 153.45928$, $\hat{b} = 2.54072$ 이고, 예비디젤 2호기의 경우 $\hat{a} = 287.904$, $\hat{b} = 11.996$ 이다.

3) 월성원전 1호기 비상디젤발전기의 예 : 월성원자력 발전소 1호기에는 예비디젤발전기가 운전불가능할 경우를 대비하여 비상노심냉각계통(ECCS) 및 비상물공급계통(EWS)에만 한정하여 전력을 공급할 수 있도록 비상전력공급계통(EPS), 즉 비상디젤발전기 2대가 더 설치되어 있다. <표 3>과 <표 4>의 연도별 자료를 이용하여 Beta모수를 구하여 보면 비상디젤 1호기의 경우 $\hat{a} = 287.59067$, $\hat{b} = 12.309328$ 이고, 비상디젤 2호기의 경우 $\hat{a} = 99.42029$, $\hat{b} = 0.579701$ 이다.

3.2 월성원전 1호기 예비 및 비상디젤발전기의 자료를 이용한 예

심규박등이 사용한 월성원전 1호기의 예비 및 비상디젤발전기의 자료에서는 이들 발전기의 기동실패 횟수가 나타나 있으므로 이를 이용하여 Wyckoff 추정량을 구하기 위한 기동성공율을 계산할 수 있다. 김태운동(1993)은 고리 3, 4호기의 비상디젤발전기 신뢰도를 계산하는 과정에서 부하운전과 기동상태를 명확하게 구분하기 힘든 국내 자료의 특성상 기동성공율을 Wyckoff 추정량으로 간주한 바 있다. Wyckoff 추정량에 대한 이러한 정의는 앞으로 다소 논란의 여지가 있으나 본 논문에서는 김태운의 정의에 따르기로 한다.

<표 1>과 <표 2>는 예비디젤발전기에 대한 운전자료와 신뢰도 계산결과이다. 기동성공비율을 나타낸 Wyckoff 추정량을 보면 기동실패가 관측되지 않았던 해의 경우 신뢰도가 100%이고 기동실패횟수가 많았던 1993년 예비디젤 2호기의 경우 신뢰도가 88.57%였다. 1985년 부터 1993년까지의 운전이력자료를 고려하여 추정한 베이스 추정량의 경우 변동 폭이 적은 값이 산출되었다. 추정량에 대한 95% 신뢰구간을 기준으로 할 때, 예비디젤발전기에 대한 Wyckoff 추정량의 경우 많은 추정량들이 신뢰구간을 벗어난 값임을 알 수 있다.

<표 3>과 <표 4>는 비상디젤발전기에 대한 운전자료와 신뢰도 계산결과이다. 신뢰도 계산결과는 예비디젤발전기의 경우와 비슷하며, Wyckoff 추정량의 대부분이 95% 신뢰구간을 벗어나 있음을 알 수 있다.

< 표 1 > 월성 1호기 예비디젤 1호기(SDG #1) 연도별 기동현황 및 신뢰도 계산결과

년 도	예비디젤 1호기				
	기동수	실패수	Wyckoff 추정량	베イズ 추정량	95% 신뢰구간
1985	35	1	0.9714	0.9815	(0.9581 , 0.9954)
1986	28	0	1.0000	0.9862	(0.9650 , 0.9976)
1987	32	1	0.9697	0.9812	(0.9575 , 0.9954)
1988	34	2	0.9444	0.9761	(0.9502 , 0.9927)
1989	30	0	1.0000	0.9863	(0.9654 , 0.9977)
1990	33	0	1.0000	0.9866	(0.9660 , 0.9977)
1991	41	0	1.0000	0.9871	(0.9673 , 0.9978)
1992	45	0	1.0000	0.9874	(0.9680 , 0.9978)
1993	29	1	0.9667	0.9809	(0.9568 , 0.9953)
합 계	307	5	0.9837	0.9837	(0.9704 , 0.9953)

< 표 2 > 월성 1호기 예비디젤 2호기(SDG #2) 연도별 기동현황 및 신뢰도 계산결과

년 도	예비디젤 2호기				
	기동수	실패수	Wyckoff 추정량	베イズ 추정량	95% 신뢰구간
1985	34	2	0.9412	0.9581	(0.9342 , 0.9768)
1986	30	1	0.9667	0.9606	(0.9372 , 0.9788)
1987	23	0	1.0000	0.9628	(0.9397 , 0.9806)
1988	32	1	0.9687	0.9608	(0.9375 , 0.9783)
1989	30	0	1.0000	0.9636	(0.9410 , 0.9810)
1990	37	1	0.9730	0.9614	(0.9384 , 0.9792)
1991	44	3	0.9318	0.9564	(0.9325 , 0.9753)
1992	35	0	1.0000	0.9642	(0.9418 , 0.9813)
1993	35	4	0.8857	0.9522	(0.9270 , 0.9724)
합 계	300	12	0.9600	0.9600	(0.9429 , 0.9742)

< 표 3 > 월성 1호기 비상디젤 1호기(EDG #1) 연도별 기동현황 및 신뢰도 계산결과

년 도	비상디젤 1호기				
	기동수	실패수	Wyckoff 추정량	베이즈 추정량	95% 신뢰구간
1985	25	3	0.8800	0.9529	(0.9274 , 0.9371)
1986	26	1	0.9615	0.9592	(0.9352 , 0.9778)
1987	24	0	1.0000	0.9620	(0.9387 , 0.9800)
1988	26	0	1.0000	0.9622	(0.9390 , 0.9801)
1989	31	0	1.0000	0.9628	(0.9399 , 0.9804)
1990	28	0	1.0000	0.9625	(0.9394 , 0.9802)
1991	33	0	1.0000	0.9630	(0.9403 , 0.9805)
1992	37	4	0.8919	0.9516	(0.9263 , 0.9718)
1993	38	3	0.9211	0.9547	(0.9301 , 0.9742)
합 계	268	11	0.9590	0.9590	(0.9412 , 0.9737)

< 표 4 > 월성 1호기 비상디젤 2호기(EDG #2) 연도별 기동현황 및 신뢰도 계산결과

년 도	비상디젤 2호기				
	기동수	실패수	Wyckoff 추정량	베이즈 추정량	95% 신뢰구간
1985	113	0	1.0000	0.9973	(0.9873 , 0.9999)
1986	23	0	1.0000	0.9953	(0.9780 , 0.9999)
1987	26	0	1.0000	0.9954	(0.9785 , 0.9999)
1988	29	0	1.0000	0.9955	(0.9790 , 0.9999)
1989	29	0	1.0000	0.9955	(0.9790 , 0.9999)
1990	32	1	0.9688	0.9880	(0.9638 , 0.9990)
1991	32	0	1.0000	0.9956	(0.9795 , 0.9999)
1992	32	0	1.0000	0.9956	(0.9795 , 0.9999)
1993	29	1	0.9655	0.9878	(0.9629 , 0.9990)
합 계	355	2	0.9944	0.9944	(0.9857 , 0.9990)

4. 결론

비상디젤발전기의 신뢰도를 추정하기 위해 Wyckoff 추정법과 이를 응용한 국내의 연구 결과, 그리고 베イズ추정법 및 신뢰구간을 앞 절에서 비교하여 보았다.

첫째, Wyckoff 추정방법은 당해년도에 취득한 자료 그 자체에 대한 성공의 비율을 계산한 것이다. 따라서, 기계가 가지는 경험적 특성을 반영하기 어려울 뿐 아니라 극단값(outlier)을 자료로 가질 때에는 그 精度에 의문을 가질 수 있다. 예를 들어, Wyckoff 추정량에 의하면 월성 1호기의 비상디젤 1호기의 경우 1991년도의 신뢰도는 100%인 반면 다음 해인 1992년에는 89.19%가 되어 신뢰도 자체에 대한 신뢰성의 문제가 제기된다.

둘째, 베イズ 추정량은 성공과 실패의 횟수를 이항분포로 정의하고 이때의 이항모수 p 를 과거의 경험적 자료를 토대로 추정하는 방법을 사용하여 추정하는 방법이다. 따라서, 앞으로 건설될 영광 5, 6호기등 다른 발전소의 경우라 하더라도 해당 발전소에 장착할 비상디젤발전기의 기종과 유사하거나 같은 기종을 가진 원자력 발전소들에 관한 국내외의 운전자료만 확보할 수 있으면, 이상치에 영향을 덜 받는 신뢰도를 추정할 수 있다. 그리고, 동일한 발전소 내에서도 연도별 자료를 사전 정보로 하여 신뢰도를 추정할 수 있다. 베イズ방법으로 추정한 추정량의 결과는 극단점에 영향을 받지 않는다는 장점이 있다. 예를 들어, 베イズ 추정량을 신뢰도로 하면 월성 1호기의 비상디젤 1호기의 경우 1991년도의 신뢰도는 96.3%이고 다음 해인 1992년에는 95.16%가 된다.

셋째, 대부분의 국내외 보고서들에서 기동성공에 대한 신뢰도와 부하운전에 대한 신뢰도를 구분하지 않고 통칭하여 '신뢰도'라는 용어를 사용하고 있다. 따라서 이에 대해서는 각각 '기동 신뢰도' 및 '부하운전 신뢰'로 구분하여 사용할 필요가 있다.

끝으로, 신뢰도 추정량의 精度를 높이기 위해 더 객관성있는 비교기준의 제안 및 점추정량들인 Wyckoff 추정량과 베イズ 추정량의 오차한계의 계산, 근사적인 위험값 등의 계산에 관한 연구는 다음으로 미루기로 한다.

참고문헌

- [1] NUREG-1032(1985), *Evaluation of Station Blackout Accidents at Nuclear Power Plants*. U.S. NRC.
- [2] NUREG/CR-2989(1993), *Reliability of Emergency AC Power Systems at Nuclear Power Plants*, U.S. NRC.
- [3] Martz, F.M. and Waller, R.A.(1982), *Bayesian Reliability Analysis*, John Wiley and Sons, Inc.

- [4] Martz, F.M. Kvam, H.K. and Abramson, L.R.(1996), "Empirical Bayes Estimation of the Reliability of Nuclear-Power-Plant Emergency Diesel Generators," *Technometrics*, Vol. 38, No. 1, pp. 11-24.
- [5] Reg. Guide 1.155(1988), *Station Blackout*, U.S. NRC.
- [6] Weiler, H.(1965), "The User of Incomplete Beta Functions for Prior Distributions in Binomial Sampling," *Technometrics*, Vol. 7, pp. 335-347.
- [7] Wyckoff, H.(1986), *The Reliability of Emergency Diesel Generators at U.S. Nuclear Power Plants*, EPRI.
- [8] 김태운 외(1993), 「국내 원전 소외전원 상실 사건 및 고리 3, 4호기 비상디젤발전기 신뢰도 조사 및 분석」, KAERI/TR-363/93, 한국원자력연구소.
- [9] 심규박 외(1996), 「비상디젤발전기 신뢰도 안전성 평가」, 한국원자력안전기술원.
- [10] 원자력연구실 원전설비개선 연구팀(1994), 「비상디젤발전기 공용화에 따른 안전성 분석」, 한전기술연구원.