Journal of Korea Multimedia Society Vol. 16, No. 3, March 2013(pp. 336-341)
http://dx.doi.org/10.9717/kmms.2013.16.3.336

두 형태의 데이터를 이용하여 시스템의 신뢰도를 추정하는 방법

심규박†, 임재걸††

요 약

복잡한 시스템에서 취득할 수 있는 여러 가지 형태의 자료에 대한 신뢰도 분석은 각종 시스템에 대한 신뢰도 보증을 위해 필요한 절차이다. 시스템의 신뢰도 평가는 고장함수의 추정에서 시작한다. 시스템은 한 개의 부품만으로 이루어 진 경우도 있지만 여러 개의 부품이 서로 연관관계를 맺고 있는 경우가 대부분이어서 취득된 자료의 형태도 다양하다. 본 논문에서는 고장 사건의 발생확률이 낮은 경우, 서로 다른 두 개 이상의 부품이나 시스템에서 취득한 자료의 형태를 고려하여 이에 대한 고장함수를 추정하고 신뢰도를 계산하는 방법을 제안하였다. 두 개 이상의 부품이 병렬 및 혼합방식으로 연결된 복잡한 시스템에 대한 고장함수의 추정도 자료의 형태를 고려하면 제안된 방법의 확장으로 가능하리라 생각한다.

Estimation of Reliability of a System Based on Two Typed Data

Kyubark Shim†, Jaegeol Yim††

ABSTRACT

Reliability analysis for various forms of data obtained from complicated electronic circuits is a necessary process for guaranteeing reliability of the system. Reliability assessment of a system starts from the estimation of failure function. A system can be composed of one item, but in most cases, several items are correlated to each other in one system. This study suggests an estimation method of failure function and reliabilities for infrequent failure events, by considering different form of data obtained from different systems. Estimates of failure function and reliabilities for complex systems composed of two or more items in parallel or in mixed connections can be done by further application of proposed method.

Key words: estimate(추정), failure function(고장함수), lognormal distribution(대수분포), reliability analysis(신뢰도분석)

1. 서 론

신뢰도 분석은 어떤 제품의 고장시간분포에 대한 자료를 얻은 후, 이를 이용하여 제품의 신뢰성을 추정하는 것인데, 주요 연구 분야 중 하나는 발생빈도가 낮은 여러 가지 사건들을 분석하여 사후 발생확률을 추정하는 것이다. 특히, 항공우주산업이나 원자력산업과 같은 곳에서 사용되는 시스템의 고장 사건은 발생빈도가 낮은 사건의 대표적인 예인데, 이런 곳에 서는 위험성이 잠재적으로 내포된 시스템의 작동에서 안전성을 계량화하는데 확률적 안전성 평가(probabilistic safety assessment : PSA)를 정기적으로 실시하고 있다. 예를 들어, 원자력발전소 등에서 발전 시스템에 손상을 일으킬 수 있는 초기 사고 요인들과 이에 따른

※ 교신저자(Corresponding Author) : 심규박, 주소 : 경북 경주시 석장동 707번지 동국대학교 과학기술대학 정보통계학과(780-714), 전화 : 054) 770-2245, FAX : 054) 770-2042, E-mail : shim@dongguk.ac.kr
접수일 : 2012년 8월 23일, 수정일 : 2012년 12월 20일
완료일 : 2013년 1월 24일
† 정회원, 동국대학교 과학기술대학 정보통계학과
†† 종신회원, 동국대학교 과학기술대학 컴퓨터공학부
(E-mail : yim@dongguk.ac.kr)

사고 경위를 파악하고 그 발생빈도를 추정하여, 추후 동일한 사고가 발생했을 경우 그에따른 영향을 종합적으로 평가하는 작업이 이에 해당한다. 최근 들어 이 분야의 연구에 대한 추세는 PSA 개념에 따라 계산한 시스템의 신뢰도가 계량적 안전성 목표값에 얼마나 부합하는 가의 여부를 판단하는 단계로 발전하고 있다.

고장함수를 추정할 때, 실험이나 시스템의 운전 종류에 따라 취득한 자료의 성격에 따라 사용하는 분포의 형태가 다르다. 예를 들어, 이산형 자료의 경우 이항분포나 Poisson분포와 같은 이산형 확률분포를 따르는 경우가 많으나, 많은 경우 수명분포가 시간의 흐름에 따라 자료가 취득되므로 대수정규분포, Weibull분포 및 Rayleigh분포와 같은 연속형 분포를 갖는 경우가 대부분이다. 특히 대수정규분포는 시스템의 특성상 초기고장률이 높은 자료에 많이 사용하는 수명분포이다. 이산형 자료도 취득한 자료의 개수가 많아지면 어느 정도의 오차를 감수하고라도 연속형분포에 근사시켜서 사용하는 경우가 많으므로 신뢰도 평가에서는 연속형 자료의 사용이 많은 편이다. [10]은 시스템이 새로 만들어져서 고장자료가 없고, 시스템의 성격상 고장자료 취득을 위한 장기간의 수명시험이 불가능한 경우의 고장률 분포 함수를 추정하였다. [4]에서는 외부사건으로 인해 2개 혹은 그 이상의 시스템 구성 요소들이 연속된 고장을 일으키는 원인이 될 때 시스템 수명의 모형화를 시도하였는데, 이 연구에서는 시스템의 크기가 각각 다른 경우에 공동원인으로 고장이 일어났을 경우에 한하여 연구하였다. [13]에서는 시스템에서 누적된 충격의 영향으로 발생할 수 있는 고장에 대한 포괄적인 공통원인고장 모형을 제안하였다. 그러나, 공통고장에 대한 많은 연구에서도 시스템의 고장확률이 낮은 경우에 대한 연구는 극히 제한적이었다.

본 논문에서는 시스템의 크기와는 무관하게 고장 발생빈도가 낮은 사건의 고장함수 추정을 위해 조사시간 내에 관측된 고장횟수에 관한 자료 및 취득된 자료의 형태가 Gamma분포와 대수정규분포를 따르고 이들 자료의 취득형태가 원자료 및 모수의 추정값으로 각각 다른 경우 이들 자료를 이용하여 고장함수를 추정하고자 한다. 끝으로, 도출한 결과를 실제 자료를 이용해 고장함수의 추정에 이용하였다.

2. 취득된 자료의 형태

의도했건 그렇지 않건 간에 최근 발생한 특정 서버에 대한 여러 차례의 DDoS 공격이나 고리원자력 발전소의 비상디젤 발전기 작동중단 사태와 같이 발생확률은 낮으나 물질적 손해를 수반하는 중대사고가 최근들어 예고없이 일어나고 있다. 이와 같은 사고들은 발생확률은 낮으나 사고 발생 후 사회경제적으로 미치는 영향은 매우 크다. 실제로 발생확률이 낮은 사건의 경우, 자료의 확보가 쉽지 않은 경우가 있어 과거의 경험적 자료를 근거로 추측할 수 밖에 없는 경우도 많이 있다. 사건의 발생이 지수분포를 따른다고 가정할 때, 발생가능성이 낮은 사건에 대한 미지의 비율을 추정하는데 관심이 있다고 하자. 사건의 발생 시간에 따른 고장률은 통상적으로 불규칙한 경우가 많으므로 대수정규 분포를 따르고, 고장 횟수는 발생빈도가 낮으므로 Poisson 분포를 따른다고 가정할 수 있다. 취득된 자료의 형태를 다음과 같이 정의한다[1].

D_1 : 조사시간 내에 관측된 고장횟수에 관한 자료. 이때, f_{1i} 를 i 번째 조사한 총 조사시간 T_{1i} 에서 사건의 관측된 고장횟수라 할 때, D_1 을 $(< f_{1i}, T_{1i} > : i = 1, 2, \cdots, I)$ 로 표시하자. 이 때, $I \geq 2$ 는 관측횟수이다.

D_2 : 추정치의 형태로 취득된 자료. 이때, 각 추정치들을 $(< \lambda_{2j}^{\alpha}, \tilde{\lambda}_{2j}, \lambda_{2j}^{1-\alpha} > : j = 1, 2, \cdots, J)$ 로 나타내자. 여기서, $\tilde{\lambda}_{2j}$ 는 j 번째 원자료로부터 계산한 점추정치이고, λ_{2j}^{α} 와 $\lambda_{2j}^{1-\alpha}$ 는 주어진 α 값에 대한 각각 100α 와 $100(1-\alpha)$ 번째 백분위 수이며, J는 관측된 자료의 수이다.

Martz et al.(1983)는 경험적 베이즈 방법을 적용할 때 사전분포로서 대수정규분포족(family)을 사용한 바 있는데, 시간에 따른 고장률λ에 대한 사전 분포의 대수정규 함수를 아래와 같이 정의하였다.

$$f(\lambda; \ln\lambda_0, \psi_0) = \frac{1}{\lambda\psi_0\sqrt{2\pi}} \exp\left[\frac{-1}{2}\left(\frac{\ln\lambda - \ln\lambda_0}{\psi_0}\right)^2\right], \lambda \geq 0 \qquad (1)$$

2.1 조사시간 내에 관측된 고장횟수에 관한 자료인 자료형태 D_1 을 사용

위 함수식은 평균과 분산이 각각 $E(\ln\lambda) = \ln\lambda_0$ 이고, $Var(\ln\lambda) = \psi_0^2$ 인 대수정규분포 $LN(\ln\lambda_0, \psi_0^2)$ 을 따른다. 만약 두 시스템의 자료형태가 서로 다르다면,

자료의 수나 고장 횟수를 고려한 가중값을 추정할 수 있고, 추정한 가중값을 이용하여 시스템의 고장함수를 추정할 수 있다.

대수정규 분포 $LN(\ln\lambda_0, \psi_0^2)$은 모집단 변이곡선이고, 관측된 자료는 쌍$< f_{1i}, T_{1i} >$마다 λ가 대응하는 고장률 λ_{1i}의 독립된 확률표본이라 가정하자. 따라서, 사용된 λ는 자료의 각 쌍에 따라 다른 값을 갖는다. 많은 자료들을 동일한 회로로부터 취득하므로 독립성을 가정하기에 다소 어려움이 있으나, 각 여러 번의 작동을 독립된 시행이라 간주하여 취득된 자료들을 독립이라 가정한다.

관측된 자료에 대한 모집단 분포인 대수정규분포 $LN(\ln\lambda_0, \psi_0^2)$의 모수 $\ln\lambda_0$와 ψ_0^2에 대한 추정값을 $\ln\hat{\lambda}_{01}$과 $\hat{\psi}_{01}^2$이라 하면, 경험적 베이즈 방법을 이용하여 아래와 같이 구할 수 있다. 관측된 고장횟수 f_{1i}는 고장률 λ_{1i}에 대해 평균이

$$E(f_{1i}) = T_{1i}E(\lambda_{1i}) = T_{1i}E(\lambda) \tag{2}$$

인 Poisson 분포를 따른다고 하면, f_{1i}의 분산은 아래와 같다.

$$\begin{aligned} Var(f_{1i}) &= E(f_{1i}^2) - (E(f_{1i}))^2 \\ &= E(f_{1i}^2) - (E(\lambda_{1i}T_{1i}))^2 \\ &= E(f_{1i}^2) - T_{1i}^2E(\lambda^2) = T_{1i}E(\lambda) \end{aligned} \tag{3}$$

이로부터,

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

를 얻는다. 각 λ_{1i}에 대한 추정치는

$$\hat{\lambda}_{1i} = \frac{f_{1i}}{T_{1i}}, \quad i = 1, 2, \cdots, I \tag{5}$$

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

$$E(\lambda) = E(\hat{\lambda}_{1i}) \tag{6}$$

$$E(\lambda^2) = E\left(\frac{\widehat{\lambda_{1i}}^2 - \hat{\lambda}_{1i}}{T_{1i}}\right) \tag{7}$$

이므로, 모수 λ분포의 모수들에 대한 추정치들은 I개의 $\hat{\lambda}_{1i}$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.

$$\hat{E}(\lambda) = \sum_{i=1}^{I} T_{1i}\hat{\lambda}_{1i} / \sum_{i=1}^{I} T_{1i} \tag{8}$$

$$\hat{E}(\lambda^2) = \sum_{i=1}^{I} T_{1i}[(\widehat{\lambda_{1i}}^2 - \hat{\lambda}_{1i})/T_{1i}] / \sum_{i=1}^{I} T_{1i} \tag{9}$$

식 (1)로 부터 $E(\lambda) = \lambda_0\exp(\psi_0^2/2)$와 $E(\lambda^2) = \lambda_0^2\exp(2\psi_0^2)$임을 알 수 있으므로, 모수를 λ_{01}과 ψ_{01}^2이라 두면, 이들에 대한 추정치 $\ln\hat{\lambda}_{01}$과 $\widehat{\psi_{01}}^2$은 각각 식 (10), (11)과 같다.

$$\begin{aligned} \ln\hat{\lambda}_{01} = {} & 2\ln\Big(\sum_{i=1}^{I} f_{1i} / \sum_{i=1}^{I} T_{1i}\Big) \\ & - 0.5\ln\Big(\sum_{i=1}^{I} (f_{1i}/T_{1i})(f_{1i}-1)/T_{1i}\Big) \end{aligned} \tag{10}$$

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

2.2 추정치의 형태로 취득된 자료인 자료형태 D_2를 사용

j번째 원자료를 근거로 한 미지의 실제 고장률을 λ_{2j}라 하면, 경험적 베이즈 방법을 사용하여 대수정규 분포의 사전모수 $\ln\lambda_0$와 ψ_0를 추정할 수 있다.

λ_{2j}가 대수정규 분포 $LN(\ln\lambda_0, \psi_0^2)$을 따를 때, 점추정값 $\tilde{\lambda}_{2j}$는 대수정규 분포 $LN(\ln\lambda_{2j}, \sigma_j^2)$을 따른다고 가정하자. 이때, σ_j는 추정치 $\widetilde{\lambda_{2j}}$에 관련된 불확실성을 측정하는데 사용하는 모수인데, EF_{2j}를 j번째 시스템에서 발생한 오차요인이라면 주어진 α값에 대해

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

로 쓸 수 있다.

이때, $\ln\widetilde{\lambda_{2j}}$의 기대값과 분산은 각각 아래와 같다 [2].

$$E(\ln\widetilde{\lambda_{2j}}) = E(\ln\lambda_{2j}) = \ln\lambda_0 \tag{13}$$

$$Var(\ln\widetilde{\lambda_{2j}}) = \sigma_j^2 + \psi_0^2 \tag{14}$$

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

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

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 s^2 이라고 하면 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$s^2 = \frac{1}{J}\sum_{j=1}^{J}(\ln\widetilde{\lambda_{2j}} - \overline{\ln\widetilde{\lambda}})^2 \tag{17}$$

여기서, $\overline{\ln\widetilde{\lambda}} = \frac{1}{J}\sum_{j=1}^{J}\ln\widetilde{\lambda_{2j}}$ 이다.

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

$$\widehat{\psi_0^2} = s^2 - \overline{\sigma^2} \tag{18}$$

J개의 서로 다른 점추정치들에 대한 가중표본평균 m을 아래와 같이 정의하자.

$$m = \frac{\sum_{j=1}^{J}\sigma_j^{-1}\ln\widetilde{\lambda_{2j}}}{\sum_{j=1}^{J}\sigma_j^{-1}} \tag{19}$$

이 때, $E(m) = \ln\lambda_0$ 이므로, 모수 $\ln\lambda_0$ 의 추정치 $\ln\widehat{\lambda_{02}}$ 를 구하면 가중표본평균 m 과 같다. 즉,

$$\ln\widehat{\lambda_{02}} = m \tag{20}$$

모든 자료들을 동시에 분석에 사용하면, 각 자료형태에 근거한 개별 대수정규 분포들을 결합함으로써 단일형태의 대수정규 사전분포를 만들 수 있다. 앞에서 구한 $\ln\lambda_0$ 와 ψ_0 에 대한 가중평균 추정치들을 이용하여 계산한다.

식 (10), (11) 및 (18), (20)을 이용하여 추정치 $\ln\widehat{\lambda_0}$ 와 $\widehat{\psi_0^2}$ 을 구하면 다음과 같다.

$$\ln\widehat{\lambda_0} = w_1\ln\widehat{\lambda_{01}} + w_2\ln\widehat{\lambda_{02}} \tag{21}$$

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

w_1 과 w_2 는 각각의 자료형태에 대한 가중치인데 $w_1 + w_2 = 1$ 이다. 가중치에 대한 별도의 정의가 없을 경우 $w_1 = w_2 = 0.5$ 라 둘 수도 있으나 그렇지 않을 경우 자료의 개수에 비례하여 결정하는데, 이 경우 $w_1 = I/(I+J)$ 와 $w_2 = J/(I+J)$ 로 계산한다. 식 (21)과 식 (22)를 이용하여 고장함수를 추정할 수 있다.

$$f(\lambda; \ln\widehat{\lambda_0}, \widehat{\psi_0}) = \frac{1}{\lambda\widehat{\psi_0}\sqrt{2\pi}}\exp\left[-\left(\frac{\ln\lambda - \ln\widehat{\lambda_0}}{2\widehat{\psi_0}}\right)^2\right], \lambda \geq 0 \tag{23}$$

따라서, 고장률 $F(\lambda; \ln\widehat{\lambda_0}, \widehat{\psi_0})$ 는 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$F(\lambda; \ln\widehat{\lambda_0}, \widehat{\psi_0}) = \int_0^{\lambda}\frac{1}{\lambda\widehat{\psi_0}\sqrt{2\pi}}\exp\left[-\left(\frac{\ln\lambda - \ln\widehat{\lambda_0}}{2\widehat{\psi_0}}\right)^2\right]d\lambda \tag{24}$$

식(24)는 확률변수 λ 에서의 누적확률밀도함수이므로 다음과 같다.

$$F(\lambda; \ln\widehat{\lambda_0}, \widehat{\psi_0}) = P(\Lambda \leq \lambda) = \Phi\left(\frac{\ln\lambda - \ln\widehat{\lambda_0}}{\hat{\psi}}\right) \tag{25}$$

여기서, $\Phi(\bullet)$ 는 표준정규분포표 상에서 $\bullet$ 점에서의 누적확률을 나타낸다. 확률변수 λ 에서의 시스템 신뢰도 $R(\lambda; \ln\widehat{\lambda_0}, \widehat{\psi_0})$는 다음과 같다.

$$R(\lambda; \ln\widehat{\lambda_0}, \widehat{\psi_0}) = 1 - F(\lambda; \ln\widehat{\lambda_0}, \widehat{\psi_0}) \tag{26}$$

3. 예 제

앞에서 언급한 절차들을 통해 실제 고장모형을 추정하는 예를 들어보고자 한다. 시스템으로부터 발생할 수 있는 고장의 확률이 낮은 자료의 예로 Chen et al.(1996)의 미국원자력규제위원회(NRC)가 수집한 자료를 사용하였으며, 추정치 형태로 취득한 자료는 모의실험을 이용하였다. 원자력발전소의 비상디젤발전기에 대한 시험은 기동후 10분이내 실시하는 부하운전과 10분이후에는 기동운전의 단계가 되며 정상작동으로 연결된다.

Chen et al.은 1988년에서 1991년 사이에 실시한 미국 63개 원전에 장착된 195개 비상디젤발전기들의 부하운전시험(load-run test)의 결과를 제시하였는데, 시험 결과 발생하는 고장은 운전 시간에 따른 자료로 표시되었다.

표 1의 자료에 대해 식 (10)과 (11)을 이용하여 구

표 1. NRC의 발전 시스템 고장 자료

년도	부하운전시험	
	운전시간	고장회수
1988	4959	48
1989	4781	35
1990	5010	45
1991	4770	54

한 전체 시험에 관한 전체 고장률의 추정값은 각각 $\widehat{\lambda_{01}}=0.006840$ 과 $\widehat{\psi_{01}^2}=1.14567$ 이었다.

같은 기간동안에 NRC가 실시했던 기동운전시험(start-run test)의 자료를 근거로 식(18)과 (20)을 이용하여 향후 비상디젤발전기에 대한 고장율에 대한 자료를 이용하기 위해 1,000번을 모의실험을 실시하여 얻은 추정값을 자료형태 D_2 라 하자. 1,000번의 모의실험을 통해 얻은 추정값의 평균은 각각 $\widehat{\lambda_{02}}=0.005986$과 $\widehat{\psi_{02}^2}=1.12394$ 였다.

따라서, 자료형태 D_1 과 D_2 를 같이 고려하였을 경우 고장함수를 추정하기 위한 모수의 추정값은

식(21)과 (22)에 따라 각각 $\widehat{\lambda_0}=0.006399$, $\widehat{\psi_0^2}=0.23593$ 이다. 이와 같은 방법으로 추정한 값을 식 (23)과 (25)에 대입하면 각각 시스템의 고장함수와 고장률을 추정할 수 있다.(소수점이하 5번째 자리에서 반올림함.) 몇 가지 λ값에 대한 추정고장률과 신뢰도는 다음과 같다.

이 시스템의 경우, λ값이 0.001부터 0.003미만에서 신뢰도가 0.9이상을 유지하며, 0.013이상인 경우 고장률이 0.9이상으로 추정됨을 알 수 있다. 여러 시스템이 실제로 작동하는 상황에서는 본 예제에서 든 경우보다 발생가능성이 낮은 자료들을 취득할 수 있겠으나, 시스템의 고장률 및 신뢰도의 추정방법은 동일하다.

4. 결 론

본 논문에서는 시스템에서 발생확률이 낮은 고장사건에 대한 고장함수 및 신뢰도를 추정하였다. 부품이나 시스템들이 독립적으로 연결되어 있는 직렬연결시스템이 있다면, 본 논문에서 제안한 방법들을 반복적으로 실행하면 논문에서 제시한 환경을 가진 직렬연결 시스템에 대한 고장함수를 추정할 수 있으리라 생각한다. 대개 하나의 시스템은 여러 개의 복잡한 부품들로 이루어져 있으며, 이들의 연결 또한 직렬 뿐 아니라, 병렬, 혼합연결 및 bridge 연결 등 수없이 많이 있다. 이들 연결로 인해 발생할 수 있는 신뢰도문제 또한 고장함수의 추정이 이루어지면 해결할 수 있는 문제이다. 각 연결 상태에 대한 고장함수의 추정, 부품들 사이의 가중치 설정 문제 등은 앞으로 다루어져야 할 과제이며, 앞으로의 논의도 필요할 것으로 생각된다. 본 논문에서 제안한 방법은 이러한 논의의 첫걸음이라 생각한다.

참 고 문 헌

[1] Thas, O, *Comparing Distributions,* Springer, New York, 2009.

[2] Hogg, E.A. and Tanis R.V, *A Brief Course In Methematical Statistics*, Pearson, New Jersey, 2007.

[3] Apostolakis G. and Mosleh A., “Expert opinion and Statistical Evidence: An Application to Reactor Core Melt Frequency,” *Nuclean Science and Engineering,* Vol. 70, No. 2, pp. 135-149. 1979.

[4] Changyong Han, Gyeyoung Lee, Jaegeol Yim, and Kyubark Shim, “Implementation od AP-Based and RFID-Based Indoor Positioning Web Services,” *Journal of Korea Multimedia Society*, Vol. 15, No. 1, pp. 71-80. 2012.

[5] Chen, J. and Singpurwalla, “The Notion of “Composite Reliability” and Its Hierarchical Bayes Estimation,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 91 No. 436, pp. 1474-1484. 1996.

[6] Kvam, “Estimation Techniques for Common Cause Failure Data With Different Sysrem Sizes,” *Technometrics*, Vol. 38, No. 4, pp. 382-388, 1998.

[7] Martz, H.F. and Bryson, “On Combining Data for Estimating the Frequency of Low-Probabilibity Events with Application to Sodium Valve Failure Rates,” *Nuclear Science and*

Engeering, Vol. 83, No. 3, pp. 267-280. 1983.

[8] Martz, H.F., Parker, R. L.and and Rasmuson, "Estimation of Trends in the Scram Rate at Nuclear Power Plants," *Technometrics* , Vol. 41, No. 4, pp. 352-364, 1999.

[9] Shim, "Probabilistic Safety Assessment of Nuclear-Power Plant using Bayes Method," *The Korean Communication in Statistics*, Vol. 8, No. 2, pp. 453-464, 2001.

[10] Singpurwalla, *Reliability and Risk,* John Wiley & Sons, New York, 2006.

[11] 김영복, 이창훈, "고장자료가 없는 시스템의 고장률 분포 함수의 추정," 대한산업공학회/한국경영과학회 춘계공동학술대회, pp. 579- 584, 2002.

[12] 김준홍, 정원, 신뢰성공학, 청문각, 서울, 2007.

[13] 이상용, 신뢰성공학, 형설출판사, 서울, 2009.

[14] 임태진, "포괄적 누적 충격 공통원인고장 모형 및 시스템 시뢰도 평가," 품질경영학회지, 제30권, 제2호, pp. 320-328, 2011.

심 규 박

1986년 동국대학교 대학원 통계학과 이학석사
1993년 동국대학교 대학원 통계학과 이학박사
1994년~현재 동국대학교 과학기술대학 정보통계학과 교수

관심분야 : 전산통계, 신뢰도검정, 통계 자료분석

임 재 걸

1981년 동국대학교 전자계산학과 졸업
1987년 일리노이대학교 시카고캠퍼스 컴퓨터과학 석사
1990년 일리노이대학교 시카고캠퍼스 컴퓨터과학 박사
1992년~현재 동국대학교 과학기술대학 컴퓨터멀티미디어 학과 교수

관심분야 : 시스템 설계 및 분석, 인공지능, 페트리 넷 이론 및 응용