

# 사용현장 데이터를 이용한 군 운용 환경에서의 상용품목 신뢰도 예측

## (Estimating the Reliability of Commercial Products in a Military Operational Environment Utilizing Field Data)

† 임 태 진(Tae-Jin Lim)\*, 박 준 수(Joon-Soo Park)\*\*, 고 병 성(Byoung-Sung Ko)\*\*,  
 성 인 철(In-Chul Sung)\*\*\*, 조 문 수(Moon-Soo Cho)\*, 김 성 철(Sung-Chul Kim)\*\*\*\*

### 초 록

상용품목을 군용환경에서 적용하면 저비용, 빠른 조달시간, 기술적 발전 등 여러 가지 이점이 있다. 반면에 상용 제품, 표준, 관행 등이 군용 요구조건에 미달됨으로 인하여 신뢰도 및 병참 상의 문제가 발생할 수도 있다. 또한 상용 공급자들은 군용 병참을 지원하는데 필요한 기술적 자료를 제공한 경험이 거의 없을 수도 있다. 보다 많은 회사들이 제품 관련 데이터 수집 시스템을 구축하고 있어 상당한 분량의 사용현장 보증 데이터가 수집되었다. 사용현장 데이터는 전형적으로 주기별 판매량과 클레임 건수로 구성된다. 본 연구에서는 군용환경에서 작동하는 군용설비, 군용환경에서 작동하는 상용설비, 상용환경에서 작동하는 상용설비 등 세 가지 유형의 데이터를 고려하였다. 최대우도 기준 및 최소제곱 기준에 기초한 제품 신뢰도 추정 방법을 제안하고, 각 유형의 데이터에 대한 추정 모형을 구축하고 상용환경에서 군용환경으로 전환하는 신뢰도 변환방법을 제안하였다. 사례연구를 통하여 제안된 방법의 적용 가능성을 검증하였다.

### ABSTRACT

Adapting commercial equipments to military operations may provide the advantage of low cost, reduced acquisition time, and technology advancement. On the other hand, it may also offer the opportunity for a reliability and logistics risk because commercial products, standards, and practices may not meet military requirements. In addition to this, commercial vendors have little experience in providing the technical data required to support military deployment logistics. As more companies are equipped with data acquisition systems for their products, considerable amount of field warranty data has been accumulated. Typically, the field data for a given product comprise with the sales volume and the number of the claims for each period. Three types of product data are considered in this study: military designed equipment operating in a military environment, commercial equipment operating in a military environment, and commercial equipment operating in a commercial environment. We construct an estimation model for each type of data and propose a reliability transform method from a commercial environment to a military environment. Parametric methods for estimating the product reliability are proposed based on maximum likelihood criteria and least square criteria. Then a reliability transform procedure for handling different types of data is proposed in a consistent fashion. A case study is investigated to characterize our model based on a real field warranty data set.

**Keywords** : 군용 환경, 보증 데이터, 상용 품목, 신뢰도 변환, 최우추정량

논문접수일 : 2010년 1월 29일      논문게재확정일 : 2010년 4월 13일

\*    숭실대학교 공과대학 산업·정보시스템공학과 교수

\*\*    한국국방연구원 국방획득연구센터 선임연구원, 숭실대학교 대학원 박사과정 재학 중

\*\*\*    국방기술품질원 품질경영본부 선임연구원

\*\*\*\*    숭실대학교 자연과학대학 정보통계·보험수리학과 교수

†    교신저자

※    본 연구는 국방기술품질원 연구비 지원으로 수행되었음

## 1. 서론

군용 물자와 장비는 일반 상용 품목과 달리 군사 작전에 필요한 특수한 목적과 용도에 사용되는 것이므로 기본 성능에 대한 요구 조건이 까다롭고 성능의 지속적, 안정적 발휘를 위해서 고도의 신뢰성을 갖추어야 한다. 군용 물자에 요구되는 신뢰성은 기술적인 측면은 물론이고 운용 환경적인 측면에서도 매우 중요한 고려 사항이다. 즉, 군용 물자에 요구되는 기본 성능의 충족 여부와 더불어서 혹한이나 혹서 또는 야전 지역과 같은 극한 환경에서도 사용할 수 있도록 운용상의 신뢰성도 보장되어야 한다.

군용 물자 중에서 무기체계로 분류된 품목들은 성능이나 신뢰성에 대한 요구 조건이 매우 엄격하고 그러한 정보를 군사적으로 보호해야 하기 때문에 별도의 군용 규격을 제정하여 그 규격에 맞는 특수한 제품을 제작하도록 하고 있다. 그에 비해서 비무기체계의 경우에는 요구되는 성능이 상당 부분 표준화되어 있으며 일반 상용 품목으로 대체할 수 있는 품목들이 다수 존재한다. 따라서 비무기체계 표준 품목들을 상용 품목으로 전환한다면 보다 값싸고 신속하게 획득할 수 있다는 장점을 기대할 수 있다. 반면에 상용 품목을 조달함으로써 당장에는 저렴한 비용으로 획득할 수 있다 하더라도 잦은 고장이나 수리부속 교체 등으로 인해 과도한 추가 비용이 발생한다면 수명주기 비용을 감안할 때 기존의 군용 규격품을 사용하는 것보다 더 많은 비용이 소요될 위험도 존재한다.

그러므로 기존에 군용으로 제작 및 공급되던 물자를 상용 품목으로 대체하는 것이 타당한지를 판단하기 위해서는 요구 성능의 충족 여부와 함께 제품의 신뢰성에 대한 검증이 필요하다. 군용 품목의 요구조건과 동일한 성능을 충족한다 하더라도 군의 운용 환경에서 어느 정도의 신뢰성을 보장할 수 있는지에 따라서 수명주기 비용이 달라질 것이기 때문이다. 특히, 본 연구가 대상으로 하는

비무기체계 표준 품목의 경우에는 규격이나 성능 조건에 있어서 상용 품목과 거의 유사하기 때문에 상용 전환의 경제성을 결정하는 요소는 전적으로 제품의 신뢰성에 달려있다고 할 수 있다. 따라서 상용 품목을 군에서 운용할 경우에 최대한 운용시간, 기후조건, 유지 및 보수 환경, 정비주기 등을 감안하여 이와 같은 군의 운용환경에서의 제품 신뢰성을 분석하고 예측할 수 있는 모델 개발이 필요하다.

해외에서는 이미 군용 환경에서 상용 품목을 사용할 경우의 신뢰성 문제에 대한 연구가 수행되고 있다[5]. 이에 따라 본 연구에서는 군의 운용환경에서 상용 품목을 사용할 경우에 해당 품목의 신뢰성을 예측하는 모델을 제안하고자 한다. 분석 대상은 비무기체계 표준 품목 중에서 상용 전환이 가능한 품목을 대상으로 하며, 신뢰성 분석의 척도는 와이블(Weibull) 분포에 기초한 신뢰도함수를 기준으로 한다.

대상 품목의 신뢰성 분석을 수행하기 위해서는 고장 데이터의 확보가 필수적이다. 동일한 제품이라 할지라도 운용되는 환경에 따라 신뢰도가 변하므로 현장에 출하한 후의 사용단계에서 신뢰성을 평가·확인하는 것이 중요하다. 사용현장 데이터는 불확실성이 크지만, 저렴하게 구할 수 있고 실제 사용 환경을 반영하는 장점이 있다. 최근에는 제품 신뢰도 데이터 수집 시스템이 확대되는 추세이므로 이러한 사용현장 데이터의 활용이 더욱 요구되고 있다.

사용현장 데이터는 주로 서비스센터로부터 입수된 제품 고장 및 수리에 관한 보증 데이터로서, 본 연구에서는 각 기간별 총 출하 대수와 각 기간별 총 고장 대수로 정리된 데이터를 대상으로 한다. 이러한 데이터는 사용 환경에 따라 각각 상용과 군용으로 분류하여 처리한 후 신뢰도 변환 기법을 활용하여 군용환경에서의 상용 품목의 신뢰도를 예측하는 방법을 제안한다.

2장에서는 사용현장 데이터를 활용한 신뢰도

추정 관련 선행 연구를 살펴보고, 3장에서는 사용 현장 데이터의 구성과 완전 데이터에 근거한 우도 함수를 유도하고, 최대우도(maximum likelihood) 및 최소제곱(least square) 추정 방법을 전개한다. 4장에서는 군용 환경에서의 신뢰도 예측을 위한 신뢰도 변환 기법을 제안하고, 5장에서는 사례를 통하여 제안된 방법의 적용 가능성을 살펴보고, 6장에서는 결론 및 추후 연구방향을 제시한다.

## 2. 사용현장 보증 데이터 분석 연구동향

일찍이 Lawless[12]가 사용현장 데이터를 수집하고 분석하기 위한 절차 개발의 중요성을 지적한 이래로 다수의 연구가 수행되었다. Suzuki[18,19]는 사용현장 데이터의 불완전성을 보완하기 위해 추적(follow up)조사를 수행한 경우에 모수적, 비모수적 수명분포를 추정하는 방법을 각각 제안하였다. Kalbfleisch & Lawless[8]는 사용현장 데이터를 활용한 신뢰도 추정 방법을 다양한 경우에 대하여 분석하였다. Oh & Bai[16]는 보증기간 이후에 수집된 데이터를 망라한 분석 방법을 제안하였고, 최근에 Jung & Bai[7]는 이중 보증 데이터를 활용한 분석 방법을 제시하였다. 이러한 연구들은 제품 고장시간이 정확히 기록된 경우에 적용 가능하다.

기간별로 수집된 보증 데이터 분석에 관한 주목할 만한 연구는 비교적 최근에 발표되었다. Kalbfleisch et al.[9]은 보증 데이터를 이용하여 보증 클레임 횟수의 기대값을 구하였다. 그들은 대수-선형 포아송(log-linear Poisson) 모형을 제안하여 문제를 간단히 표현하였으며, 고장 제품의 사용기간을 알고 동일 제품의 반복(recurrent) 고장을 허용하는 경우를 고려하였다. Baxter[2]는 반복 고장이 가능한 경우의 수명표(life table)로부터 비모수적 방법으로 이산형 수명분포를 추정하고 모수적 수명분포에 적합시키는 방법을 제안하였다. 이 방법은 매 시점마다 추가되는 제품 수가 동일한 경우에만 적용 가능하다. Tortorella[20]는

추가되는 제품 수가 변하는 보다 일반적인 경우를 고려하였으나, 명확한 해를 제시하지 못하였다. Coit & Dey[4]는 사용현장 고장 데이터가 지수분포를 따르는 지에 대한 카이제곱 가설검정을 제안하였다. 또한 Karim et al.[11]은 각 기간별 고장 제품 수와 출하 제품 수만이 주어진 경우, Kalbfleisch et al.[9]의 연구에서와 유사한 비균일포아송(Non-Homogeneous Poisson Process; NHPP) 모형을 제안하고, 기대화-최대화(Expectation-Maximization; EM) 알고리즘[6]을 이용하여 각 기별 고장 강도(intensity)를 추정하였다. Lim[13]은 수리 불가능한 제품의 경우, 특히 관측 중단이 있는 경우에 있어서 불완전한 보증 데이터를 활용한 비모수적 신뢰도 추정 방법을 제안하였고, 이후에 Lim[14]은 사용개시 시점이 불확실한 경우의 추정 방법을 제시하였다. Attardi et al.[1]은 3-모수 와이블 분포를 이용하여 사용개시 시점이 지연된 보증 데이터의 분석 방법을 제안하였다. 최근 Mohan et al.[15]은 불완전한 보증 자료를 이용한 실용적 신뢰도 추정 방법을 제시하였다.

본 연구에서는 관측중단 데이터를 포함한 첫 번째 고장에 대한 사용현장 보증 데이터를 대상으로 모수적 추정 모형을 전개하고, 사용 환경의 차이를 반영한 신뢰도 변환 기법을 제안하여 군용 환경에서의 상용품목 신뢰도 예측 모형을 수립하고자 한다. 사용현장 데이터는 상황에 따라 매우 다양하기 때문에 분석에 앞서서 많은 가정이 요구된다. 본 연구에서 사용한 가정을 정리하면 다음과 같다.

- ① 사용현장 클레임 데이터 및 출하 데이터는 일, 주, 월 등의 정해진 기(period) 단위로 집계되며, 고장 건수의 집계가 가능하다.
- ② 첫 번째 고장만을 고려하며, 동일한 품목의 반복되는 고장은 열화가 진행된 상태의 고장이므로 집계에서 제외한다.
- ③ 사용 개시시점이 불분명한 경우, 출하시점을 사용 개시시점으로 간주한다.

- ④ 대상 품목의 수명분포는 제조-출하시기와 상관없이 동일하다.
- ⑤ 동일한 기간에 출하되고 고장이 발생한 경우의 수명은 0으로 간주한다. (보수적)
- ⑥ 보증 기간 중 모든 고장은 사용현장 데이터 베이스에 기록된다.
- ⑦ 관측중단은 기말에 발생하는 것으로 간주하며, 집계된 데이터가 없는 경우 일정한 패턴을 따라 발생하는 것으로 가정한다.

본 연구에서 사용한 기호를 정리하면 다음과 같다.

- $S$  총 출하기간(기수)
- $T$  총 관측기간(기수) ( $S \leq T$ )
- $N_i$   $i$ 기에 출하된 총 제품 수 ( $i = 1, \dots, S$ )
- $d_j$   $j$ 기에 집계된 총 고장 대수( $j = 1, \dots, T$ )
- $d_{i,t}$   $i$ 기에 출하된 제품 중  $t$ 기 경과 후 고장이 발생한 제품 수  
( $t = 0, \dots, T-i; i = 1, \dots, S$ )  
즉,  $t$ 는 제품의 수명을 나타내며  $d_{i,t}$ 는 관측되지 않음
- $c_{i,t}$   $i$ 기에 출하된 제품 중  $t$ 기 경과 후 사용 중단된 제품 수  
( $t = 0, \dots, T-i; i = 1, \dots, S$ )
- $r_i$   $i$ 기에 출하된 제품 중  $T$ 기까지 작동 중인 제품수 ( $i = 1, \dots, S$ )
- $n_{i,t}$   $i$ 기에 출하된 제품 중 수명  $t$ 기 직전까지 작동 중인 제품수  
( $t = 0, \dots, T-i; i = 1, \dots, S$ )
- $X$  대상 품목의 수명
- $R_t$  시점  $t$ 에서의 신뢰도 ( $t = 0, \dots, T-1$ )
- $q_t$  시점  $t$ 에서의 고장 확률( $t = 0, \dots, T-1$ )
- $h_t$  시점  $t$ 에서의 고장률 ( $t = 0, \dots, T-1$ )

### 3. 사용현장 데이터 모형

먼저 연구의 대상이 되는 사용현장 데이터의

구성을 알아보고, 수명이 와이블 분포를 따르고 완전 데이터가 주어진 경우를 가정하여 최우추정량의 식을 유도한다.

#### 3.1 사용현장 데이터

만약 고장이 발생한 품목의 사용 개시시점을 모두 알 수 있다면, 모든 셀의 고장개수를 알 수 있으며, 이러한 경우를 완전 데이터로 정의한다. 본 연구의 주 관심사는 신뢰도 변환 방법에 있으므로 각 셀의 고장개수를 알 수 있다고 가정한다. 또한 기별 고장 대수와 기별 출하 대수도 알 수 있다. 또한 가정 ⑦에 의하여 각 기마다 개의 고장이 발생한 후 개의 관측중단이 발생하는 것으로 간주한다. 이러한 사용현장 데이터의 구성은 <표 1>과 같다.

이러한 데이터의 구성에 따라 각 관측기별로 집계된 고장 건수는 식 (1)과 같다.

$$d_j = \sum_{i=1}^{\min(S,j)} d_{i,j-i} \quad (j = 1, \dots, T) \quad (1)$$

최종적으로 관측 중단되는  $T$ 기까지 작동 중인 품목 수는 식 (2)와 같다.

$$r_i = N_i - \sum_{t=0}^{T-i} (d_{i,t} + c_{i,t}) \quad (i = 1, \dots, S) \quad (2)$$

각 출하 시기별로 수명  $t$ 기 직전까지 작동 중인 품목 수는 식 (3)과 같이 표현된다.

$$n_{i,0} = N_i, \quad n_{i,t} = N_i - \sum_{k=0}^{t-1} (d_{i,k} + c_{i,k}), \quad (t = 1, \dots, T-i; i = 1, \dots, S) \quad (3)$$

#### 3.2 최대우도추정량

(maximum likelihood estimator; MLE)

<표 1>에서 기별 고장수 ( $d_1, \dots, d_T$ )의 결합분포는 식으로 표현하기에 너무 복잡하다. 그러나 모든 셀 고장수( $d_{i,t}$ )를 안다고 가정하면 우도함수를 유도할 수 있다. 대상 품목의 수명을  $X$ 라하고, 그

〈표 1〉 사용현장 데이터의 구성

관측기 출하기	1	2	3	...	$j$	...	$S$	...	$T$	관측중단	출하수량
1	$d_{10}$	$d_{11}$	$d_{12}$	...	$d_{1,j-1}$	...	$d_{1,S-1}$	...	$d_{1,T-1}$	$r_1$	$N_1$
	$c_{10}$	$c_{11}$	$c_{12}$	...	$c_{1,j-1}$	...	$c_{1,S-1}$	...	$c_{1,T-1}$		
2		$d_{20}$	$d_{21}$	...	$d_{2,j-2}$	...	$d_{2,S-2}$	...	$d_{2,T-2}$	$r_2$	$N_2$
		$c_{20}$	$c_{21}$	...	$c_{2,j-2}$	...	$c_{2,S-2}$	...	$c_{2,T-2}$		
3			$d_{30}$	...	$d_{3,j-3}$	...	$d_{3,S-3}$	...	$d_{3,T-3}$	$r_3$	$N_3$
			$c_{30}$	...	$c_{3,j-3}$	...	$c_{3,S-3}$	...	$c_{3,T-3}$		
⋮				⋮	⋮		⋮		⋮	⋮	⋮
$i$				$d_{i,0}$ ...	$d_{i,j-i}$	...	$d_{i,S-i}$	...	$d_{i,T-i}$	$r_i$	$N_i$
				$c_{i,0}$ ...	$c_{i,j-i}$	...	$c_{i,S-i}$	...	$c_{i,T-i}$		
⋮							⋮		⋮	⋮	⋮
$S$							$d_{S,0}$	...	$d_{S,T-S}$	$r_S$	$N_S$
							$c_{S,0}$	...	$c_{S,T-S}$		
총고장수	$d_1$	$d_2$	$d_3$	...	$d_j$	...	$d_S$	...	$d_T$	$d$	$N$

분포함수를  $F(x)$  라 하자. 사용 개시 후  $t$ 기에서의 신뢰도 함수를  $R_t = \Pr(X > t) = 1 - F(t)$  로 나타내면 주어진 가정에 근거하여 우도함수는 상수항을 제외하고 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$L(R_0, \dots, R_{T-1}) = \prod_{i=1}^S \left[ R_{T-i}^{r_i} \prod_{t=0}^{T-i} \{ (R_{t-1} - R_t)^{d_{i,t}} R_t^{c_{i,t}} \} \right] \quad (4)$$

단,  $R_{-1} \equiv 1$ .

다음으로 우도함수를 최대화하기 위하여 대수우도함수를 구하면 다음과 같다.

$$\ln L(R_0, \dots, R_{T-1}) = \sum_{i=1}^S \{ r_i \ln(R_{T-i}) + \sum_{t=0}^{T-i} \{ d_{i,t} \ln(R_{t-1} - R_t) + c_{i,t} \ln(R_t) \} \} \quad (5)$$

대상 품목의 수명이 와이블 분포를 따른다고 가정하면,  $R_t = \exp(-t^\alpha/\eta)$  를 대입하여 다음과 같은 대수우도함수를 얻는다.

$$\ln L(\alpha, \eta) = \sum_{i=1}^S \{ -r_i (T-i)^\alpha / \eta + \sum_{t=0}^{T-i} d_{i,t} \ln(\exp(-(t-1)^\alpha/\eta) - \exp(-t^\alpha/\eta)) \}$$

$$- \exp(-t^\alpha/\eta) - c_{i,t} t^\alpha / \eta \} \quad (6)$$

식 (6)을 최대화하기는 매우 어려우므로, 중간값 정리를 적용하여 다음과 같은 근사식을 구하여 식 (8)과 같이 대수우도함수를 근사화 한다.

$$R_{t-1} - R_t = \Delta t f(y) = \frac{\alpha}{\eta} y^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{y^\alpha}{\eta}\right), \quad (7)$$

( $t-1 < y < t$ )

단,  $\Delta t = 1$ 이며,  $y = t - 0.5$ 로 정한다.

$$\ln L(\alpha, \eta) = \sum_{i=1}^S \{ -r_i (T-i)^\alpha / \eta + \sum_{t=0}^{T-i} d_{i,t} (\ln \alpha - \ln \eta + (\alpha-1) \ln y - y^\alpha / \eta - c_{i,t} t^\alpha / \eta) \} \quad (8)$$

식 (8)을  $\alpha$  와  $\eta$  에 대하여 각각 편미분하여 다음과 같은 우도 방정식을 구한다.

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \alpha} = -\frac{1}{\eta} \left[ \sum_{i=1}^S r_i (T-i)^\alpha \ln(T-i) + \sum_{i=1}^S \sum_{t=0}^{T-i} (d_{i,t} y^\alpha \ln y + c_{i,t} t^\alpha \ln t) \right] + d/\alpha + \sum_{i=1}^S \sum_{t=0}^{T-i} d_{i,t} \ln y \equiv 0 \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln L}{\partial \eta} &= \frac{1}{\eta^2} \left[ \sum_{i=1}^S r_i (T-i)^\alpha \right. \\ &\left. + \sum_{i=1}^S \sum_{t=0}^{T-i} (d_{i,t} y^\alpha + c_{i,t} t^\alpha) \right] - \frac{d}{\eta} \equiv 0 \end{aligned} \quad (10)$$

단,  $d = \sum_{i=1}^S \sum_{t=0}^{T-i} d_{i,t}$  로서 총 관측 고장 건수를 나타낸다. 식 (10)을 먼저 풀면 식 (11)을 얻고, 이를 식 (9)에 대입하면 식 (12)를 얻는다.

$$\begin{aligned} \hat{\eta} &= \frac{1}{d} \left[ \sum_{i=1}^S r_i (T-i)^\alpha \right. \\ &\left. + \sum_{i=1}^S \sum_{t=0}^{T-i} (d_{i,t} y^\alpha + c_{i,t} t^\alpha) \right] \end{aligned} \quad (11)$$

$$\begin{aligned} \frac{\sum_{i=1}^S r_i (T-i)^\alpha \ln(T-i) + \sum_{i=1}^S \sum_{t=0}^{T-i} (d_{i,t} y^\alpha \ln y + c_{i,t} t^\alpha \ln t)}{\sum_{i=1}^S r_i (T-i)^\alpha + \sum_{i=1}^S \sum_{t=0}^{T-i} (d_{i,t} y^\alpha + c_{i,t} t^\alpha)} \\ - 1/\alpha \equiv \sum_{i=1}^S \sum_{t=0}^{T-i} d_{i,t} \ln y / d \end{aligned} \quad (12)$$

식 (12)의 해  $\hat{\alpha}$ 을 수치적으로 계산한 후 이를 식 (11)에 대입하여  $\hat{\eta}$ 를 계산한다. 이러한 MLE는 고장 건수가 증가할수록 참값에 수렴하는 일치성(consistency)을 가지며, 점근(limiting) 분산-공분산 행렬은 다음과 같이 계산된다.

$$\begin{pmatrix} V(\hat{\alpha}) & Cov(\hat{\alpha}, \hat{\eta}) \\ Cov(\hat{\alpha}, \hat{\eta}) & V(\hat{\eta}) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \alpha^2} & -\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \alpha \partial \eta} \\ -\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \eta \partial \alpha} & -\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \eta^2} \end{pmatrix}_{\hat{\alpha}, \hat{\eta}}^{-1} \quad (13)$$

$$\begin{aligned} -\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \alpha^2} &= \frac{1}{\eta} \left[ \sum_{i=1}^S r_i (T-i)^\alpha [\ln(T-i)]^2 \right. \\ &\left. + \sum_{i=1}^S \sum_{t=0}^{T-i} (d_{i,t} y^\alpha (\ln y)^2 + c_{i,t} t^\alpha (\ln t)^2) \right] + \frac{d}{\alpha^2} \end{aligned} \quad (14)$$

$$\begin{aligned} -\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \alpha \partial \eta} &= -\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \eta \partial \alpha} \\ &= \frac{1}{\eta^2} \left[ \sum_{i=1}^S r_i (T-i)^\alpha \ln(T-i) \right. \\ &\left. + \sum_{i=1}^S \sum_{t=0}^{T-i} (d_{i,t} y^\alpha \ln y + c_{i,t} t^\alpha \ln t) \right] \end{aligned} \quad (15)$$

$$\begin{aligned} -\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \eta^2} &= \frac{2}{\eta^3} \left[ \sum_{i=1}^S r_i (T-i)^\alpha \right. \\ &\left. + \sum_{i=1}^S \sum_{t=0}^{T-i} (d_{i,t} y^\alpha + c_{i,t} t^\alpha) \right] - \frac{d}{\eta^2} \end{aligned} \quad (16)$$

### 3.3 최소제곱추정량 (least square estimator; LSE)

MLE는 통계적 특성이 우수하나, 계산이 복잡하고 고장 건수가 작은 경우에는 편이(bias)를 갖는 경향이 있다. 따라서 작은 표본에서 간편하게 사용할 수 있는 추정량을 제안하고자 한다. 관측 기간 중  $t$ 기에서의 고장 확률을  $q_t$ 라 하면,  $R_t = 1 - \sum_{k=0}^t q_k$ 이므로 우도함수는 다음과 같이 나타낼 수 있으나, 분석하기 어려운 형태임을 알 수 있다.

$$\begin{aligned} L(q_0, \dots, q_{T-1}) &= \prod_{i=1}^S \left[ \left( 1 - \sum_{t=0}^{T-i} q_t \right)^{r_i} \right. \\ &\left. \times \prod_{t=0}^{T-i} \left\{ q_t^{d_{i,t}} \left( 1 - \sum_{k=0}^t q_k \right)^{c_{i,t}} \right\} \right] \end{aligned} \quad (17)$$

분석이 용이한 형태의 우도함수를 유도하기 위하여 다음과 같이 조건부 고장확률, 혹은 고장률을 정의하자.

$$\begin{aligned} h_t &= P(X=t \mid X > t-1) = 1 - R_t / R_{t-1} \\ (t &= 0, \dots, T-1) \end{aligned} \quad (18)$$

단,  $R_{-1} \equiv 1$ .

이와 같이 새로 정의된 고장률 모수를 통하여 식 (4)의 우도함수를 나타낸 결과는 다음과 같다.

$$L(h_0, \dots, h_{T-1}) = \prod_{i=1}^S \prod_{t=0}^{T-i} \left[ (1-h_t)^{n_{i,t}-d_{i,t}} h_t^{d_{i,t}} \right] \quad (19)$$

식 (19)로부터 완전 데이터 대수우도함수는 다음과 같이 미분하기 쉬운 식으로 표현된다.

$$\begin{aligned} \ln L(h_0, \dots, h_{T-1}) &= \\ &= \sum_{i=1}^S \sum_{t=0}^{T-i} \left[ (n_{i,t} - d_{i,t}) \ln(1-h_t) + d_{i,t} \ln(h_t) \right] \end{aligned} \quad (20)$$

식 (20)의 대수우도함수를 확률 모수  $h_t$ 에 대해서 편미분하면,

$$\frac{\partial \ln L}{\partial h_t} = \sum_{i=1}^{\min(S, T-t)} \left[ \frac{-(n_{i,t} - d_{i,t})}{1 - h_t} + \frac{d_{i,t}}{h_t} \right] \equiv 0, \quad (t = 0, \dots, T-1). \quad (21)$$

해를 구하면 다음과 같이 간단한 형태의 고장률 추정치를 얻는다.

$$\hat{h}_t = \frac{\sum_{i=1}^{\min(S, T-t)} d_{i,t}}{\sum_{i=1}^{\min(S, T-t)} n_{i,t}}, \quad (t = 0, \dots, T-1) \quad (22)$$

이는 구간 생존 데이터에 Kaplan-Meier 추정량 [10]을 일반화하여 적용한 형태와 유사하다. 구간

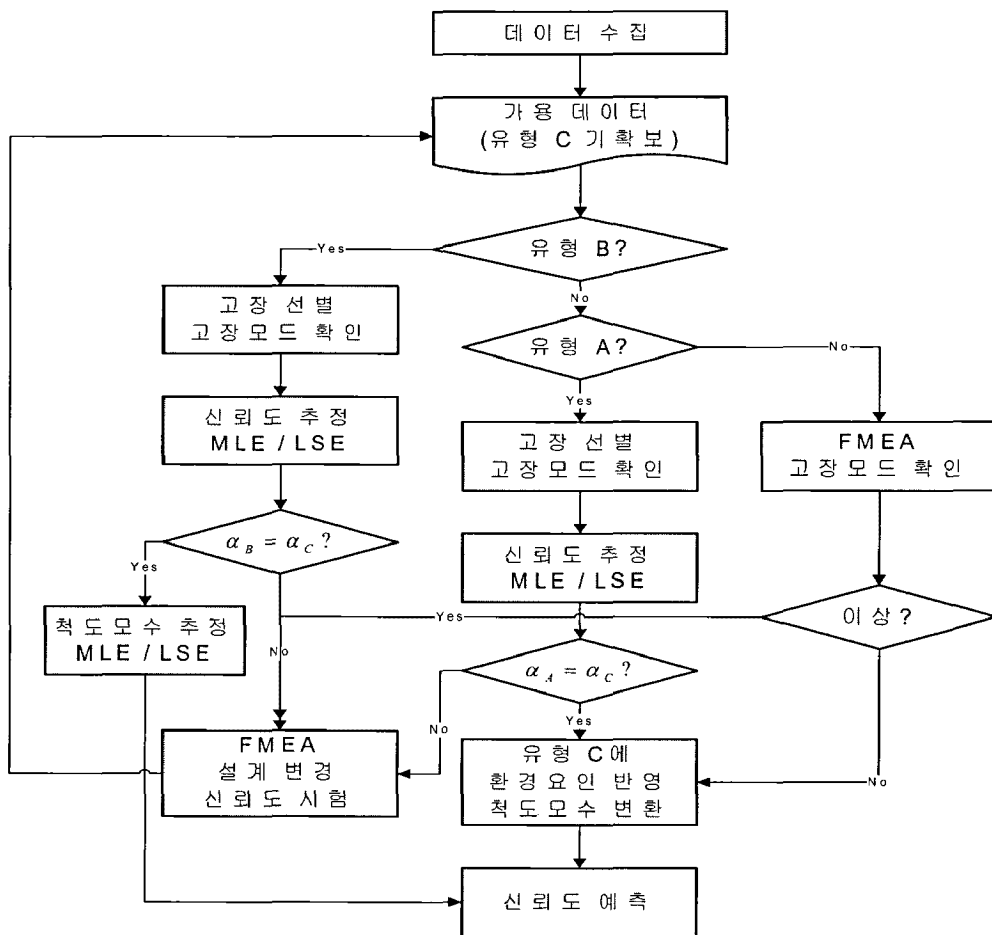
별 고장률의 대푯값을  $h_t = (\alpha/\eta)(t-0.5)^{\alpha-1}$ 으로 정하면 다음과 같은 단순 회귀식을 통하여 LSE를 계산할 수 있다.

$$\ln(\hat{h}_t) = \ln(\alpha/\eta) + (\alpha-1)\ln(t-0.5) \quad (23)$$

#### 4. 신뢰도 변환 절차

일반적으로 상용 품목의 운용 환경에서의 신뢰도를 예측하기 위해서 다음과 같은 세 가지 유형의 고장 데이터를 고려해 볼 수 있다.

- 유형 A : 운용 환경에서 사용 중인 운용 품목의 고장 데이터
- 유형 B : 운용 환경에서 사용 중인 상용 품



〈그림 1〉 신뢰도 변환 절차

목의 고장 데이터

- 유형 C : 상용 환경에서 사용 중인 상용 품목의 고장 데이터

유형 B의 데이터가 존재 한다면 가장 이상적이지만, 현실적으로 이러한 데이터를 구하기는 매우 어렵다. 더욱이 군용 환경에서 사용한 경험이 없는 신규 사용 품목에 대해서는 적합한 데이터가 존재하지 않는다. 따라서 유형 C의 사용현장 데이터가 존재하는 반면 다른 유형의 데이터는 없을 수도 있는 상황을 고려하여 군용 환경에서의 신뢰도를 예측하는 절차를 제안하면 다음과 같으며 그 흐름도는 <그림 1>과 같다.

[단계 0] 가용한 모든 데이터를 수집하여 고장을 선별하고 고장모드를 정리한다.

[단계 1] 유형 C 데이터로부터 MLE 혹은 LSE 방법을 통하여 신뢰도 모수 ( $\hat{\alpha}_C, \hat{\eta}_C$ )를 추정하고 평균수명을 아래와 같이 계산한다.

$MTTF_C = \hat{\eta}_C^{1/\hat{\alpha}_C} \Gamma(1+1/\hat{\alpha}_C)$  (일반 데이터가 존재하는 경우, 평균수명의 적절성 확인)

[단계 2] 군용 환경에서 사용한 상용 품목의 고장 데이터(유형 B)가 수집된다면, 고장을 선별하고 고장모드를 정리한 후, MLE 혹은 LSE 방법을 통하여 신뢰도 모수 ( $\hat{\alpha}_B, \hat{\eta}_B$ )를 추정

하고 평균수명을 아래와 같이 계산하여 [단계 3]으로 간다. 유형 B 데이터가 존재하지 않으면 [단계 5]로 간다.

$$MTTF_B = \hat{\eta}_B^{1/\hat{\alpha}_B} \Gamma(1+1/\hat{\alpha}_B)$$

[단계 3] 형상모수(shape parameter)의 동일성에 대한 가설검정을 다음과 같이 수행한다.

$$H_0: \alpha_B = \alpha_C, H_1: \alpha_B > \alpha_C$$

검정 통계량 :

$$Z = (\hat{\alpha}_B - \hat{\alpha}_C) / \sqrt{V(\hat{\alpha}_B) + V(\hat{\alpha}_C)}$$

가설검정 :  $Z > z_{1-\alpha} \Rightarrow$  귀무가설 ( $H_0$ ) 기각,

아니면 채택

조치 : 귀무가설이 기각되는 경우에는 [단계 4]로 진행한다.

귀무가설이 채택되는 경우에는 정성적 확인을 거친 후 이 결과로써 신뢰성을 예측한다.

[단계 4] 상용 환경과 군용 환경에서의 고장 메커니즘이 확연히 달라지는 경우로 해석되므로 통계적 방법만으로는 신뢰도 예측이 불가능하다. 고장모드 및 영향분석(failure mode and effect analysis: FMEA)을 수행하고, 신뢰성 시험을 실시하여 군용 환경에서 발생할 수 있는 상용 품목의 새로운 고장 메커니즘을 규명

<표 2> 환경 전환 요소

		GB	GF	GM	NS	NU	AIC	AIF	AUC	AUF	ARW	SF
		Protected	-	-	Normal	Severe	Normal	-	Severe	Severe	Severe	-
GB	Protected	-	0.5	0.2	0.3	0.1	0.3	0.2	0.1	0.1	0.1	0.1
GF	-	2.0	-	0.4	0.6	0.3	0.6	0.4	0.2	0.1	0.2	2.0
GM	-	5.0	2.5	-	1.4	0.7	1.4	0.9	0.6	0.3	0.5	5.0
NS	Normal	3.3	1.7	0.7	-	0.5	1.0	0.7	0.4	0.2	0.3	3.3
NU	Severe	10.0	3.3	1.4	2.0	-	2.0	1.4	0.9	0.5	0.7	10.0
AIC	Normal	3.3	1.7	0.7	1.0	0.5	-	0.7	0.4	0.2	0.3	3.3
AIF	-	5.0	2.5	1.1	1.4	0.7	1.4	-	0.6	0.4	0.5	5.0
AUC	Severe	10.0	5.0	1.7	2.5	1.1	2.5	1.7	-	0.6	0.8	10.0
AUF	Severe	10.0	10.0	3.3	5.0	2.0	5.0	2.5	1.7	-	1.4	10.0
ARW	Severe	10.0	5.0	2.0	3.3	1.4	3.3	2.0	1.3	0.7	-	10.0
SF	-	0.9	0.5	0.2	0.3	0.1	0.3	0.2	0.1	0.1	0.1	-



〈표 3〉 MIL-HDBK-217 환경 정의

기호	명칭	환경 정의
GB	Ground, Benign	이동성 한정, 온도와 습도 제어, 즉시 보수 가능; 실험실 계기, 시험 설비, 전자 의료 기기, 업무용 과학용 컴퓨터, 지하 격납설비 설비 등
GF	Ground, Fixed	반영구적 고정, 적당히 환경 제어; 항로 교통관계 통신 설비 등
GM	Ground, Mobile	차륜 및 궤도 차량 설치, 수동 이동 설비; 미사일 지상 이동 장치, 이동통신 설비
NS	Naval, Sheltered	배의 지붕이나 갑판 아래 설치, 잠수함 내 설치
NU	Naval, Unsheltered	배의 노출된 곳에 설치, 해수 내 작동 장치
AIC	Airborne, Inhabited, Cargo	통제 가능, 환경 영향 최소; 장기 임무 항공기,
AIF	Airborne, Inhabited, Fighter	전투기 장착 설비, 환경 통제 가능
AUC	Airborne, Uninhabited, Cargo	환경 통제 불능, 외부적 압력, 온도, 충격 심함; 장기 임무 항공기
AUF	Airborne, Uninhabited, Fighter	환경 통제 불능, 외부적 압력, 온도, 충격 심함; 전투기 장착 설비
ARW	Airborne, Rotary Winged	헬기에 장착된 설비
SF	Space, Flight-Earth Orbital	무인, 무동력; 인공위성, shuttle 등

〈표 4〉 SD-18 “부품 요구사항 및 응용 지침” 환경 정의

구분	Protected	Normal	Severe
보수 접근성	즉시 보수 가능	보수 접근 가능	보수 불가능
인적 접근성		상주	무인
환경 통제	통제 가능	통제 안됨	통제 불능, 극한
온도 범위	0°C - 70°C	-40°C - 85°C	-55°C - 125°C
충격, 진동, 압력, 습도	없음	낮은 수준	높은 수준
추후 사용을 위한 저장	저장하지 않음	저장가능 (10년 이하)	저장가능 (10년 이상)
수명	5년 이하	5년 - 10년	10년 - 20년

해야 한다. 이러한 분석 결과 새로운 고장 메커니즘을 예방할 수 있는 보완책을 강구하여 [단계 0]으로 간다.

[단계 5] 유형 A의 데이터가 존재하면 신뢰도 모수 ( $\hat{\alpha}_A, \hat{\eta}_A$ )를 추정하고 [단계 6]으로 간다. 유형 A 데이터가 존재하지 않으면 [단계 7]로 간다.

[단계 6] 형상모수(shape parameter)의 동일성에 대한 가설검정을 다음과 같이 수행한다.

$$H_0: \alpha_A = \alpha_C, \quad H_1: \alpha_A > \alpha_C$$

$$\text{검정 통계량} : Z = (\hat{\alpha}_A - \hat{\alpha}_C) / \sqrt{V(\hat{\alpha}_A) + V(\hat{\alpha}_C)}$$

가설검정 :  $Z > z_{1-\alpha} \Rightarrow$  귀무가설 ( $H_0$ ) 기각, 아니면 채택

조치 : 귀무가설이 기각되는 경우에는 [단계 4]로 돌아간다.

귀무가설이 채택되는 경우에는 [단계 8]로 진행한다.

[단계 7] 유형 C 데이터만 존재하는 경우에 해

〈표 5〉 사용현장 데이터 (유형 C)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	계	판매량
1	0	1	5	4	3	1	2	3	4	6	8	6	43	34306
2		0	1	6	4	6	6	7	4	4	12	9	59	21637
3			0	1	2	4	5	4	6	4	5	6	37	27238
4				0	1	4	2	9	4	11	12	13	56	31993
5					0	0	2	3	2	3	2	2	14	20803
6						0	1	4	4	2	4	2	17	16016
7							0	1	1	1	1	3	7	24803
8								0	1	0	7	12	20	22794
9									0	6	8	24	38	47781
10										1	3	10	14	27137
11											0	3	3	38307
12												0	0	29756
계	0	1	6	11	10	15	18	31	26	38	62	90	308	342571

당하므로 철저한 FMEA를 수행하여 군용 환경에서 발생할 수 있는 고장모드를 예측하고 이상이 없는 경우 [단계 8]로, 이상이 발견되는 경우 [단계 4]로 진행한다.

[단계 8] 상용 환경과 군용 환경에서의 고장 메커니즘이 유사한 것으로 해석할 수 있으며 <표 2>~<표 4>를 참조하여 환경 요소를 반영하여 척도모수(scale parameter)를 변환한다. 전기적 스트레스는 환경에 따른 변화가 없다고 가정하면 온도, 습도, 진동, 기계적 충격 등을 망라하여 미국 SRC(System Reliability Center)[17]에서 제시한 다음의 환경 전환 요소 표를 사용할 수 있다.

### 5. 사례 연구

본 연구의 결과가 실제 데이터에 적용 가능한지를 알아보기 위해 국내 방위산업 관련 업체들을 방문하고 해외 사례[3, 21]들을 조사하였으나 적합한 데이터를 구할 수 없었다. 대상을 확대하여 국내 모 가전 기업에서 생산한 가전 품목에 대한 사용현장 보증 데이터를 이용하여 분석하였다. 시

간단위는 개월로 정리하였으며, 생산기간 및 관측 기간 모두 12개월로 정하여 데이터를 <표 5>와 같이 정리하였다. 이를 사용기간을 중심으로 정리하면 <표 6>과 같다. 관측 중단이 없다고 가정하면 식 (11)~(16)으로부터 아래와 같은 추정치를 얻는다.

$$\hat{\alpha}_C = 1.887, \hat{\eta}_C = 35080, \hat{\theta}_C \equiv \hat{\eta}_C^{1/\hat{\alpha}_C} = 256.2,$$

$$\widehat{MTTF}_C = 227.4, \widehat{V}(\hat{\alpha}_C) = .008$$

[경우 1] 유형 B 혹은 유형 C 데이터가 존재하지 않는 경우, 군용 환경을 반영하여 FMEA를 수행하고 심각한 새로운 유형의 고장모드가 발견되지 않는다면 환경요인과 품질요인을 반영하여 척도모수를 변환한다. 상용 환경이 GB에 해당하고, 군용 환경이 GF에 해당한다면, 상용 품목을 군용 환경에서 사용할 때 평균수명은 환경요인과 품질요인을 반영하여  $\widehat{MTTF}_B = 0.5 \times 0.5 \times \widehat{MTTF}_C = 56.85$ 로 추정된다. 이 경우의 형상모수를  $\alpha_B = \hat{\alpha}_C = 1.887$ 로 추정하면,  $\hat{\theta}_B = 64.05, \hat{\eta}_B = 2564$ 로 추정할 수 있다. 이 품목의 임무 시간이 60개월이라면

〈표 6〉 사용현장 데이터 재구성 (유형 C)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	계	판매량	$r_i$
1	0	1	5	4	3	1	2	3	4	6	8	6	43	34306	34263
2	0	1	6	4	6	6	7	4	4	12	9		59	21637	21578
3	0	1	2	4	5	4	6	4	5	6			37	27238	27201
4	0	1	4	2	9	4	11	12	13				56	31993	31937
5	0	0	2	3	2	3	2	2					14	20803	20789
6	0	1	4	4	2	4	2						17	16016	15999
7	0	1	1	1	1	3							7	24803	24796
8	0	1	0	7	12								20	22794	22774
9	0	6	8	24									38	47781	47743
10	1	3	10										14	27137	27123
11	0	3											3	38307	38304
12	0												0	29756	29756
계	1	19	42	53	40	25	30	25	26	24	17	6	308	342571	342263

〈표 7〉 사용현장 데이터 재구성 (유형 B)

0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	계	판매량	$r_i$
1	0	1	2	3	4	4	5	6	6	5	7	8	51	5000	4949
2	1	2	3	3	4	5	6	7	8	7	8		54	6000	5946
3	1	3	4	4	5	6	7	9	7	9			55	10000	9945
4	1	2	3	4	5	6	6	7	8				42	7000	6958
5	0	2	4	4	5	5	7	6					33	8120	8087
6	1	2	2	3	4	4	5						21	5000	4979
7	1	2	3	5	4	4							19	6000	5981
8	0	1	2	3	4								10	7500	7490
9	1	2	2	3									8	8500	8492
10	1	2	3										6	6425	6419
11	0	1											1	5000	4999
12	0												0	5000	5000
계	7	20	28	32	35	34	36	35	29	21	15	8	300	79545	

이때의 신뢰도는 다음과 같이 예측된다.

- 상용 환경 :

$$R(60) = \exp(-60^{1.887}/35080) = 0.937$$

- 군용 환경 :

$$R(60) = \exp(-60^{1.887}/2564) = 0.413$$

[경우 2] 유형 B 데이터를 수집하여 <표 7>과 같이 재구성하였다고 가정하자.

관측 중단이 없다고 가정하면 식 (11)~(16)으

로부터 아래와 같은 추정치를 얻는다.

$$\hat{\alpha}_B = 2.041, \hat{\eta}_B = 12381, \hat{\theta}_B \equiv \hat{\eta}_B^{1/\hat{\alpha}_B} = 101.2,$$

$$\widehat{MTTF}_B = 89.7, \hat{V}(\hat{\alpha}_B) = .010$$

형상모수의 동일성에 대한 검정을 실시하면, 검정 통계량은 아래와 같이 계산된다.

$$Z = (\hat{\alpha}_B - \hat{\alpha}_C) / \sqrt{V(\hat{\alpha}_B) + V(\hat{\alpha}_C)} = 1.163$$

이는  $z_{0.95} = 1.645$ 보다 작으므로 귀무가설( $H_0$ )이 채택된다. 따라서 군용 환경에서 새로운 심각한 고장모드의 발생 가능성이 적다고 판단되면 이 결과로서 신뢰도를 예측할 수 있다. 이 품목의 임무 시간이 60개월이라면 이때의 신뢰도는 다음과 같이 예측된다.

- 군용 환경 :

$$R(60) = \exp(-60^{2.041}/12381) = 0.709$$

## 6. 결론 및 추후연구

본 연구에서는 군용 환경에서 사용 품목의 신뢰도를 예측하기 위하여 기별 고장대수와 기별 출하대수 및 관측중단수로 구성된 사용현장 데이터를 이용한 분석 절차를 제시하였다. 상용 환경에서 수집한 사용 품목의 사용현장 데이터와 군용 환경에서 수집한 군용 품목의 사용현장 데이터를 각각 분석하여 신뢰도 모수를 추정한 후, 가설검정을 수행하여 고장 메커니즘의 변화 여부를 판단하고, 그 결과에 따라 추후 조치를 시행하는 방법을 제안하였다. 사례를 통하여 제안된 방법의 특성을 고찰하고 활용 가능성을 입증하였다. 본 연구의 결과는 군용 환경에서 사용한 경험이 없는 상용 품목의 신뢰도 예측에 쉽게 적용될 수 있을 것으로 기대된다. 추후에는 다음과 같은 분야에 대한 연구개발이 요구된다.

- ① 불완전한 사용현장 데이터를 보완하기 위한 다양한 신뢰도 추정 절차 개발
- ② 상용 및 군용 사용현장 데이터 수집 시스템 개발
- ③ 신뢰성 예측을 통한 보전(maintenance) 및 경제성 모형 개발

## 참고문헌

[1] Attardi, L., Guida, M., and Pulcini, G., "A Mixed-Weibull Regression Model for the

Analysis of Automotive Warranty Data," Rel. Eng & Sys. Safety, 87, pp.265-273, 2005.

- [2] Baxter, L. A., "Estimation from Quasi Life Tables," Biometrika, 81(3), pp.567-577, 1994.
- [3] Blischke, W. R. and Murthy, P., Case Studies in Reliability and Maintenance, Ch.27, Wiley, 2003.
- [4] Coit, D. W. and Dey, K. A., "Analysis of Grouped data from Field-Failure Reporting Systems," Rel. Eng & Sys. Safety, 65, pp.95-101, 1999.
- [5] Demko, E., "Commercial-Off-The Shelf (COTS): A Challenge To Military Equipment Reliability," RAMS, pp.7-12, 1996.
- [6] Dempster, A. P., Laird, N. M., and Rubin, D. B., "Maximum Likelihood from Incomplete Data via the EM Algorithm," Journal of Royal Statistical Society, Series B, 39, pp.1-22, 1977.
- [7] Jung, M. and Bai, D. S., "Analysis of Field Data under Two-Dimensional Warranty," Rel. Eng & Sys. Safety, 92, pp.135-143, 2007.
- [8] Kalbfleisch, J. D., and Lawless, J. F., "Estimation of Reliability in Field-Performance Studies," Technometrics, 30(4), pp.365-378, 1988.
- [9] Kalbfleisch, J. D., Lawless, J. F., and Robinson, J. A., "Methods for the Analysis and Prediction of Warranty Claims," Technometrics, 33(3), pp.273-285, 1991.
- [10] Kaplan, E. and Meier, P., "Nonparametric Estimation from Incomplete Observation," Jour. Amer. Statist. Assoc., 53, pp.457-481, 1958.
- [11] Karim, M. R., Yamamoto, W., and Suzuki, K., "Statistical Analysis of Marginal Count Failure Data," Lifetime Data Analysis, 7(2), pp. 173-186, 2001.

- [12] Lawless, J. F., "Statistical Method in Reliability," *Technometrics*, 25, pp.305-335, 1983.
- [13] Lim, T., "Estimation of Product Reliability with Incomplete Field Warranty Data," *Jour. Korean Ins. Ind. Eng.*, 28(4), pp.368-378, 2002.
- [14] Lim, T., "Nonparametric Estimation of the Product Reliability from Grouped Warranty Data with Unknown Start-up Time," *Int. Jour. Ind. Eng.*, 10(4), pp.474-481, 2003.
- [15] Mohan, K., Cline, B., and Akers, J., "A Practical Method for Failure Analysis Using Incomplete Warranty Data," *RAMS*, 2008.
- [16] Oh, Y. S. and Bai, D. S., "Field Data Analysis with Additional After-Warranty Failure Data," *Rel. Eng & Sys. Safety*, 72, pp.1-8, 2001.
- [17] SRC, *Reliability Prediction Environmental Conversion Matrix*
- [18] Suzuki, K., "Estimation of Lifetime Parameters from Incomplete Field Data," *Technometrics*, 27(3), pp.263-271, 1985.
- [19] Suzuki, K., "Nonparametric Estimation of Lifetime Distributions from a Record of Failures and Follow-ups," *Journal Amer. Statistical Assoc.* 80, pp.68-72, 1985.
- [20] Tortorella, M., "Life Estimation from Pooled Discrete Renewal Counts," in N. P. Jewell et al. (eds.) *Lifetime Data: Models in Reliability and Survival Analysis*, pp.331-338, 1996.
- [21] Yang, G., *Life Cycle Reliability Engineering*, Ch.11, Wiley, 2007.

## 【 저자소개 】

### 임 태 진(E-mail: tjlim@ssu.ac.kr)

- 1985 서울대학교 산업공학과 졸업(학사)
- 1987 Cornell 대학교 산업공학과(O.R. & I.E.) 졸업(석사)
- 1991 Cornell 대학교 산업공학과(O.R. & I.E.) 졸업(박사)
- 현재 송실대학교 산업·정보시스템공학과 교수
- 관심분야 신뢰성공학, 품질경영

### 박 준 수(E-mail: jspark@kida.re.kr)

- 1997 KAIST 경영과학과 졸업(학사)
- 1999 고려대학교 경영학과 졸업(석사)
- 2009 송실대학교 정보통계학 박사 수료
- 현재 한국국방연구원 국방획득연구센터 선임연구원,  
송실대학교 대학원 박사과정 재학 중
- 관심분야 효율성 분석, 베이지안 분석, 의사결정 방법론

### 고 병 성(E-mail: kbsgo@kida.re.kr)

- 1998 울산대학교 산업공학과 졸업(학사)
- 2000 부산대학교 산업공학과 졸업(석사)
- 2010 송실대학교 산업정보시스템공학 박사 수료
- 현재 한국국방연구원 국방획득연구센터 선임연구원,  
송실대학교 대학원 박사과정 재학 중
- 관심분야 SCM, 신뢰성, 의사결정 방법론

### 성 인 철(E-mail: seekplus@paran.com)

- 1983 영남대학교 전기공학과 졸업(학사)
- 1986 영남대학교 제어계측공학과 졸업(석사)
- 현재 국방기술품질원 품질경영본부 선임연구원
- 관심분야 embedded S/W, 신뢰성

### 조 문 수(E-mail: jmsu@ssu.ac.kr)

- 1983 송실대학교 산업공학과 졸업(학사)
- 1991 Iowa 대학교 산업공학과 졸업(석사)
- 1995 Iowa 대학교 산업공학과 졸업(박사)
- 현재 송실대학교 산업·정보시스템공학과 교수
- 관심분야 동시공학, 공장설계

### 김 성 철(E-mail: sckim@ssu.ac.kr)

- 1982 서울대학교 금속공학과 졸업(학사)
- 1984 Case Western 대학교 O.R.학과 졸업(석사)
- 1988 U.C. Berkeley 산업공학과(I.E. & O.R.) 졸업(박사)
- 현재 송실대학교 정보통계·보험수리학과 교수
- 관심분야 베이지안 분석, 의사결정 방법론