

수리 가능 시스템의 신뢰성 분석 절차 및 사례 연구

Reliability Analysis Procedures for Repairable Systems and Related Case Studies

이성환* **염봉진***
Lee, Sung-Hwan Yum, Bong-Jin

ABSTRACT

The purpose of this paper is to present reliability analysis procedures for repairable systems and apply the procedures for assessing the reliabilities of two subsystems of a specific group of military equipment based on field failure data. The mean cumulative function, $M(t)$, the average repair rate, $ARR(t)$, and analytic test methods are used to determine whether a failure process follows a renewal or non-renewal process. For subsystem A, the failure process turns out to follow a homogeneous Poisson process, and subsequently, its mean time between failures, availability, and the necessary number of spares are estimated. For subsystem B, the corresponding $M(t)$ plot shows an increasing trend, indicating that its failure process follows a non-renewal process. Therefore, its $M(t)$ is modeled as a power function of t , and a preventive maintenance policy is proposed based on the annual mean repair cost.

주요기술용어(주제어) : Repairable System(수리 가능 시스템), Military Equipment(군사장비), Renewal Process(재생 과정), HPP(Homogeneous Poisson Process : 균질 포아송 과정), NHPP(Nonhomogeneous Poisson Process: 비균질 포아송 과정)

1. 머리말

열악하고 불확실한 전장 상황에서 무기체계의 품질, 특히 신뢰성은 성공적 군사 작전의 기본 요건이다. 신뢰성이란 제품이 얼마나 오랫동안 고장 없이 의도한 기능을 발휘할 수 있는가를 나타낸다. 즉, 시간적 품질을 의미한다. 어떤 무기체계의 신뢰성이 만족스럽지 못할 경우, 평시에는 과도한 수리 유지 비용과 훈련의 차질 등으로 전투력, 경제적, 시간적 손

실을 야기하고, 전투 상황에서는 개인의 생명은 물론 부대의 존속을 위협하는 원인이 될 수 있다. 따라서, 무기체계의 신뢰성은 국가 방위력 확보의 중요한 전략적 요소로 다루어져야 한다.

대부분의 군사용 장비처럼 고장 시 부품의 교체, 수리, 조정 등을 통해 재 작동하게 되는 시스템을 수리가능 시스템(repairable system)이라고 한다. 본 논문에서는 먼저 수리가능 시스템의 고장 데이터 분석 절차를 제시하였다. 그리고, 국내에서 개발되어 운용 중인 동종의 특정 장비군을 대상으로 초기 21개월간의 현장 운용 데이터를 수집하고, 각 장비의 수리 가능한 두 가지 구성 장치에 대해 위의 절차에 따라 신뢰성 분석을 수행하였다. 끝으로, 신뢰성 분석 결과를

* 2006년 2월 6일 접수~2006년 5월 17일 게재승인

* 한국과학기술원(KAIST)

주저자 이메일 : c13774@nate.com

이용하여 각 구성 장치에 대한 예비 부품 소요량, 정비 비용, 정비 정책 등에 대한 분석을 수행하였다.

신뢰성 평가를 위한 데이터는 Lab 또는 사용 현장으로부터 수집할 수 있다. 후자는 실제 사용 환경 하에서 획득한 데이터이기 때문에 보다 정확한 신뢰성 평가를 가능하게 한다는 장점이 있다. 따라서 본 논문에서 제시한 야전 운용 데이터에 근거한 신뢰성 분석 방법은 합리적인 정비정책 수립과 장비 운용 예산 책정에 기여 할 수 있다고 판단된다.

2. 분석 절차

그림 1은 수리가능 시스템의 고장 데이터 분석 절차를 나타낸 흐름도이다. 먼저 수집된 야전 운용 데이터를 정리하여 동종의 수리가능 시스템이 여러 대일 때의 평균누적함수(mean cumulative function, MCF) $M(t)$ 를 계산한다. $N(t)$ 가 장비 한 대당 관측 시간 t 까지 발생한 고장의 누적 함수라면, $M(t)$ 는 동종의 장비가 여러 대인 경우, 전체 장비에서 발생한 고장의 평균누적함수로서 시간 t 까지 발생한 전체 장비의 누적 고장 개수의 평균으로 추정한다(Nelson^[4]) (그림 2 참조). 아울러 graphical analysis를 위해 $ARR(t)$ 도 계산한다. $ARR(t)$ 는 고장의 재발률 $m(t) = dM(t)/dt$ (Nelson^[4])의 추정량으로서, 고장이 발생할 때마다 시간당 $M(t)$ 의 변화량을 파악하여 계산할 수 있다. $ARR(t)$ 의 계산 결과를 타점한 graph를 ARR (average repair rate) plot이라 한다(Tobias and Trindade^[6]). $ARR(t)$ 의 계산식은 식 (1)과 같다.

$$ARR(t_i) = \frac{M(t_i) - M(t_{i-1})}{t_i - t_{i-1}} \quad (1)$$

$$i = 1, 2, \dots, n$$

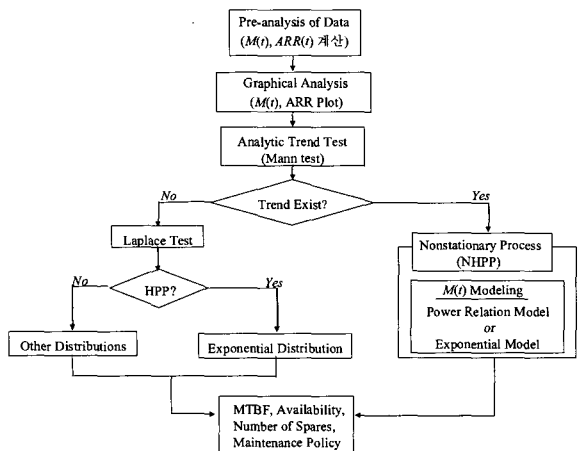
단, n 은 데이터 수집 기간 동안 발생한 총 고장수, t_i 는 i 번째 고장 발생 시 누적 운용 시간, $t_0 = 0$, 그리고 $M(0) = 0$ 이다.

사전 분석을 마치면 고장 발생 과정의 경향성을 판단한다. 수리가능 시스템의 고장데이터 분석은 고

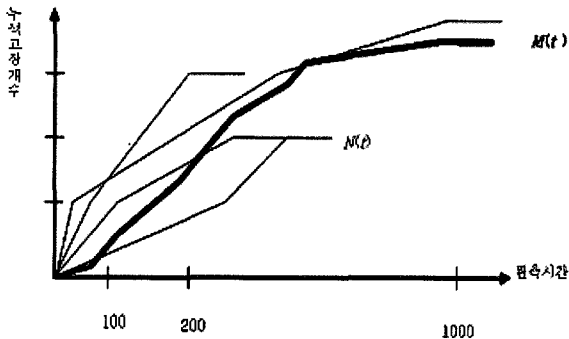
장 발생과정이 재생 과정을 따르느냐, 또는 비재생 과정을 따르느냐에 따라 구분된다. 먼저, 고장 발생으로 인한 시스템의 교체, 수리 과정이 재생 과정을 따르느냐 여부를 경향성 분석(trend analysis)을 통해 확인 한다(Tobias and Trindade^[6]). 경향성 분석에는 타점을 통해 확인하는 graphical analysis와 수리적인 검정을 통해 확인하는 analytic test가 있다. 본 논문에서는 재생과정 여부를 판단하는 graphical analysis로서 $M(t)$ plot과 ARR plot을, analytic test로서 Mann test(Mann^[3])를 채택하였다.

경향성 분석을 통해 장비의 고장 발생 과정이 재생 과정을 따른다고 판단되면, 그 다음 분석의 초점은 고장 발생 간격의 분포를 파악하는 데 있다. 특히, 재생 과정의 고장 발생 간격이 지수분포를 따를 때 고장 발생 과정은 HPP를 따른다고 정의한다. 재생과정이 HPP를 따르느냐의 여부는 Laplace test(Tobias and Trindade^[6])를 통해 판단할 수 있으며, 고장 발생 과정이 HPP를 따르지 않는다고 판단될 때에는 고장 발생 간격을 지수분포 이외의 다른 적절한 분포에 적합시킨다. 분포를 적합한 후에는 다양한 신뢰성 추도를 추정할 수 있으며, 이로부터 해당 시스템의 가용도, 연간 예비 부품 소요량, 연간 수리 비용 등을 추정할 수 있다.

경향성 분석을 통해 고장 발생 과정이 비재생 과정을 따른다고 판단될 때에는 $M(t)$ 의 수리적 모형을 추정한다. 비재생 과정은 최소 수리(minimal repair)



[그림 1] 수리 가능 시스템의 분석절차



[그림 2] $N(t)$ 와 $M(t)$

를 가정하고 고장 발생 과정을 nonstationary process 중 대표적 과정인 NHPP로 모형화하는 것이 일반적이다(Ascher and Feingold^[1]). 본 논문에서는 NHPP의 $M(t)$ 에 대한 대표적인 모형으로 power relation model과 exponential model을 고려하였으며, 이 중 적합성이 우수하다고 판단되는 모형을 바탕으로 연간 예비 부품 소요량, 연간 수리 비용 등을 추정하고 합리적인 예방정비 방안을 제시하였다.

3. 실제 고장 데이터 분석

가. 기동장치 구성품 고장 데이터 분석

1) $M(t)$ 와 $ARR(t)$ 의 계산 및 plotting

동종의 k 대의 장비에 대한 21개월 동안의 야전 운용 데이터로부터 각 장비의 기동장치의 구성품 A에 대한 고장 데이터를 표 1과 같이 수집하였다. A는 고장 시 교체하는 구성품이다. 표 1의 데이터를 이용하여 $M(t)$ 는 다음과 같이 계산할 수 있다(Nelson^[4]).

- (1) 시간의 크기에 따라 작은 것에서부터 큰 순서로 고장 발생 시간과 관측중단 시간을 정렬한다.
- (2) 고장이 발생한 경우, 발생 고장 수를 전체 관측 구성품 수로 나누어 평균 고장 수를 계산한 후, 직전의 $M(t)$ 에 더한다. 이때, 관측중단이 일어난 경우에는 관측중단이 일어난 장비는 전체 관측 장비 수에서 제외한다.

[표 1] 기동장치 구성품 A의 고장 데이터

장비ID	고장시 누적 가동량 $t(hr)$	고장 간격 $X(hr)$	관측 중단 시간 $T(hr)$
1	73.33	73.33	941.33
	111.33	38.00	
	860.00	748.67	
2			864.17
3	132.33	132.33	992.33
	189.33	57.00	
4	80.33	80.33	807.33
5	60.00	60.00	848.67
	750.83	690.83	
6	70.83	70.83	848.67
7			576
8			680
9	73.83	73.83	569.17
	479.00	405.17	
10	159.17	159.17	707.83
	184.67	25.50	
	496.00	470.50	
11	193.67	193.67	631.17
12	386.67	386.67	552.17
.	.	.	.
.	.	.	.
.
k			

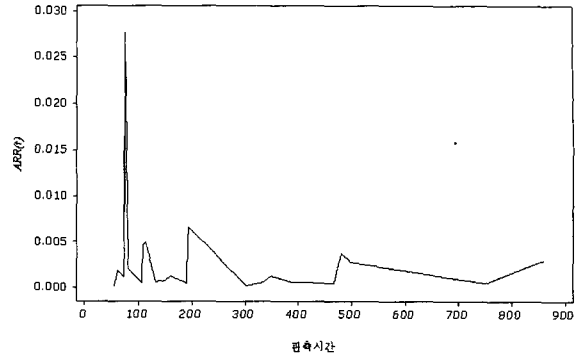
- (3) 마지막 고장이 발생할 때까지 $M(t)$ 에 평균 고장 수를 더한다.

이를 정리하면 표 2와 같다.

위의 $M(t)$ 와 $ARR(t)$ 의 계산 결과를 각각 그림 3과 4에 나타내었다. 그림 3은 초기 약 100시간 동안 $M(t)$ 의 증가율이 상대적으로 높다는 것을 나타내고 있으며, 그림 4의 ARR plot은 이를 좀 더 확연히 보여 주고 있다. 즉, 초기 약 100시간 동안 고장 및 교체가 빈번하게 발생했다는 의미이며, 이는 현장 배치 전 제품의 burn-in과정에서 초기고장이 충분히 제거

[표 2] 기동장치 구성품 A의 $M(t)$ 계산 과정

고장 / 관측중단 시간	고장(1) 관측 중단(0)	관측 구성품 수	평균고장개수 (1/관측구성품수)	$M(t)$
53	1	k	$1/k$	$1/k$
60	1	k	$1/k$	$2/k$
70.83	1	k	$1/k$	$3/k$
71.67	1	k	$1/k$	$4/k$
.
.
.
807.33	0	5		
848.67	0	4		
848.67	0	3		
860	1	3	0.333	0.921
864.17	0	2		
941.33	0	1		
992.33	0	0		



[그림 4] 구성품 A의 ARR Plot

2) 수리적 경향성 검정

Mann test는 고장 발생 과정이 재생 과정을 따르는가의 여부를 판단하는 가설검정 방법으로서 귀무가설 및 대립가설은 다음과 같다(Mann^[3]).

H_0 : 고장시간 간격에 경향성이 없다

H_1 : Not H_0

n 개의 고장 간격 X_1, X_2, \dots, X_n 이 시간 순서대로 관측되었을 때(단, $n \geq 2$ 일 때),

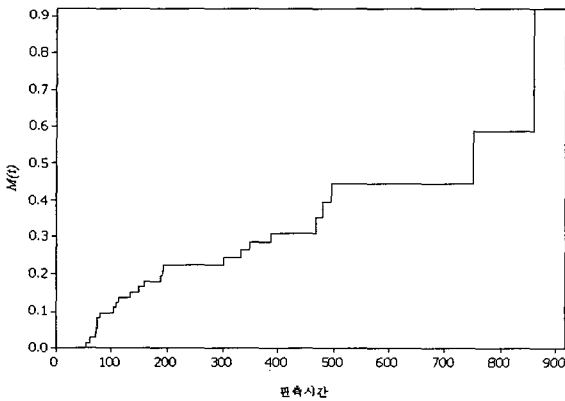
$$X_i < X_j, \quad i < j, \\ i = 1, 2, \dots, n-1, \quad j = i+1, \dots, n$$

이런 ‘역전(reversal)이 발생하였다’고 정의하고 기록한다. 검정 통계량 U 는 다음과 같다(Proschan^[5]).

$$U = \sum_{i=1}^k \left(R_i + \frac{1}{2} - E(R_i) \right) / \sqrt{\sum_{i=1}^k \sigma^2(R_i)} \quad (2)$$

여기서, R_i 는 i 번째 구성품의 역전 수이며, $E(R_i)$ 와 $\sigma^2(R_i)$ 는 각각 R_i 의 기대 값과 분산이다(계산 방법은 Proschan [5]을 참고). 귀무가설 H_0 하에서 U 는 근사적으로 표준정규 분포를 따른다는 것이 알려져 있다(Proschan^[5]). 유의수준 5%에서 기동장치 구성품 A의 고장 데이터에 대해 Mann test를 적용한 결과,

$$U = 2.450 > Z_{0.025} = 1.96$$



[그림 3] 구성품 A의 $M(t)$ Plot

되지 못했거나, 초기 사용기간 중 오작동 등에 기인한 것으로 판단된다. 이의 원인에 대한 조사를 통해 추후 배치되는 장비는 이러한 초기 고장 기간을 겪지 않도록 조치를 취할 필요가 있다. 초기 약 100 시간이 경과한 후에는 $M(t)$ 는 선형적 경향을, 그리고 $ARR(t)$ 는 시간 t 에 대해 안정적인 모습을 보이고 있다.

[표 3] 기동장비 구성품 A에 대한 Mann test 과정

장비 ID	X ₁	X ₂	X ₃	R	n	E(R)	Var(R)
1	73.33	38.00	748.67	2	3	1.5	0.92
3	132.33	57.00		0	2	0.5	0.25
5	60.00	690.83		1	2	0.5	0.25
9	73.83	405.17		1	2	0.5	0.25
10	159.17	336.83		1	2	0.5	0.25
13	386.67	81.00		0	2	0.5	0.25
17	302.00	31.00		0	2	0.5	0.25
20	105.50	3.00		0	2	0.5	0.25

이었으므로 H₀를 기각하였다(계산과정은 표 3 참조). 이러한 결과는 M(t)와 ARR(t)의 plot에서 확인하였듯이 초기에 빈번히 발생한 고장 때문으로 여겨진다. 이러한 초기 고장 현상은 정상적인 제품 운용 상황에서의 고장 발생 과정 분석에 영향을 미치기 때문에 초기고장 데이터를 제거하고 다시 고장 발생 과정의 경향성을 판단하고자 하였다. 그러나, 초기 고장 데이터를 제거한 결과, 고장 발생 수 n이 2 이상인 구성품의 수가 현저히 적어져 Mann test를 수행할 수 없었다. 한편, graphical analysis 결과, 초기 약 100 시간이 경과한 후에는 M(t)는 선형적으로 증가하고 ARR(t)는 시간 t에 대해 안정적인 모습을 보이고 있으므로 초기 고장 기간을 제외한 고장 데이터에는 경향성이 없다고 볼 수 있다. 따라서, 초기고장에 해당되는 데이터를 제외하고 그림 1의 절차에 따라 Laplace test를 수행하였다.

Laplace test는 고장 발생 과정이 재생 과정의 특수한 경우인 HPP를 따르는가 여부를 판단하는 가설 검정 방법으로서 귀무가설 및 대립가설은 다음과 같다 (Wang and Coit^[7]).

H₀ : 고장 발생 과정은 HPP 를 따른다.
 H₁ : Not H₀

검정 통계량 L은 다음과 같다(Tobias and Trindade^[6]).

$$L = \frac{\left[\sum_{j=1}^{n_1} t_{1j} + \sum_{j=1}^{n_2} t_{2j} + \dots + \sum_{j=1}^{n_k} t_{kj} \right] - \frac{1}{2}(n_1 T_1 + n_2 T_2 + \dots + n_k T_k)}{\sqrt{\frac{1}{12}(n_1 T_1^2 + n_2 T_2^2 + \dots + n_k T_k^2)}} \quad (3)$$

여기서, t_{ij}는 i번째 구성품에서의 j번째 고장 관측시간, n_i는 관측 중단 시간까지 i번째 구성품에서 발생한 총 고장 수, T_i는 i번째 구성품의 관측 중단 시간이다. 귀무가설 H₀하에서 L은 근사적으로 표준정규 분포를 따른다(Tobias and Trindade^[6]). 유의수준 5%에서 기동장치 구성품 A의 고장 데이터에 대해 Laplace test를 적용한 결과,

$$L = -0.703 > -Z_{0.025} = -1.96$$

이므로, HPP를 따른다는 귀무가설 H₀를 기각하지 못하였다.

HPP는 재생과정의 특수한 경우이므로 각 구성품의 고장 발생과정은 재생과정을 따른다. 또한, 재생률이 λ_i이고 서로 독립인 k개의 HPP를 중첩한 과정은 재생률이

$$\lambda_s = \sum_{i=1}^k \lambda_i \quad (4)$$

인 HPP이다(Cox and Lewis^[2]). 한편, 그림 4에서 초기 고장 기간이라고 판단되는 관측시간 100시간 이후의 M(t)는 선형적으로 증가하는 경향을 보이고 있다. 이는 각 장비의 고장 발생 과정이 동일한 재생률 λ를 갖는 HPP라는 것을 시사하고 있다. 따라서, 모수 λ는 각 장비의 고장 간격 X_i가 서로 독립이고 동일한 지수분포를 따른다는 것을 반영하여 최우추정법에 의해 구할 수 있다. 이때 우도함수는

$$L = \prod_{i=1}^k L_i, \quad L_i = \left(\sum_{j=1}^{n_i} f(x_{ij}) \right) \times R(T'_i) = \left(\prod_{j=1}^{n_i} \lambda \cdot \exp(-\lambda x_{ij}) \right) \times (\exp(-\lambda T'_i)) \quad (5)$$

여기서,

$f(\cdot)$: 확률 밀도 함수

$R(\cdot)$: 신뢰도 함수

T' : 마지막 교체 후 관측중단 시간

$$\lambda_{upper} = \frac{\hat{\lambda}(\chi_{2(r+1);100(1-\alpha/2)}^2)}{2r} \quad (6)$$

r : 고장 발생 개수

α : 유의수준

이다. 최우추정법에 의한 추정 결과는 다음과 같다.

$$\lambda = 0.0005689$$

따라서,

$$\begin{aligned} MTBM(\text{mean time between maintenance}) \\ = 1757.91(\text{hr}) \end{aligned}$$

이다.

3) 연간 예비 구성품 소요량 추정

고장 시간 간격의 분포를 추정함으로써 주어진 기간 동안 고장으로 교체되는 장비 수를 파악할 수 있으며, 이에 따라 연간 및 월간 예비 구성품의 소요량을 추정할 수 있다. 또한 평균 수리 시간이 주어진 경우, 구성품의 가용도를 파악할 수 있다. 주어진 운용 데이터로부터 장비의 연 평균 가동시간은 244.17(hr)로 추정되었으며, 총 $k=100$ 대의 장비가 운용되고 있다고 할 때, 구성품 A의 $\lambda=0.0005689$ 이므로 연간 기대 고장 수는

$$\begin{aligned} M &= k\lambda t \\ &= 100 \times 0.0005689 \times 244.17 \\ &\approx 14(\text{회}) \end{aligned}$$

이다. 대당 교체 비용이 3백만원이라고 할 때, 연간 약 4천 2백만원의 예산이 필요하다. 부품의 보급이 원활한 평시 정비 체제에서는 λ 의 점 추정치에 의해 예비 구성품을 확보하는 것이 합리적이다. 그러나, 전쟁 상황이나 보급이 원활하게 이루어지지 못하는 원거리 파병 부대에 대한 예비 구성품 소요량 추정은 λ 의 신뢰상한을 바탕으로 이루어지는 것이 바람직하다. 신뢰수준 95%에서 λ 의 신뢰 상한은 다음과 같다 (Tobias and Trindade^[6]).

이로부터 $\lambda_{upper}=0.000903$ 로 계산되었다. 따라서, 보급이 원활하지 못한 특수 상황에서의 연간 예비 구성품 수는

$$\begin{aligned} M &= k\lambda_{upper} t \\ &= 100 \times 0.000903 \times 244.17 \\ &\approx 22(\text{대}) \end{aligned}$$

로 추정할 수 있으며, 연간 예상 비용은 약 6천 6백만원이다.

4) 가용도 산출

수리시간 데이터에 분포를 적합한 결과, 수리시간의 분포도 지수 분포를 따름을 확인하였다. 이때, 평균 수리 시간은

$$MDT(\text{mean down time}) = 253.2(\text{hr})$$

로 추정되었으며, 운용가용도는

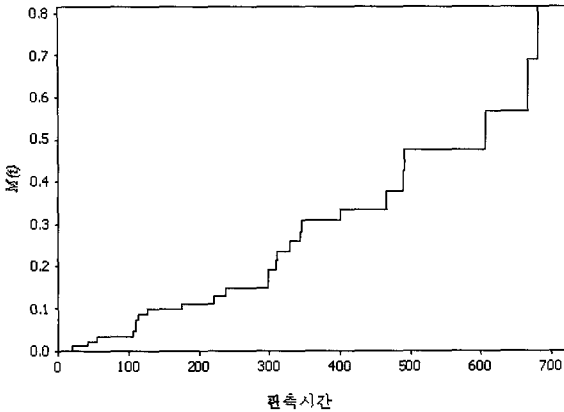
$$\begin{aligned} A_{operation} &= \frac{MTBM}{MTBM + MDT} \\ &= \frac{1757.91}{1757.91 + 253.2} = 0.874 \end{aligned}$$

이다. 즉, 구성품 A의 가용도는 약 87%라고 판단할 수 있다.

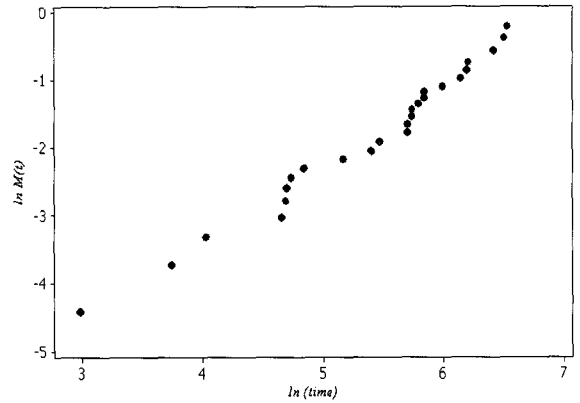
나. 통신 장치 고장 데이터 분석

1) 고장 데이터

야전 운용 데이터를 살펴본 결과, 통신장치 구성품 B에 대해서는 고장 발생 시 하위 부품의 교체 또는 조정 위주의 수리가 이루어지고 있었다. 그림 5의 $M(t)$ plot에서 확인할 수 있듯이 구성품 B의 고장 발생 간격은 점차 증가하는 경향을 보이고 있다. 이



[그림 5] B의 $M(t)$ Plot



[그림 6] Power relation model fitting

와 같은 경향성을 띄고 있는 고장 발생 과정을 비재생 과정이라고 정의한다. 비재생 과정은 nonstationary process이며 일반적으로 NHPP로 모형화 한다 (Ascher and Feingold^[1]). 이때 분석의 초점은 $M(t)$ 의 수리적 모형을 추정하는데 있다. 통신장치 구성품 B가 고장 났을 시 교체 된 경우에는 이전까지 해당 장치의 고장 기록을 종료하고 새로운 장치가 도입되어 고장기록을 시작한 것으로 간주하였다.

2) 모형 적합

고장 과정이 NHPP를 따를 때 $M(t)$ 의 대표적인 모형으로 power relation model(식 (7))과 exponential model(식 (8))이 있다.

$$M(t) = at^b, \quad a, b > 0 \quad (7)$$

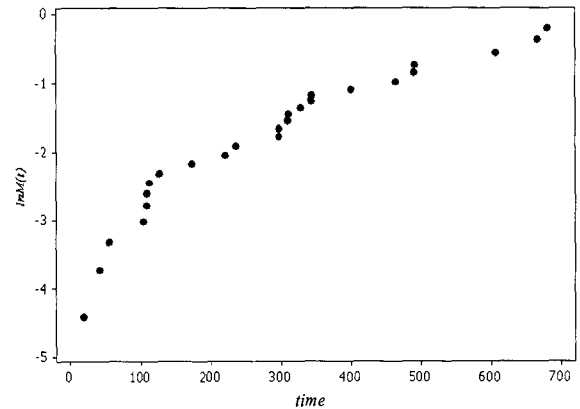
$$M(t) = ae^{bt}, \quad a, b > 0 \quad (8)$$

식 (7)와 (8)의 양변에 자연로그를 취하면 각각 식 (9)과 (10)의 관계를 얻을 수 있다.

$$\ln M(t) = \ln a + b \ln t \quad (9)$$

$$\ln M(t) = \ln a + bt \quad (10)$$

통신장치 구성품 B의 고장 데이터로부터 $M(t)$ 를 계산한 다음, 그림 6에는 $\ln M(t)$ 대 $\ln t$ 를, 그림 7



[그림 7] Exponential model fitting

에는 $\ln M(t)$ 대 t 를 타점하였다. 그림 6과 7로부터 power relation model이 구성품 B의 $M(t)$ 를 묘사하는 데 더 적절함을 알 수 있다. 식 (7)의 power relation model을 가정하고 선형 회귀분석을 수행한 결과는 식 (11)과 같다.

$$\ln M(t) = -8.0559 + 1.15743 \ln t \quad (11)$$

이 때, adjusted R^2 값은 97.9% 였다.

3) 연간수리예산 추정 및 예방정비 정책 식 (11)로부터

$$M(t) = 3.1593 \times 10^{-4} \times t^{1.16} \quad (12)$$

으로 표현할 수 있다. i 번째 해의 고장의 평균 재발 수를 M_i 라 하면

$$M_i = M(t_i) - M(t_{i-1}), \quad i = 1, 2, 3, \dots \quad (13)$$

$$M(t_0) = 0$$

이다. 고장이 발생할 때마다 필요한 수리비용이 C_R 이고 총 k 대의 장비를 운용한다고 할 때, i 번째 해의 평균 수리비용은 $C_i = k \times C_R \times M_i$ 이다. 표 4에 구성품 B의 배치 후 연간 평균 수리 비용을 나타내었다. 단, k 는 100대로 가정하였다.

일반적으로 수리비용이 가격의 40%를 초과하면 교체한다고 할 때, 구성품 B의 대당 평균 수리비용은 15년 후에도 가격의 10% 이하이므로(단, 가격은 대당 200만원) 교체할 필요가 없는 것으로 판단할 수 있다. 그러나, 군 정비구조의 특성상 고장 수리 시 여러 정비 단계를 통한 행정 군수 지연으로 수리시간이

증가할 수 있고, 그로 인한 훈련 불가로 전투력 손실도 증가할 수 있다는 점을 감안했을 때, 장치의 예방 교체 시점은 구성품의 가용도를 고려하여 전체 구성품 중 일정 비율 이상에서 고장이 발생하는 시점으로 결정하는 것이 타당하다. 전체 구성품 중 30%이상에서 고장이 발생하면 예방교체를 실시한다고 할 때, 통신장치 구성품 B의 예방교체 기간은 배치 후 8년이다(즉, 표 4에서 $M_i = 0.3$ 인 시점).

4. 맺음말

본 논문에서는 수리가능 시스템에서 발생하는 고장 데이터 분석의 다양한 방법들을 정리하고 고장 발생 과정의 성격에 따라 적용할 수 있는 수리가능 시스템의 분석 절차를 제시하였다. 또한 수립된 절차에 따라 실제 군에서 운용중인 장비의 고장 데이터를 분석하였다.

특정 군사 장비의 기동장치 구성품 A의 야전 운용 데이터를 조사한 결과, A는 고장 발생 시 교체가 이루어지고 있었다. 구성품 A의 고장발생 과정이 재생 과정을 따르고 있는가를 판단하기 위해 경향성 분석 방법으로 $M(t)$ plot, ARR plot 등의 graphical 방법과, Mann Test, Laplace Test와 같은 수리적 검정 방법을 적용했다. 분석 결과, 구성품 A는 재생과정 중 특별한 경우인 HPP 를 따르는 것으로 판단되었고, 이에 따라 고장발생 간격을 지수분포에 적합 하였다. 이를 바탕으로 구성품 A의 연간 평균 교체 대수는 총 장비 수가 100대라고 할 때 14대로 추정되었다. 또한, 보급이 원활하지 못한 특수한 상황의 경우, 95% 신뢰수준에서 22대의 예비 구성품을 확보하는 교체 정책을 제안하였다. 이와 더불어 행정 및 군수 지연을 포함한 수리 시간의 분포를 적합한 결과, 수리시간도 지수분포를 따른다는 사실을 확인하였고, 구성품 A의 운용 가용도를 계산한 결과 약 87%가 됨을 확인하였다.

통신장치 구성품 B는 고장이 발생하면 하위 부품의 교체나 조정 등의 수리가 이루어지고 있었다. 최소 수리를 가정하고 고장 발생 과정을 $NHPP$ 로 모형화하였다. 아울러, $M(t)$ 를 power relation model과

[표 4] 연간 평균 수리비용 계산과정($C_R = 40$ 만원)

배치 후 경과시간 (년)	누적평균 가동시간 (hr)	$M(t)$	M_i	연간평균 고장개수 ($k=100$)	총수리 비용 (만원)
1	244.17	0.19	0.19	19	760
2	488.34	0.42	0.23	23	920
3	732.51	0.66	0.25	25	1000
4	976.68	0.93	0.26	26	1040
5	1220.85	1.20	0.27	27	1080
6	1465.02	1.49	0.28	28	1120
7	1709.19	1.78	0.29	29	1160
8	1953.36	2.07	0.30	30	1200
9	2197.53	2.38	0.30	30	1200
10	2441.7	2.69	0.31	31	1240
11	2685.87	3.00	0.31	31	1240
12	2930.04	3.32	0.32	32	1280
13	3174.21	3.64	0.32	32	1280
14	3418.38	3.97	0.33	33	1320
15	3662.55	4.30	0.33	33	1320

exponential model에 적합한 결과, power relation model이 적합한 것으로 판단되었다. 최소제공법에 의해 추정된 모델의 회귀식을 통해 연간 평균 고장 발생 개수와 연간 평균 수리 비용을 추정하였다. 그리고, 장치의 가용도를 우선적으로 고려할 때, 예방교체 시점을 결정하는 방안도 제시하였다.

장비의 연간 운용 예산은 최초 개발 시의 설계 기준에 근거하여 결정된다. 그러나 운용 중 장비의 노후화나 최초 설계 시 예상한 신뢰도의 오류 등으로 실제 야전에서 필요한 운용 예산과 최초에 상정한 예산과는 차이가 발생할 수 있다. 이러한 차이는 실제 야전 운용 제원 분석을 통해 보정되어야 한다. 본 논문에서 제시한 분석 방법이 위와 같은 운용예산 책정이나 정비정책 결정에 기여할 수 있게 되기를 기대한다.

참 고 문 헌

- [1] Ascher, H., and Feingold, H., *Repairable Systems Reliability*, Marcel Dekker, Inc., New York, 1984.
- [2] Cox, D. R., and Lewis, P. A. W., *The statistical Analysis of Series of Events*, John Wiley & Sons, Inc., New York, 1966.
- [3] Mann, H. B., "Nonparametric Test against Trend", *Econometrica*, Vol. 13, 1945, pp.245~259.
- [4] Nelson, W., *Recurrent Event Data Analysis for Product Repairs, Disease Recurrences, and Other Applications*, SIAM, Philadelphia, ASA, Alexandria, VA, 2002.
- [5] Proschan, F., "Theoretical Explanation of Observed Decreasing Failure Rate", *Technometrics*, Vol. 5(3), 1963, pp.375~383.
- [6] Tobias, P., and Trindade, D. C., *Applied Reliability*, 2nd ed., Chapman & Hall/CRC, New York, 1995.
- [7] Wang, P., and Coit, D. W., "Repairable System Reliability Trend Tests and Evaluation", *Proceeding of Annual Reliability and Maintainability Symposium*, 2005, pp.416~421.
- [1] Ascher, H., and Feingold, H., *Repairable Systems Reliability*, Marcel Dekker, Inc., New