Communications of the Korean Statistical Society Vol. 15, No. 3, 2008, pp. 387–402

저장신뢰도 유지를 위한 최적 2단계 주기적 검사정책

조용석[1)], 이주호[2)]

요 약

본 연구에서는 장기간 보관 중인 장비의 신뢰도를 유지하기 위한 2단계 주기적 검사모형을 제안하였다. 제안된 모형은 불완전한 간이검사와 완전한 정밀검사를 단계적으로 사용하여 고장이 발견되거나 검사 후 저장신뢰도가 미리 정해진 값 이하로 떨어질 때 장비에 대한 오버홀을 수행한다. 제안된 모형을 사용하여 오버홀까지의 단위시간당 기대비용을 유도하고 이를 최소화하기 위한 절차를 구하였으며, 고장시간이 지수분포 및 와이블분포를 따를 경우 제안된 모형을 1단계 주기적 검사모형과 비용함수의 다양한 모수값에 대하여 비교하였다. 또한 실제 운용 중인 유도탄 시스템에 제안된 검사정책을 적용하여 현재 사용 중인 검사정책과의 비교를 수행하였다.

주요용어: 저장신뢰도; 2단계 주기적 검사; 간이검사; 정밀검사.

1. 서론

유도탄이나 비상발전기 등과 같이 장기간 저장 상태로 유지된 후 필요한 시기에 임무를 수행하게 되는 장비는 운용 중일 때뿐만 아니라 저장 중일 때에도 고장이 발생할 수 있다. 이와 같이 저장 상태에 있는 장비가 정해진 저장기간 동안 고장이 발생하지 않고 정상적으로 작동할 확률을 저장신뢰도(storage reliability)라고 정의하는데, 수명의 대부분을 저장 상태로 보내는 장비의 경우 저장신뢰도의 유지가 특히 중요한 문제이다. 저장 상태에서의 신뢰도가 낮으면 임무를 성공적으로 완수할 확률이 낮아지게 되므로 이러한 특성을 갖는 장비의 경우 장비 사용자로부터 저장신뢰도 요구값이 제시된다. 제시된 요구 값을 달성하기 위해 장비의 개발단계에서는 부품개선이나 용장설계(redundancy)를 하여 저장신뢰도를 향상시키려는 노력을 기울이며, 운영유지단계에서는 저장 중 주기적 검사를 실시함으로써 매 검사완료시점을 기준으로 다음 검사시점까지 장비가 정상적으로 작동될 확률을 요구값 이상으로 유지시키려는 노력을 기울이게 된다.

저장 중의 주기적인 검사와 관련된 기존의 연구에서는, Martinez (1984)가 장기간 저장되는 전자장비에 대해 매회의 검사에서 발견된 고장 부품이 모두 수리되어 신품과 같아진다는 가정 하에 보전 후 저장신뢰도를 계산하였고, Ito와 Nakagawa (1992, 1995, 2000)와 Ito 등 (1995)은 장비를 고장의 발견 가능성 여부에 따라 두 종류의 구성요소로 구분하여, 고장 발견이 가능한 구성요소는 주기적인 검사 및 보전 후에 신품과 같아진다고 가정하고,

1) (305-600) 대전시 유성구 사서함 35-8, 국방과학연구소 전술유도무기체계개발단, 책임연구원.
2) (305-764) 대전시 유성구 궁동 220, 충남대학교 정보통계학과, 교수. 교신저자: jooholee@cnu.ac.kr

고장 발견이 불가능한 구성요소는 검사 및 보전을 하지 않는다고 가정하여 보전 후 저장신뢰도를 계산하였다. 기존연구의 공통된 특징은 매회의 검사 후에는 보전에 의해 항상 신뢰도가 개선된다고 가정하고, 이 개선된 신뢰도를 저장신뢰도 요구값과 비교하여 검사정책을 결정한다는 점이다. 그러나 매 검사시점에서 고장여부를 확인하고 고장 난 장비는 오버홀을 실시하여 신품으로 만드나, 고장 나지 않은 장비는 신뢰도를 높일 수 있는 별도의 조치없이 계속 저장하는 유도탄과 같은 장비에 이러한 가정을 적용하는 것은 현실성이 떨어지게 된다. 이 경우에 저장신뢰도 요구값과 비교하기 위한 값으로는 매회의 검사 후에 장비가 고장 나지 않았다는 정보가 획득된 상태에서 그 장비가 다음 검사시점까지 고장이 발생하지 않고 정상적으로 작동할 조건부 확률인 검사 후 저장신뢰도를 사용하는 것이 보다 합리적이다. 검사에 오류가 없다는 가정 하에서 고장률이 일정할 경우에는 보전 후 저장신뢰도와 검사 후 저장신뢰도가 일치하는 반면, 고장률이 시간에 따라 증가하는 경우에는 보전 후 저장신뢰도는 동일한 패턴이 반복되는 데 비해 검사후 저장신뢰도는 검사회수가 늘어남에 따라 그 패턴이 달라진다.

본 논문에서는 유도탄과 같이 장기간 저장 상태에 있는 장비의 저장신뢰도를 요구값 이상으로 유지하기 위해 간이검사장비와 정밀검사장비로 구성된 2단계 주기적 검사정책을 적용할 경우, 단위시간당 검사비용과 지연비용 및 오버홀비용의 합을 최소화하는 검사주기의 결정모형을 다룬다. 장비의 고장시간분포로는 지수분포와 와이블분포를 고려하고, 검사장비의 불완전성에 의해 발생할 수 있는 오류확률로는 장비가 고장일 때 정상인 것으로 판정할 확률과 장비가 정상일 때 고장인 것으로 판정할 확률 모두를 고려한다. 2단계 검사정책과 관련된 기존 연구로는 Parmigiani (1993)의 일반적인 시스템에 대한 최적 2단계 비주기적 검사정책 결정모형이 유일한데, 본 논문에서 제안될 최적 2단계 주기적 검사정책 결정모형은 Parmigiani의 모형을 기초로 하여 저장신뢰도에 대한 요구값을 제약조건으로 추가함으로써 유도된다. 저장신뢰도 요구값에 대한 제약조건을 고려한 주기적 검사정책에 관한 연구로는 Martinez (1984), Ito와 Nakagawa (1992, 1995, 2000), Ito 등 (1995)이 있는데, Martinez는 비용적 측면을 고려하지 않았으며, 다른 연구자들은 서로 상이한 가정 하에서 최적 1단계 주기적 검사정책 결정모형을 제시하였다.

2절에서는 비용함수의 유도를 위해 필요한 가정 사항과 기호를 도입하고, 장기간 저장 상태에 있을 장비에 대한 2단계 주기적 검사정책모형과 그에 대한 비용함수를 정의한 후, 3절에서 장비의 검사 후 저장신뢰도와 비용함수를 유도한다. 4절에서는 최적 2단계 주기적 검사정책을 결정하기 위한 절차를 유도하고, 비용요소 및 모수값의 다양한 조합에 대해 최적 2단계 주기적 검사정책을 구하여 이를 정밀검사만을 사용하는 최적 1단계 주기적 검사정책과 비교한다. 5절에서는 2단계 주기적 검사정책을 장기간 저장 상태에 있는 유도탄 검사에 실제로 적용한 결과를 제시하고, 6절에서는 결론 및 추후과제를 기술한다.

2. 가정 사항 및 모형 정의

2.1. 가정 사항

모형의 정확한 기술을 위해 다음의 가정 사항을 도입한다.

1. 저장된 장비의 상태는 고장 및 운용가능의 두 가지로 구분한다.

2. 저장된 장비의 최초 상태는 고장이 발생하지 않은 운용 가능한 상태이며, 고장시간 Y는 알려진 분포함수 F를 따르는 확률변수이다.

3. 저장된 장비의 상태에 대한 정보는 검사를 통해서만 얻을 수 있고, 검사는 주기적인 시점 $jT\,(j = 1, 2, \ldots, K)$에서만 실시된다. 여기서는 T검사주기를 나타내며, K는 장비의 검사후 저장신뢰도가 미리 정해진 저장신뢰도 요구값 q보다 처음으로 낮아질 때까지의 검사횟수를 나타낸다.

4. 검사는 정밀검사와 간이검사의 두 종류로 구분한다. 정밀검사는 장비의 상태를 오류 없이 판명한다. 간이검사는 장비의 상태가 고장일 때는 확률 $\beta\,(0 \le \beta < 1)$로, 장비의 상태가 운용 가능할 때는 확률 $\alpha\,(0 \le \alpha < 1)$로 장비의 상태를 부정확하게 판정한다. 여기서 α와 β는 모두 고장시간에 의존하지 않는다. 매 번의 주기적 검사시점에서 간이검사를 먼저 실시하며, 검사 결과가 고장으로 나타나면 정밀검사를 실시하여 고장여부를 최종 판명한다. 매 번의 간이검사 및 정밀검사에는 각각 c_1및 c_2의 검사비용이 소요되며, $c_1 < c_2$이다.

5. 검사 중의 장비는 성능저하가 없고, 또한 검사로 인해 장비의 상태가 바뀌지 않는다. 매 번의 간이검사에는 평균 μ_Z의 시간이, 정밀검사에는 평균 μ'_Z의 시간이 소요되며, $\mu_Z < \mu'_Z$이다.

6. 고장시간 Y로부터 고장판명시간 X까지의 지연시간은 매 시간당의 지연비용을 발생시킨다. (따라서 검사비용 c_1및 c_2는 시간당 지연비용에 대한 상대비용이 된다.)

7. 장비의 고장이 정밀검사를 통해 판명되거나, 고장이 판명되지 않더라도 장비의 검사후 저장신뢰도가 미리 정해진 저장신뢰도 요구값 q보다 낮아지면, 대상 장비를 오버홀하여 신품상태로 만들고 주기적 검사를 지속한다. 오버홀에는 평균 μ_W의 시간과 c_3의 비용이 소요된다.

2.2. 모형 정의

2.1 절의 가정 사항을 근거로 장기간 저장 상태에 있는 장비에 대한 2단계 주기적 검사정책을 기술하면 다음과 같다.

1. 주기적인 시점 $jT(j = 1, 2, \cdots)$에서 $j \le K$이면 1단계 검사인 간이검사를 실시 하고 절차 2로 가며, $j = K + 1$이면 절차 4로 간다.

2. 간이검사에서 고장이 탐지되지 않았으면 다음 검사시점에서 절차 1을 실시하고, 고장이 탐지되었으면 절차 3으로 간다.

3. 정밀검사를 실시하여 고장으로 판명되지 않았으면 다음 검사시점에서 절차 1을 실시하고, 고장으로 판명되었으면 절차 4로 간다.

4. 장비를 오버홀하여 신품으로 만들고, 다음 검사시점에서 절차 1을 $j = 1$부터 다시 실시한다.

본 연구에서 제시하는 검사정책 모형은 주기적 검사를 영구히 지속한다고 가정하므로 장비의 오버홀이 완료되는 시점에서 재생이 발생하는 재생보상과정(renewal reward process)으로 볼 수 있다 (Ross, 1983). 이러한 재생보상과정의 단위시간당 장기 기대비용은 한 주기의 기대 길이에 대한 한 주기 당 기대비용의 비율로 나타낼 수 있다. 즉, 시점 t까지의 총 발생비용을 $M(t)$라 하면 단위시간당 장기 기대비용 $C(T)$는 다음과 같이 표현된다.

$$C(T) = \lim_{t\to\infty} \frac{E[M(t)]}{t} = \frac{C_N(T)}{C_D(T)}, \tag{2.1}$$

여기서 $C_D(T)$는 신품 상태에서 장비의 오버홀을 완료할 때까지의 기대시간인 한 주기의 기대길이이며, $C_N(T)$는 한 주기 당 실시되는 간이검사 및 정밀검사에 소요되는 기대비용과 고장 발견의 지연으로 인한 기대비용에 오버홀에 소요되는 비용을 합한 비용인 한 주기 당 기대비용이다. 결국 최적 검사정책의 결정 문제는 비용함수 $C(T)$를 최소화시키는 검사횟수 및 검사주기를 결정하는 문제가 된다.

3. 비용함수

장기간 저장될 장비에 대해 2단계 주기적 검사정책을 적용할 때의 최적 검사횟수 및 검사주기를 결정하기 위해서는 비용함수를 유도하여야 한다. 또한 미리 정해진 저장신뢰도 요구값과 비교하여 오버홀 여부를 결정하기 위해 2단계 주기적 검사정책을 적용할 경우의 장비의 검사 후 저장신뢰도를 계산하여야 한다. 본 절에서는 장비의 검사 후 저장신뢰도와 비용함수를 유도한다.

3.1. 검사 후 저장신뢰도

사상 A_j를 j번째 간이검사에서 고장이 탐지되지 않거나, 간이검사에서 고장이 탐지되었으나 정밀검사에서 고장이 나지 않은 것으로 판명된 사상이라 정의하자. 즉, Z_j를

$$Z_j = \begin{cases} 0, & j\text{번째 간이검사에서 고장이 아니라고 판정 함}, \\ 1, & j\text{번째 간이검사에서 고장으로 판정 함} \end{cases}$$

로 정의하면 A_j는 다음과 같이 표현된다.

$$A_j = \{Z_j = 0\} \cup \{Y > jT, Z_j = 1\} = \{Y > jT\} \cup \{Y \le jT, Z_j = 0\}.$$

편의상 $A_1A_2\cdots A_j$를 $A_1 \cap A_2 \cap \cdots \cap A_j$로 정의하면 j번째 주기적 검사까지 고장이 탐지되지 않았을 경우 시점 $t(jT \le t < (j+1)T)$에서의 장비의 검사 후 저장신뢰도는 $P(Y > t|A_1A_2\cdots A_j)$로 나타낼 수 있다.

다음 보조정리는 2단계 주기적 검사정책을 적용할 경우의 장비의 검사 후 저장신뢰도를 계산하기 위해 필요하다.

보조정리 3.1 위에서 정의된 A_j에 대해 다음의 관계가 성립한다.

$$\begin{aligned} P[A_1A_2\cdots A_j] &= [1-\bar{F}(T)]\beta^j + [\bar{F}(T)-\bar{F}(2T)]\beta^{j-1}+\cdots+[\bar{F}((j-1)T) \\ &\quad -\bar{F}(jT)]\beta + \bar{F}(jT), \end{aligned}$$

여기서 $\bar{F}(T) = 1 - F(T)$이다.

보조정리 3.1의 증명은 수학적 귀납법을 이용하여 쉽게 할 수 있으므로 생략한다.

보조정리 3.1에서 $P[A_1A_2\cdots A_j]$는 $K(k=1,2,\ldots,j)$번째 검사 전에 발생된 고장이 j번째 검사까지 고장으로 판명되지 않을 확률에 j번째 검사까지 고장 나지 않을 확률을 더한 값임을 알 수 있다. 보조정리 3.1로부터

$$\begin{aligned} P[A_1A_2\ldots A_j] &= \sum_{k=1}^{j}[F(kT)-F((k-1)T)]\beta^{j-k+1} + 1 - F(jT) \\ &= 1-\sum_{k=1}^{j}(1-\beta)\beta^{j-k}F(kT) \end{aligned}$$

이므로 시점 $t(jT \le t < (j+1)T)$에서의 검사후 저장신뢰도는

$$R(t) = P[Y > t \mid A_1A_2\cdots A_j] = \frac{1-F(t)}{1-\sum_{k=1}^{j}(1-\beta)\beta^{j-k}F(kT)} \tag{3.1}$$

가 된다.

앞에서 유도된 2단계 주기적 검사정책을 적용한 경우의 장비의 검사 후 저장신뢰도가 미리 정해진 저장신뢰도 요구값 q이하로 내려가지 않는다는 제약조건을 고려하면 오버홀 전에 실시되는 검사횟수 K는 다음의 부등식으로부터 구할 수 있다.

$$R(KT-0) > q \ge R((K+1)T-0), \quad K = 1,2,\ldots, \tag{3.2}$$

여기서 $R(KT-0)$와 $R((K+1)T-0)$는 K번째 및 $(K+1)$번째 검사 직전의 검사 후 저장신뢰도를 나타낸다.

3.2. 비용함수

$B = [0, (K+1)T]$라 정의하고 L을 오버홀을 제외한 한 주기 당 발생비용이라 하면 신품 상태에서 오버홀을 완료할 때까지의 한 주기 당 기대비용 $C_N(T)$는

$$C_N(T) = E[L \cdot I_B(Y)] + E[L \cdot I_{B^C}(Y)] + c_3 + \mu_W \tag{3.3}$$

가 된다. 여기서 $I_B(\cdot)$는 지시함수(indicator function)를 나타낸다.

식 (3.3)에서 $E[L \cdot I_{B^C}(Y)]$는 고장시간 Y가 $(K+1)T$보다 클 때 발생되는 비용으로서, 고장발생 후 탐지까지의 지연시간이 없으므로 이에 따른 비용을 포함하지 않는다. 따라서 I와 J를 각각 한 주기 동안의 간이검사와 정밀검사의 횟수라 하면

$$\begin{aligned} E[L \cdot I_{B^C}(Y)] &= (c_1+\mu_Z)\cdot E[I \cdot I_{B^C}(Y)] + (c_2+\mu'_Z)\cdot E[J\cdot I_{B^C}(Y)] \\ &= \int_{(K+1)T}^{\infty} \{(c_1+\mu_Z)\cdot E(I|Y=t) + (c_2+\mu'_Z)\cdot E(J|Y=t)\} dF(t) \end{aligned}$$

가 된다. 그런데 $t > (K+1)T$일 때 $E(I|Y=t) = K$이고, J는 모수가 K와 α인 이항분포를 따른다는 사실로부터 $E(J|Y=t) = \alpha K$이므로 $E[I \cdot I_{B^C}(Y)]$는 다음과 같이 표현된다.

$$E[L \cdot I_{B^C}(Y)] = [c_1 + \mu_Z + \alpha(c_2+\mu'_Z)]K \cdot \bar{F}((K+1)T). \tag{3.4}$$

반면에 $E[I \cdot I_B(Y)]$는 고장시간 Y가 $(K+1)T$보다 작을 때 발생되는 비용으로서, 고장발생 후 탐지까지의 지연시간이 발생하므로 이에 따른 비용을 포함한다. 즉,

$$\begin{aligned} E[L \cdot I_B(Y)] &= (c_1+\mu_Z)\cdot E[I\cdot I_B(Y)] + (c_2+\mu'_Z)\cdot E[J \cdot I_B(Y)] \\ &\quad + E[(X-Y)\cdot I_B(Y)]. \end{aligned} \tag{3.5}$$

이 된다. 그런데 $E[L \cdot I_B(Y)]$는 $jT < Y \le (j+1)T$, $j = 0, 1, \ldots, K-2$일 때 $I-(j+1)$이 성공확률이 $1-\beta$이고 $K-j-1$에서 중도 절단된 기하분포를 따른다는 사실을 이용하면

$$\begin{aligned} &E[I \cdot I_B(Y)] \\ &= \sum_{j=0}^{K-2} \int_{jT}^{(j+1)T} E(I|Y=t)dF(t) + \int_{(K-1)T}^{(K+1)T} E(I|Y=t)dF(t) \\ &= \sum_{j=0}^{K-2} \sum_{k=0}^{K-j-2} (j+k+1)(1-\beta)\beta^k [F((j+1)T) - F(jT)] \\ &\quad + K \sum_{j=0}^{K-2} \beta^{K-j-1}[F((j+1)T) - F(jT)] + K[F((K+1)T) - F((K-1)T)] \end{aligned} \tag{3.6}$$

가 되고, $E[J \cdot I_B(Y)]$는 $jT < Y \le (j+1)T$일 때 $E(J|Y=t)$가 K번째 검사이전에 고장이 판명될 경우에는 $1+\alpha j$이고, 고장이 판명되지 않을 경우에는 αj이므로

$$\begin{aligned} &E[J \cdot I_B(Y)] \\ &= \sum_{j=0}^{K-1} \int_{jT}^{(j+1)T} E(J|Y=t)dF(t) + \int_{KT}^{(K+1)T} E(J|Y=t)dF(t) \\ &= \sum_{j=0}^{K-1} (1+\alpha j - \beta^{K-j})[F((j+1)T) - F(jT)] + \alpha K[F((K+1)T - F(KT)] \end{aligned}$$

$$= F(KT) + \alpha[KF((K+1)T) - \sum_{j=1}^{K} F(jT)] - \{\beta^K[F(T) - F(0)]$$
$$+\beta^{K-1}[F(2T) - F(T)] + \cdots + \beta[F(KT) - F((K-1)T)]\}$$
$$= (1-\alpha-\beta)F(KT) + \alpha K \cdot F((K+1)T) + \sum_{j=1}^{K-1}[(1-\beta)\beta^{K-j} - \alpha]F(jT) \tag{3.7}$$

가 된다. 또한 $E(X|Y=t) = T \cdot E(I|Y=t)$이므로

$$E[X \cdot I_B(Y)]$$
$$= \sum_{j=0}^{K-2}\int_{jT}^{(j+1)T} E(X|Y=t)dF(t) + \int_{(K-1)T}^{KT}[KT\cdot(1-\beta) + (K+1)T\cdot\beta]dF(t)$$
$$-\int_{KT}^{(K+1)T}(K+1)TdF(t)$$
$$= \sum_{j=0}^{K-2}\sum_{k=0}^{K-j-2}(j+k+1)T(1-\beta)\beta^k[F((j+1)T) - F(jT)]$$
$$+ KT\sum_{j=0}^{K-2}\beta^{K-j-1}[F((j+1)T) - F(jT)])$$
$$+(K+\beta)T[F(KT) - F((K-1)T)] + (K+1)T[F((K+1)T - F(KT)] \tag{3.8}$$

가 되고,

$$E[Y \cdot I_B(Y)] = \sum_{j=0}^{K}\int_{jT}^{(j+1)T} t\, dF(t)$$
$$= (K+1)T\cdot F((K+1)T) - \int_0^{(K+1)T} F(t)\, dt \tag{3.9}$$

가 된다. 따라서 식 (3.5)에 식 (3.6)~(3.9)를 대입하여 정리하면 $E[L \cdot I_B(Y)]$는 다음과 같이 표현된다.

$$E[L\cdot I_B(Y)] = \sum_{j=1}^{K-2}\left\{(c_1+\mu_Z+T)(\beta^{K-j}-1) + (c_2+\mu_Z)[(1-\beta)\beta^{K-j} - \alpha\right\}F(jT)$$
$$+\{[\beta(1-\beta)-\alpha](c_2+\mu'_Z) - (1-\beta)(c_1+\mu_Z+T) - \beta T\}$$
$$\cdot F((K-1)T) + [(1-\alpha-\beta)(c_2+\mu'_Z) - (1-\beta)T]F(KT)$$
$$+K\left[c_1+\mu_Z+\alpha(c_2+\mu'_Z)\right]F((K+1)T) + \int_0^{(K+1)T} F(t)\, dt. \tag{3.10}$$

식 (3.3)에 식 (3.4)와 (3.10)을 대입하여 정리하면 한 주기 당 기대비용 $C_N(T)$는 다음과 같이 표현된다.

$$C_N(T) = \sum_{j=1}^{K} d_j\cdot F(jT) + \int_0^{(K+1)T} F(t)\, d + K[c_1+\mu_Z+\alpha(c_2+\mu'_Z)] + c_3 + \mu_W, \tag{3.11}$$

여기서

$$d_j = (c_1+\mu_Z+T)(\beta^{K-j}-1)+(c_2+\mu_Z')\left[(1-\beta)\beta^{K-j}-\alpha\right], \quad j=1,2,\ldots,K-2,$$
$$d_{K-1} = [\beta(1-\beta)-\alpha](c_2+\mu_Z')-(1-\beta)(c_1+\mu_Z+T)-\beta T,$$
$$d_K = (1-\alpha-\beta)(c_2+\mu_Z')-(1-\beta)T.$$

또한 한 주기의 기대 길이 $C_D(T)$는

$$\begin{aligned} C_D(T) &= E(X)+\mu_Z\cdot E(I)+\mu_Z'\cdot E(J)+\mu_W \\ &= [(K+1)T+K\mu_Z+\alpha K\mu_Z']\bar{F}((K+1)T)+E[X\cdot I_B(Y)] \\ &\quad +\mu_Z\cdot E[I\cdot I_B(Y)]+\mu_Z'\cdot E[J\cdot I_B(Y)]+\mu_W \end{aligned} \tag{3.12}$$

가 되는데, 식 (3.12)에 식 (3.6)~(3.8)을 대입하면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$C_D(T)=\sum_{j=1}^{K}e_jF(jT)+\int_0^{(K+1)T}F(t)dt+K(\mu_Z+\alpha\mu_Z')+(K+1)T+\mu_W, \tag{3.13}$$

여기서

$$\begin{aligned} e_j &= (\mu_Z+T)(\beta^{K-j}-1)+\mu_Z'\left[(1-\beta)\beta^{K-j}-\alpha\right], \quad j=1,2,\ldots,K-2, \\ e_{K-1} &= \mu_Z'[\beta(1-\beta)-\alpha]-(1-\beta)(\mu_Z+T)-\beta T, \\ e_K &= \mu_Z'(1-\alpha-\beta)-(1-\beta)T. \end{aligned}$$

따라서 단위시간당 기대비용 $C(T)$는 식 (2.1)에 한 주기 당 기대비용을 나타내는 식 (3.11)과 한 주기의 기대 길이를 나타내는 식 (3.13)을 대입하여 표시할 수 있다.

4. 최적 검사정책

본 절에서는 먼저 최적 2단계 주기적 검사정책을 찾기 위한 절차를 유도하고, 유도된 절차를 사용하여 고장시간분포가 지수분포 및 와이블분포를 따를 경우 비용요소 및 모수값의 다양한 조합에 대해 최적 2단계 주기적 검사정책을 구한 후, 이를 정밀검사만을 사용하는 최적 1단계 주기적 검사정책과 비교한다.

4.1. 최적화 절차

최적 검사정책을 유도하기 위해 Barlow와 Proschan (1965)에서와 같이 매개변수 s를 도입하여 다음의 함수를 정의한다.

$$\phi(s,T)=C_N(T)-s\cdot C_D(T). \tag{4.1}$$

검사주기의 최적화 문제가 의미를 갖기 위해서는 최적 검사정책이 검사를 전혀 하지 않고 정해진 주기에 오버홀만 실시하는 정책보다 단위시간당 기대비용이 작아야 한다. 다음의 보조정리는 이러한 성질이 만족될 때 성립하는 결과를 보여준다.

보조정리 4.1 T^*가 $C(T) = C_N(T)/C_D(T)$를 최소화하는 의미 있는 검사주기이면 $\phi(1, T^*) < 0$이 성립한다.

보조정리 4.1로부터 실질적으로 의미 있는 최적 검사정책이 존재하면 그때의 단위시간당 기대비용은 항상 1보다 작음을 알 수 있다.

다음 정리는 Barlow와 Proschan (1965)의 알고리즘 4.2를 응용한 결과로서 최적 검사정책을 찾는 방법을 제시해 준다.

정리 4.1 s가 주어졌을 때 $T^*(s)$를 $\phi(s,T)$를 최소화시키는 검사주기라 하고, $\phi(s^*, T^*(s^*)) = 0$인 s값을 s^*라 하면, $T^*(s^*)$는 $C(T)$를 최소화시킨다.

증명: $T > 0$인 모든 T에 대하여 $\phi(0,T) = C_N(T) > 0$이므로

$$\phi(0, T^*(0)) > 0 \tag{4.2}$$

이 성립한다. 또한 $T^*(s)$의 정의와 보조정리 4.1로부터

$$\phi(1, T^*(1)) \le \phi(1, T^*) < 0 \tag{4.3}$$

이 성립한다. $\phi(s,T)$는 $0 \le s \le 1$에서 s의 연속함수이므로 식 (4.2)와 (4.3)으로 부터 $\phi(s^*, T^*(s^*)) = 0$인 s^*가 0과 1사이에 존재한다. 그런데 $T^*(s^*)$의 정의에 의해, $T > 0$인 모든 T에 대하여 $\phi(s^*, T^*(s^*)) \le \phi(s^*, T)$가 성립하므로

$$\phi(s^*, T) = C_N(T) - s^* C_D(T) \ge 0 \tag{4.4}$$

이 되고, 따라서 $T > 0$인 모든 T에 대하여 $C(T) = C_N(T)/C_D(T) \ge s^*$가 성립한다. 그런데 $\phi(s^*, T^*(s^*)) = 0$은 $s^* = C_N(T^*(s^*))/C_D(T^*(s^*))$를 의미하므로 $T > 0$인 모든 T에 대하여

$$C(T) = \frac{C_N(T)}{C_D(T)} \ge \frac{C_N(T^*(s^*))}{C_D(T^*(s^*))} = C(T^*(s^*)) \tag{4.5}$$

가 성립한다. □

정리 4.1을 이용하여 최적 검사주기 및 검사횟수 값을 찾는 절차를 기술하면 다음과 같다.

1. $K = 1, 2 \cdots$에 대해 부등식 (3.3)을 만족시키는 T값의 집합 B_K를 구한다
2. 주어진 K와 s값에 대해 $\phi(s,T)$를 최소화시키는 T_K^*를 B_K내에서 찾는다.
3. 단계 2에서 주어진 s값에 대해 K의 값을 변화시키면서 $\phi(s, T_K^*)$가 최소가 되는 $K = K^*(s)$와 $T^*_{K^*(s)} = T^*(s)$를 찾는다.
4. s값을 변화시키면서 $\phi(s, T^*(s)) = 0$이 되는 $s = s^*$를 찾으면 $K^*(s^*)$와 $T^*(s^*)$가 각각 최적 검사횟수와 검사주기가 된다.

표 4.1: 1단계 모형과의 비교에 적용된 비용요소 및 모수값

비용요소 및 모수		적용 값
(c_1, μ_Z)		(100,50), (40,20), (10,5)
(c_2, μ'_Z)		(200,100)
(c_3, μ_W)		(2300,700)
m	지수분포	1.0
	와이블분포	1.1, 1.2
λ		0.0002924
q		0.8
α		0.01, 0.05, 0.20
β		0.01, 0.05, 0.20

4.2. 1단계 모형과의 비교

본 절에서는 고장시간분포가 지수분포 및 와이블분포를 따를 경우 비용요소 및 모수값의 다양한 조합에 대해 앞 절에서 유도된 최적화 절차를 이용하여 최적 2단계 주기적 검사정책을 구한 후 이를 정밀검사만을 사용하는 최적 1단계 주기적 검사정책과 비교한다. 최적 검사정책을 구하기 위한 컴퓨터 프로그램은 MATLAB을 이용하여 작성하였다.

표 4.1은 1단계 모형과의 비교에 적용된 비용요소 및 모수값을 보여 준다. 1회의 간이검사에 소요되는 비용과 시간은 각각 정밀검사의 1/2, 1/5, 1/20인 세 가지 경우를 고려하였다. 고장시간이 와이블분포를 따를 경우의 형태모수인 m의 값으로 1.1과 1.2의 두 가지 경우만 고려한 이유는 m의 값이 1.3이상이 되면 고장률이 지나치게 빨리 증가하여 검사를 실시하는 것보다 오히려 실시하지 않는 것이 비용적 측면에서 유리한 경우가 많기 때문이다. 위치모수인 λ의 값은 Cottrell 등 (1974)에서 인용하였다. 표 4.2는 앞 절에서 유도된 최적화 절차에 따라 구해진 2단계 최적 검사주기와 최적비용을 m의 값에 따라 1단계 최적 검사주기 및 최적비용과 비교한 것이다. 표에서 보는 바와 같이 전반적으로 m의 값이 클수록, 간이검사에 소요되는 비용과 시간이 정밀검사에 비해 작을수록, 또한 α와 β의 값이 작을수록, 2단계 검사가 1단계 검사에 비하여 비용 면에서 유리함을 알 수 있다. 그 밖에 1단계 모형과의 비교를 통해 확인된 사항을 정리하면 다음과 같다.

- 간이검사에 소요되는 비용과 시간이 정밀검사의 1/20로 낮은 경우에는 모든 α및 β와 m의 값에 대해 2단계 주기적 검사정책이 1단계 주기적 검사정책보다 항상 최적비용(s^*)이 낮고, 1/5로 중간인 경우에는 $m = 1.0$이고 $\alpha = \beta = 0.2$인 경우를 제외한 모든 α및 β와 m의 값에 대해 2단계 주기적 검사정책이 1단계 주기적 검사정책보다 항상 최적비용이 낮다. 그러나 간이검사에 소요되는 비용과 시간이 정밀검사의 1/2로 높은 경우에는 $m = 1.1$ 또는 $m = 1.2$이면 $\alpha = \beta = 0.2$인 경우를 제외한 모든 α와 β의 값에 대해 2단계 주기적 검사정책이 1단계 주기적 검사정책보다 항상 최적비용이 낮으나, $m = 1.0$이면 $\alpha = \beta = 0.01$인 경우를 제외한 모든 α와 β의 값에 대해 2단계 주기적 검사정책이 1단계 주기적 검사정책보다 항상 최적비용이 높다.

- 1단계 주기적 검사정책의 최적 검사주기보다 2단계 주기적 검사정책의 최적 검사주

표 4.2: 최적 검사주기 및 최적 비용

	검사정책	(c_1, μ_Z)	α	β	s^*	$C_N(T^*)$	$C_D(T^*)$	T^*	K^*
$m = 1.0$	1단계	-	0.00	0.00	0.18173	6871.2	37810.9	7631.4	-
	2단계	(100, 50)	0.01	0.01	0.18005	6756.4	37524.6	3961.8	377
				0.05	0.18334	6899.1	37630.3	3819.5	399
				0.20	0.19710	7505.5	38080.1	3321.3	457
			0.05	0.01	0.18250	6854.1	37557.2	3961.8	377
				0.05	0.18587	7000.7	37664.2	3819.5	399
				0.20	0.19998	7623.2	38119.4	3321.3	457
			0.20	0.01	0.19163	7220.5	37679.3	3961.8	377
				0.05	0.19532	7381.5	37791.1	3819.5	399
				0.20	0.21074	8064.4	38266.4	3321.3	457
		(40, 20)	0.01	0.01	0.15204	5593.7	36791.4	2977.9	469
				0.05	0.15430	5688.6	36866.3	2869.0	507
				0.20	0.16379	6090.4	37183.3	2486.7	563
			0.05	0.01	0.15544	5725.6	36835.4	2977.9	469
				0.05	0.15783	5825.8	36912.0	2869.0	507
				0.20	0.16783	6249.5	37236.3	2486.7	563
			0.20	0.01	0.16811	6220.3	37000.2	2977.9	469
				0.05	0.17097	6340.0	37083.4	2869.0	507
				0.20	0.18288	6846.2	37435.2	2486.7	563
		(10, 5)	0.01	0.01	0.13165	4778.8	36299.4	2346.1	589
				0.05	0.13316	4841.0	36354.6	2260.7	647
				0.20	0.13940	5099.6	36582.8	1953.9	753
			0.05	0.01	0.13609	4947.8	36355.8	2346.1	589
				0.05	0.13777	5016.6	36413.1	2260.7	647
				0.20	0.14471	5303.7	36650.8	1953.9	753
			0.20	0.01	0.15264	5581.5	36567.0	2346.1	589
				0.05	0.15492	5675.1	36632.6	2260.7	647
				0.20	0.16445	6069.1	36905.9	1953.9	753
$m = 1.1$	1단계	-	0.00	0.00	0.39288	5961.8	15174.6	2339.4	23
	2단계	(100, 50)	0.01	0.01	0.35963	5407.3	15053.8	2200.1	40
				0.05	0.36400	5492.8	15090.0	2105.4	41
				0.20	0.38242	5853.7	15307.0	1769.3	42
			0.05	0.01	0.36333	5472.4	15061.6	2221.5	36
				0.05	0.36786	5561.0	15117.0	2130.8	36
				0.20	0.38699	5933.5	15332.6	1781.5	39
			0.20	0.01	0.37686	5702.5	15131.5	2273.7	28
				0.05	0.38197	5801.5	15188.3	2173.9	29
				0.20	0.40372	6219.5	15405.5	1814.7	32
		(40, 20)	0.01	0.01	0.32378	4784.1	14775.9	2044.5	88
				0.05	0.32675	4843.3	14822.5	1962.8	87
				0.20	0.33815	5064.5	14977.0	1615.3	112
			0.05	0.01	0.32794	4853.1	14798.9	2044.5	88
				0.05	0.33109	4915.5	14846.6	1962.8	87
				0.20	0.34341	5153.5	15006.7	1615.3	112
			0.20	0.01	0.34344	5112.2	14885.2	2044.5	88
				0.05	0.34721	5186.3	14936.8	1962.8	87
				0.20	0.36291	5496.1	15144.5	1661.6	83
		(10, 5)	0.01	0.01	0.30526	4479.5	14674.4	2044.5	88
				0.05	0.30749	4525.2	14716.5	1962.8	87
				0.20	0.31485	4674.6	14847.1	1615.3	112
			0.05	0.01	0.30949	4548.6	14697.4	2044.5	88
				0.05	0.31189	4597.4	14740.6	1962.8	87
				0.20	0.32020	4763.5	14876.7	1615.3	112
			0.20	0.01	0.32520	4807.7	14783.7	2044.5	88
				0.05	0.32825	4868.1	14830.8	1962.8	87
				0.20	0.34009	5097.2	14988.0	1615.3	112

(표 4.2 계속)

$m = 1.2$	1단계	-	0.00	0.00	0.73470	5310.9	7228.7	946.2	15
	2단계	(100,50)	0.01	0.01	0.66603	4768.9	7160.3	892.3	20
				0.05	0.67226	4835.1	7192.2	851.9	21
				0.20	0.69976	5108.6	7300.5	712.4	24
			0.05	0.01	0.67348	4837.8	7183.2	892.3	20
				0.05	0.68003	4895.1	7198.4	859.1	20
				0.20	0.70885	5181.7	7310.1	717.6	23
			0.20	0.01	0.70065	5062.5	7225.4	908.5	18
				0.05	0.70826	5126.1	7237.6	874.8	18
				0.20	0.74182	5464.4	7366.1	729.0	21
		(40, 20)	0.01	0.01	0.59621	4181.2	7013.0	837.5	29
				0.05	0.59959	2417.6	7034.1	801.7	30
				0.20	0.61423	4372.8	7119.2	667.7	35
			0.05	0.01	0.60467	4253.0	7033.6	847.8	27
				0.05	0.60842	4292.8	7055.7	811.1	28
				0.20	0.62471	4462.0	7142.5	678.0	32
			0.20	0.01	0.63510	4511.0	7102.9	871.2	23
				0.05	0.64014	4557.8	7120.1	838.8	23
				0.20	0.66223	4783.9	7223.9	698.1	27
		(10, 5)	0.01	0.01	0.55575	3808.2	6852.3	689.5	91
				0.05	0.55783	3826.0	6864.3	653.3	100
				0.20	0.56433	3905.0	6919.7	540.7	121
			0.05	0.01	0.56631	3915.8	6914.5	766.5	49
				0.05	0.56843	3940.8	6932.8	735.3	50
				0.20	0.57731	4044.1	7005.0	620.3	54
			0.20	0.01	0.59954	4207.9	7018.5	847.8	27
				0.05	0.60310	4245.8	7040.0	811.1	28
				0.20	0.61852	4406.3	7123.9	678.0	32

기가 더 짧다. 그 이유는 간이검사와 정밀검사를 함께 수행하는 2단계 주기적 검사정책이 정밀검사만 수행하는 1단계 주기적 검사정책에 비해 검사후 저장신뢰도가 낮아지게 되므로 미리 정해진 저장신뢰도 요구값을 만족시키기 위해서는 검사주기가 짧아져야 하기 때문일 것이다.

- 간이검사에 소요되는 비용과 시간이 증가하면 s^*와 T^*가 증가한다. 그 이유는 간이검사비용이 증가하면 단위시간당 비용도 증가하며, 따라서 검사주기가 길어져야 하기 때문일 것이다.

- m의 값이 증가하면 T^*가 줄어든다. 그 이유는 m의 값이 증가할수록 시간이 지남에 따라 고장빈도가 높아지게 되고 따라서 검사 후 저장신뢰도는 낮아지므로, 미리 정해진 저장신뢰도 요구값을 만족시키기 위해서는 검사주기가 짧아져야 하기 때문인 듯하다.

- 대체로 α값보다는 β값의 변화에 따라 s^*및 T^*가 더 민감하게 변한다. 그 이유는 α는 정밀검사의 실시횟수에만 영향을 주는데 반하여 β는 검사 후 저장신뢰도, 간이검사의 실시횟수, 고장발견 지연 등의 많은 부분에 영향을 주기 때문인 듯하다.

- β가 증가하면 T^*가 줄어든다. 그 이유는 β가 증가할수록 고장발견이 늦어지게 되므로 고장발견 지연에 의해 발생되는 비용을 줄이기 위해서 검사주기가 짧아져야 하기

표 5.1: 2단계 주기적 검사 모형에 사용된 비용함수 및 모수값

(c_1, μ_Z)	(c_2, μ'_Z)	(c_3, μ_W)	m	λ	q	α	β
(10, 24)	(100, 240)	(1000, 720)	1.0, 1.1, 1.2	5×10^{-6}	0.8	0.05	0.1

표 5.2: 최적 검사정책과 기존 검사정책

고장시간분포	검사정책	s^*	$C_N(T^*)$	$C_D(T^*)$	T^*	K^*
지수분포	최적 검사정책	0.04657	9575.2	205611.7	5393.6	1289
($m = 1.0$)	기존 검사정책	0.12389	12662.3	102207.7	40222.0	2
와이블분포	최적 검사정책	0.11475	8090.1	70503.9	9150.1	99
($m = 1.1$)	기존 검사정책	0.13406	7710.4	57516.6	11750.0	7
와이블분포	최적 검사정책	0.15200	4187.0	27546.7	2677.8	107
($m = 1.2$)	기존 검사정책	0.16290	4510.7	27690.8	3427.0	25

때문일 것이다.

- T^*는 $m = 1.1$이고 간이검사에 소요되는 비용과 시간이 정밀검사의 1/2인 경우와 $m = 1.2$인 경우 외에는 α값에 영향을 받지 않는다. 그 이유는 정밀검사의 실시횟수에만 영향을 주는 α가 비용함수 전체에 주는 영향이 작기 때문인 듯하다.

- 고장시간이 지수분포를 따를 경우 K^*가 매우 큰 값이므로 오버홀이 저장신뢰도 요구값에 영향을 받지 않고 거의 항상 고장으로 인해 수행된다. 그 이유는 지수분포의 무기억성(memoryless property)에 의해 매회 검사 후 저장신뢰도가 검사오류에 의한 약간의 감소를 제외하고는 거의 신품상태로 복원되기 때문일 것이다.

5. 유도탄 검사에의 적용

유도탄은 정비지원체계에서 저장단계의 신뢰도를 보장하기 위해 일반적으로 2단계 주기적 검사정책을 적용한다. 야전정비 단계에서는 성능이 불완전한 간이검사장비를 이용하여 1단계 검사를 수행하고, 고장이 탐지된 유도탄은 창정비 단계로 보내져 성능이 완전한 정밀검사장비를 이용하여 2단계 검사를 받게 된다. 고장이 난 것으로 최종 판명된 유도탄은 오버홀을 수행하여 신품으로 만들어 탄약고로 보내게 된다. 이때 검사주기와 검사횟수를 결정하는 기존의 방법은 Martinez (1984)가 제시한 방법과 유사한 방법을 적용하고 있는데, 고장시간은 지수분포를 따르고 저장기간은 10년으로 미리 정해져있다는 가정 하에서 비용적인 측면은 고려하지 않고 검사주기와 검사횟수를 결정하게 된다. 즉 기존의 방법에서는 10년의 저장기간 동안 지속적으로 검사 후 저장신뢰도를 사용자가 요구하는 값보다 크게 하는 모든 가능한 검사주기 중에서 가장 긴 값과 그때의 검사횟수를 주기적인 검사에 적용한다 (박대현과 조용석, 2001). 그러나 저장중인 장비의 고장률은 저장환경 등의 영향으로 인해 일정하지 않는다는 것이 일반적으로 알려진 사실이다 (Xie 등, 1995).

이하에서는 4절에서 유도된 2단계 주기적 검사정책 결정 모형을 유도탄 검사에 적용하여 최적 검사정책을 도출하고, 이를 기존의 검사정책과 비교하여 본다. 비교를 위해 사용된 비용요소 및 모수값은 표 5.1과 같다.

표 5.2는 위의 가정 하에서 결정된 유도탄의 최적 2단계 주기적 검사정책과 기존의 검사정책의 계산결과를 보여준다. 표 5.2로부터 다음과 같은 해석이 가능하다.

- 최적 검사정책의 단위시간당 비용이 기존의 검사정책에 비해 고장시간분포가 지수분포인 경우는 62% 정도, 와이블분포인 경우는 7%~14% 정도 절감되는 것으로 나타났다.
- 최적 검사정책의 검사주기가 기존의 검사정책에 비해 고장시간분포가 지수분포인 경우는 약 1/8정도로 매우 짧아지나, 와이블분포인 경우는 약 4/5정도로 다소 짧아진다.
- 고장시간이 와이블분포를 따를 경우에는 지수분포를 따를 경우에 비해 최적비용이 매우 높으나, m의 값의 변화에 의한 영향은 비교적 작다. 이러한 현상은 m의 값이 증가함에 따라 한 주기의 길이와 한 주기 당 검사비용이 비슷한 비율로 줄어든 결과이다.
- 고장시간이 와이블분포를 따를 경우에는 지수분포를 따를 경우에 비해 최적검사정책의 최대 검사횟수 K^*가 매우 작고, m이 증가함에 따라 최적 검사주기 T^*가 감소한다. 이는 4절에서 1단계 모형과 비교한 경우와 일치하는 결과이다.

6. 결론

본 논문에서는 2단계로 지원되는 유도탄 검사와 같이 저장단계의 신뢰도 보장을 위해 간이검사장비와 정밀검사장비로 구성된 2단계 주기적 검사정책을 적용하는 경우를 고려하여 최적 2단계 주기적 검사정책 결정 모형을 유도하였다. 유도된 모형에 영향을 줄 수 있는 비용요소 및 모수값의 다양한 조합에 대해 고장시간이 지수분포 및 와이블분포를 따를 경우 최적 2단계 주기적 검사정책을 구하고, 이를 정밀검사장비만을 사용하는 최적 1단계 주기적 검사정책과 비교하여 2단계 주기적 검사정책의 효용성을 보였다. 또한 실제 유도탄의 2단계 주기적 검사에 제안된 모형을 적용하여 최적 2단계 주기적 검사정책을 구하고, 이를 기존의 방법을 적용한 검사정책과 비교하여 최적 검사정책이 비용 면에서 우월함을 보임으로써 모형의 적용성을 확인하였다. 추후 연구과제로는 주기적 검사 시에 장비가 받을 수 있는 손상확률을 추가적으로 고려한 모형으로의 확장이 필요하다. 이를 통해 보다 현실성 있는 모형이 구축됨으로써 실제 현장에서의 적용 시에 효과가 더욱 클 것으로 판단된다.

참고문헌

박대현, 조용석. (2001). *신궁체계 장입유도탄 저장신뢰도 예측 (PCM결과 활용)*, MADC-516-010237.

Barlow, R. E. and Proschan, F. (1965). *Mathematical Theory of Reliability*, John Wiley & Sons, New York.

Cottrell, D. F., Gagnier, T. R., Kimball, E. W. and Kirejczyk, T. E. (1974). *Effects of Dormancy on Nonelectronic Components and Materials*, RADC-TR-74-269 (AD/A-002 838).

Ito, K. and Nakagawa, T. (1992). Optimal inspection policies for a system in storage, *Computers & Mathematics with Applications*, **24**, 87–90.

Ito, K. and Nakagawa, T. (1995). An optimal inspection policy for a storage system with high reliability, *Microelectronics Reliability*, **36**, 875–882.

Ito, K. and Nakagawa, T. (2000). Optimal inspection policies for a storage system with degradation at periodic tests, *Mathematical and Computer Modeling*, **31**, 191–195.

Ito, K., Nakagawa, T. and Nishi, K. (1995). Extended optimal inspection polices for a system in storage, *Mathematical and Computer Modeling*, **22**, 83–87.

Martinez, E. C. (1984). Storage reliability with periodic test, In *Proceedings Annual Reliability and Maintainability Symposium*, 181–185.

Parmigiani, G. (1993). *Scheduling inspections in reliability*, In Advances in Reliability (ed: Basu, A. P.), 303–319, North-Holland, Amsterdam

Ross, S. M. (1983). *Stochastic Process*, John Wiley & Sons, New York.

Xie, M., Zhang, Y. T., and Zhao, M. (1995). A study of a storage reliability estimation problem, *Quality and Reliability Engineering International*, **11**, 123–127.

[2008년 2월 접수, 2008년 3월 채택]

Optimal Two-Stage Periodic Inspection Policy for Maintaining Storage Reliability

Yong Suk Cho[1], Jooho Lee[2]

Abstract

In this thesis we propose a two-stage periodic inspection model for maintaining the reliability of a system in long-term storage. There are two types of tests available; a fallible test and an error-free test. The system is overhauled at detection of failure or when the storage reliability after inspection becomes less than or equal to the prespecified value. The expected cost per unit time until overhaul is derived and a procedure for minimizing the expected cost is suggested. The two-stage periodic inspection model is compared with the one-stage periodic inspection model for various parameters of the cost function when the failure time follows exponential and Weibull distributions. The proposed model is then applied to an existing missile system for comparison with the current inspection policy.

Keywords: Storage reliability; two-stage periodic inspection; fallible test; error-free test.

1) Principal Researcher, Tactical Systems PEO, Agency for Defense Development, Daejeon 305-600, Korea.

2) Professor, Department of Information & Statistics, Chungnam National University, Daejeon 305-764, Korea. Correspondence: jooholee@cnu.ac.kr