예방보전이 불완전할 때 최적 주기적 예방보전 계획

김대경*·신상욱**·임재학***†

* 전북대학교 통계학과
** 한림대학교 정보통계학과
*** 한밭대학교 회계학과

Optimal Periodic Preventive Maintenance Schedule When Preventive Maintenance is Imperfect

Dae-Kyung Kim*, Sang-Wook Shin**, Jae-Hak Lim***†

* Department of Statistics, Chonbuk National University
** Department of Statistics, Hallym University
*** Department of Accounting, Hanbat National University

Key Word : Preventive Maintenance, Imperfect Maintenance, Hazard Rate, Expected Cost Rate per Unit Time, Weibull Distribution

Abstract

In this paper, we consider a periodic imperfect preventive maintenance(PM) policy in which the system's failure rate after each PM remains unchanged. The system undergoes only minimal repairs at failures between PMs. Exact mathematical formula of the expected cost rate per unit time is derived. Optimal number of PMs and optimal maintenance period are derived by minimizing the expected cost rate per unit time. A numerical example is provided to illustrate the proposed approach under Weibull lifetime distribution.

1. 서 론

예방보전(Preventive Maintenance)은 시스템을 효율적이고 경제적으로 운영하는데 중요한 역할을 해왔다. 시스템을 운영하는 과정에서 적절한 예방보전을 실시하면 시스템의 예상치 못한 고장이 발생하는 것을 예방할 수 있으며 궁극적으로는 시스템의 수명을 연장시킬 수 있다.

예방보전에 관한 연구는 Barlow와 Hunter (1960)가 두 가지 형태의 예방보전 방법을 제안한 이후로 많은 학자들에 의하여 진행되어 왔다. 지금까지 발표된 대부분의 연구에서 제시된 보전이나 수리에 관한 기본적인 가정은 보전이나 수리를 실시한 후 시스템의 상태가 '보전이나 수리 직전의 상태와 같게 된다(최소보전, 최소수리)'고 가정하거나 또는 '새것과 같은 상태가 된다(완전보전, 완전수리)'라고 가정하는 것이며. 이 가정을 바탕으로 두 가지 종류 예방보전 모형이나 수리모형이 제안되었다.

Nakagawa(1979)는 예방보전 후 시스템의 고장률이 예방보전 직전과 같이 될 확률이 p이고 새것과 같아질 확률이 $\bar{p}=1-p$인 기본적인 예방보전 모형을 고려하고 예방보전 사이의 고장을 수리하는 방법에 따라 세 가지 형태의 예방보전 모형에 대한 연구를 실시하였다. 이 중 모형 A는 기본적인 예방모형에다 예방보전사이의 고장이 완전수리가 된다고 가정을 한 것이며 모형 B는 고장이 최소수리가 된다는 가정을 한 것이다. 모형 C는 고장이 완전보전에 의해서 발견된다는 것을 가정하였다. 이 모형을 불완전 예방보전 모형이라 한다.

† 교신저자 jlim@hanbat.ac.kr
※ 이 논문은 2006년도 전북대학교 지원 연구비(연구기반조성 2006-30)에 의하여 (부분적으로) 연구되었음

Brown과 Proschan(1983)은 고장이 발생한 시스템을 수리하는 경우 최소수리가 될 확률이 p이고 완전수리가 될 확률이 $1-p$인 불완전한 수리모형을 제안하고 이 모형에 의해서 생성되는 수명분포와 확률과정의 확률적 특성에 대해 연구하였다. 이 모형을 Brown과 Proschan의 불완전수리모형이라 한다.

그러나 현실에서의 보전이나 수리의 결과는 위의 가정처럼 최소보전(최소수리)과 완전보전(완전수리)으로만 구성될 수 없는 경우가 대부분이다. 즉, 시스템을 보전 또는 수리하는 경우 시스템의 고장률은 보전이나 수리직전보다는 감소하지만 새것과 같은 상태가 되는 것은 아니다. 이러한 예방보전이나 수리모형은 개선지수를 이용하여 제안되거나[Nakagawa(1988), Chan과 Shaw(1993)] 또는 가상수명을 이용하여 제안되었다.[Kijima(1988)] 이러한 불완전 보전이나 수리에 대한 연구결과들은 Pham과 Wang(1996)에 의해서 체계적으로 정리되었다.

본 논문에서는 Nakagawa(1979)가 제안한 세 가지 모형 중에서 모형 B를 바탕으로 한 예방보전 정책을 고려하고 시스템의 보전에 소요되는 단위시간당 기대비용을 최소로 하는 최적 예방보전 정책을 수립하였다. 2장에서는 확장된 모형에 대해 설명하고 제안된 예방보전 모형에 대한 단위 시간당 기대비용을 구하였다. 3장에서는 단위 시간당 기대비용을 최소로 하는 최적 예방보전 회수 N^*와 최적 예방보전 주기 T^*가 유일하게 존재함을 보였으며 4장에서는 시스템의 수명분포가 와이블 분포인 경우 확장된 예방보전 정책에서의 최적 예방보전 계획을 수치적으로 구하였다.

본 논문에서 사용되는 기호는 다음과 같다.

기 호

$h(t)$	시스템의 원래 고장률 함수
$h_{pm}(t)$	예방보전 하에서 시스템의 고장률 함수
T	예방보전 주기
N-1	시스템이 새로 교체되기 전까지의 예방보전 회수
p	최소보전 확률
C_{mr}	최소수리 비용
C_{re}	교체 비용
C_{pm}	예방보전 비용
$C(T,N)$	단위 시간당 기대비용

2. 예방보전 모형과 단위 시간당 기대비용

본 논문에서 고려한 예방보전 정책은 Nakagawa(1979)가 제안한 모형 B에 예방보전이 주기적으로 이루어지며 N번째 예방보전에서 새 것으로 교체한다는 가정을 추가한 확장된 예방보전 모형이다. 확장된 예방보전 모형은 다음과 같다.

(i) 시스템은 시간 $t=0$에 가동한다.

(ii) 예방보전은 kT ($k=1,2,\cdots$ 그리고 $T \geq 0$)에서 주기적으로 이루어지고 N번째 예방보전에서는 새로운 시스템으로 교체한다.

(iii) 예방보전이 최소보전이 될 확률은 p이며 완전보전이 될 확률은 $\bar{p}=1-p$이다. 즉, 예방보전을 실시한 후 시스템의 고장률이 예방보전 직전과 동일할 확률이 p이고 예방보전 후 시스템의 고장률이 새 시스템의 고장률과 같을 확률은 $\bar{p}=1-p$이다.

(iv) 예방보전 사이에 발생한 고장은 최소수리를 한다.

(v) 수리 시간과 예방보전 시간은 무시한다.

(vi) $h(t)$는 증가하는 위로 오목함수이다.

제안된 예방보전 모형의 이해를 위해 두 번째 예방보전 구간의 임의의 시각 $t(\in (T,2T])$ 에서 고장률을 수식으로 표현하면 식 (1)과 같이 나타낼 수 있다. 즉, 첫 번째 예방보전이 최소보전이면 시각 t에서의 고장률은 $h(t)$가 되며 예방보전이 완전보전이면 예방보전 직후 시스템은 새롭게 되며 따라서 시각 t에서의 고장률은 $(t-T)$에서의 고장률과 같게 된다. 이를 식으로 표현하면 식 (1)과 같이 표현할 수 있다.

$$h_{pm}(t) = ph(t) + (1-p)h(t-T) \qquad (1)$$

이를 일반적으로 확장하면 k번째 예방보전 구간의 임의의 시각, 즉 $t \in ((k-1)T, kT]$에서의 고장률 $h_{pm}(t)$는 식 (2)와 같다.

$$h_{pm}(t) \qquad (2)$$
$$= p^{k-1}h(t) + \bar{p}\sum_{j=1}^{k-1} p^{j-1}h(t-(k-j)T)$$

여기서 $k=1, 2, \cdots, N$이고 $h_{pm}(0)=h(0)$이다.

단위 시간당 기대비용 $C(T,N)$은 $(0, NT)$에서 발생한 총 기대비용을 총 시간 NT로 나눔으로써 구할 수 있으며 총 기대비용은 예방보전의 기대비용, 교체비용 그리고 예방보전사이에 발생한 고장에 대한 최소수리의 기대비용으로 구분할 수 있다.

예방보전 구간 $((k-1)T, kT)$에서 발생하는 고장의 수, 즉 최소수리의 수는 밀도함수가 $\int_{(k-1)T}^{kT} h_{pm}(t)dt$인 비동질 포아송과정(nonhomogeneous Poisson process)을 따르기 때문에 각 각의 비용에 대한 기댓값은 다음과 같이 구할 수 있다. (자세한 내용은 Lemma 1.1, Fontenot와 Proschan(1984)을 참고)

(i) $(0, NT)$에서 최소수리의 기대비용

$$= C_{mr}\left(\sum_{k=1}^{N}\int_{(k-1)T}^{kT} h_{pm}(t)\, dt\right)$$

(ii) $(0, NT)$에서 예방보전의 기대비용

$$= (N-1)C_{pm}$$

(iii) $(0, NT)$에서 교체의 기대비용 $= C_{re}$

각 각의 기대비용 (i), (ii), (iii)을 이용하여 단위 시간당 기대비용을 구하면 식 (3)과 같다.

$$\begin{aligned} C(T,N) &= \frac{1}{NT}\left[C_{mr}\left\{\sum_{k=1}^{N}\int_{(k-1)T}^{kT} h_{pm}(t)\, dt\right\} + (N-1)C_{pm} + C_{re}\right] \\ &= \frac{1}{NT}\left[C_{mr}\left\{\sum_{k=1}^{N}\left(\int_{(k-1)T}^{kT} p^{k-1} h(t)\, dt + \bar{p}\sum_{j=1}^{k-1} p^{j-1}\int_{(j-1)T}^{jT} h(u)\, du\right)\right\} + (N-1)C_{pm} + C_{re}\right] \end{aligned} \quad (3)$$

3. 주기적 예방보전을 위한 최적 예방보전 계획

주기적 불완전 예방보전의 최적 계획을 수립하는 것은 단위 시간당 기대비용 $C(T,N)$을 최소로 하는 예방보전 주기 T^*와 새로운 시스템으로 교체되기 전까지 필요한 예방보전회수 (N^*-1)을 구하는 것이다. 이를 위하여 본 논문에서는 Park, Jung과 Yum(2000)의 방법과 유사한 방법을 이용하여 최적 예방보전 계획을 수립한다.

3.1 예방보전 기간 T가 알려져 있는 경우

우선 예방보전 기간 T가 알려졌다는 가정 하에 최적의 예방보전 회수 (N^*-1)을 찾는 것은 최적 교체시기 N^*을 찾는 것과 같다. 알려진 T에 대하여 $C(T,N)$을 최소화 시키는 최적의 N^*을 찾기 위해서 다음과 같은 부등식을 고려한다.

$C(T, N+1) \geqq C(T,N)$

그리고

$C(T,N) < C(T,N-1)$.

이 부등식을 만족하는 N이 존재한다면 이 N값이 최적 교체시기 N^*가 될 것이다.

$C(T, N+1) \geqq C(T,N)$에 식 (3)을 대입하여 정리하면 식 (4)와 같은 부등식을 얻을 수 있다.

$$N\int_{NT}^{(N+1)T} h_{pm}(t)\, dt - \sum_{k=1}^{N}\int_{(k-1)T}^{kT} h_{pm}(t)\, dt \geqq \frac{C_{re}-C_{pm}}{C_{mr}} \quad (4)$$

동일한 방법으로 $C(T,N) < C(T,N-1)$에 식 (3)을 대입하면 아래 식을 얻는다.

$$(N-1)\int_{(N-1)T}^{NT} h_{pm}(t)\, dt - \sum_{k=1}^{N-1}\int_{(k-1)T}^{kT} h_{pm}(t)\, dt < \frac{C_{re}-C_{pm}}{C_{mr}} \quad (5)$$

$N=1,2,3,\cdots$에 대하여 $L(T,N)$을 다음과 같이 정의하자.

$$L(T,N) = N\int_{NT}^{(N+1)T} h_{pm}(t)dt - \sum_{k=1}^{N}\int_{(k-1)T}^{kT} h_{pm}(t)dt \quad (6)$$

$N=0$일 때 $L(T, N)=0$이다. 그러면 식 (4)와 (5)는 각각 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$L(T,N) \geqq \frac{C_{re}-C_{pm}}{C_{mr}}$$

그리고

$$L(T,N-1) < \frac{C_{re}-C_{pm}}{C_{mr}}. \quad (7)$$

Lemma 3.1. 만약에 $h(t)$가 $t \ge 0$에 대해 증가함수이면 $L(T, N)$도 N에 대해 증가함수가 된다.

증명. $T>0$가 주어졌다고 하자. 그러면

$$L(T,N) - L(T,N-1) = N[\int_{NT}^{(N+1)T} h_{pm}(t)dt - \int_{(N-1)T}^{NT} h_{pm}(t)dt] \quad (8)$$

가 성립된다.

식 (8)의 적분을 수행하면 아래와 같은 식을 얻을 수 있다

$$\int_{NT}^{(N+1)T} h_{pm}(t)dt = p^N[H((N+1)T) - H(NT)] + \bar{p}\sum_{j=1}^{N} p^{j-1}[H(jT) - H((j-1)T)] \quad (9)$$

$$\int_{(N-1)T}^{NT} h_{pm}(t)dt = p^{N-1}[H(NT) - H((N-1)T)] + \bar{p}\sum_{j=1}^{N-1} p^{j-1}[H(jT) - H((j-1)T)] \quad (10)$$

여기서 $H(x) = \int_0^x h(u)du$이다.

식 (9)와 식 (10)을 식 (8)에 대입하면 다음과 같은 식 얻는다.

$$L(T,N) - L(T,N-1) = p^N[\{H((N+1)T) - H(NT)\} - \{H(NT) - H((N-1)T\}] > 0$$

마지막 부등식은 $h(t)$가 증가함수이기 때문에 성립된다. ■

Theorem 3.2. 만일 $h(t)$가 증가함수이면 수식 (7)을 만족 시키는 N^*가 존재하며 이는 유일하다.

증명. $L(T,N)$의 정의로부터 $N=0$이면 $L(T,N)=0$가 된다. 또한 $h(t)$가 증가함수이므로 $h_{pm}(t)$도 t에 대해 증가함수가 된다. $k \le j\ (k, j \in N)$를 만족하는 k와 j와 $y>0$인 모든 y에 대해 $h_{pm}(kT+y) \leqq h_{pm}(jT+y)$이므로 다음 식이 성립한다.

$$\begin{aligned} L(T,N) &= N\int_{NT}^{(N+1)T} h_{pm}(t)dt - \sum_{k=1}^{N}\int_{(k-1)T}^{kT} h_{pm}(t)dt \\ &\geqq \int_{NT}^{(N+1)T} h_{pm}(t)dt - \int_0^T h_{pm}(t)dt \end{aligned} \quad (11)$$

또한 $NT < t_1 \le (N+1)T$인 t_1에 대해

$$\begin{aligned} &\int_{NT}^{(N+1)T} h_{pm}(t)dt - \int_0^T h_{pm}(t)dt \\ &\ge \int_{t_1}^{(N+1)T} h_{pm}(t)dt - \int_0^T h_{pm}(t)dt \end{aligned} \quad (12)$$

이므로 $N \to \infty$인 경우 (12)식의 우변항도 무한대로 증가하며 또한 $L(T,N)$은 무한대로 간다.

따라서 Lemma 3.1로부터 $L(T,N)$가 N에 대해 증가함수이므로 식 (7)을 만족하는 유일한 N이 존재한다.■

3.2 예방보전 회수 N이 알려져 있는 경우

다음은 최적 교체시기 N이 알려진 경우를 고려하자. N이 알려져 있는 경우 식 (3)에 있는 $C(T,N)$을 최소화 시키는 최적의 예방보전 주기 T^*을 찾기 위하여 $C(T,N)$을 T에 대해 미분한 후 0으로 놓으면 식 (13)을 얻는다.

$$\sum_{k=1}^{N}[p^{k-1}\int_{(k-1)T}^{kT} tdh(t) + \bar{p}\sum_{j=1}^{k-1}p^{j-1}\int_{(j-1)T}^{jT} udh(u)] = [(N-1)C_{pm}+C_{re}]/C_{mr} \tag{13}$$

g(T)와 C를 각각 식 (13)의 좌변항과 우변항이라 하자.

Lemma 3.3. 만일 $h(t)$가 위로 오목함수이고 증가함수이면 g(T)는 T에 대하여 증가함수이다.

증명. $h(t)$가 위로 오목함수이고 증가함수이면 아래식이 성립한다.

$$dg(T)/dT = \sum_{k=1}^{N}[p^{k-1}kTh'(kT)-(k-1)Th'((k-1)T)] + \bar{p}\sum_{j=1}^{k-1}[p^{j-1}jTh'(jT)-(j-1)Th'((j-1)T)] > 0$$

따라서 $g(T)$는 증가함수이다.■

Theorem 3.4. 만일 $h(t)$가 위로 오목함수이고 증가함수이면 주어진 양의 정수 N에 대하여 식 (13)을 만족하는 T^*가 존재하고 그 값은 유일하다.

증명. $T=0$이면 $g(T)=0$이 된다. $(k-1)T<t_1<t_2<kT$에 대하여 다음과 같은 부등식이 성립함을 알 수 있다

$$g(T) = \sum_{k=1}^{N}\{kTh_{pm}(kT) - (k-1)Th_{pm}((k-1)T) - \int_{(k-1)T}^{kT}h_{pm}(u)du\} \geq \sum_{k=1}^{N}\{t_2h_{pm}(kT)-t_1h_{pm}(t_1) - \int_{t_1}^{t_2}h_{pm}(u)du \tag{14}$$

$T\to\infty$일 때 부등식 (14)의 우변항은 무한대가 되며 $g(T)$도 무한대가 된다. Lemma 3.3에 의하여 $g(T)$가 증가함수이므로 주어진 N에 대하여 식 (12)를 만족시키는 유일한 T^*가 존재한다. ■

4. 수치 예제

본 논문에서 제안한 예방보전 모형에 대해 최적 예방보전 계획에 대한 구체적인 예를 살펴보기 위하여 척도모수(scale parameter)가 λ이고 형상모수(shape parameter)가 β인 와이블 분포를 고려하였다. 와이블 분포의 고장률 함수는 아래와 같다.

$$h(t)=\beta\lambda^{\beta}t^{\beta-1},\ \beta>0,\ t\geq 0 \tag{15}$$

여기서 척도모수인 λ는 1로 가정한다. 또한 교체비용은 예방보전비용의 m배이며 예방보전은 최소수리비용의 두 배를 가정하였다.

예방보전 주기(T)가 주어진 경우 $L(T,N)$는 다음과 같이 된다.

$$L(T,N)=T^{\beta}\sum_{k=1}^{N}[p^{N}((N+1)^{\beta}-N^{\beta}) - p^{k}(k^{\beta}-(k-1)^{\beta}) + (1-p)\sum_{j=k}^{N}p^{j-1}(j^{\beta}-(j-1)^{\beta})] \tag{16}$$

따라서 주어진 예방보전 주기(T)에 대해 교체시기(N^*)는 $L(T,N)\geq 2(m-1)$가 되는 최소 N이 된다. 또한 교체시기가 주어진 경우 최적 예방보전 주기는 다음과 같이 구할 수 있다.

$$T^{*}=\left(\frac{2(N+m-1)}{\beta-1}\cdot\zeta(N)^{-1}\right)^{1/\beta} \quad (17)$$

단, $\zeta(N)=\sum_{k=1}^{N}\{p^{k-1}[k^{\beta}-(k-1)^{\beta}]$

$$+(1-p)\sum_{j=1}^{k-1}p^{j-1}[(j)^{\beta}-(j-1)^{\beta}]\}$$

<표 1>은 예방보전 주기(T)가 1.5로 주어지고 형상모수 (β)가 3.5인 경우 다양한 m값과 다양한 최소 보전 확률에 대한 최적 교체시기(N^*)들을 보여주고 있다. <표 1>에서 교체 비용이 예방보전 비용에 비하여 크면 클수록 최적 교체시기가 늦춰지는 것으로 나타났다. 또한 최소 보전 확률이 커질수록 교체시기가 단축됨을 알 수 있다.

<표 1> 예방보전 주기가 알려진 경우 최소보전 확률에 따른 최적 교체시기 N^* (β=3.5, T= 1.5)

p	m			
	5	10	15	20
0.2	2	2	3	11
0.4	1	2	2	2
0.6	1	1	2	2
0.8	1	1	2	2

<표 2> 예방보전 주기에 따른 최적 교체시기 (N^*) (p=0.5를 가정)

	$\beta=3.0$		$\beta=3.5$		$\beta=4.0$	
T	m=10	m=20	m=10	m=20	m=10	m=20
1	3	6	2	3	2	3
1.5	2	3	2	2	1	2
2	1	2	1	1	1	1
2.5	1	1	1	1	1	1

즉, 예방보전의 효과가 없을 가능성이 높아질수록 교체시기가 앞 당겨지는 것이다.

<표 2>는 다양한 예방보전 주기(T) 값에 따른 교체시기를 보여주고 있다. 여기서 최소 보전의 확률은 0.5인 경우로 가정하였다. 형상모수 (β)의 값은 3.0, 3.5, 4.0으로 가정하였고 m값은 10과 20인 경우를 고려하였다. <표 2>에서 예방보전 주기(T)가 증가할수록 교체시기는 단축되며 이는 예방보전사이에 발생하는 고장횟수의 증가로 인하여 최소수리비용이 증가하기 때문인 것으로 판단된다. 또한 형상모수 (β)의 값이 클수록 교체시기가 앞당겨지는데 이는 형상모수의 값이 크면 클수록 시스템의 노화속도가 빨라지기 때문인 것으로 판단된다.

<표 3>은 교체시기(N)가 알려진 경우 최적 예방보전 주기를 보여주고 있다. 교체시기(N)는 1, 2, 3, 4, 5로 가정하였다. <표 3>에서 N이 증가함에 따라 예방보전 주기(T^*)는 짧아짐을 알 수 있다. 즉, 교체시기가 늦어질수록 보전주기가 짧아야만 비용이 최소화됨을 의미한다. 또한 교체비용이 예방보전비용에 비하여 상대적으로 클수록 보전주기가 길어진다. <표 3>로부터 최소 보전의 확률이 작아질수록 예방보전 주기가 길어지는 것을 알 수 있다. 이는 최소 보전의 확률이 작다는 것은 예방보전의 효과가 좋다는 것을 의미하기 때문에 나타난 결과이다.

5. 결 론

본 논문에서는 Nakagawa(1979)가 제안한 불완전 예방보전을 바탕으로 주기적 예방보전 정책을 수립하고 시스템의 운영 시작에서 교체사이에 발생하는 단위 시간당 기대비용을 최소로 하는 최적 예방보전 정책을 수립하였다. 이러한 예방보전 정책의 수치적인 예를 설명하기 위하여 시스템의 수명이 와이블 분포를 따르는 경우를 고려하였다. 다양한 형상모수 (β)의 값과 최소 수리의 확률 및 다양한 교체비용과 예방보전비용의 비율에 대하여 최적 교체 시기와 예방보전 주기를 구하였다.

본 연구에서는 불완전 예방보전을 $(N-1)$번 후에 새로운 시스템으로 교체를 하도록 되어있으나 이를 확장하여 최소보전을 제공하는 불완전 예방보전이 $(N-1)$번 지속되었을 경우 교체를 하거나 최소보전이 $(N-1)$번 이루어진 후 교체를 하는 주기적 예방보전 정책을 고려할 수 있을 것이다. 또한 본 연구에서 고려한 불완전 예방보전 모형에서 최소 보전

<표 3> 교체시기가 알려진 경우 최적 예방보전 주기 T^*

β	N	p=0.3		p=0.5		p=0.7	
		m=5	m=10	m=5	m=10	m=5	m=10
3.0	1	1.70998	2.15444	1.70998	2.15444	1.70998	2.15444
	3	0.96957	1.16040	0.83555	1.00000	0.73992	0.88555
	5	0.81531	0.94468	0.65519	0.75915	0.53876	0.62425
	7	0.75168	0.85168	0.58152	0.65888	0.45355	0.51388
	9	0.71719	0.79937	0.54281	0.60501	0.40746	0.45414
3.5	1	1.48599	1.81145	1.48599	1.81145	1.48599	1.81145
	3	0.82780	0.96562	0.70968	0.82783	0.62911	0.73385
	5	0.69287	0.78609	0.55009	0.62411	0.45162	0.51239
	7	0.63854	0.71069	0.48523	0.54006	0.37629	0.41880
	9	0.60968	0.66909	0.45151	0.49550	0.33549	0.36818
4.0	1	1.35120	1.60686	1.35120	1.60686	1.35120	1.60686
	3	0.73604	0.84222	0.63066	0.72163	0.56104	0.64197
	5	0.61185	0.68331	0.48313	0.53956	0.39774	0.44420
	7	0.56283	0.61810	0.42324	0.46481	0.32827	0.36050
	9	0.53732	0.58287	0.39229	0.42554	0.29056	0.31519

의 확률을 고정된 상수(p)로 취급하였으나 Lim, Lu, Park(1998)의 연구에서처럼 확률변수로 간주한 예방보전 모형을 고려할 수 있으며 이는 향후의 연구과제로 삼고자 한다.

참 고 문 헌

[1] Barlow, R. E. and Hunter, L. C.(1960), "Preventive Maintenance Policies", *Operations Research*, Vol. 9, pp. 90-100.

[2] Brown, M. and Proschan, F.(1983), "Imperfect Repair", *J. of Applied Probability*, Vol. 20, pp. 851-859.

[3] Chan, J. and Shaw, L. (1993), "Modeling Repairable System with failure Rate Depend on Age and Maintenance", *IEEE Trans. Reliability*, Vol. 42, pp. 566-571.

[4] Fontenot, R. A. and Proschan, F.(1984), "Some Imperfect Maintenance Model", in 「Reliability Theory and Models」, AP, New York.

[5] Kijima, M.(1988), "Some Results for Repairable Systems with General Repair", *J. of Applied Probability*, Vol. 26, pp. 89-102.

[6] Lim, J. H., Lu, K. L. and Park, D. H.(1998), "Bayesian Imperfect Repair Model", *Communication in Statistics*, Vol. 27, No. 4, pp. 965-984.

[7] Nakagawa, T.(1979), "Optimal Policy When Preventive Maintenance Is Imperfect", *IEEE Trans. Reliability*, Vol. 28, pp. 331-332.

[8] Nakagawa, T.(1988), "Sequential Imperfect Preventive Maintenance Policies", *IEEE Trans. Reliability*, Vol. 37, No. 3, pp. 295-298.

[9] Park, D. H., Jung, G. M. and Yum, J. K.(2000), "Cost Minimization for Periodic Maintenance Policy of a System Subject to Slow Degradation", *Reliability Engineering and System Safety*, Vol. 68, pp. 105-112.

[10] Pham, H. and Wang H.(1996), "Imperfect Maintenance", *European J. of Operational Research*, Vol. 94, pp. 425-438.