

수정된 Wu와 Clements-Croome의 예방보전 모형[†]

정기문¹

¹경성대학교 정보통계학과

접수 2014년 6월 9일, 수정 2014년 7월 2일, 게재확정 2014년 7월 8일

요약

Wu와 Clements-Croome (2005)은 확률적 보전효과를 갖는 예방보전 모형을 제안하였는데, 그들은 각각의 예방보전 활동이 이루어진 이후에 시스템의 상태가 고장률 측면에서 새로운 것처럼 되고, 이전보다 더 급격하게 증가하는 고장률을 갖는다고 가정하였다. 그러나 예방보전 활동 이후의 시스템의 상태가 새로운 것처럼 된다는 것은 현실적으로 매우 강한 가정이라고 할 수 있다. 따라서 본 논문에서는 수정된 Wu와 Clements-Croome의 예방보전 모형을 제안하고 최적의 예방보전정책을 제시하고자 한다. 또한, 최적의 예방보전정책을 결정하기 위해서 제안된 모형에 대한 단위시간당 기대비용을 사용하였다, 즉, 단위시간당 기대비용을 최소화하는 최적의 예방보전 횟수와 주기를 결정하였다. 끝으로 수치적 예를 통해서 제안된 예방보전정책을 설명하였다.

주요용어: 단위시간당 기대비용, 예방보전, 예방보전 하에서의 고장률함수, 예방보전 효과.

1. 서론

시스템에 대한 예방보전 (preventive maintenance; PM)이란 사용자가 시스템을 원하는 수준으로 유지 또는 향상시키기 위하여 시스템에 고장이 발생하기 전에 취하는 일련의 활동으로써 수리 (repair), 점검 (inspection), 교체 (replacement) 등의 활동이 포함된다. 이러한 예방보전과 관련된 연구에 있어서 중요한 관심 사항 중 하나는 시스템에 취해지는 예방보전 활동의 수준을 어떻게 표현 또는 가정하여 모형을 설정하는 것이 현실에 근접한 모형이 되겠는가를 고려하는 것이다. 더 나아가 가정된 예방보전모형에 대하여 최적의 예방보전 주기와 횟수를 결정하는 문제가 연구의 주제가 되고 있다. 또한, 보증기간이 제공되는 시스템에 대하여 보증기간이 종료된 이후의 시스템에 대한 예방보전모형에 대한 연구도 더 붙어 진행되고 있다 (Jung, 2012a, 2012b, 2013).

예방보전모형과 관련된 연구 중에서 대표적으로 Nakagawa (1986, 1988)는 고장률에 근거한 예방보전모형 (failure rate PM model)을 제안하였고, Canfield (1986)와 Malik (1979)은 수명시간에 근거한 예방보전모형 (age reduction PM model)을 제안하였다. 그리고 Lin 등 (2000)은 이 두 모형을 혼합한 형태의 예방보전모형 (hybrid PM model)을 제안하였다. 그러나 이러한 세 종류의 예방보전모형에서는 예방보전 활동에 대한 효과 또는 수준을 표현하기 위해서 인자 (factor)를 사용했는데, 이것이 모두 고정된 상수로 가정되어 사용되었다. 따라서 고정된 상수가 아닌 좀 더 현실적인 가정이 필요한데 Wu와 Clements-Croome (2005)는 예방보전의 수준을 표현하는 인자가 어떤 임의의 확률분포를 갖는 확률변수라고 가정한 예방보전모형을 제안하였다.

[†] 이 논문은 2014학년도 경성대학교 학술연구비지원에 의하여 연구되었음.

¹ (608-736) 부산광역시 남구 대연3동 314-79, 경성대학교 정보통계학과, 부교수. E-mail : kmjung@ks.ac.kr

한편 Wu와 Clements-Croome (2005)의 예방보전모형은 예방보전의 수준은 상수가 아닌 확률변수로 고려하였으나, 예방보전 활동이 이루어진 이후에 시스템의 고장률함수는 $h_j(t) = \theta^{j-1}h(t)$ 이 된다고 가정하였다. 여기서 $t \in (0, x)$ 이고 $\theta (\geq 1)$ 는 예방보전의 수준을 표현하는 인자로서 누적분포함수 $F(\theta)$ 를 갖는 확률변수이다. 그런데 이러한 예방보전모형은 예방보전 활동이 이루어진 직후에 고장률 측면에서 시스템의 상태가 새로운 것처럼 된다는 것이므로 현실적으로 매우 강한 가정이라고 할 수 있다. 따라서 예방보전 이후에 고장률 측면에서 시스템이 새로운 것처럼 되지 않으면서 예방보전의 수준을 표현하는 인자를 임의의 확률분포를 갖는 확률변수로 가정하는 수정된 예방보전모형을 고려할 필요가 있다. 이에 본 논문에서는 이러한 부분을 반영하여 Wu와 Clements-Croome (2005)의 예방보전모형을 수정한 새로운 예방보전모형을 제안하고자 한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2절에서는 Wu와 Clements-Croome (2005)의 예방보전모형에 대하여 살펴본다. 그리고 3절에서는 수정된 Wu와 Clements-Croome의 모형을 제안하고자 한다. 특히, 제안된 예방보전모형에 대하여 단위시간당 기대비용 (expected cost rate per unit time)을 구하고, 이를 최소화하는 최적의 예방보전 정책을 결정하는 방법을 제안하고자 한다. 끝으로 4절에서는 수치적 예를 통하여 제안된 예방보전모형과 최적의 예방보전 정책에 대하여 설명하고자 한다.

2. Wu와 Clements-Croome의 예방보전모형

이 절에서는 Wu와 Clements-Croome (2005)이 제안한 예방보전모형에 대하여 기본가정을 토대로 살펴보고자 한다. Wu와 Clements-Croome (2005)의 예방보전모형은 다음과 같은 5개의 기본가정이 모형에 포함되도록 하여 기존의 연구를 좀 더 일반적인 형태로 확장하였다. 특히, 세 번째 가정을 통해서 예방보전 활동에 대한 효과를 고정된 상수로 가정한 기존의 예방보전모형을 예방보전의 효과를 표현하는 인자가 어떤 임의의 확률분포를 갖는 확률변수라고 가정한 예방보전모형으로 확장하였다.

가정

- i) 예방보전은 $jx, j = 1, 2, \dots, N$ 에서 주기적으로 이루어지며, x 는 예방보전의 주기이고, N 은 예방보전의 횟수이다. 그리고 N 번째 예방보전 주기에서는 시스템이 새로운 것으로 교체된다.
- ii) $h(t)$ 는 예방보전이 이루어지지 않을 때의 고장률함수로서 순증가함수이다.
- iii) j 번째 예방보전이 이루어진 이후의 시스템의 고장률함수는 $h_j(t) = \theta^{j-1}h(t), t \in (0, x)$,이 되고 θ 는 예방보전의 수준을 표현하는 인자로서 누적분포함수 $F(\theta)$ 를 갖는 확률변수이다. 단, $\theta \geq 1$ 이다.
- iv) 연속되는 예방보전 사이에서 고장이 발생되면 최소수리 (minimal repair)를 수행한다.
- v) 예방보전과 최소수리, 그리고 교체를 위한 시간은 고려하지 않는다.

위와 같은 모형에 대해서 Wu와 Clements-Croome (2005)은 단위시간당 기대비용이 다음과 같이 구해짐을 보였으며, 이러한 단위시간당 기대비용을 최소화하는 최적의 N^* 와 x^* 을 찾는 방법을 제시하였다.

$$C(x, N) = \frac{1}{Nx} \left\{ c_m \sum_{j=1}^N \int_0^x \left(\int_1^\infty \theta dF(\theta) \right)^{j-1} h(t) dt + (N-1)c_p + c_r \right\},$$

여기서, x 는 예방보전의 주기, N 은 예방보전의 횟수, c_m 은 시스템의 최소수리비용, c_p 는 시스템의 예방보전비용 그리고 c_r 은 시스템의 교체비용이다.

3. 수정된 Wu와 Clements-Croome의 모형

3.1. 수정된 Wu와 Clements-Croome의 모형

2절에서 설명한 것처럼 Wu와 Clements-Croome (2005)의 예방보전모형에서는 예방보전의 수준을 나타내는 $\theta (\geq 1)$ 를 누적분포함수 $F(\theta)$ 를 갖는 확률변수라고 할 경우에 j 번째 예방보전이 이루어진 이후에 시스템의 고장률함수가 다음과 같이 된다고 가정하였다.

$$h_j(t) = \theta^{j-1}h(t), \quad t \in (0, x), \quad j = 1, 2, \dots, N. \tag{3.1}$$

식 (3.1)에 있는 고장률함수의 의미는 시스템에 j 번째 예방보전 활동이 이루어진 직후에 고장률 측면에서 시스템의 상태가 순간적으로 새로운 것처럼 되고, 고장률은 $(j - 1)$ 번째 시스템의 고장률보다 더 급격하게 증가한다는 것이다. Figure 3.1은 이러한 부분을 쉽게 설명할 수 있는 Wu와 Clements-Croome (2005)의 예방보전모형 하에서의 고장률함수의 전형적인 형태를 보여준다.

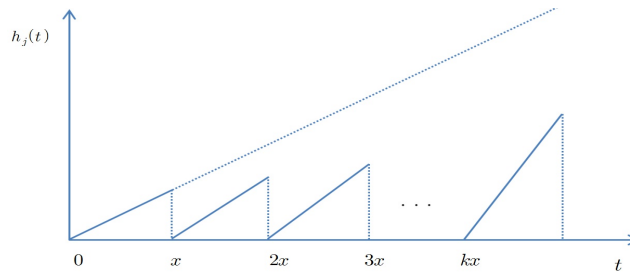


Figure 3.1 Wu and Clements-Croome's PM model

그런데 식 (3.1)처럼 정의된 Wu와 Clements-Croome (2005)의 예방보전모형 하에서의 고장률함수는 예방보전 활동이 이루어진 직후에 고장률 측면에서 시스템의 상태가 순간적으로 새로운 것처럼 된다는 의미로 현실적으로 매우 강한 가정이라고 할 수 있다. 따라서 본 절에서는 예방보전 이후에 고장률 측면에서 시스템이 새로운 것처럼 되지 않으면서 예방보전의 수준을 표현하는 인자를 임의의 확률분포를 갖는 확률변수로 가정하는 수정된 예방보전모형을 제안하고자 한다. 이를 위해서 j 번째 예방보전 활동이 이루어진 이후에 시스템의 고장률함수가 다음과 같이 된다고 가정하고자 한다.

$$h_j(t) = \left(\frac{1}{\theta}\right)^{j-1} h(t), \quad jx < t \leq (j + 1)x, \quad j = 1, 2, \dots, N, \tag{3.2}$$

여기서 $\theta (\geq 1)$ 는 예방보전의 수준을 표현하는 인자로서 누적분포함수 $F(\theta)$ 를 갖는 확률변수이다. Figure 3.2는 수정된 예방보전모형 하에서의 고장률함수인 식 (3.2)를 쉽게 설명할 수 있는 전형적인 하나의 형태를 보여준다. Wu와 Clements-Croome (2005)의 예방보전모형과 수정된 Wu와 Clements-Croome (2005)의 예방보전모형의 전형적인 형태인 Figure 3.1과 Figure 3.2를 통해서 두 예방보전모형의 차이를 쉽게 알 수 있다.

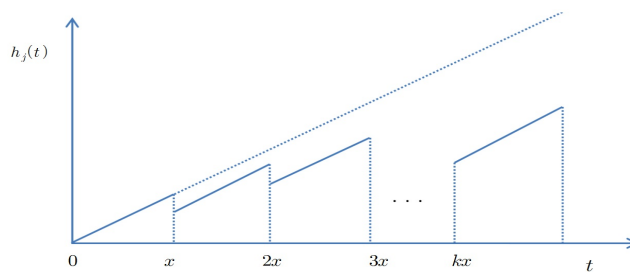


Figure 3.2 Modified Wu and Clements-Croome's PM model

3.2. 최적의 예방보전 정책

이 절에서는 3.1절에서 설명한 수정된 Wu와 Clements-Croome (2005)의 예방보전모형에 대하여 단위시간당 기대비용을 구하고 이를 최소화하는 최적의 예방보전 주기 x^* 와 횟수 N^* 를 찾는 방법에 대하여 살펴보고자 한다.

먼저, 수정된 예방보전모형에 대한 단위시간당 기대비용은 총기대비용 (expected total cost)과 기대순환길이 (expected cycle length)로 부터 구할 수 있는데, 이는 Wu와 Clements-Croome (2005)과 Jung과 Park (2003)의 결과를 이용하면 쉽게 유도할 수 있다. 시스템의 기대순환길이는 x 주기마다 $(N - 1)$ 번 예방보전이 이루어지고 N 번째 예방보전 주기에서는 새로운 시스템으로 교체되기 때문에 Nx 가 됨을 알 수 있다. 그리고 수정된 예방보전모형에 대하여 사용자 측면의 총기대비용 $ETC(x, N)$ 은 보전기간 동안에 이루어지는 최소수리에 대한 기대수리비용 $E(C_M)$, $(N - 1)$ 번 이루어지는 예방보전 활동에 대한 기대비용 $E(C_P)$ 그리고 보전기간이 종료되는 시점에서 시스템을 교체하기 위한 기대비용 $E(C_R)$ 의 합으로 다음과 같이 구할 수 있다. 즉,

$$ETC(x, N) = E(C_M) + E(C_P) + E(C_R). \quad (3.3)$$

이때 위의 식 (3.3)에 주어진 각 기대비용은 다음과 같이 구해진다.

$$\begin{aligned} E(C_M) &= c_m \sum_{j=1}^N \int_{(j-1)x}^{jx} \gamma_j h(t) dt, \\ E(C_P) &= (N - 1)c_p, \\ E(C_R) &= c_r. \end{aligned}$$

위의 식에서 $\gamma_j = (1 / \int_1^\infty \theta dF(\theta))^{j-1}$, c_m 은 보전기간에서 발생하는 고장에 대한 수리비용, c_p 는 보전기간에서 수행되는 예방보전비용 그리고 c_r 은 시스템의 교체비용이다.

따라서 식 (3.3)에 주어진 사용자 측면의 총기대비용 $ETC(x, N)$ 는 다음과 같이 구해진다.

$$ETC(x, N) = c_m \sum_{j=1}^N \int_{(j-1)x}^{jx} \gamma_j h(t) dt + (N - 1)c_p + c_r. \quad (3.4)$$

결국, 수정된 예방보전정책에 대한 단위시간당 기대비용은 다음과 같이 구해짐을 알 수 있다.

$$ETC(x, N) = \frac{1}{Nx} \left\{ c_m \sum_{j=1}^N \int_{(j-1)x}^{jx} \gamma_j h(t) dt + (N - 1)c_p + c_r \right\}. \quad (3.5)$$

이제, 수리보증을 갖는 연장된 보증이 종료된 이후의 예방보전모형에 대한 사용자 측면의 단위시간당 기대비용인 식 (3.5)를 최소화하는 최적의 예방보전정책을 결정하는 문제를 다루고자 한다. 우선, 최적의 예방보전 주기 x^* 를 찾기 위해서 식 (3.5)를 x 에 관해서 1차 미분한 다음 0으로 놓고 풀면 다음을 얻을 수 있다.

$$x \sum_{j=1}^N \{ j h_j(jx) - (j - 1) h_j((j - 1)x) \} - \sum_{j=1}^N \int_{(j-1)x}^{jx} h_j(t) dt = \frac{(N - 1)c_p + c_r}{c_m}, \quad (3.6)$$

여기서 $h_j(t) = (1 / \int_1^\infty \theta dF(\theta))^{j-1} h(t) = \gamma_j h(t)$ 이다.

그런데, 식 (3.6)을 만족하는 x 값은 예방보전의 횟수 N 이 주어져 있을 때의 최적의 예방보전 주기가 되므로 N 의 값에 의존하게 된다. 그러므로 식 (3.6)을 만족하는 최적의 주기 x^* 와 최적의 예방보전 횟

수 N^* 를 동시에 찾아야만 한다. 이를 위해서 Jung과 Park (2003)에서 최적의 주기 x^* 와 최적의 예방보전 횟수 N^* 를 찾기 위해서 제안된 방법을 사용하고자 한다. 먼저, 식 (3.6)을 만족하는 x 를 찾으면, 이는 N 의 함수가 되기 때문에 이를 x_N 이라고 하자. 그리고 이 x_N 값을 식 (3.5)의 x 대신에 대입해서 얻게 되는 단위시간당 기대비용을 $C(x_N, N)$ 이라고 하면, 이는 단지 N 만의 함수가 된다. 따라서 최적의 횟수 N^* 는 다음과 같이 구할 수 있다.

$$N^* = \min_N C(x_N, N), \quad N = 1, 2, 3, \dots \tag{3.7}$$

결국, 식 (3.5)의 단위시간당 기대비용을 최소화하는 최적의 예방보전 횟수는 식 (3.7)에서 구해진 N^* 이고, 이 때 최적의 주기 x^* 는 식 (3.6)으로부터 구해지는 x_N 에서 N 대신 N^* 를 대입한 x_{N^*} 가 된다. 즉, x^* 시점마다 주기적으로 예방보전 활동을 수행하고, N^* 번째 예방보전 주기에서는 사용자에게 의해서 새로운 시스템으로 교체하는 것이 사용자 측면에서 최적의 예방보전정책이 되고, 그 때의 단위시간당 기대비용은 $C(x^*, N^*)$ 가 된다.

4. 수치적 예

본 논문에서 고려된 예방보전모형에 대한 최적의 보전정책을 설명하기 위해서 시스템의 고장시간 T 가 척도모수 (scale parameter)가 λ 이고 형태모수 (shape parameter)가 β 인 와이블분포 (Weibull distribution)를 따른다고 가정하자. 즉, 가정된 시스템의 고장률함수는 $h(t) = \beta\lambda^\beta t^{\beta-1}$ 이 된다. 그리고 예방보전의 수준인 θ 는 Wu와 Clements-Croome (2005)의 논문에서와 동일하게 다음과 같은 분포 함수를 갖는 균등분포 (uniform distribution)를 한다고 가정하자.

$$F(\theta) = \begin{cases} \frac{\theta}{u-1}, & 1 \leq \theta \leq u \\ 0, & \text{그 외의 경우} \end{cases}$$

이때, 식 (3.5)에 주어져 있는 단위시간당 기대비용은 다음과 같이 구해짐을 알 수 있다.

$$C(x, N) = \frac{1}{Nx} \left[c_m \sum_{j=1}^N \left\{ \left(\frac{2}{u+1} \right)^{j-1} \left((jx)^\beta - ((j-1)x)^\beta \right) \right\} + (N-1)c_p + c_r \right]. \tag{4.1}$$

Table 4.1에는 u 의 변화에 따라 식 (4.1)의 단위시간당 기대비용을 최소화하는 최적의 예방보전 주기와 횟수 그리고 그때의 단위시간당 기대비용이 구해져 있다. 예를 들어 Table 4.1에서 $u = 1.01$ 인 경우에 식 (4.1)을 최소화하는 최적의 예방보전 주기는 0.3268이고 예방보전 횟수는 8이 됨을 알 수 있는데, 이는 0.3268시점마다 예방보전을 수행하고 8번째 PM 주기인 2.6144 ($= 0.3268 \times 8$)시점에서는 새로운 시스템으로 교체하면 단위시간당 기대비용이 36.2309가 되고, 이것이 기대비용 측면에서 최적의 예방보전정책이 된다는 것을 의미한다.

한편, Table 4.1과 Figure 4.1로부터 예방보전의 수준을 나타내는 u 의 변화에 따라 최적의 예방보전정책과 단위시간당 기대비용이 어떻게 변화하는지를 살펴볼 수 있는데, 이로부터 u 의 값이 증가 할수록 예방보전의 횟수는 증가하고 시스템의 운용기간 ($= x^* \times N^*$)은 늘어나며 단위시간당 기대비용은 감소한다는 사실을 알 수 있다. 이는 u 의 값이 증가 할수록 예방보전의 효과가 더 좋아지기 때문이라고 할 수 있다.

Table 4.2에는 식 (4.1)의 단위시간당 기대비용을 최소화하는 최적의 예방보전 주기와 횟수 그리고 그 때의 단위시간당 기대비용이 β, c_r, c_m 의 변화에 따라 나타나 있으며, 이에 대한 의미는 Table 4.1에서와 동일하다.

Table 4.1 Optimal preventive maintenance policy for various u ($\beta = 3, \lambda = 0.1, c_m = 5, c_p = 3, c_r = 50$)

Optimal policy	u						
	1.01	1.02	1.03	1.04	1.05	1.06	1.07
x^*	0.3268	0.3049	0.3070	0.2899	0.2923	0.2785	0.2674
N^*	8	9	9	10	10	11	12
$C(x^*, N^*)$	36.2309	35.9780	35.7042	35.4276	35.1303	34.8167	34.4830

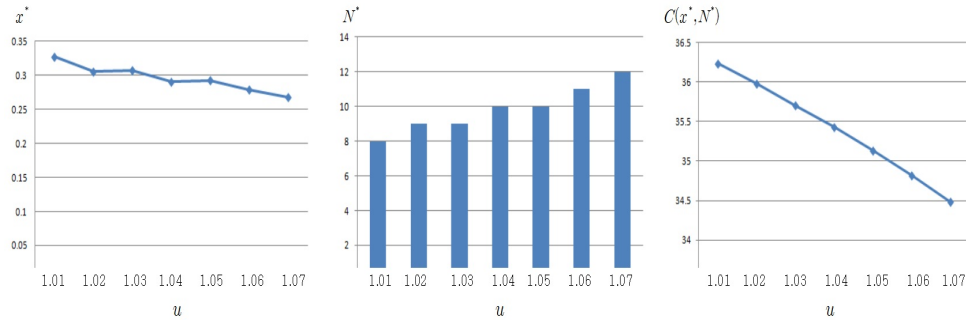


Figure 4.1 Optimal PM period, number and its expected cost rate for various u

Table 4.2 Optimal PM period, number and its expected cost rate ($\lambda = 0.1, c_p = 3$)

β	c_r	c_m	u								
			1.01			1.02			1.03		
			x^*	N^*	$C(x^*, N^*)$	x^*	N^*	$C(x^*, N^*)$	x^*	N^*	$C(x^*, N^*)$
3	50	5	0.3268	8	36.2309	0.3049	9	35.9780	0.3070	9	35.7042
		10	0.2746	8	43.0897	0.2563	9	42.7893	0.2581	9	42.4636
		15	0.2482	8	47.6894	0.2314	9	47.3571	0.2332	9	46.9967
	100	5	0.2167	18	51.6256	0.2062	20	50.7667	0.1933	23	49.8122
		10	0.1822	18	61.4016	0.1735	20	60.3805	0.1624	23	59.2458
		15	0.1645	18	67.9581	0.1567	20	66.8281	0.1468	23	65.5727
	150	5	0.1708	29	63.0086	0.1567	35	61.2428	0.1282	55	58.9876
		10	0.1435	29	74.9428	0.1318	35	72.8436	0.1078	55	70.1639
		15	0.1327	28	82.9469	0.1192	35	80.6245	0.0982	54	77.6606
4	50	5	0.5965	5	25.9800	0.5233	6	25.8856	0.5254	6	25.7776
		10	0.5194	5	29.8443	0.4555	6	29.7360	0.4573	6	29.6119
		15	0.4789	5	32.3661	0.4201	6	32.2488	0.4216	6	32.1142
	100	5	0.3700	11	39.9366	0.3499	12	39.5826	0.3334	13	39.2111
		10	0.3220	11	45.8778	0.3046	12	45.4714	0.2902	13	45.0448
		15	0.2968	11	49.7552	0.2809	12	49.3145	0.2677	13	48.8519
	150	5	0.2737	18	51.0075	0.2575	20	50.2789	0.2374	23	49.4764
		10	0.2383	18	58.5970	0.2239	20	57.7603	0.2065	23	56.8388
		15	0.2197	18	63.5501	0.2065	20	62.6429	0.1906	23	61.6439
5	50	5	0.8653	4	20.4526	0.8674	4	20.4065	0.8692	4	20.3607
		10	0.7711	4	22.9578	0.7729	4	22.9060	0.7744	4	22.8546
		15	0.7207	4	24.5632	0.7222	4	24.5078	0.7240	4	24.4528
	100	5	0.5491	8	33.0632	0.5029	9	32.8774	0.5059	9	32.6902
		10	0.4891	8	37.1134	0.4480	9	36.9049	0.4507	9	36.6948
		15	0.4570	8	39.7089	0.4186	9	39.4860	0.4210	9	39.2612
	150	5	0.3949	13	43.4856	0.3760	14	43.1011	0.3598	15	42.6916
		10	0.3517	13	48.8132	0.3349	14	48.3817	0.3205	15	47.9222
		15	0.3289	13	52.2274	0.3130	14	51.7659	0.2995	15	51.2743

5. 결론

본 논문에서는 고장률에 근거한 새로운 형태의 주기적인 예방보전모형을 제안하였다. 즉, 시스템에 이루어지는 예방보전활동 이후에 고장률 측면에서 시스템이 새로운 것처럼 되지 않으면서 예방보전의 수준을 표현하는 인자를 임의의 확률분포를 갖는 확률변수로 가정하여 Wu와 Clements-Croome (2005)에 의해서 제안된 예방보전모형을 수정한 예방보전모형을 제안하였다. 또한, 제안된 예방보전모형이 가정된 수리가 가능한 시스템에 대한 예방보전정책에 대하여 최적의 예방보전 주기와 횟수를 결정하는 문제를 다루었다. 이를 위해서 최적화의 기준으로 사용되는 단위시간당 기대비용을 이론적으로 유도하였다. 그리고 시스템의 고장시간이 와이블분포를 따른다고 가정된 후에 수치적 예를 통하여 제안된 예방보전정책에 대하여 단위시간당 기대비용과 최적의 예방보전정책을 유도할 수 있음을 보였으며, 예방보전의 효과를 나타내는 요인, 와이블분포의 모수 그리고 교체 및 수리비용 등 다양한 입력 요인의 변화에 대하여 최적의 예방보전정책을 결정하여 보았다. 본 논문에서 제안된 예방보전모형은 다양한 보증모형과 연계된 예방보전모형에 활용될 수 있을 것으로 생각되며 이 부분에 대한 연구를 진행하고자 한다.

References

- Canfield, R. V. (1986). Cost optimization of periodic preventive maintenance. *IEEE Transactions on Reliability*, **35**, 78-81.
- Jung, G. M. and Park, D. H. (2003). Optimal maintenance policies during the post-warranty period. *Reliability Engineering and System Safety*, **82**, 173-185.
- Jung, K. M. (2012a). Extended warranty policy when minimal repair cost is a function of failure time. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **23**, 1195-1202.
- Jung, K. M. (2012b). Preventive maintenance policy following the expiration of replacement-repair warranty. *Journal of Applied Reliability*, **12**, 57-66.
- Jung, K. M. (2013). Preventive maintenance model with extended warranty. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **24**, 773-781.
- Lin, D., Zuo, M. J. and Yam, R. C. M. (2000). General sequential imperfect preventive maintenance models. *International Journal of Reliability, Quality and Safety Engineering*, **7**, 253-266.
- Malik, M. A. K. (1979). Reliable preventive maintenance scheduling. *AIIE Transactions*, **11**, 221-228
- Nakagawa, T. (1986). Periodic and sequential preventive maintenance policies. *Journal of Applied Probability*, **23**, 536-542.
- Nakagawa, T. (1988). Sequential imperfect preventive maintenance policies. *IEEE Transactions on Reliability*, **37**, 295-298.
- Wu, S. and Clements-Croome, D. (2005). Preventive maintenance models with random maintenance quality. *Reliability Engineering and System Safety*, **90**, 99-105.

Modified Wu and Clements-Croome's PM model[†]

Ki Mun Jung¹

¹Department of Informational Statistics, Kyungsoong University

Received 9 June 2014, revised 2 July 2014, accepted 8 July 2014

Abstract

Wu and Clements-Croome (2005) suggest the preventive maintenance (PM) model with random maintenance quality. They assume that each PM resets the failure rate to zero and the rate of increases of the failure rate gets higher after each additional PM. However a system may not be restored to as good as new immediately after the completion of PM. Thus, this paper modifies the Wu and Clements-Croome's PM model and then the optimal PM policy is suggested. To determine the optimal PM policy, we utilize the expected cost rate per unit time for our model. That is, we obtain the optimal number and the optimal period by minimizing the expected cost rate per unit time. The numerical examples are presented for illustrative purpose.

Keywords: Expected cost rate per unit time, failure rate under PM, PM quality, preventive maintenance model.

[†] This research was supported by Kyungsoong University Research Grants in 2014.

¹ Associate professor, Department of Informational Statistics, Kyungsoong University, Busan 608-736, Korea. E-mail: kmjung@ks.ac.kr