

## 최소수리를 갖는 정기 정비 정책하에서의 고장률 추정 및 정비주기 산정<sup>†</sup>

- K 제철소 사례 -

Estimation of Failure Rates and Maintenance Interval under Periodic  
Maintenance Policies with Minimal Repair at Failure

- A Case of K Steelworks -

전치혁\*, 박광수\*, 황옥연\*\*, 주민보\*\*\*

Chi-Hyek Jun\*, Kwang-Soo Park\*, Wook-Eyn Hwang\*\*, Min-Bo Ju\*\*\*

### Abstract

This paper considers some periodic preventive maintenance policies with minimal repair at failure under the assumption that the time to failures follows a Weibull distribution. The maximum likelihood estimation of Weibull parameters incorporating the censored data is proposed under perfect as well as imperfect preventive maintenance models. The proposed estimation procedure is applied to a real data from the K steelworks.

### 1. 서론

제철소의 설비관리는 주로 예방정비 후정비 (Break-down Maintenance)를 병행해서 (Preventive Maintenance)를 근간으로 하고 사 실시하는 체제로 되어 있다[4]. 예방정비는

† 본 연구는 POSCO의 기술개발 연구비 지원으로 되었음

\* 포항공과대학교 산업공학과

\*\* 국방과학 연구소

\*\*\* 광양제철소 설비기술부

시간기준정비 (TBM: Time Based Maintenance)와 상태기준정비 (CBM : Condition Based Maintenance)로 나뉘어 진다. TBM은 주로 대수리, 중수리, 정기수리, 계획휴지 등으로 구성되며 설비관리의 대부분을 차지한다. CBM은 예지정비로 불리우며, 자동화된 또는 주기적인 설비상태의 모니터링을 통하여 설비열화상태를 파악하고 이에 따른 설비열화진단을 수행한 후 열화 정도에 따라 정비를 실시한다. 또 사후정비는 돌발고장의 결과로 고장복구를 위한 정비업무를 수행한다.

특히 제철소 설비관리는 주로 경험과 훈련, 타 제철소와의 비교 분석에서 얻어 낸 방법 등을 이용하며, 기초 이론은 그다지 유효하지 않다고 간과되어져 왔다. 그 원인들로 다음을 들 수 있다. 첫째, 설비관리 기술 분야가 광범위하고 설비들이 다양해서 이론 체계의 적용이 곤란하고, 둘째, 최적 정비방법이나 정비주기 산정문제 등의 효과에 대한 정량적 측정 및 계산이 어려운 경우가 많기 때문이다. 그러나 투자비 절감 등을 위하여 설비수명의 연장, 설비가용도 극대화를 통한 생산성 향상 등은 매우 중요한 과제이므로 제철소 등 산업현장에 적용하는 노력을 필요로 한다.

정비 및 교체 정책들은 크게 수명 교체 (Age Replacement) 정책과 일제 교체 (Block Replacement) 또는 정기 교체정책 등으로 분류된다[1, 2]. Barlow & Proschan[2]은 여러 가

지 정책들에 대한 최적 교체 주기를 제시하였으며, Sherif & Smith[10]는 Nakagawa 모형을 비롯한 과거에 연구된 다양한 정비정책을 잘 정리하였다. 많은 모형 중에서도 현장에서는 간단하면서도 사용에 용이한 정기정비정책이 널리 이용되고 있다.

K 제철소는 조업 특성상 일정한 기간을 정해서 정기적으로 실시하는 정비가 아직은 피할 수 없는 현실이다. 이런 환경속에서도 정기보전을 실시하기 위해서는 정비주기의 합리적 설정이라는 큰 과제가 가로놓여 있다. 이러한 정비주기의 설정에는 설비의 고장자료를 분석하고 고장까지의 시간분포를 추정하여 최적정비주기의 도출이 이루어진다. 본 연구에서는 이러한 정비주기를 결정할 수 있는 방안을 K 제철소에 적용한 사례를 중심으로 소개해 보고자 한다.

본 연구에서는 설비의 수명이 와이블 분포 (Weibull distribution)를 따르는 것으로 가정하여 최소수리를 갖는 정기교체정책 하에서 고장데이터를 바탕으로 고장률, 즉 와이블 분포의 두 모수를 추정하여 본다. 추정 방법으로는 종결 데이터(censored data)를 반영한 최우 추정법 (maximum likelihood estimation) 을 사용한다. 서론에 이어 K 제철소 정비 정책에 대한 소개를 간단히 한 후, 완전 교체(정비)의 경우 및 완전 교체 주기내에 다수의 불완전 정비가 있는 경우를 다루고 K 제철소의 실제 적용사례를 소

개한다.

## 2. K제철소의 정비정책

K 제철소에서는 각 공장별로 개개의 설비 특성을 고려한 점검주기 및 수리주기를 결정하고 이들 주기에 따라 정비작업이 수행된다. 이들 점검 및 수리주기는 과거의 정비활동 경험으로부터 얻은 결과나 실적 또는 타 제철소의 예를 참조하여 정해져 왔다. 이러한 정비는 주기적으로 정해진 시점마다 정비를 하므로 정기보전으로도 불리운다. 다만 설비의 개개 부품별 수명에 따라 정비주기가 결정되지는 않고 공장 또는 공정단위로 정비가 이루어 지는데 이는 일관 라인의 속성상 수시로 설비를 정지시킬 수 없는 것이 큰 이유이다. K 제철소의 정비작업은 작업 수행 성격으로 보면 다음과 같이 크게 대수리, 중수리, 정기수리, 계획휴지, 소수리, 돌발수리 등으로 대별할 수 있다.

1) 대, 중 수리 : 연차 생산계획 및 가동 계획에 의거 설비의 열화복구 및 성능보전을 위해 연간 1~2 회 정도 실시하는 수리 작업

2) 정기 수리 : 일정한 주기를 두어 공장 또는 공정 단위로 계획적인 휴지하에 실시되는 수리작업

3) 계획 휴지 : 회사의 경영정책상 수반되는 합리화공사, 수주전망, 판매시황 및

[표 1] '88-'96 년간 고장 건수 및 계획수리 건수(H 공장)

| 년<br>도 | 고장<br>건수 | 계획 수리 건수 |          |         |         |        |
|--------|----------|----------|----------|---------|---------|--------|
|        |          | 계획<br>휴지 | 정기<br>수리 | 중<br>수리 | 대<br>수리 | 소<br>계 |
| '88    | 104      | 16       | 28       |         |         | 44     |
| '89    | 74       | 28       | 24       | 2       |         | 54     |
| '90    | 92       | 20       | 22       | 2       |         | 44     |
| '91    | 123      | 25       | 23       | 2       |         | 50     |
| '92    | 80       | 25       | 23       | 2       |         | 50     |
| '93    | 58       | 34       | 15       | 2       |         | 51     |
| '94    | 31       | 35       | 15       | 2       |         | 52     |
| '95    | 25       | 33       | 16       |         | 1       | 50     |
| '96    | 31       | 33       | 17       | 2       |         | 52     |

공정 전후간의 소재흐름 조정 등으로 가동(수리)계획에 의거하여 휴지한 시간에 하는 수리작업

4) 소 수리 : 공장의 생산 휴지를 초래하지 않고 설비 단위로 실시하는 수리작업

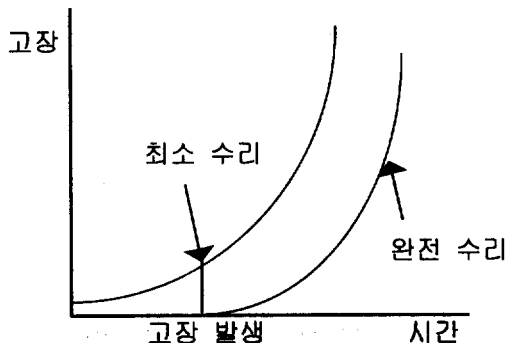
5) 돌발 수리 (사후정비) : 가동 중 일어난 돌발고장을 복구하기 위해 실시하는 수리작업

[표 1]은 K 제철소 H 공장에 대하여 1988 년부터 1996 년 사이에 실시한 계획수리 건수와 고장 건수를 나타낸 것이다. 이 표에서 보듯이 계획수리 건수는 연간 일정하나 고장건수는 최근 다소 감소하는 경향을 보이고 있다.

## 3. 최소 수리를 갖는 정기교체정책에서 고장률 추정 및 정비 주기

본 절에서는 모든 종류의 계획수리를 동일한 성격으로 간주하여 계획수리 후 설비는 새것과 같아진다고 가정하여 분석한다. 한편 돌발고장에 대해서는 최소수리를 실시한다고 가정한다. 여기서 최소 수리는 가동 중인 설비가 고장이 날 때 최소한의 비용으로 재가동에 꼭 필요한 정도만큼의 수리를 행함을 의미한다. 이에 따라 최소 수리 후 설비의 고장률은 이 설비가 마치 고장이 없었던 경우와 같이 노후화 과정이 진행된다는 가정을 한다[2, 6]. 이는 수리 후 설비가 새 것과 같다는 가정과는 차이가 있으며 그림으로 비교하면 [그림 1]에서 보는 바와 같다. 최소 수리의 가정하에서는 분석이 용이하다는 장점을 갖는다.

계획정비기간을  $T$  라하고 기간  $T$  동안에 발생하는 고장에 대하여 최소수리가 이루어진다고 하면, 고장까지 시간의 분포가  $F(\cdot)$ 이고 이의 확률밀도함수를  $f(\cdot)$ 라 할 때 시간  $t$ 에서의 고장율은 다음과 같이 정의된다.



[그림 1] 최소 수리 시 고장률의 변화

$$r(t) = \frac{f(t)}{1 - F(t)} \quad (1)$$

시간  $x$ 에서 고장이 발생하여 최소수리가 일어났다고 하면, 이 시점에서 고장율은 0이 아닌  $r(x)$ 로 간주되며, 계획정비기간 중 고장 과정은 비균질 포아송 과정 (non-homogeneous Poisson process : NHPP) 을 따르는 것으로 알려져 있다 [6]. 최적계획정비기간을 결정하기 위해서 재생이론 (renewal theory) 을 이용할 수 있는데 이 경우는 주기  $T$ 가 재생사이클이 된다. 따라서  $N(T)$ 를 주기  $T$ 사이의 고장횟수,  $c_1$ 을 최소수리 비용,  $c_2$ 를 계획정비 비용이라 하면 한 사이클에 대한 평균비용은 다음과 같다.

$$C(T) = \frac{c_1 E[N(T)] + c_2}{T} \quad (2)$$

여기서 NHPP의 결과를 이용하면  $E[N(T)]$ 는 다음과 같이 되며,

$$E[N(T)] = \int_0^T r(t) dt \quad (3)$$

따라서 평균비용  $C(T)$ 를 최소로 하는 최적주기  $T^*$ 는 다음식을 만족한다.

$$\int_0^{T^*} [r(T^*) - r(t)] dt = \frac{c_2}{c_1} \quad (4)$$

이때 최적 평균 비용은 다음과 같이 된다.

$$C(T^*) = c_1 r(T^*) \quad (5)$$

고장발생까지의 시간이 다음과 같은 확률밀도 함수와 고장율 함수를 갖는 Weibull 분포를 따른다고 하면,

$$f(t) = \alpha \lambda (\lambda t)^{\alpha-1} e^{-(\lambda t)^\alpha} \quad (6)$$

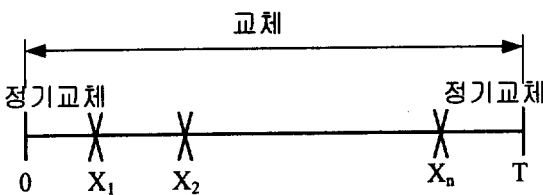
$$r(t) = \alpha\lambda(\lambda t)^{\alpha-1} \quad (7)$$

식 (4)에 식 (7)을 대입하여 다음과 같은 최적 계획정비주기를 얻을 수 있다[2].

$$T^* = \left[ \frac{c_2}{\lambda^\alpha (\alpha-1)c_1} \right]^{\frac{1}{\alpha}} \quad (8)$$

정기 교체 주기동안  $n$  번의 고장이 발생한다고 할 때, 각각의 고장 발생까지의 누적 시간을  $X_1, X_2, \dots, X_n$ 로 나타내면 정기 교체 주기 사이에서의 고장 발생의 전후 관계는 [그림 2]와 같다.

$X_1$ 은 식(6)에서 주어진 것과 같은 확률 분포를 따르나 최소 수리 후에도 고장률이 변하지 않는다는 가정에 의해서 확률 변수  $X_i (i = 2, \dots, n)$ 의 확률 밀도 함수는  $X_{i-1}$ 이 주어진 조건부 확률 밀도 함수가 되어야 한다.  $X_i | X_{i-1} = x_{i-1}$ 의 확률 밀도 함수는 다음과 같이 구해 진다. 즉, 조건부 확률 밀도 함수  $f_{X_i | X_{i-1}}(x_i | x_{i-1})$ 는 조건부 누적 분포 함수  $F_{X_i | X_{i-1}}(x_i | x_{i-1})$ 를 식(9)와 같이 구한 후  $x_i$ 에 대해 미분하면 식(10)에서 보여 주는 것과 같다.



[그림 2] 정기 교체 주기내의 고장 발생

$$F_{X_i | X_{i-1}}(x_i | x_{i-1}) = P(X_i < x_i | X_i > x_{i-1})$$

$$= \frac{P(x_{i-1} < X_i < x_i)}{P(X_i > x_{i-1})} = \frac{\int_{x_{i-1}}^{x_i} \alpha\lambda(\lambda t)^{\alpha-1} e^{-(\lambda t)^\alpha} dt}{e^{-(\lambda x_{i-1})^\alpha}}$$

$$= 1 - e^{-(\lambda x_i)^\alpha} \cdot e^{-(\lambda x_{i-1})^\alpha} \quad (9)$$

$$f_{X_i | X_{i-1}}(x_i | x_{i-1})$$

$$= \alpha\lambda(\lambda x_i)^{\alpha-1} e^{-(\lambda x_{i-1})^\alpha} e^{-(\lambda x_i)^\alpha}, x_i > x_{i-1} \quad (10)$$

그러므로  $(X_1, X_2, \dots, X_{n-1}, X_n)$ 의 결합 확률 밀도 함수는 다음과 같다.

$$f_{X_1, X_2, \dots, X_n}(x_1, x_2, \dots, x_n)$$

$$= f_{X_1}(x_1) f_{X_2 | X_1}(x_2 | x_1) \dots f_{X_n | X_{n-1}}(x_n | x_{n-1})$$

$$= \alpha\lambda(\lambda x_1)^{\alpha-1} e^{-(\lambda x_1)^\alpha} e^{-(\lambda x_2)^\alpha} \alpha\lambda(\lambda x_2)^{\alpha-1} e^{-(\lambda x_2)^\alpha} e^{-(\lambda x_3)^\alpha} \dots \alpha\lambda(\lambda x_n)^{\alpha-1} e^{-(\lambda x_{n-1})^\alpha} e^{-(\lambda x_n)^\alpha}$$

$$= \alpha^n \lambda^{n\alpha} e^{-(\lambda x_n)^\alpha} \prod_{i=1}^n x_i^{\alpha-1} \quad (11)$$

실제 T기간 동안 고장 발생까지의 시간 데이터  $(x_1, x_2, \dots, x_{n-1}, x_n)$ 이 구해졌다고 하자. 이 때 식(11)에 고장 데이터  $(x_1, x_2, \dots, x_{n-1}, x_n)$ 을 대입하고 종결된 데이터가 발생하게 되므로  $P(X_{n+1} > T | X_n = x_n)$ 을 곱하면 다음과 같은 우도 함수(likelihood function)를 구할 수 있다.

$$L(\alpha, \lambda) = \alpha^n \lambda^{n\alpha} e^{-(\lambda T)^\alpha} \prod_{i=1}^n x_i^{\alpha-1} \quad (12)$$

정기 교체를 여러 번 수행했을 때 얻어지는 고장 발생까지의 누적 시간 데이터로 우도 함수를 도출하기 위해서는 각각의 교체 주기에 해당하는 각각의 우도 함수를 곱

해서 전체의 우도 함수를 구하고 자연 로그를 취한 후  $\lambda$ 와  $\alpha$ 에 대해 각각 미분하여 방정식을 유도한 후 이를 풀어 파라미터를 추정해야 한다. 지금 여러 번의 정기 교체 주기  $m$ 개가 있다고 할 때  $T_i$ 를  $i$ 번째 교체 주기의 간격,  $n_i$ 를  $i$ 번째 교체 주기에서 얻어진 데이터 개수,  $x_{ij}$ 를  $i$ 번째 교체 주기에서 얻어진  $j$ 번째 데이터라고 하면 다음과 같이  $i$ 번째 교체 주기에서 수집한 데이터를 이용한 우도 함수  $L_i(\alpha, \lambda)$ 를 식(12)와 같이 추정할 수 있으며 이를 각각 곱해서 전체 우도 함수를 도출한 후 자연로그를 취하면 다음과 같다.

$$\log L(\alpha, \lambda)$$

$$= \sum_{i=1}^m \log L_i(\alpha, \lambda) = \log \alpha \sum_{i=1}^m n_i + \alpha \log \lambda \sum_{i=1}^m n_i + (\alpha - 1) \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n_i} \log(x_{ij}) - \lambda \alpha \sum_{i=1}^m T_i \alpha \quad (13)$$

이를 이용하여 다음과 같이  $\frac{\partial \log L(\alpha, \lambda)}{\partial \lambda} = 0$ ,

$$\frac{\partial \log L(\alpha, \lambda)}{\partial \alpha} = 0 \text{ 으로 놓으면 } \lambda \text{와 } \alpha \text{에 대}$$

한 최우 추정치 (maximum likelihood estimator)  $\hat{\lambda}$ 와  $\hat{\alpha}$ 를 아래 식 (14)와 (15)로부터 구할 수 있다.

$$\hat{\lambda} = \left( \frac{\sum_{i=1}^m n_i}{\sum_{i=1}^m T_i \hat{\alpha}} \right)^{\frac{1}{\hat{\alpha}}} \quad (14)$$

$$\frac{1}{\hat{\alpha}} \sum_{i=1}^m n_i + \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n_i} \log x_{ij}$$

[표 2] 1996년도 K 제철소 H 공장  
계획정비간 고장데이터

단위: 일

| 순<br>서 | 교체<br>주기 | 고장<br>1 | 고장<br>2 | 고장<br>3 | 순<br>서 | 교체<br>주기 | 고장<br>1 | 고장<br>2 | 고장<br>3 |
|--------|----------|---------|---------|---------|--------|----------|---------|---------|---------|
| 1      | 4.369    |         |         |         | 27     | 8.619    |         |         |         |
| 2      | 5.667    |         |         |         | 28     | 7.321    |         |         |         |
| 3      | 9.579    |         |         |         | 29     | 3.589    |         |         |         |
| 4      | 2.274    | 0.13    |         |         | 30     | 4.665    | 1       | 4.02    |         |
| 5      | 5.854    |         |         |         | 31     | 5.410    | 0.22    |         |         |
| 6      | 7.606    |         |         |         | 32     | 8.635    |         |         |         |
| 7      | 6.484    | 2.81    |         |         | 33     | 1.207    | 1.18    |         |         |
| 8      | 6.665    |         |         |         | 34     | 7.953    |         |         |         |
| 9      | 6.538    | 0.72    |         |         | 35     | 10.36    |         |         |         |
| 10     | 8.467    | 6.59    |         |         | 36     | 6.490    | 4.18    |         |         |
| 11     | 4.769    | 3.1     |         |         | 37     | 5.375    |         |         |         |
| 12     | 3.525    |         |         |         | 38     | 5.588    | 1.32    |         |         |
| 13     | 7.127    | 4.5     | 7.6     |         | 39     | 6.689    | 6.47    |         |         |
| 14     | 5.683    |         |         |         | 40     | 5.516    | 3.07    |         |         |
| 15     | 6.576    |         |         |         | 41     | 8.428    |         |         |         |
| 16     | 4.328    | 0.69    | 1.54    | 2.08    | 42     | 6.560    |         |         |         |
| 17     | 7.622    | 6.26    |         |         | 43     | 6.561    |         | 1.44    | 1.83    |
| 18     | 7.541    |         |         |         | 44     | 7.484    | 0.84    |         |         |
| 19     | 5.273    |         |         |         | 45     | 3.556    |         |         |         |
| 20     | 3.658    |         |         |         | 46     | 6.232    | 1.74    |         |         |
| 21     | 7.506    | 1.03    |         |         | 47     | 5.766    | 4.53    |         |         |
| 22     | 7.427    |         |         |         | 48     | 6.538    |         |         |         |
| 23     | 7.642    |         |         |         | 49     | 5.413    | 1.97    |         |         |
| 24     | 3.634    |         |         |         | 50     | 5.551    |         |         |         |
| 25     | 10.19    |         |         |         | 51     | 7.513    |         |         |         |
| 26     | 7.558    |         |         |         |        |          |         |         |         |

$$- \left( \frac{\sum_{i=1}^m n_i}{\sum_{i=1}^m T_i \hat{\alpha}} \right) \left( \sum_{i=1}^m T_i \hat{\alpha} \log T_i \right) = 0 \quad (15)$$

식(14)와 식(15)를 만족하는 파라미터를 구하기 위해서  $\hat{\alpha}$ 를 0에서부터 0.0001씩 증가 시키면서 식(15)의 좌변 특정값 특정값

(여기서는 0.01 사용) 이하가 되게하는 값을 구하고, 이것을 식(14)에 대입하여  $\hat{\lambda}$ 를 구하는 방법으로 파라미터를 근사적으로 추정할 수 있다. 제철소에서 행해지는 중수리, 정기수리 혹은 계획 휴지를 교체라 가정하여 수집된 [표 2]에서 보여 주는 H공장 계획 정비간 고장 데이터로부터 식 (14)와 (15)를 만족시키는 파라미터를 구할 수 있지만, 고장 데이터 중에서 계획정비직후 발생한 고장은 수리중의 작업오류가 개입된 고장인 경우가 많으므로 계획정비직후 2일까지의 고장은 제외한다. [표 2]에서 주어진 1996 년도 데이터를 이용하여 파라미터를 추정하면  $\hat{\alpha} = 1.99513$ ,  $\hat{\lambda} = 0.07383$  이다.

예방 보전비용( $c_2$ )과 고장 손실비용( $c_1$ )은 [표 3]에서와 같이 추정되는데 1996 년의 파라미터 추정치를 사용하여 (8)식에 대입하면 계획정비주기  $T^*$ 는 1996 년엔 20 일로 얻어진다. 이는 과거 계획 정비주기가 약 1 주일이었던 것에 비하면 상당히 연장될 수 있다는 것을 보여주고 있다.

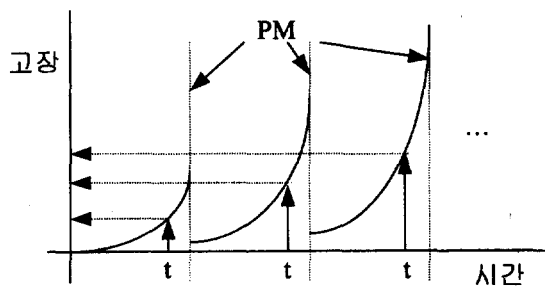
#### 4. 교체주기내 다수의 불완전 정비가 있는 경우의 고장률 추정

3 절의 모형에서는 모든 종류의 계획수리를 교체로 간주하였으나 실제 계획수리, 정기수리 등은 수리후 설비가 완전히 새

[표 3]예방보전비용과 고장손실비용

| 항목             | 예방보전<br>비용 $c_2$ | 고장손실<br>비용 $c_1$ |
|----------------|------------------|------------------|
| 평균 정비비         | 192000 천원        | 5,000 천원         |
| 제품불량           | 0                | 5,700 천원         |
| 정지로 인한<br>기회손실 | 0                | 77,600 천원        |

것과 같다고 볼 수 없으므로 무리한 가정일 수 있다. 이러한 점을 감안하여 중수리 및 대수리만을 교체로 간주하고 계획휴지 및 정기수리는 불완전 교체로 볼 수 있을 것이다. Nakagawa[7]는 교체이후 첫번째부터 K-1 번째까지 예방 정비 (preventive maintenance : PM) 에서는 불완전한 교체가 되지만 K 번째 예방 정비에서 완전한 교체가 이루어 진다는 가정하에서 정비 및 교체정책을 다루고 있다. 이 때 예방 정비 주기는 K 개가 있다. 불완전 교체를 갖는 Nakagawa 모형의 중요한 가정은 불완전 교체의 횟수가 증가함에 따라 동일한 시간에 대해 고장률이 증가한다는 것이다. 그래서 i 번째 예방 정비 주기



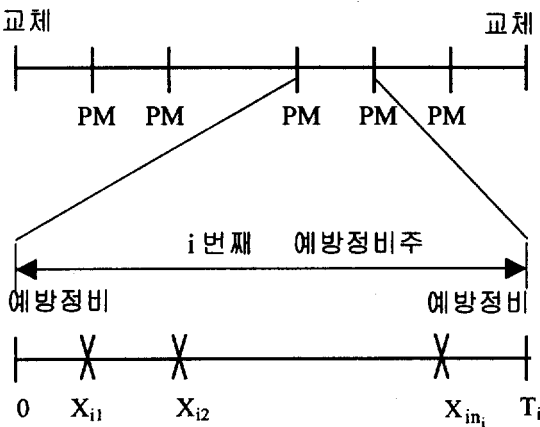
[그림 3] Nakagawa 모형을 따를 때의 고장률 추이

에서의 고장률,  $r_i(t)$  ( $i = 1, 2, 3, \dots, K$ )는  $r_i(t) < r_{i+1}(t)$  ( $t > 0$ )의 조건을 만족하면 각각의 예방 정비 주기 사이에서 발생하는 고장 발생까지의 누적 시간의 분포 역시 다르게 된다. Nakagawa의 가정에 의한 고장률의 추이를 [그림 3]에서 보여주고 있다.

그러므로 전체 우도 함수를 구하기 위해서는 각각의 예방 정비 주기마다 우도 함수를 도출하고 이를 모두 곱해야 한다. 우선  $i$ 번째 예방 정비 주기에서  $n_i$ 번의 고장이 발생한다고 할 때, 각각의 고장 발생까지의 누적 시간이 확률 변수 ( $X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{in_i}$ )이고  $X_{i1}$ 이 식(16), 식(17)과 같이 설정된 확률 밀도 함수와 고장률 함수를 따른다고 가정하면

$$f_i(t) = \alpha(\lambda^\alpha + bi)t^{\alpha-1}e^{-(\lambda^\alpha + bi)t^\alpha} \quad (16)$$

$$r_i(t) = \alpha(\lambda^\alpha + bi)t^{\alpha-1} \quad (17)$$



[그림 4] 예방 정비 주기내의 고장 발생

이때  $i$ 번째 예방 정비 주기에서 고장 발생의 전후관계는 [그림 4]와 같다.

실제  $T_i$  동안 고장 발생까지의 누적 시간 데이터 ( $x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{in_i}$ )가 얻어졌다고 하자. 3절에서 실시한 과정과 동일한 방법으로 다음과 같은 우도 함수를 구할 수 있으며,

$$L_i(\alpha, b, \lambda) = \alpha^{n_i} (\lambda^\alpha + bi)^{n_i} \prod_{j=1}^{n_i} x_{ij}^{\alpha-1} e^{-(\lambda^\alpha + bi)T_i^\alpha} \quad (i = 1, 2, \dots, K) \quad (18)$$

각각의 예방 정비 주기에 해당하는 우도 함수들을 모두 곱하면 다음과 같은 우도 함수를 얻을 수 있다.

$$L(\alpha, b, \lambda) = \alpha^{\sum_{i=1}^K n_i} \prod_{i=1}^K (\lambda^\alpha + bi)^{n_i} \prod_{i=1}^K \prod_{j=1}^{n_i} x_{ij}^{\alpha-1} e^{-\sum_{i=1}^K (\lambda^\alpha + bi)T_i^\alpha} \quad (19)$$

정기 교체를 여러 번 수행했을 때 얻어지는 고장 발생까지의 누적 시간 데이터로 우도 함수를 도출하기 위해서는 교체 주기 개수만큼 각각의 우도 함수를 곱해서 전체의 우도 함수를 구하고 자연 로그를 취한 후 파라미터의 추정을 위해  $\alpha, b, \lambda$ 에 대해 각각 미분하여 세개의 방정식을 세워야 한다. 지금 여러 번의 교체 주기가  $L$ 개 있다고 하자.  $n_{ij}$ 를  $i$ 번째 교체 주기,  $j$ 번째 예방 정비 주기에서 얻어진 고장 데이터 개수,  $K_i$ 를  $i$ 번째 교체 주기에서 예방 정비 주기의 개수,  $T_{ij}$ 를  $i$ 번째 교체 주기,  $j$ 번째 예방 정

비 주기의 간격,  $x_{ijk}$ 를  $i$  번째 교체 주기,  $j$  번째 예방 정비 주기에서 얻어진  $k$  번째 데이터( $i = 1, 2, \dots, L, j = 1, 2, \dots, K_i, k = 1, 2, \dots, n_{ij}$ )라면 다음과 같이  $L$  개의 교체 주기에서 얻어진 데이터를 이용한 각각의 우도 함수를 식(19)와 같이 추정할 수 있으며 이를 모두 곱해서 전체 우도 함수를 도출한 후 자연로그를 취하면 다음과 같다.

$\log L(\alpha, b, \lambda)$

$$= \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^{K_i} n_{ij} \log \alpha + \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^{K_i} n_{ij} \log(\lambda^\alpha + jb) \\ + (\alpha - 1) \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^{K_i} \sum_{k=1}^{n_{ij}} \log x_{ijk} - \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^{K_i} (\lambda^\alpha + jb) T_{ij}^\alpha \quad (20)$$

식 (20)을 각각  $\alpha, b, \lambda$ 로 편미분하여 0으로 놓으면 아래와 같은 최종식이 구해진다.

$\frac{\partial \log L(\alpha, b, \lambda)}{\partial \alpha}$

$$= \frac{\sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^{K_i} n_{ij}}{\alpha} + \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^{K_i} \frac{n_{ij} \lambda^\alpha \log \lambda}{\lambda^\alpha + jb} \\ + \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^{K_i} \sum_{k=1}^{n_{ij}} \log x_{ijk} - \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^{K_i} (\lambda^\alpha \log \lambda) T_{ij}^\alpha \\ - \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^{K_i} (\lambda^\alpha + b) T_{ij}^\alpha \log T_{ij}^\alpha = 0 \quad (21)$$

$\frac{\partial \log L(\alpha, b, \lambda)}{\partial b}$

$$= \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^{K_i} \frac{j n_{ij}}{\lambda^\alpha + jb} - \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^{K_i} j T_{ij}^\alpha = 0 \quad (22)$$

$\frac{\partial \log L(\alpha, b, \lambda)}{\partial \lambda}$

$$= \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^{K_i} \frac{n_{ij} \alpha \lambda^{\alpha-1}}{\lambda^\alpha + jb} - \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^{K_i} \alpha \lambda^{\alpha-1} T_{ij}^\alpha = 0 \quad (23)$$

이와 같은 미지의 파라미터 3 개에 대한 3 개의 비선형 방정식은 Newton Method 등의 수치해석 방법을 이용하여 근사해를 도출하면 고장률을 추정할 수 있다[3, 9].

앞에서 제시한 고장률 추정 방법을 실제 데이터에 적용해 보았다. 실제 고장률 추정에 사용된 데이터는 K 제철소 H 공장의 정비 및 고장 이력 데이터이다. H 공장의 정비 정책은 고장 시 행해지는 돌발 수리에서 설비를 가동시키기 위한 최소한의 수리만 행하여 진다고 볼 수 있으므로 최소 수리를 갖는 주기적 정비 정책에 해당한다고 볼 수 있다. 또한 대, 중수리는 정비 소요 시간과 그에 따른 비용이 정기 수리, 계획 휴지에 비하여 상당히 많이 들고 실제 대, 중수리 기간에 정기 수리, 계획 휴지 때 행해지는 정비까지 행하여지고 다른 여러 정비들도 행하여 지므로 대, 중수리에서 정기 수리, 계획 휴지보다 많은 정비가 행해진다고 볼 수 있다. 대수리와 중수리, 정기 수리와 계획 휴지간에는 작업 내용이나 비용면에서 크게 차이가 없으므로 대, 중수리를 완전교체로 보고 정기 수리, 계획 휴지를 불완전 교체로 볼 수 있다. [표 4]는 임의의 한 교체 주기 내의 예방 정비 및 고장 이력을 나타

[표 4] 교체 주기 내의 예방 정비 및  
고장 이력

단위: 일

| 예방 정비 | 예방정비 간격 | 고장 1 |
|-------|---------|------|
| 교체    | 6.62    | 1.74 |
| 1     | 6.01    | 4.53 |
| 2     | 7.18    |      |
| 3     | 5.92    | 1.97 |
| 4     | 5.87    |      |
| 5     | 8.30    |      |
| 6     | 8.60    |      |
| 7     | 6.08    |      |
| 8     | 7.45    |      |
| 9     | 6.49    |      |
| 10    | 7.05    |      |
| 11    | 5.18    |      |
| 12    | 8.77    |      |
| 13    | 7.05    |      |
| 14    | 7.18    | 3.25 |
| 15    | 5.05    | 4.66 |
| 16    | 8.71    |      |
| 17    | 7.00    | 6.38 |
| 18    | 9.32    |      |
| 교체    |         |      |

낸 것이다. 이 표에서 보여주는 것과 같은 데이터들이 실제 고장률 추정에 사용된다.

1991년 11월 30일에 실시된 중수리부터 1997년 9월 26일까지 얻어진 데이터로 실제 고장률 추정을 실시하였고 대수리의 실시는 한 번 밖에 없으므로 중수리 시점만 교체 시점으로 간주하고 대수리 전후의 고장 데이터는 제외하였다. 또한 고장 시간이 1일 미만인 데이터는 예방 정비 때의 취급 조작 미숙 등으로 발생할 수 있는 초기 고장이라고 간주하고 제거하였다. 미지의 파라

미터 3개에 대한 3개의 비선형 방정식을 풀기 위해 Newton Method를 이용하였고, 초기치를  $\alpha$ 는 1.2,  $\lambda$ 는 0.1,  $b$ 는 0.001을 주었을 때 허용 오차 0.005을 만족하는 근사 추정치로  $\alpha$ 는 1.38,  $\lambda$ 는 0.18,  $b$ 는 -0.0016을 얻었다.  $b$ 가 0보다 작기 때문에 실제 데이터는 예방 정비 정책의 가정과 일치하지 않다고 볼 수 있다. 그러나  $b$  값이 0에 매우 가깝기 때문에  $b=0$ 으로 간주할 수 있을 것이다. 즉, PM 수의 증가에 따라 고장률이 증가하지 않는다는 것이다. 이와 같은 결과가 타당한 것인지 확인하기 위해서 실제 각각의 교체 주기에서 동일한 예방 정비 주기에 얻어진 데이터를 추출하여 고장 시간익식(6)과 같은 분포를 따른다고 가정하고 불완전 교체 횟수의 증가에 따른 고장률을 각각 추정하여 보았다. 불완전 교체의 횟수가 증가함에 따라  $\lambda$ 와  $\alpha$  값이 증가할수록 고장률이 점차 증가한다고 볼 수 있는데 고장률의 변화를 관찰한 결과 불완전 교체 횟수의 증가에 따라 고장률의 증가를 발견하기는 어려웠다. 오히려 랜덤한 경향을 보여준다고 표현하는 것이 타당하였다.

## 5. 결 론

이상의 결과를 종합해서 분석하면 다음의 측면에서 K제철소 H공장의 계획정비주기를 연장시킬 수 있다고 생각된다. 첫째,

현재 대(중)수리, 계획휴지, 정기수리를 포함한 계획정비는 1주일 단위로 실시되고 있으나 고장발생은 2주에 1회꼴로 발생되고 있어 계획정비주기가 너무 짧은 것으로 판단할 수 있다. 둘째 고장 1회 발생시 손실비용이 정비비용 대비 절반 정도이므로 고장손실에 비해 정비비 지출이 과다하거나 과잉정비의 소지가 있지 않은 지 재고할 필요가 있다. 셋째, 이상을 종합해서 산출한 경제적인 계획정비주기 또한 20일 정도('96년)이므로 계획정비주기는 현행 1주보다 길어져야 경제적 이익이 있다고 판단된다.

또한 본 연구에서는 최소 수리를 갖는 정기 정비정책을 현장에 적용할 때 고려할 수 있는 고장률 추정 방법을 제시하였다. 불완전 교체를 실시하는 Nakagawa 모형에서 고장률 추정 시 수치 해석 방법을 이용한 반복적인 계산에 의해서 고장률 추정을 가능하게 하였다. 특히 불완전 교체를 실시하는 Nakagawa 모형에서의 기본 가정은 불완전 교체 횟수가 증가함에 따라 동일한 시간에 대해 고장률이 증가한다는 것이고 Nakagawa는 이러한 고장률을 추정하기 위하여 불완전 교체의 횟수가 증가함에 따라 고장률을 각각 추정하여야 한다고 하였다[7]. 그러나 본 연구에서 제시한 고장률 추정 방법은 교체 주기에서 얻어지는 모든 데이터를 이용하여 하나의 우도 함수만을 도출하여 일괄적으로 고장률 추정을 가능하게 하

였다.

실제 현장 문제를 반영하는 보다 현실적인 정책의 수립은 여러 가지 가정을 추가함으로써 이루어질 수 있으나 정책 적용시 따르는 문제점도 또한 고려해야 할 것이다. 설비의 한 부품이 고장나면 곧바로 관련 부품의 고장 원인이 되는 경우가 많아서 관련 부품의 고장 발생을 촉진시킨다. 이러한 고장 파급 효과를 측정하기란 어렵고 때로는 불가능하지만 이런 효과가 존재한다는 것은 사실이다. 이러한 고장의 파급 효과는 정비 모형에 고려되기 매우 어렵다. 그리고 고장 데이터의 신뢰성에도 문제가 있다고 판단된다. 위와 같은 원인들에 의해서 고장 데이터로부터 추정된 고장률은 상당한 오차를 가지고 있다고 볼 수 있으므로 이를 반영할 수 있는 정책이 필요하다고 생각된다.

## 참고문헌

- [1] 박경수, *신뢰도 공학 및 정비 이론*, 탑출판사, 1978.
- [2] Barlow, R.E. and F. Proschan, and L.C.Hunter, *Mathematical Theory of Reliability*, John Wiley, N.Y., 1965.
- [3] Burden, R.L. and J.D. Faires, *Numerical Analysis*, PWS-KENT Publishing Company 1992.
- [4] Flores, C.V. and R.M. Feldman, "A Survey of Preventive Maintenance Models for

Stochastically Deteriorating Single-Unit Systems", *Naval Research Logistics*, Vol. 36, 1989, pp.419-446

- [5] Lawless, J.F., *Statistical Models and Methods for Lifetime Data*, John Wiley & Sons, 1982.
- [6] Nakagawa, Toshio and M. Kowada, "Analysis of a System with Minimal Repair and Its Application to Replacement Policy", *European Journal of Operational Research*, Vol. 12, 1983, pp.176-182.
- [7] Nakagawa, Toshio, "Imperfective Preventive Maintenance", *IEEE Transactions on Reliability*, Vol.R-28, No.5, 1979 pp.402.
- [8] Ross, Sheldon M., *Introduction to Probability Models*, Academic Press, Fifth Edition 1993.
- [9] Shamma, Namir C., *C/C++ Mathematical Algorithms for Scientists and Engineers*, McGraw-Hill International Editions, 1995.
- [10] Sherif, Y.S., and M.L. Smith, "Optimal Maintenance Models for Systems Subject to Failure - A Review", *N. R. L. Q.* Vol.28, No.1, 1981 pp.47-7