

통계적 분석방법을 이용한 복합화력 발전설비의 평균수명 계산 및 고장확률 예측

論 文
54A-10-3

Mean Life Assessment and Prediction of the Failure Probability of Combustion Turbine Generating Unit with Data Analytic Method Based on Aging Failure Data

李 晟 薰^{**} · 李 丞 嫻^{*} · 金 鎮 吾[†]
(Sung-Hoon Lee^{**} · Seung-Hyuk Lee^{*} · Jin-O Kim[†])

Abstract - This paper proposes a method to consider an aging failure probability and survival probability of power system components, though only aging failure probability has been considered in existing mean life calculation. The estimates of the mean and its standard deviation is calculated by using Weibull distribution, and each estimated parameters is obtained from Data Analytic Method (Type II Censoring). The parameter estimation using Data Analytic Method is simpler and faster than the traditional calculation method using gradient descent algorithm. This paper shows calculation procedure of the mean life and its standard deviation by the proposed method and illustrates that the estimated results are close enough to real historical data of combustion turbine generating units in Korean systems.

Also, this paper shows the calculation procedures of a probabilistic failure prediction through a stochastic data analysis. Consequently, the proposed methods would be likely to permit that the new deregulated environment forces utilities to reduce overall costs while maintaining an age-related reliability index.

Key Words : Aging failure, mean life, repairable failure, reliability, Type II Censoring

1. 서 론

전력계통의 신뢰도 평가는 그 중요성이 증대되고 사용범위 또한 넓어짐에 따라 연구가 활발히 진행되고 있다. 대부분의 기존 신뢰도 평가에서는 설비의 수명과 관련하여 수리할 수 있는 고장(Repairable Failures)에 대해서만 고려되어 왔지만, 수리할 수 없는 고장(Nonrepairable Failures) 즉, 노화고장(Aging Failures)을 고려해야 더욱 정확한 신뢰도 평가를 할 수 있다. 계통 설비의 노후 또는 마모에 의한 노화고장이 발생할 경우 시스템 신뢰도 저하(Unreliability)의 주 요인이 되며, 기존의 신뢰도 평가방법처럼 수리할 수 있는 고장만을 고려할 경우는 계통의 신뢰도 평가에 잘못된 결과를 초래할 수 있다 [1].

노화고장을 고려한 신뢰도 평가에 있어 평균과 표준편차는 중요한 변수로 작용된다. 이러한 설비의 평균수명과 표준편차를 계산하는 방법은 다음과 같이 분류할 수 있다.

- 표본 평균수명 계산방법(the sample mean method)
- 확률분포를 이용한 계산방법

표본 평균수명 계산방법은 통계적 분석과 평균수명 계산을

하는데 있어 가장 단순하고 잘 알려진 방법이다. 표본 평균수명 계산방법은 전체 설비 중 고장이 발생한 설비 각각의 생존년수를 더한 합을 고장 난 설비의 개수로 나누는 방법이다. 표본 평균수명 계산방법은 고장이 발생하지 않은 설비에 대한 생존확률이 고려되지 않았기 때문에 정확한 수명을 예측할 수 없다. 정규(Normal)분포와 와이블(Weibull)분포는 전력계통 설비의 노화고장을 고려한 신뢰도 평가에 주로 사용된다. Normal 분포에 비하여 Weibull 분포는 모수추정에 있어 상당한 복잡성을 갖는다는 단점을 지니지만, 정확한 평균수명 예측을 할 수 있다는 장점을 갖고 있다.

전력계통 설비의 평균수명 예측과 관련된 기존의 연구 중 에서 Wenyuan Li [2]는 앞서 언급한 Normal 과 Weibull 분포를 이용하여 평균수명 예측을 하였다. 저자는 Normal 분포의 평균과 표준편차는 최소자승법(The Least Square)을 이용하여 계산하였고, Weibull 분포의 형태 및 척도모수는 Gradient Descent Method 알고리즘을 이용하여 추정하였다. 그러나 Wenyuan Li의 설비 평균수명 계산 방법은 Weibull 분포의 척도 및 형태모수 추정에 Normal 분포의 평균 및 표준편차를 이용함으로써 계산과정이 복잡하다는 결점이 있다.

따라서 본 논문에서는 계통설비의 노화고장을 고려한 평균수명 계산을 위한 확률분포 모수추정에 통계적 분석방법(Data Analytic Method : Type II Censoring)을 제안하는 바이다. 또한 사례연구에서 Weibull 분포를 이용한 평균수명 계산을 위한 모수추정 방법인 기존의 Gradient Descent Method 알고리즘과 제안한 통계적 분석방법(Data Analytic Method : Type II Censoring)을 비교분석하였다. 제안한 통계적 분석방법(Data Analytic Method :

† 교신저자 正 會 員 : 漢陽大學校 電氣工學科 教授 · 工博
E-mail : jokim@hanyang.ac.kr

* 學生會員 : 漢陽大學校 電氣工學科 碩士課程

** 正 會 員 : 漢陽大學校 電氣工學科 博士課程

接受日字 : 2005年 8月 2日

最終完了 : 2005年 9月 23日

Type II Censoring)은 기존의 알고리즘보다 빠르고 비교적 정확한 모수추정을 할 수 있다.

전력계통 설비의 평균수명 계산에 대한 사례연구는 실제 과거 우리나라 발전설비의 데이터를 이용하여 평균수명을 계산하였다. 발전설비는 그 특성상 수명이 길기 때문에 노화에 대한 데이터 취득에 어려움이 있다. 따라서 발전설비 중 비교적 수명이 짧은 복합화력 발전기에 대한 수명(노화고장)을 바탕으로 생존확률을 고려한 평균수명 계산을 하였다.

수명관리에 대한 신뢰도 평가에서 가장 많이 쓰이는 Weibull 분포를 사용하여 고장이 발생하지 않은 설비에 대한 생존확률을 고려하였고 계통설비의 고장확률을 예측하였다. Weibull 분포는 형태 모수(Shape Parameter)와 척도 모수(Scale Parameter)를 가지고 있다. 이러한 각 모수는 앞서 언급한 통계적 분석방법(Data Analytic Method : Type II Censoring)을 이용하여 추정하고, 고장이 발생하지 않은 설비에 대한 생존을 조건부 확률로 고려하여 고장확률을 예측하였다.

2. 고장확률과 생존확률

고장확률(Failure Probability)은 어떠한 요소가 일정한 기간 내에 고장 날 확률로 정의되며, 생존확률(Survival Probability)은 고장확률과 반대의 개념으로 살아있을 확률로 정의된다. 그림 1은 시간 t 에 대한 확률밀도함수 $f(t)$ 에서 고장확률함수 $Q(t)$ 와 생존확률함수 $R(t)$ 의 관계를 보여준다. 고장확률함수 $Q(t)$ 는 $f(t)$ 의 누적 확률밀도함수로 정의되며, 식 (2)처럼 미분한 값은 확률밀도함수 $f(t)$ 가 된다. 생존확률함수 $R(t)$ 는 누적 확률밀도함수 $Q(t)$ 의 역함수로서 정의되며, 함수 $R(t)$ 와 $Q(t)$ 는 다음과 같은 관계가 있다 [3].

$$R(t) = 1 - Q(t) \tag{1}$$

$$f(t) = \frac{dQ(t)}{dt} = -\frac{dR(t)}{dt} \tag{2}$$

$$Q(t) = \int_0^t f(t)dt \tag{3}$$

식 (1)부터 (3)에 의해 $R(t)$ 는 식 (4)와 같이 표현된다.

$$R(t) = 1 - \int_0^t f(t)dt \tag{4}$$

그림 1의 확률밀도함수 $f(t)$ 의 면적은 1이므로 식 (2)는 식 (5)처럼 표현된다.

$$R(t) = \int_t^\infty f(t)dt \tag{5}$$

그림 1처럼 확률밀도함수는 시간 t 동안 고장확률함수 $Q(t)$ 뿐만 아니라 t 이후의 생존확률함수 $R(t)$ 에 의해 표현되며, 평균수명과 같은 신뢰도 평가에 있어서도 $Q(t)$, $R(t)$ 함수 모두 고려해야만 한다. 발전설비는 비교적 긴 수

명을 갖기 때문에 많은 노화고장(Aging Failure) 데이터를 갖지 못하는 물리적 특성을 지닌다. 따라서 평균수명을 정확히 예측하는 일은 상당히 어렵다. 더구나, 생존확률을 고려하지 않은 기존의 평균수명 계산방법은 많은 오차를 포함한다.

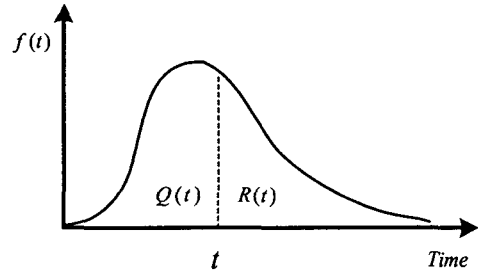


그림 1. 고장확률과 생존확률 밀도 함수
Fig. 1 Hypothetical failure density function

3. 확률분포를 이용한 평균수명 계산방법

3.1 표준(Normal) 분포를 이용한 평균수명 계산방법

표준(Normal) 확률분포함수는 확률, 통계분야 뿐만 아니라 평균수명계산에 있어 널리 사용되는 분포함수이다. 평균(μ)과 표준편차(σ)로 정의되는 Normal 확률분포함수의 각 확률변수를 정규화하면 식 (6)과 같다 [3].

$$z = \frac{X - \mu}{\sigma} \tag{6}$$

여기서, 정규화 된 확률변수 z 는 평균이 0이고, 표준편차가 1인 정규분포를 갖게 된다. 이러한 표준화 된 정규분포는 식 (7)과 같이 표현되며, 면적(확률)은 이것을 평균과 표준편차에 의해서 표준화한 곡선 아래의 면적으로 대치하여 얻을 수 있다.

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{z^2}{2}\right) \tag{7}$$

확률변수 z 는 다음과 같은 식 (8)의 다항식 근사법(Polynomial Approximation)에 의해 계산된다 [5].

$$z = t - \frac{c_0 + c_1t + c_2t^2}{1 + d_1t + d_2t^2 + d_3t^3} + e(Q) \tag{8}$$

여기서, $t = \sqrt{\ln \frac{1}{Q^2}}$

$$\begin{aligned} c_0 &= 2.515517 & c_1 &= 0.802853 & c_2 &= 0.010328 \\ d_1 &= 1.432788 & d_2 &= 0.189269 & d_3 &= 0.001308 \end{aligned}$$

식 (8)에서 $|e(Q)| < 0.45 \times 10^{-4}$ 는 무시할 수 있을 정도의 작은 값을 가진다. Normal 분포를 이용한 평균수명계산을 위한 평균과 표준편차를 추정하기 위해 최소자승법을 적용하면 다음식 (9)와 같은 선형관계식을 얻을 수 있다.

$$x_i = \mu + \sigma z_i + e_i \quad (i = 1, 2, \dots, N) \quad (9)$$

여기서, x_i : 설비수명
 μ : 평균
 σ : 표준편차
 e_i : x_i 와 z_i 의 오차

식 (9)로부터 오차 e_i 를 최소화하는 방정식 L 은 식 (10)과 같다.

$$L = \sum_{i=1}^N (x_i - \mu - z_i \sigma)^2 \quad (10)$$

최소자승법의 $(\partial L)/(\partial \mu) = 0$ 과 $(\partial L)/(\partial \sigma) = 0$ 의 관계로부터 식 (11)과 (12)가 유도되며, 이 두 식으로부터 평균과 표준편차를 구할 수 있다 [2].

$$\mu = \bar{x} - \sigma \bar{z} \quad (11)$$

$$\sigma = \frac{s_{xz}}{s_{zz}} \quad (12)$$

여기서, $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$

$$\bar{z} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_i$$

$$s_{xz} = \sum_{i=1}^n (z_i - \bar{z})(x_i - \bar{x})$$

$$s_{zz} = \sum_{i=1}^n (z_i - \bar{z})^2$$

3.2 와이블(Weibull) 분포를 이용한 평균수명 계산방법

Weibull 분포는 분포함수의 모수값에 따라 다양한 모양을 나타낼 수 있으며, 복잡하고 이론적인 어려움이 있음에도 불구하고 수명과 관련된 수학적 모델링에 많이 사용된다. Weibull 분포의 확률밀도 함수는 식 (13)과 같이 정의된다. 또한, 생존확률함수와 고장률함수는 각각 식 (14), (15)와 같다.

$$f(t) = \frac{\beta t^{\beta-1}}{\alpha^\beta} \exp[-(\frac{t}{\alpha})^\beta] \quad (13)$$

여기서, $t \geq 0, \beta > 0$ 이고, $\alpha > 0$ 이다.

$$R(t) = \int_r^\infty f(t) dt = \exp[-(\frac{t}{\alpha})^\beta] \quad (14)$$

$$\lambda(t) = \frac{\beta t^{\beta-1}}{\alpha^\beta} \quad (15)$$

식 (13)과 같이 Weibull 분포는 형태모수(β)와 척도모수(α)로 정의되며 β 의 값에 따라 식 (15)는 다양한 고장의 형태를 나타낸다. $\beta < 1$ 는 초기고장기(Debugging Period), $\beta = 1$ 은 우발고장기(The Normal Life Period), $\beta > 1$ 은 마모고장기(Wear-out Period)를 나타낸다. 노화고장의 대부분은 설비수명의 후반기에 발생되며 시간이 지남에 따라 고장률이 증가하는 현상이 발생한다. 따라서 Weibull 분포는 노화고장을 표현하는 적합한 분포함수이며, Weibull 분포의 모수를 추정하기 위한 기존의 Gradient Descent Method와 본 논문에서 제안한 통계적 분석방법(Data Analytic Method : Type II Censoring)을 실제 한전계통 발전설비 노화고장 실적데이터를 이용하여 계산하고, 두 기법을 비교, 분석하였다.

4. 평균수명 계산을 위한 모수추정 방법

Weibull 분포함수는 형태모수(β)와 척도모수(α)로서 그 특성을 나타낼 수 있다. Normal 분포함수와는 달리 Weibull 분포함수에는 평균과 표준편차를 포함하고 있지 않으므로 형태와 척도모수의 추정을 통해 평균과 표준편차를 계산할 수 있다.

4.1 기존의 Gradient Descent Method

기존의 Weibull 분포의 형태와 척도모수 방법은 식 (12)와 같이 최적화기법을 이용하였다 [2,4].

$$x_{k+1} = x_k - \lambda_k G_k \quad (16)$$

여기서, x : α, β 를 나타내는 벡터
 G : 경사도(gradient) 벡터
 λ : 이동 간격(step length)
 k : 반복횟수

식 (16)으로부터 추정된 형태와 척도모수는 식 (17)과 식 (18)을 이용함으로써 평균수명과 표준편차를 구할 수 있다.

$$\mu = \alpha \Gamma(1 + \frac{1}{\beta}) \quad (17)$$

$$\sigma^2 = \alpha^2 [\Gamma(1 + \frac{2}{\beta}) - \Gamma^2(1 + \frac{1}{\beta})] \quad (18)$$

근사화 된 감마(Gamma) 함수 $\Gamma(y)$ 는 식 (19)와 같고, 식 (17)과 (18)의 평균과 표준편차를 계산하기 위하여 이용된다 [4].

$$\Gamma(y) = \sqrt{2\pi} y^{(y-0.5)} e^{-y} (1 + \frac{1}{12y}) \quad (19)$$

4.2 제안한 통계적 분석 방법 : Type II Censoring

전력계통 설비의 수명과 관련된 과거 데이터들은 불완전성

(Incompleteness)을 갖는다. 따라서 불완전한 데이터 분석에 있어 다음과 같은 두 가지 접근방법이 있다 [5].

- 1) 분석하려는 시점 c 에 관측된 n 개의 설비 모두 수명 $T_i (i = 1, 2, \dots, n)$ 을 다한 경우($T_i < c$) : Left-censored
- 2) 분석하려는 시점 c 에 관측된 n 개의 설비 중에 수명을 다하거나 다하지 않은 설비 두 가지가 모두 존재하는 경우($T_i > c$) : Right-censored

두 경우 중 1)과 같은 데이터 관측을 Type I Censoring이라 하고, 2)와 같은 데이터 관측을 Type II Censoring이라고 한다. Type I Censoring으로 관측된 데이터는 표본 평균계산방법을 사용하여 평균수명을 쉽게 구할 수 있다. 그러나 Type II Censoring으로 분석되는 데이터는 수명을 다하지 않은 설비에 대한 확률을 고려해야 한다. 따라서 $T_i > c$ 에 대해서 ϵ_i 라는 오차 확률변수를 고려하면 $T_i = c + \epsilon_i$ 관계식이 유도된다. 경험적 생존함수(Empirical Survivor Function : $\hat{S}(t)$)를 확률공간에 사상시켜 각 모수를 추정할 수 있다. 경험적 생존함수 $\hat{S}(t)$ 는 시간 t 에 대하여 다음과 같은 시간적 흐름의 $t_{(1)} < t_{(2)} < \dots < t_{(n)}$ 순서로 확률공간에 점을 찍을 수 있으며, 확률공간상에 $\hat{S}(t_{(i)})$ 의 궤적을 살펴보면 다음 식 (20)과 같다.

$$\hat{S}(t_{(i)}) = 1 - \frac{(i-1)}{n} \tag{20}$$

$$\hat{S}(t_{(i)} + 0) = 1 - \frac{(i-1)}{n} - \frac{1}{n} \tag{21}$$

식 (21)에서 $\hat{S}(t_{(i)} + 0)$ 는 $\hat{S}(t_{(i)})$ 의 다음 이동위치를 의미한다. 결국, $t_{(i)}$ 에서 \hat{S} 의 평균은 식 (18)에 의해 계산된다.

$$\begin{aligned} \frac{1}{2}(\hat{S}(t_{(i)}) + \hat{S}(t_{(i)} + 0)) &= 1 - \frac{(i-1)}{n} - \frac{1}{2n} \\ &= 1 - \frac{(i-1/2)}{n} \end{aligned} \tag{22}$$

경험적 생존함수 $\hat{S}(t)$ 는 확률공간상에 $(t_{(i)}, 1 - p_i)$ 의 위치로 나타낼 수 있으며, p_i 를 타점위치(Plotting Position)이라고 한다. 식 (22)에 의해서 p_i 는 식 (23)과 같이 표현된다.

$$p_i = \frac{i - \frac{1}{2}}{n} \tag{23}$$

그러므로 경험적 생존함수 \hat{S} 의 확률공간상 위치는 식 (24)와 같다.

$$(x, y) = (t_{(i)}, 1 - \frac{(i - \frac{1}{2})}{n}) \tag{24}$$

Weibull 분포의 생존함수 식 (14)의 양변에 log를 취하면 식 (25)와 같이 표현된다.

$$\log\{-\log S(t)\} = \beta \log t - \beta \log \alpha \tag{25}$$

따라서 식 (24)와 식 (25)에 의해서 Weibull 분포의 생존함수는 $\log t_{(i)}$ 와 $\log\{-\log[1 - (i - 1/2)/n]\}$ 으로 나타나는 선형 함수가 된다. 이 선형함수의 기울기와 절편을 각각 a, b 라고 하면 형태모수 $\beta = a$ 이고, 척도모수는 $\alpha = \exp(-b/a)$ 가 된다. 결국, 추정된 형태 및 척도모수 (α, β) 와 식 (17)~(19)를 이용하여 전력계통 설비의 평균과 표준편차를 계산한다.

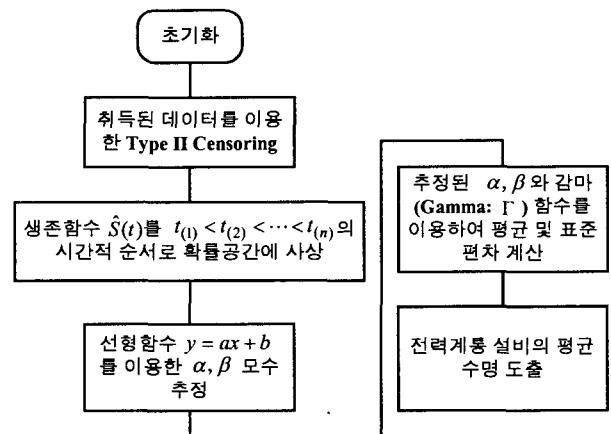


그림 2. 통계적 분석방법을 이용한 전력계통 설비의 평균수명 계산 순서도

Fig. 2 Flow chart of mean life calculation procedure using data analytic method

그림 2는 설비의 평균수명 계산을 위해 본 논문에서 제안한 통계적 분석방법(Type II Censoring)에 대한 계산과정 순서도이다.

4.3 조건부 확률을 이용한 고장확률 예측

고장확률 계산을 위해 앞서 언급한 Weibull 분포의 누적 고장확률함수 $Q(t_0)$ 를 이용하였고 식 (26)과 같다 [6].

$$Q(t_0) = \left(1 - \exp\left(-\frac{1}{\alpha_i} (t - \tau_i)^{\beta_i}\right)\right)^{\beta_i} \tag{26}$$

여기서, $\alpha_i > 0, \beta_i > 0, (t - \tau_i) \geq 0, 0 \leq Q_i(t) \leq 1$ 이고

t : 관측년도

τ_i : 설치년도

$t_0 = (t - \tau_i)$: 설비수명

고장확률은 식 (26)과 조건부 확률을 이용하여 예측할 수

있다. 조건부 확률이란 $P(A|B)$ 로 표기할 수 있으며, 이 표기는 B 가 발생했다는 조건하에서 사건 A 의 확률로서 정의된다. 그림 3은 시간영역에서 현재 시간 t_0 와 다음 고장이 발생할 시간 t_0 사이의 관계를 나타내었다. 다음 고장시간 t_0 가 현재 시간 t_0 에 가까워질수록 $Q_i(t_0)$ 의 시간 축이 영이 되므로 $Q_i(t_0) = Q_i(t_0, t_0)$ 의 관계로 나타낼 수 있으며, 조건부 확률 이론에 따라 고장확률함수 식 (26)을 고려하면 조건부 확률함수를 식 (27)과 같이 표현할 수 있다.

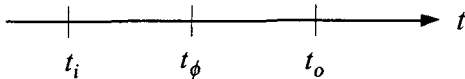


그림 3. 조건부 확률을 위한 고장 관측 시간
Fig. 3 Failure Observation Time for Conditional probability

$$Q_i(t_0, t_0) = \frac{F_i(t_0) - F_i(t_0)}{1 - F_i(t_0)} \quad (27)$$

식 (27)의 분자와 분모는 식 (28), 식 (29)와 같다.

$$Q(t_0) = \left(1 - \exp\left[-\frac{1}{\alpha_i}(t_0 - \tau_i)\right]^{\beta_i}\right) \quad (28)$$

$$Q(t_0) = \left(1 - \exp\left[-\frac{1}{\alpha_i}(t_0 - \tau_i)\right]^{\beta_i}\right) \quad (29)$$

여기서, $\alpha_i > 0$, $\beta_i > 0$, $t_0 > t_0$, $t_0 > \tau_i$ 이다.

다음 제 5장 사례연구에서는 발전설비의 평균수명 계산에 대해 본 논문 제 4장에서 제안한 방법과 기존의 Gradient Descent Method를 비교 및 분석하고, 제안한 방법에 의해 추정된 Weibull 분포의 각 모수를 이용한 고장확률 예측 방법을 설명하겠다.

5. 사례 연구

사례연구에서는 언급한 두 모수추정 방법을 우리나라 전력 계통의 발전설비 중 비교적 수명이 짧은 복합화력 발전기에 대하여 적용한 결과를 비교하였다.

조사된 전체 복합화력 발전기의 수는 36대이고, 2003년을 기준으로 과거 41년간의 수명(노화고장)실적을 이용하였다. 복합화력 발전기 36대 중 16대만이 노화고장(Aging Failures)에 의해 교체되거나 제거되었다. 노화고장은 불이나 폭발에 의한 사고가 아닌 생산단계에 있어서부터 결점을 가진 발전기, 발전기 부품불량, 작업자의 부적당한 운영 등 설비수명을 줄이는 원인과 관련된 고장이다. 단, 관측된 발전기의 주위환경, 설비유지, 운영방식, 설비위치 등은 동일하다고 가정을 하였다. 표 1은 조사된 복합화력 발전기의 설치년도 및 고장년도를 보여준다. 표 1에서 고장년도는 발전기 수명을 다해 교체되거나 제거된 년도를 의미한다.

표 1의 원시데이터를 바탕으로 다시 정리하면 표 2와 같이 나타낼 수 있으며, 고장 난 발전기의 수명은 고장년도와 설치년도의 차이이며, 가동 발전기의 수명은 현재년도와 설치

표 1. 각 복합화력 발전기 수명

Table 1 Original data of combustion turbine generators

No.	설치년도	고장년도	No.	설치년도	고장년도
1	1962	1974	19	1996	-
2	1962	1975	20	1997	-
3	1967	1974	21	1992	-
4	1962	1989	22	1993	-
5	1962	1993	23	1992	-
6	1962	1968	24	1993	-
7	1968	1993	25	1994	-
8	1977	1989	26	1997	-
9	1968	1993	27	1992	-
10	1975	1993	28	1994	-
11	1977	1993	29	1993	-
12	1977	1993	30	1993	-
13	1977	1997	31	1993	-
14	1979	1997	32	1993	-
15	1977	1997	33	1995	-
16	1979	1997	34	1996	-
17	1992	-	35	2000	-
18	1992	-	36	2001	-

표 2. 가동발전기 및 고장발전기 수

Table 2 Number of exposed and retired combustion turbine generators

Year	가동발전기	고장발전기	Year	가동발전기	고장발전기
0	36	-	21	16	-
1	36	-	22	16	-
2	36	-	23	16	-
3	35	-	24	16	2
4	34	-	25	14	-
5	34	-	26	14	1
6	34	1	27	9	-
7	32	1	28	9	-
8	30	-	29	8	-
9	29	-	30	8	-
10	27	-	31	8	1
11	21	-	32	8	-
12	16	2	33	8	-
13	16	1	34	8	-
14	16	-	35	8	-
15	16	-	36	6	-
16	16	2	37	5	-
17	16	-	38	5	-
18	16	3	39	5	-
19	16	-	40	5	-
20	16	2	41	5	-

년도의 차이이다. 표 2는 Gradient Descent Method를 적용하기 위해 작성한 것으로, 제 1열은 년 수를 나타내며, 제 2열은 표의 하단에서부터 가동되었던 발전기들을 누적한 수이며, 제 3열은 고장 난 발전기의 수이다. 표 2로부터 Gradient Descent Method를 적용하여 각각 형태와 척도 모수는 19.541과 2.593으로 추정되었고, 식 (17)과 (18)로부터 평균수명과 표준편차를 구해보면 각각 17.341과 7.206이다.

표 3은 제안한 통계적 분석 방법(Data Analytic

Method : Type II Censoring)을 적용하기 위해 표 1을 바탕으로 정리한 것이다. 표 3의 제 1열은 발전기 번호를 의미하며, 제 2열은 발전기 수명을 오름차순으로 정리한 것이다. 마지막으로 제 3열은 고장 난 발전기 수를 나타내었다.

표 3. 통계적 분석 방법에 대한 데이터 분석
Table 3 Data used in data analytic method: Type II Censoring

발전기	설치 기간	고장 난 발전기 수
6	6	1
3	7	1
1,8	12	2
2	13	1
11, 12	16	2
10, 14, 16	18	3
13, 15	20	2
7, 8	25	2
4	27	1
5	31	1

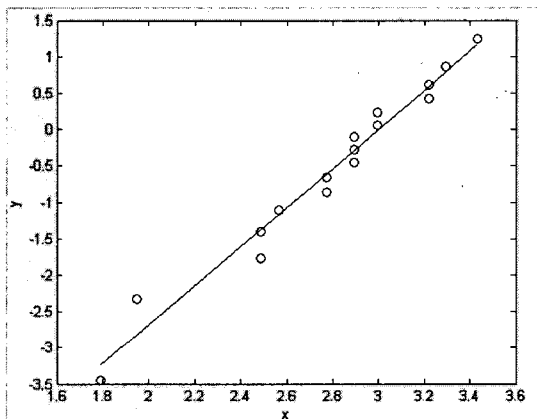


그림 4. 복합화력 발전기 대한 Weibull 분포 모수추정 곡선
Fig. 4 Weibull plot for combustion turbine generators

그림 4는 경험적 생존확률 $\hat{S}(t)$ 를 로그(log)변환해서 확률공간상에 사상시킨 것이다. x 축과 y 축은 각각 $\log t_{(i)}$ 와 $\log \{-\log[1 - (i - 1/2)/n]\}$ 이다. 그림 3의 각 점들은 선형함수의 형태로 근사화 된다. 기울기(a)와 절편(b)을 추정 한 결과는 각각 2.608과 -8.038이다.

선형함수의 기울기와 절편을 이용하면 형태모수 $\beta = a$ 이고, 척도모수 $\alpha = \exp(-b/a)$ 는 각각 2.680 과 20.070이 된다. 추정된 모수를 식 (17)~(19)에 대입하여 계산된 평균수명과 표준편차는 각각 17.875와 7.193이다. 표 4는 기존의 모수추정 방법인 Gradient Descent Method와 본 논문에서 제안한 통계적 분석방법(Type II Censoring)으로 추정 한 각 모수, 평균수명 및 표준편차를 보여준다. 표 4에서 알 수 있듯이 Gradient Descent Method에 의해 추정된 각 모수값과 통계적 분석방법(Type II Censoring)에 의해 추정된 각 모수값이 거의 일치함을 알 수 있다. 두 방법에 의한 평균수명과 표준편차 또한 거의 일치하였다. 오차는 각각 3.25 [%]와 2.64 [%]로 5 [%]이내이다. 따라서 통계적 분석방법에 의한 계산법은 기존의 Gradient Descent

Method와 비교해 볼 때 동일한 결과를 가짐을 사례연구를 통해 확인하였다. Gradient Descent Method는 프로그램 구현 및 계산에 많은 시간이 소요되는 반면, 통계적 분석방법(Type II Censoring)은 데이터처리를 통해 보다 간단하다는 장점에 의해 짧은 시간이 소요됨을 알 수 있었다.

표 4. 복합화력 발전기의 평균수명과 표준편차
Table 4 Mean life and standard deviation of combustion turbine generators

	Gradient Descent Method	통계적 분석 방법 (Type II Censoring)
형태모수	2.593	2.680
척도모수	19.541	20.070
평균	17.341	17.875
표준편차	7.206	7.193

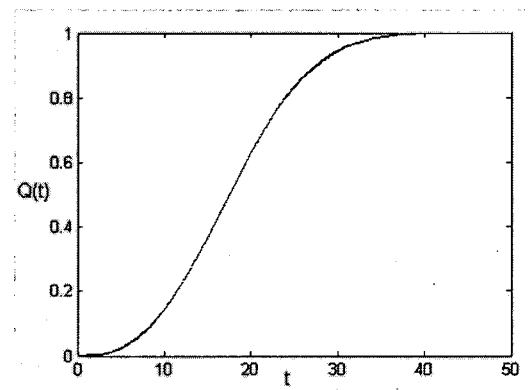


그림 5. 복합 화력발전기 누적 고장확률함수
Fig. 5 Cumulative probability function for combustion turbine generators

표 5. 복합 화력발전기 누적 고장확률
Table 5 Results of cumulative failure probability for the time of year

년도	누적 고장확률(Q)	년도	누적 고장확률(Q)
1	0.000323	21	0.677
2	0.002068	22	0.722
3	0.006117	23	0.763
4	0.013	24	0.801
5	0.024	25	0.835
6	0.039	26	0.865
7	0.058	27	0.891
8	0.081	28	0.913
9	0.11	29	0.932
10	0.043	30	0.947
11	0.181	31	0.959
12	0.223	32	0.970
13	0.268	33	0.977
14	0.317	34	0.984
15	0.368	35	0.988
16	0.420	36	0.992
17	0.473	37	0.994
18	0.526	38	0.996
19	0.578	39	0.997
20	0.629	40	0.998

추정된 모수를 식 (26)에 대입하여 누적 고장확률함수를 그리면 그림 5와 같다. 표 3은 시간에 따른 누적 고장확률치를 나타낸 것이다. 표 5에서 누적 고장확률 50(%)에서 발전기의 평균수명이 약 17과 18년 사이임을 알 수 있다. 또한 발전기의 설치년수가 28년 후에는 발전기의 고장확률이 90(%)를 넘고 40년 후에는 100(%)에 가까워짐을 알 수가 있다.

복합 화력발전기의 고장확률 예측은 앞서 언급한 조건부 확률함수 식 (27)과 표 5의 데이터를 이용하여 식 (30)과 같이 계산할 수 있다.

$$Q(30, 10) = \frac{0.947 - 0.043}{1 - 0.043} = 0.9446 \quad (30)$$

따라서, 식 (30)에서와 같이 계산에 사용된 복합 화력발전기의 사용 년도는 10년이고 앞으로 30년이 지났을 때 고장이 발생할 확률은 94.46(%)임을 알 수가 있다.

5. 결 론

본 논문에서는 전력계통 신뢰도 평가에 있어 생존확률을 고려한 평균수명과 표준편차를 계산하였다. 표본 평균계산방법은 설비의 고장확률만을 고려하기 때문에 적당한 추정법이 될 수 없고, 이러한 단점을 보완한 Gradient Descent Method는 설비의 평균수명에 대한 정확한 추정방법이지만 계산이 복잡하고 계산시간이 많이 소요되는 단점을 지니고 있었다. 따라서 본 논문에서는 통계적 분석방법(Type II Censoring)을 제안하였다. 이 방법을 이용하면 비교적 간단히 평균수명을 계산할 수 있을 뿐 아니라, 정확도 측면에서도 기존의 Gradient Descent Method와 비교해 볼 때 거의 차이가 없음을 증명하였다. 실제 복합화력 발전기의 경제수명과 교체시기가 20년 이내인 것을 감안한다면 본 연구의 결과가 정확함을 알 수 있다. 또한 전력계통 신뢰도 평가에 있어 생존확률을 고려한 weibull 분포와 조건부 확률을 이용하여 한전 계통내 복합 화력발전기의 고장확률을 예측하였다. Weibull 분포의 모수는 기존의 방법 보다 빠르고 비교적 정확한 장점이 있는 통계적 분석방법(Type II Censoring)을 이용하여 추정하였다.

향후 제안된 방법을 이용하면 발전기, 변압기, 선로, 계전기 등 계통설비의 수명과 관련된 신뢰도 평가를 비교적 간단히 수행할 수 있을 것으로 사료된다.

감사의 글

본 연구는 산업자원부 지정 '전력신뢰도/품질 연구 센터'에서의 재정적인 지원을 받아 진행되었음.

참 고 문 헌

[1] Wenyan Li, "Incorporating aging failures in power system reliability evaluation", *IEEE Trans. on Power*

System, Vol.17, pp.918-923, August. 2002.

[2] Wenyan Li, "Evaluating mean life of power system equipment with limited end-of-life failure data", *IEEE Trans. on Power System*, Vol.19, No.1, February 2004.
 [3] R. Billinton and R. N. Allan, "Reliability evaluating of engineering system", *Plenum Press*, 1992.
 [4] S. S. Rao, "Engineering optimization", *A Wiley-Interscience Publication*, 1995.
 [5] M. J. Crowder, A. C. Kimber, R. L. Smith and T. J. Sweeting, "Statistical analysis of reliability data", *Chapman and Hall*, 1991.
 [6] R. M. Bucci, R. V. Rebbapragada, A. J. McElroy, E. A. Chebli and S. Driller, "Failure prediction of underground distribution feeder cables", *IEEE Transactions on Power Delivery*, vol.9, No.4, October 1994.

저 자 소 개



이 성 훈(李 晁 薰)

1978년 2월 25일생. 2004년 시립인천대학교 전기공학과 졸업. 2004년~현재 한양대학교 대학원 전기공학과 석사과정.
E-mail : shoon@ihanyang.ac.kr



이 승 혁(李 丞 熾)

1974년 8월 3일생. 2003년 한양대학교 대학원 전기공학과 공학석사. 2003년~현재 동 대학원 박사과정.
E-mail : leesh93@ihanyang.ac.kr



김 진 오(金 眞 喆)

1956년 1월 17일생. 1980년 서울대학교 전기공학과 졸업. 1983년 동 대학원 전기공학과 공학석사. 1990년 Texas A&M University 전기공학과 공학박사. 1987년~현재 한양대 전기공학과 정교수
E-mail : jokim@hanyang.ac.kr