

확률 통계적 기법을 이용한 발전설비 고장확률 예측

이성훈\* · 이승혁\* · 김진오\* · 차승태\*\* · 김태균\*\*  
 \* 한양대학교 · \*\* 전력연구원

Failure Probability Prediction based on probabilistic and stochastic methods in generating units

Sung-Hoon Lee\* · Seung-Hyuk Lee\* · Jin-O Kim\* · Seung-Tae Cha\*\* · Tae-Kyun Kim\*\*  
 \* Dept. of Electrical Engineering, Hanyang University · \*\* KEPRI

**Abstract** - This paper presents a method to predict failure probability related to aging. To calculate failure probability, the Weibull distribution is used due to age-related reliability. The Weibull distribution has shape and scale parameters. Each estimated parameter is obtained from Data Analytic Method (Type II Censoring) which is relatively simpler and faster than the traditional calculation ways for estimating parameters. 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.

1. 서 론

전력시장이 개방되고 빠르게 변화함에 따라 전력계통 신뢰도에 관한 연구가 지난 수십 년간 상당히 이루어 졌다. 또한 전력회사들은 보다 낮은 가격으로 계통을 유지하고 운영 및 계획해야하는 문제에 직면해 있다. 이러한 문제를 해결하기 위해 시도되는 여러 방법들 중에 전력계통 설비들의 고장확률을 예측함으로써 사고에 빠르게 대처하여 계통을 효율적으로 운영할 수 있다 [1].

기존의 신뢰도 평가에서는 설비의 수명과 관련하여 수리할 수 있는 고장(Repairable Failure)에 대하여만 고려되어 왔지만, 수리할 수 없는 고장(Nonrepairable Failure) 즉, 노화고장(Aging Failure)을 고려해야만 정확한 신뢰도 평가를 할 수 있다 [2]. 따라서 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. 각 모수는 빠르고 비교적 정확한 모수 추정이 가능한 통계적 분석방법(Type II Censoring)을 이용하여 추정하였고 추정된 모수를 바탕으로 설비의 고장확률을 계산하였다.

본 논문에서는 실제 한전계통의 과거 발전설비의 데이터를 이용하였다. 발전기는 특성상 수명이 길기 때문에 데이터 취득에 어려움이 있어 비교적 수명이 짧은 복합화력 발전기에 대한 수명 고장실적을 바탕으로 고장확률을 예측하였다. 또한 전력계통 설비의 계획, 운영 및 유지보수 측면에 있어 제안한 고장확률 예측기법을 이용하면 보다 경제성과 효율성을 향상 시킬 수 있을 것이다.

2. 본 론

2.1 고장확률과 생존확률

고장확률(Failure Probability)은 어떠한 요소가 일정한 기간 내에 고장 날 확률로서 정의 되며, 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 관

계를 보여준다. 고장확률함수  $Q(t)$ 는  $f(t)$ 의 누적 확률밀도함수로서 정의될 수 있으며, 미분한 값은 식 (2)와 같이 확률밀도함수  $f(t)$ 가 된다. 생존 확률밀도함수  $R(t)$ 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)-(3)에 의해  $R(t)$ 는 식 (4)와 같이 표현된다.

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

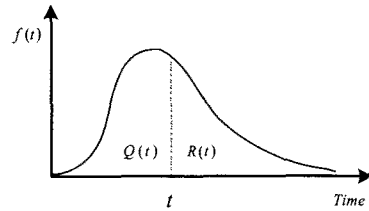


그림 1. 고장확률과 생존확률 밀도 함수

그림 1처럼 실제 많은 경우에 확률밀도함수는 시간  $t$  동안 고장확률함수  $Q(t)$ 뿐만 아니라  $t$ 이후의 생존확률함수  $R(t)$ 에 의해 표현되며, 노화(Aging)와 관한 신뢰도 평가에 있어서도  $Q(t)$ ,  $R(t)$ 함수 모두 고려해야만 한다. 더구나, 생존확률(Survival Probability)을 고려하지 않은 신뢰도 평가는 많은 오차를 포함하고 있다.

2.2 확률분포를 이용한 고장확률 예측

2.2.1 Weibull 분포

Weibull 분포는 분포함수의 모수 값에 따라 다양한 모양을 나타낼 수 있으며, 복잡하고 이론적인 어려움이 있음에도 불구하고 수명과 관련된 수학적 모델링에 많이 사용된다. Weibull 분포의 확률밀도함수는 식 (5)와 같이 정의 된다.

$$f(t) = \frac{\beta t^{\beta-1}}{\alpha^\beta} \exp[-(\frac{t}{\alpha})^\beta] \tag{5}$$

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

또 한, 생존확률함수와 고장률 함수는 각각 식 (6), 식(7)과 같다.

$$R(t) = \exp[-(\frac{t}{\alpha})^\beta] \tag{6}$$

$$\lambda(t) = \frac{\beta t^{\beta-1}}{\alpha^\beta} \tag{7}$$

식 (5)과 같이 Weibull 분포는 형태모수 ( $\beta$ )와 척도모수 ( $\alpha$ )로 정의되며  $\beta$ 의 값에 따라 식 (7)은 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. 노화고장(Aging Failure)의 대부분은 설비수명의 후반기에 발생되며 시간이 지남에 따라 고장률이 증가하는 현상이 발생한다. 따라서 Weibull 분포는 노화고장을 표현하는 적합한 분포함수이다.

### 2.2.2 Weibull 분포의 모수추정

전력계통 설비의 수명과 관련된 과거 데이터들은 불완전성(Incompleteness)을 갖는다. 따라서 불완전한 데이터 분석에 있어 다음과 같은 두 가지 접근방법이 있다 [4].

- 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 Censoring이라고 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  $\epsilon_i$ 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 (8)과 같다.

$$\hat{S}(t_{(i)}) = 1 - \frac{(i-1)}{n} \quad (8)$$

$$\hat{S}(t_{(i)} + 0) = 1 - \frac{(i-1)}{n} - \frac{1}{n} \quad (9)$$

식 (9)에서  $\hat{S}(t_{(i)} + 0)$ 는  $\hat{S}(t_{(i)})$ 의 다음 이동위치를 의미한다. 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 (10)에 의해서  $p_i$ 는 식 (11)과 같이 표현된다.

$$\frac{1}{2} \{ \hat{s}(t_{(i)}) + \hat{s}(t_{(i)} + 0) \} = 1 - \frac{(i-1)}{n} - \frac{1}{2n} = 1 - \frac{(i-1/2)}{n} \quad (10)$$

$$p_i = \frac{i - 1/2}{n} \quad (11)$$

그러므로 경험적 생존함수  $\hat{S}$ 의 확률공간상 위치는 식 (12)와 같다.

$$(x, y) = (t_{(i)}, 1 - \frac{(i - 1/2)}{n}) \quad (12)$$

Weibull 분포의 생존함수 식 (6)의 양변에  $\log$ 를 취하면 식 (13)과 같이 표현된다.

$$\log \{-\log S(t)\} = \beta \log t - \beta \log a \quad (13)$$

따라서 식 (12)와 식 (13)에 의해서 Weibull 분포의 생존함수는  $\log t_{(i)}$ 와  $\log \{-\log [1 - (i - 1/2)/n]\}$ 으로 나타나는

선형함수가 된다. 이 선형함수의 기울기와 절편을 각각  $a, b$ 라고 하면 형태 모수(Shape parameter)  $\beta = a$ 이고, 척도 모수(Scale parameter)  $\alpha = \exp(-b/a)$ 가 된다 [5].

### 2.2.3 고장확률 예측

고장확률 계산을 위해 앞서 언급한 Weibull 분포의 누적 고장확률함수  $Q(t_0)$ 를 이용하였고 식 (14)과 같다 [6].

$$Q(t_0) = \left( 1 - \exp\left(-\frac{1}{\alpha_i} (t - \tau_i)\right)^\beta \right) \quad (14)$$

여기서,  $\alpha_i > 0, \beta_i > 0, (t - \tau_i) \geq 0, 0 \leq Q_i(t) \leq 1$  이고  
 $t$  : 관측년도  
 $\tau_i$  : 설치년도  
 $t_0 = (t - \tau_i)$  : 설비수명

고장확률은 식 (14)와 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 정의 된다. 그림 2는 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 (14)을 고려하면 조건부 확률함수를 식 (15)와 같이 표현할 수 있다.

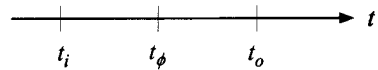


그림 2. 조건부 확률

$$Q_i(t_0, t_0) = \frac{F_i(t_0) - F_i(t_0)}{1 - F_i(t_0)} \quad (15)$$

식 (15)의 분자와 분모는 식 (16), 식 (17)과 같다.

$$Q(t_0) = \left( 1 - \exp\left(-\frac{1}{\alpha_i} (t_0 - \tau_i)\right)^\beta \right) \quad (16)$$

$$Q(t_0) = \left( 1 - \exp\left(-\frac{1}{\alpha_i} (t_0 - \tau_i)\right)^\beta \right) \quad (17)$$

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

## 3. 사례연구

사례연구에서는 한전 전력계통의 발전설비 중 비교적 수명이 짧은 복합화력 발전기에 대하여 고장확률을 예측하였다. 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 보여 준다. 표 1에서 고장년도는 발전기가 수명을 다해 교체되거나 제거된 년도를 의미한다. 표 2는 통계적 분석 방법(Data Analytic Method : Type II Censoring)을 적용하기 위해 표 1을 바탕으로 정리한 것이다. 표 2의 제 1열은 발전 호기 번호를 의미하며, 제 2열은 발전기 수명을 오름차순으로 정리한 것이다. 마지막으로 제 3열은 고장 난 발전기 수를 나타내었다.

표 1. 각 발전기 수명

NO	설치 년도	고장 년도	NO	설치 년도	고장 년도
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	1996	-
16	1979	1997	34	1996	-
17	1992	-	35	2000	-
18	1992	-	36	2001	-

표 2. 통계적 분석 방법에 대한 데이터 분석

발전기	설치 기간	고장 년 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

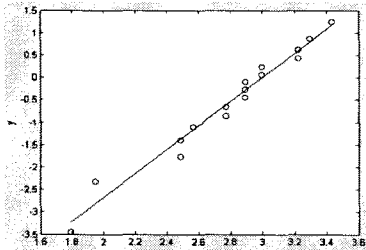


그림 3. 복합화력 발전기에 대한 Weibull 분포 모수 추정 곡선

그림 3은 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 기울기( $a$ )와 절편( $b$ )을 추정한 결과는 각각 2.608과 -8.038이다. 또한 형태모수  $\beta = a$ 와 척도모수  $\alpha = \exp(-b/a)$ 는 각각 2.680과 20.070이 된다.

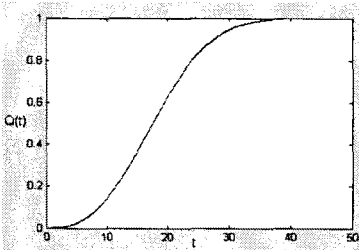


그림 4. 복합 화력발전기 누적 고장확률함수

추정된 모수를 식 (14)에 대입하여 누적 고장확률함수를 그리면 그림 4와 같다. 표 3은 시간에 따른 누적 고장확률치를 나타낸 것이다. 표 3에서 누적 고장확률 50(%)에서 발전기의 평균수명이 약 17과 18년 사이임을 알 수 있다. 또한 발전기의 설치년수가 28년 후에는 발전기의 고장확률이 90(%)를 넘고 40년후에는 100(%)에

가까워짐을 알 수가 있다.

표 3. 복합 화력발전기 누적 고장확률

년도	누적 고장확률(Q)	년도	누적 고장확률(Q)
1	0.000323	21	0.677
2	0.002098	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

복합 화력발전기의 고장확률 예측은 앞서 언급한 조건부 확률함수 식 (15)와 표 3의 데이터를 이용하여 식 (18)와 같이 계산할 수 있다.

$$Q(30, 10) = \frac{0.947 - 0.043}{1 - 0.043} = 0.9446 \quad (18)$$

따라서, 식 (18)에서와 같이 계산에 사용된 복합 화력발전기의 사용 년도는 10년이고 앞으로 30년이 지났을 때 고장이 발생할 확률은 94.46(%)임을 알 수가 있다.

#### 4. 결 론

본 논문에서는 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.

전력시장이 개방되고 경쟁적 환경이 조성됨에 따라 계통운영의 합리화에 대한 요구가 증가되고 있다. 따라서 고장확률 예측은 계통사고에 빠르게 대처할 수 있는 상황뿐만 아니라 계통 운영, 계획 및 유지보수에 있어 경제성과 합리성을 각 전력회사에 제공할 수 있을 것이다.

본 논문에서 제안한 기법은 발전기, 변압기, 선로, 계전기 등 계통설비의 수명과 관련된 고장확률 예측을 비교적 간단히 수행할 수 있으며 이는 각 계통설비의 운영 지표로 사용될 수 있을 것이다.

#### 감사의 글

본 연구는 전력연구원의 연구지원(기금-119J03PJ03)에 의해 수행되었음.

#### [참 고 문 헌]

- [1] M. E. Bechler, "Reliability centered maintenance for transmission systems", *IEEE Transaction on Power Delivery*, vol.12, No. 12, April 1997
- [2] Wenyuan Li, "Incorporating aging failures in power system reliability evaluation", *IEEE Transaction on Power System*, vol.17, pp.918-923, August. 2002
- [3] R. Billinton and R. N. Allan, "Reliability evaluating of engineering system", *Plenum Press*, 1992
- [4] M. J. Crowder, A. C. Kimber, R. L. Smith and T. J. Sweeting, "Statistical analysis of reliability data", *Chapman and Hall*, 1991
- [5] 이성훈, 이승혁, 김진오, 전동훈, 김태균, "통계적 분석 방법을 이용한 발전설비의 평균수명 계산", *대한전기학회 하계학술대회 논문집 A 권*, 2004년 7월
- [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