

불충분한 고장 데이터에 기초한 발전소의 신뢰도 산정기법에 관한 연구

論文
52A-7-7

Reliability Analysis for Power Plants Based on Insufficient Failure Data

李承哲* · 崔東壽**
(Seung-Chul Lee · Dong-Soo Choi)

Abstract - Electric power industries in several countries are currently undergoing major changes, mainly represented by the privatizations of the power plants and distribution systems. Reliable operations of the power plants directly contribute to the revenue increases of the generation companies in such competitive environments. Strategic optimizations should be performed between the levels of the reliabilities to be maintained and the various preventive maintenance costs, which require the accurate estimations of the power plant reliabilities. However, accurate estimations of the power plant reliabilities are often limited by the lack of accurate power plant failure data. A power plant is not supposed to be failed that often. And if it fails, its impact upon the power system stability is quite substantial in most cases, setting aside the significant revenue losses and lowered company images. Reliability assessment is also important for Independent System Operators(ISO) or Market Operators to properly assess the level of needed compensations for the installed capacity based on the availability of the generation plants.

In this paper, we present a power plant reliability estimation technique that can be applied when the failure data is insufficient. Median rank and Weibull distribution are used to accommodate such insufficiency. The Median rank is utilized to derive the cumulative failure probability for each ordered failure. The Weibull distribution is used because of its flexibility of accommodating several different distribution types based on the shape parameter values. The proposed method is applied to small size failure data and its application potential is demonstrated.

Key Words : Power Plant Reliability, Weibull Reliability Analysis, Median Rank, Multinomial Distribution, Availability

1. 서론

전력분야에서의 신뢰도 산정은 주로 전력계통계획이나 발전설비계획을 수립하기 위한 기초자료를 제공하기 위해 수행되어 왔다. 복합 전력 계통에서는 송전선로, 발전소 및 주요 변전소들을 각각 하나의 신뢰도 계산단위로 취급하고 주로 이들의 고장정지율(forced outage rate (FOR)) 또는 전체 정비(overhaul) 기간과 부분출력 감발 고장기간을 환산하여 FOR에 반영한 등가고장정지율(equivalent forced outage rate (EFOR))을 기반으로 전체 신뢰도를 산출하였다[1-3]. 전체 계통의 구성과 운영의 복잡성 및 다양성으로 인해 이용 목적에 따라 확정론적인 방법 또는 확률론적인 방법을 이용하여 산출한 여러 신뢰도 지표들이 제안되어 왔다. 확률론적인 방법은 주로 해석적인 방법을 많이 사용하나 복합 전력계통과 같이 구성설비의 수가 많은 경우 확률적으로 고려해야 할 경우의 수가 급격히 늘어나는 문제점 때문에 몬테 카를로(Monte Carlo) 방법과 같은 시뮬레이션을 이용한 방법들도 제안되어 왔다[4,5]. 신뢰도 산정의 목적도 장기적으

로는 주로 전력계통계획의 적정성(adequacy)의 평가에, 그리고 단기적으로는 운용의 안전성(security)이나 설비의 가용성(availability)을 검토하기 위한 경우가 많다. 특히 적정성 평가를 위한 신뢰도 지수들로는 Loss of Load Probability (LOLP), Loss of Load Expectation (LOLE), Expected Demand Not served (EDNS), Loss of Energy Expectation(LOEE), 등이 있다. 그러나 전력산업의 구조개편과 함께 상호 이해 관계가 다른 여러 주체들이 전력시장에 참여하게 되고 각 주체마다 신뢰도를 평가하고 이용하는 목적이 다소 달라짐에 따라 복합전력계통의 신뢰도 평가도 변화된 환경에의 적응을 위한 전반적인 재정립을 필요로 하고 있다. 본 논문에서는 복합전력계통의 주요 구성요소이며 특히 각 발전회사의 이익은 물론 전체 전력계통의 신뢰도와도 직결되는 발전소의 신뢰도 산정기법에 대하여 논한다. 또한 발전회사의 여유 발전용량에 대하여 보상해 주는 용량 보상제도를 시행할 경우에는 시장운영자(market operator)의 입장에서 유효한 여유용량의 산정을 위해 여유용량을 구성하고 있는 발전소들의 정확한 신뢰도를 산정하여야 한다.

발전소에 대한 신뢰도 산정은 주로 극히 높은 운전신뢰도가 요구되는 원자력 발전소의 reactor 및 coolant 시스템에 대하여 연구가 행하여져 왔다[6-8]. 화력발전소의 경우는 주로 노후발전 설비의 잔존수명을 평가하여 설비의 폐기시기를 결정하고 그에 따른 신규발전소의 건설계획을 수립하기

* 終身會員 : 中央大 工大 電子電氣工學部 教授 · 工博

** 準會員 : 中央大 工大 電子電氣工學部 碩士課程

接受日字 : 2003年 2月 26日

最終完了 : 2003年 5月 3日

위한 목적으로 터빈, 발전기, 보일러 및 급수펌프, 등 주요 발전 설비에 대한 정밀진단 및 수명평가를 행하여 왔다 [9,10]. 수명평가는 주로 발전소의 전체적인 정기보수시 표면 복제, 자분탐상, 초음파검사, 등의 방법을 동원하여 재질의 열화 또는 부식 정도, crack이 진행 시는 creep의 진행상황 및 진행속도를 그간의 발전소의 기동 정지의 횟수 및 기동의 종류, 즉 cold start, warm start, 또는 hot start, 등을 감안하여 예측하고 그에 근거하여 주로 향후 몇 년 후 재검사가 필요한지를 판정하는 방식으로 행하여져 왔다. 그러나 이러한 단편적인 수명평가의 결과를 어떻게 체계적으로 발전소 전체의 신뢰도 분석에 반영할 것인지에 대해서는 아직까지 정확한 이론체계가 확립되지 않은 실정이다. 화력 발전소의 경우 기기 구성이 복잡하고 그에 따른 불시정지(trip)나 출력감소의 원인도 복잡하여 정확한 운전신뢰도를 산정하기 위해서는 주요 기기들의 신뢰도 평가를 보다 체계적으로 하기 위한 기초연구가 선행되어야 한다. 만일 장기간에 걸친 주요 원인별 고장데이터와 수리데이터 그리고 수리 후 재 투입시까지의 대기여부 및 대기시간, 등의 상세 데이터가 적정량이상 수집되었다면 발전소가 처할 수 있는 상태를 보다 세분화하여 이들 상태들간의 천이(transition) 확률 분포에 기초하여 발전소의 신뢰도를 산정 할 수도 있을 것이다. 이 경우 주로 Markov process에 기반한 기법들의 적용을 검토해볼 수 있다[11,12]. 그러나 발전소의 정확한 신뢰도를 산출하는데 따르는 어려움은 발전소를 즉시 정지시켜야 할 수준의 고장은 그 빈도가 많지 않다는 데에 있다. 더구나 고장발생 기기의 종류와 원인이 다양하기 때문에 고장 mode별과 원인별로 신뢰도 분석의 기초가 되는 고장 확률분포를 정확하게 찾아내는데 필요한 충분한 양의 데이터를 축적하기 위해서는 장기간 체계적으로 데이터를 수집해 나가야 한다. 특히 기존의 제안된 Markov process를 이용한 기법들은 고장수리상태에서 발전소가 필요상태에서 대기상태로 넘어가는 데이터가 현실적으로 얻어지기 어렵다는 점과 또 부분감발의 경우를 감발의 정도에 관계없이 한 개의 상태로 취급하는 등, 실제의 적용에는 보완해야할 문제점들이 있다. 이미 수집되어 있는 운전 데이터들은 사전에 정확한 이용 계획 없이 일상적인 운전상태의 평가 및 기록을 위해 수집된 경우가 대부분이어서 막상 신뢰도 평가에 이용하려고 할 경우에는 대부분 불충분하고 부정확한 점들이 많이 발견되게 된다. 기본적으로 데이터가 불충분하거나 부정확할 경우 그 정도에 따라 신뢰도를 산출할 수 없거나 또는 산출하더라도 그 정확도가 떨어지거나 심지어는 신뢰도를 오도할 수도 있다.

본 연구에서는 이미 수집된 고장데이터가 불충분하며 소량일 경우에 발전소의 신뢰도 계산을 하기 위한 한 방법을 제안하였다. 본 연구에서는 일정시각까지 발전소가 정지되지 않고 운전될 확률, 즉 협의의 신뢰도와 일정시간 동안 고장 없이 운전된 발전소가 다음 순간에 정지될 가능성을 나타내는 위험률(hazard rate), 그리고 일정기간 동안 가동이 가능할 것으로 예측하는 기간의 비율인 가용율(availability)을 주로 검토하기로 한다. 제안한 방법은 발전소의 운전 및 고장데이터가 축적되어감에 따라 비교적 용이하게 계속적으로 update가 가능하며 그에 따라 보다 정확한 신뢰도 값에 접근해 갈 수 있는 이점이 있다. 본 논문에서

는 전형적인 국내 화력발전소 2기의 실제 고장정지와 수리 데이터에 기초하여 발전소의 고장시간 분포와 수리시간 분포를 산출하고 이를 기초로 신뢰도를 산정하는 예를 보임으로써 제안한 방법의 적용 가능성을 제시하였다.

2. 고장 시간의 누적 분포값 산출

그림 1에 전형적인 초임계압 once-through형 보일러 발전소의 주 급수 및 주 증기 시스템의 간략화한 흐름도를 보였다. 그림에서 보인 대로 발전소는 크게 터빈-발전기 및 부속시스템, 보일러 및 부속시스템, 전기시스템, 계장, 제어 및 컴퓨터시스템으로 그룹 지을 수 있다. 발전소 운전 중 발생할 수 있는 상기 주요 시스템들의 전형적인 고장 원인으로서는 경년열화, 마모, 진동, 스트레스, 제작불완전, 시공불완전, 보수불완전, 운전원 과실, 외부인 과실, 원인불명, 등을 들 수 있다. 또한 상기 각 주요시스템에서는 위에 열거한 고장모드(mode) 중의 하나 또는 둘 이상이 중복되어 발전소 전체의 불시정지를 일으킬 수 있는 고장이 언제든지 발생할

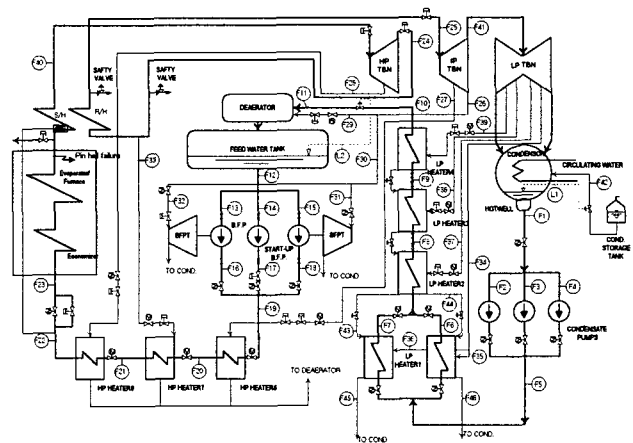


그림 1. 초임계압 관류형 보일러 화력발전소의 급수 및 주증기 흐름도

Fig. 1 Functional flow diagram of a supercritical once-through type boiler Fossil Power Plant

표 1 화력발전소의 고장정지 예 (동종 2기 합산)

Table 1 Aggregated failure data of the two identical power plants

년도	1차	2차	3차	4차	5차	합계
고장정지횟수	5	2	3	2	4	16
총 수리시간 (시간)	27	7	163	49	150	396
매 고장당 평균 수리시간(시간)	5.4	3.5	54.3	24.5	37.5	24.8
계획정지시간 (시간)	2724	2188	844	3188	1824	10,768
2기 총 연간 운전시간(시간)	14769	15325	16513	14283	15546	76,436

수 있다. 따라서 발전소의 정확한 운전신뢰도를 계산하기 위해서는 각 시스템별로 고장 및 운전데이터를 체계적으로 수집해 나가야 한다. 그러나 실제 발전소를 불시정지에 이르게 하는 고장의 발생 빈도는 매우 적은 편이어서 각 시스템별로 또 고장 모드별로 각각 따로 신뢰도를 분석하고 이를 취합하여 발전소 전체의 신뢰도 계산에 이용하기 위해서는 발전소별로 장기간 데이터 축적을 해 나가야 한다.

표1은 전형적인 국내 500MW급 화력발전소 2기의 5년간 운전기록에 기초하여 기록된 연도별 고장빈도와 고장별 수리시간 데이터의 예이다. 결과에서 보는바와 같이 2기 합하여 5년간 총 고장정지 횟수는 16회로서 년 평균 3.2회, 따라서 1기당 1.6회 정도의 적은 빈도를 나타내고 있다. 상기 2기의 발전소는 거의 동시에 같은 건설 회사에 의해 건설되었고 기기들의 사양과 운전환경이 유사하고 정지에 이르는 고장의 발생빈도가 적어 본 연구에서는 2기의 데이터들을 취합하여 분석하였다.

발생빈도가 적은 발전소의 고장데이터로부터 고장의 확률분포곡선을 얻기 위해 고장빈도를 일간 또는 주간 간격을 시간 축으로 히스토그램을 그릴 경우 매 간격 당 고장횟수는 대부분의 경우 1회 이하에 지나지 않는다. 이러한 상황에서 고장들의 확률분포를 얻기 위한 대안으로서 본 논문에서는 Multinomial 분포에 기초한 Median Rank를 사용하기로 한다. N개의 고장이 일어났을 경우 그 중 임의의 i번째 고장이 임의의 시각 t_i 에 일어날 t_i 의 확률분포를 $F(t_i)$ 라 할 때, N개중 i번째 고장이 t_i 에 일어나기 위해서는 다음과 같은 상황이 동시에 발생해야 한다.

- i. 시각 t_i 직전까지 $i-1$ 개의 고장이 발생하고
- ii. 시각 t_i 에서 한 개 즉 i번째의 고장이 발생하며
- iii. 시각 t_i 이후에 나머지 $N-i$ 개의 고장이 발생한다.

상기와 같은 상황이 발생하기 위한 확률은 나올 수 있는 결과가 3개인 Multinomial 분포를 이용하여 다음과 같이 나타내어진다.

$$\frac{N!}{(i-1)!1!(N-i)!} [F(t_i)]^{i-1} f(t_i) dt_i [1-F(t_i)]^{N-i} \quad (1)$$

여기서

$$f(t_i) = \frac{dF(t_i)}{dt_i}$$

이고, (1)의 표현은

$$\frac{N!}{(i-1)!1!(N-i)!} [F(t_i)]^{i-1} [1-F(t_i)]^{N-i} dF(t_i) \quad (2)$$

로 놓을 수 있다. $F(t_i)$ 의 확률밀도함수를 $f[F(t_i)]$ 라 하면 식 (2)는 다시 $f[F(t_i)]dF(t_i)$ 로 놓을 수 있다. 여기서

$$f[F(t_i)] = \frac{N!}{(i-1)!1!(N-i)!} [F(t_i)]^{i-1} [1-F(t_i)]^{N-i} \quad (3)$$

이며 따라서 $f[F(t_i)]$ 는 미지의 $F(t_i)$ 값의 확률밀도함수가 된다. $f[F(t_i)]$ 하의 면적이 50%가 되는 점의 $F(t_i)$ 의 값인 $\tilde{F}(t_i)$ 를 구하면

$$p = \int_0^{\tilde{F}(t_i)} f[F(t_i)] dF(t_i) \quad (4)$$

에서 $p=0.5$ 가 되는 $\tilde{F}(t_i)$ 값이 된다.

상기의 $\tilde{F}(t_i)$ 값은 N과 i의 함수가 되며 다음과 같이 개략 값으로 주어진다[13].

$$\tilde{F}(t_i) \approx \frac{i-0.3}{N+0.4} \quad (5)$$

상기 $\tilde{F}(t_i)$ 값이 Median Rank이며 이러한 Median Rank 값을 이용하여 발전소 고장의 누적분포 확률 값을 산출하기로 한다.

3. 발전소 고장 확률분포함수의 산정

전항의 방법으로 i번째 고장의 누적확률을 산출한다고 하여도 전체적으로 고장발생 시간이 어떠한 확률분포를 가지는가는 알 수가 없다. 본 논문에서는 두개의 분포 계수(parameter)를 갖고 이중 shape parameter의 값에 따라 유연하게 다양한 분포 형태를 수용할 수 있으며 발전소의 고장 데이터와 같이 적은 표본수로도 분포 계수들의 값의 산출이 가능한 Weibull 분포를 적용한다.

Weibull 분포의 고장 확률 밀도 함수는 다음과 같이 정의된다.

$$f(t) = \frac{\beta}{\eta} \left(\frac{t-t_0}{\eta} \right)^{\beta-1} e^{-\left(\frac{t-t_0}{\eta} \right)^\beta} \quad (6)$$

여기서

t_0 : 발전소 운전 시작점

η : scale parameter 또는 특성 수명(characteristic life)

β : 형태계수(shape parameter)

Weibull 확률 분포함수 $F(t)$ 는 $f(t)$ 를 적분하여

$$F(t) = 1 - e^{-\left[\frac{t-t_0}{\eta} \right]^\beta} \quad (7)$$

와 같이 얻어지고, 따라서 시간 t 까지 고장이 발생할 확률은 $F(t)$ 가 된다. 또한, 시간 t에서의 신뢰도는

$$R(t) = 1 - F(t) = e^{-\left(\frac{t-t_0}{\eta}\right)^\beta} \quad (8)$$

가 되고, 시작시간 t_0 을 0 으로 놓으면

$$R(t) = e^{-\left(\frac{t}{\eta}\right)^\beta} \quad (9)$$

와 같이 된다. 여기서 두 파라미터들의 값을 Median Rank와 Weibull 대수방안지를 이용하여 산출하기로 한다. (8)과 (9)로 부터

$$\frac{1}{1-F(t)} = e^{\left(\frac{t}{\eta}\right)^\beta} \quad (10)$$

(10)의 양변에 자연대수를 반복해서 취하면

$$\ln \ln \left(\frac{1}{1-F(t)} \right) = \beta \ln \left(\frac{t}{\eta} \right) = \beta \ln t - \beta \ln \eta \quad (11)$$

의 형태로 나타낼 수 있다. 세로축의 눈금을 $\ln \ln \left(\frac{1}{1-F(t)} \right)$ 로, 가로축을 $\ln t$ 로 취한 Weibull 방안지에서 고장 시각 t_i 들과 해당되는 Median Rank의 $F(t_i)$ 값들을 plot 하고 대체적으로 이 점들을 지나는 직선 $Y=AX+B$ 를 그을 수 있다고 하면 이 때, $A=\beta$ 가 되어 해당 직선의 기울기로부터 β 를 구할 수가 있게된다. 만일 직선을 구할 수가 없다면 고장 시간 t_i 는 Weibull분포를 가지지 않는 것으로 간주되고 둘 이상의 직선을 이은 형태로 구성되면 혼합(Mixed) Weibull 모델로 분석해야 한다. 또한 $\eta=t$ 일 경우, (10)으로부터

$$1 - F(t) = e^{-1}$$

가 되고, 따라서

$$F(t) = 1 - e^{-1} = 0.632$$

가 되므로, η 는 $Y=AX+B$ 직선에서 $F(t)$ 가 63.2%가 되는 점의 시간이 되고 이를 scale parameter 특성수명(characteristic life)이라 한다.

시간 t 까지 고장 없이 운전된 발전소가 다음 순간 고장이 날 위험률(hazard rate)은

$$h(t) = \frac{f(t)}{R(t)} = \frac{\beta}{\eta^\beta} t^{(\beta-1)} \quad (12)$$

로 된다.

4. 신뢰도 산출 예

다음은 표1로 주어진 고장데이터를 이용하여 발전소 신뢰도를 분석하기로 한다. 발전소의 경우 수많은 기기들로 구

성되어 있어 특정 기기만의 고장과 수리를 반복해나가는 상황과는 달리 1년 중 고장이 나는 기기가 각각 다르다고 가정할 경우 각 고장은 overhaul 후부터 운전시간에 따라 독립적으로 발생했다고 볼 수 있다. 또한 고장발생시간에 대한 상세한 데이터가 없을 경우 고장은 통상 1년중 1회 실시하는 overhaul 후부터 일정 운전시간 간격으로 발생하는 것으로 개략화한다. 이 경우 각 고장발생시간은 2기의 계획정지와 수리시간을 제외한 총 연간 운전시간을 고장발생횟수에 1을 더한 숫자로 나누어 고장간 발생시간 간격을 구한다. 다음 overhaul 후부터 고장발생시간을 순차적으로 합산하여 구하였다. 연도별로 계산한 고장발생시간을 취합하여 오름차순으로 정리하고 해당 Media Rank 값을 구하여 표2에 나타내었다. 좀 더 정확한 분석을 위하여는 1년 중 최종 고장이 발생한 시점부터 다음 overhaul을 시행하는 시점까지는 정지사고없이 운전된 셈이므로 이 기간의 운전시간을 시간점열(time censored)된 데이터로 취급하여 신뢰도 산정에 반영하여야 한다. 이 경우 발전소의 신뢰도는 약간 증가하게 되나 여기서는 불충분한 데이터 사용 환경 하에서 신뢰도를 보다 보수적으로(conservative) 산출하기 위해 이 영향을 무시하기로 한다.

표 2 발전소의 Overhaul 후의 고장정지 시간 데이터(5년간 데이터, 2기)

Table 2 Failure time data after overhauls (2 power plants, 5 years period)

고장순서	고장 발생 시간	Median Rank
1	2461.5	4.2
2	3102.2	10.4
3	4128.3	16.5
4	4761	22.6
5	4923	28.7
6	5108.3	34.8
7	6218.4	40.9
8	7384.5	46.9
9	8256.5	53
10	9306.6	59.1
11	9522	65.2
12	9846	71.3
13	10216.7	77.4
14	12307.5	83.5
15	12384.9	89.6
16	12408.8	95.7

이러한 고장시간 분포를 Weibull분포 용지에 plot한 결과는 그림2와 같다. 데이터의 양이 충분할 경우 보다 정확하게 직선을 구하는 방법으로서 최소자승법(least square method)에 기반한 회귀분석(regression analysis) 방법을 사용할 수가 있으나 본 논문에서는 데이터를 plot한 점들이 거의 일직선상에 놓여져 개략적으로 직선을 구했다¹⁾. 그래프에서 산출한 결과 기울기는 1.93, 특성수명은 9200시간으로 나타났다. 따라서 이들 발전소는 overhaul 후 9200시간 운전

註 1) Weibull parameter들의 값은 Maximum Likelihood Estimate 방법을 이용하여 구할 수도 있다.

할 때까지 고장정지가 발생할 확률은 약 63%가 되는 것을 알 수 있다. 또한 shape parameter β 의 값이 1.93이므로 고장 발생시간의 분포는 정상분포가 왼쪽으로 치우친 형태의 분포가 되는 것으로 나타났다. 따라서 수리후 일정 시간이 지난 초기에 고장정지 발생 가능성이 높고 일단 그러한 기간이 지나면 안정적으로 장기간 운전되는 것을 알 수 있다.

만일 발전소를 6개월 즉 4320시간 동안 운전할 경우 그 사이에 고장이 발생할 확률은 그래프에서 약 20%가 되고 6개월 간 무사히 운전될 확률은 80%가 됨을 알 수 있다. 또한 6개월을 무사히 운전한 발전소가 다음 순간에 고장 정지될 위험률은

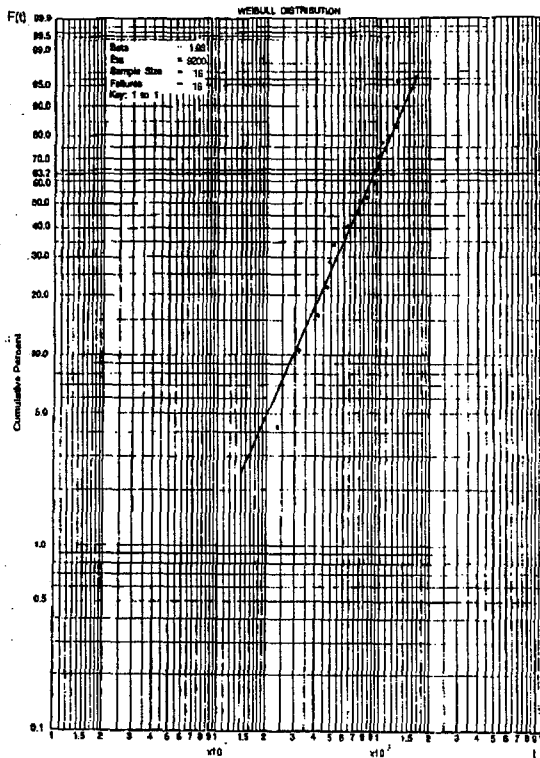


그림 2 고장시간 분포
Fig. 2 Failure Time Distribution

$$h(t) = \frac{1.93 \times 4320^{0.93}}{9200^{1.93}} = 1.05 \times 10^{-4}$$

이 된다. 마찬가지로 1년 뒤에는 2.0×10^{-4} , 2년 뒤에는 3.82×10^{-4} 이 되어 고장 없이 운전할 경우 시간이 경과함에 따라 거의 정비례하게 위험률이 증가하는 것을 볼 수 있다.

표 3은 5년간 2기의 발전소에서 발생한 고장들에 대한 수리시간을 나타낸다. 수리시간 역시 총 수리시간 합계로 주어져 연도별로 평균수리시간을 하나의 데이터로 취급하였다. 그림 3에 수리시간의 분포를 Weibull 분포 용지에 plot한 결과를 나타내었다. 그래프에서 산출결과 shape parameter β 의 값이 0.95로 나타났다. 따라서 과거의 보수시간이 현재의 보수시간에 영향을 주지 않는 지수분포에 가까운 것으로 나타났다. 또 특성수리시간이 25시간으로서 수

표 3 발전소의 수리시간 데이터

Table 3 Repair Time Data

수리 No.	수리 시간	Median Rank
1	3.5	12.9
2	5.4	31.3
3	24.5	50
4	37.5	68.6
5	54.3	87

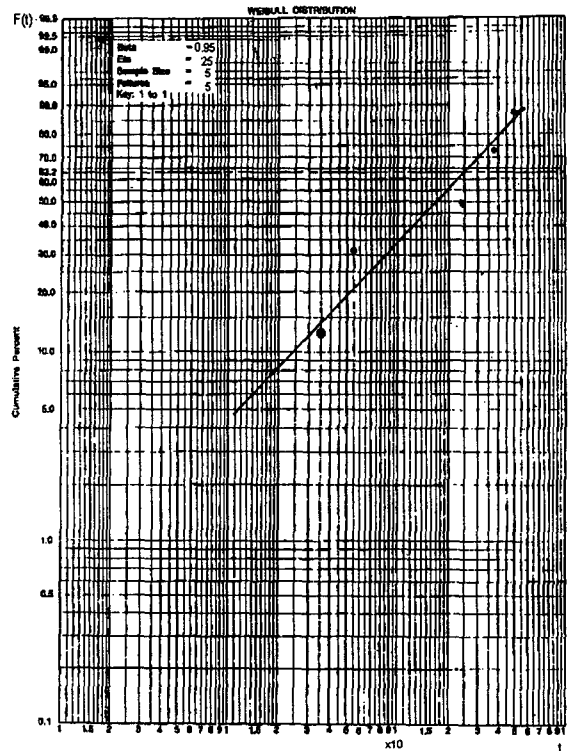


그림 3 수리시간 분포
Fig. 3 Repair Time Distribution

리의 63%는 대개 25시간 이내에 끝나는 것으로 나타났다.

발전소의 안정 상태에서의 고유 가용도(inherent availability)[14]는

$$A = \frac{MTBF}{MTBF + MTTR} \approx \frac{4802}{4802 + 24.8} \approx 0.995$$

가 되어 상기 두 발전소는 정기보수시간을 제외하면 1000일 운전시 약 5일간의 정지가 예상된다. 위의 식에서 MTBF는 2기의 5년간 총 운전가능 최대시간인 87600시간에서 총 계획정지시간 10768시간을 제외한 순수 운전 및 고장정지시간을 총 고장정지 횟수 16회로 나누어 구하였고, MTTR은 총 수리시간 396시간을 총 고장정지 횟수 16회로 나누어 각각 구하였다.

5. 결 론

본 논문에서는 고장정지에 이르는 주요설비들의 고장발생 빈도가 매우 적은 발전소의 운전상황에서 불충분한 고장 데이터로 신뢰도 분석을 하기 위한 한 방법으로서 Rank distribution과 Weibull분포의 적용가능성을 보였다. 제안한 방법은 특히 발전소 건설 후 신뢰성 분석을 위한 최소한의 고장 데이터도 얻기 어려운 운전 초기 기간 중에 전체 발전소의 개략적인 신뢰성을 평가하는데 이용할 수 있을 것이다. 보다 정확한 신뢰도 분석을 위해서는 장기간에 걸쳐 발전소별 각 설비별로 상세 고장 모드(mode)의 분석과 모드별 고장 데이터의 체계적인 축적을 해 나가야 하며 또한 설비별 고장모드별로 분석한 신뢰도들을 설비들의 직병렬 연결 관계와 예비설비(stand-by)의 유무, 등을 고려하여 취합해 나가는 연구도 수행하여야 한다. 또한 본 논문의 신뢰도 분석 과정에서 가정된 사항들, 예를 들면 overhaul이나 수리 후 발전소가 예전과 같은 컨디션으로 회복되는 것으로 간주한다거나, 한 고장이 다른 고장 발생에 상호 영향을 미치지 않는다는 가정, 등은 각 발전소의 운영환경, 잔여수명, 수리 인력의 숙련도의 변화에 따라 적절히 조정되어야 한다. 발전소가 고장이 나지 않고 계속 운전될 경우 고장이 나지 않은 운전 데이터도 검열(censored) 데이터로 취급하여 연속적으로 신뢰도 계산에 반영해 나가는 연구도 필요하다고 사료된다.

감사의 글

본 연구는 한국 전력공사의 지원에 의하여 기초전력공학 공동연구소의 주관으로 수행되었음(98-066)

참 고 문 헌

[1] Sullivan, R. L., Power System Planning, McGraw-Hill, 1977.
 [2] Wang, X. and McDonald, J. R., Modern Power System Planning, McGraw-Hill, 1994.
 [3] IEEE Sub-committee, "The Application of Probability Methods on Power System Reliability Evaluation," IEEE PAS-97, 1978.
 [4] Billinton, R. and Li, W., Reliability Assessment of Electric Power Systems Using Monte Carlo Methods, Plenum Press, 1994.
 [5] 문승필, 최재석, 신흥교, 이순영, 송길영: "Monte Carlo 법에 의한 복합전력계통의 유효부하지속곡선 작성법 개발 및 신뢰도해석," 대한전기학회 논문지, Vol. 48A, No. 5, pp. 508-515, 1999년 5월.
 [6] Cappelle, B. and Kerre, E. E., "Computer Assisted Reliability Analysis: An Application of Possibilistic Reliability Theory to A Subsystem of A Nuclear Power Plant," Fuzzy Sets and System, Vol. 74, No. 1, August 1995.
 [7] Patel, B. and Carolyn, D. Heising, "Statistical Analysis of the FT. Calhoun Reactor Coolant Pump

System," Proceedings of the 1996 American Nuclear Society International Topical Meeting on Nuclear Plant Instrumentation, Control and Human-Machine Interface Technologies(NPIC & HMIT' 96), May 1996.
 [8] Cizelj, L., Mavko, B. and Vencelj, P., "Reliability of Steam Generator Tubes with Axial Cracks," Journal of Pressure Vessel Technology-Transaction of the ASME, Vol. 118, No. 4, November 1996.
 [9] Arora, N. and Kumar, D., "Stochastic Analysis and Maintenance Planning of the Ash handling System in the Thermal Power Plant," Microelectronics & Reliability, Vol. 37, No. 5, May 1997.
 [10] Arora, N. and Kumar, D., "Availability Analysis of System And Power Generation System in the Thermal Power Plant," Microelectronics & Reliability, Vol. 37, No. 5, May 1997.
 [11] El-Sayed, M. A. H., "Reliability Modeling for Expansion-Planning of Electric-Power Plants," IEEE Trans. on Reliability, Vol. 40, No. 3, pp. 316-321, August 1991.
 [12] Perman, M., Senegacnik, A., Tuma, M., "Semi-Markov Models with an Application to Power-Plant Reliability Analysis," IEEE Trans. on Reliability, Vol. 46, No. 4, pp. 526-532, December 1997.
 [13] O'connor, P.D.T., Practical Reliability Engineering, 3rd Ed., John Wiley & Sons, 1991.
 [14] Elsayed, A. Elsayed, Reliability Engineering, Addison Wesley, 1996.

저 자 소 개



이 승 철 (李承哲)

1946년 6월 16일생. 1963년 서울대학교 전기공학과 졸업. 1972년 재무부 전매청 신탄진 연초제조창 전력과장. 1977년 현대엔지니어링 기전사업부 차장. 1982년 미국 Univ. of Florida 전기공학과 졸업(석사). 1985년 동 대학원 졸업(박사). 1985년 미국 테네시대 우주항공대학원 전기 및 컴퓨터 공학과 부교수. 1995년~현재. 중앙대학교 공과대학 전자전기공학부 교수.



최 동 수 (崔東壽)

1976년 5월 7일생. 2001년 8월 중앙대학교 전자전기공학부 졸업. 2001년 9월~현재. 동 대학원 석사과정.