

화력발전 플랜트의 신뢰도 산정기법에 관한 기초연구

이승철, 박경배
 중앙대학교 전자전기 공학부

A Study on Integrated Reliability Analysis for Fossil Power Plant

Seung-Chul Lee, Kyung-Bae Park
 School of EE, Chung-Ang University

Abstract - 본 연구는 발전소의 신뢰도 산정을 보다 정확히 하기 위한 기초를 마련하기 위해 수행되었다. 많은 설비들로 구성된 발전소의 전체 신뢰도 계산에 대한 정확한 이론체계가 아직까지 확립되지 않았고 고장의 발생빈도도 적어 신뢰도 분석의 정확도에 한계가 있다. 또한 발전소의 기기수리 및 정기적인 전체정비가 신뢰도에 미치는 영향도 신뢰도 산정시 고려해야한다. 본 연구에서는 전형적인 국내발전소의 실제 고장정지와 수리 데이터에 기초하여 발전소의 고장시간 분포와 수리시간 분포 분석의 예를 보였고 적은 표본수로도 분포 parameter들의 계산이 가능한 Weibull 분포의 적용 가능성을 제시하였다. 또한 고장수리 및 전체정비가 신뢰도에 미치는 영향을 반영하기 위해 stochastic renewal process에 기초한 availability의 적용을 제안하고 그 예를 보였다.

1. 서 론

전력분야에서 신뢰도계산은 주로 전력계통계획이나 발전설비계획을 수립하기 위한 기초자료를 제공하기 위해 수행되어 왔다. 송전선로, 발전소 및 주요변전소들을 하나의 신뢰도 계산단위로 취급하고 이들의 forced outage rate (FOR) 또는 overhaul 기간과 부분출력감발 고장기간을 환산하여 FOR에 반영한 equivalent forced outage rate (EFOR)을 기반으로 산출하였다 [1][2][3]. 그러나 주요한 신뢰도 지수로서 발전계획수립에 기초가 되는 Loss of Load Probability (LOLP)나 Loss of Load Expectation (LOLE), Expected Demand Not served (EDNS) 등의 계산에서 송전선로나 발전소들은 신뢰도 산정의 어려움 때문에 편의상 Up-Down State만을 갖는 모델로 취급되어 그 계산결과에 대한 신뢰를 저하시키고 있다. 특히 화력발전소의 경우 그 기기 구성이 복잡하고 그에 따른 trip이나 출력감소의 원인도 복잡하여 보다 정확한 운전신뢰도를 산정하기 위해서는 주요 기기들의 신뢰도 계산을 보다 체계적으로 하기 위한 기초연구가 필요하다.

정확한 발전소의 신뢰도 계산은 발전소의 안전운전과 그에 따른 높은 가동률과 발전원가 절감의 효과에서는 물론이고 전체 전력계통의 안전운용으로 인한 양질의 전력 공급이 가능해짐으로서 국가산업 전반의 경쟁력을 높이고 국민들에게는 정전이 극히 적은 편리한 생활을 영위할 수 있도록 한다. 더구나 과거에 거의 독과점적이었던 전력사업이 점차 경쟁체제로 바뀌어가고 있어 각 발전회사들은 앞으로 가능한 한 적은 설비투자로 양질의 전력을 공급해야하는 상반된 필요성을 동시에 만족시켜야 하며 이를 위해서는 전력계통의 각 주요 설비, 특히 발전소의 보다 신뢰도 높은 운전과 그에 따른 설비 및 공급예비율의 저감이 필수적으로 요망된다.

2. 본 론

2.1 발전소의 신뢰도 산정 Data 특성

그림 1에 전형적인 super critical steam pressure once-through type boiler 발전소의 feed water 및 main steam system의 간략화한 flow diagram을 보였다. 이들은 크게 다음과 같이 6개의 시스템으로 그룹 지을 수 있다.

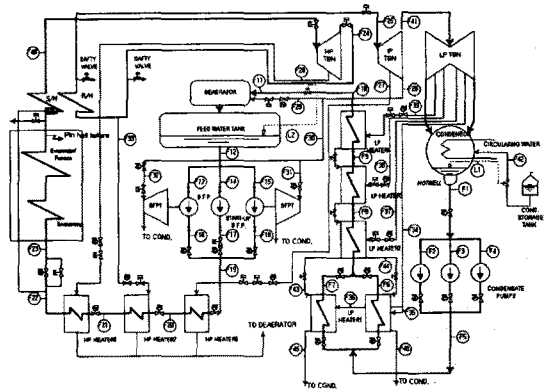


그림 1. Functional Flow Diagram of a Supercritical Once-through Type Boiler 화력발전소

1. Turbine 본체
2. Turbine 부속 시스템
3. Boiler 본체
4. Boiler 부속시스템
5. 전기시스템
6. 계장, 제어 및 전산 시스템

발전소 운전 중 발생할 수 있는 주요설비들의 전형적인 고장 mode들은 경년열화, 진동, 제작불완전, 시공불완전, 보수불완전, 운전원 과실, 외부인 과실, 원인불명, 등을 들 수 있다.

발전소의 긴급한 고장정지는 계통안정에 미치는 영향이 막대하여 그 빈도를 최소한으로 줄여야 하며 실제로도 발전소의 고장정지 빈도는 매우 낮은 편이다. 표 1에 전형적인 500MW급 발전소 2기의 5년간 운전기록을 참조하여 작성한 연도별 고장빈도와 고장별 수리시간 결과를 예로 보였다. 결과에서 보는바와 같이 2기 합하여 5년간 총 고장정지 횟수는 16회로서 년 평균 3.2회, 따라서 1기당 1.6회 정도의 빈도를 나타내고 있다. 이러한 고장 발생빈도로는 상기 6개의 주요설비에 속해 있는 세부 부속설비 level까지 신뢰도를 분석하기 위해서는 장기간에 걸쳐 데이터를 체계적으로 수집하여야 한다. 2기의 데이터들을 취합한 이유는 정지에 이르는 고장의 발생빈도가 적고 유사한 기종이 유사한 환경 하에서 운전되므로 sample data의 수를 증가시켜 보다 정확한 신뢰도 계산을 하기 위함이다. 따라서 본 논문에서는 부족한 데이터로 발전소 전체 신뢰도 계산을 어떻게 하는 것인지에 대하여 주로 논의하기로 한다.

표 1. 화력발전소의 고장정지 예 (동종 2기 합산)

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
계획정지 시간(시간)	2724	2188	844	3188	1824	10,768
2기 총 년간 운전시간(시간)	14769	15325	16513	14283	15546	76,436

2.2 Weibull 분포의 적용

Weibull 분포는 적은 표본수로도 분포 parameter 들의 계산이 가능하고 고장이 발생되지 않은 설비들의 운전시간도 suspended data item으로 취급하여 신뢰도 계산에 반영할 수 있어 신뢰도의 계속적인 update 가 가능하여 발전소 설비의 신뢰도 분석에 적절히 활용될 수 있을 것으로 사료된다. 또한 분포 parameter 중 shape parameter의 값에 따라서 여타 분포도 쉽게 근사화 할 수 있고 이들 분포 parameter들은 log 방정식을 사용하여 그래프적으로 용이하게 산출 할 수 있다. Weibull 분포 $F(t)$ 에 자연대수를 반복해서 취하면

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

의 형태로 나타낼 수 있다. 상기 식은 세로축의 눈금을 $\ln \ln \left(\frac{1}{1-F(t)} \right)$ 로, 가로축을 $\ln t$ 로 취한 Weibull 방안지에서 $Y=AX+B$ 인 직선의 그래프로 나타낼 수 있다. 이 때, $A=\beta$ 가 되어 β 는 직선의 기울기로부터 구할 수 있고, $\eta=t$ 일 경우

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

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

가 되므로 η 는 그래프에서 $Y=AX+B$ 직선이 $F(t)$ 가 63.2%가 되는 점과 만나는 시간이 된다.

2.3 주요 설비들의 신뢰도 취합

전기한 6개의 주요설비는 이들 중 어느 설비도 만일 중대한 고장이 발생할 경우 발전소 전체를 세워야 할 상황에 이를 수 있으므로 발전소를 정지시켜야 할 중대한 고장의 발생 빈도만으로 각 설비의 신뢰도를 계산할 경우는 발전소 전체의 신뢰도는 이들 6개의 주요설비가 직렬로 연결된 경우의 전체 신뢰도와 같다. 즉

$$R(t) = \prod_{i=1}^6 R_i(t)$$

로 된다.

2.4 설비 고장수리 및 전체정비의 영향

상기 2.2 절에서 설명한 바와 같이 각 설비의 고장 발생에 따른 신뢰도 분석은 Weibull 분포로 수행할 수 있다. 그러나 발전소에서 주요설비의 고장발생시 해당 설비를 수리하여 재사용 할뿐만 아니라 대체적으로 년 1회 장기간 정지시켜 놓고 전체적인 overhaul을 실시한다. 따라서 이러한 수리 및 정기보수의 효과를 신뢰도에 반영하여야 한다.

수리시간은 그 특성상 고장발생 시마다 이전의 수리이력과는 관계없이 random하게 변하는 것으로 간주할 수

있으며 고장발생 빈도가 적은 만큼 수리빈도도 또한 적은 것이 현실이다. 이때 현재의 수리시간은 과거의 수리시간에 영향을 받지 않는 것으로 간주할 경우 지수(exponential) 분포, 또는 Weibull분포에서 shape parameter가 1에 가까울 경우 지수분포에 가깝게 되므로 Weibull분포를 사용할 수 있다.

또한 발전소의 경우 주요설비가 고장났을 때 이를 수리하여 재 사용하므로 수리에 따른 신뢰도 향상을 고려하여야 한다. 이를 위하여 설비 본래의 신뢰도에 고장수리에 따른 영향을 반영한 설비의 Availability를 산출하는 것도 보다 자세한 신뢰도 해석을 위해 필요하다고 생각된다. 또한 발전소의 운전은 고장과 수리가 random한 시간으로 발생하고 교대로 반복되며 진행하게 되므로 stochastic process의 alternating renewal process로 해석할 수 있다.

Alternating renewal process에서의 고장시간과 수리시간을 합한 시간의 분포 $f(t)$ 는 고장시간 밀도함수 $f_1(t)$ 와 수리시간 밀도함수 $f_2(t)$ 의 convolution으로 구할 수 있다. 즉

$$f(s) = f_1(s)f_2(s)$$

이다. 여기서 $f(s), f_1(s), f_2(s)$ 는 각각 해당 density 함수의 Laplace 변환이다.

시간에서 설비 가용도(availability)의 Laplace변환은

$$A^*(s) = \frac{R^*(s)}{1-f_1(s)f_2(s)}$$

가 되고, 시간 t 가 충분히 클 경우 $A(t)$ 는 steady state 설비 가용도가 되어

$$A = \frac{MTBF}{MTBF+MTTR}$$

가 된다.

2.5. 계산 적용의 예

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

고장순서	고장 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

표 2는 5년간 2기의 발전소에서 매년 정기보수를 실시한 후부터 고장날 때까지의 시간분포를 나타낸다. 고장은 연도별로 전체운전시간을 고장횟수로 나누어 일정 시간 간격으로 나는 것으로 개략화 하였다. Median Rank는 근사값

$$F(t_i) = \frac{j-0.3}{N+0.4}$$

을 사용하였다. $F(t_i)$ 는 N개의 고장이 일어났을 경우

그 중 임의의 i 번째 고장의 확률분포 $F(t_i)$ 의 확률밀도 곡선에서 면적의 50%가 되는 점의 확률 분포 값이다. 그림2에 이러한 고장시간 분포를 Weibull분포 용지에 plot한 결과를 보였다. 그래프에서 나타난 대로 기울기는 1.93, 특성수명은 9200으로서 발전소를 9200시간 운전할 때까지 고장정지가 발생할 확률은 63.2%가 되는 것을 알 수 있다. 또한 형태 parameter β 의 값이 1.93이므로 고장 발생시간의 분포는 정상분포가 왼쪽으로 치우친 형태의 분포가 되는 것으로 나타났다.

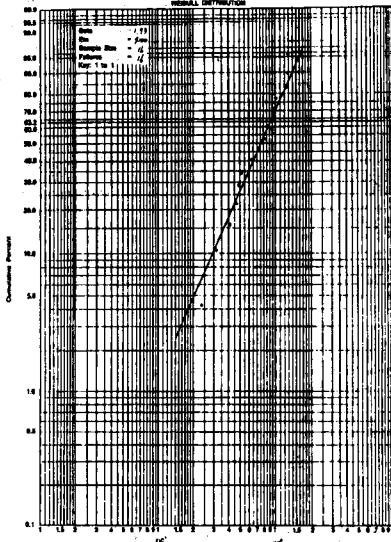


그림 2. 고장시간 분포

표 3. 발전소의 수리시간 데이터

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

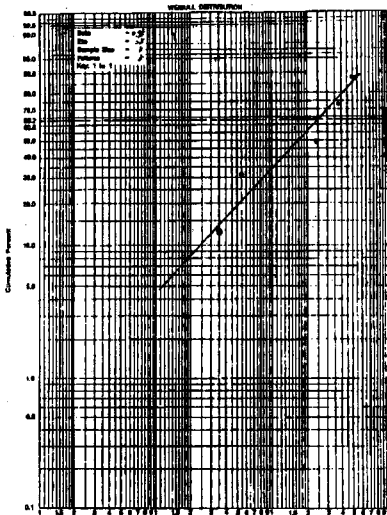


그림 3. 수리시간 분포

표 3은 5년간 2기의 발전소에서 발생한 고장들에 대한 수리시간을 나타낸다. 수리시간은 연도별로 평균수리

시간을 하나의 데이터로 취급하였다. 그림 3은 수리시간의 분포를 Weibull 분포 용지에 plot한 결과를 보여준다. 그래프에서 보듯이 기울기가 1에 가까워 과거의 보수시간이 현재의 보수시간에 영향을 주지 않는 지수분포에 가까운 것으로 나타났다. 또 특성수리시간이 25시간으로서 수리의 63.2%는 대개 25시간 이내에 끝나는 것으로 나타남을 알 수 있다.

본 발전소의 steady state availability는

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

가 되어 상기 두 발전소는 정기보수시간을 제외하면 1000일 운전시 약 5일간은 정지가 예상된다. 본격적인 간략화 된 데이터로 보인 예시로서 본격적인 적용을 위해서는 각 고장mode에 대하여 장기간에 걸친 상세한 data의 수집이 이루어져야 하겠다.

3. 결 론

본론에서 설명한 바와 같이 발전소의 고장정지에 이르는 주요설비들의 고장빈도가 적은 상황에서 Weibull 분포는 적은 데이터로도 신뢰도 분석이 가능하며 운전결과를 계속적으로 신뢰도 분석에 반영할 수 있는 잇점이 있어 발전소의 기초 신뢰도 분석에 적용하기 편리한 분포로서 제안하였다.

전형적인 국내발전소의 실제 고장정지와 수리 데이터에 기초하여 간략화 한 발전소 고장시간의 분포와 수리시간의 분포의 분석 예를 보였고 고장수리가 신뢰도에 미치는 영향을 stochastic renewal process로 모델링하여 분석하는 방안을 제시하였다.

앞으로 보다 정확한 신뢰도 분석을 위하여는 장기간에 걸쳐 각 설비별 상세 고장mode의 분석과 데이터의 축적이 필수적이며 이미 축적된 데이터도 수집 분석하여 최대한 활용토록 하는 연구가 중요한 것으로 사료된다.

본 연구는 한국전력공사의 지원에 의하여 기초전력공학 공동연구소의 주관으로 수행되었습.

(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. 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, V74 N.1, August 1995
5. Bimal Patel 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
6. 이 승 철, "고장진단 전문가시스템 지원에 편리한 신뢰도 계산방법", 전기학회지 제44권 9호, pp3-9, 1995, 9