

## 몬테카를로 모의를 이용한 발전량 신뢰도 평가에 관한 연구\*

김광원 사정수  
전기전자정보시스템공학부

### <요약>

신뢰도 평가에서 몬테카를로 모의(simulation)는 다양한 확률변수의 사용이 가능하고, 신뢰도지수와 함께 그 확률분포를 함께 구할 수 있으며, 대규모 시스템에의 적용이 용이한 방법이다. 본 논문에서는 몬테카를로 모의를 이용하여 신뢰도를 평가하는데 적용 가능한 확률변수를 비교·분석하였고, 그 중에서 파라메타를 결정하기에 용이한 확률변수를 선별하여 발전량 신뢰도 평가에 이용하였다. 지수분포, 와이블분포, 감마분포, 로그정규분포를 대상으로 신뢰도 평가에서의 특징을 비교한 결과, 와이블분포, 감마분포, 로그정규분포가 일반적으로 사용되는 지수분포에 비하여 보다 다양한 형태의 모형화가 가능함을 확인하였고, 감마분포는 와이블분포와 특징이 비슷한 반면에, 파라메타의 결정이 쉽지 않은 문제점이 있었다. 따라서, 본 논문에서는 지수분포, 와이블분포, 로그정규분포를 사용하여 신뢰도를 평가하였다. 사례연구에서는 본 논문에서 개발한 발전량 신뢰도 평가 프로그램을 IEEE RTS(Reliability Test System)에 적용하여 모의에서 사용한 확률변수가 신뢰도 평가에 미치는 영향을 확인하였다. 또한, 운전지속시간 모형에는 지수분포를 사용하는 것이 타당하지만, 고장지속시간과 관련된 변수는 와이블분포나 로그정규분포로써 모형화하는 것이 바람직하다는 것을 확인하였다.

## A Study on the Generation Capacity Reliability Assessment Using Monte Carlo Simulation

Kim, Gwang-Won Sa, Jung-Soo  
School of Electrical Engineering

\* 이 연구는 2000년 울산대학교 학술연구조성비에 의하여 연구되었음

### <Abstract>

In reliability evaluation, Monte Carlo simulation has some merits. It can deal with various random variables than analytic method does and it offers not only reliability indices but also their probabilistic distributions. To decide the appropriate random variable which gives precise results in reliability assessment, this paper analyzes and compares some representative random variables such as Exponential, Gamma, Weibull and Log-Normal distribution. Comparing with Exponential distribution which is the most popular in reliability assessment, Gamma, Weibull and Log-Normal distribution are more versatile in probability distribution modelling. In case study, reliability of IEEE RTS(Reliability Test System) is assessed using Monte-Carlo simulation with Exponential, Weibull and Log-Normal distribution. The case study shows that proper choice of random variables is crucial to get accurate assessment results and that Weibull and Log-Normal distribution are good candidate for modeling of equipment down-time.

## 1. 서 론

전력시스템의 가장 기본적인 요건은 양질의 전력을 발전소에서 수요자에게 경제적으로 안전하게, 중단 없이 공급하는 것이지만, 모든 설비는 언제나 고장 가능성을 내포하고 있으며, 전력시스템은 많은 설비들의 조합체이므로 전력을 중단 없이 항상 공급할 수는 없다. 지난 1977년에 있었던 뉴욕의 대정전은 직·간접적으로 약 3억 5천만불의 경제적 손실을 초래했다고 추정되는 등[1] 정전으로 인한 전기에너지 공급의 중단은 사회적으로 큰 경제적 손실을 가져올 수 있으므로 전력 공급의 신뢰도를 향상시키기 위한 투자가 뒷받침되어야 한다. 그러나, 신뢰도를 향상시킴으로써 기대되는 경제적 이득과 신뢰도를 향상시키는데 필요한 경제적 부담은 서로 상충 관계에 있으므로, 투자 효과를 극대화하기 위한 투자의 대상과 범위의 결정이 매우 중요하며, 이를 위하여 전력시스템의 신뢰도 평가(reliability evaluation)에 대한 연구가 선행되어야 한다.

전력시스템의 신뢰도 평가기법은 그 신뢰도 지수의 평가 방법에 따라서 크게 해석적(analytical) 방법과 모의(simulation)에 의한 방법으로 구분할 수 있으며, 모의에 의한 방법은 몬테카를로(Monte Carlo) 모의로 대표되므로 이 후 모의에 의한 방법을 단순히 몬테카를로법이라고 표기하기로 한다. 두 방법은 모두 확률론에 그 이론적 기반을 두고 있으나, 해석적 방법은 평가 대상 시스템에 대한 해석 모델을 만들고 계산을 통하여 신뢰도 지수를 산출하는 반면, 몬테카를로법은 평가 대상 시스템의 확률 과정을 실제로 반복 모의하면서 관측에 의하여 신뢰도 지수를 산출한다. 신뢰도 해석의 초기 이론은 모두 해석적인 방법에 기초하고 있으나 1970년대 중반부터는 발전계통의 신뢰도 해석에 몬테카를로법이 도입되기 시작하였고, 그 후 몬테카를로법은 다양한 분야에 다양한 기법으로 적용되어 왔다.

해석적 방법과 몬테카를로법은 각각의 장점과 단점이 있는데, 평가 대상 시스템이 복잡할수록 또는 신뢰도가 낮을수록 몬테카를로법의 장점이 부각된다. 다음은 몬테카를로법의 장점을 요약한 것이다.

- 사고 발생 후 전력시스템의 응동 규칙의 반영이 용이하다.
- 일정한 오차범위 내에서의 신뢰도 평가를 위한 반복모의의 횟수가 대상 시스템의 규모에 무관하므로 대규모 시스템에의 적용이 용이하다.
- 다양한 확률변수(random variable)의 사용이 가능하다.
- 단순한 신뢰도 지수뿐만 아니라, 확률 분포를 함께 얻을 수 있다.
- 신뢰도에 영향을 미치는 간접적인 요소(날씨 등)의 고려가 용이하다.

본 논문에서는 몬테카를로법을 이용하여 발전량의 신뢰도를 평가하고자 한다. 발전량 신뢰도 평가의 경우에는 일반적으로 평가 대상의 규모가 크므로 해석적인 방법보다는 몬테카를로법을 사용하는 것이 신속한 신뢰도 지수 산출에 유리하다고 볼 수 있다. 몬테카를로법을 이용한 발전량의 신뢰도 평가에 대한 기존 연구결과는 대체적으로 만족스러우나 몬테카를로법의 장점인 다양한 확률변수의 이용에 대한 연구 결과가 구체적으로 제시되고 있지는 않다. 특히, 발전소의 원시 신뢰도 데이터로부터 시뮬레이션에 사용되는 확률변수의 파라미터를 결정하는 방법의 제시가 부족한 형편이므로 본 논문에서는 신뢰도 평가에서 이용 가능한 확률변수를 정리하고, 이 중에서 확률변수의 파라미터를 결정하기에 가장 용이한 방법을 선별하여 발전량 신뢰도 평가에 이용하고자 한다. 또한 본 논문에서 개발한 발전량 신뢰도 해석용 프로그램을 IEEE RTS(Reliability Test System)에 적용하여 시뮬레이션에서 사용한 확률변수가 신뢰도 평가에 미치는 영향을 확인하였다.

## 2. 몬테카를로 모의

‘몬테카를로 모의’는 난수를 이용한 확률적인 모의 방법이다. 몬테카를로는 2차 세계대전 중에 있었던 원자폭탄 개발에서 중성자의 확산을 난수로 모의하는 작업과 관련된 암호명이었으며[1], 그 이후 몬테카를로법은 여러 분야에 적용되어 왔다. 본 논문의 목적인 전력시스템의 발전량 신뢰도 평가는 다음과 같은 세 절차로 구성된다.

1. 확률변수를 생성하여 전력시스템 각 요소의 상태 결정
2. 1의 결과를 결합하여 전력시스템의 상태 결정
3. 전력시스템의 상태에 따른 신뢰도 지수 계산

위에서, 신뢰도 지수 계산은 몬테카를로법과 직접적인 관련이 없으므로 결국, 몬테카를로법은 시간에 따른 전력시스템의 연속적인 상태를 확률변수에 의하여 확률적으로 결정하는 방법이 주된 적용 대상이다. 효과적인 몬테카를로법이라면 빠른 시간 내에 정확한 신뢰도 지수를 산출하여야 한다. 이 중에서 신뢰도 지수의 정확도는 몬테카를로법에 사용된 확률변수의 종류, 신뢰도 데이터의 신빙성, 시뮬레이션 기간 (샘플링 수)등에 관련되며, 시뮬레이션 시간은 샘플링의 수, 단일 샘플링에 소요되는 시간에 관련된다. 이와 같이, 샘플링의 수와 시뮬레이션의 정확도는 서로 상충 관계에 있으므로 일정 수준 이상의 정확도를 유지하면서도 짧은 시간 내에 시뮬레이션을 수행하려면 효과적인 샘플링과 단일 샘플링 시간의 단축이 필수적이다.

전력시스템의 신뢰도 평가에 적용 가능한 샘플링 방법으로는 상태 샘플링(state sampling), 상태 지속시간 샘플링(state duration sampling), 시스템상태 천이 샘플링(system state

transition sampling)의 세 가지를 고려할 수 있는데, 이 중에서 본 연구의 목적에는 상태 지속 시간 샘플링을 사용하는 것이 가장 적합하다. 상태 지속시간 샘플링에서는 시스템의 상태가 시스템을 구성하는 각 요소 상태의 조합으로 표현되며, 각 요소의 상태는 해당 요소의 기본 신뢰도 데이터를 기반으로 결정된다는 점에서 상태 샘플링과 동일하다. 그러나, 상태 지속시간 샘플링에서는 요소의 상태를 시간의 함수로 표현하여 기준 시점 이후부터 시뮬레이션 종료 시점까지의 요소의 상태를 결정한다. 예를 들어, 초기에 'on 상태'인 어떤 요소가 on, off의 두 가지 상태를 가질 수 있고, 각 상태에 머무를 확률이 각각 (1), (2)와 같은 지수분포로 표현될 때,

$$P_{on}(T) = \lambda e^{-\lambda T} \quad (1)$$

$$P_{off}(T) = \mu e^{-\mu T} \quad (2)$$

각 상태의 지속 시간은 역변환법(inverse transformation method)에 의하여 (3), (4)의 형태로 표현된다. 여기서,  $U$ 는 균일분포(uniform distribution)의 난수이다.

$$T_{on} = -\frac{1}{\lambda} \ln U \quad (3)$$

$$T_{off} = -\frac{1}{\mu} \ln U \quad (4)$$

고려 대상 요소의 현재 상태가 'on' 이라면, (3)으로써 'off 상태'로의 천이시점을 결정할 수 있고, 이어서 (4)를 사용하여 'on 상태'로의 천이시점을 결정할 수 있다. 이러한 과정을 모의 종료시점까지 반복 수행하면 해당 요소의 상태변화를 시간의 함수로 표현할 수 있다. 시스템을 구성하는 모든 요소에 대하여 시간의 함수로써 각 요소의 상태를 결정한 이후에는 각 시간별로 요소의 상태를 결합하여 시간의 함수로써 시스템의 상태를 결정할 수 있고, 이를 이용하여 신뢰도 지수를 산출할 수 있다. 이러한 상태 지속시간 샘플링은 다음과 같은 장점이 있다.

1. 상태 샘플링과는 달리 빈도에 관계된 신뢰도 지수의 산출이 가능하다.
2. 각 상태의 지속시간에 다양한 확률변수를 도입할 수 있다.
3. 신뢰도 지수의 기대값과 함께 그 확률분포를 구할 수 있다.

### 3. 발전량 신뢰도 평가 모형

본 논문에서는 발전량 신뢰도 평가에 사용되는 여러 가지 신뢰도 지수 중에서 가장 대표적으로 사용되는 LOLE [hours/yr]와 EENS [MWh/yr]를 사용하였다. LOLE는 연간 정전시간의 기대값이며 EENS는 연간 부족에너지의 기대값이다.

본 논문에서 신뢰도 평가를 위해 사용한 발전기의 신뢰도 모형은 그림 1과 같다. 그림에서 'Failure'는 발전기가 정상상태에서 고장상태로 되는 것을 의미하고, 'Repair'는 발전기가 고장상태에서 다시 정상상태로 복귀함을 의미한다.

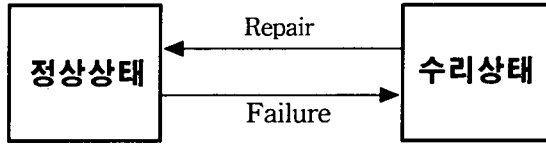


그림 1 발전기의 신뢰도 모형

신뢰도 평가를 위해서는 앞의 모델과 함께 상태천이에 관계된 기본 신뢰도 데이터가 주어져야 하며, 이 때, 기본 신뢰도 데이터라 함은 상태천이에 관계된 확률변수의 종류와 확률변수의 파라메타를 일컫는다. 신뢰도 평가에는 주로 지수분포의 확률변수가 사용되는데 특히 해석적인 방법에서는 대상 시스템이 Markov 모델이어야 하므로 지수분포가 필수적이다. 즉, Markov 모델은 현재 상태만으로 다음 상태를 결정하여야 하므로, 신뢰도 평가의 측면에서 고장율(failure rate) 또는 수리율(repair rate)이 시간의 함수가 아니어야 하며, 고장율 또는 수리율이 상수이려면 각 상태를 유지하는 시간의 확률변수가 지수분포여야 한다. 한편, 몬테카를로법에서는 상태천이에 관계된 확률변수에 대한 제한은 없으나 지수분포를 사용한 경우에 확률변수의 생성과 파라메타의 선정이 용이하다는 장점이 있으므로 지수분포의 확률변수가 널리 사용되고 있다.

앞에서 살펴본 바와 같이 상태 지속시간 샘플링은 다양한 확률변수의 사용이 가능하고 빈도에 관계된 신뢰도 지수를 산출할 수 있으므로, 본 논문에서는 상태 지속시간 샘플링을 사용하였고, 초기 상태에는 모든 요소가 정상상태임을 가정하였다.

#### 4. 확률변수의 고찰

구성 요소가 투입되어 고장 발생까지 소요되는 시간, 수리에 소요되는 시간, 보수에 소요되는 시간 등은 매 경우마다 다르므로 이들 물리량은 시간에 대한 확률변수이다. 이 중에서 우선 구성 요소가 투입되어 고장 발생까지 소요되는 시간을 (5)의 지수분포로 모형화하기로 하자.

$$f(t) = \lambda e^{-\lambda t} \tag{5}$$

그러면, 해당 요소의 고장함수(failure function)와 신뢰도 함수(reliability function)는 각각 (6), (7)과 같다.

$$F(t) = \int_0^t f(t) dt = 1 - e^{-\lambda t} \tag{6}$$

$$R(t) = 1 - F(t) = e^{-\lambda t} \tag{7}$$

또한, 해당 요소의 고장율(failure rate)은 (8)과 같이 정의되며, 지수분포에서 상수이다.

$$fr(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{1}{\Delta t} P(t < T \leq t + \Delta t | T > t) = \frac{f(t)}{R(t)} = \lambda \tag{8}$$

고장율이 상수라는 의미는 시각 t까지 고장이 발생하지 않은 경우에 앞으로의 미소시간 내에 고장이 발생할 확률이 t에 무관하다는 것으로, 이전의 운전시간은 현재의 고장율에 영향이 없다는 것을 의미한다.

또한, 고장발생까지의 평균시간(Mean Time Between Failure: MTBF)은 (9)와 같이 정의되며, 지수분포에서는 고장율의 역수로 주어진다.

$$MTBF = E[f(t)] = \int_0^{\infty} t f(t) dt = \frac{1}{\lambda} \quad (9)$$

이상과 같이 지수분포의 확률변수는 고장율이 상수이고, MTBF가 고장율의 역수이므로 확률과 통계이론을 이용하여 해석적으로 신뢰도를 평가하는데 매우 간편하다. 또한 MTBF는 관측에 의하여 쉽게 알 수 있으므로 확률변수의 파라메타  $\lambda$ 를 쉽게 결정할 수 있다.

한편, 고장수리에 소요되는 시간 또한 일반적으로 (10)과 같이 지수분포로 모델링한다. (11), (12)는 각각 수리율(repair rate)과 고장수리에 소요되는 평균시간(Mean Time To Repair: MTTR)이며, 이전의 식과 동일한 형태이다.

$$r(t) = \mu e^{-\mu t} \quad (10)$$

$$rr(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{1}{\Delta t} P(t < T \leq t + \Delta t | T > t) = \mu \quad (11)$$

$$MTTR = E[r(t)] = \int_0^{\infty} t r(t) dt = \frac{1}{\mu} \quad (12)$$

수리기간에 있어서도 지수함수의 사용은 고장율과 평균 고장시간이 시간과 무관한 상수이며, 확률변수의 파라메타 선정이 용이하다는 장점이 있다. 이상과 같이 신뢰도 해석에서 지수분포의 확률변수를 사용하면 신뢰도 평가가 쉽게 이루어지는데, 그 타당성을 검토해 보기로 하자.

일반적으로 고장율의 경우에는 시간에 대한 요소의 고장을 특성이 욱조(bath-tube)의 수직 단면 형태로 나타나며, 신뢰도 평가에 있어서는 각 요소의 초기 세팅단계와 후기 노후 상태를 제외하여 고장율이 욱조의 바닥 부분인 상수의 특징을 갖는 경우를 가정하므로 고장 발생까지의 기간을 지수분포로 모델링하는 것이 타당하다. 반면, 발전기의 고장수리 기간의 모델링에서는 다음과 같은 사항을 반영하여야 보다 현실적인 신뢰도 평가 결과를 얻을 수 있다.

1. 고장직후에 수리완료 확률은 '0'이다.
2. 수리확률이 최대인 시각이 존재한다.

수리기간의 확률변수로 지수분포를 사용한다면, 지수분포의 특성상 수리확률이 최대인 시각이 고장직후이므로 비현실적이다. 따라서 수리기간의 확률변수로서 지수분포 대신 와이블분포, 로그정규분포, 감마분포 등을 사용한 연구가 진행되어 왔으나 각각의 장단점에 대한 비교와 구체적인 구현절차에 대한 연구결과는 찾아보기 힘들다.

감마분포, 와이블분포, 로그정규분포는 각각 (13), (14), (15)와 같이 독립변수  $t$ 와 두 개의 파라메타로써 표현된다.

$$f(t) = \frac{\lambda^a}{\Gamma(a)} t^{a-1} \exp(-\lambda t) \quad (13)$$

$$f(t) = a\lambda^a t^{a-1} \exp(-\lambda^a t^a) \quad (14)$$

$$f(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma t}} \exp\left(-\frac{(\ln t - \mu)^2}{2\sigma^2}\right) \quad (15)$$

위의 세 가지 분포의 공통점은 앞 절에서 살펴 본 수리기간을 표현하는 확률변수의 두 가지 요건을 만족한다. 즉,  $t=0$  에서의 확률이 '0'이며, 확률이 최대인 정점을 가진다. 특히, 와이블분포와 감마분포는  $\alpha=1$ 인 경우에 파라메타  $\lambda$ 인 지수분포와 동일하며  $\alpha$ 를 변경함으로써 다양한 형태의 확률분포를 표현할 수 있다. 다음에 각 분포의 특징을 수록하였다.

#### 4.1 감마분포

고장 요소의 수리에 소요되는 시간을 감마분포의 확률변수로 취급하였을 때, 평균(MTTR)과 분산(V)은 (4-16), (4-17)과 같다.

$$MTTR = \frac{\alpha}{\lambda} \tag{16}$$

$$V = \frac{\alpha}{\lambda^2} \tag{17}$$

위의 평균과 분산은 신뢰도 평가 대상 시스템의 관측에 의하여 쉽게 알 수 있으며, 관측 결과로부터 감마분포의 파라메타  $\alpha$ 와  $\lambda$ 는 (18), (19)를 이용하여 쉽게 구할 수 있다.

$$\lambda = \frac{MTTR}{V} \tag{18}$$

$$\alpha = MTTR \lambda \tag{19}$$

임의의  $\alpha$ 와  $\lambda$ 를 파라메타로 하는 감마분포의 확률변수를 생성하는 방법으로는 역변환법을 이용하는 것이 간편하면서도 정확하다. 역변환법은 앞서 살펴 본 바와 같이 확률분포 함수의 역함수를 해석적으로 구할 수 있는 경우에 유용한데, 감마분포의 경우에는 확률밀도함수 (13)의 정적분을 해석적으로 구하기 어려운 관계로 감마분포의 확률변수 생성에 수치해석적인 방법을 이용하여야만 한다.

#### 4.2 와이블분포

와이블분포의 평균과 분산은 각각 (20), (21)과 같다.

$$MTTR = \frac{1}{\lambda} \Gamma\left(\frac{1}{\alpha} + 1\right) \tag{20}$$

$$V = \frac{1}{\lambda^2} \left[ \Gamma\left(\frac{2}{\alpha} + 1\right) - \Gamma^2\left(\frac{1}{\alpha} + 1\right) \right] \tag{21}$$

위의 MTTR과 V식을 연립하여  $\alpha$ 와  $\lambda$ 에 관한 식으로 정리하면 다음과 같다.

$$\frac{V}{MTTR^2} = \frac{\Gamma(2/\alpha + 1)}{\Gamma(1/\alpha + 1)^2} - 1 \tag{22}$$

$$\lambda = \frac{1}{MTTR} \Gamma\left(\frac{1}{\alpha} + 1\right) \tag{23}$$

와이블분포에서는 주어진 MTTR과 V에 대해 (22)로부터  $\alpha$ 를 구하고, 구하여진  $\alpha$ 와 MTTR로써 (23)을 이용하여  $\lambda$ 를 구할 수 있다. 한편, (22)는  $\alpha$ 에 대하여 내재적(implicit)인 표현이므로  $\alpha$ 의 계산에는 뉴턴-랩슨법과 같은 수치해석적 방법을 이용하여야 한다.

와이블분포의 확률밀도함수인 (14)를 적분하면 다음의 확률분포함수를 얻을 수 있다.

$$F(t) = [1 - \exp(-\lambda^\alpha t^\alpha)] \quad (24)$$

(25)는 (24)의 역함수이며, 역변환법을 이용하면 (26)으로써 와이블분포의 확률변수를 쉽게 생성할 수 있다.

$$F^{-1}(t) = -\frac{1}{\lambda} [\ln(1-x)]^{1/\alpha} \quad (25)$$

$$X = -\frac{1}{\lambda} [\ln(1-U)]^{1/\alpha} \quad (26)$$

위에서, U는 [0,1] 사이의 균일분포 확률변수이다.

### 4.3 로그정규분포

로그정규분포의 평균과 분산은 각각 (27), (28)과 같다.

$$MTTR = \exp\left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right) \quad (27)$$

$$V = \exp(2\mu + \sigma^2) [\exp(\sigma^2) - 1] \quad (28)$$

위의 식을  $\mu$ 와  $\sigma^2$ 에 대해 정리하면 다음과 같은 간단한 결과를 얻는다.

$$\sigma^2 = \ln\left(\frac{V}{MTTR^2} + 1\right) \quad (29)$$

$$\mu = \ln MTTR - \frac{\sigma^2}{2} \quad (30)$$

로그정규분포의 확률변수를 생성하려면 표준정규분포의 확률변수의 생성이 선행되어야 하며, 다음의 절차를 따른다.

절차 1. 표준정규분포의 확률변수 Z의 생성.

절차 2.  $X = \mu + \sigma Z$  로써 평균과 표준편차가 각각  $\mu$ ,  $\sigma$ 인 정규분포의 확률변수 생성.

절차 3.  $Y = e^X$ 로써 파라메타가  $\mu$ ,  $\sigma$ 인 로그정규분포의 확률변수 생성.

한편, 표준정규분포는 [0,1] 사이의 균일분포 확률변수 U1, U2를 사용하여 (31)로 표현되는 Box-Muller법에 의해 구할 수 있다.

$$Z = \sqrt{-2 \ln U_1} \cos(2\pi U_2) \quad (31)$$

식 (5), (13), (14), (15)를 보면, 확률밀도함수에 있어서 지수분포는 하나의 파라메타로 구성되는 반면, 감마분포, 와이블분포, 로그정규분포는 두 개의 파라메타로써 구성된다. 따라서, 지수분포는 확률분포의 평균값만으로 유일하게 결정되는 반면, 나머지 확률분포는 평균값외에 또 다른 통계자료가 있어야 유일하게 결정할 수 있다. 앞에서는 평균값과 함께 확률분포의 분산을 이용하여 각 확률분포를 유일하게 결정할 수 있음을 보였다. 본 논문에서는 감마분포, 와이블분포, 로그정규분포의 특징을 살펴보고자 확률분포의 평균과 분산이 주어진 경우에 각 분포의 확률밀도함수를 비교하였다. 확률분포의 평균을 2로 고정하고 분산을 변화시킨 경우에 각 확률분포의 확률밀도 함수가 그림 2, 3, 4, 5에 나타나 있다.



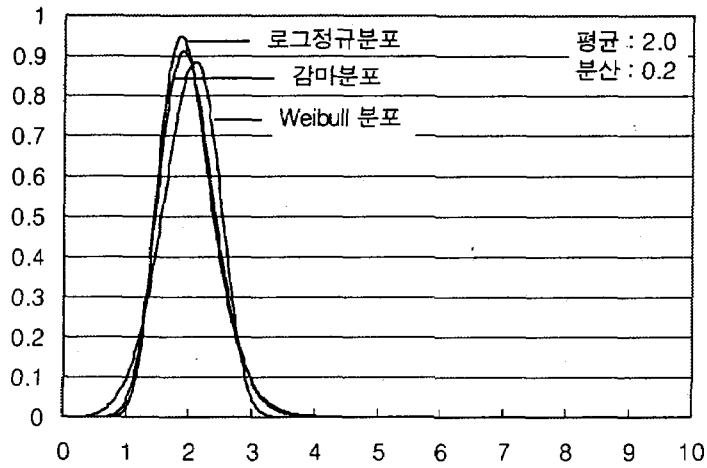


그림 2 평균이 2.0이고 분산이 0.2인 경우의 확률밀도함수

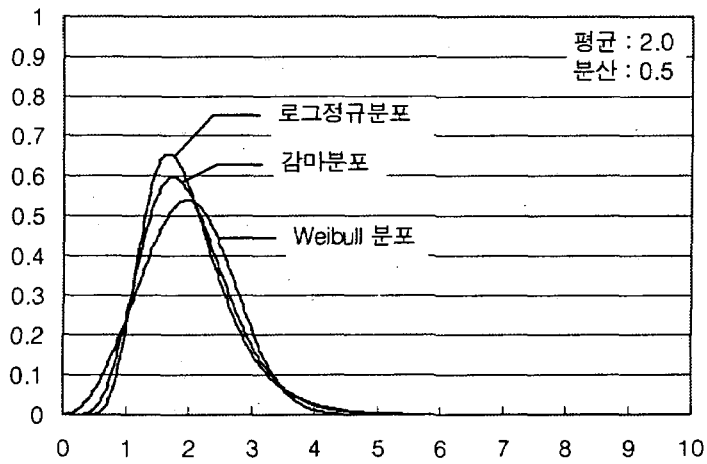


그림 3 평균이 2.0이고 분산이 0.5인 경우의 확률밀도함수

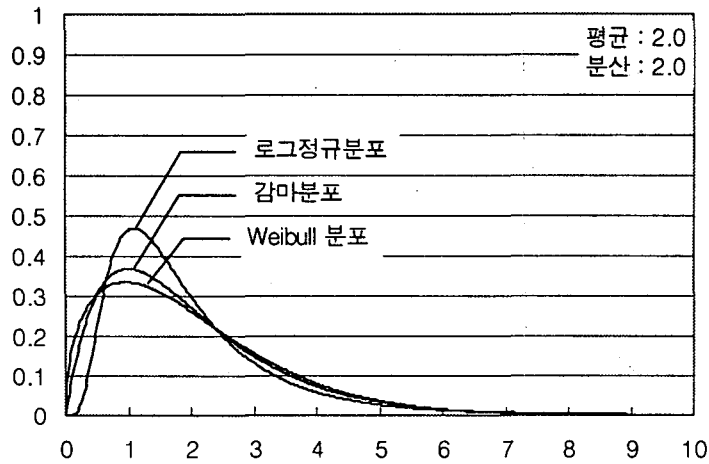


그림 4 평균이 2.0이고 분산이 2.0인 경우의 확률밀도함수

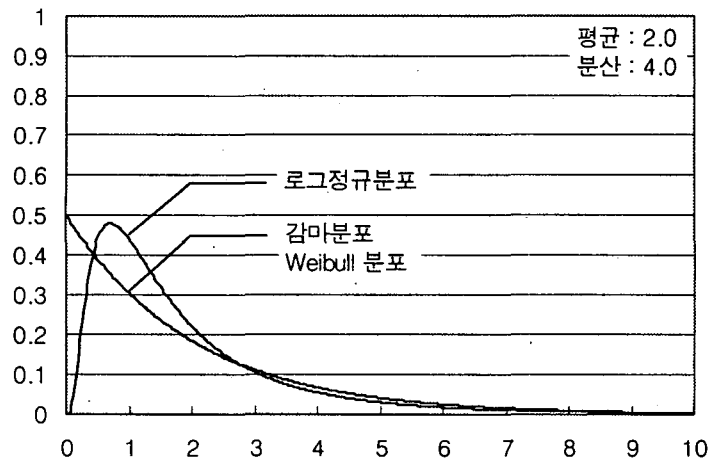


그림 5 평균이 2.0이고 분산이 4.0인 경우의 확률밀도함수

앞의 그림들로부터, 분산이 작은 경우에는 각 분포의 확률밀도함수가 거의 동일하지만, 분산이 커짐에 따라서 로그정규분포는 다른 분포와는 형태가 다소 다름을 알 수 있다. 또한 감마분포와 와이블분포는 분산이 커짐에 따라서 지수분포에 가까워짐을 알 수 있다. 수식을 살펴보면 감마분포나 와이블분포는 파라메타  $\alpha$ 가 1인 경우에 지수분포와 같아지며 식 (18), (19)로부터 확률분포의 분산이 평균의 제곱과 같은 경우에 지수분포가 됨을 알 수 있다.

이상 살펴본 감마분포, 와이블분포, 로그정규분포의 특징을 다음과 같이 정리할 수 있다.

- 확률분포의 평균과 분산이 같은 경우에 감마분포와 와이블분포는 유사하다.
- 로그정규분포는 정규분포로부터 파생하였기에 그 형태가 감마분포나 와이블분포와는 다르게 정규분포의 잔재가 남아있다.

한편, 지수분포는 확률분포의 평균만으로 유일하게 결정되는 반면, 그 외의 확률분포는 평균과 분산을 동시에 고려하여야 유일하게 결정된다. 따라서, 후자의 경우가 보다 다양한 형태의 확률분포를 표현할 수 있음은 당연하다. 그러나, 전력시스템의 신뢰도 평가에서 일반적인 신뢰도 지수들은 확률과정을 모의한 결과의 평균값이므로 확률분포의 분산에는 무관하다. 예를 들어, 신뢰도 평가에서 ‘평균 연간정전횟수’의 산출만이 목적이라면 굳이 2개의 파라메타를 갖는 확률분포를 사용할 필요가 없으며 지수분포를 사용하는 것이 바람직하다.

한편, 신뢰도 지수뿐만 아니라 신뢰도 지수의 확률분포, 예를 들어 ‘연간 정전횟수의 분포’를 알고자하는 경우에는 전력시스템 요소를 모델링한 확률분포의 형태가 중요하다. 즉, 요소 확률분포의 형태에 따라서 신뢰도 지수의 확률분포가 다르게 된다.

이상을 종합하여 볼 때, 다음과 같은 결론을 내릴 수 있다.

1. 신뢰도 지수만을 산출하는 경우에는 지수함수를 사용하는 것이 바람직하다.
2. 신뢰도 지수와 함께 그 확률분포를 산출하는 경우에는 두 개의 파라메타를 갖는 확률변수를 사용하는 것이 바람직하다.
  - 2-1. 확률분포의 선택은 실제 분포에 대한 선지식에 의하여야 하며 감마분포와 와이블 분포는 유사한 특징을 보이므로 두 분포 중에서 한 경우만 고려하여도 무방하다.
  - 2-2. 감마분포와 와이블분포중에서는 역변환법에 의하여 확률변수의 생성이 용이한 와이블분포를 사용하는 것이 바람직하다.

이에 본 논문에서는 고장수리시간의 결정에 지수분포와 함께 와이블분포와 로그정규분포를 사용하여 신뢰도 평가를 수행하였다.

## 5. 사례연구

본 절에서는 IEEE RTS (Reliability Test System)을 대상으로 사례연구를 수행하였다. RTS는 32대의 발전기로 구성되어 있으며 각 발전기의 신뢰도 데이터는 표 1과 같다. 한편, RTS의 침투부하는 2800[MW]이며, 시간별 부하량데이터는 참고문헌[1]을 참조하기 바란다.

표 1 발전기 신뢰도 데이터

발전기 용량	발전기 대수	MTTF [hr/occ.]	MTTR [hr/occ.]
12	5	2940	60
20	4	450	50
50	6	1980	20
76	4	1960	40
100	3	1200	50
155	4	960	40
197	3	950	50
350	1	1150	100
400	2	1100	150

우선, 적절한 시뮬레이션 기간을 정하기 위하여 발전기 관련 확률변수를 지수분포로 가정하고 시뮬레이션을 수행하여 그림 6, 7의 결과를 얻었다. 그림 6은 모의기간에 대한 LOLE의 변화 곡선이고, 그림 7은 모의 기간에 대한 EENS의 변화 곡선이다.

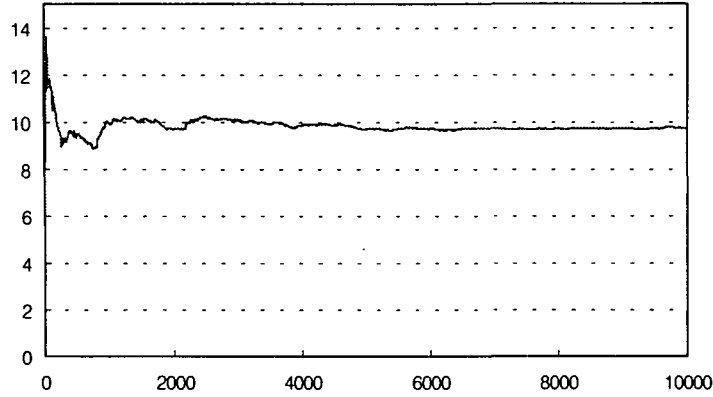


그림 6 모의 기간에 대한 LOLE 변화곡선

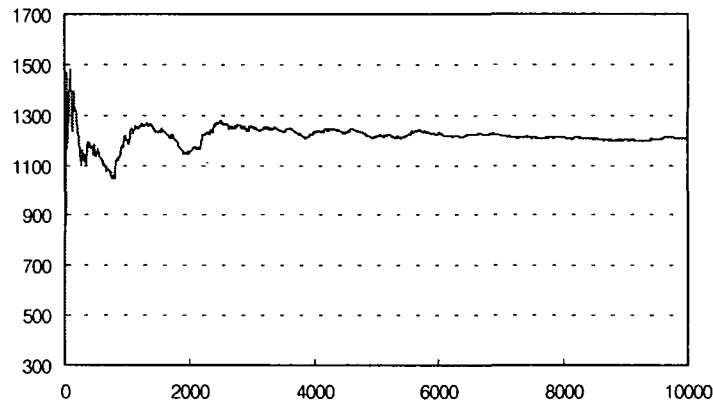


그림 7 모의 기간에 대한 EENS 변화곡선

위 그림에서 보는 바와 같이 시뮬레이션 기간을 10000년으로 했을 때 충분히 수렴하는 것을 볼 수 있다. 따라서, 본 사례연구에서 모든 모의기간을 10000년으로 설정하였다.

표 1의 발전기 신뢰도 데이터에는 MTTR 만이 주어져 있고 고장지속시간의 분산이 주어지지 않으므로 본 사례연구에서는 고장지속시간의 분산을 MTTR의 1/3로 설정하였고, 그 때의 각 확률변수별 파라메타는 표 2와 같다.

표 2 확률변수별 파라메타

발전기 용량 [MW]	지수분포	와이블분포		로그정규분포	
	$\lambda$	$\alpha$	$\lambda$	$\mu$	$\sigma^2$
12	1/60	16.5046	0.0161413	4.09157	0.005540
20	1/50	15.0150	0.0192541	3.90863	0.006642
50	1/20	9.27897	0.0474139	2.98706	0.016513
76	1/40	13.3633	0.0240501	3.68452	0.008296
100	1/50	15.0150	0.0192541	3.90863	0.006642
155	1/40	13.3633	0.0240501	3.68452	0.008296
197	1/50	15.0150	0.0192541	3.90863	0.006642
350	1/100	21.4952	0.0097521	4.60347	0.003327
400	1/150	26.4722	0.0065304	5.00953	0.002219

표 3은 본 사례연구에서 발전기의 운전지속시간을 지수분포로 고정하고, 각 발전기 고장지속시간의 모형을 지수분포, 와이블분포, 로그정규분포로 달리하면서 몬테카를로법으로 수행한 신뢰도 평가 결과이며, 표 4, 5는 각각 LOLE와 EENS의 10000년 동안의 분포표이다.

표 3 신뢰도 지수

신뢰도지수 \ 분포	지수분포	와이블분포	로그정규분포
LOLE [hours/yr]	9.7358	9.8764	9.7919
EENS [MWh/yr]	1207.54	1233.55	1218.48

표 4 LOLE의 분포표 [%]

LOLE \ 모형	지수분포	와이블분포	로그정규분포
0 ~ 2	51.72	47.08	47.66
2 ~ 5	12.21	12.30	12.31
5 ~ 10	9.00	12.03	11.11
10 ~ 20	9.02	9.99	10.66
20 ~ 30	5.42	6.41	6.24
30 ~ 40	3.95	4.60	4.64
40 ~ 50	2.72	3.16	3.21
50 ~ 60	1.88	2.29	2.19
60 ~ 70	1.17	1.06	0.93
70 ~ 80	0.68	0.48	0.41
80 ~ 90	0.53	0.34	0.40
90 ~ 100	0.34	0.15	0.11
100 이상	0.46	0.11	0.13

표 4에서 보면 연간정전시간이 2시간 이하일 확률은 지수분포를 사용한 것은 51.7[%]이지만, 와이블분포를 사용하면 47.1[%]이고, 로그정규분포를 사용한 것은 47.7[%]가 된다. 그리고 연간정전시간이 60시간 이상일 확률은 자수분포가 5.0[%]이지만, 와이블분포를 사용하면 4.4[%]이고, 로그정규분포를 사용하면 3.8[%]로 차이가 있다. 신뢰도 평가에 사용된 확률변수의 평균이 동일하면 신뢰도 지수는 동일하지만, 신뢰도 평가에 사용된 확률분포에 따라서 차이가 있다.

표 5 EENS의 분포표 [%]

모형 EENS	지수분포	와이블분포	로그정규분포
0 ~ 20	49.29	45.21	45.65
20 ~ 100	7.93	8.01	8.17
100 ~ 1000	21.90	23.60	23.12
1000 ~ 2000	6.48	7.29	7.18
2000 ~ 3000	3.41	3.73	3.95
3000 ~ 4000	2.09	2.58	2.68
4000 ~ 5000	1.60	1.96	1.95
5000 ~ 6000	1.60	1.62	1.46
6000 ~ 7000	1.08	1.14	1.16
7000 ~ 8000	0.90	0.85	0.85
8000 ~ 9000	0.87	0.57	0.72
9000 이상	3.42	3.45	3.11

표 5에서 신뢰도 지수인 연간부족에너지가 1GWh이하일 확률은 지수분포를 사용하면 79.1[%]이지만, 와이블분포를 사용하면 76.8[%], 로그정규분포를 사용하면 76.9[%]이고, 연간부족에너지가 6GWh이상일 확률은 지수분포를 사용하면 6.3[%], 와이블분포를 사용하면 6.0[%], 로그정규분포를 사용하면 5.8[%]로써 차이를 보이고 있다.

표 4, 5에서 보는 바와 같이 평균이 같으면 발전량 신뢰도 지수는 비슷하지만 그 확률변수의 분포는 차이가 있다. 그러므로 실제 데이터에 맞는 분포를 선택하는 것이 중요하다.

표 6은 첨두부하를 변화시켜가면서 고장지속시간의 모형으로 와이블분포를 사용하여 모의한 결과이다.

표 6 첨두부하의 변화에 따른 신뢰도 평가 결과

첨두부하 신뢰도지수	2750[MW/h]	2850[MW/h]	2950[MW/h]	3050[MW/h]
LOLE	5.0643	9.8764	18.3807	31.5591
EENS	598.478	1233.55	2426.83	4479.12

표 6에서 첨두부하를 변화시켜가면서 모의한 결과 첨두부하가 커질수록 신뢰도 평가 결과가 부정적인 것을 알 수 있다. 그 이유는 부하가 커질수록 고장이 발생한 경우에 전체 발전량이 전체 부하를 감당하지 못할 확률이 높기 때문이다.

다음의 표 7은 캐나다의 Saskatchewan 대학 교수로 있는 Roy Billinton이 IEEE RTS를

대상으로 표 6의 침두부하를 사용하여 지수분포 모형을 사용한 몬테카를로법으로 신뢰도를 평가한 결과이며, 표 8은 본 사례연구 결과인 표 6과 표 7의 상대 오차를 보여준다.

표 7 Roy Billinton의 신뢰도 평가 결과

침두부하 신뢰도지수	2750[MW/h]	2850[MW/h]	2950[MW/h]	3050[MW/h]
LOLE	4.8516	9.3716	17.3696	30.7172
EENS	586.4907	1197.4448	2335.7295	4384.6909

표 8 본 신뢰도 평가 결과와 R. Billinton의 신뢰도 평가 결과의 상대오차 [%]

침두부하 신뢰도지수	2750[MW/h]	2850[MW/h]	2950[MW/h]	3050[MW/h]
LOLE	4.20	5.51	5.50	2.67
EENS	2.93	2.93	3.75	2.10

표 6과 7을 비교하면, 본 사례연구에서의 신뢰도 평가가 다소 부정적인 결과를 보였으며 표 8에서 알 수 있듯이 최대 5% 가량의 차이를 보였다. 이와 같은 차이를 보이는 이유는 R. Billinton이 신뢰도 평가에서 수력기를 추가로 고려하여 침두부하시에 수력기가 적절히 투입된다고 가정하였기 때문이다. 즉, R. Billinton의 사례연구는 본 사례연구에 비하여 더욱 많은 발전기를 고려하였기에 신뢰도 평가에서 다소 긍정정인 결과를 보인 것이며, 수력기를 배제하는 경우에는 두 사례 연구의 결과가 거의 비슷하리라고 기대된다.

발전량 신뢰도 평가에서 고장지속시간 확률변수의 분포는 지수분포로 보기 어렵고 두 개의 파라메타를 가지며, 물리적인 의미가 타당한 와이블분포나 로그정규분포로 보는 것이 타당하다. 와이블분포와 로그정규분포 중 어떤 분포를 사용할지는 실제 데이터와의 fitness test를 통해 결정할 수 있다.

## 6. 결 론

해석적인 방법과 비교할 때, 몬테카를로 모의를 이용한 신뢰도 평가는 복잡한 상황의 모형화가 용이하고 다양한 확률변수의 도입이 가능하며 신뢰도 평가의 결과로서 신뢰도 지수의 확률분포가 제시된다는 점에서 강점이 있다. 본 논문에서는 몬테카를로 모의로써 발전량의 신뢰도를 평가하는데 있어서 고장지속시간의 모형화에 적합한 확률변수를 선별하고자 지수분포, 와이블분포, 감마분포, 로그정규분포를 대상으로 그 특징을 비교, 분석하였다.

두 개의 파라메타로 구성되어 있는 와이블분포, 감마분포, 로그정규분포는 하나의 파라메타로 구성된 지수분포에 비하여 보다 정확한 모형화를 가능하게 하며, 본 논문에서는 고장지속시간의 평균값만을 만족하는 지수분포에 비하여 와이블분포, 감마분포, 로그정규분포는 평균과 분산을 동시에 만족시킬 수 있음을 보였다. 아울러, 평균과 분산이 동일한 감마분포와 와이블분포는 그 모형이 매우 유사함을 보임으로써 확률변수의 생성이 쉽지 않은 감마분포는 신뢰도 평가에서 이용하지 않는 것이 바람직하다는 결론을 내렸다.

## 참고문헌

1. R. Billinton and W. Li, Reliability Assessment of Electric Power Systems Using Monte Carlo Methods, Plenum Press, New York, 1994.
2. R. Billinton, R. N. Allan, and L. Salvaderi, Applied Reliability Assessment in Electric Power Systems, IEEE Press, New York, 1991.
3. A. Leon-Garcia, Probability and Random Processes for Electrical Engineering, Addison-Wesley Publishing Company, New York, 1994.
4. A. Sankarakrishnan and R. Billinton, "Effective Techniques for Reability Worth Assessment in Composite Power System NEtworks Using Monte Carlo Simulation," IEEE Trans. on Power Systems, Vol. 11, No. 3, pp. 1255-1261, August 1996.
5. G. Yongji, X. Yongjian, X. Kai, and Y. Huiyi, "Composite System Reliability Evaluation bsd on Monte-Carlo Simulation Combined with Outages Screening," IEEE Trans. on Power Systems, Vol. 14, No.2, pp. 785-790, May 1999.
6. R. Billinton and S. Jonnavithula, "A Test System For Teaching Overall Power System Reliability Assessment," IEEE Trans. on Power systems, Vol. 11, No. 4, pp. 1670-1676, November 1996.
7. R. Billinton, and et. al., "A Reliability Tset System for Educational Purpose," IEEE Trans. on Power systems, Vol. 4, No. 3, pp. 1238 -1244, August 1988.
8. Reliability Task Force, "The IEEE Reliability Test System - 1996," IEEE Trans. on Power systems, Vol. 14, No. 3, pp. 1010-1020, August 1999.
9. Reliability Task Force, "IEEE Reliability Test System," IEEE Trans. on PAS, Vol. 98, No. 6, pp. 2047-2054, Nov./Dec. 1979.