신뢰도 평가에서 제한된 데이터를 이용한 와이블분포 모형화 기법

論 文
55A-3-3

A Weibull Model Building Technique for Reliability Assessment with Limited Failure Data

金 光 源†
(Gwang Won Kim)

Abstract - The Weibull distribution is a good candidate for accurate probabilistic model with its rich shape-forming ability and relatively simple CDF(cumulative distribution function). If there are sufficient information to get convincible mean and variance for a probabilistic event, reliable parameters of the Weibull distribution can be determined uniquely. However, sufficient information is not given as usual. There needs more deliberate model building method for that case. This paper presents an effective parameter estimation technique for Weibull distribution with limited failure data.

Key Words : 신뢰도 평가, 와이블 분포, 모수결정, 제한된 데이터

1. 서 론

전력시스템의 신뢰도는 전기에너지 사용자의 기대수준 상승과 전력 시장의 형성으로 인하여 그 중요도가 증가하고 있다. 신뢰도 평가에서 LOLE(loss of load expectation)와 같이 확률변수의 평균만으로 계산할 수 있는 지표만을 평가지수로 고려하는 경우에는 가장 간단하면서도 효과적인 지수분포함수만을 전력시스템을 이루는 설비의 확률 모형으로 사용하여도 정확한 평가지표를 얻을 수 있다. 그러나, 연간 정전횟수등과 같이 확률변수의 평균값만으로 산출할 수 없는 평가지표를 고려하려면 설비의 정확한 확률모형이 필요한데, 두 개의 모수(parameter)로 구성되어 그 표현범위가 넓고 확률적 조작이 비교적 간단한 와이블분포가 그러한 기대에 부응하는 확률모형으로써 선호받고 있다.

신뢰도 평가 기법은 크게 해석적 방법과 몬테카를로법으로 대표되는 모의적 방법으로 구분할 수 있는데, 컴퓨터 능력의 비약적인 향상으로 인하여 비교적 최근에는 모의적 방법을 이용한 다양한 신뢰도 평가 기법이 발표되고 있다[1]. 그러나, 우수한 신뢰도 기법이 개발되더라도 신뢰도 평가 대상 설비의 확률모형이 부정확하다면 그 평가 결과에 대한 신뢰도는 낮을 수밖에 없다. 실제로 특정 변전소에 대하여 신뢰도를 평가한다고 할 때, 평가 시스템의 모형화를 위한 충분한 데이터베이스가 구축되어 있는 경우는 많지 않을 것으로 생각되며 특히나 설비의 수명을 신뢰도 평가에 도입하고자 할 때는[2] 매우 장기간의 데이터가 필요하므로 관련된 자료의 취득이 더욱 어려울 수밖에 없다. 이에 최근에는 제한된 데이터로부터 확률모형의 모수를 추정하는 효과적인 방법이 제안되기도 하였다[3].

본 논문은 매우 제한된 데이터로부터 주어진 정보를 최대한 이용하여 확률모형의 모수를 결정하는 효과적인 방법을 제안한다. 본 논문은 확률모형으로써 와이블분포만을 대상으로 하고 있지만 최소자승근사로써 모형의 모수를 결정하므로 확률모형의 형태에 제약이 없어서 다른 확률모형의 모수 결정에도 본 논문의 결과를 이용할 수 있다.

본 논문의 2절에서는 와이블분포의 특징을 고찰하였고, 3절과 4절에서는 각각 충분한 데이터가 있는 경우와 데이터가 제한된 경우의 와이블분포의 모수추정 방법을 제시하였으며, 5절의 사례연구에서는 리액터와 복합화력 발전기의 수명을 와이블분포로써 모형화하였다. 사례연구에서 리액터의 모형화는 데이터가 매우 제한된 경우이고, 발전기의 경우는 불충분 하지만 다소의 데이터가 주어진 경우로 구분할 수 있다.

2. 와이블 분포

전력시스템의 신뢰도 평가에서 계산의 간편함을 장점으로 확률변수의 모형에 많이 사용되고 있는 지수분포는 (1)과 같이 하나의 모수(parameter)만을 포함하는 확률밀도함수이므로 지수분포로 표현할 수 있는 확률변수의 형태가 매우 제한적이다. 따라서, 지수분포모형만을 사용하여 현실에 가까운 정교한 신뢰도 평가 모형을 구축하는 것은 어려운 일이다.

$$f(t) = \lambda e^{-\lambda t} \tag{1}$$

$$f(t) = \frac{\beta}{\alpha}\left(\frac{t}{\alpha}\right)^{\beta-1} e^{-\left(\frac{t}{\alpha}\right)^{\beta}} \tag{2}$$

† 교신저자, 正會員 : 蔚山大 工大 電氣電子情報시스템工學部 副敎授 · 工博
E-mail : kim66@ieee.org
接受日字 : 2005年 11月 19日
最終完了 : 2006年 1月 3日

반면에 (2)와 같은 확률분포함수로 표현되는 와이블분포는 두 개의 모수를 포함하므로 지수함수에 비하여 확률변수의 표현이 자유로우며, 아울러 다음과 같은 장점이 있다.

① 확률분포함수가 (3)과 같은 양함수로 표현되므로 확률변수를 역변환법으로 쉽게 생성할 수 있고, 고장확률을 와이블분포로 모형화하였을 때 그 신뢰도 함수가 (4)와 같이 간단하게 표현된다.

$$\int_0^t f(t)\,dt = 1 - e^{-(\frac{t}{\alpha})^\beta} \tag{3}$$

$$R(t) = e^{-(\frac{t}{\alpha})^\beta} \tag{4}$$

② 설비의 전력시스템 투입 시점(고장 발생 시점)을 $t=0$ 이라고 할 때, 고장확률(수리확률)은 $t=0$ 에서 '0'이고 $t>0$인 특정 시점에서 극점을 가지는 종모양의 분포를 가져야 자연스러운데 와이블분포는 이러한 조건을 잘 만족시킨다. 반면, 정규분포로는 본 조건을 근사적으로 만족시킬 수밖에 없다.

그림 1, 2에서 모수 α와 β의 변화에 따른 와이블분포를 볼 수 있으며, 그림 1로부터 극대점의 위치가 주로 모수 α에 좌우됨을 알 수 있고, 그림 2로부터 모수 β의 변화는 곡선의 모양에만 영향이 있음을 알 수 있다. 이러한 이유에서, 모수 α와 β를 각각 'scale 모수'와 'shape 모수'라고 부른다. α와 β를 적절히 조절하면 매우 다양한 확률분포를 얻을 수 있으며, 예를 들어 그림 1의 분포에서 분포의 폭만을 변경하려면 α는 고정하고 β만을 변경하면 된다.

3. 충분한 데이터에서 와이블 분포 모수결정

전력시스템의 신뢰도해석을 위해서는 각 설비의 고장, 수리, 보수등 각종 확률사건에 대한 확률변수모형을 구축하여야 한다.

신뢰도 데이터가 많이 축적되어 있어서 특정 설비의 과거 사건데이터 이력을 충분히 이용할 수 있으면 현재 보유하고 있는 데이터의 평균과 분산이 통계적 의미를 가지게 되고, 이로부터 해당 설비 사건 모델의 모수를 결정할 수 있다. 식 (5)와 (6)은 사건데이터의 평균(μ), 분산(σ^2)과 와이블분포 모수간의 대수 관계식이다[4].

$$\frac{\sigma^2}{\mu^2} = \frac{\Gamma(1+2/\beta)}{\Gamma(1+1/\beta)} - 1 \tag{5}$$

$$\alpha = \frac{\mu}{\Gamma(1+1/\beta)} \tag{6}$$

위에서, $\Gamma(.)$는 감마함수이며, 주어진 평균과 분산으로부터 뉴튼-랩슨법과 같은 수치해법으로 (5)의 해를 구하여 모수 β를 결정할 수 있고, 모수 α는 (6)을 이용하여 구할 수 있다. 그림 3은 방정식 (5)에서 해의 유일성을 보이기 위하여 (7)의 $g(\beta)$를 도시한 결과로서 (5)의 좌변은 언제나 양수이므로 그림 3으로부터 식 (5)를 만족하는 β는 유일함을 알 수 있다.

$$g(\beta) = \frac{\Gamma(1+2/\beta)}{\Gamma(1+1/\beta)} - 1 \tag{7}$$

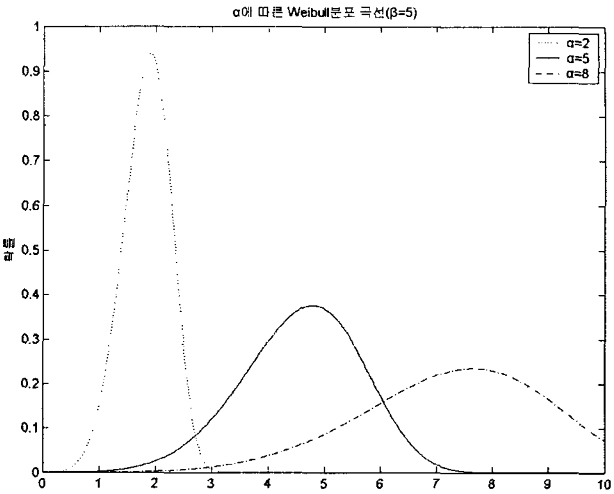

그림 1 α에 따른 와이블분포 곡선비교

Fig. 1 Comparison of Weilbull distributions with different αs

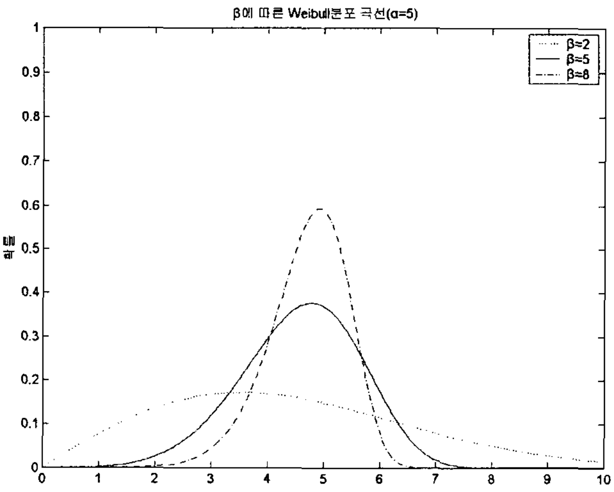

그림 2 β에 따른 와이블분포 곡선비교

Fig. 2 Comparison of Weilbull distributions with different βs

4. 제한된 데이터에서 와이블 분포 모수결정

신뢰도 모형을 위한 데이터가 충분히 확보되지 못한 경우에는 현재 보유하고 있는 데이터 외에 사건발생 없이 운전중인 설비의 데이터를 함께 이용함으로써 보다 현실적인 확률모형을 구성할 수 있다. 이에 관해서는 Wenyuan Li가 정규분포 및 와이블분포의 모형을 대상으로 효과적인 방법을 제안하였으므로[3], 우선 Li의 방법을 소개하고 이를 개선한 본 논문의 방법을 소개하고자 한다.

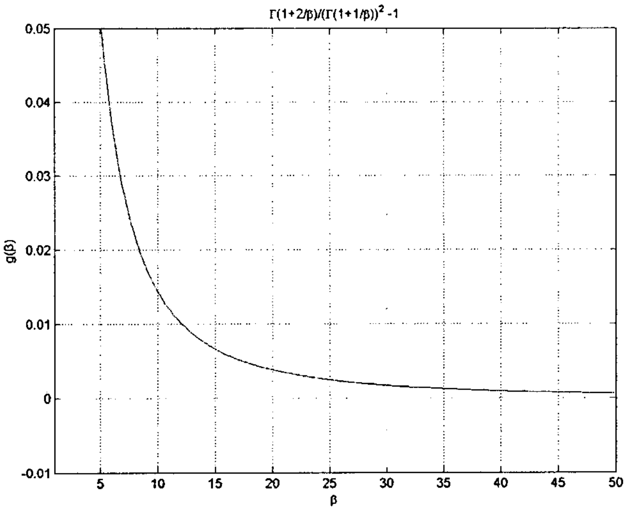

그림 3 평균과 분산에 따른 β의 유일성

Fig. 3 Uniqueness of β for fixed mean and variance

4.1 Li의 방법

Li가 제안한 방법을 요약하면 다음과 같다[3].

step1) 설비 운전과 관련된 기본 데이터(설치년도와 사건 발생년도)를 수집한다.

step2) 각 설비의 운전년수를 계산한다.
- 사건발생 설비: '사건발생년도' - '설치년도'
- 그 외 설비: '기준(현재)년도' - '설치년도'

step3) 운전년수별로 다음의 데이터를 계산하여 운전년수에 대한 내림차순 표를 만든다.
- 누적운전대수: 운전년수에 대한 감소함수이고 운전년수 0에서는 '모든 설비의 수'가 된다.
- 사건발생대수: 누적량이 아니므로 많은 경우에 '0'이 할당된다.

step4) 다음 두 열로 구성된 누적확률 분포표를 작성한다.
- 1열: 사건이 발생한 운전년수
- 2열: 해당 운전년수의 누적확률분포. step3의 표로써 사건발생년도의 사건발생확률을 계산하고 이를 누적하여 누적확률분포를 구한다.

step5) step4의 표에 다음의 두 행을 추가한다.
- 1행: 첫 사건이 발생한 운전년수의 직전 년수의 누적확률. 이의 누적확률은 '0'이다.
- 끝행: 마지막 운전년수의 누적확률. 이의 누적확률은 사건이 발생한 마지막 운전년수의 누적확률과 같도록 한다. 만약, 두 운전년수가 동일하면 끝행을 별도로 추가할 필요 없다.

step6) 와이블분포의 누적확률분포함수인 식 (3)을 근사함수로 하여 step5의 누적확률분포데이터를 대상으로 최소자승근사로써 와이블분포의 모수를 결정한다.

논문에서 Li는 사건발생누적분포(failure function)가 아닌 사건비발생누적분포(survival function)를 대상으로 하는 최소자승근사를 제안하였으나 그 결과는 위의 절차와 완전히 동일하다.

4.2 제안하는 방법

Li의 방법은 사건 발생이 많지 않은 문제의 확률모형을 수립하는데 효과적이라고 생각되지만, 사례연구에서 다룬 리액터 문제와 같이 사건의 발생이 극히 적은 경우에는 이용할 수 있는 데이터를 충분히 활용하지 못하게 되는 측면이 있다. 사례연구의 리액터 문제에서는 총 100대의 리액터중에서 4대에서만 사건이 발생하였고(19, 26, 27, 28년째) 22대의 리액터가 31년 동안 문제없이 운전중이다. Li의 방법에 따르면 사건이 발생한 마지막 운전년수인 28년과 31년에서의 누적확률분포를 동일하게 지정하였으므로 '22대'라는 데이터가 활용되지 못하고 있다. 만약, 100대 중에서 31년동안 문제없이 운전중인 리액터의 수가 '30대'였다면 '22대'인 경우와 다른 확률분포로 모형화되는 것이 타당하다. 이에 본 논문에서는 사건이 발생하지 않은 운전년도의 누적확률분포를 확률변수 모형에 포함시키는 방법을 제안한다. 제안하는 방법은 Li의 방법과 'step4'부터 차이가 있으며 다음과 같다.

step4) 다음 두 열로 구성된 누적확률 분포표를 작성한다.
- 1열: 모든 운전년수
- 2열: 해당 운전년수의 누적확률분포. 누적확률분포는 (8)을 이용하여 계산한다.

$$F(t_i) = \frac{N(t_i)}{D(t_i)} \tag{8}$$

여기서, $N(t_i)$: '$t \le t_i$에서 사건이 발생한 설비의 수'
$D(t_i)$: '$t = t_i$에서 운전중인 설비의 수' + '$t < t_i$에서 사건이 발생한 설비의 수'

step5) step4의 표에서 동일한 누적확률분포를 보이는 운전년수는 하나를 제외하고 제거한다.

step6) step5의 누적확률분포데이터를 대상으로 최소자승근사를 하여 와이블분포의 모수를 결정한다.

추가의 정보를 제공하지 못하는 데이터는 'step5'에서 제외하는데, 이를 통하여 최소자승근사에 사용되는 데이터의 분포를 보다 바람직하게 구성할 수 있다. 제외하는 운전년도는 데이터의 분포를 고려하여 결정하면 되는데, 첫 사건발생년도의 직전 운전년도와 가장 마지막 운전년도는 반드시 포함되어야 한다.

5. 사례연구

5.1 500kV 리액터 사례

제안한 방법을 참고문헌 [3]의 사례문제에 적용하여 Li의 방법과 그 결과를 비교하였다. 사례문제의 목표는 BC Hydro의 500kV 리액터의 수명을 와이블분포로 모형화하는

것으로, 표 1에서와 같이 100개의 리액터를 표본으로 하였는데 수명이 다하여 제거된 리액터가 4개에 불과하므로 리액터의 수명 모형을 표본의 평균과 분산을 이용한 통계적 방법으로 구하는 것은 바람직하지 않다. 표 2는 운전중인 리액터와 제거된 리액터의 수를 운전년수별로 정리한 결과이며, 2000년을 기준 년도로 하여 표 1로부터 작성하였다.

표 2는 표 3의 작성에 이용된다. Li의 방법은 리액터의 제거가 있었던 년수에, 앞서 설명한 두 년수의 데이터를 추가하여 표 3과 같이 6점에서의 누적확률을 계산하여 모수추정에 이용하고, 제안한 방법은 누적확률이 중복되지 않는 10점에서의 누적확률을 계산하여 모수추정에 이용한다. 이미 설명한 바와 같이 Li의 방법과 제안한 방법의 누적확률 계산방법은 서로 다르며, 표 3에 누적확률의 계산에 사용된 식이 함께 포함되어 있다. 예를 들어, 제안한 방법의 28년째 데이터는 다음과 같은 의미를 가진다. 28년 동안 39대의 리액터 중에서 4대가 수명을 다하였다(28년 이상 운전하고 있는 리액터는 36대이다). 그림 4는 표 3의 누적확률분포의 그래프이다.

비선형 최소자승근사로써 와이블분포의 모수를 결정하였고, (9), (10)을 이용하여 와이블분포의 평균과 표준편차를 계산하여 표 4에 수록하였다.

$$\mu = \alpha\Gamma(1+1/\beta) \tag{9}$$

$$\sigma^2 = \alpha^2[\Gamma(1+2/\beta) - \Gamma^2(1+1/\beta)] \tag{10}$$

표 4의 모수로써 표현되는 와이블분포의 누적확률을 표 3의 데이터와 함께 그림 5에 도시하였다. 그림에서 최소자승근사가 잘 이루어졌음을 알 수 있고 또한 두 방법의 결과가 제법 차이가 있음을 알 수 있다.

표 1 리액터 원시데이터

Table 1 Raw data of reactors

번호	설치	제거	번호	설치	제거	번호	설치	제거	번호	설치	제거
1	1979		26	1970		51	1976		76	1984	
2	1979		27	1970		52	1976		77	1984	
3	1979		28	1970		53	1976		78	1978	
4	1981		29	1970		54	1970		79	1978	
5	1981		30	1970		55	1970		80	1978	
6	1981		31	1970		56	1970		81	1969	1996
7	1985		32	1970		57	1981		82	1996	
8	1985		33	1976		58	1981		83	1969	
9	1985		34	1976		59	1981		84	1969	
10	1979		35	1976		60	1983		85	1969	
11	1979		36	1976		61	1983		86	1969	
12	1979		37	1976		62	1983		87	1969	
13	1969		38	1976		63	1984		88	1969	
14	1969		39	1976		64	1984		89	1969	
15	1969		40	1976		65	1984		90	1969	
16	1969		41	1976		66	1983		91	1969	
17	1969		42	1976		67	1983		92	1969	
18	1969		43	1976		68	1983		93	1969	
19	1970	1996	44	1976		69	1984		94	1969	
20	1996		45	1976		70	1984		95	1969	1997
21	1970		46	1976		71	1984		96	1997	
22	1970		47	1976		72	1983		97	1969	
23	1970	1989	48	1976		73	1983		98	1969	
24	1989		49	1976		74	1983		99	1969	
25	1970		50	1976		75	1984		100	1969	

표 2 운전 및 제거 리액터 수

Table 2 Numbers of exposed and retired reactors

운전 년수	운전 대수	제거 대수	운전 년수	운전 대수	제거 대수	운전 년수	운전 대수	제거 대수	운전 년수	운전 대수	제거 대수
0	100	0	8	97	0	16	93	0	24	59	0
1	100	0	9	97	0	17	84	0	25	38	0
2	100	0	10	97	0	18	75	0	26	38	1
3	100	0	11	97	0	19	75	1	27	37	1
4	99	0	12	96	0	20	68	0	28	36	1
5	97	0	13	96	0	21	68	0	29	35	0
6	97	0	14	96	0	22	62	0	30	35	0
7	97	0	15	96	0	23	59	0	31	22	0

표 3 리액터 수명 누적확률

Table 3 Cumulative distribution of reactor life

년수	Li 방법	제안한 방법
18	0/75 = 0.00000	0/75= 0.00000
19	1/75 = 0.01333	1/75= 0.01333
20		1/(68+1)= 0.01449
21		1/(68+1)= 0.01449 불필요
22		1/(62+1)= 0.01587
23		1/(59+1)= 0.01667
24		1/(59+1)= 0.01667 불필요
25		1/(38+1)= 0.02564
26	1/75+1/38 = 0.03965	2/(38+1)= 0.05128
27	1/75+1/38+1/37= 0.06668	3/(37+2)= 0.07692
28	1/75+1/38+1/37+1/36 = 0.09445	4/(36+3)= 0.10256
29		4/(35+4)= 0.10256 불필요
30		4/(35+4)= 0.10256 불필요
31	1/75+1/38+1/37+1/36 = 0.09445	4/(22+4)= 0.15385

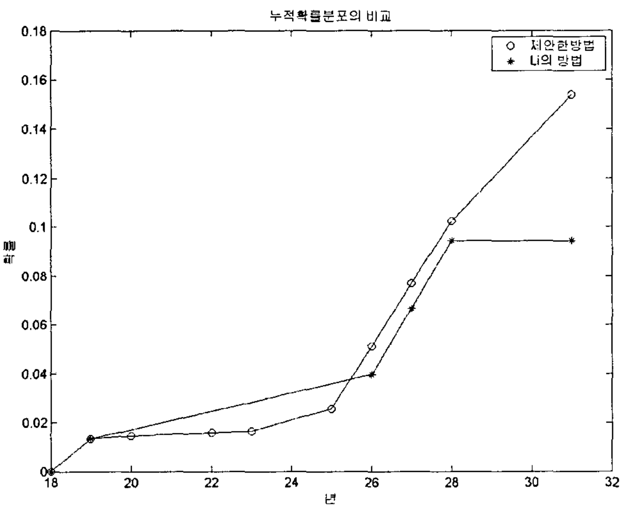

그림 4 리액터 수명의 누적확률 분포 그래프 1

Fig. 4 Cumulative distribution graph 1 of reactor life

표 4 와이블분포의 모수 1

Table 4 Parameter set 1 of Weibull distribution

구 분	제안한 방법	Li의 방법
scale 모수(α)	40.513	53.026
shape 모수(β)	6.521	4.089
평균(μ)	37.756	48.124
분산(σ)	6.774	13.234

Li의 방법과 제안한 방법의 차이점을 보이기 위해 표 2의 리액터 데이터에서 표 5의 다섯 데이터를 수정하여 와이블 분포의 확률변수 모형을 추정하였다.

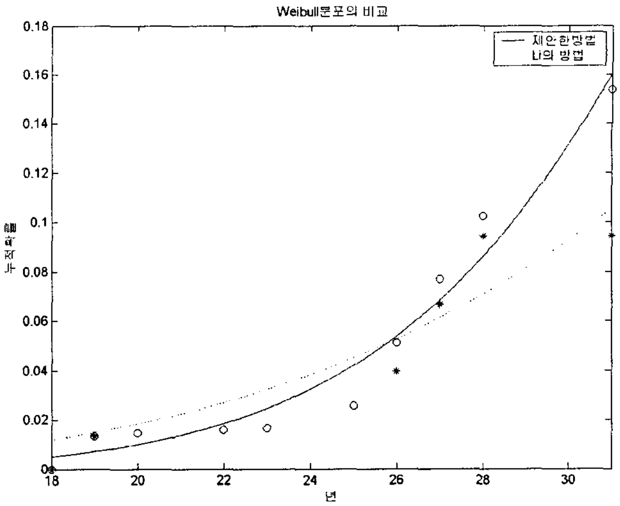

그림 5 와이블분포의 누적확률1

Fig. 5 Cumulative distribution 1 of the Weibull distributions

표 5 변경된 리액터 데이터

Table 5 Revised reactor data

운전년수	운전대수(변경 전)	운전대수(변경 후)
20	68	64
22	62	49
23	59	39
29	35	31
31	22	30

표 5에서는 리액터의 제거가 없었던 운전년수의 데이터만을 변경하였으므로 Li의 방법에서는 앞의 경우와 동일한 문제로 취급한다. 그러나, 제안한 방법에서는 그림 6과 같이 변경된 데이터를 반영하여 그림 4의 경우와는 다른 결과를 제공한다.

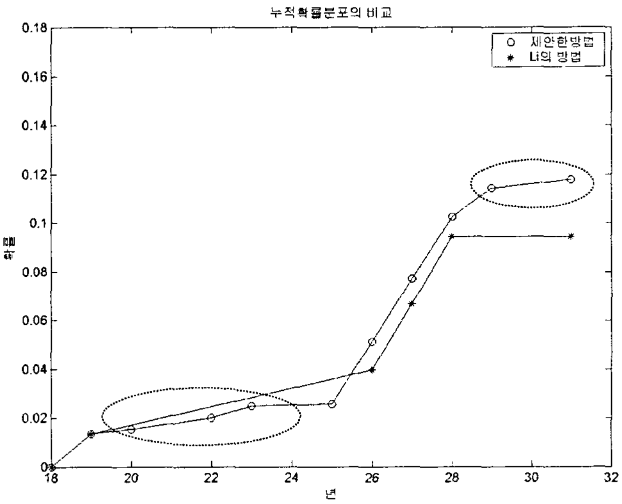

그림 6 리액터 수명의 누적확률 분포 그래프 2

Fig. 6 Cumulative distribution graph 2 of reactor life

표 6은 변경된 데이터에 대한 모수 추정 결과로서 Li의 방법은 표 4와 동일하다. 표 6에서 제안한 방법에 따른 리액터의 평균수명은 약 41년으로 표 4에서의 약 38년보다 다소 증가한 결과를 보였다. 이는 표 5에서와 같이 운전년수별 운전대수가 증가한 것을 반영한 결과이다. 반면 Li의 방법은 평균수명 48년으로 운전년수별 운전대수의 변화를 반영하지 못하였다.

표 6 와이블분포의 모수 2

Table 6 Parameter set 2 of Weibull distribution

구 분	제안한 방법	Li의 방법
scale 모수(α)	44.802	53.026
shape 모수(β)	5.232	4.089
평균(μ)	41.243	48.124
표준편차(σ)	9.063	13.234

5.2 복합화력 발전기 사례

또 다른 사례로서 제안한 방법을 참고문헌 [5]의 사례문제에 적용하여 와이블분포의 모수를 추정하였다. 사례문제의 목표는 우리나라 복합화력 발전기의 수명을 와이블분포로 모형화하는 것으로, 표 7에서와 같이 36대의 발전기를 표본으로 하였는데 수명이 다하여 제거된 발전기가 16대에 이르러서 표본의 평균과 분산을 이용한 통계적 방법으로도 모수 추정이 어느 정도는 가능한 경우이다. 표 8은 운전중인 발전기와 제거된 발전기의 수를 운전 년수별로 정리한 결과이며, 2003년을 기준 년도로 하여 표 7로부터 작성하였다. 표 9는 제안한 방법에서 모수추정에 사용하는 발전기 수명의 누적확률분포 데이터이다.

표 7 발전기 원시데이터

Table 7 Raw data of generators

번호	설치	철거	번호	설치	철거
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 8 운전 및 제거 발전기 수

Table 8 Numbers of exposed and retired generators

운전 년수	운전 대수	제거 대수	운전 년수	운전 대수	제거 대수
0	36	0	16	11	2
1	36	0	17	9	0
2	36	0	18	9	3
3	35	0	19	6	0
4	34	0	20	6	2
5	34	0	21	4	0
6	34	1	22	4	0
7	31	1	23	4	0
8	28	0	24	4	0
9	27	0	25	4	2
10	25	0	26	2	0
11	19	0	27	2	1
12	14	2	28	1	0
13	12	1	29	1	0
14	11	0	30	1	0
15	11	0	31	1	1

표 9의 데이터로써 비선형 최소자승근사를 수행하여 표 10과 같은 와이블분포의 모수를 얻을 수 있었다. 본 사례는 수명이 다한 발전기가 16대에 이르므로 통계적 방법으로도 제법 정확한 모형을 구축할 수 있다. 표 10에서 통계적 방법이란 수명이 다한 발전기의 평균수명과 표준편차를 구하고 표본으로부터 (5), (6)을 이용하여 분포의 모수를 결정한 경우이다.

표 9 발전기 수명 누적확률

Table 9 Cumulative distribution of generator

년수	누적확률	년수	누적확률
5	0/34 = 0.00000	19	10/(6+10) = 0.62500 →불필요
6	1/34 = 0.02941	20	12/(6+10) = 0.75000
7	2/(31+1) = 0.06250	21	12/(4+12) = 0.75000 →불필요
8	2/(28+2) = 0.06667	22	12/(4+12) = 0.75000 →불필요
9	2/(27+2) = 0.06897	23	12/(4+12) = 0.75000 →불필요
10	2/(25+2) = 0.07407	24	12/(4+12) = 0.75000 →불필요
11	2/(19+2) = 0.09524	25	14/(4+12) = 0.87500
12	4/(14+2) = 0.25000	26	14/(2+14) = 0.87500 →불필요
13	5/(12+4) = 0.31250	27	15/(2+14) = 0.93750
14	5/(11+5) = 0.31250 →불필요	28	15/(1+15) = 0.93750 →불필요
15	5/(11+5) = 0.31250 →불필요	29	15/(1+15) = 0.93750 →불필요
16	7/(11+5) = 0.43750	30	15/(1+15) = 0.93750 →불필요
17	7/(9+7) = 0.43750 →불필요	31	16/(1+15) = 1.00000
18	10/(9+7) = 0.62500		

표 10 와이블분포의 모수 3
Table 10 Parameter set 3 of Weibull distribution

구 분	제안한 방법	통계적 방법
scale 모수(α)	18.552	20.003
shape 모수(β)	3.275	1.900
평균(μ)	16.635	17.750
표준편차(σ)	5.588	6.952

그림 7에는 표 10의 와이블분포와 표 9의 확률분포 데이터가 함께 도시하고 있다. 그림 7에서 와이블분포의 모수가 합리적으로 결정되었음을 확인할 수 있고, 아울러 통계적 방법만으로 구성한 모델과도 큰 차이는 없음을 알 수 있다. 통계적 방법에서 이용할 수 있는 데이터의 수가 증가할수록 제안한 방법과 통계적 방법의 차이가 줄어드는 것은 자명하다고 할 수 있다.

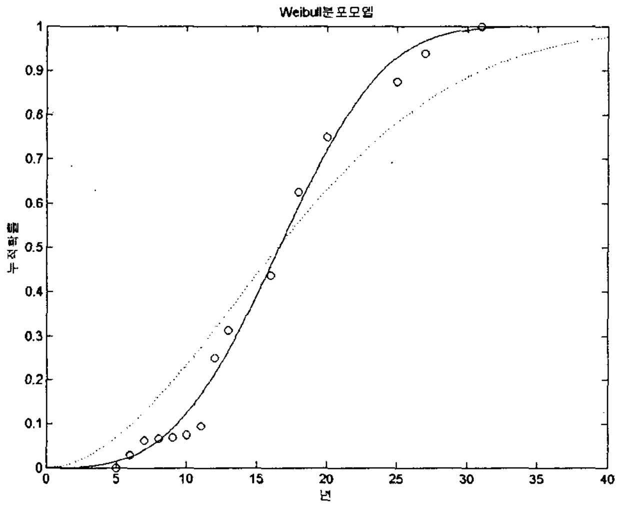

그림 7 와이블분포의 누적확률 2
Fig. 7 Cumulative probability 2 of the Weibull distributions

3. 결 론

본 논문에서는 전력시스템의 신뢰도해석을 목적으로 제한된 데이터로부터 와이블분포의 모수를 결정하는 방법을 제안하였다. 본 논문에서는 데이터가 매우 제한되어 있는 경우에도 적용할 수 있도록 Li가 참고문헌 [3]에서 제시한 방법을 개선하였으며, 두 가지의 사례에 적용하여 믿을 수 있는 결과를 얻을 수 있었다. 본 논문에서 제안한 방법은 와이블분포 뿐만 아니라 여타의 확률변수의 모수추정에도 적용할 수 있으며, 그 결과는 다양한 신뢰도 해석 문제에 이용할 수 있다.

감사의 글

이 논문은 2005년도 울산대학교의 연구비에 의하여 연구되었음.

참 고 문 헌

[1] R. Billinton and W. Li, Reliability Assessment of Electric Power Systems Using Monte Carlo Methods, Plenum Press, New York, 1994.
[2] W. Li, "Incorporating Aging Failures in Power System Reliability Evaluation," IEEE Trans. on Power Systems, vol. 17, no. 3, pp. 918-923, August 2002.
[3] W. Li, "Evaluating Mean Life of Power System Equipment with Limited End-of-Life Failure Data," IEEE Trans. on Power Systems, vol. 19, no. 1, pp. 236-242, February 2004.
[4] 김광원, "와이블분포를 이용한 변전소 신뢰도 평가에 관한 연구," 대한전기학회논문지, 51A권, 1호, pp. 7-14, 2002년 1월.
[5] 이성훈, 이승혁, 김진오, "통계적 분석방법을 이용한 복합화력 발전설비의 평균수명 계산 및 고장확률 예측," 대한전기학회논문지, 54A권, 10호, pp. 480-486, 2005년 10월.

저 자 소 개

김 광 원 (金 光 源)
1966년 5월 14일생. 1989년 서울대학교 전기공학과 졸업. 1991년 동 대학원 전기공학과 졸업(석사). 1996년 동 대학원 전기공학과 졸업(공박). 1996년~현재 울산대학교 전기전자정보시스템공학부 부교수.
Tel : 052-259-2186
Fax : 052-259-1686
E-mail : kim66@ieee.org