

지수 형 수명분포를 따르는 소프트웨어 신뢰모형 분석에 관한 연구

김희철* · 문송철**

A Study on the Software Reliability Model Analysis Following Exponential Type Life Distribution

Hee Cheul Kim* · Song Chul Moon**

Abstract

In this paper, I was applied the life distribution following linear failure rate distribution, Lindley distribution and Burr - Hatke exponential distribution extensively used in the arena of software reliability and were associated the reliability possessions of the software using the nonhomogeneous Poisson process with finite failure. Furthermore, the average value functions of the life distribution are non-increasing form. Case of the linear failure rate distribution (exponential distribution) than other models, the smaller the estimated value estimation error in comparison with the true value. In terms of accuracy, since Burr-Hatke exponential distribution and exponential distribution model in the linear failure rate distribution have small mean square error values, Burr-Hatke exponential distribution and exponential distribution models were stared as the well-organized model. Also, the linear failure rate distribution (exponential distribution) and Burr - Hatke exponential distribution model, which can be viewed as an effectual model in terms of goodness-of-fit because the larger assessed value of the coefficient of determination than other models. Through this study, software workers can use the design of mean square error, mean value function as a elementary recommendation for discovering software failures.

Keywords : Burr - Hatke Exponential Distribution, Lindley Distribution, Coefficient of Determination, Non-Homogeneous Poisson Process, Mission Time

Received : 2021. 05. 21. Revised : 2021. 08. 23. Final Acceptance : 2021. 08. 23.

** First Author, Funding for this paper was provided by Namseoul University year 2021. e-mail : kim1458@nsu.ac.kr

** Corresponding Author, Professor, Namseoul Univ. Dept. Computer Software, 91, Daehak-ro, Seonghwan-eup, Seobuk-gu, Cheonan-si, Chungcheongnam-do, Korea, 31020, Tel : +82-41-580-2268, e-mail : moon@nsu.ac.kr

1. 서 론

고도의 정보화 사회에서는 소프트웨어 시스템은 산업경영의 필수적인 시스템으로 판단 될 수 있다. 소프트웨어 시스템 고장의 원인은 대규모 화·다양화 때문에 소프트웨어 개발과정에서 오류나 결함에 그 원인을 찾을 수 있다. 따라서 소프트웨어 사용자에게 고품질의 서비스를 제공하기 위해서는 정확성(Correctness)과 신뢰성(Reliability)을 담보 할 수 있어야 한다. 결국 정확성과 신뢰성을 유지하기 위해서는 소프트웨어 유지 및 보수과정을 통하여 소프트웨어 내에 잠재하는 소프트웨어 결함(Default)을 발견하여 수정함으로써 이루어 질 수 있다. 따라서 소프트웨어 테스트 시간이 경과함에 따라 소프트웨어 내에 잠재하는 소프트웨어 결함이 감소하여 소프트웨어 신뢰도는 증가하게 된다. 이러한 모형을 소프트웨어 신뢰 성장모형(Software reliability growth model)이라고 한다. 이러한 연구는 소프트웨어 내에 잠재하는 고장의 수, 고장강도 및 평균값 함수 등의 신뢰성 속성 요인을 이용하여 비동질 포아송 과정(Non-homogeneous Poisson process: NHPP)을 따르는 소프트웨어 신뢰성 모형이 개발되었다(Song et al., 2017).

소프트웨어 신뢰성 분야에서 기본모형은 수명분포가 지수분포를 따르며 강도함수가 상수인 형태로 구성되었다(Goel and Okumoto, 1978).

최근에 수명분포가 지수화 지수분포와 Burr Hatke 지수 분포를 이용한 신뢰특성을 연구하기도 했다(Kim and Moon, 2020).

본 연구에서는 소프트웨어 신뢰성 영역에서 널리 적용되는 선형고장률분포와 Burr-Hatke 지수분포 그리고 Lindley분포를 이용한 수명분포에 근거한 유한 고장 비동질적인 포아송 과정을 적용한 소프트웨어의 신뢰성 특성에 대하여 비교 평가하였다.

2. 유한고장 NHPP 소프트웨어 신뢰성 모형

2.1 수명분포가 선형 고장률분포를 따르는 NHPP 소프트웨어 신뢰모형

소프트웨어 신뢰성분포인 선형고장률분포(Linear failure rate distribution)는 수명분포로 널리 사용되고 있으며 이 분포의 누적분포함수는 다음과 같다.

[Sarhan and Zaindini, 2000]

$$F_{LF}(t) = 1 - \exp\{-at - bt^2\}, \quad t \geq 0 \quad (1)$$

위 식에서 $a \geq 0$ 와 $b \geq 0$ 는 형상모수이다. 또한, 식 (1)에서 $b = 0$ 일 경우는 지수분포가 되고 $a = 0$ 인 경우는 랠리분포(Rayleigh)분포가 된다.

또한 식 (1)을 이용한 선형고장률분포의 확률밀도함수는 다음과 같이 유도된다.

$$f_{LF}(t) = (a + 2bt) \exp\{-at - bt^2\} \quad (2)$$

수명분포가 선형고장률분포를 따르는 유한고장 NHPP 모형에서 테스트 시간 $(0, t]$ 동안 발견되는 결함의 기대값이 θ 이고 $f(t)$ 는 확률밀도 함수(PDF)이고 $F(t)$ 는 누적분포함수(CDF) 라고 하면 유한고장NHPP 소프트웨어 신뢰모형 대한 강도함수와 평균값함수는 식 (1) 과 식 (2)를 사용하면 다음과 같다(Teng and Pham, 2006).

$$\lambda(t|\theta, a, b) = \theta f(t) = \theta (a + 2bt) \exp\{-at - bt^2\} \quad (3)$$

$$m(t|\theta, a, b) = \theta F(t) = \theta [1 - \exp(-at - bt^2)] \quad (4)$$

또한, 식 (3)과 식 (4)를 이용하고 $\Theta = \{\theta, a, b\}$ 을 모수공간을 의미하면 유한고장 NHPP모형의 로그우도 함수는 다음과 같다(Gokhale and Trivedi, 1999).

$$\begin{aligned} \ln L_{NHPP}(\Theta | \underline{x}) &= -m(x_n) + \left(\sum_{i=1}^n \ln \lambda(x_i) \right) \\ &= -\theta [1 - \exp(-ax_n - bx_n^2)] \\ &\quad + \sum_{i=1}^n \ln [\theta (a + 2bx_i) \exp\{-ax_i - bx_i^2\}] \end{aligned} \quad (5)$$

단, $\underline{x} = (x_1 \leq x_2 \leq x_3 \leq \dots \leq x_n)$.

따라서 식 (5)에서 고장절단모형에서의 형상모수 θ 와 a, b 에 관한 편미분식은 다음과 같다(Gokhale and Trivedi, 1999).

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln L_{NHPP} L(\Theta | \underline{x})}{\partial \theta} &= \\ \frac{n}{\theta} - [1 - \exp(-ax_n - bx_n^2)] &= 0 \end{aligned} \quad (6)$$

$$\frac{\partial \ln_{NHPP} L(\Theta | \underline{x})}{\partial a} = -\theta x_n e^{-ax_n - bx_n^2} + \sum_{i=1}^n \frac{1}{a+2bx_i} - \sum_{i=1}^n x_i = 0 \quad (7)$$

$$\frac{\partial_{NHPP} \ln L(\Theta | \underline{x})}{\partial b} = -\theta x_n^2 e^{-ax_n - bx_n^2} + \sum_{i=1}^n \frac{2x_i}{a+2bx_i} - \sum_{i=1}^n x_i^2 = 0 \quad (8)$$

따라서 식 (6)과 식 (7), 식 (8)을 사용하면 최우추정량 $\hat{\theta}_{MLE}$ 와 \hat{a}_{MLE} , \hat{b}_{MLE} 을 추정 할 수 있다.

2.2 수명분포가 Lindley분포를 따르는 NHPP 소프트웨어 신뢰모형

지수분포와 감마분포의 혼합(Mixture) 구조형식으로 이루어진 Lindley분포는 수명분포로 널리 사용되고 있으며 이 분포의 누적분포함수는 다음과 같다 [Karuppusamy et al., 2018].

$$F_{LD}(x) = 1 - \left[1 + \frac{bt}{(b+1)} \text{RIGHT} \right] e^{-bt}, \quad t \geq 0 \quad (9)$$

위 식에서 $b \geq 0$ 는 형상모수이고 또한, 식 (9)을 이용한 Lindley분포의 확률밀도함수는 다음과 같다.

$$f_{LD}(x) = \frac{b^2}{(b+1)} (1+t) e^{-bt} \quad (10)$$

유한고장 NHPP 모형에서 관찰 시간 $(0, t]$ 동안 발견되는 결함의 기대값이 θ 이면 강도함수와 평균값함수는 식 (9)과 식 (10)을 사용하면 다음과 같다 [Kim, 2019].

$$\lambda(t|\theta, b) = \theta f(t) = \theta \frac{b^2}{(b+1)} (1+t) e^{-bt} \quad (11)$$

$$m(t|\theta, b) = \theta F(t) = \theta \left[1 - \left(1 + \frac{bt}{(b+1)} \right) e^{-bt} \right] \quad (12)$$

또한, 식 (11)과 식 (12)을 이용하고 $\Theta = \{\theta, b\}$ 을 모수공간이면 로그우도함수는 다음과 같다 [Kim and Moon, 2020].

$$\begin{aligned} \ln L_{NHPP}(\Theta | \underline{x}) &= -m(x_n) + \left(\sum_{i=1}^n \ln \lambda(x_i) \right) \\ &= -\theta \left[1 - \left(1 + \frac{bx_n}{(b+1)} \right) e^{-bx_n} \right] + n \ln \theta + 2n \ln b \\ &\quad - n \ln(b+1) + \sum_{i=1}^n (1+x_i) - b \sum_{i=1}^n x_i \end{aligned} \quad (13)$$

단, $\underline{x} = (x_1 \leq x_2 \leq x_3 \leq \dots \leq x_n)$.

따라서 식 (13)에서 모수 θ 와 b 에 관한 편미분식은 다음과 같다.

$$\frac{\partial \ln_{NHPP} L(\Theta | \underline{x})}{\partial \theta} = \frac{n}{\theta} - \left[1 - \left(1 + \frac{bx_n}{(b+1)} \right) e^{-bx_n} \right] = 0 \quad (14)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln_{NHPP} L(\Theta | \underline{x})}{\partial b} &= \frac{2n}{b} - \frac{n}{b+1} - \sum_{i=1}^n x_i \\ &\quad - \theta x_n \exp^{-bx_n} \frac{(b^2 + b^2 x_n + 2b + b x_n)}{(b+1)^2} = 0 \end{aligned} \quad (15)$$

따라서 식 (14)과 식 (15)을 이용하면 만족하는 최우추정량 $\hat{\theta}_{MLE}$ 와 \hat{b}_{MLE} 을 추정 할 수 있다.

2.3 수명분포가 Burr-Hatke 지수분포를 따르는 NHPP 소프트웨어 신뢰모형

Burr-Hatke 지수분포는 고장발생 현상을 나타내는 위험함수가 증가함수 또는 감소함수 패턴을 나타내기 때문에 수명분포로 널리 사용되는 분포이고 이 분포의 분포함수와 확률밀도함수는 각각 다음과 같다. [Yadav et al., 2019].

$$F_{BH}(t) = 1 - \frac{e^{-bt}}{1+bt}, \quad t \geq 0 \quad (16)$$

$$f_{BH}(t) = b e^{-\lambda t} \frac{2+bt}{(1+bt)^2} \quad (17)$$

위 식에서 $b \geq 0$ 는 형상모수이고 강도함수와 평균값함수는 다음과 같이 유도된다.

$$\lambda(t|\theta, b) = \theta f(t) = \theta b e^{-bt} \frac{2+bt}{(1+bt)^2} \quad (18)$$

$$m(t|\theta, b) = \theta F(t) = \theta \left[1 - \frac{e^{-bt}}{1+bt} \right] \quad (19)$$

또한, 식 (18)과 식 (19)을 이용하고 $\Theta = \{\theta, b\}$ 을 모수공간이면 로그우도함수는 다음과 같다[Kim and Moon, 2020].

$$\begin{aligned} \ln L_{NHPP}(\Theta | \underline{x}) &= -m(x_n) + \left(\sum_{i=1}^n \ln \lambda(x_i) \right) \quad (20) \\ &= -\theta \left(1 - \frac{e^{-bx_n}}{1+bx_n} \right) + n \ln \theta + n \ln b - b \sum_{i=1}^n x_i \\ &\quad + \sum_{i=1}^n \ln(2+bx_i) - 2 \sum_{i=1}^n \ln(1+bx_i) \end{aligned}$$

단, $\underline{x} = (x_1 \leq x_2 \leq x_3 \leq \dots \leq x_n)$.
따라서 식 (20)에서 모수 θ 와 b 에 관한 편미분식은 다음과 같다.

$$\frac{\partial \ln_{NHPP} L(\Theta | \underline{x})}{\partial \theta} = \frac{n}{\theta} - \left(1 - \frac{e^{-bx_n}}{1+bx_n} \right) = 0 \quad (21)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln_{NHPP} L(\Theta | \underline{x})}{\partial b} &= \frac{n}{b} - \sum_{i=1}^n x_i + \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{2+bx_i} \quad (22) \\ -2 \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{1+bx_i} - \theta x_n e^{-bx_n} &\frac{(2+bx_n)}{(1+bx_n)^2} = 0 \end{aligned}$$

3. 수명분포가 지수형 수명분포로 따르는 소프트웨어 고장시간 신뢰도 분석

본 절에서 소프트웨어 고장시간 데이터(Failure time data)[Satya et al., 2011]를 이용하여 신뢰성 속성을 분석 하고자 한다.

소프트웨어 고장시간 자료는 <Table 1>에 나열 하였고 본 연구에서는 이상 값이 유무를 판단하기 위하여 박스-플롯(Box-plot)을 적용하였다[Kim, 2017]. 즉, <Figure 1>에서 중앙값은 144.015, 제1사분위수는 80.9 그리고 제3사분위수는 277.87 등으로 추정되었으므로 상자그림의 상한(UC)과 하한(LC)은 각각 다음과 같이 계산된다.

$$\begin{aligned} UC &= Q_3 + 1.5 \times (Q_3 - Q_1) \quad (23) \\ &= 277.87 + 1.5 \times (277.87 - 80.9) = 573.325 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} LC &= Q_3 - 1.5 \times (Q_3 - Q_1) \quad (24) \\ &= 80.9 - 1.5 \times (277.87 - 80.9) = 214.555 \end{aligned}$$

따라서 상한은 573.325이므로 상한을 벗어나는 28

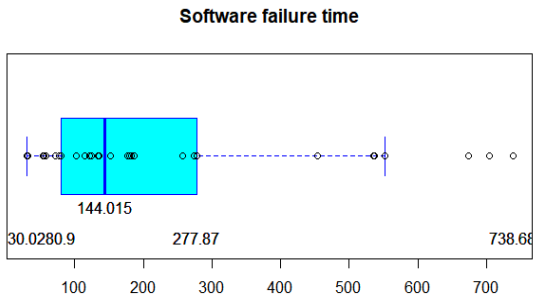
과 29, 30번째 고장시간을 이상값(Outliers) 판단하여 모수 추정과정에서 제외 되었다[Kim and Moon, 2020].

<Table 1> Failure Time Data

Failure number	Failure time (hours)	Failure time $\times 10^{-2}$ (hours)
1	30.02	0.3002
2	31.46	0.3146
3	53.93	0.5393
4	55.29	0.5529
5	58.72	0.5872
6	71.92	0.7192
7	77.07	0.7707
8	80.90	0.8090
9	101.90	1.0190
10	114.87	1.1487
11	115.34	1.1534
12	121.57	1.2157
13	124.97	1.2497
14	134.07	1.3407
15	136.25	1.3625
16	151.78	1.5178
17	177.50	1.7750
18	180.29	1.8029
19	182.21	1.8221
20	186.34	1.8634
21	256.81	2.5681
22	273.88	2.7388
23	277.87	2.7787
24	453.93	4.5393
25	535.00	5.3500
26	537.27	5.3727
27	552.90	5.5290
28	673.68	6.7368
29	704.49	7.0449
30	738.68	7.3868

그리고 모수추정은 수렴성을 위하여 원래의 고장시간 데이터를 수치변환(Failure time $\times 10^{-2}$) 하고 최우추정 법을 적용하였다. 그리고 비선형 방정식의 계산방법은 수치 해석적 방법인 이분법(Bisection method)을 적

용하였다. 이러한 계산은 초기값을 0.01과 3.00을, 허용 한계(Tolerance for width of interval)는 10^{-5} 을 적용하고 C-언어를 사용하여 모수 추정을 수행한 결과는 <Table 2>에 요약되었다.

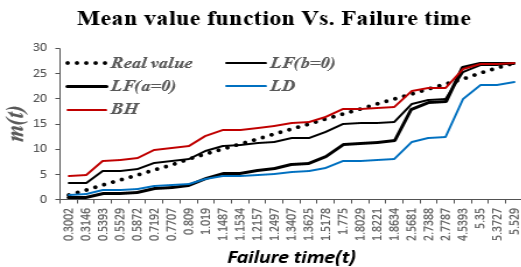


<Figure 1> Sketch of Box-plot

<Table 2> Parameter Estimation, MSE and R^2

Model		MLE	Model Comparison	
			MSE	R^2
LF	$b=0$	$\hat{\theta}=30.9786$ $\hat{a}=0.3712$	4.3349	0.9383
	$a=0$	$\hat{\theta}=27.1818$ $\hat{b}=0.1638$	25.5055	0.8878
LD		$\hat{\theta}=28.2757$ $\hat{b}=0.1397$	51.2044	0.7893
BH		$\hat{\theta}=29.0996$ $\hat{b}=0.2991$	6.4349	0.9749

Note: LF: Linear failure rate distribution
 LD: Lindley distribution
 BH : Burr-Hatke exponential distribution
 MLE: Maximum likelihood estimation;
 MSE: Mean square error
 R^2 : Determination coefficient



<Figure 2> Transition of the Mean Value Function

<Figure 2>에서 평균값함수 추이는 비-감소형태를 보이지만 참값과의 비교에 있어서 Burr-Hatke 지수 분포 모형(BH)은 과대 추정(Overestimation)되었고 선형고장률분포($LF(b=0)$, $LF(a=0)$)와 Lindley 분포 모형은 과소 추정(Underestimation)되었다. 또한, 선형고장률분포에서 형상모수 $b=0$ ($LF(b=0)$) 인 즉 지수분포모형이 다른 모형보다 참값과의 비교 측면에서 추정오차가 작음을 알 수 있다.

정확도(Accuracy)의 척도 측면에서 상대적으로 효율적 모형을 판별 할 수 있는 평균제곱오차(MSE)의 통계량은 다음과 같다[Kim and Kim, 2016].

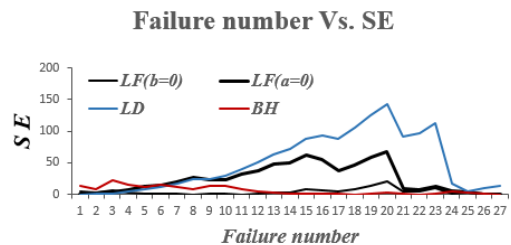
$$MSE = \frac{\sum_{i=1}^n (m(x_i) - \hat{m}(x_i))^2}{n-k} \quad (11)$$

단, $m(x_i)$ 은 고장 시점(0, x_i]까지 누적 고장수이고 $\hat{m}(x_i)$ 는 x_i 시점까지 평균값함수로부터 추정된 고장의 누적 수, n 은 관찰된 고장의 수이고 k 는 추정할 모수의 수를 의미한다. <Table 2>에서 평균제곱오차는 선형고장률분포에서 형상모수 $b=0$ ($LF(b=0)$) 인 지수분포 모형과 Burr-Hatke 지수분포 모형(BH)이 고장률분포에서 형상모수 $a=0$ ($LF(a=0)$) 인 Rayleigh 분포 모형과 Lindley분포모형이 평균제곱오차 값이 작기 때문에 상대적으로 정확도의 측면에서 효율적 모형으로 판단할 수 있다.

또한, 각 고장시점에 대한 제곱오차는 식 (11)을 이용하면 다음과 같다[Kim and Moon, 2020].

$$SE(i) = (m(x_i) - \hat{m}(x_i))^2, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (12)$$

따라서 식 (12)를 이용한 각 고장시점에 대한 제곱오차는 <Figure 3>에 나타내었다.



<Figure 3> Square Error of Each Failure Point

이 그림에서도 초반부 고장시점에서는 거의 추이가 유사하지만 고장시점이 지남에 따라 선형고장률분포 ($LF(b=0)$) 모형과 Burr-Hatke 지수분포(BH) 모형은 선형고장률분포($LF(a=0)$) 모형과 Lindley분포(LD) 모형보다 각 시점에서 제곱오차 값이 작은 추이를 나타내고 있다.

그리고, 적합성(Goodness-of-fit) 측면에서 효율적인 모형으로 간주되는 결정계수는 추정된 예측 값으로서 고장수를 설명 할 수 있는 설명력을 나타내는 도구로서 큰 결정계수를 가진 모형은 적합성이 높은 효율적인 모형이 된다[Kim, 2017; Kim, 2019]. 이러한 결정계수(R^2)는 다음과 같이 정의된다.

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (m(x_i) - \hat{m}(x_i))^2}{\sum_{i=1}^n (m(x_i) - \sum_{j=1}^n m(x_j)/n)^2} \quad (13)$$

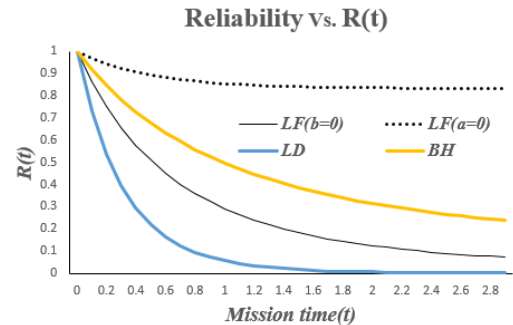
결국 <Table 2> 에서 나타난 결정계수 추정값도 Burr-Hatke 지수분포 모형(BH)과 선형고장률분포에서 형상모수 $b = 0$ ($LF(b=0)$)인 모형이 고장률분포에서 형상모수 $a = 0$ ($LF(a=0)$)인 모형과 Lindley분포모형이 결정계수 값이 크기 때문에 적합성측면에서 효율적인 모형으로 판단 할 수 있지만 제안된 모든 모형이 70% 이상 가지므로 모든 모형이 효율적 모형으로 판단된다[Kim, 2019].

NHPP 모형에서 최종 관찰 시점 $x_{27} = 5.529$ 에서 소프트웨어 고장이 발생하고 그 이후 ($5.529, 5.529+t$) (단, t 는 임무시간(Mission time)) 사이에서 소프트웨어의 고장이 발생하지 않을 확률인 (조건부) 신뢰도 (Reliability) $\hat{R}(t | 5.529)$ 는 다음과 같은 형태와 같다[Kim and Kim, 2016; Kim, 2019].

$$\begin{aligned} \hat{R}(t | 5.529) &= e^{-\int_{5.529}^{5.529+t} \lambda(\tau) d\tau} \\ &= \exp[-\{m(t+5.529) - m(5.529)\}] \end{aligned} \quad (14)$$

그리고 식 (14)을 바탕으로 <Figure 4>의 신뢰도 함수의 추이는 임무시간이 지남에 따라 비증가 추이로 완만한 형태로 나타나고 있다. 그리고 선형고장률분포 ($LF(a=0)$) 모형과 Burr-Hatke 분포 모형(BH)이 상대적으로 높고 선형고장률분포에서 형상모수 $b = 0$

($LF(b=0)$)인 모형이 Lindley분포모형보다 높게 나타나는 추세를 나타내고 있다.



<Figure 4> Pattern of Reliability

4. 결론

소프트웨어 개발과정에서 정확성과 신뢰성을 확보하기 위하여 테스트 수행을 하게 된다. 따라서 소프트웨어 사용과정에서 고장 발생 추이를 예측 할 수 있으면 소프트웨어에 대한 효율적 비교 평가를 할 수 있다.

본 연구에서는 소프트웨어 신뢰성 영역에서 널리 적용되는 선형고장률분포와 Burr-Hatke 지수분포 그리고 Lindley분포를 이용한 수명분포를 적용하고 유한고장 수를 가진 비동질적인 포아송 과정을 적용한 소프트웨어의 신뢰성 특성에 대하여 비교 평가하였다. 본 연구의 결과는 다음과 같이 요약 할 수 있다.

첫째, 평균값함수 추이는 비-감소형태를 보이지만 참값과의 비교에 있어서 Burr-Hatke 지수분포 모형은 과대 추정되었고 선형고장률분포와 Lindley분포 모형은 과소 추정되었으며 또한, 선형고장률분포에서 지수분포 모형이 다른 모형보다 참값과의 비교 측면에서 추정오차가 작음을 알 수 있다.

둘째, 평균제곱오차는 선형고장률분포에서 지수분포 모형과 Burr-Hatke 지수분포 모형이 고장률분포에서 Rayleigh 분포와 Lindley분포모형이 평균제곱오차 값이 작기 때문에 상대적으로 정확도의 측면에서 효율적 모형으로 판단할 수 있다.

셋째, 적합성 측면에서 효율적인 모형으로 간주되는 결정계수도 Burr-Hatke 지수분포 모형과 선형고장률분포에서 지수분포인 모형이 고장률분포에서 형상모수 Rayleigh 분포 모형과 Lindley분포모형이 결정계

수 값이 크기 때문에 적합성측면에서 효율적인 모형으로 간주 할 수 있지만 제한된 모든 모형이 70% 이상 가지므로 모든 모형이 효율적인 모형으로 판단된다.

넷째, 신뢰도 함수의 추이는 임무시간이 지남에 따라 비-증가 추이로 완만한 형태로 나타나고 있다. 그리고 선형고장률분포 중에서 Rayleigh분포모형과 Burr-Hatke 지수분포 모형이 상대적으로 높고 선형고장률분포에서 지수분포인 모형이 Lindley분포모형 보다 높게 나타나는 추세를 나타내고 있다.

이 연구를 이용하면 소프트웨어 운용자들은 선형고장률분포를 포함하여 비선형 고장률분포인 Burr-Hatke 지수분포와 Lindley분포를 적용한 수명분포의 속성을 이용한 소프트웨어 고장유형을 인지하기 위하여 결정계수, 평균제곱오차와 평균값 추이 등을 이용할 수 있다.

References

- [1] Goel, A. L. and Okumoto, K., "Time-dependent fault detection rate model for software and other performance measures", *IEEE Trans. Reliab.*, Vol. 28, 1978, pp. 206-211.
- [2] Gokhale, S. S. and Trivedi, K. S., "A time/structure based software reliability model", *Annals of Software Engineering*, Vol. 8, 1999, pp. 85-121.
- [3] Karuppusamy, S., Balakrishnan, V., and Sadasivan, K., "Modified one-Parameter Lindley Distribution and Its Applications", *International Journal of Engineering Research and Applications*, Vol.8, No. 1, 2018, pp. 50-56.
- [4] Kim, H. C. and Moon, S. C., "A Study on Comparative Evaluation of Software Reliability Model using Exponential exponential and Burr Hatke exponential Life Distribution", *International Journal of Engineering Research and Technology*, Vol. 13, No. 11, 2020, pp. 3287-3291.
- [5] Kim, H. C., "A Comparative Study on Software Reliability Models with Sha pe Parameter of Type-2 Gumble Life Distribution", *International Journal of Soft Computing*, Vol. 12, No. 5-6, 2017, pp. 351-354.
- [6] Kim, H. C., "A Comparative Study on the Finite Failure Software Reliability Model with Modified Lindley Type Lifetime Distribution", *International Journal of Engineering Research and Technology*, Vol. 12, No. 6, 2019, pp. 760-764.
- [7] Kim, K. S. and Kim, H. C., "The Performance Analysis of the Software Reliability NHPP Log-linear Model Depend on Viewpoint of the Learning Effects", *Indian Journal of Science and Technology*, Vol. 9, No. 37, 2016, pp. 1-5.
- [8] Prasad, S. R, Rao, K. R. H., and Kantha, R. R. L., "Software reliability measuring using modified maximum likelihood estimation and SPC", *International Journal of Computer Applications*, Vol. 21, No. 7, 2011, pp. 1-5.
- [9] Sarhan, A. M. and Zaindini, M., "Modified Weibull distribution", *Applied Sciences*, Vol. 52, No. 1, 2000, pp. 123-136.
- [10] Song, K. Y., Chang, I. H., and Pham, H., "A Software Reliability Model with a Weibull Fault Detection Rate Function Subject to Operating Environments", *Applied Science*, Vol. 7, No. 983, 2017, pp. 1-16.
- [11] Teng, X. and Pham, H., "A new methodology for predicting software reliability in the random field environments", *IEEE Transactions on Reliability*, Vol. 55, No. 3, 2006, pp. 458-468.
- [12] Yadav, A. S., Altun, E., and Yousof, H. M., "Burr-Hatke Exponential Distribution: A Decreasing Failure Rate Model", *Statistical Inference and Applications. Annals of Data Science*, 2019, pp. 1-20.

■ 저자소개



김 희 철

He received a MS and a PhD from the Department of Statistics at Dongguk University in 1992 and 1998. He received a MS and a PhD from the Department of Statistics at Dongguk University in 1992 and 1998, respectively. He has been a professor in the Department of Industrial & Management Engineering at Namseoul University since 2005. His current research interests include software reliability engineering, computer statistics, and information systems.



문 송 철

He received a MS and a PhD from the KAIST. Dept. Info. Engineering and Kookmin Univ. Dept. Info. Mgt. He is currently a Chairman for JITAM(Journal of Information Technology Application and Management) in Korea Information Technology Application and Management Society. Main interesting field: S/W Engineering, Ubiquitous computing, Datamining, Mgt. Info. Sys..