

파레토 및 어랑 형상모수에 의존한 수명분포를 따르는 소프트웨어 신뢰성 모형에 대한 신뢰도 특성요인 비교 연구

김희철* · 문송철**

A Comparison of Reliability Factors of Software Reliability Model Following Lifetime Distribution Dependent on Pareto and Erlang Shape Parameters

Hee Cheul Kim* · Song Chul Moon**

Abstract

Software reliability is one of the most elementary and important problems in software development. In order to find the software failure occurrence, the instantaneous failure rate function in the Poisson process can have a constant, incremental or decreasing tendency independently of the failure time. In this study, we compared the reliability performance of the software reliability model using the parameters of Pareto life distribution with the intensity decreasing pattern and the shape parameter of Erlang life distribution with the intensity increasing and decreasing pattern in the software product testing. In order to identify the software failure environment, the parametric estimation was applied to the maximum likelihood estimation method. Therefore, in this paper, we compare and evaluate software reliability by applying software failure time data.

The reliability of the Erlang and Pareto life models is shown to be higher than that of the Pareto lifetime distribution model when the shape parameter is higher and the Erlang model is more reliable when the shape parameter is higher. Through this study, the software design department will be able to help the software design by applying various life distribution and shape parameters, and providing basic knowledge using software failure analysis.

Keywords : Software Reliability Model, Pareto Distribution, Erlang Distribution, Shape Parameter, NHPP

Received : 2017. 06. 16. Revised : 2017. 06. 28. Final Acceptance : 2017. 06. 28.

* Namseoul Univ., Dept. of Industrial & Management Engineering, Professor, e-mail : kim1458@nsu.ac.kr

** Corresponding Author, Professor, Department of Computer Science, Namseoul University, 91 Daehak-ro, Seonghwan-eup, Seobuk-gu, Cheonan-si, Chungcheongnam-do, 31020, Korea, e-mail : moon@nsu.ac.kr

1. 서 론

소프트웨어 신뢰성은 컴퓨터 시스템 신뢰도에 영향을 주는 기본적이고 필수적인 요인이 되고 디자인 속성 측면에서는 하드웨어 신뢰성과는 또 다른 특성을 가지고 있다. 따라서 소프트웨어 결합 요인으로 인한 컴퓨터 시스템의 고장은 소프트웨어 사용자들에게 막대한 재산적 피해를 줄 수 있다. 결국 소프트웨어 개발하는 동안 소프트웨어 결합요인을 줄이기 위한 소프트웨어 신뢰성 분석 기법은 기본적이고 필수적인 문제가 된다. 이러한 상황에서 소프트웨어 운용자의 신뢰성 요구사항과 최소 테스트 비용을 만족시켜야 한다. 소프트웨어 테스트 시행에서 최소비용을 관리하기 위해서는 소프트웨어의 신뢰성의 패턴을 미리 예측이 가능하면 효율적 개발시행 과정이 될 수 있다. 따라서 신뢰성과 최소비용 및 소프트웨어 대한 인도 추정시간을 적용한 소프트웨어 개발시행 과정은 기본적이고 필수적인 문제가 된다. 그러므로 소프트웨어 제품의 결함요인 내용을 사전에 예측하기 위한 모형개발이 필수 불가결 하다. 이러한 상황을 최소화하기 위하여 현재까지 많은 소프트웨어 신뢰성 분석모형이 제안되어 왔다. 여러 연구 중에서 비동질적 포아송 과정(Non-Homogeneous Poisson Process; NHPP)에 기초를 둔 신뢰성 모형 [Gokhale and Trivedi, 1999; Goel and Okumoto, 1978]은 결함 관찰요인 측면에서는 효율적인 모형으로 알려져 있고 결함이 관찰되면 즉각적으로 디버깅되고 이러한 디버깅 시행에서 새로운 결함이 관찰되지 않는다는 사전 가정에 바탕을 두고 있다. 이러한 사전연구를 바탕으로 본 연구에서는 소프트웨어 제품 테스트 시행 과정에서 강도함수가 증가하다가 감소하는 어랑 수명분포와 감소패턴을 따르는 파레토 수명분포의 형상모수를 이용한 소프트웨어 신뢰성 모형에 대하여 신뢰도 성능 비교에 대하여 연구 하였다.

2. 기본 연구

2.1 어랑 분포

어랑 분포(Erlang distribution)는 다양한 신뢰성 특징을 표현 할 수 있는 분포로서 형상모수(a)와 척도모수(b)에 따른 확률밀도함수와 누적분포는 다음과 같다[Kim and Kim, 2014].

$$f(t) = \frac{b^a}{\Gamma(a)} t^{a-1} e^{-bt} \quad (1)$$

$$F(t) = \left(1 - e^{-bt} \sum_{i=0}^{a-1} \frac{(bt)^i}{i!} \right) \quad (2)$$

단, $a, b > 0$, $a = 1, 2, 3 \dots$, $t \in (0, \infty]$

그리고 위험함수(Hazard function)는 식 (1)과 식 (2)을 이용하면 다음과 같이 유도된다[Yoo, 2015; Kim, 2015].

$$h(t) = \frac{f(t)}{1 - F(t)} = \frac{\frac{b^a}{\Gamma(a)} t^{a-1}}{\sum_{i=0}^{a-1} \frac{(bt)^i}{i!}} \quad (3)$$

2.2 파레토 분포

파레토 분포[Kim and Park, 2010]는 사회, 과학, 물리학, 수리적 및 관찰 가능한 현상을 반영하는 신뢰성 모형을 설명하는데 사용되는 확률분포이다. 이 분포에 대한 확률밀도함수와 분포함수는 다음과 같은 식으로 알려져 있다[Ross, 2000].

$$f(t) = \frac{a}{b} \left(1 + \frac{t}{b} \right)^{-(a+1)} \quad (4)$$

$$F(t) = 1 - \left[1 + \left(\frac{t}{b} \right) \right]^{-a} \quad (5)$$

여기서 $b > 0$ 는 척도모수이고 $a > 0$ 는 형상모수

를 의미하고 $t \in (0, \infty]$. 그리고 위험함수(Hazard function)는 식 (4)과 식 (5)을 이용하면 다음과 같이 유도된다[Yoo, 2015; Kim, 2015].

$$h(t) = \frac{f(t)}{1-F(t)} = \frac{a}{b+t} \quad (6)$$

3. 유한고장 NHPP 유한고장 모형

3.1 어랑 분포 NHPP 모형

어랑 분포 유한고장 NHPP 모형의 로그우도함수는 다음과 같이 유도 할 수 있다[Kim and Kim, 2014].

$$\begin{aligned} \ln L_{NHPP}(\Theta | \underline{x}) = & \quad (7) \\ n \ln \theta - n \ln \Gamma(a) + n a \ln b + (a-1) \sum_{i=1}^n \ln x_i & \\ - b \sum_{i=1}^n x_i - \theta + \theta e^{-b x_n} \left(\sum_{i=0}^{a-1} \frac{(b x_n)^i}{i!} \right) & \end{aligned}$$

식 (7)에서 θ 와 b 에 대하여 편미분을 수행하여 최우추정값 $\hat{\theta}_{MLE}$ 와 \hat{b}_{MLE} 을 수치 해석적 방법으로 추정 할 수 있다.

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln L_{NHPP}(\Theta | \underline{x})}{\partial \theta} = & \quad (8) \\ \frac{n}{\theta} - 1 + e^{-b x_n} \left(\sum_{i=0}^{a-1} \frac{(b x_n)^i}{i!} \right) = 0 & \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln L_{NHPP}(\Theta | \underline{x})}{\partial b} = & \quad (9) \\ \frac{a n}{b} - \sum_{i=1}^n x_i + \frac{\partial \left[\theta e^{-b x_n} \left(\sum_{i=0}^{a-1} \frac{(b x_n)^i}{i!} \right) \right]}{\partial b} = 0 & \end{aligned}$$

본 연구에서는 분포의 속성을 표현하는 형상모수 $a=1, 2, 3$ 인 경우를 고려하고자 한다.

즉 형상모수 $a=1$ 인 경우는 다음과 같이 표현된다.

$$\frac{\partial \ln L_{NHPP}(\Theta | \underline{x})}{\partial \theta} = \frac{n}{\theta} - 1 + e^{-b x_n} = 0 \quad (10)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln L_{NHPP}(\Theta | \underline{x})}{\partial b} = & \quad (11) \\ \frac{n}{b} - \theta x_n e^{-b x_n} - \sum_{i=1}^n x_i = 0 & \end{aligned}$$

유사한 방법으로 형상모수 $a=2$ 인 경우는 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln L_{NHPP}(\Theta | \underline{x})}{\partial \theta} = & \quad (12) \\ \frac{n}{\theta} - 1 + e^{-b x_n} (1 + b x_n) = 0 & \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln L_{NHPP}(\Theta | \underline{x})}{\partial b} = & \quad (13) \\ \frac{2n}{b} - \theta b x_n^2 e^{-b x_n} - \sum_{i=1}^n x_i = 0 & \end{aligned}$$

형상모수 $a=3$ 인 경우는 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln L_{NHPP}(\Theta | \underline{x})}{\partial \theta} = & \quad (14) \\ \frac{n}{\theta} - 1 + e^{-b x_n} \left(1 + b x_n \frac{x_n^2}{2} b^2 \right) = 0 & \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln L_{NHPP}(\Theta | \underline{x})}{\partial b} = & \quad (15) \\ \frac{3n}{b} - \theta b^2 \frac{x_n^3}{2} e^{-b x_n} - \sum_{i=1}^n x_i = 0 & \end{aligned}$$

2.2 파레토 분포 NHPP 모형

파레토 분포의 NHPP의 평균값함수와 강도함수는 식 (4)와 식 (5)를 이용하면 평균값함수와 강도함수는 다음과 같이 표현이 가능하다[Yoo, 2015; Kim, 2015].

$$m(t|\theta, a, b) = \theta F(t) = \theta \left(1 - \left[1 + \left(\frac{t}{b} \right) \right]^{-a} \right) \quad (16)$$

$$\lambda(t|\theta, a, b) = \theta f(t) = \theta \frac{a}{b} \left(1 + \frac{t}{b} \right)^{-(a+1)} \quad (17)$$

여기서, θ 는 결함들(Faults)의 기대값이고 $b > 0$ 는 척도모수이고 $a > 0$ 는 형상모수를 의미한다. 이 상황에서의 우도함수[Kim, 2015]는 식 (16)과 식 (17)을 이용하면 다음과 같은 관계식으로 유도할 수 있다.

$$L_{NHPP}(\theta | \underline{x}) = \left[\prod_{i=1}^n \theta \frac{a}{b} \left(1 + \frac{x_i}{b}\right)^{-(a+1)} \right] \cdot \exp \left[-\theta \left(1 - \left[1 + \left(\frac{x_n}{b}\right)\right]^{-a}\right) \right] \quad (18)$$

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

모수 추정방법은 최우추정법(Maximum likelihood estimation; MLE)을 사용하였고 최우추정법을 이용하기 위한 로그우도함수는 식 (18)과 관련하여 다음과 같이 유도된다.

$$\ln L_{NHPP}(\theta | \underline{x}) = n \ln \theta + n \ln a - n \ln b + \sum_{i=1}^n \ln \left[1 + \frac{x_i}{b} \right]^{-(a+1)} - \theta \left(1 - \left[1 + \left(\frac{x_n}{b} \right) \right]^{-a} \right) \quad (19)$$

본 연구에서는 형상모수 a 를 사전에 알고 있는 형상모수(1.0, 2.0, 3.0)라고 가정하여 모수추정을 하고자 한다. 따라서 식 (19)에서 θ 와 b 에 대하여 편미분 하여 다음과 같은 조건식을 만족하는 $\hat{\theta}_{MLE}$ 와 \hat{b}_{MLE} 을 수치 해석적 방법으로 추정할 수 있다[Yoo, 2015; Kim, 2015].

$$\frac{\partial \ln L_{NHPP}(\theta | \underline{x})}{\partial \theta} = \frac{n}{\theta} - \left(1 - \left[1 + \left(\frac{x_n}{b} \right) \right]^{-a} \right) = 0$$

$$\text{즉, } \hat{\theta} = \frac{n}{1 - \left[1 + \left(\frac{x_n}{b} \right) \right]^{-a}} \quad (20)$$

$$\frac{\partial \ln L_{NHPP}(\theta | \underline{x})}{\partial b} = -(b-1) \frac{x_n \theta a}{b^2} \left(1 + \frac{x_n}{b} \right)^{-(\alpha+1)} - \frac{n}{b} + (\alpha+1) \left(\frac{n}{b} - \sum_{i=1}^n \frac{1}{b+x_i} \right) = 0 \quad (21)$$

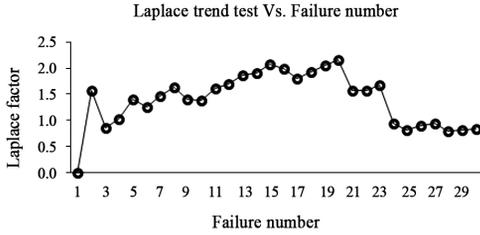
4. 소프트웨어 고장시간을 이용한 신뢰성 분석

이 절에서는 소프트웨어 고장 시간데이터(Failure time data)[Satya Prasad, Rao and Kantha, 2011; Kwon and Kim, 2016]을 활용하여 본 논문에서 제안하는 소프트웨어 신뢰성 비용에 대한 신뢰성을 분석하고자 한다. 이 자료의 고장시간은 738.68 시간단위에 30번의 고장이 관측된 데이터이며 <Table 1>에 수록되었다.

또한 자료에 대한 신뢰성을 확보하기 위하여 추세 검정이 선행 되어야 한다[Kwon and Kim, 2016; Yoo, 2015]. 본 연구에서 추세분석은 라플

<Table 1> Software Failure Time Data

Failure number	Failure time (hours)	Failure number	Failure time (hours)
1	30.02	16	151.78
2	31.46	17	177.50
3	53.93	18	180.29
4	55.290	19	182.21
5	58.720	20	186.34
6	71.920	21	256.81
7	77.070	22	273.88
8	80.900	23	277.87
9	101.90	24	453.93
10	114.87	25	535.00
11	115.34	26	537.27
12	121.57	27	552.90
13	124.97	28	673.68
14	134.07	29	704.49
15	136.25	30	738.68



<Figure 1> Laplace Trend Test

라스 추세검정(Laplace trend test)을 사용하였다. <Figure 1>에서 라플라스 추세 검정의 결과는 라플라스요인(Factor)이 -2와 2사이에 존재함으로써 즉, 극단값(Extreme value)이 존재하지 않으므로 이 자료를 이용하여 신뢰도 모형을 제안하는 것이 타당함을 보이고 있다[Kim, 2015; Kanoun and Laprie, 1996].

모수추정은 최우추정법을 이용하고 모수추정을 용이하게 하기 위하여 원래의 고장시간 데이터를 변수변환($Failure\ time \times 10^{-2}$)하여 적용하였다. 비선형 방정식의 계산방법은 수치 해석적 기본방법인 이분법(Bisection method)을 적용하였다. 이러한 계산은 초기 값을 0.01과 3.00을, 허용한계(Tolerance for width of interval)는 10^{-5} 을 부여하고 수렴성을 관찰 해 가면서 수렴이 가능한 반복횟수인 50번을 C-언어를 이용하여 모수 추정이 이루어 졌다. 그 결과는 <Table 2>에 요약되었다.

<Table 2> Parameter Estimation Considering the Shape Parameter

Shape parameter	Model	
	Erlang	Pareto
$a = 1$	$\hat{\theta}_{MLE} = 33.409$ $\hat{b}_{MLE} = 3.089 \times 10^{-1}$	$\hat{\theta}_{MLE} = 31.815$ $\hat{b}_{MLE} = 4.468 \times 10^{-1}$
$a = 2$	$\hat{\theta}_{MLE} = 30.599$ $\hat{b}_{MLE} = 7.922 \times 10^{-1}$	$\hat{\theta}_{MLE} = 31.209$ $\hat{b}_{MLE} = 1.8102$
$a = 3$	$\hat{\theta}_{MLE} = 31.267$ $\hat{b}_{MLE} = 1.2425$	$\hat{\theta}_{MLE} = 31.322$ $\hat{b}_{MLE} = 3.9454$

Note) MLE : Maximum likelihood estimation.

<Table 3> Model Comparison Considering the Shape Parameter

Shape parameter	Model Comparison			
	Erlang		Pareto	
	MSE	R^2	MSE	R^2
$a = 1$	5.850	0.938	83.279	0.935
$a = 2$	14.191	0.932	45.589	0.967
$a = 3$	23.478	0.915	21.233	0.982

Note) R^2 : Coefficient of determination.

MSE : Mean square error.

<Figure 3>에서 모형비교에 사용된 척도인 평균제곱오차(MSE)는 실제 관찰 값과 예측 값에 대한 차이를 측정하는 도구로서 다음과 같다[Kuei-Chen, 2008; Yoo, 2015].

$$MSE = \frac{\sum_{i=1}^n (m(x_i) - \hat{m}(x_i))^2}{n-k} \quad (22)$$

단, $m(x_i)$ 은 시간(0, x_i]까지 관찰된 고장들의 누적계수를 나타내고 $\hat{m}(x_i)$ 는 x_i 시점까지 평균값 함수로부터 추정된 고장의 누적계수를 의미한다. 그리고 n 은 관찰된 전체 고장의 수이고 k 는 추정된 모수의 수를 의미한다. 즉 비교에 있어서 평균 제곱오차 값이 작으면 상대적으로 효율적인 모형이 된다.

또한, 결정계수(R^2)는 관찰 값의 차이에 대한 설명력을 반영한 척도로서 다음과 같다[Kuei-Chen, 2008; Yoo, 2015].

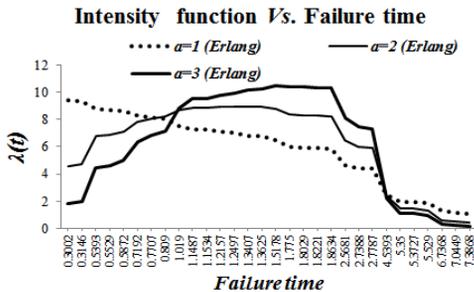
$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (m(x_i) - \hat{m}(x_i))^2}{\sum_{i=1}^n \left(m(x_i) - \frac{\sum_{j=1}^n m(x_j)}{n} \right)^2} \quad (23)$$

즉 비교에 있어서 결정계수 값이 크면 상대적으로 효율적인 모형이 된다. 결과적으로 <Table 3>에 사용된 척도에서 평균제곱오차의 추정 값

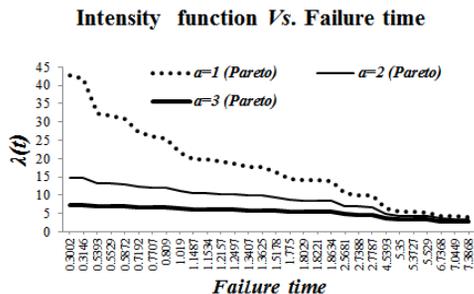
에 대하여 Erlang 분포 모형이 Pareto 분포 모형보다 형상모수($a=1, 2, 3$)에 대하여 작은 값이 추정되었다. 따라서 형상모수 측면에서는 Erlang 분포 모형이 효율적 모형으로 판단 할 수 있다.

또한, 예측 값의 차이에 대한 설명력을 반영하는 결정계수(R^2)도 형상모수($a=1, 2, 3$)에 대하여 Erlang 분포 모형이 Pareto 분포 모형보다 높은 추정값을 나타내고 있다. 따라서 Erlang 분포 모형이 Pareto 분포 모형보다 효율적 모형으로 판단 할 수 있다.

또한, <Figure 2>는 Erlang 분포도 함수에 대한 추세를 나타내었다. 이 그림에서 Erlang 모형은 고장시간이 흘러감에 따라 형상모수가 $a=1$ 인 경우에는 비증가 추세를 나타내고 있지만 형상모수가 큰 경우($a=2, a=3$)는 증가하다가 감소패턴을 보이고 있다. <Figure 3>은 Pareto 분포에 대한 강도함수를 나타내었다. 이 그림에서 형상모수 측면에서 비 증가 추세를 나타내고 있다.

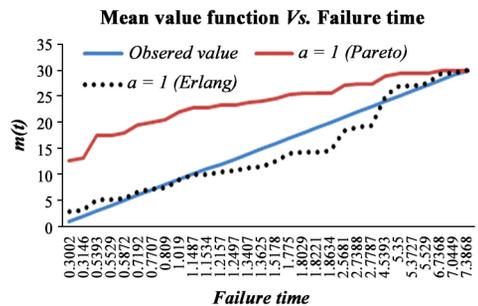


<Figure 2> Transition of Intensity Function of Erlang Distribution



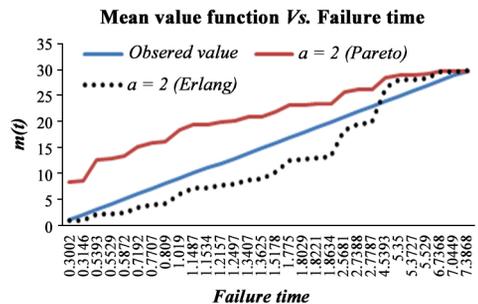
<Figure 3> Transition of Intensity Function of Pareto Distribution

<Figure 4>는 Erlang 수명분포와 Pareto 수명분포의 형상모수가 $a=1$ 을 따르는 평균값 함수에 대한 패턴에 대한 추세를 나타내었다. 이 그림에서 Pareto 수명분포는 과대 예측 패턴이 이루어지고 Erlang 수명분포는 과소 예측 추정이 이루어 졌다. 특히 Erlang 분포 모형이 Pareto 분포 모형이 참값과의 차이의 폭이 작게 예측되었다.

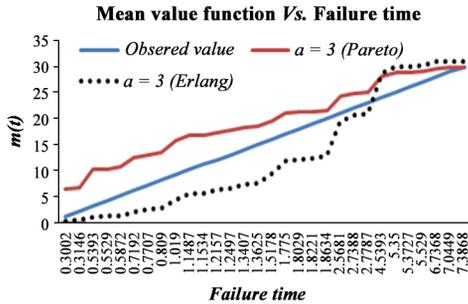


<Figure 4> Pattern of Mean Value Function Case of Shape Parameter $a=1$

<Figure 5>는 Erlang 수명분포와 Pareto 수명분포의 형상모수가 $a=2$ 을 따르는 평균값 함수에 대한 패턴에 대한 추세를 나타내었다. 이 그림에서도 Pareto 수명분포는 과대 예측 패턴이 이루어지고 Erlang 수명분포는 과소 예측 추정이 이루어 졌다. 특히 Erlang 분포 모형이 Pareto 모형이 참값과의 차이의 폭이 작게 예측되었다.

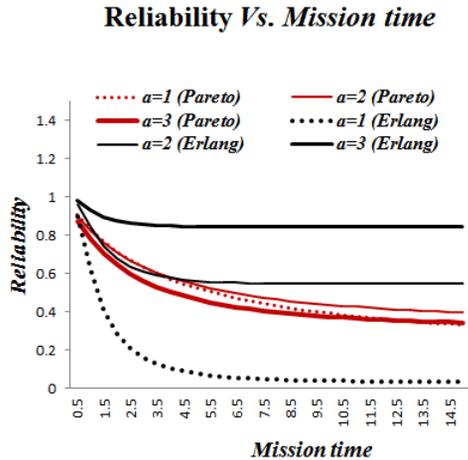


<Figure 5> Pattern of Mean Value Function Case of Shape Parameter $a=2$



<Figure 6> Pattern of Mean Value Function Case of Shape Parameter $a = 3$

<Figure 6>은 Erlang 수명분포와 Pareto 수명분포의 형상모수가 $a=3$ 을 따르는 평균값 함수에 대한 패턴에 대한 추세를 나타내었다. 이 그림에서도 Pareto 수명분포는 과대 예측 패턴이 이루어지고 Erlang 수명분포는 과소 예측 추정이 이루어 졌다. 특히 Erlang 분포 모형이 Pareto 분포 모형보다 참값과의 차이의 폭이 크게 예측되었다.



<Figure 7> Transition of Reliability

NHPP 모형에서 테스트 시점 x_n 에서 소프트웨어 고장이 발생하고 신뢰구간 $(7.3863, 7.3863 + t]$ (단, t 는 임무시간(Mission time), $x_{30} = 7.3896$)사 이에서 소프트웨어의 고장이 발생하지 않을 확률

인 신뢰도(Reliability) $\hat{R}(t | 7.3863)$ 는 다음과 같은 구조로 표현된다[Yoo, 2015; Kim, 2015].

$$\hat{R}(t | 7.3863) = e^{-\int_{7.3863}^{7.3863+t} \lambda(\tau) d\tau} \quad (24)$$

$$= \exp[-\{m(t+7.3863) - m(7.3863)\}]$$

즉, <Figure 7>의 임무시간에 대한 신뢰도 그림에서는 Erlang 수명분포 모형에서는 형상모수가 $a=3$ 인 경우가 신뢰도가 제일 높게 나타나지만 형상모수가 $a=1$ 인 경우는 제일 낮게 나타나고 있다. Pareto 수명분포 모형에서는 형상모수가 $a=2$ 인 경우가 신뢰도가 제일 높게 나타나지만 형상모수가 $a=3$ 인 경우는 제일 낮게 나타나고 있다. Erlang 수명분포 모형과 Pareto 수명분포 모형의 형상모수측면에서는 비교에 있어서는 형상모수 높은 경우($a=2, a=3$)는 Erlang 수명분포 모형이 Pareto 수명분포 모형보다 높은 신뢰도를 나타내고 형상모수 낮은 경우($a=1$)는 Pareto 분포 모형이 Erlang 모형이 낮은 추세를 보이고 있다.

4. 결 론

소프트웨어 신뢰성은 개발의 마지막 시행이나 소프트웨어 사용자가 운용하는 동안 소프트웨어 내재된 결함 수와 고장 발생시간에 의해서 효율적으로 비교 및 평가할 수 있는 평가 기술이 절실히 요구된다. 따라서 소프트웨어 개발의 테스트시행이나 실제 운용단계에 있어서 고장 발생 속성이나 고장 발생추세를 정량적으로 모형화가 가능하면 비교 및 평가가 가능한 척도 추정이 가능하다. 따라서 본 연구에서는 소프트웨어 운용자들이 소프트웨어 고장속성 파악에 이용할 수 있는 활용 할 수 있는 수명분포가 다양한 특성을 가지는 Pareto 분포와 Erlang 분포의 형상모수 모형에 대하여 비교 연구 하였다.

본 연구의 결과 다음과 같은 속성을 도출 할 수 있었다.

첫째, 실제 관찰 값과 예측 값에 대한 차이를 측정하는 척도인 평균제곱오차의 추정값은 Erlang 분포 모형이 Pareto 분포 모형보다 형상모수에 대하여 작은 값이 추정 되었다. 따라서 형상모수 측면에서는 Erlang 분포 모형이 효율적 모형으로 판단 할 수 있다.

그리고 예측 값의 차이에 대한 설명력을 의미하는 결정계수 측면에서도 Erlang 분포 모형이 Pareto 분포 모형보다 높은 추정값을 나타나고 있다. 따라서 Erlang 분포 모형이 Pareto 분포 모형보다 효율적 모형으로 판단 할 수 있다.

둘째, 순간고장률인 강도함수의 측면에서는 Erlang 모형은 고장시간이 흘러감에 따라 형상모수가 작은 경우에는 비증가추세를 나타내고 있지만 형상모수가 큰 경우는 증가하다가 감소 패턴을 보이고 있다. Pareto 분포에 대한 강도함수는 비 증가 추세를 나타내고 있다.

셋째, 평균값 함수의 측면에서는 Pareto 수명분포는 과대 예측 패턴이 이루어지고 Erlang 수명분포는 과소 예측 추정이 이루어 졌다. 특히 Erlang 분포모형의 형상모수가 작은 경우는 Erlang 분포이 형상모수가 큰 경우에는 Pareto 모형이 참값과의 차이의 폭이 작게 예측되었다.

넷째, 신뢰도에 있어서 Erlang 수명분포 모형과 Pareto 수명분포 모형의 형상모수측면에서 비교에 있어서는 형상모수 높은 경우($a=2$, $a=3$)는 Erlang 수명분포 모형이 Pareto 수명분포 모형보다 높은 신뢰도를 나타내고 형상모수 낮은 경우는 Pareto 분포 모형이 Erlang 모형이 낮은 추세를 보이고 있다.

이 연구를 통하여 소프트웨어 설계 담당 부서에서는 다양한 수명분포와 형상모수를 적용함으로써 소프트웨어 고장분석을 이용한 기본지식을 제공함으로써 소프트웨어 설계에 도움을 줄 수

있으리라 사료 된다.

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, No. 3, 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, No. 1-4, 1999, pp. 85-121.
- [3] Kim, H. C. and Park, H. K., "The Comparative Study of Software Optimal Release Time Based on Intensity Function property", *Journal of the Korean Academic-Industrial cooperation Society*, Vol. 11, No. 4, 2010, pp. 1239-1247.
- [4] Kim, H.-C., "A Performance Analysis of Software Reliability Model using Lomax and Gompertz Distribution Property", *Indian Journal of Science and Technology*, Vol. 9, No. 20, 2016, pp. 1-6.
- [5] Kim, H.-C., "The Property of Learning effect based on Delayed Software S-Shaped Reliability Model using Finite NHPP Software Cost Model", *Indian Journal of Science and Technology*, Vol. 8, No. 34, 2015, pp. 1-7.
- [6] Kim, K.-S. and Kim, H.-C., "The Comparative Software Reliability Cost Model of Considering Shape Parameter", *Journal of Digital Convergence*, Vol. 12, No. 3, 2014, pp. 219-226.
- [7] Kuei-Chen, C., Yeu-Shiang, H., and Tzai-Zang, L., "A study of software reliability

- growth from the perspective of learning effects”, *Reliability Engineering and System Safety*, Vol. 93, No. 10, 2008, pp. 1410-1421.
- [8] Kwon, H.-K. and Kim, H.-C., “A Comparative Software Development Cost Model based on Hazard Function of Lindley Distribution”, *Information*, Vol. 19, No. 11(A), 2016, pp. 5137-5144.
- [9] Prasad, R. S., Rao, K. R. H., and Kantha, R. R. L., “Software Reliability Measuring using Modified Maximum Likelihood Estimation and SPC”, *International Journal of Computer Applications (0975-8887)*, Vol. 21, No. 7, 2011, pp. 1-5.
- [10] Sheldon, M. R., “Introduction to Probability and Statistics for Engineers and Scientists”, *Academic Press, San Diego, USA*, 2000, pp. 541-567.
- [11] Yang, T.-J., “The Comparative Study of NHPP Software Reliability Model Based on Log and Exponential Power Intensity Function”, *The Journal of Korea Institute of Information, Electronics, and Communication Technology*, Vol. 8, No. 6, 2015, pp. 445-452.
- [11] Yoo, T.-H., “The Infinite NHPP Software Reliability Model based on Monotonic Intensity Function”, *Indian Journal of Science and Technology*, Vol. 8, No. 14, 2015, pp. 1-7.

■ 저자소개



Hee Cheul Kim

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



Song Chul Moon

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.