산업융합연구 제18권 제3호 pp. 19-25, 2020

ISSN 2635-8875 / e-ISSN 2672-0124
https://doi.org/10.22678/JIC.2020.18.3.019

파레토 및 어랑 수명분포에 근거한 유한고장 NHPP 소프트웨어 신뢰성모형의 신뢰도 속성에 관한 평가

민경일*

남서울대학교 보건행정학과 교수

Evaluation on the Reliability Attributes of Finite Failure NHPP Software Reliability Model Based on Pareto and Erlang Lifetime Distribution

Kyung-il Min*

Professor, Dept. of Public Health Administration, Namseoul University

요 약 소프트웨어 개발과정에서 소프트웨어 신뢰도 평가는 매우 중요한 문제이다. 특히, 소프트웨어 개발자에게 높은 신뢰도을 만족시키는 최적의 개발모형을 찾아내는 일은 더욱 중요한 과제이다. 이를 위해, 본 연구에서는 파레토 및 어랑 수명분포을 유한고장 NHPP 모형에 적용하여, 신뢰도 속성을 평가하였다. 이를 위하여 모수추정은 최우추정법을 적용하였고, 비선형 방정식의 풀이는 이분법을 사용하였다. 그 결과, 강도함수와 평균값함수에서 Erlang 모형이 Pareto 모형보다 우수한 성능을 보였고, 평균제곱오차도 작아서 효율적인 모형임을 확인하였다. 또한, 미래의 임무시간을 투입하고 신뢰도를 평가한 결과, Erlang 모형이 Pareto모형과 함께 효율적으로 높게 나타났으나, 반면에 Goel-Okumoto 기본모형은 감소하는 추세를 보였다. 결론적으로, Erlang 모형이 제안된 모형중 가장 우수한 성능을 가진 모형임을 알 수 있었다. 본 연구를 통하여 소프트웨어 개발자들이 최적의 소프트웨어 신뢰성 모형을 탐색하고, 평가하는데 필요한 기본지침으로 활용할 수 있을 것으로 기대한다.

키워드 : 속성평가, 어랑분포, 유한고장 비동질적 포아송과정, 수명분포, 파레토 분포, 소프트웨어 신뢰성

Abstract In the software development process, software reliability evaluation is a very important issue. In particular, finding the optimal development model that satisfies high reliability is the more important task for software developers. For this, in this study, Pareto and Erlang life distributions were applied to the finite failure NHPP model to evaluate the reliability attributes. For this purpose, parametric estimation is applied to the maximum likelihood estimation method, and nonlinear equations are calculated using the bisection method. As a result, the Erlang model showed better performance than the Pareto model in the evaluation of the strength function and the mean value function. Also, as a result of inputting future mission time and evaluating reliability, the Erlang model showed an effectively high trend together with the Pareto model, while the Goel-Okumoto basic model showed a decreasing trend. In conclusion, the Erlang model is the best model among the proposed models. Through this study, it is expected that software developers will be able to use it as a basic guideline for exploring and evaluating the optimal software reliability model.

Key Words : Attributes Evaluation, Erlang Distribution, Finite Failure NHPP, Lifetime Distribution, Pareto Distribution, Software Reliability.

*Corresponding Author : Kyung-il Min(kimin85@nsu.ac.kr)

Received April 10, 2020 Revised April 14, 2020
Accepted June 20, 2020 Published June 30, 2020

1. 서론

최첨단 정보화 시대의 소프트웨어 기술은 다양한 산업분야로 확산되여, 대용량의 정보를 고장없이 처리할 수 있는 신뢰성있는 소프트웨어 개발에 대한 필요성도 함께 증가하고 있다. 이를 위해서 소프트웨어 개발자들은 소프트웨어 신뢰성을 향상시키기 위한 방법을 찾기 위해 많은 노력을 하고 있다. 특히, 소프트웨어 신뢰성 향상을 위해 비동질적 포아송과정(Non-homogeneous Poisson process ; NHPP)을 이용한 소프트웨어 신뢰도 모형이 주로 연구되여 왔다. 이 NHPP 모형은 에러가 발생하면 즉시 제거되고, 소프트웨어 테스팅 과정에서 새로운 결함이 발생되지 않는 다는 가정을 하고 있어서 소프트웨어 신뢰성 분야에 널리 사용된다. 이런 이유로, 에러 탐색 과정에서 제어된 시험환경 내에서 신뢰도 성능을 추정하기 위해 강도함수 및 평균값 함수를 이용한 NHPP 소프트웨어 신뢰성 모형들이 많이 제안되었다 [1]. 또한, NHPP 신뢰도 평가와 관련하여, Goel and Okumoto [2]는 지수 타입의 소프트웨어 신뢰성 모형을 제안하였고, Yang [3]은 형상모수를 이용하여 소프트웨어 신뢰도 속성의 변화을 설명하였고, Shyur [4]은 변환점을 이용하여 통계학적 기반의 신뢰도 모형을 제시하였으며, 또한, Kim [5]은 레일리 분포에 기초하여 유한 및 무한고장 NHPP 신뢰성 모형의 속성을 비교하였다. 더불어, Pham과 Zhang [6]은 테스팅 커버리지를 가지고 새로운 소프트웨어 신뢰도 모형과 비용모형을 함께 제안하였으며, Voda [7]는 수명분포가 역-레일리 분포의 형태로 설명할 수 있다고 하여 소프트웨어 신뢰성을 측정하는 새로운 방법을 제안하기도 하였다.

따라서, 본 연구에서는 신뢰성분야에 많이 사용하는 파레토 및 어랑분포을 유한고장 NHPP 모형에 적용한 후, 소프트웨어 신뢰성 모형의 속성을 새롭게 분석하고 평가하여, 최적의 신뢰성 모형을 제시하고자 한다.

2. 관련 연구

2.1 NHPP 소프트웨어 신뢰성 모형

$N(t)$ 을 시간 t 까지 탐지된 소프트웨어의 고장의 누적수이고, $m(t)$ 를 이에 대한 평균값(Mean value) 함수, $\lambda(t)$ 을 강도함수(Intensity function)로 표시하면, 누적고장수 $N(t)$ 는 모수 $m(t)$ 을 가진 비동질적 포아송 과정의 확률밀도함수(Probability density function)를 따른다.

즉, NHPP 모형은 단위 시간당 발생되는 고장의 횟수를 가지고, 평균 고장률 함수를 이용해서 신뢰도을 측정하는 모형이다. 이를 수식으로 나타내면,

$$P\{N(t)=n\}=\frac{[m(t)]^n \cdot e^{-m(t)}}{n!} \quad (1)$$

단, $n=0,1,2 \ldots \infty$

그러므로, NHPP 모형의 평균값 함수 $m(t)$ 와 강도함수 $\lambda(t)$ 는 다음과 같다.

$$m(t)=\int_0^t \lambda(s)ds \quad (2)$$

$$\frac{d\,m(t)}{dt}=\lambda(t) \quad (3)$$

본 연구에서는 결함을 수리하는 동안에는 더 이상 고장이 발생하지 않는다는 유한고장인 경우를 기반으로 신뢰도 속성을 분석하고자 한다.

즉, 탐색할 수 있는 잔존고장을 θ 라고 하면, 유한고장 NHPP모형의 평균값 함수 $m(t)$ 와 강도함수 $\lambda(t)$ 는 다음과 같다.

$$m(t)=\theta \cdot F(t) \quad (4)$$

$$\lambda(t)=\theta \cdot F(t)'=\theta \cdot f(t) \quad (5)$$

NHPP 모형의 n 번째까지 고장자료를

$$x_n=\sum_{i=1}^{n} t_i \quad (6)$$

단, $i=1,2,\cdots,n\,;0 \le x_1 \le x_2 \le \cdots \le x_n$

이라고 하고, Θ 을 모수 공간이라고 하면, NHPP 모형의 우도함수(Likelyhood function)는 다음과 같다.

$$L_{NHPP}(\Theta|\underline{x})=\left(\prod_{i=1}^{n}\lambda(x_i)\right)\exp[-m(x_n)] \quad (7)$$

단, $\underline{x}=(x_1,x_2,x_3,\cdots,x_n]$

2.2 유한고장 NHPP Goel-Okumoto 모형

Goel-Okumoto 모형은 소프트웨어 신뢰성 분야에서 가장 잘 알려진 기본 모형이다. Goel-Okumoto 모형의 확률밀도 함수를 $f(t)$, 누적 밀도 함수를 $F(t)$ 라고 하고, 관찰시점 $[0,\,t]$ 에서의 고장 개수의 기댓값을 θ 라고 하면, 평균값 함수와 강도 함수는 다음과 같다.

$$m(t|\theta, b) = \theta F(t) = \theta (1-e^{-b t}) \quad (8)$$

$$\lambda(t|\theta, b) = \theta f(t) = \theta b e^{-b t} \quad (9)$$

단, $\theta > 0,\ b > 0$

(8)식과 (9)식을 (7)식에 대입하면, 유한고장 NHPP 모형의 우도함수는 다음과 같다.

$$L(\theta, b|\underline{x}) = \left(\prod_{i=1}^{n} \theta b e^{-b x_i}\right) \exp\left[-\theta(1-e^{-b x_n})\right] \quad (10)$$

단, $\underline{x} = (0 \le x_1 \le x_2 \le \cdots \le x_n)$.

(10)식을 이용한 로그우도함수는 다음과 같다.

$$\ln L_{NHPP}(\Theta|\underline{x}) = \quad (11)$$

$$n\ln\theta + n\ln b - b\sum_{i=1}^{n} x_i - \theta\left(1-e^{-b x_n}\right)$$

(11)식에서 θ 와 b에 대하여 편미분하면, 모수인 최우추정값 $\hat{\theta}_{MLE}$와 $\hat{b}_{MLE}$을 이분법으로 계산할 수 있다.

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

$$\frac{\partial \ln L_{NHPP}(\Theta|\underline{x})}{\partial b} = \quad (13)$$

$$-\frac{n}{\hat{b}} + \hat{\theta} x_n e^{-\hat{b} x_n} + \sum_{i=1}^{n} x_i = 0$$

2.3 유한고장 NHPP Eralng 모형

어랑분포(Erlang distribution)는 수리적 특성을 포함하여 다양한 현상을 나타낼 수 있기 때문에 신뢰성 분야에 널리 적용되는 분포이다. 형상모수(a)와 척도모수(b)에 따른 확률밀도와 누적분포 함수는 다음과 같다.

$$f(t) = \frac{b^a}{\Gamma(a)} t^{a-1} e^{-b t} \quad (14)$$

$$F(t) = \left(1 - e^{-b t} \sum_{i=0}^{a-1} \frac{(bt)^i}{i!}\right) \quad (15)$$

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

본 연구에서는 고장 수명분포의 형태을 결정하는 형상모수(a)가 2인 경우를 고려한다. 그러므로 확률밀도와 누적분포 함수는 다음과 같다.

$$f(t) = b^2 t e^{-b t} \quad (16)$$

$$F(t) = 1 - e^{-b t}[1 + (bt)] \quad (17)$$

따라서, 유한고장 NHPP모형에서는 시간 $(0, t)$까지 검출되어 질 수 있는 잔존 고장을 θ로 표시하면, 평균값 함수와 강도함수는 다음과 같다.

$$m(t) = \theta F(t) = \theta\left(1 - e^{-b t}[1 + (bt)]\right) \quad (18)$$

$$\lambda(t) = \theta f(t) = \theta\left(b^2 t e^{-bt}\right) \quad (19)$$

단, $\theta > 0,\ b > 0$

(18)식과 (19)식을 (7)식에 대입하면, 유한고장 NHPP모형의 우도함수는 다음과 같다.

$$L_{NHPP}(\Theta|\underline{x}) = \quad (20)$$

$$\left(\prod_{i=1}^{n} \theta b^2 x_i e^{-b x_i}\right) \exp\left[-\theta\left(1 - e^{-b x_n}[1 + (b x_n)]\right)\right]$$

단, $\underline{x} = (x_1, x_2, x_3, \cdots, x_n]$, Θ은 모수공간.

(20)식을 이용한 로그우도함수는 다음과 같다.

$$\ln L_{NHPP}(\Theta|\underline{x}) = \quad (21)$$

$$n\ln\theta - n\ln\Gamma(a) + na\ln b + (a-1)\sum_{i=1}^{n}\ln x_i$$

$$-b\sum_{i=1}^{n} x_i - \theta + \theta e^{-b x_n}\left(\sum_{i=0}^{a-1}\frac{(b x_n)^i}{i!}\right)$$

(21)식에서 θ 와 b에 대하여 편미분하면, 모수인 최우추정값 $\hat{\theta}_{MLE}$와 $\hat{b}_{MLE}$을 이분법으로 계산할 수 있다.

$$\frac{\partial \ln L_{NHPP}(\Theta|\underline{x})}{\partial\theta} = \quad (22)$$

$$\frac{n}{\theta} - 1 + e^{-b x_n}(1 + b x_n) = 0$$

$$\frac{\partial \ln L_{NHPP}(\Theta|\underline{x})}{\partial b} = \quad (23)$$

$$\frac{2n}{b} - \theta b x_n^2 e^{-b x_n} - \sum_{i=1}^{n} x_i = 0$$

2.4 유한고장 NHPP Pareto 모형

파레토 분포(Pareto distribution)는 수리적 특성 및 관찰 가능한 현상을 반영하여 신뢰성 분야에서 널리 적용되는 분포이다. 이 분포의 확률밀도와 누적분포 함수는 다음과 같다.

$$f(t) = \frac{a}{b}\left(1 + \frac{t}{b}\right)^{-(a+1)} \quad (24)$$

$$F(t) = 1 - \left[1 + \left(\frac{t}{b}\right)\right]^{-a} \quad (25)$$

단, $a > 0,\ b > 0,\ t \in (0, \infty)$

여기서, a는 형상모수(Shape parameter), b는 척도모수(Scale parameter)를 의미한다.

그러므로, 관찰시점 $(0,t)$까지 발견될 결함의 기대값을 θ라고 하면, 평균값 함수와 강도 함수는 다음과 같다.

$$m(t|\theta,b)=\theta F(t)=\theta\left(1-\left[1+\left(\frac{t}{b}\right)\right]^{-a}\right) \quad (26)$$

$$\lambda(t|\theta,b)=\theta f(t)=\theta\left(\frac{a}{b}\left[1+\frac{t}{b}\right]^{-(a+1)}\right) \quad (27)$$

(26)식과 (27)식을 (7)식에 대입한 후, 양변에 로그를 취하여 정리하면, 유한고장 NHPP모형의 로그우도 함수는 다음과 같다.

$$\ln L_{NHPP}(\Theta|\underline{x})=n\ln\theta+n\ln a-n\ln b \quad (28)$$
$$+\sum_{i=1}^{n}\ln\left[1+\frac{x_i}{b}\right]^{-(a+1)}-\theta\left(1-\left[1+\left(\frac{x_n}{b}\right)\right]^{-a}\right)$$

본 연구에서는 고장 수명분포의 형태을 결정하는 형상모수(a)가 2인 경우를 고려한다.

(28)식에서 θ와 b에 대하여 편미분하면, 모수인 최우추정값 $\hat{\theta}_{MLE}$와 $\hat{b}_{MLE}$을 이분법으로 계산할 수 있다.

$$\frac{\partial\ln L_{NHPP}(\Theta|\underline{x})}{\partial\theta}= \quad (29)$$
$$\frac{n}{\hat{\theta}}-\left(1-\left[1+\left(\frac{x_n}{b}\right)\right]^{-2}\right)=0$$

$$\frac{\partial\ln L_{NHPP}(\Theta|\underline{x})}{\partial b}= \quad (30)$$
$$-(\hat{b}-1)\frac{x_n\hat{\theta}\,a}{\hat{b}^2}\left(1+\frac{x_n}{\hat{b}}\right)^{-3}-\frac{n}{\beta}$$
$$+(\alpha+1)\left(\frac{n}{\hat{b}}-\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{\hat{b}+x_i}\right)=0$$

3. 고장시간 분석 및 솔루션

본 연구에서는 Table 1과 같이 소프트웨어 고장 시간자료 [8]를 이용하였는데, 이 자료는 738.68 시간 단위에 30번 고장이 발생된 것이다. 따라서, 해당 소프트웨어 고장시간 자료를 이용하여 제안된 모형들의 속성을 분석, 평가하고자 한다.

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	552.9
13	124.97	28	673.68
14	134.07	29	704.49
15	136.25	30	738.68

먼저, 본 연구에서 사용한 고장시간 데이터에 대한 신뢰성을 검증하고자, 일반적으로 사용하는 라플라스 추세 테스트(Laplace trend test)을 실시하였다[9].

그 결과, Fig. 1과 같이, 라플라스 요인 추정값이 “0과 +2”사이에 분포하였기 때문에, 극단 값이 존재하지 않고 안정적이다. 그러므로, Table 1과 같은 자료를 사용하는 것은 유효하다.

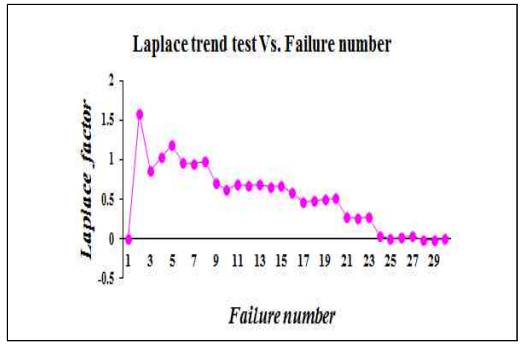

Fig. 1. Estimation results of Laplace test

4. 제안된 신뢰성모형의 속성평가

본 연구에서 제안된 소프트웨어 신뢰성 모형의 속성 평가 방법은 다음과 같다.

1 단계 : 제안 모형에 대한 모수($\hat{\theta}_{MLE}$, $\hat{b}_{MLE}$)를 최우추정법을 사용하여 계산한다.

2 단계 : 효율적인 모형 선택을 위한 평균제곱오차(MSE) 및 결정계수(R^2) 를 계산한다.

3 단계 : 고장발생율 $\lambda(t)$ 및 참값 예측능력, $m(t)$ 그리고, 임무시간에 대한 신뢰도 $R(t)$를 분석한 후 제안 모형에 대한 신뢰도 속성을 평가한다.

본 연구에서는 위에서 제안한 평가 방법을 적용하여 다음과 같이 신뢰도 속성을 분석, 평가한다.

가. 1단계 : 제안 모형에 대한 모수($\hat{\theta}_{MLE}$, $\hat{b}_{MLE}$)를 최우추정법을 사용하여 계산한다.

먼저, 모수추정은 최우추정법을 이용하였고, 비선형 방정식은 이분법(Bisection method)을 사용하였다[10]. 또한, 고장시간 자료를 변수변환($Failure\ Time \times 10^{-2}$)하여, 모수추정을 용이하게 하였다. 또한, 최우추정법의 계산 결과와 MSE(평균제곱오차)와 R^2(결정계수)가 Table 2에 요약되었다.

Table 2. Parameter estimation of the each model and MSE, R^2

Model	MLE		Model summary	
	$\hat{\theta}_{MLE}$	$\hat{b}_{MLE}$	MSE	R^2
Goel-Okumoto	33.4092	0.3090	5.8424	0.9814
Erlang	30.5978	0.7922	14.1910	0.9550
Pareto	31.2090	1.8102	45.5805	0.8555

Note) MSE : Mean Square Error.
R^2 : Coefficient of determination.

나. 2단계 : 효율적인 모형선택을 위한 평균제곱오차(MSE) 및 결정계수(R^2)를 계산한다.

Table 2에서 MSE의 계산 값은 실제 값과 예측 값에 대한 에러(오차)를 나타내므로, 이 값은 작을수록 효율적인 모형이 된다.

$$MSE = \frac{\sum_{i=1}^{n}\left(m(x_i)-\hat{m}(x_i)\right)^2}{n-k} \tag{31}$$

여기서, $m(x_i)$은 시간[0, x_i]까지 나타난 고장(결함)들의 누적함수이고, $\hat{m}(x_i)$는 x_i 시점까지 고장의 누적 개수를 의미한다. 그리고 n은 관찰 값의 수, k는 모수의 개수를 의미한다.

또한, R^2은 실제 관찰 값과의 차이에 대한 예측 값의 설명력을 나타내므로, 이 값은 클수록 효율적인 모형이 된다[11].

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{n}\left(m(x_i)-\hat{m}(x_i)\right)^2}{\sum_{i=1}^{n}\left(m(x_i)-\sum_{j=1}^{n}m(x_j)/n\right)^2} \tag{32}$$

분석결과, Table 2와 같이 MSE와 R^2의 값을 보면, Erlang 모형이 Pareto 모형보다는 평균제곱오차가 작고, 결정계수도 크기 때문에, Pareto 모형보다는 효율적이다.

여기서, Fig. 2은 MSE의 추이를 나타내고 있다. 이 그림에서 Goel-Okumoto 기본 모형의 MSE 값은 Table 2에서 계산한 결과 값과 같이 제일 작은 오차 값으로 수렴하고 있음을 확인하였다.

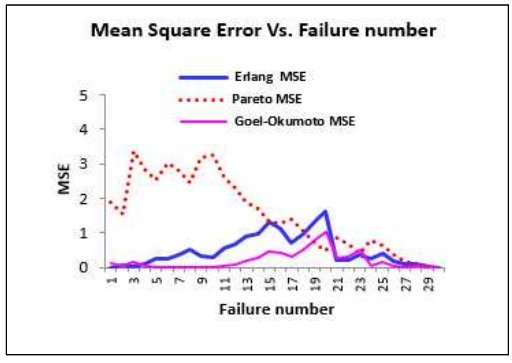

Fig. 2. Transition of Mean Square Error(MSE)

다. 고장발생율 $\lambda(t)$ 및 참값 예측능력, $m(t)$ 그리고, 임무시간에 대한 신뢰도 $R(t)$를 분석한 후 제안 모형에 대한 신뢰도 속성을 평가한다.

Fig. 3는 고장이 발생하는 강도를 나타내는 강도함수의 속성이 분석되었다. 이 그림에서 속성을 평가하면, 모든 제안모형이 고장시간이 흘러 갈수록 감소하

는 형태를 보이고 있으나, Erlang 모형이 Pareto 모형보다는 강도함수의 전체적인 추이 값이 작기 때문에, 신뢰도 모형의 적합도 측면에서 Pareto 모형보다는 효율적이다.

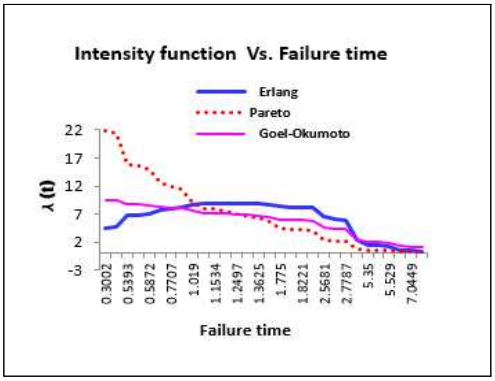

Fig. 3. Transition of Intensity Function $\lambda(t)$

Fig. 4는 참값을 예측하는 능력을 나타내는 평균값 함수에 대한 속성이 분석되었다. 이 그림에서 속성을 분석하면, 제안된 모형이 모두 참값에 대해 과대 또는, 과소평가 되는 패턴을 보이고 있으나, Erlang 모형이 Pareto 모형보다는 참값에 대한 오차의 폭이 작게 추정되어, 참값 예측능력 측면에서 Pareto 모형보다는 효율적이다.

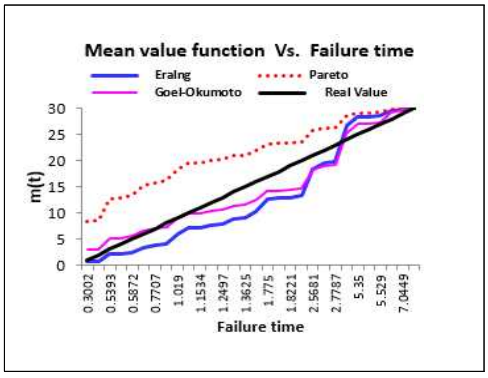

Fig. 4. Pattern of Mean Value Function $m(t)$

Fig. 5은 미래의 고장이 발생할 수 있는 임무시간에 대한 신뢰도 예측능력이 분석되었다. 여기서, 제안된 모형의 테스트시점 $x_n = 738.68 \times 10^{-2}$에서 고장이 발생하고, 주어진 신뢰구간 $[x_n, x_n + \tau]$ (단, τ는 임무시간) 사이에서 고장이 발생하지 않을 확률을 나타내는 신뢰도 $\hat{R}(\tau \mid x_n)$는 다음과 같다[12].

$$\hat{R}(\tau \mid x_n) = e^{-\int_{x_n}^{x_{n+\tau}} \lambda(\tau) d\tau} \quad (33)$$

$$= \exp\left[-\{m(\tau + x_n) - m(x_n)\}\right]$$

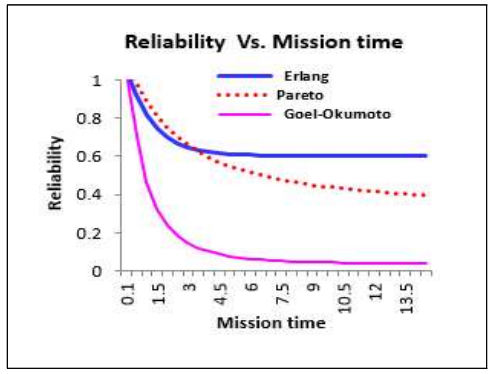

Fig. 5. Transition of Reliability $\hat{R}(t)$

Fig. 4에서 신뢰도 속성을 평가하면, 임무시간이 흐를수록 Erlang 모형이 Pareto 모형보다는 신뢰도가 높고 안정적이지만, 반면에 Goel-Okumoto 모형은 비효율적으로 신뢰도가 감소하는 추세를 보였다.

5. 결론

소프트웨어 테스트 작업이나 소프트웨어 개발과정에서 고장발생의 속성을 정량적으로 모형화한 후, 성능을 평가하면 상대적으로 효율적인 신뢰성 분석을 할 수 있다.

본 연구에서는 신뢰성 분야에 많이 사용하는 어랑분포와 파레토 분포의 신뢰도 속성을 NHPP 유한고장 모형에 적용하여 Goel-Okumoto 기본모형과 함께 평가한 후, 최적의 신뢰성 모형을 제시하였다.

본 연구의 결과는 다음과 같다.

첫째, 강도함수의 성능 평가에서는 Erlang 모형이 Goel-Okumoto 모형과 함께 고장시간이 지나감에 따라 감소하였고, 평균제곱오차(MSE)도 작은 추세 나타내어 Pareto 모형보다는 효율적이였다.

둘째, 평균값 함수의 성능 평가에서는 제안 모형이 모두 참값에 대해 과대 또는, 과소평가 형태를 보였으나, Erlang 모형이 Pareto 모형보다는 참값에 대한 오차의 폭이 작게 추정되어, 효율적이였다.

셋째, 신뢰도의 성능 평가에서는 임무시간이 흐를수록 Erlang 모형이 Pareto 모형보다는 신뢰도가 높고 안정적이여서 효율적이지만, 반면에 Goel-Okumoto

모형은 신뢰도가 감소하는 추세를 보였다. 즉, 이러한 시뮬레이션 결과를 종합적으로 분석하면, Erlang 모형이 제안된 모형중 가장 우수한 성능을 가진 모형임을 알 수 있었다.

결론적으로 본 연구결과를 통하여 제안된 모형의 속성에 대한 새로운 평가와 함께, 소프트웨어 개발자들이 사전에 설계지침으로 활용할 수 있는 기본 정보를 제공하였으며, 소프트웨어 품질관리 및 기반 소프트웨어 신뢰성 평가 분야의 융합 연구에 적용가능하다. 더불어 향후에 소프트웨어 개발자을 위해 좀더 다양한 형태의 모형에 적용한 후, 최적의 신뢰성 모형을 찾아내는 후속 연구가 필요하겠다.

ACKNOWLEDGMENTS

본 논문은 2019년도 남서울대학교 학술연구비 지원을 받아 수행된 것임.

REFERENCES

[1] S. S. Gokhale & K. S. Trivedi. (1999). time/structure based software reliability model. *Annals of Software Engineering, 8(3),* 85-121.

[2] A. L. Goel & K. Okumoto. (1978). Time-dependent fault detection rate model for software and other per-formance measures. *IEEE Trans. Reliab., 28(1),* 206-211.

[[3] T. J. Yang. (2018). A characteristic study on the software development cost model based on the life-time distribution following the shape parameter of Type-2 Gumbel and Erlang distribution. *The Journal of Korea Institute of Information Electronics and Communication Technology, 11(4),* 460-466.

[4] Shyur. H-J. (2003) A stochastic software reliability model with imperfect debugging and change point, *J. Syst. Software 66,* 135-141.

[5] K. S. Kim & H. C. Kim. (2014). The Comparative Study for Software Reliability Model Based on Finite and Infinite Failure Property using Rayleigh Distribution, *Journal of Digital Con., 12(12),* 277-284.

[6]Pham H & Zhang X(2003). NHPP software reliability and cost models with testing coverage, *Eur.J. Oper. Res, 145,* 445-454.

[7]Voda, R. GH.(1972). On the inverse Rayleigh va-riable, *Rep. Stat. Apph. Res. Juse, 19(4),* 15-21.

[8]K. H. Rao, R. S. Prasad & R. L. Kantham. (2011). Software Reliability Measuring using Modified Maximum Likelihood Estimation and SPC. *International Journal of Computer Applications, 21(7),* 1-5.

[9] K. S. Kim, & H. C. Kim (2014). The Comparative Study for Software Reliability Model Based on Finite and Infinite Failure Property using Rayleigh Distribution, *Journal of Digital Convergence, 12(12),* 277-284.

[10] H. C. Kim & K. S. Kim (2015). Finite Time Prediction Capability Comparative Analysis of Software NHPP Reliability Model, *Journal of Digital Convergence, 13(12),* 143-149.

[11] H. J. Jung & G. H. Han (2019). The Software Reliability Growth Model base on Software Error Datal, *Journal of the Korea Convergence Society, 10(3),* 59-65.

[12] K. I. Min(2019). A Study on the Attribute Analysis of Software Reliability Model with Shape Parameter Change of Infinite Fault NHPP Lomax Life Distribution, *Journal of Convergence for Information Technology, 9(8),* 20-26.

민경일(Kyung-il Min) [정회원]

- 1988년 2월 : 서울과학기술 대학교 기계공학과 (공학사)
- 1990년 8월 : 인하대학교 생산공학과 (공학 석사)
- 2010년 8월 : 서경대학교 경영학과 (경영학 박사)
- 1983년 6월 ~ 2017년 2월 : 한국산업인력공단 지사장
- 2017년 3월~현재 : 남서울대학교 보건행정학과 교수
- 관심분야 : 정보통신 정책, 컴퓨터시스템 분석
- E-Mail : kimin85@nsu.ac.kr