

소프트웨어 신뢰도의 적정 파라미터 도출 기법에 관한 연구

최 규식* · 문 명호**

A Study on the Optimum Parameter Estimation of Software Reliability

Gyu Shik Che* · Moon Myong Ho**

Abstract

Many software reliability growth models(SRGM) have been proposed since the software reliability issue was raised in 1972. The technology to estimate and grow the reliability of developing S/W to target value during testing phase were developed using them. Most of these propositions assumed the S/W debugging testing efforts be constant or even did not consider them. A few papers were presented as the software reliability evaluation considering the testing effort was important afterwards. The testing effort forms which have been presented by this kind of papers were exponential, Rayleigh, Weibull, or Logistic functions, and one of these 4 types was used as a testing effort function depending on the S/W developing circumstances.

I propose the methodology to evaluate the SRGM using least square estimator and maximum likelihood estimator for those 4 functions, and then examine parameters applying actual data adopted from real field test of developing S/W.

Keywords : SRGM, Mean Value Function, Fault Detection Rate, Testing Effort, Exponentia Function, Rayleigh Function, Weibull Function, Logistic Function, Target Reliability, Optimum Release Time

1. 서 론

소프트웨어의 신뢰도는 소프트웨어의 테스트 기간 중에 검출되는 관찰 결함 데이터에 근거한 소프트웨어의 신뢰도 성장이라는 것으로 연구되어 왔다. 소프트웨어 신뢰도 성장 모델(SRGM : software reliability growth model)[1]은 테스트 중에 검출되는 누적 결함의 수 및 테스트 시간 간격과 관련이 있다. SRGM을 이용하여 소프트웨어 시스템의 초기 결함 내용, 임의의 테스트 시점에서의 잔여 결함의 수, 소프트웨어의 신뢰도 등을 산출할 수 있다. 이러한 중요성 때문에 그동안 여러 가지 SRGM이 제안 및 연구되어 왔다.

소프트웨어 신뢰도는 규정된 시간 동안 주어진 환경에서 소프트웨어가 고장 없이 원활하게 동작할 확률로서 소프트웨어의 품질을 평가할 때의 핵심 사항이다. 또한, 소프트웨어 신뢰도는 고객의 입장에서 본 소프트웨어 품질이다. 이는 단순히 프로그램 설계보다는 실제적인 운전과 관련이 있으므로 동적이라 할 수 있다. 그러므로 소프트웨어 시스템의 신뢰도를 측정하고 계산 및 성장시키는 것이 매우 중요하며, 개발 기간 동안 모든 테스트 자원을 계획하고 제어하는데 쓰일 수 있어서, 우리 모두에게 소프트웨어의 정확성을 정량적으로 확인시켜 주는 것이다. 소프트웨어 신뢰도를 측정하기 위한 공통적인 접근법은 소프트웨어 고장으로부터 구한 가용한 데이터로부터 파라미터를 구하여 선정한 모델에 적용하는 것이다.

한편, 소프트웨어 개발에 있어서 상당한 양의 테스트 자원이 소프트웨어의 테스트에 쓰인다. 이러한 테스트 기간에 대한 테스트 자원의 소요 곡선을 테스트 노력 곡선으로 표현할 수 있다. 테스트 노력은 테스트 기간중의 실행 테스트 케이스의 수, 인력의 양, CPU시간 등이다. 소프트

웨어 테스트 기간 동안 소프트웨어의 신뢰도는 잠재 소프트웨어 결함을 검출하고 수정하는 데에 소요되는 개발자원의 양에 전적으로 의존한다. 그러나, 많은 연구가들의 연구에서는 테스트 단계의 테스트 자원의 소모율은 일정한 것으로 가정하거나 또는 그러한 테스트 노력을 고려하지도 않았었다.

야마다 등[2]은 역일시간, 테스트 노력량, 테스트 노력에 의하여 검출되는 결함의 수 사이의 관계를 명시적으로 기술하는 새롭고도 단순한 소프트웨어 신뢰도 성장모델을 제안하였다. 이는 테스트 노력의 영향과 관련된 소프트웨어 신뢰도 성장 모델을 제안한 것과 같다. 그들은 시간종속적 지수함수형과 레일레이함수형 곡선을 이용한 테스트노력 소요량 거동을 기술하였다. 여러 참고 문헌에서 소프트웨어 신뢰도 모델링에서 그 노력지수(실행시간)가 역일시간보다 더 우수하다는 것을 보여주고 있다. 관찰된 신뢰도 성장곡선의 형상이 테스트 노력의 시간분포에 강하게 의존하기 때문이다. 이러한 이유로 여러 참고문헌에서 역일테스트, 테스트 노력량, 테스트 노력에 의하여 검출되는 결함의 수 사이의 관계를 설명하는 SRGM을 제안하였다.

이러한 여러 가지 테스트노력을 반영한 소프트웨어의 신뢰도를 산출함에 있어서 이 함수들에 적용되는 파라미터를 구하는 것이 핵심사항이라 할 수 있다. [3]에서는 최대 가능성 함수(Maximum Likelihood Function)를 이용하여 함수를 최대화시키는 방법에 의해서 파라미터를 구하는 기법을 소개하였으며, 이 문헌 발행 전후로 여러 가지 연구 결과가 발표되었다. Syed와 Ram[4]은 로지스틱형 함수와 곱페르츠형 함수를 가진 평균치 함수에 대해서 가능성 함수를 이용하여 비동차포아송과정 모델(Non-homogeneous Poisson Process Model)의 각종 데이터 집합의 파라미터를 산출하기 위한 연구를 하였다. Peter[5]는

테스트노력을 고려하지 않은 특정 함수에 대해서 프로그램 내에 처음부터 내재하고 있던 결함의 수를 추론하는 방법을 논하였다. 한편, Tapan [6]은 소프트웨어의 신뢰도를 평가함에 있어서 통계적인 모델을 선정하고 이러한 모델에 대한 파라미터 평가법을 제시하였다. 또한, 야마다 등[2]은 일반적인 테스트 노력에 대한 파라미터 산출법을 제시하고자 하였으며, 야마다는 또 다른 문헌[7]에서 웨이블 테스트 노력 적용한 경우의 신뢰도 성장모델을 이용하여 파라미터 산출법을 제시하였다. 위의 연구논문들은 최대 가능성 평가자(Maximum Likelihood Estimator : MLE)에 의해서 적정 파라미터를 구할 수 있다는 일반론으로부터 시작하여 어느 특정한 함수의 파라미터 산출법을 제안하였다.

따라서, 본 논문에서는 각종 테스트노력을 가진 신뢰도 함수를 제안하여 MLE를 이용한 파라미터 추론방법을 구현하며, 신뢰도함수에서 목표신뢰도에 이르는 발행시각 결정방법을 제안하고, 이러한 방법에 의한 산출결과가 실제 현상과 얼마나 근사한가를 확인하기 위해 실례를 들어서 계산 및 고찰한다.

제 2장에서는 소프트웨어의 신뢰도에 대한 일반적인 정의 및 의미를 기술하며, 제 3장에서는 각종 테스트 노력 함수에 대해서 고찰한다. 제 4장에서는 이와 같은 테스트 노력 함수를 고려한 신뢰도를 구함에 있어서 파라미터를 구하는 방법에 대해서 연구하고, 실례로서 각각의 경우에 대하여 파라미터를 구한 후, 테스트 노력곡선과 신뢰도를 산출한다. 제 5장에서는 결론으로서 본 연구의 결과를 고찰하고 앞으로 연구해야 할 분야를 기술하였다.

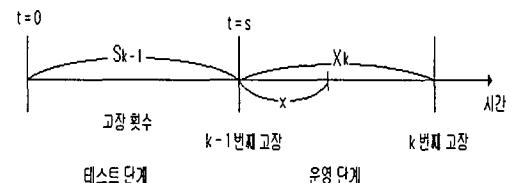
2. 소프트웨어의 신뢰도

소프트웨어 신뢰도는 규정된 환경 하에서 주

어진 시간에 소프트웨어를 결함 없이 운영할 수 있는 확률인 것으로 정의하며, 다음과 같이 조건화률로 표현할 수 있다[8].

$$R(x|s) = \Pr\{X_k > x | S_{k-1} = s\} \quad (1)$$

이는 소프트웨어를 개발하여 결합검출 테스트를 시작한 후 계속 s 유니트 시간 동안 ($k-1$) 번째 결함을 발견하여 수정한 후 k 번째 결함이 발견되기 전까지 운영될 x 시간 동안에 고장 없이 소프트웨어가 동작할 확률인 것이다.



〈그림 1〉 고장발생 표현

식 (1)의 시간 간격 X_k 에서 소프트웨어의 테스트 노력이 일정하다고 가정하고 테스트 공정이 NHPP를 따른다면 NHPP의 표준 이론으로부터 평균치 함수를,

$$m(t) = a(1 - e^{-bt}) \quad (2)$$

로 정의할 때[9] 임의의 $t \geq 0$ 과 $x > 0$ 에서

$$\Pr\{N(t+x) - N(t) = k\} = \frac{[m(t+x) - m(t)]^k}{k!} \cdot \exp\{-[m(t+x) - m(t)]\} \quad (3)$$

이므로, 테스트 노력이 일정한 경우 식 (1)의 신뢰도는 다음과 같이 표현할 수 있다[9].

$$\begin{aligned} R(x|t) &= \Pr\{N(t+x) - N(t) = 0\} \\ &= \exp\{-[m(t+x) - m(t)]\} \end{aligned}$$

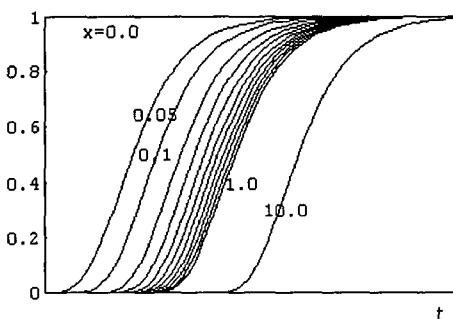
$$\begin{aligned}
 &= \exp[-a(1 - e^{-bx})e^{-tx}] \\
 &= \exp[-m(x)e^{-tx}] \quad (4)
 \end{aligned}$$

즉, 평균치 함수의 차이를 지수함수의 지수로 취한 형태를 하고 있다.

상기 식 (4)에서 정의한 테스트 단계의 신뢰도 의미를 고찰해보기로 한다. $R(x|t)$ 는 시각 t 에서 최종적으로 결합을 발견하여 완벽하게 수정한 후 시각 $(t+x)$ 시간 동안 새로운 결합이 발견되지 않을 확률이다. 소프트웨어를 개발하여 결합테스트를 하면 할수록 잔여결합의 수가 줄어들 것이므로 신뢰도가 성장되나, 잔여 결합이 존재하는 한 결합 수정 후 경과시간이 길어지면 길어질수록 고장 발생 확률이 높아지기 때문에 소프트웨어의 신뢰도는 낮아진다. 단, 테스트 단계에서는 얼마나 오랜 시간 동안 결합이 발견되지 않을 것이냐가 중요한 것이 아니라, 현 단계에서 소프트웨어 내에서 발견되지 않고 잔존하는 결합의 수가 얼마나 되는가가 더 중요하다.

식 (4)로 표시된 신뢰도의 특성을 이해하기 위해 테스트 시간과 신뢰도의 관계 및 최종 검출 결합 수정 후 경과시간과 신뢰도의 관계를 그림으로 나타내면 <그림 2>, <그림 3>과 같다:

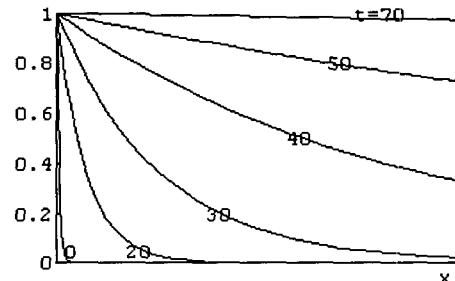
<그림 2>의 경우, 최종 결합 수정 후 경과되는 각각의 시간에 대해서 인도시각과 신뢰도 성장과의 관계를 보여주고 있다. 일정한 경과시간



<그림 2> 인도시각과 신뢰도와의 관계

x 에 대해서 시험시간 및 인도시기를 늦추면 늦출수록 신뢰도가 성장함을 알 수 있다. 또한, 비록 신뢰도가 성장하여 목표신뢰도 이상이 될 수 있으나, 결합 수정 후 경과시간이 길어지면 길어질수록 결합에 의한 고장 확률이 높아 신뢰도가 저하된다는 것도 알 수 있다.

그림에서 $x=0.0$ 일 때는 시험 시간에 관계없이 신뢰도가 1이나, x 의 값이 커지면 커질수록 곡선이 횡축의 우측으로 이동하여 신뢰도가 저하됨을 알 수 있다.



<그림 3> 경과시간과 신뢰도와의 관계

이와는 대조적으로 인도 후 경과 시간에 따른 신뢰도의 저하를 보여주는 <그림 3>의 경우, 주어진 각각의 테스트 시간 t 에 대해서 최종 결합 수정 후 경과시간 x 와 신뢰도 성장과의 관계를 보여주고 있다. 이 그림에서 비록 신뢰도가 성장하여 목표신뢰도 이상이 될 수 있으나, 인도 후 경과시간이 길어지면 길어질수록 결합이 발견될 확률이 높아 신뢰도가 저하된다는 것을 알 수 있다. 일정한 테스트시간 t 에 대해서 경과시간 x 가 작으면 작을수록 신뢰도가 높으며, x 가 증가함에 따라 신뢰도가 급격히 감소된다. 이 그림에서 보듯 테스트 시간이 길면 길수록 경과시간에 대한 신뢰도의 저하가 작아짐을 알 수 있다. 그러므로, 결합 수정 후 경과 시간을 어떤 범위로 하여 신뢰도 성장 기준을 잡는가도 중요한 문제이다.

3. 테스트 노력 함수

주어진 기간에 맞추어 소프트웨어 시스템을 개발하고자 할 때 시간, 자금, 인력과 같은 자원들이 소요된다. 특히, 소프트웨어 테스트에 필요한 자원들이 소프트웨어 신뢰도에 상당한 영향을 미친다. 소프트웨어 개발 자원 전체의 약 40~50%가 테스트 단계에서 소요된다. 테스트 노력은 CPU 시간의 양, 실행된 테스트 케이스의 수 등으로 나타낼 수 있다. 이러한 테스트 기간에 대한 테스트 자원의 소요곡선은 테스트 노력 곡선으로 생각할 수 있다. 소프트웨어 신뢰도 모델링 분야에서는 소프트웨어의 개발 노력을 전통적인 지수함수, 레일레이함수, 또는 이들의 일반적인 형태인 웨이블 곡선으로 표현한다. 그러나, 많은 소프트웨어 테스트 환경에서 이러한 3개의 노력함수 곡선만으로 소프트웨어 테스트 노력함수를 기술하는 것은 어려운 일이다. 본 논문에서는 로지스틱 테스트 노력함수도 소프트웨어 개발/테스트 노력 곡선으로 표현될 수 있다는 것을 보여주고자 한다.

3.1 평균치 함수 및 신뢰도

초기치를 고려한 누적 테스트 노력 함수를 $W^*(t)$ 로 가정하여 소프트웨어를 시각 t 에서 발행하는 경우, 발견되는 누적 결함 분포는 평균치 함수[2]

$$m(t) = a(1 - e^{-\gamma W^*(t)}) \quad (5)$$

이므로, 잔여 분포 $\bar{a} = a - a(1 - e^{-\gamma W^*(t)}) = a \cdot e^{-\gamma W^*(t)}$ 이다. 이것이 소프트웨어를 발행해서 운전하는 초기 결함수이므로,

$$m(t+x) = a \cdot e^{-\gamma W^*(t)} \cdot (1 - e^{-\gamma W^*(x)}) + m(t) \quad (6)$$

로서,

$$\begin{aligned} R(x|t) &= \exp[-m(t+x) + m(t)] \\ &= \exp[-a \cdot e^{-\gamma W^*(t)}(1 - e^{-\gamma W^*(x)})] \end{aligned} \quad (7)$$

이 된다.

따라서, 시각 $t = T$ 에서 발행된 소프트웨어의 신뢰도는 경과시간 x 에 대해서 지수 함수적으로 감소한다.

목표 신뢰도를 $R(x|T) = R_0$ 라 하면,

$$W^*(t) = \frac{1}{r} \log \frac{1 - e^{-rW^*(x)}}{\frac{1}{a} \log \frac{1}{R_0}} \quad (8)$$

인 방정식을 유도할 수 있으며, 이로부터 최적 인도 시각 $T^* = T$ 를 구한다.

3.2 웨이블형 테스트 노력 함수

야마다[7]가 제안한 웨이블형 테스트 노력 함수에 의하면 소프트웨어의 테스트 노력이 테스트 단계 전체에 걸쳐서 일정하다고 가정하는 것은 비현실적이다. 그리고, 순간적인 테스트 노력이 결국은 테스트 수명주기 동안 감소한다. 그 이유는 누적 테스트 노력이 유한치에 접근하기 때문이다. 그 어떤 소프트웨어 개발회사도 소프트웨어 개발에 무한정으로 자원을 투입하지 않기 때문에 이러한 가정이 합리적이라 할 수 있다. 여러 관련 문헌에 의하면 테스트 노력이 웨이블형 분포로 설명될 수 있고, 아래와 같은 3개의 케이스를 가진다는 것을 보여주고 있다.

(1) 지수함수형 곡선

$(0, t]$ 에서 소요되는 누적 테스트 노력은

$$W(t) = N[1 - e^{-\beta t}] \quad (9)$$

로서 웨이블 함수의 $m = 1$ 인 경우에 해당되며, 신뢰도

$$\begin{aligned} R(x|t) &= \exp[-a \cdot e^{-rN(1 - e^{-\beta t})}] \\ &\quad \cdot (1 - e^{-rN(1 - e^{-\beta t})}) \end{aligned} \quad (10)$$

를 유도할 수 있다.

(2) 레일레이형 곡선

소요되는 누적 테스트 노력은

$$W(t) = N[1 - \exp^{-\frac{\beta}{2} \cdot t^2}] \quad (11)$$

로서 웨이블함수의 $m = 2$ 인 경우에 해당된다.
신뢰도는,

$$R(x|t) = \exp[-a \cdot e^{-rN(1-e^{-\frac{\beta}{2}t^2})}] \cdot (1 - e^{-rN(1-e^{-\frac{\beta}{2}t^2})}) \quad (12)$$

와 같이 유도한다.

(3) 웨이블형 곡선

소요되는 누적 테스트 노력은,

$$W(t) = N[1 - e^{-\beta t^m}] \quad (13)$$

로서 웨이블 함수의 일반적인 경우, 즉 $m > 2$ 인 경우에 해당된다.

신뢰도는,

$$R(x|t) = \exp[-a \cdot e^{-rN(1-e^{-\beta t^m})}] \cdot (1 - e^{-rN(1-e^{-\beta t^m})}) \quad (14)$$

와 같다.

웨이블형 곡선(3)에 대해서 $m = 1$ 또는 $m = 2$ 일 때 그 결과는 각각 지수함수 곡선이거나 레일레이 곡선이다. 따라서, 이들은 웨이블 함수의 특수한 경우에 해당된다.

3.3 로지스틱형 테스트노력 함수

실제 테스트 노력 데이터가 여러 가지 소요 패턴을 나타내므로 때때로 테스트 노력 비용을 지수함수나 레일레이 곡선만으로 설명하기는 어렵다. 웨이블형 곡선은 일반적인 소프트웨어 개발 환경 하에서 데이터에 잘 맞고, 소프트웨어 신뢰도 모델링[10]에 널리 쓰이지만 $m > 3$ 일 때 피크현상을 가진다. 그 대안으로 제시된 것이 로지스틱형 테스트노력 함수이다. 이 함수는 실제 프로젝트 탐사에 의해서 보고된 바와 같이

매우 정확하다. $(0, t]$ 에서의 누적 테스트 노력 소요는

$$W(t) = \frac{N}{1 + A \cdot e^{-\alpha t}} \quad (15)$$

이고, 신뢰도는,

$$R(x|t) = \exp[-a \cdot e^{-rN(\frac{1}{1+ Ae^{-\alpha t}} - \frac{1}{1+A})}] \cdot (1 - e^{-rN(\frac{1}{1+ Ae^{-\alpha t}} - \frac{1}{1+A})}) \quad (16)$$

로 표현된다.

웨이블형 테스트 노력 함수와 비교하여 로지스틱 테스트 노력 함수인 경우 $W(0) \neq 0$ 이다.

현재의 테스트 노력 소요량은 $W(t)$ 의 미분치로서,

$$\begin{aligned} w(t) &= \frac{d W(t)}{dt} = \frac{NA\alpha \cdot \exp(-\alpha t)}{[1 + A \cdot \exp(-\alpha t)]^2} \\ &= \frac{NA\alpha}{[\exp(\frac{\alpha t}{2}) + A \cdot \exp(-\frac{\alpha t}{2})]^2} \end{aligned} \quad (17)$$

와 같이 표현된다.

이 양은 $t = \frac{1}{\alpha} \log A$ 일 때 최대치 $\frac{Na}{4}$ 를 중심으로 좌우 대칭형이다.

3.4 발행시각 결정

SRGM을 분석하여 목표 신뢰도에 가장 근접하는 유일한 시각을 구할 수 있다. 최적 소프트웨어 발행 시각은 미리 규정한 소프트웨어 목표 신뢰도에 가장 근접하는 시각이다. 웨이블형인 경우를 예로 들면 발행시각 T 에서의 신뢰도는 식 (14)과 같으므로 여기서 목표신뢰도를 만족시키는 발행시각을 구하면 다음과 같다.

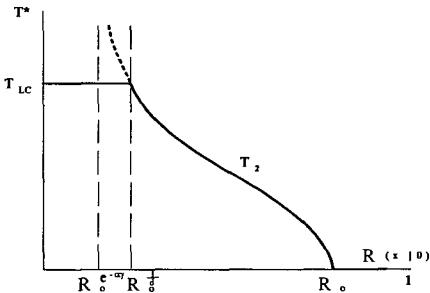
목표신뢰도를 R_o 라 하면,

$$\exp\left\{-ae^{-\alpha\gamma(1-e^{-\beta t^m})}\right\} \cdot [1 - e^{-\alpha\gamma(1-e^{-\beta t^m})}] = R_o \quad (18)$$

이다. 이를 만족하는 발행시각을 T^* 라 하면

$$T^* = \left\{ -\frac{1}{\beta} \ln \left[1 + \frac{1}{\alpha \gamma} \ln \frac{\ln R_o}{\ln R(x|0)} \right] \right\}^{\frac{1}{m}} \quad (19)$$

로 표현된다. $R(x|0)$ 와 목표신뢰도에 이르는 시각 T^* 와의 관계는 <그림 4>과 같다.



<그림 4> 목표신뢰도와 발행시각 곡선

4. 파라미터의 산출법

4.1 파라미터 산출법

위의 각 경우에서 정의된 테스트 노력 함수에서 파라미터 N, A, a, β 는 최소자승법(LSE)으로 산출한다. 최대가능성 평가자(MLE)는 한 집합의 동시방정식을 풀어서 파라미터를 산출하며, s-신뢰 구간을 구동하는데 더 좋은 방법이다. 그러나, 그 방정식이 너무 복잡하므로 보통은 수치 해석적으로 푼다. LSE는 실제로 관찰 / 획득한 것과 예측한 것 사이의 차이를 제곱해서 더한 총값을 최소화하는 것이다. LSE는 중간 크기의 표본에 최적인 것으로 알려지고 있으며, 최적점 산출을 제공한다. 최소자승법을 적용하기 위한 산출 공식 $S(N, A, a)$ 은 다음과 같다.

$$S(N, A, \alpha) = \sum_{k=1}^n [W_k - W(t_k)]^2 \quad (20)$$

- $W_k = (0, t]$ 기간 동안 실제로 소요되는 누적 테스트 노력
- $W(t_k) =$ 테스트 노력 함수에 의해서 산출된 누적 테스트 노력

S 를 N, A, a 에 관하여 미분하여 그 편미분치를 0으로 놓으면, 그리고 이 항들을 재정비하면 이러한 형태의 비선형 최소 자승 문제를 푼다.

또한, 상기에서 정의한 테스트 노력 함수의 산출 파라미터를 이용하여 MLE에 의해서 $m(t)$ 의 신뢰도 성장 파라미터 a 와 r 을 구할 수 있다. 비동차포아송과정(NHPP)의 표준이론으로부터 임의의 $t \geq 0, x > 0$ 에서,

$$\Pr\{N(t+x) - N(t) = k\} \quad (21)$$

이므로, 여기에 $m(t+x) = m(t_k), m(t) = m(t_{k-1})$, $k = m_k - m_{k-1}$ 를 대입하면,

$$\begin{aligned} \Pr\{N(t_k) - N(t_{k-1}) = m_k - m_{k-1}\} \\ = \frac{\{m(t_k) - m(t_{k-1})\}^{m_k - m_{k-1}}}{(m_k - m_{k-1})!} \cdot e^{-m(t_k) + m(t_{k-1})} \end{aligned} \quad (22)$$

로서 주어진 시간간격 $(0, t_k)(0 < t_1 < t_2 < \dots < t_n)$ 에서 검출결합의 누적갯수 m_k 에 대한 데이터를 관찰할 수 있다. 따라서, $m(t)$ 를 가지는 NHPP의 미지 파라미터 a 와 r 에 대한 조인트 확률밀도함수 즉, MLE 함수는,

$$\begin{aligned} L = \Pr\{N(t_i) = m_i, i = 1, \dots, n\} \\ = \prod_{k=1}^n \frac{\{m(t_k) - m(t_{k-1})\}^{m_k - m_{k-1}}}{(m_k - m_{k-1})!} \\ \cdot e^{-(m(t_k) - m(t_{k-1}))} \end{aligned} \quad (23)$$

로 표시되므로, 다음과 같은 방법으로 파라미터를 구하도록 제안한다.

$$\begin{aligned} \log(L) = \sum_{k=1}^n (m_k - m_{k-1}) \\ \cdot \log[m(t_k) - m(t_{k-1})] \\ - \sum_{k=1}^n \log[m(t_k) - m(t_{k-1})]! \\ - \sum_{k=1}^n \log[m(t_k) - m(t_{k-1})] \end{aligned} \quad (24)$$

이며, 여기서,

$$\sum_{k=1}^n [m(t_k) - m(t_{k-1})] = m(t_n) = a[1 - e^{-rW^*(t)}]$$

$$m(t_k) - m(t_{k-1}) = a[e^{-rW^*(t_{k-1})} - e^{-rW^*(t_k)}]$$

를 대입하면,

$$\log L = \sum_{k=1}^n (m_k - m_{k-1}) \cdot \log a \{e^{-rW^*(t_{k-1})} - e^{-rW^*(t_k)}\}$$

$$- \sum_{k=1}^n \log(m_k - m_{k-1})! - a[1 - e^{-rW^*(t_n)}]$$
(25)

이것을 a, r 에 관하여 편미분한다.

$$\frac{\partial L}{\partial a} = \frac{1}{a} \sum_{k=1}^n \{(m_k - m_{k-1}) - [1 - e^{-rW^*(t)}]\} = 0$$

$$a = \frac{m_n}{1 - e^{-rW^*(t_n)}} = \frac{m_n}{1 - \bar{\Phi}_n}$$
(26)

여기서,

$$\phi_k = e^{-rW^*(t_k)}$$
(27)

$$\begin{aligned} \frac{\partial \log L}{\partial r} &= \sum_{k=1}^n (m_k - m_{k-1}) \cdot \\ &\quad - W^*(t_{k-1}) e^{-rW^*(t_{k-1})} + W^*(t_k) e^{-rW^*(t_k)} \\ &\quad \frac{e^{-rW^*(t_{k-1})} - e^{-rW^*(t_k)}}{e^{-rW^*(t_{k-1})} - e^{-rW^*(t_k)}} \\ &\quad - a W^*(t_n) e^{-rW^*(t_n)} = 0 \end{aligned}$$

이므로,

$$a W^*(t_n) e^{-rW^*(t_n)} = \sum_{k=1}^n (m_k - m_{k-1}) \cdot$$

$$\frac{- W^*(t_{k-1}) e^{-rW^*(t_{k-1})} + W^*(t_k) e^{-rW^*(t_k)}}{e^{-rW^*(t_{k-1})} - e^{-rW^*(t_k)}}$$
(28)

$$a W^*(t_n) \phi_n = \sum_{k=1}^n (m_k - m_{k-1}) \cdot$$

$$\frac{- W^*(t_{k-1}) \phi_{k-1} + W^*(t_k) \phi_k}{\phi_{k-1} - \phi_k}$$
(29)

으로 표현된다.

4.2 발행시각 결정

구한 파라미터를 적용하여 각각의 경우에 대한 최적 발행 시각 결정 방법을 다음과 같이 제안한다.

(1) 지수함수형

발행시각을 $t = T$ 라 하고, 목표신뢰도를

$$R(x|T) = R_0$$

라면,

$$R_0 = \exp[-ae^{-rN(1-e^{-\beta T})}(1-e^{-rN(1-e^{-\beta T})})]$$
(30)

에서 발행시각을 구하면,

$$\begin{aligned} T &= -\frac{1}{\beta} \log \left(1 + \frac{1}{rN} \log \frac{\log \frac{1}{R_0}}{a \{1 - e^{-rN(1-e^{-\beta T})}\}} \right) \\ &= -\frac{1}{\beta} \log \left(1 + \frac{1}{rN} \log \frac{\log \frac{1}{R_0}}{a \{1 - e^{-rW^*(x)}\}} \right) \\ &= -\frac{1}{\beta} \log \left(1 + \frac{1}{rN} \log \frac{\log R_0}{\log R(x|0)} \right) \end{aligned}$$

로 표현된다. 여기서,

$$R(x|0) = \exp[-a(1-e^{-rN(1-e^{-\beta x})})]$$

이다.

(2) 레일레이형

$$R_0 = \exp[-ae^{-rN(1-e^{-\beta/2T^2})}(1-e^{-rN(1-e^{-\beta/2T^2})})]$$
(31)

에서,

$$\begin{aligned} T &= \left\{ -\frac{2}{\beta} \log \left[1 + \frac{1}{rN} \log \frac{\log \frac{1}{R_0}}{a \{1 - e^{-rN(1-e^{-\beta/2T^2})}\}} \right] \right\}^{1/2} \\ &= \left\{ -\frac{2}{\beta} \log \left(1 + \frac{1}{rN} \log \frac{\log R_0}{\log R(x|0)} \right) \right\}^{1/2} \end{aligned}$$
(32)

이고 여기서

$$R(x|0) = \exp[-a(1-e^{-rN(1-e^{-\beta/2x^2})})]$$

이다.

(3) 웨이블형

$$R_0 = \exp [-ae^{-rN(1-e^{-\beta T^*})} (1-e^{-rN(1-e^{-\beta x^*})})] \quad (33)$$

에서,

$$\begin{aligned} T &= \left\{ -\frac{1}{\beta} \log \left[1 + \frac{1}{rN} \log \frac{\log \frac{1}{R_0}}{a \{ 1 - e^{-rN(1-e^{-\beta x^*})} \}} \right] \right\}^{1/m} \\ &= \left\{ -\frac{1}{\beta} \log \left(1 + \frac{1}{rN} \log \frac{\log \frac{1}{R_0}}{a \{ 1 - e^{-rW^*(x)} \}} \right) \right\}^{1/m} \\ &= \left\{ -\frac{1}{\beta} \log \left(1 + \frac{1}{rN} \log \frac{\log R_0}{\log R(x|0)} \right) \right\}^{1/m} \end{aligned} \quad (34)$$

이고 여기서,

$$R(x|0) = \exp [-a(1-e^{-rN(1-e^{-\beta x^*})})]$$

이다.

(4) 로지스틱형

$$\begin{aligned} R_0 &= \exp \left[-ae^{-rN(\frac{1}{1+ Ae^{-\alpha T}} - \frac{1}{1+A})} \right. \\ &\quad \cdot \left. (1 - e^{-rN(\frac{1}{1+ Ae^{-\alpha T}} - \frac{1}{1+A})}) \right] \end{aligned} \quad (35)$$

에서,

$$\begin{aligned} T &= -\frac{1}{\alpha} \log \frac{1}{A} \left(\frac{1}{\frac{1}{1+A} - \frac{1}{rN} \log \frac{\log \frac{1}{R_0}}{a \{ 1 - e^{-rN(\frac{1}{1+ Ae^{-\alpha T}} - \frac{1}{1+A})} \}}} - 1 \right) \\ T &= -\frac{1}{\alpha} \log \frac{1}{A} \left(\frac{1}{\frac{1}{1+A} - \frac{1}{rN} \log \frac{\log \frac{1}{R_0}}{a \{ 1 - e^{-rW^*(x)} \}}} - 1 \right) \\ &= -\frac{1}{\alpha} \log \frac{1}{A} \left(\frac{1}{\frac{1}{1+A} - \frac{1}{rN} \log \frac{\log R_0}{\log R(x|0)}} - 1 \right) \end{aligned} \quad (36)$$

이다.

여기서,

$$\begin{aligned} R(x|0) &= \exp [-a(1-e^{-rN(\frac{1}{1+ Ae^{-\alpha x}} - \frac{1}{1+A})})] \\ &= e^{-a(1-e^{-rW^*(x)})} \end{aligned}$$

이며, 모든 경우에 대해서 $e^{-rW(T_{LC})} = p$ 라 할

때 $R^p < R(x|0) < R_0$ 인 경우에만 발행시각에 관한 문제가 의미를 갖게 되어 이 때 유일하고도 유한한 해가 존재한다.

4.3 적용 예

3항에서 연구한 NHPP 모델의 수치 적용 예를 보이기 위해서 실제적인 소프트웨어 오류 테이타로서 [11]에서 조사된 데이터 집합을 가지고 다음과 같은 값을 산출하여 적용하였다.

〈표 1〉 실제 데이터

t_k	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	-
m_k	8	16	25	37	41	46	52	59	64	80	-
w_k	1	1	1	1	1	1	1	3	10	1	-
t_k	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
m_k	89	98	107	121	128	131	133	133	135	136	137
w_k	5	3	9	13	34	35	27	39	35	25	19

이 데이터를 이용하여 위의 방정식들에 의해서 각종 파라미터를 산출한 결과는 〈표 2〉와 같다.

식을 만족하는 계수를 구하기는 일반적으로 쉽지 않으므로, 수치해석적인 방법에 의하여 반복적인 연산을 수행하였으며, 이론치와 적용 테이타의 차이가 최소로 되는 시점의 값을 최적값으로 정하였다.

〈표 2〉의 값을 가지고 각 경우의 파라미터에 의한 테스트 노력곡선이 실제의 현상과 어떤 연관관계를 가지는지를 검토하기 위하여 추이곡선을 그렸으며, 그 결과는 다음 〈그림 5〉과 같다.

그림에서 지수함수형은 실선으로, 레일레이형은 다이어먼드형으로, 웨이블형은 별표형으로, 로지스틱형은 중간이 일정한 간격으로 끊어진 실선으로 표시하였다. 4가지 경우의 테스트 노력곡선에 대한 계수를 구하여 실제 관측된 데이터곡선과 비교하였을 때, 그림에서 보는 바와 같이

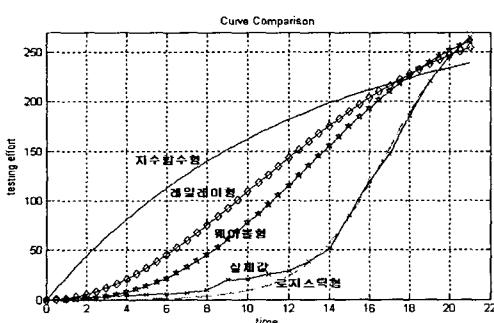
〈표 2〉 파라미터 산출

구분	지수함수형	레일레이형
N	292.4698	291.4158
β	0.0820	0.00938
r	0.04396	0.04548
a	146.30	148.60
m	-	-
A	-	-
α	-	-
T^*	10.8	10.3

〈표 3〉 파라미터 산출(계속)

	웨이블형	로지스틱형
N	292.6700	295.8442
β	0.001154	-
r	0.07992	0.32568
a	147.35	146.00
m	2.390	-
A	-	4673.86
α	-	0.5013
T^*	9.9	10.4

바와 같이 테스트 중간에서 지수함수형과 레일레이형, 웨이블형 모두가 실제와 큰 차이를 나타내고 있다. 단, 테스트 시간이 길어지면 누적치가 모두 실제값에 접근해가고 있다.

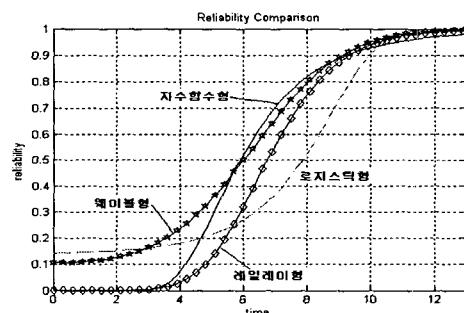


〈그림 5〉 테스트 노력 곡선 비교

이와 대조적으로 로지스틱형은 테스트 초창

기만 약간 차이를 보이고 있으나, 테스트 시간이 경과함에 따라 실제 현상과 거의 근접한 것을 알 수 있다. 초창기에 차이가 나는 것은 테스트 초기에는 테스트 여건이나 테스트자의 숙련도 등이 미숙하거나 불확실한 이유 때문으로 사료된다. 따라서, 본 사례의 경우에는 로지스틱형이 적합하다는 것을 알 수 있다. 각각의 조건에 따라서 나머지 형태에 적합한 테스트 노력이 있을 수 있으므로 모든 경우에 대해서 로지스틱형만이 우수하다고 단정할 수는 없다.

이러한 각종 파라미터에 의한 테스트 노력곡선을 이용하여 각 경우의 신뢰도 성장 곡선을 그리면 〈그림 6〉와 같다. 단, 여기에서 목표신뢰도 $R_0 = 0.95$, 경과시간 $x = 1$ 로 가정하였다.



〈그림 6〉 SRGM 비교

마찬가지로 그림에서 지수함수형은 실선으로, 레일레이형은 다이어먼드형으로, 웨이블형은 별표형으로, 로지스틱형은 중간이 일정한 간격으로 끊어진 실선으로 표시하였다. 그림을 검토해 볼 때 지수함수형인 경우, 초창기에 신뢰도 성장이 저조하다가 $T=3$ 부근에서 급격히 성장되어 $T=10$ 부근에서 안정된다. 레일레이형인 경우, 지수함수형인 경우와 마찬가지로 초창기에 성장이 극히 저조하다가 $T=4$ 부근에서 서서히 성장되어 $T=10$ 근처에서 안정된다. 웨이블형인 경우는 테스트 초기부터 10% 정도의 신뢰도

를 가지며, 테스트 시간 경과에 따라 원활하고 도 완만한 성장을 한다. 이의 특징은 앞의 두 가지 경우에 비하여 처음 신뢰도가 10% 정도 된다는 것이다. 로지스틱형인 경우는 테스트 초창기에 14% 정도의 신뢰도를 가지고 있으며, 타 형태의 테스트 노력에 비하여 신뢰도 성장이 극히 저조하다가 $T=5$ 부근에서부터 서서히 성장하기 시작하여 $T=7$ 부근에서 갑자기 성장, $T=10$ 부근에서 안정되는 지연 S 형태를 취한다. 한편, 목표신뢰도 $R_0 = 0.95$ 를 만족시키는 인도 시각은 지수함수형인 경우, $T=10.8$, 레일레이 함수형인 경우, $T=10.3$, 웨이블형인 경우, $T=9.9$, 로지스틱형인 경우, $T=10.4$ 로서 모두가 대동소이하다. 그러나, <그림 5>의 추이에서 보듯 본 사례의 경우, 로지스틱인 경우가 가장 정당성을 갖는다고 할 수 있으므로, $T=10.4$ 라고 하는 것이 타당하다.

5. 결 론

소프트웨어 신뢰도를 측정하기 위한 공통적인 접근법은 소프트웨어 고장으로부터 구한 가용한 데이터로부터 산출된 파라미터를 가진 분석모델을 이용하는 것이다. 한편, 소프트웨어 개발에 있어서 상당한 양의 자원이 소프트웨어의 테스트에 쓰인다. 소프트웨어의 신뢰도를 산정하고 신뢰도를 성장시키고자 할 때 이러한 테스트 노력이 중요한 요소라는 것이 여러 연구 논문을 통하여 증명되었다. 소프트웨어 테스트 기간 동안 소프트웨어의 신뢰도는 잠재 소프트웨어 결함을 검출하고 수정하는 데에 소요되는 개발자원의 양에 전적으로 의존한다. 연구 결과에 의하면 테스트 기간에 대한 테스트 자원의 소요 거동은 테스트 노력 곡선으로 생각할 수 있다. 그간 여러 문헌에서 제시된 테스트 노력 함수로서는 지수함수형, 레일레이형, 웨이블형

이며, 최근에는 로지스틱형도 제시되고 있다.

본 논문에서는 상기 네 가지 경우에 대한 함수의 파라미터 산출법을 연구하고, 이러한 파라미터 산출법과 함수들이 실제와 얼마나 부합되는지를 검토하기 위하여, 실제 개발 과정을 통해 수집된 경험 데이터를 가지고 각 경우에 대한 파라미터를 산출하고 이를 비교하였다.

테스트노력과 오류검출 현상이 소프트웨어 개발환경에 따라 불규칙성을 나타내는 것이 일반적이라고 할 때, 지수함수형이나 레일레이형은 이러한 현상에 융통성이 부족한 것으로 사료된다. 웨이블형은 앞의 두 가지 형에 대한 보완형으로 제안되었다고 할 만큼 융통성이 있어서 실제 현상과 유사한 특성을 나타내지만, 시간 지수가 3 이상이면 문제가 있는 것으로 검토되었으므로 이를 유의할 필요가 있다. 최근에는 로지스틱형이 제안되고 있는데, 본 연구에서 비교 연구한 바에 의하면 사례의 현상에 부합하는 것으로 판명되었다.

그리고, 목표신뢰도를 정하고 산출된 파라미터에 의해서 각 경우의 발행시각을 계산해본 결과, 어느 정도 합리적인 결과를 얻었으나, 테스트 초창기에는 불규칙하고 불확실한 테스트 노력 현상 때문에 산출된 파라미터의 신뢰성이 저하된다는 것을 발견하였다. 본 예의 경우 로지스틱형은 비교적 정확한 분석 결과를 나타낼 수 있는 안이라 할 수 있다.

본 논문에서는 목표 신뢰도만을 연구하였으나, 추후 소프트웨어를 개발하여 테스트를 거쳐서 고객에게 인도한 후 운영하는 전 기간에 걸쳐서 소요되는 소프트웨어의 비용을 고려한 발행시각을 결정하는 연구가 계속되어야 할 것이다.

참 고 문 현

- [1] C. V. Ramamoorthy, F. B. Bastani, "Soft

- ware reliability—Status and perspectives”, *IEEE Trans. on Software Eng.*, Vol. SE-8, 1982 Aug., pp. 354–371.
- [2] S. Yamada, H. Ohtera, H. Narihisa, “Software reliability growth models with testing-efforts”, *IEEE Trans. Reliability*, Vol. R-35, 1986 Apr., pp. 19–23.
- [3] Michael A. Friedman, Jeffrey M. Voas, “Software Assessment : Reliability, Safety, Testability”, *John Wiley & Sons, Inc.*, 1995, pp. 199–204.
- [4] Syed A. Hossain, Ram C. Dahiya, “Estimating the Parameters of a Non-homogeneous Poisson-Process Model for Software Reliability”, *IEEE Trans. Reliability*, Vol. 42, No. 4, 1993 Dec., pp. 604–612.
- [5] Peter Spreij, “Parameter Estimation for a Specific Software Reliability Model”, *IEEE Trans. on Reliability*, Vol. R-34, No. 4, 1985 Oct., pp. 323–332.
- [6] Tapan Kumar Nayak, “Software Reliability : Statistical Modeling & Estimation”, *IEEE Trans. on Reliability*, Vol. R-35, No. 5, 1986 Dec., pp. 566–570.
- [7] S. Yamada, J. Hishitani, S. Osaki, “Software-Reliability Growth with a Weibull Test-Effort : A Model & Application”, *IEEE Trans. Reliability*, Vol. 42, No. 1, 1993 March, pp. 100–106.
- [8] S. Yamada, and S. Osaki, “Cost-reliability optimal release policies for software systems”, *IEEE Trans. on Reliability*, Vol. R-34, 1985 Dec., pp. 422–424.
- [9] Amrit L. Goel, and Kazu Okumoto, “Time-Dependent Error-Detection Rate Model for Software Reliability and Other Performance Measure”, *IEEE Trans. on Reliability*, Vol R-28, No. 3, 1979. 8. pp. 206–211.
- [10] Chin-Yu Huang, and Sy-Yen Kuo, “Analysis of Incorporating Logistic Testing-Effort Function into Software Reliability Modeling”, *IEEE Trans. on Reliability*, Vol. 51, 2002 Sep., pp. 261–270.
- [11] Xuemei Zhang, and Hoang Pham, “An analysis of factors affecting software reliability”, *The Journal of Systems and Software*, 2000, pp. 43–56.

■ 저자소개



최규식

서울대학교 공과대학 전기과를 졸업하고, 뉴욕공과대학에서 석사학위를 받았으며, 명지대학교 전기과에서 박사학위를 받았다.

OPC 중앙연구소와 KOPEC 중앙연구소에서 근무하였다. 현재는 건양대학교 정보통신학과 교수이며, 관심분야는 데이터통신, 무선통신 및 소프트웨어 신뢰도이다.



문명호

승실대학교 공과대학 전자공학과를 졸업하고 The Catholic Univ. of America에서 전자공학 석사를 받았으며, 건국대학교에서 박사학위를 받았다.

미국 Radiation System, Inc.에서 근무하였다. 현재는 건양대학교 정보통신학과 부교수이며, 관심분야는 무선통신 시스템이다.