

누적 해저드지의 모수추정에 관한 연구 - 컴퓨터 프로그래밍 및 신뢰성공학에의 응용 -

A Study on the Parameter Estimation of the Cumulative Hazard Paper

嚴 泰元*

ABSTRACT

This paper studies the estimation of hazard parameters, which have a close relation with product reliability characteristics in reliability test.

Among the many kinds of estimation methods, hazard Probability Paper(HPP) is commonly used. The HPP is very convenient, but it has a great disadvantage in estimation accuracy by plotting method. It is very difficult to get the same results even if one use the same data several times.

A computer program for the regression method is used for the parameter estimation to reduce these errors.

Especially, the computer graphic program was written in GW-BASIC 3.22 language and a couple of running examples for user's reference appears in the appendix part.

I 서론

본 연구는 신뢰성 테스트시 해저드 확률지의 사용을 보다 효율적이고 간편하게 할 수 있도록 하기 위한 연구목적으로 수행되었으며 확률지 사용시 맹점으로 지적되고 있는 plotting한 점들을 직선 또는 곡선으로 fitting시키는 데 있어서의 개개인 및 작도상의 오차를 최대한으로 줄이기 위한 line fitting을 컴퓨터 프로그램으로 처리하였다. 또한 해저드 확률지에 의한 모수추정치와 컴퓨터 프로그램을 이용한 모수추정치의 효율을 비교, 검토하였다.

II 이론적 고찰

1. 누적 해저드지의 원리[4]

고장밀도함수 $f(t)$ 는 단위시간당 전체의 몇 %가 고장이 났는가 하는 빈도를 나타내는 것으로 신뢰도 $R(t)$, 불신뢰도를 $F(t)$ 라 놓았을 때

$$f(t) = \frac{dF(t)}{dt} = -\frac{dR(t)}{dt} \dots\dots\dots(1-1)$$

* 柳韓專門大學 工業經營科 副教授

접수 : 1993년 10월 26일

확정 : 1993년 11월 6일

$$R(t) = \int_t^{\infty} f(x) dx \quad \dots\dots\dots(1-2)$$

$$F(t) = 1 - R(t) = \int_0^t f(x) dx \quad \dots\dots\dots(1-3)$$

이며, 고장률 $\lambda(t)$ 는 다음과 같다.[1],[2],[3],[4],[5]

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{R(t)} = \frac{-dR(t)}{R(t) dt} \quad \dots\dots\dots(1-4)$$

고장률함수 $\lambda(t)$ 를 시간 t 까지 적분하면

$$\int_0^t \lambda(x) dx = -\ln\{1 - F(x)\} \quad \dots\dots\dots(1-5)$$

이고, 이를 누적 해저드함수라고 한다. 즉,

$$H(t) = \int_0^t \lambda(x) dx \quad \dots\dots\dots(1-6)$$

한편 고장률과 신뢰도의 관계는 고장률을 시간으로 적분한 것으로서

$$R(t) = e^{-\int_0^t \lambda(x) dx} = e^{-H(t)} \quad \dots\dots\dots(1-7)$$

가 된다.

즉, 누적 해저드지는 시간 t 와 고장분포함수 $F(t)$ 의 관계가 선형이 될 수 있도록 눈금이 매겨진 확률 지라 할 수 있다.[4]

2. 와이불형 누적 해저드지의 구성[4],[5]

와이불분포는 다음과 같은 누적분포함수 $F(t)$ 및 확률밀도함수 $f(t)$ 를 갖는 분포이다.[5]

$$F(t) = 1 - R(t) = 1 - e^{-\frac{(t-\gamma)^\beta}{\alpha}}$$

$$f(t) = \frac{\beta(t-\gamma)^{\beta-1}}{\alpha} \cdot e^{-\frac{(t-\gamma)^\beta}{\alpha}} \quad \dots\dots\dots(2-1)$$

위 식에는 모수가 3개 있고, 각 각 다음과 같이 정의된다.[5]

α : 척도의 모수 (scale parameter)

β : 형상의 모수 (shape parameter)

γ : 위치의 모수 (location parameter)

한편 특성수명 η 는 와이불분포의 표현식으로 부터 $\eta = \alpha^{1/\beta}$ 이라 놓을수 있다.[5]

식 (1-7)에서 누적 해저드함수는

$$H(t) = \frac{t^\beta}{\alpha} \quad \dots\dots\dots(2-2)$$

로 표시된다.

식 (2-2)의 양변에 대수를 취하면

$$\ln H(t) = \beta \ln t - \ln \alpha \quad \dots\dots\dots(2-3)$$

가 되므로 양대수 모눈종이상에 타점하면 직선이 된다.[4]

3. 누적 해저드지의 모수 추정방법[4]

3.1 형상 모수 β 값의 추정

확률지는 $\ln H(t)$ 가 종축에 $\ln t$ 가 횡축에 등간격 눈금으로 매겨져 있다. 즉 $Y = \ln H(t)$, $X = \ln t$ 라 놓으면 식 (2-3)은

$$Y = \beta X - \ln \alpha \quad \dots\dots\dots(3-1)$$

라 표시할 수 있다. 이 직선을 평행이동시켜 점(1,0)을 통과하는 직선을 새로 그으면, $Y = \beta(X-1)$ 이 된다. 이 식에서 $X=0$ 일때 $Y=-\beta$ 가 되므로 Y축상의 $\ln H(t)$ 눈금을 끊는 값의 부호를 바꾸어 주면 바로 β 값의 추정치가 된다.

3.2 척도 모수 α 값의 추정

식 (3-1)에서 $X=0$ 이라 놓으면 $Y=-\ln \alpha$ 가 된다. $-\ln \alpha$ 를 α 로 고치기 위해서는 횡축의 위의 눈금과 아래 눈금이 $\ln t$ 와 t 의 관계를 나타내고 있으므로 $\ln \alpha$ 의 값을 위에서 취하고 그점으로 부터 똑바로 내려와 t 을 읽으면 이것이 바로 α 값의 추정치가 된다.

3.3 위치 모수 γ 값의 추정

γ 값이 0이 아닐 때는 식 (1-7)로 부터

$$H(t) = \frac{(t-\gamma)^\beta}{\alpha} \quad \dots\dots\dots(3-2)$$

가 된다. 즉 양대수 그래프의 양축에 $t-\gamma$ 와 $H(t)$ 를 취하면 역시 직선의 관계를 유지한다. 그러나 식(3-2)에서 γ 를 보정하지 않고 확률지상에 타점하면 완만한 곡선이 되며 이 곡선과 t축과의 교점의 값을 읽으면 이것이 바로 γ 값의 추정치가 된다.

3.4 특성 수명 η 값의 추정

식(3-1)에서 $Y=0$ 이라 놓으면 $X=(\ln \alpha)/\beta$ 가 된다. 즉, $\ln t = (\ln \alpha)/\beta$ 가 된다. 그런데 $\eta = \alpha^{1/\beta}$ 로 부터 $\ln \eta = (\ln \alpha)/\beta$ 가 되고 $t=\eta$ 가 됨을 알 수 있다. $Y=0$ 의 값은 $\ln H(t)=0$ 일 때와 대응함으로 $H(t)=1$ 즉, 확률지상의 $H(t)=100\%$ 인 축과 교점에서 t축상의 값을 읽으면 이것이 바로 η 값의 추정치가 된다.

3.5 확률지상의 타점 방법

식(1-6)의 누적 해저드함수는 실제로 $H(t)$ 를 추정하려면 그 때까지의 각 고장 발생 시점에서의 해저드값을 누적하여 다음과 같이 구한다.

$$H(t_i) = \sum_{j=1}^i \lambda_j(t_{i-1}, t_j) \Delta t_j = \sum_{j=1}^i h_j \quad \dots\dots\dots(3-3)$$

단, h_j : j 번째의 해저드값

$$h(t_i) = \lambda(t_i) \Delta t_i \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad \dots\dots\dots(3-4)$$

여기서 $\Delta t_i = t_i - t_{i-1}$, $t_0 = 0$ 이다. 즉,

$$h(t_i) = \frac{1}{n+1-i} = \frac{1}{K_i} \quad \dots\dots\dots(3-5)$$

로 구해진다.

누적 해저드값은 해석하고자 하는 고장 모드의 데이터에 대해서만 해저드값을 구하고 누적한 것이다. 즉,

$$H_f(t_i) = \sum_{i=1}^n h(t_i) \dots\dots\dots(3-6)$$

를 구해서 확률지상에 $(t_i, H_f(t_i))$ 를 타점한다.

III. 컴퓨터 프로그램의 작성

본 연구에서 제시된 와이불형 누적 해저드지의 모수를 추정하는 프로그램의 내용은 대별해서 γ 가 0일 경우, γ 의 값이 주어졌을 경우, γ 의 값까지도 추정해야 하는 경우로 나눌 수 있으며 추정기법으로서 최소자승법을 사용하였다. 즉, 추정 회귀식의 일반식을

$$Y_i = b_0 + b_1 x_i + \dots + b_n x_i^n$$

이라 하면 오차자승의 합은

$$S = \sum_{i=1}^n (Y_i - y_i)^2 = \sum_{i=1}^n (b_0 + b_1 x_i + \dots + b_n x_i^n - y_i)^2$$

이 되고 이를 최소로 하기 위한 방정식의 해를 누적 해저드지상에서 $\gamma=0$ 인 경우에는 1차식까지, $\gamma>0$ 인 경우에는 2차식까지만 이용해도 충분하므로 위의 방정식을 2차식까지만 풀어서 Y_i 의 계수 b_0, b_1, b_2 를 구하여 프로그램을 작성하였다.

본 프로그램은 PC사용자들을 위해 작성하였기 때문에 초보자들도 쉽게 이용할 수 있도록 대화식 메뉴방식을 사용하였으며 γ 를 추정할 경우에는 error(각 점들의 추정회귀곡선으로 부터의 편차 제곱의 합)가 가장 작은 두 γ 값 사이에 정확한 γ 값이 존재한다는 가정하에 시간 $t=0$ 에서 부터 처음으로 고장이 나는 시간 $OX(1)$ 까지를 잘게 나누어 각 각의 구간마다 γ 값을 지정해 주고 regression을 이용해 error가 가장 작은 경우의 γ 값을 추출한 후 이 γ 값으로 부터 $OX(1)$ 까지를 또다시 세분해 유효숫자 자리 만큼 반복계산을 하도록 하였다.

IV. 결 론

프로그램 성능검토를 위해 식 (2-1)로 부터 추출한 인위적 데이터를 이용하여 Graphical method와 Computer method에 의해 모수들을 추정한 결과 다음과 같았다.

표 1. graphical method와 computer method의 결과치 비교

| | $\gamma = 0$ 인 경우 | | γ 값이 주어진 경우 | | γ 값을 추정한 경우 | |
|----------|-------------------|----------|--------------------|----------|--------------------|----------|
| | Graphical | Computer | Graphical | Computer | Graphical | Computer |
| α | 1506.41 | 1711.81 | 1845.99 | 1550.73 | 221.41 | 651.95 |
| β | 1.15 | 1.17 | 1.60 | 1.57 | 1.71 | 0.90 |
| γ | 0.00 | 0.00 | 170.00 | 170.00 | 700.00 | 1268.90 |
| η | 580.00 | 572.22 | 110.00 | 109.48 | 2000.00 | 1336.44 |

Graphical method에 의한 모수추정의 경우, γ 가 0일 때와 γ 의 값이 주어졌을 때에는 error가 비교적 작았으나 γ 의 값까지도 추정해야 할 경우에는 데이터의 자릿수가 많은데도 원인이 있겠으나 역시 γ 를 추정하는 작도과정에서의 오차가 주원인이었다. 그러나 컴퓨터에 의한 결과는 정확하게 이론적인 수치를 얻을 수 있었다.

V. 적용예

***- ***- ***- P R O B L E M 1 ***- ***- ***-

INPUT FAILURE TIME ;

| | | | |
|-----------|------------|------------|------------|
| 40.00000 | 100.00000 | 110.00000 | 160.00000 |
| 190.00000 | 250.00000 | 290.00000 | 320.00000 |
| 350.00000 | 390.00000 | 420.00000 | 490.00000 |
| 590.00000 | 630.00000 | 730.00000 | 800.00000 |
| 940.00000 | 1060.00000 | 1260.00000 | 1770.00000 |

GAMMA IS ZERO.
ALPHA & BETA WILL BE ESTIMATED

----- P R E L I M I N A R Y W O R K -----

N = 20 K = 0 L = 5 INOF = 0
 $h(i) = 1/(N-i+1)$ $X(i) = \ln t - \gamma$ $H(i) = \sum h(i)$

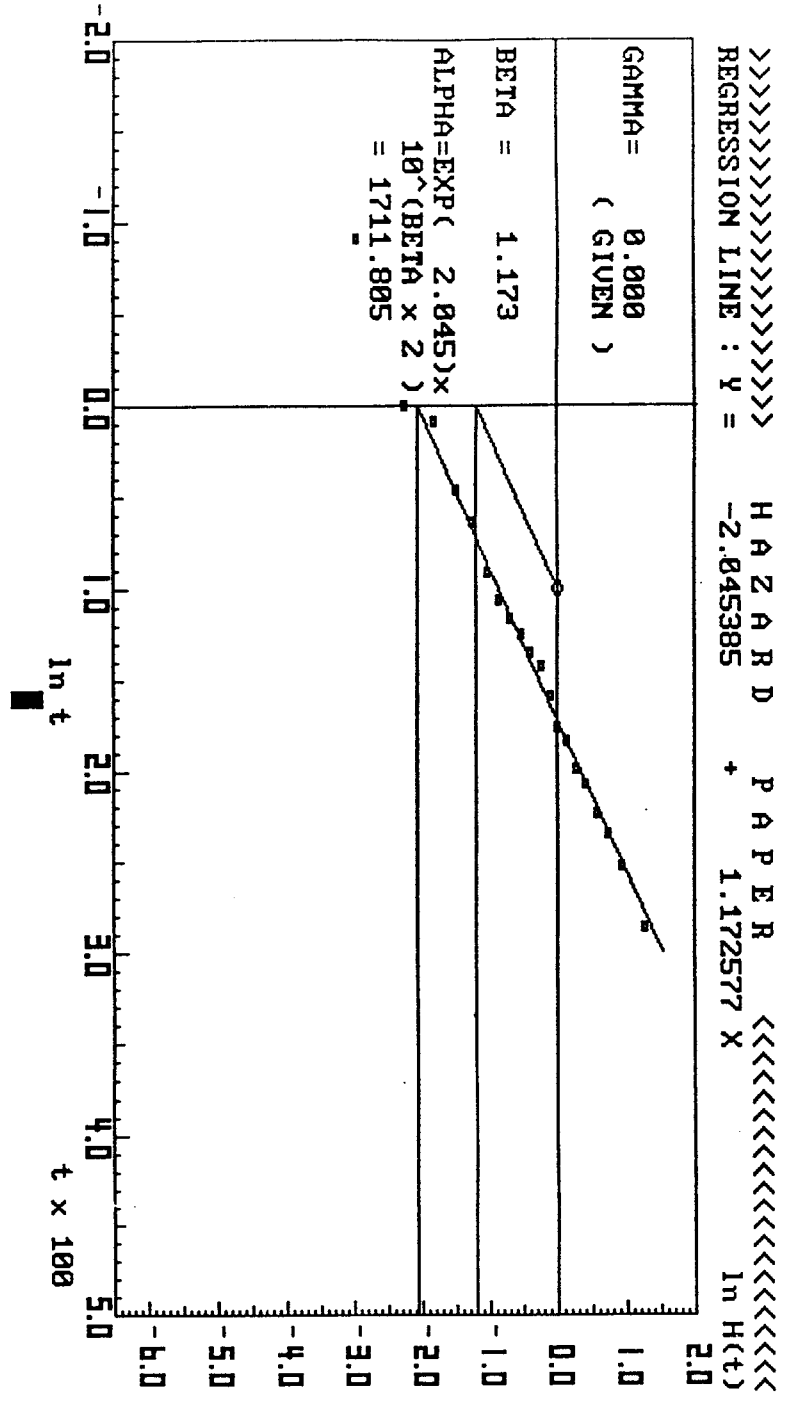
| i | t | h(i) | ln t - γ | ln H(i) |
|----|------------|---------|-----------------|----------|
| 1 | 40.00000 | 0.05000 | -0.91629 | -2.99573 |
| 2 | 100.00000 | 0.05263 | 0.00000 | -2.27661 |
| 3 | 110.00000 | 0.05556 | 0.09531 | -1.84398 |
| 4 | 150.00000 | 0.05882 | 0.47000 | -1.52781 |
| 5 | 190.00000 | 0.06250 | 0.64125 | -1.27471 |
| 6 | 250.00000 | 0.06667 | 0.91629 | -1.06080 |
| 7 | 290.00000 | 0.07143 | 1.06471 | -0.87322 |
| 8 | 320.00000 | 0.07692 | 1.16315 | -0.70415 |
| 9 | 350.00000 | 0.08333 | 1.25276 | -0.54842 |
| 10 | 390.00000 | 0.09091 | 1.36098 | -0.40231 |
| 11 | 420.00000 | 0.10000 | 1.43508 | -0.26296 |
| 12 | 490.00000 | 0.11111 | 1.58924 | -0.12797 |
| 13 | 590.00000 | 0.12500 | 1.77495 | 0.00487 |
| 14 | 630.00000 | 0.14286 | 1.84055 | 0.13779 |
| 15 | 730.00000 | 0.16667 | 1.98787 | 0.27339 |
| 16 | 800.00000 | 0.20000 | 2.07944 | 0.41502 |
| 17 | 940.00000 | 0.25000 | 2.24071 | 0.56781 |
| 18 | 1060.00000 | 0.33333 | 2.36085 | 0.74086 |
| 19 | 1260.00000 | 0.50000 | 2.53370 | 0.95464 |
| 20 | 1770.00000 | 1.00000 | 2.87356 | 1.28031 |

***** R E S U L T *****

ALPHA = 1711.805 BETA = 1.173
 GAMMA = 0.000 ETA = 572.218

REGRESSION LINE : Y = -2.045385 + 1.172577 X

| RELIABILITY AT ORIGINAL DATA | | RELIABILITY AT OTHER POINTS | |
|------------------------------|---------|-----------------------------|---------|
| INPUT DATA | R(T) | T I M E | R(T) |
| 40.00000 | 0.95680 | 100.00000 | 0.87868 |
| 100.00000 | 0.87868 | 500.00000 | 0.42584 |
| 110.00000 | 0.86535 | 1000.00000 | 0.14597 |
| 160.00000 | 0.79899 | 1500.00000 | 0.04524 |
| 190.00000 | 0.75994 | 2000.00000 | 0.01307 |



***-**-**-** PROBLEM 2 ***-**-**-**

INPUT FAILURE TIME ;

| | | | |
|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 190.00000 | 200.00000 | 210.00000 | 220.00000 |
| 230.00000 | 240.00000 | 250.00000 | 260.00000 |
| 270.00000 | 280.00000 | 300.00000 | 310.00000 |
| 330.00000 | 360.00000 | 400.00000 | |

GAMMA IS GIVEN. (GAMMA = 170.0)
ALPHA & BETA WILL BE ESTIMATED

----- PRELIMINARY WORK -----

N = 15 K = -99 L = 5 INOF = 0
 $h(i) = 1/(N-i+1)$ $X(i) = \ln t^{-\gamma}$ $H(i) = \sum h(i)$

| i | t | h(i) | $\ln t^{-\gamma}$ | $\ln H(i)$ |
|----|-----------|---------|-------------------|------------|
| 1 | 190.00000 | 0.06667 | 0.69315 | -2.70805 |
| 2 | 200.00000 | 0.07143 | 1.09861 | -1.97981 |
| 3 | 210.00000 | 0.07692 | 1.38629 | -1.53703 |
| 4 | 220.00000 | 0.08333 | 1.60944 | -1.20948 |
| 5 | 230.00000 | 0.09091 | 1.79176 | -0.94351 |
| 6 | 240.00000 | 0.10000 | 1.94591 | -0.71486 |
| 7 | 250.00000 | 0.11111 | 2.07944 | -0.51021 |
| 8 | 260.00000 | 0.12500 | 2.19722 | -0.32107 |
| 9 | 270.00000 | 0.14286 | 2.30259 | -0.14130 |
| 10 | 280.00000 | 0.16667 | 2.39790 | 0.03430 |
| 11 | 300.00000 | 0.20000 | 2.56495 | 0.21099 |
| 12 | 310.00000 | 0.25000 | 2.63906 | 0.39534 |
| 13 | 330.00000 | 0.33333 | 2.77259 | 0.59786 |
| 14 | 360.00000 | 0.50000 | 2.94444 | 0.84080 |
| 15 | 400.00000 | 1.00000 | 3.13549 | 1.19943 |

***** RESULT *****

ALPHA = 1550.733 BETA = 1.565
 GAMMA = 170.000 ETA = 109.475

REGRESSION LINE : Y = -3.744056 + 1.564514 X

| RELIABILITY AT ORIGINAL DATA | | RELIABILITY AT OTHER POINTS | |
|------------------------------|---------|-----------------------------|---------|
| INPUT DATA | R(T) | T I M E | R(T) |
| 190.00000 | 0.93242 | 200.00000 | 0.87638 |
| 200.00000 | 0.87638 | 250.00000 | 0.54217 |
| 210.00000 | 0.81304 | 300.00000 | 0.27024 |
| 220.00000 | 0.74569 | 350.00000 | 0.11338 |
| 230.00000 | 0.67685 | 400.00000 | 0.04098 |

*** ** PROBLEM 3 *** **

INPUT FAILURE TIME :

1400.00000 1600.00000 1800.00000 2000.00000
 2400.00000 3000.00000 4000.00000 5000.00000

NOSD - 5
 ALPHA , BETA & GAMMA WILL BE ESTIMATED

----- PRELIMINARY WORK -----

N = 8 K = 99 L = 8 INOF = 0
 $h(i) = 1/(N-i+1)$ $X(i) = \ln t - \gamma$ $H(i) = \sum h(i)$

| i | t | h(i) | ln t - γ | ln H(i) |
|---|------------|---------|-----------------|----------|
| 1 | 1400.00000 | 0.12500 | 0.27079 | -2.07944 |
| 2 | 1600.00000 | 0.14286 | 1.19725 | -1.31730 |
| 3 | 1800.00000 | 0.16667 | 1.66978 | -0.83350 |
| 4 | 2000.00000 | 0.20000 | 1.98938 | -0.45485 |
| 5 | 2400.00000 | 0.25000 | 2.42578 | -0.12271 |
| 6 | 3000.00000 | 0.33333 | 2.85134 | 0.19709 |
| 7 | 4000.00000 | 0.50000 | 3.30729 | 0.54108 |
| 8 | 5000.00000 | 1.00000 | 3.61929 | 0.99984 |

***** RESULT *****

ALPHA = 651.953 BETA = 0.900
 GAMMA = 1268.900 ETA = 1336.441

WARNING : THE FAILURE DATA MAY NOT SUIT WEIBULL DISTRIBUTION
 REGRESSION CURVE : $Y = -0.001 X^2 + 0.902 X - 2.336$

| RELIABILITY AT ORIGINAL DATA | | RELIABILITY AT OTHER POINTS | |
|------------------------------|---------|-----------------------------|---------|
| INPUT DATA | R(T) | T I M E | R(T) |
| 1400.00000 | 0.88369 | 1500.00000 | 0.81384 |
| 1600.00000 | 0.75221 | 2000.00000 | 0.55936 |
| 1800.00000 | 0.64681 | 2500.00000 | 0.39505 |
| 2000.00000 | 0.55936 | 3000.00000 | 0.28300 |
| 2400.00000 | 0.42293 | 3500.00000 | 0.20469 |
| 3000.00000 | 0.28300 | 4000.00000 | 0.14912 |
| 4000.00000 | 0.14912 | 4500.00000 | 0.10927 |
| 5000.00000 | 0.08045 | 5000.00000 | 0.08045 |

참고문헌

- [1] 박경수, 신뢰성공학 및 정비이론, 탐출판사, 서울, 1978
- [2] 이근희, 원전품질관리, 창지사, 서울, 1981
- [3] _____, 품질관리(이론과 실제), 상조사, 서울, 1990
- [4] 한국공업표준협회 역, 신뢰성에서 확률지의 사용, 한국공업표준협회, 서울, 1992
- [5] 황의철, 최신품질관리, 무역경영사, 서울, 1980
- [6] _____, 품질경영, 박영사, 서울, 1992
- [7] Bain, L. J. and Antle, C.E., Estimation of Parameters in the Weibull Distribution, *Technometrics*, Vol 9, 1967
- [8] Berrettoni, J.N. Practical Application of the Weibull Distribution, *Industrial Quality Control*, Vol 21, 1964
- [9] Ireson, W.G., *Reliability Handbook*, McGrawhill Book Company, 1966
- [10] Kao, J.H.K., Computer Methods for Estimating Weibull Parameters in Reliability Studies, *Transactions of IRE-Reliability and Quality Control*, Vol 13, 1958
- [11] Kao, J.H.K., A Graphical Estimation of Mixed Weibull Parameters in Life Testing Electron Tubes, *Technometrics*, Vol 1, 1959
- [12] Kimball, B. J., On the Choice of Plotting Positions on Probability Paper, *Journal of the American Statistical Association*, Vol 55, 1960
- [13] Nelson, L. S., Weibull Probability Paper, *Industrial Quality Control*, Vol 23, 1967