IE Interfaces
Vol. 12, No. 3, pp. 448-457, September 1999.

가속 모델에 기초한 열화 데이터의 신뢰성 해석

- 가정용 영상 재생기에 사용되는 광센서를 중심으로 -

권수호[1] · 허양현[1] · 임태진[2]

[1]LG전자 신뢰성 추진팀 / [2]숭실대학교 산업공학과

Reliability Analysis of Degradation Data Based on Accelerated Model

- With Photointerrupter Used in Home VCR(Video Cassette Recorder) -

Soo-Ho Kwon[1] · Yang-Hyun Huh[1] · Tae-Jin Lim[2]

Accelerated degradation is concerned with models and data analyses for degradation of product performance over time at overstress and design conditions. Although there have been numerous studies with accelerated degradation theory in reliability, very few actually apply to parametric statistical analyses. This paper shows how to analyze degradation data, and provides tests for how well the assumptions hold. Reel sensors, a sort of photointerrupters in home VCR, have been tested, and least-square analyses are used to illustrate our approach. Tests for linearity of the performance-time relationship, dependence of the lognormal distribution, and the standard deviation on time are performed. The mean life of tested sensors is assessed at about 414,000 hours, and the Arrhenius activation energy of this reaction is concluded to be 0.39 eV as results.

1. 서 론

가속열화시험은 시료가 고장으로 판정되기 이전에 열화의 과정에 있는 특성치 데이터로부터 수명을 예측하는 방법으로, 가속수명시험에 비해 시간과 비용을 절약하는 장점이 있다. 이 작업은 수명을 대변하는 특성치가 고장 수준에 도달하는 시간을 외삽법(extrapolation)으로 추정한다는 기본에서 출발한다. 이런 해석에 의해 서로 다른 인자의 선택이 수명에 미치는 영향을 조사하고, 고장에 기인하는 인자의 수준을 설계하는 등의 부수적 효과 또한 얻을 수 있다.

가속열화시험은 소수의 고장 데이터에 의한 가속수명시험보다 더 정확한 수명 추정을 제공한다. 또한, 특성치 열화에 의해 열화의 진행 과정에 대한 식견과 그 개선 방법에 대한 정보도 얻을 수 있다. 물론, 이런 모든 이점은 열화 추이에 대한 적절한 모델링과 특성치로 정의되는 적합한 고장 기준을 전제로 할 때 가능하다(Nelson, 1990).

고전적인 가속열화 모델로서 Arrhenius 모델이 있는데, 신뢰성 분야에서 많은 종류의 연구가 시도되었음에도 불구하고 실질적인 열화 모수 분석에 활용된 예는 소수에 불과하다. Arrhenius 열화는 전자 부품의 온도에 의한 가속열화를 설명하는 데 적합하며, 반도체의 경우 대수정규분포로 특성치를 선형화하는 데 성공적인 것으로 알려져 있다(Feinberg and Widom, 1996).

본 연구에서는 한 걸음 더 나아가, 온도 외에 입력 전류를 변화시키는 이중 스트레스에 의한 가속열화시험을 실시하였다. 즉, 온도에 의한 Arrhenius 모델을 응용한, 온도와 전류의 두 가지 스트레스에 대한 Black의 방정식을 적용하여 통계적 분석을 시도하였다. 시험 수와 시험 시간을 최적화할 수 있도록 제조사의 데이터를 적극 활용하였고, 신뢰성 있는 데이터 해석을 위해 각 단계별로 다양한 검정 방법이 동원되었다.

광센서는 전자 제품의 자동화와 더불어 필수적인 부품으로

자리잡은지 오래이며, 특히 그 역할을 고려할 때 신뢰성 문제는 부가적인 사안이 될 수 없다. 본 연구에서는 VCR에서 사용하는 릴 센서(reel sensor)를 고찰하였으며, 이는 광센서의 특성을 이해하고 수명을 바탕으로 하는 정확한 적용을 위해 의미가 있다. 적용 제품의 특수성을 감안한다 하여도, 이 알고리즘과 결과를 활용할 때 광센서를 탑재하는 모든 영역에서는 인징시험, 수입검사, 보증기간의 산정 등 여러 분야에서 응용이 가능할 것이다.

2. 릴 센서의 개요 및 고장의 정의

VCR의 주행계는 복잡한 메커니즘으로 이루어졌는데, 그 중 릴의 회전 상태를 감지하는 광센서를 릴 센서라고 한다. 릴은 <그림 1>에서와 같이 테이프를 감아서 전진, 또는 후진시키는 구동축 역할을 한다. 회전해야 할 릴이 회전하지 못하면, 테이프를 감지 못하여 테이프가 뒤얽히거나 끊어지게 된다. 때문에 마이콤(micom)에서는 지속적으로 릴의 회전 상태를 감지할 필요가 있다.

이 회전 과정을 검출하는 방법은, U자 형상의 소켓에 한쪽에서 IR-LED를 발광시키고 다른 편에서 Photo-TR로 이 빛을 검출하는 것이다. 즉, 릴에 의해 단속되는 IR-LED 발광은 Photo-TR에서 펄스 형태로 감지되는데, 이 펄스 속도로 회전 속도를 산출한다. 마이콤은 회전 속도에서 테이프 릴의 면적을 산출하여 테이프의 잔여 시간을 검출한다.

본 연구에서 온도와 전류 가속의 기준이 되는 사용자 조건은 실내에서의 계절변 VCR 내부 온도 평균인 40℃와 설계 입력 전류 18mA이다. 릴 센서 제조사인 S社의 사양에 의하면, 입력 전류 I_F의 최대값은 50mA이다. 고장 대용 특성치는 컬렉터(Collector) 전류 I_C로 정의되는데, 이는 VCE 5V, I_F 20mA일 때 측정하며, 하한값은 0.5mA이다. 고장의 정의는 S社의 신뢰성 규격에 따라 하한치의 80%인 0.4mA로 정한다(Suniconductor Reliability Handbook, 1993).

3. 가속열화시험 설계

광센서의 수명에 영향을 미치는 인자는 온도, 습도, 입력 전류, 입력 전압 등의 여러 가지가 알려져 있다. 센서의 수명이 수십만 시간임을 고려한다면 복합 스트레스에 의한 열화 유발이 효과적이며, 시험 결과의 물리적 의미를 염두할 때 이중 스트레스에 의한 Eyring 모델이 바람직하다. 즉, 반도체의 표준적인 열화 인자인 온도와 그 외의 한 가지 가속 인자를 선정하여 인가하는 것을 의미한다. 선정된 두 번째 가속 인자는 입력 전류

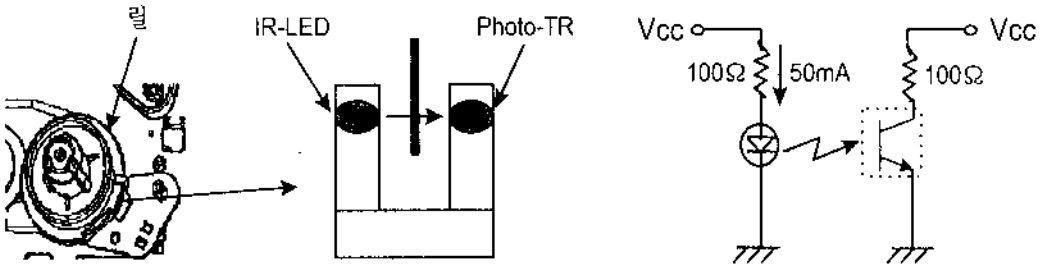

그림 1. 릴 센서 개략도.

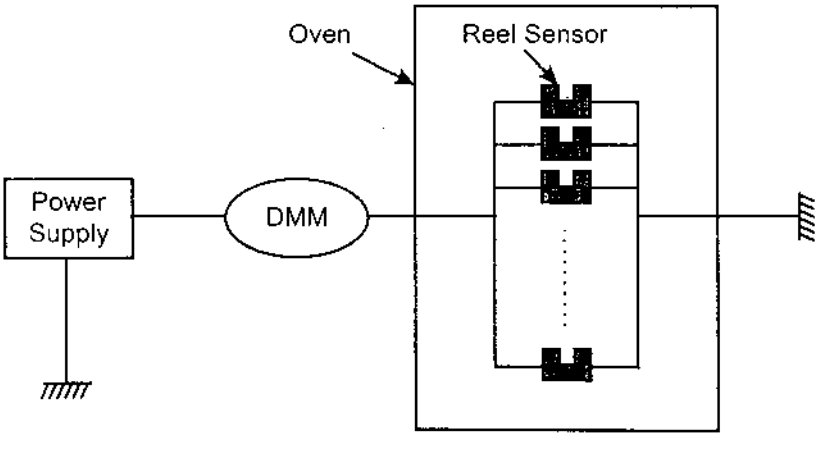

그림 2. 시험 장치.

I_F인데 그 이유는 전류에 의한 열화 효과가 탁월하며 4.2절에서 설명할 제조사의 데이터 활용이 용이하기 때문이다. 또한 전류에 대한 스트레스 해석은 특화된 Eyring 모델로 잘 정립되어 있기도 하다(Chan *et al.*, 1994).

<그림 2>와 같이 전원 공급 장치(power supply)를 이용하여 릴 센서에 전압을 인가하며, 온도 가속 장치(oven)에서 온도 스트레스를 인가한다. 전체 시료는 병렬로 결선되어 동일 전압을 유지하며, 입력 전류 I_F의 정밀한 조정을 위해 전압 전류 측정기(DMM; Digital Multi Meter)로 전류를 측정한다.

전류에 의한 가속은 입력 가능한 최대값인 50mA로 고정하고, 온도만을 변화시켜 가속 수준을 조정한다. 그 이유와 해석 방법은 4.2절에 자세히 설명하였다. 최소제곱 추정을 통한 회귀 분석에 의미를 부여하기 위해 온도 수준은 3개 수준으로 하였다. 반도체 정션 온도(junction temperature)를 고려한 최고 수준 온도 한계를 115℃로 산정하고, 외삽법을 염두에 둔 적절한 배분으로 100℃, 85℃를 그 이하 수준으로 선정하였다.

시료 수는 85℃, 100℃는 20개를 시험하였고, 115℃의 경우 높은 온도로 인해 다른 고장 모드에 의한 관측 중단이 발생할 것을 대비하여 다른 수준보다 많은 30개를 실시하였으며, 시험 결과 2개의 관측 중단이 발생하였다. 시험 시간 목표는 1,000시간을 기준으로 하되, 수준별로 융통성 있게 조절하여 충분한 열화 현상이 반영될 때까지 시험을 진행하였다. 결과적으로 볼 때, 가속 수준에 따라 초기치 대비 고장 기준까지의 9.5~13.7% 정도의 열화 이후에 시험을 종료하였다. 이상의 시험 계획을 정리하면 <표 1>과 같다.

표 1. 시험 계획

가속 수준	수준1	수준2	수준3
특성치	컬렉터 전류(I_C)		
고장 기준	I_C 하한치 ×80% = 0.4mA		
온도 / 전류	85℃ / 50mA	100℃ / 50mA	115℃ / 50mA
시료수	20개	20개	30개
시험 시간	약 1,000 시간		

4. 열화 데이터 해석

4.1 가속 열화 모델

전형적인 열화 데이터 모델링의 과정은 특성치가 시험 시간 경과에 따라 어떻게 변화하느냐 하는 것이며, 보편적인 방법은 특성치의 대수값 $\mu = log(I_C)$가 시간 t에 대해 선형 관계를 갖는다고 가정하는 것에서 출발한다(Meeker and Hamada, 1995). 즉, 동일 수준, 동일 시간에서의 특성치는 대수정규분포를 따른다.

$$\mu(t) = \alpha - \beta t \tag{1}$$

절편 α는 특성치 대수값의 초기치이며, 기울기 β은 진행 시간에 무관한 상수이며 가속 스트레스에는 의존하는 가속 열화율을 의미한다. 특성치 대수값이 μ^*에 도달할 때를 고장이라고 정의하면, 고장 시간은 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$t = (\alpha - \mu^*)/\beta \tag{2}$$

본 연구는 온도(T)와 전류(I)의 복합 스트레스에 의한 것이므로, 열화율 β은 2가지 가속 인자에 대한 Eyring 모델의 특화된 관계식인 Black의 공식에 의해(Chan *et al.*, 1994);

$$\beta = \beta \cdot \exp[-(\gamma/T) - \delta \ln I] \tag{3}$$

로 정의된다. 여기서 상수 β, γ, δ는 추정할 모수이다.

4.2 전류 스트레스 모수(δ) 추정

본 연구에서는 조속한 열화 추이를 유도하기 위하여 복합 스트레스를 인가하였으나, 대상 시료의 특성은 낮은 스트레스에서의 열화가 단시간 안에 관찰되도록 하지 않는다. 즉, 적절한 조합에 의한 스트레스 배분에 의해서는 목표 시험 시간이 길어지게 되므로, 시험 계획은 전류 스트레스를 인가 가능한 최대값으로 고정하고 온도 스트레스만을 변화시키는 방향으로 선회하였다.

이런 방법이 가능한 이유는 시험에 사용된 릴 센서의 제조사인 S社의 전류 스트레스에 의한 수명 데이터에서 근거한다. S社의 데이터에서 Black 공식에서의 모수 δ를 추정하고, 이를 온도가 변화될 때의 데이터에 적용한다는 것이다. 여기에는 다음과 같은 가정이 전제된다.

(1) S社에서의 시험이 동일한 고장 모드에 의한 것이다; 이 가정은 상당히 설득력 있는데, 그것은 S社의 수명을 정의하는

고장 기준도 특성치 I_c의 열화율에 기초하기 때문이다(Semiconductor Reliability Handbook, 1993).

(2) 온도와 전류의 두 가지 스트레스가 독립이다; 이 문제도 이미 정의한 Black의 공식에 의해 설명되며, 이 경우 스트레스 간 종속에 의한 교호 작용은 없다고 알려져 있다(Neson, 1990).

(3) 전류 스트레스 모수 δ를 상수로 정의하고 모델링에 활용한다; 전류 스트레스를 최대로 하여 시험 시간을 줄이면서 온도에 대한 모수를 추정하기 위한 불가피한 가정이다.

<그림 3>으로부터;

$$\delta = -n = -0.9807 \tag{8}$$

이 추정되며, 이를 활용하여 전류 스트레스가 최대로 고정된 상태에서의 온도 가속 열화 해석이 가능해진다.

4.3 초기값(a) 추정

특성치 초기값의 대수인 a는 전체 수준에서 초기값 대수 μ

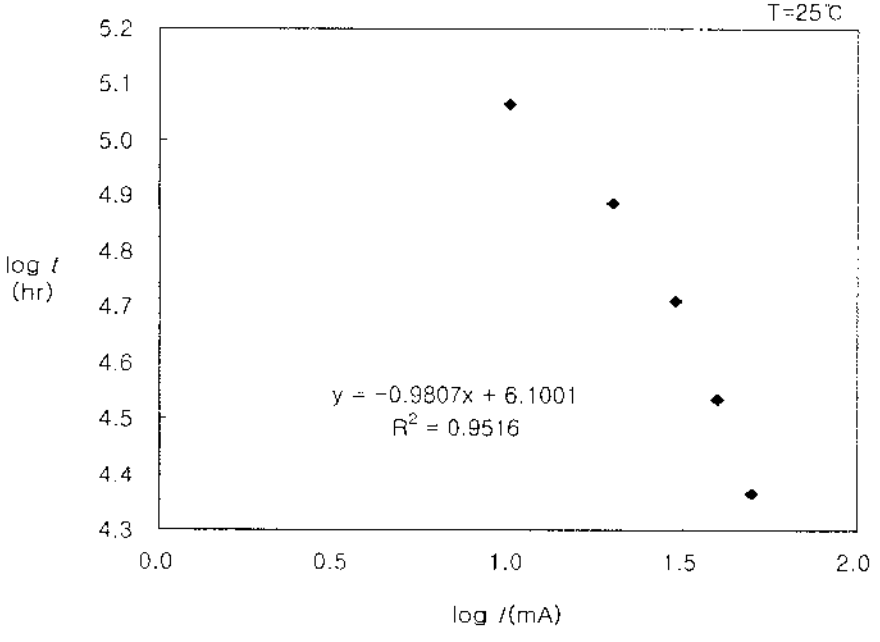

그림 3. 전류 스트레스에 의한 수명 데이터(S社).

Eyring 모델에 의한 Black의 명목 수명 τ는 다음과 같다.

$$\tau = AI^{-n}\exp[\Delta H/(kT)] \tag{4}$$

k는 Boltzmann 상수로서 8.6171×10-5eV/℃이며, A, n 및 ΔH는 추정할 모수이다. 이 관계식에서 S社의 온도가 25℃로 고정되었을 때의 데이터(<그림 3>)를 적용하기 위해, 온도 항을 상수화하면;

$$\tau = A' I^{-n} \tag{5}$$

한편, 열화 모델링 식 (3)에서의 전류 모수 δ는 수명 모델 식 (4)의 n에 대하여;

$$n = -\delta \tag{6}$$

의 관계를 가지며, 이는 식 (5)에 대수를 취하고 단순선형회귀를 적용하여 추정할 수 있다.

$$\log\tau = \log A' - n\log I + \varepsilon \tag{7}$$

(0)의 평균을 취한다.

$$a = \frac{\sum_i\sum_j \mu_{ij}(0)}{\sum_i\sum_j} = 0.2364 \tag{9}$$

i은 각 수준을, j는 동일 수준, 특정 시간에서의 관측값 순서를 나타낸다.

4.4 열화율(β') 추정 및 검정

4.4.1 가속 수준별 열화율 추정

수준별 열화률 β_i은 식 (1)에 의해 시간에 대한 특성치 대수값의 최소제곱 추정으로 구할 수 있다. 식 (1)에서;

$$\mu(t) = \alpha_i - \beta_i' t + \varepsilon \tag{10}$$

<그림 4>에 단순선형회귀 그래프가 있으며, 수준별 열화율

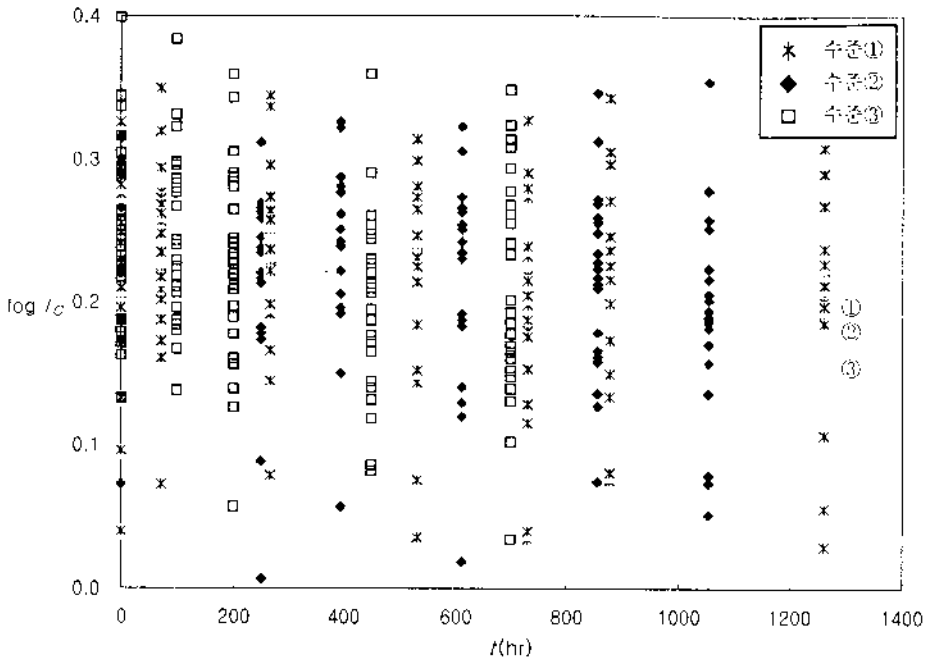

그림 4. 수준별 열화 추이 방정식.

을 정리해 보면;

$$\begin{cases} \beta_1' = 2.61\times10^{-5} \\ \beta_2' = 4.01\times10^{-5} \\ \beta_3' = 6.93\times10^{-5} \end{cases} \quad (11)$$

4.4.2 선형관계(linearity) 검정

각 수준별 방정식이 시간에 대한 선형성을 확보하고 있지 못하다면, 식 (10)의 모델링은 의미가 없게 된다. 다시 말해, 각 가속 수준에서 특성치 대수값이 회귀 직선에서 통계적으로 유의한 간격에 분포하고 있는지에 대한 검정이 필요하다.

각 가속 수준별로, 총 n개의 관측값이 J번의 수준별 관측 횟수에 의해 수집되었다면, 선형성에 대한 F 통계량은 다음과 같다(Draper and Smith, 1981).

$$F = [(n-2)s'^2 - (n-J)s^2]/[(J-2)s^2] \quad (12)$$

s는 j번째 관측값들의 표준편차인 s_j에 대한 합동표준편차 추정값(pooled estimate of the standard deviation)으로 반복에 의한 순오차(standard deviation based on pure error)를 의미하며 다음과 같이 계산된다.

$$s = [\{(n_1-1)s_1^2 + \cdots + (n_J-1)s_J^2\}/(n-J)]^{1/2} \quad (13)$$

s'은 회귀에 대한 표준오차(estimate based on lack of fit)를 의미하며 다음과 같다.

$$s' = [(S_{yy} - S_{xy}^2/S_{xx})/(n-2)]^{1/2} \quad (14)$$

선형 관계에 대한 F 검정에 의해, $F > F(1-\alpha, J-2, n-J)$ 라면 100 α% 유의수준에서 선형이라고 볼 수 없다. 여기서, $F(1-\alpha; J-2, n-J)$는 분자에 $J-2$ 자유도, 분모에 $n-J$ 자유도를 가진 F 분포의 $1-\alpha$일 때 값이다. 각 수준에 대해 유의수준 5%로 검정하면;

$$\begin{cases} F_1 = [(140-2)\times0.07033^2 - (140-7)\times0.07111^2] \\ \quad /[(7-2)\times0.07111^2] = 0.3988 \\ \quad < F(.95;\ 7-2,\ 140-7) = 2.2823 \\ F_2 = [(120-2)\times0.06922^2 - (120-6)\times0.06944^2] \\ \quad /[(6-2)\times0.06944^2] = 0.8101 \\ \quad < F(.95;\ 6-2,\ 120-6) = 2.4513 \\ F_3 = [(140-2)\times0.06643^2 - (140-5)\times0.06663^2] \\ \quad /[(5-2)\times0.06663^2] = 0.7218 \\ \quad < F(.95;\ 5\ \ 2,\ 140-5) = 2.6717 \end{cases} \quad (15)$$

이므로, 모든 수준에서 추정 회귀 관계가 선형성을 만족한다고 볼 수 있다.

4.4.3 분포 적합도 검정

본 연구의 분석은 동일 시간에서의 특성치가 대수정규분포를 따른다는 전제하에 이루어진 것으로, 이에 대한 검정은 정규확률지에 데이터를 타점해 봄으로써 간단히 검정할 수도 있다. 그보다 더욱 민감한 검정으로는 잔차(residual)를 확률지에 타점하는 방법이 있는데(Neter *et al.*, 1990), 여기서의 잔차는 평균에 대한 잔차(residual about the mean)와 회귀선에 대한 잔차(residual about the fitted line)의 두 가지로 분류해 볼 수 있다.

(a) 평균에 대한 잔차(r)

j 관측 시간에서의 i번째 데이터의 평균값에 대한 잔차(raw residual)는 다음과 같다.

$$y_{ij} - \overline{y_j} \tag{16}$$

여기에 표준화 인수(standardizing factor)를 곱해 평균에 대한 수정된 잔차(adjusted residual about the mean)를 구한다.

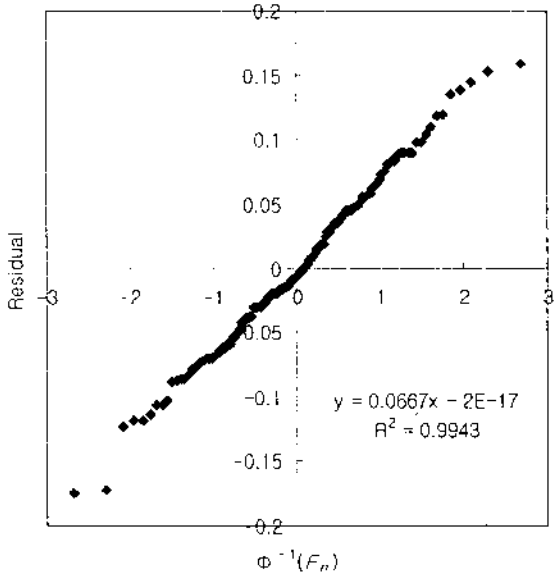

그림 5. 수준 1 잔차(r) 분석.

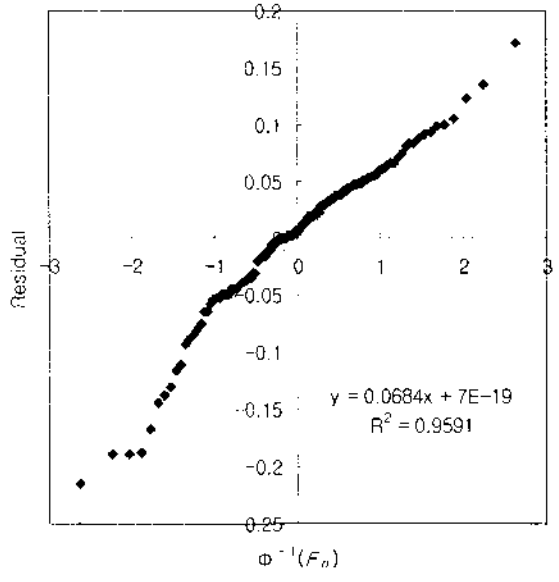

그림 6. 수준 2 잔차(r) 분석.

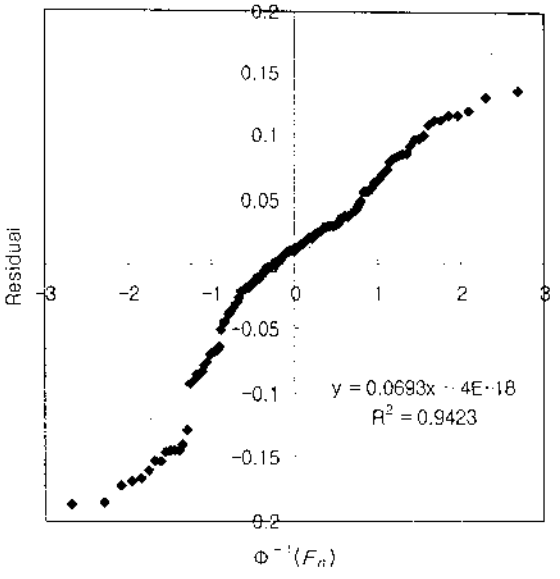

그림 7. 수준 3 잔차(r) 분석.

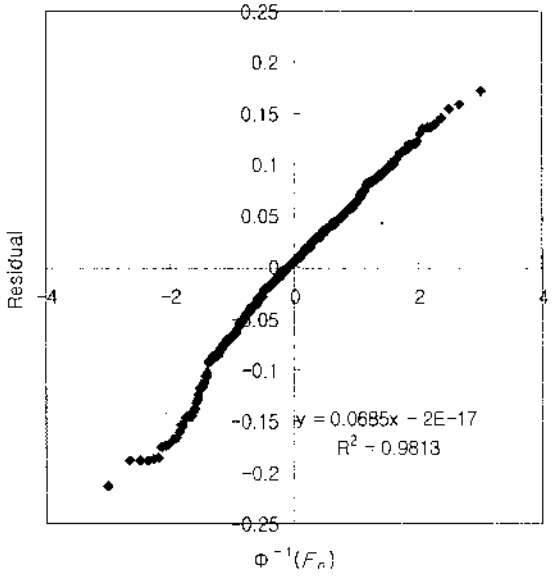

그림 8. 전체 잔차(r) 분석.

$$r_{ij} = (y_{ij} - \overline{y_j})[n_j/(n_j - 1)]^{1/2} \tag{17}$$

각 수준 별로 정규확률지에 타점된 잔차가 <그림 5>, <그림 6>, <그림 7>에 있다. 또한 가속 수준 전체에 대한 잔차의 타점 결과도 <그림 8>에 있다.

정규성에 대한 검정은 잔차의 회귀 정도에 의해 판단되는데, 각 수준과 수준 전체에 대한 그래프 모두 R^2가 양호한 것으로 나타났다. 따라서, 특정 시간에서의 특성치는 대수정규분포를

만족한다고 할 수 있다.

정규확률지에서 얻을 수 있는 다른 정보는 앞에서 구한 합동표준편차 s이다. 이는 그래프에서 기울기로서 근사되며, 실제 추정값과는 약간의 오차가 있다.

(b) 회귀선에 대한 잔차(r')

j 관측 시간에서의 i번째 데이터의 회귀 추정값에 대한 잔차(raw residual)는 다음과 같다.

$$y_{ij} - \widehat{y_j} \tag{18}$$

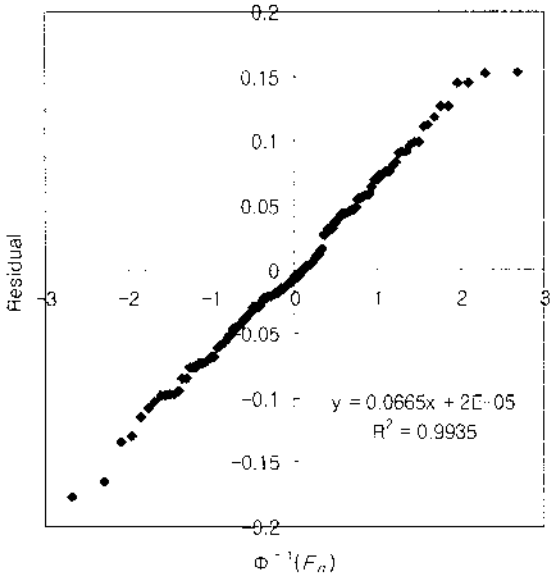

그림 9. 수준 1 잔차(r') 분석.

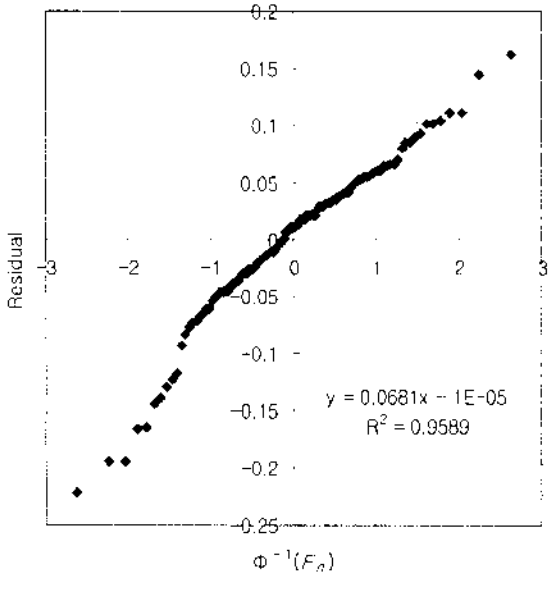

그림 10. 수준 2 잔차(r') 분석.

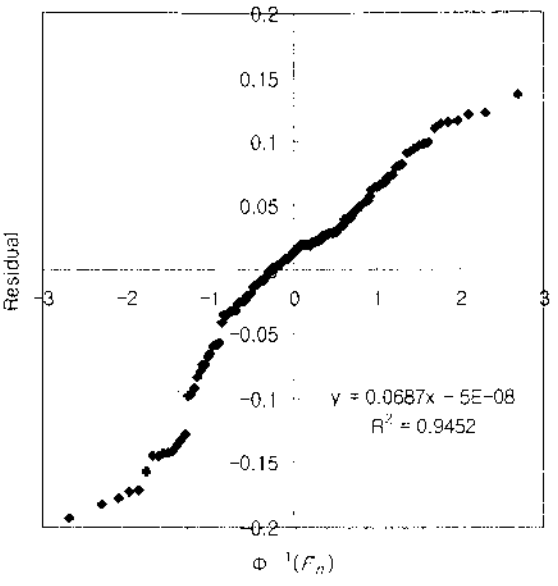

그림 11. 수준 3 잔차(r') 분석.

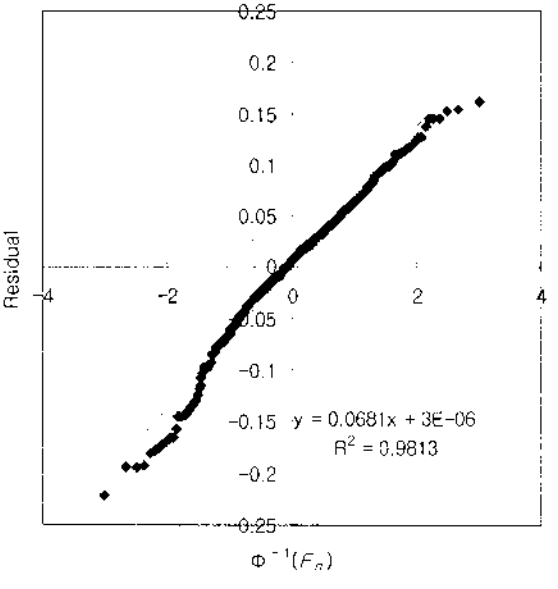

그림 12. 전체 잔차(r') 분석.

여기에 표준화 인수(standardizing factor)를 곱해 회귀선에 대한 수정된 잔차(adjusted residual about the fitted line)를 구한다.

$$r_{ij}' = (y_{ij} - \widehat{y_j})/[1 - (1/n) - \{(x_j - \overline{x})^2/S_{xx}\}]^{1/2} \tag{19}$$

각 수준별로 정규확률지에 타점된 잔차가 <그림 9>, <그림 10>, <그림 11>에 있으며, 전체 수준에 대한 잔차의 타점 결과도 <그림 12>에 있다.

정규성 정도는 각 수준과 수준 전체에 대한 그래프 모두 R^2가 양호한 것으로 나타났다. 따라서, 평균값에 대한 잔차 분석의 경우에서와 같이 특정 시간에서의 특성치는 대수정규분포를 만족한다고 할 수 있다.

정규확률지에서 얻을 수 있는 다른 정보는 앞에서 구한 회귀에 대한 표준오차 s이다. 이는 그래프에서 기울기로서 근사되며, 실제 추정값과는 약간의 오차가 있다.

4.5 합동표준편차(σ) 추정 및 검정

4.5.1 전체 수준 합동표준편차 추정

열화 모델링을 위해서는 특성치가 대수정규분포를 따른다고 전제하는 것 외에, 그 산포가 가속 수준과 진행 시간에 독립적이어야 한다는 가정이 필요하다. 즉, 특성치 대수값에 대한 표준편차가 수준, 시간에 무관한 상수라는 것이다. 모든 수준을 만족하는 합동표준편차를 정의하는 것은 열화 모델링에 의한 수명분포 추정에 필수적이다.

합동표준편차 σ는 식 (13)에서의 수준별 표준편차 s를 전체 수준으로 확대시키는 방법에 의해 정의할 수 있다. 즉, 수준 i에서의 j번째 관측값들에 대하여;

$$\sigma=\left|\frac{\sum_{i=1}^{3}\{(n_{i1}-1)s_{i1}^2+\cdots+(n_{ji}-1)s_{ji}^2\}}{\sum_{i=1}^{3}(n_i-j_i)}\right|^{1/2}=0.06905 \tag{20}$$

이는 모든 수준에서의 특성치의 표준편차를 0.06905로 정의한다는 의미이다.

4.5.2 합동표준편차의 동질성(equality) 검정

추정된 합동표준편차가 모든 경우에 동일하여 대표성을 확보하는지에 대한 검정은 Bartlett 통계량에 의해 풀이될 수 있다 (Nelson, 1990).

먼저 수준별 편차의 동질성에 대하여 알아보면, 식 (13)의 s에 의해 정의되는 Bartlett 통계량은 다음과 같다.

$$Q=C[(n-j)\cdot\log(s)-\{(n_1-1)\cdot\log(s_1)+\cdots+(n_j-1)\cdot\log(s_j)\}] \tag{21}$$

여기서;

$$C=4.605/\left[1+\frac{1}{3(j-1)}\left\{\frac{1}{n_1-1}+\cdots+\frac{1}{n_j-1}-\frac{1}{n-j}\right\}\right] \tag{22}$$

이며, $Q>\chi^2(1-\alpha;j-1)$이면 $100\alpha\%$ 유의수준에서 s_i의 값들이 동일하다고 볼 수 없다. $\chi^2(1-\alpha;j-1)$는 $j-1$의 자유도에서 $100(1-\alpha)^{th}$ χ^2 백분위수이다. 각 수준에 대해 유의수준 5%로 검정하면;

$$\begin{cases} Q_1=1.5109 < \chi^2(.95;\ 7-1)=12.5916 \\ Q_2=2.3041 < \chi^2(.95;\ 6-1)=11.0705 \\ Q_3=1.9667 < \chi^2(.95;\ 5-1)=9.4877 \end{cases} \tag{23}$$

으로, 각 수준 내에서 편차가 동일하다고 볼 수 있다.

앞에서 언급한 바와 같이, 수준별 편차의 불변성 외에도 식 (20)에서 추정된 수준 전체의 합동표준편차 σ의 동일성을 검정할 필요가 있다. σ에 대하여, 식 (21), (22)에서;

$$Q=C[\{\sum_{i=1}^{3}(n_i-j_i)\}\cdot\log(\sigma)-\sum_{i=1}^{3}\{(n_{1i}-1)\cdot\log(s_{1i})+\cdots+(n_{ji}-1)\cdot\log(s_{ji})\}]$$

$$C=4.605/\left[1+\frac{1}{3(\sum_{i=1}^{3}j_i-1)}\left\{\sum_{i=1}^{3}\left\{\frac{1}{n_{1i}-1}+\cdots+\frac{1}{n_{ji}-1}\right\}-\frac{1}{\sum_{i=1}^{3}(n_i-j_i)}\right\}\right] \tag{24}$$

이며, 유의수준 5%로 검정하면;

$$Q=6.3583 < \chi^2(.95;\ 7+6+5-1)=27.5871 \tag{25}$$

으로, 전체 수준에서 편차가 동일하다고 볼 수 있다.

4.6 모수 β, γ 추정

식 (3)의 양변에 대수를 취하면, 4.4절에서 구한 열화율 β과 절대온도 T의 역수와의 단순선형회귀분석이 가능해진다.

$$\ln\beta'=\ln\beta-\delta\ln I-\gamma\cdot\frac{1}{T}+\varepsilon \tag{26}$$

<표 2>의 회귀 변수에 의해 식 (26)의 기울기, 절편을 추정하고, 4.2절의 전류 스트레스 모수를 활용하면;

$$\begin{matrix} 2.0144 \\ -4509.81 \end{matrix}\ \begin{matrix} = \\ = \end{matrix}\ \begin{matrix} \ln\beta-(-0.9807)\ln 50 \\ -\gamma \end{matrix} \tag{27}$$

정리하여;

$$\beta=0.1617\ ,\quad \gamma=4509.81 \tag{28}$$

한편, 온도에 의한 가속 효과의 척도는 Arrhenius 활성화에너지로 표현되는데, 기울기와 Boltzmann 상수에 의해 다음과 같

표 2. 열화율과 온도에 의한 회귀 변수

	수준 1	수준 2	수준 3
$1/T$	1/(85+273.16)	1/(100+273.16)	1/(115+273.16)
$\ln\beta'$	$\ln(2.61\times10^{-1})$	$\ln(4.01\times10^{-1})$	$\ln(6.93\times10^{-1})$

이 구할 수 있다.

$$\Delta H = k\gamma = 0.3886\ eV \tag{29}$$

이상의 식 (8), (9), (28)에서 추정한 모수들로 식 (1), (3)의 열화 모델을 정리해 보면 다음과 같다.

$$\mu(t;\ T,\ I) = 0.2364 - 0.1617 \cdot t \cdot \exp[-(4509.81/T) + 0.9807 \ln I] \tag{30}$$

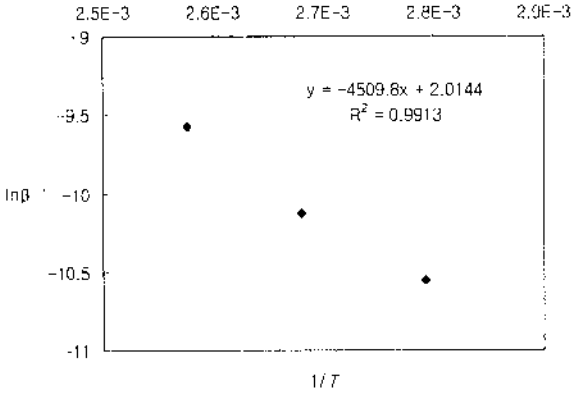

그림 13. 열화율과 온도에 의한 회귀 그래프.

4.7 수명분포 추정

열화 모델에서 시험 시료는 그 특성치가 $\mu^*=\log I_C^*$에 도달하면 고장인 것으로 정의한다. 특성치의 대수값이 정규분포를 따르므로, 온도 T_i, 전류 I_i, 시간 t에서 μ^* 이하의 고장 누적분포함수는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$F(t;\ T_i,\ I_i) = \Phi[\{\mu^* - \alpha + t \cdot \beta \cdot \exp(-\gamma/T_i - \delta \ln I_i)\}/\sigma] \tag{31}$$

여기서 $\Phi[\ ]$는 표준정규누적분포 함수를 나타낸다. 따라서, 수명분포에서의 고장 시간은 다음의 평균과 표준편차를 갖는 정규분포를 따르게 된다.

$$\mu_t = [(\alpha - \mu^*)/\beta]\exp(\gamma/T + \delta \ln I),$$
$$\sigma_t = (\sigma/\beta)\exp(\gamma/T + \delta \ln I) \tag{32}$$

앞에서 정의한 고장 기준은 특성치 하한값의 80%이므로;

$$\mu^* = \log I_C^* = \log(0.5 \times 80\%) = -0.3979 \tag{33}$$

이상에서, 식 (8), (9), (20), (28), (33)의 추정 모수와 사용자 조건의 VCR 내부 온도 T=40℃, 설계 파라미터 I=18mA를 식 (32)에 대입하면 평균수명과 표준편차를 얻을 수 있다.

$$\mu_t = 413,887\text{시간}, \quad \sigma_t = 45,056\text{시간} \tag{34}$$

평균수명의 95% 신뢰구간 추정값은 다음과 같다.

$$325,579\text{시간} \le \mu_t \le 502,195\text{시간} \tag{35}$$

가속계수는 각 가속 수준에서의 평균수명으로부터 다음과 같이 산출한다.

$$AF = \frac{\mu_i}{\mu_{i'}} = \exp\left[\gamma\left(\frac{1}{T} - \frac{1}{T'}\right) + \delta \ln \frac{I}{I'}\right] \tag{36}$$

식 (36)을 이용하여, 사용자 조건, 수준 1, 2, 3과의 가속계수를 <표 3>에 산출하였다.

표 3. 가속 계수

	수준 1	수준 2	수준 3
사용자 조건	16.63	27.59	44.01
수준 1		1.66	2.56
수준 2			1.60

5. 결 론

온도와 전류에 의한 복합 스트레스 열화시험에서 VCR에 장착되는 릴 센서는 유의한 열화 패턴을 보였다. 열화 모델은 Eyring에 의한 Black의 방정식을 만족하였으며, 조속한 열화를 유발하기 위하여 제조사의 전류 스트레스에 대한 모수를 활용하였다. F 검정에 의해 수준별 열화 방정식에 대한 선형성이 확인되었고, 잔차 분석을 통해 특성치가 대수정규분포에 적합함이 검정되었다. 수준 전체에 대한 합동표준편차가 추정되고, 이 값의 수준과 시간에 무관한 동질성이 Bartlett 검정에 의해 확보되었다.

온도에 의한 Arrhenius 활성화에너지는 약 0.39eV로 추정되며, 정의된 고장 기준에 의한 수명분포는 평균 413,887시간, 표준편차 45,056시간인 정규분포로 결론지을 수 있다. 사용자 조건에 대한 가속 수준의 가속계수는, 수준 1, 2, 3의 순으로 약 17배, 28배, 44배로 예상된다.

참고문헌

Chan, C. K., Boulanger, M. and Tortorella, M. (1994), Analysis of parameter-degradation data using life-data analysis programs, *Proceedings Annual Reliability and Maintainability Symposium*, 288-291.

Draper, N. R. and Smith, H. (1981), *Applied Regression Analysis*, 2nd Edn, John Wiley & Sons, Inc., New York.

Feinberg, A. A. and Widom, A. (1996), Connecting parametric aging to catastrophic failure through thermodynamics, *IEEE Transaction on Reliability*, 45(1), 28-33.

Meeker, W. Q. and Hamada, M. (1995), Statistical tools for the rapid development & evaluation of high-reliability products, *IEEE Transaction on Reliability*, 44(2), 187-198.

Nelson, W. (1990), *Accelerated Testing: statistical models, test plans, and data analyses*, John Wiley & Sons, Inc., New York

Neter, J., Wasserman, W. and Kutner, M. H. (1990), *Applied Linear Statistical Models*, 3rd Edn, Homewood, Illinois.

Sharp Electronics Components (1993), *Semiconductor Reliability Handbook*, Opto-Electronic Device Edition, Sharp Corporation, Osaka.

권수호
1979년 전북대학교 전기공학과 학사
1998년 숭실대학교 산업공학과 석사
현재: 숭실대학교 산업공학과 박사과정, LG 전자 신뢰성추진팀장
관심 분야: 신뢰성 Management, Test, 분석, 품질경영

허양현
1996년 연세대학교 물리학과 학사
현재: LG전자 신뢰성추진팀 연구원
관심 분야: 신뢰성 시험, 분석, 고장물리

임태진
1985년 서울대학교 산업공학과 학사
1987년 미국 Cornell 대학교 산업공학과 석사
1991년 미국 Cornell 대학교 산업공학과 박사
현재: 숭실대학교 산업공학과 부교수
관심 분야: 신뢰성 분석, 품질경영, 의사결정