

## 파괴적 가속열화시험 데이터의 분산가정에 따른 수명비교

김종규<sup>1)</sup> · 백승준<sup>2)</sup> · 손영갑<sup>\*,1)</sup> · 박상현<sup>3)</sup> · 이문호<sup>3)</sup> · 강인식<sup>3)</sup>

<sup>1)</sup> 국립 안동대학교 기계자동차공학과

<sup>2)</sup> 국립 안동대학교 신뢰성교육연구센터

<sup>3)</sup> 국방과학연구소 제4기술연구본부

### Comparison of Storage Lifetimes by Variance Assumption using Accelerated Degradation Test Data

Jonggyu Kim<sup>1)</sup> · Seungjun Back<sup>2)</sup> · Youngkap Son<sup>\*,1)</sup> · Sanghyun Park<sup>3)</sup> · Moonho Lee<sup>3)</sup> · Insik Kang<sup>3)</sup>

<sup>1)</sup> Department of Mechanical and Automotive Engineering, Andong National University, Korea

<sup>2)</sup> Center for reliability education and research, Andong National University, Korea

<sup>3)</sup> The 4th Research and Development Institute, Agency for Defense Development, Korea

(Received 14 September 2017 / Revised 17 January 2018 / Accepted 9 March 2018)

#### ABSTRACT

Estimating reliability of a non-repairable system using the degradation data, variance assumption such as homogeneity (constant) or heteroscedasticity (time-variant) could affect accuracy of reliability estimation. This paper showed reliability estimation and comparison results under normal conditions using accelerated degradation data obtained from destructive measurements, according to variance assumption of the data at each measurement time. Degradation data from three accelerated conditions with stress factors of temperature and humidity were used to estimate reliability. The  $B_{10}$  lifetime was estimated as 1243.8 years by constant variance assumption, and 18.9 years by time-variant variance. And variance assumption provided different analysis results of important stresses to reliability. Thus, accurate assumption of variance at each measurement time is required when estimating reliability using degradation data of a non-repairable system.

Key Words : Accelerated Degradation Test(가속열화시험), Degradation Data(열화데이터), Storage Life(저장수명), Constant/Time-variant Variance(등분산/이분산)

#### 기 호 설 명

$D(t)$  : 시간에 따른 특성치 값

$\mu$  : 평균

$\sigma$  : 표준편차

$L$  : 우도함수

$n$  : 반응차수

\* Corresponding author, E-mail: ykson@anu.ac.kr

Copyright © The Korea Institute of Military Science and Technology

$E_a$  : 활성화에너지

$k_B$  : 볼츠만 상수( $8.6173 \times 10^{-5}$  eV/K)

## 1. 서론

가속열화시험은 제품이나 부품의 고장발생 시점까지 시험하지 않고도 해당 제품이나 부품이 고장에 이르게 하는 기능/성능적 특성치 또는 대응 특성치를 관측주기 별로 측정하여 이러한 특성치의 시간에 따른 변화 추이를 통계적으로 분석하여 고장에 이르는 시점을 추정하는 방법이다<sup>[1]</sup>. 수명 추정을 위한 열화데이터를 분석하기 위해서는 시험 대상 부품의 특성에 따라 열화모델을 선정하여야 한다. 열화모델은 크게 열화경로모델(degradation path model)과 열화분포모델(degradation distribution model)로 분류된다<sup>[2]</sup>.

열화경로모델은 부품이 비파괴적인 평가가 가능한 경우 사용되며, 열화의 형태를 설명하기 위하여 열화경로를 이용하고, 일반적인 모델은 식 (1)과 같이 표현된다<sup>[3]</sup>.

$$D(t) = \eta(t; \theta) + \varepsilon_t \quad (1)$$

여기서  $\eta(t; \theta)$ 는 비파괴적인 측정을 통해 확보한 열화량 데이터를 설명하는, 시간 t에 대한 열화곡선(Degradation Curve)을 나타낸다.  $\theta$ 는 열화곡선의 모수(parameter)이며,  $\varepsilon_t$ 는 모델식 자체의 오차 또는 측정 오차 값을 나타낸다.

열화분포모델은 파괴적인 평가를 수행하는 에어백, 탄약 등 원샷 시스템의 노화연구에서 주로 사용되며, 시스템 특성치의 열화량을 측정하여 데이터를 해석하는 방법이다. 파괴적인 측정인 경우에는 각 열화데이터들이 독립적이라고 가정할 수 있다. 따라서 각 측정 시점별로 얻어진 데이터를 확률표본으로 간주하여 열화데이터에 대한 분포함수를 추정하고, 추정된 분포함수의 시간적 변화를 이용하여 열화특성을 결정하고 신뢰도를 해석하는 방법이다. 열화분포모델의 일반적인 분포함수는 식 (2)와 같이 표현된다<sup>[4]</sup>.

$$D(t) \sim f(\beta, p(t)) \quad (2)$$

여기서  $\beta$ 는 시간에 따라 일정한 값을 가지는 상수형 모수이며,  $p(t)$ 는 시간에 따라 변화하는 분포에 대한

모수로서 분포의 특성을 결정하는 값을 나타낸다.

파괴적 측정을 통해 확보한 열화데이터를 열화경로 모델을 이용하여 신뢰도를 추정하는 경우, 측정 대상 시료가 측정 시점에 따라 동일하지 않으므로 추정된 열화경로모델 및 신뢰도 추정값에 많은 오차가 포함될 수 있다<sup>[5]</sup>. 따라서 복원추출을 수행할 수 없는 시료에 대한 열화 데이터를 이용하여 신뢰도를 추정할 때는 반드시 열화분포모델을 적용하여야 한다.

파괴적인 측정을 통해 확보한 열화 데이터가 정규 및 대수정규분포를 따르는 경우, 기존연구<sup>[1]</sup>에서와 범용적인 신뢰성 평가 소프트웨어들을 이용하여 Fig. 1에 나타난 것처럼 모든 시점에서의 열화데이터(D(t))의 분산이 동일한 등분산 가정을 통해 신뢰도를 추정한다. 등분산인 경우, 시간에 따른 미소한 평균값 변화가 열화 데이터의 변량으로 고려될 수 있으므로 모든 시점에서 측정한 열화 데이터로부터 평가한 분산 값이 초기 시점만 고려한 분산 값보다 큰 값을 가질 수 있다. 따라서 등분산 가정은 평균값 변화에 대한 고려가 누락될 수 있으므로 신뢰도 추정에 오차를 발생시킬 수 있다. 그러나 열화데이터는 시점 증가에 따라 분산이 일정하거나 변화할 수 있다. 시간에 따른 등분산 또는 이분산 가정에 따라 신뢰도 추정시 오차가 발생할 수 있으므로 정확한 신뢰도 추정을 위해서는 시간에 따른 분산 특성을 반드시 고려해야 한다. Fig. 1은 망소특성(smaller-is-best)을 가지는 D(t)에 대한 규격이 D<sub>j</sub>일 때, 등분산 및 이분산 가정에 따른 신뢰도 평가에 차이가 발생할 수 있다는 것을 나타낸다. 따라서 신뢰도 추정시 정확성을 높이기 위하여 시간에 따라 변화하는 분산에 대한 열화모델을 고려하여 신뢰도를 추정하는 연구가 진행되고 있다<sup>[5]</sup>.

분산에 대한 고려가 중요함을 확인하기 위하여 본 연구에서는 Fig. 2에 나타난 파괴적인 측정을 통해 확보한 열화데이터<sup>[7]</sup>를 이용하여, 측정시점에 따른 열화데이터의 등분산 및 이분산 가정에 따른 수명을 평가하고 비교한다. Fig. 2는 3수준의 스트레스 가속조건 (Case 1 : 65°C/70%RH, Case 2 : 80°C/70%RH, Case 3 : 80°C/85%RH)에서 수행한 파괴적인 가속열화시험을 통해 확보한 열화데이터를 나타낸다. 가속조건에서 측정한 열화데이터에 대하여 시간에 따라 분산이 변화하지 않는 등분산 가정 및 시간에 따라 분산이 변화하는 이분산 가정에 따른 정상조건(20°C/60%RH)에서의 수명을 추정하여 비교한다. 또한 분산 가정에 따른 스트레스의 수명에 대한 영향을 평가함으로써 열화데

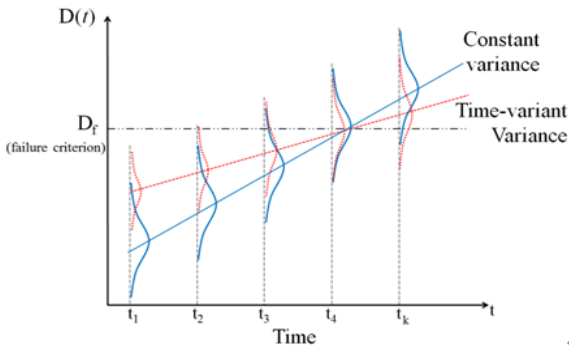


Fig. 1. Degradation distribution model for constant/ time-variant variances

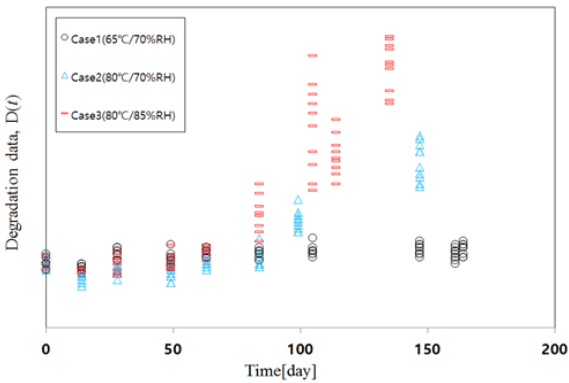


Fig. 2. Degradation data for three different conditions

이터를 이용한 신뢰도 추정 시 분산에 대한 가정의 중요성을 제시하고자 한다.

## 2. 열화 데이터 모델링

### 2.1 평균 및 분산분석

가속조건 별로 각 시점에서의 열화데이터에 대한 분포를 식별하였다. Table 1은 Case 2에서의 열화 데이터에 대한 분포를 식별한 결과를 p-value값을 이용하여 나타내며 95 % 신뢰수준에서 각 시점에서의 열화 데이터는 대수정규분포를 가장 잘 따른다고 평가할 수 있다. 또한 다른 2가지 가속조건에서도 각 시점에서 열화데이터가 대수정규분포를 따랐다. 따라서 열화데이터에 대한 모델링은 시간에 따른 대수정규분포의 분포 모수를 나타내는 평균값과 표준편차값에 대한 함수로 고려하였다.

Table 1. p-value for different distributions over time at Case 2

Time	Normal	Exponential	Weibull	Lognormal
0	0.012	<0.003	<0.010	0.012
14	0.065	<0.003	0.115	0.059
28	0.203	<0.003	0.148	0.119
49	0.75	<0.003	>0.250	0.799
63	0.032	<0.003	0.01	0.037
84	0.015	<0.003	<0.010	0.018
99	0.56	<0.003	0.176	0.635
147	0.401	<0.003	>0.250	0.398

각각의 가속조건에서 열화데이터의 평균값이 시간에 따라 차이가 있는지 확인하기 위하여 시간에 대한 일원분산분석을 실시하였다. 일원분산분석 수행 결과, 각 가속조건에 대한 p-value값이 모두 0이므로 시간에 따라 평균값에 차이가 있다고 평가하였으며 시간이 증가함에 따라 평균값이 증가하는 경향을 나타내었다.

각 가속조건에서 열화데이터의 표준편차가 시간에 따라 변화하는지 또는 일정한지 확인하기 위하여, 다중비교(multiple comparison) 및 Levene 검정을 이용하여 임의의 2개의 시점에 대한 열화데이터의 분산에 대한 등분산 검정을 수행하였다. Table 2에 Case 1, 2, 3에서의 일부 2개의 시점에 대한 등분산 검정 결과를 p-value값을 이용하여 나타내었다. 신뢰수준 95 %에서, Table 2로부터 Case 1의 일부 2개의 시점(14일과 147일)에서 이분산을, Case 3은 대부분의 임의의 2시점에서 분산이 동일하지 않은 이분산을 나타내었다. 또한 Case 2에서도 대부분 임의의 2시점에서 분산이 동일하지 않은 이분산을 나타내었다. Case 1에서는 대부분의 임의의 2시점에서 등분산을 나타내었지만 시간이 증가함에 따라 Case 2와 3 모두 이분산을 나타내기 때문에 가속성을 고려하여 Case 1도 시간이 증가함에 따라 이분산을 나타낸다고 판단하였다. 본 연구에서는 Fig. 2에 나타난 가속조건에서 열화데이터가 시간에 따라 분산이 변화하는 이분산 특성을 나타내지만 등분산 및 이분산 가정에 따른 정상조건에서의 저장수명을 비교한다.

Table 2. Homogeneity test results of three condition for Cases 1, 2 and 3

Case 1		
Time point [day]	Multiple comparison	Levene test
(14, 28)	0.119	0.055
(14, 63)	0.402	0.574
(14, 147)	0.063	0.040
(28, 63)	0.344	0.257
(63, 147)	0.201	0.184
(63, 161)	0.145	0.183
(84, 161)	0.327	0.361
Case 2		
Time point [day]	Multiple comparison	Levene test
(14, 28)	0.981	0.812
(14, 84)	0.209	0.257
(14, 99)	0.094	0.051
(28, 99)	0.51	0.853
(49, 147)	0.006	0.002
(84, 147)	0.013	0.006
(99, 147)	0.021	0.006
Case 3		
Time point [day]	Multiple comparison	Levene test
(0, 84)	0.002	0.005
(0, 135)	0.0	0.002
(14, 63)	0.023	0.029
(49, 114)	0.008	0.011
(63, 84)	0.006	0.015
(63, 105)	0.0	0.001
(63, 114)	0.002	0.006

2.2 열화 데이터 모델링

2.1절에서 3가지 가속조건에 임의 시점에서 열화 데이터는 대수정규분포를 따르며, 시간이 증가함에 따라 평균값과 표준편차가 증가하는 경향을 나타냄을 확인

하였다. 가속조건  $q$ 에서의 시간에 따른 평균값 변화를  $n$ 차 반응 모델로부터 식 (3)으로 정의한다<sup>5,8)</sup>.

$$\mu^{(q)}(t, T_q, RH_q) = \mu_0 \left( 2 - ((n-1)K(T_q, RH_q)t + 1)^{1/(1-n)} \right) \quad (3)$$

여기서  $T$ 와  $RH$ 는 절대온도와 상대습도를,  $K(T, RT)$ 는 반응속도 상수를 나타낸다.

이분산 가정에서는 표준편차가 온도 및 상대습도에 따라 변화하기 때문에 시간에 따른 표준편차를 식 (4)로 정의한다<sup>6)</sup>.

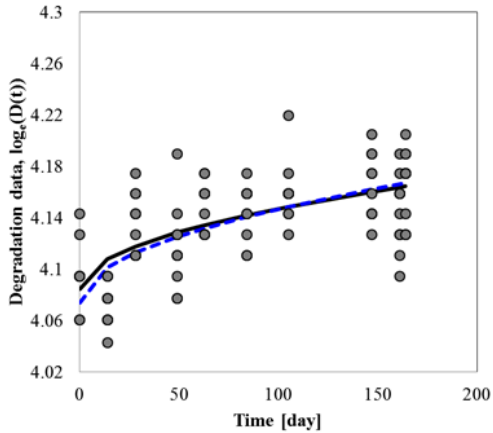
$$\sigma^{(q)}(t) = \sigma_0 \left( 1 + \sqrt{\beta_1^{(q)} T_q RH_q^{\beta_2^{(q)}} t} \right) \quad (4)$$

등분산 가정에서는 표준편차가 일정하기 때문에  $\sigma^{(q)}(t) = \sigma_0$ 로 고려하였다. 가속조건  $q$ 에서의 데이터를 이용하여 식 (3)의 평균값에 대한 모델과 등분산 및 이분산 가정에 따른 표준편차를 고려하여 추정된 모수값들을 Table 3과 4에 제시하였다. 추정된 모수값은 식 (5)로 정의 되는 가속 조건에서의 우도함수를 최대화하여 구하였다.

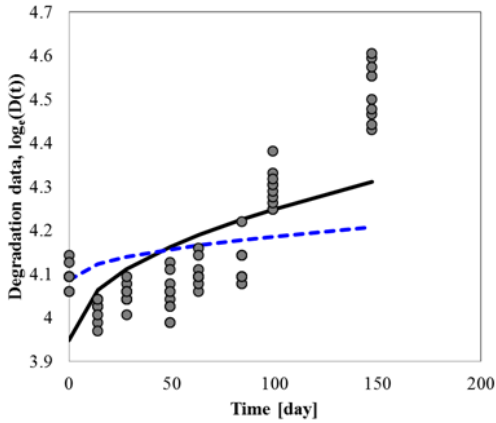
$$L(\mu_0, n, K, \sigma_0, \beta_1, \beta_2 | D_j(t_i)) = \prod_{i=1}^r \prod_{j=1}^{n_i} \left\{ \frac{1}{\sqrt{2\pi} D_j(t_i) \sigma^{(q)}(t_i)} \times \left\{ \exp \left( -\frac{1}{2} \left( \frac{\ln(D_j(t_i)) - \mu^{(q)}(t_i)}{\sigma^{(q)}(t_i)} \right)^2 \right) \right\} \right\} \quad (5)$$

여기서  $D_j(t_i)$ 는  $i$ 번째 시점에서의  $j$ 번째 시료의 열화량을 나타낸다.

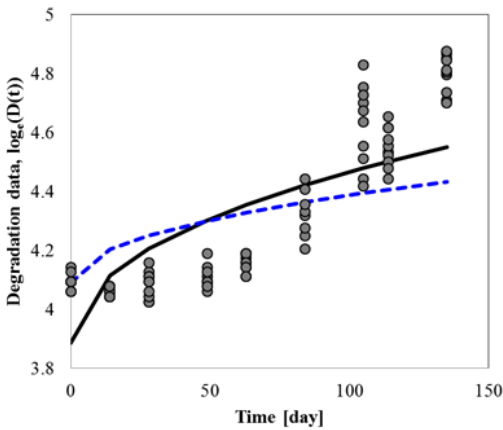
추정된 모수값들로부터 가속조건 및 등/이분산 가정에 따른 평균값 변화를 열화 데이터와 함께 Fig. 3에 나타내었다. Fig. 3에서  $y$ 축을 나타내는 열화데이터(degradation data)는 측정된 열화 데이터에 자연로그를 취한 값인  $\log_e(D(t))$ 을 나타내며, 실선은 등분산, 점선은 이분산인 경우를 나타낸다. Table 3과 4로부터 각 조건에서의 반응차수가 서로 유사하기 때문에, 본 연구에서는 등/이분산 가정에 무관하게 반응차수를 1로 고려하였다. 또한 분산 가정에 무관하게 유사한 반응차수에 대하여 반응상수를 나타내는  $K$ 가 온도 및 습도 스트레스 증가에 따라 증가하기 때문에 가속성이 있음을 확인할 수 있었다<sup>11)</sup>.



(a) case. 1



(b) case. 2



(c) case. 3

Fig. 3. Estimated change of mean values over time using degradation data for each case

Table 3. Estimated parameters for constant variance

	Case 1	Case 2	Case 3
$\mu_0$	4.0845	3.9477	3.8858
$n$	1.4659	1.050	1.050
$K$	0.001555	0.007971	0.016225
$\sigma_0$	0.02875	0.12049	0.172924

Table 4. Estimated parameters for time-variant variance

	Case 1	Case 2	Case 3
$\mu_0$	4.0741	4.08515	4.089371
$n$	1.12	1.10	1.10
$K$	0.001805	0.002485	0.007573
$\sigma_0$	0.032262	0.025917	0.024776
$\beta_1$	0.000773	0.023176	0.034302
$\beta_2$	2.429386	2.23514	2.04760

### 3. 저장수명 예측

온도/습도 변화에 따른 3가지 가속조건에 대하여 가속성이 성립하기 때문에 가속수명모델인 Peck 모델로부터 반응속도상수를 식 (6)으로 정의할 수 있다<sup>[5]</sup>.

$$K(T, RH) = A \exp\left(\frac{E_a}{k_B T}\right) (RH)^v \quad (6)$$

여기서  $E_a$ 는 활성화에너지(eV),  $k_B$ 는 볼츠만 상수( $8.6173 \times 10^{-5}$  eV/K),  $A$ 와  $v$ 는 재료 및 구조에 따라 결정되는 상수이다.

식 (6)에 나타난 반응속도 상수를 반영하여 식 (3)에서 반응차수가 1을 가지는 열화데이터의 평균값 변화를 식 (7)로 정의하였다.

$$\mu(t, T, RH) = \mu_0 \left( 2 - \exp\left(-A \exp\left(\frac{E_a}{k_B T}\right) (RH)^v t\right) \right) \quad (7)$$

3가지 가속조건에 대한 열화데이터를 통합하기 위하

여 등분산 가정에서는 식 (7)과  $\sigma^{(q)}(t) = \sigma_0$ 를, 이분산 가정에서는 식 (7)과 식 (4)를 고려하여 우도함수를 정의하고 우도함수를 최대화하는 추정값들을 Table 5에 나타내었다. Table 5에 나타난 추정값들을 이용하여 등분산 및 이분산 가정과 가속조건에 따른 평균값 변화를 Fig. 4에 나타내었다. Fig. 4에서 등분산을 “Constant”로, 이분산을 “Variant”로 표기하였다. Table 5와 Fig. 4로부터 이분산 가정에 비하여 등분산 가정 일 때, 열화데이터의 평균값 변화에 대한 온도의 영향이 크며 습도의 영향이 적다는 것을 알 수 있다.

Table 5. Estimated parameters using all degradation data

	Constant variance	Time-variant variance
$\mu_0$	3.957568	3.997785
$A$	$1.3327 \times 10^6$	14.68289
$E_a/k_B$	6367.993	2346.453
$\nu$	2.325994	3.536384
$\sigma_0$	0.1278	0.059999
$\beta_1$	-	0.012394
$\beta_2$	-	8.181728

따라서 정상조건에 대한 수명을 추정할 때, 분산 가정에 따라 스트레스 가속효과가 다르게 나타날 수 있다는 점을 확인할 수 있다.

등분산 가정 및 시간에 따라 분산이 변화하는 이분산 가정에 따른 정상조건에서의 신뢰도를 추정할 결과를 Fig. 5에 나타내었다. Fig. 5로부터 분산 가정에 따라 추정된 신뢰도 값에 매우 큰 차이가 발생함을 알 수 있다.

본 연구에서는 신뢰도가 0.9가 되는 시점을 나타내는  $B_{10}$  수명을 저장수명으로 정의하였다. 규격이  $\log_e(90)$  일 때, 저장수명을 추정한 결과 등분산인 경우에는 1243.8 [년], 이분산인 경우에는 18.9 [년]으로 추정되었다. 수명추정 결과에 차이가 발생하는 것은 분산 가정에 따라 평균값과 분산값이 다르게 추정되기 때문이다. 이분산 가정을 통해 추정한  $B_{10}$  수명은 기존연구<sup>[7]</sup>에서 제시한 수명결과와 유사하기 때문에 이분산 가정을 통해 추정한 결과가 정확하다고 평가할 수 있다.

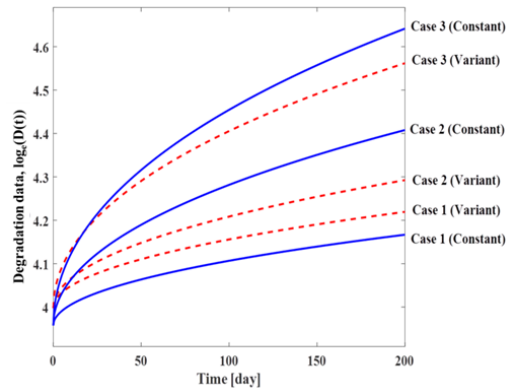


Fig. 4. Estimated change of mean values over time using all degradation data

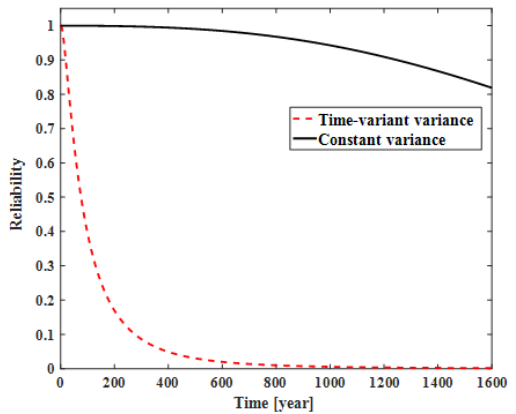


Fig. 5. Estimated reliability for normal condition, 20°C/60%RH

Table 6. Estimated acceleration factors for different cases

	Constant variance	Time-variant variance
Case 1	662.6	22.6
Case 2	3290.0	36.7
Case 3	8107.1	230.0

분산 가정에 따른 스트레스의 수명에 대한 영향을 평가하기 위해, 정상조건에 대한 가속조건에서의 가속 계수를 평가하였다. 등분산인 경우,  $B_{10}$  수명이 Case 1은 685, Case 2는 138, Case 3는 56 [일]이고, 이분산인 경우에는  $B_{10}$  수명이 Case 1은 305, Case 2는 188,

Case 3는 30 [일]로 평가되었다. 가속조건에서의  $B_{10}$  수명에 대한 정상조건에서의  $B_{10}$  수명의 비율을 나타내는 가속계수(acceleration)를 평가하여 Table 6에 나타내었다. Case 1과 2에 대한 가속계수로부터 온도에 대한 영향을, Case 2와 3에 대한 가속계수로부터 습도에 대한 영향을 평가할 수 있다. 따라서 등분산 가정은 습도보다 온도에 대한 영향이 크고, 이분산 가정은 온도보다 습도에 대한 영향이 크다고 평가할 수 있다. 그러므로 분산 가정에 따라 수명에 중대한 영향을 미치는 스트레스가 변경될 수도 있기 때문에 분산의 변화에 대한 올바른 가정이 매우 중요하다.

#### 4. 결론

본 연구에서는 파괴적인 측정을 통해 확보한 열화 데이터를 이용하여 신뢰도 및 수명을 추정할 때, 분산 가정에 따른 신뢰도 및 수명 추정결과를 비교하고 분석한 결과를 제시하였다. 가속조건에서 측정한 열화 데이터를 이용하여 각 시점에서의 열화 데이터의 분포 모수를 추정할 때, 시간에 따라 분산이 변화하지 않는 등분산 가정 및 시간에 따라 분산이 변화하는 이분산 가정에 따라 분포 모수가 변화한다. 따라서 정상조건에서의 신뢰도 및 수명 추정결과와 스트레스의 수명에 대한 영향도가 분산가정에 따라 달라질 수 있다. 3가지 가속조건으로부터 확보한 열화데이터로부터 분산 가정에 따라 추정된  $B_{10}$  수명은 등분산 가정은 1243.8 [년], 이분산 가정은 18.9 [년]으로서 매우 큰 차이를 나타내었다. 또한 열화 데이터에 관한 기존 연구는 수명 추정에 국한되어 왔지만 본 논문은 가속계수 분석을 통해 분산 가정에 따라 수명에 중요한 영향을 미치는 스트레스가 변경될 수 있다는 점을 제시함으로써 분산가정의 중요성을 나타내었다. 그러므로 향후 비복원 추출 시료에 대한 열화데이터를 이용하여 신뢰도를 평가할 때, 등분산인 경우를 포함하는 이분산을 기본으로 가정함이 필요하다.

## 후 기

본 연구는 국방과학연구소에서 추진하는 “K13 전기식 기폭관 장기저장성 평가” 사업으로 수행되었으며, 이에 감사드립니다.

## References

- [1] L. A. Escobar, W. Q. Meeker, D. L. Kugler and L. L. Kramer, “Accelerated Destructive Degradation Test : Data, Models, and Analysis,” *Mathematical and Statistical Methods in Reliability*, pp. 319-337, 2003.
- [2] G. J. Savage and Y. K. Son, “The Set-Theory Method for Systems Reliability of Structures with Degrading Components,” *Reliability Engineering and System Safety*, Vol. 96, pp. 108-116, 2011.
- [3] W. Huang and D. L. Dietrich, “An Alternative Degradation Reliability Modeling Approach using Maximum Likelihood Estimation,” *IEEE Transactions on Reliability*, Vol. 52, pp. 310-317, 2005.
- [4] D. W. Coit, J. L. Evans, N. T. Vogt and J. R. Thompson, “A Method for Correlating Field Life Degradation with Reliability Prediction for Electronic Modules,” *Quality and Reliability Engineering International*, Vol. 21, pp. 715-726, 2005.
- [5] Y. K. Son and T.-S. Kwon, “Storage Reliability Estimation of One-Shot Systems using Accelerated Destructive Degradation Data,” *Journal of Mechanical Science and Technology*, Vol. 30, No. 10, pp. 4439-4442, 2016.
- [6] H. Liao and A. E. Elsayed, “Reliability Interference for Field Conditions from Accelerated Degradation Testing,” *Naval Research Logistics*, Vol. 53, No. 6, pp. 557-587, 2006.
- [7] I.-H. Chang, S.-H. Hong, H.-J. Jang, Y. K. Son, “Storage Life Evaluation of a Violet Smoke Hand Grenade(KM18) using Degradation Data,” *Journal of the Korea Institute of Military Science and Technology*, Vol. 15, No. 2, pp. 215-223, 2012.
- [8] S.-J. Back, Y. K. Son, S.-H. Lim and I.-H. Myung, “Storage Life Estimation of Magnesium Flare Material for 81 mm Illuminating Projectile,” *Journal of Korea Institute of Military Science and Technology*, Vol. 18, No. 3, pp. 267-274, 2015.