

부분적 단계충격 수명검사에 관한 직렬형 시스템의 최적 검사계획

박희창¹⁾, 이석훈²⁾

요약

정상조건에서 수명이 상당히 긴 다수의 부품으로 구성된 직렬형 시스템의 수명검사를 현실적으로 수행하기 위해 부분적 단계충격 수명검사의 최적 검사계획에 관하여 고찰하였다. 시스템을 구성하고 있는 부품의 수명이 서로 독립인 지수분포를 따르는 것으로 가정하여 각 부품의 고장률과 가속인자의 최우추정량을 구하였다. 또한 각 부품의 고장률과 가속인자에 관한 최우추정량의 일반화 점근분산의 합과 각 부품의 가속인자에 관한 최우추정량의 점근분산의 합을 구하여 이를 최소가 되게 하는 최적 변환시점의 결정방법을 제안하였다.

1. 서론

오늘날 기술의 급속한 발전으로 제품의 신뢰도가 매우 높아지고 있을 뿐만 아니라 제품의 예상수명이 상당히 길어지고 있다. 따라서 정상조건(사용조건)에서 이들 제품의 수명에 관한 정보를 얻는 것이 거의 불가능하거나 가능하다고 하더라도 검사기간이 현실적으로 받아 들일 수 없을 만큼 장시간을 요구할 뿐만 아니라 막대한 경비가 소요된다. 이러한 문제를 극복하기 위해 가속수명검사(accelerated life testing ; ALT) 또는 부분적 가속수명검사(partially accelerated life testing ; PALT)를 하게 된다. ALT에서는 가속조건하에서만 검사를 수행하게 되는 반면에 PALT에서는 정상조건과 가속조건 모두에서 검사를 수행하게 된다. 특정한 하나의 가속조건에서만 검사를 수행하여 정상조건에서의 고장률을 외삽법에 의해 추정하고자 하는 경우에는 ALT보다 PALT가 더 바람직하다. 그러나 이러한 경우에는 가속조건에서의 고장률과 정상조건에서의 고장률의 비인 가속인자(acceleration factor)의 값을 알아야 한다. PALT에서는 정상조건에서의 고장률과 가속인자(acceleration factor)의 최우추정량을 구하게 된다.

ALT의 종류에 고정충격 수명검사(constant-stress life testing ; CSLT)와 단계충격 수명검사(step-stress life testing ; SSLT)가 있는 것과 마찬가지로 PALT도 부분적 고정충격 수명검사(partially constant-stress life testing ; PCLT)와 부분적 단계충격 수명검사(partially step-stress life testing ; PSLT)로 나누어진다. PCLT는 각 검사가 진행되는 동안에는 조건을 변화시키지 않으면서 시스템 수명을 정상조건 또는 가속조건하에서만 검사하는 것이고, PSLT는 적당한 시간간격을 두고 정상조건에서 시작하여 단계적으로 조건을 변화시켜 가면서 시스템의 수명을 검사하는 것이다. 이 때 조건을 변화시키는 것을 충격을 가한 것으로 간주한다.

ALT 중에서 CSLT는 공학분야(Glaser(1984), Kitagawa 등(1984), Fettel 등(1980)) 및 독성학

1) (641-773) 경남 창원시 사림동 9, 창원대학교 자연과학대학 통계학과.

2) (305-764) 대전시 유성구 궁동 220, 충남대학교 자연과학대학 통계학과.

과 의학분야(Armitage와 Doll(1961), Hartley와 Sielken(1977))에서 주로 그 응용의 예를 찾아 볼 수 있다. 이러한 수요에 따라 Mann, Schafer와 Singpurwalla(1974)가 CSLT에 관한 전반적인 개념을 정리하였고, Nelson(1970, 1980), Nelson과 Hahn(1972, 1973), Nelson과 Kieplinski(1975, 1976), 그리고 Nelson과 Meeker(1978)가 활발히 연구하였으며, Bhattacharyya와 Soejoeti(1981), Klein과 Basu(1980, 1982) 등도 많은 연구결과를 내어 놓았다. 반면에 시스템의 수명 또는 신뢰도 등을 추론하기 위하여 행하여지는 단순 SSLT에 관한 연구결과 또는 실제 적용사례는 Nelson(1980), Miller와 Nelson, 이석훈(1989), 이석훈 등(1992), Bai(1989, 1991) 그리고 박희창 등(1991, 1992)의 연구에서 나타난다. 이들의 연구는 모형의 개발 및 추론에 관한 연구와 단순 SSLT에서의 최적 검사계획에 관한 연구의 두 분야로 나누어진다. 여러 개의 부품으로 구성된 시스템의 SSLT에 관해서는 많은 연구가 없었으나 Bai 등(1991)이 시스템을 기본 단위로 생각해 오던 기존의 연구를 확장시키는 의미에서 여러 개의 부품의 수명분포가 지수분포로 서로 독립적이고 시스템이 직렬인 경우에 Miller와 Nelson(1983)이 사용한 모든 가정 하에서 단순 SSLT의 최적설계에 관한 결과를 발표하였다. 박희창 등(1991)은 두 개의 부품의 수명분포가 지수분포로 서로 독립적이고 시스템이 병렬형인 경우의 최적계획에 관하여 연구하였다. 이석훈 등(1992)은 두 부품의 수명을 나타내는 확률변수가 Block과 Basu(1974)에 의하여 제안된 이변량 지수분포를 따르는 것으로 가정하고 이에 상응하는 충격누적에 관계되는 기본 모형인 CE모형(cumulative exposure model)을 이변량 CE모형으로 확장하여 두 부품이 서로 종속적인 직렬형 시스템의 최적검사계획에 관하여 연구하였다. 박희창 등(1992)은 Block과 Basu가 제안한 이변량 지수분포를 이변량 시스템의 수명함수로 고려하여 Nelson(1980)에 의해 제안된 CE모형을 종속적인 병렬형 시스템에서 이용할 수 있도록 제안하였다.

PALT에 관한 연구로는 DeGroot와 Goel(1979)이 수명분포를 지수분포로 가정하여 PALT를 베이즈적(Bayesian)인 의사결정방법을 이용하여 여러 가지 손실과 비용문제에 있어서 최적 실험계획을 얻는 과정을 제안하였다. Bai와 Chung(1992)은 수명분포를 지수분포로 가정하여 절단된 자료가 있는 경우에 대하여 정상조건에서의 고장률과 가속인자에 대한 최우추정량을 구하고, 최적 검사계획에 관한 결과를 발표하였다. 또한 Bai 등(1993)은 수명이 대수정규분포를 따르는 시스템을 PSLT에 투입할 경우에 최적 실험계획방법을 발표하였다. 박희창 등(1994)은 각 부품의 수명분포가 지수분포로 서로 독립인 직렬형 시스템의 PCLT에 관한 최적 검사계획을 제안하였다.

본 연구에서는 PALT 중에서도 서로 독립인 다수의 부품으로 구성된 직렬형 시스템의 단순 PSLT에 관한 최적 실험계획문제를 고찰하고자 한다. 제 2절에서는 본 연구에서 사용하고자 하는 기호와 기본 가정, 그리고 검사 및 관찰과정을 기술하여 PSLT모형에 관한 문제를 논의하고, 제 3절에서는 PSLT의 최적 변환시점의 결정방법을 제안하는 과정을 고찰한 후, 그 결과를 근거로 하여 제 4절에서는 예제를 통하여 최적설계에 관한 토의를 하고자 한다.

2. PSLT모형

2.1 기호의 정의

본 연구의 관심이 되는 PSLT의 검사계획과 관찰과정은 다음과 같은 기호로 표현된다.

- n : 검사에 투입되는 시스템의 총수
- n_{ui} : 정상조건하에서 부품 i 에 의해 고장난 시스템의 수($i=1, 2, \dots, k$)
- n_{ai} : 가속조건하에서 부품 i 에 의해 고장난 시스템의 수
- n_c : 고장나지 않은 시스템의 수
- λ_i : 정상조건하에서 부품 i 의 고장률
- β_i : 부품 i 의 가속인자 ($\beta_i > 1$)
- τ : 가속조건 변환시점
- ψ : 최종 검사시점($\tau < \psi$)
- θ : 표준화된 가속조건 변환시점(τ/ψ)
- X : 정상조건하에서의 부품의 수명
- T : 검사 전체에서의 부품의 수명
- t_{uij} : 정상조건하에서 부품 i 에 의해 고장난 시스템 중 j 번째 시스템의 수명
($j=1, 2, \dots, n_{ui}$)
- t_{aim} : 가속조건하에서 부품 i 에 의해 고장난 시스템 중 m 번째 시스템의 수명
($m=1, 2, \dots, n_{ai}$)
- s_u : 검사를 정상조건하에서 ψ 까지 수행했을 경우 시스템이 고장나지 않을 확률
- s_a : 검사를 가속조건하에서 ψ 까지 수행했을 경우 시스템이 고장나지 않을 확률

2.2 기본 가정

PSLT의 최적계획을 위해 다음과 같이 가정한다.

[가정 1] 검사에 투입되는 각 시스템의 수명 및 시스템을 구성하고 있는 각 부품의 수명은 서로 독립이다.

[가정 2] 정상조건하에서 시스템을 구성하고 있는 부품 i 의 수명은 고장률이 λ_i 인 지수분포를 따른다. 즉,

$$f_i(t) = \lambda_i \exp[-\lambda_i t]$$

이다. 여기서 $i=1, 2, \dots, k$ 이다.

[가정 3] 시스템을 구성하고 있는 각 부품의 누적되는 충격과 수명과의 관계는 DeGroot와 Goel(1979)의 모형을 따른다. 즉,

$$T = \begin{cases} X, & X \leq \tau \\ \tau + \frac{(X-\tau)}{\beta}, & X > \tau \end{cases}$$

이다.

2.3. 검사 및 관찰과정

1. 검사에 투입되는 n 개의 시스템을 먼저 정상조건하에서 검사한다.
2. n 개의 시스템 중에서 가속조건 변환시점인 τ 까지 고장나지 않은 시스템은 가속조건하에서 최종 검사시점인 ψ 까지 계속 작동하도록 하여 각 조건하에서 고장난 시스템의 수와 고장난 시간, 그리고 고장나지 않은 시스템의 수를 관찰치로 받아 들이며, 이들은 모두 확률변수가 된다.

2.4 수리적 모형

검사 및 관찰과정으로부터 얻어지는 자료 t_{uij} , t_{aim} , n_{ui} , n_{ai} , 그리고 n_c 로부터 우도함수를 구하면 다음과 같다.

$$L(\lambda, \beta) = \left[\prod_{i=1}^k \prod_{j=1}^{n_{ui}} \lambda_i e^{-\lambda_i t_{uij}} \right] \left[\prod_{i=1}^k \prod_{m=1}^{n_{ai}} \beta_i \lambda_i e^{-\lambda_i \tau - (\beta_i)(t_{aim} - \tau)} \right] \left[e^{-n_c \lambda - n_c (\beta)(\psi - \tau)} \right] \quad (2.1)$$

여기서

$$\lambda = (\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_k), \quad \beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k), \quad \lambda_i = \sum_{j=1}^k \lambda_j, \quad (\beta\lambda)_i = \sum_{j=1}^k \beta_j \lambda_j$$

이다. 식(2.1)로부터 대수우도함수를 구하면 다음과 같이 정리된다.

$$\begin{aligned} \log L = & \sum_{i=1}^k n_{ui} \log \lambda_i + \sum_{i=1}^k n_{ai} (\log \beta_i + \log \lambda_i) - \lambda \cdot \left(\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_{ui}} t_{uij} + \tau \sum_{i=1}^k n_{ai} + n_c \tau \right) \\ & - (\beta\lambda)_i \cdot \left\{ \sum_{i=1}^k \sum_{m=1}^{n_{ai}} (t_{aim} - \tau) + n_c (\psi - \tau) \right\} \end{aligned} \quad (2.2)$$

식(2.2)를 λ_i 와 β_i 각각에 대해 편미분하여 0으로 놓고 우도방정식을 풀면 다음과 같은 최우 추정량을 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} \hat{\lambda}_i &= \frac{n_{ui}}{\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_{ui}} t_{uij} + \tau \left(\sum_{i=1}^k n_{ai} + n_c \right)} \\ \hat{\beta}_i &= \frac{n_{ai}}{\hat{\lambda}_i \left(\sum_{i=1}^k \sum_{m=1}^{n_{ai}} (t_{aim} - \tau) + n_c (\psi - \tau) \right)} \end{aligned} \quad (2.3)$$

3. 최적 변환 시점의 결정

본 절에서는 PSLT에서의 최적 변환시점을 결정하는 문제에 관하여 논의하고자 한다. 일반적

으로 PSLT에서 변환시점을 결정하기 위한 최적화 기준으로는 최우추정량 $\hat{\beta}$ 와 $\hat{\lambda}$ 의 일반화 점근분산, $\hat{\beta}$ 의 점근분산, 그리고 $\hat{\lambda}$ 의 점근분산이 고려된다. 이러한 분산은 정보행렬(information matrix)로부터 얻어지는데, 이를 위해 먼저 각 부품의 가속인자 β_i 와 고장률 λ_i 에 관한 대수우도함수의 2차 편도함수를 구하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 \log L}{\partial \beta_i^2} &= -\frac{n_{ai}}{\beta_i^2} \\ \frac{\partial^2 \log L}{\partial \lambda_i^2} &= -\frac{n_{ui} + n_{ai}}{\lambda_i^2} \\ \frac{\partial^2 \log L}{\partial \beta_i \partial \lambda_i} &= -\sum_{i=1}^k \sum_{m=1}^{n_{ai}} (t_{aim} - \tau) - n_c(\psi - \tau) \end{aligned} \quad (3.1)$$

식(3.1)로부터 β_i 와 λ_i 에 대한 정보행렬을 구하면 다음과 같다.

$$I_i(\beta_i, \lambda_i) = n \begin{pmatrix} \frac{P_{ai}}{\beta_i^2} & \frac{P_{ai}}{\beta_i \lambda_i} \\ \frac{P_{ai}}{\beta_i \lambda_i} & \frac{P_{ui} + P_{ai}}{\lambda_i^2} \end{pmatrix} \quad (3.2)$$

여기서

$$P_{ui} = \frac{\lambda_i}{\lambda} (1 - \exp[-\lambda \cdot \tau])$$

이고,

$$P_{ai} = \frac{\beta_i \lambda_i}{(\beta \lambda)} \exp[-\lambda \cdot \tau] (1 - \exp[-(\beta \lambda) \cdot (\psi - \tau)])$$

이다.

이제 식(3.2)로부터 가속조건 변환시점을 결정하기 위한 최적화 기준인 $\hat{\beta}_i$ 와 $\hat{\lambda}_i$ 의 일반화 점근분산의 합인 V_g , $\hat{\beta}_i$ 의 점근분산의 합인 V_β , 그리고 $\hat{\lambda}_i$ 의 점근분산의 합인 V_λ 는 다음과 같이 구해진다.

$$\begin{aligned} V_g &= \sum_{i=1}^k GeAsVar(\hat{\beta}_i, \hat{\lambda}_i) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^k \frac{(\beta_i \lambda_i)^2}{P_{ui} P_{ai}} \\ V_\beta &= \sum_{i=1}^k AsVar(\hat{\beta}_i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^k \beta_i^2 \left(\frac{1}{P_{ai}} + \frac{1}{P_{ui}} \right) \\ V_\lambda &= \sum_{i=1}^k AsVar(\hat{\lambda}_i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^k \frac{\lambda_i^2}{P_{ui}} \end{aligned} \quad (3.3)$$

3.1 V_g 를 최소화하는 최적 변환시점

V_g 를 최소가 되게 하는 최적 변환시점 τ 를 구하기 위하여 먼저 V_g 를 표준화된 가속조건 변환시점인 θ 의 식으로 변환한 후 θ 에 대해 미분하면 다음과 같다.

$$V_g'(\theta) = \frac{\beta \cdot \lambda \cdot (\beta \lambda) \cdot (\log s_u)}{n^2(1-s_u)^\theta s_u^\theta (1-s_a^{1-\theta})^2} \left[s_u^\theta (1-s_a^{1-\theta}) - (1-s_u)^\theta \left(1 - \left(1 - \frac{\log s_a}{\log s_u} \right) s_a^{1-\theta} \right) \right] \quad (3.4)$$

$V_g'(\theta)$ 는 θ 에 관한 단조 증가함수이고, 다음이 성립한다.

$$\begin{aligned} \lim_{\theta \rightarrow 0^+} V_g'(\theta) &= -\infty \\ \lim_{\theta \rightarrow 1^-} V_g'(\theta) &= +\infty \end{aligned} \quad (3.5)$$

따라서 $V_g'(\theta)=0$ 을 만족하는 해 θ_g^* 는 유일하다. $V_g'(\theta)=0$ 을 만족하는 θ_g^* 를 수치해석적으로 구한 후 Ψ 를 곱하여 V_g 를 최소가 되게 하는 최적 변환시점 τ_g^* 를 얻는다.

3.2 V_β 를 최소화하는 최적 변환시점

V_β 를 최소가 되게 하는 최적 변환시점 τ 를 구하기 위하여 먼저 V_β 를 θ 의 식으로 변환한 후 θ 에 대해 미분하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} V_\beta'(\theta) &= \frac{\log s_u}{n s_u^\theta (1-s_u)^\theta (1-s_a^{1-\theta})^2} \\ &\times \left[c_u s_u^{2\theta} (1-s_a^{1-\theta})^2 - c_a (1-s_u)^\theta \left(1 - \left(1 - \frac{\log s_a}{\log s_u} \right) s_a^{1-\theta} \right) \right] \end{aligned} \quad (3.6)$$

여기서

$$c_u = \lambda \cdot \sum_{i=0}^k \frac{\beta_i^2}{\lambda_i}, \quad c_a = (\beta \lambda) \cdot \sum_{i=0}^k \frac{\beta_i}{\lambda_i}$$

이다. $V_\beta'(\theta)$ 는 θ 에 관한 단조 증가함수이고, 또한 다음이 성립한다.

$$\begin{aligned} \lim_{\theta \rightarrow 0^+} V_\beta'(\theta) &= -\infty \\ \lim_{\theta \rightarrow 1^-} V_\beta'(\theta) &= +\infty \end{aligned} \quad (3.7)$$

이러한 사실로부터 $V_\beta'(\theta)=0$ 을 만족하는 해 θ_β^* 는 유일하며, V_β 를 최소가 되게 한다. 따라서 $V_\beta'(\theta)=0$ 을 만족하는 θ_β^* 를 수치해석적으로 구한 후 Ψ 를 곱하여 V_β 를 최소가 되게 하는

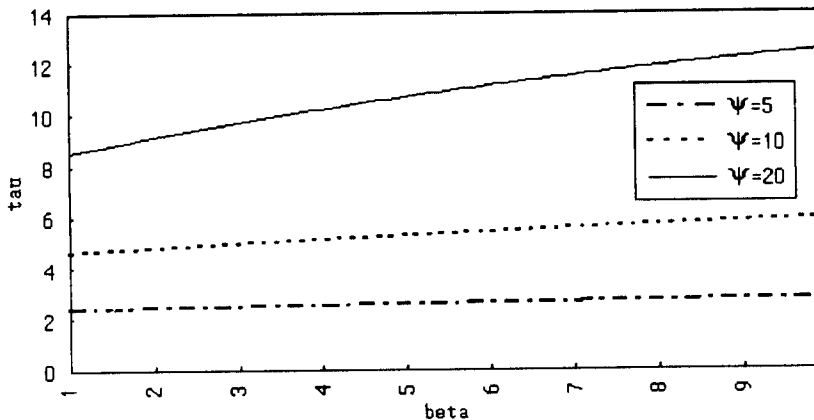
최적 변환시점 τ_b^* 를 얻는다.

3.3 V_λ 를 최소화하는 최적 변환시점

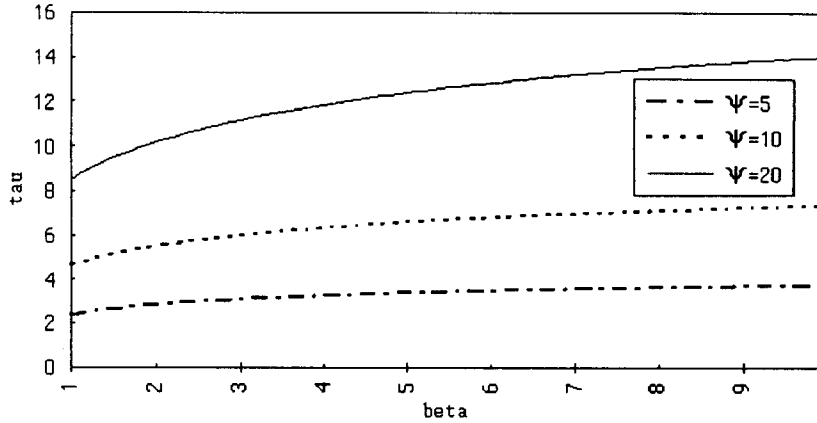
V_λ 를 최소가 되게 하는 θ_λ^* 은 1이다. 이는 모든 시스템을 정상조건하에서만 검사하는 것을 의미하므로 V_λ 는 최적화 기준으로 적합하지 않다.

4. 최적 변환시점의 탐색

본 절에서는 간단한 예제를 통하여 가속인자의 변화에 따른 최적 변환시점을 탐색하고자 한다. 최적화 기준으로는 $\hat{\beta}_i$ 와 $\hat{\lambda}_i$ 의 일반화 점근분산의 합과 $\hat{\beta}_i$ 의 점근분산의 합으로 하였고, 이를 최소화시키는 최적 변환시점을 이분법(bisection method)을 이용하여 수치해석적으로 구하였다. 먼저 여러 가지 최종 검사시점에 대하여 가속인자의 변화에 따른 최적 변환시점의 결정 문제를 고려하고자 한다. <그림 1>은 부품이 3개로 구성된 30개의 시스템에서 각 부품의 고장률을 모두 0.01로 하고 가속인자의 값을 여러 가지로 변화시켰을 때 일반화 점근분산의 합인 V_g 를 최소가 되게 하는 최적 변환시점의 변화하는 양상을 나타낸 것이다. 이 그림에서 보는 바와 같이 부품의 가속인자의 값이 커질수록, 즉 검사가 정상조건보다 더 열악한 조건에서 행해질수록 가속조건 변환시점인 τ 의 값이 커짐을 알 수 있다. 이 때 τ 값의 증가량은 최종검사시점 ψ 가 클수록 더 크게 나는 것으로 나타났다. <그림 2>는 위의 예에 대하여 $\hat{\beta}_i$ 의 점근분산



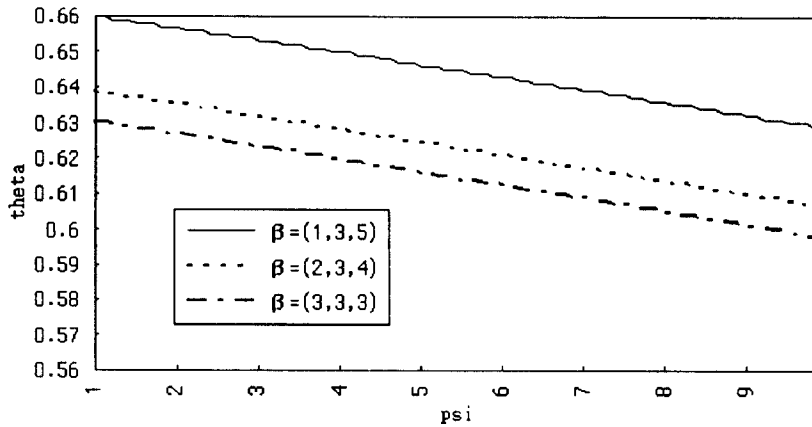
<그림 1> 가속인자의 변화에 따른 최적변환시점(최적화기준 : V_g)



<그림 2> 가속인자의 변화에 따른 최적변환시점(최적화기준 : V_{β})

의 합인 V_{β} 를 최소화하는 최적 변환시점의 변화를 나타낸 것이다. <그림 1>과 마찬가지로 검사가 정상조건보다 더 열악한 조건에서 행해질수록 가속조건 변환시점인 τ 의 값이 커지며 ψ 와 τ 의 증가량과의 비례관계는 특히 가속인자의 값이 작은 경우에 크게 나타났다. 또한 <그림 1>과 <그림 2>를 비교해 보면 최적화 기준으로 V_g 를 선택한 경우가 V_{β} 를 선택한 경우보다 τ 값이 더 작아짐을 알 수 있다.

다음에는 여러 가지 가속인자의 값에 대하여 최종 검사시점의 변화에 따른 표준화된 가속조건 변환시점 θ 의 변화하는 양상을 고찰해보자. <그림 3>은 위의 예에서와 마찬가지로 부품이 3개로 구성된 30개의 시스템에서 각 부품의 고장률을 모두 0.01으로 하여 가속인자의 값이 (1.0, 3.0, 5.0), (2.0, 3.0, 4.0), 그리고 (3.0, 3.0, 3.0)에 대하여 V_{β} 를 최소화하는 θ 의 값을 고찰하였다. V_g 를 최적화 기준으로 선택한 경우에는 모든 가속인자의 조합에 대해 그 합이 같기 때문에 θ 의 값이 동일하나, V_{β} 를 최적화 기준으로 선택한 경우에는 각 부품의 가속인자의 값의 차이가 클수록 θ 의 값이 커지는 것을 <그림 3>을 통하여 알 수 있다. 또한 두 경우 모두 ψ 의 값이 커질수록 θ 의 값이 작아지며, 최적화 기준으로 V_g 를 선택한 경우가 V_{β} 를 선택한 경우보다 θ 의 값이 작은 것을 알 수 있다.



<그림 3> 최종검사시점의 변화에 따른 표준화된 가속조건 변환시점(최적화기준 : V_{β})

5. 결론

PSLT는 적당한 시간간격을 두고 정상조건에서 시작하여 단계적으로 조건을 변화시켜 가면서 검사를 수행하여 정상조건에서의 고장률을 외삽법에 의해 추정하고자 하는 경우에 이용되는 검사방법이다.

본 연구에서는 독립적인 다수의 부품으로 구성된 직렬형 시스템의 PSLT에 대하여 최적 검사계획문제를 고찰하였다. 검사에 투입되는 각 시스템 및 시스템을 구성하고 있는 각 부품의 수명은 서로 독립이고 지수분포를 따르는 것으로 가정하였으며, 각 부품의 누적되는 충격의 효과는 DeGroot와 Goel(1979)의 모형을 가정하였다. 이러한 가정하에서 각 부품의 고장률과 가속인자의 최우추정량을 구하였다. 또한 각 부품의 고장률과 가속인자에 관한 최우추정량의 일반화 점근분산의 합과 각 부품의 가속인자에 관한 최우추정량의 점근분산의 합을 구하여 이를 최소가 되게 하는 최적 변환시점을 결정하는 방법을 제안하였다. 본 논문에서는 직렬형 시스템의 PSLT에 관한 모수의 추정과 최적설계문제를 고려하였으나 최적시점 결정에 있어서 필요한 모수값의 결정에 관한 논의는 하지 않았다. 모수값의 필요성의 문제는 거의 대부분의 최적설계문제가 안고 있는 한계이므로 이러한 실험을 수행하기 위해서는 해당 분야 전문가들의 사전경험에 맡길 수 밖에 없는 입장이다.

추후 연구과제로는 본 연구의 결과를 바탕으로 시스템을 구성하고 있는 부품의 수명이 와이블분포, 대수정규분포 등을 따르는 경우와 다수의 부품이 병렬적으로 연결되어 있는 시스템의 PALT에 관한 연구가 기대된다.

참 고 문 헌

- [1] 박희창, 이석훈 (1992). 종속적인 병렬형 시스템의 최적 검사계획, 「충남과학 연구지」, 제 19권 2호, 10-15.
- [2] 박희창, 이석훈 (1994). 다수의 부품으로 구성된 직렬형 시스템의 부분적 고정충격 수명검사에 관한 최적계획, 미발표논문.
- [3] 박희창, 임대혁, 최만석, 이석훈 (1991). 이변량 시스템의 단계적 충격검사를 위한 최적 실험계획, 「충남과학연구지」, 제 18권 2호, 24-37.
- [4] 이석훈 (1989). 계단식 충격 생명검사에 관한 연구, 「응용통계연구」, 제 2권 2호, 61-78.
- [5] 이석훈, 박희창, 박래현 (1992). 두 개의 부품으로 구성된 시스템의 단계적 충격생명 검사에 관한 연구, 「응용통계연구」, 제 5권 2호, 193-208.
- [6] Armitage, P. and Doll, R. (1961). Stochastic Models for Carcinogens, *Proceedings of the Fourth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*, 19-38.
- [7] Bai, D.S. and Chun, Y.R. (1991). Optimum Simple Step Stress Accelerated Life Tests with Competing Causes of Failure, *IEEE Transactions on Reliability*, Vol. 40, 5, 622-627.
- [8] Bai, D.S., Kim, M.S., and Lee, S.H. (1989). Optimum Simple Step Stress Accelerated Life Tests with Censoring, *IEEE Transactions on Reliability*, Vol. 38, 528-532.
- [9] Bai, D.S. and Chung, S.W. (1992). Optimal Design of Partially Accelerated Life Tests for Exponential Distribution under Type I Censoring, *IEEE transactions on Reliability*, Vol. 41, No. 3, 400-406.
- [10] Bai, D.S. and Chung, S.W., and Chun, Y.R. (1993). Optimal Design of Partially Accelerated Life Tests for Lognormal Distribution under Type I Censoring, *Reliability Engineering and System Safety*, Vol. 40, 85-92.
- [11] Bhattacharyya, G.K. and Soejoeti, Z. (1981). On the Performance of Least Squares Estimator in Type-II Censored Accelerated Life Tests, *Journal of the Industrial Associations for Productivity, Quality and Reliability*, Vol. 6, No. 1, 39-55.
- [12] Block, H.W. and Basu, A.P. (1974). A Continuous Bivariate Exponential Extension, *Journal of the American Statistical Associations*, Vol. 69, 1031-1037.
- [13] DeGroot, M.H. and Goel, P.K. (1979). Bayesian Estimation and Optimal Designs partially Accelerated Life Testing, *Naval Research Logistics Quarterly*, Vol. 26, 223-235.
- [14] Fedorov, V.V. (1972). *Theory of D-Optimal Experiments*, Academic Press, New York.
- [15] Fettel, B.E., Johnston, D.R. and Morris, P.E. (1980). Accelerated Life Testing of Prothetic Heart Valves, *Medical Instrumentation*, Vol. 14, 161-164.
- [16] Glaser, R.E. (1984). Estimation for a Weibull Accelerated Life Testing Model, *Naval Research Logistics Quarterly*, Vol. 31, 559-570.

- [17] Hartley, H.O. and Sielken, R.L. (1977). Estimation of Safe Dose in Carcinogenic Experiments, *Biometrics*, Vol. 33, 1-30.
- [18] Kitagawa, K., Toriama, K., and Kanuma, Y. (1984). Reliability of Liquid Crystal Display, *IEEE Transactions on Reliability*, R-33, 3, 213-218.
- [19] Klein, J.P. and Basu, A.P. (1980). Accelerated Life Tests under Competing Weibull Causes of Failure, *Communications in Statistics - Theory and Methods*, Vol. 10, 2073-2100.
- [20] Klein, J.P. and Basu, A.P. (1982). Accelerated Life Tests under Competing Weibull Causes of Failure, *Communications in Statistics - Theory and Methods*, Vol. 11, 2271-2286.
- [21] Mann, N.R., Schafer, R.E., and Singpurwalla, N.D. (1974). *Methods for Statistical Analysis of Reliability and Life Data*, John Wiley & Sons, New York.
- [22] Miller, R. and Nelson, W. (1983). Optimum Simple Step Stress Plans for Accelerated Life Testing, *IEEE Transactions on Reliability*, Vol. 32, 59-65.
- [23] Nelson, W.B.(1970). Statistical Methods for Accelerated Life Test Data-The Inverse Power Law Model, *General Electric Research & Development TIS Report 71-C-001*.
- [24] Nelson, W. (1980). Accelerated Life Testing - Step Stress Models and Data Analysis, *IEEE Transactions on Reliability*, Vol. 29, 103-108.
- [25] Nelson, W. and Hahn, G.J. (1972). Linear Estimation of a Regression Relationship from Censored Data - Part 1. Simple Methods and their Application, *Technometrics*, Vol. 14, 247-267.
- [26] Nelson, W. and Hahn, G.J. (1973). Linear Estimation of a Regression Relationship from Censored Data - Part 2. Best Linear Unbiased Estimation and Theory, *Technometrics*, Vol. 15, 133-150.
- [27] Nelson, W.B. and Kielpinski, T.J. (1975). Optimum Accelerated Life Tests for Normal and Lognormal Life Distributions, *IEEE Transactions on Reliability*, R-24, 310-320.
- [28] Nelson, W.B. and Kielpinski, T.J. (1976). Theory for Optimum Censored Accelerated Tests for Normal and Lognormal Life Distributions, *Technometrics*, Vol. 18, 105-114.
- [29] Nelson, W.B. and Meeker, W.Q. (1978). Theory for Optimum Accelerated Censored Life Tests for Weibull and Extreme Value Distributions, *Technometrics*, Vol. 20, 171-177.

Optimal Design of Partially Step-Stress Life Testing for the Series Systems

Hee-chang Park³⁾, Suk-hoon Lee⁴⁾

Abstract

In this paper we consider optimal designs of partially step-stress life testing which is devised for k -component series systems with the considerably long life time. Test items are first run simultaneously at use condition for a specified time, and the surviving items are then run at accelerated condition until a predetermined censoring time. The optimal criterion for the change time to accelerated condition is to minimized either the generalized asymptotic variance of maximum likelihood estimators of the hazard rates at use condition and the acceleration factors or the asymptotic variance of the maximum likelihood estimators of the acceleration factors.

3) Department of Statistics, Chang Won University, 9 SarimDong Changwon Kyungnam, 641-773, KOREA.

4) Department of Statistics, Chung Nam University, 220 GungDong YousungGu Taejeon, 305-764, KOREA.