한국통계학회논문집 제3권 3호
1996년 12월 pp. 103-111

병렬형 시스템의 고정충격 수명검사에 관한 최적계획

박 희 창[1)]

요 약

정상조건에서는 수명이 상당히 긴 두 개의 부품으로 구성된 병렬형 시스템의 수명검사를 수행하기 위해 고정충격 수명검사의 최적 검사계획에 관하여 고찰하였다. 시스템을 구성하고 있는 부품의 수명이 서로 독립인 지수분포를 따르는 것으로 가정하여 각 가속조건에서의 부품들의 고장률의 최우추정량을 구하였다. 또한 각 가속조건에서의 부품들의 고장률에 관한 최우추정량의 점근분산의 합을 구하여 이를 최소가 되게 하는 최적 표본 할당비율을 결정하는 방법을 제안하였다.

1. 서론

오늘날 급속한 과학기술의 발전으로 신뢰도가 높거나 예상 수명이 상당히 긴 고품질의 제품(예를 들면 각종 전기전자제품, 통신기기 등)이 많아짐에 따라 이들 제품의 사후 관리, 즉 부품의 수급계획, 제품의 보증기간 설정, 그리고 신제품 출하 시점 등에 관한 결정을 내리기 위하여 수명검사(life testing)에 대한 요구가 양적으로나 질적으로 크게 증가하였다. 어떤 제품에 대한 수명의 특성치를 알기 위해 수명 검사로 제품의 수명에 관련된 데이타를 얻고자 하는 경우 우선적으로 고려하여야 하는 문제는 검사를 하기 위한 절차와 방법, 그리고 수명 검사기간에 따르는 비용에 관련된 것이라고 할 수 있다.

일반적으로 제품의 수명에 관한 여러 가지 정보를 얻기 위한 가장 이상적인 자료는 실제 사용환경에서 얻어진 것인데, 위에서 언급한 것같이 수명이 긴 제품의 경우에는 이러한 이상적 자료를 획득하는 것은 실제적으로 거의 불가능하고, 설혹 가능하다고 하더라도 막대한 시간과 그에 상응하는 엄청난 비용이 소요되는 어려움이 있다. 이러한 문제를 극복하기 위하여 고안되고, 연구 개발된 통계적 검사 방법이 소위 가속수명검사(accelerated life testing ; ALT)라고 불리워지는 검사 방법이다. ALT의 목표는 제품이 일반적으로 사용되는 조건보다 더 열악한 조건에서 검사를 의도적으로 수행함으로써 제품의 수명을 단축시키거나 성능을 급격히 저하시켜 매우 짧은 시간에 수명 데이타를 가급적 많이 얻으려고 하는데 있다. 여기서 조건을 열악하게 한다고 하는 것은 주로 그 제품의 수명에 가장 큰 영향을 미치는 요인의 조건(예를 들면 전기제품의 전압)을 열악한 수준으로 조정하여 검사하는 것을 의미한다. ALT는 검사 방법에 따라 고정충격 수명검사(constant-stress life testing ; CSLT)와 단계충격 수명검사(step-stress life testing ; SSLT)로 나눌 수 있는데, 이는 제품을 일정한 수준에서 계속 검사하는 것과 수준이 단계별로(또는 연속적으

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

로) 변해가는 환경에서 검사하는 것으로 구별된다.

ALT의 발전과정을 살펴볼 때 전반적으로 CSLT가 SSLT보다 많이 사용되어 왔다. CSLT는 공학분야(Glaser(1984), Kitagawa 등(1984), Fettel 등(1980)) 및 독성학과 의학분야(Armitage와 Doll(1961), Hartley와 Sielken(1977))에서 주로 그 사용의 예를 구체적으로 볼 수 있다. 이러한 수요에 따라 Mann 등(1974)이 CSLT에 관한 전반적인 개념을 정리하였고, Nelson(1970, 1980), Nelson과 Hahn(1972, 1973), Nelson과 Kielpinski(1975, 1976), Nelson과 Meeker(1978), 그리고 Bhattacharyya와 Soejoeti(1981) 등도 많은 연구를 하였다. 여러 개의 부품으로 구성된 시스템의 CSLT에 관한 연구는 Klein과 Basu(1980, 1982)에 의하여 각 부품의 수명분포가 와이블 분포로 서로 독립이며, 부품들이 직렬로 시스템을 구성하는 경우에 대하여 수행되었다. 반면에 시스템의 수명 또는 신뢰도 등을 추론하기 위하여 행하여지는 단순 SSLT에 관한 연구결과 또는 실제 적용사례는 Nelson(1980), Miller와 Nelson(1983), 이석훈(1989), 이석훈 등(1992), Bai 등(1989, 1991) 그리고 박희창 등(1991, 1992, 1995)의 연구에서 나타난다. 이들의 연구는 모형의 개발 및 추론에 관한 연구와 단순 SSLT에서의 최적 검사계획에 관한 연구의 두 분야로 나누어진다.

본 연구에서는 두 개의 부품이 서로 독립적으로 연결되어 있는 병렬형 시스템의 단순 CSLT에 관한 최적 검사계획문제를 고찰하고자 한다. 제 2절에서는 본 연구에서 사용하고자 하는 기호와 기본가정, 그리고 검사과정을 기술하여 CSLT 모형에 관한 문제를 논의하고, 제 3절에서는 최적설계를 제안하는 과정을 고찰한 후, 그 결과를 근거로하여 제 4절에서는 예제를 통하여 최적 표본할당비율에 관한 문제를 고찰하고자 한다.

2. CSLT 모형

2.1. 기호의 정의

연구의 관심이 되는 CSLT의 검사계획과 관측과정은 다음과 같은 기호로 표현된다.

n: 검사에 투입되는 시스템의 총수

n_{ij}: 가속조건 i에서 부품 j에 의해 고장난 시스템의 수($i=1,2:j=1,2$)

n_{cij}: 가속조건 i에서 부품 j에 의해 고장나지 않은 시스템의 수

n_{ci3}: 가속조건 i에서 부품 1과 2 모두에 의해 고장나지 않은 시스템의 수

τ: 최종 검사시간

t_{ijk}: 가속조건 i에서 부품 j에 의해 고장난 시스템 중 k번째 시스템의 수명($k=1,2,\cdots,n_{ij}$)

λ_{ij}: 가속조건 i에서 부품 j의 고장률

$\overline{\varphi}$: 가속조건 1에 투입되는 표본할당비율

φ: 가속조건 2에 투입되는 표본할당비율

2.2. 기본 가정

두 개의 부품으로 구성된 병렬형 시스템의 CSLT를 위한 최적 계획을 탐사하기 위해 다음과 같이 가정한다.

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

[가정 2] 가속조건 i에서 시스템을 구성하고 있는 부품 j의 수명은 고장률이 λ_{ij}인 지수분포를 따른다. 즉,

$$f_{ij}(t) = \lambda_{ij}\exp[-\lambda_{ij}t]$$

이다.

[가정 3] 각 검사가 진행되는 동안에는 조건을 변화시키지 않는다.

2.3. 검사과정

[1] 검사에 투입되는 시스템 중에서 임의의 $n\bar{\varphi}$개의 시스템은 가속조건 1의 검사에 투입하고, 나머지 $n\varphi$개의 시스템은 가속조건 2의 검사에 투입한다.

[2] 각 검사에 투입된 시스템은 최종 검사시간인 τ까지 작동하도록 한다. 각 조건에서 시간 τ가 되기 전에 고장난 시스템의 경우는 고장날 때까지의 수명시간 t_{ijk}를 마지막까지 작동한 부품의 확인과 함께 관측값으로 받아 들인다. 시간 τ가 될 때까지 계속 작동되고 있는 시스템의 경우는 마지막까지 작동한 부품을 확인하여 이를 관측값으로 받아들인다. 여기서 고장날 때가지의 시간 t뿐만 아니라 고장난 시스템의 수인 n_{ij}와 고장나지 않은 시스템의 수인 n_{cij}및 n_{ci3}도 확률 변수가 된다.

2.4. 수리적 모형

검사과정으로부터 얻어지는 자료 t_{ijk}, n_{ij}, n_{cij}, 그리고 n_{ci3} 으로부터 우도함수를 구하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} L = & \prod_{i=1}^{2}\prod_{j=1}^{2}\prod_{k=1}^{n_{ij}}[\lambda_{ij}\exp[-\lambda_{ij}t_{ijk}]\{1-\exp[-(\lambda_{i.}-\lambda_{ij})t_{ijk}]\}] \\ & \times\prod_{i=1}^{2}\prod_{j=1}^{2}\prod_{k=1}^{n_{cij}}[\exp[-\lambda_{ij}\tau]\{1-\exp[-(\lambda_{i.}-\lambda_{ij})\tau]\}] \\ & \times\prod_{i=1}^{2}\prod_{k=1}^{n_{ci3}}[\exp[-\lambda_{i.}\tau]] \end{aligned} \tag{2.1}$$

여기서 $\lambda_{i.} = \lambda_{i1} + \lambda_{i2}$ 이다. 식 (2.1)로부터 대수우도함수를 구하면 다음과 같이 정리된다.

$$\begin{aligned} \log L = & \sum_{i=1}^{2}\sum_{j=1}^{2}n_{ij}\log\lambda_{ij} - \sum_{i=1}^{2}\sum_{j=1}^{2}\lambda_{ij}(T_{ij}+n_{cij}\tau) \\ & +\sum_{i=1}^{2}\sum_{j=1}^{2}\sum_{k=1}^{n_{ij}}\log(1-\exp[-(\lambda_{i.}-\lambda_{ij})t_{ijk}]) \\ & +\sum_{i=1}^{2}\sum_{j=1}^{2}n_{cij}\log(1-\exp[-(\lambda_{i.}-\lambda_{ij})\tau]) - \tau\sum_{i=1}^{2}n_{ci3}\lambda_{i.} \end{aligned} \tag{2.2}$$

여기서 $T_{ij} = \sum_{k=1}^{n_{ij}} t_{ijk}$ 이다.

모수 λ_{ij}의 최우추정량은 식 (2. 2)를 λ_{ij} 각각에 대해 편미분한 네 개의 우도방정식의 해로부터 얻어진다.

$$\frac{\partial \log L}{\partial \lambda_{ij}} = \frac{n_{ij}}{\lambda_{ij}} - T_{ij} - (n_{cij} + n_{ci3})\tau + \sum_{k=1}^{(n_{i.}-n_{ij})} \frac{(t_{i.k} - t_{ijk})\exp[-\lambda_{ij}(t_{i.k} - t_{ijk})]}{1-\exp[-\lambda_{ij}(t_{i.k} - t_{ijk})]}$$
$$+ (n_{ci.} - n_{cij}) \frac{\tau \exp[-\lambda_{ij}\tau]}{1-\exp[-\lambda_{ij}\tau]} \tag{2.3}$$

여기서 $t_{i.k} = t_{i1k} + t_{i2k}$, $n_{i.} = n_{i1} + n_{i2}$, , 그리고 $n_{ci.} = n_{ci1} + n_{ci2}$ 이다.

3. 최적 표본할당비율의 결정

모수 λ_{ij}의 최우추정량에 관한 분산 및 공분산은 정보행렬로부터 얻어지는데, 정보행렬을 구하기 위해서는 각 모수 λ_{ij}들에 대한 2차 편도함수를 구한 후 각각의 기대값을 계산해야 한다. 그러나 2차 편도함수와 이들의 기대값을 구하는데 있어서 다음의 식(3.1)의 계산이 매우 복잡하다.

$$y \frac{\exp[-\lambda_{ij} y]}{1-\exp[-\lambda_{ij} y]} \tag{3.1}$$

여기서 $y = t_{i.k} - t_{ijk}$이다. 그러므로 2차 편도함수를 구하기 전에 위의 식을 다음과 같이 근사적인 값으로 대치하고자 한다.

$$\frac{1}{\lambda_{ij}} - \frac{\frac{1}{\lambda_{ij}} - a_{ij}(\tau)}{\tau} \cdot y \tag{3.2}$$

여기서 $a_{ij}(\tau) = \tau \exp[-\lambda_{ij}\tau] / \{1-\exp[-\lambda_{ij}\tau]\}$ 이다.

이러한 제안에 대한 수리적인 근거는 다음과 같다. 먼저

$$\begin{aligned} \lim_{y\to 0} y \frac{\exp[-\lambda_{ij} y]}{1-\exp[-\lambda_{ij} y]} &= \lim_{y\to 0} \frac{\exp[-\lambda_{ij} y] - \lambda_{ij} y \exp[-\lambda_{ij} y]}{\lambda_{ij}\exp[-\lambda_{ij} y]} \\ &= \lim_{y\to 0}\left(\frac{1}{\lambda_{ij}} - y\right) \\ &= \frac{1}{\lambda_{ij}} \end{aligned}$$

이고, 식(3.1)은 y에 관한 감소함수이므로 이를 다음의 두 점을 지나는 일차직선으로 근사시키면 식(3.2)와 같은 y에 관한 일차식을 얻을 수 있다.

$$\left(0,\ \frac{1}{\lambda_{ij}}\right),\quad \left(\tau,\ \frac{\tau\exp[-\lambda_{ij}\tau]}{1-\exp[-\lambda_{ij}\tau]}\right)$$

위의 사실을 근거로 하여 편도함수의 변형된 형태는 다음과 같다.

$$\frac{\partial \log L^*}{\partial \lambda_{ij}} = \frac{n_{i.}+n_{ci.}-n_{cij}}{\lambda_{ij}} - T_{ij} - (n_{cij}+n_{ci3}\tau)$$
$$-\left(\frac{1}{\lambda_{ij}\tau}+1-\frac{1}{1-e^{-\lambda_{ij}\tau}}\right)\{T_{i.}-T_{ij}-(n_{ci.}-n_{cij})\tau\} \qquad (3.3)$$

여기서 $T_{i.} = T_{i1} + T_{i2}$ 이다. 식(3.3)으로부터 2차 편도함수를 구하면 다음과 같다.

$$\frac{\partial^2 \log L^*}{\partial \lambda_{ij}^2} = -\frac{n_{i.}+n_{ci.}-n_{cij}}{\lambda_{ij}^2} + \left\{\frac{1}{\lambda_{ij}^2\tau} - \frac{\tau\exp[-\lambda_{ij}\tau]}{(1-\exp[-\lambda_{ij}\tau])^2}\right\}$$
$$\times\{T_{i.}-T_{ij}+(n_{ci.}-n_{cij})\tau\} \qquad (3.4)$$

이 외에는 0의 값을 갖는다.

정보행렬을 구하기 위한 다음 단계로 2차 편도함수의 기대값을 구하면 다음과 같다.

$$E\left[\frac{\partial^2 \log L^*}{\partial \lambda_{ij}^2}\right] = -n\varphi\left(\frac{\varphi}{1-\varphi}\right)^{i-2}\left[\frac{1}{\lambda_{ij}^2}(1-A_{ij}) - \left\{\frac{1}{\lambda_{ij}^2\tau} - \frac{\tau A_{ij}}{(1-A_{ij})^2}\right\}\right.$$
$$\left.\times\left\{\frac{1}{\lambda_{i.}-\lambda_{ij}}\left(1-\frac{A_{i.}}{A_{ij}}\right) - \frac{\lambda_{i.}-\lambda_{ij}}{\lambda_{i.}^2}(1-A_{i.}) - \frac{\lambda_{ij}}{\lambda_{i.}}\tau A_{i.}\right\}\right] \qquad (3.5)$$

여기서 $A_{ij} = \exp[-\lambda_{ij}\tau]$ 이고, $A_{i.} = A_{i1}A_{i2}$이다. 식(3.5)로부터 정보행렬의 각 원소를 구한 후 모수 λ_{ij}의 최우추정량 각각에 대해 점근분산(asymptotic variance)을 구하면 다음과 같다.

$$AsVar(\widehat{\lambda_{ij}}) = \frac{1}{n\varphi^{i-1}(1-\varphi)^{2-i}B_{ij}} \qquad (3.6)$$

여기서

$$B_{ij} = \frac{1}{\lambda_{ij}^2}(1-A_{ij}) - \left\{\frac{1}{\lambda_{ij}^2\tau} - \frac{\tau A_{ij}}{(1-A_{ij})^2}\right\}$$
$$\times\left\{\frac{1}{\lambda_{i.}-\lambda_{ij}}\left(1-\frac{A_{i.}}{A_{ij}}\right) - \frac{\lambda_{i.}-\lambda_{ij}}{\lambda_{i.}^2}(1-A_{i.}) - \frac{\lambda_{ij}}{\lambda_{i.}}\tau A_{i.}\right\}$$

이다.

일반적으로 CSLT에서는 표본할당을 위한 최적화 기준으로 λ_{ij}의 점근분산의 합이 고려되는데, 두 개의 부품으로 구성된 병렬형 시스템의 경우 λ_{ij}의 점근분산의 합을 구하여 표본할당비율 φ의 함수로 나타내면 다음과 같다.

$$g(\varphi) = \sum_{i=1}^{2}\sum_{j=1}^{2} \frac{1}{n\varphi^{i-1}(1-\varphi)^{2-i}B_{ij}} \tag{3.7}$$

$g(\varphi)$를 최소가 되게 하는 최적 표본할당비율 φ^*를 구하기 위해서는 $g(\varphi)$를 φ에 관하여 미분한 후 0으로 놓고 방정식을 풀면 다음과 같은 두 개의 해가 얻어진다.

$$\varphi_1 = \frac{-Q-\sqrt{PQ}}{P-Q}$$
$$\varphi_2 = \frac{-Q+\sqrt{PQ}}{P-Q} \tag{3.8}$$

여기서 $P = B_{21}B_{22}(B_{11}+B_{12})$이고, $Q = B_{11}B_{12}(B_{21}+B_{22})$이다. 그런데 φ는 표본할당비율이므로 양의 값이어야 한다. 따라서 φ_2를 최적 표본할당비율로 선정한다.

4. 최적 표본할당비율의 탐색

이 절에서는 각 가속조건에 대한 각 부품의 고장률의 비와 각 가속조건에서의 고장률, 그리고 최종 검사시간의 변화에 따른 최적 표본할당문제에 관하여 토의하고자 한다. 먼저 각 조건에서 부품의 고장률의 비의 변화에 따라 최적 표본할당비율이 변화되는 양상을 고찰해 보고자 한다. 가속조건 1에서 부품의 고장률을 공히 0.01로 하고, 최종 검사시간 τ를 10으로 하여 각 가속조건에 대한 각 부품의 고장률의 비인 k_1과 k_2의 변화에 따른 최적 표본할당비율을 구해 본 결과 〈표 1〉과 같다. 이 표에서 나타난 바와 같이 k_1과 k_2의 값이 증가할수록 즉, 가속조건 2에서의 부품의 고장률이 가속조건 1에서의 부품의 고장률보다 클수록 가속조건 2의 검사에 투입되는 표본할당비율인 φ의 값은 증가한다. 또한 모든 φ의 값이 0.5를 초과하는데, 이는 가속조건 2에서의 고장률이 가속조건 1에서의 고장률보다 더 크므로 더 열악한 조건에서 더 많은 시스템의 검사를 수행하여야 한다는 의미로 해석된다. 또한 두 부품의 고장률의 비의 차가 클수록 φ의 값이 증가하는 것을 알 수 있다. 예를 들어 k_1과 k_2의 값이 모두 2.5인 경우보다 각각의 값이 2.0과 3.0인 경우가 φ의 값이 더 크고, 두 값이 각각 2.0과 3.0인 경우보다 각각의 값이 1.5와 3.5인 경우가 φ의 값이 더 크다.

다음에는 부품의 고장률의 변화에 따라 최적 표본할당비율이 변화되는 양상을 고찰하고자 한다. k_1과 k_2를 공히 3.0으로 하고, 최종 검사시간 τ를 10으로 하여 각 부품의 고장률의 변화에 따른 최적 표본할당비율을 계산한 결과 〈표 2〉와 같다. 이 표에서 보는 바와 같이 각 부품의 고장률이 증가할수록 가속조건 2의 검사에 투입되는 표본할당비율인 φ의 값은 증가한다. 여기서도 모든 φ의 값이 0.5를 초과하는데, 위에서 기술한 것과 같은 의미로 해석된다. 또한 두 부품의 고장률의 차가 클수록 φ의 값이 증가하는 것을 알 수 있다. 예를 들어 λ_{11}과 λ_{12}의 값이 모두 0.05인 경우

보다 각각의 값이 0.03과 0.07인 경우가 φ의 값이 더 크고, 두 값이 각각 0.03과 0.07인 경우보다 각각의 값이 0.01과 0.09인 경우가 φ의 값이 더 크다.

마지막으로 최종 검사시간의 변화에 따른 최적 표본할당비율의 변화 양상을 고찰해 보고자 한다. 가속조건 1에서의 두 부품의 고장률을 앞의 예에서와 마찬가지로 각각 0.01과 0.02로 하여 최종 검사시간 τ의 변화에 따른 최적 표본할당비율 φ를 계산하여 〈표 3〉에 제시하였다. 이 표에서 나타난 바와 같이 최종 검사시간이 길수록 가속조건 2의 검사에 투입되는 표본할당비율의 최적해인 φ의 값이 증가하는 것으로 나타났다. 이는 검사시간을 길게 할수록 더 열악한 가속조건인 가속조건 2에 시스템의 검사수를 더 많이 할당하여야 한다는 의미로 해석된다. 또한 τ의 값이 증가할수록 φ의 값이 증가하는 경향이 점차 둔화되는 것을 알 수 있다.

5. 결론

본 연구에서는 두 개의 독립적인 부품으로 구성된 병렬형 시스템의 CSLT에 관한 최적 표본할당문제에 관하여 고찰하였다. 모형화 단계에서는 각 시스템의 수명 및 시스템을 구성하고 있는 각 부품의 수명은 서로 독립이고, 각 가속조건에서 검사에 투입되는 시스템을 구성하고 있는 부품의 수명은 지수분포를 따르는 것으로 가정하였다. 또한 각 검사가 진행되는 동안에는 조건을 변화시키지 않는 것으로 가정하였다. 검사계획에 있어서는 이러한 가정하에 각 부품의 고장률의 최우추정량의 점근분산의 합을 구하여 이를 최소가 되게 하는 최적 표본할당비율을 제안하였다. 또한 각 조건에서 고장률과 최종 검사시간의 변화에 따라 표본할당비율이 변화되는 양상을 고찰하였다.

6. 참고문헌

[1] 박희창, 이석훈 (1992). 종속적인 병렬형 시스템의 최적검사계획, 「충남과학연구지」, 제 19권, 2호, 10-15.

[2] 박희창, 이석훈 (1995). 절단된 자료가 있는 병렬형 시스템의 단계적 충격수명검사, 「품질경영학회지」, 제 23권, 제 1호, 15-28.

[3] 이석훈, 박래현, 박희창 (1992). 두 개의 부품으로 구성된 시스템의 단계적 충격생명검사에 관한 연구, 「응용통계연구」, 제 5권, 2호, 193-208.

[4] 박희창, 임대혁, 최만석, 이석훈 (1991). 이변량 시스템의 단계적충격검사를 위한 최적실험계획, 「충남과학연구지」, 제 18권, 2호, 24-37.

[5] 이석훈 (1989). 계단식 충격 생명검사에 관한 연구, 「응용통계연구」, 제 2권 2호, 61-78.

[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, No. 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] Bhattacharyya, G.K. and Soejoeti, Z. (1981). On the Performance of Least Squares Estimator in Type-II Censored Aaccelerated Life Tests, *IAPQR Transactions - Jour. Ind. Assoc. for Productivity, Quality and Reliability,* 6, 1, 39-55.

[10] Fettel, B.E., Johnston, D.R. and Morris, P.E. (1980). Accelerated Life Testing of Prothetic Heart Valves, *Medical Instrumentation,* 14, 161-164.

[11] Glaser, R.E. (1984). Estimation for a Weibull Accelerated Life Testing Model, *Naval Research Logistics Quarterly,* 31, 559-570.

[12] Hartley, H.O. and Sielken, R.L. (1977). Estimation of Safe Dose in Carcinogenic Experiments, *Biometrics,* 33, 1-30.

[13] Kitagawa, K., Toriama, K., and Kanuma, Y. (1984). Reliability of Liquid Crystal Display, *IEEE Transactions on Reliability,* R-33, 3, 213-218.

[14] Klein, J.P. and Basu, A.P. (1980). Accelerated Life Tests under Competing Weibull Causes of Failure, *Communications in Statistics - Theory and Methods,* 10, 2073-2100.

[15] Klein, J.P. and Basu, A.P. (1982). Accelerated Life Tests under Competing Weibull Causes of Failure, *Communications in Statistics - Theory and Methods,* 11, 2271-2286.

[16] 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.

[17] Miller, R. and Nelson, W.B. (1983). Optimum Simple Step Stress Plans for Accelerated Life Testing, *IEEE Transactions on Reliability*, Vol. 32, 59-65.

[18] 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.*

[19] Nelson, W.B. (1980). Accelerated Life Testing-Step Stress Models and Data Analysis, *IEEE Transactions on Reliability*, Vol. 29, 103-108.

[20] Nelson, W.B. and Hahn, G.J. (1972). Linear Estimation of a Regression Relationship from Censored Data - Part 1. Simple Methods and their Application, *Technometrics,* 14, 247-267.

[21] Nelson, W.B. and Hahn, G.J. (1973). Linear Estimation of a Regression Relationship from Censored Data - Part 2. Best Linear Unbiased Estimation and Theory, *Technometrics,* 15, 133-150.

[22] 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.

[23] Nelson, W.B. and Kielpinski, T.J. (1976). Theory for Optimum Censored Accelerated Tests for Normal and Lognormal Life Distributions, *Technometrics,* 18, 105-114.

[24] Nelson, W.B. and Meeker, W.Q. (1978). Theory for Optimum Accelerated Censored Life Tests for Weibull and Extreme Value Distributions, *Technometrics,* 20, 171-177.

〈표 1〉 고장률의 비의 변화에 따른 최적 표본할당비율

k_1 \ k_2	1.5	2.0	2.5	3.0	3.5
1.5	0.5537	0.5744	0.5928	0.6093	0.6242
2.0	0.5744	0.5919	0.6078	0.6223	0.6356
2.5	0.5928	0.6078	0.6216	0.6344	0.6463
3.0	0.6093	0.6223	0.6344	0.6457	0.6564
3.5	0.6242	0.6356	0.6463	0.6564	0.6660

〈표 2〉 부품의 고장률의 변화에 따른 최적 표본할당비율

λ_{11} \ λ_{12}	0.01	0.03	0.05	0.07	0.09	0.11
0.01	0.6457	0.6649	0.6896	0.7155	0.7408	0.7646
0.03	0.6649	0.6683	0.6830	0.7020	0.7218	0.7402
0.05	0.6896	0.6830	0.6875	0.6987	0.7127	0.7268
0.07	0.7155	0.7020	0.6987	0.7027	0.7110	0.7208
0.09	0.7408	0.7218	0.7127	0.7110	0.7142	0.7201
0.11	0.7646	0.7402	0.7268	0.7208	0.7201	0.7226

〈표 3〉 최종 검사시간의 변화에 따른 최적 표본할당비율

$k_1=1.0,\ k_2=2.0$		$k_1=2.0,\ k_2=2.0$		$k_1=1.0,\ k_2=3.0$		$k_1=2.0,\ k_2=3.0$		$k_1=3.0,\ k_2=3.0$	
τ	φ	τ	φ	τ	φ	τ	φ	τ	φ
10	0.575	10	0.596	10	0.627	10	0.641	10	0.654
20	0.587	20	0.607	20	0.652	20	0.663	20	0.674
30	0.600	30	0.618	30	0.678	30	0.684	30	0.692
40	0.613	40	0.628	40	0.702	40	0.702	40	0.708
50	0.625	50	0.636	50	0.724	50	0.718	50	0.720
60	0.637	60	0.644	60	0.742	60	0.730	60	0.729
70	0.648	70	0.650	70	0.756	70	0.738	70	0.735
80	0.657	80	0.655	80	0.765	80	0.743	80	0.738
90	0.665	90	0.659	90	0.771	90	0.746	90	0.740
100	0.671	100	0.661	100	0.773	100	0.746	100	0.741