Journal of Statistical Theory & Methods
1996, Vol. 7, pp 37~46

가속수명시험에 대한 적합도 검정에 관한 연구

이 우 동[1] 조 건 호[2]

요 약 계단충격가속수명시험에서 얻은 자료를 토대로 통계적 추론을 위해 가정하는 수명분포에 대한 적합도 검정을 Kolmogorov-Smirnov, Cramer-von Mises, Anderson-Darling과 같은 비모수적 검정통계량들을 이용한 검정절차를 제안하고,각 통계량들을 검정력 측면에서 비교하고자 한다.

주제어: 가속수명시험,가속요인,적합도 검정

1. 서 론

실생활에서 사용되는 제품들의 수명은 신뢰성이 높으며 또한 라이프 사이클(life cycle)이 긴 것이 많다. 제품의 수명에 관한 정보를 얻기 위하여 보통충격수준(use stress level)하에서는 그 제품의 수명시간(lifetime)을 관측하기에는 긴 시간과 시험에 소요되는 많은 비용이 요구된다. 그러므로 제품의 수명에 관한 정보를 빠른 시간 내에 관측할 때,보통충격수준 이상의 강한충격수준(high stress level)에서 제품의 수명시험을 실시한다면 더 빠른 시간 내에 수명시간을 관측할 수 있을 것이다. 이러한 시험을 가속수명시험(accelerated life tests,ALT)이라 한다(Nelson(1990)). 그리고 가속수명시험에서 우리의 관심은 강한 충격수준에서 얻어진 수명자료를 모형을 통해 분석하고, 외삽법(extrapolation)을 사용하여 보통수준에서의 수명분포의 통계적 추론에 있다.

가속수명시험에서는 보통충격수준 하에서의 수명분포를 미리 가정하고 가속수명자료를 이용하여 모수에 대한 통계적 추론을 하지만 보통충격수준 하에서의 자료가 미리 가정된 수명분포에 대해 잘 맞지 않는 경우에 그 시험의 결과는 잘못된 정보를 제공할 것이며 거기에 따르는 시간과 경비의 손실은 클 것이다. 그러므로 가속수명자료가 미리 가정된 수명분포를 따르는 지를 검정하는 적합도 검정(test of goodness of fit)은 매우 중요하고 의미있는 연구이다.

가속수명자료를 이용한 적합도 검정에 대한 연구는 Shaked 와 Singpurwalla(1982)가 일정충격가속수명시험모형(constant stress ALT model)에서 얻어진 자료를 토대로 Kolmogorov-Smirnov 검정통계량을 이용한 적합도 검정을 제안하였다. 그리고

[1] 경북 경산시 경산대학교 자연과학대학 통계학과
[2] 경북 경산시 경산대학교 자연과학대학 통계학과

Cho(1994)는 계단충격가속시험수명(step-stress ALT)에서 얻은 자료를 사용하여 Kolmogorov-Smirnov, Kuiper, Watson, Cramer-von Mises, Anerson-Darling검정 통계량들을 이용한 적합도 검정을 제안하였다. 본 연구는 Shaked와Singpurwalla(1983)에 의한 계단충격가속시험모형 하에서 가속수명자료로 경험적 분포함수(empirical distribution function)를 이용한 적합도 검정 통계량들을 제안하고 몬테칼로 모의실험(Monte-Carlo simulation)을 이용하여 기각치(critical value)를 구하며 검정력(power of test) 측면에서 어느 통계량이 더 우수한 지를 몇 개의 분포를 대립가설(alternative hypothesis) 하에서 고려하여 비교하고자 한다.

2절에서는 계단충격가속시험에서 얻은 관찰치로부터 모수들을 추정하는 방법을 다루며 3절에서는 가속수명자료를 이용한 적합도 검정 통계량들을 제안하고, 검정절차를 소개한다. 그리고 귀무가설 하에서 제안된 통계량들의 기각치를 몬테칼로 방법으로 구하고, 4절에서는 대립가설 분포로 Weibull, Log-normal 분포를 고려하여 검정력 측면에서 제안된 통계량들을 비교한다.

2. 가속요인의 비모수적 추정

서로 다른 충격수준의 수명분포에 대한 분포함수들 사이에 관계를 설명하기 위하여 다양한 비모수적 모델을 사용하여 가속화(accelerated)와 비가속화(nonaccelerated)된 분포함수들 사이에 함수적인 관계를 다음과 같이 가정한다. 계단충격가속수명시험에서 I 개의 계단(step)이 있고, J개의 충격수준(stress level)이 있다고 가정하자. 충격수준 $V_i^{(j)}, i=1,2,\cdots,I, j=1,2,\cdots,J$에서의 관찰되는 가속수명시간에 대한 분포함수를 F_j라 하면

$$F_j(t)=F(V_i^{(j)\alpha}t),\ t\geq 0\ ,j=1,2,\cdots,J \tag{2.1}$$

이 된다. 그리고 F_0를 정상충격수준 V_0하에서 관찰되는 수명시간 T_0의 분포함수라 한다면 $F_0(t)=F(V_0^{\alpha}t)$가 된다. 여기서 F는 알려져있지 않은 연속인 분포함수이고, α는 미지의 상수이며 가속요인(acceleration factor)이다. 계단충격가속수명시험에서 $I=2$인 경우를 가정하면, 미리 정해진 시간 τ까지는 각 부품에대해 J개의 충격수준 $V_1^{(j)}, j=1,2,\cdots,J$를 이용하여 실험을 하고 τ이후에서는 충격수준 $V_2^{(j)},\ j=1,2,\cdots,J$를 이용하여 수명시간들을 관측한다. 여기서 충격수준은 $V_1^{(j)}\leq V_2^{(j)},\ j=1,2,\cdots,J$ 인 관계가 된다. 이러한 계단충격가속수명시험에서 관측되는 수명시간을 T라 하고 그 분포함수를 H라 둔다면,

$$H(t)=P(T\leq t)=\begin{cases} F(V_1^{(j)\alpha}t) & ,0\leq t<\tau \\ F(V_1^{(j)\alpha}\tau+V_2^{(j)\alpha}(t-\tau\ \ )) & ,\tau\leq t<\infty \end{cases} \tag{2.2}$$

이다. 그리고 가속요인 α를 추정하기 위해서는 τ이전이나 이후의 J개의 충격수준이 적어도 2개 이상의 수준이 달라야 한다.

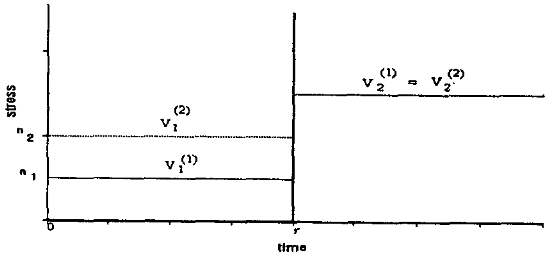

그림 2-1. 계단충격

이 연구에서는 $V_1^{(1)} < V_1^{(2)}, V_2^{(1)} = V_2^{(2)}$로 가정한다(참고:그림2-1). 위의 (2.2)는 정상조건에서 수명분포가 지수분포일 경우, DeGroot와 Goel(1979)이 제안한 변환확률변수(tampered random variable,TRV)모형과 같다(Shaked and Singpurwalla(1983)).

$T_r^{(1)}, r = 1,2,\cdots,n_1$를 위의 모형에서 충격 $V_i^{(1)}, i = 1,2$를 받았을 때 관측되는 자료라 하고, $T_r^{(2)}, r = 1,2,\cdots,n_2\ (n_2 = n - n_1)$를 충격 $V_i^{(2)}, i = 1,2$를 받았을 때 관측되는 자료라 하자. 그러면 τ 이전에 충격 $V_i^{(1)}$에 의해 관측된 시간의 경우, $P(T_r^{(1)} \le t) = F(V_1^{(1)\alpha}t),\ \ r = 1,\ 2,\cdots,n_1$ 이고, 충격 $V_i^{(2)}$에 의해 관측된 시간의 경우, $P(T_r^{(2)} \le t) = F(V_1^{(2)\alpha}t),\ \ r = 1,2,\cdots,n_1$ 이다. 그리고 보통 충격수준에서 수명 시간 T_0와 계단 충격 가속 수명 시험에서 관측되는 수명시간 T는 가속요인 α와 충격수준으로 표시 된다.

$$T_0 = \begin{cases} (\dfrac{V_1^{(j)}}{V_0})^\alpha T & ,\ T \le \tau \\ (\frac{V_1^{(j)}}{V_0})^\alpha \tau + (\frac{V_2^{(1)}}{V_0})^\alpha (T - \tau) & ,\ T > \tau \end{cases} \tag{2.3}$$

위의 식(2.3)에 가속요인 α의 비모수적 추정량 $\hat{\alpha}$를 추정하여 대입하면 정상충격수준에서의 수명시간을 추정해 낼 수 있고, 그 추정된 시간을 $\tilde{T}_0$라 둔다면, $\tilde{T}_0$를 이용하여 F_0의 비모수적 추정량을 구할 수 있다.

$\hat{F}_1$와 $\hat{F}_2$를 분포함수 F_1와 F_2의 경험적 추정량이라 두자. 즉

$$\hat{F}_1(t) = \frac{1}{n_1}\sum_{r=1}^{n_1} I\{T_r^{(1)} \le t\},\ \hat{F}_2(t) = \frac{1}{n_2}\sum_{r=1}^{n_2} I\{T_r^{(2)} \le t\} \tag{2.4}$$

그리고 경험적 추정량을 이용한 분위수 함수(quantile function)의 추정량들을 각각

$$\hat{F}_1^{-1}(u) = \sup\{t | \hat{F}_1(t) \le u\},\ \text{그리고}\ \hat{F}_2^{-1}(u) = \sup\{t | \hat{F}_2(t) \le u\},\quad 0 \le u < 1,$$

가 되며, $u_2 = \min(\ \hat{F}_1(\tau\ ), \hat{F}_2(\tau\ )\ )$라 하자. 그러면 θ_{12}를

$$\theta_{12} = (\frac{V_1^{(2)}}{V_1^{(1)}})^\alpha$$

라 하면, θ_{12}의 추정량은 아래와 같이 얻을수 있다.

$$\hat{\theta}_{12} = \int_0^{u_2} \hat{F}_1^{-1}(u)du \Big/ \int_0^{u_2} \hat{F}_2^{-1}(u)du.$$

따라서, 가속요인 α의 추정량은

$$\hat{\alpha} = \log(\hat{\theta}_{12}) \Big/ \log(\tfrac{V_1^{(2)}}{V_1^{(1)}})$$

이된다. 가속요인의 추정량 $\hat{\alpha}$가 α의 일치추정량(consistent estimator)임을 Shaked와 Singpurwalla(1983)의 증명을 통해 F_0의 추정량

$$\hat{F}_0 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} I\{\tilde{T}_{0i} \le t\},\ n = n_1 + n_2$$

를 이용하여 분포함수 F_0의 적합도 검정에 이용할 수 있다.

3. 적합도 검정의 절차와 검정통계량

연 신 분포함수 F_0의 적합도 검정을 위하여 기존의 알려진 Kolmogorov-Smirnov(KS) 통계량, Anderson-Darling(AD) 통계량,Cramer-von Mises(CVM) 통계량을 이용한다. 먼저, 귀무가설 하에서 가정된 분포함수 F_{H_0}에 포함된 p개의 모수들을 $(\eta_1, \eta_2, \cdots, \eta_p)$로 표시하자. 모수들을 모르는 경우의 적합도 검정 방법은 p개의 모수들에 대한 추정량들을 구하여 모수들의 추정량들을 $(\hat{\eta}_1, \hat{\eta}_2, \cdots, \hat{\eta}_p)$라 두고 이 추정량들을 분포함수 F_{H_0}에 대입하여 귀무가설 하의 검정통계량을 계산하는 것이 일반적이다 (Durbin(1973)). Z는 0과 1 구간에서 연속인 일양분포(uniform distribution)하는 확률변수이고, Z의 분포함수는 $F_Z(x) = x, 0 < x < 1$ 이다. 임의의 연속인 분포함수 F를 갖는 확률표본 $T_1, T_2, \cdots, T_n$에 대해 $Z_i = F(T_i),\ i = 1,2,\cdots,n$는 일양분포한다. Z_i들의 순서 통계량을 $Z_{(i)}$로 표시한다면, 귀무가설 H_0: $F = F_{H_0}$ 하에서는

$$F_n(t) - F_{H_0}(t) = F_{Z_n}(z) - z,$$

여기서,

$$F_{Z_n}(z) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} I\{Z_i \le z\}$$

이다. 이를 이용하여 KS 통계량, AD 통계량,CVM 통계량을 나타내면 아래와 같다.

(1)KS 통계량: D

$$D = \max\{D^+, D^-\},\ D^+ = \max_{1 \le i \le n}\{i/n - Z_{(i)}\}, D^- = \max_{1 \le i \le n}\{Z_{(i)} - (i-1)/n\}$$

(2)AD 통계량: A^2

$$A^2 = -n - 1/n\sum_{i=1}^{n}(2i-1)[\log Z_{(i)} - \log(1 - Z_{(n-i+1)})]$$

(3)CVM 통계량: W^2

$$W^2 = \sum_{i=1}^{n} \{Z_{(i)} - (2i-1)/(2n)\}^2 + 1/(12n)$$

가속수명시험자료에 대해 위의 통계량들을 이용한 적합도 검정을 고려해보자. 식(2.3)에 의해 가속수명자료 T는 보통충격수준에서의 수명시간 T_0로 변환할 수 있고 $\hat{\alpha}$를 이용하여 추정된 $\tilde{T}_0$를 계산할 수 있다. F_0에 포함된 모수 η_i, $i=1,2,\cdots,p$들을 T_0의 표본 T_{0i}, $i=1,2,\cdots,n$를 이용하여 추정한 추정량 $\hat{\eta}_i$, $i=1,2,\cdots,p$는 최우추정량(maximum likelihood estimator)이며 일치추정량이라 하자. 그러면

$$F_0(t|\hat{\eta}_1,\hat{\eta}_2,\cdots,\hat{\eta}_p) \xrightarrow{a.s.} F_0(t|\eta_1,\eta_2,\cdots,\eta_p),\ as\ n \to \infty.$$

그리고, T_{0i} 에 $\tilde{T}_{0i}$, i=1,2,$\cdots$,n 를 대입한 모수의 추정량을 $\hat{\eta}_i^*$라 하고

$$\hat{Z}_i = F_0(\tilde{T}_{0i}|\hat{\eta}_1^*,\hat{\eta}_2^*,\cdots,\hat{\eta}_p^*)$$

라 둔다면 아래의 정리를 얻을수 있다.

정리3.1 F_0가 연속인 분포함수이고 $\hat{\eta}_i \xrightarrow{a.s.} \eta_i$ 라면 $n \to \infty$ 이면

$$\hat{Z}_i - Z_i \xrightarrow{a.s.} 0\ .$$

증명 $\hat{\alpha}$가 α의 일치추정량이고 $\hat{\eta}_i \xrightarrow{a.s.} \eta_i$이므로, $T_{0i} - \tilde{T}_{0i} \xrightarrow{a.s.} 0$ 이다. 또 F_0가 연속인 분포함수이므로 $\hat{Z}_i - Z_i \xrightarrow{a.s.} 0$이다(Serfling(1980)).

위의 정리를 이용하면 가속수명자료 $T_1,T_2,\cdots,T_n$을 정상충격수준에서의 수명시간 $\tilde{T}_{01},\tilde{T}_{02},\cdots,\tilde{T}_{0n}$로 환원시켜 D, A^2 ,W^2 통계량을 아래와 같은 절차를 통해 귀무가설 $H_0{:}F_0 = F_{H_0}$를 검정한다.

검정절차

1. $\tilde{T}_{01},\tilde{T}_{02},\cdots,\tilde{T}_{0n}$을 순서화하여 $\tilde{T}_{0(1)} < \tilde{T}_{0(2)} < \cdots < \tilde{T}_{0(n)}$ 을 구한다.
2. F_{H_0}에 $\tilde{T}_{0i}$를 이용한 추정량 $\hat{\eta}_i^*$, $i=1,2,\cdots,p$를 대입하여 $\hat{Z}_i$를 계산한다.
3. 검정통계량을 계산한다.

$$\hat{D} = \max\{\hat{D}^+,\hat{D}^-\},\ \hat{D}^+ = \max_{1\le i\le n}\{i/n - \hat{Z}_{(i)}\},\hat{D}^- = \max_{1\le i\le n}\{\hat{Z}_{(i)} - (i-1)/n\}$$

$$\hat{A}^2 = -n - 1/n\sum_{i=1}^{n}(2i-1)[\log\hat{Z}_{(i)} - \log(1-\hat{Z}_{(n-i+1)})]$$

$$\hat{W}^2 = \sum_{i=1}^{n}\{\hat{Z}_{(i)} - (2i-1)/(2n)\}^2 + 1/(12n)$$

4. 표3-1의 기각치를 이용하여 검정

이 연구에서는 귀무가설 하에서 수명시간 T_0의 분포로 모수 λ를 갖는 지수분포(exponential distribution)로 가정하였을 때, 즉,

$$F_{H_0}(t)=1-e^{\lambda t},\lambda>0,t>0$$

인 경우, 그림 2-1과 같은 계단충격을 받았을 때 관찰되는 가속수명시험자료에 대한 적합도 검정을 실시해 보자.

먼저 모수 λ에 대한 추정량으로

$$\hat{\lambda}=n\Big/\sum_{i=1}^{n}T_{0i}$$

는 λ에 대한 일치추정량임이 밝혀져 있다. 이를 이용하여,

$$\hat{Z}_i=F(\tilde{T}_{0i}|\hat{\lambda}^*)=1-e^{\hat{\lambda}^*\tilde{T}_{0i}},\ \hat{\lambda}^*=n\Big/\sum_{i=1}^{n}\tilde{T}_{0i}$$

를 구할 수 있다. 그리고, 귀무가설 하에서 수명시간 T_0의 분포로 척도모수 λ와 충격에 의존하지 않는 형상모수 b를 가지는 와이블을 가정할 때 계단충격가속수명시험에서 얻어지는 자료의 적합도 검정 방법은 척도모수 $\lambda=1$, 형상모수 $b=0.5, 2.0$일 때, 즉 수명분포가 각각 감소고장율(decreasing failure rate)과 증가고장율(increasing failure rate)를 가지는 경우에 대한 적합도 검정 역시 위와 동일한 검정절차를 이용할 수있다.

검정통계량들의 기각치를 계산하기 위하여 "IMSL"의 난수 발생 부 프로그램 "GGUBS"를 이용하였다. 표본의 수($n=30,40,50,100$)인 경우 1000개의 검정통계량을 생성하고 유의수준 $\alpha=0.1$, 0.05에 대해 검정통계량의 $100(\alpha/2)\%$와 $100(1-\alpha/2)\%$번째 백분위수를 10번 반복 측정하여 평균을 기각치로 선택하였다. 표3-1, 표3-2, 표3-3에 결과가 주어져 있으며, 표본의 수가 다른 경우는 내삽법(interpolation)을 이용하여 기각치를 구하여 사용할 수 있고 표본의 수가 100이상인 대표본인 경우 대표본 근사 기각치를 이용하면 될 것이다.

4. 검정력 비교 및 결론

귀무가설의 분포가 지수분포일 때, 표 3-1을 이용하여 대립가설 하에서 와이블, 로그정규분포인 경우, 제안된 통계량들의 검정력을 계산하고 표 3-2와 표3-3을 이용하여 귀무가설의 분포가 와이블분포인 경우, 대립가설 하에서 지수분포, 로그정규분포일 때, 검정력을 표 4-1, 표4-2, 표 4-3에 얻었다. 아래의 결과들은 대립가설의 각 분포에서 표본의 크기가 30,40,50,100 일 때 3절에 주어진 절차를 통하여 각 검정통계량들을 1000번 계산한 후 유의수준 5%에서 귀무가설을 기각하는 횟수를 나타낸 것이다.

표 4-1, 표 4-2, 표 4-3을 통하여 다음과 같은 결과들을 알아낼 수 있었다.

귀무가설이 지수분포인 경우($\lambda=1$, $b=1$),

(1) 대립가설의 분포가 와이블분포인 경우는, 자료의 수가 작은 경우나 많은 경우 $\hat{A}^2$의 검정력이 $\hat{D}$나 $\hat{W}^2$보다 우수하였다.

(2) 대립가설이 로그정규분포인 경우는 자료의 수가 30,40,50일 때, $\hat{W}^2$의 검정력이 다른 통계량보다 우수하였고, 자료의 수가 100일 때는 $\hat{A}^2$의 검정력이 가장 높았다.

$\hat{A}^2$의 검정력이 $\hat{D}$나 $\hat{W}^2$보다 우수하였다.

귀무가설이 와이블분포인 경우($\lambda=1$, $b=0.5, 2.0$)에서도 대립가설의 분포가 지수,로그정규분포인 경우, $\hat{A}^2$의 검정력이 $\hat{D}$나 $\hat{W}^2$보다 우수하였다.

위의 결과로 볼 때, 계단충격가속수명시험 자료의 적합도 검정은 귀무가설의 분포가 지수분포나 와이블분포일 때, KS 통계량보다는 AD 통계량이나 CVM 통계량을 사용한 적합도 검정이 검정력 측면에서 더 우수하다.

표 3-1. $\hat{D}$,$\hat{W}^2$,$\hat{A}^2$의 기각치($\lambda=1$, $b=1$인 경우)

n	α	$\hat{D}$	$\hat{W}^2$	$\hat{A}^2$
30	0.10	0.155	0.105	0.778
	0.05	0.179	0.148	0.988
40	0.10	0.142	0.099	0.769
	0.05	0.160	0.143	0.890
50	0.10	0.135	0.095	0.758
	0.05	0.158	0.140	0.861
100	0.10	0.122	0.094	0.739
	0.05	0.146	0.129	0.833

표 3-2. $\hat{D}$,$\hat{W}^2$,$\hat{A}^2$의 기각치($\lambda=1$, $b=0.5$인 경우)

n	α	$\hat{D}$	$\hat{W}^2$	$\hat{A}^2$
30	0.10	0.145	0.101	0.647
	0.05	0.157	0.124	0.763
40	0.10	0.125	0.099	0.634
	0.05	0.136	0.117	0.750
50	0.10	0.113	0.100	0.652
	0.05	0.122	0.124	0.773
100	0:10	0.080	0.096	0.626
	0.05	0.087	0.112	0.718

표 3-3. $\hat{D}$,$\hat{W}^2$,$\hat{A}^2$의 기각치($\lambda=1$, $b=2$인 경우)

n	α	$\hat{D}$	$\hat{W}^2$	$\hat{A}^2$
30	0.10	0.144	0.102	0.653
	0.05	0.157	0.125	0.777
40	0.10	0.125	0.106	0.665
	0.05	0.134	0.128	0.813
50	0.10	0.112	0.102	0.657
	0.05	0.120	0.123	0.778
100	0.10	0.080	0.102	0.629
	0.05	0.087	0.122	0.739

표 4-1. $\hat{D}$,$\hat{W}^2$,$\hat{A}^2$의 검정력 비교($\lambda=1$, $b=1$인 경우)

H_1	n	$\hat{D}$	$\hat{W}^2$	$\hat{A}^2$
Weibull	30	251	290	308
Lognormal		150	155	119
Weibull	40	337	430	520
Lognormal		247	409	355
Weibull	50	398	577	618
Lognormal		450	513	409
Weibull	100	703	805	859
Lognormal		655	721	877

표 4-2. $\hat{D}$,$\hat{W}^2$,$\hat{A}^2$의 검정력 비교($\lambda=1$, $b=0.5$인 경우)

H_1	n	$\hat{D}$	$\hat{W}^2$	$\hat{A}^2$
Exponential	30	422	481	531
Lognormal		407	489	512
Exponential	40	423	532	532
Lognormal		447	523	529
Exponential	50	417	471	525
Lognormal		414	492	505
Exponential	100	439	563	587
Lognormal		451	555	564

표 4-3. $\hat{D}$,$\hat{W}^2$,$\hat{A}^2$의 검정력 비교($\lambda=1$, $b=2$인 경우)

H_1	n	$\hat{D}$	$\hat{W}^2$	$\hat{A}^2$
Exponential	30	439	490	508
Lognormal		420	504	510
Exponential	40	450	487	484
Lognormal		438	491	492
Exponential	50	434	479	522
Lognormal		434	495	503
Exponential	100	445	524	564
Lognormal		452	531	556

참고문헌

Cho,G.H. *Goodness of Fit testing for Exponential Distribution in Step−Stress Accelerated Life Testing*, Journal of Statistical Theory & Methods,5,2,75−85,1994.

DeGroot, M.H. and Goel, P.K. *Bayesian Estimation and Optimal Designs in Partially Accelerated Life Testing*, Naval Research Logistics Quarterly, Vol. 26,223−235, 1979.

Durbin, J. *Weak Convergence of the Sample Distribution Function With Estimated Parameters*, Annals of Statistics, Vol. 1, 279−290, 1973.

Nelson, W. *Accelerated Testing − Statistical Model, Test Plans, and Data Analyses*, John Wiley and Sons, New York, 1990.

Serfling, R.J. *Approximation Theorems of Mathematical Statistics*, John Wiley and Sons, New York, 1980.

Shaked, M. and Singpurwalla, N. D. *Nonparametric Estimation and Goodness−of−Fit Testing of Hypotheses for Distributions in Accelerated Life Testing*, IEEE Transactions on Reliability, Vol. R−31, No. 1, 69−74, 1982.

Shaked, M. and Singpurwalla, N. D. *Inference for Step−Stress Accelerated Life Tests*,Journal of Statistical Planning and Inference,7,295−306,1983.

A Study on Goodness of Fit Test in Accelerated Life Tests

Woo Dong Lee[3] Geon-ho Cho[4]

Abstract In this paper, we introduce the goodness of fit test procedure for lifetime distribution using step stress accelerated lifetime data. Using the nonpapametric estimate of acceleration factor, we prove the strong consistence of empirical distribution function under null hypothesis. The critical vailues of Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling, Cramer-von Mises statistics are computed when the lifetime distibution is assumed to be exponential and Weibull. The power of test statistics are compared through Monte-Calro simulation study.

Keywords :Accelerated life tests, Acceleration factor, Goodness of fit tests.

[3]Department of Statistics, Kyungsan University, Kyungbuk, 712-240, Korea
[4]Department of Statistics, Kyungsan University, Kyungbuk, 712-240, Korea