Journal of Korean
Data & Information Science Society
2004, Vol. 15, No. 4, pp. 867~877

Sampling Inspection Plans for Defect

Jeong-Im Jeong[1] · Gyo-Young Cho[2]

Abstract

The sequential sampling inspection method is an extension of the multiple-sampling methods, and its theory is based on the sequential probability ratio test (SPRT) of Wald. In this paper, the characteristics of SPRT for testing the number of defects are approximated by using the estimated excess over the boundaries. The use of the estimated excess shows good performances in estimating the operating characteristic function and the average sample number of SPRT compared to the method by neglecting the excess. It also makes it possible to determine the boundary values which satisfy the desired error probabilities.

keywords : Average Sample Number, Multiple Sampling Method, Operating Characteristic Function, Sequential Sampling Inspection Method

1. 머리말

제품을 생산하여 소비자에게 공급하기 위해서는 생산하는 여러 단계에서 품질검사를 실시하여야 한다. 검사하는 방법으로는 수입검사, 공정검사, 출하검사 등 여러 단계에서 검사를 실시하게 된다. 제품의 품질을 검사하는 방법으로 전수검사(100% inspection)와 샘플링검사(sampling inspection)방법이 있고, 검사를 전혀 실시하지 않는 무검사도 하나의 대안이 될 수 있다. 이 논문에서 사용되고 있는 순차샘플링검사(sequential sampling inspection plans)는 매번 하나씩의 샘플을 취하여 로트의 합격, 불합격, 검사속행의 판정을 내리는 검사방식으로 다회 샘플링검사의 개념을 확장시켜 만들어진 것으로 동일한 검사특성함수(operating characteristic function : OC function)를 갖는 여러 형식의 샘플링검사 중 평균표본수(average sample number)를 가장 작게 하는 검사방식이다. 순차샘플링검사는 Wald(1947)의 순차확률비검정

1) First Author : Part-time Instructor, Department of Statistics, Kyungpook National University, Daegu, 702-701, Korea
E-mail : jji9612@netian.net

2) Professor, Department of Statistics, Kyungpook National University, Daegu, 702-701, Korea
E-mail : gycho@knu.ac.kr

(sequential probability ratio test : SPRT)에 이론적 근거를 두고 있다. Lee, J., Park, C. and Kim, B.(1994)에서는 관측값의 분포가 연속인 정규분포와 지수분포에서 경계선의 초과를 추정하여 순차확률비검정의 특성값를 계산하는 방법을 제안하였고, 이재헌 · 박창순 · 박종태(1996)에서는 관측값이 불량품 또는 양품을 나타내는 이산형 분포인 베르누이 분포인 경우 경계선의 초과를 계산하는 방법을 제안하였다. 이 논문에서는 단위 제품당 결점수를 관리하기 위해서 관측값이 결점수를 나타내는 이산형 분포인 포아송분포에서 경계선의 초과량을 추정하여 순차확률비검정의 특성값(검사특성함수, 평균표본수)를 간편하면서도 정확하게 계산하는 방법과 주어진 제1종의 오류와 제2종의 오류를 좀더 정확하게 만족시키는 경계선을 설정하는 방법을 제안한다.

2. Wald의 순차확률비검정

Wald는 두 단순가설 $H_0: \theta = \theta_0$, $H_1: \theta = \theta_1$ 에 대해 다음과 같은 순차확률비검정의 절차를 제안하였다. 확률밀도함수 $f(x : \theta)$를 갖고 순차적으로 얻어지는 표본 $X_1, X_2, \cdots$ 에서 $z_i = \ln \dfrac{f(x_i : \theta_1)}{f(x_i : \theta_0)}$ 라하고, a, b $(-\infty < b < a < \infty)$에 대해 $n(\geq 1)$번째 표본에서

(1) $\sum_{i=1}^{n} z_i \leq b$ 이면 H_0를 채택하고,

(2) $\sum_{i=1}^{n} z_i \geq a$ 이면 H_0를 기각하고,

(3) $b < \sum_{i=1}^{n} z_i < a$ 이면 표본 추출을 계속한다.

순차확률비의 특성을 나타내는 대표적 특성값으로 귀무가설을 채택할 확률을 나타내는 검사특성함수와 검정에 필요한 최소의 표본수를 나타내는 결정표본수를 N, $S_N = \sum_{i=0}^{N} z_i$ 라 하면 결정표본수, 검사특성함수 $(OC(\theta))$ 와 평균표본수(ASN)는

$$N = \min\{n ; S_n \notin (b, a)\}, \quad OC(\theta) = P(S_N \leq b ; \theta), \quad ASN = E(N)$$

으로 정의하고, 검사특성함수와 평균표본수는 Wald(1947)의 이론(fundamental identity)에 의해 다음과 같이 표현된다.

$$OC(\theta) = \begin{cases} \dfrac{E(e^{d(\theta)\cdot S_N} \mid S_N \geq a; \theta) - 1}{E(e^{d(\theta)\cdot S_N} \mid S_N \geq a; \theta) - E(e^{d(\theta)\cdot S_N} \mid S_N \leq b; \theta)}, \\ \qquad\qquad\qquad\qquad E(z_i;\theta) \neq 0\text{인 경우} \\ \dfrac{E(S_N \mid S_N \geq a; \theta)}{E(S_N \mid S_N \geq a; \theta) - E(S_N \mid S_N \leq b; \theta)}, \\ \qquad\qquad\qquad\qquad E(z_i;\theta) = 0\text{인 경우} \end{cases} \tag{2.1}$$

$$E(N;\theta) = \begin{cases} \dfrac{E(S_N \mid S_N \leq a; \theta)\cdot(1-OC(\theta)) + E(S_N \mid S_N \leq b; \theta)\cdot OC(\theta)}{E(z_i;\theta)}, \\ \qquad\qquad\qquad\qquad E(z_i;\theta) \neq 0\text{인 경우} \\ \dfrac{E(S_N^2 \mid S_N \geq a; \theta)\cdot(1-OC(\theta)) + E(S_N^2 \mid S_N \leq b; \theta)\cdot OC(\theta)}{E(z_i^2;\theta)}, \\ \qquad\qquad\qquad\qquad E(z_i;\theta) = 0\text{인 경우} \end{cases} \tag{2.2}$$

여기서 $d(\theta)$는 $E(e^{d(\theta)\cdot Z_i}) = 1$을 만족하는 0이 아닌 유일근이며, 식(2.1)과 (2.2)와 같이 정확한 표현식이 있음에도 불구하고, 대부분의 관찰값 분포에서 위 식에 포함되어 있는 조건부 ($S_N \geq a$ 또는 $S_N \leq b$) 기대값을 계산할 수 없기 때문에 검사특성함수와 평균표본수의 정확한 값을 산출하는데 어려운 점이 있다.

Wald는 $S_N \geq a$ 또는 $S_N \leq b$ 일 때에 통계량 S_N이 경계선을 초과하는 양을 무시하고, 식(2.1)과 (2.2)에서 단순히 $S_N = a$ 또는 $S_N = b$를 대입하여 다음과 같이 근사식을 제안하였다.

$$OC(\theta) = \begin{cases} \dfrac{e^{a\cdot d(\theta)} - 1}{e^{a\cdot d(\theta)} - e^{b\cdot d(\theta)}}, & E(z_i;\theta) \neq 0\text{인 경우} \\ \dfrac{a}{a-b}, & E(z_i;\theta) = 0\text{인 경우} \end{cases} \tag{2.3}$$

$$E(N;\theta) = \begin{cases} \dfrac{a\cdot(1-OC(\theta)) + b\cdot OC(\theta)}{E(z_i;\theta)}, & E(z_i;\theta) \neq 0\text{인 경우} \\ \dfrac{a^2\cdot(1-OC(\theta)) + b^2\cdot OC(\theta)}{E(z_i^2;\theta)}, & E(z_i;\theta) = 0\text{인 경우} \end{cases} \tag{2.4}$$

그러나 Wald의 근사식은 경계선의 초과를 무시하고 유도된 식이기 때문에 실제로 적용시킬 경우 제1종 또는 제2종의 오류의 확률이 작은 경우에는 정확성이 떨어지게 된다. 이러한 단점을 보완하기 위해 여러 방법들이 연구되어 지고 있으며 그 주된 방법은 경계선의 초과량을 추정하는 것이다. (Lorden(1970), Siegmund(1979), Khan(1978), Lee, J., Park, C. and Kim, B.(1994))

3. 순차확률비검정의 특성값 계산

기호의 단순화를 위해 S_N^a, Z_N^a를 $S_N \geq a$를 조건부로 하는 S_N, Z_N이라 하고, $S_N \leq b$를 조건부로 하는 S_N, Z_N을 S_N^b, Z_N^b 라 하자.

관측시점 N(결정표본수 N)전에서 통계량 S_N의 경계선 a와 b의 초과에 대한 기대값을 각각 u와 l이라 하면

$$u = E(S_N^a) - a, \qquad l = E(S_N^b) - b \tag{3.1}$$

이다. 이 논문에서는 이 u와 l을 추정한 다음 기존의 경계선 (b, a)을 새로운 경계선 $(b+l, a+u)$로 대체하여 Wald의 근사식의 부정확성을 보완하고자 한다. 이때에 경계선의 초과에 대한 기대값 u와 l은 경계선 a와 b에 대한 수정항의 역할을 하게 되는 것이다. 새로운 경계선 $(b+l, a+u)$를 사용하여 수정한 검사특성함수와 평균표본수의 근사식은

$$OC(\theta) = \begin{cases} \dfrac{e^{(a+u)\cdot d(\theta)} - 1}{e^{(a+u)\cdot d(\theta)} - e^{(b+l)\cdot d(\theta)}}, & E(z_i;\theta) \neq 0 \text{인 경우} \\ \dfrac{a+u}{a+u-(b+l)}, & E(z_i;\theta) = 0 \text{인 경우} \end{cases} \tag{3.2}$$

$$E(N;\theta) = \begin{cases} \dfrac{(a+u)\cdot(1-OC(\theta)) + (b+l)\cdot OC(\theta)}{E(z_i;\theta)}, & E(z_i;\theta) \neq 0 \text{인 경우} \\ \dfrac{(a+u)^2\cdot(1-OC(\theta)) + (b+l)^2\cdot OC(\theta)}{E(z_i^2;\theta)}, & E(z_i;\theta) = 0 \text{인 경우} \end{cases} \tag{3.3}$$

이다. Wald(1947)는 등식

$$\frac{1-\beta}{\alpha} = E_{\theta_0}(e^{S_N^a}), \qquad \frac{1-\alpha}{\beta} = E_{\theta_1}(e^{-S_N^b})$$

을 제안하고, $S_N^a = a$와 $S_N^b = b$를 대입하여 제1종의 오류를 범할 확률 α와 제2종의 오류를 범할확률 β가 주어졌을 경우 경계선 (b, a)를 다음과 같이 설명하였다.

$$a \approx \ln\frac{1-\beta}{\alpha}, \qquad b \approx \ln\frac{\beta}{1-\alpha} \tag{3.4}$$

위의 근사식은 검사특성함수와 평균표본수와 마찬가지로 경계선의 초과를 무시하고

얻어진 식이기 때문에, S_N^a와 S_N^b를 $a+u$와 $b+l$로 수정하여 대입하면

$$a \approx \ln\frac{1-\beta}{\alpha} - u\ , \qquad\qquad b \approx \frac{\beta}{1-\alpha} - l \tag{3.5}$$

와 같이 수정된 경계선을 얻을 수 있다.

4. 결점수에 대한 순차샘플링검사

결점수에 대한 순차샘플링검사방식을 순차확률비검정의 절차로 바꾸어 나타내면 다음과 같다. $\{X_1, X_2, \cdots\}$를 평균결점수가 λ인 포아송 확률변수라면 $H_0: \lambda = \lambda_0$, $H_1: \lambda = \lambda_1$ $(0 \le \lambda_0 < \lambda_1 < \infty)$ 에 대한 순차확률비검정의 절차는

(1) $S_N \le b$이면 H_0를 채택하고 : 로트 합격,
(2) $S_N \ge a$이면 H_0를 기각하고 : 로트 불합격,
(3) $b < S_N < a$이면 표본추출을 계속한다.

포아송분포에서의 확률비는

$$z_i = (\lambda_0 - \lambda_1) + x_i \ln\left(\frac{\lambda_1}{\lambda_0}\right) \tag{4.1}$$

로 계산되며, $x_i \le \lambda + 3\sqrt{\lambda}$이라 가정하면 식(4.1)의 기대값는

$$E(z_i) = (\lambda_0 - \lambda_1) + \lambda \ln\left(\frac{\lambda_1}{\lambda_0}\right)$$

가 되고, 식(4.1)에서 $(\lambda_0 - \lambda_1) < 0$, $\ln\left(\frac{\lambda_1}{\lambda_0}\right) > 0$ 임을 이용하여

$$Z_N^a = (\lambda_0 - \lambda_1) + (\lambda + 3\sqrt{\lambda}) \ln\left(\frac{\lambda_1}{\lambda_0}\right), \quad Z_N^b = \lambda_0 - \lambda_1 \tag{4.2}$$

이 성립한다. 그리고

$$P\{a \le S_N^a < a + Z_N^a\} = 1\ , \quad P\{b + Z_N^b < S_N^b \le b\} = 1$$

에 식(4.2)을 대입하면

$$P\left\{a \le S_N^a < a + (\lambda_0 - \lambda_1) + (\lambda + 3\sqrt{\lambda})\ln(\frac{\lambda_1}{\lambda_0})\right\} = 1,$$
$$P\{b + (\lambda_0 - \lambda_1) < S_N^b \le b\} = 1 \tag{4.3}$$

을 얻을 수 있다.

여기서 S_N^a 와 S_N^b 의 분포를 구하는 것은 어렵기 때문에, S_N을 브라운 운동과정(Brownian motion process)으로 근사시키고 식(4.2)의 성질을 이용하고자 한다. 독립인 확률변수들의 합을 브라운 운동과정(Brownian motion process)으로 근사시키는 것은 순차분석에서 많이 사용하는 방법 중에 하나이다. 이 방법은 Reynolds(1975)와 Siegmund(1979 , 1986) 등에서 적용된 예를 찾을 수 있다.

$X(t)$가 평균이 $E(Z)\cdot t$, 분산이 $Var(Z)\cdot t$인 브라운 운동과정을 따른다고 하고, stopping time인 τ를 $\tau = \inf\{t: X(t) \not\in (b, a)\}$라 정의하자. 그러면 결정표본수 N은 브라운 운동과정에서의 τ로 추정될 수 있으며, 또한 S_N은 N이 어느 정도 큰 경우 $X(t)$로 근사시킬 수 있다. 따라서 S_N^a와 S_N^b의 기대값을 $X(t)$을 이용하여 추정하여 보자.

$u = E(Z)$, $\sigma^2 = Var(Z)$, $a^* = a - (\lambda_0 - \lambda_1) + (\lambda + 3\sqrt{\lambda})\ln(\frac{\lambda_1}{\lambda_0})$ 이고, $\phi(\cdot)$ 와 $\Phi(\cdot)$는 각각 표준정규본포의 확률밀도함수와 누적분포함수를 나타낼 때,

$$\begin{aligned} E(S_N^a) &= E(S_N \mid a \le S_N \le a^*) \\ &\approx E(X(t) \mid a \le X(t) \le a^*) \\ &= \frac{\int_{\{a-\mu t\}/\sigma\sqrt{t}}^{a^*-\mu t/\sigma\sqrt{t}} y\cdot\phi(y)dy}{\int_{\{a-\mu t\}/\sigma\sqrt{t}}^{a^*-\mu t\sqrt{t}} \phi(y)dy} \\ &= \mu t - \sigma\sqrt{t}\cdot\frac{\phi(\frac{a^*-\mu t}{\sigma\sqrt{t}}) - \phi(\frac{a-\mu t}{\sigma\sqrt{t}})}{\Phi(\frac{a^*-\mu t}{\sigma\sqrt{t}}) - \Phi(\frac{a-\mu t}{\sigma\sqrt{t}})} \end{aligned} \tag{4.4}$$

와 같이 근사된다. 여기서 평균값정리(the generalized law of the mean)를 이용하면

$$\frac{\phi(\frac{a^*-\mu t}{\sigma\sqrt{t}}) - \phi(\frac{a-\mu t}{\sigma\sqrt{t}})}{\Phi(\frac{a^*-\mu t}{\sigma\sqrt{t}}) - \Phi(\frac{a-\mu t}{\sigma\sqrt{t}})} = \frac{\phi(\zeta)\cdot(-\zeta)}{\phi(\zeta)} = -\zeta \tag{4.5}$$

를 만족하는 ζ가 $(a-\mu t)/\sigma\sqrt{t}$ 와 $(a^{*}-\mu t)/\sigma\sqrt{t}$ 사이에 존재하며, ζ를 ζ가 취할 수 있는 구간의 중앙값으로 추정하면

$$\begin{aligned} \zeta &\approx \frac{a+a^{*}-2\mu t}{2\sigma\sqrt{t}} \\ &= \frac{2a-(\lambda_0-\lambda_1)+(\lambda+3\sqrt{\lambda})\ln(\frac{\lambda_1}{\lambda_0})-2\mu t}{2\sigma\sqrt{t}} \end{aligned} \tag{4.6}$$

가 된다. 따라서 식 (4.5)와 (4.6)를 (4.4)에 대입하면

$$\begin{aligned} E(S_N^a) &\approx \mu t-\sigma\sqrt{t}\cdot\left\{-\frac{2a-(\lambda_0-\lambda_1)+(\lambda+3\sqrt{\lambda})\ln(\frac{\lambda_1}{\lambda_0}-2\mu t)}{2\sigma\sqrt{t}}\right\} \\ &= a-\frac{(\lambda_0-\lambda_1)+(\lambda+3\sqrt{\lambda})\ln(\frac{\lambda_1}{\lambda_0})}{2} \end{aligned} \tag{4.7}$$

이 되며 이와 같은 방법으로 $E(S_N^b)$의 값을 구하면

$$\begin{aligned} E(S_N^b) &\approx \mu t-\sigma\sqrt{t}\cdot\left\{-\frac{(2b-\lambda_1+\lambda_0-2\mu t)}{2\sigma\sqrt{t}}\right\} \\ &= b-\frac{\lambda_1-\lambda_0}{2} \end{aligned} \tag{4.8}$$

을 얻을 수 있다.

여기서 $E(S_N^a)$의 값이 ∞로 가지만 실제에 있어서 결점수가 ∞로 가는 경우는 없기 때문에 본 논문에서는 $E(S_N^a)$의 값을 식(4.2)에서와 같이 정해주고, $E(S_N^a)$의 값과 $E(S_N^b)$의 값을 추정하였다. 따라서 a와 b의 초과에 대한 기대값 u와 l은 각각

$$u=E(S_N^a)-a\approx-\frac{(\lambda_0-\lambda_1)+(\lambda+3\sqrt{\lambda})\ln(\frac{\lambda_1}{\lambda_0})}{2} \tag{4.9}$$

$$l=E(S_N^b)-b\approx-\frac{(\lambda_1-\lambda_0)}{2} \tag{4.10}$$

와 같이 추정할 수 있다.

식(4.10)와 (4.11)를 식(3.2)와 (3.3)에 대입하면 검사특성함수와 평균표본수를 계산할

수 있다. 여기서 $d(\lambda)$는

$$E(e^{d(\lambda)\cdot Z_i}) = 1$$

에 식(4.1)을 대입하여 계산하면

$$\exp[\lambda(\frac{\lambda_1}{\lambda_0})^{d(\lambda)} - \lambda - (\lambda_1 - \lambda_0)d(\lambda)] = 1 \tag{4.11}$$

이 되고 $d(\lambda)$는 식(4.10)을 만족하는 0이 아닌 유일근이다. 또한 (3.5)에 대입하면 주어진 제1종의 오류(생산자 위험)와 제2종의 오류(소비자 위험)에 대한 경계선을 설정할 수 있다.

5. 모의실험

이 장에서는 모의실험을 통하여 3장과 4장에서 제안한 방법의 정확성을 알아보고자 한다. 결점수에 대한 순차확률비검정의 검사특성함수와 평균표본수를 계산하는 수치해석적인 방법이 있으나(Ghosh(1970)) 이 방법은 계산 절차가 너무 복잡하여 실제 공정에서 사용하기에 매우 어렵다는 단점이 있다. 여기서는 모의실험의 결과를 참값으로 간주하여 Wald의 근사식(WALD)과 새로 제안된 방법(NEW)의 계산결과를 <표 1>에서 비교하였다. 모의실험은 순차확률비검정을 독립적으로 10,000번 반복하여 얻은 수치이며, <표 1>에서는 λ_0값과 λ_1두 가지 경우에 대해서 살펴보았다. <표 1>의 결과에서 Wald와 NEW를 비교해보면 Wald의 방법은 정확성이 크게 떨어짐을 알 수 있으며, 새로 제안된 방법도 정확성이 조금 떨어지기는 하지만 전반적으로 정확한 결과를 주는 것을 알 수 있다.

또한 <표 2>에서는 제1종과 제2종의 오류 α와 β가 주어졌을 경우 Wald 의 식(3.4)과 이 논문에서 제안한 식(3.5)을 이용하여 계산된 경계선 (b, a)값이 나타나있다. <표2>의 결과를 볼 때 , Wald의 경계선은 동일한 α와 β에 대하여 λ_0와 λ_1에 관계없이 동일하지만, 식(3.5)을 이용한 경계선은 λ_0와 λ_1에 따라 달라짐을 알 수 있다. 또한 모의실험을 통하여 정확성을 확인한 결과 이 논문의 방법으로 추정된 경계선이 Wald의 방법에 비해 주어진 제1종과 제2종의 오류를 훨씬 잘 만족하는 것으로 나타났다.

< 표 1 > 검사특성함수와 평균표본수

(1) $\lambda_0 = 1, \quad \lambda_1 = 2$

		검사특성함수			평균표본수		
(a,b)	λ	SIM.	WALD	NEW	SIM.	WALD	NEW
a= 4 b=-4	1.0	0.98780	0.98201	0.98901	13.928	12.567	14.343
	1.2	0.91750	0.88739	0.91072	21.706	18.423	21.974
	1.4	0.60730	0.58541	0.59584	28.714	23.088	29.145
	1.6	0.21130	0.22868	0.20298	24.790	19.907	24.516
	1.8	0.05220	0.06565	0.04800	17.314	14.030	16.426
	2.0	0.01230	0.01799	0.01097	11.892	9.982	11.393
a= 5 b=-5	1.0	0.99640	0.99331	0.99593	17.484	16.076	16.967
	1.2	0.94810	0.92959	0.94517	28.631	25.537	27.705
	1.4	0.62790	0.60618	0.62503	42.752	35.878	41.194
	1.6	0.16980	0.17950	0.17118	35.029	29.394	33.565
	1.8	0.02670	0.03491	0.02989	21.724	18.779	20.911
	2.0	0.04700	0.00670	0.00523	14.748	12.770	14.092
a= 6 b=-7	1.0	0.99830	0.99752	0.99850	9.613	7.667	9.846
	1.2	0.96740	0.95596	0.96578	12.260	8.816	12.213
	1.4	0.62940	0.59929	0.61215	13.123	8.836	12.865
	1.6	0.09850	0.10185	0.08940	11.321	7.601	10.873
	1.8	0.00760	0.00941	0.00679	8.651	5.975	8.137
	2.0	0.00060	0.00091	0.00055	6.693	4.616	6.040

(2) $\lambda_0 = 2, \quad \lambda_1 = 4$

		검사특성함수			평균표본수		
(a,b)	λ	SIM.	WALD	NEW	SIM.	WALD	NEW
a= 2 b=-2	2.0	0.94220	0.88080	0.95257	3.846	2.482	4.425
	2.4	0.81660	0.73734	0.82467	4.877	2.822	5.790
	2.8	0.57570	0.54302	0.56433	5.485	2.907	6.521
	3.2	0.32560	0.35253	0.28661	5.072	2.705	5.871
	3.6	0.15250	0.20953	0.12009	4.247	2.346	4.602
	4.0	0.06840	0.11920	0.04742	3.408	1.972	3.515
a= 4 b=-4	2.0	0.99150	0.98201	0.99331	7.537	6.283	8.038
	2.4	0.92580	0.88739	0.92959	11.818	9.211	12.769
	2.8	0.61180	0.58541	0.60618	16.037	11.544	17.882
	3.2	0.19810	0.22867	0.17948	13.700	9.953	14.697
	3.6	0.04190	0.06565	0.03491	9.255	7.015	9.389
	4.0	0.01030	0.01799	0.00669	6.565	4.991	6.385
a= 2 b=-3	2.0	0.94150	0.87053	0.95108	5.261	3.834	5.960
	2.4	0.79330	0.69653	0.80922	6.892	4.407	7.920
	2.8	0.50760	0.45230	0.50301	7.531	4.418	8.804
	3.2	0.22670	0.23426	0.20134	6.564	3.800	7.294
	3.6	0.08460	0.10407	0.06126	4.984	2.987	5.191
	4.0	0.02780	0.04334	0.01742	3.749	2.308	3.725

< 표 2 > 주어진 α 와 β 에 대한 경계선의 설정 및 참오류의 확률

(1) $\lambda_0 = 1$, $\lambda_1 = 2$

α	β	WALD b	WALD a	WALD α^*	WALD β^*	NEW b	NEW a	NEW α^*	NEW β^*
0.01	0.01	−4.60	4.60	0.0057	0.0079	−4.10	4.10	0.0104	0.0111
0.01	0.05	−2.99	4.55	0.0053	0.0327	−2.49	4.05	0.0092	0.0570
0.01	0.10	−2.99	4.50	0.0060	0.0721	−1.79	4.00	0.0101	0.1127
0.05	0.01	−4.55	2.99	0.0276	0.0071	−4.05	2.49	0.0432	0.0105
0.05	0.05	−2.94	2.94	0.0306	0.0355	−2.44	2.44	0.0476	0.0602
0.05	0.10	−2.25	2.89	0.0276	0.0713	−1.75	2.39	0.0471	0.1179
0.10	0.01	−4.50	2.29	0.0572	0.0083	−4.00	1.79	0.0892	0.0118
0.10	0.05	−2.89	2.25	0.0554	0.0377	−2.39	1.75	0.0946	0.0561
0.10	0.10	−2.20	2.20	0.0558	0.0767	−1.70	1.70	0.0968	0.1147

(2) $\lambda_0 = 2$, $\lambda_1 = 4$

α	β	WALD b	WALD a	WALD α^*	WALD β^*	NEW b	NEW a	NEW α^*	NEW β^*
0.01	0.01	−4.60	4.60	0.0010	0.0060	−3.60	3.60	0.0150	0.0150
0.01	0.05	−2.99	4.55	0.0050	0.0220	−1.99	3.55	0.0110	0.0800
0.01	0.10	−2.99	4.50	0.0030	0.0720	−1.29	3.50	0.0100	0.1730
0.05	0.01	−4.55	2.99	0.0240	0.0080	−3.55	1.99	0.0650	0.0150
0.05	0.05	−2.94	2.94	0.0230	0.0300	−1.94	1.94	0.0630	0.0800
0.05	0.10	−2.25	2.89	0.0270	0.0640	−1.25	1.89	0.0550	0.1680
0.10	0.01	−4.50	2.29	0.0450	0.0060	−3.50	1.29	0.1160	0.0210
0.10	0.05	−2.89	2.25	0.0460	0.0390	−1.89	1.25	0.1310	0.0920
0.10	0.10	−2.20	2.20	0.0520	0.0570	−1.20	1.20	0.0890	0.1750

α^*, β^* : 추정된 경계선을 사용한 경우의 simulation 결과 (참오류의 확률)

6. 결 론

이 논문에서는 제품당 결점수를 나타내는 포아송 분포에 대한 순차샘플링검사로 검사특성함수와 평균표본수를 좀더 정확하게 추정하는 방법과 제1종의 오류(생산자위험)와 제2종의 오류(소비자위험)가 주어졌을 경우 경계선(로트의 합격과 불합격을 판단하는 판정선)을 설정하는 방법을 제안하였다. 이러한 방법은 경계선의 초과를 추정하여 Wald의 근사식을 보완한 것으로 실제 공정에서 쉽게 이용할 수 있으며, 전반적으로 정확한 결과를 얻을 수 있었다.

참 고 문 헌

1. Ghosh, B.K.(1970), *Sequential Tests of Statistical Hypotheses*, Addison-Wesley Publishing Company New york.
2. Khan, R.A.(1978). Wald's Approximations to the Average Run Lenght in CUSUM Procedures, *Journal of Statistical planning and Inference*, Vol .2, pp. 63-77.
3. Lee, J., Park, C. and Kim, B.(1994), An Estimation method for the Excess over the Boundaries in the SPRT and its Applications, *Sequential Analysis*, Vol. 13, pp. 127-143.
4. Lorden, G.(1970), On Excess over the Boundaries, *Annals of Mathematical Statistics*, Vol. 41, pp. 520-527.
5. Park, C.(1992), An Approximation Method for the Characteristics of the Sequential Probability Ratio Test, *Sequential Analysis*, Vol. 11, pp. 55-72.
6. Reynolds. M.R., Jr.(1975), Approximations to the Average Run Length in Cumulative Sum Control Charts, *Technometrics*, Vol. 17, pp. 65-71.
7. Siegmund, D.(1979), Corrected Diffusion Approximations in Certain Random Walk Problems, *Advances in Applied Probabilites*, Vol. 11, pp. 710-719.
8. Siegmund, D.(1986), Boundary Crossing Probabilities and Statistical Applications, *Annals of Statistics*, Vol. 14, pp. 361-404.
9. Wald, A.(1947), *Sequential Analysis,* Wiley, New York.
10. 이재헌 · 박창순 · 박종태(1996). 불량개수에 대한 축차 샘플링검사, 품질경영학회지, 제24권 제4호, pp. 1-13.

[2004년 10월 접수, 2004년 11월 채택]