

정규모형하에서의 선별검사 및 공정감시 절차의 경제적 설계

권혁무¹ · 홍성훈² · 이민구³ · 김상부⁴

¹부경대학교 산업공학과 / ²전북대학교 산업공학과 / ³인제대학교 산업시스템공학과 / ⁴창원대학교 산업공학과

An Economic Design of a Screening and Process Monitoring Procedure for a Normal Model

Hyuck-Moo Kwon¹ · Sung-Hoon Hong² · Min-Koo Lee³ · Sang-Boo Kim⁴

An economic process monitoring procedure is presented using a surrogate variable for the case where performance variable is dichotomous. Every item is inspected with a surrogate variable and determined whether it should be accepted or rejected. When an item is rejected, the previous number of consecutively accepted items is compared with a predetermined number r to decide whether there is a shift in fraction nonconforming or not. The conditional distribution of the surrogate variable given the performance variable is assumed to be normal. A cost model is constructed which includes costs of inspection, misclassification, illegal signal, undetected out-of-control state, and correction. Methods of finding the optimum number r and screening limit are provided. Numerical studies on the effects of cost coefficients are also performed.

1. 서론

최근 검사 시스템의 발달과 시장에서의 증가하는 요구로 인하여 제조 공정의 여러 단계에서 전수검사가 널리 활용되고 있다. 검사는 종종 관심의 대상인 주품질 특성치를 직접 측정하는 대신 대응변수를 측정하여 수행된다. 예를 들어, 연료분사 장치의 노즐을 생산하는 공정에서 노즐의 작동 여부를 검사하기 위해 노즐이 장착된 연료분사 시스템의 작동 여부를 시험하는 대신 노즐을 통한 공기유출량을 측정함으로써 간접적으로 검사한다. 지금까지 이와 같은 선별검사 절차에 대해 많은 연구가 수행되어 왔다. 이와 관련하여 Tang and Tang(1994)은 기존의 연구 결과들을 종합 정리하였고 보다 최근의 연구로서는 Boys (1996) 등, Greenshtein과 Rabinowitz (1997), Hong (1998) 등이 있다.

선별 검사의 목적은 출하되는 제품의 출점 품질을 향상시키거나 검사에 관련된 총비용을 최소화하는 것이다. 그러나 공정이 불안정하다면 이와 같은 목적을 달성할 수 없다. 공정의 통계적 안정성을 확보하기 위해서 여러 가지 상황에 적용될 수 있는 수많은 종류의 Shewhart 관리도와 수정된 관리도들이

개발되었다. 관리도의 경제적인 설계 또한 많은 저자들에 의해 연구 되었는데, Montgomery(1980)는 과거의 연구들을 정리 하였고 최근의 연구로서는 Das (1997) 등과, Das와 Jain (1997) 등이 있다.

관리도는 보통 고정간격 혹은 변동간격으로 취해진 표본을 바탕으로 작성된다. 그러나 전수검사하에서는 별도의 표본추출을 하지 않고 이미 얻어진 검사 데이터를 사용할 수 있다. Bourke(1991)는 이와 같은 상황에서 불량률의 변화를 탐지하기 위해 런 길이 관리도를 제안하였다. Hui(1991)는 성능변수가 연속형일 때 피드백 제어를 고려한 전수검사 방법에 대해 연구하였다. 또, 권혁무(1998)는 성능변수가 이치형으로 전수검사가 수행될 경우 경제적인 공정감시 방법을 제안하였다. 이들 세 연구에서는 공정감시 절차를 설계함에 있어서 성능변수를 사용하였다.

많은 경우 전수검사를 위해 성능변수 대신 대응변수가 사용된다. 선별검사에서는 안정된 생산공정을 가정하고 검사기준을 결정한다. 그러나 현실상황에서는 공정이 항상 안정된 상태로 유지되지는 않는다. 공정이 불안정할 때는 선별검사를 공정관리와 함께 시행하는 것이 합리적인 것이다. 본 연구에서는 이치형 성능변수 대신 대응변수가 사용될 때 선별검사와

공정감시를 동시에 고려하는 방안을 제시하였다. 성능변수가 주어졌을 때 대응변수는 정규분포를 따른다고 가정하였다. 모든 제품은 대응변수의 관측치를 바탕으로 합격 또는 불합격이 결정된다. 또, 한 제품이 불합격되면 연속 합격 제품 수를 미리 정해진 수 r 와 비교하여 공정불량률의 변화가 있었는지 여부를 결정한다.

본 논문의 2절에서는 검사, 검사오류, 정상적인 공정을 이상 상태로 잘못 판단할 오류(제1종 오류), 공정의 이상상태를 탐지하지 못할 오류(제2종 오류)와 수정조치 등에 수반되는 비용을 바탕으로 경제적 모형을 제시했다. 3절에서는 r 의 최적 값과 최적 검사기준이 제공된다. 4절에서는 수치적 예제를 들고 비용계수의 영향을 분석하였다.

2. 모형

성능변수 Y 를 제품이 양이면 0, 불량이면 1을 취하는 확률변수라고 하자. Y 를 직접 관측하는 대신 대응변수 X 를 측정하는 상황에서 Y 의 값이 $Y = i, i = 0, 1$ 로 주어졌을 때, X 의 조건부 분포는 평균 $\mu_i (\mu_0 < \mu_1)$, 분산 $\sigma_0^2 = \sigma_1^2 = \sigma^2$ 인 정규분포라고 가정하자. 이러한 상황의 예는 Kim and Bai(1990)와 Bai *et al.*(1995)에서 찾아볼 수 있다. 공정은 어느 생산 시점에서든 일정 확률 λ 로 안정상태로부터 이상상태로 변할 수 있다고 가정한다. 모든 제품은 X 의 측정치로써 검사되며 공정은 다음 절차에 따라 감시된다.

- i) 생산된 각 제품에 대하여 X 의 측정값 x 를 얻어 $x < \omega$ 이면 합격 판정하고 그렇지 않으면 불합격 판정 후 단계 ii)로 간다.
- ii) 이전에 연속적으로 합격한 제품의 수 R 과 미리 정해진 수 r 을 비교하여 R 이 r 이상이면 단계 i)로 돌아가고 작으면 단계 iii)으로 간다.
- iii) 공정의 이상 유무를 점검하고 안정상태이면 단계 i)로 돌아가고, 이상상태이면 단계 iv)로 간다.
- iv) 공정을 중단시키고 이상원인을 찾아 제거한 후 단계 i)로 돌아가서 같은 절차를 반복한다.

여기서 ω 와 r 은 결정변수이며 사전에 정해져야 한다. <그림 1>은 이와 같은 절차를 도시하고 있다.

이와 같은 절차는 <그림 2>에서 보듯이 (i) 공정이 안정 상태인 기간, (ii) 이상상태이지만 이를 탐지하지 못하여 생산이 계속되고 있는 기간, 그리고 (iii) 공정을 중단하고 이상 원인을 제거하고 고치는 기간의 세 기간으로 구성된 공정주기를 형성하게 된다. 여기서는 모형의 단순화를 위해 공정의 이상유무를 확인하는 데 요구되는 시간은 제품 한 단위 생산에 걸리는 시간보다 짧다고 가정한다. 공정의 이상 유무를 확인하는 시간이 무시할 수 없을 정도로 길 경우에는 모형을 적절하게 수

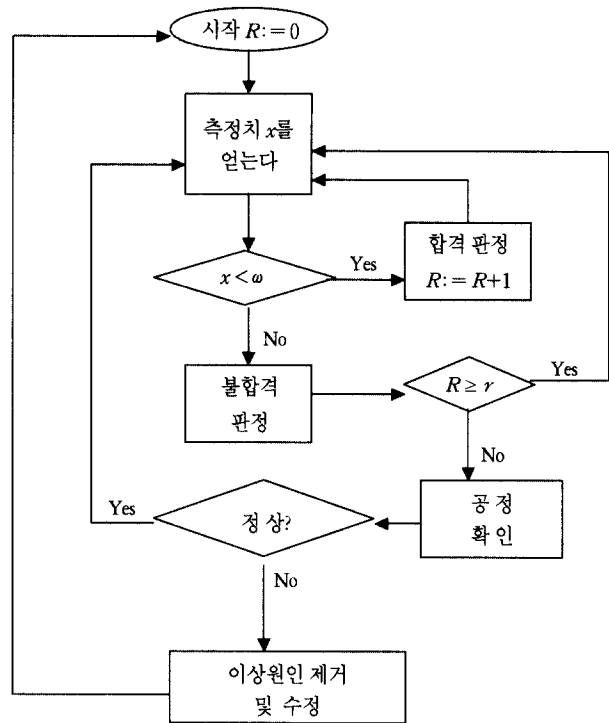


그림 1. 선별검사 및 공정 감시 절차.

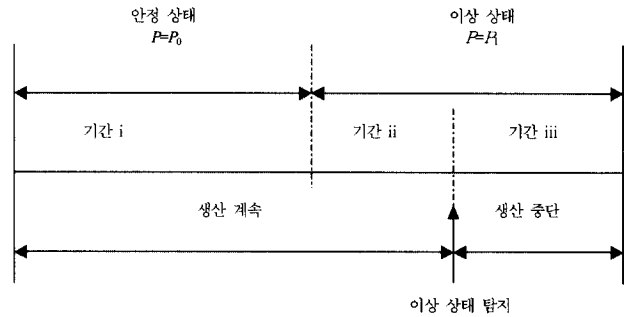


그림 2. 공정주기.

정해야 할 것이다.

공정주기를 구성하는 각 기간은 모두 어떤 형태로든 비용을 수반하며 이들 비용 요소는 검사비용, 정상적인 공정에 대한 불필요한 점검으로 인한 손실, 이상상태를 탐지하지 못함으로 인한 손실, 그리고 공정의 수정 조치에 따른 비용의 네 부류로 나눌 수 있다. 여기서 시간을 고려한 비용 모형을 설정하기 위해 단위시간을 제품 한 단위의 생산에 소요되는 시간으로 본다.

검사비용은 대응변수에 의한 단위 검사비용 c_s 와 양품을 불합격 판정하는 제 1종 검사오류로 인한 단위 손실 c_r , 그리고 불량품을 합격 판정하는 제 2종 검사오류로 인한 단위 손실 c_a 를 바탕으로 구해진다. 여기서 c_r 은 양품의 판매 가격, c_a 는 불량품 판매에 따른 클레임과 사후 서비스 비용 등을 고려하여 추정할 수 있다. 공정의 안정상태 및 이상상태하에서의 생산

제품 수를 각각 N 과 M 이라 하고 (x_j, y_j) 를 특정 공정주기에서 j 번째로 생산된 제품에 대한 (X, Y) 의 관측 값이라 하면 공정주기당 검사비용은 다음과 같다.

$$CI = \sum_{j=1}^{N+M} \{c_s + c_r I(x_j \geq \omega, y_j = 0) + c_a I(x_j < \omega, y_j = 1)\} \quad (1)$$

단, 여기서 $I(\cdot)$ 는 괄호 속의 내용이 참이면 1, 거짓이면 0이 되는 지시함수이다.

일반적으로 공정 불량률이 크면 검사에 의해 발견되지 않고 누출되는 불량품의 수도 증가하게 된다. 따라서 이상 상태가 감지되지 않은 채 오래 지속될수록 불량원인 자체를 쉽사리 알 수 없게 될 뿐 아니라 시장에 유출된 불량품으로 인한 손실도 커지게 된다. 공정의 이상상태를 감지하지 못함으로 인한 단위 손실을 c_M 이라 하면, 이상상태에서 생산되는 제품의 수는 M 이므로 이상상태를 탐지하지 못함으로 인한 비용은 $c_M M$ 이 될 것이다. 여기서 c_M 은 검사에 의해 불량품을 검출하지 못하는 비율과 클레임 및 서비스 비용 등을 감안하여 추정할 수 있을 것이다. 한편, 공정 점검의 단위 비용을 c_D 라 하고 공정이 안정 상태일 때 R 이 r 보다 작아서 불필요하게 공정을 점검하는 횟수를 D 라 하면, 불필요한 점검으로 인한 비용은 $c_D D$ 가 된다. 그러므로 공정주기당 불필요한 점검으로 인한 비용과 이상상태를 탐지하지 못함으로 인한 비용을 합하면 다음과 같이 된다.

$$c_D D + c_M M \quad (2)$$

이상상태인 공정을 수정 조치하는 데 T_c 시간이 필요하다면, 공정의 수정에 소요되는 비용은 상수 부분 c_c 와 T_c 에 비례하는 부분으로 구성될 것이다. 즉, 수정비용은 다음과 같다.

$$c_c + c_o T_c \quad (3)$$

여기서 c_c 는 수정을 위한 셋업 비용, c_o 는 수정 기간 동안 생산 중단으로 인해 발생하는 기회비용과 인건비 등을 포함할 수 있다.

공정주기당 총비용은 식 (1), (2) 및 (3)을 합하여 다음과 같이 얻어진다.

$$TC_{cycle} = CI + c_M M + c_D D + c_o T_c + c_c \quad (4)$$

한 주기의 길이는 $N+M+T_c$ 단위 시간이므로 단위 시간당 총비용은 다음과 같다.

$$TC = \frac{CI + c_M M + c_D D + c_o T_c + c_c}{N + M + T_c} \quad (5)$$

여기서 CI, N, M 및 D 는 확률변수이고 TC 는 ω 와 r 에 의존하게 된다. ω 와 r 의 최적해 (ω^*, r^*) 은 TC 의 기대값을 최소화하는 값이다.

3. 최적해

일반적으로 확률변수의 비의 기대값은 기대값의 비와 일치하지 않는다. 그러나 앞 절에서 제시한 모형은 추계적 과정의 특수한 형태로서 재생 보상 과정(Renewal Reward Process)이므로 단위 시간당 총기대비용은 공정주기당 총기대비용을 공정주기의 평균 길이로 나누어 다음과 같이 구할 수 있다(Ross, 1996 참조).

$$ETC = \frac{E(CI) + c_M E(M) + c_D E(D) + c_o T_c + c_c}{E(N) + E(M) + T_c} \quad (6)$$

여기서 ETC 를 최소화하기 위해, 먼저 $E(CI), E(N), E(M)$ 및 $E(D)$ 를 구해야 되는데, 순서대로 구하면 다음과 같다.

i) $E(CI)$

$N=n, M=m$ 이 주어졌다면 안정상태인 공정에서 n 개, 이상상태인 공정에서 m 개의 제품이 생산되었음을 의미한다. 공정이 안정상태와 이상상태일 경우의 불량률을 각각 $p_i, i=0, 1$ 이라 하자. 가정에 의해 $X_j | Y_j = i, i=0, 1, j=1, 2, \dots, n+m$ 은 μ_i , 분산 σ^2 인 정규분포를 따르고, Y_j 중 n 개는 모수가 p_0, m 개는 p_1 인 베르누이 분포를 따르게 된다. $E[I(X_j \geq \omega, Y_j = 0)]$ 을 구하기 위해, $\xi_0 = (\omega - \mu_0)/\sigma, \xi_1 = (\omega - \mu_1)/\sigma$ 이라 하고 표준정규분포의 누적분포함수를 $\Phi(\cdot)$ 로 나타내자. 안정상태에서 생산된 n 개 제품일 경우,

$$E[I(X_j \geq \omega, Y_j = 0)] = [1 - \Phi(\xi_0)](1 - p_0) \quad (7a)$$

이 되고, 이상상태에서 생산된 m 개 제품일 경우 같은 방법으로

$$E[I(X_j \geq \omega, Y_j = 0)] = [1 - \Phi(\xi_0)](1 - p_1) \quad (7b)$$

이 된다. 같은 방법으로 $E[I(X_j < \omega, Y_j = 1)]$ 은 공정이 안정상태일 경우,

$$E[I(X_j < \omega, Y_j = 1)] = \Phi(\xi_1)p_0 \quad (8a)$$

이고 이상상태일 경우

$$E[I(X_j < \omega, Y_j = 1)] = \Phi(\xi_1)p_1 \quad (8b)$$

이다. N 과 M 이 주어졌을 때의 CI 의 조건부 기대값을 먼저 구한 후, 그 결과의 기대값을 다시 취하는 방법으로 $E(CI)$ 를 구하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} E(CI) &= c_s [E(N) + E(M)] + c_r [1 - \Phi(\xi_0)] \\ &\quad [(1 - p_0)E(N) + (1 - p_1)E(M)] \\ &\quad + c_a \Phi(\xi_1) [p_0 E(N) + p_1 E(M)] \end{aligned} \quad (9)$$

ii) $E(N)$

N 의 확률함수는 $f_N(n) = (1 - \lambda)^n \lambda, n = 0, 1, 2, \dots$ 이므로

로 $E(N)$ 은 다음과 같다.

$$E(N) = (1 - \lambda) / \lambda \quad (10)$$

iii) $E(M)$

공정이 안정상태와 이상상태일 때의 검사의 불합격률을 각각 π_0 및 π_1 이라 하면, π_0 와 π_1 은 다음과 같다.

$$\pi_0 = p_0[1 - \Phi(\xi_1)] + (1 - p_0)[1 - \Phi(\xi_0)] \quad (11a)$$

$$\pi_1 = p_1[1 - \Phi(\xi_1)] + (1 - p_1)[1 - \Phi(\xi_0)] \quad (11b)$$

W 를 공정이 변하기 직전까지 연속적으로 합격된 제품의 수, V_1 를 공정 변화 후 첫 불합격품이 나올 때까지 검사 제품 수, V_i 를 $(i-1)$ 번째 불합격품 이후 i 번째 불합격품이 발견될 때까지 검사 제품수라고 하면 각각의 확률함수는 다음과 같다.

$$p_w(w) = [(1 - \lambda)(1 - \pi_0)]^w [1 - (1 - \lambda)(1 - \pi_0)], \quad w = 0, 1, 2, \dots \quad (12)$$

$$P_{V_i}(v) = (1 - \pi_1)^{v-1} \pi_1, \quad v = 1, 2, \dots, \quad i = 1, 2, \dots \quad (13)$$

이제 K 를 공정의 이상상태가 탐지될 때까지 불합격되는 제품수라 하면, <그림 3>으로부터 알 수 있듯이

$$\begin{aligned} \{K = 1\} &\equiv \{W + V_1 - 1 < r\}, \\ \{K = k\} &\equiv \{W + V_1 - 1 \geq r, V_2 - 1 \geq r, \dots, \\ &\quad V_{k-1} - 1 \geq r, V_k - 1 < r\} \end{aligned}$$

이 되므로, K 의 확률함수는 다음과 같다.

$$P(K = k) = \begin{cases} 1 - \frac{\pi_1 [(1 - \lambda)(1 - \pi_0)]^{r+1} - [1 - (1 - \lambda)(1 - \pi_0)](1 - \pi_1)^{r+1}}{(1 - \lambda)(1 - \pi_0) - (1 - \pi_1)}, & \text{if } k = 1 \\ \left[\frac{\pi_1 [(1 - \lambda)(1 - \pi_0)]^{r+1} - [1 - (1 - \lambda)(1 - \pi_0)](1 - \pi_1)^{r+1}}{(1 - \lambda)(1 - \pi_0) - (1 - \pi_1)} \right] \\ \quad [1 - (1 - \pi_1)^r][(1 - \pi_1)^r]^{k-2}, & \text{if } k = 2, 3, \dots \end{cases} \quad (14)$$

다음으로 $K = k$ 일 때의 V_i 의 조건부 분포를 구하면 $K = 1$ 일 경우,

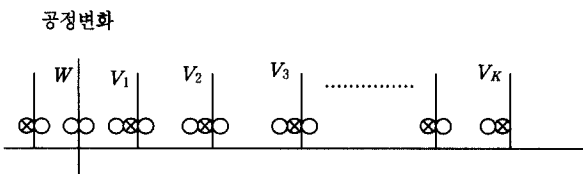


그림 3. W , V_i 및 K 의 관계.

$$\Pr[V_1 = v | K = 1] = \frac{\pi_1}{\Pr[K = 1]} \left\{ (1 - \pi_1)^{v-1} - ((1 - \lambda)(1 - \pi_0))^r \left(\frac{1 - \pi_1}{(1 - \lambda)(1 - \pi_0)} \right)^{v-1} \right\}, \quad v = 1, 2, \dots, r \quad (15)$$

이고 $K \geq 2$ 일 경우,

$$\Pr[V_1 = v | K = k] = \begin{cases} \frac{\pi_1 [(1 - \lambda)(1 - \pi_0)]^r \left(\frac{1 - \pi_1}{(1 - \lambda)(1 - \pi_0)} \right)^{v-1}}{1 - \Pr[K = 1]}, & v = 1, 2, \dots, r \\ \frac{\pi_1}{1 - \Pr[K = 1]} (1 - \pi_1)^{v-1}, & v = r + 1, r + 2, \dots \end{cases} \quad (16a)$$

$$\Pr[V_i = v | K = k] = \frac{(1 - \pi_1)^{v-1} \pi_1}{(1 - \pi_1)^r}, \quad v = r + 1, r + 2, \dots \quad (16b)$$

$$\Pr[V_k = v | K = k] = \frac{(1 - \pi_1)^{v-1} \pi_1}{1 - (1 - \pi_1)^r}, \quad v = 1, 2, \dots, r \quad (16c)$$

이므로 K 가 주어졌을 때에 M 의 조건부 기대값을 구하면,

$$E(M | K = 1) = E(V_1 | K = 1) = \frac{1}{P(K = 1)} \left\{ \frac{1 - (1 + \pi_1 r)(1 - \pi_1)^r}{\pi_1} - \frac{\pi_1(1 - \lambda)(1 - \pi_0) \{ [(1 - \lambda)(1 - \pi_0)]^{r+1} + [r(1 - \pi_1) - (1 - \lambda)(1 - \pi_0)(r + 1)](1 - \pi_1)^r \}}{[(1 - \lambda)(1 - \pi_0) - (1 - \pi_1)]^2} \right\} \quad (17a)$$

$$E(M | K = k) = E(V_1 | K = k) + E(V_2 | K = k) + \dots + E(V_k | K = k) = \left\{ \frac{\pi_1(1 - \lambda)(1 - \pi_0) \{ [(1 - \lambda)(1 - \pi_0)]^{r+1} + [r(1 - \pi_1) - (1 - \lambda)(1 - \pi_0)(r + 1)](1 - \pi_1)^r \}}{(1 - P(K = 1)) [(1 - \lambda)(1 - \pi_0) - (1 - \pi_1)]^2} + \frac{(1 + \pi_1 r)(1 - \pi_1)^r}{(1 - P(K = 1)) \pi_1} \right\} + \left(\frac{1}{\pi_1} + r \right) (k - 2) + \frac{1 - (1 + \pi_1 r)(1 - \pi_1)^r}{\pi_1 (1 - (1 - \pi_1)^r)}, \quad k \geq 2 \quad (17b)$$

과 같다. 따라서 M 의 기대값은

$$E(M) = E[E(M | K)] = E(M | K = 1)P(K = 1) + \sum_{k=2}^{\infty} E(M | K = k)P(K = k) = \frac{1}{\pi_1} \left\{ 1 + \frac{\pi_1 [(1 - \lambda)(1 - \pi_0)]^{r+1} - [1 - (1 - \lambda)(1 - \pi_0)](1 - \pi_1)^{r+1}}{[(1 - \lambda)(1 - \pi_0) - (1 - \pi_1)][1 - (1 - \pi_1)^r]} \right\} \quad (18)$$

이다.

iv) $E(D)$

L 을 공정이 안정상태일 때 불합격되는 제품의 수라 하면

$$P(L = l | N = n) = \binom{n}{l} \pi_0^l (1 - \pi_0)^{n-l}, \quad l = 0, 1, 2, \dots, n \quad (19)$$

이므로 L 의 확률함수는 다음과 같게 된다.

$$P(L = l) = \left[\frac{\lambda}{\lambda + (1 - \lambda) \pi_0} \right]^l \left[\frac{(1 - \lambda) \pi_0}{\lambda + (1 - \lambda) \pi_0} \right], \quad l = 0, 1, 2, \dots \quad (20)$$

그런데 공정이 안정상태에 있고 연속 합격 제품의 수가 r 보다 작으면 정상적인 공정을 이상으로 잘못 판단을 하게 되므로, 정상적인 공정을 잘못 판단하게 될 확률은 $1 - [(1 - \lambda)(1 - \pi_0)]^r$ 이다. 따라서,

$$P(D=d | L=l) = \binom{l}{d} \{1 - [(1 - \lambda)(1 - \pi_0)]^r\}^d \{[(1 - \lambda)(1 - \pi_0)]^r\}^{l-d}, \quad d=0, 1, 2, \dots, l \quad (21)$$

이 되고 D 의 확률함수는 다음과 같이 얻어진다.

$$f_D(d) = \sum_{l=d}^{\infty} P(L=l) P(D=d | L=l) = \frac{\lambda}{\lambda + (1 - \lambda)\pi_0(1 - [(1 - \lambda)(1 - \pi_0)]^r)} \left(\frac{(1 - \lambda)\pi_0(1 - [(1 - \lambda)(1 - \pi_0)]^r)}{\lambda + (1 - \lambda)\pi_0(1 - [(1 - \lambda)(1 - \pi_0)]^r)} \right)^d, \quad d=0, 1, 2, \dots \quad (22)$$

따라서, D 의 기대값은 다음과 같이 구할 수 있다.

$$E(D) = \left(\frac{1 - \lambda}{\lambda} \right) \pi_0 (1 - [(1 - \lambda)(1 - \pi_0)]^r) \quad (23)$$

마지막으로 ETC 는 식 (9), (10), (18) 및 (23)을 식 (6)에 대입함으로써 구할 수 있다. 여기서 $E(D)$ 가 r 의 증가함수임을 쉽게 알 수 있고, $\lambda + (1 - \lambda)\pi_0 < \pi_1$ 이면 $E(M)$ 이 r 의 감소함수임을 보일 수 있다. 또한, ω 는 μ_0 와 μ_1 사이의 값을 취하게 되며 r 은 양의 정수값을 취할 것이다. 따라서, 주어진 비용계수들에 대해서 (r^*, ω^*) 이 존재하며 IMSL(1990)과 같은 프로그램을 이용하여 그 수치적인 값을 구할 수 있다.

4. 수치적 분석

이 절에서는 수치적인 예를 들고 이를 바탕으로 비용계수와 모수값의 영향을 분석한다.

예. 연료분사장치에 장착되는 노즐의 예를 들어보자. 주 품질특성은 이 노즐이 장착된 연료분사장치가 제대로 작동되는가의 여부로서 이치형 성능변수에 해당된다. 성능변수를 관측하기 위해서는 각 노즐을 일일이 연료분사장치에 장착하여 시험할 수밖에 없는데 이것은 많은 시간과 경비를 요한다. 이 경우, 성능변수를 직접 관측하지 않고 노즐을 통해 빠져나가는 공기의 분당 유출량을 측정하여 검사하는 방식이 사용된다. 공정이 안정상태일 때, $p_0=0.01$, 이상상태일 때 $p_1=0.10$ 이라고 하자. 또 안정상태인 공정은 각 생산 시점에서 $\lambda=0.0001$ 의 확률로 이상상태로 변할 수 있다고 하자. 성능변수가 주어졌을 때의 대응변수의 분포는 정규분포를 따르며 $\mu_0=10.0$, $\mu_1=16.0$ 및 $\sigma=1$ 이라고 하자. 만약 비용계수가 $c_s=\$0.05$, $c_r=$

표 1. 최적 절차를 따를 경우의 중요 지표 값

지표	값
$E(CI)$	506.376
$E(N)$	9999.000
$E(M)$	19.034
$E(D)$	23.929
ETC	\$0.05278

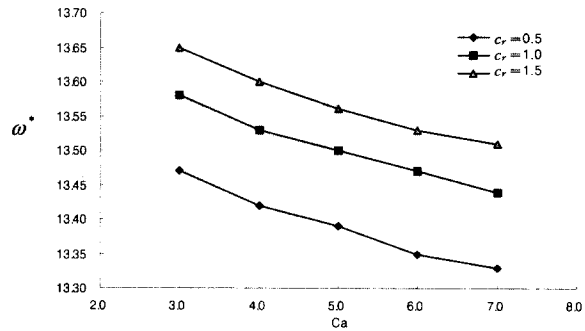


그림 4. $c_r=0.5, 1.0, 1.5$ 일 때의 c_a 변화에 따른 ω^* 값의 변화.

$\$1.0$, $c_a=\$5.0$, $c_D=\$0.1$, $c_M=\$0.5$, $c_c=\$10.0$, $c_o=\$0.1$ 이고, 공정 수정에 소요되는 시간이 $T_c=10$ 이라면, IMSL 프로그램을 이용하여 $(r^*, \omega^*)=(26, 13.50)$ 을 얻을 수 있다. 또, 최적 절차에 따를 경우의 주요 지표의 값은 <표 1>에 정리하였다.

최적해에 대한 비용계수 및 모수값의 영향을 알아보기 위해 앞의 예를 바탕으로 수치적으로 분석하여 다음과 같은 결과를 얻었다.

i) ω^* 는 주로 c_r 과 c_a 에 의해 영향을 받는다. <그림 4>는 c_a 의 증가 혹은 c_r 의 감소에 따라 ω^* 의 값이 작게 됨을 보여주고 있다. c_a 값이 커지면 제2종 검사오류로 인한 비용을 줄이기 위해 ω^* 의 값이 감소하는 것은 당연한 결과이다.

ii) r 의 최적값은 $(\mu_1 - \mu_0)/\sigma$ 보다 λ 와 p_1 의 p_0 에 대한 상대적 크기에 영향을 더 많이 받는다. r^* 값이 커지면

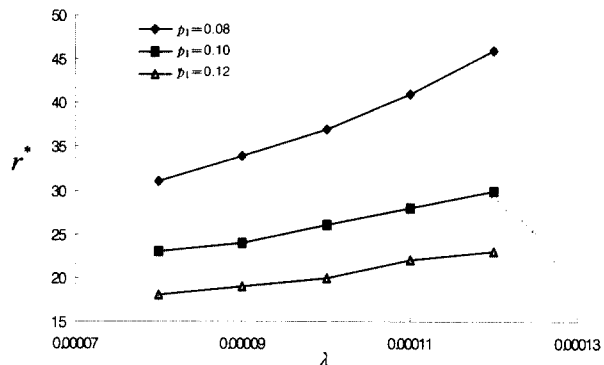


그림 5. $p_1=0.08, 0.10, 0.12$ 일 때의 λ 에 대한 r^* 의 변화.

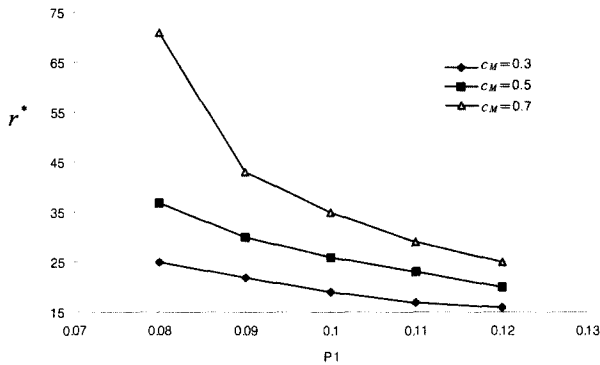


그림 6. $c_M = 0.3, 0.5, 0.7$ 일 때의 p_1 에 대한 r^* 의 변화.

공정에 대한 조사를 자주 하게 되며, 불안정한 공정일수록 자주 조사하게 되는 것이 타당하다. λ 가 크면 이는 곧 공정이 불안정하다는 의미로서 r^* 값을 크게 하는 요인이 된다. <그림 5>는 이런 사실을 보여주고 있다.

iii) 모든 비용계수 중에서 c_M 이 r 의 최적값에 가장 큰 영향을 주고 있다. <그림 6>은 $c_M = 0.3, 0.5, 0.7$ 일 때의 p_1 에 대한 r 의 변화를 보여주고 있다.

5. 결론

성능변수가 이치형일 경우 대응변수에 의한 선별검사 및 공정감시 절차를 제안하였다. 성능변수가 주어졌을 경우의 대응변수의 분포에 대해 정규모형을 가정하였다. 검사비용, 검사오류로 인한 손실, 공정에 대한 잘못된 판단으로 인한 손실 및 이상상태의 수정 비용 등을 바탕으로 비용모형을 세우고 최적검사 및 공정감시 절차를 구하는 방법을 제시하였다. 최적해를 닫힌 형태로 나타낼 수는 없지만 수치적으로 구할 수 있었다.

수치분석 결과 최적 선별검사 기준 ω^* 은 제 1종 및 제 2종 검사오류에 주로 영향을 받고, 최적 공정감시 기준 r^* 은 공정

변화 확률 λ 및 p_1 과 p_0 의 상대적 크기에 영향을 많이 받는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 상식적인 판단과 일치한다.

본 연구는 공정이 안정 혹은 이상상태인가에 따라 대응변수의 표준편차가 다를 경우와 분포에 대한 모수값이 알려져 있지 않을 경우 혹은 성능변수가 연속형일 경우로 확장할 수 있다.

참고문헌

권혁무 (1998), 이치형 성능변수를 이용한 전수검사하에서의 공정감시 절차의 경제적 설계, *대한산업공학회지*, 24, 359-365.

Bai, D. S., Kwon, H. M., and Lee, M. K. (1995), An Economic Two-Stage Screening Procedure with a Prescribed Outgoing Quality in Logistic and Normal Models, *Naval Research Logistics*, 42, 1081-1097.

Bourke, P. D. (1991), Detecting a shift in Fraction Nonconforming Using Run-Length Control Charts with 100% Inspection, *Journal of Quality Technology*, 23, 225 - 238.

Boys, R. J., Glazebrook, K. D., and Laws, D. J. (1996), A Class of Bayes-Optimal Two-Stage Screens, *Naval Research Logistics*, 43, 1109-1125.

Das, T. K., and Jain, V. (1997), An Economic Design Model for \bar{X} charts with Random Sampling Policies, *IIE Transactions*, 29, 507-518.

Das, T. K., Jain, V., and Gosavi, A. (1997), Economic Design of Dual Sampling Interval Policies for \bar{X} charts with and without run rules, *IIE Transactions*, 29, 497-506.

Greenshtein, E., and Rabinowitz, G. (1997), Double-stage Inspection for Screening Multi-characteristic Items, *IIE Transactions*, 29, 1057-1061.

Hong, S.H., Kim, S. B., Kwon, H. M., and Lee, M. K. (1998), Economic Design of Screening Procedures when the Rejected Items are Reprocessed, *European Journal of Operational Research*, 108, 65-73.

Hui, Y. V. (1991), Economic Design of a Complete Inspection Plan with Feedback Control, *International Journal of Production Research*, 29, 2151-2158.

Kim, S. B., and Bai, D. S. (1990), Economic Screening Procedures in Logistic and Normal Models, *Naval Research Logistics*, 37, 919-928.

Montgomery, D. C. (1980), The Economic Design of Control Charts: A Review and Literature Survey, *Journal of Quality Technology*, 12, 75-87.

Ross, S. M. (1996), *Stochastic Processes*, 2nd ed., John Wiley & Sons, Inc., New York.

Tang, K., and Tang, J. (1994), Design of Screening Procedures: A Review *Journal of Quality Technology*, 26, 209-226.

Visual Numerics, Inc. (1990), *IMSL C/Stat/Library: reference Manual*, Houston, 1990.