工業經營學會誌 第11卷 第18輯 1988年 11月 27

LTPD保證을 위한 經濟的選別檢査方式의 設計
—Design of Economic Screening Inspection Plan for Protecting Given LTPD—

金 光 燮*

Abstract

This study is concerned with the development of the economic sampling inspection plan when it is possible to carry out a nondestructive screening inspection for the rejected lots by substitutive characteristics closely related to the original quality characteristic.

It is assumed that the probabilities of those errors depend linearly on the fraction defective of the process.

Sampling inspection policy for a single or isolated lot is studied where the prebability of accepting the lot with bad quality from the results of sampling inspection is restricted to be small.

記號의 定義

Cu : 單位當 製造費用(原價)

Cd : 單位當 破壞檢査費用

Cs : 單位當 選別檢査費用

Sv : 殘存價値

Cf : 合格한 로트에 混入한 不良品으로 인해 발생하는 損失費用

X : 로트내의 불량품 수

x : 샘플내의 불량품 수

N : 로트의 크기

n : 샘플의 크기

c : 合格判定 個數

(n^*, c^*) : 最適 샘플링 檢査計劃

K(n, c) : 費用函數

K^*(n, c) : 最小費用函數

ai : 回歸線의 절편 (i=1, 2)

bi : 回歸線의 기울기 (i=1, 2)

p : 檢査前 工程不良率

pe : 外觀上 工程不良率 (製品이 不良品으로 判定될 確率)

e1 : 選別檢査에서 良好品이 不良品으로 判定될 確率 (e1=a1+b1・p)

e2 : 選別檢査에서 不良品이 良好品으로 判定될 確率 (e2=a2+a2+b2・p)

1. 序 論

Dodge와 Romig(1959)의 計數選別型 샘플링檢査 이후에 消費者나 生産者를 적절히 保護하면서 檢査費用을 最少化하는 選別型 檢査方式들에 관한 硏究가 많이 이루어졌다. 그러나 破壞 試驗인 경우에는 不合格된 로트에 대한 全數選別이 不可能하기 때문에 檢査形態가 非破壞試驗인 경우에만 適用可能한 것이 대부분이며, 더욱이 이러한 샘플링檢査計劃에서는 檢査時에 考慮되는 費用을 檢査試料에만 국한시킴으로써 이를 줄이고자 하는데 主目的을 두고 있다.

그러나 檢査對象인 本特性과 相關性이 높고 非破壞試驗에 의하여 그 品質을 調査할 수 있는 代用特性이 存在한다면, 이를 利用하여 不合格된 로트의 나머지 (N-n 個)의 全製品을 對象으로 全數選別(screening)을 實施하는 檢査方式을 考慮할 수 있게 된다.

이러한 代用特性을 利用한 選別過程의 특징은 破壞試驗에 의한 檢査보다 일반적으로 費用은 적게 들지만

---

*아주대학교 산업공학과 부교수

접수 : 1988. 11. 4.

두 種類의 檢査過誤(error)가 발생하게 된다. 즉, 良好品을 不良品으로 잘못 判定하는 第 1 種의 過誤와 不良品을 良好品으로 잘못 判定하는 第 2 種의 過誤가 바로 그것이다.

이들 檢査過誤는 一定하다기 보다는 本特性과 代用特性의 相關關係, 檢査員의 能力, 檢査對象物의 複雜性, 檢査速度, 休息의 頻度 및 照明 등의 影響을 받게 된다.

本硏究에서는 本特性에 대한 檢査形態가 破壞試驗이거나 檢査費用이 많이 들기 때문에, 不合格 로트에 대하여 代用特性을 利用한 非破壞 選別檢査를 實施하는 경우를 硏究對象으로 하며, 이러한 檢査過程에서 발생하는 線型檢査過誤와 검사에 수반되는 여러 費用要素들이 考慮된 全體 費用函數가 最少가 되는 經濟的 檢査方式에 관하여 硏究하며, 특히 검사에 제출된 개별 로트에 대하여 소비자에게 품질을 보증하기 위하여 로트허용불량률(LTPD) 이상의 나쁜 로트들을 전수선별한 후 출하함으로써 소비자를 보호하는 檢査方式을 개발하고자 한다.

2. 最少費用의 檢査方式 設計

2·1 檢査模型 設定

지금, 로트로써 처리될 수 있는 製品들을 생산하는 공정에서 消費者 혹은 다음 工程에 대하여 品質을 보증 하기 위한 檢査政策으로써 計數選別型 檢査를 실시하기로 하였다고 생각하자.

즉, 로트허용불량률 LTPD 이상의 나쁜 로트가 出荷되는 기회를 적게하기 위하여 많은 제품들을 全數選別하여 良好品으로 대체하여 넣음으로써 消費者 혹은 다음 工程을 적극적으로 보호하기 위한 檢査模型을 설정하기로 한다. 따라서 本 연구에서의 檢査 方式은 消費者 危險을 制約條件으로 하고 生産者가 부담하게 되는 費用을 最少化하는 檢査方式이라고 할 수 있다.

검사절차로써, 良好品과 不良品의 정확한 판별이 破壞試驗에 의해서만 가능 할때에는 검사에 있어 많은 비용과 시간을 요함은 물론, 샘플링 검사에서 불합격된 로트에 대한 전수선별을 破壞試驗에 의하여 실시할 수 없기 때문에, 破壞試驗을 대신할 수 있는 代用特性을 선정하여 불합격된 로트의 나머지 제품을 대상으로 비파괴 全數選別을 실시하여 불량품으로 판정된 제품을 良好品으로 代替하여 넣는 방법을 택한다고 하자 (〈Fig. 1〉 참조). 이 때, 代用特性에 의한 選別檢査課程에서는 2 종류의 檢査過誤가 발생하게 된다. 즉, 제 1 종의 과오와 제 2 종의 과오가 바로 그것이다. 일반적으로 로트의 不良率이 커질수록 로트의 품질을 보증하기 위하여 더 많은 제품을 불합격시키려 하기 때문에 제 1 종의 과오 e1은 증가하고 제 2 종의 과오 e2는 감소하게 되며, Wallack와 Adams(1969) 및 Biegel (1974)은 이에 관하여 각각의 검사 과오가 線型的으로 變化함을 밝히고 있다.

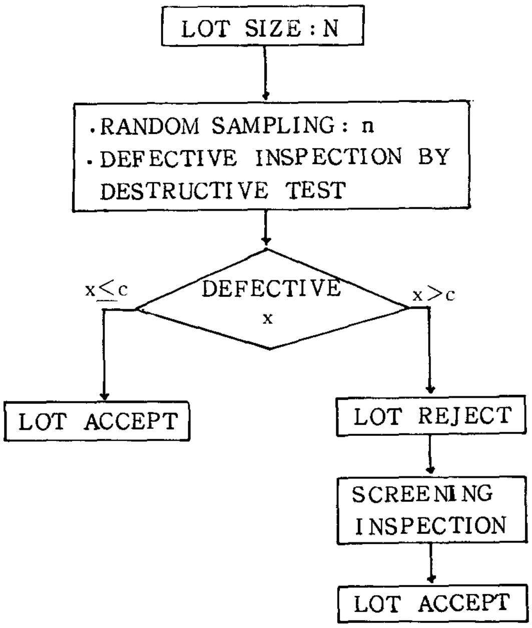

Fig. 1 Procedure of the Inspection

2·2 檢査模型에 관한 諸假定

본연구에서의 검사방식은 다음과 같은 몇가지의 가정하에서 수행되는 것으로 한다. 즉,

가) 모든 試料는 완전히 랜덤하게 抽出된다.

나) 破壞試驗에 의해서 檢査하는 모든 製品은 良好品과 不良品으로 正確하게 判定된다.

다) 破壞檢査에 의하여 不合格된 로트는 破壞檢査를 대신할 수 있는 代用特性에 의한 非破壞檢査에 의하여 選別檢査를 행한다.

라) 全數選別時에는 良好品을 不良品으로 判定하는 過誤와 不良品을 良好品으로 判定할 過誤가 발생하며, 이들 檢査過誤는 不良率에 대하여 線型的으로 변한다.

마) 試料를 檢査하는 費用은 製品의 수에 比例하며, 選別檢査時의 費用은 破壞檢査時의 費用보다 적다.

바) 만약 로트의 일부분을 檢査하지 않았다면, 그 속의 不良品은 결과적으로 費用을 유발시키며, 그 費用은 不良品數에 比例한다.

사) 破壞檢査에서 不良品으로 判定된 製品은 殘存價値 없이 廢棄處分한다.

아) 選別檢査에서 外觀上 不良品으로 判定된 製品은 그 殘存價値를 인정한다.

자) 破壞檢査를 實施한 試料는 外觀上 良好品으로 代替한다.

차) 選別檢査에서 外觀上 不良品으로 判定된 製品은 外觀上 良好品으로 代替한다.

2・3 費用函數의 模型定立

앞에서, 不合格된 로트에 대해 代用特性에 의한 選別檢査를 할 때 발생하는 檢査過誤가 一定한 것이 아니고 不良率에 따라 線型的으로 변화되는 것으로 생각하였다. 즉, 2가지 종류의 검사 과오가,

$$e1 = a1 + b1 \cdot p$$
$$e2 = a2 + b2 \cdot p$$

여기서, e1 : 第 1 種 過誤
e2 : 第 2 種 過誤
a1, a2 : 回歸線의 절편
b1, b2 : 回歸線의 기울기

와 같이 線型的으로 나타난다고 가정하면, 外觀上 不良率 pe는 다음과 같이 계산된다.

$$\begin{aligned} pe &= (1-p)e1 + p(1-e2) \\ &= e1 + (1-e1-e2)p \\ &= a1 + (1-a2-a1+b1)p - (b1+b2)p^2 \quad (1) \end{aligned}$$

또한, 破壞檢査時에 破壞한 試料와 選別檢査時에 外觀上 不良品으로 判定된 製品은 外觀上 良品으로 代替한다고 假定하였으므로, 파괴시험에 의한 샘플링검사에서 불합격한 로트의 나머지 전제품에 대하여 모든 제품을 選別檢査하여 외관상 불량품을 양호품으로 대체하여 넣는다면 외관상 양품중 실질불량률은 p・e2가 되며, 이때 代替하는 製品은 製造費用과 選別檢査費用이 追加된다.

따라서, 檢査時에 발생하는 費用들을 다음과 같이 정리할 수 있다.

(1) 샘플을 檢査한 후 로트를 合格시키는 경우에는,

(a) 破壞檢査費用 : n・Cd

(b) 破壞된 試料를 外觀上 良好品으로 代替한 때의 費用 : n・Cu

(c) 破壞된 試料의 代替時 混入한 不良品으로 인한 損失費用 : n・Cf・p・e2

(d) 로트내의 檢査하지 않은 부분에 포함된 不良品으로 인한 損失費用 : Cf・(X−x)

(2) 샘플을 檢査한 후 로트를 不合格 시키는 경우에는,

(a) 破壞檢査費用 : n・Cd

(b) 破壞된 試料를 外觀上 良好品으로 代替할때의 費用 : n・Cu

(c) 破壞된 試料의 代替時 混入한 不良品으로 인한 損失費用 : n・Cf・p・e2

(d) 로트에 대한 選別檢査費用 : (N−n)・Cs

(e) 로트내의 불량품을 外觀上 良好品으로 代替할 때의 費用 (제1종 과오 및 제2종 과오에 의한 비용) :

$$(Cu-Sv)\{(X-x)(1-e2)\} + (Cu-Sv)[\{(N-n)-(X-x)\}e1]$$

(f) 로트내의 불량품 混入으로 인한 損失費用 :

$$Cf[(X-x)\ e2 + \{(X-x)(1-e2) + (N-n-X+x)\ e1\}p \cdot e2]$$

(3) 위의 비용들을 정리하면 다음과 같다.

(a) 시료를 검사한 후 로트를 합격시키는 경우의 비용 :

$$n \cdot (Cd + Cu + Cf \cdot p \cdot e2) + Cf(X-x) \quad \cdots (2)$$

(b) 시료를 검사한 후 로트를 불합격시키는 경우의 비용 :

$$\begin{aligned} & n \cdot (Cd + Cu + Cf \cdot p \cdot e2) + (N-n) \cdot Cs \\ & + (Cu-Sv)\{(X-x)(1-e2) + (N-n-X-x) \cdot e1\} \\ & + Cf[(X-x) \cdot e2 + \{(X-x)(1-e2) \\ & + (N-n-X+x) \cdot e1\} \cdot p \cdot e2] \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (3) \end{aligned}$$

이 된다.

(4) 지금, 크기 N의 로트내에 X개의 불량품이 있을 때, n개의 시료중 불량품수가 x일 확률은,

$$P\{x \mid X\} = \frac{\binom{X}{x} \cdot \binom{N-X}{n-x}}{\binom{N}{n}} = \frac{\binom{n}{x} \cdot \binom{N-n}{X-x}}{\binom{N}{X}} \quad (4)$$

이므로, 공정불량률이 $P=X/N$일때 로트당 비용 $K(n,c,X)$은 다음과 같다.

$$K(n,c,X)=n(Cd+Cu)+n\cdot Cf\cdot p\cdot e2 +Cf\sum_{x=0}^{c}(X-x)\cdot P\{x\mid X\}+(N-n)\sum_{x=c+1}^{n}\{Cs+(Cu+Sv)\cdot e1+Cf\cdot p\cdot e1\cdot e2\}\cdot P\{x\mid X\}+\sum_{x=c+1}^{n}(X-x)\{(Cu-Sv+Cf\cdot p\cdot e2)(1-e1-e2)+Cf\cdot e2\}\cdot P\{x\mid X\} \quad\cdots\cdots (5)$$

크기 N의 로트가 X개의 불량품을 포함할 확률을 $f_N(x)$, $X=0,\ 1,\ 2\cdots$라 하면, 로트속의 불량품수 X와 시료속의 불량품의 수 x의 결합확률분포는,

$$P(x,X)=f_N(X)\cdot P(x\mid X) \quad\cdots\cdots (6)$$

이고,

x의 주변확률분포는,

$$g_n(x)=\sum_X P(x,X)=\sum_{X=0} P(x\mid X)\cdot f_N(X) \cdots (7)$$

가 된다.

그러므로, 로트당 평균비용은 다음과 같다.

$$K(n,c)=B1(p)+Cf\sum_{x=0}^{n}\sum_X(X-x)\cdot P\{X\mid x\}\cdot g_n(x)+(N-n)\sum_{x=c+1}^{n}\sum_X B2(p)\cdot P\{X\mid x\}\cdot g_n(X)+\sum_{x=c+1}^{n}\sum_X(X-x)\cdot B3(p)\cdot P\{X\mid x\}\cdot g_n(x) \quad\cdots\cdots (8)$$

여기서,

$$B1(p)=n(Cd+Cu)+n\cdot Cf\cdot p\cdot e2$$
$$B2(p)=Cs+(Cu-Sv)\cdot e1+Cf\cdot p\cdot e1\cdot e2$$
$$B3(p)=(Cu-Sv+Cf\cdot p\cdot e2)(1-e1-e2)+Cf\cdot e2$$

이다.

(5) 지금, 시료를 검사하여 x개의 불량품이 발견되었을때, 로트중 시료를 취하고 난 나머지 부분속에 들어있는 불량품의 수에 대한 기대값을 $E\{(X-x)\mid x\}$이라 하면,

$$E\{(X-x)\mid x\}=\sum_X(X-x)\cdot P(X\mid x)=\frac{1}{g_n(x)}\sum_X(X-x)\cdot P(x,X) \quad\cdots\cdots (9)$$

이므로,

$$P(x,X)=f_N(X)\cdot P(x\mid X)=f_N(X)\cdot\frac{\binom{n}{x}\binom{N-n}{X-x}}{\binom{N}{X}} \quad\cdots\cdots (10)$$

그러므로, x의 주변확률분포 $g_n(x)$는,

$$g_n(x)=\sum_X P(x,X)=\binom{N}{x}\cdot f_N(X)\frac{\binom{N-n}{X-x}}{\binom{N}{x}} \quad\cdots\cdots (11)$$

이며,

$$E\{(X-x)^{(K)}\mid x\}(X-x)^{(k)}=\frac{(x+1)\cdot(N-n)}{(n+k)}\cdot\frac{g_{n+1}(x+1)}{g_n(x)} \quad\cdots\cdots (16)$$

가 된다.

그러므로, 로트에서 n개의 시료를 검사한 결과, x개의 불량품이 발견되었을때, 나머지 N−n개중의 불량률의 기대치$P_n(x)$는,

$$P_n(x)=E\{(X-x)/(N-n)\mid x\}=\frac{(x+1)\cdot g_{n+1}(x+1)}{(n+1)\cdot g_n(x)} \quad\cdots\cdots (13)$$

이 된다.

따라서, 식(8)을 다음과 같이 정리할 수 있다.

$$K(n,c)=Bl(p)+(N-n)\{Cf\sum_{x=0}^{c}\frac{x+1}{n+1}\cdot g_{n+1}(x+1)+\sum_{x=c+1}^{n}g_n(x)\,B2(p)+\sum_{x=c-1}^{n}B3(p)\cdot\frac{x+1}{n+1}\cdot g_{n+1}(x+1)\} \quad\cdots\cdots (14)$$

공정평균불량률 p가 일정하다면,

$f_N(X)$는,

$$f_N(x)=\binom{N}{X}p^X(1-p)^{N-X} \quad \cdots\cdots (15)$$

이며, $g_n(x)$는,

$$g_n(x)=\binom{n}{x}p^x(1-p)^{n-x} \quad \cdots\cdots (16)$$

또한, $p_n(x)$는,

$$p_n(x)=p \quad \cdots\cdots (17)$$

이므로, $K(n, c)$는,

$$K(n, c)=B1(p)+(N-n)\{B2(p)+p\cdot B3(p)\}$$
$$+(N-n)\{P\cdot Cf-B2(p)-p\cdot B3(p)\}$$
$$\cdot\sum g_n(x) \quad \cdots\cdots (18)$$

가 된다.

2·4 최적 검사방식

이제 로트의 불량률이 LTPD일때, 그 로트의 합격률이 β이하가 될 수 있는 최적 검사방식 (n^*, c^*)를 구하는 수식을 생각한다. 즉, $P[\text{accept}\mid \text{LTPD}]<\beta$를 만족하는 (n, c)의 조합을 구하여 본다.

p=LTPD에서 시료중에 포함될 불량품수는 초기하 분포를 따르므로,

$$Pac=P\{x\leq c\}=\sum\frac{\binom{X}{x}\binom{N-X}{n-x}}{\binom{N}{n}} \quad \cdots\cdots (19)$$

가 되며, N이 매우 크면 이항분포로 근사시킬 수 있으므로

$$Pac=\Sigma\binom{X}{x}\left(\frac{n}{N}\right)^x\left(1-\frac{n}{N}\right)^{X-x} \quad \cdots\cdots (20)$$

이제, 소비자위험 β가 주어졌을 경우, $Pac\leq\beta$를 만족하면서 (18)식을 최소화하는 검사계획 (n, c)를 찾으면 된다.

[보조정리 1] X가 이항분포 B(n, p)를 따를 때,

$$P\{X\geq k\}=\int_0^p h(t;k, n-k+1)dt \quad \cdots\cdots (21)$$

이다.

단, $h(t, \alpha, \beta)$는 모수(α, β)를 갖는 베타분포함수 즉,

$$h(t;\alpha, \beta)=\frac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha)\cdot\Gamma(\beta)}t^{\alpha-1}(1-t)^{\beta-1} \quad (22)$$

이다.

[증명]

$$H(p)=P\{X>k\}$$
$$\sum_{x=k}\binom{n}{x}p^x(1-p)^{n-x} \quad \cdots\cdots (23)$$

라고 하면,

$$\frac{dH(p)}{dp}$$
$$=\sum_{x=k}^{n}\binom{n}{x}\left(x\cdot p^{x-1}-(n-x)(1-p)^{n-x-1}\right)$$
$$=\sum_{x=k}^{n}\{n\binom{n-1}{x-1}p^{x-1}(1-p)^{n-x}$$
$$-n\binom{n-1}{x}p^x(1-p)^{n-x-1}\}$$
$$=n\binom{n-1}{k-1}p^{k-1}(1-p)^{n-k}$$
$$=\frac{\Gamma(n+1)}{\Gamma(k)\cdot\Gamma(n-k+1)}\cdot p^{k-1}(1-p)^{n-k} \quad (24)$$

이다.

따라서,

$$H(p)=\int_0^p H'(t)dt$$
$$=\int_0^p\frac{\Gamma(n+1)}{\Gamma(k)\cdot(n-k+1)}t^{k-1}\cdot(1-t)^{n-k}dt$$
$$\cdots\cdots (25)$$

이다.

따라서, (20)에서 $\beta=Pac$일때 [보조정리 1]로 부터,

$$\beta=1-\int_0^{n/N}h(t;c+1, X-c)dt \quad \cdots\cdots (26)$$

로 표현할 수 있다.

[보조정리 2] X가 모수 (α, β)를 갖는 베타분포를 따르는 확률변수라고 할 때,

$$Y=\frac{1-X}{X}\ \frac{\alpha}{\beta}$$

라고 하면, Y는 F분포 F(2β, 2α)를 따른다.

[증명]

$$f_X(x)=\frac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha)\cdot\Gamma(\beta)}x^{\alpha-1}(1-x)^{\beta-1},$$

$$0<x<1 \qquad (27)$$

인데,

$$x=\frac{1}{1+\frac{\beta}{\alpha}y}$$

이고,

$$\frac{dx}{dy}=\frac{\frac{\beta}{\alpha}}{\left(1+\frac{\beta}{\alpha}y\right)^2}$$

이므로,

$$g_Y(y)=\frac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha)\cdot\Gamma(\beta)}\cdot\left(\frac{1}{1+\frac{\beta}{\alpha}y}\right)^{\alpha-1}\cdot\left(\frac{\alpha}{1+\frac{\beta}{\alpha}y}\right)^{\beta-1}\cdot\frac{\frac{\beta}{\alpha}}{\left(1+\frac{\beta}{\alpha}y\right)^2}$$

$$=\frac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha)\cdot\Gamma(\beta)}\cdot\frac{\left(\frac{\beta}{\alpha}y\right)^{\beta-1}}{\left(1+\frac{\beta}{\alpha}y\right)^{\alpha+\beta}},$$

$$y>0 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots \quad (28)$$

이다. 따라서 Y~F(2β, 2α)이다.

[보조정리 2]로 부터,

$$\beta=1-\int_0^{n/N}h(t;c+1,\ X-c)dt$$

$$=\int_0^{\frac{c+1}{x-1}\left(\frac{N}{n}-1\right)}f(y;d1,\ d2)dy \quad \cdots\cdots \quad (29)$$

이다. 여기서 f(y;d1, d2)는 자유도 d1, d2인 F분포의 P.d.f.로써

$$d1=2(X-c)$$
$$d2=2(c+1)$$

이다.

따라서 식(29)로 부터,

$$n=\frac{N(c+1)}{(X-c)F_{1-\beta}(d1,\ d2)+c+1}$$

$$=\frac{N\cdot(c+1)\cdot F_{\beta}(d2,\ d1)}{(X-c)+(c+1)F_{\beta}(d2,\ d1)}\cdots\cdots\cdots \quad (30)$$

이 된다.

위 식에서 F_{β}(d1, d2)는 자유도가 d1, d2인 F-분포를 따르는 확률변수가 이보다 더 클 확률이 β인 값을 말한다.

그러므로 검사정책으로 N, β, LTPD가 주어지면 X =N · LTPD, x=n · LTPD이므로, (30)식에 의하여

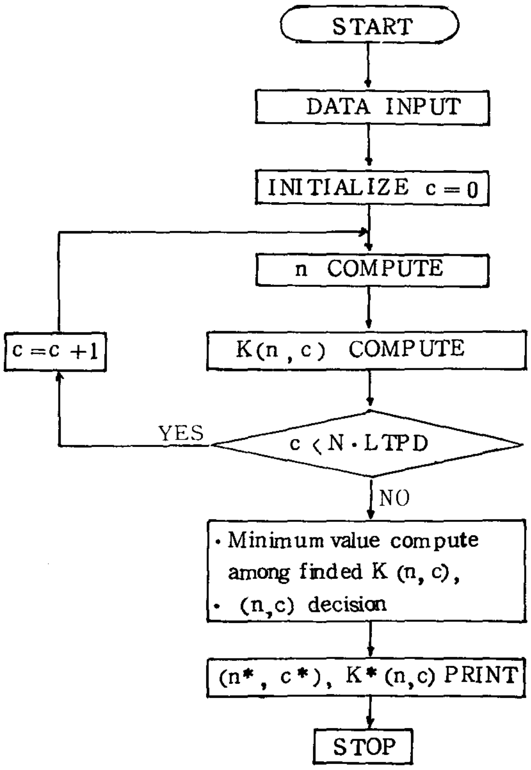

Fig.2. Flow Diagram for the Optimal Inspection Plan (Ⅱ)

임의의 c값에 대한 n을 구할 수 있게 된다. 따라서 (n, c)의 여러 조합중 식(18)과 같은 비용함수의 값을 최소화하는 검사계획 (n＊, c＊)를 선택할 수 있다.

이를 위한 절차를 도식화하면 〈Fig.2〉와 같다.

2・5 適用事例

지금 檢査政策으로서, 生産者는 로트의 不良率이 20% 이상일때 이를 90% 이상의 확률로 탐지할 수 있는 最少費用의 檢査方式을 구하고자 한다.

다만 로트의 크기, 諸費用要素 및 線型檢査過誤의 값은 다음과 같다.

즉, 檢査前에 수집한 자료의 분석에 의하면, 1회에 생산되는 로트의 크기는 대략 1,000이며, 費用要素들은 相對的인 比率값으로써, 製品 1 單位當 製造費用을 1로할 때, 製品 1 單位當 破壞檢査費用이 0.10, 代用特性에 의한 選別檢査費用은 0.01, 出荷된 製品이 不良으로 판명되면 製品 1 單位當 3.00의 損失費用이 발생하며, 檢査途中外觀上 不良品으로 判定된 製品의 殘存價値는 0.10이라고 한다.

즉,

N＝1000 Cu＝1.00

Cd＝0.10 Cs＝0.01

Cf＝3.00 Sv＝0.10

또한, 공정평균불량률은 약 5%라 한다.

線型檢査過誤는 Wallack와 Adams(1969)의 시각검사 결과의 데이터를 利用하기로 한다(〈Table 1〉 참조).

Table 1. Performance Measures for Inspectors

P	Inspectors	Type Ⅰ Errors		Type Ⅱ Errors	
		Actual	calculated	Autual	calculated
0.05	B	0.000	0.0025	0.231	0.2693
	G	0.009		0.308	
	H	0.001		0.230	
	I	0.000		0.308	
0.15	B	0.005	0.0125	0.154	0.2758
	G	0.022		0.154	
	H	0.000		0.410	
	I	0.023		0.385	
0.25	B	0.057	0.0308	0.062	0.1448
	G	0.016		0.216	
	H	0.016		0.108	
	I	0.034		0.193	
0.05	B	0.017	0.0470	0.077	0.1733
	G	0.030		0.154	
	H	0.135		0.264	
	I	0.006		0.198	

＊Reprinted by Wallack & Adams Paper(1969)

위의 자료에 의하여 최소자승법에 의한 선형방정식의 계수를 구하면,

$a1 = -0.0072$

$b1 = 0.1518$

$a2 = 0.2996$

$b2 = -0.4109$

$e1 = 0.0072 + 0.1518 \cdot p$

$e2 = 0.2996 - 0.4109 \cdot p$

위의 자료를 식(18)에 대입하여, 주어진 검사정책을 만족시키는 최적의 검사방식을 구하면, (n＊, c＊)＝(11, 0) $K^*(n, c) = 133.685$를 얻을 수 있다.

즉, 로트로부터 $n=11$의 샘플을 취하여 파괴시험에 의한 검사를 실시하여 불량품이 1개 이상이면, 이 로트의 나머지 N－n＝989개의 전제품을 대용특성에 의한 전수선별검사를 실시하여 양호품으로 대체한후 출하한다면 소비자에 대하여 LTPD＝20%로써 품질을 보증할 수 있게 된다.

3. 結 論

本研究는, 로트의 品質檢査에서 檢査形態가 破壞檢査인 경우 혹은 檢査費用이 많이 드는 非破壞檢査인 경우에, 不合格된 로트에 대해 本特性의 評價와 關係가 깊은 代用特性을 利用하여 選別檢査를 행할 수 있는 檢査方式을 다루었다.

이를 위하여, 品質의 檢査와 그의 保證에 관련되는 諸費用들로 構成되는 全體費用函數의 값을 最小化시키는 檢査方式을 提示하였다.

더욱이, 檢査時에 발생할 수 있는 檢査過誤가 일반적으로 一定하지 않고 線型的으로 변한다는 점을 고려하고, 소비자에 대하여 LTPD를 保證하는 檢査方式을 각각 設計함으로써 보다 實際的인 檢査가 이루어질 수 있도록 하였다.

따라서, 破壞檢査나 檢査費用이 많이 드는 非破壞檢査인 경우에 本研究에서 提示한 模型을 활용함으로써 보다 더 効果的이며 經濟的인 檢査를 행하는 것이 可能하여졌으며, 이를 위하여는 여러가지의 정확한 事前情報를 수집하여 보다 실제적인 檢査模型에 의한 檢査政策을 樹立할 필요가 있음을 알 수 있다.

끝으로, 本研究에서 提案한 檢査方式의 模型에 관하여는 앞으로도 많은 研究課題를 포함하고 있다고 할 수 있는데, 그중 몇가지를 들어보면 다음과 같다. 즉,

① 本研究에서 考慮하지 않은 追加의 費用要素들로 構成된 修正한 檢査方式의 模型 研究,

② 線型檢査過誤 이외에도 非線型的인 檢査過誤의 研究와, 이에 대한 經濟的인 면을 考慮한 檢査方式의 研究,

③ 破壞試驗을 행하게 되는 本特性値와 비파괴 시험을 하는 代用特性値間의 相關係數를 고려한 檢査模型의 開發,

④ 不良率이 매우 높기 때문에 전수선별하지 않고 폐기처분하려는 경우의 檢査模型 研究,

등이 계속되어야 할 것이다.

参 考 文 獻

1. Biegel, J. E., (1974), "Inspector Errors and Sampling Plans", *AIIE Trans.*, *6(4)*, pp. 284-287.
2. Case, K. E. & Keats, J. B., (1982), "On the Selection of a Prior Distribution in Bayesian Acceptance Sampling", *Journal of Quality Technology*, *14(1)*, pp. 10-14.
3. Guenther, W. C., (1971), "On the Determination of Single Sampling Attribute Plans Based upon a Linear Cost Model and Prior Distribution", *Technometrics*, *13(3)*, pp. 483-498.
4. Hald, A., (1960), "The Compound Hypergeometric Distribution and a System of Single Sampling Inspection Plans Based on Prior Distribution and Cost", *Technometrics*, *2(3)*, pp. 275-340.
5. Mandelson, J., (1967), "Sampling Plans for Destructive or Expensive Testing", *Industrial Quality Control*, *23(9)*, pp. 440-450.
6. Martin, C. A., (1964), "The Cost Breakenven Point in Attribute Sampling", *Industrial Quality Control*, *21(3)*, pp. 137−144.
7. Pandey, R. J. & Chawdhary, A. K., (1972), "Single Sampling Plan by Attributes with Three Decision criterian", *Sankhya*, B34, pp. 265-278.
8. Rohatgi, V. K, (1976), *An Introduction to Probability Theory and Mathematical Statistics*, John Wiely § Sons, Inc., p. 126.
9. Wallack, P. M. & S. Keith Adams, (1969), "The Utility of Signal Detection Theory in the Analysis of Industrial Inspector Accuracy", *AIIE Trans.*, *1(1)*, pp. 33-44.
10. 김광섭, 이경하, (1979), "收入檢査의 經濟性에 관한 研究", 品質管理學會誌, 7(1), pp. 26−34.
11. 황의철, 김광섭, 조재립, (1980), 應用統計學, 박영사.