تحديد خطة المعاينة المفردة للنظام AOQL لنسب المعيب الثابتة والمتغيرة مع تطبيق عملي

م.م رحيمة فاضل عبود
معهد الادارة التقني / بغداد

المستخلص :

تضمن البحث استخراج معالم خطة المعاينة المفردة الضرورية لفحص المنتوج، والمعلمات هي (n, c) حيث n تمثل عدد المقبول، n حجم العينة الضروري سحبها من الانتاج او من الدفعة N باعتماد مفهوم AOQL الحد الاقصى لنسبة المعيب في الدفعات المنتجة، والتي على اساسها يعتبر المنتوج مقبول، وقد اوضحت كيفية استخراج الخطة (n, c) التي تصغر معدل الفحص الكلي، والمفهوم الثاني الذي اعتمد في ايجاد الخطة (n, c) هو مفهوم خطط بيز لفحص المنتوج، باعتبار ان نوعية الدفعات المنتجة متغير عشوائي يتغير من دفعة انتاجية الى اخرى طبقاً لتوزيع سابق f(P)، وقد طبقت الافكار الواردة في البحث على منتوج محرك مبردة الهواء $\frac{1}{4}$ طن في الشركة العامة للصناعات الكهربائية، حيث بوبت البيانات واختبرت واعتمد توزيعها وهو توزيع Ÿǎ في تحديد مستوى النوعية للدفعات اللاحقة باستخدام متوسط التوزيع اللاحق E(P/X).

Abstract

The acceptance sampling plans are used when the quality of product is evaluated by samples rather than by total inspection, which is considered time consuming and required high cost. The parameter's of single sampling plan (n, c) are determined according to Average outgoing quality level (AOQL), and also determine according to Bayesian sampling plan, were the percentage of defectives in product is considered as random variable have prior distribution f(P), determine from experience and past data about quality. The application of Bayesian sampling plan is performed, and f(P) found was *Beta* distributions, with two parameters (α, β), which are estimated by moments method, and the estimated values $(\hat{\alpha}, \hat{\beta})$ are used to find the posterior mean E(p/x), which is a good indicator for evaluating quality of product.

Printed with priPrinter standard
upgrade at www.priprinter.com

المقدمة:

يشكل اسلوب المعاينة الوسيلة المناسبة في الحصول على تقدير لمدى توفر صفة او صفات في وحدات الانتاج، وهذا الاسلوب مهم في تقييم الانتاج بواسطة العينات بدلاً من الفحص الشامل الذي يعتبر ليس اقتصادياً من ناحيتي الوقت والكلفة. وتؤدي طريقة العينات الى توفير الوقت والجهد والمال، ويستخدم هذا الاسلوب (الفحص بالعينة) في مراحل العملية الانتاجية حيث يستخدم في فحص المواد الاولية أو التجهيزات المستلمة من قبل المجهز، وفي فحص الانتاج اثناء اداء العملية الانتاجية وكذلك في فحص الانتاج النهائي الذي يتم عادة قبل شحن الانتاج الى المستهلك.

وسوف نتناول هنا عرض نماذج خطة المعاينة للنظام AOQL عندما تكون نوعية المنتوج ثابتة، وعندما تكون متغير عشوائي يتغيير من دفعة الى اخرى، وله توزيع احتمالي سابق f(p) يسمى Prior distribution ويعبر المصطلح Average Outgoing Quality Limit (AQOL) عن الحد الاقصى لمعدل نسبة الوحدات المعيبة في الدفعة المرسلة بعد اجراء الفحص التصفوي (وهو الفحص الذي تصنف فيه كل وحدة مفحوصة اما معيبة او جيدة). مع ملاحظة ان الفحص التصفوي لايستخدم في حالات الفحص التدميري المتلف للمواد Destructive Inspection، مثلاً فحص الصور الفوتغرافية، عيدان الكبريت، وطلقات الرصاص اذ يؤدي الفحص هنا الى تدمير الوحدة بالكامل.

خطط المعاينة المفردة للنظام AOQL:

تناول الباحث Hald ومن قبله الباحثان Dodge & Romig كيفية ايجاد معلمات خطة المعاينة المفردة (n, c) المستندة الى معدل نسبة الوحدات المعيبة في الدفعة المرسلة بعد اجراء الفحص التصفوي عليها وتحدد قيمة AOQL من قسمة القيمة المتوقعة لعدد الوحدات المعيبة في الدفعات المرسلة للفحص على عدد الوحدات الكلي. ونقصد بالخطة المفردة (n, c) سحب عينة عشوائية من الانتاج او من الدفعة N، حجمها n، فاذا كان عدد المعيب فيها يساوي c أو اقل تقبل العينة n ومن ثم تقبل الدفعة N، اما اذا كان عدد المعيب اكبر من c ترفض العينة n، ويجري فحص شامل للكمية المتبقية N-n.

فاذا كانت العملية الانتاجية للمنتوج ذو النوعية P واقعة تحت سيطرة ثنائي الحدين، فان عدد الوحدات المعيبة في الدفعة المنتجة يتبع توزيع ثنائي الحدين بالمعلمات (N, P). وكذلك عدد الوحدات المعيبة x في العينة n ايضاً تتبع ثنائي الحدين x ~ Binomial (n, p)، فعند قبول الدفعة فان عدد الوحدات المعيبة (Y=X-x) المتبقية في الكمية (N-n) بعد سحب عينة بحجم n، سوف يتبع توزيع ثنائي الحدين بالمعلمات (N-n, p) وان القيمة المتوقعة للمتغير y هي $E(y) = (N - n)\, p$، وفي حالة رفض الدفعة يعاد فحص جميع وحدات الدفعة وتستبدل كل الوحدات المعيبة فيها باخرى جيدة لذلك سيكون $Pr(y=0) = 1$، وفي حالة الرفض، نعبر عن القيمة المتوقعة للمتغير y بالمعادلة (١):

$$E(y) = E(y/\ X \le c)\ Pr(X \le c) + E(y/\ X > c)\ Pr(X > c) \qquad \ldots..\ (1)$$

Printed with priPrinter standard
upgrade at www.priprinter.com

$$= (N - n)\, p\, Pr\,(p) + 0\, Q\,(p)$$

$$E(y) = (N - n)\, p\, Pr\,(p) \qquad \ldots\ldots (2)$$

ويشير المصطلح الى $P(p)$ الى احتمال قبول المنتوج ذو النوعية p ويساوي:

$$P(p) = Pr(X \leq c)$$

ويحدد وفقاً لتوزيع النوعية المعتمد في العملية الانتاجية. ولو استخدمنا الرمز P_A ليعبر عن قيمة AOQ، فان:

$$P_A = AOQ = \frac{E(y)}{N} \qquad \ldots\ldots (3)$$

$$P_A = \frac{(N - n)\, p\, P(p)}{N}$$

ومن المعلوم ان عدد الوحدات المعيبة في المنتوج المقدم للفحص هو Np، وسيخفض هذا المعدل بمقدار عدد الوحدات المعيبة التي تكتشف اثناء الفحص بمقدار $pI(p)$، وعندئذ يكون عدد الوحدات المعيبة في المنتوج الخارج من الفحص هو NP_A ويساوي:

$$N\, P_{(A)} = Np - p\, I(p)$$

$$P_{(A)} = \frac{Np - p\, I(p)}{N}$$

$$= \frac{p[N - I(p)]}{N}$$

وحيث ان :

Printed with priPrinter standard
upgrade at www.priprinter.com

$$I(p)=n+(N-n)Q(p)$$

$$\therefore P_{(A)} = \frac{Np-p[n+(N-n)Q(p)]}{N}$$

$$= \frac{p[(N-n)-(N-n)Q(p)]}{N}$$

$$= \frac{p(N-n)\,P(p)]}{N}$$

$$=(\frac{N-n}{N})\ p\,P(p)$$

وفي حالة استبعاد الوحدات المعيبة فقط بدلاً من تعويضها، فان قيمة P_A هي P_A^* وتساوي:

$$P^*_{(A)} = p\,(\frac{N-I(p)}{N-p\,I(p)}) \qquad \ldots\ldots (4)$$

وحيث ان الفرق بين P_A و P_A^* صغير جداً، لذلك سوف نعتمد على P_A عند تحديد معالم خطة المعاينة المفرد (n, c) وقبل هذا لابد من ايضاح خصائص AOQ:

١- اذا كانت قيمة مستوى النوعية p (تعني بها نسبة المعيب المقبولة في المنتوج) صغيرة، فان P_A ايضاً صغيرة، ويفضل عندئذ قبول الدفعات بدون فحص، لانها مطابقة للمواصفات والقياسات المصنعية.

٢- اذا كانت p كبيرة يجب فحص جميع الدفعات فحصاً شاملاً، ونتيجة تعويض الوحدات المعيبة باخرى جيدة، ستكون ايضاً قيمة P_A صغيرة.

٣- اذا كانت $(p=0)$ فان $(P_A=0)$ ايضاً، وعندما $(p=1)$ فان $(P_A=0)$ لان احتمال قبول المنتوج $(P(p)=0)$، وعندئذ تكون $(P_A=0)$.

٤- توجد قيمة لـ P تكون عندها P_A اعظم ما يمكن، وهي P_L وتسمى هذه القيمة AOQL، اي ان:

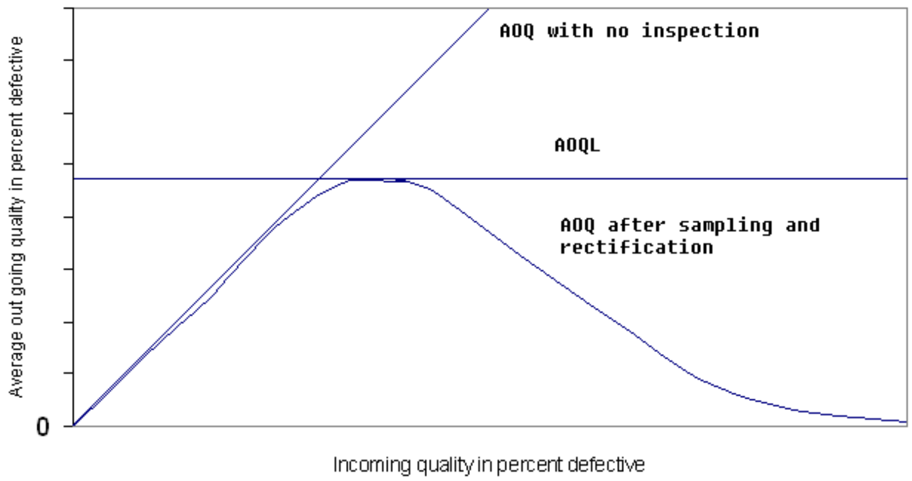
$$P_L = Max_p\ AOQ = AOQL$$

وتعبر AOQL عن الحد الاقصى لمعدل نسبة الوحدات المعيبة في الدفعة المرسلة بعد اجراء الفحص التصفوي عليها.

Printed with priPrinter standard
upgrade at www.priprinter.com

ويمكن توضيح منحنى AOQ، وقيمة AOQL وكالتالي:

شكل (١) منحنى AOQ وقيمة AOQL



والآن ننتقل الى كيفية تحديد خطة المعاينة للنظام AOQL عندما تكون نسبة المعيب في الانتاج اولاً ثابتة، وثانياً متغير عشوائي له توزيع f(p).

:(ŏăŸp Ÿ&ţā) AOQL ƥŸţŢāĭĸĦ ƏǰǑƐŸƏǰČBĸ-A

تتكون خطة المعاينة المفردة (n, c) من المعلمتين n، c حيث، n حجم العينة الضرورية سحبها من الانتاج او من الدفعة N، وتمثل c عدد الوحدات المعيبة في العينة n، والتي على اساسها يتخذ قرار بقبول او رفض العينة. ويتم تحديد (n, c) تحت شروط تحقق كل من مخاطرة المنتج α (وهي احتمال رفض منتوج جيد)، ومخاطرة المستهلك β (وهي احتمال قبول منتوج ردئ). وتعتمد الخطة المفردة (n, c) للنظام AOQL على افتراض ان العملية الانتاجية تقع تحت سيطرة ثنائي الحدين او بواسون، او اي توزيع اخر، وان معدل المعدل ثابت ويساوي p_1، وان الفحص المستخدم من نوع الفحص التصفوي، ولكي يتأكد المنتج من ان نوعية منتوجه مقنعة، عليه ان يختار قيمة للحد الاقصى لنسبة الوحدات المعيبة في الدفعة المرسلة بعد الفحص AOQL ومن ثم يجد اصغر قيمة لـ n تحقق اصغر قيمة لمعدل الفحص الكلي $I(p_1)$ من بين جميع الخطط المجاورة لها والتي نفس قيمة p_L، وهنا سوف نستخدم توزيع بواسون بدلاً من ثنائي الحدين عند تحديد احتمالات القبول $P(p_1)$، وفيما يلي نعيد اشتقاق صيغة P_A لجعلها ملائمة للنظام AOQL، وحيث ان:

$$P_A = p_1 \left(\frac{N-n}{N}\right) P(p_1)$$

$$P_A = p_1 \left(\frac{N-n}{N}\right) \sum_{x=0}^{c} e^{-n\,p_1} \frac{(n\,p_1)^x}{x!} \qquad \ldots\ldots (5)$$

Printed with priPrinter standard
upgrade at www.priprinter.com

ولو افترضنا ان P_m تمثل قيمة P_1 التي تجعل احتمال القبول في المعادلة (٥) اكبر ما يمكن (اي يساوي P_L)، وان $m = n\,P_m$ فان:

$$P_L = \left(\frac{N-n}{N}\right) \frac{m}{n} \sum_{x=0}^{c} \frac{e^{-m}\ m^x}{x!} \qquad \ldots\ldots (6)$$

$$P_L = \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N}\right) m \sum_{x=0}^{c} \frac{e^{-m}\ m^x}{x!}$$

$$P_L = y_c \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N}\right) \qquad \ldots\ldots (7)$$

$$Y_c = m \sum_{x=0}^{c} \frac{e^{-m}\ m^x}{x!} \qquad \ldots\ldots (8)$$

وبعبارة اخرى، فان:

$$Y_c = \frac{n\,p_L}{1-\dfrac{n}{N}} \qquad \ldots\ldots (9)$$

وقد تمكن الباحثان [1] (Dodge & Romig) بحساب قيم $(m = n\,p_m)$ وقيم y_c من المعادلة (٩) ولقيم مختلفة من c، حيث $(c = 0, 1, \ldots, 40)$، ووضعت القيم في جداول تسمى [2] (Dodge & Romig Tables, 1959)، ويمكن الرجوع الى الجداول لقراءة خطة المعاينة للنظام AOQL بعد معرفة حجم الدفعة N ومستوى نوعية الانتاج (اي نسبة المعيب المقبولة في الانتاج)، وتسمى هذه القيمة Process Average وكذلك قيمة LTPD، ويوجد في الملحق احد انواع هذه الجداول. فمثلاً اذا كانت:

$P_1=0.015,\ PL=0.03,\ N=2000$

فان:

$$P = \frac{P_1}{P_L} = \frac{0.015}{0.03} = 0.5$$

وحيث ان:

$$M = N\,P_L = 2000 \times 0.03 = 60$$

ومن الجداول نجد ان قيمة M هذه تقع بين القيمتين:

$$35.7 \le M \le 78.6$$

وعندها نقرأ $(y_c\ ,\ c)$ وهما $(y_c=1.942\ ,\ c=3)$، وطبقاً لذلك تصبح قيمة n:

Printed with priPrinter Standard
upgrade at www.priprinter.com

$$n = \frac{1.942}{(0.030 + 1.942 \times 2000)^{-1}} = 63 \; units$$

وان مقدار الفحص الكلي طبقاً للخطة (n=63, c=3) هو:

$$\begin{aligned} I(P_1) &= n + (N-n)Q(p) \\ &= 63 + 1937 \times 0.016 \\ &= 94 \; units \end{aligned}$$

وتعني الخطة (63, 3) فحص عينة عشوائية قوامها ٦٣ وحدة، فاذا كان عدد المعيب فيها يساوي ثلاث وحدات او اقل تقبل العينة، ومن ثم تقبل الدفعة المنتجة. اما اذا كان عدد المعيب اكبر من ثلاث وحدات ترفض العينة وترفض الدفعة، ويجري فحص شامل للكمية (N-n).

:ΣyγΫnƋ ңƑĩ℮ỹ ƨƋǥỹ xţ ΣҮŅúŸǂţƋ ïҝḤ ƋǥǑƺŸƋǥBBҝ-B

في كثير من عمليات الانتاج والتصنيع تكون نسب المعيب متغير عشوائي يتغير من دفعة انتاجية الى اخرى بسبب العوامل الاسنادية والعشوائية التي ترافق عملية الانتاج، حيث ان خلل المواد الاولية، انقطاع التيار الكهربائي، عطل المكائن، والتدريب غير الجيد للعمال كلها عوامل تسبب عدد الوحدات المعيبة في الانتاج، ومن ثم نسب المعيب متغير عشوائي، وهذا المتغير له توزيع احتمالي يحدد سلوكه واحتمالاته ويحدد من الخبرة السابقة والبيانات المتاحة عن النوعية،وبهدف تقدير معدل النوعية في المنتوج الخارج من الفحص لابد من التعرف على التوزيع اللاحق f(p/x) وتقدير متوسط هذا التوزيع، بعد تقدير معلماته، لكي تكون هناك قاعدة قرار تساعد المسؤولين على الانتاج في التعرف على متوسط النوعية اللاحق.

فاذا افترضنا ان توزيع الوحدات المعيبة X في العينة هو توزيع ثنائي الحدين X~b(n, p)، اي ان:

$$P(X,n,p) = \begin{cases} \subset_x^n \, p^x \, q^{n-x} & x = 0,1,2,\dots,n \\ 0 & o/w \end{cases}$$

وان p غير ثابتة ولكنها متغير له توزيع f(p) قد يكون بيتا او كاما او غيرهما، ولنفرض هنا انه P ~ βeta (α, β)، اي ان:

$$f(p) = \begin{cases} \dfrac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha)\ \Gamma(\beta)} \, P^{\alpha-1} (1-P)^{\beta-1} & 0 \le P \le 1 \\ 0 & o/w \end{cases}$$

وبناء على ذلك تكون:

Printed with priPrinter standard
upgrade at www.priprinter.com

$$g_n(x) = \int_0^1 P(x,n,p)\ f(p)\ dp$$

$$= \frac{\subset_x^n\ \Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha)\ \Gamma(\beta)} \int_0^1 P^x\ q^{n-x}\ \ P^{\alpha-1}\ (1-P)^{\beta-1}\, dp$$

$$= \frac{\subset_x^n\ \Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha)\ \Gamma(\beta)} \int_0^1 P^{x+\alpha-1}\ (1-P)^{n+\beta-x-1}\, dp$$

$$= \frac{\subset_x^n\ \Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha)\ \Gamma(\beta)}\ \beta eta\,(x+\alpha\ ,\ n+\beta-x)$$

وحيث ان التوزيع اللاحق f(p/x) هو:

$$f(p/x) = \frac{b(x,n,p)\ f(p)}{g_n(x)}$$

$$= \frac{1}{\beta eta\,(x+\alpha\ ,\ n+\beta-x)} P^{x+\alpha-1}\ (1-P)^{n+\beta-x-1} \qquad 0 \le p \le 1$$

وهو ايضاً توزيع بيتا ولكن بمعلمات جديدة:

$$f(p/x) \sim \beta eta\,(x+\alpha\ ,\ n+\beta-x)$$

وبمتوسط هو:

$$P_n(x) = \mathrm{E}(p/x) = \frac{x+\alpha}{n+\alpha+\beta}$$

ويمكن التعبير عن قيمة $P_n(x)$ بدلالة متوسط التوزيع السابق $f(p, \alpha, \beta)$، حيث ان:

$$\mathrm{E}(p) = \overline{P} = \frac{\alpha}{\alpha+\beta}$$

$$\therefore\ P_n(x) = \frac{\alpha\ (1+\frac{x}{\alpha})}{(\alpha+\beta)\ (1+\frac{n}{\alpha+\beta})} = \frac{\alpha}{\alpha+\beta} \times \frac{(1+\frac{x}{\alpha})}{(1+\frac{n}{\alpha+\beta})}$$

$$P_n(x) = \overline{P}\ \frac{(1+\frac{x}{\alpha})}{(1+\frac{n}{\alpha+\beta})}$$

Printed with priPrinter standard
upgrade at www.priprinter.com

ويمكن تقدير المعلمتين α، β بطريقة العزوم، بعد مساواة عزوم العينة مع عزوم المجتمع:

عزوم العينة

$$m_r = \frac{\sum P_i^r}{n}$$

$$\mu_r = E(P^r)$$

وحيث ان متوسط نسب المعيب المشاهدة هو:

$$\overline{X}_p = \frac{\sum_{i=1}^{m} P_i}{m} \quad ; \quad S_p^2 = \frac{\sum_{i=1}^{m}(P_i - \overline{X}_p)^2}{m-1}$$

وان عزوم العينة هي:

$$\overline{P} = \frac{\alpha}{\alpha+\beta} \qquad ; \qquad \sigma^2 = \frac{\overline{P}(1-\overline{P})}{\alpha+\beta+1}$$

عندئذ تكون قيمة α التقديرية هي:

$$\hat{\alpha} = \frac{\overline{X}_p(\overline{X}_p\overline{X}_q - S_p^2)}{S_p^2}$$

$$\hat{\beta} = \frac{(1-\overline{X}_p)(\overline{X}_p\overline{X}_q - S_p^2)}{S_p^2}$$

Printed with priPrinter standard
upgrade at www.priprinter.com

الجانب التطبيقي:

بغية تطبيق ما جاء من افكار، جمعت البيانات التي تمثل نسب المعيب الى ١٠٠ دفعة انتاجية من منتوج محرك مبردة الهواء $\frac{1}{4}$ طن، حيث تقوم الشركة العامة للصناعات الكهربائية/بغداد الوزيرية، بتصنيع هذا المحرك اضافة الى انواع اخرى، ويتم تجميع المبردات وصناعتها في الشركة العامة للصناعات الخفيفة، وهذا المنتوج مهم جداً وعليه طلب متزايد، نتيجة لعوامل الطقس في العراق وخاصة فصل الصيف حيث تكون الحرارة فيه عالية جداً، ورغم اهتمام الشركة العامة للصناعات الكهربائية بنوعية منتوجها، لكن المعيبات ترجع الى المواد الاولية وانقطاع التيار الكهربائي والتدريب غير الجيد للعمال وغيرها.

والجدول رقم (١) يمثل نسب المعيب لمئة دفعة انتاجية تم تبويبها وايجاد مراكز الفئات واستخراج $\bar{X}_p$ و S_p^2.

[illegible]

Percent-Defective	f_i	Mid class	E_i
0.00-0.103	7	0.0515	8.2
0.103-0.206	13	0.1542	12.05
0.206-0.309	21	0.2575	20.70
0.309-0.412	19	0.3605	17.02
0.412-0.505	9	0.4635	9.30
0.505-0.608	9	0.5665	9.70
0.608-0.711	5	0.6695	5.01
0.711-0.804	7	0.7725	8.212
0.804-0.907	3	0.8755	
0.907-1.010	3	0.9755	9.71
1.010-1.113	2	1.0815	
1.113-1.216	2	1.1845	
	100		100

ثم استخراج متوسط نسب المعيب المشاهد:

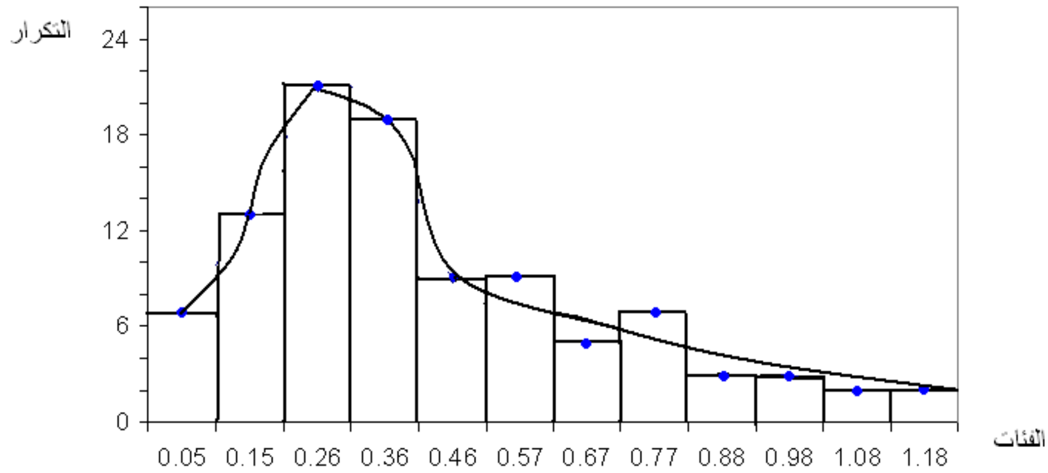
$$\bar{X}_p = \frac{\sum P_i f_i}{\sum f_i} = 0.00426$$

$$S_p^2 = \frac{\sum f_i (P_i - \bar{P})^2}{\sum f_i - 1} = 0.000007962$$

وحيث ان متوسط حجم الدفعة الواحدة ٢٥٠ محرك، وان متوسط نسب المعيب المشاهد هو $\bar{X}_p = 0.0042625$ ، وواضح ان تباين نسب المعيب المشاهد هو $S_p^2 = 0.000007962$ ، وعند

Printed with priPrinter standard
upgrade at www.priprinter.com

رسم المدرج والمنحني التكراري للبيانات ظهر ان التوزيع لم يتركز حول قيمة ثابتة واحدة، وان المنحني الملائم لتوزيع نسب المعيب المشاهدة، كما يوحي الشكل هو بيتا:



وقد قدرت قيمتي α، β بطريقة العزوم، ووجد ان:

$\hat{\alpha} = 2.29824 \cong 2$

$\hat{\beta} = 529.872798 \cong 530$

وللتحقق من التوزيع يتم تطبيق اختبار χ^2 لحسن المطابقة باستخراج التكرارات المتوقعة، وقد استخدمت علاقة دالة بيتا غير التامة (عندما تكون $\hat{\alpha}, \hat{\beta}$ اعداد صحيحة) مع دالة ثنائي الحدين التجميعية التراكمية وحسب المعادلة:

$$I\,B_P(\alpha,\beta) = \sum_{X=\alpha}^{\alpha+\beta-1} C_x^{\alpha+\beta-1} P^X (1-P)^{\alpha+\beta-x-1}$$

$$= \mathrm{E}(\alpha, \alpha+\beta-1, P)$$

وبعد ايجاد قيم الاحتمالات التراكمية P_i المقابلة لكل مركز فئة، ثم يضرب الاحتمال التراكمي بالتكرار لكل فئة نحصل على التكرارات المتوقعة، وقد ادخلت في الجدول رقم (١) ايضاً، ونظراً لان التكرارات المشاهدة للفئات الاربعة الاخيرة (اقل من ٥)، لذلك تم دمجها في فئة واحدة واصبح مجموع تكرارها ١٠ والقيم المتوقعة هي ٩.٧١ . ثم استخرجت قيمة χ^2 العملية من الصيغة:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{m} \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$$

حيث E_i: التكرار المتوقع، O_i: التكرار المشاهد

ووجد ان χ^2 المشاهدة هي $(\chi^2 = 0.762855)$، وعند مقارنتها مع χ^2 الجدولية بدرجة حرية ومستوى معنوية $(K = 9-3 = 6\,;\, \alpha = 0.05)$ بلغت $(\chi^2 = 12.6)$، ويعود السبب الى اعتبار درجة الحرية (٦) الى دمج الفئات الاربعة الاخيرة في فئة واحدة وطرح قيمتان اخرى لوجود معلمتين مقدرة، فكانت درجة الحرية هي ((K-1-(2))، (عدد الفئات

Printed with priPrinter Standard
upgrade at www.priprinter.com

ناقص واحد ناقص عدد المعلمات المقدرة). وحيث ان χ^2_{cal} اصغر بكثير من الجدولية، لذلك نقبل الفرضية H_o التي تؤكد على عدم وجود فرق معنوي بين التكرار المشاهد والتكرار النظري، وان توزيع نسب المعيب المشاهد هو بيتا بالمعلمات المقدرة، وعندئذ يمكن استخدامه كتوزيع سابق لنسب المعيب المشاهدة، واعتماده في تقدير النوعية للدفعات اللاحقة حيث:

$$\overline{P} = E(P) = \frac{\hat{\alpha}}{\hat{\alpha} + \hat{\beta}} = 0.0042625$$

ومن ثم حساب احتمال قبول المنتوج وفق خطة بيز (n, c) وهي الخطة (n=70, 8) هو:

$$P(p_1) = \Pr(X \le c) = \sum_{X=0}^{c} \subset_X^n (0.00426)^X (1-0.00426)^{n-x}$$

$$= 0.9702$$

$$Q(P_1) = 1 - 0.9702 = 0.0298$$

وكذلك استخرجت فيه متوسط التوزيع اللاحق

$$P_n(c) = \frac{c+\alpha}{\alpha+\beta+n} = \frac{8+2}{2+530+70} = \frac{10}{602} = 0.0166$$

وتعني هذه النسبة حسب نموذج بيز ان نسبة AOQL المعيبات المئوية المسموح بها في الكميات الخارجة من الفحص هي $P_n(c)$ وتساوي تقريبا نفس قيمة نسبة المعيبات المئوية المسموح بها في الشركة العامة للصناعات الكهربائية رغم الظروف القاسية لعمليات الانتاج والتصنيع في الوقت الحالي

وهكذا تتجلى اهمية خطط بيز لفحص المنتوجات والتي تعتمد على التوزيع السابق لنسب المعيب الذي ياخذ بنظر الاعتبار جميع المعلومات السابقة والمتاحة عن النوعية عند تقدير النوعية في الدفعات الانتاجية اللاحقة.

Printed with priPrinter standard
upgrade at www.priprinter.com

الاستنتاجات والتوصيات

الاستنتاجات

في ضوء ما تقدم تم التوصل الى الاستنتاجات التالية:

١- تساهم خطط عينات القبول في تقيم نوعية المنتوج بواسطة العينة بدلاً من الفحص الشامل، وفي هذا توفير للوقت والكلفة والجهد، وتعتبر مهمة جداً وخاصة في حالات الفحص التدميري الذي يؤدي الى تلف الوحدة حين فحصها، وعليه لابد من تطبيق فحص المعاينة بدلاً من الفحص الشامل.

٢- ان خطة المعاينة للنظام AOQL، تضمن الحصول على منتوج خارج من الفحص فيه نسبة معيب مقبولة لكل من المنتج والمستهلك.

٣- وجد ان توزيع النوعية لمنتوج محرك مبردة الهواء $\frac{1}{4}$ طن هو متغير عشوائي يتبع توزيع Ÿčă بمعلمات تم تقديرها بطريقة العزوم، ووجد ان متوسط نسب المعيب المشاهدة هو $\bar{X}_p = 0.0042625$ ، وتباين نسب المعيب المشاهد هو $S_p^2 = 0.000007962$.

٤- طبقاً لخطة بيز المعتمدة وجد ان احتمال القبول للمنتوج هو (٠.٩٧٠٢) وهو احتمال عالي جداً.

٥- ظهر ان قيمة $P_n(c)$ وهو متوسط التوزيع اللاحق للدفعات بعد خروجها من الفحص هو $P_n(c) = 0.0166$ وهي نسبة معقولة جدا.

التوصيات

١- نوصي باعتماد خطط بيز لفحص المنتوجات لانها تعتبر النوعية متغير عشوائي وليس ثابت كما هو الحال في خطط النظام AOQL، والنظام LTPD وبقية الانواع.

٢- نوصي بتصميم خطط بيز لتوزيعات اخرى مثل توزيع كاما، الاسي العام وتقدير معلماتها بعدة طرائق واعتماد المقدرات التي تحقق اصغر متوسط مربعات خطأ ممكن، في جدولة خطط المعاينة المختلفة .

٣- نوصي بتوسيع الخطط المفردة (n, c) الى خطط مزدوجة ومتسلسلة لضمان المراقبة المستمرة للمنتوجات

Printed with priPrinter standard
upgrade at www.priprinter.com

References

١- Aslam, M. and Shabaz, M. Q. (2007), "Economic test plans using generalized exponential distribution", Journal of Statistics, Vol. 14, 52-59.

٢- Dodge, H. F. and Romig, H. G (1959). "Sampling Inspection Tables, 2nd edn. Wiley, New York (1st edn 1959).

٣- Hald, A. (1981), "Statistical Theory of Sampling Inspection by Attributes". Academic Press INC (London).

٤- K. Rosaiah and R. R. L. Kantam, "Acceptance Sampling Plans Based on Continuous distribution", Econom, Qual, Control (2001), pp. 151-160.

٥- Rosaiah, K., Kantam, R. R. L. and Santosh Kumar, Ch. (2007), "An Economic Reliability Test Plan", Pakistan Journal of Statistics 23, 147-156.

Printed with priPrinter standard
upgrade at www.priprinter.com