تصميم وتطبيق خطط معاينة مفردة تمييزية
دراسة مقارنة
في الشركة العامة للصناعات الكهربائية

أ.د.عبد الرحيم خلف راهي* أ.م. عائدة هادي صالح**

المستخلص:

تعد خطط الفحص المعايني من أهم الأدوات لفحص المنتج باستخدام العينة بدلا من الفحص الشامل لتقليل الكلفة والوقت .

في هذا البحث تم تصميم وتطبيق خمس خطط معاينة تمييزية مفردة حسب نظام (LTPD) باستخدام جداول دوج-رومج ، وباستخدام جداول هالد ، فضلاً عن تصميم وتطبيق خطة مفردة لنظام (AOQL) باستخدام جداول هالد أيضاً ، وكذلك استخدام الصيغ المباشرة لخطة بيز في فحص المنتوج حسب نموذج اتخاذ القرار ، وحسب نموذج هالد بهدف تقليل معدل الكلفة الكلية للسيطرة النوعية باعتبار أن نوعية المنتوج متغير عشوائي يتبع توزيع بيتا .

تم الحصول على البيانات اللازمة لإنجاز هذا البحث من خلال سحب عينات عشوائية من الدفعات المنتجة من انتاج مضخة الماء (الواتربم) في الشركة العامة للصناعات الكهربائية في الوزيرية-بغداد لسنة 2012 و 2013 ، وكان عدد هذه الدفعات (170) دفعة انتاجية بمتوسط لحجم الدفعة (478) . وكذلك حصلنا على بيانات أخرى تخص تكاليف السيطرة النوعية من السجلات والتقارير اليومية في قسمي السيطرة النوعية وحسابات الكلفة للشركة .

توصل الباحثان الى أن نسبة التالف في انتاج الشركة أكبر من النسبة المسموح بها من قبل الشركة ، فضلاً عن أن الباحثين يقترحان استخدام الطرائق العلمية لفحص المنتوج واختيار أفضل خطة معاينة مفردة طبقاً لإمكانية الشركة .

Abstract:

The inspection sampling plans are among the important tools to examine the product by the samples rather than a comprehensive inspection which requires time and cost .

In this paper single sampling plans by attributes were designed and implement for (LTPD) system using Dodge-Romig table , (AOQL) system by using Hald table as well as the direct forms of Baye's plan to inspect the product with respect to decision making model and Hald model in order to minimize the total cost average of quality control since the quality of the product is vary from lot to lot and follows Beta-distribution .

Data collected from the general company for electric industry for 2012-2013 that represents a random samples of size 170 lot . From the findings we have seen that the actual proportion of defective is greater than that allowed in the company further more the researcher proposed using the scientific methods to examine the product and choose the best plans according to the requirements of the company .

* الجامعة المستنصرية / كلية الادارة والاقتصاد .
** الجامعة المستنصرية / كلية الادارة والاقتصاد .
مقبول للنشر بتأريخ 2015/5/20

المقدمة :

تمثل السيطرة النوعية مجموعة الاجراءات التي تطبق لتحسين النوعية أو للحد من الانحرافات المختلفة في مستويات النوعية التي من الممكن حدوثها خلال العملية الانتاجية بسبب العوامل العشوائية التي تسبب تغير النوعية .

يقدم علم الاحصاء للباحثين في حقل السيطرة النوعية أساليب متطورة لفحص وتقييم المنتوج بواسطة المعاينة بدلاً من الفحص الشامل الذي يعد مكلفاً ويتطلب وقتاً وهو غير مجدي في بعض الحالات ، أو يؤدي فحص الوحدة الى تلفها ، لذلك تستخدم خطط عينات القبول التي تؤدي الى تخفيض تكاليف الفحص واكتشاف الاخطاء وتصحيحها ، وكذلك زيادة كفاءة ضبط النوعية مقارنة بالاساليب الاخرى .

تطبق خطط المعاينة بأنواعها المختلفة (المفردة ، المزدوجة ، المضاعفة ، والمتسلسلة) ، في معظم الخطط يتم تحديد حجم العينة المفحوصة والتي يتم اختيارها عشوائياً من الدفعة حسب شروط معينة ، منها خاص باحتمال تحقق مخاطرة المنتج (وهي احتمال رفض منتوج جيد) ، ومنها تحقق مخاطرة المستهلك (وهي احتمال قبول منتوج رديء) ، وبعدها يتخذ القرار بقبول العينة ومن ثم قبول الدفعة أو رفض العينة ومن ثم رفض الدفعة وإجراء فحص شامل للكمية المتبقية، ومن ثم تعتمد على مايسمى بعدالة منحنى القبول الذي يوضح العلاقة بين نسب المعيب واحتمالات القبول ، ويعد هذا المنحنى من أساسيات السيطرة على النوعية ولأهمية الفحص بالعينة مهما كان نوعها فأنها تعتمد للحد من الانحرافات والحصول على منتوج مطابق للمواصفات القياسية .

هدف البحث :

يهدف البحث الى تصميم وتطبيق خمس خطط معاينة تمييزية مفردة حسب نظام (LTPD) باستخدام جداول دوج - رومج ، وباستخدام جداول هالد ، فضلا عن تصميم وتطبيق خطة مفردة لنظام (AOQL) باستخدام جداول هالد أيضاً ، وكذلك استخدام الصيغ المباشرة لخطة بيز في فحص المنتوج حسب نموذج اتخاذ القرار ، وحسب أنموذج هالد بهدف تقليل معدل الكلفة الكلية لعملية الفحص .

مشكلة البحث :

لغرض السيطرة على جودة المنتوج والتحقق من مطابقته للمواصفات المحددة واكتشاف الانحرافات الزائدة عن الحدود المسموح بها والتحري عن أسبابها والعمل على إزالتها او تقليلها وعزل الأجزاء غير المطابقة قبل انتقالها الى أقسام التجميع الصناعية لضمان مستوى مقبول من النوعية ، فضلاً عن تقليل الجهد والكلفة والوقت المطلوب لإجراء الفحص الشامل لابد من وجود خطط معاينة مثلى لفحص المنتوج .

الجانب النظري

يشكل اسلوب المعاينة الوسيلة المناسبة في الحصول على تقدير لمدى توافر صفة أو عدة صفات في وحدات الانتاج ، يتم ذلك بفحص نسبة صغيرة من الانتاج ، يتم اختيارها بصورة عشوائية للوصول الى قرار بقبول أو رفض الانتاج بناءاً على نتائج العينة المسحوبة ، وهناك طريقتان للفحص باسلوب المعاينة أما طريقة الفحص التمييزي (by attributes) حيث يتم تصنيف الوحدات المنتجة الى وحدات معيبة وأخرى جيدة أو بطريقة الفحص المتغيري (by variables) ويتم عن طريق تقسيم الوحدات المنتجة على أساس معياري كالطول والوزن . وقد يكون الفحص بناءاً على خبرة الفاحص فضلاً عن معلومات أخرى متوافرة عن العملية الانتاجية (معلومات مسبقة Prior information) وهذا الافتراض يقود الى استخدام نظرية بيز ونظرية القرار واعتماد التقدير البيزي لمعلمة نوعية الانتاج بالاعتماد على دالة الخسارة في اتخاذ القرار الخاطئ بشأن العملية الانتاجية .

ومن ميزات اسلوب الفحص المعايني أنه يعد اقتصادياً لأنه يؤدي الى فحص جزء من الانتاج لذا يكون الانتاج أقل ضرراً أثناء الفحص فضلاً عن توفير الجهد والوقت ، ومن عيوبه هناك مخاطرة لقبول دفعات رديئة ورفض دفعات جيدة .

أنواع خطط المعاينة :

1- خطة المعاينة المفردة Single Sampling Plan (1)

تعد من أكثر الخطط المستعملة في فحص المنتوج ، حيث يتم فحص عينة واحدة فقط يمكن من خلالها التوصل الى قرار بالقبول أو الرفض للدفعة المنتجة إستناداً الى معلومات العينة .

في خطة المعاينة المفردة (n , c) يتم فحص عينة عشوائية بحجم (n) تؤخذ من الدفعة المنتجة (N) ، فإذا كان عدد الوحدات المعيبة (X) فيها يساوي أو أقل من عدد محدد مسبقاً وليكن (c) ، أي أن $(X \leq C)$ حيث (c) هو عدد القبول ، عندئذ تقبل العينة وبذلك تقبل الدفعة . أما إذا كان (x>c) فسوف ترفض العينة

وترفض الدفعة ويجرى فحص شامل للكمية المتبقية (N-n) ، ويتم استبدال الوحدات المعيبة بأخرى جيدة ، ويمكن حساب احتمال القبول طبقاً لنوع توزيع المعاينة ، إذا كان توزيع ثنائي الحدين أو توزيع بواسون أو توزيع فوق الهندسي .

2- خطة المعاينة المزدوجة (1) Double Sampling Plan

تعتمد هذه المعاينة على سحب عينة أولى وفحصها فحصاً شاملاً ، ويتم قبول الدفعة المنتجة عندما يكون عدد الوحدات المعيبة (x) في العينة الأولى (n_1) أقل أو يساوي عدد القبول فيها (C_1) أي $(X \le C_1)$ ، وعند عدم تحقق الشروط المطلوبة ترفض الدفعة وتسحب عينة ثانية بحجم (n_2) ، وتتم هذه الخطة كمايلي :

1- يتم فحص العينة الأولى فحصاً شاملاً، فإذا كان عدد المعيب في العينة أقل أو يساوي عدد القبول $(X \le C_1)$ تقبل الدفعة المنتجة .

2- ترفض الدفعة المنتجة عندما يكون عدد الوحدات المعيبة في العينة الأولى أكبر أو يساوي $(C_2 + 1)$ أي أن $(X \ge C_2 + 1)$.

3- عندما يكون عدد الوحدات المعيبة في العينة الأولى أكبر من عدد القبول في العينة الأولى أو أقل من عدد القبول في العينة الثانية يتم سحب عينة ثانية حجمها (n_2) ، فإذا كان مجموع المعيب في العينتين $(X + Y) \le C_2$ تقبل الدفعة المنتجة ، وعندما يكون $(X + Y) \rangle C_2$ ترفض الدفعة المنتجة .

تتميز خطة المعاينة المزدوجة بالاقتصاد في تكاليف الفحص وبحجم الكمية المفحوصة ، وإعطاء الدفعات الانتاجية فرصة أخرى في الاختبار .

3- خطة المعاينة المتعددة (1) Multiple Sampling Plan

هذه الخطة هي امتداد لمفهوم المعاينة المزدوجة وفيها يطلب أكثر من عينتين لغرض التوصل الى قرار يتعلق بتصنيف الدفعة وتكون حجوم العينات في المعاينة المتعددة أصغر مما هي عليه في المعاينة المفردة أو المزدوجة .

4- خطة المعاينة المتسلسلة (1) Sequential Sampling Plan

أن أقصى تمديد للمعاينة المزدوجة هو المعاينة المتسلسلة والتي يتم فيها اختيار قطع من مجموعة الدفعة مرة ثانية ، وبعد فحص كل وحدة يتم اتخاذ القرار بقبول الدفعة أو رفضها أو اختيار وحدة أخرى .

نماذج دوج - رومج : (2) (Dodge-Romig)

تستند نظرية فحص المعاينة الى كل من Dodge و Romig عندما نشرا بحثهما الأساسي عام 1929 "طريقة فحص المعاينة" حيث تمكنا من وضع انموذج رياضي لفحص المعاينة تحدد منه معالم خطة المعاينة المفردة والمزدوجة الضرورية لفحص المنتوج واتخاذ القرار أما بالقبول أو بالرفض للدفعة المنتجة على ضوء مقررات فحص العينة ، وقد أكد الانموذج على الفحص الشامل للدفعات المرفوضة .

استند كلا الباحثين عند إيجاد خطة المعاينة المفردة للفحص التصفوي على النظامين (AOQL , LTPD) ، (والمقصود بالفحص التصفوي هو الفحص الذي يتم فيه فحص عينة حجمها n مأخوذة من دفعة انتاجية حجمها N فإذا كان عدد الوحدات المعيبة x في العينة أقل من أو يساوي العدد المقبول c $(X \le C)$ عندئذ يتخذ قرار بقبول العينة ومن ثم يتم قبول الكمية المتبقية (N-n) بدون فحص ويتم استبدال الوحدات المعيبة في العينة بأخرى جيدة ، وعندما $(X > C)$ يتخذ قرار برفض العينة ومن ثم رفض الكمية المتبقية (N-n) وتخضع جميع وحداتها للفحص الشامل) . حيث يمثل المصطلح (LTPD) نسبة المعيبات المئوية المسموح بها في الدفعة الانتاجية (Lot Tolerance Percent Defective) ، أما مصطلح (AOQL) فيشير الى الحد الأقصى لمعدل نوعية الوحدات المنتجة بعد إجراء الفحص عليها (Average Outgoing Quality Limit) .

خطط المعاينة المفردة للنظام (2) (LTPD)

تعتمد خطط المعاينة المفردة للفحص التصفوي للنظام (LTPD) على عدد من الافتراضات هي :

1. أن العملية الانتاجية تقع تحت السيطرة الاحصائية لتوزيع ثنائي الحدين بمعدل ثابت للمعيب P_1 ، وان الوحدات المعيبة تحدث بصورة عشوائية .
2. اختيار قيمة لـ (LTPD) ولتكن (P_2) لحماية المنتج من تسليم دفعات غير مقنعة وذلك بجعل احتمال قبول دفعات ذات مستوى نوعية ً (P_2) صغيرا إذ أن $(P_2 \rangle P_1)$ ، وأن هذا الاحتمال يطلق

عليه بمخاطرة المستهلك وسوف نرمز له بالرمز $P(P_2)$ ، إذ أن المنتج يهدف الى استخدام خطط معاينة تكون عندها قيمة $P(P_2)$ (مخاطرة المستهلك) صغيرة .

3. يعاد كلياً فحص الدفعات المرفوضة استنادا الى قرار رفض العينة ، ومن ثم تستبدل جميع الوحدات المعيبة فيها بأخرى جيدة أو تصلح إذا كان ذلك ممكناً .
4. كلفة فحص الوحدة الواحدة في العينة المقبولة مساوية لكلفة فحص الوحدة الواحدة في الكمية المرفوضة $(N-n)$ وتساوي وحدة اقتصادية واحدة .
5. تهدف خطط المعاينة التي يحددها النموذج الى تقليل معدل الفحص الكلي $I(P_1)$ للمنتوج ذو النوعية (P_1) ويعتمد هذا المعدل على فحص كمية مقدارها (n) في حالة القبول وكمية (N) في حالة الرفض وبذلك تكون $I(P_1)$ معرفة بالمعادلة الأتية :

$$I(P_1) = nP(P_1) + NQ(P_1) \quad \text{.....(1)}$$

حيث أن :

$P(P_1)$: تمثل احتمال قبول الدفعة (N) المأخوذة من المنتوج ذي النوعية (P_1) ، ويعتمد في استخراج قيمتها على نوع توزيع المعاينة وحسب الفرض الأول المذكور في أعلاه نحصل على قيمة $P(P_1)$.

$$P(P_1) = \Pr(X \le C) = \sum_{X=0}^{C} b(X, n, P_1) = B(C, n, P_1) \quad \text{.....(2)}$$

$Q(P_1)$: تمثل احتمال رفض الدفعة

$$Q(P_1) = 1 - P(P_1) \quad \text{.....(3)}$$

ويستخدم توزيع ثنائي الحدين عندما يتم سحب عينة عشوائية حجمها (n) من دفعة حجمها (N) أو من انتاج العملية الانتاجية التي معدل النوعية لها يساوي (P_1) ، فضلاً عن ذلك (P_1) يحدد احتمال الحصول على (X) وحدة معيبة في عينة حجمها (n) مأخوذة من دفعة انتاجية حجمها (N) تحتوي على (X) وحدة معيبة من توزيع (Hypergeometric) إذ أن :

$$P(n, x, X, N) = \frac{C_x^X C_{n-x}^{N-X}}{C_n^N} \qquad a \le x \le b \quad \text{.....(4)}$$

$$a : Max[0, n-(N-X)] \quad , \quad b = Min[X, n]$$

وبذلك يكون احتمال القبول للدفعة (N) المحتوية على (X) وحدة معيبة هو $P(n, C, X, N)$ إذ أن :

$$P(n, C, X, N) = \sum_{X=0}^{C} P(n, x, X, N) \quad \text{.....(5)}$$

وتعد قيم الاحتمالات التجميعية المستخرجة بدلالة مجاميع ثنائي الحدين تقريباً جيداً لقيم الاحتمالات بدلالة مجاميع الهندسي الفوقي وذلك في حالة

$$X \ge n \quad , \quad N \ge 50 \quad , \quad \frac{n}{N} \le 0.1$$

وعليه يمكن كتابة المعادلة (5) بالشكل الأتي :

$$P(n, C, X, N) = \sum_{X=0}^{C} b\left[x, n, \frac{X}{N}\right] \quad \text{.....(6)}$$

يمكن استخدام توزيع بواسون لحساب احتمال القبول عندما ينصب الاهتمام على عدد العيوب في الوحدة المنتجة الواحدة وليس على عدد الوحدات المعيبة .

أن تحديد معلمات خطة المعاينة المفردة (n,c) للفحص التصفوي والتي تعمل على تصغير المعادلة (1) يتم وفق الطرق الأتية :

أولاً : استخدام جداول Dodge-Romig (2)

استخدم الباحثان Dodge و Romig نتائج خطط المعاينة المفردة باستخدام توزيع Hypergeometric وللنظام (LTPD) ، وضعت هذه الخطط في جداول خاصة تضم خطط المعاينة المفردة لثمانية من قيم $(LTPD \le 0.10)$ والقيم هي :

0.5 % , 1.0 % , 2.0 % , 3.0 % , 4.0 % , 5.0 % , 7.0 % , 10.0 %

كل جدول يناظر قيمة من قيم (LTPD) ويحتوي كل جدول على ستة خطط مناظرة لمستويات النوعية ، ولكل فئة من فئات أحجام الدفعات التي وزعت بدورها في (14) فئة تبدأ بحجم الدفعة (1) وتنتهي عند الحجم (100000) ، فضلاً عن ذلك حددت قيمة (AOQL) عند كل مستوى من مستويات النوعية الستة المناظرة لخطط المعاينة وبوساطة هذه الجداول يتم قراءة معلمات المعاينة المفردة (n,c) بعد تحديد المجال الذي يحتوي على حجم الدفعة N وكذلك قيمة (LTPD) ومعدل النوعية.

ثانياً: استخدام تقريب بواسون (1)

يعد تقريب بواسون تقريباً متسقاً وجيداً للحل المضبوط المستخرج من ثنائي الحدين وذلك عندما

$$P_2 \le 0.10 \quad , \quad \frac{P_1}{P_2} \le 0.5 \quad , \quad \frac{n}{N} \le 0.10$$

ولكي نستخدم تقريب بواسون ينبغي اعادة صياغة المعادلة (1) كمايأتي :

$$I(P_1) = nP(P_1) + nQ(P_1)$$
$$= n(1 - Q(P_1)) + NQ(P_1)$$
$$= n - nQ(P_1) + NQ(P_1)$$
$$I(P_1) = n + (N-n)Q(P_1) \quad \text{.....(8)}$$

$$\therefore I(P_1) = n + (N-n)\left[1 - \sum_{X=0}^{C} \frac{e^{-np_1}(nP_1)^x}{x1}\right] \quad \text{.....(9)}$$

من المعادلة (9) تحدد معالم خطة المعاينة (n,c) التي تؤدي الى تصغير $I(P_1)$ طبقاً للشروط الخاصة بمخاطرة المستهلك $P(P_2)$ والتي تساوي :

$$P(P_2) = G(c, nP_2) = 0.10$$

ثالثاً : استخدام جداول Hald (3)

أوجد العالم Hald جداول مباشرة لتحديد معلمات خطة المعاينة المفردة (n,c) للفحص التصفوي (LTPD) حيث تحدد قيمتا (n,c) لكل (N) بدلاً من تحديد قيمة (n,c) للفئة التي تحتوي على حجم الدفعة (N) .

وهذه الطريقة تعتمد على المعادلة الأتية :

$$I(P_1) = n + (N-n)Q(P_1)$$
$$I(P_1) = n + (N-n)(1 - G(c, nP_1)) \quad \text{.....(10)}$$

وبضرب طرفي المعادلة بـ (P_2) نحصل على :

$$I(P_1)P_2 = nP_2 + (N-n)P_2[1 - G(c, nP_1)] \quad \text{.....(11)}$$

وتكتب للاختصار بالشكل الأتي :

$$R(c,m) = m + (M-m)[1 - G(c, nP_1)] \quad \text{.....(12)}$$

وباعتبار قيمة (P_2) ثابتة فأن معلمات خطة المعاينة المفردة (n,C) تحدد بوساطة تصغير المعادلة (11) تحت الشرط الخاص بمخاطرة المستهلك والمعرف بـ $m = nP_2$ ، $G(c,m) = 0.10$

خطط المعاينة المفردة لنظام (AOQL) (1) و (4)

أولاً : باستخدام جداول (Dodge-Romig) (1)

تعتمد خطط (Dodge-Romig) المفردة لنظام (AOQL) على الافتراضات التالية :

1. تقع العملية الانتاجية تحت سيطرة ثنائي الحدين وأن معدل المعيب يساوي (P_1) .
2. الفحص المستخدم من النوع التصفوي .
3. لكي يتأكد المنتج من أن نوعية منتوجه مقنعة عليه أن يختار قيمة للحد الأقصى لنسبة الوحدات المعيبة في الدفعة المرسلة بعد الفحص أي قيمة (AOQL) ومن ثم يأخذ بنظر الاعتبار خطة المعاينة التي تحقق أصغر قيمة لمعدل الفحص الكلي $I(P_1)$ من بين جميع الخطط لهذه الخطة والتي لها نفس قيمة (P_L) .
4. 4-استندت خطط (Dodge-Romig) لنظام (AOQL) على استخدام توزيع بواسون بدلاً من ثنائي الحدين عند تحديد احتمالات القبول $P(P_1)$.

نعيد صياغة المعادلة الأتية : $$P_A = \left(\frac{N-n}{n}\right) P.P(P)$$

وجعلها بشكل أكثر ملاءمة لغرض اشتقاق معلمات خطة المعاينة للنظام (AOQL) ، يستخدم الرمز P_A للتعبير عن قيمة AOQ حيث يشير الى مختصر Average outgoing Quality وهو معدل نوعية الدفعات المنتجة ويعرف على أنه معدل نسبة الوحدات المعيبة في الدفعة المنتجة بعد اجراء الفحص التصفوي عليها ، ويمكن تحديده من قسمة القيمة المتوقعة لعدد الوحدات المعيبة في الدفعات المنتجة على عدد الوحدات الكلي .

$$P_A = P_1 \frac{(N-n)}{N} P(P_1) \text{.....(13)}$$

$$P_A = P_1 \left(\frac{N-n}{N}\right) \sum_{x=0}^{C} \frac{e^{-nP_1}(nP_1)^x}{x1_*} \text{.....(14)}$$

توجد قيمة لـ P تكون عندها P_A أعظم مايمكن أي تساوي P_L حيث $P_L = Max\, AOQ = AOQL$ فإذا فرضنا أن (P_m) تمثل قيمة (P_1) التي تجعل الدالة (14) أعظم مايمكن أي تساوي (P_L) وأن $m=np_m$ ، نجد أن :

$$P_L = \left(\frac{N-n}{N}\right) \frac{m}{n} \sum_{x=0}^{C} \frac{e^{-m_1}(m)^x}{x1_*} \text{.....(15)}$$

$$P_L = \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N}\right) m \sum_{x=0}^{C} \frac{e^{-m_1}(m)^x}{x1_*} \text{.....(16)}$$

$$P_L = Y_c \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N}\right) \text{.....(17)}$$

حيث أن :

$$Y_c = m \sum_{x=0}^{C} \frac{e^{-m_1}(m)^x}{x1_*} \text{.....(18)}$$

$$Y_c = \frac{nP_L}{\left(1 - \frac{n}{N}\right)} \text{.....(19)}$$

وقد قام الباحثان Dodge-Romig بحساب قيم ($m=np_m$) وقيم (Y_c) من المعادلة (19) لقيم (c) المختلفة ، حيث تمثل هذه المعادلة العلاقة بين (N,n,c) وعند حلها بالنسبة لـ (n) نحصل على :

$$n = \frac{Y_c}{(P_L + Y_c N^{-1})} \text{.....(20)}$$

ثانياً : باستخدام جداول Hald [4]

أوجد العالم هالد جداول مباشرة لتحديد معالم خطة المعاينة المفردة (n,c) للنظام (AOQL) إذ تعتمد على تصغير معدل الفحص الكلي والناتج من ضرب طرفي المعادلة (9) بالقيمة (P_L) ، أي أن

$$I(P_1)P_L = nP_L + (NP_L - nP_L)Q(P_1) \quad \text{.....(21)}$$

والتي يمكن صياغتها بالصيغة :

$$I(P_1)P_L = m_L + (M_L - m_L)(1 - G(c, Pm_L) \quad \text{.....(22)}$$

ولاستخراج الخطة (n,c) عندما تكون (N,P_L,P_1) معلومة ، نحدد قيمتي $P = \left(\frac{P_1}{P_L}\right)$ ، $M_L = NP_L$ **، ومن ثم نحدد موقع (M_L)) في الجدول (4) ضمن عمود (P) .**

أما معدل الفحص الكلي فيعتمد على قيمة ($Q(P_1)$) ، حيث يمكن ايجاد قيمتها من الجدول (5) من جداول Hald باعتبارها القيمة الواقعة في العمود (P) والمناظرة لقيمة (c) .

خطط المعاينة البيزية : [3] و[4]

خطة المعاينة البيزية تتناول تحديد معلمات خطة المعاينة المفردة والمزدوجة على اساس نسب المعيب في المنتوج متغير عشوائي وهو يتغير من دفعة انتاجية الى دفعة اخرى ، له توزيع احتمالي $f(p)$ **ويمكن تحديده من الخبرة السابقة عن النوعية وكذلك من المعلومات المتاحة .**

ومن خلال خطط بيز يتم التأكيد على ضرورة الاستفادة من المعلومات المتاحة عن النوعية وتم تسميتها بمصطلح التوزيعات المسبقة ، حيث يتم الاستفادة من هذه المعلومات في الحصول على التوزيع اللاحق للنوعية Posterior Distribution ، ولخطط بيز أهمية كبيرة في فحص المنتوجات من أجل التوصل الى خطة المعاينة البيزية (n,c) وذلك عن طريق تقليل دالة الكلفة للسيطرة النوعية ، حيث أن دالة الكلفة تتكون من مجموع تكاليف الفحص وكذلك تكاليف رفض وحدات جيدة وتكاليف قبول وحدات معيبة .

وتمكن العالم (Hald) من بناء نموذج لدالة الكلفة الكلية للسيطرة النوعية ، وقام بتوضيح نموذج لخطط بيز لفحص المنتوج حيث يتم الحصول منه على معلمات خطة بيز المفردة (n,c) عن طريق تقليل دالة الكلفة القياسية للسيطرة النوعية وهي :

$$R(N,n,C) = n(P_S - P_m) + (N-n)\left[\int_0^{\Pr}(\Pr - P)Q(P)W(P)dP + \int_{\Pr}^{1}(P - \Pr)P(P)W(P)dP\right] \quad \text{.....(23)}$$

حيث أن :

R : تمثل تكاليف العينة ، (P+Q)=1

P_m : تمثل الكلفة القياسية في حالتي الرفض والقبول .

P_S : تمثل معدل كلفة الفحص للوحدة الواحدة في حالتي الرفض والقبول .

وأن :

$$P_S \geq \Pr \geq P_m \quad , \quad 0\langle \Pr \langle 1 \quad , \quad 0\langle P_S \langle 1$$

فاذا كانت قيمة (P) صغيرة جداً فنستخدم توزيع بواسون ونقوم بتحويل

$$Z = \frac{P}{\Pr} \quad , \quad m = n\Pr \quad , \quad M = N\Pr$$

فيكون شكل الدالة :

$$B(c, nP) = B(c, mZ) = P(Z)$$

دالة الكلفة الكلية للسيطرة النوعية : [4]

وضع العالم (Hald) نموذجا تضمن مجموع تكاليف الفحص والقبول والرفض ، ويهدف النموذج الى تحديد خطة المعاينة المفردة (n,c) لفحص الدفعة N من المنتوج ذي النوعية P بتطبيق الفحص التصفوي ، حيث أن تكاليف الفحص والتصليح مضافاً اليها التكاليف الناتجة عن قبول الكمية (N-n) المتبقية بعد سحب العينة تمثل الجزء الأول من النموذج ، وأن تكاليف الفحص والتصليح مضافاً اليها التكاليف الناتجة عن رفض الكمية (N-n) تمثل الجزء الثاني من النموذج ، وعند مساواة الجزء الأول بالجزء الثاني من النموذج ينتج :

$$P_r = \frac{X - x}{N - n} = \frac{R_1 - A_1}{A_2 - R_2} \text{.....(24)}$$

ويتم الحصول على معدل التكاليف $K(P)$ في حالتي القبول والرفض كمايلي :

$$K(p) = n(S_1 + S_2 p) + (N - n)\{(A_1 + A_2 p)P(p) + (R_1 + R_2 p)Q(p)\} \text{.....(25)}$$

$$K(p) = nK_S(p) + (N - n)\{K_\alpha(p)P(p) + (K_r(p)Q(p)\} \text{.....(26)}$$

وبعد إجراء التبسيطات نحصل على المعادلة :

$$K(p) = n[K_S(p) - K_r(p)] + (N - n)[K_\alpha(p) - K_r(p)]P(p) + NK_r(p) \text{.....(27)}$$

وتعبر قيم $K_S(p)$ و $K_\alpha(p)$ و $K_r(p)$ عن معدلات تكاليف الفحص والقبول والرفض للوحدة الواحدة على الترتيب .

وعندما $R_1 = S_1$ و $R_2 = S_2$ و $K_S(p) - K_r(p) = 0$ فيكون :

$$K(p) = (N - n)[K_\alpha(p) - K_r(p)]P(p) + NK_r(p) \text{.....(28)}$$

ويمكن تحويل المعادلة (28) الى معادلة الكلفة القياسية :

$$R(N, n, C, p) = \frac{K(p) - NK_r(p)}{K_\alpha(p) - K_r(p)} = (N - n)P(p) \text{.....(29)}$$

إيجاد خطة المعاينة البيزية المفردة (n,c) [1]

يعتمد هذا الاسلوب على الطريقة التكرارية ، حيث أن تحديد معلمات خطة المعاينة المفردة (n,c) يتم بتصغير المعادلة (27) والخاضعة لشروط معينة لدالة (OC-Curve) منحنى خاصية التشغيل (Operating Characteristic Curve) ، حيث نجد أصغر قيمة لدالة K(P) عند (C=0) ومن ثم نجد أصغر قيمة للدالة عند (C=1) ومن ثم عند (C=2) وهكذا ، وعند الحصول على القيمة الصغرى المطلقة نتوقف ، ومن ثم نثبت عند هذه القيمة معلمات خطة المعاينة المفردة (n,c) ، ولأجل التوصل الى قرار صائب لابد من ايجاد التقديرات لمستوى النوعية بالاستناد الى كل المعلومات المتاحة ، ولابد من تخمين مستوى النوعية في المستقبل بالاستفادة من جميع المعلومات المتاحة عن الفحوصات السابقة والمعلومات للعملية الانتاجية التي من المفروض أن تكون ضمن حدود السيطرة .

أن اضافة المعلومات السابقة المتاحة عن مستويات النوعية فضلاً عن المعلومات التقديرية من العينات يؤدي الى التوصل الى قرار أدق يخص تقديرات مستويات النوعية ، والعالم هالد بحث هذه النقطة وأستند على الآتي لدالة الكلفة الكلية المتوقعة نسبة للتوزيع السابق لنسب المعيب :

$$K = \int_{-\infty}^{\infty} K(P) f(P) dP \text{.....(30)}$$

خطة بيز نسبة الى توزيع بيتا : [1] و[4]

يعد توزيع بيتا (Beta Distribution) من التوزيعات الاحصائية المهمة في خطط بيز ، حيث تكون نسب المعيب متغيراً عشوائياً له توزيع بيتا ، ويمكن تقدير معلماتها باستخدام طريقة العزوم ، والدالة الاحتمالية للمتغير العشوائي (p) ذات المعالم (α, β) تأخذ الصيغة التالية :

$$f(p, \alpha, \beta) = \frac{1}{B(\alpha, \beta)} p^{\alpha - 1}(1 - p)^{\beta - 1} \qquad 0 \langle p \langle 1$$

=0 O.W

وتعتمد الدالة الاحتمالية لتوزيع بيتا على المعالم (α, β) في ايجاد المتوسط والتباين لتوزيع بيتا إذ أن :

$$E(P) = \frac{\alpha}{\alpha + \beta} \quad , \quad V(P) = \frac{\alpha\beta}{(\alpha + \beta + 1)(\alpha + \beta)^2}$$

وتحدد قيمتي (α, β) بطريقة العزوم كالآتي :

$$\hat{\alpha} = \overline{X}_P(\overline{X}_P \overline{X}_q - S_P^2) / S_P^2 \text{.....(31)}$$

$$\hat{\beta} = (1 - \overline{X}_P)(\overline{X}_P \overline{X}_q - S_P^2) / S_P^2 \text{.....(32)}$$

القيمة المتوقعة لدالة الكلفة الكلية نسبة لتوزيع بيتا : (1)

نفرض أن x تمثل عدد المعيب في العينة (n) المأخوذة من الدفعة (N) والتي تتبع توزيع ثنائي الحدين وأن (p) هو متغير عشوائي يتبع توزيع بيتا بالمعالم (α,β) :

$$f(p,\alpha,\beta)=C_x^n p^x(1-p)^{n-x} \qquad x=0,1,2,.....,n \qquad .....(33)$$

$$f(p,\alpha,\beta)=\frac{1}{B(\alpha,\beta)}p^{\alpha-1}(1-p)^{\beta-1} \qquad 0\langle p\langle 1 \qquad .....(34)$$

وبأخذ التوقع للمعادلة (27) نسبة الى توزيع بيتا نحصل على القيمة المتوقعة لدالة الكلفة الكلية والتي نرمز لها بالرمز $K(N,n,c)$:

$$K(N,n,c)=n(S_1+S_2\bar{p})+(N-n)\{(A_1-R_1)EP(p)+(A_2-R_2)EPP(p)+(R_1+R_2\bar{P})\}.....(35)$$

حيث أن :

$$E(p)=\bar{P}=\frac{\alpha}{\alpha+\beta} \quad , \quad Ep(p)=\int_0^1 P(p)f(p)d(p) \quad ,$$

$$Epp(p)=\int_0^1 PP(p)f(p)d(p)$$

الصيغ المباشرة لتحديد معلمات خطة بيز المفردة حسب نموذج اتخاذ القرار : (1)

معلمات خطة بيز المفردة (n,c) لفحص المنتوج تتطلب تحديد صيغة للمخاطرة المتوقعة ، وسوف نعتمد على تعريف (Guthrie) و (Johns) للمخاطرة ، حيث عرفا المخاطرة على أنها مجموع تكاليف الفحص مضافاً اليها الخسارة المترتبة عن القرارات الخاطئة . ومن المعروف أن تكاليف الفحص تعتمد على حجم العينة ، أما خسارة القرارات الخاطئة فتمثل الخسارة الناتجة عن قبول وحدات معيبة والخسارة الناتجة عن رفض وحدات جيدة ، وصيغة المخاطرة المتوقعة تحت شروط معاينة ثنائي الحدين وتوزيعات نسب المعيب المستمرة هي كالآتي :

$$R[F(p),n,c]=n\left\{(S_2-R_2)\bar{P}+(S_1-R_1)+(A_2-R_2)\int_0^{P_r}(P_r-P)Q(P)f(p)dp\right\}$$

$$+N\left\{R_2\bar{P}+R_1+(A_2-R_2)\int_0^{P_r}(P-P_r)f(p)dp\right\}+(N-n)\left\{\frac{1}{2n}(R_1-A_1)(1-P_r)f(P_r)\right\}.....(36)$$

وعند اهمال الحدود العليا تختصر المعادلة (36) الى الشكل الأتي :

$$R[f(p),n,C)]=An+BN+C(N-n)\frac{1}{n}.....(37)$$

حيث أن :

$$A=\left[(S_2-R_2)\bar{P}+(S_1-R_1)+(R_2-A_2)\int_0^{P_r}(P-P_r)f(p)dp\right]$$

$$B=R_2\bar{P}+R_1+(A_2-R_2)\int_0^{P_r}(P-P_r)f(p)dp$$

$$C=\frac{1}{2}(R_1-A_1)(1-P_r)f(p=P_r)$$

$$\int_0^{P_r}(P-P_r)f(p)dp=\bar{P}IB_{P_r}(\alpha+1,\beta)-P_rIB_{P_r}(\alpha,\beta)$$

وعند اشتقاق المعادلة (37) بالنسبة لـ n ومساواة المشتقة بالصفر نحصل على قيمة n المثلى (n^*).

$$n^* = \left[\frac{(R_1 - A_1)P_r^{\alpha-1}(1-P_r)^{\beta} N}{2B(\alpha,\beta)\left[(S_2 - R_2)\overline{P} + (S_1 - R_1) + (R_2 - A_2)(\overline{P} IB_{P_r}(\alpha+1,\beta) - P_r IB_{P_r}(\alpha,\beta))\right]} \right]^{1/2} \quad \text{.....(38)}$$

وعندما تكون قيم (α,β) أعداد صحيحة ، يمكن استخراج علاقة دالة (Beta) غير التامة مع دالة ثنائي الحدين التجميعية ، لاستخراج كل من :

$$IB_{P_r}(\alpha,\beta) = \sum_{x=\alpha}^{\alpha+\beta-1} C_x^{\alpha+\beta-1} p_r^x (1-p_r)^{\alpha+\beta-x-1} \quad \text{.....(39)}$$

$$IB_{P_r}(\alpha+1,\beta) = \sum_{x=\alpha+1}^{\alpha+\beta} C_{\alpha+1}^{\alpha+\beta} p_r^x (1-p_r)^{\alpha+\beta-x} \quad \text{.....(40)}$$

أما عدد القبول يتم استخراجه من العلاقة الأتية :

$$C \cong n\theta_{\circ} - \frac{2}{3} \quad \text{.....(41)}$$

حيث $\theta_{\circ}$ مستوى النوعية الحرجة (Break even quality) .

الصيغ المباشرة لتحديد معلمات خطة بيز المفردة من نموذج (Hald) : [1] و[4]

معلمات خطة بيز المفردة (n,c) لفحص المنتوج تتطلب حسابات تكرارية مطولة لإيجاد قيمتي (n,c) التي تحقق أصغر قيمة لدالة الكلفة الكلية المتوقعة أو أصغر قيمة لدالة الكلفة القياسية ، فالدراسات والبحوث المستمرة في هذا الموضوع أدت الى التوصل الى صيغ تستخدم مباشرة عندما يكون حجم الدفعة الانتاجية كبيراً ونوعية الدفعات (نسبة المعيب) تتغير من دفعة الى دفعة أخرى لذلك فهو متغير عشوائي له توزيع احتمالي معين f(p) وهو من التوزيعات المستمرة والقابلة للاشتقاق عند النقاط المجاورة لنقطة $(p = p_r)$.

أما بالنسبة للتوزيع المتقطع لنسب المعيب فقد تم مناقشته من قبل العالم (Hald) عام 1965 والصيغ المباشرة التي توصل اليها عام 1968 والتي دعمت بالجداول المساعدة والتي من الممكن الاعتماد عليها عند استخراج خطط بيز في توزيعي (Beta-Binomial) و (Gamma-Poisson) .

تم الحصول على معادلة الكلفة القياسية المعرفة في المعادلة التالية :

$$R(N,n,C) = nds + (N-n)d(n) \quad \text{.....(42)}$$

حيث أن :

$$d(n) = d_r + \int_0^1 (P - P_r)B(C,n,p)\,f(p)\,dp \quad \text{.....(43)}$$

وبالاعتماد على المعادلتين :

$$\lambda_1^2 = p_r^{\alpha} q_r^{\beta} (A_2 - R_2)/2B(\alpha,\beta)(K_S - K_m) \quad \text{.....(44)}$$

$$\lambda_2 = \left[3(\alpha+\beta)^2 - 11(\alpha+\beta) - 2 - (3\alpha-1)/p_r - (3\beta-1)\beta/q_r - 1/p_r q_{r-1}\right] \quad \text{.....(45)}$$

تكون قيمة (n) الضرورية لفحص الدفعة (N) هي القيمة المحددة بالعلاقة التالية :

$$n^* = \lambda_1\sqrt{N} + \lambda_2 \quad \text{.....(46)}$$

أما بالنسبة الى عدد القبول (c) فيتم استخراجه من العلاقة الأتية :

$$C^* = n^* p_r + \beta_1 \quad \text{.....(47)}$$

حيث أن :

$$\beta_1 = \hat{\beta} p_r - \hat{\alpha} q_r - \frac{1}{2}$$

ولايجاد قيمة دالة الكلفة القياسية $R_0(N)$ المناظرة لخطة المعاينة المثلى (n^*, c^*) سيتم الاعتماد على المعادلة الأتية :

$$R_0(N) = (2n^* - \lambda_1^2 - \lambda_2)ds \quad \text{.....(48)}$$

$$ds = \frac{K_S - K_m}{(A_2 - R_2)}$$

وعليه فأن قيمة الكلفة الكلية **K(p)** المتوقعة للسيطرة النوعية تكون مساوية الى :

$$K(p) = R_0(N)(A_2 - R_2) + NK_m \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(49)$$

الجانب التطبيقي

نحن ارتأينا دراسة أحد منتجات الشركة العامة للصناعات الكهربائية وهو مضخة الماء (الواتربم) ، وذلك لأهمية استخدامه في مبردات الهواء .

جمعت البيانات من هذه الشركة ، قسم السيطرة النوعية لـ (170) دفعة انتاجية مختلفة الاحجام لعامي 2011 و 2012 ، حيث بلغ مجموع احجام الدفعات (81210) ، بمتوسط حجم للدفعة (478) ، ونسبة المعيب بلغت (0.0591) ، وكذلك تم الحصول على تقديرات المعالم الاساسية لتكاليف السيطرة النوعية والخاصة بهذا المنتوج من مديرية الحسابات والتكاليف في الشركة .

يمر انتاج مضخة الماء (الواتربم) بعدة أقسام وهي : قسم الكابسات ، قسم الخراطة ، قسم البلاستك ، قسم الطلاء ، قسم الصباغة ، قسم التجميع ، ومن ثم إجراء عملية الفحص النهائي لمنتوج مضخة الماء ، ثم الى قسم التغليف حيث يتم تغليف المضخة بعد عملية الفحص . وأثناء عملية الفحص النهائي تظهر بعض العيوب وهي : أما يكون قليل الدفع ، أو رداءة العازلية ، أو حصول قطع في الاسلاك النحاسية ، أو حصول صوت ميكانيكي أوكهربائي أثناء التشغيل .

الملحق (6) يتضمن أرقام الدفعات الانتاجية ، وأحجامها ، وعدد المعيب ، ونسب المعيب لـ (170) دفعة انتاجية .

نختبر ملائمة توزيع البيانات المشاهدة باستخدام اختبار مربع كاي لحسن المطابقة لنسب المعيب على أساس الفرضية الآتية :

$$H_0 : P \approx Beta(\alpha, \beta)$$

$$H_1 : P \neq Beta(\alpha, \beta)$$

وأجريت الحسابات الضرورية لإختبار حسن المطابقة ووجدت قيمة χ^2 المحسوبة وكانت مساوية الى $(\chi^2 = 31.98)$ بدرجة حرية (13) وبمستوى معنوية (0.0024) ، وبمقارنة قيمة χ^2 المحسوبة مع قيمة χ^2 الجدولية $(\chi^2 = 36.48)$ بدرجة حرية (13) وبمستوى معنوية (0.0005) ، وجد أن القيمة المحسوبة أقل من القيمة الجدولية ، مما يعني عدم وجود فرق معنوي بين التكرار المشاهد والتكرار المتوقع لذلك نقبل الفرض القائل بأن نسب المعيب تتبع توزيع Beta ، ومن هنا تم اعتماد توزيع Beta كتوزيع ملائم للنوعية لمنتوج مضخة الماء (الواتربم) .

وعلى هذا الأساس تم حساب متوسط نسب المعيب المشاهدة $\overline{X}_p = 0.0591$ وتباين مقداره

$$S_p^2 = 0.000396929$$

ثم قدرت المعالم α و ß بطريقة العزوم حسب المعادلتين (31) و (32) :

$$\hat{\alpha} = 8.21 \quad , \quad \hat{\beta} = 130.79$$

وبعد أن تم تحديد نسب المعيب تم ايجاد حدود سيطرة نوعية جديدة بالمعالم التقديرية $\hat{\alpha} = 8.21$ () و $\hat{\beta} = 130.79$ () ، وباعتبار أن مستوى النوعية (P) متغير عشوائي له قيمة تساوي متوسط توزيع Beta أي تساوي :

$$E(P) = \frac{\hat{\alpha}}{\hat{\alpha} + \hat{\beta}} = 0.0591$$

$$S_p^2 = \frac{\overline{P}(1 - \overline{P})}{\hat{\alpha} + \hat{\beta} - 1} = 0.000397$$

يمكن ايجاد الحد الأعلى والحد الأدنى للسيطرة حسب توزيع Beta .

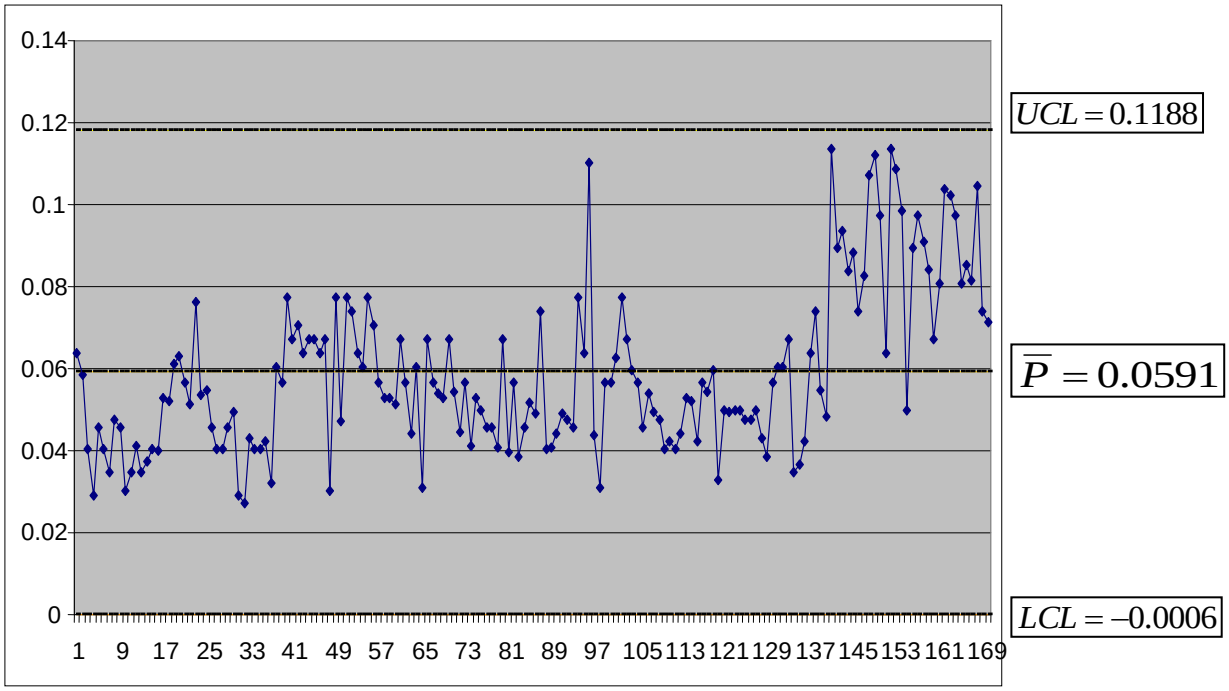
$$UCL = \overline{P} + 3S_p$$

$$= 0.0591 + 3(0.0199) = 0.1188$$

$$LCL = \overline{P} - 3S_p$$

$$= 0.0591 - 3(0.0199) = -0.0006$$

ويوضح الشكل رقم (1) لوحة السيطرة للبيانات في الملحق (6) ، حيث حد السيطرة الأعلى هو (0.1188) وحد السيطرة الأدنى هو (-0.0006) والحد الوسطي هو $(\overline{P} = 0.0591)$.



الشكل (1)
لوحة السيطرة P-chart لـ (170) دفعة انتاجية

نلاحظ من الشكل (1) أعلاه ، أن جميع البيانات تقع داخل حدود السيطرة لتوزيع (Beta-Binomial) ، وبناءً على ذلك سوف نعتمد على توزيع (Beta) بالمعالم التقديرية $(\hat{\alpha} \cong 8.21)$ **و** $(\hat{\beta} \cong 130.79)$ **، وذلك لتحديد معلمات خطط بيز الضرورية لفحص الدفعات الانتاجية وذلك باعتبار أن مستوى النوعية (المتمثل بنسبة المعيب) فيها متغير عشوائي له قيمة تساوي قيمة متوسط توزيع (Beta) ، أي تساوي** $(\overline{P} = 0.0591)$.

البيانات الخاصة بمعلمات تكاليف السيطرة النوعية :

تم الحصول على تقديرات المعالم الأساسية لتكاليف السيطرة النوعية من مديرية الحسابات والتكاليف في الشركة العامة للصناعات الكهربائية طبقاً للأسس التالية :

- **كلفة فحص مضخة الماء الواحدة الواتربم (الوحدة الواحدة) = 198.65 دينار ويرمز لها S_1**
- **كلفة تصليح (تبديل) المضخة الواحدة (الوحدة الواحدة) = 6377 دينار ويرمز لها S_2**
- **كلفة قبول الوحدة المعيبة ويرمز لها A_2 يتطلب تحديدها حساب مايلي :**

كلفة انتاج الوحدة الواحدة	9512
مصاريف ادارية	545.0
مصاريف تسويق وأجور	218.0
المجموع	10275

وفي حالة وجود وحدة معيبة ، يعاد تصنيعها في المعمل ، وقد تأكد لنا أن الشركة لاتخسر المواد الأولية ، لأن المواد الأولية في حالة وجود معيب فيها ، سوف يعاد تصنيعها ، وبذلك لاتوجد خسارة في المواد الأولية لمنتوج مضخة الماء (الواتربم) ، ولكن الشركة تتحمل مصاريف إعادة التصنيع لكل مضخة ماء وكما يأتي :

كلفة الكويل +كلفة الحديد	5500
كلفة المواد البلاستيكية	275.0
كلفة البوشة	602.0
كلفة تشغيلية	1200
مصاريف ادارية	545.0
مصاريف تسويق وأجور	218.0
المجموع	8340

وبذلك تكون قيمة كلفة الوحدة المعيبة = 8340 دينار ويرمز لها A_2

- كلفة قبول الوحدة الجيدة ويرمز لها A_1 هي $(A_1 = 0)$ ، لأن الشركة العامة للصناعات الكهربائية تسوق انتاجها عن طريق البيع المباشر أو عن طريق الأسواق ، ولذلك فأن الشركة تعيد المضخات المعيبة ويتم اعادة تصنيعها .

- كلفة فحص المضخة الواحدة في الكمية المرفوضة = 198.65 دينار ويرمز لها R_1 .

- كلفة تصليح المضخة الواحدة في الكمية المرفوضة = 6377 دينار ويرمز لها R_2 .

وطبقاً لذلك وجد ان قيمة P_r التقديرية هي :

$$P_r = \frac{R_1 - A_1}{A_2 - R_2} \quad , \quad \therefore \quad P_r = \frac{198.65 - 0}{8340 - 6377} = 0.1012$$

حيث P_r تمثل النقطة الحرجة لمستوى النوعية وهي قيمة P التي عندها لايمكن الفصل بين قراري الرفض أو القبول للدفعة N إذ تتساوى عندها تكاليف القبول مع تكاليف الرفض .

تطبيق خطة المعاينة المفردة لنظام (LTPD) باستخدام جداول (Dodge-Romig) :

لقد اتضح من تقارير الشركة أن قيمة (LTPD=2.5%) وهي النسبة المئوية للمعيبات المسموح بها في الدفعة ، ومن مراقبة الانتاج اتضح لنا أن القيمة الحقيقية هي (LTPD=0.06) ، وبما ان العملية الانتاجية لمنتوج مضخة الماء (الواتربم) تقع تحت سيطرة (Beta – Binomial) كما تم توضيحه في اختبار حسن المطابقة ، ولهذا أعتبر متوسط توزيع Beta $(\overline{X}_P = 0.0591)$ تقدير لمعدل نوعية المنتوج.

أن معلمات خطة المعاينة المفردة (n,c) ، التي تستخرج بناءاً على ذلك ، والتي تكون ضرورية لفحص الدفعة (N=478) ، حيث أنها تمثل معدل الانتاج اليومي الفعلي ، ومن خلال الاعتماد على الملحق رقم (1) ، تتم قراءة القيمة التي تكون مناظرة لحجم الدفعة والتي تكون واقعة ضمن الفئة (500 – 401) وتحت مستوى نوعية (2.50% - 2.01%) ، وقد وجد أن معلمة خطة المعاينة هي (150,4) . أما بالنسبة الى معدل الفحص الكلي $I(P_1)$ ، والمستخرج من تطبيق هذه الخطة والذي يكون معرفاً في المعادلة الأتية :

$$I(P_1) = n + (N - n)Q(P_1)$$

فقد تم استخراجه بعد تحديد احتمال القبول للمنتوج من المعادلة الأتية :

$$P(P_1) = \Pr(X \le C) = \sum_{x=0}^{C} C_x^n (P)^x (1-P)^{n-x}$$

$$P(P_1) = \Pr(X \le 4) = \sum_{x=0}^{4} C_x^n (0.0591)^x (1-0.0591)^{n-x}$$

$$P(P_1) = 0.9999$$

$$Q(P_1) = 1 - 0.9999 = 0.0001$$

$$I(P_1) = 150 + (478 - 150)(0.0001)$$

$$I(P_1) = 150.0328 \cong 150 \quad \text{Sampling Unit}$$

وهذا يمثل معدل الكمية المفحوصة .

يتم تطبيق تقريب بواسون بعد ايجاد خطة المعاينة للنظام (LTPD) ، باستخدام جداول دوج-رومج بهدف تحديد خطة المعاينة بمساعدة جداول هالد ، إذ يعتمد على تحديد موقع قيمة M من الملحق رقم (2) حيث :

$$M = NP_2 = 478(0.06) = 28.68$$

وعند البحث عن موقع قيمة M تحت العمود ρ حيث :

$$\rho = \frac{\overline{P}}{P_L} = \frac{0.0591}{0.06} = 0.9$$

وأن : $LTPD = P_L$

وحيث لاتوجد قيمة الى $\rho = 0.9$ لذلك نأخذ $\rho = 0.5$ ، ثم قراءة قيمتي (c, m_c) المناظرتين الى قيمة M من العمودين الأول والثاني ، وقد وجد أن $(m_c = 9.275, c = 5)$ ، لذلك فأن معالم خطة المعاينة المفردة هي :

$$(n = \frac{m_c}{P_2} = \frac{9.275}{0.06} = 154.57 \cong 155, c = 5)$$

ومن أجل ايجاد معدل الفحص الكلي المترتب عن خطة المعاينة المفردة **(155,5)** ، فأن قيمة $Q(P_1)$ تم ايجادها من الملحق رقم **(3)** ، حيث $Q(P_1) = 0.321$ ، وبذلك يكون معدل الفحص الكلي هو :

$$I(P_1) = 155 + (478 - 155)(0.321) = 258.68 \cong 259 \text{ sampling unites}$$

تطبيق خطة المعاينة المفردة لنظام (AOQL) باستخدام جداول Hald :

تبين أن العملية الانتاجية لانتاج مضخة الماء (الواتربم) تقع تحت سيطرة **(Beta – Binomial)** ، لذا أعتبر متوسط توزيع **Beta** تقدير لمعدل نوعية المنتوج وهو $(\overline{P} = 0.0591)$ ، ولذا فان قيمة أعلى معدل لنسب المعيب في المنتوج الخارج من الفحص هو (P_L) يجب أن يكون $(P_L = 0.0595)$ وهو عادة يكون أقل من نسبة المعيب المسموح بها $(LPTD = 0.06)$.

يتم تحديد خطة **(AOQL)** البيزية بمساعدة جداول هالد ، إذ يعتمد ذلك على تحديد موقع قيمة M من الملحق رقم **(4)** حيث :

$$M = NP_L = 478(0.0595) = 28.44$$

وعند البحث عن موقع قيمة M تحت العمود ρ حيث :

$$\rho = \frac{\overline{P}}{P_L} = \frac{0.0591}{0.0595} = 0.9$$

نلاحظ أنها تقع بين القيمتين 23.1⟩28.44⟩35.4 وعليه تكون قيمتا Y_C و C المناظرتين الى قيمة M من العمودين الأول والثاني هما $c = 4$ و $Y_C = 2.544$ وعليه تكون خطة المعاينة البيزية للنظام **(AOQL)** هي :

$$n = \frac{Y_C}{P_L + \frac{Y_C}{N}} = \frac{2.544}{0.0595 + \frac{2.544}{478}} = 39.26 \cong 39$$

أي ان معالم خطة المعاينة البيزية هي **(39,4)** .

ولإيجاد معدل الفحص الكلي **$I(P_1)$** المترتب عن خطة المعاينة **(39,4)** ، تمت قراءة قيمة $Q(P_1)$ من الملحق رقم **(5)** ، ووجد أن $Q(P_1) = 0.0662$ وبذلك تكون قيمة معدل الفحص الكلي هي :

$$I(P_1) = n + (N - n)Q(P_1)$$

$$\text{Sampling Unites} = 39 + (478 - 39)(0.0662) = 68$$

تطبيق الصيغ المباشرة لخطة بيز المفردة حسب نموذج اتخاذ القرار :

اتضح لنا أن التوزيع المسبق لنسب المعيب يتبع توزيع **Beta** ، وأن متوسط التوزيع $\overline{X}_P$ هو تقدير لمعدل نوعية المنتوج ، وعليه فأن $\overline{P}$ هي قيمة متوسط توزيع **Beta** ، إذ أن $(\overline{P} = 0.0591)$ ، وقد تبين

لنا من الشركة العامة للصناعات الكهربائية أن النقطة الحرجة لمستوى النوعية $(\Pr = 0.1012)$ ، وبناءً على ذلك تستخرج خطة المعاينة البيزية **(n,c)** وذلك بتحديد قيمة $M = N \cdot \Pr = (478)(0.1012) = 48.37$

والذي يقع ضمن العمود $\rho = \frac{\overline{P}}{\Pr} = \frac{0.0591}{0.1012} = 0.5$ من الملحق رقم **(2)** تتم قراءة قيمتي (m_C, c) المناظرتين الى قيمة M من العمودين الأول والثاني ، وقد وجد أن $(m_C = 12.99, c = 8)$ لذلك فأن معالم خطة المعاينة المفردة هي $(n = \frac{m_C}{\Pr} = \frac{12.99}{0.1012} = 128.36, c = 8)$ ، أي أن معالم خطة المعاينة **(128,8)** ، والتي تعني فحص عينة عشوائية مقدارها **(128)** فإذا كان عدد الوحدات المعيبة فيها **(8)** أو أقل تقبل الدفعة.

وبذلك يكون معدل الفحص الكلي :

Sampling Units $I(P_1) = 128 + (478 - 128)(0.208) = 201$

تطبيق الصيغ المباشرة لخطة بيز المفردة من نموذج هالد (Hald) :

بالنظر لكون توزيع نسب المعيب من التوزيعات المستمرة والقابلة للاشتقاق عند النقطة $P = \Pr$ ، فسوف يتم استخراج خطة بيز من الصيغ المباشرة التي أوجدها **(Hald)** ، حيث أن خطة بيز الضرورية لفحص المنتوج تكون معرفة بالمعادلة الأتية :

$$n^* = \lambda_1 \sqrt{N} + \lambda_2$$

لكن قبل ذلك يجب احتساب كل من :

1-معدل كلفة الفحص للوحدة الواحدة

$$K_S = S_1 + S_2 \overline{P}$$
$$= 198.65 + 6377(0.0591)$$
$$K_S = 575.53$$

2-معدل كلفة الرفض للوحدة الواحدة

$$K_r = R_1 + R_2 \overline{P} = K_S$$
$$= 575.53$$

3-معدل كلفة القبول للوحدة الواحدة

$$K_\alpha = A_1 + A_2 \overline{P}$$
$$= 0 + 8340(0.0591)$$
$$K_\alpha = 492.89$$

4-قيمة المقدار :

$$\int_0^{\Pr} (\Pr - P) f(P) dP$$
$$= \Pr IB_{\Pr}(\alpha, \beta) - \overline{P} IB_{\Pr}(\alpha + 1, \beta)$$
$$= (0.1012)(0.2517) - (0.0591)(0.1463)$$
$$= 0.016826$$

5-قيمة المقدار :

$$K_m = K_r - (A_2 - R_2) \int_0^{\Pr} (\Pr - P) f(P) dP$$
$$= 575.53 - (8340 - 6377)(0.016826)$$
$$K_m = 542.5$$

6-قيمة المقدار :

$$\lambda_1^2 = (\Pr)^\alpha (qr)^\beta (A_2 - R_2) / 2B(\alpha, \beta)(K_S - K_m)$$
$$\lambda_1^2 = 6.187 \quad , \quad \lambda_1 = 2.487$$

7-قيمة المقدار :

$$\lambda_2 = \left[3(\alpha+\beta) - 11(\alpha+b) - 2 - (3\alpha-1)\alpha/\Pr - (3\beta-1)\beta/qr - \frac{1}{\Pr qr} \right]$$

$$\lambda_2 = -24.81$$

ولهذا فأن قيمة (n) الضرورية لفحص الدفعة تكون بالمعادلة الأتية :

$$n^* = \lambda_1\sqrt{N} + \lambda_2$$

$$n^* = 2.487\sqrt{478} - 24.81$$

$$n^* = 2.49(21.86) - 24.81$$

$$n^* = 29.57 \cong 30$$

أما عدد القبول (C) يستخرج من العلاقة التالية :

$$C^* = n^* \Pr + \beta_1$$

أما :

$$\beta_1 = \hat{\beta}\Pr - \hat{\alpha}qr - \frac{1}{2}$$

$$\beta_1 = 130.79(0.1012) - 8.21(0.8988) - \frac{1}{2}$$

$$\beta_1 = 5.36$$

وبذلك فأن عدد القبول المناظر لحجم العينة (30) هو :

$$C^* = 30(0.1012) + 5.36$$

$$C^* = 8.4 \cong 8 \text{ Unites}$$

وبهذا فأن خطة المعاينة المفردة الضرورية لفحص معدل الانتاج والمستخرجة من نموذج (Hald) هي (30,8) ، وهذه تعني فحص عينة عشوائية مقدارها (30) واتربم ، فإذا كان عدد الوحدات المعيبة في العينة تساوي (8) واتربم أو أقل ، تقبل جميع الوحدات وعدا ذلك ترفض الدفعة .

وبذلك يكون معدل الفحص الكلي :

Sampling Units $I(P_1) = 30 + (478-30)(0.208) = 123$

أما بالنسبة الى الكلفة الكلية للسيطرة النوعية والمترتبة عن خطة المعاينة (30,8) يتم استخراجها بالاعتماد على أصغر كلفة قياسية $R_0(N)$ **متحققة عند خطة المعاينة المثلى (30,8) حيث أن :**

$$R_0(N) = (2n^* - \lambda_1^2 - \lambda_2)ds$$

حيث :

$$ds = \frac{K_S - K_m}{A_2 - R_2}$$

$$ds = \frac{575.53 - 542.5}{8340 - 6377} = 0.0168$$

$$R_0(N) = \left[2(30) - 6.187 + 24.81\right](0.0168)$$

$$R_0(N) = 1.321$$

وعليه فأن قيمة الكلفة الكلية $K(P)$ **المتوقعة للسيطرة النوعية تكون :**

$$K(P) = R_0(N)(A_2 - R_2) + NK_m$$

$$K(P) = 1.321(8340 - 6377) + 478(542.5) = 261909.08 \cong 261909$$

جدول (1)
مقارنة بين خطط الفحص المعاينـي التمييزي

تطبيق خطة المعاينة المفردة لنظام (LTPD)				تطبيق خطة المعاينة المفردة لنظام (AOQL) باستخدام جداول هالد		تطبيق الصيغ المباشرة لخطة بيز			
باستخدام جداول دوج -رومج		باستخدام جداول هالد				حسب نموذج اتخاذ القرار		حسب نموذج هالد	
C	n	C	n	C	n	C	n	C	n
4	150	5	155	4	39	8	128	8	30
معدل الفحص الكلي 150		معدل الفحص الكلي 259		معدل الفحص الكلي 68		معدل الفحص الكلي 201		معدل الفحص الكلي 123	

تطبيق أي من الخطط أعلاه يترك الى متخذ القرار أو القائم على العملية الانتاجية علماً أن أفضل خطة معاينة تعتمد على أقل عدد للكمية المفحوصة ، لأن الكلفة الكلية تعتمد على عدد الوحدات المقدمة للفحص .

الاستنتاجات :

1- أن نسبة المعيب الفعلي هي أعلى من نسبة المعيب المسموح بها في الشركة والتي هي **(0.06)** ، وأن أسباب التغير في النوعية هي المواد الأولية ، عدم كفاءة آلات التشغيل ، ... الأمر الذي يؤدي الى زيادة التلف وغيرها من الأسباب التي ينبغي معالجتها لتلافي انحراف النوعية .
2- تطبيق الصيغ المباشرة لخطة بيز حسب نموذج اتخاذ القرار كانت أقرب الى الخطة المستخدمة من قبل الشركة حيث تكون نسبة التلف **(0.06)** .
3- ظهر أن قيمة متوسط نسب المعيب المشاهدة تمثل متغير عشوائي يتغير من دفعة انتاجية الى أخرى ويتوزع توزيع بيتا بالمعالم (α, β) وكانت القيمة التقديرية لهما $(\hat{a} = 8.21)$ و $(\hat{b} = 130.79)$ وأن متوسط نسب المعيب المشاهد هو $(\overline{p} = 0.0591)$.
4- يترك تطبيق أي من الخطط الخمسة السابقة الذكر في جدول رقم **(1)** الى متخذ القرار أو من يقوم بعملية الفحص ، حيث أن أفضل خطة معاينة تعتمد على أقل عدد للكمية المفحوصة ، لأن الكلفة الكلية تعتمد على عدد الوحدات المقدمة للفحص ، وفي هذه الحالة نفضل نحن كباحثين تطبيق خطة المعاينة المفردة باستخدام جداول (دوج-رومج) .

التوصيات :

1- ضرورة استخدام خطط بيز لفحص المنتوج لأنها تقلل الكلف وتمنع تسرب المعيب في المنتوج الخارج من الفحص .
2- الاهتمام بتقديرات التكاليف الأساسية للسيطرة النوعية ، مثل تكاليف الفحص وتكاليف التقييم وتكاليف المعيب ، لكي يتمكن الباحثون من الحصول على البيانات المضبوطة التي توصلهم الى القرارات الصحيحة حول كلف النوعية .
3- تركيز الجهود في توعية العاملين في أقسام الانتاج بصورة عامة وأقسام السيطرة بصورة خاصة ، وذلك باقامة دورات تدريبية لكادر السيطرة النوعية للتعريف بتكاليف النوعية وأساليب تخفيضها .
4- ضرورة اعطاء حوافز للعاملين المبدعين عندما يكون الانتاج مطابق للمواصفات المطلوبة ونسب المعيب ضمن الحدود المسموح بها .
5- نوصي بتطوير الدراسات الاحصائية التي تهتم بموضوع السيطرة النوعية وذلك لتقليل الانحرافات التي تحصل في نوعية المنتوج .

المصادر :

1- الجنابي ، ضوية سلمان **(1991)** ، **"(**استخدام أساليب اتخاذ القرار لبناء أفضل نموذج لدالة الكلفة في السيطرة النوعية**)"** ، اطروحة دكتوراه ، جامعة بغداد ، كلية الادارة والاقتصاد .
2- Dodge, H.F. and Romig, H.G. (1959), "(Sampling Inspection Tables Single and Double Sampling)" , 2nd , ed. John Wiley & Sons , New York .
3- Hald, A. (1968), "Bayesion Single Sampling Attribute Plan for Continuous Prior Distribution " , Technometrics , p(667-683) .
4- Hald, A. (1981), "(Statistical Theory of Sampling Inspection by Attributes)" , Academic press INC, (London) .
5- Montgomery, D.C. (2005) , "(Introduction to Statistical Quality Control)" , 5th ed. John Wiley & Sons , INC , New york , USA .
6- Murdoch, J. and Barnes, J.A , "(Statistical Tables)" , for Science , Engineering , Management and Business Studies , 2nd ed.

ملحق رقم (1)

Table 4 : Dodge and Romig Single Sampling Lot Inspection Table.
Based on Stated Value of Lot Tolerance Per Cent Defective (LTPD)=5.0% and Consumer's Risk =0.10

Lot Size	Process Average (%)																	
	0-0.05			0.06-0.50			0.51-1.00			1.01-1.50			1.51-2.00			2.01-2.50		
	n	c	AOQL %	n	c	AOQL %	n	c	AOQL %	n	c	AOQL %	n	c	AOQL %	n	c	AOQL %
1-30	All	0	0.00	All	0	0.00	All	0	0.00	All	0	0.00	All	0	0.00	All	0	0.00
31-50	30	0	0.49	30	0	0.49	30	0	0.49	30	0	0.49	30	0	0.49	30	0	0.49
51-100	37	0	0.63	37	0	0.63	37	0	0.63	37	0	0.63	37	0	0.63	37	0	0.63
101-200	40	0	0.74	40	0	0.74	40	0	0.74	40	0	0.74	40	0	0.74	40	0	0.74
201-300	43	0	0.74	43	0	0.74	70	1	0.92	70	1	0.92	95	2	0.99	95	2	0.99
301-400	44	0	0.74	44	0	0.74	70	1	0.99	100	2	1.00	120	3	1.00	145	4	1.10
401-500	45	0	0.75	75	1	0.95	100	2	1.10	100	2	1.10	125	3	1.20	150	4	1.20
501-600	45	0	0.76	75	1	0.98	100	2	1.10	125	3	1.20	150	4	1.30	175	5	1.30
601-800	45	0	0.77	75	1	1.00	100	2	1.20	130	3	1.20	175	5	1.40	200	6	1.40
801-1000	45	0	0.78	75	1	1.00	105	2	1.20	155	4	1.40	180	5	1.40	225	7	1.50
1001-2000	45	0	0.80	75	1	1.00	130	3	1.40	180	5	1.60	230	7	1.70	280	9	1.80
2001-3000	75	1	1.10	105	2	1.30	135	3	1.40	210	6	1.70	280	9	1.90	370	13	2.10
3001-4000	75	1	1.10	105	2	1.30	160	4	1.50	210	6	1.70	305	10	2.00	420	15	2.20
4001-5000	75	1	1.10	105	2	1.30	160	4	1.50	235	7	1.80	330	11	2.00	440	16	2.20
5001-7000	75	1	1.10	105	2	1.30	185	5	1.70	260	8	1.90	350	12	2.20	490	18	2.40
7001-10000	75	1	1.10	105	2	1.30	185	5	1.70	260	8	1.90	380	13	2.20	535	20	2.50
10001-20000	75	1	1.10	135	3	1.40	210	6	1.80	285	9	2.00	425	15	2.30	610	23	2.60
20001-50000	75	1	1.10	135	3	1.40	235	7	1.90	305	10	2.10	470	17	2.40	700	27	2.70
50001-100000	75	1	1.10	160	4	1.60	235	7	1.90	355	12	2.20	515	19	2.50	770	30	2.80

n : Size of Sample , entry of "All" indicates that each piece in lot is to be inspected.
c : Allowable Defect Number for Sample.
AOQL : Average Outgoing Quality limit.

ملحق رقم (2)

Table 10 : LTPD Sampling with Consumer's risk of 10 per cent. Section 5.1 .

LTPD=100p2 , process average = $\overline{P}$ **,** $\rho = \overline{P} / P_2$ **, and** $W_2 = 0$**.**

$P(p_2) = G(c, np_2) = 0.10$ **.**

The optimum plan is (c, n)**,** $n = m_c / p_2$ **for** $m_{c-1} <$ $NP_2 \le M_c$ **. The table contains** m_c **and** M_c

		P									
c	m_c	0.50	0.45	0.40	0.35	0.30	0.25	0.20	0.15	0.10	0.05
0	2.303	8.67	8.47	8.36	8.36	8.48	8.75	9.28	10.3	12.5	19.2
1	3.890	12.7	12.7	12.9	13.3	14.1	15.6	18.2	23.6	37.7	106
2	5.322	16.7	17.1	17.8	19.1	21.4	25.5	33.6	52.8	117	629
3	6.681	20.9	21.9	23.5	26.4	31.4	41.0	62.0	121	383	
4	7.994	25.5	27.2	30.3	35.6	45.4	65.7	116	285	1280	
5	9.275	30.4	33.3	38.5	47.6	65.6	106	220	648	4380	
6	10.53	35.8	40.4	48.4	63.5	95.1	173	425	1670		
7	11.77	41.8	48.5	60.7	84.7	139	286	830	4110		
8	12.99	48.4	58.0	67.0	113	203	476	1630			
9	14.21	55.9	69.2	95.2	152	300	798	3240			
10	15.41	64.3	82.5	119	205	446	1350	6470			
11	16.60	73.8	98.2	150	277	666	2280				
12	17.78	84.5	117	189	377	999	3890				
13	18.96	96.7	139	238	514	1510	6650				
14	20.13	111	166	302	703	2280					
15	21.29	127	199	383	965	3450					
16	22.45	145	238	487	1330	5240					
17	23.61	166	285	621	1830	7990					
18	24.76	190	342	794	2540						
19	25.90	217	412	1020	3520						
20	27.05	249	496	1300	4880						
21	28.18	286	598	1680	6790						
22	29.32	329	722	2160	9450						
23	30.45	378	874	2780							
24	31.58	436	1060	3590							
25	32.71	502	1280	4640							
26	33.84	579	1560	6000							
27	34.96	668	1890	7770							
28	36.08	773	2300								
29	37.20	839	2800								
30	38.32	1030	3420								
31	39.34	1200	4170								
32	40.54	1390	5090								
33	41.65	1610	6220								
34	42.76	1870	7600								
35	43.87	2170	9300								
36	44.98	2530									
37	46.08	2940									
38	47.19	3420									
39	48.29	3990									

ملحق رقم (3)

Table 11 : LTPD Sampling with Consumer's risk of 10 per cent. Section 5.1 .

LTPD=100p2 , process average = $\overline{P}$, $\rho = \overline{P} / P_2$, and $W_2 = 0$.
$P(p_2) = G(c, np_2) = 0.10$.

The table contains m_c and the producer's average risk = $1 - G(c, \rho m_{c2})$ in per cent .
$Ip_2 = m_c + (M - m_c)(1 - G(c, \rho m_c))$.

		P									
c	m_c	0.50	0.45	0.40	0.35	0.30	0.25	0.20	0.15	0.10	0.05
0	2.303	68.4	64.5	60.2	55.3	49.9	43.8	36.9	29.2	20.6	19.2
1	3.890	57.9	52.2	46.1	39.5	32.5	25.4	18.3	11.6	5.86	1.66
2	5.322	49.7	42.9	35.8	28.6	21.6	15.0	9.25	4.72	1.69	0.258
3	6.681	42.9	35.4	28.0	28.6	14.4	8.88	4.68	1.91	0.489	
4	7.994	37.1	29.3	21.9	20.8	9.56	5.25	2.36	0.772	0.141	
5	9.275	32.1	24.3	17.1	15.2	6.36	3.10	1.19	0.310	0.0402	
6	10.53	27.8	20.1	13.4	11.1	4.22	1.82	0.596	0.124		
7	11.77	24.0	16.6	10.5	8.06	2.80	1.07	0.296	0.0496		
8	12.99	20.8	13.7	8.18	5.86	1.85	0.628	0.148			
9	14.21	18.0	11.4	6.38	4.25	1.22	0.367	0.0737			
10	15.41	15.6	9.38	4.97	3.08	0.804	0.214	0.0365			
11	16.60	13.5	7.74	3.87	1.61	0.529	0.124				
12	17.78	11.6	6.39	3.01	1.16	0.347	0.0722				
13	18.96	10.1	5.26	2.34	0.839	0.227	0.0418				
14	20.13	8.68	4.34	1.81	0.604	0.149					
15	21.29	7.49	3.57	1.41	0.435	0.0972					
16	22.45	6.46	2.94	1.09	0.312	0.0635					
17	23.61	5.57	2.41	0.843	0.224	0.0414					
18	24.76	4.80	1.98	0.652	0.161						
19	25.90	4.14	1.63	0.504	0.115						
20	27.05	3.56	1.33	0.389	0.0822						
21	28.18	3.06	1.09	0.300	0.0588						
22	29.32	2.64	0.896	0.231	0.0420						
23	30.45	2.27	0.734	0.178							
24	31.58	1.95	0.601	0.137							
25	32.71	1.67	0.491	0.106							
26	33.84	1.44	0.402	0.0812							
27	34.96	1.23	0.328	0.0624							
28	36.08	1.06	0.268								
29	37.20	0.908	0.219								
30	38.32	0.778	0.179								
31	39.34	0.667	0.146								
32	40.54	0.572	0.119								
33	41.65	0.490	0.0969								
34	42.76	0.419	0.0790								
35	43.87	0.359	0.0643								
36	44.98	0.307									
37	46.08	0.263									
38	47.19	0.225									
39	48.29	0.192									

ملحق رقم (4)

Table (20) : AOQL Sampling plans . Section 8.3 . AOQL=PL , process average = P , $\rho = P / P_L$, $W_L = 0.01$. The optimum plan is (c,m) , $n = Y_c /(P_L + Y_c / N)$ for $m_{c-1} < NP_2 \le M_c$. The table contains Y_c and M_c

c	m_c	0.90	0.80	0.70	0.60	0.50	0.40	0.30	0.20	0.10
0	3.579	2.13	2.34	2.61	2.99	3.53	4.37	5.58	9.03	20.2
1	8.400	6.57	7.56	8.95	11.9	14.1	19.2	28.4	47.8	109
2	1.371	13.5	16.2	20.2	26.3	63.0	52.4	82.0	142	319
3	1.942	23.1	28.8	37.6	52.5	74.4	113	183	320	710
4	2.544	35.4	45.8	62.4	89.4	153	212	347	609	1370
5	3.168	50.6	67.7	95.8	143	222	358	592	1040	2420
6	3.812	58.6	94.9	139	215	344	652	936	1650	4100
7	4.472	89.6	128	194	309	505	835	1400	2500	6890
8	5.146	114	167	262	428	712	1190	2000	3650	
9	5.831	141	213	344	576	972	1630	2760	5210	
10	6.528	171	266	442	755	1290	2180	3730	7320	
11	7.233	205	328	557	970	1670	2840	4930		
12	7.948	242	397	691	1220	2130	3630	6430		
13	8.670	283	475	846	1520	2660	4580	8290		
14	9.398	327	563	1020	1860	3280	5690			
15	3.13	375	661	1220	2250	3990	7000			
16	10.88	427	769	1450	2690	4800	8530			
17	11.62	483	888	1700	3190	5730				
18	12.37	542	1020	1980	3750	6770				
19	13.13	606	1160	2300	4370	7950				
20	13.89	673	1320	2640	5060	9280				
21	14.66	745	1480	3020	5820					
22	15.43	821	1670	3430	6660					
23	16.20	902	1860	3880	7580					
24	16.98	987	2080	4370	8580					
25	17.76	1030	2300	4900	9680					
26	18.54	1170	2550	5460						
27	19.33	1270	2810	6080						
28	20.12	1370	3080	6740						
29	20.91	1480	3380	7440						
30	21.70	1600	6390	8200						
31	22.50	1710	4020	9000						
32	23.30	1840	4370	9860						
33	24.10	1970	4750							
34	24.90	2100	5140							
35	25.71	2240	5550							
36	26.52	2390	5990							
37	27.33	2540	6450							
38	28.14	2700	6930							
39	28.96	2860	7450							

ملحق رقم (5)

Table (21) : AOQL Sampling plans . Section 8.3 . AOQL=PL , process average = P , $\rho = \overline{P} / P_L$, $W_L = 0.01$. The table contains Y_c and the producers' average risk $= 1 - G(c, pm_c, S)$ in per cent for m_c , $M = Y_c /(1 + Y_c / M)$ and $M = M_c$

$I_{PL} = m_{cM} - (M - m_{cM})(1 - G(c, pm_{cM}, S))$

c	m_c	0.90	0.80	0.70	0.60	0.50	0.40	0.30	0.20	0.10
0	3.579	24.6	22.4	20.1	17.7	15.2	12.5	9.63	6.57	331
1	8.400	14.6	12.4	10.3	8.29	6.43	4.16	3.31	2.12	1.15
2	1.371	10.4	8.34	6.49	4.88	3.54	2.48	1.67	1.09	0.683
3	1.942	8.09	6.16	4.54	3.24	2.24	1.53	1.04	0.714	0.510
4	2.544	6.62	7.81	3.38	2.31	1.55	1.05	0.731	0.535	0.428
5	3.168	5.59	3.89	2.62	1.73	1.15	0.781	0.562	0.437	0.383
6	3.812	4.83	3.23	2.10	1.35	0.890	0.615	0.562	0.377	0.358
7	4.472	4.25	2.74	1.73	1.09	0.716	0.505	0.350	0.339	0.342
8	5.146	3.79	2.36	1.44	0.900	0.594	0.429	0.345	0.313	
9	5.831	3.41	2.06	1.23	0.759	0.505	0.375	0.313	0.295	
10	6.528	3.10	1.81	1.06	0.651	0.439	0.334	0.288	0.282	
11	7.233	2.83	1.61	0.925	0.567	0.388	0.303	0.270		
12	7.948	2.60	1.44	0.816	0.500	0.348	0.279			
13	8.670	2.41	1.30	0.725	0.446	0.316	0.260			
14	9.398	2.24	1.18	0.650	0.402	0.290	0.245			
15	3.13	2.09	1.08	0.557	0.365	0.269	0.233			
16	10.88	1.95	0.987	0.534	0.335	0.251	0.223			
17	11.62	1.83	0.908	0.488	0.309	0.236				
18	12.37	1.73	0.939	0.449	0.287	0.224				
19	13.13	1.63	0.777	0.415	0.268	0.213				
20	13.89	1.54	0.723	0.385	0.252	0.204				
21	14.66	1.46	0.674	0.358	0.238					
22	15.43	1.39	0.631	0.335	0.225					
23	16.20	1.32	0.592	0.315	0.214					
24	16.98	1.26	0.556	0.296	0.205					
25	17.76	1.20	0.524	0.280	0.196					
26	18.54	1.15	0.495	0.265						
27	19.33	1.10	0.496	0.252						
28	20.12	1.05	0.444	0.240						
29	20.91	1.01	0.422	0.229						
30	21.70	0.970	0.401	0.219						
31	22.50	0.932	0.383	0.210						
32	23.30	0.897	0.365	0.202						
33	24.10	0.864	0.349							
34	24.90	0.833	0.334							
35	25.71	0.804	0.320							
36	26.52	0.777	0.307							
37	27.33	0.751	0.295							
38	28.14	0.726	0.284							
39	28.96	0.703	0.273							

ملحق رقم (6)

رقم الدفعة	حجم الدفعة	عدد المعيب	نسبة المعيب	رقم الدفعة	حجم الدفعة	عدد المعيب	نسبة المعيب
1	779	29	0.0372	41	265	15	0.0566
2	521	21	0.0403	42	271	21	0.0775
3	625	25	0.0400	43	268	18	0.0672
4	521	28	0.0530	44	269	19	0.0706
5	422	22	0.0521	45	167	17	0.0637
6	426	26	0.0610	46	268	18	0.0672
7	427	27	0.0632	47	268	18	0.0672
8	477	27	0.0566	48	267	17	0.0637
9	738	38	0.0515	49	268	18	0.0672
10	812	62	0.0764	50	1031	31	0.0301
11	317	17	0.0536	51	268	18	0.0672
12	521	29	0.0548	52	265	15	0.0566
13	786	36	0.0458	53	523	23	0.0440
14	267	17	0.0637	54	266	16	0.0602
15	531	31	0.0584	55	516	16	0.0310
16	521	21	0.0403	56	268	18	0.0672
17	515	15	0.0291	57	265	15	0.0566
18	1048	48	0.0458	58	370	20	0.0541
19	521	21	0.0403	59	264	14	0.0530
20	518	18	0.0348	60	268	18	0.0672
21	420	20	0.0476	61	423	23	0.0544
22	1048	48	0.0458	62	628	28	0.0446
23	521	21	0.0403	63	424	24	0.0566
24	518	18	0.0348	64	365	15	0.0411
25	365	15	0.0411	65	264	14	0.0530
26	518	18	0.0348	66	421	21	0.0499
27	523	23	0.0439	67	271	21	0.0775
28	1548	48	0.0310	68	787	37	0.0470
29	521	21	0.0403	69	271	21	0.0775
30	521	21	0.0403	70	270	20	0.0741
31	524	24	0.0458	71	267	17	0.0637
32	526	26	0.0494	72	266	16	0.0602
33	515	15	0.0291	73	271	21	0.0775
34	514	14	0.0272	74	269	19	0.0706
35	521	21	0.0403	75	265	15	0.0566
36	521	21	0.0403	76	264	14	0.0530
37	521	21	0.0403	77	528	28	0.0530
38	522	22	0.0422	78	527	27	0.0512
39	1033	33	0.0320	79	631	31	0.0490
40	266	16	0.0602	80	270	20	0.0741

رقم الدفعة	حجم الدفعة	عدد المعيب	نسبة المعيب	رقم الدفعة	حجم الدفعة	عدد المعيب	نسبة المعيب
81	1042	42	0.0403	126	315	15	0.0476
82	1355	55	0.0406	127	421	21	0.0499
83	523	23	0.0440	128	418	18	0.0431
84	368	18	0.0489	129	416	16	0.0385
85	525	25	0.0476	130	424	24	0.0566
86	524	24	0.0458	131	266	16	0.0602
87	271	21	0.0775	132	266	16	0.0602
88	534	34	0.0637	133	268	18	0.0672
89	281	31	0.1103	134	518	18	0.0348
90	786	36	0.0458	135	519	19	0.0366
91	524	24	0.0458	136	522	22	0.0422
92	782	32	0.0409	137	267	17	0.0637
93	268	18	0.0672	138	270	20	0.0741
94	781	31	0.0397	139	529	29	0.0548
95	265	15	0.0566	140	788	38	0.0482
96	780	30	0.0385	141	1128	128	0.1135
97	262	12	0.0458	142	714	64	0.0896
98	791	41	0.0518	143	1103	103	0.0934
99	265	15	0.0566	144	956	80	0.0837
100	265	15	0.0566	145	136	12	0.0882
101	320	20	0.0625	146	1080	80	0.0741
102	271	21	0.0775	147	545	45	0.0826
103	268	18	0.0672	148	280	30	0.1071
104	319	19	0.0596	149	563	63	0.1119
105	265	15	0.0566	150	277	27	0.0975
106	524	24	0.0458	151	267	17	0.0637
107	687	37	0.0539	152	282	32	0.1135
108	526	26	0.0494	153	561	61	0.1087
109	525	25	0.0476	154	610	60	0.0984
110	521	21	0.0403	155	1526	76	0.0498
111	522	22	0.0422	156	549	49	0.0893
112	521	21	0.0403	157	277	27	0.0975
113	523	23	0.0440	158	275	25	0.0909
114	264	14	0.0530	159	273	23	0.0843
115	422	22	0.0521	160	268	18	0.0672
116	261	11	0.0422	161	272	22	0.0809
117	424	24	0.0566	162	279	29	0.1039
118	423	23	0.544	163	557	57	0.1023
119	319	19	0.0596	164	277	27	0.0975
120	517	17	0.0329	165	272	22	0.0809
121	421	21	0.0499	166	492	42	0.0854
122	526	26	0.0494	167	762	62	0.0814
123	421	21	0.0499	168	335	35	0.1045
124	421	21	0.0499	169	270	20	0.0741
125	420	20	0.0476	170	323	23	0.0712

……

……

……