اشتقاق دالة منحني القبول لخطة المعاينة المزدوجة مع تطبيق عملي

المدرس المساعد اسماء حسين علوان
جامعة بغداد - كلية التربية - ابن رشد

ABSTRACT

Every Industrial Establishment And Quantity And Quality Of Its Products. To Contral The Quantity And Quality Of Goods Manufactured It Is Necessary To Use The Best Suitable Methods To Achie Ve This Purpose ، Through Using Sampling Inspection Plans . This Research Is Applied To Lot By Lot Inspection In Boil Factory ، Were The Quality Of Product Is Random Variable That Changes From One Lot To Another Lot And Have Probable Distribution Called Prior Quality Distribution، The Parameters Are Estimated By Method Of Normal، And The We Derive Aformula For Oc Curve In Double Sampling Plan Under Three Process Which Are Binomial Process Poisson And Hyper Geometric Process . All Notation And Derivation Required Are Explained In This Research With Application.

المقدمة

تعتبر السيطرة النوعية نظام لبرمجة وتنسيق فعاليات المجموعات المختلفة في المؤسسات للمحافظ على أو تحسين النوعية بمستوى اقتصادي. وتمثل السيطرة النوعية مجموعة الاجراءات التي تطبق لتحسين النوعية أو لمنع أو للحد من

الانحرافات المختلفة في مستويات النوعية التي من الممكن حدوثها خلال العملية الانتاجية بسبب العوامل العشوائية والاسنادية التي تسبب تغير النوعية.
وتعتبر عملية فحص المعانية احد الاجراءات المتبعة في السيطرة النوعية، وخاصة عندما تقيم نوعية المنتوج بواسطة العينات بدلا من الفحص الشامل الذي يتطلب جهو كبيرة ووقت، واموال، وخاصة اذ ا كان فحص الوحدات يؤدي إلى تلفها كما هو الحال في فحص الصور الفوتغرافية وعيدا الثقاب وغيرها ولاهمية الفحص بالعينة مهما كان نوعها عينة مفردة أو مزدوجة أو مضاعفة أو تتابعية فانها تعتمد للحد من الانحرافات وتنقية المنتوج والحصول على منتوج مطابق للمواصفات القياسية والمصنعية. تعتمد خطة المعاينة مهما كان نوعها على احتمالات خاصة بمخاطرة المنتج ومخاطرة المستهلك ومن ثم تعتمد على مايسمى بعدالة أو منحني القبول operaiy characteritty الذي بوضح العلاقة بين نسب المعيب واحتمالات القبول ،ويعد هذا المنحني من اساسيات السيطرة على النوعية في المصانع والمنشات الانتاجية الكبيرة. لذلك يتضمن البحث اشتقق صيغ مبسطة لدالة oc لثلاث من توزيعات المعاينة هي ثنائي الحدين والفوق الهندسي، وحسب هدف البحث التالي:

هدف البحث

يهدف البحث إلى اشتقاق صيغ منحني قبول الإنتاج (operating characteristic curve) والتي تختصر (oc) تحت نظام المعاينة المزدوجة لكل من توزيع ثنائي الحدين وتوزيع بوا سون والتوزيع الفوق الهندسي، باعتبارها من اكثر التوزيعات شيوعا بالنسبة للإنتاج المتكون من دفعات انتاجية. وكذلك يهدف البحث إلى تقدير مستوى النوعية المتغيرة (لمنتوج البطارية بابل 2/ السائلة) من دفعة نتاجية إلى اخرى (كجانب تطبيقي) والاستفادة من فيمة ممتوسط النوعية الناتجة من التوزيع الاحتمالي لنسب المعيب باعتبار تقدير لقيمة p التي تعتمد عليها في تحديد معالم خطة المعاينة ثم تحديد قيمة oc وقيمة power. وسوف تعتمد طريقة العزوم في تقدير معلمات توزيع النوعية، ومن ثم تقدير قيمة مستوى النوعية المقبول($\hat{p}$) في الانتاج

بعض التعريف و المصطلحات الضروري للبحث :

P(p):probability of acceptance P(p)

وهو احتمال القبول الكلي للمنتوج ويمثل احتمالية قبول دفعة إنتاجية لخطة فحص لمنتوج معلومة، وقد تكون هذه الخطة مفردة (single) أو مزدوجة (double) أو متعددة (multiple) أو متسلسلة (sequential).

LTPD: lot tolerance percentage Defective

وهي نسبة المعيبات المئوية المجودة في الدفعة المنتجة والتي يمكن للمستهلك إن يقبلها بأحتملية صغيرة إذا خضعت الدفعة للقبول

AOQL: Average out going Quality limit

وتمثل قيمة (AOQL) الحد الأقصى لمعدل نوعية الوحدات الخارجة من الفحص، وهي أعلى قيمة متوقعة في المنتوج يمكن اعتبارها قيمه مقبوله لمتوسط العملية الانتاجيه، ويتم تحديد هذه القيمة عندما سنصب التركيز على معدل نوعية الإنتاج بعد الفحص وخاصة في التجهيزات الإنتاجية المستمرة.

مخاطرةالمستهلك Consumer Risk

وهي احتمال قبول دفعه أو أنتاج غير جيد

مخاطرة المنتج Producer risk

وهي احتمال رفض دفعه إنتاجيه أو منتوج جيد

خطة المعاينة المفردة single simply plan

تعتبر خطة المعاينة المفردة single simply plan من أكثر الخطط المستعمله، في فحص المنتوج، حيث يتم فحص عينه واحده فقط يمكن من خلالها التوصل إلى قرار بالقبول أو الرفض للدفعه المنتجة استنادا إلى معلومات العينة. حيث يتم سحب عينه عشوائية n من الدفعة المنتجةN و ملاحظة عدد المعيب في X فإذا كان($x\leq c$)حيث C عدد القبول، تقبل العينة و تقبل الدعة المتبقية (N-n)، أما إذا كانت ($x>c$) ترفض العينة و ترفض الدفعة (N-n) و يجرى فحص شامل للكمية المتبقية، و يمكن حساب احتمال القبول طبقا لنوع توزيع المعاينة في ما إذا

كان توزيع ثنائي الحدين أو بواسن أو الفوق الهندسي أو غيرها عن طريق حل المعدلة التالية $(p) =p(x\leq c)$

خطة المعاينة المزدوجة double simply plan

إضافة إلى خطة المعاينة المفردة يوجد نوع آخر وهو المعاينة المزدوجة وتتميز هذه الخطه بالادخار في تكاليف الفحص، وبحجم الكمية المفحوصة وإعطاء الدفعات الانتاجيه فرصه أخرى في الاختبار حيث يمت أولا فحص العينة الأولى فحصاً شاملاً وعند عدم تحقق الشروط المطلوبة ترفض الدفع هاو تسحب عينه ثانيه بحجم (n2)، أما طريقة المعاينة المزدوجة تعتمد على سحب عينه أولى (n1) وفحصها فحصاً تاماً ويتم قبول الدفعة المنتجة عندما يكون عدد الوحدات المعيبة في العينة الأولى (n1) اقل أو يساوي عدد القبول فيهاC1اي إن ($x\leq C1$) وترفض الدفعة عندما يكون($x\geq c2+1$) أما إذا كان X اكبر من عدد القبول في العينة الأولى أو اقل من عدد القبول في العينة الثانيه ($c1+1\leq x\leq c2$) يتم سحب عينه ثانيه بحجم (n2) وملاحظة عدد المعيب في Yفإذا كان ($x+y\leq c2$) عندئذ تقبل الدفعة المتنجه وعندما يكون ($x+y>c2$) ترفض الدفعة المنتجة و يمكن تمثيل هذه الاجراءات بالمخطط التالي

منحني القبول في خطة المعاينة المزدوجة OC:

يحدد منحني القبول للمعاينة المزدوجة باستخدام نظرية الاحتمالات، ولهذا المنحني أهميه كبيرة في تحديد معدل حجم العينة (ASN) الضروري لمعرفة كمية الفحص الأساسية لأتحاذ القرار بالقبول أو الرفض.

ويعتبر (ASN) عاملا مهما في عمليات الفحص التي تتطلب مشاهدات غالية الثمن، أو صعوبة توفير المشاهدات خاصة بالنسبة للتجارب الطبية وبعض التجارب المختبرية، و كذلك في حلات الفحص التدميري الذي يؤدي الفحص فيه إلى تلف الوحده بأكملها، لذلك لابد من إن يكون هناك تصور كافي لدى مسؤول السيطره النوعيه و متخذ القرار في احتمالات القبول والرفض وكميات الفحص الضروريه المرتبطه بالعينات، عندما تقيم نوعية المنتوج بواسطة العينات بدلا من

الفحص الشامل. وسوف نأتي إلى توضيح منحنى oc في الجانب النظري من البحث

الجانب النظري:

يتضمن هذا الجزء من البحث اشتقاق صيغ لدالة احتمال القبول (oc) لخطة معاينة مزودجة للنظام (LTPD) ولثلاث توزيعات من توزيعات المعاينة هي توزيع ثنائي الحدين وتوزيع بواسون والتوزيع الفوق الهندسي باعتبار ها اكثر التوزيعات الالملائمة للانتاج المتقطع والمتكون من دفعات انتاجية ذات نسبة معيب (P1)، المفروض إن تكون ثابتة وهناك قيمة (P2>P1) هي قيمة (LTPD) والتي يصنعها المنتج والمفروض إن يتقبلها المستهلك باحتمال صغير. وبالنسبة لموضوع بحثنا لم تكن p1 (ثابتة) ولكن طبيعة العملية الانتاجية التي تم متابعتها وجدنا إن p متغير عشوائي يتغير من دفعة انتاجية إلى اخرى حسب توزيع f(p) لذلك اعتمد متوسط هذا التوزيع في تقدير قيمة p1 وسوف نوضح اولآ كيفية التوصل إلى oc لتوزيع ثنائي الحدين لنظام خطة معاينة مزدوجة وهذة الخطة تتطلب خطة المعاينة المزدوجة تحديد خمسة معالم هي n1,n2,c1,c2,c3 ويعتمد اسلوبها على مشاهدة المتغير العشوائي x بالاستناد إلى العينة الاولى n1 من المشاهدات فإذا كانت قيمةx اقل أو تساوي c1 (x<=c1) نقبل الفرضية، أو نقبل الدفعة، اي تقبل العملية الانتاجية بالاستناد إلى العينة المفردة.

وبالمثل إذا كان x<c2 نرفض دون اخذ مشاهدات اضافية، أما إذا كان C1<X<=C2 نأخذ عينة عشوائية ثانية ونلاحظ ان عدد المعيب فيها (Y) من ملاحظة مشاهدات العينة الثانية (n2) y1 وقد يكون كلا المتغيريين x,y من توزيع ثنائي الحدين أو كلاهما من التوزيع فوق الهندسي) فإذا كان x+y<=c2 نقبل العينة ثم نقبل الدفعة ونرفض إذا كان.x+y< c2 وفي مناقشة موضوع اشتقاق دالة power [1] للانواع الخطط المزدوجة الثلاث (تحت سيطرة ذي الحدين، وسيطرة بواسون، والتوزيع فوق الهندسي) سوف نفرض الرموز التالية بهدف الملائمة

نفرض:-

d1=C1+1

d 2=C2+1

حيث إن (C1,C2) اعداد القبول d2،d1 اعداد الرفض، من المواضيع التي تحتاج إلى مناقشة في خطة المعاينة المزدوجة هو ايجاد معادلة تمثل (احتمال رفض المنتوج) أو تمثل OC (احتمال قبول المنتوج) ولايجاد معادلة عامة لدالة POWER فأن الباحث يتخذ قرار بالرفض عند تحقق اي حالة من الحالات التالية:

A1: X>=D2

A2:X=D1,Y>=D2-D1

A3:X=D1+1,Y>=D2-D1

A4: X=D1+2,Y>=D1-2

A d2-d1+1 : X=d2-1,Y>=1

وحيث إن مجموعات A d2-d1+1 …… A1 , A2 تمثل مجموعات منفصلة فان

POWER = P(A1)+P(A2)+…….+P(A d2-d1+1)

Pr(x>=d2)+pr(x=d1)pr(y>=d2-d1)+……+pr(x=2-1)pr(y>=1) …(1)

وتحت شروط معاينة ذي الحدين، اي عندما

x~B(n1,p)

y~B(n2,P)

فأن الصيغة العامة لاحتمال الرفض (POWER)

POWER= K(P;n1,n2,d1,d2) للاختصار

= b(d1+1,n1,p)E(d2-d1-1,n2,p)+…….+b(d2-1,n1,p) E(1,n2,p)……..(2) b(d1,n1.p)E(d2-d1,n2,p)+ E(d2,n1,p)+b

(d1+j,n1,p)E(d2-d1-j,n2,p)= E(d2,n1,p)+$\sum_{j=o}^{d2-d1-1} b$=

علمابأن

=E(d2,n1,p)+k(p,n1,n2,d1,d2)

=E(d2,n1,p)=pr(y>=d2)=$\sum_{y=d2}^{n2} b$

(y,n2,p)……..(3)

وتحت شروط معاينة بواسون نفترض إن كل مشاهدة تسحب عشوائيا من توزيع بواسون بمتوسط μ، وعليه فان المتغير العشوائي x، سوف يتبع توزيع بواسون بمتوسط (n1, μ) وكذلك المتغير العشوائي y ايضا تتبع توزيع بواسون بمتوسط (n2 وμ) طبقا لهذا التوزيع سيكون دالة (power) لخطة المعاينة المزدوجة هي

Power=k(μ,n1,n2,d1,d2)
=E(d2,n1,μ)+

$$\sum_{j=o}^{d2-d1-1} p(d1+j,n1,\mu)E(d2-d1-j,n2,\mu) \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (4)$$

وحيث أن

$$\mathbf{Pr(X=x)} = \mathbf{pr(x,n,\mu)} = \mathbf{e^{-n\mu(n\mu)^X}} \Big/ \boldsymbol{X!} \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (5)$$

X=0,1,2,3……∞
0 0/W

$$E(d,n\mu)=pr(x\geq d)=\sum_{x=d}^{\epsilon} p(x,n\mu) \dots\dots\dots\dots\dots\dots (6)$$

ولنظام خطة المعاينة المفردنة المعتمدة على التوزيع فوق الهندسي والذي يبدو مناسبا عندما يتم سحب عينة عشوائية حجمها n ويوجد فيها k من الوحدات المعيبة)
و(n-k) من الوحدات الجيدة، وان الدالة الاحتمالية للمتغير العشوائي x الذي يمثل عدد المعيب في الصيغة n هو

$$Pr(X=x)p(N,n,k,x) = C_X^K \; C_{n-x}^{N-K} / C_n^N \qquad a\leq x\leq b \qquad \dots\dots (7)$$

a=MAX[0,N-(n-k)]
b=min[k,n]

وان

Pr(X≤r)=p(N,n,k,r)
$=\sum_{x=a}^{r} p(N,n,k,x)$

ومن بعض التبسيطات البسيطة للتوزيع فوق الهندسي وبدلالة توزيع ثنائي الحدين نشير إلى المعادلة التالية [1]

$$P[N,n,k,r)= \sum_{x=0}^{r} b\left(r,k,\frac{n}{N}\right) \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (8)$$

=1-E[r+1,n,K/N]

وهذا تقريب جيد عندما n/N<0.1

K≥n

n>50

وكذلك

$$P[N,n,k,r)= \sum_{x=0}^{r} b\left(r,k,\frac{n}{N}\right) \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (9)$$

=1-E[r+1,k,n/N]

فأذا كانت الدفعة الانتاجية تتكون من N من الوحدات وتم سحب عينة اولى n1 عشوائيا وبدون ارجاع فأن المتغير العشوائي x الذي يمثل عدد المعيب في هذة الصيغة يتبع التوزيع فوق الهندسي hyper geometric بالمعلمات (N,n1,k) وبعد سحب العينة n1، تبقى لدينا (N-n1) من المفردات التي سيتم سحب العينة الثانية منها n2 وملاحظة عدد المعيب المتبقي والذي سيكون [(k-(c1+j] j=1,2,3….c2-c1

اعتمادا على عدد المعيب في العينة الاولى (c1+j) وعليه فان المتغير العشوائي y الذي يعبر عن عدد المعيب في العينة الثانية ايضا يتبع التوزيع فوق الهندسي وبالمعلمات (N-n1,n2,k-c1-j) ونظرا لان معظم جداول التوزيع فوق الهندسي تستخرج الاحتمالات التراكمية من نوع pr(x < = r) ، ولذلك سنحاول اشتقاق معادلة منحني oc وهو المنحني الذي يمثل العلاقة بين نسب المعيب واحتمالات قبول المنتوج p(P)، وتؤشر عليه كل من مخاطرة المنتج ومخاطرة المستهلك وممكن اعتماده ف ايجاد احتمالالقبول الناظر لاي نسبة معيب محتملة في الانتاج تحدث بسبب الظروف الاسنادية والعشوائية والتي تؤدي إلى (انحراف النوعية) بدلا من دالة power [كما مر معنا بالنسبة لتوزيع ثنائي الحدين والتوزيع بواسون] طبقا لما ورد نجد إن

Oc=H(k;N,n1,n2,c1,c2)

P(N,n1,k,c1)+p(N,n1,K,C1+1)P(N-n1,n2,k-c1-1,c2-c1-1)

+p(N,n1,k,c1+2)p(N-n,n2,k-c1-2,c2-c1-2)+… +p(N,n1,k,c2) p[N-n1,n2,k-c2,0) ……..……..(10)

والتي تختصر إلى

P(N،n1،k،c1)+

$$\sum_{j=1}^{c2-c1} p(N,n1,k,c1+j)p(N-n1,n2,k-c1-j,c2-c1-j)$$

$$=P(N,n1,k,c1)+H`(k,N,n1,n2,c1,c\dot{2}) \dots\dots\dots\dots\dots\dots (11)$$

مقارنة دوال OC الثلاث (توزيع ثنائي الحدين والفوق الهندسي، وتوزيع بواسون لنفرض p(P) يشير إلى اي واحدة من دوال OC الثلاث والتي سوف نختصرها بمايلي

1-P(p)=H(p)=H(c,n,NP,N)

للتوزيع فوق الهندسي حيث NP=0,1,2,….N

2-p(P)=B(c,n,p)لتوزيع ثنائي الحدين

3-P(p)=G(c,n,p)

0≤p≤1

وعند المقارنة بين الانواع الثلاث وجدنا

1- لقيم 0≤c≤n-1 فأن الدالة p(p) متناقصة لجميع قيم p والتي عندها يكون 0< P(P)<1 ،N P(0)=1 و p(1)=0 .

2- عندما c=0 ، n=1 ، 0<p<1 فأن دالة منحني القبول(p) p تكون مقعرة convex

وان H(p)<B(p)<G(p)

3 -عندما c=n-1,n>1,0<p<1

تكون كل من B(p),H(p)) مقعرة convex وتكون B(p)<H(p)

وان لG(p) يكون concave محدب لقيمn^{-1} -1 p<

ويكون convex مقعر عندماn^{-1} -1>p

وان G(p)< B(P)<H(p)

لجميع قيم $-n^{-1}$ 1>p>0

وهناك نقطة تقاطع واحدة بين المحني G(P),B(p) وكذلك بين المنحني G(p) و H(P) لقيم P الواقعة في الفترة

$1-n^{-1}\leq P<1$

4- إذا كانت $1 \leq C\leq n-2$

وان $0<p<1$

فأن منحني القبول P(p) له نقطة انقلاب وحيدة عند مستوى المعيب p=po

وان p(p) تكون concave عندما p<po وان

Convex for p>po

وان نقطة الانقلاب تكون عند القيمة h=c/n لتوزيع بواسون وتكون عند القيمة h1=c/(n-1) لتوزيع ثنائي الحدين وتكون عند القيمة [Nh1]/N للتوزيع فوق الهندسي.

5- H(P)-B(p) لقيم $0<p\leq h1-h1/(N+1)$ وكذلك نجد ان

فأن H(p)-B(p) عندما $h1+(1-h1)/(N+1) \leq p<1$

وكذلك H(P)-G(P) عندما $0<P\leq$

الجانب التطبيقي

وقع الاختيار على عينة من معمل البطاريات السائلة الحامضية البلاستيكية (11N-6XW) ذات سعة 60 امبير /ساعة وذات غطاء واحد وفق المواصفة العالمية (IEC-9S) INTERNATIONAL ELECTROTECHNICAL COMMISSION

والمواصفة العراقية رقم (81) الصادرة عن الجهاز المركزي للتقيس والسيطرة النوعية، وتنتج هذة البطارية وهي مشحونة شحنا جافا ويمكن استخدامها بعد ملئها بحامض الكبريتك المخفف ذو الوزن النوعي (1250-1240) دون الحاجه إلى الشحن، وهناك عدة مراحل تمر بها صناعة البطاريات وتدخل قسم المشبكات ثم قسم الاوكسيد واللبخ وقسم الشحن والافران وقسم تقطيع الالواح، وقسم البلاستك وقسم العوازل والتجميع.

وهناك فحوصات مختبريه اثناء العمليات الانتاجية وبعض الفحوصات تستمر بعد انتهاء الانتاج لحين دخوله إلى المخازن، ومع ذلك يتسرب معيب في المنتوج الخارج من الفحص، وكثيره هي الاسباب التي تؤدي إلى حدوث انحراف عن المواصفات، منها اسباب اسنادبه بسبب خلل في المواد الاوليه وخلل في المراحل الانتاجيه واسباب عشوائية، ومن خلال متابعة منتوج البطاريه السائله (بابل 2) لوحظت نسب المعيب في 120 دفعه انتاجيه، معدل الانتاج اليومي 250 بطاريه، و تم تبويب نسب المعيب في جدول تكراري و جدولة متوسط نسب المعيب المشاهده

$p=0.071542\ \bar{x}$

و تباينه هو $p=0.0007234 s^2$

ووجد إن نسب المعيب يمثل متغير عشوائي يتغير من دفعه إلى اخرى كما هو موضح في الجدول رقم 1

جدول رقم واحد(توزيع النوعية الى 120 دفعة انتاجية)

Percentage of defective	التكرار المشاهد Fi
0.0-0.017	1
0.017-0.034	10
0.034-0.051	23
0.051-0.068	27
0.068-0.085	20
0.085-0.102	17
0.102-0.119	10
0.119-0.136	7
0.136-0.153	5

120

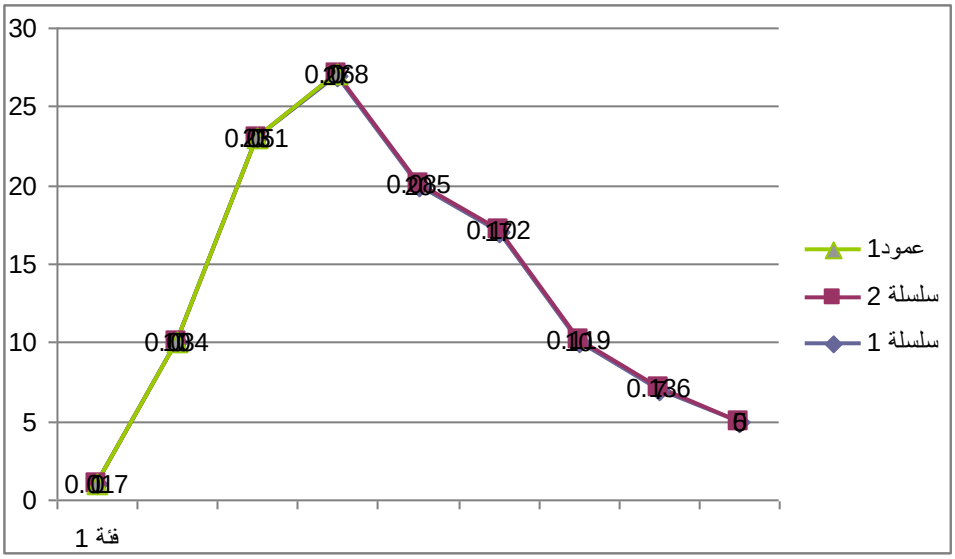
ومن الجدول وجد ان

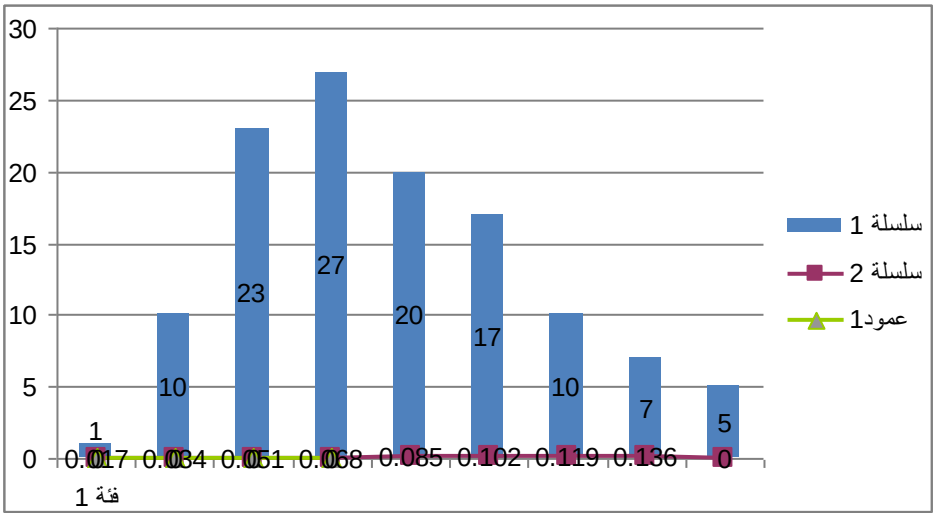
$\sum_{i=1}^{9} Pifi = 7.771$ --> $\bar{P}$ 0.0647583

3

$\sum pi^2 fi = 0.59004$ --> s^2 P=0.0007234

وعند رسم المدرج والمنحني التكراري كما هو موضح في الشكل (1)


30
25
20
15
10
5
0
فئة 1
عمود1
سلسلة 2
سلسلة 1


30
25
20
15
10
5
0
1
10
23
27
20
17
10
7
5
فئة 1
سلسلة 1
سلسلة 2
عمود1

ظهر من الرسم إن المنحني الملائم لتوزيع نسب المعيب المشاهده لمنتوج بطارية سائلة هو توزيع كاما بالمعلمات (ƛr،) و سيتم تقدير قيمة كل منها بطريقة العزوم بالاعتماد على قيمتي (xp, S_p^2)حيث وجد أن

$$\hat{r} = \widehat{(\acute{x}p)^2/S_p^2} \cong 6$$

$$\hat{\lambda} = \bar{X}p/S^2 \quad P=89.519353\approx 90$$

$$E(p)= 0.0666 \quad r^{\wedge}/\hat{\lambda} =$$

ثم اختبرت ملائمة المنحني لتوزيع البيانات المشاهده بأستخدام اختبار(x^2) لحسن المطابقه لنسب المعيب و على اساس الفرضيه

Ho: p~Gamm(r, λ)

H1: pא Gamma(r, λ)

و تم حساب قيمت (x^2) العملية من المعادله

$$x^2 = \sum_{i=1}^{m} (Oi - Ei)^2/Ei$$

Oi التكرار المشاهد كما موجود في الجدول رقم (1)

Ei التكرار المتوقع، وتم حسابهلا باستخدام توزيع كاما وبالاستعانه بجدول بواسون و حسب العلاقه

Pr(p1<p<p2)=F(p2)-F(p1)

$$F(p)= \int_0^p \lambda^2/\Gamma(r)p^{r-1}e^{-\lambda p}\,dp = 1 - E(s,\mu) = \sum_{x=0}^{s-1} e^{-\lambda}\,\mu^x/x!$$

حيث تستخرج الاحتمالات لكل فئه، ثم تضرب ب$(\sum fi)$ للحصول على التكرار المتوقع ، و يجب إن يكون

$(\sum oi = \sum Ei)$ والجدول التالي يوضح الحسابات التي اجريت لأنجاز اختبار حسن المطابقه

جدول رقم (2)
الحسابات الضروريه لأنجاز اختبار حسن المطابقه

Percentage of defective	fi	Pr(p1<p<p2)	Expected ferquancey	$(\mathbf{xi}-\mathbf{Ei})^2/Ei$
0.0-0.017	1	0.00274	0.3288	1.0235026
0.017-0.034	10	0.05565	6.678	1.103568
0.034-0.051	23	0.21045	25.254	0.201176
0.051-0.068	27	0.2104	25.2480	0.1215741
0.068-0.085	20	0.20265	24.3180	0.76672
0.085-0.102	17	0.14045	16.8540	0.00126
0.102-0.119	10	0.0759	9.6696	0.08735
0.119-0.136	7	0.05558	6.6696	0.016367
0.136-0.153	5	0.041618	5.5416	0.05293

3.374474

وعند مقارنة قيمة $(\mathbf{x}^2)$ المحتسبه (3.3744741) مع $(\mathbf{x}^2)$ الجدولية (k=9-3=6 $(x^2_{6,0.05})$

وجد انه$(\mathbf{x}^2)$ المحتسب اقل من القيمه الجدوليه ' مما يعني قبول فرضية العدم التي تدل على عدم وجود فرق معنوي بين التكرار المشاهد و التكرار النظري و من هنا تم اعتماد توزيع كاما كتوزيع ملائم لنوعية المنتوج المشاهده 'و هذا يعتمد متوسط لتوزيع كاما كتقدير لنسبة المعيب لمنتوج بطارية بابل 2/السائله ووجد إن هذا المتوسط يساوي

$\hat{p} = \hat{r}/\hat{\lambda}$ =0.075

ولكي نحدد قيمة oc تحت سيطرة ثنائي الحدين مثلا لا بدمن تحديد معالم خطة المعاينةالمزدوجه عندما0.075 =$(\hat{p})$

ووجد إن خطة المعاينة المزدوجة الضروريه لفحص المنتوج عندما تكون نسبة المعيب المشاهده هي

=0.065$(\bar{p}$ هي الخطه=p1)

n1=80,c1=0

n2=45,c2=1

ويكون عندها احتمال القبول الناتج من تطبيق المعادله (3)

$$P(p)=oc=0.9304$$

أما معدل الكميه المفحوصه Average Total Inspection

يعتمد على احتمالات الرفض فقد يحدث رفض الدفعة الانتاجيه في الصيغة الأولى أو الثانية و يحدث في الأولى عندما ($x>c2$) و الاحتمال هذا هو (PR1) و عند الرفض يتم تصليح كافة الوحدات الباقيه (N-n1)

وعند حدوث الرفض بعد فحص العينة $x+y>c2+1$ فعندئذ لابد من فحص كافة الوحدات المتيقية(N-n1-n2)، وطبقا لهذة المعلومات يكون معدل الكمية المفحوصة

$$A.T.I= ASN+(N-n1)+PR2$$

$$PR1=P(X>C1)$$

$$PR2=1-po-PR1$$

Po احتمال قبول خطة المعاينة المزدوجة حيث إن $ASN=n1+Ps(n2)$

وps هو احتمال استمرار المعاينة ويساوي

$$Ps=1-(Pa1+pr1)$$

$$PA1=0.0368 \qquad PS=0.613$$

$$PR1=0.019$$

مجموع هذة الاحتمالات تساوي واحد ..

فان $ASN=80+0.613(45)$

$$=(107.585)=(108)$$

$$A.T.I=108+(250-80)(0.019)+(250-80-45)(1-0.368-0.019)$$

$$=108+(107)(0.019)+(125)(0.613)$$

$$=108+3.23+76.625$$

$$A.T.I=187.855=188$$

ويعني هذا المعدل فحص 188 كمتوسط لكل دفعة بدلاً من الفحص الشامل، وهذا تامعدل يحقق كل من مخاطرة المنتج والمستهلك ويحقق شروط السيطرة النوعية الضرورية المفروضة على المنتوج.

الاستنتاجات والتوصيات

في ضوء ما تقدم نرى:

1-إن مستوى النوعية لمنتوج البطارية لبابل السائلة سعة 60 امبير هو متغير عشوائي يتبع توزيع كاما بالمعلمات التي تم تقديرها بطريقة العزوم واختبار حسن المطابقة باستخدام اختبار (x^2).

2-استخرجت معالم خطة المعاينة المزدوجة باعتبار إن ((P=0.066) متوسط نبة المعيب المشلهدة هو نسبة المعيب المقبولة فبي الانتاج أما قيمة ((P2=0.075) تمثل قيمة LTPD، التي يسعى القائمون على الانتاج على عدم تجاوزها تحقيقا لمخاطرة المستهلك.

3- ظهرت قيمة احتمال قبول المنتوج OC تحت سيطرة ذي الحدين 9304 .P(P)=0 ، وظهرت معدل الفحص الكلي A.T.I=188 بطارية

4- تم التطبيق فقط على توزيع ثنائي الحدين لان العملية الانتاجية فعلا كانت واقعة تحت سيطرة ذي الحدين، أما بالنسبة للتوزيعات الاخرى يمكن اعتمادها في دراسات لاحقة.

5- بحثت خصائص OC بالتفصيل وتمت الاشارة إلى نقاط النقاط الحرجة ونقطة الانقلاب ونوع منحني OC فيما إذا CONVEX أو CONCAVE في متن البحث.

التوصيات

1-نوصي باعتماد منحنيات OC لانها تساهم في حساب احتمال القبول المناظر لمستويات مختلفة من النوعية P.

وتساهم في التوصل إلى معدلات الفحص الكلية الضرورية لفحص الدفعات.

2-نوصي باعتماد المعاينة المزدوجة بدلا من المفردة لانها توفر فرصة ثانية للاختيار واتخاذ القرار بالقبول أو الرفض.

REFRENCES

1- Guenther, w.c(1977) .samplng inspection instatistical quality contral . Charles griffin and company ltd.

2- Hold,a.(1981). Statistical theory of sampling nspection by attributes. Academics press inc.london.

3- John.t.burr "QUALITY ASSOCIATION NEW YOURK< USA PUBLISHED IN DECEMBER 28,2004.

4- MAETIN H.FELIX-MEDINA & STEVEN.K THOMPSON((ADAPTIVE CLUSTER DOUBLE SAMPLING)) BIMETRIKA VOL 91 NO 4 P 877-891/2004.

5- OPTIMAL DESIGN &EFFICIENCY OF TWO PHASE CASE – CONTRAL STUDIES.

6- WENDY J. STEIN BERG((STATISTICS HLILE)) 2ND EDN STATE OF UNVERSITY OF NEWYORK 2008. OXFORD JOURNALS> MATHEMATICS SCIENCES BIOSTATISTICS VOL 6.NO 4 P590603, 2005