بناء نموذج سيطرة نوعية بأستخدام المعاينة البيزية مع تطبيق عملي

م. د.نجاح رسول داخل
كلية العلوم جامعة ذي قار

م.م خيرية سلمان حسن
معهد تكنولوجيا بغداد

الخلاصة :

يتضمن هذا البحث بناء نموذج لخطط المعاينة البيزية بأستخدام نظرية القرارات بأعتبار ان توزيع المعاينة هو ثنائي الحدين ،و ان التوزيع السابق للنوعية هو بيتا هدف النموذج التوصل الى معالم خطة بيز المفردة (n,c) الضرورية لفحص المنتوج و اتخاذ قرار قبول او رفض المنتوج .تعرف في البحث كافة الرموز و الأشتقاقات الضرورية لبناء نموذج دالة المخاطرة المتوقعة و من ثم بيان كيفية حلها رياضيا بأستخدام معادلات الفروق للتوصل للمعالم (n*,c*) عن طريق تصغير القيمة المتوقعة لدالة المخاطرة الكلية.

يعتبر العالم والد (Wald 1939) اول من اوضح اهمية استخدام نظرية اتخاذ القرار في حل مشاكل السيطرة النوعية و ادخل عنصر الكلفة في مسائل اتخاذ القرارات الأحصائية .و كذلك بذل العالم هالد Hald ١٩٦٠,١٩٦٨,١٩٨١ كثير من الجهود في هذا المجال ،و كذلك العالم (Pfanzagle،١٩٦٣) و تناول الباحث Chiu،١٩٧٤ دراسة خطط بيز نسبة للتوزيع الطبيعي المولد و توزيع بيتا و قد ساهمت جهود الأحصائيون الباحثون في هذا المجال من تجهيز مهندسي السيطرة النوعية بعدد من الأسباب الأحصائية منها طرق التقدير و اختبار الفرضيات،مما ساعد ذلك في الأجابة على السؤال المتعلق بحجم العينة الضروري لفحص الأنتاج و اتخاذ قرار قبول او رفض الفعة النتجة ، بعد اختيار حد مسموح به لمخاطرة المنتج، (تلك المخاطرة المترتبة عن قرار رفض منتوج جيد) و مخاطرة المستهلك (تلك المخاطرة المترتبة عن قبول منتوج غير جيد) وقد وضعت جداول عديدة لأيجاد حجم العينة منها جداول Dodge_Romig و الجداول العسكرية القياسية و جداول Phillips و استخدمت بشكل واسع في في المنشات الصناعية ان الحل المتكامل يكمن في دراسة المشكلة من وجهة النظر الأقتصادية بأعتبار ان تكاليف السيطرة النوعية تشكل جزء كبير من تكاليف الأنتاج و ان تحقق النوعية المطلوبة هدف تسعى و تعمل كافة المنشات على تحقيقة لذلك نرى ان الحل الأقتصادي يشمل جميع المتغيرات التي تتضمنها مسألة السيطرة النوعية.

ومن خلال متابعة نماذج عديدة تم بناؤها في هذا الصدد للباحثين Johns&Guthrie(1959) و الباحث (Meild (1981,1968 و الباحث (Guenther (١٩٧٧ ،Chiu (١٩٧٣) ارتأينا البحث في هذا الموضوع من خلال نظرية اتخاذ القرار و استخدامها في موضوع السيطرة النوعية، و تحقيقا للهدف التالي:-

هدف البحث:-

يهدف البحث الى بناء نموذج اقتصادي في السيطرة النةعية بأعتماد نظرية اتخاذ القرار ، بأعتبار ان عدد الوحدات المعيبة في العملبدية الأنتاجية هو متغير عشوائي يتبع توزيع ذي حدين بالمعالم (n,p) و ان المعلمة p ليست ثابتة، بل انها متعير عشوائي يتغير من دفعة انتاجية الى اخرى و له توزيع مسبق f(p) ، يحدد من الخبرة و البيانات السابقة عن النوعية .

سيتم اشتقاق صيغة المخاطرة المتوقعة Expected Risk function ، و التي تتضمن عناصر الكلفة (C1,C2,…,C6) و المخاطرة نسبة لقرار القبول و الرفض. و بعد التوصل الى صيغة المخاطرة المتوقعة نسبة لتوزيعات المعاينة المتقطعة و توزيع

نسب المعيب المستمر ، سيتم ايضاح كيفية التوصل الى الصيغة المباشرة للحصول على معالم خطة بيز المفردة (n,c) الضرورية لفحص المنتوج .و سيتم تطبيق النموذج في احدى شركات القطاع المختلط و هي المنشأة العامة للغزل و النسيج الصوفي بأعتبارها من المنشات الحيوية التي ترفد القطر بالمنتوجات الوطنية خاصة و نحن نمر بظروف الحصار الغاشم المفروض علينا.

الجانب النظري:-

لنفرض لدينا دفعة انتاجية N ،تحتوي على X وحدة معيبة و ان

نوعية الدفعة $P=\frac{X}{N}$ تمثل الحالة الطبيعية

State of Nature

و يمكن الأستدلال على قيمة X غير المعلومة لدى الفاحص و ذلك بمشاهدة عدد الوحدات المعيبة x في العينة n . ان عملية اختيار التجربة المثلى و قاعدة القرار الأمثل في نموذجنا تتجسد في عملية اختيار معالم خطة بيز المفردة (n,c) حيث تعبر n عن حجم العينة و c عن عدد القبول . يتم الحصول على (n,c) عن طريق تصغير القيمة المتوقعة للمخاطرة الناتجة عن قراري القبول و الرفض ، و سيتم اشتقاق صيغة دالة المخاطرة المتوقعة بأعتبار ان نسبة المعيب في الأنتاج تمثل متغير عشوائي يتغير من دفعة الى اخرى و له توزيع احتمالي f(p) ، يمكن الأستدلال علية عن طريق الخبرة السابقة و المعلومات المتوفرة لدى الباحث عن النوعية .و من الضروري التعرف على الرموز و المصطلحات الضرورية لبناء النموذج ،و الرموز هي :-

N :-حجم الدفعة المنتجة من المنتوج.

X :- عدد الوحدات المعيبة في الدفعة N .

$P=\left[\frac{X}{N}\right]$:-نسبة المعيب للدفعة N .

n :- حجم العينة الضروري لفحص الدفعة N .

x :-عدد الوحدات المعيبة في العينة n .

c :- عدد القبول (عدد الوحدات المعيبة المقبولة في العينة) .

C1:- كلفة فحص الوحدة الواحدة من المنتوج في العينة n .

C2 :- كلفة تصليح او استبدال الوحدة المعيبة في العينة.

C3:- كلفة قبول الوحدة الجيدة و هي لا تشكل كلفة جزاء .

C4 :- كلفة قبول الوحدة .

C5 :- كلفة المعاينة و الفحص للوحدة الواحدة في الكمية المرفوضة (N-n) بعد اتخاذ قرار رفض العينة .

C6 :- كلفة التصليح او الأستبدال للوحدة الواحدة في الكمية المرفوضة (N-n) .

S(x) :- قاعدة القرار التي تقترن بأحتمال القبول للكمية (N-n)بعد معرفة ان العينة n تحتوي على x وحدة معيبة .

δ(x) -1 :-قاعدة القرار المقترنة بالرفض .

$\overline{P}$:- متوسط نسب المعيب المشاهدة في الدفعات الأنتاجية.

P_r :-قيمة P التي لا يمكن عندها الفصل بين قراري القبول و الرفض للدفعة N ، حيث تتساوى عندها تكاليف القبول مع الرفض.

يستند النموذج الى قرارين هما d1 : قرار قبول الدفعة و d2 قرار رفض الدفعة . و اذا اعتبرنا ان الخسائر (losses) الناتجة عن القرارين هي دوال خطية من حجم العينة (n) و حجم الدفعة (N) و عدد الوحدات المعيبة في العينة (x) و في الدفعة N ، فان الخسائر الناتجة عن القرارين d1 ، d2 هي :

L(P,d1)=C1n+C2x+C3(N-n)+C4(X-x) …(1)

L(P,d2)=C1n+C2x+C5(N- .. .(٢) n)+C6(X-x)

و عند مساواة المعادلتين (١) و (٢) و حل العلاقة الناتجة نحصل على قيمة P الحرجة (و التي سنرمز لها Pr) و هي تلك النقطة التي لا يمكن عندها الفصل بين قراري الرفض و القبول

..... (٣)

$$P_r=\frac{C_5-C_3}{C_4-C_6}$$

و حيث ان المخاطرة r (P,δ) تمثل القيمة المتوقعة للخسارة.

$$r(p,\delta)=\delta(x)E(L(p,d_1)+(1-\delta(x)))EL(p,d_2)$$

عليه ان المخاطرة r(P,δ) بدلالة P و قاعدة القرار δ(x) في حالتي القبول و الرفض هي

.....(4)

و التي تختصر الى:

$$\therefore r(p,\delta)=\delta_{(x)}[C_1n+C_2np+C_3(N-n)+C_4p(N-n)]p(x/p)$$

$$(1-\delta_{(x)})\left[C_1n+C_2np+C_5(N-n)+C_6p(N-n)p(x/p)\right.$$

حيث ان

E(x)=np

تحت شروط معاينة ذي الحدين E(X-x)=(N-n)p

و بالنسبة لخطط بيز يكون P متغير عشوائي و له توزيع احتمالي f(P) يسمى التوزيع السابق للنوعية (Prior distribution)و كما ذكرنا ان هذا التوزيع يحدد من الخبرة السابقة و البيانات المتاحة عن النوعية ،و عند اخذ هذا التوزيع بنظر الأعتبار فان القيمة المتوقعة للمخاطرة نسبة للتوزيع f(P) ، هي R[f(p),δ] و الناتجة من اخذ التوقيع للمعادلة (5) اعلاة

R[f(p),δ]=E[δ(x)(C3-C5)(1Nn-n)+(C4-C6)p(N-n)]p(x/p)+E[C5(N-n)+C6(N-n)p]p(x/p)+E[C1n+C2np]p(x/p) ….. (6)

و من المعلوم ان Epp(x/p) =Ep ∑ b(x,n,p)

$$= \int_0^1 p \sum b(x,n,p) f(p) dp$$

x∈{x,δ(x)=d1}

$$x \in \{x, \delta(x) = d1\}$$

(7) … ….. $$\sum bw(x,n)E(p/x) =$$

نتيجة لذلك يمكن اعادة كتابة المعادلة (٦) حسب الصيغة (٨)ادناه

$$R[f(p),\delta] = (N-n)E\{\delta(x)[(C3-C5)+(C4-C6)E(P/X)]\} + [C2n+C6(N-n)]E(P)+C1n+C5(N-n)$$

……..(8)

و عند ادخال تعريف Pr ضمن المعادلة (٨) نحصل على المخاطرة المتوقعة كما في المعادلة (٩)

$$R[f(p),\delta] = (N-n)E\{\delta(x)[C4-C6]\} + [C2n+C2(N-n)]E(P)+C1n+C5(N-n)$$

……(9)

و تتحقق اصغر قيمة للدالة (9) عندما

$$\delta_{(x)} = \begin{cases} 1 & \text{في حالة} \quad E(p/x) \le p_r = \dfrac{C_5 - C_3}{C_4 - C_6} \\ 0 & \text{فيما عدا ذلك} \end{cases}$$

تطبيق النموذج المقترح على توزيعات المعاينة

تمثل المعادلة(٩) صيغة عامة لدالة المخاطرة المتوقعة ، و لكن من الضروري ايجاد صيغة هذة الدالة اخذين توزيعات المعيب للوحدات المشاهدة بنظر الأعتبار. لنفرض ان fN (x) يمثل توزيع الوحدات المعيبة X في الدفعة N و هو توزيع ثنائي الحدين ، وان P(x/X) هو توزيع الوحدات المعيبة x في العينة n هو ايضا ثنائي الحدين بالمعالم (n,p) و هنا يفترض ان P متغير عشوائي له توزيع احتمالي قد افترض هنا انه توزيع بيتا بالمعالم (a,b)

P~ Beta (a,b)

التي سوف نقدرها بطريقة العزوم بعد اختبار ملائمة التوزيع النظري للبيانات .

طبقا لهذه التوزيعات تكون القيمة المتوقعة للخسارة L[X,δ(x)] هي:-

$$R[f(x)n,c] = \sum_{x=0}^{N}\sum_{x=0}^{C} L(X,\delta(x)P(x/X)fN(x))$$

……(10)

و لنفرض ان :

$$gn(x) = \sum_{x=0}^{N} P(x/X)fN(X)$$

و ان

$$R[f(p),\delta] = (N-n)E\{\delta(x)[(C3-C5)+(C4-C6)E(P/X)]\} + [C2n+C6(N-n)]E(P)+C1n+C5(N-n) + \sum_{x=0}^{N}\sum_{x=0}^{C}(X-x)P(x/X)fN(X)$$

……..(8)

$$= \sum_{x=0}^{C} gn(x)E(X-x/x)$$

……(11)

و بأعتبار E(X-x/x)=E[E(X-x)/x,P/x]=E[(N-n)P/x]

….(12)

E(X-x/x)=(N-n)E(P/x)

و ليكن ايضا

$$E(x)=n\overline{p}$$

(لأن P متغير عشوائي و ليس ثابت)

$$E(X)=N\overline{P}$$

بناء على ذلك تصبح المعادلة (10) كالاتي :-

$$R[f(x),n,c]=\sum_{x=0}^{N}\sum_{x=0}^{C}(C1n+C2x+C3(N-n)+C4(X-x))$$

$$p(x/X)fN(x)+\sum_{x=0}^{N}\sum_{x=c+1}^{n}(C1n+C2X+C5)(N-n)$$

$$+C6(X-x)p(x/X)fN(x)$$

.....(13)

و التي تساوي

$$R[N,n,c]=(C1+C2\overline{P})+(N-n)(C5+C6\overline{P})+$$

$$(N-n)(C4-C6)\sum_{x=0}^{C}gn(x)[E(P/x)-pr]$$

.....(14)

و لنفرض ان

$$\gamma(n,c)=\Pr\sum_{x=0}^{C}gn(x)-\sum_{x=0}^{C}Pn(x)gn(x)$$

.....(15)

وليكن $E(p/x)=pn(x)$

عندئذ تؤول المعادلة الى الصيغة (١٦) التالية

$$R[N,n,c]=n(C1+C2\overline{P})+(N-n)(C5+C6\overline{P})$$
$$+(N-n)(C4-C6)\gamma(n,c)$$

.....(16)

ان البحث عن قيمتي (n,c)(اي معالم خطة بيز المفردة المثلى) التي تحقق اصغر قيمة للدالة (١٦) يتم جعل المشتقات الجزئية الأولى تساوي صفر، و نظرا لان توزيعات المعاينة هنا متقطعة ،لذلك سوف نعتمد على معادلات الفروق الأمامية

First Forward differences

في البحث عن نقاط الأمثلية،و حتى نطبق معادلات الفروق ينبغي تطبيقها على الدالة $Y(n,c)$ في المعادلة (١٦) و هذا بدوره يتطلب التعبير عن الدالة$Y(n,c)$ بشكل اكثر ملائمة

$$\gamma(n,c)=\Pr\sum_{x=0}^{C}gn(x)-\sum_{x=0}^{C}Pn(x)gn(x)$$
$$=\Pr Gn(c)-P\overline{n}(c)Gn(c)$$

.....(17)

حيث ان

$$\overline{P}n=\sum_{x=0}^{C}Pn(x)gn(x)/\sum_{x=0}^{C}gn(x)$$

.....(18)

ترمز $\Delta nY(n,c)$ و $\Delta cY(n,c)$ بالنسبة الى c,n .و قد تم الأعتماد على القاعدة التالية التي وردت في المصدر Hald,1960,p295 في الحصول على الفرق الأول ،و القاعدة هي

$$\Delta_n^{(r)}G_n^{(r)}(x)=(-1)^r g_n(x)Pn(x)P_{n+1}^{(x+1)}...P_{n+1}^{(x+r-1)}$$

و استنادا للقاعدة (١٩) يكون لدينا

$$\Delta_C\gamma(n,c)=\Pr g_n(C+1)+\Delta_n G_n(C+1)$$
$$=\Pr g_n(C+1)+(-1)g_n(C+1)Pn(C+1)$$
$$=g_n(C+1)[P_r-P_n(C+1)]$$

بناء على ذلك نجد ان

اما الفرق بالنسبة ل n فهو

$$\Delta n\gamma(n,c)=\Pr\Delta nG(n,c)\Delta_n^2G_n^2$$
$$=\Pr(-1)gn(c)Pn(c)+(-1)^2gn(c)Pn(c)Pn+1^{(c+1)}$$
$$=gn(c)Pn(c)[P_{n+1}^{(c+1)}-P_{rr}]$$

.....(21`)

و بتطبيق ما ورد يكون الفرق الأول لدالة المخاطرة بالنسبة ل n,c هما على التوالي

$$\Delta_C R[n,c]=(N-n)(C_4-C_6)g_n(C+1)[P_n(C+1`)-P_r]$$

.....(22)

$$\Delta_C R[n,c]=(N-n)(C_4-C_6)g_n(C)[P_n(C)-P_r]$$

...(23)

ان قيمة C التي تحقق اصغر قيمة للدالة R[n,c] نحصل عليها من حل المتباينات

$$\Delta_c R(n,C-1)\le 0$$
$$\Delta_c R(n,c)\rangle 0$$

و التي تختصر الى

$$P(c)\le P_r\langle P_n(C+1)$$

علما بأن $0\le c\le n-1$

امـا معادلـة الفـروق للدالـة R[n,c] بالنسـبة ل n فهي

$$\Delta_n R[n,c]=C_1+C_2\overline{P}-C_5-C_6\overline{P}+(C_4-C_6)\gamma(n,c)-(N-n-1)(C_4-C_6)\Delta n\gamma(n,c)$$

و كذلك

$$\Delta_n R[n-1,c]=C_1+C_2\overline{P}-C_5-C_6\overline{P}+(C_4-C_6)\gamma(n-1,c)$$

و تحت افتراض ان X متغير عشوائي يتبع توزيع ذي الحدين $X\sim b(n,p)$

$$P(x,n,p)=C_x^n P^x q^{n-x}$$

$x=0,1,2,...,n$

و ان P متغير عشوائي يتبع توزيع بيتا بالمعالم (a,b)

$$f(p,a,b)=\frac{\Gamma(a+b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)}P^{a-1}(1-p)^{b-1}$$

$0\le P\le 1$

$$0 \quad 0/w \qquad \text{.....(24)}$$

من هنا نجد ان

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

$$=C_x^n\frac{\Gamma(a+b)}{\Gamma(a)+\Gamma(b)}\int_0^1 P^{x+a-1}(1-P)^{n-x+b-1}dp$$

$$g_n(x)=C_x^n\frac{1}{\beta(a,b)}\beta(x+a,n-x+b)$$

.....(25)

و من المعلوم ان

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

$$=\frac{1}{\beta(x+a,n+b-x)}P^{x+a-1}(1-P)^{n+b-x-1}$$

$0\le P\le 1$

$$0 \quad 0/w \qquad \text{.....(26)}$$

من المعادلة (٢٦) يتضح ان التوزيع اللاحق لنسب المعيب بعد معرفة ان العينة n تحتوي على وحدة معيبة هو توزيع بيتا بالمعالم الجديدة (x+a,n+b-x)

$$P_n(x)=E(p/x)=\frac{x+a}{a+b+n}$$

و يمكن كتابة هذا المتوسط بدلالة متوسط التوزيع السابق

$$\overline{P}=E(P)=\frac{a}{a+b}$$

$$P_n(x)=\frac{\overline{P}(x+a)}{a+n\overline{p}}$$

.....(27)

من الكميات الأخرى التي نحتاج الى توضيحها نسبة لتوزيع بيتا هي

$$\gamma(n,c)P_r\sum_{x=0}^{c}gn(x)-\sum_{x=0}^{c}P_n(x)gn(x)$$

$$=\frac{1}{\beta(a,b)}\sum_{x=0}^{c}C_x^n\left[P_r\beta(x+a,n+b-x)-\beta(x+a+1,n+b-x)\right]$$

.....(28)

من هنا نرى ان

$$\Delta_n\gamma(n,c)=\frac{1}{\beta(a,b)}C_c^n\left[\beta(C+a+2,n+b-c)-P_r\beta(C+a+1,n+b-c-1)\right]$$

$$\Delta_n\gamma(n-1,c)=$$
$$\frac{1}{\beta(a,b)}C_c^{n-1}\left[\begin{matrix}\beta(C+a+2,n+b-c-1)-\\ P_r\beta(C+a+1,n+b-c-1)\end{matrix}\right]$$

.....(29)

و بعد تطبيق ما توصلنا اليه من معادلات فروق وجدنا ان قيمة **n** التي تحقق اصغر قيمة لدالة المخاطرة **R[n,c]** هي تلك القيمة الناتجة من حل المتباينات

و بعد تطبيق ما توصلنا اليه من معادلات فروق وجدنا

ان قيمة **n** التي تحقق اصغر قيمة لدالة المخاطرة **R[n,c]** هي تلك القيمة الناتجة من حل المتباينات

$$\Delta_n R(n-1,c) \le 0 \langle \Delta_n R(n,c)$$

.....(30)

حيث ان **C+1≤ n≤ N-1**

و كذلك عند حل المتباينة الخاصة بايجاد قيمة **c** و هي

$$P_{n(c)} \le P_r \langle P_n(C+1)$$

.....(31)

ان قيمتي **(n*,c*)** التي تمثل معالم خطة بيز المفردة نسبة لتوزيع **Beta-Binomial** باستخدام نموذج اتخاذ القرار و الناتجة من المعادلتين **(30)** **(٣١)** هما

$$n^* = \left[\frac{(C_5 - C_3) P_r^{a-1} (1-P_r)^b N}{2\beta(a,b)\left[(C_2 - C_6)\overline{P} + (C_1 - C_5) + (C_6 - C_4)\left(\overline{P} I\beta_{pr}(a+1,b) - P_r I\beta_{pr}(a,b)\right)\right]} \right]^{1/2}$$

.....(32)

اذ ان

$$I\beta_{pr}(a,b) = \sum_{x=0}^{a+b-1} C_x^{a+b-1} P_r^x (1-P_r)^{a+b-x-1}$$

.....(33)

و التي تختصر الى

$$= E(a, a+b-1, \Pr)$$

$$I\beta_{pr}(a+1,b) = E(a+1, a+b, P_r)$$

و ان قيمة **C*** هي

$$(a+b+n)P_r - (a+1) \langle C^* \le (a+b+n)P_r - a$$

مما تجدر الأشارة اليه في هذا الصدد ان قيمتي **b,a** تقدر بطريقة العزوم بعد ايجاد متوسط توزيع نسب المعيب المشاهدة

$$\overline{X}_p = \frac{\sum_{i=1}^{m} Pifi}{\sum fi}$$

و تباين نسب المعيب المشاهدة

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

و التقديرات هي

$$\hat{a} = \overline{X}_p\left(\overline{X}_p \overline{X}_q - S_p^2\right)/S_p^2$$

$$\hat{b} = \left(1-\overline{X}_p\right)\left(\overline{X}_p \overline{X}_q - S_p^2\right)/S_p^2$$

الجانب التطبيقي

اخذت البيانات من المنشأة العامة للصناعات الصوفية التي تمثل احدى منشات القطاع المختلط و التي ترفد القطر بالمنتوجات المحلية الصوفية.و البيانات في الجدول رقم (١) تمثل نسب المعيب المشاهدة ل١٤٠ دفعة انتاجية (اسبوعية) بالأمتار و بعد تبويب البيانات و رسم المدرج التكراري لوحظ ان التوزيع ملائم للنوعية هو **Beta(a,b)** و على هذا الأساس حسب قيمة **Xp=0.087832** و كذلك قيمة **S²=0.00256203** ، ثم قدرت المعلمتان **b,a** بطريقة العزوم و وجد ان **(a=3) , (b=31)** ، و بعد ذلك اجري اخيبار حسن المطابقة **(Goodness of fit)** لنسب المعيب وعلى اساس الفرضية

H0:P≡Beta(a,b)

H1:P≠ Beta(a,b)

بالأستعانة باختبار χ^2 المعرف

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

و تشير **Oi** الى تكرار المشاهدات اما **Ei** تمثل التكرار المتوقع و قد تم حسابها بعد ضرب قيم الأحتمال لكل فئة في مجموع التكرارات (١٤٠) و اوضحت النتائج في الجدول رقم (١) ادناه

جدول رقم (١)

البيانات الخاصة بالنوعية و اختبار حسن المطابقة

نسب المعيب Percente of defective	fi التكرار	Pr(P1<P<P2)	Ei	(Oi-Ei)²/Ei
٠-	٦	**0.0231**	**3.23**	2.3657
٠.٠٢ -	١٨	٠.٠٩٧٤	**4**	0.12778
0.04-	٢٢	**0.1662**	**13.6**	0.06910
0.06-	٢٠	**0.1612**	**36**	0.2922
0.08-	١٩	**0.1500**	**23.2**	0.19047
0.10	١٤	**0.1252**	**68**	0.71010
0.12-	12	**0.0827**	**22.5**	0.01538
0.14-	10	**0.0715**	**68**	0.0000099
0.16-	٨	**0.0435**	**21.0**	0.1159103
0.18-	٦	**0.0373**	**0**	0.07902
0.20-	٣	**0.0252**	**17.5**	
0.22-	٢	**0.0167**	**28**	
0.24			**11.5**	تـــــدمج
			78	0.04886
			10.0	
			1	
			6.09	
			5.22	
			2	
			3.52	
			8	
			2.33	
			8	
	140		**140**	**4.614464186**

ينبغي الأشارة هنا الى ان التكرارات المتوقعة حسبت من ضرب الأحتمالات في (١٤٠) و هذة الأحتمالات استخرجت من العلاقة التالية

Pr(P1< P <P2)=F(P2)-F(P1)

حيث ان

$$P(P \le p) = F(p) = \int_0^p f(u)du$$

$$= \int_0^p \frac{1}{\beta(a,b)} u^{a-1}(1-u)^{b-1} du$$

=E(a,a+b-1,p)

و تمثل هذه العلاقة الأحتمالات التجميعية المستخرجة من جداول ذي الحدين، حيث ان

$$E(a, a+b-1, P) = P_r(X \ge a) = \sum_{x=a}^{a+b-1} C_x^{a+b-1} P^x q^{a+b-x-1}$$

وتمثل p حدي نسبة المعيب لكل فئة .

وعند مقارنة قيمة χ^2 المحتسبة (χ^2 =4.6144) مع χ^2 الجدولية بدرجة حرية ٨ و مشتوى معنوية α=0.05 $\chi^2_{8,0.05}$=15.507

اتضح ان الفروق غير معنوية ،لذلك نقبل الفرض القائل بأن نسب المعيب تتبع توزيع بيتا بالمعالم التقديرية (â=٣ ، b=31) و عليه اعتمد توزيع بيتا كتوزيع سابق لنسب المعيب . و من المعلومات الأخرى الضرورية التي تم الحصول عليها حول منتوج الأقمشة الصوفية و الضرورية لأيجاد خطة معالم بيز لفحص المنتوج هي

كلفة فحص المتر الواحد C1=6.277 دينار

كلفة تصليح(اعادة صباغة) المتر الواحد 150 دينار C2=150

كلفة قبول الوحدة الجيدة (C3=0) لأن المنشأة تسوق منتجاتها عن طريق الأسواق المركزية لوزارة التجارة و لذلك فان الوزارة تعيد الأطوال المعيبة التي تستخدم مرة ثانية كأقمشة من الدرجة الثانية او الثالثة حسب نسب المعيب فيها ، ووجد ايضا ان كلفة قبول الوحدة المعيبة (C4=3200.396) و هذه ناتجة من كلفة غزول السداة و غزول اللحمة و مصاريف التسويق و المصاريف الأدارية ، و في حالة وجود متر تالف فأن المشأة لا يمكن اعادة تصليحة بل تقوم بأعادة صباغتة و بيعة كدرجة ثانية و بذلك تكون

C4=3089.614+11.782
=3200.396

و وجد ايضا ان قيمة C5=187.82 و C6=1832.7069 و طبقا لهذه المعلومات وجد ان قيمة Pr=0.1373

و من هنا وجدت معالم خطة بيز المثلى و ظهرت انها تساوي (بأعتبار ان N=250) (C*=12 ، n*=90) و تعني هذه الخطة ان عدد الأمتار المعيبة المقبولة هو (12) لكل 90 متر مفحوص ، فاذا ظهر اكثر من 12 ترفض العينة ومن ثم ترفض الدفعة و يتم البحث عن اسباب انحراف النوعية .

الأستنتاجات و التوصيات

في ضوء ما تقدم توصلنا الى الأستنتاجات التالية:-

١. اتضح لنا ان نسب المعيب لمنتوج الأقمشة الصوفية في المنشأة العامة للمنتوجات الصوفية هو متغير عشوائي يتغير من دفعة الى اخرى و ذلك يرجع الى قدرة المشغل ، نوعية الأصواف المستخدمة ، و الأصباغ ، و عطل المكتنن و

٢. انقطاع التيار الكهربائي و غيرها من الأسباب التي ينبغي معالجتها و تلافيها .
٣. ان توزيع النوعية هو بيتا بالمعالم التقديرية b=31 ، و â=٣ و ان متوسط التوزيع هو XP=0.0878 و التباين هو S^2=0.00256 .
٤. من خلال استخدام نموذج اتخاذ القرار ظهر لنا ان معالم خطة بيز المفردة المثلى لفحص المنتوج هي الخطة (C*=12 ، n*=90) فاذا كان عدد الأمتار المعيبة لكل 90 متر لفحص المنتوج يساوي (12) او اقل تقبل العينة و من ثم تقبل بقية الدفعة الأنتاجية .

التوصيات:-

١. نوصي بأستخدام خطط بيز لفحص المنتوج لأنها تتيح لنا استخدام كل المعلومات المتوفرة عن النوعية السابقة.
٢. تقليل تكاليف السيطرة النوعية من خلال نماذج اتخاذ القرار لأنها تشكل نسبة كبيرة من كلفة الأنتاج.
٣. نوصي بضرورة تطوير الدراسات التي تهتم بموضوع السيطرة النوعية الأحصائية لما لهذا الموضوع من اهمية في الحد من الأنحرافات او منع حصولها و منع تسرب المعيب في المنتوج الخارج من الفحص.

Abstract

In this paper , we constructed amodel for Bayesian sampling plan, by using decision making approach. The aim of the model is to obtain the parameter of bayesian sampliy plan (n,c), which represent sample size and acceptance number c, which are necessary to inspect the product .Fn the study we explain all notaution and steps of obtaining the total Expected cost of quality control , In case that the distribution of defective in product is Binomial (n,p) and P is random variable having beta distribution.