تصميم خطة معاينة بيزية لفحص المنتوج في الشركة العامة لصناعة البطاريات

م.د. رافد أسماعيل أحمد
كلية التراث الجامعة

المستخلص

يتناول البحث تصميم خطة معاينة بيزية لفحص المنتوج في ظل توزيع معاينة مختلط يسمى ($Mixed\ Binomial$)، حيث أن الوحدات المفحوصة تمثل متغير عشوائي متقطع يتبع توزيع ثنائي الحدين ($x \sim Binomial\ (n,p)$) بالمعلمات (n,p) وهنا (p) ليست ثابتة ولكنها متغير عشوائي يتغير من دفعة أنتاجية الى أخرى وله توزيع $[f(P) = w(p)]$ يحدد من الخبرة السابقة والبيانات المتاحة عن النوعية، وهنا أفترضنا أن هذا التوزيع هو توزيع بيتا ($Beta\ Distribution$)، لأن البيانات التي تم الحصول عليها اتبعت هذا التوزيع حسب أختبار حسن المطابقة الذي أجري لها، وبالمعلمات (s,t) وعليه يكون توزيع (x) هو ثنائي الحدين مختلط ويسمى ($Beta\ Distribution$). يتضمن هذا البحث أشتقاق كافة العلاقات الرياضية المتعلقة بالتصميم والتوزيعات الضرورية لبناء خطة معاينة بيزية مفردة (n,c) تتكون من حجم العينة (n) وعدد الوحدات المعيبة المقبولة فيها (c)، وسيتم كتابة برامج خاصة لتحديد (c) و (n).

Abstract

The research consider a design plan of Baysian sampling to check the product in light of the distribution of (Mixed Binomial), where the units tested represent a random variable intermittent follows a binary distribution binomial ($x \sim Binomial\,(n,p)$) parameters (n,p) and here (p) is not constant but a random variable varies from batch yields to the other and has a distribution $[f(P) = w(p)]$ determined from past experience and available data on quality , and here we assume that this distribution is (Beta Distribution), because the data that obtained followed by the distribution of goodness of fit, with parameters (s,t) , the distribution of (x) will be mixed - binomial (Beta Distribution). The research includes deriving all mathematical relationships relating to the design and distributions necessary to build a plan preview of Baysian single (n,c) consists of a sample size (n) and the number of units defective has been accepted (c), and will write special programs to determine (c) and (n).

Keywords: Single Bayesian sampling plan (n,c), Prior Distribution, Mixed Distribution, Beta – Binomial Distribution.

1 – المقدمة *Introduction*

تطبق خطط عينات القبول عند فحص الدفعات الأنتاجية بواسطة العينة بدلاً من الفحص الشامل الذي يتطلب وقت وجهد ويعتبر غير نافع في حالات الفحص التدميري الذي يؤدي الى تلف الوحدة عند فحصها، لذلك ترطز الأهتمام على فحص المعاينة بأنواعها المفردة والمزدوجة والتتابعية وغيرها، وهناك خطط تعتبر نسب المعيب بالأنتاج ثابتة خلال كل العملية الأنتاجية، ومنها تعتبر هذه النسب متغير عشوائي له توزيع أحتمالي معين[6]، كذلك ركز كثير من الباحثين على تصاميم لخطط عينات القبول بأعتبار الوقت المستغرق لحين حصول فشل هو متغير عشوائي يتبع أحد التوزيعات المستمرة مثل توزيع ويبل $(Weibull)$ أو كاما $(Gamma)$ أو توزيع رالي $(Rayleigh)$، وكذلك وضعت تصاميم لخطط عينات قبول ضبابية عندما تكون المعلومات حول النوعية غير مؤكدة وتتصف بالضبابية، ولا مجال هنا لذكر جميع ما ورد حول الموضوع، وسنقدم في بحثنا هذا تصميم لخطط عينات قبول تحت شرط تحقق كل من مخاطرة المنتج

والمستهلك. تتكون خطة المعاينة من معلمتين هما (n) حجم العينة و (c) عدد القبول تحت أفتراض أن نسب المعيب متغير عشوائي وليس كما هو مألوف.

2 – رموز ومصطلحات $Terms\ \&\ Symbol$

N : حجم الدفعة الأنتاجية من المنتوج.

n : حجم العينة التي يتم سحبها عشوائياً من (N).

P : نسب المعيب في الأنتاج.

p : نسب المعيب في العينة وتمثل تقدير لـ (P).

$f(P) = w(p)$: التوزيع الأولي لنسب المعيب المشاهدة.

X : عدد الوحدات المعيبة في الدفعة (N).

x : عدد الوحدات المعيبة في العينة (n).

$(Y = X - x)$: عدد الوحدات المعيبة المتبقية في الدفعة (N) بعد سحب العينة (n) منها.

$\overline{P}$: متوسط النوعية للمنتوج وهو يمثل $E(p)$.

$v(p)$: تباين نوعية المنتوج بأعتبار أن النوعية (p) متغير عشوائي يتغير من دفعة أنتاجية الى أخرى وبذلك يكون له توزيع أحتمالي $f(P) = w(p)$، وله متوسط وتباين.

$p_n(x)$: متوسط التوزيع اللاحق وهو دالة متزايدة من (x)، ومتناقصة من (n).

$p(y|x)$: التوزيع اللاحق للمتغير (y) بوجود (x)، وهو توزيع ثنائي الحدين مختلط $(Mixed\ Binomial)$.

$f(p) = \beta(p, s, t)$: توزيع نسب المعيب المشاهدة ويمثل توزيع بيتا $(Beta)$ بالمعلمات (t, s)، وهو توزيع مستمر.

$f(p|x, n)$: التوزيع اللاحق لنسب المعيب في الدفعات الأنتاجية الخارجة من الفحص وقد وجد أنه أيضاً يتبع توزيع بيتا ولكن بالمعلمات $(s + x, t + n - x)$.

في معظم خطط عينات القبول التي تقوم على أفتراض أن نسبة المعيب ثابتة خلال العملية الأنتاجية وأن الباحث يسعى الى تقدير نسب المعيب في الكمية المتبقية من الدفعة (N) بعد سحب العينة العشوائية (n)، ولكن اذا أفترضنا أن نسب المعيب هي متغير عشوائي وليس ثابت فهنا لا بد من ربط هذه المعلومات عند تصميم خطة معاينة لفحص المنتوج والتي تتكون من حجم العينة (n) وعدد الوحدات المعيبة المقبولة فيها (c)، وأذا أدخلت المعلومات المسبقة عن النوعية في المعلومات المتأتية من الفحص، لا بد من تصميم خطة معاينة بيزية وليست أعتيادية[1&2] وفي ظل ذلك سوف نفترض أن معدل النوعية هو من النوع المستمر، ونعمل على أيجاد خطة المعاينة البيزية في ظل توزيعات نوعية مستمرة مثل $(Beta - Binomial)$ و $(Gamma - Poisson)$.

3 – مفهوم خطة المعاينة $Sampling\ Plan\ Concept$

في عملية المعاينة والفحص، نفترض أولاً أن معدل النوعية $(process\ average)$ يتم أختياره عشوائياً طبقاً لتوزيع نوعية مفترض $[w(p)]$ $Prior\ Distribution$ وثانياً من هذه العملية الأنتاجية التي فيها نسبة المعيب متغير عشوائي، تنتج دفعة أنتاجية حجمها (N) وأن أحتمال وجود (X) معيب فيها هو $[b(X,N,p]$، وثالثاً تسحب عينة عشوائية (n) من الدفعة (N) وتفحص، وأن أحتمال الحصول على (x) معيب في هذه العينة هو $[b(x,n,p]$، وعليه فأن الأحتمال المشترك لنتائج عملية المعاينة سيكون:

$$pr(p,X,x)dp = [w(p)dp]b(X,N,p)h(x,n,X,N) \qquad (1)$$

$$pr(p,X,x)dp = [w(p)dp]b(y,N-n,p)b(x,n,p) \qquad (2)$$

علماً بأن $[y = X - x]$, وحيث أن معدل النوعية متغير عشوائي من دفعة أنتاجية الى أخرى طبقاً للتوزيع الأولي $w(p)$ فأن الدالة الأحتمالية:

$$bw(X,N) = \int_0^1 b(X,N,p)w(p)dp \qquad (3)$$

تسمى توزيع ثنائي الحدين المختلط $(Mixed\ Binomial\ Distribution)$، وحيث أن قيم (p) غير مشاهدة لذلك لا بد من الأستدلال على توزيع (p) من القيم المشاهدة لـ $(X|N)$أو $(x|n)$ وعندما تكون (N) كبيرة فأن توزيع القيم $(X|N)$ سيكون قريب من توزيع (p)، وعليه فأن متوسط وتباين توزيع النوعية للدفعات سيمثل بدلالة القيم المناظرة له من توزيع متوسط النوعية للعملية الأنتاجية وأن المتوسط $[E(p) = \overline{p}]$ والتباين هو $[v(p)]$ وهذه تؤدي الى:

$$E(X|N) = \overline{p}$$

$$v(X|N) = v(p)(N-1)|N + \overline{p}\,\overline{q}|N$$

ويلاحظ أيضاً أن توزيع (x) وتوزيع (y) كلاهما هو $(mixed\ Binomial)$ أي أن:

$$pr(x) = bw(x,n) \qquad (4)$$

$$pr(y) = bw(y,N-n) \qquad (5)$$

وحيث أن توزيع ثناني الحدين المختلط لنوعية الدفعة المنتجة يتميز بأنه يكون نفسه للعينة المسحوبة من نفس الدفعة $(reproduced)$، وعليه فأن الأستدلال عن نسب المعيب (p) يمكن أن يتم بواسطة فحص المعاينة بدلاً من الفحص الشامل الذي يعتبر مكلف ويحتاج الى وقت وجهد، ويبدو غير مجدي في حالات الفحص التدميري الذي يؤدي الى كلف الوحدة عند فحصها، لذلك تبدو عملية الفحص بالعينة أفضل طالما أنها تعطي نفس النتائج.

من المعادلة (2) يمكن الحصول على التوزيع المشترك للمتغيرين (x,y) وهو:

$$p(x,y) = \int_0^1 b(x,n,p)\, b(y,N-n,p) w(p) dp \qquad (6)$$

وبناءاً عليه يكون التوزيع اللاحق لـ (y) بوجود (x) (علماً بأن x معلومة) هو:

$$pr(y|x) = p(x,y)|pr(x) \qquad (7)$$

وهذا التوزيع يصف التغير في (y) من عينات تحتوي على (x) معيب، وهذا يعتبر أداة رئيسية للأستدلال عن (y) من (x)، وأن نسبة المعيب المتوقعة في الكمية المتبقية من الدفعة اذا علمنا أن العينة فيها نسبة معيب تساوي $(x|n)$ هو:

$$p_n(x) = E\{y|(N-n)|x\} \qquad (8)$$

وسوف نتناول أيضاً التوزيع اللاحق (p) لقيم (x) المعطاة وسوف نرمز له:

$$w(p|x,n) = f(p|x,n)$$

وطبقاً لما تقدم تكون هناك علاقة بين التوزيعات هي:

$$f(p)b(x,n,p) = bw(x,n) f(p|x,n) \qquad (9)$$

وبالتعويض في المعادلة (6) نحصل على:

$$f(y|x) = \int_0^1 b(y, N-n, p)\, w(p|x)dp \qquad (10)$$

ومن هنا يتضح أن التوزيع الشرطي للمتغير (y) هو أيضاً توزيع ثناني حدين مختلط، باعتبار التوزيع اللاحق $f(p|x)$ هو الوزن الذي رجحت به دالة توزيع المتغير (y).

ويمكن أيجاد متوسط التوزيع اللاحق $[p_n(x) = E(p|x)]$ من:

$$p_n(x) = \int_0^1 p\, f(p|x, n)\, dp \qquad (11)$$

ويمكن أستخدام $p_n(x)$ وهو متوسط التوزيع اللاحق كتقدير لنسبة المعيب في الكمية المتبقية من اللاحق $(N-n)$ بعد سحب العينة (n) ونلاحظ أن $p_n(x)$ هو دالة متزايدة من (x) ودالة متناقصة من (n) وأن:

$$p_n(x) < p_{n+1}(x+1)$$

وأذا أفترضنا أن (pr) هي النقطة الحرجة لمستوى النوعية أي قيمة (p) التي لا يمكن الفصل عندها بين قراري القبول والرفض، حيث يقبل المنتوج عندما تكون نوعية الدفعة $(p \le pr)$ ويرفض عندما تكون نوعية المنتوج أو الدفعة $(p > pr)$ وبما أن (p) غير معلومة بالأمكان تقديرها بطرائق التقدير المختلفة بأستخدام دالة التوزيع اللاحق $f(p|x)$ وسوف نوضح هذا التوزيع حيث أن:

$$X \sim b(X, N, p)$$

$$x \sim b(x, n, p)$$

وأن (p) متغير عشوائي يتبع توزيع بيتا بالمعلمات (s, t) وأن:

$$E(X|N) = \overline{p}$$

$$v(X|N) = v(p)(N-1)|N + \overline{p}\,\overline{q}|N \qquad (12)$$

$$f(p) = \beta(p, s, t) = \frac{p^{s-1}q^{t-1}}{\beta(s,t)} \qquad (13)$$

$$t > 0 \quad s > 0 \quad 0 < p < 1$$

علماً أن المشاهدة $\beta(s,t)$ توزيع نسب المعيب:

$$\beta(s,t) = \frac{\Gamma(s)\Gamma(t)}{\Gamma(s+t)}$$

وأن متوسط التوزيع الأولي:

$$E(p) = \overline{p} = \frac{s}{s+t}$$

وأن تباين هذا التوزيع هو:

$$v(p) = \overline{p}\,\overline{q}/(s+t+1)$$

$$v(p) = \overline{p}^2\,\overline{q}/(s+\overline{p}) \qquad (14)$$

وبدلاً من المعلمات (s,t) سوف نستخدم $(s,\overline{p})$ لأن $(\overline{p})$ يمثل مستوى معدل النوعية وأن (s) هي معلمة الشكل وعندما تكون $(s \leq 1)$ فأن دالة بيتا $(Beta)$ تكون متناقصة وعندما $(s > 1)$ فأن منحني بيتا يأخذ شكل الجرس $(bell - shaped)$، وطبقاً لتوزيع بيتا لمعدل النوعية فأن توزيع النوعية للدفعات المنتجة سيكون توزيع مختلط هو $(Beta\ Binomial)$ ويعرف:

$$p(X,N,\overline{p},s) = C_X^N \frac{\beta(s+X,t+N-X)}{\beta(s,t)} \qquad (15)$$

والتي تختصر الى:

$$b(X,N,\overline{p},s) = \frac{C_{s-1}^{s-1+X}\, C_{t-1}^{t-1+N-X}}{C_{s+t-1}^{s+t-1+N}} \qquad (16)$$

ومن هنا نجد أن توزيع عدد الوحدات المعيبة في العينات هو $[b(x,n,\overline{p},s)]$، ومن نسب المعيب نجد أن المتوسط هو:

$$E(x|n) = \overline{p} = \frac{s}{s+t}$$

وأن التباين هو:

$$v(x|n) = (\overline{p}\,\overline{q}|n)(s+t+n)|(s+t+1)$$

$$v(x|n) = (\overline{p}\,\overline{q}|n)(s+n\overline{p})|(s+\overline{p}) \qquad (17)$$

وعليه يكون:

$$v(x|p)|v(p) = \{1 + s|(n\overline{p}) \qquad (18)$$

ويتضح من المعادلة (17) أن تباين نسب المعيب في توزيع $(Beta - Binomial)$ هو أكبر من تباين ذي الحدين $(\overline{p}\,\overline{q}|n)$ ومن تباين متوسط العملية، ويمكن أيضاً من المعادلة (17) أيجاد تقدير لمعلمة الشكل (s) بدلالة $[E(x|n) = \overline{p}]$ و $[v(x|n)]$ وهو:

$$\hat{s} = (n\overline{p})(\overline{p}\,\overline{q} - v)|(nv - \overline{p}\,\overline{q})$$

علماً بأن:

$$v = v(x|n)$$

ومن النتائج الأخرى التي نحصل عليها هو:

1 – أذا كان توزيع الوحدات المعيبة (x) في العينة:

$$x \sim Binomial\,(n, p)$$

2 – أن (p) متغير عشوائي.

$$p \sim Beta\,(p, s, t)$$

فأن التوزيع اللاحق:

$$w(p|x, n) = f(p|x, n)$$

هو أيضاً توزيع (Beta) بالمعلمات $[s + x, t + n - x]$.

$$w(p|x, n) \sim Beta(s + x, t + n - x)$$

ومنه يكون متوسط التوزيع اللاحق:

$$p_n(x) = (s + x)|(s + t + n) = \overline{p}(s + x)|(s + n\overline{p})$$

ويمكن تفسير المعلمات $[s + t, s]$ بأنها عدد الوحدات المعيبة وحجم العينة في المعاينة الأولية والتي تربط مجتمعة مع نتائج عملية فحص المعاينة لكي تعطي عدد المعيب الكلي $(s + x)$ وحجم العينة الكلي $(s + x + n)$ مما يسمح بتقدير متووسط نسب المعيب اللاحق من:

$$p_n(x) = (s + x)|(s + t + n)$$

وكذلك حل المعادلة:

$$pr(y|x) = \int_0^1 b(y, N-n, p)w(p|x, n)dp$$

علماً بأن:

$$w(p|x, n) \sim Beta\ (s+x, n+t-x)$$

نجد أن العلاقة المثلى بين عدد القبول (c) وحجم العينة (n) هو:

$$(s+t+n)pr - s - 1 < c \leq (s+t+n)pr - s$$

$$= npr + s(pr - \overline{p})|\overline{p}$$

4 – الجانب التطبيقي *Application Approach*

البيانات التالية تمثل توزيع النوعية لـ (76) دفعة أنتاجية، أخذت من الشركة العامة لصناعة البطاريات (بطارية بابل 2) من نوع (60 فولت)، وبعد أن يتم الأنتاج يتحول الى قسم السيطرة النوعية لأجراء الفحص النهائي وتحديد قيمة الحد الأقصى لنسبة المعيب في المنتوج النهائي (*Average out Going Quality Level* $(AOQL)$)، وقد لوحظ أن الشركة تعطي ضمانات للمنتوج الخارج من الفحص بالرغم من تحديد $(AOQL)$، وهذه الضمانات تسمح للمواطن من أعادة البطارية في مدة أقصاها ثلاثة أشهر عندئذ تقوم الشركة بأعادة الفحص أو تبديلها أو تصليحها، وأن هذا الأجراء من شأنه أن يؤدي الى تخفيض نسب المعيب عن النسبة المتفق عليها في $(AOQL)$ والبالغة $(p = 0.07)$ وأستكمالاً للجانب التطبيقي سيتم تصميم خطط عينات قبول مفردة (n, c) من خلال كتابة برنامج بلغة (Matlap) ويحقق الشرطان:

$$\left.\begin{aligned} E(d; n, p_0) &\leq \alpha_0 \\ E(d; n, p_1) &\geq 1 - \beta_1 \end{aligned}\right\} \qquad (19)$$

حيث أن (α_0) هي مخاطرة المنتج (وهو أحتمال رفض منتوج جيد)، (β_1) هي مخاطرة المستهلك (وهي أحتمال قبول منتوج رديء)، وقد أعتبرت $(\alpha_0 = 0.05, \beta_1 = 0.10)$، أما مستويات النوعية المختلفة التي أخذت فهي:

$$\overline{p} = 0.01, 0.02, 0.03, 0.04, 0.05, 0.06, 0.07, 0.08$$

جدول (1): التوزيع التكراري وأستخراج القيم المتوقعة.

Classes	O_i	E_i	$(O_i - E_i)^2/E_i$
0.008 – 0.01	5	7.7206	1.7929
0.01 – 0.012	15	8.4379	5.1034
0.012 – 0.014	13	8.4918	2.3933
0.014 – 0.016	9	8.0577	0.1102
0.016 – 0.018	9	7.3158	0.3877
0.018 – 0.02	6	6.4183	0.0273
0.02 – 0.022	4	5.4786	0.3990
0.022 – 0.024	5	4.5728	0.0399
0.024 – 0.026	4	3.7461	0.0172
0.026 – 0.03	3	5.4239	1.0833
0.03 – 0.034	3	3.3600	0.0386
Total	76	76	10.9635

عند مقارنة قيمة (χ^2) الجدولية عند درجة حرية $(m-k-1)$، وأن (k) تمثل عدد المعلمات على أعتبار أن توزيع بيتا له معلمتين، و (m) عدد الفئات وهي (11) فئة. كانت القيمة الجدولية للأختبار $[\chi^2_{(8,0.95)} = 15.507]$ وهي أكبر من القيمة المحسوبة (10.9635)، لذلك نقبل فرضية العدم (H_0):

H_0: توزيع نسب المعيب هو توزيع بيتا

ونرفض الفرضية البديلة (H_1):

H_1: توزيع نسب المعيب لا يتبع توزيع بيتا

ومن البيانات المشاهدة لتوزيع النوعية وجد أن $(\overline{p} = 0.01708)$ وأن $v(p) =)$ $(0.0008442$، وتم تقدير معلمتي توزيع بيتا بطريقة العزوم من المعادلات السابقة ووجد أن $(\hat{s} =$ $2.295535)$ و $(\hat{t} = 132)$، وبعد التأكد من توزيع نسب المعيب المشاهدة لمنتوج بطارية بابل، سيتم تصميم خطط عينات القبول، ونستخرج الخطط من البرنامج الذي أعد لهذا الغرض.

ومن توزيع $(Beta)$ وجد أن:

$$E(p) = \frac{s}{s+t}$$

$$v(p) = \frac{st}{(s+t)^2(s+t+1)}$$

ومن مقدرات العزوم حيث أن:

$$m_1 = E(p) = \frac{s}{s+t}$$

$$m_2 = E(p^2)$$

$$\frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^2}{n} = v(p) - [E(p)]^2$$

$$= \frac{st}{(s+t)^2(s+t+1)} - \frac{s^2}{(s+t)^2}$$

$$= \frac{s}{(s+t)^2}\left[\frac{t}{((s+t+1)} - s\right]$$

والجدول التالي يوضح نتائج خطط المعاينة التي تم تصميمها من خلال تحقق المتباينتين.

جدول (2): خطط (Bayes) لفحص المنتوج نسبة لتوزيع (Beta).

حجم الدفعة N	مستوى النوعية 0.001		مستوى النوعية 0.002		مستوى النوعية 0.003		مستوى النوعية 0.004		مستوى النوعية 0.005	
	n	c	n	c	n	c	n	c	n	c
100	9	2	14	3	17	4	18	5	22	4
200	16	3	28	5	29	4	29	6	36	7
300	25	5	32	6	37	5	39	7	41	9
400	32	6	42	7	45	6	50	8	52	12
500	39	7	51	8	57	8	59	10	61	13
600	43	8	58	9	61	9	69	11	72	14
700	53	10	66	10	69	10	77	14	80	15
800	56	11	71	11	73	12	84	15	88	16
900	61	12	76	13	85	13	88	15	97	17
1000	68	13	80	15	92	15	96	16	101	18
1100	71	13	86	16	99	16	104	17	108	20
1200	76	14	89	18	101	18	113	18	114	22
1300	80	15	92	18	107	18	118	19	116	23
1400	84	16	95	19	111	19	121	20	129	24
1500	88	17	99	20	117	21	126	21	131	26
1600	91	17	94	20	121	21	128	22	136	28
1700	94	18	109	21	120	22	129	24	138	29
1800	97	18	110	22	129	23	131	26	140	30
1900	101	19	115	23	132	24	136	27	146	32
2000	104	20	117	23	137	25	139	27	148	33
2100	109	20	121	24	139	26	140	28	150	34
2200	112	21	126	25	141	27	145	29	156	34
2300	116	22	130	26	145	28	150	30	159	35
2400	119	22	133	26	151	29	158	32	163	36
2500	122	23	139	27	156	30	161	34	168	36

الأستنتاجات

1 – وجد أن نسبة معيب لمنتوج بطارية بابل (60 فولت) هي متغير عشوائي يتغير من دفعة الى أخرى، ويمثل هذا المتغير توزيع $(Beta)$ ذي المعلمتين (s,t).

2 – تم تقدير المعلمتان (s,t) بطريقة العزوم، للحصول على متوسط نسب المعيب في التوزيع اللاحق.

3 – أجري أختبار (χ^2) للبيانات المشاهدة عن نسب المعيب، وتم قبول الفرضية التي تدعي أن توزيع النوعية هو توزيع $(Beta)$.

4 – صممت الخطط وفقاً لتحقق كل من مخاطرة المنتج والمستهلك، وحدد منها عدد القبول (c) وعدد الوحدات (n)، التي تكون العينة التي ينبغي فحصها من الدفعة (N).

References

[1]Aslam, M. and Jun H.ch (2009) , A Group acceptance sampling plans for truncated life test based on the inverse Rayleigh and log-logistic distribution , pak .Journal of statistic ,vol. .25,No 2 , pp107-119 .

[2]Baklizi, A. (2003). "Acceptance Sampling Based on Truncated Life Tests in the Pareto Distribution of the Second Kind"; Advances and Applications in Statistics, (3) (1), 33-48.

[3]Chen, J.W., Li, K.H. and Lam, Y. (2007) "Bayesian single and double variable sampling plans for the Weibull distribution with censoring," European Journal of Operational Research, 177, 1062-1073.

[4] Chiv, W.K. (1974), "A new prior distribution for attributes sampling", Technometrics, 16, 93 – 102.

[5] Dey, S. (2008), " Minimax estimation of the parameter of the Rayleigh distribution under quadratic loss function", Data Science Journal, Vol. – 7 pp. 23 – 30.

[6] Guthrie D. & Jhons, M.V. (1959), "Bayes acceptance sampling procedures for large lots", Ann. Math. Statistics, 30, 896 – 925.

[7]Hald, A. (1981), "Statistical Theory of Sampling Inspection by Attributes", Academic press INC. (London).

[8]Jun, G. H. , Balamurali, S. and Lee, S. H. (2006). "variables sampling plans for Weibull distributed life times under sudden death testing", IEEE, Transactions on Reliability 55, 53 – 58.

[9]K. Rajagopal, A. Loganathan and R. Vijayaraghavan, (2009), " Selection of Bayesian Single Sampling Attributes Plans Based on Polya Distribution", Economic Quality Control ISSN 0940-5151 Vol 24 (2009), No. 2, 179 – 193

[10]Kundu D. & Gupta R. D. (2005), "Bayesian estimation for the generalized Exponential Distribution" Metrica, Vol. 61. 219 – 308.

[11]Lu, W.B. and Tsai, T,R. (2009) "Interval censored sampling plans for the gamma lifetime model," European Journal of Operational Research, 192, 116-124.

[12]Lu, W.B. and Tsai, T,R. (2009) "Interval censored sampling plans for the log-logistic lifetime distribution," Journal of Applied Statistics, 36, 521-536.

[13]M. Aslam, C.-H, Jun and M. Ahmad (2009). A group sampling plan based on truncated life tests for gamma distributed items, *Pakistan Journal of Statistics*, 25, 333-340.

[14]M.Latha and S.Jeyabharathi, (2012), " Selection of Bayesian Chain Sampling Attributes Plans Based On Geometric Distribution", International Journal of Scientific and Research Publications, Volume 2, Issue 7.

[15]Muhammad Aslam, Chi-Hyuck Jun, Y. L. Lio and Munir Ahmad (2011) " Group Acceptance Sampling Plans for the Generalized Rayleigh Distribution" *International Journal of Intelligent Technologies and Applied Statistics Vol.*4, No.3 (2011) pp.355-365.

[16]Rosaiah, K. and Kantam R. R. L. (2005), "Acceptance Sampling based on the inverse Rayleigh distribution", EQC20, 277 – 286.

[17]Suresh, K. K., Latha, M. (2001): Bayesian Single Sampling Plans for a Gamma Prior. Economic Quality Control 16, 93–107.

[18]Tsionas, E. G. (2002), "Bayesian analysis of finite mixtures of Weibull distributions", Commu. Stat. theory method, Vol. 31, No. 1, pp. 37 – 48.

[19] Tsai, T.R. and Lin, C.W. (2010) "Acceptance sampling plans under progressive interval censoring with likelihood ratio," Statistical Papers, 51, 259-271.

[20] Wanbo Lu1, and Tzong-Ru Tsai, (2013), " Bayesian Sampling Plans with Interval Censoring", Proceedings 59th ISI World Statistics Congress, 25-30 August 2013, Hong Kong (Session CPS110).

[21] Zhang, Y. and Meeker, W.Q. (2005) "Bayesian life test planning for the Weibull distribution with given shape parameter," Metrika, 61, 237-249.