

مقدرات الاختبار الأولي لدالة المعولية $R(t)$ للتوزيع الاسي وباستخدام عينات المراقبة من النوع الاول والثاني

زهير عبد الامير الحميري

نظام المعلومات والحاسبات - كلية المنصور الجامعة

جبار عبد ماضي

كلية التربية/ابن الهيثم - جامعة بغداد

الخلاصة

في هذا لبحث اقترح مقدر الاختبار الاولي للدالة المعولية $(R(t))$ للتوزيع الاسي ذو المرحلة الواحدة وباستخدام عينات المراقبة من النوع الاول والثاني. اشتقت معادلات المقدرات المقترحة ودرست عددياً واعطيت بعض النتائج والتوصيات المهمة.

١-المقدمة

يعد التوزيع الاسي واحداً من التوزيعات المهمة في دراسة المشكلات التي يكون الزمن احد عواملها ، خصوصاً في دراسة اختبارات الحياة وتقييمات المعولية حيث يقال للمتغير العشوائي T (الزمن) بأنه يسلك وفق التوزيع الاسي اذا كانت الدالة التجميعية (CDF) للمتغير T هي:

$$F_0(t) = 1 - \exp(-t/\theta), \quad t > 0, \quad \theta > 0, \quad \dots(1)$$

وبهذا تعد مشكلة تقدير معدل الحياة (المعلمة θ) من المشاكل المهمة والتي اهتم بها العديد من الباحثين ، كذلك مشكلة تقدير دالة المعولية $R(t)$ لا يقل اهمية عن مشكلة تقدير معدل الحياة حيث ان:

$$R(t) = P(T > t) = 1 - F_0(t) = \exp(-t/\theta)$$

... (2)

الباحث Thompson (3) افترض توافر بعض المعلومات المسبقة حول المعلمة θ على شكل قيمة اولية (Initial Value) θ_0 ، مقترحاً تقدير المعلمة θ بالصيغة الاتية :

$$\tilde{\theta}_T = \varphi(\hat{\theta}) \hat{\theta} + (1 - \varphi(\hat{\theta})) \theta_0, \quad \dots(3)$$

حيث ان $0 \leq \varphi(\hat{\theta}) \leq 1$ دالة وزن تمثل ثقة الباحث بـ $\hat{\theta}$ وان $\hat{\theta}$ أي مقدر جيد لـ θ . اذا اختيرت $\varphi(\hat{\theta})$ بالشكل التالي :

$$\varphi(\hat{\theta}) = \begin{cases} \psi(\hat{\theta}) & , \text{ if } \hat{\theta} \in R, \\ 1 & , \text{ if } \hat{\theta} \notin R, \end{cases} \quad \dots(4)$$

حيث ان R هو مجال حول θ_0 يتم تكوينه وفق قواعد عدة ، فإن $\tilde{\theta}_T$ يأخذ الشكل التالي والمسعى بمقدر الاختيار الاول :

$$\tilde{\theta}_T = \begin{cases} \Psi(\hat{\theta})\hat{\theta} + (1 - \Psi(\hat{\theta}))\theta_0, & \text{if } \hat{\theta} \in R, \\ \hat{\theta} & \text{if } \hat{\theta} \notin R, \end{cases} \quad \dots(5)$$

لقد درس المقدر $\hat{\theta}$ والمقدران (3) و (5) من قبل عدد كبير من الباحثين نورد منهم : Gendenko (4), Bhattacharya and Srivastava (3), Pandey (6), Sinha (7), Kambo, Handa and Al-Hemyari (1).

ان هدف هذا البحث هو اقتراح عدد من المقدرات لدالة المعولية $R(t)$ ذات الاختبار الاول تعتمد على العينات المراقبة ومن النوعين الاول والثاني (Type I & Type II).

٢- المقدر المقترح $\tilde{R}_1(t)$ باستخدام النوع الثاني من عينات المراقبة (Type II)

لتكن $x_1, \dots, x_2, x_1$ تمثل اوقات اول r_1 من وحدات الفشل وان $n = r_1$ من الوحدات تبقى حتى الوات x_{r_1} . ان مقدر (MLE) هو :

$$\hat{\theta}_1 = \frac{T_1}{r_1}, \quad r_1 \neq 0, \quad T_1 = \sum_{i=1}^n x_i + (n + r_1)x_{r_1}, \quad \dots(6)$$

حيث ان T_1 تمثل مجموع الوقت لبقاء n من الوحدات التي تعمل بشكل جيد قبل انتهاء مدة الانتظار وان $E(\hat{\theta}_1) = 0, \text{Var}(\hat{\theta}_1/\theta) = \frac{\theta^2}{r_1}$ وان $2r_1$ انظر (Sinha (7)) حرية

لقد اقترح الباحث (1) Al-Hemyari المقدر التالي لتقدير المعلمة 0 :

$$\tilde{\theta}_1 = \begin{cases} 0, & \text{if } \hat{\theta}_1 \in R_1, \\ K\hat{\theta}_1 & \text{if } \hat{\theta}_1 \notin R_1, \end{cases} \quad \dots(7)$$

حيث بين ان المقدر $\tilde{\theta}_1$ اعلاء افضل من المقدر الكلاسيكي $\hat{\theta}_1$. وان مقدر MLE للدالة $R(t)$ هو :

$$\hat{R}(t) = e^{-\frac{t}{\hat{\theta}}} \quad \dots(8)$$

ولغرض مقارنة مقدر MLE لدالة المعولية اعلاه (8) مع المقدرات التي سيتم دراستها لاحقاً ، اشتقت المعادلات الآتية للمقدر $\hat{R}(t)$:

$$E(\hat{R}(t)) = \frac{2}{(n-1)!} \left(\frac{nt}{0} \right)^{\frac{r}{2}} Kn \left(2\sqrt{\frac{2nt}{0}} \right), \quad \dots(9)$$

$$MSE(\hat{R}(t)) = \frac{2}{(n-1)!} \left(\frac{2nt}{0} \right)^{\frac{r}{2}} Kn \left(2\sqrt{\frac{2nt}{0}} \right) - \left[\frac{2}{(n-1)!} \left(\frac{nt}{0} \right)^{\frac{n}{2}} Kn \left(2\sqrt{\frac{nt}{0}} \right) \right]^2 \\ + \left[\frac{2}{(n-1)!} \left(\frac{nt}{0} \right)^{\frac{n}{2}} Kn \left(2\sqrt{\frac{nt}{0}} \right) - e^{-\frac{1}{0}} \right]^2. \quad \dots(10)$$

ان المقدر المقترح لدالة المعولية $R(t)$ منرمز له $\tilde{R}_1(t)$ والذي سندرج عليه من تعويض $\hat{\theta}_1$ في $\tilde{R}_1(t)$ بدلا من $\hat{\theta}$ وكما يلي:

$$\tilde{R}_1(t) = \begin{cases} e^{-\frac{1}{\hat{\theta}_1}}, & \text{if } \hat{\theta}_1 \in R_1, \\ e^{-\frac{1}{\bar{\theta}_1}}, & \text{if } \hat{\theta}_1 \in \bar{R}_1, \end{cases} \quad \dots(11)$$

وان R هو مجال التبول (acceptance region) ذو الحجم α لاختبار الفرضية $H_0: 0 = 0$ vs $H_1: 0 \neq 0$ والتي يعدل (2) كما يلي:

$$R_1 = \left[0, \chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}, 2r_1}, \chi^2_{\frac{\alpha}{2}, 2r_1} / 2r_1 \right] \quad \dots(12)$$

حيث ان $\chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}, 2r_1}$ و $\chi^2_{\frac{\alpha}{2}, 2r_1}$ هما الحدان الاعلى والادنى على التوالي لتوزيع مربع كاي بدرجة حرية $2r_1$.

لغرض دراسة المقدر $\tilde{R}_1(t)$ سيتم اشتقاق معادلتى التحيز النسبي والكفاءة النسبية حيث ان معادلة التحيز هي:

$$E(\tilde{R}_1(t) | 0, R) = E(\tilde{R}_1(t) - R(t)) \\ = e^{-\frac{1}{0}} \left\{ e^{\frac{1}{\hat{\theta}_1} - \frac{1}{0}} \left(x^2(2r_1, \bar{b}) - x^2(2r_1, \bar{a}) \right) + e^{\frac{1}{0}} \frac{2}{(r_1-1)!} \left(\frac{r_1}{k} \right)^{r_1-\frac{1}{2}} \left(\frac{t}{0} \right)^{r_1-\frac{1}{2}} \right. \\ \left. \cdot \left[\bar{K}_{r_1-1} \left(2\sqrt{\frac{r_1 t}{k0}} \right) - \bar{K}_{r_1-1} \left(2\sqrt{\frac{r_1 t}{k0}} \right) - 1 \right] \right\} \quad \dots(13)$$

كما ان معادلة الكفاءة النسبية للمقدر المذكور اعلاه تعرف كما يلي:

$$EF(\tilde{R}_1(t)/\theta, R) = \frac{MSE(\hat{R}(t)/\theta)}{MSE(\tilde{R}_1(t)/\theta, R)}$$

$$= e^{-2t/\theta} \left\{ e^{2t/\theta} \frac{2}{(n-1)!} (2n)^{n-1/2} \left(\frac{t}{\theta} \right)^{n-1/2} \left[K_{n-1} \left(2\sqrt{2nt/\theta} \right) - 2e^{-t/\theta} \left(\frac{1}{2} \right)^{n-1/2} K_{n-1} \left(2\sqrt{nt/\theta} \right) \right] + 1 \right\} /$$

$$e^{-2t/\theta} \left\{ \left(e^{-2t/\theta} \left(\frac{1}{k} \right)^{n-1} - 2e^{-t/\theta} \left(\frac{1}{k} \right)^{n-1} \right) \left(\chi^2(2r_1, \bar{b}) - \chi^2(2r_1, \bar{a}) \right) + 2e^{-2t/\theta} \left(\frac{1}{r_1-1} \right)! \left(\frac{2r_1}{k} \right)^{n-1/2} \left(\frac{t}{\theta} \right)^{n-1/2} \right\}$$

$$\times e^{\left(K_{n-1} \left(2\sqrt{2r_1 t/k\theta} \right) - \bar{K}_{n-1} \left(2\sqrt{2r_1 t/k\theta} \right) \right) - 2e^{-t/\theta} \left(\frac{1}{2} \right)^{n-1/2} \left(K_{n-1} \left(2\sqrt{r_1 t/k\theta} \right) - \bar{K}_{n-1} \left(2\sqrt{r_1 t/k\theta} \right) \right) + 1}$$

...(15)

حيث ان:

$$\int_0^a x^{-r} e^{-(ax+b/x)} dx = 2 \left(\frac{a}{b} \right) k_{r+1} (2\sqrt{ab})$$

$$= \sum_{r=0}^n \frac{(-1)^r}{2^{n+1}} \frac{t^{n+2r}}{r!(n+r)!}$$

...(16)

وان $K_r(\cdot)$ هي دالة بيزل Bessel function (انظر [9]) المعدلة من الرتبة r

$K_{-r}(\cdot) = K_r(\cdot)$, $n-r-1$, $r=0,1,2,\dots$, $\theta b=nt/$, $a=1$ كما ان

$$\int_a^b x^{-r-1} e^{-\left(\frac{r_1 t}{\theta k}\right)} dx = 2 \left(\frac{r_1 t}{\theta k} \right)^{\frac{r-1}{2}} \bar{K}_{r-1} \left(2\sqrt{\frac{r_1 t}{\sigma_k}} \right)$$

...(17)

وان $K'_r(\cdot)$ هي دالة شبيهة بدالة بيزل اعلاه عدا حدود التكامل ستكون (a, b) وسيتم ايجاد قيم هذه الدالة عدديا كما ان

$$\int_a^{\bar{b}} f_{2r_1}(\chi^2) d\chi^2 = \int_0^{\bar{b}} f_{2r_1}(\chi^2) d\chi^2 - \int_0^a f_{2r_1}(\chi^2) d\chi^2$$

$$= \chi^2(2r_1, \bar{b}) - \chi^2(2r_1, \bar{a})$$

$$\bar{a} = \lambda \left[\chi^2_{1-\alpha/2, 2r_1} \right] \quad , \quad \bar{b} = \lambda \left[\chi^2_{\alpha/2, 2r_1} \right]$$

...(18)

٣- مقياس دالة المعولية $\tilde{R}_2(r)$ باستخدام النوع الاول من عينات المراقبة (TYPE I) :

استكمالاً للبحث سوف تتم دراسة المقدّر المقترح في المبحث السابق حيث سيعتمد على مقياس الاختبار الاولي للتوزيع الاسي باستخدام النوع الاول من العينات (TYPE I) او العينة (n, c, T) والتي لها عدد من الوحدات توضع تحت الاختبار واي وحدة تفشل تستبدل بوحدة جديدة مشابهة للوحدة القديمة وان T يمثل زمن العينة التي تستمر مشاهداتها تحت التجربة (أي تحت الفحص) لمدة من الوقت مقدارها T (ساعة) و n يمثل عدد الوحدات الكلي التي توضع تحت الاختبار .

ليكن $x_1, x_2, \dots, x_r$ يمثل ازمان الوحدات الفاشلة ذات العدد r_2 و r_2 متغير عشوائي متقطع

(dr.v) .

ان مقدار دالة الامكان الاعظم لدالة المعولية يكون :

$$\hat{R}(t) = e^{-nt/t_0}$$

حيث ان $\hat{\theta}_2$ مقدّر لـ (MLE) للمعلمة θ هو :-

$$\hat{\theta}_2 = \begin{cases} \frac{n \cdot t}{r_2} & , \text{ if } r_2 \geq 1, \\ nT & , \text{ if } r_2 = 0, \end{cases} \quad \dots(19)$$

وان $\hat{\theta}_2$ متغير عشوائي يتبع توزيع (Poisson) الاتي :

$$p(\hat{\theta}_2/\theta) = \begin{cases} e^{-nT/\theta} & \text{if } r_2 = 0 \\ \left(\frac{nT}{\theta}\right)^{r_2} e^{-nT/\theta} / r_2! & \text{if } r_2 \geq 1 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad \dots(20)$$

ان مقدّر الاختبار الاولي للمعلمة θ كما درس في (2) له الصيغة التالية :

$$\tilde{\theta}_2 = \begin{cases} \theta_2 & \text{if } \hat{\theta}_2 \in R_2 \\ k\hat{\theta}_2 & \text{if } \hat{\theta}_2 \in \bar{R}_2 \end{cases} \quad \dots(21)$$

حيث ان R_2 هو :

$$R_2 = \left[\sigma : (\sigma - \sigma_*)^2 \leq \text{MSE} \left(\hat{\sigma} / \sigma_* \right) \right]$$

وبالتبسيط نحصل :

$$R_2 = \left[\left[0, \left(1 - \left[1 + e^{-nT/\theta_*} \left[\left(\frac{nT}{\theta_*} \right)^2 - \frac{2nT}{\theta_*} + G_1 \left(\frac{nT}{\theta_*}, \infty \right) - 2G_1 \left(\frac{nT}{\theta_*}, \infty \right) \right] \right)^2 \right] \right] \left[0, \left(1 - \left[1 + e^{-nT/\theta_*} \left[\frac{nT}{\theta_*} - \frac{2nT}{\theta_*} + G_2 \left(\frac{nT}{\theta_*}, \infty \right) - 2G_2 \left(\frac{nT}{\theta_*}, \infty \right) \right] \right)^2 \right] \right] \right] \quad \dots(22)$$

$$C\left(\frac{nT}{0}, \infty\right) = \sum_{r_1=1}^m \left(\frac{nT}{0}\right)^{r_1-1} / r_1! (r_1!) \quad j = 0, 1, 2. \quad \dots (23)$$

لاي عدد صحيح موجب m

وبهذا يكون مقدر الاختبار الاولي المقترح للدالة $R(t)$ بالاعتماد على المقدر (17) اعلاه كما يلي:-

$$\tilde{R}_2(t) = \begin{cases} e^{-t/0} & \text{if } \hat{0}_2 \in R, r_2 \geq 0 \\ e^{-tr_2/KnT} & \text{if } \hat{0}_2 \in \bar{R}, r_2 \geq 1 \\ 0 & \text{if } \hat{0}_2 \in \bar{R}, r_2 = 0 \end{cases} \quad \dots (24)$$

ان معادلتى التحيز والكفاءة النسبية للمقدر $\tilde{R}_2(t)$ هما:

$$B(\tilde{R}_2(t)/0, R) = e^{-t/0} - e^{-t/0} + \sum_{r_2=1}^{\infty} \frac{1}{r_2!} \left(\frac{nT}{0}\right)^{r_2} e^{-\left(\frac{r_2}{KnT} + \frac{nT}{0}\right)} - \sum_{r_2=1}^{\infty} \frac{1}{r_2!} \left(\frac{nT}{0}\right)^{r_2} e^{-nT/0} + e^{-\left(\frac{1}{KnT} + \frac{nT}{0}\right)} - e^{-\left(\frac{1}{0} + \frac{nT}{0}\right)} \quad \dots (25)$$

ولتحقيق السهولة في عملية الاشتقاق سيتم استخدام المقدر $\tilde{\theta}_3$ انظر (2) بدلا من المقدر $\hat{\theta}_2$ وهو:-

$$\hat{\theta}_3 = \frac{nT}{r_2+1} \quad \text{if } r_2 \geq 0 \quad \dots (26)$$

سنعزل مقدر الاختبار الاولي للمعلمة θ في هذه الحالة كما يلي:-

$$\hat{\theta}_3 = \begin{cases} 0_0 & , \text{if } \hat{\theta}_3 \in R_2 \\ Kn\hat{\theta}_3 & , \text{if } \hat{\theta}_3 \in \bar{R}_2 \end{cases} \quad \dots (27)$$

وان مقدر المعولية $R(t)$ والذي سيعتمد على المقدر في الفقرة (24) اعلاه هو:

$$\tilde{R}_3(t) = \begin{cases} e^{-t/0_0} & , \text{if } \hat{\theta}_3 \in R_2, r_2 \geq 0, \\ e^{-t(r_2+1)/KnT} & , \text{if } \hat{\theta}_3 \in \bar{R}_2, r_2 \geq 1 \end{cases} \quad \dots (28)$$

حيث ان R_2 كما ورد في العلاقة (18).

ان معادلتى التحيز والكفاءة النسبية للمقدر $\tilde{R}_3(t)$ تكون كما يلي:-

$$B(\tilde{R}_3(t)/\theta, R) = e^{-t/0} - e^{-t/0} + \sum_{r_2=1}^{\infty} \frac{1}{r_2!} \left(\frac{nT}{0}\right)^{r_2} e^{-\left(\frac{(r_2+1)}{KnT} + \frac{nT}{0}\right)} - \sum_{r_2=1}^{\infty} \frac{1}{r_2!} e^{-t/0} \left(\frac{nT}{0}\right)^{r_2} e^{-nT/0} \quad \dots (29)$$

$$E\tilde{R}_3(t|0, R) = \frac{\left\{ \sum_{i_2=0}^{\infty} \frac{1}{i_2!} \left(\frac{nT}{\theta} \right)^{i_2} e^{-\left(\frac{2i_2+1}{nT} + \frac{nT}{\theta} \right)} - 2 \sum_{i_2=0}^{\infty} e^{-\frac{nT}{\theta}} \left(\frac{nT}{\theta} \right)^{i_2} e^{-\left(\frac{i_2+1}{nT} + \frac{nT}{\theta} \right)} e^{-\frac{nT}{\theta}} \right\}}{\left\{ e^{-\frac{nT}{\theta}} - 2e^{-\frac{nT}{\theta}} e^{-\frac{nT}{\theta}} + e^{-\frac{nT}{\theta}} + \sum_{i_2=1}^{\infty} \frac{1}{i_2!} \left(\frac{nT}{\theta} \right)^{i_2} e^{-\left(\frac{2i_2+1}{nT} + \frac{nT}{\theta} \right)} - 2 \sum_{i_2=1}^{\infty} e^{-\frac{nT}{\theta}} \frac{1}{i_2!} \left(\frac{nT}{\theta} \right)^{i_2} e^{-\left(\frac{i_2+1}{nT} + \frac{nT}{\theta} \right)} - \sum_{i_2=1}^{\infty} \frac{1}{i_2!} \left(\frac{nT}{\theta} \right)^{i_2} e^{-\left(\frac{i_2+1}{nT} + \frac{nT}{\theta} \right)} \right\}}$$

... (30)

ملاحظة:- ان قيمة $0 < K < 1$ الواردة في جميع المقدرات تم تحديدها وفق الصيغة المقترحة التالية:-

$$K = 1 - \frac{\int_0^{\theta} (\hat{\theta} - \theta_0)^2 f(\hat{\theta} | \theta_0) d\hat{\theta}}{\int_0^{\infty} (\hat{\theta} - \theta_0)^2 f(\hat{\theta} | \theta_0) d\hat{\theta}}$$

... (31)

٤ - النتائج العددية : (Numerical Results)

لقد درست معادلات التحيز والكفاءة النسبية للمقدرات $I=1,2,3$ ومن خلال تناول الاوابت الاتية

النسبة للمقدر $\tilde{R}_1(t)$:-

$$\alpha = 0.01, 0.05, 0.1, 0.2, \quad n = 6, 8, 10, 12,$$

$$\frac{1}{\theta} = \left(\frac{1}{9} \right) \left(\frac{1}{9} \right) \left(\frac{18}{9} \right), \quad K = 0.1(0.1)1.0,$$

$$\lambda = 0.1(0.1)0.9$$

بالنسبة للمقدين $\tilde{R}_2(t), \tilde{R}_3(t)$:-

$$q = \left(\frac{nT}{\theta} \right) = 1, 5, 2, 2, 5, 3, 3, 5, 4, \quad K = 0.1(0.1)1.0,$$

$$\frac{1}{\theta} = (39/9)(3/9)(72/9), \quad \lambda = 0.1(0.1)1.3,$$

ومن ملاحظة النتائج الخاصة بالكفاءة النسبية والتحيز للداول $\tilde{R}_i(t)$, $i=1,2,3$ المبينة في الجداول الاتية

عشر المرفقة طياً :-

١. يتميز المقدر $\tilde{R}_1(t)$ بكفاءة نسبية أعلى من المقدرات الكلاسيكية عندما $\lambda \approx 1$ ثم تتناقص تلك الكفاءة كلما ابتعدنا عن ذلك الجوار .

٢. ان الكفاءة النسبية للمقدر $\tilde{R}_1(t)$ تكون دالة متناقصة لـ α اعطت اعلى كفاءة نسبية .

٣. ان اعلى قيمة للكفاءة النسبية كانت عندما $\frac{1}{\theta} = 3/9$.

٤. ان قيم الكفاءة النسبية للمقدر $\tilde{R}_1(t)$ على قيمة K المحسوبة نظرياً وفق العلاقة (28) افضل من بعض القيم التجريبية لـ K .

٥. ان قيم التحيز تكون دالة متزايدة بالنسبة لحجم العينة (n) وقد بينت تلك النتائج انها معقولة في جوار θ_0 .

٦. اما بالنسبة للمقدر $\tilde{R}_2(t), \tilde{R}_3(t)$ فانهما يتميزان بكفاءة نسبية عالية جداً بالمقارنة مع المقدرات الكلاسيكية $\hat{R}_2(t), \hat{R}_3(t)$ وتكون الكفاءة اعلى مايمكن عندما $\lambda \approx 1$ ثم تتناقص كلما ابتعدنا عن ذلك الجوار .

٧. ان اعلى قيم لكفاءة النسبية للمقدر $\tilde{R}_2(t)$ نحصل عليها عندما $\frac{1}{\theta} = 69/9$ ونقل الكفاءة النسبية كلما كانت $\frac{1}{\theta}$ اكبر او اصغر من $69/9$ خارج الجوار $0.1 \leq K \leq 0.5$.

٨. ان اعلى قيم الكفاءة النسبية بالنسبة للمقدر $\tilde{K}_3(t)$ نحصل عليها عندما $t/0 = 72/9$ ونقل الكفاءة النسبية كلما كانت $t/0$ اكبر او اصغر من $72/9$ خارج الجوار $0.1 \leq K \leq 0.3$.
٩. ان قيمة الكفاءة النسبية تكون دالة معبرة بالنسبة الى q وان اعلى قيمة للكفاءة تكون عندما $q=3.5$.
١٠. ان التحيز دالة متزايدة بالنسبة الى q وعندما $\lambda \cong 1$ وتبين النتائج انها معقولة في جوار 0 .

المصادر

- (١) Al-Hemyari , Z.A. and Al-Jebori , A.N. , (1995) Pretest Estimator of the variance of normal distribution Proc. 7th Conf. ISA-P-I.
- (٢) Al-Hemyari , Z.A. (1999). Pretest procedure for life testing and reliability evaluation .J. college of Education , Must. University , No. 2 , P:55.
- (3) Bhattacharya S. K. & Srivastara , V.K. (1974). A preliminary test procedure in life testing. J. Amar.Statist. Assoc. 69, 726-729.
- (٤) Gendenko , B.V, Belyayev , Ku, K. And Solovyev , A. D. (1969). Mathematical Methods of Reliability Theory. Academic press.
- (5) Kambo , N.S. Handa B.R. and AL-Hemyari Z.A. (1990). On Shrunked Estimators for Exponential scale parameter. J. of Statistical Planning and Inference. 24 , p. 78
- (6) Pandey, B.N. (1979). On Shrinkage Estimation of normal population variance. Commun. Statist. Theor. Math , A8(4) , pp . 539-365 .
- (7) Sinha , S.K. (1986) . Reliability and life testing . Wiley Eastern limited .
- (8) Thompson, J.R. (1986). some shrinkage techniques for Estimating the mean .J. Amer . Statist . Assoc ., 63,pp.-953-963.
- (٩) Watson, G.N. (1952), "A treatise on the Theory of Bessel Functions", Cambridge University Press .

Abstract

In this paper we shall propose some preliminary test estimators for reliability function of exponential distribution when censored samples data are available. In the present paper we shall study the expressions for the bias, mean squared error and efficiency of preliminary test estimators with two types of censored data. Finally numerical results and comparisons for the estimators developed in this paper have been reported.

λ	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
n									
6	0.293	0.279	0.325	0.354	0.434	0.503	0.565	0.567	0.559
8	0.942	0.949	0.970	1.031	1.230	1.489	1.710	1.742	1.604
10	0.997	0.998	1.008	1.070	1.241	1.546	1.884	1.996	1.814
12	0.999	1.000	1.005	1.048	1.196	1.510	1.948	2.184	1.986

$\alpha=0.05, k=0.15, v\sigma=3/9, \lambda=0.1(0.1)0.9$ عتسا $\bar{R}_1(t)$ بين الكفاءة النسبية للفتن (1) جدول رقم

λ	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
n									
6	0.291	0.314	0.317	0.354	0.402	0.472	0.536	0.569	0.559
8	0.942	0.948	0.951	1.016	1.145	1.356	1.596	1.740	1.703
10	0.997	0.997	1.004	1.043	1.161	1.392	1.712	1.959	1.941
12	0.999	0.999	1.002	1.029	1.126	1.351	1.720	2.086	2.128

$\alpha=0.1, k=0.15, v\sigma=3/9, \lambda=0.1(0.1)0.9$ عتسا $\bar{R}_1(t)$ بين الكفاءة النسبية للفتن (2) جدول رقم

λ	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
n									
6	0.288	0.312	0.309	0.339	0.375	0.425	0.485	0.534	0.552
8	0.940	0.947	0.955	0.983	1.071	1.220	1.422	1.611	1.687
10	0.997	0.997	1.000	1.022	1.095	1.250	1.494	1.765	1.903
12	0.999	0.999	1.001	1.015	1.073	1.278	1.481	1.824	2.045

$\alpha=0.2, k=0.15, v\sigma=3/9, \lambda=0.1(0.1)0.9$ عتسا $\bar{R}_1(t)$ بين الكفاءة النسبية للفتن (3) جدول رقم

جدول رقم (7) بين الكفاءة النسبية للمعلم $\hat{R}_3(t)$ عسما $\lambda=0.1(0.1)1.3$ ، $k=0.1$ ، $t\sigma=54/9$ ، $\lambda=0.1(0.1)1.3$

λ	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	1.0	1.1	1.2	1.3
0.1	0.495	0.495	0.495	0.495	0.496	0.506	0.552	0.606	1.070	1.373	0.712	0.202	0.075
0.2	1.243	1.243	1.243	1.243	1.247	1.270	1.307	1.344	2.703	4.202	1.610	3.522	0.187
0.3	3.449	3.449	3.449	3.449	3.458	3.516	3.733	4.344	5.703	7.193	4.370	1.715	0.673
0.4	3.675	3.675	3.675	3.675	3.683	3.699	4.015	4.278	4.732	5.083	4.357	2.617	1.310
0.5	2.594	2.594	2.594	2.594	2.595	2.602	2.629	2.639	2.784	3.849	2.709	2.208	1.514

جدول رقم (8) بين الكفاءة النسبية للمعلم $\hat{R}_3(t)$ عسما $\lambda=0.1(0.1)1.3$ ، $k=0.2$ ، $t\sigma=54/9$ ، $\lambda=0.1(0.1)1.3$

λ	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	1.0	1.1	1.2	1.3
0.1	0.495	0.495	0.495	0.495	0.496	0.503	0.552	0.683	1.070	1.373	0.742	0.203	0.075
0.2	1.243	1.243	1.243	1.243	1.248	1.276	1.336	1.726	2.705	4.207	1.371	0.522	0.187
0.3	3.452	3.452	3.452	3.452	3.460	3.515	3.736	4.354	5.710	7.184	4.575	1.726	0.673
0.4	3.874	3.874	3.874	3.874	3.878	3.903	4.014	4.277	4.732	5.081	4.365	2.616	1.340
0.5	2.584	2.584	2.584	2.584	2.585	2.593	2.619	2.679	2.773	2.833	2.698	2.201	1.511

جدول رقم (9) بين الكفاءة النسبية للمعلم $\hat{R}_3(t)$ عسما $\lambda=0.1(0.1)1.3$ ، $k=0.3$ ، $t\sigma=54/9$ ، $\lambda=0.1(0.1)1.3$

λ	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	1.0	1.1	1.2	1.3
0.1	0.496	0.496	0.496	0.496	0.499	0.509	0.554	0.683	1.077	1.382	0.746	0.203	0.075
0.2	1.246	1.246	1.246	1.246	1.251	1.279	1.331	1.734	2.719	4.231	1.376	0.522	0.187
0.3	3.107	3.107	3.107	3.107	3.115	3.141	3.336	3.812	4.805	5.824	3.339	1.636	0.652
0.4	2.765	2.765	2.765	2.765	2.767	2.782	2.803	2.864	2.915	2.943	2.966	2.677	1.177
0.5	1.569	1.569	1.569	1.569	1.570	1.572	1.583	1.584	1.587	1.589	1.610	1.419	1.056

λ	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	1.0
n										
6	-0.717	-0.713	-0.680	-0.606	-0.525	-0.476	-0.467	-0.483	-0.501	-0.503
8	-0.717	-0.715	-0.694	-0.625	-0.527	-0.455	-0.439	-0.468	-0.514	-0.550
10	-0.717	-0.717	-0.704	-0.645	-0.538	-0.441	-0.405	-0.437	-0.501	-0.562
12	-0.717	-0.717	-0.710	-0.663	-0.555	-0.436	-0.377	-0.402	-0.476	-0.557

جدول رقم (١٥) بين التحيز للمعنى $\bar{P}_1(0)$ حسب $\lambda=0.1(0.1)1.0$ ، $\nu=3/9$ ، $k=0.01$ ، $\alpha=0.01$

λ	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	1.0	1.1	1.2	1.3
n													
1.5	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009
2	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009
2.5	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009
3	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009
3.5	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009

جدول رقم (١١) بين التحيز للمعنى $\bar{P}_1(0)$ حسب $\lambda=0.1(0.1)1.3$ ، $\nu=6/9$ ، $k=0.4$

λ	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	1.0	1.1	1.2	1.3
n													
1	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009
2	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009
2.5	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009
3	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009
3.5	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009
4	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0009

جدول رقم (١٢) بين التحيز للمعنى $\bar{P}_1(0)$ حسب $\lambda=0.1(0.1)1.3$ ، $\nu=6/9$ ، $k=0.3$ ، $\alpha=0.01$