افضل تقدير لمعولية توزيع ويبل ذي المعلمتين

صادق مولى جعفر* بيداء اسماعيل عبد الوهاب**
انتصار عبيد حسون***

تاريخ قبول النشر 15 /4 /2009

الخلاصة:

يتناول هذا البحث أستخدام المحاكاة في تقدير معلمتين الشكل والقياس ومن ثم دالة المعولية لتوزيع ويبل ذي المعلمتين (α , ß) ، وقد أعتمدت طريقة الامكان الاعظم وطريقة وايت ، في تقدير المعلمات وبالتالي طبقت المحاكاة في توليد البيانات لحجوم عينات ثلاث هي n=10,70,150 وكررت التجربة (R=500) ، وأجريت المقارنه بين المقدرات من خلال المقياس الاحصائي Mean Square Error كما هو موضح في متن البحث .

الكلمات مفتاحية: توزيع ويبل , المعولية , طريقة الامكا ن الاعظم , طريقة وايت , طريقة نيوتن-رافسون , المحاكاة .

المقدمة

إن الاهتمام الواسع والمتزايد بدراسة موضوع المعوليه ، يعود الى التطور التكنلوجي و التقني السريع وأستخدام الانظمة الالكترونية المعقدة في مختلف المجالات .

وعلى هذا الاساس فان دراسة موضوع المعولية والربط بين الجانبين النظري والتطبيقي أمر له أهمية كبيرة ، لأن يعد المؤشر لبيان مدى كفاءة وقدرة الماكنة والنظام على العمل من دون اعطال لمدة زمنية طويلة ، مما يؤدي الى تقويم عمل المكائن والانظمة المختلفة واستغلالها الاستغلال الامثل لغرض زيادة انتاجية هذه الانظمة كماً ونوعاً وكذلك يساهم في التطوير الهندسي لهذه الانظمة .

ومن هنا جاء هدف البحث في الوصول الى مقدرات دالة المعولية لتوزيع ويبل ذي المعلمتين من خلال دراسة طريقتين في تقدير دالة معوليه التوزيع المذكور ، وقد تم أستعمال أسلوب المحاكاة (Simulation) وأستخدام المقياس الاحصائي متوسط مربعات الخطأ (MES) للمقارنة بين طريقتي التقدير وهما طريقة الامكان الاعظم وطريقة وايت .

هدف البحث

يهدف البحث الى تقدير معولية توزيع ويبل ذي المعلمتين والوصول الى افضل مقدر بواسطة المحاكاة ، والمقارنه بين مقدري الامكان الاعظم ومقدر وايت بواسطة متوسط مربعات الخطأ التجريبي وفق برامج خاصة اعدت لهذا الغرض .

الجانب النظري [1 , 2 , 3 , 4 , 5 , 6 , 7]

توزيع ويبل ذي المعلمتين : Two Parameter Weibull Distribution

يعد توزيع ويبل من أهم التوزيعات المستخدمة بشكل واسع في تطبيقات المعولية واختبارات الحياة ،

أما دالة الكثافة الاحتمالية لهذا التوزيع فهي :

$$£(t,\alpha,\beta)=\frac{\alpha}{\beta}t^{\alpha-1}e^{-\frac{t^{\alpha}}{\beta}} \quad t>0 \quad \ldots(1)$$
$$=0 \qquad O.W$$

حيث أن :

$\alpha > 0$ تمثل معلمة الشكل Shape Parameter

$ß > 0$ تمثل معلمة القياس Scale Parameter

وتكون دالة التوزيع التجميعية (c. d. f.) كما يأتي :

$$F(t)=\Pr(T\le t)=\int_0^t f(u)du$$

$$=1-\exp\left[-\frac{t^{\alpha}}{\beta}\right] \quad \ldots\ldots(2)$$

وكذلك فأن دالة البقاء

$$R(t)=1-F(t)=\exp\left[-\frac{t^{\alpha}}{\beta}\right] \ldots\ldots(3)$$

أما دالة المخاطرة (Hazard Function) تكون كما يأتي :-

*قسم علوم الحياة/كلية العلوم / جامعة بغداد
**مركز الحاسبة/كلية الادارة والاقتصاد / جامعة بغداد
*** قسم الرياضيات/كلية التربية / جامعة البصرة

$$h(t) = \frac{f(t)}{R(t)} = \frac{\alpha}{\beta} t^{\alpha-1} \quad \ldots\ldots (4)$$

طرائق تقدير معلمتي توزيع ويبل ذي المعلمتين

طريقة الامكان الاعظم (Maximum Likelihood (ML) Method)

وهي أحدى اهم طرائق التقدير التي تهدف الى جعل دالة الامكان للمتغيرات العشوائية في نهايتها العظمى . ولايجاد القيم التقديرية لكل من معلمتي الشكل والقياس يتم أخذ المشتقات الجزئية لدالة الامكان للمعادلة (1) وكما يأتي

$$L(t_1, t_2, \ldots, t_n, \alpha, \beta) = \left(\frac{\alpha}{\beta}\right)^n \left(\prod_{i=1}^{n} t_i^{\alpha-1}\right) \exp\left(-\frac{\sum_{i=1}^{n} t_i^{\alpha}}{\beta}\right) \ldots$$

$$\frac{\partial LnL}{\partial \alpha} = \frac{n}{\hat{\alpha}} - \frac{\sum_{i-1}^{n} t_i^{\alpha} Lnt_i}{\beta} + \sum_{i=1}^{n} Lnt_i = 0 \ldots (5)$$

$$\frac{\partial LnL}{\partial \beta} = -\frac{n}{\hat{\beta}} + \frac{\sum_{i-1}^{n} t_i^{\hat{\alpha}}}{\hat{\beta}^2} = 0$$

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^{n} t_i^{\hat{\alpha}}}{n} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (6)$$

ولا يمكن حل المعادلة (5) بالطرائق الاعتيادية وذلك بسبب ارتفاع درجة اللاخطية فيها , لذلك يمكن حلها باستخدام أحدى الطرائق العددية لحل المعادلات غير الخطية مثل طريقة نيوتن – رافسون (Newton-Raphson) وعلى النحو الاتي:-

$$\hat{\alpha}_j = \hat{\alpha}_{j-1} - \frac{g(\hat{\alpha}_{j-1})}{g'(\hat{\alpha}_{j-1})}$$

$$g'(\hat{\alpha}) = \frac{\sum_{i-1}^{n} t_i^{\hat{\alpha}} Lnt_i}{\sum_{i-1}^{n} t_i^{\hat{\alpha}}} - \frac{1}{\hat{\alpha}} - \frac{\sum_{i=1}^{n} Lnt_i}{n} \ldots (7)$$

$$g'(\hat{\alpha}) = \frac{\partial g(\hat{\alpha})}{\partial \hat{\alpha}} = \frac{\sum_{i=1}^{n} t_i^{\hat{\alpha}} \sum_{i=1}^{n} t_i^{\hat{\alpha}} (Lnt_i)^2 - (\sum_{i=1}^{n} t_i^{\hat{\alpha}} (Lnt_i))^2}{\sum_{i=1}^{n} t_i^{\hat{\alpha}}} + \frac{1}{\hat{\alpha}^2} \ldots (8)$$

وبذلك نحصل على تقديرات ML لـ α ومن ثم ß والتي هي تقديرات غا لبا متحيزة عندما تكون العينات صغيرة (أقل من 20) وفي حالة العينات كبيرة تكون التقديرات غير متحيزة[8] .

وبما أن مقدرات الامكان الاعظم تتصف بخاصية الثبات ، لذلك وباستخدام هذه الخاصية نحصل على مقدر الامكان الاعظم لداله المعولية لتوزيع ويبل ذي المعلمتين كما يأتي :-

$$\hat{R}(t) = \exp\left[-\frac{t^{\hat{\alpha}}}{\hat{\beta}}\right] \ldots (9)$$

طريقة وايت White's Method

تعتمد هذه الطريقة في تطبيقها بصورة أساسية على دالة (c . d . f)المبينة في المعادلة (2) في صياغة أنموذج أنحدار خطي بسيط وكما يأتي:

$$F(t) = 1 - e^{-\frac{t^{\alpha}}{\beta}}$$

$$\therefore Ln[Ln[\frac{1}{R(t)}]] = Ln\frac{1}{\beta} + \alpha Lnt_i \quad \ldots (10)$$

أصبح لدينا أنموذج أنحدار خطي :

$$y_i = a + b x_i + r_i \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (11)$$

أذ أن r_i يمثل حد الخطأ i=1,2,……..,n

$$y_i = Ln[Ln[\frac{1}{R(t_i)}]], a = Ln(\frac{1}{\beta}) \ldots\ldots\ldots (12)$$

وأن

$$b = \alpha \quad , \quad x_i = -\ln t_i$$

وباستعمال طريقة المربعات الصغرى (OLS) فان

$$\hat{y}_i = \hat{a} + \hat{b} x_i$$

$$\hat{b}_{LS} = \frac{\sum_{i=1}^{n} yixi - \frac{\sum_{i=1}^{n} xi \sum_{i=1}^{n} yi}{n}}{\sum_{i=1}^{n} X_i^2 - \frac{(\sum xi)^2}{n}} \quad .....(13)$$

$$\hat{a}_{LS} = \bar{y} - \hat{b}_{LS}\,\bar{x}$$

حيث يمكن الحصول على $\hat{\alpha}$ و $\hat{\beta}$ كما يأتي :

$$\left.\begin{aligned} \hat{\alpha} &= \hat{b}_{LS} \\ \hat{\beta} &= e^{-\hat{a}_{LS}} \end{aligned}\right\} ...(14)$$

ومن ثم فان مقدر White لدالة البقاء $\hat{R}(t)$ يكون :

$$\hat{R}(t) = \exp\left[-\frac{t^{\hat{\alpha}}}{\hat{\beta}}\right]$$

المحاكاة [9]

أن استخدام أسلوب المحاكاة في توليد بيانات ذات توزيع معين من أجل أيجاد افضل تقدير لمعلمات هذا التوزيع ، تعتبر من الاساليب المهمه ، ولو أن البيانات التطبيقية تعتبر ذات مغزى افضل ، لكن عملية توليد البيانات وتكرار التجربة بتغير المدخلات المعطاة في كل مرة يساهم في شرح وفهم طبيعة التجربة المعتمدة ، ولذلك سنطبق أسلوب المحاكاة وفق برامج خاصة اعدت لهذا الغرض ، وقد تم اختيار ثلاث نماذج تتضمن قيم مختلفة لمعلمتي الشكل والقياس وكذلك تم اختيار ثلاث حجوم افتراضية لحجم العينه ، وكررت التجربة R=500 ، واعتمد متوسط مربعات الخطأ في المقارنة بين طريقتي التقدير .

حيث تم أختيار ثلاث نماذج

النموذج الاول I / α = 0.8 ß = 0.9

النموذج الثاني II / α = 1.2 ß = 1.5

النموذج الثالث III / α = 2.5 ß = 2

وتم اختيار ثلاث قيم افتراضية لحجم العينه

n = 10 , 70 , 150

وتكرار التجربة R=500 وكانت النتائج موضحة في الجداول التالية والمرقمة من (1) الى (9) .

جدول (1): قيم تقدير معلمة الشكل α ومتوسط مربعات الخطأ لمعلمة الشكل لتوزيع ويبل ذي المعلمتين لكلا الطريقتين ولكافة أحجام العينات ولكافة النماذج لتجربة عدد مكرراتها R=500

النماذج	n	MLE	OLS	MSE(ML)	MSE(OLS)
I	10	0.80252	0.80000	0.00500	0.00000
	70	0.78578	0.80000	0.00107	0.00000
	150	0.78266	0.80000	0.00068	0.00000
II	10	0.80252	1.19999	0.16298	0.00000
	70	0.78578	1.19999	0.17245	0.00000
	150	0.78266	1.19999	0.17454	0.00000
III	10	0.80252	2.49999	2.88643	0.00000
	70	0.78578	2.49999	2.93941	0.00000
	150	0.78266	2.49999	2.94961	0.00000

جدول (2): قيم تقدير معلمة القيا س ß ومتوسط مربعات الخطأ لمعلمة الشكل لتوزيع ويبل ذي المعلمتين لكلا الطريقتين ولكافة أحجام العينات ولكافة النماذج لتجربة عدد مكرراتها R=500

النماذج	n	MLE	OLS	MSE(ML)	MSE(OLS)
I	10	0.8298	0.44930	0.02140	0.2031
	70	0.83783	0.44932	0.00670	0.2031
	150	0.83598	0.44932	0.00536	0.2031
II	10	0.7872	0.30119	0.52293	1.43713
	70	0.79483	0.30119	0.4998	1.43713
	150	0.79308	0.30119	0.50087	1.43713
III	10	0.984	0.08208	1.05545	3.67839
	70	0.99354	0.08208	1.01693	3.67839
	150	0.99135	0.08208	1.01916	3.67839

جـدول (3): قـيم تقـدير دالــة المعوليــة لتوزيــع ويبــل ذي المعلمتـين لكـلا الطـريقتين ولكافـة احجـام العينـات للانمـوذج الاول لتجربة عدد مكرراتها R=500 .

n	ti	Real	MLE	OLS
10	0.1	0.8385	0.8209	0.7028
	0.2	0.7359	0.7114	0.5411
	0.3	0.6544	0.6256	0.4277
	0.4	0.5864	0.5550	0.3433
	0.5	0.5283	0.4953	0.2785
	0.6	0.4779	0.4441	0.2279
	0.7	0.4337	0.3997	0.1877
	0.8	0.3948	0.3608	0.1554
	0.9	0.3601	0.3266	0.1293
70	0.1	0.83853	0.82141	0.70277
	0.2	0.73594	0.71280	0.54111
	0.3	0.65436	0.62803	0.42765
	0.4	0.58635	0.55832	0.34326
	0.5	0.52826	0.49945	0.27852
	0.6	0.47788	0.44891	0.22787
	0.7	0.43374	0.40501	0.18767
	0.8	0.39476	0.36655	0.15540
	0.9	0.36012	0.33263	0.12929
150	0.1	0.83853	0.82048	0.70277
	0.2	0.73594	0.71168	0.54111
	0.3	0.65436	0.62690	0.42765
	0.4	0.58635	0.55724	0.34326
	0.5	0.52826	0.49847	0.27852
	0.6	0.47788	0.44803	0.27852
	0.7	0.43374	0.40424	0.22787
	0.8	0.39476	0.36589	0.15540
	0.9	0.36012	0.33206	0.12929

جـدول (4): قـيم تقـدير دالــة المعوليــة لتوزيــع ويبــل ذي المعلمتـين لكـلا الطـريقتين ولكافـة احجـام العينـات للانمـوذج الثاني لتجربة عدد مكرراتها R=500 .

n	ti	Real	MLE	OLS
10	0.1	0.95880	0.81224	0.81100
	0.2	0.90788	0.69852	0.61799
	0.3	0.85453	0.61010	0.45708
	0.4	0.80090	0.53777	0.33098
	0.5	0.74812	0.47706	0.23570
	0.6	0.69687	0.42526	0.16553
	0.7	0.64756	0.38059	0.11485
	0.8	0.60046	0.34173	0.07885
	0.9	0.55572	0.30770	0.05362
70	0.1	0.95880	0.81273	0.81100
	0.2	0.90788	0.69989	0.61799
	0.3	0.85453	0.61245	0.45708
	0.4	0.80090	0.54102	0.33098
	0.5	0.74812	0.48107	0.23570
	0.6	0.69687	0.42991	0.16553
	0.7	0.64856	0.38572	0.11485
	0.8	0.60046	0.34723	0.07885
	0.9	0.55572	0.31345	0.05362
150	0.1	0.95880	0.81175	0.81100
	0.2	0.90788	0.69872	0.61799
	0.3	0.85453	0.61127	0.45708
	0.4	0.80090	0.53991	0.33098
	0.5	0.74812	0.48006	0.23570
	0.6	0.69687	0.42900	0.16553
	0.7	0.64756	0.38493	0.11485
	0.8	0.60046	0.34654	0.07885
	0.9	0.55572	0.31286	0.05362

جـدول (5): قـيم تقـدير دالــة المعوليــة لتوزيــع ويبــل ذي المعلمتـين لكـلا الطـريقتين ولكافـة احجـام العينـات للانمـوذج الثالث لتجربة عدد مكرراتها R=500 .

n	ti	Real	MLE	OLS
10	0.1	0.99842	0.84652	0.96220
	0.2	0.99109	0.75009	0.80418
	0.3	0.97565	0.67293	0.54851
	0.4	0.95066	0.60813	0.29148
	0.5	0.9154	0.55237	0.11606
	0.6	0.86985	0.50368	0.03346
	0.7	0.81466	0.46073	0.00677
	0.8	0.75109	0.42253	0.00093
	0.9	0.68098	0.38837	0.00008
70	0.1	0.99842	0.84711	0.9622
	0.2	0.99109	0.75160	0.80418
	0.3	0.97565	0.67546	0.54851
	0.4	0.95066	0.61164	0.29148
	0.5	0.91540	0.55677	0.11606
	0.6	0.86985	0.50884	0.03346
	0.7	0.81466	0.46653	0.00677
	0.8	0.75109	0.42887	0.00093
	0.9	0.68098	0.39513	0.00008
150	0.1	0.99842	0.84631	0.96220
	0.2	0.99109	0.75063	0.80418
	0.3	0.99109	0.67447	0.54851
	0.4	0.95066	0.61069	0.29148
	0.5	0.91540	0.55589	0.11606
	0.6	0.86985	0.50806	0.03346
	0.7	0.81466	0.46585	0.00677
	0.8	0.75109	0.42828	0.00093
	0.9	0.68098	0.39463	0.00008

جدول (6): قيم متوسط مربعات الخطأ (MSE) لتقدير دالـة المعوليـة لتوزيـع ويبل ذي المعلمتـين لكـلا الطـريقتين ولكافـة احجــام العينــات للانمــوذج الاول ولتجربــة عــدد مكرراتهــا R=500 .

n	ti	MLE	OLS
10	0.1	0.0022	0.0184
	0.2	0.0035	0.0380
	0.3	0.0043	0.0514
	0.4	0.0047	0.0591
	0.5	0.0049	0.0624
	0.6	0.0049	0.0625
	0.7	0.0048	0.0606
	0.8	0.0047	0.0573
	0.9	0.0044	0.0533
70	0.1	0.00058	0.01843
	0.2	0.00099	0.03795
	0.3	0.00124	0.05139
	0.4	0.00138	0.05909
	0.5	0.00144	0.06236
	0.6	0.00145	0.06250
	0.7	0.00142	0.06055
	0.8	0.00137	0.05729
	0.9	0.00130	0.05328
150	0.1	0.00045	0.01843
	0.2	0.00078	0.03795
	0.3	0.00099	0.05139
	0.4	0.00111	0.05909
	0.5	0.00115	0.06236
	0.6	0.00116	0.06250
	0.7	0.00113	0.06055
	0.8	0.00109	0.05729
	0.9	0.00103	0.05328

جدول (7): قيم متوسط مربعات الخطأ (MSE) لتقدير دالة المعولية لتوزيع ويبل ذي المعلمتين لكلا الطريقتين ولكافة احجام العينات للانموذج الثاني ولتجربة عدد مكرراتها R=500 .

n	ti	MLE	OLS
10	0.1	0.02348	0.02184
	0.2	0.04694	0.08403
	0.3	0.06339	0.15796
	0.4	0.07311	0.22081
	0.5	0.07738	0.26257
	0.6	0.07758	0.28232
	0.7	0.07493	0.28377
	0.8	0.07040	0.27207
	0.9	0.06476	0.25210
70	0.1	0.02164	0.02184
	0.2	0.04375	0.08403
	0.3	0.05918	0.15796
	0.4	0.06816	0.22081
	0.5	0.07194	0.26257
	0.6	0.07189	0.28232
	0.7	0.06916	28377
	0.8	0.06470	0.27207
	0.9	0.05923	0.25210
150	0.1	0.02175	0.02184
	0.2	0.04396	0.08403
	0.3	0.05943	0.15796
	0.4	0.06839	0.22081
	0.5	0.07213	0.26257
	0.6	0.07202	0.28232
	0.7	0.06924	0.28377
	0.8	0.06473	0.27207
	0.9	0.05922	0.25210

جدول (8): قيم متوسط مربعات الخطأ (MSE) لتقدير دالة المعولية لتوزيع ويبل ذي المعلمتين لكلا الطريقتين ولكافة احجام العينات للانموذج الثالث ولتجربة عدد مكرراتها R=500 .

n	ti	MLE	OLS
10	0.1	0.02448	0.00131
	0.2	0.06041	0.03493
	0.3	0.09454	0.18244
	0.4	0.12056	0.43452
	0.5	0.13521	0.63984
	0.6	0.13759	0.69954
	0.7	0.12879	0.65268
	0.8	0.11144	0.56274
	0.9	0.8903	0.46362
70	0.1	0.02311	0.00131
	0.2	0.05772	0.03493
	0.3	0.09056	0.18244
	0.4	0.11544	0.43452
	0.5	0.12916	0.63894
	0.6	0.13088	0.69954
	0.7	0.12175	0.65268
	0.8	0.10439	0.56274
	0.9	0.08226	0.46362
150	0.1	0.02322	0.00131
	0.2	0.05798	0.03493
	0.3	0.09090	0.18244
	0.4	0.11580	0.43452
	0.5	0.12948	0.63894
	0.6	0.13114	0.69954
	0.7	0.12194	0.65268
	0.8	0.10446	0.56274
	0.9	0.08224	0.46362

جدول (9): قيم متوسط مربعات الخطأ التكاملي (IMSE) لتقدير دالة المعولية لتوزيع ويبل ذي المعلمتين لكلا الطريقتين ولكافة أحجام العينات عندها لتجربة عدد مكرراتها R=500

النماذج	n	MLE	OLS
I	10	0.00430	0.05140
	70	0.00124	0.05142
	150	0.00098	0.05142
II	10	0.06355	0.20416
	70	0.05885	0.20416
	150	0.05898	0.20416
III	10	0.10022	0.40785
	70	0.09502	0.40785
	150	0.09523	0.40785

الاستنتاجات والتوصيات

الاستنتاجات

1- لوحظ أنه جميع مقدرات الامكان الاعظم أعطت أقل MSE ولجميع قيم t_i ، وحجوم العينات المختلفة وهذا واضح في الجداول 1 الى 9 مقارنه بمقدار وايت بواسطة OLS .

2- اعتمدت طريقة وايت ، لصعوبة مقدرات الامكان الاعظم لان المشتقات الناتجة منها دوال غير خطية .

التوصيات

1- يوصي الباحثون باعتماد طريقة ML للعينات المتوسطة والكبيرة ، في حين يمكن أعتماد طرق أخرى مثل وايت ، ووايت المطورة وطريقة Mix في حالة العينات الصغيرة .

2- نوصي باعتماد مقدرات ML في الحصول على افضل تقدير لدالة المعولية بسبب خاصية الثابت التي تتملكها طريقة الامكان الاعظم ، وكذلك للنتائج الصغيرة لقيم MSE التي تم الحصول عليها .

المصادر:

1. الدراجي ، الحان نهاد جمعه 2004 " استخدام المحاكاة للمقارنه بين بعض مقدرات معلمة القياس ودالة المعولية للنظام المتسلسل لتوزيع ويبل ، رسالة ماجستير – كلية العلوم –الجامعه المستنصرية .
2. الناصر . عبد المجيد حمزة واخرون 2001 " مقارنه طرائق تقدير المعولية للبيانات الكاملة باستخدام المحاكاة مع تطبيقا عملياً " مجلد وقائع المؤتمر القطري الثاني للعلوم الاقتصادية – جامعة الموصل – كلية علوم الحاسبات والرياضيات .
3. صالح مكي اكر 2006 " محاكاة طرائق تقدير معلمة القياس ودالة المعولية لتوزيع ويبل ذي معلمتين " اطروحة دكتوراه مقدمة الى كلية التربية – الجامعة المستنصرية .

Censord Samples." J. Statist. Comput. Simulation, 73 (2): 145-153. Parameters :

7. Singh,H.P. and Shukla,S.K. 2000 " Estimationin the two parameter Weibull Distribution with Prior Information " IAPQR, Transaction, 25 (2) ,107-118.
8. Lawless, J.F.and Jerald,F. 1982 . Statistical Model and Methods for Lifetime Data .Wiley , NewYork , P P 141-180 .
9. Morgan ,B 1984 " Element Of Simulation " . Chapman And Hall , London , PP 12-84.
4. Sinha , S.K, 1985 " Bayes Estimation Of Reliability Function Of Normal Distribution " IEEE Trans . 34 (2): 360 -364
5. Hon , K . T . and Zhu, W. 2009 " Statistical Estimation for the parameters of Weibull Distribution based on Progressivly Type-1 Interval censored Sample " Journal of Statistical Computation and Simulation. 79 ,ISSUE 2, 145-159
6. Hossain, A.M.,Zimmer,W. J., 2003." Comparison of Estimation methods for Weibull Complete and

Best estimation for the Reliability of 2-parameter Weibull Distribution

Sadeq M. Jaafar* ***Baydaa I. Abdulwahhab***** ***Intasar A. Hasson*****

*Department of Biology / College of Science/ University of Baghdad
**Computer Center/ College of Administration&Economics/ University of Baghdad
***Department of Mathematics/College of Education/University of Basrah

Key words: Weibull distribution , Reliability , Maximum Likelihood Method , White's Method , Newton-Raphson , Simulation.

Abstract:

This Research Tries To Investigate The Problem Of Estimating The Reliability Of Two Parameter Weibull Distribution,By Using Maximum Likelihood Method, And White Method. The Comparison Is done Through Simulation Process Depending On Three Choices Of Models (α=0.8 , ß=0.9) , (α=1.2 , ß=1.5) and (α=2.5 , ß=2).
And Sample Size n=10 , 70, 150 We Use the Statistical Criterion Based On the Mean Square Error (MSE) For Comparison Amongst The Methods.