

افضل تقدير لمعولية توزيع ويبيل ذي المعلمتين

صا دق مولى جعفر*
انتصار عبيد حسون**
بيداء اسماعيل عبد الوهاب**

تاريخ قبول النشر 15 / 4 / 2009

الخلاصة:

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

الكلمات مفتاحية: توزيع ويبيل , المعولية , طريقة الامكان الاعظم , طريقة وايت , طريقة نيوتن-رافسون , المحاكاة .

المقدمة

توزيع ويبيل ذي المعلمتين :
Two Parameter Weibull Distribution
يعد توزيع ويبيل من أهم التوزيعات المستخدمة بشكل واسع في تطبيقات المعولية واختبارات الحياة ،
أما دالة الكثافة الاحتمالية لهذا التوزيع فهي :

$$f(t, \alpha, \beta) = \frac{\alpha}{\beta} t^{\alpha-1} e^{-\frac{t^\alpha}{\beta}} \quad t > 0 \dots (1)$$

= 0 O.W

حيث أن :

$\alpha > 0$ تمثل معلمة الشكل Shape Parameter
 $\beta > 0$ تمثل معلمة القياس Scale Parameter

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

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

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

وكذلك فإن دالة البقاء

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

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

إن الاهتمام الواسع والمتزايد بدراسة موضوع المعولية ، يعود الى التطور التكنولوجي والتقني السريع واستخدام 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 الماكينة والنظام على العمل من دون اعطال لمدة زمنية طويلة ، مما يؤدي الى تقويم عمل المكينان والانظمة المختلفة واستغلالها الاستغلال الامثل لغرض زيادة انتاجية هذه الانظمة كما ونوعاً وكذلك يساهم في التطوير الهندسي لهذه الانظمة .

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

هدف البحث

يهدف البحث الى تقدير معولية توزيع ويبيل ذي المعلمتين والوصول الى افضل مقدر بواسطة المحاكاة ، والمقارنة 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]

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

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

وبذلك نحصل على تقديرات ML لـ α ومن ثم β 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 ويبيل ذي المعلمتين كما يأتي :-

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

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:

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

$$\therefore \ln \left[\ln \left[\frac{1}{R(t)} \right] \right] = \ln \frac{1}{\beta} + \alpha Lnt_i \dots (10)$$

أصبح لدينا أنموذج أنحدار خطي :

$$y_i = a + bx_i + r_i \dots (11)$$

أذ أن r_i يمثل حد الخطأ $i=1,2,\dots,n$

$$y_i = \ln \left[\ln \left[\frac{1}{R(t_i)} \right] \right], a = \ln \left(\frac{1}{\beta} \right) \dots (12)$$

وأن

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

وباستعمال طريقة المربعات الصغرى (OLS) فان

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

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

طرائق تقدير معلمتي توزيع ويبيل ذي المعلمتين

طريقة الامكان الاعظم (Maximum Likelihood Method)

وهي إحدى 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

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

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

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

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

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

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

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

المحاكاة [9]

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

حيث تم اختيار ثلاث نماذج
 النموذج الأول I / $\alpha = 0.8$ $\beta = 0.9$
 النموذج الثاني II / $\alpha = 1.2$ $\beta = 1.5$
 النموذج الثالث III / $\alpha = 2.5$ $\beta = 2$
 وتم اختيار ثلاث قيم افتراضية لحجم العينة
 $n = 10, 70, 150$

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

$$\hat{b}_{LS} = \frac{\sum_{i=1}^n y_i x_i - \frac{\sum_{i=1}^n x_i \sum_{i=1}^n y_i}{n}}{\sum_{i=1}^n X_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^n x_i)^2}{n}} \dots (13)$$

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

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

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

ومن ثم فإن مقدر White لدالة البقاء

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

جدول (1): قيم تقدير معلمة الشكل α ومتوسط مربعات الخطأ لمعلمة الشكل لتوزيع ويبيل ذي المعلمتين لكلا الطريقتين ولكافة أحجام العينات ولكافة النماذج لتجربة عدد تكرراتها 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 القياس β ومتوسط مربعات الخطأ لمعلمة الشكل لتوزيع ويبيل ذي المعلمتين لكلا الطريقتين ولكافة أحجام العينات ولكافة النماذج لتجربة عدد تكرراتها 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

جدول (5): قيم تقدير دالة المعولية لتوزيع ويبيل ذي المعلمتين لكلا الطريقتين ولكافة احجام العينات للانموذج 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 دالة المعولية لتوزيع ويبيل ذي المعلمتين لكلا الطريقتين ولكافة احجام العينات للانموذج الاول ولتجربة عدد مكرراتها $R=500$.

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 (3): قيم تقدير دالة المعولية لتوزيع ويبيل ذي المعلمتين لكلا الطريقتين ولكافة احجام العينات للانموذج 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

جدول (4): قيم تقدير دالة المعولية لتوزيع ويبيل ذي المعلمتين لكلا الطريقتين ولكافة احجام العينات للانموذج 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

جدول (9): قيم متوسط مربعات الخطأ التكاملي (IMSE) لتقدير دالة المعولية لتوزيع ويبل ذي المعلمتين لكل الطريقتين ولكافة احجام العينات للانموذج الثاني ولتجربة 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 I الى 9 مقارنة 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 اعتماد 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 تمتلكها طريقة الامكان الاعظم ، وكذلك للنتائج الصغيرة لقيم MSE التي تم الحصول عليها .

المصادر:

1. الدراجي ، الحان نهاد جمعه 2004 " استخدام المحاكاة للمقارنة بين بعض مقدرات معلمة القياس ودالة المعولية للنظام المتسلسل لتوزيع ويبل ، رسالة ماجستير - كلية العلوم - الجامعة المستنصرية .
2. الناصر . عبد المجيد حمزة واخرون 2001 " مقارنه طرائق تقدير المعولية للبيانات الكاملة باستخدام المحاكاة مع تطبيقاً 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 .

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

n	t_i	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	0.28377
	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 لكل الطريقتين ولكافة احجام العينات للانموذج الثالث ولتجربة عدد مكرراتها $R=500$.

n	t_i	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

- Censored Samples." J. Statist. Comput. Simulation, 73 (2): 145-153. Parameters :
7. Singh, H.P. and Shukla, S.K. 2000 " Estimation in 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 , New York , 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 ($\alpha=0.8$, $\beta=0.9$) , ($\alpha=1.2$, $\beta=1.5$) and ($\alpha=2.5$, $\beta=2$). And Sample Size $n=10$, 70, 150 We Use the Statistical Criterion Based On the Mean Square Error (MSE) For Comparison Amongst The Methods.