

Comparing Between the method of Moments and The method of Maximum Likelihood For estimating the reliability function of Weibull distribution under observation data using simulation

مقارنة بين طريقة العزوم وطريقة الامكان الاعظم لتقدير دالة المعلوية لتوزيع ويبل في ظل بيانات مراقبة باستخدام المحاكاة

أ.د. عبد الحسين حسن حبيب الطائي
قسم الاحصاء/كلية الادارة والاقتصاد
بحث مستقل من رسالة ماجستير في الاحصاء

المستخلص:
يهدف البحث الى تقدير دالة المعلوية لتوزيع ويبل (Weibull Distribution) في ظل بيانات مراقبة من النوع الثاني (Type – II – Censored Data) باستخدام طريقة الامكان الاعظم (Maximum Likelihood Method) وطريقة العزوم (Moments Method) والمقارنة بينهما بغية التوصل الى افضل طريقة تقدير دالة المعلوية بالاعتماد على المؤشر الاحصائي متعدد مربعات الخطأ (MSE)، مستخدمين حجوم عينات مختلفة (صغرى، متوسطة، كبيرة)، ووظف اسلوب المحاكاة (Simulation) بطريقة مونت كارلو (Mont – Carlo) لتوليد المشاهدات، وتوصل الباحث الى افضلية طريقة الامكان الاعظم مقارنة مع طريقة العزوم.

Abstract

The Paper Deals With Comparing Method Of Moments and Method Of Maximum Likelihood , in Estimating Reliability Function Of Two Parameter Weibull Distribution, in Case Of Censored Type Two. All The Derivation Required are explained , and The estimators are explainend by Tabels as well as mean square error.

المقدمة- Introduction

نتيجة التطور السريع في التكنولوجيا والانتشار الواسع للصناعة واستخدامها في مختلف مجالات الحياة كالطب وبحوث الفضاء والاتصالات وغيرها من المجالات الاخرى وكثرة تعقيداتها الالكترونية والميكانيكية والكهربائية جاء الاهتمام بالمعلوية وظهرت فكرتها في نهاية الاربعينيات مع بداية الحرب العالمية الثانية بسبب ازدياد المعدات الحرارية المعقدة وكمحاولة حل مشكلة الفشل في المعدات ، وتأتي اهمية المعلوية من خلال عدة سمات ومنها التنبؤ بالعد الكلي للمكان العاطلة والعاملة في اي وقت الامر الذي يمكن لمنفذ القرار من وضع خطط مستقبلية لادارة العمل بصورة صحيحة وایجابية وتفادي المشاكل في العمل وبالتالي يؤدي ذلك الى تحقق السمعة الجيدة لاي مصنع او شركة وزيادة المبيعات وتحقيق ارباح اكبر.

يمكن تحقيق المعلوية في المنتجات الصناعية من خلال مراعاة البساطة في تصميم منتجات الصناعية واستخدام مكونات عالية الموثوقية ،اتباع طرق تصنيعية تم التأكد منها مسبقا ، بناء نظام تحذيري للمنتج مثل اصدار اصوات الانذار وغيرها من الامور الاخرى.

وفي الاونة الاخيرة نشرت الكثير من البحوث عن تقديرات دالة المعلوية وباستخدام طرائق مختلفة وتوزيعات فشل مختلفة.

2- مشكلة البحث Research Problem

تعاني الكثير من الالات (الاجهزة) بانواعها المختلفة ، من حالات الفشل ، نتيجة للعطلات المفاجئة والاسنادية ، مما يؤثر ذلك على مغولية تلك الالات (الاجهزة) ولابد من تقدير دقيق للمغولية ، من اجل تقدير متوسط وتبين وقت الاشتغال لحين الفشل لانها مؤشرات جيدة جدا على متابعة الاعمال في الورش والمصانع ، ومن هنا ارتأى الباحث العمل على تقدير المغولية لتوزيع الفشل في حالة بيانات مراقبة من النوع الثاني (والتي نقصد بها بيانات مراقبة سير الانتاج وتحديد عدد الوحدات الفاشلة).

3- هدف البحث Research Purpose

يهدف البحث الى دراسة وتقدير دالة المغولية لبيانات مراقبة من النوع الثاني تخضع لتوزيع ويبيّن عن طريق بعض طرائق التقدير، واختيار افضل طريقة من طرائق التقدير اعتماداً على متوسط مربعات الخطأ.

4- دالة المغولية $R(t)$ Reliability function

وهي احتمال ان الالة (الجهاز) يستمر في العمل بنجاح (بدون فشل) خلال مدة زمنية معينة (t_0, t) اي انه تبقى الالة فعالة بعد مرور الوقت t ، ($t \geq 0$) والتعبير الرياضي لها هو :

$$R(t) = pr(T > t) = 1 - Pr(T \leq t) \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \quad (1)$$

$$= 1 - \int_0^t f(u)du$$

$$= 1 - F(t)$$

(t) : وقت الاشتغال وهو اكبر او يساوي صفر.

(T) : الزمن المترافق لحياة جهاز معين خلال المدة $(0, t)$.

$F(t)$: دالة الامامية (دالة الكثافة التجميعية للاخفاق).

وتمتلك الدالة المغولية عدة خصائص منها:

- هي قيمة محضورة بين صفر (0) والواحد الصحيح (1) لكونها دالة احتمالية ، وبمعنى رياضي يمكن كتابتها بالشكل الآتي:

$$0 \leq R(t) \leq 1$$

- دالة رتبية متناقصة مع الزمن (تناسب عكسياً مع الزمن) حيث كلما تقدم زمان عمل الالة قلت قيمة الدالة المغولية وبعبارة أخرى ان

$$R(t_1) > R(t_2) > R(t_3) \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots R(t_\infty)$$

5- التقدير [2] **Estimation**

ان عملية التقدير (Estimation) لا ي مجتمع قيد الدراسة تكون من خلال اخذ عينة من ذلك المجتمع بحيث تمثل نفس خصائص المجتمع او قريبة منه، وتعتبر عملية التقدير احدى الركائز الاساسية في الاستدلال الاحصائي (Statistical Inference) وب بواسطته تتم عملية الاستنتاجات حول مجتمع الدراسة على اساس النتائج المستخرجة من العينة المختارة من المجتمع.

وان تقدير دالة المعلولية لبيانات مراقبة من النوع الثاني يتطلب توضيح المفهوم الاتي:

6-بيانات مراقبة من النوع الثاني [8] **type-II-censored Data**

يسمي هذا النوع من البيانات ببيانات مراقبة الفشل (Failure censored Data)، يتم في هذا النوع من البيانات بتحديد عدد معين مسبقاً من وحدات العينة التي يتم مراقبتها (r) الوحدات الثابتة وعليه فان زمن هذه الوحدات (t_r) يكون متغير عشوائي لا يمكن تحديده ، فعند البدء باختبار الحياة عند الزمن الصفرى سوف نراقب (نشاهد) عمل الوحدات (r) ونوقف التجربة بعد الحصول على r من الوحدات الفاشلة التي حددت مسبقاً ، اما الوحدات الباقية بعد الزمن t_r هي ($n-r$).

وان دالة الامكان الاعظم لهذا النوع من البيانات هو

$$L = \frac{n!}{(n-r)!} \prod_{i=1}^m f(t_i, \theta) [R(t_i)]^{n-r} \dots \dots \dots \quad (2)$$

اذ ان

$$0 \leq t_1 \leq t_2 \leq \dots \dots \leq t_r$$

دالة كثافة الفشل $f(t, \theta)$.

دالة المعلولية عند الزمن t_r .

(n-r) عدد الوحدات المتبقية (غير الفاشلة) بعد توقف الاختبار عند الفشل للوحدة رقم r .

وهذه العينات غالباً ما تهم بفحص الوحدات العالية الثمن او تلك التي يكون فيها الفحص تدميري يؤدي الى تلف المشاهدة.

7-توزيع ويبل ذو المعلمتين للفشل [4]، [10] **Two-paramete Weibull Failure Distribution**

يعتبر توزيع ويبل (Weibull distribution) من افضل نماذج الفشل الذي يمكن ان يصف مراحل الفشل ظهر عام 1939 وسمي بهذا الاسم نسبة الى العالم Weibull السويدي ، حيث ظهر هذا التوزيع بعد الحرب العالمية الثانية احد نماذج الفشل واكثرها استخداماً وشيوعاً في دراسات المعلولية لكونه احد النماذج التي تصف حالات الفشل المختلفة لا ي جهاز اذ يستخدم توزيع ويبل لوصف عطلات الكثير من المكائن والمعدات ذات طبيعة العمل الميكانيكي.

ان الدالة الكثافة الاحتمالية (p.d.f) للمتغير العشوائي T يتوزع توزيع ويبيل

$$f(t, \theta, \beta) = \frac{\beta}{\theta} t^{\beta-1} \exp^{-\frac{t^\beta}{\theta}} \dots \dots \dots \quad (3)$$

$$t > 0 ; \beta, \theta > 0$$

اذ ان :

θ معلمة القياس (Scale parameter) .
 β معلمة الشكل (shape parameter).

وان العزم الرئيسي لتوزيع ويبيل هو :

$$E(t^r) = \int_0^\infty t^r \frac{\beta}{\theta} t^{\beta-1} e^{-\frac{t^\beta}{\theta}} dt$$

$$E(t^r) = \theta^{\frac{r}{\beta}} \Gamma\left(\frac{r}{\beta} + 1\right) \dots \dots \dots \quad (4)$$

وعندما $r = 1$ نحصل على العزم الاول M_1 والذي يمثل ($E(t)$)

$$M_1 = E(t) = \theta^{\frac{1}{\beta}} \Gamma\left(\frac{1}{\beta} + 1\right)$$

وعند التعويض عن $r = 2$ نحصل على العزم الثاني ($E(t^2)$) والذي هو:

$$M_2 = E(t^2) = \theta^{\frac{2}{\beta}} \Gamma\left(\frac{2}{\beta} + 1\right)$$

والتبالين هو:

$$Var(t) = E(t^2) - [E(t)]^2$$

$$= \theta^{\frac{2}{\beta}} \left[\Gamma\left(\frac{2+\beta}{\beta}\right) - \Gamma^2\left(\frac{1+\beta}{\beta}\right) \right]$$

اما دالة التوزيع (التراكمي) لتوزيع ويبيل فيكون بالصيغة الآتية:

$$F(t) = \int_0^t \frac{\beta}{\theta} u^{\beta-1} \exp\left[-\frac{u^\beta}{\theta}\right] du$$

$$F(t) = 1 - \exp\left[-\frac{t^\beta}{\theta}\right] \dots \dots \dots \dots \quad (5)$$

ودالة المعلولية لتوزيع ويبل يتم حسابها من الصيغه اعلاه وكالاتي:

$$R(t) = 1 - F(t)$$

$$R(t) = \exp\left[-\frac{t^\beta}{\theta}\right] \dots \dots \dots \dots \quad (6)$$

8- طرائق التقدير (Methods of Estimation)

يوجد العديد من طرائق تقدير معلمات دالة المعلولية له ، وسيتم توضيح بعض هذه الطرائق في حالة البيانات تحت المراقبة من النوع الثاني، ومن هذه الطرائق هي :

❖ طريقة الامكان الاعظم(MLM) [9,7]

(Maximum Likelihood Method)

تعتبر هذه الطريقة من طرائق التقدير المهمة والشائعة الاستخدام في التقدير ويعود سبب ذلك ان طريقة الامكان الاعظم تمتلك مجموعة من الخصائص الجيدة منها الكافية والانساق احياناً، و الثبات ، وتكون اكثر دقة من الطرائق الاخرى خصوصاً عند زيادة حجم العينة اذا انها تكون غير متباينة عندما يكون حجم العينة كبيراً، وان هدف هذه الطريقة هو ايجاد قيم تقديرية للمعلمات التي نريد تقدرها بجعل دالة الامكان الاعظم للمتغيرات العشوائية اعظم ما يمكن، ويرمز دالة الامكان الاعظم بالرمز (L). اذا كان المتغير العشوائي (T) يمتلك الدالة الكثافة الاحتمالية وكما في المعادلة رقم (5) فان دالة الامكان الاعظم للمتغيرات العشوائية المستقلة T_1, T_2, \dots, T_n هي :

$$L(T_1, T_2, \dots, T_n, \beta, \theta) = f(t_1, \beta, \theta) \cdot f(t_2, \beta, \theta) \dots f(t_n, \beta, \theta)$$

$$\therefore L = \prod_{i=1}^n f(t_i, \beta, \theta)$$

وبما ان دالة الامكان الاعظم لبيانات مراقبة من النوع الثاني هي :

$$L = \frac{n!}{(n-r)!} \prod_{i=1}^r f(t_i, \theta) [1 - F(t_r)]^{n-r}$$

$$0 < t_1 < t_2 < \dots < t_r$$

(n) : حجم العينة

(r) : بيانات المراقبة الفاشلة

(n-r) : البيانات الباقيه بعد الزمن t_r

t_i : زمن فشل الوحدة i

t_r : زمن فشل الوحدة الاخيرة (r)

وبما ان دالة الكثافة الاحتمالية لتوزيع ويبيل هي :

$$f(t|\theta, \beta) = \frac{B}{\theta} t^{B-1} e^{\frac{-t^B}{\theta}} \quad t > 0, \quad B > 0, \quad \theta > 0$$

وبتعويض دالة الكثافة الاحتمالية ودالة المعلوية لتوزيع ويبيل في دالة الامكان الاعظم نحصل على المعادلة (7) :

$$L = \frac{n!}{(n-r)!} \prod_{i=1}^r \frac{B}{\theta} t_i^{B-1} e^{\frac{-t_i^B}{\theta}} [R(t_r)]^{n-r}. \dots \dots \dots (7)$$

وبتعويض عن الدالة المعلوية وبفرض $\frac{n!}{(n-r)!} = k$ نحصل على الاتي :

$$= K \left[\left(\frac{B}{\theta}\right)^r \prod_{i=1}^r t_i^{B-1} e^{\frac{-\sum_{i=1}^r t_i^B}{\theta}} \right] \left[e^{\frac{-t_r^B}{\theta}} \right]^{n-r}$$

$$L = K \left(\frac{B}{\theta}\right)^r \prod_{i=1}^r t_i^{B-1} e^{\frac{-1}{\theta} [\sum_{i=1}^r t_i^B + (n-r)t_r^B]} \dots \dots \dots (8)$$

وبأخذ اللوغاريتم الطبيعي لطرفى المعادلة نحصل على .

$$\log L = \log K + r \log \beta - r \log \theta + (\beta - 1) \sum_{i=1}^r \log t_i - \frac{1}{\theta} \left[\sum_{i=1}^r t_i^\beta + (n-r)t_r^\beta \right]$$

وباشتقاق المعادلة اعلاه اشتقاقا جزئيا بالنسبة لمعلمة القياس (β) ومعلمة الشكل (θ) وبمساواة المشقة مع الصفر نحصل على مقدرات الامكان الاعظم لهما وكالاتي:

$$\frac{\partial \log L}{\partial \theta} = \frac{-r}{\theta} + \frac{1}{\theta^2} \left[\sum_{i=1}^r t_i^B + (n-r)t_r^B \right] \dots \dots \dots \dots \dots (9)$$

$$\frac{\partial \log L}{\partial B} = \frac{r}{B} + \sum_{i=1}^r \log t_i - \frac{\sum_{i=1}^r t_i^B (1) \log t_i + (n-r)t_r^B \log t_r}{\theta} \dots \dots \dots (10)$$

نساوي كل مشقة الى صفر وكالاتي:

$$\frac{\partial \log L}{\partial \theta} = 0$$

$$\frac{\partial \log L}{\partial B} = 0$$

فإن قيمة $(\hat{\theta})$ ستكون :

$$\hat{\theta}_{MLE} = \frac{\sum_{i=1}^r t_i^{\hat{B}} + (n-r)t_r^{\hat{B}}}{r} \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \quad (11)$$

اما قيمة B ستكون :

$$0 = \frac{r}{\hat{B}} + \sum_{i=1}^r Logt_i - \frac{\sum_{i=1}^r t_i^{\hat{B}} Logt_i + (n-r)t_r^{\hat{B}} Logt_r}{\hat{\theta}}$$

وبتعويض قيمة $(\hat{\theta})$ في المعادلة اعلاه نحصل على

$$\sum_{i=1}^r Logt_i = \frac{\sum_{i=1}^r t_i^{\hat{B}} Logt_i + (n-r)t_r^{\hat{B}} Logt_r}{\sum_{i=1}^r t_i^{\hat{B}} + (n-r)t_r^{\hat{B}}} - \frac{r}{\hat{B}}$$

وبتبسيط المعادلة اعلاه نحصل على

$$\frac{1}{r} \sum_{i=1}^r Logt_i = \frac{\sum_{i=1}^r t_i^{\hat{B}} Logt_i + (n-r)t_r^{\hat{B}} Logt_r}{\sum_{i=1}^r t_i^{\hat{B}} + (n-r)t_r^{\hat{B}}} - \frac{1}{\hat{B}} \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \quad (12)$$

وعند حل المعادلة رقم (12) بحدى الطرق التكرارية مثل طريقة نيوتن رافسن او اي طريقة تكرارية مناسبة نستخرج قيمة $(\hat{\beta}_{MLE})$ ، ثم تعتمد قيمة $(\hat{\beta}_{MLE})$ في المعادلة رقم (11) للحصول على $(\hat{\theta}_{MLE})$.

❖ طريقة العزوم (*Method of Moments*) (*MO*) ❖

تصف هذه الطريقة بسهولة فذلك تعتبر من الطرق الشائعة الاستخدام في حقل تقدير المعلمات ، وتتلخص فكرتها بتقدير عزوم المجتمع (M_j) المجهولة بواسطة العينة (\hat{M}) المعلومة.

وبما ان معامل الاختلاف مستقل عن المعلمة (θ) اي انه يعتمد على المعلمة (β) وبذلك يمكن الاستفادة من معامل الاختلاف في تقدير المعلمة (β) وكالاتي :

بما ان العزم الاول للتوزيع ويبل هو:

$$M_1 = E(t^1) = \theta^{\frac{1}{B}} \Gamma \left(\frac{1}{\beta} + 1 \right)$$

والعزم المركزي الثاني لتوزيع وبيل هو حالة خاصة من العزم الامرکزي ،وإذا كانت $\alpha = 2$ نحصل على العزم المركزي الثاني الذي يسمى التباین،

$$M_2 = E(t - Et)^2 = V(t) = \theta^{\frac{2}{\beta}} \left[\Gamma \left(\frac{2 + \beta}{\beta} \right) - \Gamma^2 \left(\frac{1 + \beta}{\beta} \right) \right]$$

وكذلك عزم العينة الاول هو :

$$m_1 = \frac{\sum_{i=1}^r t_i}{r}$$

وعزم العينة الثاني هو :

$$m_2 = \frac{\sum_{i=1}^r t_i^2}{r}$$

ان معامل الاختلاف هو:

$$\therefore C.V = \frac{S}{t}$$

وبأخذ الجذر التربيعي

وعليه يمكن الاستفادة من معامل الاختلاف بمساواة عزوم المجتمع لعزوم العينه بالشكل الاتي :

$$\sqrt[2]{\frac{\Gamma\left[\frac{\beta+2}{\rho}\right] - \Gamma^2\left[\frac{\beta+1}{\beta}\right]}{\Gamma^2\left[\frac{\beta+1}{\beta}\right]}} = \sqrt[2]{\frac{\sum_{i=1}^r t_i}{r}} \dots \dots \dots \quad (14)$$

يمكن اعتماد المعادلة (14) في تقدير المعلم $(\hat{\beta}_{MOM})$ بواسطة العزوم والاستفادة منها في تقدير معلمة θ وذلك بتعويض عن قيمة المعلمة $(\hat{\beta}_{MOM})$ والتي تم تقديرها بواسطة العزوم في المعادلة رقم (15)،

[6] (Simulaion) المحاكاة ٩

تعبر طريقة مونت كارلو (*Mont – carlo*) والتي تستخدم في توليد المشاهدات لمعظم التوزيعات الاحصائية المعروفة من اهم طرائق المحاكاة واكثرها شيوعا.

ان الية طريقة مونت كارلو تتم بحسب الخطوات الآتية :-

- توليد الاعداد العشوائية التي تتبع التوزيع المنتظم على الفقرة (0,1) وذلك باستخدام دالة الكثافة التجميعية التي تصف النموذج (التوزيع تحت الدراسة)
 - استخدام اسلوب رياضي احصائي لتحويل العدد العشوائي المنتظم الذي تم تولیده الحصول على متغير عشوائي الذي يصف الانموذج تحت التجربة، وكما مبين في المعادلتین ادناه :

ومن الممكن وصف تجارب المحاكاة الخاصة بالبحث من خلال الآتي:-

❖ تعين قيم افتراضية لمعامل التوزيع (β) , (θ) وكما معرف ادناه

$$\theta = 25, 50 \quad , \beta = 1.7$$

اذ ان :

θ تمثل معلمة القياس ، β تمثل معلمة الشكل .

وتعتبر عملية تعيين قيم افتراضية لمعالم التوزيع من الخطوات الاساسية والمهمة التي تعتمد عليها الخطوات اللاحقة.

❖ توليد حجم عينة(100, 50, 25) واخذ نسبة مراقبة(r) 30% من كل حجم عينة.

ومن خلال تغيير قيم معالم النموذج الافتراضية وحجم العينة (صغير، متوسط، كبير) يمكن معرفة مدى تأثير التغيير في تلك القيم على سلوك مقدرات دالة المعلولية، إذ يمكن تكوين ثلاثة نماذج تمثل حجم العينة ومعلمتي التوزيع والبتر⁽¹⁾ (الذي يمثل 30% من حجم كل عينة وكالآتي :

نموذج رقم (A) يبين القيم افتراضية لمعلمتي الشكل والقياس وحجم العينة والبتر

Model	n	θ	β	r
1	25	25	1.7	8
2	25	50	1.7	8

نموذج رقم (B) يبين القيم افتراضية لمعلمتي الشكل والقياس وحجم العينة والبتر

Model	n	θ	β	r
1	50	25	1.7	15
2	50	50	1.7	15

نموذج رقم (C) يبين القيم افتراضية لمعلمتي الشكل والقياس وحجم العينة والبتر

Model	n	θ	β	r
1	100	25	1.7	30
2	100	50	1.7	30

❖ تكرار التجربة (1000) مرة للحصول على تجانس اكثـر.

❖ ولدت ارقام عشوائية خاضعة للتوزيع وبيل ذي المعلمتين من خلال الصيغة الآتية:

$$F(t_i) = 1 - \exp\left(-\frac{t_i^\beta}{\theta}\right)$$

$$\begin{aligned} \exp\left(-\frac{t_i^\beta}{\theta}\right) &= 1 - F(t_i) \\ &= 1 - U_i \end{aligned}$$

وعلى فرض $(t_i) = F(U_i)$

$$-\frac{t_i^\beta}{\theta} = \ln(1 - U_i)$$

$$t_i^\beta = -\theta \ln(1 - U_i)$$

$$t_i = (-\ln(1 - U_i))^{\frac{1}{\beta}} \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \quad (18)$$

اذ ان U_i متغير عشوائي منتظم مستمر على الفترة $(0,1)$

❖ حساب القيم التقديرية لدالة المعلوية ولجميع طرائق التقدير المذكورة في الجانب النظري بعد حساب تقدير المعلمات لكل طريقة .

❖ اعتماد المقياس الاحصائي متوسط مربعات الخطأ (MSE) لمقارنة بين القيم التقديرية لدالة المعلوية مع العلم ان MSE يمكن ايجاده من خلال الصيغة ادناه :

$$MSE[\hat{R}(t_i)] = \frac{\sum_{i=1}^R [R(t_i) - \hat{R}(t_i)]^2}{R} \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \quad (19)$$

اذ ان:

R تمثل عدد تكرارات التجربة ،

$(\hat{R}(t_i))$ تمثل دالة المعلوية التقديرية بحسب الطريقة المستخدمة في التقدير.

10-نتائج المحاكاة

سيتم في هذا الجزء عرض وتحليل ومقارنة نتائج المحاكاة لطرائق تقدير دالة المعلوية للتوزيع وبيل باستخدام بيانات مراقبة من النوع الثاني متمثلة بالنمذاج الثلاثة المرقمة (A) و(B) و(C) بالاعتماد على المقياس الاحصائي MSE لغرض المقارنة بينها ، والوصول الى افضل طريقة لتقدير دالة المعلوية ولقد تم الحصول على نتائج التحليل باستخدام برنامج لغة (Matlab) وفيما يلي النتائج الموضحة في الجداول التي سيتم تحليلها حسب تسلسل الجداول.

جدول رقم (1) قيم دالة المعلوية *Reliability* الحقيقية والتقديرية والـ *MSE*

	t_i	$R(t_i)$	$\hat{R}_{ML(t_i)}$	$\hat{R}_{MO(t_i)}$	$MSE[\hat{R}_{ML}]$	$MSE[\hat{R}_{MO}]$	BEST
$n_1=25$	1.5328	0.9576	0.9222	0.8393	0.0117	0.0171	ML
$r_1=8$	1.7689	0.9205	0.8306	0.7670	0.0317	0.0280	MO
$\theta_1=25$	1.8112	0.8824	0.7389	0.7107	0.0565	0.0366	MO
$\beta_1=1.7$	2.3204	0.8473	0.6540	0.6674	0.0873	0.0424	MO
	3.1538	0.8070	0.5681	0.6257	0.1186	0.0460	MO
	3.8495	0.7687	0.5013	0.5903	0.1377	0.0483	MO
	4.0471	0.7289	0.4368	0.5560	0.1572	0.0497	MO
	4.1800	0.6923	0.3835	0.5274	0.1698	0.0498	MO

وبالنظر الى الجدول اعلاه المرقم (1) نلاحظ ان قيم عمود(t_i) تمثل اوقات الاستغلال لحين الفشل وهي قيم احدى التجارب الـ 1000 وهي في تزايد، اما قيمة الاعمدة الاخرى والتي تمثل قيم دالة المعلولية الحقيقية (الافتراضية) والنقديرية هي عبارة عن الوسط الحسابي لقيم دالة المعلولية لجميع التجارب الـ (1000) وهي في تناقص ،ونلاحظ انه كلما يزداد وقت الاستغلال تقل دالة المعلولية ، ونلاحظ ان قيم دالة المعلولية محصورة بين (0,1) وممكن معرفة طريقة التقدير الافضل من خلال ايجاد قيم الـ (MSE) لمقدار دالة المعلولية وان قيم اعمدة MSE في الجدول اعلاه هي عبارة عن الوسط الحسابي لقيم MSE لجميع التجارب الـ(1000).

اظهرت نتائج الجدول اعلاه المرقم (1) ان طريقة العزوم (*Moments Method*) هي الافضل لكونها تمتلك اقل النسب المئوية بحسب تسلسل الافضالية هي MSE .

BEST	Method	Precentage
1'st	MO	%87.5
2'nd	ML	%12.5

جدول رقم (2) قيم دالة المعلولية *Reliability* الحقيقية والتقديرية وال— MSE

	t_i	$R(t_i)$	$\hat{R}_{ML(t_i)}$	$\hat{R}_{Mo(t_i)}$	$MSE[\hat{R}_{ML(t_i)}]$	$MSE[\hat{R}_{Mo(t_i)}]$	BEST
$n_1=25$	1.1929	0.9621	0.8828	0.8805	0.0387	0.0083	MO
$r_1=8$	2.1088	0.9291	0.7738	0.8252	0.0839	0.0138	MO
$\theta_2=50$	2.2740	0.8900	0.6739	0.7765	0.1208	0.0184	MO
$\beta_1=1.7$	2.7127	0.8525	0.5972	0.7373	0.1428	0.0215	MO
	3.5233	0.8149	0.5255	0.7019	0.1649	0.0242	MO
	3.8481	0.7783	0.4694	0.6716	0.1768	0.0254	MO
	3.9478	0.7419	0.4173	0.6433	0.1905	0.0260	MO
	4.1770	0.7048	0.3681	0.6158	0.1996	0.0265	MO

اظهرت نتائج الجدول اعلاه المرقم (2) ان طريقة العزوم (*Moments Method*) هي افضل طرائق التقدير وبنسبة 100%

جدول رقم (3) قيم دالة المعلولية *Reliability* الحقيقية والتقديرية وال— MSE

	t_i	$R(t_i)$	$\hat{R}_{ML(t_i)}$	$\hat{R}_{Mo(t_i)}$	$MSE[\hat{R}_{ML(t_i)}]$	$MSE[\hat{R}_{Mo(t_i)}]$	BEST
$n_2=50$	0.2292	0.9811	0.9784	0.8885	0.0005	0.0106	ML
$r_2 = 15$	0.2931	0.9618	0.9485	0.8251	0.0022	0.0207	ML
$\theta_1=25$	0.3297	0.9408	0.9118	0.7747	0.0054	0.0302	ML
$\beta_1=1.7$	1.1321	0.9207	0.8775	0.7369	0.0095	0.0370	MO
	1.4326	0.9021	0.8462	0.7078	0.0134	0.0418	ML
	2.3262	0.8826	0.8121	0.6803	0.0191	0.0460	ML
	2.5299	0.8621	0.7778	0.6539	0.0248	0.0495	ML
	2.7342	0.8434	0.7447	0.6316	0.0316	0.0521	ML
	2.8073	0.8223	0.7115	0.6083	0.0379	0.0543	ML
	3.5575	0.8020	0.6785	0.5868	0.0450	0.0561	ML
	3.5661	0.7841	0.6496	0.5695	0.0514	0.0568	ML
	3.6847	0.7639	0.6196	0.5508	0.0577	0.0572	MO
	3.7586	0.7449	0.5914	0.5340	0.0635	0.0575	MO
	3.8525	0.7252	0.5636	0.5175	0.0691	0.0569	MO
	3.9274	0.7046	0.5348	0.5009	0.0751	0.0562	MO

مجلة جامعة كريلاء العلمية – المجلد السابع عشر- العدد الاول / علمي / 2019

اظهرت نتائج الجدول اعلاه المترقم (3) ان طريقة الامكان الاعظم (*Maximum Likelihood Method*) هي افضل طريقة والنسبة المئوية بحسب تسلسل الافضلية هي .

BEST	Method	Precentage
1'st	ML	%66.6
2'nd	MO	%33.4

جدول رقم (4) قيم دالة المعلوية *Reliability* الحقيقية والتقديرية

	t_i	$R(t_i)$	$\widehat{R}_{ML(t_i)}$	$\widehat{R}_{Mo(t_i)}$	$MSE[\widehat{R}_{ML(t_i)}]$	$MSE[\widehat{R}_{Mo(t_i)}]$	BEST
$n_2=50$	0.4016	0.9797	0.9688	0.9082	1.053E-03	0.006158	ML
$r_2=15$	1.1354	0.9627	0.9298	0.8657	7.234E-03	0.010503	ML
$\theta_2=50$	1.7610	0.9417	0.8792	0.8280	1.757E-02	0.014279	MO
$\beta_1=1.7$	2.2863	0.9229	0.8389	0.7995	2.681E-02	0.017091	MO
	2.3498	0.9037	0.7981	0.7732	3.698E-02	0.019695	MO
	2.7606	0.8856	0.7578	0.7516	4.865E-02	0.021371	MO
	3.0204	0.8654	0.7153	0.7297	6.195E-02	0.022700	MO
	3.7991	0.8469	0.6798	0.7109	7.168E-02	0.023510	MO
	4.1430	0.8291	0.6479	0.6946	8.149E-02	0.023847	MO
	4.1760	0.8104	0.6142	0.6783	9.155E-02	0.024000	MO
	4.5856	0.7908	0.5815	0.6615	1.004E-01	0.024022	ML
	4.6365	0.7700	0.5502	0.6448	1.093E-01	0.023924	ML
	4.6537	0.7510	0.5211	0.6300	1.171E-01	0.023629	ML
	4.7004	0.7312	0.4933	0.6156	1.241E-01	0.023138	ML
	4.8062	0.7114	0.4653	0.6012	1.313E-01	0.022565	ML

اظهرت نتائج الجدول اعلاه المترقم (4) ان طريقة العزوم (*Moments Method*) هي الافضل التقدير ، والنسبة المئوية بحسب تسلسل الافضلية هي :

BEST	Method	Precentage
1'st	MO	%53
2'nd	MI	%47

جدول رقم (5) قيم دالة المعلوية *Reliability* الحقيقية والتقديرية وال—MSE

	t_i	$R(t_i)$	$\widehat{R}_{ML(t_i)}$	$\widehat{R}_{Mo(t_i)}$	$MSE[\widehat{R}_{ML(t_i)}]$	$MSE[\widehat{R}_{Mo(t_i)}]$	BEST
$n_3=100$	0.5813	0.9903	0.9920	0.9159	0.0000	0.0066	ML
$r_3=30$	0.7965	0.9818	0.9831	0.8784	0.0000	0.0117	ML
$\theta_1=25$	1.0957	0.9715	0.9707	0.8432	0.0001	0.0173	ML
$\beta_1=1.7$	1.5737	0.9604	0.9562	0.8142	0.0002	0.0223	ML
	1.7035	0.9503	0.9424	0.7902	0.0003	0.0267	ML
	1.8792	0.9408	0.9294	0.7697	0.0006	0.0305	ML
	1.9680	0.9307	0.9149	0.7499	0.0001	0.0340	ML
	2.1676	0.9204	0.9005	0.7314	0.0013	0.0373	ML
	2.1784	0.9104	0.8861	0.7151	0.0019	0.0399	ML
	2.2165	0.9006	0.8704	0.7003	0.0030	0.0422	ML
	2.3322	0.8894	0.8540	0.6839	0.0039	0.0446	ML
	2.4270	0.8799	0.8388	0.6710	0.0053	0.0462	ML
	2.4449	0.8705	0.8250	0.6588	0.0063	0.0477	ML
	2.5343	0.8597	0.8084	0.6457	0.0077	0.0490	ML
	2.6224	0.8494	0.7927	0.6334	0.0091	0.0501	ML
	2.9357	0.8401	0.7785	0.6229	0.0104	0.0501	ML
	2.9521	0.8301	0.7643	0.6119	0.0115	0.0516	ML
	3.0918	0.8200	0.7489	0.6013	0.0133	0.0522	ML
	3.2141	0.8106	0.7345	0.5917	0.0151	0.0526	ML
	3.3333	0.8010	0.7201	0.5820	0.0169	0.0528	ML
	3.6446	0.7915	0.7061	0.5729	0.0185	0.0521	ML
	3.7904	0.7816	0.6912	0.5635	0.0205	0.0530	ML
	3.8602	0.7711	0.6763	0.5540	0.0224	0.0529	ML
	3.8646	0.7609	0.6616	0.5449	0.0241	0.0527	ML
	3.9315	0.7513	0.6474	0.5365	0.0265	0.0524	ML
	3.9872	0.7423	0.6345	0.5290	0.0282	0.0511	ML
	4.0871	0.7318	0.6192	0.5202	0.0305	0.0515	ML
	4.1473	0.7219	0.6048	0.5122	0.0326	0.0501	ML
	4.2031	0.7128	0.5921	0.5049	0.0344	0.0504	ML
	4.3095	0.7028	0.5789	0.4972	0.0360	0.0496	ML

اظهرت نتائج الجدول اعلاه الرقم (5) ان طريقة الامكان الاعظم (Maximum Likelihood Method) هي الافضل وبنسبة 100%.

جدول رقم (6) قيم دالة المعلوية *Reliability* الحقيقية والتقديرية وال—MSE

	t_i	$R(t_i)$	$\hat{R}_{ML(t_i)}$	$\hat{R}_{Mo(t_i)}$	$MSE[\hat{R}_{ML(t)}$	$MSE[\hat{R}_{Mo(t_i)}$	BEST
n₃=100	0.6013	0.9906	0.9898	0.9413	0.0001	0.0021	ML
r₃=30	0.6637	0.9806	0.9771	0.9074	0.0001	0.0059	ML
θ₂=50	0.7206	0.9700	0.9616	0.8800	0.0005	0.0087	ML
β₁=1.7	1.2798	0.9607	0.9475	0.8607	0.0008	0.0106	ML
	1.3763	0.9506	0.9316	0.8421	0.0014	0.0125	ML
	1.4796	0.9406	0.9155	0.8254	0.0022	0.0141	ML
	2.2775	0.9308	0.8995	0.8107	0.0031	0.0154	ML
	2.3885	0.9195	0.8803	0.7951	0.0047	0.0166	ML
	2.4024	0.9102	0.8631	0.7833	0.0068	0.0175	ML
	3.3230	0.8998	0.8445	0.7705	0.0081	0.0183	ML
	3.4005	0.8904	0.8280	0.7597	0.0109	0.0189	ML
	3.8304	0.8806	0.8118	0.7486	0.0129	0.0195	ML
	3.9349	0.8705	0.7941	0.7383	0.0156	0.0198	ML
	3.9880	0.8599	0.7767	0.7274	0.0178	0.0202	ML
	3.9966	0.8496	0.7585	0.7175	0.0207	0.0203	MO
	4.2304	0.8394	0.7425	0.7080	0.0233	0.0204	MO
	4.2794	0.8306	0.7281	0.6998	0.0254	0.0205	MO
	4.5144	0.8204	0.7111	0.6905	0.0281	0.0206	MO
	4.5350	0.8108	0.6959	0.6821	0.0306	0.0204	MO
	4.7039	0.8002	0.6792	0.6733	0.0332	0.0202	MO
	4.8600	0.7899	0.6629	0.6651	0.0363	0.0199	MO
	5.3509	0.7805	0.6481	0.6574	0.0381	0.0197	MO
	5.4089	0.7707	0.6331	0.6498	0.0419	0.0194	MO
	5.4139	0.7617	0.6192	0.6427	0.0444	0.0192	MO
	5.5388	0.7521	0.6048	0.6356	0.0461	0.0188	MO
	5.5590	0.7416	0.5888	0.6276	0.0498	0.0184	MO
	5.5822	0.7327	0.5755	0.6211	0.0523	0.0180	MO
	5.5904	0.7237	0.5628	0.6147	0.0545	0.0177	MO
	5.6691	0.7139	0.5486	0.6076	0.0571	0.0172	MO
	6.0004	0.7037	0.5344	0.6005	0.0595	0.0167	MO

اظهرت نتائج الجدول اعلاه المعرف (6) ان الطريقة العزوم (*Moments Method*) هي الافضل والنسب المئوية بحسب تسلسل الافضلية هي :

BEST	Method	Percentage
1'st	MO	%53.3
2'nd	ML	%46.7

10- الاستنتاجات

- بعد تنفيذ تجارب المحاكاة لحجوم عينات مختلفة صغيرة ، متوسطة، كبيرة (100،50،25) على التوالي ، ومعلمتي قياس (25، 50) ، ومعلمة شكل (1.7) لتقدير دالة المعمولية توصل الباحث الى الاستنتاجات التالية:
- في حالة العينة الصغيرة فان طريقة العزوم هي الافضل مع اختلاف معلمة القياس مستخدمين نسبة قطع 30% من حجم العينة.
 - في حالة العينة المتوسطة ظهور افضلية الامكان الاعظم مقارنة مع العزوم وبمعلمة قياس (25)، وعند معلمة القياس (50) فان طريقة العزوم سوف تكون هي الافضل .
 - اما في حالة العينة بحجم (100) فان قيمة البتر سوف تصبح (30) مشاهدة ، وعندها يكون الاستنتاج مشابها الى الفقره اعلاه.
 - افضلية طريقة الامكان الاعظم بصورة عامة وبنسبة (%)52.

11- المصادر

- 1 بدر، دريد حسين (2012) "مقارنة بعض طرائق تقدير دالة المعمولية للتوزيع باريتو من النوع الاول باستخدام المحاكاة"مجلة العلوم الاقتصادية ،المجلد 8 ، العدد 31 .
 - 2 البياتى ، هلال عبود (1995) "طريقة بيز التجريبية للتوزيع ثنائى الحدين"مجلة وقائع المؤتمر العلمي السابع للجمعية العراقية للعلوم الاحصائية المنعقد خلال المدة (3-4) ص (1-8)
 - 3 الجاسم ، صباح هادي، والصراف ، زكي جواد (1992)"نظيرية القرارات الاحصائية"دار الحكمة للطباعة والنشر -جامعة بغداد.
 - 4 جعفر ، صادق مولى ،واخرون ،(2009)"افضل تقدير لمعولية وبيل ذي المعلمتين" مجلة بغداد للعلوم ،مجلد 6 ، العدد 4.
 - 5 الجميلي ،صبا صباح احمد (2007)،"مقارنة بعض طرائق تقدير المعلمة والمعلولية لانموذج ريلي لفشل لبيانات تامة وبيانات تحت المراقبة من النوع الاول باستخدام المحاكاة "رسالة ماجستير،علوم في الاحصاء - كلية الادارة والاقتصاد - جامعة بغداد .
 - 6 حسن ،ضوية سلمان ، واخرون(2011) "معولية خطط معينة القبول للتوزيع كما لاوقات الفشل تحت اسلوب المراقبة الهجينة"المجلة العراقية للعلوم الاحصائية،العدد 20 .
 - 7 حسن، ضوية سلمان ، واخرون (2008) "استخدام المقدر المقاييس في تقدير معلمة الشكل للتوزيع وبيل"مجلة جامعة النهرين المجلد11(3)
- 8-AL-Nasser, Abdul Majeed H., (2009), "An Introduction to Statistical Reliability", ITHRAA Publishing and Distribution, University book shop.
- 9-Haniyeh P. & Saeid A. (2011)"Estimation Of The Weibull Distribution Based On Type-II-Censored Samles"Applied Mathematical Sciences, Vol. 5,No.52,PP.2549-2558.
- 10- Jayant V. D& Sudha, G. P.(2009) "Life Time Data: Statistical Models and Methods". University of Pune, India.