The Administration & Economic College Journal
For Economics & Administration & Financial Studies
Vol. 12,N4, P P. 107-140
ISSN PRINT 2312-7813
ISSN ONLINE 2313-1012
مجلة كلية الإدارة والاقتصاد للدراسات الاقتصادية
والإدارية والمالية
المجلد ١٢، العدد٤، ٢٠٢٠ ص ص ١٠٨-١٤٠

Whipple Distibution For Estimating The Approximate Reliability Function Of Intentional Downtime For Mammogram Device (contaminated data)

***توزيع ويبل لتقديردالةالمعولية التقريبيةلاوقات التوقف المتعمدة لعمل جهازالماموجرام (بيانات ملوثة)**

**أ.م.د مهدي وهاب نعمة نصر الله **محمد حسين كاظم العدال

Abstract :In this research, the abnormality of some observations, their deviation or their distance from the largest part of the observations that are present with them in the majority of natural phenomena, is called those deviant quarrels called "outliers" or contaminations, which, if they are within the data, the traditional capabilities and because of Penetration of the basic conditions of it fails to give accurate estimates of the parameters of the statistical community from which that data was withdrawn so the use of traditional capabilities for data containing contaminated values is a real problem due to the inefficiency of these capabilities, therefore investigation and search for methods to purify these data should be investigated. Anomalies (pollutants) first, then conducting the estimate for the purpose of reaching efficient estimates for the estimated parameters and then to an efficient estimate of the In this paper, the approximate reliability of the ferrite .reliability function distribution is estimated if the data contains k contaminated values (anomalies) that arise from the deviation of the original values of the data using the anomaly of the Dixit, which will be used to find the common distribution of data in the event that it contains an anomaly, so the ferrite distribution was used As the original distribution of data,

*بحث مستل

** جامعة كربلاء المقدسة– كلية الادارة والاقتصاد–قسم علوم الاحصاء

the basic data was contaminated with k from the values. The distribution follows the Whipple distribution as a case, and the Freit distribution parameters were estimated using the maximum possible method and the placement method and the linear placement method to estimate the distribution parameters in both cases, and then compensated for the estimates of those methods in a function with The mechanism of the Freit distribution to obtain the approximate reliability of the distribution, and then compare the estimation methods using the criteria of the average integral error squares IMSE and reached the best way to estimate the approximate reliability function in the presence of contaminated data is the greatest possible method with a priority rate of 34% when the contaminated distribution is wet. Followed by the placement method with a preference rate of 16% when the polluted distribution is Weibel, then the linear placement method with a priority rate of 0% for both polluted distributions. The estimated reliability by the greatest possible method R^_Mle approaches more than the real reliability of the placement method R^_Mom and the linear placement method R^_LMom, At recorded plucks the method of preference for the rest of the methods for some simulation experiments. And the greatest possible method is more suitable for real data, which represents the failure times for the mammogram, which is used to detect breast cancer

المستخلص

في هذه البحث داسة شذوذ بعض المشاهدات او انحرفها أو ابتعادها عن الجزء الأكبر من المشاهدات الموجودة معها في غالبية الظواهر الطبيعية ، والتي يطلق على تلك المشاهادات المنحرفة تسمية شواذ (Outliers) او ملوثات (Contaminations) ، والتي في حالة وجودها ضمن البيانات فأن المقدرات التقليدية وبسبب اختراق الشروط الأساسية لها تخفق في أعطاء تقديرات دقيقة عن معلمات المجتمع الإحصائي الذي سحبت منه تلك البيانات لذا فأن استخدام المقدرات التقليدية لبيانات تحتوي على قيم ملوثة يعد مشكلة حقيقية وذلك لعدم كفاءة هذه المقدرات، لذلك يجب الاستقصاء والبحث عن طرائق لتنقية تلك

البيانات من الشواذ (الملوثات) اولاً ، ثم اجراء التقدير لغرض الوصول الى تقديرات كفوءة للمعلمات المقدرة ومن ثم الى تقدير كفوء لدالة المعولية .
تم في هذا البحث تقدير المعولية التقريبية لتوزيع فريچت في حالة احتواء البيانات على k قيم ملـوثة (شاذة) تنشأ من انحراف القيم الاصلية للبيانات باستعمال نموذج الشواذ لـ Dixit الذي سيتم استخدامه في ايجاد التوزيع المشترك للبيانات في حال احتوائها على شواذ ، لذلك تم استعمال توزيع فريچت كتوزيع اصلي للبيانات وتم تلويث البيانات الأساسية بـ k من القيم تتبع التوزيع توزيع ويبل كحالة، وتم تقدير معلمات توزيع فريچت باستعمال طريقة الامكان الاعظم وطريقة العزوم وطريقة العزوم الخطية لتقدير معلمات التوزيع في كلا الحالتين ، ومن ثم تعويض تقديرات تلك الطرائق في دالة معولية توزيع فريچت للحصول على المعولية التقريبية للتوزيع، ومن ثم المقارنة بين طرائق التقدير باستعمل معايير متوسط مربعات الخطأ التكاملي IMSE وتم التوصل الى افضل طريقة لتقدير دالة المعولية التقريبية في ظل وجود بيانات ملوثة هي طريقة الامكان الاعظم بنسبة افضلية ٣٤% عندما يكون التوزيع الملوث ويبل، تليها طريقة العزوم بنسبة افضلية ١٦% عندما يكون التوزيع الموث ويبل، ثم طريقة العزوم الخطية بنسبة افضلية ٠% لكلا التوزيعين الملوثين.و المعولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم R^_Mle تقترب اكثر من المعولية الحقيقية من طريقة العزوم R^_Mom وطريقة العزوم الخطيةR^_LMom ، حيث سجلت طريقة العزوم افضلية عن باقي الطرائق لبعض تجارب المحاكاة . وان طريقة الامكان الاعظم اكثر ملائمة للبيانات الحقيقية التي تمثل اوقات الفشل لجهاز الماموجرام الذي يستعمل للكشف عن سرطان الثدي .

الكلمات المفتاحية : توزيع ويبل ؛ توزيع فريچت ؛ المعولية التقريبية ؛ اوقات التوقف المتعمدة لجهاز الماموجرام.

١-١ المقدمة

في بعض الأحيان ، يواجه الباحث موقفاً تكون فيه بعض المشاهدات في العينة قيد الدراسة تنحرف او تشذ عن النسق الاصلي للبيانات ، اما نتيجة لأخطاء القياس او نتيجة سوء ادارة التجربة او في بعض الاحيان يكون الباحث مهتماً ان تكون تلك المفرادت تتطرف او تشذ عن سياق باقي البيانات وبالتالي يمكن معاملة تلك البيانات على انها قيم شاذة (ملوثة) لذا تفقد المتغيرات العشوائية احد اهم الافتراضات الاساسية لها وهو تماثل واستقلال توزيع مفردات العينة وكذلك اذا تم تجاهل هذه القيم الشاذة في تقدير المعلمات فان تباين تلك المقدرات سيزداد ويؤدي الى اختبارات غير قوية . وقد تنامى في الوقت الحالي استعمال الطرائق الحصينة Robust Method للتخفيف من اثر الشواذ على البيانات والتي تستعمل

بكثرة في النماذج الخطية، اضافة الى ان الطرائق الحصينة تعد استراتيجيات وطرائق قائمة بحد ذاتها لاتعتمد على التوزيع الأصلي للبيانات ، مع انها لها فعالية في ايجاد تقديرات كفوءة لمعلمات التوزيع.

١-٢ مشكلة البحث

في كثير من عمليات التحليل الإحصائي لظاهرة معينة، يحصل أن بعض المشاهدات تنحرف أو تبتعد عن الجزء الأكبر من المشاهدات الموجودة معها ، والتي يطلق على تلك المشاهادات المنحرفة تسمية شواذ (Outliers) او ملوثات (Contaminations) ، والتي في حالة وجودها ضمن البيانات فأن المقدرات التقليدية وبسبب اختراق الشروط الأساسية لها تخفق في أعطاء تقديرات دقيقة عن معلمات المجتمع الإحصائي الذي سحبت منه تلك البيانات لذا فأن استخدام المقدرات التقليدية لبيانات تحتوي على قيم ملوثة يعد مشكلة حقيقية وذلك لعدم كفاءة هذه المقدرات، لذلك يجب الاستقصاء والبحث عن طرائق لتنقية تلك البيانات من الشواذ (الملوثات) اولاً ، ثم اجراء التقدير لغرض الوصول الى تقديرات كفوءة للمعلمات المقدرة ومن ثم الى تقدير كفوء لدالة المعولية.

١-٣ هدف البحث

يهدف البحث الى تقدير المعولية التقريبية لتوزيع فريچت في حالة احتواء البيانات على k قيم ملـوثة (شاذة) تنشأ من انحراف القيم الاصلية للبيانات عن توزيعها الاساسي باستعمال نموذج الشواذ لـ Dixit الذي سيتم استخدامه في ايجاد التوزيع المشترك للبيانات في حال احتوائها على شواذ ، لذلك تم استعمال توزيع فريچت كتوزيع اصلي للبيانات وتم تلويث البيانات الأساسية بـ k من القيم تتبع التوزيع الأسي كحالة اولى و k من القيم تتبع توزيع ويبل كحالة ثانية ومن ثم تعويض تقديرات تلك الطرائق في دالة معولية توزيع فريچت للحصول على المعولية التقريبية للتوزيع، ومن ثم المقارنة بين طرائق التقدير باستعمل معايير متوسط مربعات الخطأ التكاملي IMSE .

٢-١ تمهيد

كثيراً من الدراسات تناولت موضع احتواء البيانات قيم شاذة (ملوثة) في ظل تطبيق الطرائق الحصينة في التقدير ، ولكننا سنقوم باستعمال طريقة لم ليتم التطرق اليها من قبل في معالجة مشكلة الملوثات. لذا في هذا الفصل سيتم مناقشة مفهوم البيانات الملوثة وبعض المفاهيم الاساسية في نظرية المعولية وكذلك التعريف بطرائق التقدير التي سيتم استعمالها في هذه الرسالة في تقدير دالة المعولية في حال وجود قيم شاذة في البيانات.

٢-٢ البيانات المُلَوثة (الشاذة)

القيمة المُلَوِثة (Contaminants) او القيمة الشاذة (outlier) هي عنصر خارج عن النسق المميز لمجموعة أو تركيبة معينة (يختلف عن النمط الطبيعي للبيانات). وانها نقاط بيانات تكون مبتعدة

عن غالبية نقاط البيانات الاخرى اي انها مشاهدات لا تنسجم مع بقية بيانات المجموعة لأي متغير من المتغيرات لظاهرة معينة أو لمجموعة من الظواهر، وتعرف المشاهدة الشاذة (الملوثة) إحصائياً بأنها المُشاهدة المتأتية من مجتمع مختلف عن المجتمع قيد البحث. أي أن المجتمع الأصلي تم تلويثه بمشاهدات من مجتمع أخر وتُسمى هذه المُشاهدات بالملوثات (Contaminants). (الياسري: ٢٠٠٧: P:6) (هبة الله : ٢٠٠٥ P:4). والقيم الشاذة مشاهدات تنحرف كثيراً عن المشاهدات الاخرى وهي مولدة بطريقة مختلفة عن طريقة توليد المشاهدات الاصلية) . , (Hekimoglu & Erenoglu 2013:PP419-421)

٢-٣ دالة الكثافة الاحتمالية للفشل

وهي احتمالية فشل أو توقف الوحدة عن العمل خلال المدة $(t < T < t + \Delta t)$ بغض النظر عن قيمة Δt باعتبار T متغير عشوائي موجب يمثل وقت حدوث الفشل ويمكن التعبير عنها رياضياً كما يأتي:

$$f_T(t) = \lim_{\Delta t \to 0} \frac{p_r(t < T < t+\Delta t)}{\Delta t} \; ; \; t \geq 0 \qquad \ldots(2\text{-}1)$$

وخصائص هذه الدالة كالاتي:

١- $\int_0^{\infty} f_T(t)dt = 1$

٢- $0 \leq f_T(t) \leq 1$

٣- t دالة وحيدة القيمة عند كل قيمة من قيم اوقات الفشل (Iyer: 2013 P:26-27)

٢- ٤ دالة الكثافة التجميعية للفشل Failure Cumulative Function

وتمثل احتمال فشل أو توقف الوحدة عن العمل حتى الوقت t ويعبر عنها رياضياً كما يأتي:

$$F_T(t) = p_r(T < t) = \int_0^t f(u)du \; ; \; t \geq 0 \qquad \ldots(2\text{-}2)$$

والتي يطلق عليها دالة الاحتمال التجميعي للفشل حتى الوقت t. وهي دالة متزايدة غير متناقصة عن اي وقت من اوقات الفشل. (Rousseau: 2016 P:41)

٢-٥ دالة المعولية

وهي قدرة الوحدة أو النظام على أداء وظيفته أو مهمته المقصودة أو المطلوبة باستمرار عند الطلب وبدون تدهور أو فشل او هي احتمال الأداء الخالي من الفشل خلال عمر الوحدة او النظام أو الإطار الزمني للعنصر المحدد. ويطلق ايضاً عليها متوسط الوقت بين حالات الفشل Mean Time

Between Failure (MTBF)، أو معامل الموثوقية . (Stapelberg: 2009 P43-45) ويعبر عنها رياضياً كالاتي(Iyer: 2013 P:13) :

$$R_T(t) = P(T \geq t) = \int_t^{\infty} f_T(y)dx = 1 - \int_0^t f_T(z)dz = 1 - F_T(t) \quad \ldots(2\text{-}3)$$

٢-٦ توزيع ويبل

يعد توزيع ويبل واحداً من التوزيعات الاحتمالية المهمة لنمذجة اوقات الفشل للاجهزة والمعدات الكهربائية والمكان والذي يعتبر من التوزيعات الاحتمالية المهمة في دراسة المعولية ، اشتق هذا التوزيع من قبل العالم السويدي (Waloddi Weibull) عام 1939م .

المتغير العشوائي y له له توزيع ويبل Weibull Distribution بدالة الكثافة الاحتمالية الآتية:

$$g(y, \alpha, \lambda) = \alpha\lambda y^{\alpha-1} \exp(-\lambda y^{\alpha}) \;\; ; \;\; y > 0 \quad \ldots (4\text{-}2)$$

وان $\alpha > 0$ معلمة الشكل Shape Parameter و $\lambda > 0$ معلمة القياس Scale Parameter ، وان y يمثل المتغير العشوائي الوقت لحين الفشل.

اذا كان $y \sim Weibull(\alpha, \lambda)$ ، فان دالة التوزيع التراكمية Cumulative Distribution Function له هي :

$$F(y, \alpha, \lambda) = P(Y \leq y) = \int_0^y f(u)du = 1 - \exp(-\lambda y^{\alpha}) \;\; ; \;\; y \geq 0 \quad \ldots (5\text{-}2)$$

وان العزم ذي المرتبة r حول نقطة الأصل هو :

$$EX^r = \int_0^{\infty} X^r f(x)dx = \frac{r\Gamma\left(\frac{r}{\alpha}\right)}{\alpha\lambda^{\frac{r}{\alpha}}} \;\; ; \;\; r=1,2,3,\ldots \quad \ldots(6\text{-}2$$

)

إذ أن :

$$EX = \frac{\Gamma\left(\frac{1}{\alpha}\right)}{\alpha\lambda^{\frac{1}{\alpha}}} \quad \ldots(7\text{-}$$

2)

$$EX^2 = \frac{2\Gamma\left(\frac{2}{\alpha}\right)}{\alpha\lambda^{\frac{2}{\alpha}}} \quad \ldots(8\text{-}$$

2)

$$Var(X) = \frac{r\Gamma\left(\frac{r}{\alpha}\right)}{\alpha\lambda^{\frac{r}{\alpha}}} - \left(\frac{\Gamma^2\left(\frac{1}{\alpha}\right)}{(\alpha\lambda^{\frac{1}{\alpha}})^2}\right)] \quad \ldots(9\text{-}2$$

)

(Kersey: 2010 P:7) (Kundu&Howlader: 2010 P:1548) (A.Loganathan & (M. M. Mohie El-Din; M. Nagy, 2017, P98) ، M. Uma : 2017 P83-84)

٢-٨ توزيع فريچت

يعد توزيع فريچت من توزيعات ازمنة الحياة Lifetime models وتم تقديم هذا التوزيع من قبل عالم الرياضيات الفرنسي Maurice Frechet (١٨٢٨-١٩٧٣). ويستخدم في نمذجة معدلات الفشل والتي هي شائعة الاستعمال في دراسة المعولية Reliability والدراسات البايولوجية وتحليل الاشارات الضوئية وبناء نماذج الاخطاء، وكذلك لقياس قوة التحمل لاحد المكونات ، وهو من التوزيعات المناسبة للملائمة الجيدة لعينات البقاء على قيد الحياة ، ولوصف ظاهرة تدهور المكونات الميكانيكية كما في المكونات الديناميكية لمكائن الديزل. وله تطبيقات واسعة في نمذجة الكثير من الاحداث مثل الهزات الارضية، الزلازل، الفيضانات، سقوط الامطار، سرعة الرياح، اختبارات الحياة، تيارات البحار، وكذلك يستعمل في نمذجة وفيات الاطفال الرضع وفي نمذجة فترات فعاليات الكلف والفعاليات الخاصة بفترات الصيانة. (A.Loganathan & M. Uma : 2017 P83-84) ، (Kersey: 2010 P:8)

اذا كان المتغير العشوائي y له توزيع ويبل Wiebull distribution، فانه المتغير العشوائي $x = \frac{1}{y}$ له توزيع فريچت بدالة الكثافة الاحتمالية الاتية :

$$f(x,\alpha,\lambda) = \alpha\lambda\, x^{-(\alpha+1)} \exp(-\lambda x^{-\alpha}) \quad ; \; x \geq 0 \; ; \; \alpha,\lambda > 0 \qquad \dots (10\text{-}2)$$

وان $\alpha > 0$ معلمة الشكل Shape Parameter و $\lambda > 0$ معلمة القياس Scale Parameter ، وان x يمثل المتغير العشوائي الوقت لحين الفشل ويرمز لتوزيع فريچت بالرمز $Frechet(\alpha,\lambda)$ ، واذا كان $x \sim Frechet(\alpha,\lambda)$ ، فان دالة التوزيع التراكمية Cumulative Distribution Function له هي :

$$F(x,\alpha,\lambda) = P(X \leq x) = \int_0^x f(u)du = \exp(-\lambda x^{-\alpha}) \quad ; \; x \geq 0 \qquad \dots (11\text{-}2)$$

وان العزم ذو المرتبة (r) حول نقطة الاصل كالاتي:

$$EX^r = \int_0^\infty X^r f(x)dx = \lambda^{\frac{r}{\alpha}} \Gamma(1 - \frac{r}{\alpha}) \quad ; r=1,2,3,\dots \qquad \dots (12\text{-}2)$$

اذا كان $r > \alpha$ فان العزوم للتوزيع غير موجود، وعندما $0 < r \leq \alpha$ فان العزوم غير موجودة ، وعندما يكون $0 < \alpha \leq 2$ فان العزوم موجودة ولكن التباين غير موجود.

حيث ان :

$$EX=\lambda^{\frac{1}{\alpha}}\Gamma(1 - \frac{1}{\alpha}) \qquad \dots (13\text{-}2)$$

$EX^2 = \lambda^{\frac{2}{\alpha}}\Gamma(1 - \frac{2}{\alpha})$ ...(14-2)

$Var(X) = \lambda^{\frac{2}{\alpha}}[\Gamma(1 - \frac{2}{\alpha}) - (\Gamma^2(1 - \frac{1}{\alpha}))]$ ... (15-2)

ان دالة المعولية Reliability Function للتوزيع كالاتي:

$R(x) = \bar{F}(x) = \int_t^{\infty} f(x)dx = 1 - \exp(-\lambda x^{-\alpha})$ ... (16-2)

(A.Loganathan & M. Uma : 2017 P83-84) ، (Kersey: 2010 P:8) (بشار، ٢٠١٨، ص ٢٣-٢٤) (Kundu, & Howlader 2010 P1548)

9-2 نموذج الشواذ لـ Dixit Dixit

Outlier Model لتكن $X_1, X_2, \dots\dots\dots, X_n$ متغيرات عشوائية تتبع توزيع معين وفق دالة كثافة إحتمالية $(x; \theta)$ ، ولنفرض ان هنالك (k) من تلك المشاهدات تشذ (Outlying) او تنحرف بعيداً عن التوزيع الأصلي للبيانات وتتبع توزيع آخر بدالة كثافة احتمالية $g(x; \theta)$ ، لذلك سيكون عدد المتغيرات العشوائية التي لها التوزيع الأصلي $(n - k)$ مشاهدة ، فأن التوزيع المشترك للبيانات في حالة وجود k من الشواذ وفقاً الى Dixit تكتب كالآتي:

$$f(X_1, X_2, \dots\dots, X_n; \theta) = C \prod_{j=1}^{n} f(x_j; \theta) \sum_{\underline{A}} \prod_{r=1}^{k} \frac{g(x_A;\theta)}{f(x_A;\theta)} \quad \dots (17\text{-}2)$$

إذ أن: $C = \binom{n}{k}^{-1}$

$$\sum_{\underline{A}} = \sum_{A_1}^{n-k+1} \sum_{A_1=A_1+1}^{n-k+2} \dots\dots \sum_{A_k=A_{k-1}+1}^{n} \qquad k = 1,2, \dots\dots, n$$

بحيث أن المجموعات المعطاة $A_1, A_1, \dots\dots, A_{n-k}$ لها الشروط الآتية :

١- المتغيرات العشوائية $A_1, A_1, \dots\dots, A_{n-k}$ تكون مستقلة عن بعضها وكل منها له دالة كثافة احتمالية $f(x; \theta)$.

٢- المتغيرات العشوائية المتبقية (k) ايضاً مستقلة عن بعضها البعض وكل منها له دالة كثافة احتمالية $g(x; \theta)$.

٣- المجموعة (n-k) والمجموعة (k) من المتغيرات العشوائية تكونان مستقلتان عن بعظهما البعض .

٤- ان المجموعات $A_1, A_1, \dots\dots, A_{n-k}$ يتم اختيارها عشوائياً باحتمال مساوي الى $\binom{n}{k}^{-1}$ لكل مجموعة . بحيث ان: $\binom{n}{k} = \frac{n!}{k!(n-k)!}$

(Dixit;1989:P3074) ,(Nasiri:2010;P:456), (Gupta&Singh;2017:P9-10) (Nooghabi& Nasiri, 2012:P99) (E. Hemeda& M. Abdallah, 2018:P5-6)

2-3-10-2 في حالة وجود k من الشواذ عندما يكون التوزيع الأصلي توزيع فريچت (Frechet Distribution) والتوزيع الملوث هو توزيع ويبل(Exponential Distribution) :

$$B_r = \int_0^{\infty} xF^r(X)f(x)dx \qquad \ldots(١٨\text{-}2)$$

$$b_r = \frac{1}{nC_r^{n-1}} \sum_{i=1}^{n} C_r^{i-1} x_{(i)} \qquad \ldots(١٩\text{-}2)$$

حيث إنها معرفة على رتب العينة

$$x_{(1)} \leq x_{(2)} \leq \ \ldots\ldots\ldots\ldots \leq x_{(n)}$$

وهي قيم للمشاهدات

$$x_1 , x_2 \ldots\ldots\ldots\ldots x_n$$

إذ أن :

$$f(x) = C\alpha^n\lambda^n \prod_{i=1}^{n} x^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\lambda \sum_{j=1}^{n} x^{-\alpha}\right) \sum_{\underline{A}} Z(x_{Ar}, \alpha, \lambda) \qquad \ldots(٢٠\text{-}2)$$

$$; \ Z(x_{Ar}, \alpha, \lambda) = \sum_{\underline{A}} \prod_{r=1}^{k} [\exp -\lambda({x_{Ar}}^{\alpha} - {x_{Ar}}^{-\alpha}] \qquad \ldots(21\text{-}2)$$

وأن :

$$F^r(X) = [\exp(-\lambda x^{-\alpha})]^r$$

$$\ldots(22\text{-}2)$$

لذلك فأن :

$$B_r$$

$$= \int_0^{\infty} x[\exp(-\lambda x^{-\alpha})]^r C\alpha^n\lambda^n \prod_{i=1}^{n} x^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\lambda \sum_{j=1}^{n} x^{-\alpha}\right) \sum_{\underline{A}} Z(x_{Ar}, \alpha, \lambda) \sum_{\underline{A}} \prod_{r=1}^{k} [\exp -\lambda(x$$

$$- {x_{Ar}}^{-\alpha}] \ dx$$

$$B_r$$

$$= C\alpha^n\lambda^n \int_0^{\infty} x[\exp(-\lambda x^{-\alpha})]^r \prod_{i=1}^{n} x^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\lambda \sum_{j=1}^{n} x^{-\alpha}\right) \sum_{\underline{A}} Z(x_{Ar}, \alpha, \lambda) \sum_{\underline{A}} \prod_{r=1}^{k} [\exp -\lambda(x$$

$$- {x_{Ar}}^{-\alpha}] \ dx$$

$$B_r =$$

$$C\alpha^{n-k}\lambda^n \int_0^{\infty} x\exp(-r\lambda x^{-\alpha}) \prod_{i=1}^{n} x^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\lambda \sum_{j=1}^{n} x^{-\alpha}\right) \sum_{\underline{A}} Z(x_{Ar}, \alpha, \lambda) \sum_{\underline{A}} \prod_{r=1}^{k} [\exp -\lambda(x_{Ar}{}^{\alpha} - x_{Ar}{}^{-\alpha}] \; dx \quad \dots (23\text{-}2)$$

من المعادلة (2-23)... نحصل على:

عندما r=1 فان :

$$B_1 =$$

$$C\alpha^{n-k}\lambda^n \int_0^{\infty} x\exp(-\lambda x^{-\alpha}) \prod_{i=1}^{n} x^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\lambda \sum_{j=1}^{n} x^{-\alpha}\right) \prod_{r=1}^{k} \left[\frac{\exp \lambda(x_{Ar}{}^{-\alpha} - x_{Ar})}{x_{Ar}{}^{-(\alpha+1)}}\right] \; dx$$

$$\dots (24\text{-}2)$$

عندما r=2 فان :

$$B_2 =$$

$$C\alpha^{n-k}\lambda^n \int_0^{\infty} x\exp(-2\lambda x^{-\alpha}) \prod_{i=1}^{n} x^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\lambda \sum_{j=1}^{n} x^{-\alpha}\right) \prod_{r=1}^{k} \left[\frac{\exp \lambda(x_{Ar}{}^{-\alpha} - x_{Ar})}{x_{Ar}{}^{-(\alpha+1)}}\right] \; dx$$

$$\dots (25\text{-}2)$$

عندما r=1 فان :

$$b_1 = \frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^{n} (i-1) x_{(i)} \quad \dots (26\text{-}2)$$

$$b_2 = \frac{1}{n(n-1)(n-2)} \sum_{i=1}^{n} (i-1)(i-2) x_{(i)} \quad \dots (27\text{-}2)$$

فللحصول على مقدرات المعلمات $(\hat{\alpha}$ و$\hat{\lambda})$ وبعد تساوي المعادلات الاتية (2-81,2-79)، (2-82, 2-80) لاستخراج مقدرات المعلمات الاربعة نحصل ما يأتي :

$$B_1 = b_1$$

$$B_2 = b_2$$

وتكون المعادلات الناتجة كالآتي:

$$C\alpha^{n-k}\lambda^n \int_0^{\infty} x\exp(-\lambda x^{-\alpha}) \prod_{i=1}^{n} x^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\lambda \sum_{j=1}^{n} x^{-\alpha}\right) \prod_{r=1}^{k} \left[\frac{\exp \lambda(x_{Ar}{}^{-\alpha} - x_{Ar})}{x_{Ar}{}^{-(\alpha+1)}}\right] \; dx = \frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^{n} (i-1) x_{(i)} \quad \dots (28\text{-}2)$$

$$C\alpha^{n-k}\lambda^{n}\int_{0}^{\infty} x\exp(-2\lambda x^{-\alpha})\prod_{i=1}^{n} x^{-(\alpha+1)}\exp\left(-\lambda\sum_{j=1}^{n} x^{-\alpha}\right)\prod_{r=1}^{k}\left[\frac{\exp\lambda(x_{Ar}{}^{-\alpha}-x_{Ar})}{x_{Ar}{}^{-(\alpha+1)}}\right]\ dx =$$

$$\frac{1}{n(n-1)(n-2)}\sum_{i=1}^{n}(i-1)(i-2)x_{(i)} \quad \sum_{i=1}^{n}(i-1)x_{(i)}$$

… (29-2)

ونلاحظ ان المعادلتين (2-83) و (2-84) لايمكن ان تحل بالطرائق التحليلية الاعتيادية ولذلك لابد من استخدام الطرائق العددية التكرارية للحصول على مقدرات المعلمات (α و λ) وسيتم استعمال طريقة نيوتن رافسون لغرض الحصول على مقدرات $\widehat{\alpha}_{LMom(F.weib)}$ و $\hat{\lambda}_{LMom(F.weib)}$.

وللحصول على المعولية التقريبية نعوض التقديرات التي تم الحصول عليها في $\widehat{\alpha}_{L-Mom(F.weib)}$ و $\hat{\lambda}_{L-Mom(F.weib)}$ النتاجة من كون التوزيع الاصلي فريجت والملوث أسي في دالة المعولية للتوزيع وكالآتي:

$$\widehat{R}_{LMom(F.weib)}(x) = 1 - \exp(-\hat{\lambda}_{LMom(F.weib)}x^{-\widehat{\alpha}_{LMom(F.weib)}})$$

… (30-2)

٣-١ التمهيد Preface

تم في هذا الفصل استعمال اسلوب المحاكاة مونت-كارلو لاختبار قابلية طرائق التقدير التي تم عرضها في الجانب النظري من الرسالة ، ثم المقارنة بين هذه الطرائق عن طريق المعيار الاحصائي متوسط مربعات الخطأ التكاملي IMSE ، وكذلك شمل هذا الفصل بعض المفاهيم العامة للمحاكاة وكذلك وصف لتجربة المحاكاة الخاصة بالرسالة من حيث أحجام العينات وكذلك النماذج الافتراضية الخاصة بقيم المعلمات الافتراضية ونسب التلوث، وتم عرض نتائج تجربة المحاكاة في جداول. الصحية .

٣,٢ توليد الأعداد العشوائية Generating random numbers

تتكون آلية توليد الاعداد العشوائية كالآتي:

١- توليد أعداد عشوائية تتبع التوزيع المنتظم المستمر ضمن الفترة [١، ٠] من خلال استعمال دالة الكثافة التجميعية للتوزيع ويشترط في تلك الإعداد إن تكون مستقلة عن بعضها.

٢- تحويل العدد العشوائي المنتظم إلى متغير عشوائي يصف الأنموذج المدروس في ظل تجارب المحاكاة وكما مبين في المعادلة الآتية:

$$Y = F(z) \quad \ldots (3\text{-}1)$$

$z = F^{-1}(y)$ ...

(3-2)

٣-٣ مراحل تطبيق تجارب المحاكاة:

تتضمن تجارب المحاكاة المراحل الاتية:

المرحلة الأولى: تعد هذه المرحلة من اهم المراحل التي تعتمد عليها المراحل اللاحقة حيث يتم فيها اختيار القيم الافتراضية وكما يأتي:

١- تعيين حجوم العينات المفترضة وكما يأتي:

n = 25, 50, 75, 100

٢- اختيار قيم المعلمات الافتراضية(التجريبية) كما مبينة بالجدول الاتي:

جدول رقم (٣-١) قيم المعلمات الافتراضية

Model	١	٢	٣
α	٢,٥	5	3
λ	3	2.5	3

٣- إعتماد قيم افتراضية لتلوث البيانات وذلك بافتراض ثلاثة قيم للـ k كالآتي:

$k = 2\ ,\ 4\ ,\ 7$

٤- تكرار تجارب المحاكاة مساوياً لـ (r = 1000) لكل تجربة.

المرحلة الثانية: توليد البيانات:

١- توليد بيانات توزيع فريچت

باستعمال معكوس الدالة التوزيعية للتوزيع حسب الصيغة الآتية:

$$t_i = \left(-\frac{\ln(u)}{\lambda}\right)^{\left(-\frac{1}{\alpha}\right)} \quad \ldots(3\text{-}3)$$

إذ إن u: متغير عشوائي مستمر يتبع التوزيع المنتظم ويتم توليده بالحاسبة الالكترونية من خلال الدالة:

u = rand (1) …(3-4)

٢- توليد بيانات التوزيعات التي سيتم استعمالها في التلويث:

❖ توليد بيانات توزيع ويبل:

باستعمال معكوس الدالة التوزيعية للتوزيع حسب الصيغة الآتية:

$$t_i = \left(-\frac{\ln(1-u)}{\lambda}\right)^{\left(\frac{1}{\alpha}\right)} \quad \ldots(3-5)$$

المرحلة الرابعة: وهي المرحلة الأخيرة حيث يتم فيها المقارنة بين طرائق تقدير دالة معولية توزيع فريچت لغرض الوصول للمقدر الأكفأ من خلال المفاضلة بين طرائق التقدير المدروسة. فقد تم الاعتماد على متوسط مربعات الخطأ التكاملي (IMSE):

لكون (MSE) يحسب لكل (t_i) من الزمن فإن (IMSE) يمثل تكامل للمساحة الكلية (t_i) واختزالها بقيمة واحدة تعد عامة للزمن. أو معبرة عن الزمن الكلي.

وصيغة هذا المقياس تكون كما يأتي:

$$IMSE[\hat{R}(t)] = \frac{1}{r}\sum_{i=1}^{r}\left\{\frac{1}{n_t}\sum_{j=1}^{n_t}[\hat{R}_i(t_j) - R(t_j)]\right\} \quad \ldots(3-7)$$

$$= \frac{1}{n_t}\sum_{j=1}^{n_t} MSE[\hat{R}(t_i)] \ , \quad \ldots(3-8)$$

$$i = 1,\ldots..,r$$

اذ أن:

r : يمثل مرات تكرار التجربة.

n_t: معبرة عن حدود المتغير (t_i) أي من الحد الأدنى (Lower Bound) إلى الحد الأعلى (Upper Bound)

٣-٥ مناقشة نتائج تجارب المحاكاة :

سيتم عرض وتحليل نتائج تجارب المحاكاة لتقدير دالة المعولية لتوزيع فريچت حسب الطرائق المبينة في الجانب النظري. حيث تم الحصول على هذه النتائج باعتماد برنامج كُتِبَ بلغة (Math lab. Ver.2015) والمبين في الملحق (A).

ولغرض توضيح مختصرات الرموز التي وردت في جداول تحليل نتائج المحاكاة فستكون كما يأتي:

جدول (٣-٢) مختصرات طرائق التقدير

المختصر	الطريقة
Mle(F. weib)	طريقة الأمكان الاعظم في حالة التوزيع الأصلي للبيانات فريچت والتوزيع الملوث هو توزيع ويبل
Mom(F. weib)	طريقة العزوم في حالة التوزيع الأصلي للبيانات فريچت والتوزيع الملوث هو توزيع ويبل
LMom(F. weib)	طريقة العزوم الخطية في حالة التوزيع الأصلي للبيانات فريچت والتوزيع الملوث هو توزيع ويبل

وفيما يأتي النتائج الموضحة في الجداول التي سيتم تحليلها وكما يأتي:

٣-٥-١ تقديرات دالة المعولية عندما k=2 :

k=2	α=3	λ=2.5		
n	Real	Mle(F.weib)	Mom(F.weib)	LMom(F.wieb)
		$\hat{\alpha}=2.89$ $\hat{\lambda}=2.58$	$\hat{\alpha}=2.56$ $\hat{\lambda}=2.02$	$\hat{\alpha}=2.74$ $\hat{\lambda}=2.66$
25	0.99203	0.99973	0.97084	0.98797
	0.95123	0.99291	0.94794	0.94883
	0.87985	0.96295	0.8542	0.86576
	0.78506	0.88982	0.71718	0.74221
	0.6757	0.7607	0.60108	0.612
	0.5993	0.64592	0.54182	0.53602

	0.52309	0.5173	0.49473	0.47199
	0.44933	0.38717	0.4569	0.41917
	0.37984	0.2685	0.42599	0.37571
	0.34715	0.21679	0.41259	0.35691
IMSE		0.01027	0.08566	0.05061
Best		MLE		
50		$\hat{\alpha} = 2.83$ $\hat{\lambda} = 2.47$	$\hat{\alpha} = 2.24$ $\hat{\lambda} = 2.19$	$\hat{\alpha} = 2.92$ $\hat{\lambda} = 2.48$
	0.99203	0.99973	0.98942	0.98967
	0.95123	0.99314	0.95128	0.95121
	0.87985	0.9641	0.87463	0.87517
	0.78506	0.89292	0.76224	0.76448
	0.6757	0.76615	0.63832	0.64121
	0.5993	0.65222	0.56215	0.56446
	0.52309	0.52314	0.49531	0.49655
	0.44933	0.39099	0.43821	0.43822
	0.37984	0.26925	0.39005	0.38884
	0.34715	0.21592	0.36895	0.36716
IMSE		0.00779	0.04041	0.03796
Best		Best	Best	Best
75		$\hat{\alpha} = 3.71$ $\hat{\lambda} = 2.47$	$\hat{\alpha} = 2.82$ $\hat{\lambda} = 2.19$	$\hat{\alpha} = 2.49$ $\hat{\lambda} = 2.48$
	0.99203	0.99974	0.99025	0.99029
	0.95123	0.99318	0.95042	0.95043
	0.87985	0.96436	0.87644	0.87651
	0.78506	0.89371	0.77248	0.77277
	0.6757	0.76772	0.65431	0.65474
	0.5993	0.65425	0.57717	0.57755
	0.52309	0.52538	0.50629	0.5065

	0.44933	0.39303	0.44365	0.44361
	0.37984	0.2707	0.38962	0.3893
	0.34715	0.21699	0.36567	0.36521
	IMSE	0.00724	0.02773	0.02724
Best		MLE		
100		$\hat{\alpha}=2.89$ $\hat{\lambda}=2.58$	$\hat{\alpha}=2.56$ $\hat{\lambda}=2.02$	$\hat{\alpha}=2.74$ $\hat{\lambda}=2.66$
	0.99203	0.99974	0.99133	0.99134
	0.95123	0.99318	0.95111	0.95111
	0.87985	0.96437	0.87781	0.87808
	0.78506	0.89375	0.77768	0.77771
	0.6757	0.76775	0.66182	0.66187
	0.5993	0.65419	0.58327	0.58331
	0.52309	0.52508	0.5082	0.50822
	0.44933	0.39239	0.43926	0.43924
	0.37984	0.26966	0.37787	0.3778
	0.34715	0.21578	0.35016	0.35005
	IMSE	0.00689	0.01612	0.01603
Best		MLE		

جدول رقم (٣-٣) تقديرات دالة المعولية R بجميع الطرائق ومتوسط مربعات الخطأ التكاملي IMSE عند كل حجم عينة

يتضح من جدول (٣-٣) عند قيم المعلمات الافتراضية λ و α و نسبة تلوث k=2 وباستعمال المعيار الاحصائي متوسط مربعات الخطأ التكاملي IMSE ولاحجام عنية مختلفة لاختيار افضل تقدير للمعولية للمعولية التقريبية وكالآتي:

١. عند حجم عينة (n=25) و نسبة تلوث (K=2) وقيم معلمات افتراضية α=3, λ=2.5:

- المعولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم $\widehat{\mathbf{R}}_{\mathbf{Mle}}$ تقترب اكثر من المعولية الحقيقية من طريقة العزوم الخطية $\widehat{\mathbf{R}}_{\mathbf{LMom}}$ و طريقة العزوم $\widehat{\mathbf{R}}_{\mathbf{Mom}}$

- المعولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم عندما يكون التوزيع الملوث ويبل $\widehat{\mathbf{R}}_{\mathbf{Mle(F.weib)}}$ (IMSE=0.01027)،
- بينما طريقة العزوم الخطية $\widehat{\mathbf{R}}_{\mathbf{LMom}}$ ومن ثم طريقة العزوم $\widehat{\mathbf{R}}_{\mathbf{Mom}}$.
- طريقة العزوم امتلكت اقل متوسط مربع خطأ تكاملي (IMSE=0.08566) عندما يكون التوزيع الملوث ويبل.

٢. عند حجم عينة (n=50) و نسبة تلوث (K=2) وقيم معلمات افتراضية α=3, λ=2.5:

- المعولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم $\widehat{\mathbf{R}}_{\mathbf{Mle}}$ تقترب اكثر من المعولية الحقيقية من طريقة العزوم $\widehat{\mathbf{R}}_{\mathbf{Mom}}$ وطريقة العزوم الخطية $\widehat{\mathbf{R}}_{\mathbf{LMom}}$
- المعولية المقدرة بطريقة العزوم الخطية $\widehat{\mathbf{R}}_{\mathbf{LMom}}$ تمتلك طريقة العزوم الخطية اقل متوسط مربع خطأ تكاملي (IMSE=0.03796) عندما يكون التوزيع ويبل
- وطريقة العزوم امتلكت اقل متوسط مربع خطأ تكاملي (IMSE=0.04041) عندما يكون التوزيع الملوث ويبل.

٣. عند حجم عينة (n=75) و نسبة تلوث (K=2) وقيم معلمات افتراضية α=3, λ=2.5 :

- معولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم $\widehat{\mathbf{R}}_{\mathbf{Mle}}$ تقترب اكثر من المعولية الحقيقية من طريقة العزوم الخطية $\widehat{\mathbf{R}}_{\mathbf{LMom}}$ و طريقة العزوم $\widehat{\mathbf{R}}_{\mathbf{Mom}}$.
- المعولية المقدرة بطريقة العزوم الخطية $\widehat{\mathbf{R}}_{\mathbf{LMom}}$ تمتلك طريقة العزوم الخطية اقل متوسط مربع خطأ تكاملي (IMSE=0.02724) عندما يكون التوزيع الملوث ويبل ، وان طريقة العزوم امتلكت اقل متوسط مربع خطأ تكاملي (IMSE=0.02773) عندما يكون التوزيع الملوث ويبل.

٤. عند حجم عينة (n=100) و نسبة تلوث (K=2) وقيم معلمات افتراضية α=3, λ=2.5:

- معولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم $\widehat{\mathbf{R}}_{\mathbf{Mle}}$ تقترب اكثر من المعولية الحقيقية من طريقة العزوم الخطية $\widehat{\mathbf{R}}_{\mathbf{LMom}}$ و طريقة العزوم $\widehat{\mathbf{R}}_{\mathbf{Mom}}$

- أن المعولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم عندما يكون التوزيع الملوث ويبل $\widehat{R}_{Mle(F.Weib)}$ (IMSE=0.00689) بينما طريقة العزوم الخطية $\widehat{R}_{LMom}$ ومن ثم طريقة العزوم $\widehat{R}_{Mom}$.

- ولطريقة العزوم امتلكت اقل متوسط مربع خطأ تكاملي (IMSE=0.01612) عندما يكون التوزيع الملوث ويبل.

٣-٥-2 تقديرات دالة المعولية عندما k=4 :

جدول رقم (٣-٦) تقديرات دالة المعولية R بجميع الطرائق ومتوسط مربعات الخطأ التكاملي IMSE عند كل حجم عينة

k=4	α=3		λ=2.5		k=4		α=3
			Best		LMom(F.wieb)	Mom(F.weib)	Mle(F.we
$\hat{\alpha}=2.89$ $\hat{\lambda}=2.57$	$\hat{\alpha}=2.67$ $\hat{\lambda}=2.32$	$\hat{\alpha}=3.53$ $\hat{\lambda}=2.54$			$\hat{\alpha}=2.75$ $\hat{\lambda}=2.54$	$\hat{\alpha}=2.82$ $\hat{\lambda}=2.56$	$\hat{\alpha}=2.91$ $\hat{\lambda}=2.53$
0.9901	0.98987	0.99973	0.9915		0.98813	0.97218	0.999
0.95131	0.95131	0.99304	0.94811		0.94893	0.94826	0.992
0.87543	0.87494	0.96362	0.87266		0.87225	0.86333	0.962
0.76572	0.76384	0.89159	0.77336	50	0.76094	0.73307	0.888
0.64295	0.64051	0.76359	0.66016		0.63727	0.61519	0.758
0.56569	0.56372	0.64886	0.58197		0.56092	0.55312	0.643
0.4966	0.49551	0.51925	0.50474		0.494	0.50285	0.515
0.4367	0.43662	0.38702	0.43076		0.43702	0.46206	0.385
0.38559	0.38654	0.26569	0.36178		0.38907	0.42875	0.367
0.36306	0.36449	0.21272	0.32958		0.36808	0.41439	0.21
0.03482	0.03682	0.00807	IMSE		0.04034	0.07442	0.010
			Best				
$\hat{\alpha}=2.53$	$\hat{\alpha}=2.33$	$\hat{\alpha}=3.54$		100	$\hat{\alpha}=2.52$	$\hat{\alpha}=2.38$	$\hat{\alpha}=3.41$

$\hat{\lambda}=2.78$	$\hat{\lambda}=2.34$	$\hat{\lambda}=2.44$			$\hat{\lambda}=2.55$	$\hat{\lambda}=2.54$	$\hat{\lambda}=2.87$
0.99142	0.99142	0.99973	0.9915		0.99057	0.99054	0.999
0.9511	0.9511	0.99313	0.94811		0.95046	0.95046	0.993
0.87838	0.87838	0.96406	0.87266		0.87654	0.87649	0.964
0.77897	0.77896	0.89277	0.77336		0.77337	0.77314	0.892
0.66419	0.66417	0.76566	0.66016		0.65547	0.65512	0.765
0.58595	0.58592	0.65125	0.58197		0.57771	0.5774	0.651
0.51062	0.51062	0.52143	0.50474		0.5055	0.50533	0.522
0.44088	0.44091	0.38838	0.43076		0.44103	0.44106	0.389
0.37827	0.37834	0.2658	0.36178		0.38495	0.3852	0.267
0.34985	0.34994	0.21217	0.32958		0.35998	0.36035	0.213
0.0139	0.01396	0.00708	IMSE		0.02433	0.02471	0.007
			Best				

يتضح من جدول (٣-٦) عند قيم المعلمات الافتراضية λ و α و نسبة تلوث k=4 وباستعمال المعيار الاحصائي متوسط مربعات الخطأ التكاملي IMSE ولاحجام عنية مختلفة لاختيار افضل تقدير للمعولية للمعولية التقريبية وكالآتي:

١- عند حجم عينة (n=25) و نسبة تلوث (K=4) وقيم معلمات افتراضية α=3, λ=2.5:

- المعولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم $\hat{R}_{Mle}$ تقترب اكثر من المعولية الحقيقية من طريقة العزوم الخطية $\hat{R}_{LMom}$ ومن ثم طريقة العزوم $\hat{R}_{Mom}$.
- وأن المعولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم عندما يكون التوزيع الملوث ويبل $\hat{R}_{Mle(F.weib)}$ (IMSE=0.01057)، بينما طريقة العزوم الخطية $\hat{R}_{LMom}$ ومن ثم طريقة العزوم $\hat{R}_{Mom}$

.

٢- عند حجم عينة (n=50) و نسبة تلوث (K=4) وقيم معلمات افتراضية α=3, λ=2.5:

- المعولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم $\hat{R}_{Mle}$ تقترب اكثر من المعولية الحقيقية من طريقة العزوم الخطية$\hat{R}_{LMom}$ ومن ثم طريقة العزوم $\hat{R}_{Mom}$.

- المعولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم عندما يكون التوزيع الملوث ويبل $\hat{R}_{Mle(F.weib)}$ (IMSE=0.00807) بينما طريقة العزوم الخطية $\hat{\mathrm{R}}_{LMom}$ ومن ثم طريقة العزوم $\hat{R}_{Mom}$.

٣- عند حجم عينة (n=75) و نسبة تلوث (K=4) وقيم معلمات افتراضية α=3, λ=2.5 :

- المعولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم $\hat{R}_{Mle}$ تقترب اكثر من المعولية الحقيقية من طريقة العزوم الخطية$\hat{R}_{LMom}$ ومن ثم طريقة العزوم $\hat{R}_{Mom}$.

- المعولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم عندما يكون التوزيع الملوث ويبل $\hat{R}_{Mle(F.Weib)}$ (IMSE=0.00745) بينما طريقة العزوم الخطية $\hat{R}_{LMom}$ ومن ثم طريقة العزوم $\hat{R}_{Mom}$.

- المعولية المقدرة بطريقة العزوم الخطية $\hat{R}_{LMom}$ تمتلك طريقة العزوم الخطية اقل متوسط مربع خطأ تكاملي (IMSE=0.02433) عندما يكون التوزيع الملوث ويبل ، ولطريقة العزوم امتلكت اقل متوسط مربع خطأ تكاملي (IMSE=0.02471) عندما يكون التوزيع الملوث ويبل.

٤- عند حجم عينة (n=100) و نسبة تلوث (K=4) وقيم معلمات افتراضية α=3, λ=2.5:

- المعولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم $\hat{R}_{Mle}$ تقترب اكثر من المعولية الحقيقية من طريقة العزوم الخطية$\hat{R}_{LMom}$ ومن ثم طريقة العزوم $\hat{R}_{Mom}$.

- المعولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم عندما يكون التوزيع الملوث ويبل $\hat{R}_{Mle(F.Weib)}$ (IMSE=0.00708) وتليها طريقة العزوم الخطية $\hat{R}_{LMom}$ ومن ثم طريقة العزوم $\hat{R}_{Mom}$.

3-٥-٣ تقديرات دالة المعولية عندما k=7 :

جدول رقم (٣-١١) تقديرات دالة المعولية R بجميع الطرائق ومتوسط مربعات الخطأ التكاملي IMSE عند كل حجم عينة

k=7	α=3		λ=3		k=7		α=3
			Best		LMom(F.weib)	Mom(F.weib)	Mle(F.we
$\hat{\alpha}=2.44$	$\hat{\alpha}=2.54$	$\hat{\alpha}=2.78$			$\hat{\alpha}=2.67$	$\hat{\alpha}=2.43$	$\hat{\alpha}=2.59$
$\hat{\lambda}=2.45$	$\hat{\lambda}=3.46$	$\hat{\lambda}=3.33$			$\hat{\lambda}=2.44$	$\hat{\lambda}=3.54$	$\hat{\lambda}=3.22$
0.99547	0.95699	0.92362	0.97373		0.99237	0.92275	0.923
0.89289	0.84316	0.67231	0.87225		0.86994	0.66948	0.827
0.69437	0.74114	0.48955	0.76552		0.66654	0.4863	0.728
0.47064	0.64954	0.35659	0.64756	50	0.45708	0.35365	0.635
0.28017	0.56889	0.25984	0.5288		0.28718	0.25747	0.554
0.14787	0.49907	0.1894	0.42865		0.16919	0.18766	0.488
0.06993	0.43936	0.13811	0.35647		0.09553	0.13692	0.434
0.03735	0.40058	0.109	0.31707		0.06123	0.10817	0.401
0.01497	0.35589	0.07953	0.27561		0.03359	0.07907	0.364
0.00554	0.31812	0.05805	0.24097		0.01581	0.05785	0.335
0.08553	0.01204	0.07932	IMSE		0.08137	0.08056	0.033
			Best				
$\hat{\alpha}=2.18$	$\hat{\alpha}=2.33$	$\hat{\alpha}=2.79$			$\hat{\alpha}=2.49$	$\hat{\alpha}=2.46$	$\hat{\alpha}=2.72$
$\hat{\lambda}=2.54$	$\hat{\lambda}=3.23$	$\hat{\lambda}=3.24$			$\hat{\lambda}=2.46$	$\hat{\lambda}=3.35$	$\hat{\lambda}=3.36$
0.99561	0.9648	0.92384	0.97373		0.99558	0.96169	0.961
0.89603	0.84572	0.67301	0.87225		0.8954	0.84404	0.844
0.70115	0.74117	0.49034	0.76552		0.7	0.7398	0.73
0.47778	0.64905	0.35729	0.64756		0.47709	0.64712	0.647
0.28419	0.56827	0.26037	0.5288		0.28475	0.56568	0.565
0.14802	0.49775	0.18976	0.42865	100	0.14969	0.49486	0.494

0.06777	0.4364	0.13831	0.35647		0.06978	0.43378	0.433
0.03475	0.39576	0.10911	0.31707		0.03655	0.39372	0.39
0.01284	0.34792	0.07955	0.27561		0.01406	0.34711	0.347
0.00422	0.30648	0.058	0.24097		0.0049	0.30728	0.307
0.08461	0.00399	0.07884	IMSE		0.08468	0.00712	0.007
			Best				

يتضح من جدول (٣-11) عند قيم المعلمات الافتراضية λ و α و نسبة تلوث k=7 وباستعمال المعيار الاحصائي متوسط مربعات الخطأ التكاملي IMSE ولاحجام عنية مختلفة لاختيار افضل تقدير للمعولية للمعولية التقريبية وكالآتي:

١- عند حجم عينة (n=25) و نسبة تلوث (K=7) وقيم معلمات افتراضية α=3, λ=3:

- المعولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم $\hat{R}_{Mle}$ تقترب اكثر من المعولية الحقيقية من طريقة العزوم $\hat{R}_{Mom}$ ومن ثم طريقة العزوم الخطية $\hat{R}_{LMom}$.
- وأن المعولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم عندما يكون التوزيع الملوث ويبل $\hat{R}_{Mle(F.weib)}$ (IMSE=0.03375)، وتليها طريقة العزوم $\hat{R}_{Mom}$ ومن ثم طريقة الخطية $\hat{R}_{LMom}$.
- المعولية المقدرة بطريقة العزوم $\hat{R}_{Mom}$ في حالة التوزيع الملوث توزيع ويبل ،وان طريقة العزوم الخطية امتلكت اقل متوسط مربعات الخطأ التكاملي (IMSE=0.08137) عندما يكون التوزيع الملوث ويبل.

٢- عند حجم عينة (n=50) و نسبة تلوث (K=7) وقيم معلمات افتراضية α=3, λ=3:

- المعولية المقدرة بطريقة العزوم $\hat{R}_{Mom}$ تقترب اكثر من المعولية الحقيقية من طريقة الامكان الاعظم $\hat{R}_{Mle}$ وطريقة العزوم الخطية $\hat{R}_{LMom}$.
- وأن المعولية المقدرة بطريقة العزوم عندما يكون التوزيع الملوث ويبل $\hat{R}_{Mle(F.Weib)}$ (IMSE=0.01204) وتليها طريقة الامكان الاعظم $\hat{R}_{Mle}$ ومن ثم العزوم الخطية $\hat{R}_{LMom}$.
- المعولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم في حالة التوزيع الملوث توزيع ويبل حيث امتلكت طريقة الامكان الاعظم اقل متوسط مربع خطأ تكاملي (IMSE=0.07932) عندما يكون

التوزيع الملوث ويبل ، وان طريقة العزوم الخطية امتلكت اقل متوسط مربع خطأ تكاملي (IMSE=0.08553) عندما يكون التوزيع الملوث ويبل.

٣- عند حجم عينة (n=75) و نسبة تلوث (K=7) وقيم معلمات افتراضية α=3, λ=3:

- المعولية المقدرة بطريقة العزوم $\hat{R}_{Mom}$ تقترب اكثر من المعولية الحقيقية من طريقة الامكان الاعظم $\hat{R}_{Mle}$ وطريقة العزوم الخطية $\hat{R}_{LMom}$.
- وأن المعولية المقدرة بطريقة العزوم يكون التوزيع الملوث ويبل $\hat{R}_{Mom(F.Weib)}$ (IMSE=0.00712) وتليها طريقة الامكان الاعظم $\hat{R}_{Mle}$ ومن ثم العزوم الخطية $\hat{R}_{LMom}$.
- المعولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم في حالة التوزيع الملوث ويبل تقترب اكثر من المعولية الحقيقية حيث امتلكت طريقة الامكان الاعظم اقل متوسط مربع خطأ تكاملي (IMSE=0.03299) عندما يكون التوزيع الملوث ويبل ، وان طريقة العزوم الخطية امتلكت اقل متوسط مربع خطأ تكاملي (IMSE=0.08468) عندما يكون التوزيع الملوث ويبل.

٤- عند حجم عينة (n=100) و نسبة تلوث (K=7) وقيم معلمات افتراضية α=3, λ=3:

- المعولية المقدرة بطريقة العزوم $\widehat{\mathrm{R}}_{\mathrm{Mom}}$ تقترب اكثر من المعولية الحقيقية من طريقة الامكان الاعظم $\widehat{\mathrm{R}}_{\mathrm{Mle}}$ وطريقة العزوم الخطية $\widehat{\mathrm{R}}_{\mathrm{LMom}}$.
- المعولية المقدرة بطريقة العزوم عندما يكون التوزيع الملوث ويبل $\widehat{\mathrm{R}}_{\mathrm{Mle(F.Weib)}}$ (IMSE=0.00399) وتليها طريقة الامكان الاعظم $\widehat{\mathrm{R}}_{\mathrm{Mle}}$ ومن ثم العزوم الخطية $\widehat{\mathrm{R}}_{\mathrm{LMom}}$.
- المعولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم في حالة التوزيع توزيع ويبل حيث امتلكت طريقة الامكان الاعظم اقل متوسط مربعات خطأ تكاملي (IMSE=0.03348) عندما يكون التوزيع الملوث ويبل، وان طريقة العزوم الخطية امتلكت اقل متوسط مربع خطأ تكاملي (IMSE=0.08461) عندما يكون التوزيع الملوث ويبل.

يتضح مما تقدم وفيما يخص المقياس الإحصائي (IMSE)، إن طريقة التقدير التي حققت أعلى نسبة افضلية في تقدير دالة المعولية التقريبية لتوزيع فريچت هي طريقة الامكان الاعظم عندما يكون التوزيع الملوث هو التوزيع الملوث هو توزيع ويبل تليها طريقة العزوم والجدول الآتي يلخص نسبة الافضلية لطرائق التقدير المختلفة.

جدول (٣-١٢) يبين نسبة الافضلية لطرائق تقدير دالة المعولية باستخدام المقياس الإحصائي (IMSE)

النسبة	عدد مرات الأفضلية	طريقة التقدير
0.34	34	Mle(F.weib)
0.16	16	Mom(F.weib)
0.0	0	LMom(F.weib)

٤-١ تمهيد

يعد السرطان مرض خطير وسريع الانتشار. يصاب كل عام ملايين الاشخاص بهذا المرض . وحقيقة كونه مرضا قاتلا هو العامل الرئيسي في الأبحاث والاكتشافات الجديدة التي تتم بواسطة العلماء في مجال العلاج. وأجهزة التكنولوجيا الحديثة التي تم تطويرها كنتيجة لهذه الجهود تقدم مصادر جديدة لتشخيص وعلاج السرطان. لذلك ولاهمية الاجهزة التي تكشف عن هذا المرض وخصوصاً سرطان الثدي كان لابد من الاهتمام بدراسة أحد اهم اجهزة الكشف عن مرض سرطان الثدي وهو جهاز الماموجرام ، ففي هذا الفصل سيتم تعريف جهاز الماموجرام ووصف للبيانات التي سيتم تطبيق الطريقة الافضل من بين طرائق التقدير التي تم تناولها في الجانب التجريبي لتقدير معولية جهاز الماموجرام بالاعتماد على اوقات الاشتغال لحين عطل الجهاز(اوقات الفشل) .

٤-٢ الماموجرام

يُعد الماموجرام أحد أنواع صور الأشعة السينيّة المستخدمة للكشف عن وجود أورامٍ أو تغيّراتٍ في نسيج الثدي، ومن مميزات فحص الماموجرام أنّه يمكن من خلاله الكشف عن وجود سرطان الثدي حتى قبل ظهور أيّ أعراضٍ أو علامات مرضيّة على المرأة، لذا فقد ساهم بشكلٍ كبير في التقليل من عدد الوفيات الناجمة عن سرطان الثدي بين النساء اللواتي تتراوح أعمارهن بين ٤٠ و٧٠ عاماً.

٤-٣ البيانات التطبيقية

يمثل جهاز الماموجرام احد الاجهزة الطبية المتطورة المستخدم للكشف عن سرطان الثدي عند النساء، ويوجد في مستشفى الهندية العام التابعة لمحافظة كربلاء جهاز ماموجرام واحد متطور يقدم الخدمة للمواطنين، ونظراً للزخم الحاصل على الجهاز يتعرض الجهاز الى عطلات فنية وكهربائية مستمرة تستدعي استدعاء الخبراء الفنين لغرض صيانة الجهاز وتفعيل استمرارية بالعمل. ولكن في بعض الاحيان يتم توقف عمل الجهاز لاسباب لوجستية قد تكون اعطاء راحة للجهاز ثم العودة للعمل على الجهاز وذك

بسبب الزخم الحاصل على الجهاز. تم الحصول على بيانات من المختصين العاملين على الجهاز والمهندسين المشرفين ومن ادارة المستشفى عن فترات اشتغال الجهاز لحين التوقف عن العمل (اوقات فشل) مع اوقات لاتمثل اوقات فشل في عمل الجهاز وانما اوقات لغرض اعطاء راحة لعمل الجهاز وبذلك فان بيانات اوقات الفشل قد لوثت ببيانات غير البيانات الحقيقية للفشل، وقد رتبت هذه الاوقات t_i في الجدول (٤-١) مقاسة بالاشهر وللمده من بداية نصب الجهاز في المستشفى ولحد نهاية سنة ٢٠١٨ وكالاتي:

جدول(٤ -١) مدد اشتغال جهاز الماموجرام لحين التوقف عن العمل بالاشهر

i	t_i	i	t_i	i	t_i	i	t_i	i	t_i	i	t_i
1	0.9	11	.١٠	21	2.6	31	0.5	41	0.6	51	0.5
2	0.2	12	.١٠	22	0.8	32	0.6	42	0.1	52	0.6
3	0.9	13	.١١	23	0.9	33	0.7	43	0.2	53	0.8
4	0.6	14	.١١	24	1.0	34	0.8	44	0.3	54	1.7
5	0.4	15	2.2	25	0.1	35	0.8	45	1.5	55	0.5
6	1.7	16	1.1	26	1.3	36	0.9	46	0.8	56	1.4
7	1.8	17	2.4	27	0.3	37	0.1	47	0.8	57	1.6
8	0.2	18	1.4	28	0.3	38	1.2	48	0.9	58	1.6
9	0.9	19	0.9	29	0.4	39	0.5	49	0.1	59	1.9
10	0.2	20	0.2	30	0.5	40	.٥٠	50	0.3	60	1.4

جدول(٤ -٢) اوقات توقف عمل الجهاز المتعمدة

t_i	0.2	0.2	0.3	0.1	0.3	0.2	0.2	0.1	0.3	0.4

i	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

٤-٤ اختبار ملائمة البيانات Data Fitting

تم اختبار البيانات باستعمال برنامج easy fit للتاكد من كونها تتبع التوزيعات المدروسة ام لا كالآتي:

❖ اختبار البيانات التي تمثل اوقات الفشل لجهاز الماموجرام وكانت نتائج الاختبار كالاتي:

H_0: البيانات تتبع توزيع فريجت

H_1: البيانات لا تتبع توزيع فريجت

وكانت نتائج الاختبار كما في الجدول (٤-٣)

جدول (٤-٣) نتائج اختبار البيانات الحقيقة لاوقات الفشل لجهاز الماموجرام

No.	Distribution	Kolmogorov-Smirnov	Anderson Darling	Sig.
		Statistic	Statistic	
1	Frechet	0.23005	0.56727	0.4092

حيث يتضح من جدول (٤-٣) ان قيمة .Sig والبالغة (0.4092) اكبر من مستوى المعنوية ٠,٠٥ لذلك لانرفض فرضية العدم اي ان البيانات تتبع توزيع فريجت .

❖ اختبار البيانات التي تمثل اوقات الراحة لجهاز الماموجرام وكانت نتائج الاختبار كالاتي:

❖ H_0: البيانات تتبع توزيع ويبل

❖ H_1: البيانات لاتتبع توزيع ويبل

جدول (٤-٤) نتائج اختبار البيانات الحقيقة لاوقات توقف جهاز الماموجرام

No.	Distribution	Kolmogorov-Smirnov	Anderson Darling	Sig.
		Statistic	Statistic	
١	Weibull	0.16009	0.36132	2.5018

حيث يتضح من جدول (٤- ٤) أن قيمة .Sig والبالغة (0.4083) للتوزيع الاسي وكذلك قيمة .Sig والبالغة (2.5018) لتوزيع ويبل اكبر من مستوى المعنوية ٠,٠٥ لذلك لانرفض فرضية العدم اي ان البيانات تتبع توزيع ويبل.

٤-٥ تحليل البيانات Data analysis

بينت نتائج تجارب المحاكاة ان افضل طريقة لتقدير دالة المعولية هي الامكان الاعظم ، لذلك سيتم تطبيق هذه الطريقة على البيانات الحقيقية لقياس معولية جهازم الماموجرام ، وباستعمال برنامج Mat lab تم انشاء برنامج خاص لتطبيق الطريقة وكانت النتائج كالاتي :

جدول (٤-٥) يبين البيانات الحقيقية والمعلوية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم عند نسبة تلوث K=2

t_i	قيم المعولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم R_i	t_i	قيم المعولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم R_i	t_i	قيم المعولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم R_i
2.6	0.81	0.9	0.33	0.5	0.14
2.4	0.75	0.9	0.32	0.5	0.14
2.2	0.74	0.9	0.32	0.5	0.13
1.9	0.72	0.9	0.31	0.4	0.12
1.8	0.71	0.9	0.31	0.4	0.12
1.7	0.61	0.9	0.31	0.3	0.08
1.7	0.51	0.8	0.31	0.3	0.07
1.6	0.51	0.8	0.3	0.3	0.07
1.6	0.51	0.8	0.3	0.3	0.06
1.5	0.51	0.8	0.3	0.2	0.06
1.4	0.49	0.8	0.29	0.2	0.06
1.4	0.48	0.8	0.27	0.2	0.05
1.4	0.46	0.7	0.22	0.2	0.05
1.3	0.46	0.6	0.21	0.2	0.03
1.2	0.46	0.6	0.21	0.1	0.03
1.1	0.43	0.6	0.21	0.1	0.02
1.1	0.41	0.6	0.21	0.1	0.02
1.1	0.38	0.5	0.21	0.1	0.01
1	0.35	0.5	0.14	0.1	0.01
0.9	0.34	0.5	0.14	0.1	0.01

جدول (٤-٦) يبين البيانات الحقيقية والمعلوية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم عند نسبة تلوث =٤K

قيم المعولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم R_i	t_i	قيم المعولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم R_i	t_i	قيم المعولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم R_i	t_i
0.11	0.6	0.34	2.6	0.92	0.9
0.11	0.1	0.33	0.9	0.91	0.2
0.08	0.2	0.33	0.8	0.87	0.9
0.07	1.5	0.32	1	0.77	0.6
0.07	0.3	0.31	0.1	0.76	0.4
0.06	0.9	0.3	1.3	0.71	1.7
0.06	0.8	0.3	0.3	0.66	1.8
0.06	0.8	0.29	0.3	0.65	0.2
0.05	0.5	0.27	0.4	0.63	0.9
0.05	0.3	0.23	0.5	0.6	0.2
0.05	0.1	0.22	0.5	0.56	٠,١
0.03	1.7	0.21	0.7	0.55	٠,١
0.03	0.8	0.21	0.6	0.51	١,١
0.03	0.6	0.19	0.8	0.49	١,١
0.02	1.4	0.18	0.8	0.46	2.2
0.02	0.5	0.17	0.9	0.46	1.1
0.01	1.9	0.14	1.2	0.43	2.4
0.01	1.6	0.14	0.1	0.41	1.4
0.01	1.6	0.12	0.5	0.38	0.9
0.01	1.4	0.12	٠,٥	0.35	0.2

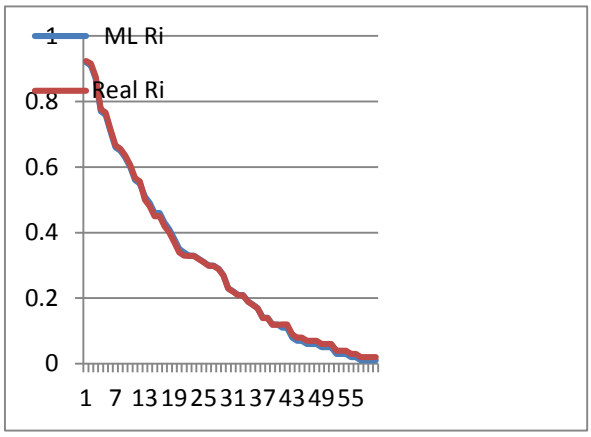
جدول (٤-٧) يبين البيانات الحقيقية والمعلوية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم عند نسبة تلوث =٧K

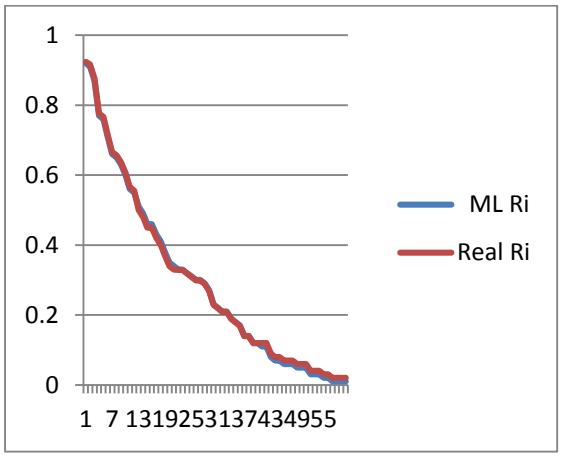
قيم المعولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم R_i	t_i	قيم المعولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم R_i	t_i	قيم المعولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم R_i	t_i

0.9	0.93	2.6	0.46	0.6	0.19
0.2	0.94	0.9	0.43	0.1	0.18
0.9	0.88	0.8	0.41	0.2	0.17
0.6	0.77	1	0.4	1.5	0.14
0.4	0.77	0.1	0.4	0.3	0.14
1.7	0.76	1.3	0.38	0.9	0.12
1.8	0.76	0.3	0.34	0.8	0.12
0.2	0.71	0.3	0.33	0.8	0.11
0.9	0.67	0.4	0.33	0.5	0.11
0.2	0.66	0.5	0.31	0.3	0.11
٠,١	0.66	0.5	0.3	0.1	0.08
٠,١	0.66	0.7	0.3	1.7	0.07
١,١	0.65	0.6	0.3	0.8	0.07
١,١	0.6	0.8	0.29	0.6	0.06
2.2	0.56	0.8	0.28	1.4	0.06
1.1	0.55	0.9	0.22	0.5	0.06
2.4	0.55	1.2	0.22	1.9	0.05
1.4	0.51	0.1	0.22	1.6	0.05
0.9	0.49	0.5	0.21	1.6	0.03
0.2	0.46	٠,٥	0.21	1.4	0.03

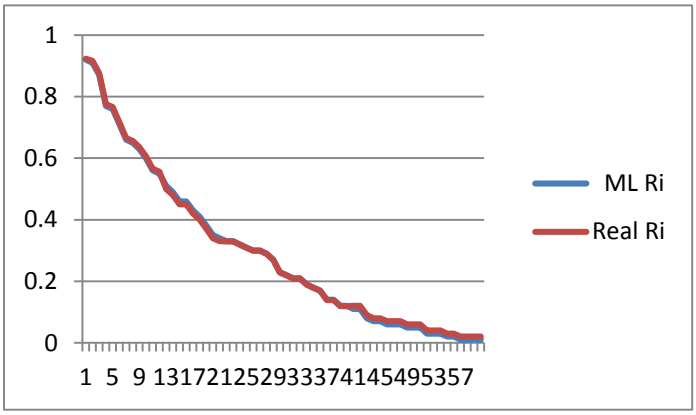
ويتضح من الجدول(٤-٥) و(٤-٦) و(٤-٧) ان المعولية التقريبية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم في حالة التوزيع اسي او ويبل تتزايد بزيادة نسب تلوث البيانات ، هذا يدل على ان اعطاء فترات توقف متعمدة للجهاز وليس اوقات فشل عمل الجهاز من قبل المختصين والقائمين على الجهاز يزيد من معولية الجهاز.

والاشكال الاتية تمثل منحنيات دالة المعولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم للبيانات الحقيقية والمعولية الحقيقة عند كل نسبة من نسب التلوث :





شكل(٤-١) منحنى دالة المعولية الحقيقية والمعولية المقدرة بطرية الامكان الاعظم للبيانات الحقيقية عند k=2 شكل(٤-٢) منحنى دالة المعولية الحقيقية والمعولية المقدرة بطرية الامكان الاعظم للبيانات الحقيقية عند k=4



شكل(٤-٣) منحنى دالة المعولية الحقيقية والمعولية المقدرة بطرية الامكان الاعظم للبيانات الحقيقية عند k=7

ويتضح من الاشكال (٤-١) و(٤-٢) و (٤-٣) ان منحنى دالة المعولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم اكثر ملائمة لمنحنى البيانات الحقيقة ، وان المعولية المقدرة بطرية الامكان الاعظم تقترب كثيراً من المعولية الحقيقية عند تقليل نسب التلوث في البيانات.

1.5 الاستنتاجات Conclusions

من خلال ماتم التوصل اليه من نتائج في الجانبين التجريبي والتطبيقي توصلنا الى الاستنتاجات الاتية :

١- افضل طريقة لتقدير دالة المعولية التقريبية في ظل وجود بيانات ملوثة هي طريقة الامكان الاعظم بنسبة افضلية ٣٤% عندما يكون التوزيع الملوث ويبل، تليها طريقة العزوم بنسبة

افضلية ١٦ % عندما يكون التوزيع الموث ويبل، ثم طريقة العزوم الخطية بنسبة افضلية ٠% لكلا التوزيعين الملوثين.

٢- المعولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم $\widehat{R}_{Mle}$ تقترب اكثر من المعولية الحقيقية من طريقة العزوم $\widehat{R}_{Mom}$ وطريقة العزوم الخطية $\widehat{R}_{LMom}$.

٣- سجلت طريقة العزوم افضلية عن باقي الطرائق لبعض تجارب المحاكاة

٤- عدم ملائمة طريقة العزوم الخطية لتقدير دالة المعولية التقريبية في ظل وجو بيانات ملوثة حيث ان الطريقة لم تسجل اي تفوق في جميع تجارب المحاكاة.

٥- طريقة الامكان الاعظم اكثر ملائمة للبيانات الحقيقية التي تمثل اوقات الفشل لجهاز الماموجرام .

٦- تتزايد المعولية التقريبة لجهاز الماموجرام عند تناقص نسب التلوث التي تمثل اوقات التوقف المتعمدة لعمل جهاز الماموجرام.

٧- منحنيات دالة المعولية التقريبية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم للبيانات الحقيقية تقترب من المعولية الحقيقة .

2.5 التوصيات Recommendations

من خلال ما تم التوصل اليه من استنتاجات ، نوصي بالاتي :

١- تلوث البيانات قد يكون مفيد في بعض الاحيان ففي حالة البيانات الحقيقة تم ملاحظة ان اوقات التوقف المتعمدة لجهاز الماموجرام قد ادت ال ارتفاع معولية الجهاز .

٢- مقارنة الطريقة المستخدمة في هذه الرسالة مع الطرائق الحصينة التي استخدمت في حالة البيانات الملوثة .

٣- التوسع في استعمال توزيعات اخرى غير توزيع فريچت في حالة وجود بيانات ملوثة ، وكذلك استعمال توزيعات اخرى غير التوزيع الاسي وتوزيع ويبل كتوزيعات ملوثة للتوزيع الاصلي للبيانات.

٤- استعمال التقدير البيزي ومقارنته مع التقدير الكلاسيكي في حالة وجود بيانات ملوثة.

المصادر:

١- الياسري ، تهاني مهدي عباس ، (٢٠٠٧) ، " مقارنة مقدرات بيز الحصين مع مقدرات أخرى لتقدير دالة المعولية التقريبية لتوزيع ويبل" ، اطروحة دكتوراه ، كلية الادارة والاقتصاد- جامعة بغداد .

٢- هبة الله، و ماجد علي شريم، (٢٠٠٥) ، " دراسة مقارنة لطرق التقدير الحصينة لدالة البقاء مع تطبيق عملي على مرضى سرطان الدم في اليمن " ، اطروحة دكتوراه - كلية الادارة والاقتصاد- جامعة بغداد .

٣-بشار خالد علي (٢٠١٨) ، "اختيار افضل تقدير للمعولية الضبابية لتوزيع فريچت " ، رسالة ماجستيرغير منشورة، جامعة كربلاء ، كلية الادارة والاقتصاد .

-٤ Hekimoglu ,SerifR.; Erenoglu , Cuneyt , (2013) , " A new GM-estimate with high breakdown point" , Acta Geod Geophys 48:419–437 DOI 10.1007/s40328-013-0029

-٥ Iyer , Ravi K., (2013) , " Hazard and Reliability Functions,Failure Rates" , Probability with Engineering Applications, Dept. of lectrical and Computer Engineering University of Illinois at Urbana Champaign, ECE 313.

-٦ Rousseau, Gilles,(2016), " Vieillissement du TRIAC soumis à des essais de fiabilité du type HTRB" , HAL Id: dumas-01803690 https://dumas.ccsd.cnrs.fr/dumas-01803690

-٧ Stapelberg , Rudolph Frederick, (2009) , " Handbook of Reliability, Availability, Maintainability and Safety in Engineering Design ", Springer, British Library Cataloguing in Publication Data, DOI 10.1007/978-1-84800-175-6 .

-٨ Kersey, Jing Xiong, (2010), " Weighted Inverse Weibull and Beta-Inverse Weibull Distribution", https://digitalcommons.georgiasouthern.edu/etd Part of theMathematics Commons .

-٩ A.LOGANATHAN ; M.UMA, (2017), " COMPARISON OF ESTIMATION METHODS FOR INVERSE WEIBULL PARAMETERS" , Global and Stochastic Analysis Vol. 4 No. 1, , 83-93

-١٠ Kundua, Debasis; Howlader, Hatem, (2010) , " Bayesian inference and prediction of the inverse Weibull distribution for Type-II censored data , Computational Statistics and Data Analysis 54 (2010) 1547_1558 .

-١١ M. M. Mohie El-Din; M. Nagy, (2017) , " Estimation for Inverse Weibull distribution under Generalized Progressive Hybrid Censoring Scheme" , Journal of Statistics Applications&