

توظيف أسلوب المعكوس الكروي المعدل في بناء توزيع احتمالي ليندلي شبه الدائري مع تطبيق عملي

On Stereographic Semi-circular Three Parameter Lindley Distribution With practical application

أ.م.د. صدى فايز محمد

Ass. Prof. Dr. Sada Fayed Mohammed (2,b)

Sada.f@uokerbala.edu.iq

كلية الإدارة والاقتصاد جامعة كربلاء، كربلاء، العراق

College of Administration and Economics,

University of Karbala

نجوى تركي عواد

NAJWAA TURKI AWAD (1,a)

najwaturkiawad@gmail.com

كلية الإدارة والاقتصاد جامعة كربلاء، كربلاء، العراق

College of Administration and

Economics, University of Karbala

المستخلص: في هذا البحث تم إيجاد التوزيع المعكوس الكروي المعدل شبه الدائري (لتوزيع ليندلي ذو ثلاثة معلمات) والتي تختص بتحويل البيانات الاعتيادية (الديكارتية) الى بيانات قطبية (مقاسة بالزوايا) ومن ثم إيجاد خصائص التوزيع المعكوس الكروي المعدل شبه الدائري (لتوزيع ليندلي ذو ثلاثة معلمات) ومن ثم تقدير معلمات التوزيع الجديد بالاعتماد على طريقة يقة الامكان الاعظم (Maximum Likelihood) وطريقة الفترات التجزئية ولغرض المقارنة بين طرائق تقدير المعلمات للتوزيع المقترح فقد تم توظيف أسلوب محاكاة مونت كارلو (Monte carlo) باستعمال برنامج بلغة (الماتلاب) لإجراء عدة تجارب بأحجام عينات مختلفة (صغيرة (30)، ومتوسطة (50) وكبيرة (150,100)) بالاعتماد على المعيار الاحصائي متوسط مربعات الخطأ (MSE). وقد اظهرت النتائج افضلية طريقة الامكان الاعظم في حساب مقدرات معلمات التوزيع المقترح في ضل حجوم العينات المتوسطة والكبيرة وافضلية طريقة المقدرات التجزئية في ضل حجوم العينات الصغيرة والمتوسطة.

الكلمات المفتاحية: طريقة الامكان الاعظم، طريقة الفترات الجزئية، التوزيع المعكوس الكروي المعدل شبه الدائري، توزيع ليندلي ذي الثلاث معلمات.

ABSTRACT: In this paper, we found the semi-circular modified spherical inverse distribution (for a three-parameter Lindley distribution), which is concerned with converting ordinary (Cartesian) data into polar data (measured by angles) and then finding the characteristics of the semi-circular modified spherical inverse distribution (for a three-parameter Lindley distribution). The parameters of the new distribution are then estimated based on the Maximum Likelihood method and the fractional interval method. For the purpose of comparing the methods of estimating the parameters of the proposed distribution, the Monte Carlo simulation method was employed using a program in the MATLAB language to conduct several experiments with sample sizes. Different sizes (small (30), medium (50) and large (150,100)) based on the statistical standard Mean Squared Error (MSE). The results showed the superiority of the maximum likelihood method in calculating the estimates of the parameters of the proposed distribution under medium and large sample sizes and the superiority of the small method. And medium.

Keywords: Maximum potential method, subinterval method, semicircular modified spherical inverse distribution, three-parameter Lindley distribution.

1-المقدمة:

تكم أهمية التوزيع الاحتمالي في قابلية التطبيق على بيانات العالم الحقيقي وكذلك قدرته على ملائمة البيانات بدقة وفائدته في عمل التنبؤات ورسم روى ذات مغزى عند استعمال اي توزيع في مجال بحث معين فيتم تحديده من خلال مدى استيفائه لهذه المعايير للبيانات والتطبيقات المحددة من خلال نمذجة البيانات الزاوية (الدائرية) التي تعد من التقنيات التطبيقية الوثيقة الصلة والمهمة للغاية في العديد من المجالات مثل العلوم الفيزيائية والعلوم الطبية وعلم الارصاد الجوي وعلم النفس وغيرها من العلوم، لذلك جاء هذا البحث لايجاد انموذج او توزيع احتمالي يمثل تلك الظواهر وهذا ينطوي في ظل التوزيعات الشبه دائرية وهو توزيع ليندلي ذو ثلاثة معلمات.

2-مشكلة البحث:

بالرغم من اتساع تطبيق التوزيعات الاحتمالية في مجالات مختلفة من مجالات الحياة، تواجهنا في العالم الحقيقي بعض الظواهر تقع ضمن الفترة $(0, 2\pi)$ نمذجة بعض وعادة ما يتم نمذجة هذه الظواهر عن طريق التوزيعات الدائرية (Circular distributions) ولكن قد تواجهنا مشكلة ان بعضاً من تلك الظواهر قد تحتاج أن تقع ضمن المدى الدائري اي ضمن الفترة $(0, 2\pi)$ حيث أن الخاصية الدورية للبيانات الدائرية ليست مفيدة للبيانات الدائرية لأن 0° ليست هي نفسها 180° . لذلك من الضروري إيجاد انموذج او توزيع احتمالي يمثل تلك الظواهر وهذا ينطوي في ظل التوزيعات الشبه دائرية لذلك تضمنت مشكلة الرسالة :-

- صعوبة التعامل مع البيانات الدائرية وتحديد توزيع دائري لها .
- تحويل التوزيعات الخطية الى شبه دائرية التي تقع ضمن الفترة $(0, 2\pi)$.

- إيجاد توزيع شبه دائري باستخدام الصيغة المجسمة من التوزيع الخ

3-هدف البحث:

(Aim of Research)

- 1- بناء توزيع احتمالي جديد باستعمال نظرية التوزيعات الدائرية بالاعتماد على اسلوب المعكوس الكروي المعدل والذي يختص بتحويل التوزيعات الخطية الى توزيعات شبه دائرية .
- 2- اشتقاق خصائص التوزيع الجديد وتقدير معلماته ودالة البقاء بطرائق مختلفة (طريقة الامكان الاعظم (MLE) وطريقة الفترات التجزئية .
- 3- اختيار افضل طريقة لمقدرات المعلمات وذلك بالاعتماد على المقياس الاحصائي متوسط مربعات الخطاء (MSE) وباستعمال اسلوب المحاكاة واحجام عينات مختلفة.

(Survival Function)

4-دالة البقاء :

أحد أساليب في علم الإحصاء هو تحليل البقاء على قيد الحياة، الذي يصف الموت في الكائنات الحية والفسل في لأنظمة والمكانن إضافة الى استخداماتها في الجانب الحياتي والجانب الطبي ويمكن تعريف وقت البقاء على انه حدوث حدث معين، كظهور مرض معين او الاستجابة الى العلاج معين او الانتكاسة او الموت، يتركز تحليل البقاء على قيد الحياة بشكل رئيسي على التنبؤ في تحديد احتمال المخاطر ويرمز لها بالرمز $S(t)$ ويمكن التعبير عنها رياضيا كالآتي [7] [8] :

$$S(t) = 1 - F(t) \quad \dots (1)$$

$F(t)$: يمثل دالة الكثافة التجميعية التراكمية للمتغير العشوائي.

يمثل زمن بقاء الكائن الحي على قيد الحياة

(Three Parameter

5- توزيع ليندلي ذي الثلاث معلمات:

Lindley Distribution)

يعد توزيع ليندلي [10] من التوزيعات المستخدمة بشكل واسع في نمذجة بيانات الحياة ودالة البقاء، وان اكتشاف هذا التوزيع ساهم في تطور الإحصاء لأهميته في العلوم الطبية والهندسية، ونمذجة بيانات الوقت، ويعد أحد نماذج الفشل وله العديد من الاستعمالات في الحقول المختلفة منها في دراسات المعولية، والدراسات السكانية المتمثلة بتوقعات جدول الحياة وان دالة الكثافة الاحتمالية للتوزع تكون بالصيغة التالية:

$$f(x, \theta, \alpha, \beta) = \frac{\theta^2}{\alpha\theta + \beta} (\alpha + \beta x) e^{-\theta x} \quad \theta > 0, \beta > 0, x > 0, \theta, \beta + \alpha > 0 \quad \dots (2)$$

حيث ان: -

α : معلمة الشكل (Shape parameters).

β : معلمة الشكل (Shape parameters).

θ : معلمة القياس (Scale parameter).

وتكون دالة الكثافة التجميعية (c.d.f) للتوزيع فتكون بالصيغة الآتية:

$$F(x, \theta, \alpha, \beta) = 1 - \left[1 + \frac{\theta\beta x}{\theta\alpha + \beta} \right] e^{-\theta x} \quad \dots (3)$$

اما دالة البقاء ودالة المخاطرة فيمكن صياغتهما وفق الصيغة الآتية:

$$S(t) = \left[1 + \frac{\theta\beta x}{\theta\alpha + \beta} \right] e^{-\theta x} \quad \dots (4)$$

$$h(x) = \frac{\theta^2(\alpha + \beta x)}{(\beta\theta x + \theta\alpha) + \beta} \quad \dots (5)$$

Circular Distribution

6- التوزيعات الدائرية:

التوزيع الدائري، المعروف أيضا باسم التوزيع الاتجاهي، هو توزيع احتمالي يصف احتمال وقوع حدث أو متغير عشوائي على مقياس دائري. يتم استعماله لنمذجة البيانات التي يتم قياسها في الزوايا أو الاتجاهات، حيث تلفت القيم بطريقة دائرية بحيث يكون المدى للمتغير العشوائي الدائري الاحتمالية التوزيعات وتقسّم $(-\pi, \pi)$ او $(0, 2\pi)$ هو (Circular Random Variable) الى قسمين، الأول توزيعات دائرية متقطعة والتي تعيين كتلة احتمالية قابلة للعد والتي تسمى بالتوزيعات الشبكية الدائرية، الثاني توزيعات دائرية مستمرة وتكون لها دالة الكثافة الاحتمالية الدائرية للمتغير العشوائي الدائري θ [12] لها الخصائص الآتية:

1. $f(\theta) \geq 0$
2. $\int_0^{2\pi} f(\theta) d\theta = \int_{-\pi}^{\pi} f(\theta) d\theta = 1, -\infty < \theta < \infty$
3. $f(\theta) = (\theta + c. 2\pi)$

7 - خريطة الإسقاط المجسم لتوليد التوزيعات شبه الدائرية (Inverse stereographic projection Semicircular)

ان إسقاط خريطة لنصف الكرة الأرضية يوضح خطوط الأرض لخط العرض وخط الطول المسقط على مستوى مماس بواسطة شعاعي من نقطة على سطح الكرة المقابلة لنقطة التماس. كما بالمثل فان الإسقاط المجسم هو تعيين دالة معينة تقوم بإسقاط شكل كروي على مستوى اقليدي. حيث يتم تحديد الإسقاط على الكرة بأكملها ، باستثناء نقطة واحدة يتم تحديدها وهي نقطة الإسقاط. وهو طريقة لتصوير الكرة على انها المستوى الاحداثي الذي منه نحصل على البيانات الدائرية. اي ان طريقة اسقاط المجسم العكسية طريقة لاسقاط المتغير العشوائي من خط الاعداد الحقيقية الى البيانات الاحداثية على دائرة الوحدة بحيث يمكن استخدام الاحصاءات الدائرية لانشاء التوزيعات الدائرية او النصف دائرية عن طريق دالة تحويل تحول من البيانات على خط الاعداد الحقيقية الى بيانات اتجاهية مقاسة بالزوايا. [13]

اذا كان لدينا المتغير العشوائي المقاس على خط الاعداد الحقيقية R فعند اسقاط خط من نقطة من نقاط المتغير العشوائي x الى دائرة الوحدة فان هذا الخط يصنع زاوية في نقطة تقاطع الخط المماس مع محيط دائرة الوحدة فان طريقة الاسقاط العكسية تتم من خلال الدالة

$$x = v \tan\left(\frac{\theta}{2}\right)$$

فان الدالة العكسية لهذه الدالة هي:

$$T^{-1}(x) = 2 \tan^{-1} \left(\frac{x}{v} \right)$$

فان توزيع *Stereographic Semicircular Distribution* الذي يرمز له بالرمز *SSD* يمكن الحصول عليه باستعمال تقنية إسقاط المجسم العكسية (*Inverse stereographic projection*) عن طريق التحويلة الآتية:

$$F(\theta) = G \left(V \tan \left(\frac{\theta}{2} \right) \right) ; 0 < \theta < \pi \quad \dots (6)$$

اذ ان $G(x)$ هي دالة الكتلة او الكثافة الاحتمالية للتوزيع الأصلي (*c.d.f*)
 $F(\theta)$ دالة الكتلة او الكثافة التراكمية لتوزيع *Stereographic Distribution*

- يمكن إيجاد الدالة الاحتمالية (*p.d.f*) لتوزيع *Stereographic Semicircular Distribution* من الدالة الاحتمالية للتوزيع الأصلي الخطي عن طريق القاعدة الآتية:

$$f(\theta) = \frac{v}{2} g \left(V \tan \left(\frac{\theta}{2} \right) \right) \sec^2 \left(\frac{\theta}{2} \right) \quad \dots (7)$$

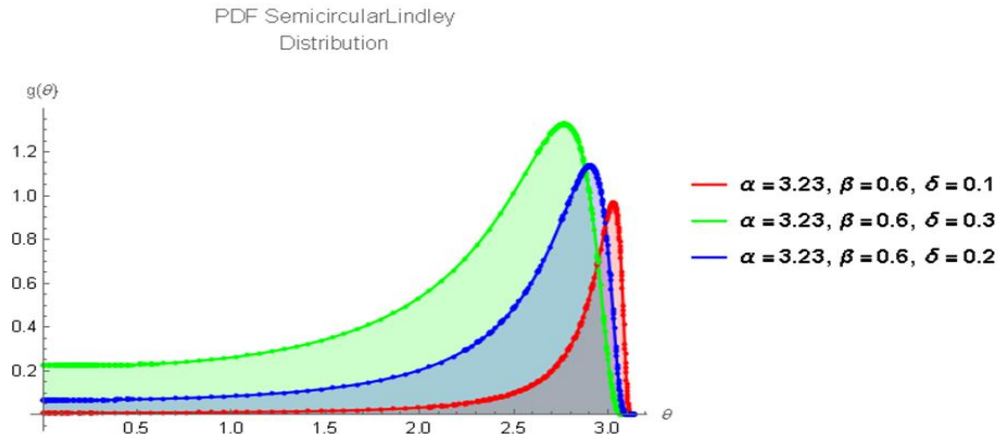
اذ ان $G(x)$ هي دالة الكتلة او الكثافة الاحتمالية للتوزيع الأصلي (*c.d.f*).
 $f(\theta)$ دالة الكتلة او الكثافة الاحتمالية لتوزيع *Stereographic Distribution*.

8- دالة الكثافة الاحتمالية لتوزيع (Stereographic Semicircular Lindley):

بالاعتماد على معادلة (2) و (6) نحصل على الدالة الاحتمالية الجديدة لتوزيع المقترحة لتوزيع (*Stereographic Semicircular Lindley*) على النحو الاتي:

$$f(\theta, \alpha, \beta, \sigma) = \frac{v\sigma^2}{2(\alpha\sigma + \beta)} \left(\alpha + \beta V \tan \left(\frac{\theta}{2} \right) \right) e^{-\sigma V \tan \left(\frac{\theta}{2} \right)} \left(\sec^2 \left(\frac{\theta}{2} \right) \right) \quad \dots (8)$$

والشكل (1) ادناه يوضح دالة الكثافة الاحتمالية لتوزيع باستعمال قيم افتراضية مختلفة



الشكل (1) يوضح دالة الكثافة الاحتمالية لتوزيع (Stereographic Semicircular Lindley)
9-دالة التوزيع التراكمية لتوزيع (Stereographic Semicircular Lindley) :
وهي احتمالية فشل الوحدة التجريبية (الماكينة) قبل الوقت t ويرمز لها $F(t)$ وبالإمكان التعبير عنها رياضياً كماياتي :

$$F(t) = \text{pr}(T \leq t), t \geq 0$$

اذ ان: t يمثل الوقت حتى حدوث الفشل

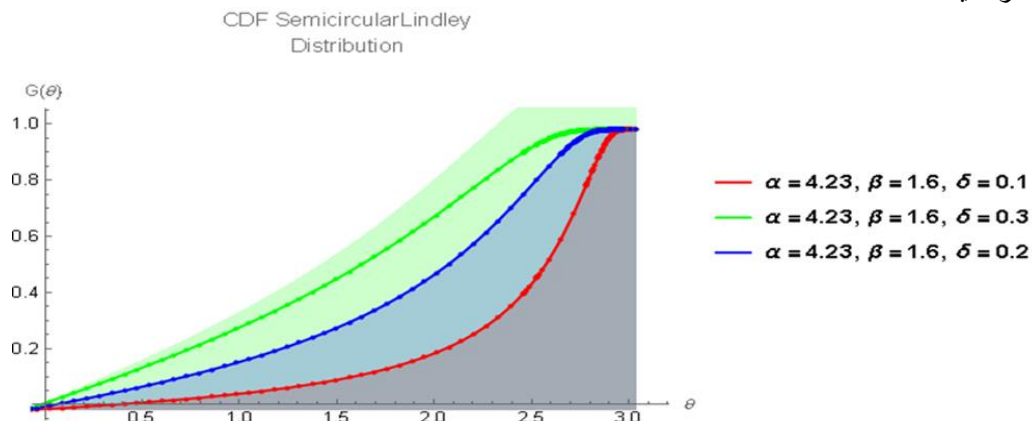
$$F(t) = \int_0^t f(u) du$$

اذ تمثل $f(u)$ دالة الكثافة الاحتمالية للفشل لزم t
با لاعتماد على معادلة (3) و (7) نحصل على الدالة الاحتمالية الجديدة لتوزيع المقترحة لتوزيع (Stereographic Semicircular Lindley) على النحو الاتي:

$$G(\theta) = F\left(V \tan\left(\frac{\theta}{2}\right)\right)$$

$$F(\theta, \alpha, \beta, \sigma) = 1 - \left(1 + \frac{\sigma\beta V \tan\left(\frac{\theta}{2}\right)}{\alpha\sigma + \beta}\right) e^{-\sigma V \tan\left(\frac{\theta}{2}\right)} \quad \dots (9)$$

والشكل (2) ادناه يوضح الدالة التراكمية لتوزيع (Stereographic Semicircular Lindley) باستعمال قيم افتراضية مختلفة للمعاملات:



الشكل (2) يوضح دالة المعولية لتوزيع (Stereographic Semicircular Lindley)
10-دالة المعولية لتوزيع (Stereographic Semicircular Lindley) :

دالة المعولية (Reliability function) بانها احتمال أن الوحدة التجريبية (الماكينة) تعمل وعدم فشلها في مدة زمنية معينة $(0, t)$ بمعنى اخر بعد مرور الوقت t ، اذ ان $(t > 0)$ ، وغالبا ما يرمز لدالة المعولية بالرمز $R(t)$ ، ويكون التعريف الرياضي على النحو الاتي:

$$R(t) = \text{pr}(T > t)$$

اذ ان:

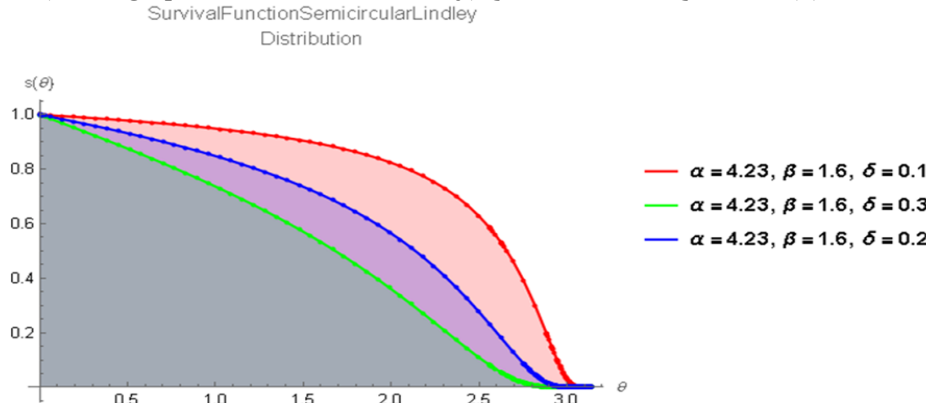
T : متغير عشوائي موجب يمثل الزمن المتراكم لحياة الوحدة التجريبية (الماكينة) في المدة الزمنية $(0, t)$ ،
(متغير عشوائي موجب يمثل وقت اشتغال الوحدة التجريبية (الماكينة) حتى حدوث الفشل).
 t : يمثل زمن الاشتغال وهو اكبر او يساوي صفرأ ($t \geq 0$).

وتكون صيغة دالة المعولية للتوزيعات المستمرة كالآتي:
يمكن الحصول على دالة المعولية لتوزيع (Stereographic Semicircular Lindley) من خلال الصيغة التالية

$$R(x) = 1 - F(\theta, \alpha, \beta, \sigma)$$

$$S(\theta, \alpha, \beta, \sigma) = \left(1 + \frac{\sigma\beta V \tan\left(\frac{\theta}{2}\right)}{\alpha\sigma + \beta}\right) e^{-\sigma V \tan\left(\frac{\theta}{2}\right)} \quad \dots (11)$$

وان الشكل (3) انه يوضح دالة المعولية لتوزيع (Stereographic Semicircular Lindley)



الشكل (3) انه يوضح دالة المعولية لتوزيع (Stereographic Semicircular Lindley)

11-دالة المخاطرة لتوزيع (Stereographic Semicircular Lindley)

يمكن الحصول على دالة المخاطرة لتوزيع (Stereographic Semicircular Lindley) من خلال الصيغة التالية :

$$h(\theta, \alpha, \beta, \sigma) = \frac{f(\theta, \alpha, \beta, \sigma)}{S(\theta, \alpha, \beta, \sigma)}$$

$$= \frac{\frac{v\sigma^2}{2(\alpha\sigma + \beta)} \left(\alpha + \beta V \tan\left(\frac{\theta}{2}\right)\right) e^{-\sigma V \tan\left(\frac{\theta}{2}\right)} \left(\sec^2\left(\frac{\theta}{2}\right)\right)}{\left(1 + \frac{\sigma\beta V \tan\left(\frac{\theta}{2}\right)}{\alpha\sigma + \beta}\right) e^{-\sigma V \tan\left(\frac{\theta}{2}\right)}} \quad \dots (11)$$

12-خصائص توزيع (Stereographic Semicircular Lindley) بالاعتماد على الخصائص المثلثية :

العزوم المثلثية [12]

$$\phi_p = \alpha_p + i\beta_p, \quad \phi_p = 0, \pm 1, \pm 2, \pm 3 \dots \dots$$

$$\alpha_p = E(\cos(p\theta))$$

$$\beta_p = E(\sin(p\theta))$$

حيث أن الجزء الحقيقي للعزوم المثلثية :

$$\alpha_1 = \int_0^\infty \cos(\theta) \frac{v\sigma^2}{2(\alpha\sigma + \beta)} \left(\alpha + \beta V \tan\left(\frac{\theta}{2}\right)\right) e^{-\sigma V \tan\left(\frac{\theta}{2}\right)} \left(\sec^2\left(\frac{\theta}{2}\right)\right) d\theta$$

باستخدام التحويل

$$\cos(\theta) = 1 - \frac{2x^2}{1+x^2}$$

وبعد اجراء التبسيطات

$$\alpha_1 = \left(1 - \frac{2\alpha\sigma^2}{\alpha\sigma + \beta} \left[\frac{1}{2\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\sigma^2}{4} \left| \begin{matrix} -\frac{1}{2} \\ -\frac{1}{2}, 0, \frac{1}{2} \end{matrix} \right. \right) - \frac{\beta\sigma^2}{(\alpha\sigma + \beta)\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\sigma^2}{4} \left| \begin{matrix} -1 \\ -1, 0, \frac{1}{2} \end{matrix} \right. \right) \right] \right) \quad \dots (12)$$

$$\beta_1 = \frac{\sigma^2}{\alpha\sigma + \beta} \int_0^{\infty} (\sin(\theta))(\alpha + \beta x)e^{-\sigma x} dx$$

باستخدام التحويل $\tan\left(\frac{\theta}{x}\right)$

$$\sin(\theta) = \left(\frac{2x}{1+x^2}\right)$$

$$\beta_1 = \frac{\sigma^2 2\alpha}{\alpha\sigma + \beta} \left(\frac{1}{2\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\alpha^2}{4} \left| \begin{matrix} 0 \\ 0, 0, \frac{1}{2} \end{matrix} \right. \right) + \frac{2}{2\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\alpha^2}{4} \left| \begin{matrix} -\frac{1}{2} \\ -\frac{1}{2}, 0, \frac{1}{2} \end{matrix} \right. \right) \right) \quad \dots (13)$$

$$\alpha_2 = \frac{\sigma^2}{\alpha\sigma + \beta} \left(\int_0^{\infty} (\alpha + \beta x)e^{-\sigma x} dx + \left(\int_0^{\infty} \alpha \frac{8x^4 e^{-\sigma x}}{(1+x^2)^2} dx + \int_0^{\infty} \frac{8x^4 e^{-\sigma x}}{(1+x^2)^2} \beta x dx \right) - \left(\int_0^{\infty} \alpha \frac{8x^2 e^{-\sigma x}}{(1+x^2)} dx + \int_0^{\infty} \frac{8x^2 e^{-\sigma x}}{(1+x^2)} \beta x dx \right) \right)$$

$$\cos 2\theta = 1 + \frac{8x^4}{(1+x^2)^2} - \frac{8x^2}{(1+x^2)}$$

$$\alpha_2 = \left(1 + \frac{\sigma^2}{\alpha\sigma + \beta} \left[\frac{4\sigma}{\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\sigma^2}{4} \left| \begin{matrix} -\frac{3}{2} \\ -\frac{1}{2}, 0, \frac{1}{2} \end{matrix} \right. \right) + \frac{8}{2\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\sigma^2}{4} \left| \begin{matrix} -2 \\ -1, 0, \frac{1}{2} \end{matrix} \right. \right) - \frac{8\sigma}{2\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\sigma^2}{4} \left| \begin{matrix} -\frac{1}{2} \\ -\frac{1}{2}, 0, \frac{1}{2} \end{matrix} \right. \right) - \frac{4}{\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\sigma^2}{4} \left| \begin{matrix} 1 \\ -1, 0, \frac{1}{2} \end{matrix} \right. \right) \right] \right) \quad \dots (14)$$

$$\beta_2 = \frac{\sigma^2}{\alpha\sigma + \beta} \int_0^{\infty} (\sin 2\theta)(\alpha + \beta x)e^{-\sigma x} dx$$

$$\sin 2\theta = \frac{4x}{(1+x^2)} - \frac{8x^3}{(1+x^2)^2}$$

$$\beta_2 = \left(\frac{\sigma^2}{\alpha\sigma + \beta} \frac{2\sigma}{\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\sigma^2}{4} \left| \begin{matrix} 0 \\ 0, 0, \frac{1}{2} \end{matrix} \right. \right) + \frac{4}{\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\sigma^2}{4} \left| \begin{matrix} -\frac{1}{2} \\ -\frac{1}{2}, 0, \frac{1}{2} \end{matrix} \right. \right) - \frac{4\sigma}{\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\sigma^2}{4} \left| \begin{matrix} 1 \\ -1, 0, \frac{1}{2} \end{matrix} \right. \right) - \frac{4}{\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\sigma^2}{4} \left| \begin{matrix} -\frac{3}{2} \\ -\frac{1}{2}, 0, \frac{1}{2} \end{matrix} \right. \right) \right) \quad \dots (15)$$

13-لوسط الحسابي لتوزيع (Stereographic Semicircular Lindely) :

يمكن حساب الوسط الحسابي لتوزيع (Stereographic Semicircular Lindely distribution) المقترح من خلال الصيغة [13] :

$$\mu = \tan^{-1} \left(\frac{\beta_1}{\alpha_1} \right) \quad \dots (16)$$

$$= \tan^{-1} \left(\frac{\frac{\sigma^2 2\alpha}{\alpha\sigma + \beta} \left(\frac{1}{2\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\alpha^2}{4} \left| \begin{matrix} 0 \\ 0, 0, \frac{1}{2} \end{matrix} \right. \right) + \frac{\sigma^2 2\alpha}{\alpha\sigma + \beta} \left(\frac{2}{2\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\alpha^2}{4} \left| \begin{matrix} -\frac{1}{2} \\ -\frac{1}{2}, 0, \frac{1}{2} \end{matrix} \right. \right) \right)}{\left(1 - \frac{2\alpha\sigma^2}{\alpha\sigma + \beta} \left[\frac{1}{2\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\sigma^2}{4} \left| \begin{matrix} -\frac{1}{2} \\ -\frac{1}{2}, 0, \frac{1}{2} \end{matrix} \right. \right) - \frac{\beta\sigma^2}{(\alpha\sigma + \beta)\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\sigma^2}{4} \left| \begin{matrix} -1 \\ -1, 0, \frac{1}{2} \end{matrix} \right. \right) \right] \right)} \right) \right) \quad \dots (17)$$

متوسط الطول الدائري الناتج من عملية الدوران (MRL) he mean resultant length من خلال الصيغة التالية:

$$\rho = \sqrt{\alpha_1^2 + \beta_1^2}$$

$$\rho = \sqrt{\left(\left(1 - \frac{2\alpha\sigma^2}{\alpha\sigma + \beta} \left[\frac{1}{2\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\sigma^2}{4} \middle| \begin{smallmatrix} -\frac{1}{2} \\ -\frac{1}{2}, 0, \frac{1}{2} \end{smallmatrix} \right) - \frac{\beta\sigma^2}{(\alpha\sigma + \beta)\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\sigma^2}{4} \middle| \begin{smallmatrix} -1 \\ -1, 0, \frac{1}{2} \end{smallmatrix} \right) \right] \right)^2 + \left(\frac{\sigma^2 2\alpha}{\alpha\sigma + \beta} \left(\frac{1}{2\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\alpha^2}{4} \middle| \begin{smallmatrix} 0 \\ 0, 0, \frac{1}{2} \end{smallmatrix} \right) \right) + \frac{\sigma^2 2\alpha}{\alpha\sigma + \beta} \left(\frac{2}{2\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\alpha^2}{4} \middle| \begin{smallmatrix} -\frac{1}{2} \\ -\frac{1}{2}, 0, \frac{1}{2} \end{smallmatrix} \right) \right) \right)^2 \right)} \quad \dots (18)$$

يمكن حساب التباين الدائري the circular variance من خلال الصيغة :

$$v = 1 - \rho = \sqrt{\alpha_1^2 + \beta_1^2}$$

$$v = 1 - \sqrt{\left(\left(1 - \frac{2\alpha\sigma^2}{\alpha\sigma + \beta} \left[\frac{1}{2\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\sigma^2}{4} \middle| \begin{smallmatrix} -\frac{1}{2} \\ -\frac{1}{2}, 0, \frac{1}{2} \end{smallmatrix} \right) - \frac{\beta\sigma^2}{(\alpha\sigma + \beta)\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\sigma^2}{4} \middle| \begin{smallmatrix} -1 \\ -1, 0, \frac{1}{2} \end{smallmatrix} \right) \right] \right)^2 + \left(\frac{\sigma^2 2\alpha}{\alpha\sigma + \beta} \left(\frac{1}{2\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\alpha^2}{4} \middle| \begin{smallmatrix} 0 \\ 0, 0, \frac{1}{2} \end{smallmatrix} \right) \right) + \frac{\sigma^2 2\alpha}{\alpha\sigma + \beta} \left(\frac{2}{2\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\alpha^2}{4} \middle| \begin{smallmatrix} -\frac{1}{2} \\ -\frac{1}{2}, 0, \frac{1}{2} \end{smallmatrix} \right) \right) \right)^2 \right)} \quad \dots (19)$$

يمكن حساب الانحراف الدائري the circular skewness من خلال الصيغة: [12]

$$\sigma = \sqrt{-\log(\alpha_1^2 + \beta_1^2)}$$

$$\sigma = \sqrt{-\log \left(\left(1 - \frac{2\alpha\sigma^2}{\alpha\sigma + \beta} \left[\frac{1}{2\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\sigma^2}{4} \middle| \begin{smallmatrix} -\frac{1}{2} \\ -\frac{1}{2}, 0, \frac{1}{2} \end{smallmatrix} \right) - \frac{\beta\sigma^2}{(\alpha\sigma + \beta)\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\sigma^2}{4} \middle| \begin{smallmatrix} -1 \\ -1, 0, \frac{1}{2} \end{smallmatrix} \right) \right] \right)^2 + \left(\frac{\sigma^2 2\alpha}{\alpha\sigma + \beta} \left(\frac{1}{2\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\alpha^2}{4} \middle| \begin{smallmatrix} 0 \\ 0, 0, \frac{1}{2} \end{smallmatrix} \right) \right) + \frac{\sigma^2 2\alpha}{\alpha\sigma + \beta} \left(\frac{2}{2\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\alpha^2}{4} \middle| \begin{smallmatrix} -\frac{1}{2} \\ -\frac{1}{2}, 0, \frac{1}{2} \end{smallmatrix} \right) \right) \right)^2 \right)} \quad \dots (20)$$

14 - معامل الالتواء الدائري لتوزيع (Stereographic Semicircular Lindely) :

يمكن حساب معامل الالتواء الدائري the Circular skewness من خلال الصيغة: [12]

$$\text{Circular skewness} = \frac{\beta_2}{(1 - \rho)^{\frac{2}{3}}}$$

$$C.k = \frac{\left(\frac{\sigma^2}{\alpha\sigma + \beta\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\sigma^2}{4} \middle| \begin{smallmatrix} 0 \\ 0, 0, \frac{1}{2} \end{smallmatrix} \right) + \frac{4}{\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\sigma^2}{4} \middle| \begin{smallmatrix} -\frac{1}{2} \\ -\frac{1}{2}, 0, \frac{1}{2} \end{smallmatrix} \right) - \frac{4\sigma}{\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\sigma^2}{4} \middle| \begin{smallmatrix} 1 \\ -1, 0, \frac{1}{2} \end{smallmatrix} \right) \right.}{\left. - \frac{4}{\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\sigma^2}{4} \middle| \begin{smallmatrix} -\frac{3}{2} \\ -\frac{1}{2}, 0, \frac{1}{2} \end{smallmatrix} \right) \right)}^{\frac{2}{3}} \quad \dots (21)$$

$$\left(\sqrt{\left(\left(1 - \frac{2\alpha\sigma^2}{\alpha\sigma + \beta} \left[\frac{1}{2\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\sigma^2}{4} \middle| \begin{smallmatrix} -\frac{1}{2} \\ -\frac{1}{2}, 0, \frac{1}{2} \end{smallmatrix} \right) - \frac{\beta\sigma^2}{(\alpha\sigma + \beta)\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\sigma^2}{4} \middle| \begin{smallmatrix} -1 \\ -1, 0, \frac{1}{2} \end{smallmatrix} \right) \right] \right)^2 + \left(\frac{\sigma^2 2\alpha}{\alpha\sigma + \beta} \left(\frac{1}{2\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\alpha^2}{4} \middle| \begin{smallmatrix} 0 \\ 0, 0, \frac{1}{2} \end{smallmatrix} \right) \right) + \frac{\sigma^2 2\alpha}{\alpha\sigma + \beta} \left(\frac{2}{2\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\alpha^2}{4} \middle| \begin{smallmatrix} -\frac{1}{2} \\ -\frac{1}{2}, 0, \frac{1}{2} \end{smallmatrix} \right) \right) \right)^2 \right)} \right)^{\frac{2}{3}}$$

15 -معامل التفرطح الدائري لتوزيع (Stereographic Semicircular Lindely) :

يمكن حساب معامل التفرطح الدائري (the circular kurtosis) من خلال الصيغة: [13]

$$k, s$$

$$\left(1 + \frac{\sigma^2}{\alpha\sigma + \beta} \left[\frac{4\sigma^{31}}{\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\sigma^2}{4} \left| \begin{smallmatrix} -\frac{3}{2} \\ -\frac{1}{2}, 0, \frac{1}{2} \end{smallmatrix} \right. \right) + \frac{8}{2\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\sigma^2}{4} \left| \begin{smallmatrix} -2 \\ -1, 0, \frac{1}{2} \end{smallmatrix} \right. \right) - \frac{8\sigma}{2\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\sigma^2}{4} \left| \begin{smallmatrix} -\frac{1}{2} \\ -\frac{1}{2}, 0, \frac{1}{2} \end{smallmatrix} \right. \right) \right] - \frac{4}{\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\sigma^2}{4} \left| \begin{smallmatrix} 1 \\ -1, 0, \frac{1}{2} \end{smallmatrix} \right. \right) \right) - \left(\left(1 - \frac{2\alpha\sigma^2}{\alpha\sigma + \beta} \left[\frac{1}{2\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\sigma^2}{4} \left| \begin{smallmatrix} -\frac{1}{2} \\ -\frac{1}{2}, 0, \frac{1}{2} \end{smallmatrix} \right. \right) - \frac{\beta\sigma^2}{(\alpha\sigma + \beta)\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\sigma^2}{4} \left| \begin{smallmatrix} -1 \\ -1, 0, \frac{1}{2} \end{smallmatrix} \right. \right) \right] \right) \right)^2 \right. \\ \left. + \left(\frac{\sigma^2 2\alpha}{\alpha\sigma + \beta} \left(\frac{1}{2\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\alpha^2}{4} \left| \begin{smallmatrix} 0 \\ 0, 0, \frac{1}{2} \end{smallmatrix} \right. \right) + \frac{\sigma^2 2\alpha}{\alpha\sigma + \beta} \left(\frac{2}{2\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\alpha^2}{4} \left| \begin{smallmatrix} -\frac{1}{2} \\ -\frac{1}{2}, 0, \frac{1}{2} \end{smallmatrix} \right. \right) \right) \right) \right)^2 \right) \right) \\ = \frac{\left(1 - \sqrt{\left(\left(1 - \frac{2\alpha\sigma^2}{\alpha\sigma + \beta} \left[\frac{1}{2\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\sigma^2}{4} \left| \begin{smallmatrix} -\frac{1}{2} \\ -\frac{1}{2}, 0, \frac{1}{2} \end{smallmatrix} \right. \right) - \frac{\beta\sigma^2}{(\alpha\sigma + \beta)\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\sigma^2}{4} \left| \begin{smallmatrix} -1 \\ -1, 0, \frac{1}{2} \end{smallmatrix} \right. \right) \right] \right) \right)^2 + \left(\frac{\sigma^2 2\alpha}{\alpha\sigma + \beta} \left(\frac{1}{2\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\alpha^2}{4} \left| \begin{smallmatrix} 0 \\ 0, 0, \frac{1}{2} \end{smallmatrix} \right. \right) + \frac{\sigma^2 2\alpha}{\alpha\sigma + \beta} \left(\frac{2}{2\sqrt{\pi}} G_{13}^{31} \left(\frac{\alpha^2}{4} \left| \begin{smallmatrix} -\frac{1}{2} \\ -\frac{1}{2}, 0, \frac{1}{2} \end{smallmatrix} \right. \right) \right) \right) \right)^2 \right)} \right)^2}{4} \quad \dots (22)$$

16-تقديرات معلمات التوزيع Stereographic Semicircular Lindley

ان عملية تقدير معلمات اي مجتمع هي تقريبي للخصائص الاصلية للمجتمع الذي سحبت منه العينة، ويعد التقدير من الركائز الاساسية في الاستدلال الاحصائي اذ تكمن اهميته في تقدير معلمات المجتمع الذي يتم عن طريق احصاءات يتم الحصول عليها من عينة تسحب من المجتمع قيد الدراسة وان لتوزيع (Stereographic Semicircular Lindley) ذو ثلاثة معلمات (α, σ, β) ولهما تقدير يتم الحصول عليه باستعمال طرائق التقدير ومن ثم تقدير دالة المعولية بالاعتماد عليهما، ومن طرائق التقدير التي وقع عليها اختيار الباحث هي:

طريقة الامكان الاعظم

طريقة الفترات التجزئية

17- طريقة الامكان الاعظم (Maximum Likelihood Method)

تعد طريقة الامكان الاعظم من الطرائق الاكثر شيوعا في التقدير لأنها تشتمل على خصائص جيدة مثل ثبات التباين والاتساق. اقترح (Fisher) عام (1920) والتي تهدف الى جعل دالة الامكان للمتغيرات العشوائية (random variables) أعظم ما يمكن. اذ يفترض هذا الاسلوب بان المعلمة المراد تقديرها هي قيمة ثابتة بمعنى ان التقدير سوف يعتمد على بيانات العينة للمشاهدات لذلك سنكون بحاجة الى دالة الامكان (Likelihood Function (M.L.E)) المتغير العشوائي المستخدم ويتم تقدير المعلمات من خلال مساواة مشتقة دالة الامكان بالنسبة للمعلمات المراد تقديرها بالصفر. اذ تتضمن خصائص كثيرة منها (الاتساق) وتكون كافية وتملك اقل تباين ممكن ومن اهم خصائصها الثبات (Invariant) وتكون أكثر دقة من طرائق التقدير الاخرى خصوصا عند زيادة حجم العينة، ويمكن تعريف دالة الامكان رياضيا [5]

$$L(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n, \alpha) = f(\theta_1, \sigma, \alpha, \beta) \cdot f(\theta_2, \sigma, \alpha, \beta) \cdot f(\theta_3, \sigma, \alpha, \beta) \dots f(\theta_n, \sigma, \alpha, \beta) \quad \dots (23)$$

$$L(x, \sigma, \alpha, \beta) = \prod_{i=1}^n f(\theta, \sigma, \alpha, \beta)$$

$$= \frac{v\sigma^2}{2(\beta + \alpha\sigma)} \left(\alpha \sec^2 \left[\frac{\theta}{2} \right] e^{-v\sigma \tan \left[\frac{\theta}{2} \right]} + e^{-v\sigma \tan \left[\frac{\theta}{2} \right]} v\beta \sec^2 \left[\frac{\theta}{2} \right] \tan \left[\frac{\theta}{2} \right] \right)$$

$$L(\theta_i, \sigma, \alpha, \beta) = \prod_{i=1}^n \left[\frac{v\sigma^2}{2(\beta + \alpha\sigma)} \left(\alpha \sec^2 \left[\frac{\theta}{2} \right] e^{-v\sigma \tan \left[\frac{\theta}{2} \right]} + e^{-v\sigma \tan \left[\frac{\theta}{2} \right]} v\beta \sec^2 \left[\frac{\theta}{2} \right] \tan \left[\frac{\theta}{2} \right] \right) \right]$$

$$L(\theta_i, \sigma, \alpha, \beta) = \left(\frac{V\sigma^2}{2(\alpha\sigma + \beta)} \right)^n e^{-v\sigma \sum_{i=1}^n \tan \left[\frac{\theta_i}{2} \right]} \prod_{i=1}^n \left(\alpha \sec^2 \left[\frac{\theta_i}{2} \right] + v\beta \sec^2 \left[\frac{\theta_i}{2} \right] \tan \left[\frac{\theta_i}{2} \right] \right) \quad \dots (24)$$

وبأخذ اللوغاريتم لطرفي الصيغة أنفأ نحصل على:

$$\log L = n \log(V\sigma^2) - n \log(2(\alpha\sigma + \beta)) - v\sigma \sum_{i=1}^n \tan \left(\frac{\theta_i}{2} \right)$$

$$+ \log \sum_{i=1}^n \left(\alpha \sec^2 \left[\frac{\theta_i}{2} \right] + v\beta \sec^2 \left[\frac{\theta_i}{2} \right] \tan \left[\frac{\theta_i}{2} \right] \right) \quad \dots (25)$$

وبأخذ المشتقة الجزئية الأولى للصيغة أنفأ بالنسبة للمعلمات (σ, α, β) ومساواتها الى الصفر نحصل على :

$$\frac{\partial \log L}{\partial \alpha} = -\frac{n\sigma}{\beta + \alpha\sigma} + \frac{n \sec^2 \left[\frac{\theta_i}{2} \right]}{\alpha \sec^2 \left[\frac{\theta_i}{2} \right] + v\beta \sec^2 \left[\frac{\theta_i}{2} \right] \tan \left[\frac{\theta_i}{2} \right]} = 0 \quad \dots (26)$$

$$\frac{\partial \log L}{\partial \beta} = -\frac{n}{\beta + \alpha\sigma} + \frac{v\sigma^2 \sec^2 \left[\frac{\theta_i}{2} \right] \tan \left[\frac{\theta_i}{2} \right]}{\alpha \sec^2 \left[\frac{\theta_i}{2} \right] + v\beta \sec^2 \left[\frac{\theta_i}{2} \right] \tan \left[\frac{\theta_i}{2} \right]} = 0 \quad \dots (27)$$

$$\frac{\partial \log L}{\partial \sigma} = \frac{2n}{\sigma} - \frac{n\alpha}{\beta + \alpha\sigma} - n v \tan \left[\frac{\theta_i}{2} \right] + \frac{2v\beta \sigma \sec^2 \left[\frac{\theta_i}{2} \right] \tan \left[\frac{\theta_i}{2} \right]}{\alpha \sec^2 \left[\frac{\theta_i}{2} \right] + v\beta \sec^2 \left[\frac{\theta_i}{2} \right] \tan \left[\frac{\theta_i}{2} \right]} = 0 \quad \dots (28)$$

المعادلات السابقة لا يمكن حلها بالطرائق التحليلية الاعتيادية لانها معادلات غير خطية ولذلك تم حلها باستعمال الطريقة العددية للحصول على مقدرات طريقة الامكان الاعظم، وتعويض المقدرات $(\hat{\sigma}, \hat{\alpha}, \hat{\beta})$ في دالة البقاء نحصل على مقدر الامكان الاعظم لهذه الدالة.

$$\hat{S}_{MLE}(\theta, \sigma, \alpha, \beta) = \left(1 + \frac{\hat{\sigma}_{MLE} \hat{\beta}_{MLE} V \tan\left(\frac{\theta}{2}\right)}{\hat{\alpha}_{MLE} \hat{\sigma}_{MLE} + \hat{\beta}_{MLE}} \right) e^{-\hat{\sigma}_{MLE} V \tan\left(\frac{\theta}{2}\right)} \quad \dots (29)$$

18-طريقة الفترات التجزئية (MPS)(Maximum Product of Spacing Estimation Method)

تعد من طرائق التقدير المهمة التي اقترحت من قبل العالم (Cheng and Amin) in(1938) وتعتبر هذه الطريقة بديلا ناجح لطريقة الامكان الاعظم (MLE) الذي تم ذكرها سابقا والاكثر شيوعا في التقدير لأنها تشتمل على خصائص جيدة مثل ثبات التباين والاتساق لتقدير المعلمات المجهولة للتوزيعات الاحتمالية اذ يفترض هذا الاسلوب بان المعلمة المراد تقديرها هي قيمة ثابتة بمعنى ان التقدير سوف يعتمد على بيانات العينة للملاحظات لذلك سنكون بحاجة الى دالة الامكان (L.E) للحصول على مقدرات طريقة

. Product of Spacing Estimation (Method

فاذا كانت لدينا مشاهدات عينة عشوائية بحجم n ($x_1, x_2, \dots, x_n$) من توزيع (Stereographic Semicircular Lindely) فإن يتم الحصول على مقدر التباعد عن طريق تعظيم الوسط الهندسي للمسافات ويمكن صياغة طريقة (Product of Spacing Estimation (Method على النحو الاتي:[7]

$$p(\sigma, \alpha, \beta) = \left[\prod_{i=1}^{n+1} D_i(\sigma, \alpha, \beta) \right]^{n+1}$$

حيث ان

$$D_i(\sigma, \alpha, \beta) = F(\theta_i, \sigma, \alpha, \beta) - F(\theta_{i-1}, \sigma, \alpha, \beta)$$

ويمكن كتابة الصيغة اعلاه بالشكل التالي :

$$\sum_{i=1}^{n+1} D_i(\sigma, \alpha, \beta) = 1 \quad i = 1, 2, \dots, n+1$$

$$D_i = \begin{cases} F(\theta_i) & \text{if } i = 1 \\ F(\theta_i) - F(\theta_{i-1}) & \text{if } i = 2 \dots n \\ 1 - F(\theta_i) & \text{if } i = n+1 \end{cases}$$

وباخذ $\ln$ للمعادلة وكما يلي :

$$\ln(\sigma, \alpha, \beta) = \frac{1}{n+1} \sum_{i=1}^{n+1} \ln D_i(\sigma, \alpha, \beta)$$

$$\ln(\sigma, \alpha, \beta) = \frac{1}{n+1} \left[\ln D_1(\sigma, \alpha, \beta) + \sum_{i=2}^n \ln D_i(\sigma, \alpha, \beta) + \ln D_{n+1}(\sigma, \alpha, \beta) \right]$$

$$\ln(\sigma, \alpha, \beta) = \frac{1}{n+1} \left[\ln F(\theta_1) + \sum_{i=2}^n \ln (F(\theta_i) - F(\theta_{i-1})) + \ln (1 - F(\theta_n)) \right] \quad \dots (30)$$

$$= \left(\frac{1}{n+1} \left(\ln \left(1 - \left(1 + \frac{\sigma \beta V \tan\left(\frac{\theta_1}{2}\right)}{\alpha \sigma + \beta} \right) e^{-\sigma V \tan\left(\frac{\theta_1}{2}\right)} \right) \right) + \sum_{i=2}^n \ln \left(1 - \left(1 + \frac{\sigma \beta V \tan\left(\frac{\theta_i}{2}\right)}{\alpha \sigma + \beta} \right) e^{-\sigma V \tan\left(\frac{\theta_i}{2}\right)} \right) \right) \\ \left(\left(1 - \left(1 + \frac{\sigma \beta V \tan\left(\frac{\theta_{i-1}}{2}\right)}{\alpha \sigma + \beta} \right) e^{-\sigma V \tan\left(\frac{\theta_{i-1}}{2}\right)} \right) + \ln \left(1 - \left(1 + \frac{\sigma \beta V \tan\left(\frac{\theta_n}{2}\right)}{\alpha \sigma + \beta} \right) e^{-\sigma V \tan\left(\frac{\theta_n}{2}\right)} \right) \right) \right) \\ = \left(\frac{1}{n+1} \left(\ln \left[1 - e^{-v \sigma \tan\left[\frac{\theta_1}{2}\right]} \left(1 + \frac{v \beta \sigma \tan\left[\frac{\theta_1}{2}\right]}{\beta + \alpha \sigma} \right) \right] + \ln \left[1 - e^{-v \sigma \tan\left[\frac{\theta_n}{2}\right]} \left(1 + \frac{v \beta \sigma \tan\left[\frac{\theta_n}{2}\right]}{\beta + \alpha \sigma} \right) \right] \right) \right) \\ + \sum_{i=2}^n \ln \left[e^{-v \sigma \tan\left[\frac{\theta_{i-1}}{2}\right]} \left(1 - \frac{v \beta \sigma \tan\left[\frac{\theta_i}{2} - \theta_{i-1}\right]}{\beta + \alpha \sigma} \right) - e^{-v \sigma \tan\left[\frac{\theta_i}{2}\right]} \left(1 + \frac{v \beta \sigma \tan\left[\frac{\theta_i}{2}\right]}{\beta + \alpha \sigma} \right) \right] \right) \quad \dots (31)$$

وبالاشتقاق الجزئي لدالة $\ln(\sigma, \alpha, \beta)$ بالنسبة الى المعلمات σ, α, β نحصل على منظومة المعادلات التالية بعد مساواتها للصفر:-

$$\ln(\alpha, \beta, \sigma)$$

$$= \left\{ \left(\frac{1}{n+1} \left(\ln \left[1 - e^{-v\sigma \tan \left[\frac{\theta_i}{2} \right]} \left(1 + \frac{v\beta\sigma \tan \left[\frac{\theta_i}{2} \right]}{\beta + \alpha\sigma} \right) \right] + \ln \left[1 - e^{-v\sigma \tan \left[\frac{\theta_n}{2} \right]} \left(1 + \frac{v\beta\sigma \tan \left[\frac{\theta_n}{2} \right]}{\beta + \alpha\sigma} \right) \right] \right) + \sum_{i=2}^n \ln \left[e^{-v\sigma \tan \left[\frac{\theta_{-1+i}}{2} \right]} \left(1 - \frac{v\beta\sigma \tan \left[\frac{1}{2} - \theta_{-1+i} \right]}{\beta + \alpha\sigma} \right) - e^{-v\sigma \tan \left[\frac{\theta_i}{2} \right]} \left(1 + \frac{v\beta\sigma \tan \left[\frac{\theta_i}{2} \right]}{\beta + \alpha\sigma} \right) \right] \right) \left[\frac{\partial F(\theta_i)}{\partial \alpha} \right] \right\}$$

$$= 0 \quad \dots (32)$$

$$\ln(\sigma, \alpha, \beta)$$

$$= \left\{ \left(\frac{1}{n+1} \left(\ln \left[1 - e^{-v\sigma \tan \left[\frac{\theta_i}{2} \right]} \left(1 + \frac{v\beta\sigma \tan \left[\frac{\theta_i}{2} \right]}{\beta + \alpha\sigma} \right) \right] + \ln \left[1 - e^{-v\sigma \tan \left[\frac{\theta_n}{2} \right]} \left(1 + \frac{v\beta\sigma \tan \left[\frac{\theta_n}{2} \right]}{\beta + \alpha\sigma} \right) \right] \right) + \sum_{i=2}^n \ln \left[e^{-v\sigma \tan \left[\frac{\theta_{-1+i}}{2} \right]} \left(1 - \frac{v\beta\sigma \tan \left[\frac{1}{2} - \theta_{-1+i} \right]}{\beta + \alpha\sigma} \right) - e^{-v\sigma \tan \left[\frac{\theta_i}{2} \right]} \left(1 + \frac{v\beta\sigma \tan \left[\frac{\theta_i}{2} \right]}{\beta + \alpha\sigma} \right) \right] \right) \left[\frac{\partial F(\theta_i)}{\partial \beta} \right] \right\}$$

$$= 0 \quad \dots (33)$$

$$\ln(\alpha, \beta, \sigma)$$

$$= \left\{ \left(\frac{1}{n+1} \left(\ln \left[1 - e^{-v\sigma \tan \left[\frac{\theta_i}{2} \right]} \left(1 + \frac{v\beta\sigma \tan \left[\frac{\theta_i}{2} \right]}{\beta + \alpha\sigma} \right) \right] + \ln \left[1 - e^{-v\sigma \tan \left[\frac{\theta_n}{2} \right]} \left(1 + \frac{v\beta\sigma \tan \left[\frac{\theta_n}{2} \right]}{\beta + \alpha\sigma} \right) \right] \right) + \sum_{i=2}^n \ln \left[e^{-v\sigma \tan \left[\frac{\theta_{-1+i}}{2} \right]} \left(1 - \frac{v\beta\sigma \tan \left[\frac{1}{2} - \theta_{-1+i} \right]}{\beta + \alpha\sigma} \right) - e^{-v\sigma \tan \left[\frac{\theta_i}{2} \right]} \left(1 + \frac{v\beta\sigma \tan \left[\frac{\theta_i}{2} \right]}{\beta + \alpha\sigma} \right) \right] \right) \left[\frac{\partial F(\theta_i)}{\partial \sigma} \right] \right\}$$

$$= 0 \quad \dots (34)$$

المعادلات السابقة لا يمكن حلها بالطرائق التحليلية الاعتيادية لانها معادلات غير خطية ولذلك تم حلها باستعمال الطريقة العددية للحصول على مقدرات طريقة الفترات التجزئية، وتعويض المقدرات $(\hat{\sigma}, \hat{\alpha}, \hat{\beta})$ في دالة البقاء نحصل على مقدر طريقة المقدرات التجزئية لهذه الدالة.

$$\hat{S}_{PC}(\theta, \sigma, \alpha, \beta) = \left(1 + \frac{\hat{\sigma}_{mps} \hat{\beta}_{mps} V \tan \left(\frac{\theta}{2} \right)}{\hat{\alpha}_{mps} \hat{\sigma}_{mps} + \hat{\beta}_{mps}} \right) e^{-\hat{\sigma}_{mps} V \tan \left(\frac{\theta}{2} \right)} \quad \dots (35)$$

19-المحاكاة:

لقد تضمنت تجارب المحاكاة [1] المراحل الاساسية لتطبيق اساليب تقدير دالة البقاء في هذا البحث. المرحلة الاولى: مرحلة تحديد القيم الافتراضية وتعتبر من المراحل المهمة الذي تعتمد عليها المراحل اللاحق للبرنامج، وتتم اختيار القيم الافتراضية كالآتي:

تحديد قيم افتراضية مختلفة لمعاملات لتوزيع Stereographic Semicircular Lindely لمعاملات وفق الجدول الآتي:

جدول (1) يبين القيم الافتراضية لمعاملات التوزيع عند قيم افتراضية للثابت

V=0.5

Model	α	β	σ
1	3.9	4.5	4
2	0.9	1.9	1.5

2-اختيار حجوم مختلفة للعينة لغرض معرفة مدى تأثير حجم العينة على دقة النتائج حيث كانت (10-25-50-75-100).

3-تكرار كل تجربة كان مساويا الى (L=1000) لغرض الحصول على تجانس عال.
المرحلة الثانية توليد البيانات العشوائية : وفي هذه المرحلة يتم توليد بيانات عشوائية وفق توزيع ليندلي بالاعتماد [7] على طريقة (مونت- كارلو) يمكن تلخيصها على وفق الصيغة الرياضية التالية: (Lambert W function)

$$\theta = \frac{-v\beta - v\alpha\sigma - \beta \text{ProductLog}\left[\frac{e^{-\frac{v(\beta+\alpha\sigma)}{\beta}}(-1+u)v(\beta+\alpha\sigma)}{\beta}\right]}{v^2\beta\sigma} \quad \dots (36)$$

iii: متغير عشوائي مستمر يتبع التوزيع المنتظم.
 المرحلة الثالثة إيجاد التقديرات: وفي هذه المرحلة تتم إيجاد المقدرات لمعاملات ودالة البقاء لتوزيع Stereographic Semicircular Lindely باستعمال طراق التقدير والمتمثلة بطريق الامكان الاعظم وطريقة الفترات التجزئية .
 المرحلة الرابعة المقارنة بين طرائق التقدير: وهي المرحلة الأخيرة من مراحل تجارب المحاكات حيث يتم فيها المقارنة بين طريقتي تقدير دالة البقاء لتوزيع Stereographic Semicircular Lindely وذلك بالاعتماد على المعيار الاحصائي متوسط مربعات الخطاء (MSE) التي يعطى بالصيغة الآتية [11]:

$$MSE(\hat{\sigma}(\theta_i)) = \frac{1}{L} \sum_{j=1}^n (\hat{\sigma}_i(\theta_j) - \sigma(\theta_j))^2 \quad \dots (37)$$

إذ إن:

: تمثل عدد مرات تكرار التجربة وهو (1000) مرة.

n : هي معبرة عن حدود المتغير (θ_i) من الحد الأدنى الى الحد الأعلى .

$\hat{\sigma}$: القيمة المقدرة للمعلمة وقف طرائق التقدير المستعملة .

جدول (2) متوسط القيم التقديرية للمعلمات لطرائق التقدير كافة واحجام العينات للأنموذج الاول الثاني

n	Ees.par	mle	mps	mle	mps
	σ	3.05959035574237	3.73200784932314	1.46979039633876	1.24398579060749
	MSE	0.884370299012770	0.071819792824409 7	0.000912620153369 221	0.06554327541087 24
	Rank	2	1	1	2
	α	3.61884419710967	4.13631900287751	1.66767440326660	2.08104867037326
	MSE	0.776435548967306	0.132263867668012	0.053975182897531 9	0.03277862104392 62
30	Rank	2	1	2	1
	β	4.71312538887275	4.28506198444957	1.01080122779460	0.31104757728894 3
	MSE	0.467134253847	0.148272731868242	0.012276912080790 3	0.34686495621722 4
	Rank	2	1	1	2
	$\sum$ Rank	6[2]	3[1]	4[1]	5[2]
	σ	3.94276671887949	4.43500678470055	1.59092845698397	1.49230430153950
	MSE	0.003275648467819 08	0.018923090273551 1	0.000826798428948 651	5.9223774794857e- 05
	Rank	1	2	2	1
	α	4.44508735920847	4.13634169573542	1.67798651982644	1.65279534393756
	MSE	0.003015398118699 50	0.132247362260589	0.049289985378777 5	0.02611101419789 502
50	Rank	1	2	2	1
	β	4.14173988785089	4.28875485317735	0.987247936076136	1.30097915053919
	MSE	0.058438173378158 3	0.13113033586894	0.007612202349545 44	0.16078427916712 7
	Rank	1	2	1	2
	$\sum$ Rank	3[1]	6[2]	5[2]	4[1]
	σ	3.96765247064771	3.66472667957145	1.45379346228904	1.82828844156968
	MSE	0.001046362655197 33	0.011240819939118 8	0.000213504412723 40	e-053.107773300
	Rank	1	2	2	1
	α	4.45719124009441	4.13246613404352	1.69140000705051	0.84557440564156 4
100	MSE	0.001832589924654 37	0.115081142624913	513957058526100.0 4	0.01118133340314
	Rank	1	2	1	2
	β	3.92402201050109	3.93361752820782	0.838736386712002	1.96078144821379
	MSE	0.000577056988514 659	0.001130138202803 26	53230313101100.00 37	0.12525728087455

	Rank	1	2	1	2
	$\sum$ Rank	3[1]	6[2]	4[1]	5[2]
	σ	4.02687387799283	3.73201172887435	1.52222142913210	1.49574375929843
	MSE	0.000722205318373 592	0.011017713460913 4	0.000137919126730 17	1.811558490972e- 05
	Rank	1	2	2	1
	α	4.49268258629899	4.47151100786894	1.88551389293301	1.83437621324816
	MSE	5.35445432717146e- 05	0.000811622672643 867	0.000209847297956 328	0.00430648138765 052
15 0	Rank	1	2	1	2
	β	3.92402201050109	3.93361752820782	0.829700579541752	1.02733402712088
	MSE	0.000517056988514 6	0.001030138202803 26	42008516761040.00 562	0.00116213954482 21
	Rank	1	2	1	2
	$\sum$ Rank	3[1]	6[2]	4[1]	5[2]

20-الاستنتاجات:

مقدر طريقة الامكان الاعظم اكثر كفاءة من بقية الطرق لأنه يمتلك اقل قيمة (MSE) لأغلب حجوم العينات وقيم المعلمات الافتراضية احتل مقدر طريقة الفترات التجزئية الأفضلية بعد مقدر طريقة الامكان الاعظم. وجد ان قيم (MSE) تتناقص كلما زاد حجم العينة ولجميع الحالات المدروسة والقيم المعلمات المقترضة وهذا ما يتطابق مع النظرية الإحصائية. اثبتت مقدر طريقة الامكان الاعظم كفاءتها في تقدير معلمات لأنموذج توزيع ليندلي ذي الثلاث معلمات.

التوصيات:

- 1-توصي الباحثة بالاعتماد على طريقة الامكان الاعظم لتقدير معلمات توزيع Stereographic Semicircular Lindely.
- 2- توصي الباحثة بتوسيع نطاق الدراسة لتشمل استخدام بيانات حقيقية بالاعتماد على الطرائق المستعملة في البحث.
- 3- توصي الباحثة باقتراح توزيعات اخرى على نفس التوسيع المستخدم في هذا البحث.

المصادر:

- 1- Owaid, Ghazwan Five, (2012), "Comparison of Bayesian estimators for parameter and Titi stopping reliability of Raleigh distribution using balanced and unbalanced loss functions" Master's thesis, College of Administration and Economics - Al-Mustansiriya University.
- 2- Han, M.,(2008)."Expected Bayesian estimation and hierarchical Bayesian estimation of failure rate" ,Journal of Chen university ,pp. 339-407.
- 3- Ghitany, M. E., Alqallaf, F., Al-Mutairi, D. K. & Husain, H. A. A two-parameter weighted Lindley distribution and its applications to survival data. Math. Comput. Simul. 81, 1190–1201 (2011).
- 4- Han, M.,(2008)."Expected Bayesian estimation and hierarchical Bayesian estimation of failure rate" ,Journal of Chen university ,pp. 339-407.
- 5-Ibrahim, J. G. & Laud, P. W. On Bayesian analysis of generalized linear models using Jeffreys's prior. J. Am. Stat. Assoc. 86, 981–986 (1991).
- 6- Kamakura, W. A., & Wedel, M. (2004). An Empirical Bayes Procedure for Improving. JOurnal Of BusineSS & Economic Statistics, 22(1).
- 7- Kvam, P. H., & Vidakovic, B. (2007). Nonparametric statistics with applications to science and engineering (Vol. 653). John Wiley & Sons.
- 8- Mesfioui, M. & Abouammoh, A. M. On a multivariate Lindley distribution. Commun. Stat. Methods 46, 8027–8045 (2017).
- 9- Naser, J. A. Under Different Priors &Two Loss Functions To Compare Bayes Estimators With Some of Classical Estimators For the Parameter of Exponential Distribution. (2017).
- 10-Reuven, Y. R.,(1981)"Simulation and theMonte Carlo Method " John Wiley & Sons New York Chichester Brisbane Toronto Singapore.
- 11- Shanker, R., Shukla, K. K., Shanker, R. & Tekie, A. L. A Three-parameter Lindley distribution. Am. J. Math. Stat. 7, 15–26 (2017).
- 12-Yedlapalli, P., Sastry, K. L. N., & Rao, A. D. (2019). On stereographic semicircular quasi lindley distribution. Journal of New Results in Science, 8(1), 6-13.
- 13-Yedlapalli, P., Girija, S. V. S., & Rao, A. D. (2013). On construction of stereographic semicircular models. Journal of Applied Probability, 8(1), 75-90.