

تقدير معلمات ودالة المعولية لتوزيع لامدا العام ذو الاربعة معلمات

بصيغة RS GLD

بطريقة العزوم الخطية

الباحثة لمياء عبد الجبار داود*

أ.م. د. انتصار عريبي فدعم

كلية الادارة والاقتصاد - جامعة بغداد

قسم الاحصاء

المستخلص :

أن توزيع لامدا العام (Generalize Lamda Distribution:GLD) ذو الاربعة معلمات ، من التوزيعات المهمة التي تناولها الباحثين في الأونة الاخيره ، لما يتميز به من امتلاكه أربعة معلمات ومرونة عالية واشكال متنوعة، مماكنه من تقريب العديد من التوزيعات الاحتمالية المستمرة وتمثيل البيانات سواء كانت توزيعها معروف أم مجهول ، وقد طبق في كثير من المجالات . وفي هذا البحث تناولنا اهمية التوزيع بصيغة $RSGLD(\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4)$ وتقدير معلماته ودالة المعولية بطريقة العزوم الخطية باستخدام المحاكاة ولحجوم عينات مختلفة وقيم افتراضية مختلفة .

*بحث مستل من رسالة ماجستير لم تناقش .

Abstract

The distribution of the generalized lambda (GLD) With four parameters, Distributions of the task that researchers addressed In recent, As characterized by Possession of four parameters and high flexibility and a variety of forms, Enabling him to bring many of the continuous probability distributions and the representation of the data, whether known or unknown distribution, Has been applied in many areas. In this paper we addressed the importance of distribution format)format RSGLD($\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4$ and estimate its parameters and reliability function by method of linear moment ,Using simulation and sizes different samples and different default values.

Introduction

1-المقدمة

لقد شهد نهاية القرن العشرين وحتى وقتنا هذا اهتماما بتوزيع لامدا العام بشكل ملحوظ وذلك لتمييزه بامتلاكه اربعة معلمات (الموقع ، القياس ، الالتواء،التفلطح) ،مما جعله اكثر مرونة وعمومية ، ويتمتع بمجموعة واسعة من الاشكال،اذ يمكنه تقريب العديد من التوزيعات المستمرة مثل (المنظم،ويبل،الاسي،الطبيعي،توزيع F)، وهذا يعتمد على قيم معلماته ، أوتمثيل البيانات عندما تكون مجهولة التوزيع ، كذلك صيغة تعريف التوزيع توفرخوارزمية بسيطة لتوليد الاعداد العشوائية في دراسات المحاكاة . كذلك يعد التوزيع بديل عن التوزيع الخليط في تمثيل البيانات التي يصعب تمثيلها من قبل التوزيعات المعروفة، وللخواص التي يتمتع بها فقد استخدم في نمذجة الكثير من المجالات المختلفة للظواهر المختلفة للتوزيعات الاحتمالية المستمرة كالإرصاد الجوية والكيمياء الحياتية والمعدنية ، لكونه مكن الباحثين من التعامل مع توزيع واحد بدلا من عدة توزيعات عند دراسة ظاهره ما خلال سلسلة زمنية أو حالات مختلف لنفس الظاهره، كذلك تعويض القيم المفقوده للبيانات التي يصعب فيها الوصول الى قيمة الظاهرة الحقيقية من خلال أمكانيته في محاكاة الانموذج الاحصائي لها [16][11][9][4][3].

الا أن صعوبة التوزيع تكمن في تقدير معلماته كونه لايمتلك دالة كثافة احتمالية pdf او دالة التوزيع التجميعية cdf بشكل مغلّق ، وان الصيغة الوحيدة المغلقة للتوزيع هي دالة الكوانتايل (fuanction quantile) التي يعرف من خلالها التوزيع . وقد استخدمنا في هذا البحث طريقة العزوم الخطية لتقدير معلمات التوزيع،بالاضافة الى ذلك سيتم تقدير دالة المعولية (Reliability) او ماتعرف ب(الاعتمادية

او الموثوقية)، حيث في ظل تطور التكنولوجيا الحديثة يتوضح اهمية كفاءة نظم الانتاج (الاجهزة أوالمكانن) التي تستخدم في مجالات عديده مثل الطب والهندسة وحقول الاتصالات وغيرها ،اكثر مما كان عليه في الماضي و لتجنب الفشل الذي يعيق تحقيق الاهداف الاستراتيجية لخطة العمل فلا بد من معرفة المعولية لها ، لبيان مدى كفاءتها وقدرتها على تحقيق أهداف خطة العمل ، ويتم ذلك من خلال تحديد التوزيع الاحتمالي لافقات الفشل للمعدات والمكانن ولكن في بعض الأحيان يصعب تحديد ذلك ، إلا أن توزيع GLD له القدرة على تمثيل أوقات الفشل سواء كان توزيعها معروف أم مجهول [15][13].

Purpose of Search

2- هدف البحث

إن الهدف من هذا البحث هو توضيح خصائص توزيع لامدا العام ذو الاربعة معلمات بيغة RSGLD ومن ثم تقدير معالمته بطريقة العزوم الخطية (L-moment) بتوظيف اسلوب المحاكاة ولحجوم عينات مختلفة ولتجارب مختلفة ومن ثم تقدير دالة المعولية .

3- الجانب النظري :

1-3 توزيع لامدا العام [16][9] (Generalize Lambda Distribution :GLD) أن توزيع لامدا العام (Generalize Lambda Distribution :GLD) ذو الاربعة معلمات المقدم من قبل (Ramberg and Schmeiser) عام (1972-1974) ، والذي يرمز له $GLD(\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4)$ RS نسبتا الى الباحثين اعلاه ، توزيع احتمالي مستمر غير متمائل، لا توجد له صيغة مغلقة لدالة الكثافة الاحتمالية pdf أو دالة التوزيع التجميعية cdf ويعرف من خلال دالة الكوانتايل (quantile function: Q.F) والتي يرمز لها $Q_x(y)$ وتسمى ايضا دالة التوزيع العكسية (Inverse distribution function: $F^{-1}(y)$)، وهي الصيغة المغلقة للتوزيع :

$$x = F^{-1}(y) = Q(y)^* = \lambda_1 + \frac{y^{\lambda_3} - (1-y)^{\lambda_4}}{\lambda_2}, 0 \leq y \leq 1, \lambda_2 \neq 0$$

(1)

حيث ان :

λ_1 : معلمة الموقع (location parameter)

λ_2 : معلمة القياس (scale parameter)

λ_3 : معلمة الالتواء (skewness parameter)

λ_4 : معلمة التفلطح (kurtosis parameter)

وان التوزيع يصبح متماثل عندما $\lambda_3 = \lambda_4$

تعرف دالة الكوانتايل [6][9] على انها احد الطرق التي يعرف من خلالها التوزيع الاحتمالي اضافة الى الطرق المعروفة (دالة الكثافة الاحتمالية pdf ودالة التوزيع التراكمي cdf) ، او تعرف انها الطريقة الثالثة لتحديد فرص حدوث قيم مختلفة لـ x ، اي انها تحدد قيم X مع احتمال حدوثها .

حيث $Q_X(y)$ هي دالة لكل $(y \in (0,1))$ نعلمنا عن قيم x بحيث $F_X(x) = y$:

$$Q_X(y) = x_y , \quad 0 \leq y \leq 1$$

ومن الجدير بالذكر اننا نستخدم دالة الكوانتايل في جداول التوزيع الطبيعي القياسي بالشكل التالي فعلى سبيل المثال :-

$$\Phi(1.96) = 0.97$$

وعليه فان دالة الكوانتايل :

$$Q(0.975) = 1.96$$

وهذا يعني ان قيمة x باحتمال 0.975 لا تتجاوز 1.96 ، ولمزيد من التفاصيل انظر المصدر [6]

اما دالة الكثافة الاحتمالية للتوزيع هي :

$$f(x) = f(Q(y)) = \frac{\lambda_2}{\lambda_3 y^{\lambda_3-1} + \lambda_4 (1-y)^{\lambda_4-1}}$$

$$at \ x = Q(y) , \quad 0 \leq y \leq 1 \dots \dots \dots (2)$$

والتي نحصل عليها كما يلي:

من العلاقة $x = Q(y)$ بحيث $F(x) = y$ وباشتقاق $F(x)$ بالنسبة الى x نحصل على :-

$$\frac{dF}{dx} = \frac{dy}{dx} = f(x) \dots \dots (3)$$

وبالتعويض عن $x = Q(y)$ في المعادلة (3) فيكون:

$$f(Q(y)) = \frac{dy}{d(Q(y))} = \frac{1}{\frac{d(Q(y))}{dy}} \dots \dots \dots (4)$$

ومن معادلة 1 نعوض عن $Q(y)$ في :

$$\begin{aligned} \frac{d(Q(y))}{dy} &= \frac{d}{dy} \left(\lambda_1 + \frac{y^{\lambda_3} - (1-y)^{\lambda_4}}{\lambda_2} \right) \\ &= \frac{\lambda_3 y^{\lambda_3-1} + \lambda_4 (1-y)^{\lambda_4-1}}{\lambda_2} \dots \dots \dots (5) \end{aligned}$$

وبالرجوع للمعادلة (4) وبتعويض المعادلة (5) فيها نحصل على دالة الكثافة الاحتمالية للتوزيع :-

$$f(x) = f(Q(y)) = \frac{\lambda_2}{\lambda_3 y^{\lambda_3-1} + \lambda_4 (1-y)^{\lambda_4-1}} \quad , \quad 0 \leq y \leq 1$$

كما ان دالة الكثافة الاحتمالية لاتعتبر احتمالية الا اذا حققت الشروط التالية :

$$1. f(x) \geq 0 \quad \forall x \in D$$

حيث D المجال المعرف للدالة . اي ان :-

$$\frac{\lambda_2}{\lambda_3 y^{\lambda_3-1} + \lambda_4 (1-y)^{\lambda_4-1}} \geq 0 \quad \forall \quad y \in (0,1) \dots \dots \dots (6)$$

$$2. \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$$

ولتحقيق الشرط الثاني وبما ان $f(x) = f(Q(y))$ و $dx = dQ(y)$ وحسب المعادلة (4) نحصل على :-

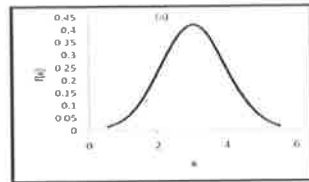
$$f(Q(y))d(Q(y)) = dy \quad \dots \dots \dots (7)$$

وعليه ينتج

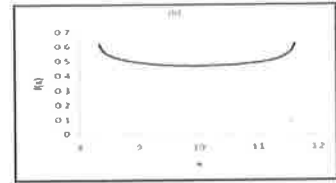
$$\int_0^1 f(Q(y))d(Q(y)) = 1 \quad \dots \dots \dots (8)$$

ولرسم دالة الكثافة الاحتمالية للتوزيع يكون بالشكل التالي :

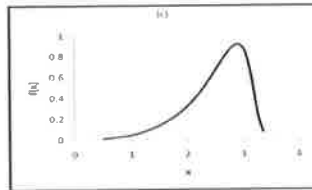
تحسب قيم $x_i = Q(y_i)$ حسب المعادلة 1 عند كل قيمة ل y_i باستخدام احد صيغ المتبعة لحساب الكوانتايل مثلا ($y = \frac{i}{n+1}, i = 1, 2, \dots, n$) ، كذلك ايجاد قيم $f(x_i)$ من المعادلة 2، عندها ترسم $(f(x_i), x_i)$ والتي تأخذ اشكال متنوعة باختلاف قيم المعلمات . اذ لكل مجموعة من المعلمات وبعد تطبيق ما جاء في اعلاه تتكون اشكال مختلفة لدالة التوزيع وكما مبين بالشكل رقم (2):



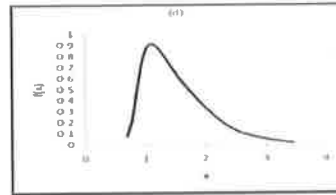
(a):RSGLD (1,0.2,0.13,0.130)



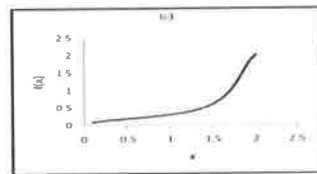
(b):RSGLD (1,0.6,1.5,-1.5)



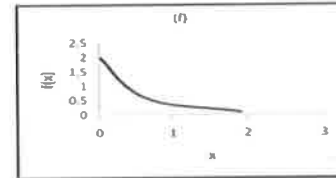
(c):RSGLD(1,0.2,0.13,0.013)



(d):RSGLD(1,0.2,0.013,0.13)



(e):RSGLD(1,1,0.5,4)



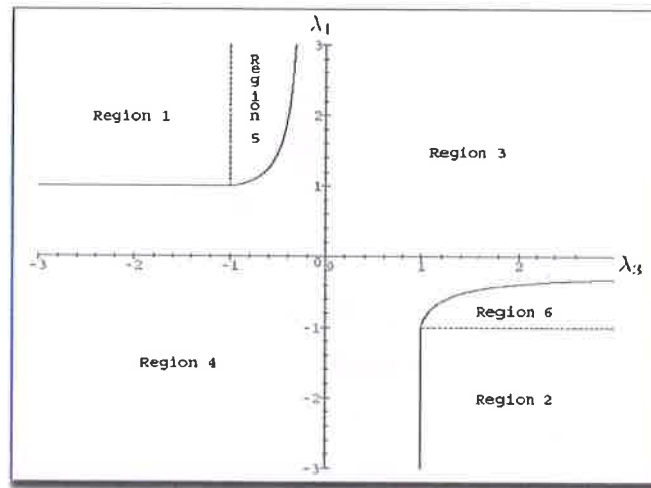
(f):RSGLD(1,1,3,0.5)

شكل رقم (1) يوضح دالة الكثافة الاحتمالية للتوزيع $RSGLD(\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4)$ عند قيم مختلفة للمعلمات [1] .

ومن خواص RSGLD هناك تركيبات معينة من (λ_3, λ_4) غير مقبولة في بعض المناطق ،اما المناطق التي يكون فيها التوزيع مقبول هي كما مبينه بالجدول رقم (1) والموضحة بالشكل رقم (2) .

جدول رقم (1) يوضح المناطق المعتمدة لل RSGLD

Region	λ_3	λ_4	Support
Region1	$\lambda_3 < -1$	$\lambda_4 > 1$	$(-\infty, \lambda_1 + 1/\lambda_2]$
Region2	$\lambda_3 > 1$	$\lambda_4 < -1$	$[\lambda_1 - 1/\lambda_2, \infty)$
Region3	$\lambda_3 > 0$	$\lambda_4 > 0$	$[\lambda_1 - 1/\lambda_2, \lambda_1$
	$\lambda_3 > 0$	$\lambda_4 = 0$	$+ 1/\lambda_2]$
	$\lambda_3 = 0$	$\lambda_4 > 0$	$[\lambda_1 - 1/\lambda_2, \lambda_1]$ $[\lambda_1, \lambda_1 + 1/\lambda_2]$
Region4	$\lambda_3 < 0$	$\lambda_4 < 0$	$(-\infty, \infty)$
	$\lambda_3 < 0$	$\lambda_4 = 0$	$(-\infty, \lambda_1]$
	$\lambda_3 = 0$	$\lambda_4 < 0$	$[\lambda_1, \infty)$
Region5	$-1 < \lambda_3 < 0$	$\lambda_4 > 1$	$(-\infty, \lambda_1 + 1/\lambda_2]$
Region6	$\lambda_3 > 1$	$-1 < \lambda_4 < 0$	$[\lambda_1 - 1/\lambda_2, \infty)$



شكل رقم (2) يوضح المناطق (1,2,3,4,5,6) المقبولة لل RSGLD

2-3 تقدير معلمات توزيع RS GLD :-

لتقدير معلمات التوزيع RSGLD سنستخدم طريقة العزوم الخطية **Linear moments Method**، وكما مره ذكره أن للتوزيع أربعة معلمات $(\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4)$ ، وأن المعلمات (λ_3, λ_4) هي المعلمات التي يعتمد عليها في تقدير بقية معلمات التوزيع ولكن تحتاج الى طرق عديدة لإيجادها لصعوبة الحصول عليها بالطرق الاعتيادية ، ومن الطرق العددية (طريقة نيوتن - رافسون وخوارزمية **Downhill Simplex** وغيرها)، إذ أن أي طريقة لتقدير معلمات توزيع لامدا العام تتضمن الطرق العددية . وبعد أن يتم تقدير المعلمات $(\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4)$ يجرى اختبار حسن المطابقة للتأكد من ملائمة التوزيع للبيانات . وقد استخدمنا في هذا البحث الطريقة العددية خوارزمية **Downhill Simplex** لتقدير (λ_3, λ_4) ، وقبل الدخول بطريقة العزوم الخطية نوضح هذه الخوارزمية .

1-2-3 خوارزمية **Downhill Simplex** [5][12][14] :-

استخدمت طريقة **Downhill simplex** من قبل (Roger Mead & John Nelder) عام 1965 والتي تسمى ايضا **Mead-Nealder** او **Amoeba** ، وهي طريقة عددية لتقليل دالة الهدف (المشكلة الرياضية قيد البحث التي تتكون من عدة متغيرات) ، في فضاء متعدد الأبعاد حيث تستخدم تقنية التحسين غير الخطية ، تتطلب فقط تخمينات عدة نقاط لكل متغير في الدالة دون الحاجة الى المشتقات ، حيث استخدمت في المشاكل الإحصائية ، التي معلماتها المجهولة تأخذ الاتجاه الغير خطي ، والحالات المماثلة . إذ تستخدم الخوارزمية مفهوم **simplex** الذي هو **Polytop** (شكل هندسي) في N من الأبعاد و $N+1$ من النقاط او (القمم)، الذي يوجد بعدة انماط هندسية ، والاكثر شيوعا والمعروف هو شكل المثلث .

ان عمل هذه الخوارزمية هو توليد موضع اختبار عن طريق استقراء سلوك دالة الهدف يقاس عند ترتيب كل نقطة اختبار بعد ذلك تختار الخوارزمية نقطة واحدة من نقاط الاختبار لتحل محلها نقطة اختبار جديدة، وذلك باستبدال اسوأ نقطة بنقطة تنعكس من خلال النقطة الوسطى (**centroid**) ، اي هي اسلوب تكراري تقوم بتحديث اسوأ نقطة من خلال عمليات الانعكاس (**reflection**)، التوسع (**expansion**)، والانكماش (**contraction**)، والتقلص (**shrink**) مع معلمات $\alpha, \beta, \gamma, \sigma$ مرافقة الى هذه العمليات على التوالي هي:

$$\alpha = 1, \beta = 2, \gamma = 0.5, \sigma = 0.5$$

وبعد ان بينا مفهوم خوارزمية **Downhill simplex** بشكل موجز فيميلي نبين كيفية استخدامها لتقدير المعلمات (λ_3, λ_4) لتوزيع RSGLD وفقا للعمليات التي ذكرت في اعلاه .

آلية عمل خوارزمية Downhill simplex :

1. تحديد دالة الهدف* (التي سننتظر اليها مع طريقة التقدير المتبعة هنا وهي العزوم الخطية)

2. تحديد معلمات الخوارزمية $(\alpha, \gamma, \beta, \sigma)$ وايضاً عدد الحلول (n)

3. توليد حلول (S) بحجم (n) حيث ان كل صف من S التي هي عبارة عن مصفوفة ذات الابعاد $(n \times 2)$ تمثل (حل) عدد المعلمات المراد تقديرها

4. حساب دالة الهدف لكل صف في S .

5. ترتيب الحلول الموجودة في S حسب قيمة دالة الهدف واعلى قيمة هي التي تمتلك اسوأ حل

6. حساب m حيث ان $m = \left(\frac{1}{n}\right) \sum_{i=1}^n S(i)$.

التي تمثل النقطة الوسطى (centroid) حيث ان كل $S(i) = [\hat{\lambda}_3(i) \quad \hat{\lambda}_4(i)]$.

7. جعل معدل التكرار $j = 1$

8. توليد نقطة اختبار جديده (trial point) التي هي r تمثل الانعكاس (reflection)

حيث ان $r = m + \alpha(m - S(n))$

9. حساب قيم دالة الهدف $f(\cdot)$ لـ (r)

○ فاذا كانت $f(S(1)) < f(r) < f(n)$ اجعل $S(n) = r$

○ عدا ذلك اذا كانت $f(r) < f(S(1))$ اذهب الى الخطوة 10

10. توليد نقطة اختبار جديده e التي تمثل التوسع (expansion)

حيث ان $e = r + \beta(r - m)$

11. حساب قيم دالة الهدف $f(\cdot)$ لـ (e)

* دالة الهدف في موضوع بحثنا سننتظر اليها مع طريقة التقدير ، بحيث تكون المعلمات التي تحقق اقل قيمة للدالة هي المعلمات المثلى التي يتم ايجاد بقية المعلمات من خلالها .

○ فإذا كانت $f(e) < f(r)$ اجعل $S(n) = e$

○ عدا ذلك إذا كانت $f(r) > f(S(n))$ اذهب الى الخطوة 12

12. توليد نقطة اختبار جديدة (c) تمثل الانكماش (contraction)

حيث أن $c = m + \gamma(S(n) - m)$

13. حساب قيم دالة الهدف $f(.)$ لـ (c)

○ إذا كانت $f(c) < f(S(n))$ اجعل $S(n) = c$

○ عدا ذلك اذهب الى الخطوة 14

14. توليد نقطة اختبار جديدة sh تمثل التقلص (shrink)

حيث أن $s_{(i)} = s_{(1)} + \sigma(s_{(i)} - s_{(1)})$

15. هل تحقق شرط التوقف (انتهاء عدد التكرارات الكلية) إذا تحقق شرط التوقف نطبع افضل حل تم ايجاده بالخوارزمية والذي يحقق اقل قيمة لدالة الهدف :

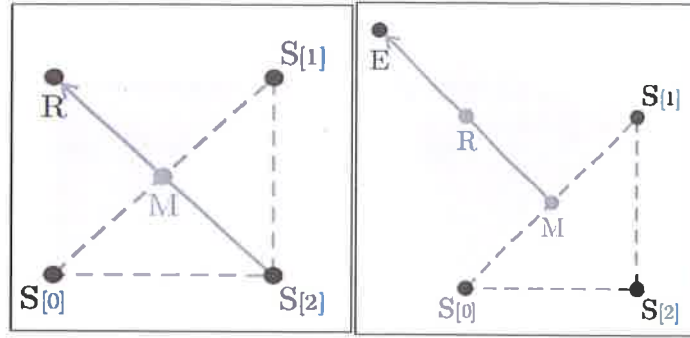
$$\left| \frac{\max(f) - \min(f)}{\max(f)} \right| < \epsilon \quad \text{بحيث ان}$$

حيث ϵ عدد صغير جدا. ونذهب الى الخطوة 16

عدا ذلك نذهب الى الخطوة رقم (8) .

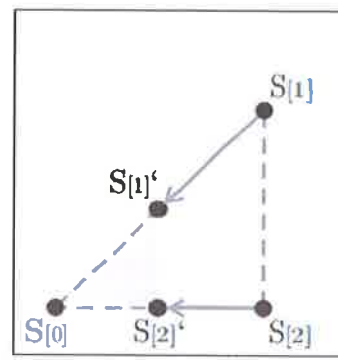
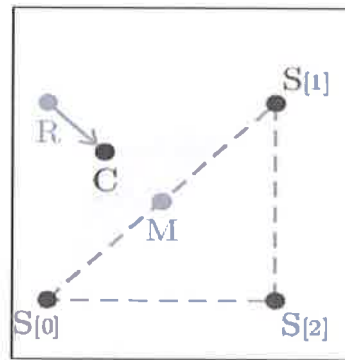
○ اجعل معدل التكرار $j = j + 1$

16. التوقف .



شكل (1-3) يوضح الانعكاس (reflection)

شكل (2-3) يوضح التوسع (expansion)



شكل رقم (3-3) يوضح الانكماش (Contraction)

شكل (4-3) يوضح التقلص (Shrink)

شكل رقم (3) يوضح مراحل خوارزمية Downhill simplex . انظر المصدر [12]

2-2-3 طريقة العزوم الخطية [1][2][7][8][10] (L.M.M) Linear moments Method

طريقة العزوم الخطية التي تعرف بـ (L-moments) هي توقعات لتراكيبات خطية معينة للاحصاءات المرتبة، ولتوضيح فكرة L-moment نتطرق فيما يلي الى تعريفها وخواصها وطريقة ايجادها للتوزيع والعينة وكيفية يتم تقدير المعلمات من خلالها .

1-2-2-3 تعريف وخواص العزوم الخطية :-

1-1-2-2-3 التعريف:-

ليكن X متغير عشوائي ذات قيمة حقيقية له دالة التوزيع التراكمي CDF ودالة الكونتايل $Q(y)$ ، وان ($X_{1:n} \leq X_{2:n} \leq \dots \leq X_{n:n}$) هي الاحصاء المرتبة لعينه بحجم n مسحوبة من توزيع X ، عليه تعرف العزوم الخطية والتي يرمز لها بـ (L_r) كالتالي :-

$$L_r = r^{-1} \sum_{k=0}^{r-1} (-1)^k \binom{r-1}{k} EX_{r-k:r} \quad r = 1, 2, \dots \quad (9)$$

حيث $E(X_{r-k:r})$ نجده كالتالي :-

بما ان توقع الاحصاء المرتبة كما هو معروف :

$$E(X_{r:n}) = \int x f_r(x) dx \quad (10)$$

وان

$$f_r(x) = \frac{n!}{(r-1)!(n-r)!} (F(x))^{r-1} (1-F(x))^{n-r} f(x) \quad \dots \quad (11)$$

وبما ان $Q(y) = x, F(x) = y, f(x)dx = dy$ (انظر الفقرة 3) .

وبعد تعويض هذه الكميات في المعادلة (10) و المعادلة (11) نحصل على :-

$$E(X_{r:n}) = \frac{n!}{(r-1)!(n-r)!} \int_0^1 y^{r-1} (1-y)^{n-r} Q(y) dy$$

وعليه فان :-

$$E(X_{r-k:r}) = \frac{r!}{k!(r-k-1)!} \int_0^1 y^{r-k-1} (1-y)^k Q(y) dy \quad \dots \dots (12)$$

وبتعويض المعادلة (12) في المعادلة (9) نحصل على :-

$$L_r = r^{-1} \sum_{k=0}^{r-1} (-1)^k \binom{r-1}{k} \frac{r!}{k!(r-k-1)!} \int_0^1 y^{r-k-1} (1-y)^k Q(y) dy \quad \dots \dots (13)$$

وباستخدام نظرية binomial وإجراء العمليات الحسابية اللازمة نحصل على :-

$$L_r = \int_0^1 \sum_{k=0}^{r-1} (-1)^{r-k} \binom{r}{k} \binom{r+k}{k} y^k Q(y) dy \quad \dots \dots (14)$$

وعليه فان العزوم الخطية الأربعة الأولى هي:-

$$\left. \begin{aligned} L_1 &= \int_0^1 Q(y) dy \\ L_2 &= \int_0^1 (2y-1)Q(y) dy \\ L_3 &= \int_0^1 (6y^2-6y+1)Q(y) dy \\ L_4 &= \int_0^1 (20y^3-30y^2+12y-1)Q(y) dy \end{aligned} \right\} \dots \dots (15)$$

وان العزوم الخطية الأربعة الأولى للتوزيع RSGLD بعد تطبيق مجموعة المعادلات (15) هي:-

$$L_1 = \mu = \lambda_1 + \frac{1}{\lambda_2} \left(\frac{1}{1+\lambda_3} - \frac{1}{1+\lambda_4} \right) \quad \dots \dots (16)$$

$$L_2 = \frac{1}{\lambda_2} \left[\frac{\lambda_3}{(\lambda_3+1)(\lambda_3+2)} + \frac{\lambda_4}{(\lambda_4+1)(\lambda_4+2)} \right] \quad \dots \dots (17)$$

$$L_3 = \frac{1}{\lambda_2} \left[\frac{\lambda_3(\lambda_3-1)}{(\lambda_3+1)(\lambda_3+2)(\lambda_3+3)} - \frac{\lambda_4(\lambda_4-1)}{(\lambda_4+1)(\lambda_4+2)(\lambda_4+3)} \right] \quad \dots \dots (18)$$

$$L_4 = \frac{1}{\lambda_2} \left[\frac{\lambda_3(\lambda_3-1)(\lambda_3-2)}{(\lambda_3+1)(\lambda_3+2)(\lambda_3+3)(\lambda_3+4)} + \frac{\lambda_4(\lambda_4-1)(\lambda_4-2)}{(\lambda_4+1)(\lambda_4+2)(\lambda_4+3)(\lambda_4+4)} \right] \quad \dots \dots (19)$$

2-1-2-2-3 الخواص:-

- 1- جميع العزوم الخطية يمكن ايجادها اذا كانت $\lambda_3, \lambda_4 > -1$
- 2- لمتغير عشوائي X حقيقي القيمة العزوم الخطية تكون موجوده اذا وفقط اذا كان لديه متوسط (mean) محدد ، و يمكن ايجاد العزوم الخطية اذ كانت العزوم التقليدية العالية غير موجوده .
كذلك التوزيع الذي له متوسط (mean) محدد يكون له وصف وحيد بواسطة العزوم الخطية ، وتوفر معلومات عن التوزيع اذ ان :-

L_1 : (L – location) يمثل الموقع او متوسط التوزيع μ وبأخذ اي قيمة:

$$L_1 = E(X) = \mu \quad \dots \dots \dots (20)$$

L_2 : (L – scale) : يمثل القياس , $L_2 \geq 0$

اما الالتواء والتفلطح فانه يحدد من خلال :

نسبة العزوم الخطية (L-moments ratio: τ_r) بالاعتماد على العزوم الخطية العليا ($L_r, r \geq 3$) حيث :

$$\tau_r = \frac{L_r}{L_2}, \quad r = 3, 4 \quad \dots \dots \dots (21)$$

وأن الالتواء (L-skewness) للتوزيع هو :

$$\begin{aligned} \tau_3 &= \frac{L_3}{L_2} \\ &= \frac{\lambda_3(\lambda_3 - 1)(\lambda_4 + 1)(\lambda_4 + 2)(\lambda_4 + 3) - \lambda_4(\lambda_4 - 1)(\lambda_3 + 1)(\lambda_3 + 2)(\lambda_3 + 3)}{\lambda_3(\lambda_3 + 3)(\lambda_4 + 1)(\lambda_4 + 2)(\lambda_4 + 3) + \lambda_4(\lambda_4 + 3)(\lambda_3 + 1)(\lambda_3 + 2)(\lambda_3 + 3)} \end{aligned} \quad \dots \dots \dots (22)$$

كذلك التفلطح (L-kurtosis) للتوزيع هو :

$$\begin{aligned} \tau_4 &= \frac{L_4}{L_2} \\ &= \frac{\lambda_3(\lambda_3 - 1)(\lambda_3 - 2)(\lambda_4 + 1)(\lambda_4 + 2)(\lambda_4 + 3)(\lambda_4 + 4) + \lambda_4(\lambda_4 - 1)(\lambda_4 - 2)(\lambda_3 + 1)(\lambda_3 + 2)(\lambda_3 + 3)(\lambda_3 + 4)}{\lambda_3(\lambda_3 + 3)(\lambda_3 + 4)(\lambda_4 + 1)(\lambda_4 + 2)(\lambda_4 + 3)(\lambda_4 + 4) - \lambda_4(\lambda_4 + 3)(\lambda_3 + 1)(\lambda_3 + 2)(\lambda_3 + 3)(\lambda_3 + 4)} \end{aligned} \quad \dots \dots \dots (23)$$

وتكون مقيدة بالشروط:-

1. $-1 < \tau_3 < 1$
2. $\frac{(5\tau_3^2 - 1)}{4} \leq \tau_4 < 1$

3-2-2-2 العزوم الخطية للعينة [7]

ان العزوم الخطية (L-moments) تعرف من التوزيعات الاحتمالية ، ولكن في الممارسة العملية في كثير من الأحيان تقدر من عينة محددة، ويستند التقدير في هذه الحالة على عينة بحجم n مرتبة في ترتيب تصاعدي وكالتالي :-

لتكن $(x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n)$ تمثل مجموعة من البيانات المرتبة لعينة بحجم n ، فان العزوم الخطية (L-moments) للعينة هي :-

$$l_1 = \bar{X} = \binom{n}{1}^{-1} \sum_{i=1}^n x_{(i:n)} \quad \dots \dots \dots (25)$$

$$l_2 = \frac{1}{2} \binom{n}{2}^{-1} \sum_{i=1}^n \left[\binom{i-1}{1} - \binom{n-i}{1} \right] x_{(i:n)} \quad \dots \dots \dots (26)$$

$$l_3 = \frac{1}{3} \binom{n}{3}^{-1} \sum_{i=1}^n \left[\binom{i-1}{2} - 2 \binom{i-1}{1} \binom{n-i}{1} + \binom{n-i}{2} \right] x_{(i:n)} \quad \dots (27)$$

$$l_4 = \binom{n}{4}^{-1} \sum_{i=1}^n \left[\binom{i-1}{3} - 3 \binom{i-1}{2} \binom{n-i}{1} + 3 \binom{i-1}{1} \binom{n-i}{2} - \binom{n-i}{3} \right] x_{(i:n)} \quad \dots \dots \dots (28)$$

كذلك

$$\hat{\tau}_3 = \frac{l_3}{l_2} \quad \dots \dots \dots (29)$$

$$\hat{\tau}_4 = \frac{l_4}{l_2} \dots \dots \dots (30)$$

وبعد ان بينا العزوم الخطية للتوزيع والعينه وطريقة ايجادهما ، سنتطرق الان الى كيفية استخدامها لاجاد المقدرات، وذلك يكون بمساوات العزوم الخطية للعينة l_i الى العزوم الخطية للتوزيع L_i وبذلك نحصل على اربعة معادلات:-

$$\left. \begin{array}{l} l_1 = L_1 \\ l_2 = L_2 \\ l_3 = L_3 \\ l_4 = L_4 \end{array} \right\} \dots \dots \dots (31)$$

وبحل نظام المعادلات (31) نجد المعلمات $(\lambda_4, \lambda_3, \lambda_2, \lambda_1)$ الا ان المعادلات $L_3 = l_3$, $L_4 = l_4$ تكون معقده ويصعب حلها للحصول على $(\hat{\lambda}_4, \hat{\lambda}_3)$ وتحتاج الى طريقة عديدة لاجادها ، وسنوضح كيفية تقدير المعلمات من خلال الخوارزمية التالية :

خوارزمية تقدير المعلمات * :-

الخطوة الاولى : حساب احصاءات العينة :

$$l_1, l_2, l_3, l_4, \hat{\tau}_3 = \frac{l_3}{l_2}, \hat{\tau}_4 = \frac{l_4}{l_2} \text{ المعادلات (30) ولغاية (25 من 25)}$$

الخطوة الثانية : استخدام خوارزمية *Downhill Simplex* التي تناولنها في الفقرة (1-2-3) لاجاد المقدرات $\hat{\lambda}_3, \hat{\lambda}_4$ من خلال دالة الهدف التالية

$$f(\hat{\lambda}_3, \hat{\lambda}_4) = (\hat{\tau}_3 - \tau_3(\hat{\lambda}_3, \hat{\lambda}_4))^2 + (\hat{\tau}_4 - \tau_4(\hat{\lambda}_3, \hat{\lambda}_4))^2 \dots \dots \dots (32)$$

والمعلمات التي تحقق اقل قيمة للدالة هي المعلمات المثلى التي تعتمد كمقدرات للتوزيع ونجد من خلالها بقية المقدرات .

الخطوة الثالثة : تعوض المقدرات $\hat{\lambda}_3, \hat{\lambda}_4$ في المعادلة 17 وباعتبار $L_2 = l_2$ يتم ايجاد $\hat{\lambda}_2$:-

$$\hat{\lambda}_2 = \frac{1}{l_2} \left[\frac{\hat{\lambda}_3}{(\hat{\lambda}_3 + 1)(\hat{\lambda}_3 + 2)} + \frac{\hat{\lambda}_4}{(\hat{\lambda}_4 + 1)(\hat{\lambda}_4 + 2)} \right]$$

الخطوة الرابعة : تعوض $\hat{\lambda}_2, \hat{\lambda}_3, \hat{\lambda}_4$ في المعادلة 16 وباعتبار $L_1 = l_1$ يتم إيجاد $\hat{\lambda}_1$:

$$\hat{\lambda}_1 = l_1 - \frac{1}{\hat{\lambda}_2} \left(\frac{1}{\hat{\lambda}_3 + 1} - \frac{1}{\hat{\lambda}_4 + 1} \right)$$

الخطوة الخامسة : اجراء اختبار (KS: Klomogorov - Smirnov) :

وفقاً " لاحصاء الاختبار التالية لبيان مطابقة التوزيع للبيانات :

$$D_n = \max \left| s^{-1} \left(\frac{i}{n} \right) - Q(y_i) \right|$$

حيث ان

$$s^{-1} \left(\frac{i}{n} \right) = x_i \quad \text{حيث } x_i \text{ هنا البيانات المشاهدة .}$$

$$Q(y_i) = x_i \quad \text{تحسب من المعادلة (1)}$$

ووفقاً لفرضيات الاختبار المبنية في ادناه حيث فرضية العدم H_0 تنص على ان توزيع GLD يطابق ($\equiv$) البيانات، والفرضية البديلة H_1 تنص على ان توزيع GLD لا يطابق ($\not\equiv$) البيانات ، فإذا كانت D_n اكبر من القيمة الجدولية عند مستوى معنوية وحجم عينة معين ترفض فرضية العدم وتقبل الفرضية البديلة والعكس بالعكس .

$$H_0: GLD \equiv data$$

$$H_1: GLD \not\equiv data$$

فإذا كان الاختبار مطابق نذهب الى الخطوة السادسة عدا ذلك نعود الى الخطوة الثانية (نعود الى الخوارزمية Downhill Simplex للبحث عن قيم اولية جديدة لـ $\hat{\lambda}_3, \hat{\lambda}_4$ واعادة خطوات خوارزمية تقدير المعلمات) .

*خوارزمية تقدير المعلمات من ترتيب الباحثة.

الخطوة السادسة : توقف

5- مفهوم وتقدير دالة الموثوقية [1][13][15][17][18]

Concept and estimate Reliability function

تعرف الموثوقية (الاعتمادية او الموثوقية) ، (*Reliability*) والتي يرمز لها $R(t)$ على انها احتمال ان المعدات او المكنان او الاجهزة سوف تؤدي وظيفتها المطلوبة وفقا للشروط المحددة لعملها خلال الفترة الزمنية $(0, t)$ ، لمعرفة مدى قدرة هذه الاجهزة على اداء عملها وفقا للخطط المعدة للانتاج كذلك التنبؤ بالقدرات الانتاجية ، إذ ان الاهتمام الرئيسي في نظرية الموثوقية هو فهم الاسباب التي تحدث الفشل بوصفها دالة للفهم .

ويتم انجاز ذلك من خلال تحديد التوزيع الاحتمالي لافترات الفشل الذي يمثل بالمتغير العشوائي (T) الغير سالب .

ويجبر عن دالة الموثوقية $R(t)$ بالمعادلة الرياضية :-

$$R(t) = P(T > t) = 1 - P(T \leq t) = 1 - F(t) = \bar{F}(t)$$

$$t \geq 0 \dots \dots \dots (33)$$

وان $R(t)$ قيمة موجبة ضمن المدى $(0, 1)$ وغير متزايدة ومستمرة من جهة اليسار .

حيث أن:

T : يشير الى دورة حياة الوحدة التجريبية .

t : متغير عشوائي يشير الى الوقت .

(Random variable refers to the time until failure occurs)

$F(t)$: دالة التوزيع التجميعية (Cumulative distribution Function CDF)

$\bar{F}(t)$: مكملة دالة التوزيع التجميعية .

(Complementary cumulative distribution function)

وبما انه لا توجد صيغة مغلقة لدالة الكثافة الاحتمالية ودالة التوزيع التجميعية تحسب عددي لتوزيع RSGLD، كما اشرنا اليه في الفقره الثالثة ، فأنه سيتم تقدير دالة المعولية من خلال دالة الكوانتايل (quantile function)، اذ ان التوزيعات التي لاتملك صيغة مغلقة لدالة الكثافة الاحتمالية pdf و دالة التوزيع التجميعية cdf، وتمتلك فقط دالة الكوانتايل بصيغة مغلقة فان تقدير المعولية يكون على اساسها [1][15][13][17][18]، وعليه سنستخدم $R(t)$ في حساب اوقات الفشل t من خلال دالة الكوانتايل المعادلة (1) للتعرف على وقت الفشل للمكان والمعدات وقيمة $R(t)$ المقابلة لها [13]، فيكون عمر الوحدة التجريبية بدلالة المعولية المقابلة لها $(t = x(R(t)))$. هذا يعني في توزيع RSGLD القيام بتقدير معلماته حسب طريقة التقدير المتبعة واختباره للتأكد من ملائمة التوزيع للبيانات ثم ايجاد $R(t)$ و دالة الكوانتايل $Q(y_i)$ المقابلة لها .

وبما ان $F(t_i) = y_i$ لتوزيع RSGLD وبالرجوع للمعادلة (33) فان :-

$$R(t_i) = 1 - y_i \quad \dots \dots \dots (34)$$

وسنوضح كيفية تقدير المعولية من خلال الخوارزمية التالية :-

خوارزمية تقدير دالة المعولية :-

الخطوة الاولى : تقدير معلمات التوزيع بطريقة العزوم الخطية كما اشرنا اليه .

الخطوة الثانية : حساب $R(t_i) = 1 - y_i$

$$y_i = \frac{i}{n+1}, i = 1, 2, \dots, n \quad \text{حيث}$$

i : تمثل الترتيب التصاعدي لاوقات الفشل .

أو اي صيغة اخرى من صيغ حساب y_i انظر المصدر [6] .

الخطوة الثالثة : حساب $t_i = x_i = Q(y_i)$ حسب المعادلة (1) :-

$$t_i = x_i = Q(y_i) = \lambda_1 + \frac{y_i^{\lambda_3} - (1 - y_i)^{\lambda_4}}{\lambda_2}, \quad 0 \leq y \leq 1$$

$$y_i = 1 - R(t_i) \quad \text{حيث ان}$$

الخطوة الرابعة: تكوين جدول من دالة المعولية $R(t_i)$ كما جاء بالخطوة الثانية وعمر المنتج $(x_i = t_i)$ $Q(y_i) = t_i$ الذي تم حسابه من الخطوة الثالثة .

الخطوة الخامسة: توقف .

5- الجانب التجريبي

تم استخدام أسلوب المحاكاة في هذا البحث لغرض ايجاد قيم مقدرات التوزيع ومن ثم قيمة دالة المعولية ، لما يتميز به هذا الأسلوب من مرونة ويوفر الوقت والجهد والمال وفيه يتم توليد البيانات نظريا ودون الأخلال بدقة النتائج المطلوبة .

5-1 مراحل تجربة المحاكاة :

ان مراحل تجربة المحاكاة التي نفذت وفقا لبرنامج كتب بلغة الماتلاب (MATLAB) هي كالتالي :-

المرحلة الاولى : وهي المرحلة الاساسية والتي تم فيها :

اولا : اختيار قيم افتراضية أولية لمعطيات (الموقع والقياس والالتواء والتفطح ، $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4$) على التوالي وكما مبين بالجدول التالي:

جدول رقم (3) يبين القيم الافتراضية الأولية للمعطيات والنماذج المقترحة

التجارب	λ_1 معطية الموقع	λ_2 معطية القياس	λ_3 معطية الالتواء	λ_4 معطية التفطح
I	3	2	0.3	0.1
II	3.5	2.5	0.9	0.7
III	4	3	0.15	0.11

ثانيا : اختيار ثلاثة أحجام عينات مختلفة صغيرة ومتوسطة وكبيرة (30,50,100) .

وللحصول على تجانس عالي تم تكرار التجارب ($Replications=1000$) مرة لكل تجربة .

المرحلة الثانية : والتي يتم فيها توليد المشاهدات العشوائية (البيانات) تتبع توزيع RSGLD وذلك

باستخدام دالة التحويل العكسي $(F^{-1}(y) = x)$ لتوزيع RSGLD التي يتميز بها كونها الصيغة المغلفة

للتوزيع ويتم تعريفه من خلالها كما مره ذكره في الفقرة (1-3) ، بدلالة المتغير العشوائي y_i الذي يتبع التوزيع المنتظم ضمن الفترة (0,1) وكما يلي :

1- توليد أرقام عشوائية تتبع التوزيع المنتظم

$$y_i \sim U(0,1) , i = 1, 2, \dots, n$$

بإستخدام الحاسبة الإلكترونية على وفق الصيغة الآتية :

$$Y = RND$$

2 - تعويض قيم (y_i) في الدالة العكسية للتوزيع المعادلة (1) وتوليد البيانات التي تتبع توزيع RSGLD :

$$x_i = F^{-1}(y_i) = \lambda_1 + \frac{y_i^{\lambda_3} - (1 - y_i)^{\lambda_4}}{\lambda_2}, 0 \leq y \leq 1$$

المرحلة الثالثة: يتم في هذه المرحلة تقدير معلمات التوزيع بطريقة العزوم الخطية (L.M) كما جاء بالجانب النظري .

المرحلة الرابعة: اجراء اختبار كلومكروف-سيمرنوف (KS : Klomogorov-Smirnov) لغرض اختبار ملائمة التوزيع للبيانات .

المرحلة الخامسة : تتم في هذه المرحلة المقارنة بين المقدرات لتوزيع للحالات وحجوم العينات المختلفة التي ذكرت في اعلا ، إذ تم استخدام معيار متوسط مربعات الخطأ (MSE) وكما يلي:-

اولا : متوسط مربعات الخطأ (MSE) للنموذج المتمثل بدالة الكوانتايل $Q(y)$ وفق الصيغة التالية :-

$$MSE(Q(y)) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Q(y_i) - x_i)^2$$

حيث أن

x_i : البيانات المشاهدة .

$Q(y)$: تمثل البيانات التي تم الحصول بعد تقدير المعلمات وتعويضها في دالة الكوانتايل $Q(y) = x_{RSI}$ المعادلة (1) .

ثانيا : متوسط مربعات الخطأ (MSE) للمعلمات وفق الصيغة التالية :

$$MSE(\hat{\lambda}_j) = \frac{1}{r} \sum_{i=1}^r (\hat{\lambda}_{j(i)} - \lambda_j)^2, \quad j = 1, 2, 3, 4$$

حيث أن

r : عدد تكرارات التجربة والمساوي (1000) مرة .

المرحلة السادسة: تقدير دالة المعولية وفق الصيغة التي ذكرت في الفقرة (5) . حيث بعد القيام بتقدير معلمات التوزيع حسب طريقة التقدير المتبعة والتي كانت في هذا البحث طريقة العزوم الخطية ، وبعد ذلك اختبار التوزيع للتأكد من ملائمة للبيانات وإيجاد دالة الكونتابل $Q(y_i)$ ، يتم احتساب المعولية ، فيكون عمر الوحدة التجريبية بدلالة المعولية المقابلة لها $t = x(R(t))$.

2-5 مناقشة تجربة المحاكاة :

بعد تطبيق تجربة المحاكاة تم الحصول على النتائج التالية :

1- الجدول رقم (3) التالي يمثل قيم معلمات التوزيع التي تم الحصول عليها بتطبيق طريقة العزوم الخطية ولحجوم عينات مختلفة ولحالات مختلفة ، كذلك قيمة اختبار كاموكروف - سميرنوف للتوزيع مقارنتاً بالقيمة الجدولية .

جدول رقم (3) بوضوح قيم معلمات التوزيع لطريقة التقدير (L, M) كذلك قيمة اختبار KS للحالات المختلفة للقيم الافتراضية

التجربة	n	λ_1	λ_2	λ_3	λ_4	KS^*
I	30	2.907429	4.143055	9.498725e-001	3.149723	0.0318
	50	2.891961	4.182036	1.128519	3.670953	0.0272
	100	2.899367	3.946025	1.863293	4.715271	0.0247
II	30	3.461792	2.277510	1.293715	3.23689	0.0659
	50	3.467867	2.407272	1.513338	2.697634	0.0563
	100	3.499764	2.686995	1.622237	1.636716	0.0291
III	30	3.977473	5.329396	4.365730	3.424046	0.0274
	50	4.036704	4.643169	4.281491e-001	1.193141e-001	0.0213
	100	4.052511	4.694371	5.756306	7.253726e-002	0.0161

ولحجوم عينات مختلفة .

*تمثل KS قيمة اختبار كلومكروف – سميرنوف المقبولة مقارنة مع القيمة الجدولية عند مستوى معنوية 95% بعد تقدير معطيات التوزيع للتأكد من ملائحته للبيانات .

2-الجدول رقم (4) التالي يمثل متوسط مربعات الخطأ ((MSE للمعطيات المقدرة والنموذج المتمثل بدالة الكونتاتيل $Q(y)$ للتجارب المختلفة للقيم الافتراضية ولحجوم العينات مختلفة .

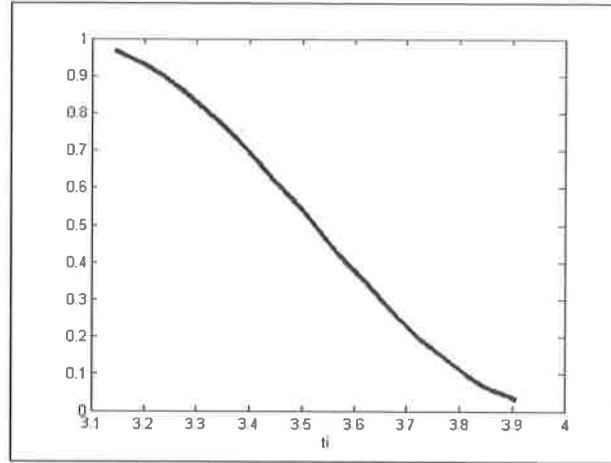
جدول رقم (4) يوضح متوسط مربعات الخطأ ((MSE للمعطيات المقدرة والنموذج المتمثل بدالة الكونتاتيل $Q(y)$ للتجارب المختلفة للقيم الافتراضية ولحجوم العينات مختلفة .

التجارب	n	λ_1	λ_2	λ_3	λ_4	$Q(y)$
I	30	1.259409e-006	7.476711e-003	6.405933e-004	1.953390e-003	1.9797e-004
	50	9.826772e-006	9.541357e-004	2.234483e-003	1.618971e-002	1.6065e-004
	100	4.638320e-006	3.207392e-003	1.213596e-002	1.358279e-002	7.7716e-005
II	30	1.186498e-007	1.953571e-004	5.359597e-005	7.721255e-005	0.0013
	50	2.460393e-009	2.163245e-004	2.654169e-003	3.667085e-003	5.2972e-004
	100	8.152708e-007	7.877995e-004	1.207782e-002	4.718419e-003	1.6338e-004
III	30	1.479069e-005	6.701279e-004	6.039302e-003	2.358692e-006	2.1542e-004
	50	1.152315e-005	6.128995e-003	3.281491e-005	2.241019e-003	1.1858e-004
	100	6.878870e-006	3.089263e-003	7.632749e-003	6.565522e-003	6.4669e-005

3- الجدول رقم (5) التالي يمثل دالة المعولية واوقات الفشل المقابلة لها لعينه للتجربة الثانية عندحجم العينه (30) التي اخذت على سبيل التوضيح والشكل رقم (4) يوضح ذلك وهكذا عند حجوم عينات وتجارب مختلفة. حجوم عينات وتجارب مختلفة .

جدول رقم (5) يوضح عمر الوحدات التجريبية والمعولية المقابلة لها لعينة بحجم (30) للحالة الثانية من التجارب التي تم تنفيذها.

i	ti	R(ti)	i	ti	R(ti)
1	3.072096	0.967742	16	3.606516	0.483871
2	3.120632	0.935484	17	3.630124	0.451613
3	3.167358	0.903226	18	3.65276	0.419355
4	3.212081	0.870968	19	3.674521	0.387097
5	3.254758	0.83871	20	3.695504	0.354839
6	3.295405	0.806452	21	3.715806	0.322581
7	3.334073	0.774194	22	3.73552	0.290323
8	3.370827	0.741935	23	3.754738	0.258065
9	3.405747	0.709677	24	3.773552	0.225806
10	3.438919	0.677419	25	3.792048	0.193548
11	3.470433	0.645161	26	3.810311	0.16129
12	3.500385	0.612903	27	3.828425	0.129032
13	3.528871	0.580645	28	3.846467	0.096774
14	3.581837	0.548387	29	3.864511	0.064516
15	3.581837	0.516129	30	3.882625	0.032258



الشكل رقم (4) يوضح دالة المعولية عندما حجم العينة (30) للتجربة الثانية

6-الاستنتاجات :

من خلال النتائج التي تم الحصول عليها تبين مايلي:-

1. اختبار كلومكروف – سميرنوف اعطى نتائج ايجابية عند مقارنته مع القيمه الجدولية وهذا يدل على مدى ملائمة التوزيع للبيانات عند قيم المعطيات التي تم الحصول عليها عند تطبيق طريقة العزوم الخطية.
2. رغم عدم امتلاك *RSGLD* صيغة مغلقة لدالة الكثافة الاحتمالية او دالة التوزيع التجميعية بشكل مطلق فتم الحصول على تقدير دالة المعولية بالاعتماد على دالة الكونتاتيل للوصول الى عمر الوحدة التجريبية والمعولية المقابلة لها ($t = x(R(t))$) ، وكما مبين بالجدول رقم (5) والشكل رقم (4) على سبيل المثال لاحدى العينات التي كانت تحت التجربة كانت قيم دالة المعولية متناقصة مع ازدياد الزمن مما يؤكد صحة الجانب النظري لهذا البحث حول سلوك هذه الدالة .

- [1]-B., V. (2012)" Reliability Concepts In Quantile-Based Analysis Of Lifetime Data" .Ph.D., Cochin University of Science and Technology, Cochin.
- [2]-Bergevin, R.J. (1993) ."An Analysis of the Generalized Lambda Distribution". MS thesis, AFIT/GST/ENS/93M-01. School of Engineering, Air Force Institute of Technology (AU), Wright- Patterson AFB, OH.
- [3]-Chalabi, Y., Scott, D., J. & Wuertz, D. (2012). Flexible distribution modeling with the generalized lambda distribution. MPRA Paper No. 43333, posted 20. December 2012 12:05 UTC Chapman & Hall, CRC Press, London, Boca Raton, FL .
- [4]-Demirtas, H. (2010). " An application of Multiple Imputation under the Two Generalized Parametric Families". Journal of Data Science, 443-455.
- [5]-Gao, F. & Han, L. (2010). " Implementing the Nelder-Mead simplex algorithm with adaptive parameter". Comput Optim Appl DOI 10.1007/s10589-010-9329-3
- [6]-Gilchrist, W.G., (2000). "Statistical Modelling with Quantile Functions". Chapman & Hall/CRC, , Florida
- [7]-Hamdan, M., S. (2009) " The Properties of L-moments Compared to Conventional Moments", for the MSc Degree Of MATHEMATICS, The Islamic University of Gaza
- [8]-Hosking, J.R.M. (1990). "L-moments: analysis and estimation of distribution using linear combination of order statistics". Journal of the Royal Statistical Society B 52, 105-124
<http://mpra.ub.uni-muenchen.de/43333>.
- [9]-Karian, Z.A. & Dudewicz, E.J. (2000) " Fitting Statistical Distributions: The Generalized Lambda Distribution and Generalized Bootstrap Methods". CRC Press .

- [10]-Karvanena, J. & Nuutinenb, A. (2008). "Characterizing the generalized lambda distribution by L-moments". Computational Statistics & Data Analysis (52) 1971 – 1983.
- [11]-Lakhany, A.& Mausser, H. (2000). "Estimating parameters of generalized lambda distribution". Algo Res. Quart. Vol .3 , NO.(3),47-58
- [12]-Moraglio,A. , Johnson,C.,G.(2010)." Geometric Generalization of the Nelder-Mead Algorithm", Evolutionary Computation in Combinatorial Optimization, Lecture Notes in Computer Science Volume 6022, pp 190-201.
- [13]-Movahedi , M.M., Lotfi ,M.R. & Nayyeri, M. A (2013)."solution to determining the reliability of products "Using Generalized Lambda Distribution".Research Journal of Recent Science Vol. 2(10), 41-47
- [14]-Nelder, J., Mead, R., (1965). A simplex method for function minimization. Computer J. 7, 308–313.
- [15]-Pal, S.(2005)." Evaluation of non-normal process capability indices using generalized lambda distributions". Quality Eng. 77-85.
- [16]-Ramberg, J., Dudewicz, E., Tadikkamalla, P.& Mykytka, E. (1979)." A probability distribution and its uses in fitting data". Technometrics 21, 210–214.
- [17]-Soni,P.Dewan,I.&Jain,K.(2012).Non parametric estimation of quantile density function". Indian Statistical Institu, DelhiCentre7, SJSS Marg, New Delhi{110 016, India .
- [18]-Thomas, B., Midhu N.N & Sankaran, P.G.(2014)." A software reliability model using quantile function". Journal of Probability and Statistics Volume 2014 , Article ID 951608.