



جمهورية العراق
وزارة التعليم العالي والبحث العلمي
جامعة كربلاء
كلية الادارة والاقتصاد
قسم الاحصاء

دالة الانتروبي العامة الموزونة لتوزيع ويبيل - باريتو مضاعف البتر

رسالة مقدمة إلى مجلس كلية الادارة والاقتصاد في جامعة كربلاء
وهي جزء من متطلبات نيل درجة ماجستير في علوم الإحصاء

تقدم بها

حازم عبد الرزاق عبد الامير

بإشراف

أ. د. مهدي وهاب نعمة نصر الله

٢٠٢١ م

١٤٤٢ هـ

كربغة المقدسة



قَالُوا

سُنْحَارَكَ لَا يَعْلَمُ لَنَا إِلَّا مَا حَلَفْتَنَا
إِنَّكَ أَنْتَ شَهِيدٌ

الْعَلِيمُ الْحَكِيمُ

سَدَقَ اللَّهُ الْعَلِيُّ الْعَظِيمُ

(المقدمة ٣٣)

الإهداء

إلى من خصهم الله تعالى بالكرامة وحباه ببال سالة
محمد والطاهرين.

إلى من أذكره ولا أنساه الجبل الصامد اذا مك الله لي سرحاً وقلباً وفخراً
(والدي الحبيب).

إلى .. التي غذتني طعم الحياة ونفس الدنيا .

(سرح أمي الطاهرة).

إلى العيون التي تنظر لي نخب واحترام .. رفيقتي الدائمة وبشانت الحياة.
(زوجتي).

إلى الذين وقفوا بجانبي وشدوا من أزرني طوال أيام دراستي .
(أخوتي وأصدقائي).

إلى . الشموع التي أضاءت لي الطريق
(أساقفتي).

أهدي ثلة جهدي المثواضع لهذا

الباحث

شكراً وإمتنان

الحمد لله الذي بنعمته تتم الصالحات والصلوة والسلام على المصطفى محمد وآلـه الطيـبين الطـاهـرين . بعد الله عز وجل ، أتوجه بالشـكر والإـمـتنـان إـلـى كل مـن مـدـيـدـ العـونـ والـمسـاعـدةـ وأـدعـوـ منـ اللهـ المـوـفـقـيـةـ لـلـجـمـيـعـ .

ويطيب لي بعد أن أتمت رسالتـيـ ، أـنـ أـقـدـمـ بالـشـكـرـ وـالـإـمـتـنـانـ الـوـافـرـ لـأـسـتـاذـيـ الفـاضـلـ الأـسـتـاذـ الـدـكـنـورـ (ـمـهـدـيـ وـهـابـ نـعـمةـ نـصـرـ اللهـ)ـ لـمـاـ مـنـحـنـيـ إـيـاهـ مـنـ شـرـفـ قـبـولـ الإـشـرـافـ عـلـىـ هـذـهـ الرـسـالـةـ ،ـ وـلـمـ قـدـمـهـ مـنـ آـرـاءـ سـيـدـةـ وـبـنـاءـ طـوـالـ مـدـةـ الـبـحـثـ وـالـدـرـاسـةـ وـالـتـيـ كـانـ لـهـ الـأـثـرـ الـكـبـيرـ فـكـانـ بـحـقـ مـرـجـعـاـ عـلـمـيـاـ وـخـيـرـ مـعـينـ ،ـ كـماـ أـقـدـمـ بالـشـكـرـ وـالـإـمـتـنـانـ إـلـىـ أـسـانـذـتـيـ فـيـ قـسـمـ الـإـحـصـاءـ لـمـاـ بـذـلـوهـ مـنـ جـهـدـ وـعـنـاءـ خـلـالـ مـدـةـ الـدـرـاسـةـ .ـ فـضـلـهـمـ عـلـيـنـاـ لـاـ يـقـدـرـ ،ـ فـنـحنـ شـاكـرـونـ وـمـمـتـنـونـ لـتـفـانـيـهـمـ وـإـخـلـاصـهـمـ فـيـ الـجـهـدـ الـذـيـ بـذـلـوهـ لـكـيـ يـوـصـلـنـاـ إـلـىـ هـذـاـ الـمـسـتـوىـ .ـ كـماـ أـقـدـمـ بالـشـكـرـ الـجـزـيلـ إـلـىـ السـادـةـ رـئـيـسـ وـأـعـضـاءـ لـجـنـةـ الـمـنـاقـشـةـ الـمـحـترـمـيـنـ لـقـضـلـهـمـ بـقـبـولـ مـنـاقـشـةـ الرـسـالـةـ وـلـمـ سـيـبـدونـهـ مـنـ مـلـاحـظـاتـ قـيـمـةـ تـسـهـمـ فـيـ إـغـنـاءـ الرـسـالـةـ .ـ وـاـقـدـمـ بالـشـكـرـ الـخـالـصـ إـلـىـ الـإـسـتـاذـ (ـبـشـارـ خـالـدـ عـلـيـ)ـ ،ـ عـلـىـ دـعـمـهـ الـمـتـواـصـلـ وـمـتـابـعـتـهـ وـتـشـجـيـعـهـ لـيـ فـيـ أـثـنـاءـ الـدـرـاسـةـ مـاـ كـانـ لـهـ الدـورـ الـبـالـغـ فـيـ تـذـلـيلـ الـصـعـوبـاتـ الـتـيـ اـعـتـرـضـتـهاـ مـعـ تـمـنـيـاتـيـ لـهـ بـالـصـحـةـ وـالـتـوفـيقـ .ـ

كـماـ أـقـدـمـ شـكـرـيـ وـأـحـرـامـيـ إـلـىـ زـمـلـائـيـ وـاصـدقـائـيـ مـنـ طـلـبـةـ الـدـرـاسـاتـ الـعـلـيـاءـ وـلـاـ يـفـوتـتـيـ أـنـ أـقـدـمـ شـكـرـيـ لـمـلـاـكـ وـحدـ الـأـشـعـةـ فـيـ مـسـتـشـفـىـ الـإـمامـ الصـادـقـ فـيـ دـائـرـةـ صـحـةـ بـابـلـ لـمـاـ أـبـدـوـهـ مـنـ تـعاـونـ كـبـيرـ فـيـ تـيسـيرـ الـحـصـولـ عـلـىـ مـصـادـرـ الـبـيـانـاتـ وـأـخـصـ بالـذـكـرـ (ـسـيدـ لـؤـيـ وـسـيـدـ أـحـمدـ)ـ .ـ

وـالـشـكـرـ وـالـتـقـدـيرـ وـأـسـمـىـ جـمـلـ الـأـعـذـارـ إـلـىـ كـلـ مـنـ لـمـ يـسـعـنـيـ ذـكـرـهـ لـتـقـديـمـ شـكـرـنـاـ لـهـمـ مـعـ تـمـنـيـاتـاـ بـدوـامـ الـمـوـفـقـيـةـ لـلـجـمـيـعـ ،ـ وـاسـالـ اللهـ اـنـ يـجـزـيـهـمـ عـنـيـ خـيـرـ الـجـزـاءـ اـنـهـ مـجـيبـ الـدـعـاءـ .ـ

الباحث

قائمة المحتويات

الصفحة	الموضوع
أ	الأية
ب	الاهداء
ج	شكر وتقدير
د	قائمة المحتويات
ز	قائمة الأشكال
ح	قائمة الجداول
ط	قائمة الرموز
ك	المستخلص
1-7	الفصل الأول : منهجية الرسالة
1	1-1 المقدمة
2	1-2 مشكلة الرسالة
3	1-3 هدف الرسالة
3-7	1-4 الاستعراض المرجعي
8-45	الفصل الثاني: الجانبي النظري
8	2-1 تمهيد
8	2-2 مفاهيم أساسية
8	2-2-1 بتر التوزيعات
8-10	2-2-2 أنواع البتر
10	2-2-3 مفهوم الإنتروبي
11	2-2-4 دالة انتروبي شانون
11-12	2-2-5 خصائص دالة إنتروبي شانون
12	2-2-6 الإنترولي الموزون

13	2-2-7 ريني إنتروبي
14	2-2-8 خصائص دالة ريني إنتروبي
15	2.2.9 الإنترولي العامة
16-17	2-2-10 خصائص الإنترولي العامة للتوزيعات المبتورة
17	2-3 التوزيعات المركبة
18	2-4 توزيع ويبل
18	2-5 توزيع باريتو
19	2-6 التوزيع المركب ويبل- باريتو
19-23	2-7 إشتراق الصيغة العامة للتوزيع ويبل- باريتو مضاعف البتر
25	2-8-1 خصائص الإنمودج (DTWPD) العزم اللامركزي
27	2-8-2 العزم المركزي الرائي حول الوسط الحسابي.
28	2-8-3 معامل الإلتواء
28	2-8-4 معامل التفلطح
30	2-8-5 معامل الإختلاف
30	2-8-6 دالة المعمولية
32	2-9 الإنترولي العامة الموزونة
33	2-10 طرائق تقدير المعلمات $(\delta, \lambda, \theta)$
34	2-10-1 طريقة الإمكاني الأعظم
35	2-10-2 طريقة العزوم
36	2.10.3 طريقة المقدرات التجزئية
39	2-10-4 طريقة العزوم في حالة التحيز
45	2-11 المعايير المستعملة للمفاضلة بين التوزيعات
45	اختبار أكيكي
45	اختبار أكيكي المصحح

45	إختبار بيز اكيكي
46	الفصل الثالث: الجانب التجريبي والتطبيقي
46	3-1 الجانب التجريبي
46	3-1-2 مفهوم المحاكاة
46-50	3-1-3 وصف مراحل تجربة المحاكاة
50	3-1-4 الرتب الجزئية والكلية
51-57	3-1-5 تحليل نتائج تجربة المحاكاة
59	3-2 الجانب التطبيقي
59	3-2-1 نبذة عامة عن جهاز الرنين المغناطيسي (MRI)
59	3-2-2 مكونات جهاز الرنين المغناطيسي (MRI)
60	3-2-3 البيانات التطبيقية
61	3-2-4 تحليل البيانات
62	3-2-5 البت المضاعف للبيانات الحقيقة
63	3-2-6 إختبار حسن المطابقة
64	3-2-7 معايير المفاضلة بين التوزيعات
66	3-2-8 نتائج البيانات التطبيقية
67	الفصل الرابع : الاستنتاجات والتوصيات
67	5-2 الاستنتاجات
68	ال滂وصيات
68-72	المصادر
73-103	الملاحق
73	ملحق A جداول المحاكاه
91	ملحق B برنامج الرسوم
96	ملحق C برنامج المحاكاة
a	Abstrac

قائمة الاشكال

الصفحة	عنوان الشكل	رقم الشكل
12	يوضح بعض خصائص دالة الإنترولي	2.1
15	دالة ريني مع قيم مختلفة لـ α وكما هو واضح من الشكل ان دالة ريني إنترولي لا تكون صالحة عندما تأخذ α قيم سالبة	2.2
23	دالة (pdf) للتوزيع المركب ويبل – باريتو مضاعف البتر عند قيم مختلفة للمعلمات	2.3
23	دالة CDF للتوزيع المركب ويبل – باريتو مضاعف البتر عند قيم مختلفة للمعلمات	2-4
31	منحى دالة المغولية للتوزيع المركب (ويبل- باريتو) مضاعف البتر لعدد من المعلمات	2-5
57	يوضح سلوك دالة الإنترولي العامة الموزونة عندما تكون $\alpha + \beta < 2$	2-6
57	يوضح سلوك دالة الإنترولي العامة الموزونة عندما تكون $\alpha + \beta > 2$	2-7
61	شكل الانتشار للبيانات الحقيقة	3-11
65	دالة pdf للتوزيع ويبل باريتو مضاعف البتر مقارنة مع التوزيع نفسه قبل البتر للبيانات الحقيقة	3-2
65	دالة cdf للتوزيع ويبل باريتو مضاعف البتر مقارنة مع التوزيع نفسه قبل البتر للبيانات الحقيقة	3-3

قائمة الجداول

الصفحة	عنوان الجدول	رقم الجدول
47	القيم الإفتراضية للمعلمات	3-1
47	القيم الإفتراضية لفترات البتر	3-2
48	القيم الإفتراضية للمعلمات وحسب فترات البتر	3-3
51	الرتب الجزئية والكلية لجميع طرائق الندير عند فترة البتر الأولى ($t_1=1, t_2=5$) عند حجم عينة (15,30,50,100,150) ولجميع النماذج المفروضة	3-4
52	الرتب الجزئية والكلية لجميع طرائق الندير عند فترة البتر الثانية ($t_1=2, t_2=5$) عند حجم عينة (15,30,50,100,150) ولجميع النماذج المفروضة	3-5
53	الرتب الجزئية والكلية لجميع طرائق الندير عند فترة البتر الثالثة ($t_1=2, t_2=10$) عند حجم عينة (15,30,50,100,150) ولجميع النماذج	3-6
55	تقدير دالة الإنترولي $H_{\alpha,\beta}^w$ عندما تكون $2 > \alpha + \beta$ ومتوسط مربعات الخطأ (MSE) عند فترات البتر وحجوم العينات المختلفة	3-7
56	تقدير دالة الإنترولي $H_{\alpha,\beta}^w$ عندما تكون $2 < \alpha + \beta$ ومتوسط مربعات الخطأ (MSE) عند فترات البتر وحجوم العينات المختلفة	3-8
60	أوقات العمل لحين الفشل ممثلة بالشهر لـ(جهاز الرنين المغناطيسي) (MRI) مرتبة تصاعديا	3-9
61	الجدول التكراري لأوقات العمل لحين الفشل لجهاز الرنين المغناطيسي	3-10
62	يوضح المؤشرات الأحصائية للعينة قبل البتر	3-11
62	يوضح المؤشرات الأحصائية للعينة بعد البتر	3-12
63	نتائج اختبار حسن المطابقة	3-13
64	يوضح المعايير المستخدمة للمفاضلة بين التوزيعين	3-14
66	نتائج البيانات التطبيقية	3-15

قائمة الرموز

المعنى	الرمز
معلمة القياس للتوزيع ويبل	Φ
معلمة الشكل للتوزيع ويبل	p
معلمة الشكل للتوزيع باريتو	k
معلمة القياس للتوزيع باريتو، التوزيع المركب ويبل باريتو مضاعف البتر	θ
معلمتي الشكل للتوزيع المركب ويبل - باريتو مضاعف البتر	δ, λ
إحتمال المشاهدة (i)	P_i
نظرية المعلومات	$I(x_i)$
إنتروبي شانون	$H(x)$
إنتروبي شانون الموزون	H^w_x
المعلمات المضافة إلى دالة الإنتروبي	α, β
رنى إنتروبي من الدرجة (α)	$H_\alpha(X)$
رنى إنتروبي من الدرجة (α) الموزون	$H_\alpha^w(x)$
الإنتروبي العامة من الدرجة (α, β)	$H_{\alpha,\beta}$
الإنتروبي العامة الموزونة من الدرجة (α, β)	$H_{\alpha,\beta}^w$
نقطة البتر العليا	t_1
نقطة البتر السفلية	t_2

المعنى	الرمز
الإنتروبي العامة من الدرجة (α, β) للتوزيعات مضاعفة البتر	$H_{\alpha,\beta}(x; t_1, t_2)$
(الإنتروبي العامة المتبقية من الدرجة (α, β))	$H_{\alpha,\beta}(x; t)$
الإنتروبي العامة السابقة من الدرجة (α, β)	$\bar{H}_{\alpha,\beta}(x; t)$
الإنتروبي العامة الموزونة من الدرجة (α, β) للتوزيعات مضاعفة البتر	$H_{\alpha,\beta}^w(x; t_1, t_2)$
دالة الكثافة الاحتمالية للتوزيع المركب ويبيل – باريتو مضاعف البتر	$g(x t_1 \leq x \leq t_2)$
الدالة التراكمية للتوزيع المركب ويبيل – باريتو مضاعف البتر	$G(x; \delta, \lambda, \theta)$
دالة المعلوية	$R(x)$
التقدير بطريقة الإمكان الأعظم	MLE
التقدير بطريقة العزوم	MOM
التقدير بطريقة المقدرات التجزئية	PEM
التقدير بطريقة العزوم في حالة التحيز	MOM LB
متوسط مربعات الخطأ	MSE

المستخلص

المستخلص

هدفت الرسالة الى تقدير دالة الإنتروبي العامة الموزونة من الدرجة (α, β) لقياس التغير في عدم التأكيد الموجود في التوزيع المركب ويبيل- باريتو مضاعف البتر ذو ثلات معلمات (δ, θ, λ) إذ تم في الجانب النظري دراسة الخصائص الرياضية للتوزيع المركب مضاعف البتر وطرق تقدير معلماته ، أما في الجانب التجاري فقد تم إستعمال المحاكاة بطريقة مونت كارلو لاختبار أفضلية طرائق التقدير إذ تم اختيار قيم مختلفة لمعلمتي الشكل (δ, λ) ومعلمة القياس (θ) وبواقع ستة نماذج وتمت المقارنة بين طرائق التقدير بإستعمال الرتب الكلية والجزئية المقابلة لمتوسط مربعات الخطأ ، إذ أظهرت طريقة الإمكان الأعظم أفضليتها على باقي الطرائق لأنها كانت تقابل أقل مجموع للرتب ولاسيما عند حجوم العينات الكبيرة ، وفي الجانب التطبيقي إستعملت طريقة الإمكان الأعظم لتقدير دالة الإنتروبي العامة الموزونة من الدرجة (α, β) ودراسة التزايد والتناقص في هذه الدالة عند قيم مختلفة من البتر في عينة من (95) مشاهدة تمثل أوقات العمل لحين الفشل لجهاز الرنين المغناطيسي التابع لمستشفى الإمام الصادق في دائرة صحة بابل إذ أفضت الرسالة الى نتائج أهمها إستعمال طريقة الإمكان الأعظم لتقدير معلمات التوزيع المركب (ويبل - باريتو) مضاعف البتر عند حجوم العينات الكبيرة، وكذلك إزدياد دالة الإنتروبي بزيادة قيم البتر مما يجعل التوزيع أكثر ملائمة في تمثيل البيانات الحقيقية.

الفصل الأول

منهجية المسألة

الفصل الأول

منهجية الرسالة

Introduction

1-1 المقدمة :

إزداد اهتمام الباحثين في العقود الأخيرة بدراسة عدم التأكيد المرتبط بالدالة الإحتمالية والمسمى بالإنتروبي (**entropy**) والذي له العديد من التطبيقات في مختلف المجالات العلمية إذ يستعمل مفهوم الإنترولي في الكثير من فروع الإحصاء لأنه يوفر إطاراً عاماً يتعامل مع مجموعة متنوعة من المشاكل الإحصائية في التحليل الأحصائي **عُرِف الإنترولي** على أنه الطريقة التي يتم بها تقدير النتائج الأحتمالية بصورة أكثر عمومية(حسب مبدأ أعظم إنترولي في التقدير) والذي ينبع عنه توزيع إحتمالي جديد ضمن القيود المعروفة والمحددة والمعبر عنها بمجموع أو تكامل الدالة والقيم المتوقعة فلو كان لدينا توزيعان أحتماليان تقريرياً متباينان فإننا نفضل التوزيع الأكثر إنترولي بمعنى أن التوزيع الأقل إنترولي يسمح بقيود إحتمالية أقل.

[العيدي: 2016] وكذلك للتخلص من التحيز في دالة الإنترولي مع بعض التوزيعات فقد يستعمل الباحثون الإنترولي الموزون **weighted entropy** والذي يعطي معلومات أكثر دقة عن عدم اليقين الموجود في الدالة الإحتمالية .

ومن جانب آخر فإن دراسة أوقات الفشل المتتالية لبعض الأنظمة وخاصة إذا كانت البيانات واقعة بين نقطتين معلومتين يحتاج إلى إجراء بتر مضاعف (**Double Truncated**) للبيانات التي تمثل ذلك النظام، وبما أن التوزيعات المركبة (**Compound Distributions**) تكون أكثر مرونة من التوزيعات القياسية سنس turnout في هذا الرسالة التوزيع المركب ويبل باريتو (**Weibull- Pareto**)، وبقدر تطبيق الأمر بوزارة الصحة وخاصة فيما يتعلق بالبيانات المستخدمة في الرسالة تظهر الحاجة إلى استعمال البتر مضاعف إذ جرى في هذه الرسالة البتر مضاعف للتوزيع المركب ويبل - باريتو عند النقطة (t_1) من اليسار (**Left Truncated**) وعند النقطة (t_2) من اليمين (**Right Truncated**) وذلك لنمذجة بيانات الفشل لجهاز الرنين المغناطيسي (**MRI**) ولمعرفة عدم التأكيد المتوقع في التوزيع مضاعف البتر سنس turnout مقاييس الإنترولي المعمم الموزون **weighted generalized entropy** من الدرجة (α, β) ولتسليط الضوء على محتوى هذه الرسالة فقد جاءت لنقدير دالة الإنترولي العامة الموزونة من الدرجة (α, β) للتوزيع المركب ويبل- باريتو مضاعف البتر لتحقيق الهدف المنشود من هذه الرسالة فقد قسمت إلى أربعة فصول :

الفصل الأول وتضمن المقدمة والمشكلة وهدف الرسالة وإستعراض أهم الدراسات السابقة التي لها علاقة بموضوع الرسالة ، أما الفصل الثاني فقد تضمن الجانب النظري إذ تم التطرق لبعض المفاهيم الأساسية الخاصة بالإنتروبي مع توضيح لأهم التعليمات لدالة الإنترولي وخصائصها مع التوزيعات مضاعفة البتر، وكذلك إشتقاق الصيغة الرياضية للتوزيع المركب وييل - باريتو مضاعف البتر ودراسة خصائصه الإحصائية ، وتضمن أيضاً إستعمال أربع طرائق للتقدير وهي (طريقة الإمكان الأعظم ، طريقة العزوم ، طريقة المقدرات التجريبية ، و طريقة العزوم في حالة التحيز) وكذلك تم توضيح الصيغة النهائية لدالة الإنترولي العامة الموزونة للتوزيع وييل- باريتو مضاعف البتر . وُخصص الفصل الثالث للجانبين التجريبي والتطبيقي، وفي الجانب التجريبي تم توظيف إسلوب المحاكاة لتقدير معلمات التوزيع المركب وييل - باريتو مضاعف البتر والمقارنة بين هذه المقدرات بإستعمال متوسط مربعات الخطأ (MSE) وإختيار الطريقة الأفضل في التقدير بإستعمال الرتب الجزئية والكلية، وإستعمال هذه المقدرات لتقدير دالة الإنترولي العامة الموزونة وكل فترة من فترات البتر ، أما في الجانب التطبيقي فقد تضمن تطبيق التوزيع المركب (وييل- باريتو) قبل البتر وبعد البتر المضاعف على البيانات الحقيقة، إذ تم إستعمال بعض معايير المفاضلة لتحديد التوزيع الأفضل الذي يمثل البيانات المدروسة ومن ثم تقدير دالة الإنترولي العامة الموزونة لها . أما الفصل الرابع فقد شمل أهم الاستنتاجات والتوصيات التي توصل إليها الباحث بالإعتماد على الجانبين التجريبي والتطبيقي وقد أُلْحِقَت الرسالة بمجموعة من الملحق .

1-2 مشكلة الرسالة

تكمّن المشكلة في ضرورة إجراء البتر المضاعف للتوزيع الإحتمالي الذي يمثل البيانات المدروسة وخاصة عند دراسة وتحليل جزء من هذه البيانات بعد إستبعاد بعض القيم المتطرفة أو إقطاع البيانات ضمن فترة محددة، وكذلك لمعرفة ولتحديد التغير الحاصل في عدم التأكيد (الإنترولي) في النظام بصورة دقيقة من حيث الزيادة والنقصان فإن الأمر يتطلب تطبيق مقياس الإنترولي العامة الموزونة الذي يكون أكثر حساسية لأنواع مختلفة من التوزيعات لوجود المعلمات المضافة لدالة الإنترولي .

1-3 هدف الرسالة :Aim of the thesis

تهدف الرسالة الى تحقيق الأمور الآتية :

1- إقتراح التوزيع المركب وبيل باريتو مضاعف البتر (Double Truncated Weibull) ودراسة خصائصه (Pareto Distribution)

2- تقدير معلمات التوزيع المركب مضاعف البتر باستعمال أربع طرائق للتقدير وهي (طريقة الإمكان الأعظم ، طريقة العزوم ، طريقة المقدرات التجزئية ، طريقة العزوم في حالة التحيز) والحصول على أفضل طريقة من طرائق التقدير باستعمال الرتب المقابلة لاقل متوسط مربعات الخطأ وكما موضح في جانب المحاكاة (simulation).

3- ومن ثم باستعمال هذه المقدرات لتقدير دالة الإنترولي العامة الموزونة من الدرجة (α, β) لمعرفة التغير الحاصل في عدم التأكيد الموجود في التوزيع المركب مضاعف البتر عند تغير قيم البتر .

Review of literature

1-4 الإستعراض المرجعي

ثُعد دالة شانون إنترولي (Shannon Entropy) واحدة من أهم المقاييس لعدم التأكيد التي وضعها العالم شانون عام (1948) ، وقد باستعمال الباحثون دالة الإنترولي في العديد من دراساتهم سواء مع التوزيعات المبتورة وغير المبتورة وفيما يأتي أهم الدراسات التي لها علاقة بموضوع الرسالة :

- في عام (1988) باستعمال كلا من (Dallas & Winge) البتر مضاعف لتوزيع وبيل وذلك لدراسة الجودة أو الموثوقية عند الفترة (L, T) إذ وضح الباحثان بعض الخصائص الأحصائية للتوزيع المبتور كالعزم من الدرجة (r^{th}) والوسط الحسابي والتباين وباستعمال الباحثان طريقة الإمكان الأعظم لتقدير معلمات التوزيع المبتور.

[Dallas & Winge: 1988]

- في عام (1993) قدر الباحث (Shalaby) دالة المغولية لتوزيع وبيل مضاعف البتر عند النقطة (t_1) من اليسار وعند النقطة (t_2) من اليمين وباستعمال طريقة بيز وعند دالة خسارة تربيعية .

[Shalaby:1993]

- في عام (1996) نشر (Ebrahimi) دراسة وضح فيها باستعمال دالة شانون إنترولي لقياس عدم التأكيد في العمر المتبقى من وقت الحياة ، (Residual life time) إذ بين الباحث أهميتها في دراسة خصائص توزيعات الفشل ولاسيما عند دراسة التناقض في دالة المغولية أو التزايد في دالة المخاطرة

[Ebrahimi:1996]

- في عام (2000) قدم الباحثان (Asadi & Ebrahimi) دراسة تناولت خصائص جديدة لمقياس عدم التأكيد للعمر المتبقى مع الإحصاءات المرتبة كالترابيد والتناقص وكذلك وضح الباحثان خصائص الإنتروبي المتبقية لتوزيع باريتو المعمم.

[Asadi & Ebrahimi:2000]

- في عام (2002) قدم كلا من (DI Crescenzo & Longobardl) دراسة لقياس عدم التأكيد في الوقت السابق للنظام ولغاية الزمن (t) والذي يمثل زمن فشل النظام إذ سميت بالإنتروبي الماضية (past entropy) وكذلك وضح الباحثان العلاقة مع الإنتروبي المتبقية (Residual entropy) من حيث الرتبة والتزايد والتناقص .

[Di Crescenzo, & Longobardi:2002]

- في عام (2007) وضح الباحثان (DI Crescenzo & Longobardl) بعض الأمثلة التي تبين تحيز دالة الإنتروبي لهذا إقتراح الباحثان إستعمال دالة الإنتروبي الموزونة (weighted entropy) للتخلص من التحيز والحصول على معلومات دقيقة إذ تم توضيح الصيغة الموزونة للإنتروبي الماضية والإنتروبي المتبقية وكذلك تم توضيح دالة الإنتروبي الموزونة لبعض التوزيعات كالتوزيع الأسوي والتوزيع المنتظم وتوزيع كما وبيتا .

[Di Crescenzo & Longobardi :2007]

- في عام (2009) قام الباحثان (Baig & Dar) بتوضيح مفهوم الإنتروبي العامة من الدرجة (α, β) للعمر المتبقى من توزيعات الحياة *، وقد بين الباحثان خصائص الإنتروبي العامة مع بعض التوزيعات كالتوزيع الأسوي وتوزيع باريتو والتوزيع المنتظم [Baig & Dar:2009]

- وفي عام (2009) نفسة قام الباحثان (Jeevanand & Sathar) بتقدير الإنتروبي المتبقية (residual entropy) للتوزيع الأسوي وبإستعمال طريقتين للتقدير الأولى طريقة التقدير البيزي إذ افترض الباحثان أن التوزيع الأولى يتبع توزيع كما وبإستعمال دالة الخسارة التربيعية والثانية طريقة الإمكان الأعظم إذ أثبتت نتائج المحاكاة أن طريقة بيزي في التقدير كانت أفضل.

[Jeevanand & Sathar:2009]

* توزيعات الحياة: هي التوزيعات التي تحاكي معدل الفشل في النظام [16].

- في عام (2011) قام الباحثان (Misagh & Yari) بدراسة خصائص الفترة الإنتروبية الموزونة لدالة شانون مع التوزيعات مضاعفة البتر بصورة عامة وعَدَ الباحثان هذه الدراسة هي مكملة لما نشره (DI Crescenzo) عام (2007) وقد وضح الباحثان صيغة الإنتروليبي الموزون للتوزيع الأسوي والتوزيع المنتظم .

[Misagh & Yari:2011]

- في عام (2015) وضح الباحثان (Okasha & Matter) دالة البقاء لتوزيع (Burr Type XII) ذي ثلات معالم إذ يستعمل الباحثان بيانات تمثل فترة البقاء لمرضى سرطان الثدي في قطاع غزة ومن ثم قام الباحثان بدراسة دالة البقاء لتوزيع نفسه ولكن بعد بتر القيم المتطرفة من جهة اليسار عند النقطة (a) ومن جهة اليمين عند النقطة (b) وقد توصل الباحثان الى أن متوسط الوقت المتوقع للبقاء عند إستعمال التوزيع المضاعف البتر [Okasha & Matter :2015] يعطي نتائج اكثر دقة من التوزيع الأصلي .

- في عام(2016) قام الباحث (Salah) بدراسة البترالمضاعف لتوزيع فريچت (Fréchet) عند الفترة (c,d) إذ وضح الباحث الدالة التراكمية لتوزيع فريچت المبتور ودالة الخسارة والعزوم من الدرجة (r^{th}) والإلتواء والتقطيع ودالة شanon إنتروليبي وإستعمل الباحث طريقة الإمكان الأعظم وطريقة العزوم وطريقة المقدرات التجزيئية وطريقة المربعات الصغرى وطريقة المربعات الصغرى الموزونة لتقدير المعلمات وعن طريق المحاكاة توصل الباحث الى أفضلية طريقة المقدرات التجزيئية في حالة العينات الصغيرة وفي حالة العينات الكبيرة فإن طريقة الإمكان الأعظم كانت أفضل .

[Abid, S.H:2016]

- في عام (2017) اقترح الباحثان (Nourbakhsh & &Yari) إستعمال الوزن لدالة ريني إنتروليبي (weighted Renyi's entropy) التي تعد من التعليمات المهمة لدالة شانون إذ ناقش الباحثان بعض الخصائص لدالة ريني إنتروليبي المتبقية والماضية الموزونة للتوزيعات المبتورة من جهة اليسار أو جهة اليمين.

[Nourbakhsh & Yari: 2017]

- في عام (2018) قام الباحث (Aydin) بدراسة البتر المضاعف لتوزيع معكوس وييل الموسع عند الفترة (t_0,t_1) إذ وضح الباحث الدالة المولدة للعزوم والوسط الحسابي والتباين وإستعمل الباحث طريقة الإمكان الأعظم وطريقة المربعات الصغرى وطريقة المربعات

الصغرى الموزونة لتقدير معلمات التوزيع المبتور وعن طريق المحاكاة توصل الباحث [Aydin: 2018] إلى أفضلية طريقة الإمكان الأعظم في التقدير .

- في عام (2019) قام كلا من (Akomolafe &Maradesa) بنشر دراسة تضمنت البتر المضاعف للتوزيع المركب اسي باريتو (Exponential-Pareto) عند النقطة (A) من اليسار وعند النقطة (B) من اليمين إذ تم إثبات خصائص التوزيع الجديد كالوسط الحسابي والتباين والعزوم ودالة ريني إنتروبي وقد استعمل الباحثان طريقة الإمكان الأعظم لتقدير معلمات التوزيع المبتور .

[Akomolafe &Maradesa:2019]

- وفي العام نفسه قام كلا من (Iqbal) وأخرون بدراسة البترالمضاعف للتوزيع فريچت المحول (Transmuted Fréchet) عند الفترة (g,m) إذ قام الباحثون بتوضيح بعض الخصائص الإحصائية فضلاً عن دالة المغولية ودالة ريني إنتروبي والإحصاءات المرتبة للتوزيع المبتور واستعمل الباحثون طريقة الإمكان الأعظم لتقدير المعلمات وأثبتت نتائج المحاكاة ان توزيع فرچت المحول المضاعف البتر يكون أكثر مرنة من توزيع فريچت ومن توزيع فريچت المحول غير مبتور .

[Iqbal & et al :2019]

- كذلك في عام (2019) قام الباحثان (Singh & Kundu) بإعمام النتائج التي تم التوصل اليها (دالة ريني الموزونة مع التوزيعات المبتورة من جهة واحدة) واستعمالها مع التوزيعات مضاعفة البتر لدراسة المغولية أو تحليل دالة البقاء وقد بين الباحثان فإن دالة ريني إنتروبي الموزونة (weighted Renyi's entropy) توضح معلومات كمية ونوعية عن طبيعة النظام ولاسيما حالات الفشل التي تكون بين نقطتين وقد استعمل الباحثان المحاكاة لتوضيح اداء التقديرات للمقياس الجديد المقترن مع التوزيع الأسوي مضاعف البتر .

[Singh & Kundu: 2019]

- في عام (2020) قام الباحثان (Hassaneen & Kareema) ببناء إنموذج إحتمالي مركب يتكون من توب ليون المعجم والتوزيع الأسوي (generalization Topp Leone-Exponential) إذ وضح الباحثان الخصائص الأحصائية للتوزيع الجديد واستعمل الباحثان طريقة الإمكان الأعظم وطريقة العزوم لتقدير المعلمات وكذلك عمل الباحثان على توضيح خصائص التوزيع الجديد في حالة البتر من جهة اليسار وفي حالة البتر من جهة اليمين وفي حالة البتر المضاعف.

• وفي عام (2020) قام الباحثان (Singh & Kundu) أيضاً بنشر دراسة تضمنت إستعمال مقياس عدم التأكيد مع التوزيعات مضاعفة البتر والمسمي بالإنتروبي العامة الموزونة (weighted generalized entropy)، إذ قام الباحثان بإثبات خصائص الإنتروبي العامة الموزونة وكذلك إستعمل المحاكاة لتوضيح أداء التقديرات للإنتروبي العامة الموزونة مع التوزيع الأسوي مضاعف البتر إذ أثبتت النتائج ان مقدار التحيز ومتوسط مربع الخطأ للتقديرات يقل بزيادة حجم العينة حتى تكون غير متخيزة في حجوم العينات الكبيرة وكذلك إستعمل الباحثان الإنتروبي العامة الموزونة لدراسة بيانات حقيقة تمثل الأعطال المتلاحقة لنظام التبريد في الطائرات.

[Singh & Kundu:2020]

• في عام (2021) قام الباحثان (Nanda & Chowdhury) بعمل مراجعة للبحوث الخاصة بالإنتروبي وأهم إعماماتها خلال العقود السبعة الأخيرة حيث أحصى الباحثان (84) دراسة منشورة بعد العام (2000) وركز الباحثان في هذه الدراسة على استخدام دالة الإنتروبي في مجال الإحصاء وخاصة في الاستدلال الاحصائي .

(Nanda & Chowdhury:2021)

نلحظ من الدراسات السابقة وعلى حد علم الباحث ندرة الدراسات العربية التي تناولت الإنتروبي الموزون وأن أكثرية الدراسات الأجنبية قد تناولت دالة الإنتروبي العامة الموزونة مع التوزيع الأسوي مضاعف البتر فقط وبمعلمة واحدة ، وكذلك لم يتم التطرق الى البتر مضاعف للتوزيع المركب (وييل - باريتو) لذا فإن ما يميز هذا الدراسة هو إستعمال دالة الإنتروبي العامة الموزونة (weighted Generalized Entropy) ، للتوزيع المركب وييل باريتو مضاعف البتر **Double Truncated Weibull Pareto Distribution** ذي ثلات معالم وهي معلمة القياس (θ) و معلمتى الشكل (8,8) وقد تم تقدير هذه المعلمات بإستعمال أربع طرائق للتقدير ومن ثم تم إستعمال هذه التقديرات لايجاد دالة الإنتروبي العامة الموزونة للتوزيع المركب مضاعف المبتور والتي سيرمز لها (WGE) وذلك لدراسة التغير في عدم التأكيد(الإنتروبي) عند اختلاف قيم البتر إذ تم تطبيق الدراسة على البيانات الحقيقة ، وبذلك تكون هذه الرسالة إستكمالاً فضلاً عن الجهود العلمية التي بذلها الباحثون وكما تم عرضه في الدراسات السابقة المذكورة آنفاً

الفصل الثاني

الجانب النظري

2-1 تمهيد :Preface

يتضمن هذا الفصل توضيح لمفهوم الإنترولي (Entropy) مع بيان بعض خصائصه ولاسيما مع التوزيعات المبتورة ، وبما ان التوزيعات المركبة (Compound Distribution) تكون أكثر مرونة من التوزيعات القياسية في نمذجة الظواهر المختلفة ولاسيما فيما يتعلق في نمذجة بيانات الفشل وتحليل أوقات البقاء لذا ستناول في هذا الفصل البتر المضاعف للتوزيع مركب يتكون من (ويبل - باريتو) وذلك لنمذجة البيانات الواقعية بين نقطتي فشل إذ يكون التوزيع المقترن (Double Truncated Weibull Pareto Distribution) وسنرمز له اختصارا (DTWPD) مع بيان خصائص التوزيع الجديد كالوسط الحسابي والتباين ودالة المعلوية مع توضيح لطرق التقدير المستعملة في تقدير معالم التوزيع المركب المبتور وهي (طريقة الامكان الأعظم (MLE)، طريقة العزوم (MOM)، طريقة المقدرات التجزئية (PEM)، وطريقة العزوم في حالة التحيز (MOM-LB) ، ومن جانب آخر فان حساب الإنترولي يُعد من التقنيات الفعالة والمهمة لمعرفة كمية المعلومات المتوفرة في الدالة الإحتمالية ، لذلك فقد تم حساب الإنترولي العام الموزون من الدرحة (α, β) لقياس التغير الحاصل في عدم التأكيد الموجود في التوزيع المقترن في الدراسة .

2-2 مفاهيم أساسية (Basic concepts) .

في هذه الفقرة سنوضح خلاصة مركزة عن بعض المفاهيم الأساسية التي تخص البحث مع بيان الصيغ الرياضية لكل نوع وهذه المفاهيم هي كالتالي :

2-2-1 بتر التوزيعات (Truncated Distributions)

قد يتطلب الامر احيانا وحسب طبيعة البيانات الى بتر التوزيع وذلك لوجود بعض المشاهدات المتطرفة إذ نستنتج توزيعاً جديداً من التوزيع الأصلي له خواص الدالة الإحتمالية وإن عينة البحث ستأخذ التوزيع المبتور فقط ، لذا فان التوزيع المبتور هو توزيع إحتمالي يمتلك خصائص جديدة وهو جزء من التوزيع غير المبتور وإن عملية البتر تكون من طرف واحد أو من طرفيين [الأمير: 2012]

2-2-2 أنواع البتر : Types of Truncation

1- بتر من اليمين واليسار : Left and Right Truncation

يستعمل البتر من الطرفين (اليمين واليسار) في حالة إذا كانت البيانات المطلوب دراستها واقعة بين نقطتين ثابتتين وهو الحال العامة للبتر فإذا كانت (x) متغيراً عشوائياً يمتلك دالة

إحتمالية $f(x)$ وان $x \in R$ ، Ω^* يمثل فضاء العينة لكل القيم الممكنة $L(x)$ ، Ω^* يمثل فضاء العينة للأنموذج المتغير ضمن الفترة (a, b) وإن أي قيمة خارج الفترة تُهمل $[x : a \leq x \leq b]$ فان الصيغة الرياضية للبتر.

$$f(x|a \leq x \leq b) = \frac{f(x)}{F(b) - F(a)} \quad a, b \in \Omega \quad (2-1)$$

ولاثبات الصيغة آنفًا نفرض أن $[a, b]$ عدوان معرفان في Ω ، ويمثلان النقاط التي تم عندها بتر التوزيع ، ولتكن c ثابت إذ أن $c > 0$

$$\int_a^b c f(x) dx = c \int_a^b f(x) dx = c \left(\int_{-\infty}^b f(x) dx - \int_{-\infty}^a f(x) dx \right) = c(F(b) - F(a))$$

الدالة المتغيرة تحقق خواص الدوال الإحتمالية لذا يجب ان يكون تكامل الدالة يساوي واحدًا .

$$c \int_a^b f(x) dx = 1$$

$$c(F(b) - F(a)) = 1$$

$$c = (F(b) - F(a))^{-1}$$

$$f(x|a \leq x \leq b) = (F(b) - F(a))^{-1} f(x)$$

إذن الدالة الجديدة هي عبارة عن الدالة الأصلية مقسومة على إحتمال الفترة (a, b) .

[الأمير: 2012]

2- البتر من طرف واحد

a- البتر من اليمين :Right Truncated

غالبا ما يستعمل الباحثون اسلوب البتر من اليمين ولاسيما إذا كانت البيانات تمتلك حداً أعلى لا يمكن تجاوزه كما في شركات التأمين مثلاً اذ توجد قيمة عليا للتأمين لا يمكن تجاوزها كذلك يستعمل البتر من جهة اليمين عند توقف التجربة عند حد معين وهكذا فإذا كان (X) متغير عشوائي قيمة معرفة على الفترة $(-\infty, b]$ إذ ان b تمثل النقطة التي يتم عندها بتر الدالة من الأعلى وأي قيمة بعد (b) تهمل فعند إجراء الخطوات السابقة نفسها نتوصل الى:

$$f^*(x) = (F(b) - F(-\infty))^{-1}$$

$$f(x|-\infty \leq x \leq b) = \frac{f(x)}{F(b)} \quad b \in \Omega \quad (2-2)$$

وذلك لأن $F(-\infty) = 0$

[الأمير: 2012]

b- البتر من اليسار :Left Truncated

نستعمل البتر من جهة اليسار عندما تبدأ البيانات عند نقطة ثابتة معينة وغالباً ما يتم البتر من اليسار عند دراسة نماذج المعلوية إذ يتم بتر القيم السالبة للنموذج، فإذا كان (x) متغير عشوائي قيمه معرفة على الفترة (a, ∞) إذ أن أي قيمة قبل a تهمل وهي تمثل النقطة التي يتم عندها بتر الدالة من الأسفل وعند إجراء الخطوات السابقة نتوصل إلى:

$$\begin{aligned} f((x|a \leq x \leq \infty)) &= (F(\infty) - F(a))^{-1} f(x) \\ f^*(x) &= \frac{f(x)}{1-F(a)} \end{aligned} \quad (2-3)$$

وذلك لأن: $(F(\infty) = 1)$

[الأمير: 2012]

2-2-3 مفهوم الإنتروبي : Concept Entropy

إن أول من يستعمل مصطلح الإنتروبي (Rudolf Clausius) عام (1864) إقترح دالة لقياس بعض الأحداث الكلية ولم يعتمد على الأسس الإحتمالية لذا سميت بالإنتروبي التقليدية (Classical Entropy) وبعد ثمانى سنوات (Boltzman) قدم (1872) مقياساً أو مفهوماً للإنتروبي في الديناميكية الحرارية، وفي عام (1948) عرف الباحث (Claude Shannon) دالة الإنتروبي كمقياس لعدم التأكد (uncertainty) إذ وضع إنموذج رياضي لقياس كمية المعلومات الموجودة في الرسائل المشفرة في مجال الإتصالات معتمداً على أسس النظرية الإحتمالية ومنطلقاً من حقيقة مفادها إن كمية المعلومات تكون متساوية لإزالة عدم التأكد وقد سمي هذا النوع (Shannon Entropy) لذا تُعد نظرية المعلومات (Information theory) فرعاً من فروع النظرية الإحتمالية.

اما التعريف الإحصائي للإنتروبي يعرف الإنتروبي على انه التقنية التي يمكن إستعمالها لتقدير النتائج الإحتمالية بشكل أكثر عمومية بعبارة أخرى يُعد الإنتروبي مقياساً لكمية المعلومات (Information) التي توفرها الدالة الإحتمالية.

وفي دراستنا سنهتم بالنوع الثاني من الإنتروبي الذي يعتمد على أسس النظرية الإحتمالية، إذ سيتم عرض دالة شانون وأهم الإعمامات لدالة شانون وهي دالة ريني (Renyi's Entropy) من الدرجة (α) والإنتروبي العام (Generalized Entropy) من الدرجة (α, β) .

2-2-4 دالة انتروبي شانون (Shannon Entropy)

لقياس كمية المعلومات الوائلة في النظام لمشاهدة واحدة فقط من المتغير العشوائي (x) يستعمل (Shannon) لوغاريتيم مقلوب الاحتمال (أي سالب لوغاريتيم الاحتمال) :-

$$I(x_i) = \log\left(\frac{1}{P_i}\right) = -\log(P_i) \quad (2-4)$$

[باسم شليبة: 2013]

(p_i) هي عبارة عن الإحتمال لمشاهدة (x_i) ، وان ($\log = \log_2$) ($i=1,2,\dots,n$) إذ وضح (Shannon) بإن الصيغة آنفًا هي الوحيدة التي تحقق الشروط الآتية :

- 1- إن قيمة المعلومات لمتغيرين هي أعلى من قيمة المعلومات لمتغير واحد.
- 2- إن قيمة المعلومات لأي متغير هي قيمة غير سالبة $I(x_i) \geq 0$.
- 3- إن قيمة المعلومات لمتغيرين مستقلين هي عبارة عن حاصل جمع $I(x,y) = I(x)+I(y)$.

ويفرض توفر دالة الكثافة الإحتمالية **Probability mass function** للمتغير العشوائي المقطع (X) إذا أن $P_i \geq 0$ ومن ثم يمكن كتابة دالة (Shannon Entropy) كالتالي:

$$H(x) = H_n(P_1, P_2, \dots, P_n) = E[I(x_i)]$$

$$H(x) = E[-\log(P_i)] = -\sum_{i=1}^n P_i \log(P_i) \quad (2-5)$$

وفي حالة المتغيرات المستمرة تكون دالة شانون كالتالي

$$H(x) = -\int_{-\infty}^{\infty} f(x) \log f(x) dx \quad (2-6)$$

[Misagh and Yari: 2011] ، [2013]

2-2-5 خصائص دالة إنتروبي شانون (Properties of Shannon Entropy)

تتميز دالة إنتروبي شانون ببعض الخصائص أهمها :

- 1- الإنترولي كمية موجبة دائمًا $H(x) \geq 0$.
- 2- الإنترولي للأحداث المستقلة عبارة عن حاصل جمع $H(x,y) = H(x)+H(y)$.
- 3- إذا كانت ($p=0$) أو ($p=1$) فان الإنترولي يساوي صفرًا أي أن الإحتمال المستحيل لا يحتوي على إنترولي (عدم اليقين) وكذلك الإحتمال المؤكد لا يحتوي على إنترولي.

4- اكبر قيمة لدالة الإنترولي تكون في الإحتمالات المتساوية أي عندما

$$\mathbf{p} = \left(\frac{1}{n}, \frac{1}{n}, \frac{1}{n}, \frac{1}{n}, \dots, \frac{1}{n} \right)$$

5- قيمة الإنترولي تكون محصورة بين $H(n) \leq \log(n) \leq 0$ وتحصل المساواة مع الصفر في حالة إذا كان $(p=0)$ أو $(p=1)$ وتحصل المساواة مع $\log(n)$ في حالة إذا كانت جميع

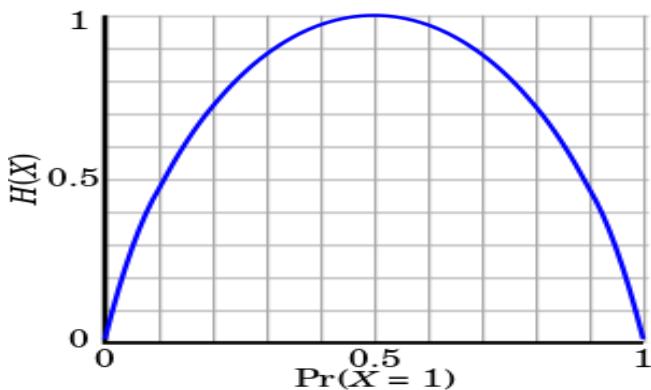
الإحتمالات عبارة $\left(\frac{1}{n}\right)$

6- إذا كانت c ثابت فان الإنترولي لحاصل ضرب المتغير في الثابت يكون كما يأتي :

$$H(cx) = \log|c| + H(x)$$

7- وكذلك الإنترولي لحاصل جمع المتغير مع الثابت (c) :

[Misagh and Yari: 2011] ، [Blouet: 2016]



شكل (1-2) يوضح بعض خصائص دالة الإنترولي .^[23]

2-2-6 الإنترولي الموزون (Weighted Entropy) :

لنفرض ان (x) متغير عشوائي يسأك وفق دالة احتمالية معينة وأن (c) هو ثابت. ولنفرض (y)

متغير عشوائي ايضاً إذ ان $(y=x+c)$ واعتماداً على الخاصية رقم (7) التي مرّ ذكرها سابقاً فإن:

$$H(y) = H(x + c) \Rightarrow H(y) = H(x)$$

نلحظ أن الإنترولي (x) تكون مساوية للإنترولي (y) وكذلك لو فرضنا أن المتغير العشوائي (x)

يتوزع وفقاً للتوزيع المنظم بالفترة (a,b) فان الإنترولي يكون ثابتاً ايضاً في الفترة

$(a+c, b+c)$ أي أن دالة الإنترولي تبقى ثابتة عند إضافة ثابت وللتعرف على أمثلة أكثر

يمكن مراجعة المصادر [35], [26], [17]، وما تقدم نجد ان مقياس الإنترولي في هذه الحالات

قد يكون غير مرغوب فيه ولاسيما عند دراسة المعاولية والدراسات الطبية والبيولوجية لذا فقد

اقتراح كلامن (Belis and Guiasu) عام (1968) مفهوم الإنترولي الموزون وتبعهم (Di Crescenzo and Longobardi) عام (2007) الذي وضع مفهوم الوزن لمختلف دوال الإنترولي . وعلى فرض إن (x) يمثل متغير عشوائي مستمر يمتلك دالة احتمالية (pdf) فان الإنترولي الموزون لدالة شانون تكون كما يأتي:

$$H^w_x = -E[x \log f(x)] = - \int_0^\infty x f(x) \log f(x) dx \quad (2-7)$$

[Di Crescenzo. and Longobardi:2007]

2-2-7 ريني إنترولي : Renyi's Entropy

في عام (1961) نشر العالم (Alfred Renyi) في مؤتمر بركلية الرابع للرياضيات والاحصاء والاحتمالات، إنموذج آخر للإنترولي (fourth Berkeley Symposium) وهو الى حد ما عبارة عن إعمام لإنموذج شanon وذلك بإضافة معلمة الى دالة شانون والصيغة الرياضية تكون كالتالي:

$$\begin{aligned} H_\alpha(X) &= -\log(Ren_\alpha(X)) \\ Ren_\alpha(X) &= \left(\sum_{i=1}^n (P_i)^\alpha \right)^{\frac{1}{\alpha-1}} \\ H_\alpha(X) &= \frac{1}{1-\alpha} \log \sum_{i=1}^n (P_i)^\alpha \quad , \quad 0 < \alpha \neq 1 \end{aligned} \quad (2-8)$$

وفي حالة المتغيرات المستمرة تكون دالة (Renyi's Entropy) :

$$H_\alpha(x) = \frac{1}{1-\alpha} \log \int_0^\infty (f(x))^\alpha dx \quad ; \text{for } 0 < \alpha \neq 1 \quad (2-9)$$

إذ ان (α) تمثل المعلمة المضافة لدالة شانون وتسمى الصيغة (2-8),
المذكورة آنفاً (Renyi's entropy of order α).

[Rényi.:1961] , [Nanda, and Chowdhury:2021]

[Fehr and Berens: 2014]

2-2-8 خصائص دالة ريني إنترولي (Properties of Renyi's Entropy)

تشترك دالة ريني مع أهم الخصائص لدالة شانون إذ أنها أكبر من الصفر وأنها تبلغ أعلى قيمة لها في الاحتمالات المتساوية وكذلك في حالة المتغيرات المستقلة فإنها عبارة عن حاصل جمع ومن أهم مميزات دالة ريني ما يأتي :

1- إنها دالة ناتجة بالإضافة (أي بإضافة معلمة لدالة شانون) .

[Amigó & et al : 2018]

2- عندما تكون ($\alpha = 1$) فإننا نحصل على دالة شانون إنترولي ويمكن إثبات ذلك بإستعمال قاعدة لوبيتال وكالاتي:

$$\lim_{\alpha \rightarrow 1} H_\alpha(x) = \frac{1}{1-\alpha} \log \sum_{i=1}^n (P_i)^\alpha$$

عند تطبيق الغاية فإن الناتج يكون $\frac{\text{صفر}}{\text{صفر}}$ لذا نستعمل قاعدة لوبيتال :

$$\lim_{\alpha \rightarrow 1} H_\alpha(x) = - \frac{\sum_{i=1}^n (P_i)^\alpha \log(P_i)}{\sum_{i=1}^n (P_i)^\alpha}$$

$$\lim_{\alpha \rightarrow 1} H_\alpha(x) = - \sum_{i=1}^n P_i \log(P_i)$$

$$\lim_{\alpha \rightarrow 1} H_\alpha(x) = H(x)$$

[Macedo: 2013]

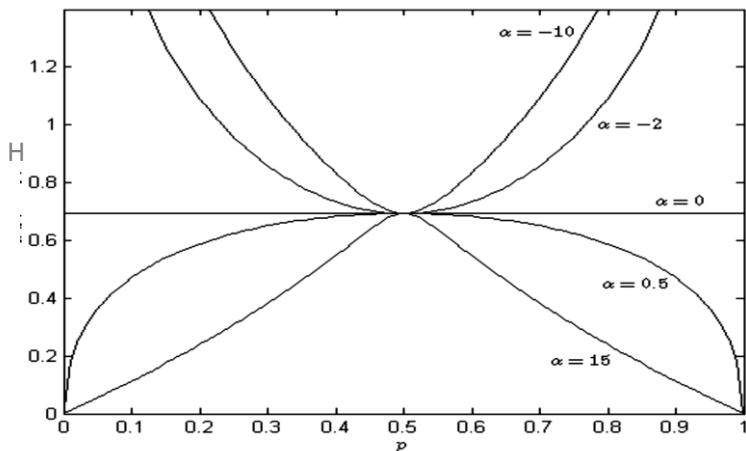
3- دالة ريني هي عبارة عن متوسط الاحتمالات مرفوعة للقوة (α) بدلاً من متوسط اللوغارتم الموضح في دالة شانون .

4- عند إستعمال صيغة الوزن التي تم توضيحها سابقاً في المعادلة (2-7) فإننا نحصل دالة ريني إنترولي الموزونة (weighted Renyi's entropy)

$$H_\alpha^w(x) = \frac{1}{1-\alpha} \log \int_0^\infty (x f(x))^\alpha dx ; \text{ for } 0 < \alpha \neq 1 \quad (2.10)$$

[Nourbakhsh, & Yari : 2017]

5- إن قيمة المعلمة (α) عندما تكون سالبة فان شكل دالة ريني لا يكون محدباً كما في دالة شانون لذا يجب ان تكون قيمة (α) موجبة دائماً حتى يكون مقاييس (ريني إنترولي) صحيحاً كما موضحة بالشكل الآتي:



شكل (2-2) يوضح دالة ريني مع قيم مختلفة لـ (α) وكما هو واضح من الشكل ان دالة ريني إنترولي لا تكون صالحة عندما تأخذ (α) قيم سالبة^[23]

2.2.9 الإنترولي العامة :Generalized Entropy

قدم (Varma entropy) (1967) واحدة من أهم الإعمامات لدالة ريني إنترولي (Shannon Renyi entropy) والتي تستند إلى إضافة معلمتين إلى دالة شانون إنترولي (Entropy) فإذا كانت المعلمات (α, β) فتسمى دالة الإنترولي في هذه الحالة بدلالة الإنترولي العامة. generalized entropy of order (α, β)

$$H_{\alpha,\beta}(x) = \frac{1}{\beta - \alpha} \log \int_0^{\infty} (f(x))^{\alpha+\beta-1} dx ; \text{for } \beta - 1 < \alpha < \beta, \beta \geq 1$$

$\alpha + \beta < (>) 2$
(2-11)

وتعتبر الإنترولي العامة (generalized entropy) واحدة من أهم المقاييس لعدم التأكيد والتي تكون أكثر مرونة وأكثر حساسية لأشكال مختلفة من التوزيعات لوجود المعلمات، إذ يتم مراعاة بعض العوامل غير ملموسة والتي لا يمكن اخذها بنظر الاعتبار في غياب المعلمات. وإن من أهم خصائص المعتمدة تستعمل في مختلف المجالات كالفيزياء وال الإلكترونيات والهندسة ، وإن من أهم خصائص الإنترولي العامة انه عندما ($\beta=1$) فأننا نحصل على دالة ريني إنترولي التي تم توضيحها في المعادلة (2-9) وكذلك عند اضافة المعامل (x) الى الطرف اليمين من المعادلة (2-11) نحصل

على الإنترولي العامة الموزونة weighted Generalized Entropy

$$H_{\alpha,\beta}^w(x) = \frac{1}{\beta - \alpha} \log \int_0^{\infty} (xf(x))^{\alpha+\beta-1} dx ; \text{for } \beta - 1 < \alpha < \beta, \beta \geq 1$$

$\alpha + \beta < (>) 2$
(2-12)

[Kundu & Singh: 2020]

2-2-10 خصائص الإنترولي العامة للتوزيعات المبتورة :

1- إذا كان (x) متغير عشوائي له دالة احتمالية $f(x|t_1 \leq x \leq t_2) = \frac{f(x)}{F(t_2)-F(t_1)}$ فأن دالة الإنترولي تسمى دالة الإنترولي العامة للتوزيعات مضاعفة البتر (Double Truncated) والتي تستعمل لقياس عدم التأكيد بين نقطتين متتاليتين ويرمز لها

بالرمز $(H_{\alpha,\beta}(x; t_1, t_2))$ وتكون حسب التعريف في الصيغة (2-11) كما يأتي :

$$H_{\alpha,\beta}(x; t_1, t_2) = \frac{1}{\beta-\alpha} \log \int_{t_1}^{t_2} \left(\frac{f(x)}{F(t_2)-F(t_1)} \right)^{\alpha+\beta-1} dx ,$$

for $\beta - 1 < \alpha < \beta , \beta \geq 1 , \alpha + \beta < (>) 2$ (2-13)

[Singh, & Kundu: 2020]

2- وإذا كان (x) متغير عشوائي له دالة احتمالية $f(x|t \leq x \leq \infty) = \frac{f(x)}{1-F(t)}$ فأن الدالة ستكون مبتورة من جهة اليسار فقط عند النقطة (t) إذ نحصل على دالة الإنترولي العامة المتبقية (residual generalized entropy)

لها بالرمز $(H_{\alpha,\beta}(x ; t))$ وتكون كما يأتي :

$$H_{\alpha,\beta}(x ; t) = \frac{1}{\beta-\alpha} \log \int_t^{\infty} \left(\frac{f(x)}{\bar{F}(t)} \right)^{\alpha+\beta-1} dx \quad t \leq x \leq \infty \quad (2-14)$$

$$\bar{F}(t) = 1 - F(t)$$

[Baig, & :2009]

3- أما إذا كان المتغير عشوائي (x) له دالة احتمالية $f(x|0 \leq x \leq t) = \frac{f(x)}{F(t)}$ فأن الدالة ستكون مبتورة من جهة اليمين فقط عند النقطة (t) إذ تسمى الإنترولي في هذه الحالة بالإنترولي العامة السابقة أو الماضية (past generalized entropy) والتي تستعمل لقياس عدم اليقين أو كمية المعلومات في المدة الماضية من عمل النظام إلى الزمن (t) ويرمز لها بالرمز

$(\bar{H}_{\alpha,\beta}(x ; t))$ وكما يأتي:

$$\bar{H}_{\alpha,\beta}(x ; t) = \frac{1}{\beta-\alpha} \log \int_0^t \left(\frac{f(x)}{F(t)} \right)^{\alpha+\beta-1} dx \quad 0 \leq x \leq t \quad (2-15)$$

[Baig, & :2009]

4- عندما تكون $\alpha + \beta > 2$ فإن دالة الإنترولي العامة الموزونة تزداد بزيادة قيمة (t_1) وثبات قيمة (t_2) ، وتتناقص في حالة زيادة قيمة (t_2) وثبات قيمة (t_1) .

5- وكذلك عندما تكون $\alpha + \beta < 2$ فإن دالة الإنترولي العامة الموزونة تتزايد بزيادة قيم (t_1, t_2) ولجميع فترات البتر ،

وكلما ازدادت قيمة الإنترولي فإن ذلك يجعل التوزيع أقل تحيزاً حسب مبدأ أعظم إنترولي للعالم . (Jaynes)

[العيدي: (2016)]

6- عند وضع المعامل (x) في الجانب اليمين من المعادلة (2.13) فإننا نحصل على الإنترولي العامة الموزونة للتوزيعات مضاعفة البتر من الدرجة (α, β)

Double Truncated distribution of weighted generalized entropy (α, β) order

والتي يرمز لها بالرمز $H_{\alpha, \beta}^w(x: t_1, t_2)$ وكما يأتي :

$$H_{\alpha, \beta}^w(x: t_1, t_2) = \frac{1}{\beta - \alpha} \log \int_0^\infty \left(x \frac{f(x)}{F(t_2) - F(t_1)} \right)^{\alpha+\beta-1} dx$$

for $\beta - 1 < \alpha < \beta , \beta \geq 1 , \alpha + \beta < (>) 2$ (2 - 16)

والصيغة في المعادلة (16-2) سيتم إستعمالها في دراستنا الحالية وسنرمز لها اختصاراً (WGE) وذلك لمعرفة التغير الحاصل في الإنترولي من حيث الزيادة والنقصان عند قيم مختلفة من البتر

[Singh, & Kundu: 2020] [Singh & Kundu: 2019]

2-3 التوزيعات المركبة (Compound Distributions)

وهي توزيعات ناتجة من دمج توزيعين أو أكثر مثل (بيتا- وييل، الاسي- وييل، كاما- وييل) وغيرها إذ تعد هذه التوزيعات أكثر مرونة من التوزيعات التقليدية وخاصة في حقل الموثوقية ، وفي هذه الرسالة سيتم دراسة التوزيع المركب (وييل - باريتو) ذو ثلاثة معالم وصيغة التركيب ستكون كالتالي :

$$F_{WP} = \int_0^{\frac{1}{1-F^*(X)}} f^*(x) dx$$

حيث أن F_{WP} : تمثل دالة التجميعية للتوزيع المركب (وييل - باريتو) .

$F^*(X)$: دالة التوزيع التجميعية للتوزيع باريتو.

$f^*(x)$: تمثل دالة الكثافة الإحتمالية للتوزيع وييل .

4- توزيع ويل : Weibull distribution

توزيع ويل (Weibull distribution) هو توزيع احتمالي مستمر (continuous) وهو أحد التوزيعات الشائعة لـ الإستعمال في دراسة نماذج الموثوقية (Reliability) وإختبارات الحياة (Life Testing) كدراسة دالة البقاء ودالة الفشل.

فالمتغير العشوائي X نقول انه يتبع توزيع ويل إذا كانت دالة كثافته الإحتمالية عبارة عن:

$$f(x; \Phi, p) = p\Phi x^{p-1} e^{-(\Phi x)^p} \quad X > 0, \quad \Phi, p > 0 \quad (2 - 17)$$

Φ تمثل معلمة القياس و p معلمة الشكل. أما دالة التوزيع التراكمي لمتغير عشوائي يتبع توزيع ويل

تعطى بالصيغة الآتية :

$$F_x(x) = 1 - e^{-\Phi x^p} \quad x > 0 \quad \Phi, p > 0 \quad (2 - 18)$$

[Nasiru & Luguterah: 2015:p2]

5- توزيع باريتو : (Pareto distribution)

توزيع باريتو توزيع احتمالي مستمر (continuous probability distribution) سُمي تيمناً بإسم

المهندس المدني الإيطالي فيلنريدو باريتو. وهو التوزيع الاحتمالي الذي تكون أبرز إستعمالاته في

تمثيل الظواهر الاجتماعية، والعلمية، والجيوفизيكية، توزيع باريتو ذو معلمتان، هما (θ) معلمة

القياس، ومعلمة الشكل (k).

تعرف دالة الكثافة الإحتمالية لتوزيع باريتو (Pareto distribution) ذي المعلمتين (θ, k)

بالمعادلة (2 - 19) والتي تعطى بالشكل الآتي :

$$f(x; \theta, k) = \frac{k\theta^k}{x^{k+1}} \quad \theta, k > 0 \quad (2 - 19)$$

وكذلك تعرف دالة التوزيع التراكمي لتوزيع باريتو عن طريق المعادلة الآتية :

$$F_x(x) = 1 - \left(\frac{\theta}{x}\right)^k \quad \theta, k > 0 \quad (2 - 20)$$

[مهدي وهاب نعمة: 2015]

6-2 التوزيع المركب ويبيل- باريتو :

ان التوزيع المركب ويبيل- باريتو (Weibull-Pareto distribution) هو توزيع احتمالي مركب مستمر يتكون من توزيعين هما توزيع ويبيل (Weibull distribution) وتوزيع باريتو (Pareto distribution) بنشر (Nasiru & Luguterah) ففي عام (2015) قام كلا من (Pareto distribution) دراسة بعنوان (New Weibull Pareto) وتم التوصل الى أن الدالة التجميعية (cdf) للتوزيع المركب الجديد :

$$F_{WP}(x) = 1 - e^{-\delta \left(\frac{x}{\theta}\right)^\lambda} \quad x > 0, \theta, \delta, \lambda > 0 \quad (2-21)$$

ومنها تم إشتقاق صيغة pdf للتوزيع المركب ويبيل- باريتو (NWP)

$$f(x; \delta, \lambda, \theta) = \frac{\delta \lambda}{\theta} \left(\frac{x}{\theta}\right)^{\lambda-1} e^{-\delta \left(\frac{x}{\theta}\right)^\lambda} \quad 0 < x < \infty \quad (2-22)$$

$$\lambda > 0, \delta > 0, \text{and}, \theta > 0 \quad \delta = \Phi^p, \lambda = Pk$$

إذ أن : (λ, δ) تمثل معلمتي الشكل ، θ تمثل معلمة القياس

[Nasiru & Luguterah: 2015]

7-2 إشتقاق الصيغة العامة للتوزيع ويبيل- باريتو مضاعف البتر(التوزيع الجديد) :

Deriving The New Double Truncated Weibull-Pareto Distribution

للغرض دراسة وتحليل البيانات الواقعية بين نقطتين (وخاصيةً فيما يتعلق بالبيانات التي تم دراستها في الرسالة) فقد اقترح الباحث إستعمال توزيع مركب (ويبيل- باريتو) مبتور من الأسفل أو الجهة اليسرى (Left Truncated) عند النقطة (t_1) ومبتور من الاعلى أو الجهة اليمنى (Right Truncated) عند النقطة (t_2) اي ان (t_1, t_2) تمثل نقاط ثابتة ومعرفة في فضاء العينة للتوزيع المركب إذ نضع الصيغة التي تم التوصل اليها (2.22) في الصيغة (2.1) وكما يأتى :

$$g(x|t_1 \leq x \leq t_2) = \frac{f(x; \delta, \lambda, \theta)}{F(t_2) - F(t_1)} \quad (2-23)$$

نجد المقام أو لا:

$$F(t_1) = \int_0^{t_1} \frac{\delta\lambda}{\theta} \left(\frac{X}{\theta}\right)^{\lambda-1} e^{-\delta\left(\frac{x}{\theta}\right)^\lambda} dx$$

$$F(t_1) = \frac{\delta\lambda}{\theta^\lambda} \int_0^{t_1} x^{\lambda-1} e^{-\delta\left(\frac{x}{\theta}\right)^\lambda} dx$$

$$\text{let } z = \delta \left(\frac{x}{\theta}\right)^\lambda \Rightarrow \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}} = \frac{x}{\theta}$$

$$x = \theta \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}} \Rightarrow dz = \frac{\theta}{\lambda} \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}-1} \frac{1}{\delta} dz$$

$$F(t_1) = \frac{\delta\lambda}{\theta^\lambda} \int_0^{\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} \theta^{\lambda-1} \left(\frac{z}{\delta}\right)^{1-\frac{1}{\lambda}} e^{-z} \frac{\theta}{\lambda} \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}-1} \frac{1}{\delta} dz$$

$$F(t_1) = \frac{\delta\lambda}{\theta^\lambda} \int_0^{\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} \frac{\theta^\lambda}{\delta^\lambda} \left(\frac{z}{\delta}\right)^{1-\frac{1}{\lambda}} e^{-z} \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}-1} dz$$

$$F(t_1) = \int_0^{\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} \left(\frac{z}{\delta}\right)^{1-\frac{1}{\lambda}} \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}-1} e^{-z} dz$$

$$F(t_1) = \int_0^{\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} e^{-z} dz$$

$$F(t_1) = -[e^{-z}]_0^{\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda}$$

$$F(t_1) = -\left[e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - 1 \right]$$

$$F(t_1) = 1 - e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} \quad (2-24)$$

وباجراء الخطوات السابقة نفسها نتوصل الى:

$$F(t_2) = 1 - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda} \quad (2-25)$$

$$g(x; \delta, \lambda, \theta | t_1 \leq x \leq t_2) = \frac{\frac{\delta\lambda}{\theta} \left(\frac{X}{\theta}\right)^{\lambda-1} e^{-\delta\left(\frac{x}{\theta}\right)^\lambda}}{(1 - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}) - (1 - e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda})}$$

$$g(x; \delta, \lambda, \theta | t_1 \leq x \leq t_2) = \frac{\frac{\delta\lambda}{\theta} \left(\frac{X}{\theta}\right)^{\lambda-1} e^{-\delta\left(\frac{x}{\theta}\right)^\lambda}}{e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}}, \quad t_1 \leq x \leq t_2, \quad \delta, \lambda, \theta > 0$$

(2-26)

الصيغة (2-26) آنفًا تمثل الإنموذج المقترن في الدراسة (ويبل - باريتو مضاعف البتر)

(Double Truncated Weibull Pareto Distribution) والذي سُنرِّمز له اختصاراً

(DTWPD) والذي عن طريقه سوف يتم نمذجة بيانات الفشل الواقعه بين النقطة (t_1) والنقطة

(t_2) للبيانات الحقيقية والإنموذج المبتور يجب أن يحقق خواص الدالة الإحتمالية وإثبات أن

الإنموذج (DTWPD) هو دالة إحتمالية نعمل على تكامل الإنموذج خلال الفترة (t_1) إلى (t_2)

إذ يكون ناتج التكامل يساوي واحد أي أن :

$$\int_{t_1}^{t_2} \frac{f(x; \delta, \lambda, \theta)}{F(t_2) - F(t_1)} dx = 1 \quad (2-27)$$

$$\begin{aligned} & \int_{t_1}^{t_2} \frac{\frac{\delta\lambda}{\theta} \left(\frac{x}{\theta}\right)^{\lambda-1} e^{-\delta\left(\frac{x}{\theta}\right)^\lambda}}{e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}} dx \\ &= \frac{1}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}\right)} \int_{t_1}^{t_2} \frac{\delta\lambda}{\theta} \left(\frac{x}{\theta}\right)^{\lambda-1} e^{-\delta\left(\frac{x}{\theta}\right)^\lambda} dx \\ &= \frac{1}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}\right)} \frac{\delta\lambda}{\theta^\lambda} \int_{t_1}^{t_2} x^{\lambda-1} e^{-\delta\left(\frac{x}{\theta}\right)^\lambda} dx \end{aligned}$$

$$\text{let } z = \delta \left(\frac{x}{\theta}\right)^\lambda \Rightarrow \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}} = \frac{x}{\theta}$$

$$x = \theta \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}} \Rightarrow dz = \frac{\theta}{\lambda} \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}-1} \frac{1}{\delta} dz$$

$$\begin{aligned} &= \frac{1}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}\right)} \frac{\delta\lambda}{\theta^\lambda} \int_{\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda}^{\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda} \theta^{\lambda-1} \left(\frac{z}{\delta}\right)^{1-\frac{1}{\lambda}} e^{-z} \frac{\theta}{\lambda} \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}-1} \frac{1}{\delta} dz \\ &= \frac{1}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}\right)} \frac{\delta\lambda}{\theta^\lambda} \int_{\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda}^{\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda} \frac{\theta^\lambda}{\delta\lambda} \left(\frac{z}{\delta}\right)^{1-\frac{1}{\lambda}} e^{-z} \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}-1} dz \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 &= \frac{1}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda} \right)} \int_{\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda}^{\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda} \left(\frac{z}{\delta}\right)^{1-\frac{1}{\lambda}} \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}-1} e^{-z} dz \\
 &= \frac{\int_{\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda}^{\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda} e^{-z} dz}{e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}} \\
 &\quad - [e^{-z}] \frac{\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}{\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} \\
 &\quad \frac{- \left[e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} \right]}{e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}} \\
 &\frac{e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}}{e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}} = 1
 \end{aligned}$$

وذلك عمل الباحث على ايجاد الدالة التراكمية للتوزيع المقترن (DTWPD).

$$\begin{aligned}
 G(x; \delta, \lambda, \theta) &= \int_{t_1}^x \frac{\frac{\delta \lambda}{\theta} \left(\frac{U}{\theta}\right)^{\lambda-1} e^{-\delta\left(\frac{U}{\theta}\right)^\lambda}}{e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}} dU \\
 G(x; \delta, \lambda, \theta) &= \frac{\int_{t_1}^x \frac{\delta \lambda}{\theta} \left(\frac{U}{\theta}\right)^{\lambda-1} e^{-\delta\left(\frac{U}{\theta}\right)^\lambda} dU}{e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}}
 \end{aligned}$$

let $z = \delta \left(\frac{U}{\theta}\right)^\lambda \Rightarrow \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}} = \frac{U}{\theta}$

$$U = \theta \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}} \Rightarrow dU = \frac{\theta}{\lambda} \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}-1} \frac{1}{\delta} dz$$

وبتطبيق الخطوات السابقة نفسها في المعادلة (2-27) نتوصل الى :

$$G(x; \delta, \lambda, \theta) = \frac{\int_{e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})}^{\lambda}} e^{-z} dz}{e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})}^{\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})}^{\lambda}}$$

$$G(x; \delta, \lambda, \theta) = \frac{-[e^{-z}]_{e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})}^{\lambda}}}{e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})}^{\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})}^{\lambda}}$$

$$G(x; \delta, \lambda, \theta) = \frac{-\left[e^{-\delta(\frac{x}{\theta})}^{\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})}^{\lambda}\right]}{e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})}^{\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})}^{\lambda}}$$

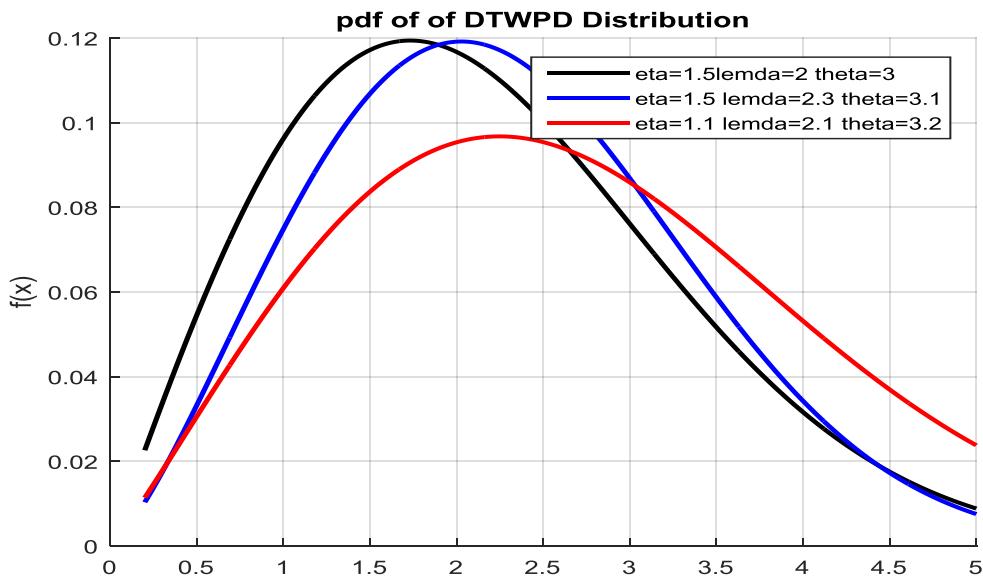
$$G(x; \delta, \lambda, \theta) = \frac{e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})}^{\lambda} - e^{-\delta(\frac{x}{\theta})}^{\lambda}}{e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})}^{\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})}^{\lambda}}, t_1 \leq x \leq t_2, \delta, \lambda, \theta > 0 \quad (2-28)$$

الصيغة (2-28) آنفًا تمثل دالة التراكمية لتوزيع (DTWPD) والتي تكون حدودها مابين الصفر والواحد.

$$\lim_{x \rightarrow t_1} G(x; \delta, \lambda, \theta) = \lim_{x \rightarrow t_1} \frac{e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})}^{\lambda} - e^{-\delta(\frac{x}{\theta})}^{\lambda}}{e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})}^{\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})}^{\lambda}} = 0$$

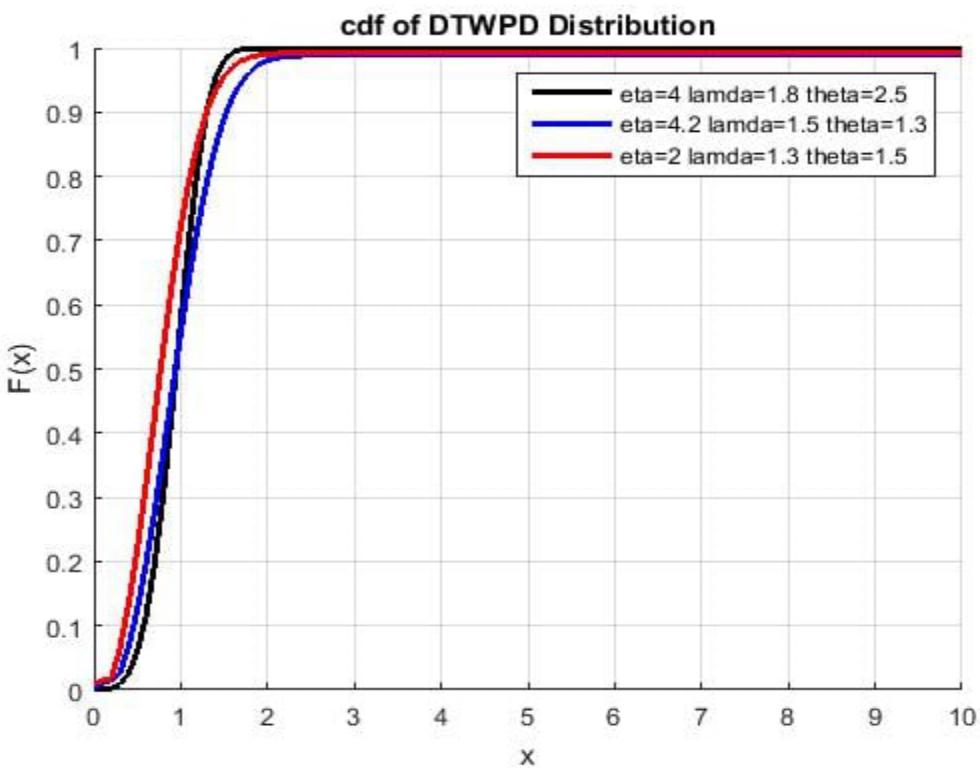
$$\lim_{x \rightarrow t_2} G(x; \delta, \lambda, \theta) = \lim_{x \rightarrow t_2} \frac{e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})}^{\lambda} - e^{-\delta(\frac{x}{\theta})}^{\lambda}}{e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})}^{\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})}^{\lambda}} = 1$$

$$0 \leq G(x; \delta, \lambda, \theta) \leq 1$$



شكل (2-3)

يوضح دالة (pdf) للتوزيع المركب ويبل - باريتو مضاعف البتر عند قيم مختلفة للمعلمات



شكل (2-4)

يوضح دالة CDF للتوزيع المركب ويبل - باريتو مضاعف البتر عند قيم مختلفة للمعلمات

تم رسم شكل (2-3) والشكل (2-4) من قبل الباحث بإستعمال برنامج الماتلاب

2-8 خصائص الإنموج (DTWPD) : Some properties of the(DTWPD)

2-8-1 العزم اللامركزي حول نقطة الاصل ذو الرتبة (r)

$$E(x^r) = \int_{t_1}^{t_2} x^r g(x; \delta, \lambda, \theta) dx$$

$$E(x^r) = \int_{t_1}^{t_2} x^r \frac{\frac{\delta \lambda}{\theta} \left(\frac{X}{\theta}\right)^{\lambda-1} e^{-\delta(\frac{x}{\theta})^\lambda}}{e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda}} dx$$

$$E(x^r) = \frac{1}{e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda}} \int_{t_1}^{t_2} x^r \frac{\delta \lambda}{\theta} \left(\frac{X}{\theta}\right)^{\lambda-1} e^{-\delta(\frac{x}{\theta})^\lambda} dx$$

$$E(x^r) = \frac{1}{e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda}} \frac{\delta \lambda}{\theta^\lambda} \int_{t_1}^{t_2} (x)^{r+\lambda-1} e^{-\delta(\frac{x}{\theta})^\lambda} dx$$

$$\text{let } z = \delta \left(\frac{x}{\theta}\right)^\lambda \Rightarrow \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}} = \frac{x}{\theta}$$

$$x = \theta \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}} \Rightarrow dz = \frac{\theta}{\lambda} \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}-1} \frac{1}{\delta} dz$$

$$E(x^r) = \frac{1}{e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda}} \frac{\delta \lambda}{\theta^\lambda} \int_{\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda}^{\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda} \left(\theta \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}}\right)^{r+\lambda-1} e^{-\delta(\frac{z}{\theta})^\lambda} dz$$

$$E(x^r) = \frac{1}{\left(e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda}\right)} \frac{\delta \lambda}{\theta^\lambda} \int_{\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda}^{\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda} \theta^{r+\lambda-1} \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{r+1-\lambda}{\lambda}} e^{-z} \frac{\theta}{\lambda} \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}-1} \frac{1}{\delta} dz$$

$$E(x^r) = \frac{1}{\left(e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda}\right)} \frac{\delta \lambda}{\theta^\lambda} \int_{\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda}^{\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda} \frac{\theta^{r+\lambda}}{\delta \lambda} \left(\frac{z}{\delta}\right)^{1-\frac{1}{\lambda}} e^{-z} \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}-1} dz$$

$$E(x^r) = \frac{1}{\left(e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda}\right)} \theta^r \int_{\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda}^{\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda} \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{r+1-\lambda}{\lambda}} \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}-1} e^{-z} dz$$

$$E(x^r) = \frac{1}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^{\lambda}} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^{\lambda}}\right)} \theta^r \int_{\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^{\lambda}}^{\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^{\lambda}} \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{r}{\lambda}} e^{-z} dz$$

$$E(x^r) = \frac{1}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}\right)} \frac{\theta^r}{\delta^\lambda} \int_{\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda}^{\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda} z^{\frac{r}{\lambda}} e^{-z} dz$$

$$\int_{\delta \left(\frac{\mathbf{t}_1}{\theta} \right)^\lambda}^{\delta \left(\frac{\mathbf{t}_2}{\theta} \right)^\lambda} z^{\frac{r}{\lambda}} e^{-z} dz = \left[\Gamma \left(\frac{r + \lambda}{\lambda}, \delta \left(\frac{\mathbf{t}_1}{\theta} \right)^\lambda \right) - \Gamma \left(\frac{r + \lambda}{\lambda}, \delta \left(\frac{\mathbf{t}_2}{\theta} \right)^\lambda \right) \right]$$

وذلك على وفق دالة كما غير التامة (**Incomplete Gamma Function**) وأن دالة كما

غير التامة العليا (Upper incomplete Gamma Function) هي

$$\Gamma(S, x) = \int_x^\infty t^{s-1} e^{-t} dt$$

وإن دالة كما غير التامة الدنيا (Lower incomplete Gamma Function) هي :

$$\gamma(s, x) = \int_0^x t^{s-1} e^{-t} dt$$

$$\int_u^v t^{s-1} e^{-t} dt = \Gamma(s, u) - \Gamma(s, v) \quad (2-29)$$

$$E(x^r) = \frac{\theta^r}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^{\lambda}} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^{\lambda}}\right)\delta^{\lambda}} \left[\Gamma\left(\frac{r+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^{\lambda}\right) - \Gamma\left(\frac{r+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^{\lambda}\right) \right] \quad (2-30)$$

في المعادلة (2-30) عندما ($r=1$) فإننا نحصل على الوسط الحسابي لتوزيع (DTWPD) فتكون صيغة الوسط الحسابي كالتالي :

$$E(x) = \frac{\theta}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^{\lambda}} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^{\lambda}} \right) \delta^{\frac{1}{\lambda}}} \left[\Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^{\lambda}\right) - \Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^{\lambda}\right) \right] \quad (2-31)$$

2-8-2 العزم المركزي الرأي حول الوسط الحسابي.

The rth moment about mean for(DTWPD)

$$E(x - m)^r = \int_{t_1}^{t_2} (x - m)^r g(x) dx$$

$$E(x - m)^r = \int_{t_1}^{t_2} (x - m)^r \frac{\frac{\delta\lambda}{\theta} \left(\frac{X}{\theta}\right)^{\lambda-1} e^{-\delta\left(\frac{X}{\theta}\right)^\lambda}}{e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}} dx$$

$$E(x - m)^r = \frac{1}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}\right)} \frac{\delta\lambda}{\theta^\lambda} \int_{t_1}^{t_2} (x - m)^r (X)^{\lambda-1} e^{-\delta\left(\frac{X}{\theta}\right)^\lambda} dx$$

$$(x - m)^r = \sum_{i=0}^r \binom{r}{i} (-m)^i x^{r-i}$$

$$E(x - m)^r = \frac{1}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}\right)} \frac{\delta\lambda}{\theta^\lambda} \sum_{i=0}^r \binom{r}{i} (-m)^i \int_{t_1}^{t_2} (X)^{r-i+\lambda-1} e^{-\delta\left(\frac{X}{\theta}\right)^\lambda} dx$$

$$\text{let } z = \delta \left(\frac{x}{\theta}\right)^\lambda \Rightarrow \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}} = \frac{x}{\theta}$$

$$x = \theta \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}} \Rightarrow dz = \frac{\theta}{\lambda} \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}-1} \frac{1}{\delta} dz$$

$$E(x - m)^r = \frac{1}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}\right)} \frac{\delta\lambda}{\theta^\lambda} \sum_{i=0}^r \binom{r}{i} (-m)^i \int_{\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda}^{\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda} \left(\theta \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}}\right)^{r-i+\lambda-1} e^{-z} \frac{\theta}{\lambda} \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}-1} \frac{1}{\delta} dz$$

$$= \frac{1}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}\right)} \frac{\delta\lambda}{\theta^\lambda} \sum_{i=0}^r \binom{r}{i} (-m)^i \int_{\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda}^{\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda} \theta^{r-i+\lambda-1} \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{r}{\lambda}-\frac{i}{\lambda}+1-\frac{1}{\lambda}} e^{-z} \frac{\theta}{\lambda} \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}-1} \frac{1}{\delta} dz$$

$$= \frac{1}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}\right)} \frac{\delta\lambda}{\theta^\lambda} \sum_{i=0}^r \binom{r}{i} (-m)^i \int_{\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda}^{\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda} \frac{\theta^{r-i+\lambda}}{\delta\lambda} \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{r}{\lambda}-\frac{i}{\lambda}+1-\frac{1}{\lambda}} e^{-z} \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}-1} dz$$

$$= \frac{1}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}\right)} \theta^{r-i} \sum_{i=0}^r \binom{r}{i} (-m)^i \int_{\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda}^{\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda} \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{r}{\lambda}-\frac{i}{\lambda}+1-\frac{1}{\lambda}} e^{-z} \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}-1} dz$$

$$E(x - m)^r = \frac{1}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}\right)} \theta^{r-i} \sum_{i=0}^r \binom{r}{i} (-m)^i \int_{\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda}^{\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda} \left(\frac{z}{\delta}\right)^{\frac{r}{\lambda}-\frac{i}{\lambda}} e^{-z} dz$$

$$\begin{aligned}
 E(x - m)^r &= \frac{1}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}\right)} * \frac{\theta^{(r-i)}}{\delta^{\left(\frac{r}{\lambda} - \frac{i}{\lambda}\right)}} \sum_{i=0}^r \binom{r}{i} (-m)^i \int_{\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda}^{\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda} z^{\left(\frac{r}{\lambda} - \frac{i}{\lambda}\right)} e^{-z} dz \\
 &\text{وفقاً للصيغة (2-29) فإن الدالة تمثل تكامل دالة كاما الناقصة.} \\
 \int_{\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda}^{\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda} z^{\left(\frac{r}{\lambda} - \frac{i}{\lambda}\right)} e^{-z} dz &= \left[\Gamma\left(\frac{r-i+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{r-i+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right] \\
 E(x - m)^r &= \frac{\theta^{(r-i)}}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}\right) \delta^{\left(\frac{r}{\lambda} - \frac{i}{\lambda}\right)}} \sum_{i=0}^r \binom{r}{i} (-m)^i \left[\Gamma\left(\frac{r-i+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{r-i+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right]
 \end{aligned} \tag{2-32}$$

وللحصول على صيغة التباين لأنموذج (DTWPD) فإننا نعرض عن $r=2$ في المعادلة (2-32) المذكورة آنفًا نحصل على:

$$\begin{aligned}
 E(x - m)^2 &= \frac{\theta^{(2-i)}}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}\right) \delta^{\left(\frac{2}{\lambda} - \frac{i}{\lambda}\right)}} \sum_{i=0}^2 \binom{2}{i} (-m)^i \left[\Gamma\left(\frac{2-i+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{2-i+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right]
 \end{aligned} \tag{2-33}$$

2-8-3 معامل الإنلواء :Coefficient of Skewness of (DTWPD)

$$C.S = \frac{E(x - \mu)^3}{\sigma^3} \tag{2-34}$$

من المعادلة (2-32) نعرض ($r=3$) لاستخراج

$$\begin{aligned}
 E(x - m)^3 &= \frac{\theta^{(3-i)}}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}\right) \delta^{\left(\frac{3}{\lambda} - \frac{i}{\lambda}\right)}} \sum_{i=0}^3 \binom{3}{i} (-m)^i \left[\Gamma\left(\frac{3-i+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{3-i+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right] \\
 \sigma^3 &= [E(x - m)^2]^{\frac{3}{2}} \\
 &= \left[\frac{\theta^{(2-i)}}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}\right) \delta^{\left(\frac{2}{\lambda} - \frac{i}{\lambda}\right)}} \sum_{i=0}^2 \binom{2}{i} (-m)^i \left[\Gamma\left(\frac{2-i+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{2-i+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right] \right]^{\frac{3}{2}}
 \end{aligned}$$

فمعامل الإنواع لأنموذج (DTWPD) يكون كما يأتي :

$$c.s = \frac{\frac{\theta^{(3-i)}}{\left(e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda}\right)\delta(\frac{3}{\lambda} - \frac{i}{\lambda})} \sum_{i=0}^3 \binom{3}{i} (-m)^i [\Gamma(\frac{3-i+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda) - \Gamma(\frac{3-i+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda)]}{\left[\frac{\theta^{(2-i)}}{\left(e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda}\right)\delta(\frac{2}{\lambda} - \frac{i}{\lambda})} \sum_{i=0}^2 \binom{2}{i} (-m)^i [\Gamma(\frac{2-i+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda) - \Gamma(\frac{2-i+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda)]\right]^2} \quad (2-35)$$

2-8-4 معامل التفاطح :Coefficient of Kurtosis of(DTWPD)

$$C.K = \frac{E(x - \mu)^4}{\sigma^4} \quad (2-36)$$

كذلك من المعادلة (2-32) نعرض (r=4) لإستخراج

$$E(x - \mu)^4 = \frac{\theta^{(4-i)}}{\left(e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda}\right)\delta(\frac{4}{\lambda} - \frac{i}{\lambda})} \sum_{i=0}^4 \binom{4}{i} (-m)^i [\Gamma(\frac{4-i+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda) -$$

$$\Gamma(\frac{4-i+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda)]$$

$$\sigma^4 = \left[\frac{\theta^{(2-i)}}{\left(e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda}\right)\delta(\frac{2}{\lambda} - \frac{i}{\lambda})} \sum_{i=0}^2 \binom{2}{i} (-m)^i [\Gamma(\frac{2-i+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda) - \Gamma(\frac{2-i+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda)] \right]^2$$

اذن معامل التفاطح لأنموذج (DTWPD) يكون كالتالي :

$$C.K = \frac{\frac{\theta^{(4-i)}}{\left(e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda}\right)\delta(\frac{4}{\lambda} - \frac{i}{\lambda})} \sum_{i=0}^4 \binom{4}{i} (-m)^i [\Gamma(\frac{4-i+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda) - \Gamma(\frac{4-i+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda)]}{\left[\frac{\theta^{(2-i)}}{\left(e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda}\right)\delta(\frac{2}{\lambda} - \frac{i}{\lambda})} \sum_{i=0}^2 \binom{2}{i} (-m)^i [\Gamma(\frac{2-i+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda) - \Gamma(\frac{2-i+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda)]\right]^2} \quad (2-37)$$

2-8-5 معامل الإختلاف Coefficient of Variation for(DTWPD)

$$C.V = \frac{\sigma}{\mu} \quad (2-38)$$

$$\sigma = \sqrt{E(x - \mu)^2}$$

$$= \sqrt{\left(e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda} \right) \delta^{\frac{2}{\lambda} - \frac{i}{\lambda}} \sum_{i=0}^2 \binom{2}{i} (-m)^i \left[\Gamma\left(\frac{2-i+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{2-i+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right]}$$

$$\mu = E(x) = \frac{\theta}{\left(e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda} \right) \delta^{\frac{1}{\lambda}}} \left[\Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right]$$

فيكون معامل الإختلاف لنموذج (DTWPD) كالتالي :

$$C.V = \frac{\sqrt{\left(e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda} \right) \delta^{\frac{2}{\lambda} - \frac{i}{\lambda}} \sum_{i=0}^2 \binom{2}{i} (-m)^i \left[\Gamma\left(\frac{2-i+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{2-i+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right]}}{\left(e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda} \right) \delta^{\frac{1}{\lambda}}} \left[\Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right]} \quad (2-39)$$

2-8-6 دالة المغولية : Reliability Function

وهي احتمال عدم عطل الجهاز أو الوحدة الى الزمن (t) إذ ($t > 0$) ويرمز لها بالرمز (Rt)

$$R(t) = 1 - F(t) \quad (2-40)$$

اذن دالة المغولية لنموذج (DTWPD) تكون كما يأتي :

$$R(x) = 1 - G(x; \delta, \lambda, \theta) = 1 - \frac{e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{x}{\theta})^\lambda}}{e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda}}$$

$$R(x) = \frac{e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda}}{e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda}} - \frac{e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{x}{\theta})^\lambda}}{e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda}}$$

$$R(x) = \frac{e^{-\delta(\frac{x}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda}}{e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda}} \quad (2-41)$$

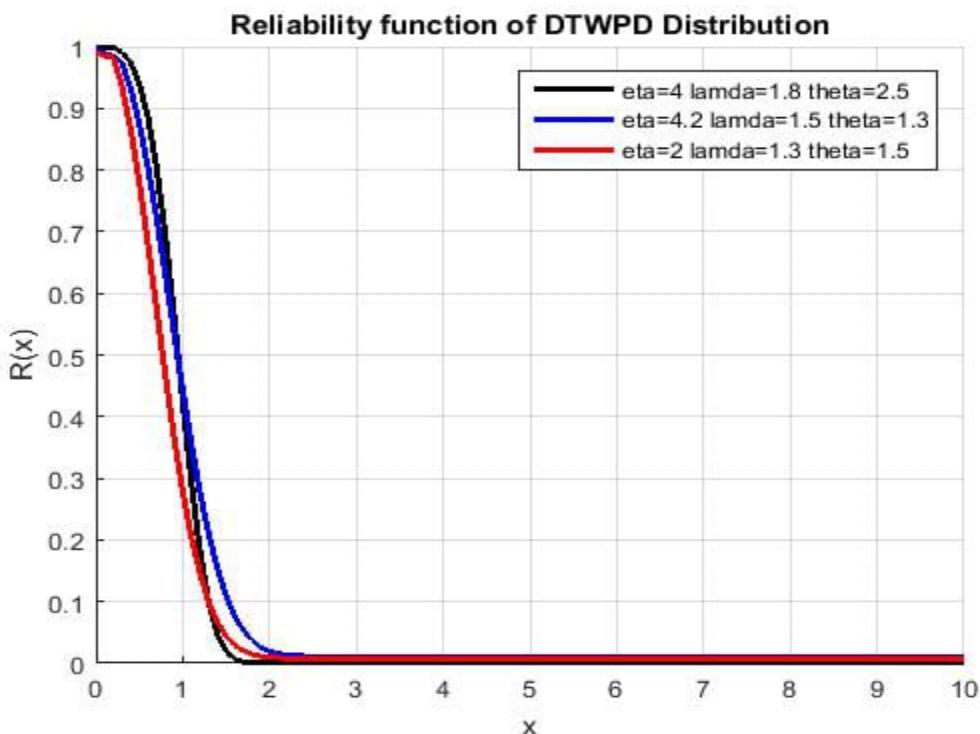
وكذلك فإن الإنموج المفترح يحقق الخصائص الأساسية لدالة المعولية وهي الخاصيتين الآتيتين

$$1 - \lim_{x \rightarrow t_1} R(x) = 1$$

$$2 - \lim_{x \rightarrow t_2} R(x) = 0$$

$$\lim_{x \rightarrow t_1} R(x) = \lim_{x \rightarrow t_1} \frac{e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda}}{e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda}} = 1$$

$$\lim_{x \rightarrow t_2} R(x) = \lim_{x \rightarrow t_2} \frac{e^{-\delta(\frac{x}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda}}{e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda}} = 0 , \quad 0 \leq R(x) \leq 1$$



شكل (2-5)

يوضح منحى دالة المعولية للتوزيع المركب (وييل- باريتو) مضاعف البتر لعدد من المعلمات تم رسم الشكل آنفاً من قبل الباحث بإستخدام برنامج الماتلاب

2-9 الإنترóبي العامة الموزونة (WGE) :Weighted Generalized Entropy (WGE)

لحساب (WGE) للتوزيع المركب ويبل-باريتومضاعف البتر نعرض المعادلة (2-26) التي تمثل صيغة التوزيع المبتور في المعادلة (2-12) وكالاتي :

$$H_{\alpha,\beta}^w(x; t_1, t_2) = \frac{1}{\beta - \alpha} \log \int_{t_1}^{t_2} \left(x \frac{\frac{\delta \lambda}{\theta} \left(\frac{x}{\theta}\right)^{\lambda-1} e^{-\delta \left(\frac{x}{\theta}\right)^\lambda}}{e^{-\delta \left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta \left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}} \right)^{\alpha+\beta-1} dx \quad (2-42)$$

for $\beta - 1 < \alpha < \beta, \beta \geq 1$

$$\begin{aligned} &= \frac{1}{\beta - \alpha} \log \left[\left(\frac{\delta \lambda}{\theta^\lambda} \right)^{\alpha+\beta-1} \int_{t_1}^{t_2} \left(\frac{x^\lambda e^{-\delta \left(\frac{x}{\theta}\right)^\lambda}}{e^{-\delta \left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta \left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}} \right)^{\alpha+\beta-1} dx \right] \\ &= \frac{1}{\beta - \alpha} \log \left[\left(\frac{\delta \lambda}{\theta^\lambda \left(e^{-\delta \left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta \left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda} \right)} \right)^{\alpha+\beta-1} \int_{t_1}^{t_2} x^{\lambda(\alpha+\beta-1)} e^{-\delta(\alpha+\beta-1)\left(\frac{x}{\theta}\right)^\lambda} dx \right] \end{aligned}$$

نفرض ان :

$$\begin{aligned} x^\lambda = y \quad , \quad x = y^{\frac{1}{\lambda}} \quad , \quad dx = \frac{1}{\lambda} y^{\frac{1}{\lambda}-1} dy \\ &= \frac{1}{\beta - \alpha} \log \left[\left(\frac{\delta \lambda}{\theta^\lambda \left(e^{-\delta \left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta \left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda} \right)} \right)^{\alpha+\beta-1} \frac{1}{\lambda} \int_{t_1^\lambda}^{t_2^\lambda} y^{(\alpha+\beta-1)+\frac{1}{\lambda}-1} e^{-\frac{\delta(\alpha+\beta-1)}{\theta^\lambda} y} dy \right] \end{aligned}$$

نفرض ان :

$$\begin{aligned} u = \frac{\delta(\alpha + \beta - 1)}{\theta^\lambda} y \quad , \quad y = \frac{u \theta^\lambda}{\delta(\alpha + \beta - 1)} \\ du = \frac{\theta^\lambda}{\delta(\alpha + \beta - 1)} du \\ &= \frac{1}{\beta - \alpha} \log \left[\left(\frac{\delta \lambda}{\theta^\lambda \left(e^{-\delta \left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta \left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda} \right)} \right)^{\alpha+\beta-1} \frac{1}{\lambda} \int_{\frac{\delta(\alpha+\beta-1)t_1^\lambda}{\theta^\lambda}}^{\frac{\delta(\alpha+\beta-1)t_2^\lambda}{\theta^\lambda}} \left(\frac{u \theta^\lambda}{\delta(\alpha + \beta - 1)} \right)^{(\alpha+\beta-1)+\frac{1}{\lambda}-1} e^{-u} \frac{\theta^\lambda}{\delta(\alpha + \beta - 1)} du \right] \end{aligned}$$

$$= \frac{1}{\beta - \alpha} \log \left[\left(\frac{\delta \lambda}{\theta^\lambda \left(e^{-\delta \left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta \left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda} \right)} \right)^{\alpha+\beta-1} \frac{\theta^\lambda \theta^{\lambda(\alpha+\beta-1)+1-\lambda}}{\lambda \delta(\alpha + \beta - 1) (\delta(\alpha + \beta - 1))^{(\alpha+\beta-1)+\frac{1}{\lambda}-1}} \int_{\frac{\delta(\alpha+\beta-1)t_1^\lambda}{\theta^\lambda}}^{\frac{\delta(\alpha+\beta-1)t_2^\lambda}{\theta^\lambda}} u^{(\alpha+\beta-1)+\frac{1}{\lambda}-1} e^{-u} du \right]$$

$$= \frac{1}{\beta - \alpha} \log \left[\left(\frac{\delta \lambda}{\theta^\lambda \left(e^{-\delta \left(\frac{t_1}{\theta} \right)^\lambda} - e^{-\delta \left(\frac{t_2}{\theta} \right)^\lambda} \right)} \right)^{\alpha + \beta - 1} - \frac{\theta^{\lambda(\alpha + \beta - 1) + 1}}{\lambda \delta (\alpha + \beta - 1)^{(\alpha + \beta - 1) + \frac{1}{\lambda}}} \int_{\frac{\delta(\alpha + \beta - 1)}{\theta^\lambda} t_1^\lambda}^{\frac{\delta(\alpha + \beta - 1)}{\theta^\lambda} t_2^\lambda} u^{(\alpha + \beta - 1) + \frac{1}{\lambda} - 1} e^{-u} du \right] \quad (2-43)$$

$$\int_{\frac{\delta(\alpha + \beta - 1)}{\theta^\lambda} t_1^\lambda}^{\frac{\delta(\alpha + \beta - 1)}{\theta^\lambda} t_2^\lambda} u^{(\alpha + \beta - 1) + \frac{1}{\lambda} - 1} e^{-u} du =$$

$$\left[\Gamma \left((\alpha + \beta - 1) + \frac{1}{\lambda}, \frac{\delta(\alpha + \beta - 1)}{\theta^\lambda} t_1^\lambda \right) - \Gamma \left((\alpha + \beta - 1) + \frac{1}{\lambda}, \frac{\delta(\alpha + \beta - 1)}{\theta^\lambda} t_2^\lambda \right) \right]$$

نعرض ناتج التكامل آنفًا في المعادلة (2-43)

$$H_{\alpha, \beta}^w(x; t_1, t_2) =$$

$$\frac{1}{\beta - \alpha} \log \left[\left(\frac{\delta \lambda}{\theta^\lambda \left(e^{-\delta \left(\frac{t_1}{\theta} \right)^\lambda} - e^{-\delta \left(\frac{t_2}{\theta} \right)^\lambda} \right)} \right)^{\alpha + \beta - 1} - \frac{\theta^{\lambda(\alpha + \beta - 1) + 1}}{\lambda \delta (\alpha + \beta - 1)^{(\alpha + \beta - 1) + \frac{1}{\lambda}}} \left[\Gamma \left((\alpha + \beta - 1) + \frac{1}{\lambda}, \frac{\delta(\alpha + \beta - 1)}{\theta^\lambda} t_1^\lambda \right) - \Gamma \left((\alpha + \beta - 1) + \frac{1}{\lambda}, \frac{\delta(\alpha + \beta - 1)}{\theta^\lambda} t_2^\lambda \right) \right] \right] \quad (2-44)$$

والصيغة في المعادلة (2-44) تمثل الإنترولي العامة الموزونة (WE) من الدرجة (α, β) للتوزيع المركب وييل باريتو مضاعف البتر

2-10 طرائق تدبير المعلومات (δ, λ, θ) :

لتقدير معلمات توزيع وييل باريتو مضاعف البتر سنستعمل أربع طرائق لتقدير وهي :

١. طريقة الإمكان الأعظم (Maximum Likelihood Method)
٢. طريقة العزوم (Moment Method)
٣. طريقة المقدرات التجزئية (Percentiles Estimators Method)
٤. طريقة العزوم في حالة التحييز (Moment of Length-biased Method)

2-10-1 طريقة الإمكان الأعظم (Maximum Likelihood Method MLE)

تم إستعمال إصطلاح دالة الإمكان الأعظم لأول مرة من الباحث [Fisher] عام (1922م) تُعد هذه الطريقة من الطرائق المهمة في التقدير لأنها تمتلك خصائص جيدة كثيرة ، مقارنة مع طرائق التقدير الأخرى ، وإن مبدأ هذه الطريقة يكمن في إيجاد قيمة تقديرية لمعلمة ما تجعل دالة الإمكان في نهايتها العظمى.

[Hanaa:2014]

فإذا كانت لدينا عينة عشوائية (x_1, x_2, \dots, x_n) من التوزيع المعرف بالمعادلة

(2-26) التوزيع المقترن فإن دالة الإمكان الأعظم والتي يرمز لها بالرمز L ستكون عبارة عن:

$$L(x_1, x_2, \dots, x_n, \delta, \lambda, \theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i, \delta, \lambda, \theta)$$

$$L = \frac{\left(\frac{\delta\lambda}{\theta^\lambda}\right)^n \prod_{i=1}^n X_i^{\lambda-1} e^{-\delta \sum_{i=1}^n \left(\frac{xi}{\theta}\right)^\lambda}}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}\right)^n} \quad (2-45)$$

نأخذ اللوغاريتم الطبيعي لطيفي المعادلة (2-45) آنفًا:

$$\ln L = n \ln \delta + n \ln \lambda - n \lambda \ln \theta + (\lambda - 1) \sum_{i=1}^n \ln (X_i) - \delta \sum_{i=1}^n \left(\frac{xi}{\theta}\right)^\lambda - n \ln \left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}\right) \quad (2-46)$$

نأخذ المشتقية الجزئية الأولى للصيغة (2-46) بالنسبة $(\delta, \lambda, \theta)$ ومساواتها إلى الصفر نحصل على :

$$\frac{\partial}{\partial \delta} \ln L(\delta, \lambda, \theta) = \frac{n}{\delta} - \sum_{i=1}^n \left(\frac{Xi}{\theta}\right)^\lambda - \frac{n \left(\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda} - \left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} \right)}{e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}}$$

$$\frac{\partial}{\partial \delta} \ln L(\delta, \lambda, \theta) = 0$$

$$\frac{n}{\delta} - \sum_{i=1}^n \left(\frac{Xi}{\theta}\right)^\lambda - \frac{n \left(\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda} - \left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} \right)}{e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}} = 0 \quad (2-47)$$

$$\frac{\partial}{\partial \lambda} \ln L(\delta, \lambda, \theta) = \frac{n}{\lambda} - n \ln \theta + \sum_{i=1}^n \ln(X_i) - \delta \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i}{\theta}\right)^{\lambda} \ln\left(\frac{X_i}{\theta}\right) - \frac{n \left(\begin{array}{l} \delta \left(\frac{\mathbf{t}_2}{\theta}\right)^{\lambda} \ln\left(\frac{\mathbf{t}_2}{\theta}\right) e^{-\delta \left(\frac{\mathbf{t}_2}{\theta}\right)^{\lambda}} \\ -\delta \left(\frac{\mathbf{t}_1}{\theta}\right)^{\lambda} \ln\left(\frac{\mathbf{t}_1}{\theta}\right) e^{-\delta \left(\frac{\mathbf{t}_1}{\theta}\right)^{\lambda}} \end{array} \right)}{e^{-\delta \left(\frac{\mathbf{t}_1}{\theta}\right)^{\lambda}} - e^{-\delta \left(\frac{\mathbf{t}_2}{\theta}\right)^{\lambda}}}$$

$$\frac{\partial}{\partial \lambda} \ln L(\delta, \lambda, \theta) = 0$$

$$\frac{n}{\lambda} - n \ln \theta + \sum_{i=1}^n \ln(X_i) - \delta \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i}{\theta}\right)^{\lambda} \ln\left(\frac{X_i}{\theta}\right) - \frac{n \left(\begin{array}{l} \delta \left(\frac{\mathbf{t}_2}{\theta}\right)^{\lambda} \ln\left(\frac{\mathbf{t}_2}{\theta}\right) e^{-\delta \left(\frac{\mathbf{t}_2}{\theta}\right)^{\lambda}} \\ -\delta \left(\frac{\mathbf{t}_1}{\theta}\right)^{\lambda} \ln\left(\frac{\mathbf{t}_1}{\theta}\right) e^{-\delta \left(\frac{\mathbf{t}_1}{\theta}\right)^{\lambda}} \end{array} \right)}{e^{-\delta \left(\frac{\mathbf{t}_1}{\theta}\right)^{\lambda}} - e^{-\delta \left(\frac{\mathbf{t}_2}{\theta}\right)^{\lambda}}} = 0$$

(2-48)

$$\frac{\partial}{\partial \theta} \ln L(\delta, \lambda, \theta) = -\frac{n\beta}{\theta} + \lambda \delta \frac{\sum_{i=1}^n X_i^\lambda}{\theta^{\lambda+1}} - \frac{n \left(\begin{array}{l} \lambda \delta \frac{\mathbf{t}_1^\lambda}{\theta^{\lambda+1}} e^{-\delta \left(\frac{\mathbf{t}_1}{\theta}\right)^{\lambda}} \\ -\lambda \delta \frac{\mathbf{t}_2^\lambda}{\theta^{\lambda+1}} e^{-\delta \left(\frac{\mathbf{t}_2}{\theta}\right)^{\lambda}} \end{array} \right)}{e^{-\delta \left(\frac{\mathbf{t}_1}{\theta}\right)^{\lambda}} - e^{-\delta \left(\frac{\mathbf{t}_2}{\theta}\right)^{\lambda}}}$$

$$\frac{\partial}{\partial \theta} \ln L(\delta, \lambda, \theta) = 0$$

$$-\frac{n\lambda}{\theta} + \frac{\lambda \delta \sum_{i=1}^n X_i^\lambda}{\theta^{\lambda+1}} - \frac{n \left(\begin{array}{l} \lambda \delta \frac{\mathbf{t}_1^\lambda}{\theta^{\lambda+1}} e^{-\delta \left(\frac{\mathbf{t}_1}{\theta}\right)^{\lambda}} \\ -\lambda \delta \frac{\mathbf{t}_2^\lambda}{\theta^{\lambda+1}} e^{-\delta \left(\frac{\mathbf{t}_2}{\theta}\right)^{\lambda}} \end{array} \right)}{e^{-\delta \left(\frac{\mathbf{t}_1}{\theta}\right)^{\lambda}} - e^{-\delta \left(\frac{\mathbf{t}_2}{\theta}\right)^{\lambda}}} = 0$$

(2-49)

ونظراً الصعوبة حل المعادلات (2-47) و (2-48) و (2-49) آنفًا عليه سوف يتم إستعمال الدالة Numerical (F solve) ببرنامج الماتلاب والتي تعتبر إحدى طرائق التحليل العددي (Analysis) وكما موضح في الملحق (c)

2-10-2 طريقة العزوم (Moment Method MOM)

تعد طريقة العزوم من طرائق التقدير المهمة التي تمتاز بسهولتها وفكرة هذه الطريقة هي تقدير عزوم المجتمع المجهولة بواسطة عزوم العينة [Hanaa:2014]

ويمكن كتابة العزم ذي الرتبة (r) كالتالي:

$$m_r = \frac{\sum_{i=1}^n x_i^r}{n} \quad (\text{العينة})$$

$$\mu_r = E(x^r) \quad (\text{المجتمع})$$

وفقاً لهذه الطريقة نجعل عزوم المجتمع مساوية لعزوم العينة

$$\mu_r = m_r \quad (2-50)$$

إذا كانت لدينا عينة عشوائية (x_1, x_2, \dots, x_n) تتوزع وفقاً للنموذج المعرف في المعادلة $X \sim DTWPD(\delta, \lambda, \theta)$ ، (2.26) فعند تطبيق التعريف آنفأ تكون لدينا ثلاثة معادلات :

$$m_1 = \frac{\sum_i^n x_i}{n} = E(x) \quad (2-51)$$

$$m_2 = \frac{\sum x_i^2}{n} = E(x)^2 \quad (2-52)$$

$$m_3 = \frac{\sum x_i^3}{n} = E(x)^3 \quad (2-53)$$

ووفقاً للمعادلة (2-32) التي توضح العزم الرئيسي حول نقطة الأصل للنموذج المقترن في الدراسة فإن :

١ - إذا ($r=1$) نحصل على $E(x)$ ووفقاً للمعادلة (2-51) نحصل على :

$$E(x) = \frac{\theta}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}\right)\delta^{\frac{1}{\lambda}}} \left[\Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right] = \frac{\sum_i^n x_i}{n} = \bar{x} \quad (2-54)$$

٢ - إذا كانت $r=2$ نحصل على $E(x^2)$ ووفقاً للمعادلة (2-52) نحصل على :

$$E(x^2) = \frac{\theta^2}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}\right)\delta^{\frac{2}{\lambda}}} \left[\Gamma\left(\frac{2+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{2+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right] = \frac{\sum_i^n x_i^2}{n} \quad (2-55)$$

٣ - إذا كانت $r=3$ نحصل على $E(x^3)$ ووفقاً للمعادلة (2-53) نحصل على :

$$E(x^3) = \frac{\theta^3}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}\right)\delta^{\frac{3}{\lambda}}} \left[\Gamma\left(\frac{3+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{3+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right] = \frac{\sum_i^n x_i^3}{n} \quad (2-56)$$

حل المعادلات (2-54) و (2-55) و (2-56) آنفأ نستعمل إحدى طرائق التحليل العددي (Numerical Analysis) والمتمثلة بالدالة (F solve) ببرنامج الماتلاب والتي تم برمجتها في الملحق (c)

2.10.3 طريقة المقدرات التجزئية (PEM)
طريقة المقدرات التجزئية (PEM) اقترحت هذه الطريقة لأول مرة من العالم الإنجليزي Kao (1958-1959) (لتقدير معامل التوزيع الأسوي المعمم وتوزيع ويل).

[Hanaa:2014]

وكلية هذه الطريقة هي تقدير دالة التوزيع التراكمية بطريقة لامعلمية:

فإذا كانت $(G(x_1, x_2, \dots, x_n))$ تتوزع وفق توزيع معين (.) ،

، تمثل الاحصاءات المرتبة للعينة ، $X(1) < X(2) < \dots < X(n)$

، إذ ان W_i : هو مقدر لامعلمي يأخذ عدة صيغ منها:

$$W_i = \frac{i}{n+1} \quad (2-57)$$

$$W_i = \frac{i - \frac{3}{8}}{n + \frac{1}{4}} \quad (2-58)$$

وعند تطبيق الطريقة المذكورة آنفاً فإن

$$W_i = G(x; \delta, \lambda, \theta) \quad (2-59)$$

$$W_i = \frac{e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{x}{\theta})^\lambda}}{e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda}} \quad (2-60)$$

وبأخذ اللوغارتم الطبيعي لطرف في المعادلة (2-60) آنفاً ومساواتها الى الصفر :

$$\begin{aligned} \ln W_i &= \ln \left[\frac{e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{x}{\theta})^\lambda}}{e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda}} \right] \\ \ln W_i &= \ln \left(e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{x}{\theta})^\lambda} \right) - \ln \left(e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda} \right) \\ \ln W_i - \ln \left(e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{x}{\theta})^\lambda} \right) + \ln \left(e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda} \right) &= 0 \quad (2-61) \end{aligned}$$

وبأخذ التربيع والمجموع للمعادلة (2-61) :

$$\sum_{i=1}^n \left[\ln W_i - \ln \left(e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{x}{\theta})^\lambda} \right) + \ln \left(e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda} \right) \right]^2 \quad (2-62)$$

وللحصول على مقدر (δ_{PEM}) نشتق المعادلة (2-62) بالنسبة الى δ ونساويها الى الصفر ونما

يأتي :

$$\frac{\partial PEM}{\partial \delta} = \sum_{i=1}^n 2 \left[\ln Wi - \ln \left(e^{-\delta^*(\frac{t_1}{\theta})^{\lambda}} - e^{-\delta^*(\frac{x}{\theta})^{\lambda}} \right) + \ln \left(e^{-\delta^*(\frac{t_1}{\theta})^{\lambda}} - e^{-\delta^*(\frac{t_2}{\theta})^{\lambda}} \right) \right] \\ - \left(\frac{\left(\frac{x}{\theta} \right)^{\lambda} e^{-\delta^*(\frac{x}{\theta})^{\lambda}} - \left(\frac{t_1}{\theta} \right)^{\lambda} e^{-\delta^*(\frac{t_1}{\theta})^{\lambda}}}{e^{-\delta^*(\frac{t_1}{\theta})^{\lambda}} - e^{-\delta^*(\frac{x}{\theta})^{\lambda}}} \right) + \left(\frac{\left(\frac{t_2}{\theta} \right)^{\lambda} e^{-\delta^*(\frac{t_2}{\theta})^{\lambda}} - \left(\frac{t_1}{\theta} \right)^{\lambda} e^{-\delta^*(\frac{t_1}{\theta})^{\lambda}}}{e^{-\delta^*(\frac{t_1}{\theta})^{\lambda}} - e^{-\delta^*(\frac{t_2}{\theta})^{\lambda}}} \right)$$

(2-63)

$$\frac{\partial PEM}{\partial \delta} = 0$$

$$\sum_{i=1}^n 2 \left[\ln Wi - \ln \left(e^{-\delta^*(\frac{t_1}{\theta})^{\lambda}} - e^{-\delta^*(\frac{x}{\theta})^{\lambda}} \right) + \ln \left(e^{-\delta^*(\frac{t_1}{\theta})^{\lambda}} - e^{-\delta^*(\frac{t_2}{\theta})^{\lambda}} \right) \right] \\ - \left(\frac{\left(\frac{x}{\theta} \right)^{\lambda} e^{-\delta^*(\frac{x}{\theta})^{\lambda}} - \left(\frac{t_1}{\theta} \right)^{\lambda} e^{-\delta^*(\frac{t_1}{\theta})^{\lambda}}}{e^{-\delta^*(\frac{t_1}{\theta})^{\lambda}} - e^{-\delta^*(\frac{x}{\theta})^{\lambda}}} \right) + \left(\frac{\left(\frac{t_2}{\theta} \right)^{\lambda} e^{-\delta^*(\frac{t_2}{\theta})^{\lambda}} - \left(\frac{t_1}{\theta} \right)^{\lambda} e^{-\delta^*(\frac{t_1}{\theta})^{\lambda}}}{e^{-\delta^*(\frac{t_1}{\theta})^{\lambda}} - e^{-\delta^*(\frac{t_2}{\theta})^{\lambda}}} \right) = 0$$

(2-64)

وذلك للحصول على مقدار ($\hat{\lambda}$) نشتق المعادلة (2-62) بالنسبة الى λ ونساويها الى الصفر وكما يأتي:

$$\frac{\partial PEM}{\partial \lambda} = \sum_{i=1}^n 2 \left[\ln Wi - \ln \left(e^{-\delta^*(\frac{t_1}{\theta})^{\lambda}} - e^{-\delta^*(\frac{x}{\theta})^{\lambda}} \right) + \ln \left(e^{-\delta^*(\frac{t_1}{\theta})^{\lambda}} - e^{-\delta^*(\frac{t_2}{\theta})^{\lambda}} \right) \right] \\ - \left(\frac{\delta^* \left(\frac{x}{\theta} \right)^{\lambda} \ln \left(\frac{x}{\theta} \right) e^{-\delta^*(\frac{x}{\theta})^{\lambda}}}{e^{-\delta^*(\frac{t_1}{\theta})^{\lambda}} - e^{-\delta^*(\frac{x}{\theta})^{\lambda}}} \right) + \left(\frac{\delta^* \left(\frac{t_2}{\theta} \right)^{\lambda} \ln \left(\frac{t_2}{\theta} \right) e^{-\delta^*(\frac{t_2}{\theta})^{\lambda}}}{e^{-\delta^*(\frac{t_1}{\theta})^{\lambda}} - e^{-\delta^*(\frac{t_2}{\theta})^{\lambda}}} \right) \\ - \left(\frac{-\delta^* \left(\frac{t_1}{\theta} \right)^{\lambda} \ln \left(\frac{t_1}{\theta} \right) e^{-\delta^*(\frac{t_1}{\theta})^{\lambda}}}{e^{-\delta^*(\frac{t_1}{\theta})^{\lambda}} - e^{-\delta^*(\frac{x}{\theta})^{\lambda}}} \right) + \left(\frac{-\delta^* \left(\frac{t_1}{\theta} \right)^{\lambda} \ln \left(\frac{t_1}{\theta} \right) e^{-\delta^*(\frac{t_1}{\theta})^{\lambda}}}{e^{-\delta^*(\frac{t_1}{\theta})^{\lambda}} - e^{-\delta^*(\frac{t_2}{\theta})^{\lambda}}} \right)$$

(2-65)

$$\frac{\partial PEM}{\partial \lambda} = 0$$

$$\sum_{i=1}^n 2 \left[\ln Wi - \ln \left(e^{-\delta^*(\frac{t_1}{\theta})^{\lambda}} - e^{-\delta^*(\frac{x}{\theta})^{\lambda}} \right) + \ln \left(e^{-\delta^*(\frac{t_1}{\theta})^{\lambda}} - e^{-\delta^*(\frac{t_2}{\theta})^{\lambda}} \right) \right] \\ - \left(\frac{\delta^* \left(\frac{x}{\theta} \right)^{\lambda} \ln \left(\frac{x}{\theta} \right) e^{-\delta^*(\frac{x}{\theta})^{\lambda}}}{e^{-\delta^*(\frac{t_1}{\theta})^{\lambda}} - e^{-\delta^*(\frac{x}{\theta})^{\lambda}}} \right) + \left(\frac{\delta^* \left(\frac{t_2}{\theta} \right)^{\lambda} \ln \left(\frac{t_2}{\theta} \right) e^{-\delta^*(\frac{t_2}{\theta})^{\lambda}}}{e^{-\delta^*(\frac{t_1}{\theta})^{\lambda}} - e^{-\delta^*(\frac{t_2}{\theta})^{\lambda}}} \right) \\ - \left(\frac{-\delta^* \left(\frac{t_1}{\theta} \right)^{\lambda} \ln \left(\frac{t_1}{\theta} \right) e^{-\delta^*(\frac{t_1}{\theta})^{\lambda}}}{e^{-\delta^*(\frac{t_1}{\theta})^{\lambda}} - e^{-\delta^*(\frac{x}{\theta})^{\lambda}}} \right) + \left(\frac{-\delta^* \left(\frac{t_1}{\theta} \right)^{\lambda} \ln \left(\frac{t_1}{\theta} \right) e^{-\delta^*(\frac{t_1}{\theta})^{\lambda}}}{e^{-\delta^*(\frac{t_1}{\theta})^{\lambda}} - e^{-\delta^*(\frac{t_2}{\theta})^{\lambda}}} \right) = 0$$

(2-66)

وكذلك للحصول على مقدار $(\theta^{\wedge})_{PEM}$ نستقر المعايدة (2-62) بالنسبة الى θ ونساويها الى الصفر وكمما يأتي :

$$\frac{\partial PEM}{\partial \theta} = \sum_{i=1}^n 2 \left[\ln Wi - \ln \left(e^{-\delta^{\wedge}(\frac{t_1}{\theta^{\wedge}})^{\lambda^{\wedge}}} - e^{-\delta^{\wedge}(\frac{x}{\theta^{\wedge}})^{\lambda^{\wedge}}} \right) + \ln \left(e^{-\delta^{\wedge}(\frac{t_1}{\theta^{\wedge}})^{\lambda^{\wedge}}} - e^{-\delta^{\wedge}(\frac{t_2}{\theta^{\wedge}})^{\lambda^{\wedge}}} \right) \right] \\ - \left(\frac{\lambda^{\wedge} \delta^{\wedge} \frac{t_1^{\lambda^{\wedge}}}{\theta^{\wedge \lambda^{\wedge}+1}} e^{-\delta^{\wedge}(\frac{t_1}{\theta^{\wedge}})^{\lambda^{\wedge}}}}{e^{-\delta^{\wedge}(\frac{t_1}{\theta^{\wedge}})^{\lambda^{\wedge}}} - e^{-\delta^{\wedge}(\frac{x}{\theta^{\wedge}})^{\lambda^{\wedge}}}} \right) + \left(\frac{\lambda^{\wedge} \delta^{\wedge} \frac{t_1^{\lambda^{\wedge}}}{\theta^{\wedge \lambda^{\wedge}+1}} e^{-\delta^{\wedge}(\frac{t_1}{\theta^{\wedge}})^{\lambda^{\wedge}}}}{e^{-\delta^{\wedge}(\frac{t_1}{\theta^{\wedge}})^{\lambda^{\wedge}}} - e^{-\delta^{\wedge}(\frac{t_2}{\theta^{\wedge}})^{\lambda^{\wedge}}}} \right) \quad (2-67)$$

$$\frac{\partial PEM}{\partial \theta^{\wedge}} = 0$$

$$\sum_{i=1}^n 2 \left[\ln Wi - \ln \left(e^{-\delta^{\wedge}(\frac{t_1}{\theta^{\wedge}})^{\lambda^{\wedge}}} - e^{-\delta^{\wedge}(\frac{x}{\theta^{\wedge}})^{\lambda^{\wedge}}} \right) + \ln \left(e^{-\delta^{\wedge}(\frac{t_1}{\theta^{\wedge}})^{\lambda^{\wedge}}} - e^{-\delta^{\wedge}(\frac{t_2}{\theta^{\wedge}})^{\lambda^{\wedge}}} \right) \right] \\ - \left(\frac{\lambda^{\wedge} \delta^{\wedge} \frac{t_1^{\lambda^{\wedge}}}{\theta^{\wedge \lambda^{\wedge}+1}} e^{-\delta^{\wedge}(\frac{t_1}{\theta^{\wedge}})^{\lambda^{\wedge}}}}{e^{-\delta^{\wedge}(\frac{t_1}{\theta^{\wedge}})^{\lambda^{\wedge}}} - e^{-\delta^{\wedge}(\frac{x}{\theta^{\wedge}})^{\lambda^{\wedge}}}} \right) + \left(\frac{\lambda^{\wedge} \delta^{\wedge} \frac{t_1^{\lambda^{\wedge}}}{\theta^{\wedge \lambda^{\wedge}+1}} e^{-\delta^{\wedge}(\frac{t_1}{\theta^{\wedge}})^{\lambda^{\wedge}}}}{e^{-\delta^{\wedge}(\frac{t_1}{\theta^{\wedge}})^{\lambda^{\wedge}}} - e^{-\delta^{\wedge}(\frac{t_2}{\theta^{\wedge}})^{\lambda^{\wedge}}}} \right) = 0 \quad (2-68)$$

لحل المعادلات (2-64 ، 2-66 ، 2-68) المذكورة آنفًا تستعمل الدالة (F solve) الموضحة في الملحق (c) .

2-10-4 طريقة العزوم في حالة التحيز:

The moments of Length biased Method

اقتُرحت هذه الطريقة من قبل (Nareerat and Winai 2014) ومبدأ هذه الطريقة هو إيجاد العزم الذي يمثل طول التحيز ($E_L(x^r)$ ، (Length biased) وذلك عن طريق الصيغة الآتية :

$$E_L(x^r) = \frac{E(x^{r+1})}{E(x)} \quad r = 1, 2, 3, \dots \dots \quad (2-69)$$

إن الصيغة المذكورة آنفًا تستعمل لايجاد عدة مقاييس إحصائية كالوسط الحسابي والتباين ومعامل الالتواء ومعامل التقطح والحصول على أفضل ملائمة (fitting) من خلال مقارنة عدة مجموعات مختلفة لقيم المعلومات المراد تقديرها ، وإختيار المقدرات التي تحقق أصغر قيمة لمعامل الالتواء [Nanuwong and Bodhisuwan: 2014] والقططح

[مهدي وهاب نعمة: 2015]

إذ أن $E(x^{r+1})$ هو العزم ذو الرتبة $(r+1)$:

$$E(x^{r+1}) = \int_{t_1}^{t_2} x^{r+1} g(x) dx$$

$$\begin{aligned} E(x^{r+1}) &= \int_{t_1}^{t_2} x^{r+1} \frac{\delta\lambda \left(\frac{X}{\theta}\right)^{\lambda-1} e^{-\delta\left(\frac{x}{\theta}\right)^\lambda}}{e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}} dx \\ E(x^{r+1}) &= \frac{1}{e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}} \int_{t_1}^{t_2} x^{r+1} \frac{\delta\lambda \left(\frac{X}{\theta}\right)^{\lambda-1} e^{-\delta\left(\frac{x}{\theta}\right)^\lambda}}{\theta} dx \\ E(x^{r+1}) &= \frac{1}{e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}} \frac{\delta\lambda}{\theta^\lambda} \int_{t_1}^{t_2} (x)^{r+\lambda} e^{-\delta\left(\frac{x}{\theta}\right)^\lambda} dx \end{aligned}$$

$$\text{let } w = \delta \left(\frac{x}{\theta}\right)^\lambda \Rightarrow \left(\frac{w}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}} = \frac{x}{\theta}$$

$$x = \theta \left(\frac{w}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}} \Rightarrow dw = \frac{\theta}{\lambda} \left(\frac{w}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}-1} \frac{1}{\delta} dw$$

$$E(x^{r+1}) = \frac{1}{e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}} \frac{\delta\lambda}{\theta^\lambda} \int_{\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda}^{\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda} \left(\theta \left(\frac{w}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}}\right)^{r+\lambda} e^{-w} \frac{\theta}{\lambda} \left(\frac{w}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}-1} \frac{1}{\delta} dw$$

$$E(x^{r+1}) = \frac{1}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}\right)} \frac{\delta\lambda}{\theta^\lambda} \int_{\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda}^{\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda} \theta^{r+\lambda} \left(\frac{w}{\delta}\right)^{\frac{r}{\lambda}+1} e^{-w} \frac{\theta}{\lambda} \left(\frac{w}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}-1} \frac{1}{\delta} dw$$

$$E(x^{r+1}) = \frac{1}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}\right)} \frac{\delta\lambda}{\theta^\lambda} \int_{\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda}^{\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda} \frac{\theta^{r+\lambda+1}}{\delta\lambda} \left(\frac{w}{\delta}\right)^{\frac{r}{\lambda}+1} e^{-w} \left(\frac{w}{\delta}\right)^{\frac{1}{\lambda}-1} dw$$

$$E(x^{r+1}) = \frac{1}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}\right)} \theta^{r+1} \int_{\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda}^{\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda} \left(\frac{w}{\delta}\right)^{\frac{r+1}{\lambda}} e^{-w} dw$$

$$E(x^{r+1}) = \frac{1}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}\right)} \frac{\theta^{r+1}}{\delta^{\frac{r+1}{\lambda}}} \int_{\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda}^{\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda} w^{\frac{r+1}{\lambda}} e^{-w} dw$$

$$\int_{\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^{\lambda}}^{\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^{\lambda}} w^{\frac{r+1}{\lambda}} e^{-w} dw = \left[\Gamma\left(\frac{r+\lambda+1}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^{\lambda}\right) - \Gamma\left(\frac{r+\lambda+1}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^{\lambda}\right) \right]$$

$$E(x^{r+1}) = \frac{\theta^{r+1}}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^{\lambda}} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^{\lambda}}\right) \delta^{\frac{r+1}{\lambda}}} \left[\Gamma\left(\frac{r+\lambda+1}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^{\lambda}\right) - \Gamma\left(\frac{r+\lambda+1}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^{\lambda}\right) \right] \quad (2-70)$$

ومن المعادلة (2-30) لدينا $E(x)$ وهو يساوي :

$$E(x) = \frac{\theta}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^{\lambda}} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^{\lambda}}\right) \delta^{\frac{1}{\lambda}}} \left[\Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^{\lambda}\right) - \Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^{\lambda}\right) \right]$$

ونعرض في المعادلة (2-69) المذكورة آنفاً

$$E_L(x^r) = \frac{\frac{\theta^{r+1}}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^{\lambda}} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^{\lambda}}\right) \delta^{\frac{r+1}{\lambda}}} \left[\Gamma\left(\frac{r+\lambda+1}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^{\lambda}\right) - \Gamma\left(\frac{r+\lambda+1}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^{\lambda}\right) \right]}{\frac{\theta}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^{\lambda}} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^{\lambda}}\right) \delta^{\frac{1}{\lambda}}} \left[\Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^{\lambda}\right) - \Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^{\lambda}\right) \right]}$$

$$E_L(x^r) = \frac{\theta^r \left[\Gamma\left(\frac{r+\lambda+1}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^{\lambda}\right) - \Gamma\left(\frac{r+\lambda+1}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^{\lambda}\right) \right]}{\delta^{\frac{r}{\lambda}} \left[\Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^{\lambda}\right) - \Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^{\lambda}\right) \right]} \quad (2-71)$$

وفقاً للمعادلة (2-71) فإننا نحصل على خصائص جديدة لتوزيع ويبل باريتو مضاعف البتر أكثر أهمية من الخصائص التي تم دراستها عن طريق العزوم من الدرجة r . في المعادلة (2-71) عندما $r=1$ فإننا نحصل على الوسط الحسابي و كالتالي :

$$E_{L(mean)}(x) = \frac{\theta \left[\Gamma\left(\frac{2+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^{\lambda}\right) - \Gamma\left(\frac{2+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^{\lambda}\right) \right]}{\delta^{\frac{1}{\lambda}} \left[\Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^{\lambda}\right) - \Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^{\lambda}\right) \right]} \quad (2-72)$$

وكذلك في المعادلة (2-71) عندما $r=2$ فإننا نحصل على $E_L(x^2)$ و كالتالي :

$$E_L(x^2) = \frac{\theta^2}{\delta^\lambda} \frac{\left[\Gamma\left(\frac{3+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{3+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right]}{\left[\Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right]} \quad (2-73)$$

وأسترخاج التباين نستعمل الصيغة الآتية :

$$\sigma_L^2 = E_L(x^2) - (E_L(x))^2 \quad (2-74)$$

نعرض المعادلة (2-73) والمعادلة (2-74) في المعادلة (2-75) لإيجاد التباين

$$\begin{aligned} \sigma_L^2 &= \frac{\theta^2}{\delta^\lambda} \frac{\left[\Gamma\left(\frac{3+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{3+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right]}{\left[\Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right]} \\ &\quad - \left[\frac{\theta \left[\Gamma\left(\frac{2+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{2+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right]}{\delta^\lambda \left[\Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right]} \right]^2 \end{aligned} \quad (2-75)$$

اما معامل الالتواء حسب طريقة العزوم في حالة التحيز

$$C.S_L = \frac{E_L(x - \mu)^3}{\sigma_L^3} \quad (2-76)$$

$$\begin{aligned} E_L(x - \mu)^3 &= \\ &\theta^3 \left(\frac{\left[\Gamma\left(\frac{4+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{4+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right]}{\left[\Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right]} - 3 \left(\frac{\left[\Gamma\left(\frac{3+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{3+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right] \left[\Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right]}{\left[\Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right] \left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda} \right)} \right) + \\ &3 \left(\frac{\left[\Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right]^2 \left[\Gamma\left(\frac{2+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{2+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right]}{\left[\Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right]} - \left(\frac{\left[\Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right]^3}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda} \right)^3} \right) \right) \end{aligned}$$

$$E_L(x - \mu)^3 = \frac{\theta^3}{\delta^\lambda} \left[\left(\frac{[\Gamma(\frac{4+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda) - \Gamma(\frac{4+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda)]}{[\Gamma(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda) - \Gamma(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda)]} \right) - 3 \left(\frac{[\Gamma(\frac{3+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda) - \Gamma(\frac{3+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda)]}{\left(e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda} \right)} \right) + \right. \\ \left. 3 \left(\frac{[\Gamma(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda) - \Gamma(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda)][\Gamma(\frac{2+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda) - \Gamma(\frac{2+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda)]}{\left(e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda} \right)^2} \right) - \left(\frac{[\Gamma(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda) - \Gamma(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda)]^3}{\left(e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda} \right)^3} \right) \right] \quad (2-77)$$

$$\cdot \sigma_L^3 = \left\{ \frac{\theta^2}{\delta^\lambda} \left[\Gamma(\frac{3+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda) - \Gamma(\frac{3+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda) \right] - \left[\frac{\theta}{\delta^\lambda} \left[\Gamma(\frac{2+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda) - \Gamma(\frac{2+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda) \right] \right]^2 \right\}^{\frac{3}{2}} \quad (2-78)$$

وعن طريق قسمة المعادلة (2-77) على المعادلة (2-78) نحصل على معامل الإنلواء $C.S_L$ في حالة التحيز

معامل التفلطح : (coefficient of Kurtosis)

$$C.K_L = \frac{(x - \mu)^4}{\sigma_L^4}$$

$$E(x - \mu)^4 = \frac{\theta^4}{\delta^\lambda} \left[\frac{[\Gamma(\frac{5+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda) - \Gamma(\frac{5+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda)]}{[\Gamma(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda) - \Gamma(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda)]} \right] -$$

$$4 \frac{\theta^3}{\delta^\lambda} \left[\frac{[\Gamma(\frac{4+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda) - \Gamma(\frac{4+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda)]}{[\Gamma(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda) - \Gamma(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda)]} \right] \theta \left[\frac{[\Gamma(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda) - \Gamma(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda)]}{\left(e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda} \right) \delta^\lambda} \right] +$$

$$6 \frac{\theta^2}{\delta^\lambda} \left[\frac{[\Gamma(\frac{3+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda) - \Gamma(\frac{3+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda)]}{[\Gamma(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda) - \Gamma(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda)]} \right] \theta^2 \left[\frac{[\Gamma(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda) - \Gamma(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda)]^2}{\left(e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda} \right)^2 \delta^\lambda} \right] -$$

$$4 \frac{\theta}{\delta^\lambda} \left[\frac{[\Gamma(\frac{2+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda) - \Gamma(\frac{2+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda)]}{[\Gamma(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda) - \Gamma(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda)]} \right] \theta^3 \left[\frac{[\Gamma(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda) - \Gamma(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda)]^3}{\left(e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda} \right)^3 \delta^\lambda} \right] +$$

$$\theta^4 \left[\frac{[\Gamma(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda) - \Gamma(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda)]^4}{\left(e^{-\delta(\frac{t_1}{\theta})^\lambda} - e^{-\delta(\frac{t_2}{\theta})^\lambda} \right)^4 \delta^\lambda} \right]$$

$$E(x - \mu)^4 = \frac{\theta^4}{\delta^\lambda} \left\{ \frac{\left[\Gamma\left(\frac{5+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{5+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right]}{\left[\Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right]} - 4 \frac{\left[\Gamma\left(\frac{4+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{4+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right]}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda} \right)} + \right. \\ \left. 6 \frac{\left[\Gamma\left(\frac{3+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{3+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right] \left[\Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right]}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda} \right)^2} + \right. \\ \left. 4 \frac{\left[\Gamma\left(\frac{2+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{2+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right] \left[\Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right]^3}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda} \right)^3} + \frac{\left[\Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right]^4}{\left(e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda} \right)^4} \right\} \quad (2-79)$$

$$\sigma_L^4 = \left\{ \frac{\theta^2}{\delta^\lambda} \frac{\left[\Gamma\left(\frac{3+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{3+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right]}{\left[\Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right]} \right. \\ \left. - \left[\frac{\theta}{\delta^\lambda} \frac{\left[\Gamma\left(\frac{2+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{2+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right]}{\left[\Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right]} \right]^2 \right\}^2 \quad (2-80)$$

وعن طريق قسمة المعادلة (2-79) على المعادلة (2-80) نحصل على معامل التقلط K_L في حالة التحيز:

معامل الاختلاف Coefficients of Variation

$$C.V_L = \frac{\sigma}{\mu} \quad (2-81)$$

$$C.V_L = \frac{\left\{ \frac{\theta^2}{\delta^\lambda} \frac{\left[\Gamma\left(\frac{3+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{3+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right]}{\left[\Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right]} \right\}^{1/2}}{\left(\frac{\theta}{e^{-\delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda} - e^{-\delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda}} \right)^{\frac{1}{\delta^\lambda}} \left[\Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_1}{\theta}\right)^\lambda\right) - \Gamma\left(\frac{1+\lambda}{\lambda}, \delta\left(\frac{t_2}{\theta}\right)^\lambda\right) \right]} \quad (2-82)$$

2-11 المعايير المستعملة للمفاضلة بين التوزيعات .

في هذه الفقرة سنستعرض بعض المعايير الإحصائية المستعملة للمفاضلة بين التوزيعات والتي تم إستعمالها في الجانب التطبيقي من هذه الدراسة عند تحليل البيانات وهي :

1- اختبار أكيكي (AIC) :

عام (1973) اقترح الباحث الياباني (Akaike) صيغة تستعمل للمفاضلة بين التوزيعات إذ أن التوزيع الذي يمتلك أقل قيمة للـ(AIC) يكون أفضل والصيغة العامة للأختبار كالتالي:

$$AIC = -2\log(L) + 2p \quad (2-83)$$

إذ أن :

L : دالة الإمكانيات الأعظم للتوزيع .

P : تمثل عدد معلمات التوزيع .

2- اختبار أكيكي المصحح (AIC_C) :

عام (1993) اقترح كلاً من (Brockwell and Davis) صيغة رياضية لتصحيح التحيز في اختبار أكيكي (AIC) وذلك بإضافة المقدار $\frac{2np}{n-p-1}$ فتكون الصيغة الرياضية للإختبار كالتالي :

$$AIC_C = AIC + \frac{2np}{n-p-1} \quad (2-84)$$

إذ إن n تمثل حجم العينة .

3- اختبار بيز أكيكي : Bayes Akaike's Test

في عام (1978) اقترح العالم (Schwarz) معياراً آخر للمفاضلة بين التوزيعات الإحتمالية ويرمز له اختصاراً (BIC) إذ يكون التوزيع الذي يمتلك أقل قيمة لـ (BIC) هو الأفضل ، وأن صيغة هذا الاختبار كما يأتي :

$$BIC = -2\log(L) + p\log(n) \quad (2-85)$$

[مطر ، وآخرون: 2011]



الفصل الثالث

الجانب النجسي و التطيفي

الفصل الثالث

الجانب التجريبي والتطبيقي

3-1 الجانب التجريبي

3-1-1 توطئة :

في الفصل السابق تم إستعمال بعض الطرائق لتقدير معالم توزيع (وييل - باريتو) مضاعف البتر وفي هذا الجزء سنوضح بصورة مبسطة مفهوم المحاكاة والطريقة التي تم بها توليد البيانات العشوائية وإستعمالها في تقدير معلمات التوزيع المبتور وحسب الطرائق المذكورة سابقاً والتي بواسطتها تم تقدير دالة الإنتروبي العامة الموزونة وتفسير النتائج وإختيار أفضل طريقة لتقدير .

3-1-2 مفهوم المحاكاة :Simulation concept

المحاكاة simulation وهي عبارة عن تشبيه تقريري للنظام الحقيقي الذي يصعب الحصول على بياناته الحقيقة وذلك عن طريق مجموعة من الفرضيات التي تكون على شكل علاقات رياضية أو منطقية أو رمزية موضوعة ضمن برامج الكمبيوتر المختلفة .

وهناك عدة طرائق في المحاكاة كالطريقة المختلطة Mixed procedure والطريقة التناظرية Analog procedure وطريقة مونت كارلو Monte Carlo، وقد تم إعتماد طريقة مونت كارلو لكونها تُعد من أشهر الطرائق وأكثرها إستعمالاً. إذ تمتاز بمردودتها العالية في توليد بيانات عشوائية مختلفة في كل تجربة إذ تكون سلسلة الأرقام العشوائية في كل تجربة مستقلة عن الأخرى، فضلاً عن تكرار التجربة أكثر من مرة مع تغيير قيم المدخلات وبذلك فهي تعطي شرحاً وافياً عن طبيعة الظاهرة المدروسة وتتوفر الجهد والوقت والمال للباحث.

وبذلك فإن المحاكاة توفر للباحث قاعدة تجريبية فضلاً عن القاعدة النظرية لإختيار الطريقة والأسلوب الملائم في تحليل بيانات الظاهرة المدروسة عن طريق مطابقة خصائص هذه البيانات مع الانواع التي أُجريت عليها المحاكاة

[مهدي وهاب نعمة: 2015]

3-1-3 وصف مراحل تجربة المحاكاة :Describe Simulation Experiment

تم كتابة برنامج المحاكاة المرفق في الملحق (C) بإستعمال برنامج (Matlab) إذ تضمن البرنامج أربعة مراحل لتقدير معلمتي الشكل ومعلمة القياس ودالة الإنتروبي للتوزيع المركب (وييل - باريتو) مضاعف البتر وهي على الترتيب الآتي :

المرحلة الأولى:

أولاً : تعين القيم الإفتراضية للمعلمات .

وئعد هذه المرحلة من المراحل المهمة والأساسية التي تعتمد عليها المراحل اللاحقة إذ تم تعين القيم الإفتراضية للمعلمات وفقا لما يأتي :

1- فيما يخص معلمتي الشكل ومعلمة القياس للتوزيع المركب المبتور فقد تم اختيار قيم مختلفة لها لغرض إعطاء فكرة عن المقدرات ونمط سلوكها إذ تم تحديد النماذج الآتية (لأنها كانت الأفضل من بقية النماذج التي تم تجربتها) :

جدول (3 - 1)

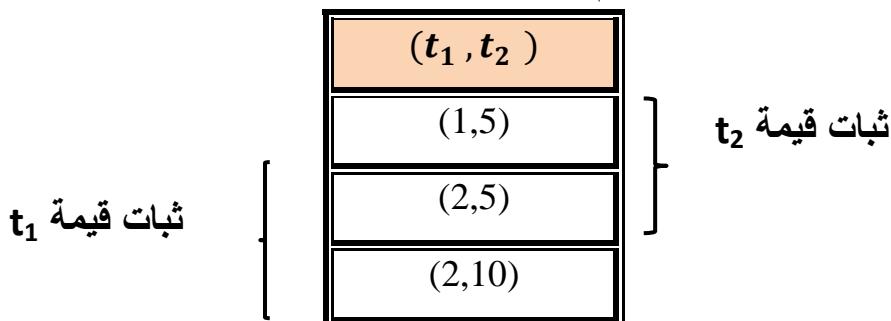
القيم الإفتراضية للمعلمات

Model	Parameter		
	δ	λ	θ
A	4	4	4
B	2.5	4.5	3.5
C	4	5	4
D	6	4	4
E	5	6	3
F	8	7	5

2- تم تحديد ثلات فترات للبتر وهي :

جدول (3 - 2)

القيم الإفتراضية لفترات البتر



وباستعمال القيم المفترضة في " 1 " مع فترات البتر في " 2 " يتكون لدينا الجدول أدناه والذي يمثل النماذج حسب فترات البتر والذي سيستعمل لمعرفة الطريقة الأفضل لتقدير معلمات التوزيع المركب مضاعف البتر.

جدول (3-3)

القيم الإفتراضية للمعلمات وحسب فترات البتر

Truncated	Model	δ	λ	θ
$(t_1 = 1, t_2 = 5)$	A	4	4	4
	B	2.5	4.5	3.5
	C	4	5	4
	D	6	4	4
	E	5	6	3
	F	8	7	5
$(t_1 = 2, t_2 = 5)$	A	4	4	4
	B	2.5	4.5	3.5
	C	4	5	4
	D	6	4	4
	E	5	6	3
	F	8	7	5
$(t_1 = 2, t_2 = 10)$	A	4	4	4
	B	2.5	4.5	3.5
	C	4	5	4
	D	6	4	4
	E	5	6	3
	F	8	7	5

3- أما بالنسبة إلى المعلمات الخاصة بدالة الإنتروبي العامة الموزونة وهي (α, β) سيتم اختيارها وفقاً للشروط الخاصة بدالة الإنتروبي والموضحة في المعادلة (2-12) إذ يجب أن تكون كالتالي:

$$\beta \geq 1 \quad (a)$$

$$\beta - 1 < \alpha < \beta \quad (b)$$

$$\alpha + \beta < (>) 2 \quad (c)$$

ولمعرفة سلوك دالة الإنتروبي للتوزيع المركب مضاعف البتر فقد تم تنفيذ تجربتين فقط التجربة الأولى عندما تكون $\alpha + \beta > 2$ والثانية عندما تكون $\alpha + \beta < 2$ وكل تجربة ستتعدد بثلاثة أنواع من البتر وكل نوع من البتر سيأخذ جميع النماذج المقترضة.

ثانياً: اختيار حجم العينة (n):

تم اختيار خمسة جموم للعينات لمعرفة مدى تأثير حجم العينة على دقة النتائج المستحصلة من طرائق التقدير المختلفة والمستعملة في الدراسة وهي (15,30,50,100,150)

ثالثاً: تكرار التجربة

كررت كل تجربة (1000) مرة وذلك للوصول إلى تقديرات متجانسة

المرحلة الثانية : مرحلة توليد البيانات .

في هذه المرحلة تم توليد بيانات عشوائية تتبع التوزيع المنتظم في الفترة (0,1) ثم تحويلها إلى التوزيع المركب (وييل - باريتو) بتطبيق طريقة التحويل المعكوس عن طريق إستعمال دالة التوزيع التجميعية للتوزيع المركب (وييل - باريتو) كما في الصيغة الآتية :

$$F(x) = 1 - e^{-\delta \left(\frac{x}{\theta}\right)^\lambda}$$

وبفرض أن u

$$u = 1 - e^{-\delta \left(\frac{x}{\theta}\right)^\lambda}$$

$$e^{-\delta \left(\frac{x}{\theta}\right)^\lambda} = 1 - u$$

$$-\delta \left(\frac{x}{\theta}\right)^\lambda = \ln(1 - u)$$

$$\delta \left(\frac{x}{\theta}\right)^\lambda = \frac{1}{\ln(1 - u)}$$

$$\delta x^\lambda \ln(1 - u) = \theta^\lambda$$

$$x = \theta \left(\frac{\delta}{\ln(1 - u)} \right)^{\frac{1}{\lambda}} \quad (3-1)$$

المعادلة (1-3) تستعمل لتوليد بيانات عشوائية تتبع التوزيع المركب (وييل - باريتو).

إذ أن (u) هو متغير عشوائي يتبع التوزيع المنتظم بالفترة (0,1)

وبعد توليد البيانات يتم تحديد فترات البتر من اليمين ومن اليسار وحسب القيم الإفتراضية لفترات البتر في الجدول (3-2) وبذلك تكون البيانات العشوائية المتولدة تتبع التوزيع المركب مضاعف البتر .

المرحلة الثالثة : مرحلة التقدير.

في هذه المرحلة سيتم تقدير معلمات التوزيع المركب المبتور ودالة الإنترولي بـاستعمال طرائق

المذكورة في الجانب النظري وهي :

- 1- طريقة الإمكان الأعظم (MLE).
- 2- طريقة العزوم (MOM).
- 3- طريقة المركبات التجزئية (PEM).
- 4- طريقة العزوم في حالة التحيز (MOMLB).

المرحلة الرابعة: المقارنة بين طرائق التقدير.

المرحلة الأخيرة من مراحل المحاكاة هي المقارنة بين طرائق التقدير المختلفة وفقاً للمعيار الأحصائي متوسط مربعات الخطأ (MSE) إذ كلما كان أقل كان المقدر أفضل وحسب الصيغة الآتية :

$$MSE(\theta^{\wedge}) = \frac{1}{R} \sum_{i=1}^r (\theta_i^{\wedge} - \theta)^2 \quad (3-2)$$

إذ أن :

R: تمثل عدد التكرارات لكل تجربة وبالنسبة (1000).

θ_i^{\wedge} : تمثل المعلمة المقدرة.

θ : تمثل قيمة المعلمة وفقاً لقيم الابتدائية.

[مهدي وهاب نعمة: 2015]

partial and overall ranks**4-3-3 الرتب الجزئية والكلية**

سيتم تحديد الطريقة الأفضل في التقدير بالإعتماد على الرتب الجزئية والكلية إذ تم وضع رتبة لكل قيمة من قيم (MSE) وكما موضح في الملحق (A) أما في الجداول (3-6, 3-5, 3-4) الآتية فإن كل صف يمثل الرتب الكلية لقيم (MSE) للمعلمات المقدرة عند حجوم العينات المختلفة ومجموع هذه الرتب يمثل مجموع الرتب الكلية والطريقة التي تمتلك أقل مجموع للرتب الكلية تعد هي الأفضل.

[Al-Mofleh and et al:2020]

4-3-5 تحليل نتائج تجربة المحاكاة : (Analysis of Simulation Result)

في هذا الجزء سنقوم بعرض ومناقشة نتائج المحاكاة للطرائق المستعملة في تقدير معلمات التوزيع المركب ويبل - باريتو مضاعف البتر وتقدير دالة الإنترولي وكما في الجداول أدناه:

الفصل الثالث

الجانب التجريبي والتطبيقي

جدول (3-4) يوضح الرتب الكلية لجميع طائق النغير عند فترة البتر الأولى ($t_1=1, t_2=5$) عند حجم عينة (15,30,50,100,150) ولجميع النماذج المفروضة وكما يأتي :

Truncated (1-5)					
Parameter	n	Method			
		MLE	Mom	Per	MomLB
$\delta = 4, \lambda = 4, \theta = 4$	15	3	4	2	1
	30	2	4	3	1
	50	1	4	3	2
	100	1	4	3	2
	150	1	4	3	2
$\delta = 2.5, \lambda = 4.5, \theta = 3.5$	15	3	4	2	1
	30	1	4	3	2
	50	1	4	3	2
	100	1	4	3	2
	150	1	4	2.5	2.5
$\delta = 4, \lambda = 5, \theta = 4$	15	3	4	2	1
	30	3	4	2	1
	50	1	4	3	2
	100	1	4	3	2
	150	1	4	3	2
$\delta = 6, \lambda = 4, \theta = 4$	15	3	4	2	1
	30	3	4	1	2
	50	1	4	2.5	2.5
	100	1	4	3	2
	150	1	4	3	2
$\delta = 5, \lambda = 6, \theta = 3$	15	3.5	3.5	2	1
	30	3	4	2	1
	50	1	4	2.5	2.5
	100	1	4	3	2
	150	1	4	3	2
$\delta = 8, \lambda = 7, \theta = 5$	15	3	4	2	1
	30	3	4	2	1
	50	1	4	2	3
	100	1	4	2	3
	150	1	4	3	2
ΣRanks		51.5	119.5	75.5	53.5
Overall rank		1	4	3	2
ΣRanks	n=15	18.5	23.5	12	6
Overall rank		4	3	2	1
ΣRanks	n=30	15	24	13	8
Overall rank		4	3	2	1
ΣRanks	n=50	6	24	16	14
Overall rank		1	4	3	2
ΣRanks	n=100	6	24	17	13
Overall rank		1	4	3	2
ΣRanks	n=150	6	24	17.5	12.5
Overall rank		1	4	3	2

جدول (3-5) يوضح الرتب الكلية لجميع طرائق النجاة عند فترة ال比特 الثانية ($t_1=2, t_2=5$) عند حجم عينة (15,30,50,100,150) ولجميع النماذج المفروضة وكما يأتي :

Truncated (2-5)					
Parameter	n	Method			
		MLE	Mom	Per	MomLB
$\delta = 4, \lambda = 4, \theta = 4$	15	3	4	2	1
	30	2.5	4	2.5	1
	50	1	4	3	2
	100	1	4	3	2
	150	1	4	3	2
$\delta = 2.5, \lambda = 4.5, \theta = 3.5$	15	3.5	3.5	2	1
	30	3	4	2	1
	50	1	4	3	2
	100	1	4	3	2
	150	1	4	3	2
$\delta = 4, \lambda = 5, \theta = 4$	15	4	3	2	1
	30	3	4	1	2
	50	1	4	2.5	2.5
	100	1	4	3	2
	150	1	4	3	2
$\delta = 6, \lambda = 4, \theta = 4$	15	3	4	2	1
	30	2	4	1	3
	50	1	4	3	2
	100	1	4	3	2
	150	1	4	3	2
$\delta = 5, \lambda = 6, \theta = 3$	15	2.5	4	2.5	1
	30	3	4	2	1
	50	1	4	2	3
	100	1	4	2	3
	150	1	4	3	2
$\delta = 8, \lambda = 7, \theta = 5$	15	3	4	2	1
	30	3	4	2	1
	50	1	4	2	3
	100	1	4	3	2
	150	1	4	3	2
ΣRanks		53.5	118.5	73.5	54.5
Overall rank		1	4	3	2
ΣRanks	n=15	19	22.5	12.5	6
Overall rank		3	4	2	1
ΣRanks	n=30	16.5	24	10.5	9
Overall rank		3	4	2	1
ΣRanks	n=50	6	24	15.5	14.5
Overall rank		1	4	3	2
ΣRanks	n=100	6	24	17	13
Overall rank		1	4	3	2
ΣRanks	n=150	6	24	18	12
Overall rank		1	4	3	2

جدول (3-6) يوضح الرتب الكلية لجميع طرائق الندير عند فترة البتر الثالثة ($t_1=2, t_2=10$) عند حجم عينة (15,30,50,100,150) ولجميع النماذج المفروضة وكما يأتي :

Truncated (2-10)					
Parameter	n	Method			
		MLE	Mom	Per	MomLB
$\delta = 4, \lambda = 4, \theta = 4$	15	3	4	1.5	1.5
	30	2	4	1	3
	50	1	4	3	2
	100	1	4	3	2
	150	1	4	3	2
$\delta = 2.5, \lambda = 4.5, \theta = 3.5$	15	3	4	2	1
	30	2.5	4	2.5	1
	50	1	4	2.5	2.5
	100	1	4	2.5	2.5
	150	1	4	2	3
$\delta = 4, \lambda = 5, \theta = 4$	15	3.5	2	3.5	1
	30	2	4	3	1
	50	1	4	2	3
	100	1	4	3	3
	150	1	4	3	2
$\delta = 6, \lambda = 4, \theta = 4$	15	2.5	2	3.5	1
	30	3	4	1	2
	50	1	4	3	2
	100	1	4	3	2
	150	1	4	3	2
$\delta = 5, \lambda = 6, \theta = 3$	15	4	3	2	1
	30	2.5	4	2.5	1
	50	1	4	2	3
	100	1	4	3	2
	150	1	4	2	3
$\delta = 8, \lambda = 7, \theta = 5$	15	3	4	2	1
	30	3	4	2	1
	50	2	4	1	3
	100	1	4	3	2
	150	1	4	3	2
ΣRanks		53	115	73.5	58.5
Overall rank		1	4	3	2
Σ Ranks	n=15	19	19	14.5	6.5
Overall rank		3.5	3.5	2	1
Σ Ranks	n=30	15	24	12	9
Overall rank		3	4	2	1
Σ Ranks	n=50	7	24	13.5	15.5
Overall rank		1	4	3	2
Σ Ranks	n=100	6	24	17.5	13.5
Overall rank		1	4	3	2
Σ Ranks	n=150	6	24	16	14
Overall rank		1	4	3	2

أظهرت مخرجات الجداول (3-4) و (3-5) و (3-6) السابقة ما يأتي :

- 1- تفوق طريقة الإمكان الأعظم (MLE) لتقدير معلمات التوزيع المركب (وييل - باريتو) مضاعف البتر على كافة الطرائق الأخرى وعند جميع فترات البتر لأنها كانت مقابلة لأقل مجموع رتب لمتوسط مربعات الخطأ وبمقدار (53.5 - 53.5 - 51.5) على الترتيب .
- 2- تُعد طريقة العزوم في حالة التحيز (MomIB) في المرتبة الأولى كطريقة لتقدير معلمات توزيع (وييل - باريتو) مضاعف البتر عند حجم عينة (15) وحجم عينة (30) وجاءت بالمرتبة الثانية عند حجوم العينات (50,100,150).
- 3-طريقة المقدرات التجزئية (Per) جاءت في المرتبة الثانية عند حجم عينة (15) وحجم عينة (30) وجاءت بالمرتبة الثالثة عند حجوم العينات (50,100,150).
- 4- تُعد طريقة الإمكان الأعظم (MLE) هي الأفضل عند حجم عينة (100) وحجم عينة (150).

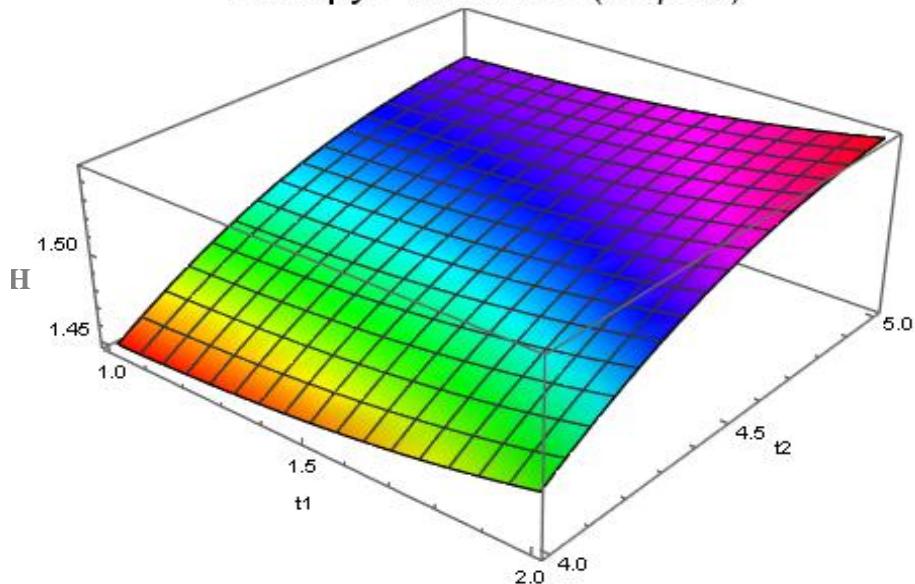
وبالإعتماد على النتائج آنفًا سنقوم بإستعمال طريقة الإمكان الأعظم (MLE) لتقدير دالة الإنتروبي العامة الموزونة للتوزيع (وييل - باريتو) مضاعف البتر عندما تكون $2 > \alpha + \beta$ و عندما تكون $2 < \alpha + \beta$ وكما في الجدول الآتي :

جدول (3-7) يوضح تقدير دالة الإنترولي $H_{\alpha,\beta}^w$ عندما تكون $\alpha + \beta > 2$ ومتوسط مربعات الخطأ (MSE) عند فترات البتر وحجوم العينات المختلفة.

Model	Truncated	$H_{\alpha,\beta}^w$ Real	$\beta = 2, \alpha = 1.5$									
			n									
			15		30		50		100		150	
			$\hat{H}_{\alpha,\beta}^w$	MSE	$\hat{H}_{\alpha,\beta}^w$	MSE	$\hat{H}_{\alpha,\beta}^w$	MSE	$\hat{H}_{\alpha,\beta}^w$	MSE	$\hat{H}_{\alpha,\beta}^w$	MSE
$\delta = 4, \lambda = 4, \theta = 4$	(1,5)	6.53584	6.4081	0.0163	6.4334	0.0105	6.4341	0.0104	6.4389	0.0094	6.44517	0.0082
	(2,5)	7.65345	8.3471	0.4817	8.0382	0.1483	8.0170	0.1324	8.0142	0.1304	7.99895	0.1196
	(2,10)	7.65308	8.0126	0.1290	7.9579	0.0927	7.9526	0.0895	7.9038	0.0627	7.84135	0.0353
$\delta = 2.5, \lambda = 4.5, \theta = 3.5$	(1,5)	5.18438	5.1346	0.0025	5.1380	0.0021	5.1412	0.0019	5.1419	0.0018	5.1476	0.0014
	(2,5)	6.10807	6.7962	0.4736	6.4951	0.1498	6.4229	0.0991	6.3973	0.0837	6.3645	0.0657
	(2,10)	6.10805	6.5095	0.1611	6.4227	0.0990	6.4029	0.0869	6.3272	0.0480	6.2315	0.0152
$\delta = 4, \lambda = 5, \theta = 4$	(1,5)	7.15743	7.0018	0.0242	7.0563	0.0102	7.0631	0.0089	7.0767	0.0065	7.0783	0.0063
	(2,5)	7.74348	7.8862	0.0204	7.8815	0.0190	7.8422	0.0098	7.8345	0.0083	7.8321	0.0079
	(2,10)	7.74345	7.8759	0.0175	7.8318	0.0078	7.8320	0.0078	7.8304	0.0076	7.8271	0.0070
$\delta = 6, \lambda = 4, \theta = 4$	(1,5)	7.79018	7.3590	0.1859	7.5413	0.0620	7.62581	0.02702	7.67278	0.01378	7.8117	0.0005
	(2,5)	9.433604	9.2884	0.0211	9.5469	0.0128	9.3600	0.0054	9.4178	0.00025	9.44781	0.00020
	(2,10)	9.433601	9.0406	0.1545	9.2967	0.0188	9.3372	0.0093	9.4095	0.0006	9.4310	0.00001
$\delta = 5, \lambda = 6, \theta = 3$	(1,5)	7.819499	7.250929	0.32327	7.95951	0.01960	7.72389	0.00914	7.82016	0.0000004	7.81365	0.00003
	(2,5)	8.942225	8.85418	0.00775	8.95227	0.00199	8.90203	0.00162	8.90269	0.00156	8.97949	0.00139
	(2,10)	8.907719	8.38010	0.27838	8.73293	0.03055	8.81756	0.01554	8.86882	0.00151	8.89880	0.00008
$\delta = 8, \lambda = 7, \theta = 5$	(1,5)	10.68695	10.40360	0.08029	10.42389	0.06920	10.52072	0.02763	10.6182	0.00473	10.6551	0.00099
	(2,5)	10.75057	10.6492	0.01028	10.65281	0.00956	10.7832	0.00106	10.7232	0.00066	10.7522	0.00001
	(2,10)	10.74887	10.33427	0.17190	10.56692	0.03311	10.61328	0.01839	10.7182	0.00105	10.7608	0.000102

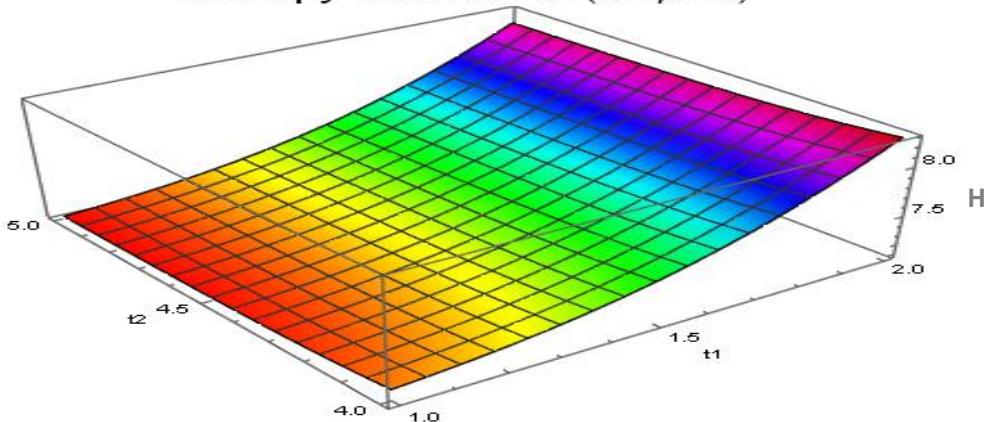
جدول (3-8) يوضح تقدير دالة الإنترولي $\hat{H}_{\alpha,\beta}^w$ عندما تكون $2 < \alpha + \beta <$ متوسط مربعات الخطأ (MSE) عند فترات البتر وحجوم العينات المختلفة.

Model	Truncated	$H_{\alpha,\beta}^w$ Real	$\beta = 1.2, \alpha = 0.5$									
			n									
			15		30		50		100		150	
$\delta = 4, \lambda = 4, \theta = 4$	(1,5)	0.76319	0.6050	0.0250	0.6678	0.0091	0.6756	0.0077	0.6854	0.0060	0.7063	0.0032
	(2,5)	0.93008	0.8888	0.0017	0.8898	0.0016	0.8925	0.0014	0.8939	0.0013	0.9067	0.0006
	(2,10)	0.93020	0.8903	0.0016	0.8914	0.0015	0.8933	0.0014	0.8973	0.0011	0.9187	0.0001
$\delta = 2.5, \lambda = 4.5, \theta = 3.5$	(1,5)	0.75720	0.6652	0.0085	0.6738	0.0070	0.6747	0.0068	0.6855	0.0051	0.6874	0.0049
	(2,5)	0.893877	0.8385	0.0031	0.8446	0.0024	0.8481	0.0021	0.8576	0.0013	0.8617	0.0010
	(2,10)	0.89388	0.8480	0.0021	0.84901	0.0020	0.8494	0.0020	0.8579	0.0013	0.8677	0.0007
$\delta = 4, \lambda = 5, \theta = 4$	(1,5)	0.72967	0.6152	0.0131	0.6343	0.0091	0.6412	0.0078	0.6508	0.0062	0.6544	0.0057
	(2,5)	0.81620	0.7605	0.0031	0.7696	0.0022	0.77120	0.0020	0.7770	0.0015	0.7821	0.0012
	(2,10)	0.81621	0.7638	0.0027	0.77134	0.0020	0.7748	0.0017	0.7797	0.0013	0.7852	0.0010
$\delta = 6, \lambda = 4, \theta = 4$	(1,5)	0.595222	0.52357	0.00513	0.53499	0.00363	0.57364	0.00047	0.58663	0.00007	0.60132	0.000037
	(2,5)	0.837200	0.71694	0.01446	0.78021	0.00325	0.82530	0.00014	0.83009	0.00005	0.83282	0.00002
	(2,10)	0.837201	0.94556	0.01174	0.87086	0.00113	0.84636	0.00008	0.83772	0.0000003	0.83699	0.0000001
$\delta = 5, \lambda = 6, \theta = 3$	(1,5)	0.1964706	0.22335	0.00072	0.17442	0.00049	0.21474	0.000334	0.18755	0.000079	0.20352	0.00005
	(2,5)	0.4709010	0.39670	0.00551	0.45648	0.00021	0.46193	0.00008	0.46726	0.000013	0.46856	0.000005
	(2,10)	0.4709017	0.44116	0.00088	0.49182	0.00044	0.48722	0.00027	0.48560	0.00022	0.48231	0.00013
$\delta = 8, \lambda = 7, \theta = 5$	(1,5)	0.69027	0.62114	0.00478	0.64355	0.00218	0.71425	0.00057	0.68412	0.000038	0.68934	0.000001
	(2,5)	0.69950	0.63945	0.00367	0.65775	0.00179	0.66228	0.00143	0.69386	0.00003	0.69642	0.00001
	(2,10)	0.70007	0.64609	0.00285	0.67967	0.00039	0.68011	0.00040	0.70492	0.00003	0.69845	0.000001

Entropy Function of ($\alpha + \beta < 2$)

شكل (2-6)

يوضح سلوك دالة الإنترóبي العامة الموزونة عندما تكون $2 < \alpha + \beta$ إذ يحتوي الشكل على ثلاثة أبعاد يمثل البعد الأول قيم t_1 والبعد الثاني يمثل قيم t_2 والبعد الثالث يمثل دالة الانترóبي H اذ نلحظ من الشكل أنفاً أن الانترóبي تزداد بزيادة قيم (t_1, t_2) حيث ترتفع للأعلى .

Entropy Function of ($\alpha+\beta>2$)

شكل (2-7)

يوضح سلوك دالة الإنترóبي العامة الموزونة عندما تكون $2 > \alpha + \beta$ إذ يحتوي الشكل على ثلاثة أبعاد أيضاً قيم t_1 تمثل البعد الأول ، وقيم t_2 تمثل البعد الثاني، أما البعد الثالث يمثل دالة الانترóبي H ، اذ نلحظ من الشكل أنفاً ان قيمة الانترóبي تزداد بزيادة قيم t_1 وثبات t_2 اذ ترتفع دالة الانترóبي للأعلى ، وتنقص قيمة الانترóبي بزيادة قيم t_2 وثبات t_1 اذ تنخفض قيمة الانترóبي نحو الأسفل كما موضح عند القيمة الأخيرة من قيم t_2 إذ تكون أكثر إنطاقةً على القاعدة من القيمة الأولى

أظهرت مخرجات الجدول (3-7) و جدول (3-8) مايأتي :

1- أن قيم دالة الإنترولي التقديرية تقترب من القيم الحقيقة لدالة الإنترولي وتكون أكثر اقتراباً عند حجوم العينات الكبيرة ولجميع فترات البتر .

1- عندما تكون $\alpha + \beta > 2$ فإن دالة الإنترولي العامة الموزونة تكون كالتالي :

a) تزداد دالة الإنترولي بزيادة قيمة (t_1) و ثبات قيمة (t_2) وكما موضح في فترة البتر الاولى والثانية .

b) و تتناقص دالة الإنترولي عند ثبات قيمة (t_1) وزيادة قيمة (t_2) وكما موضح في فترة البتر الثانية والثالثة .

2- عندما تكون $\alpha + \beta < 2$ فإن دالة الإنترولي العامة الموزونة تتزايد بالنسبة الى (t_1, t_2) ولجميع فترات البتر.

3- تناقص متوسط مربعات الخطأ لدالة الإنترولي العامة الموزونة بزيادة حجم العينة وهذا يتفق مع النظرية الإحصائية .

3-2 الجانب التطبيقي :

في هذا الجزء من الفصل سيتم إستعراض للبيانات الحقيقة التي تم الحصول عليها من وزارة الصحة العراقية / دائرة صحة بابل / مستشفى الإمام الصادق (ع) ومن سجلات شعبة الهندسة وحدة الصيانة التي تم فيها تبويض بيانات التوقف (العطل) لجهاز الرنين المغناطيسي (MRI) إذ أن هذه البيانات تمثل أوقات العمل لحين الفشل ممثلة بالشهر ، وذلك بهدف تطبيقها على التوزيع المركب وبيل- باريتو قبل البتر وبعد البتر المضاعف للتوزيع المركب نفسه ومن ثم تقدير دالة الإنتروبي العامة الموزونة من الدرجة (α, β) بإستعمال طريقة الإمكان الأعظم (MLE) والتي أظهرت نتائج المحاكاة أفضليتها على باقي الطرائق إذ تم إستعمال برنامج كتب بلغة (Matlab) المبين في الملحق (c) .

3-2-1 نبذة عامة عن جهاز الرنين المغناطيسي (MRI) :

تم اختراع هذا الجهاز من قبل العالم الدكتور راي蒙د داماديان (Raymond Damadian) إذ عمل على تصنيع آلة قادرة على إجراء مسح للجسم بإستعمال المغناط ، وبسبب عدم رغبة أي شخص في أن يكون أول من يدخل إلى الجهاز فقد تطوع هو ليكون أول من يدخل إلى هذه الآلة الغريبة في وقتها، وقد أُجري أول اختبار للإنسان في (3/7/1977) إذ تتطلب الأمر (5) ساعات لإنتاج صورة واحدة، تطور جهاز الرنين كثيراً في السنوات الأخيرة وأصبح الأطباء يعتمدون على مسح الرنين المغناطيسي في تشخيص العديد من الأمراض كتصلب الشرايين ، والأورام ، وتمزق الأربطة ، والسككتات الدماغية وغيرها كثیر. [\[www.nasainarabic.net/r/a/1007\]](http://www.nasainarabic.net/r/a/1007)

3-2-2 مكونات جهاز الرنين المغناطيسي (MRI) :

يُعد المغناطيس من أكبر وأهم مكونات أجهزة الرنين المغناطيسي ويحتوي هذا المغناطيس على تجويف في الوسط يبلغ قطرة ما يقارب (60 cm) يتم إدخال المريض عن طريقه إلى الجهاز وتبلغ قوة هذا المغناطيس ما يقارب (5000-20000) ألف كاوس ويمكن تخيل قوة هذا المغناطيس إذا علمنا أن الحقل المغناطيسي للأرض يبلغ ما يقارب (0.5) كاوس فقط ، ويحتوي هذا المغناطيس على العديد من الملفات التي يجري بداخلها تيار كهربائي يؤدي إلى نشوء هذا الحقل المغناطيسي الكبير ، وللحفاظ على الحقل المغناطيسي المتولد يتطلب الأمر وجود كمية كبيرة من الطاقة والتي تعتمد الأساسية على وجود أسلاك تكون مقاومتها معروفة أو قريبة من الصفر وكذلك تكون هذه الأسلاك مغمورة بسائل (الهليوم) تحت درجات عالية البرودة تصل إلى (269) درجة مئوية تحت الصفر وتعزل هذه البرودة بالاعتماد على الفراغ ، وعلى الرغم من أن هذه المغناط تكون كلفتها عالية جداً إلا أن الحقل المغناطيسي الشديد الناتج يسمح بالحصول على صور عالية الجودة ، إذ يحتوي جهاز الرنين على ملفات ترسل أمواجاً راديوية التردد إلى جسم المريض و

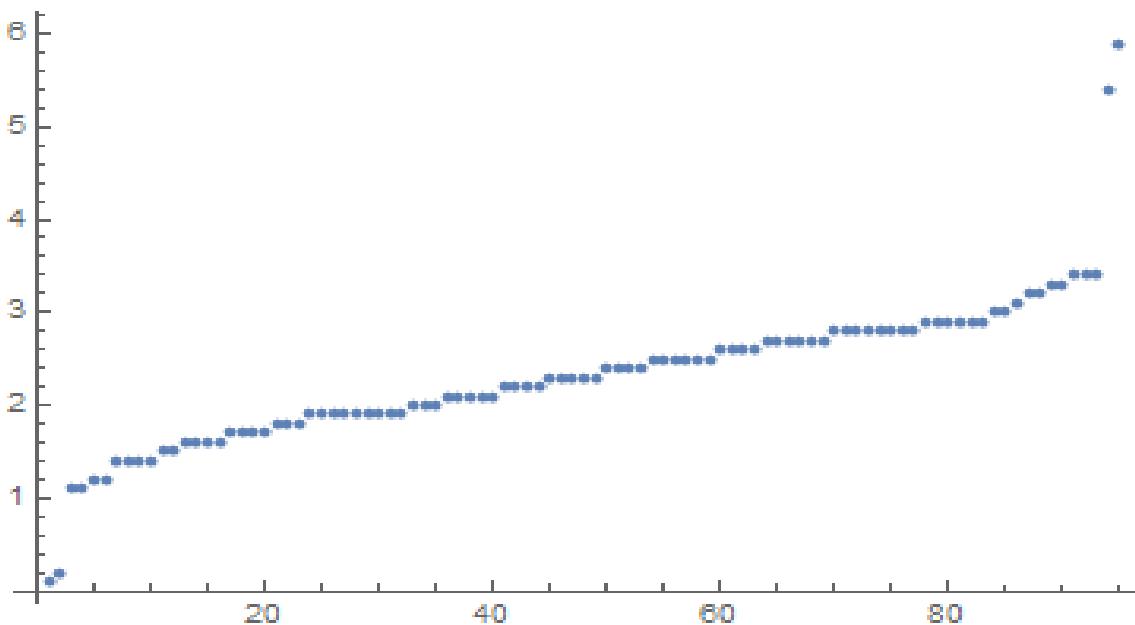
توجد أنواع مختلفة من هذه الملفات تكون مخصصة لأجزاء الجسم المختلفة كالركبتين، والمعاصل، والأكتاف ، والرأس والعنق وغيرها كذلك يرتبط الجهاز بحاسوب قوي وطاولة تستعمل لإدخال المريض إلى الجهاز ويحدد دخول المريض إلى الجهاز بدءاً من رأسه أو قدمه بالأعتماد على نوع المسح المطلوب.

3-2-3 البيانات التطبيقية

تم جمع البيانات الخاصة بالدراسة من شعبة الهندسة وحدة الصيانة التابع لمستشفى الامام الصادق (ع) في محافظة بابل إذ يوجد في المستشفى جهاز رنين واحد وأن الحد الأقصى لعدد المرضى الذين يتم استقبالهم يوميا حسب النظام العالمي هو (15) مريضاً، وذلك لتقليل الزخم والمحافظة على استمرارية عمل الجهاز عند مستوى معين من الضغط ، إذ يوجد في الجهاز مؤشراً للضغط يجب عدم تجاوزه ، ففي حال ارتفاع الضغط في الجهاز فإن ذلك يُنذر بضرورة إيقافه عن العمل إلى أن يستقر الضغط ويعود إلى حالته الطبيعية، وينظر العاملون على الجهاز أن رجوع ضغط الجهاز إلى حالته الطبيعية قد يستغرق بعض الوقت يصل إلى (10) أيام أحياناً .
وهناك بعض التوقفات التي تكون لأغراض الصيانة ، وفي حالة توقف الجهاز عن العمل يتم تحويل المرضى إلى مستشفى آخر ، إذ تم جمع (95) مشاهدة تمثل أوقات العمل لحين الفشل لجهاز الرنين المغناطيسي (MRI) ممثلة بالشهر (والارقام بعد الفارزة العشرية تمثل جزء من الشهر) إذ تم جمع البيانات من سجلات القسم وللمدة من إفتتاح المستشفى في 2016 ولغاية 1-4-2021
وكما موضحة في الجدول أدناه :

الجدول (3-9) يبين أوقات العمل لحين الفشل ممثلة بالشهر لـ(جهاز الرنين المغناطيسي)
(MRI) مرتبة تصاعديا

i	t _i												
1	0.1	15	1.6	29	1.9	43	2.2	57	2.5	71	2.8	85	3
2	0.2	16	1.6	30	1.9	44	2.2	58	2.5	72	2.8	86	3.1
3	1.1	17	1.7	31	1.9	45	2.3	59	2.5	73	2.8	87	3.2
4	1.1	18	1.7	32	1.9	46	2.3	60	2.6	74	2.8	88	3.2
5	1.2	19	1.7	33	2	47	2.3	61	2.6	75	2.8	89	3.3
6	1.2	20	1.7	34	2	48	2.3	62	2.6	76	2.8	90	3.3
7	1.4	21	1.7	35	2	49	2.3	63	2.6	77	2.8	91	3.4
8	1.4	22	1.8	36	2.1	50	2.4	64	2.7	78	2.9	92	3.4
9	1.4	23	1.8	37	2.1	51	2.4	65	2.7	79	2.9	93	3.4
10	1.4	24	1.8	38	2.1	52	2.4	66	2.7	80	2.9	94	5.4
11	1.5	25	1.9	39	2.1	53	2.4	67	2.7	81	2.9	95	5.9
12	1.5	26	1.9	40	2.1	54	2.5	68	2.7	82	2.9		
13	1.6	27	1.9	41	2.2	55	2.5	69	2.7	83	2.9		
14	1.6	28	1.9	42	2.2	56	2.5	70	2.8	84	3		



شكل (3-1) يوضح انتشار البيانات الحقيقية

من الشكل (3-1) آنفًا نلاحظ وجود بعض القيم المتطرفة من جهة اليسار ومن جهة اليمين

3-2-4 . Analyses The Data تحليل البيانات

في هذه الفقرة سنقوم بتحليل البيانات الحقيقية إذ سنضع البيانات التي تم جمعها ضمن جدول تكراري مكون من فئات تمثل فترة العمل خلال الشهر إذ سيتم حساب الإنتروبي لكل فئة من فئات الجدول أدناه.

جدول (3-10) يبين الجدول التكراري لأوقات العمل لحين الفشل لجهاز الرنين المغناطيسي

classes	frequencies
أقل من 1	2
1-2	30
2-3	51
3-4	10
فأكثر - 4	2
المجموع	95

5-2-3 البتر المضاعف للبيانات الحقيقة .

نلحظ من الشكل (3-1) آنفًا أن أغلب بيانات الفشل تتركز عند الفئة الثانية والثالثة والرابعة ولغرض تحليل البيانات سنستبعد التكرارات الصغيرة جداً والمتمثلة بالفئة الأولى وكذلك نستبعد تكرارت الفئة الأخيرة إذ تكون هذه الفئات متطرفة مقارنة بالفئات الأخرى إذ يصبح حجم العينة بعد البتر (91) مشاهدة.

جدول (3-11) يوضح بعض المؤشرات الأحصائية للعينة الكلية التي تتضمن (95) مشاهدة :

Statistic	Value
Sample Size	95
Range	5.8
Mean	2.3223
Variance	0.6633
Std. Deviation	0.81398
Std. Error of Mean	0.08361
Mode	1.9
Median	2.4
Maximum	5.9

جدول (3-12) يوضح بعض المؤشرات الأحصائية للعينة بعد البتر والتي تتضمن (91) مشاهدة :

Statistic	Value
Sample Size	91
Range	2.3
Mean	2.2945
Variance	0.34164
Std. Deviation	0.5845
Std. Error of Mean	0.06127
Mode	1.9
Median	2.3
Maximum	3.4

عند مقارنة الجدول (3-11) مع الجدول (3-12) نلحظ تأثير البيانات المتطرفة على كافة مؤشرات العينة و كذلك نلحظ أن التباين يصبح أقل بعد استبعاد البيانات المتطرفة من العينة الأصلية .

6-2-3 اختبار حسن المطابقة : Goodness of Fit

و لغرض التأكيد من أن البيانات الحقيقية في جدول (3-10) بعد بتر تكرارات الفئة الاولى والثانية ، تتبع توزيع وييل – باريتو مضاعف البتر أم لا تم إستعمال إختبار Chi-square لحسن المطابقة وحسب الفرضية الآتية:

H_0 :The data have DTWP distribution.

H_1 :The data don't have DTWP distribution.

H_0 : البيانات تتوزع توزيع (وييل – باريتو مضاعف البتر).

H_1 :البيانات لا تتوزع توزيع (وييل – باريتو مضاعف البتر).

سيتم إحتساب قيمة إحصاء χ^2 لإختبار الفرضية آنفاً وحسب الصيغة الآتية:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^n \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} \sim \chi^2_{(k-m-1)} \quad (3-3)$$

إذ أن :

O_i يمثل تكرار المشاهدة

E_i يمثل التكرار المتوقع

إذ تم إحتساب إحصاء χ^2_c في برنامج (MatLab) وبخوارزمية كتبت في البرنامج موضحة في الملحق (c)، وكانت نتائج الاختبار كما في الجدول الآتي :

جدول (3-13) نتائج اختبار حسن المطابقة

Distribution	χ^2_c	P-Value	Decision
DTWP	1.9308	0.16	we don't reject H_0
WP	2.3109	0.13	we don't reject H_0

نلحظ من الجدول(3-13) آنفاً أن قيمة (P – Value) أكبر من (0.05) و لكلا التوزيعين ، إذن لا نرفض فرضية العدم أي أن البيانات الحقيقة تتوزع وفقاً للتوزيع المركب وييل- باريتو مضاعف البتر .

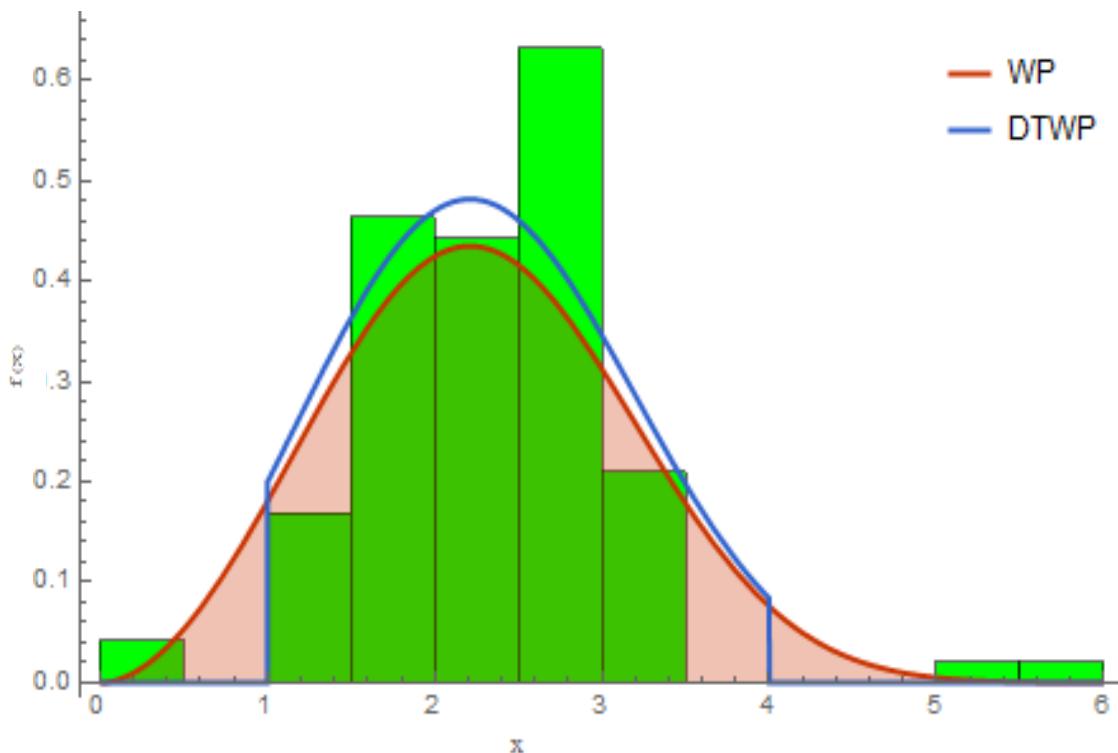
7-2-3 معايير المفاضلة بين التوزيعين .

في هذه المرحلة سنستعمل المعايير الثلاثة التي تم التطرق إليها في الجانب النظري لعرض تحديد التوزيع الأفضل والذي يمثل البيانات أفضل تمثيل بإستعمال برنامج Matlab (موضحة في الملحق (c) إذ كانت النتائج كما في الجدول أدناه .

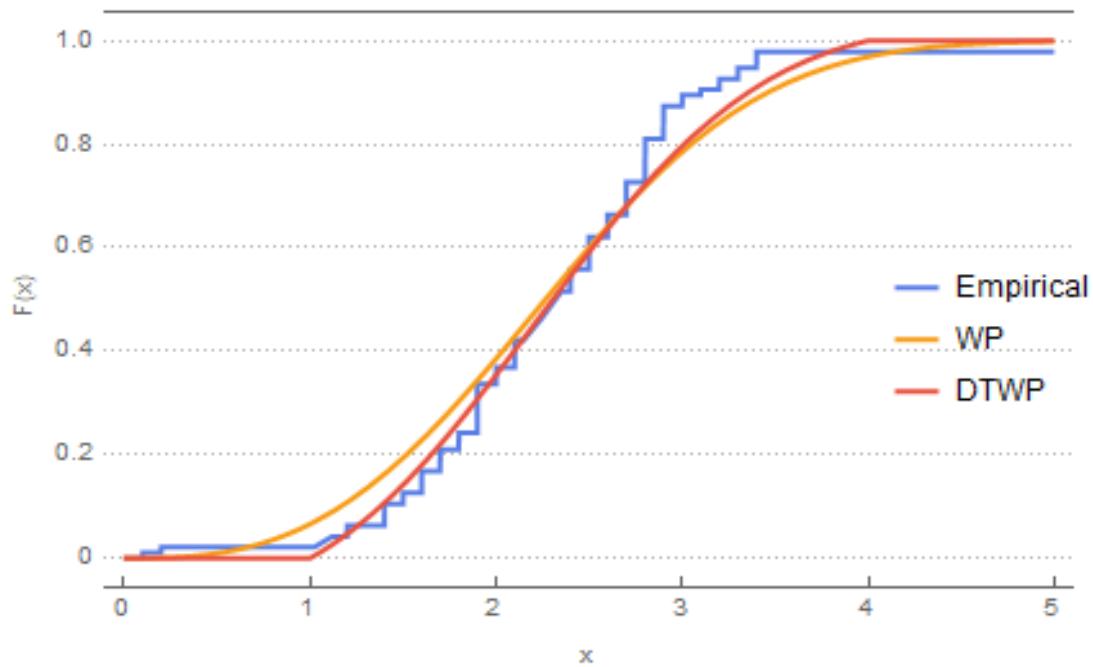
جدول (3-14) يوضح المعايير المستخدمة للمفاضلة بين التوزيعين .

Distribution	Parameters estimation			AIC	AIC_C	BIC
	δ	λ	θ			
DTWP	5.58	4.13	3.86	739.342	739.34	731.729
WP	5.84	2.84	4.80	895.434	895.51	902.967

نلاحظ من الجدول (3-14) أن توزيع ويبل - باريتو مضاغف البتر يمتلك أقل قيمة بالنسبة للمعايير الثلاثة السابقة وبذلك يُعد هو التوزيع الأفضل في تمثيل البيانات المدروسة .



شكل (3-2) يوضح دالة pdf للتوزيع المركب ويل باريتو مضاعف البتر مقارنة مع التوزيع نفسه قبل البتر للبيانات الحقيقية



شكل (3-3) يوضح دالة cdf للتوزيع المركب ويل باريتو مضاعف البتر مقارنة مع التوزيع نفسه قبل البتر للبيانات الحقيقية للبيانات الحقيقة

يظهر من الشكل (3-2) و(3-3) آنفًا أن التوزيع المركب ويل باريتو مضاعف البتر يكون هو الأفضل والأقرب في تمثيل البيانات الحقيقة.

3-2-3 نتائج البيانات التطبيقية .

أظهرت مخرجات الجانب التجريبي أفضليّة طريقة الإمكان الأعظم في التقدير لذا سيتم تقدير معلمات توزيع ويبل-باريتو مضاعف البتر بطريقة (MLE) ومن ثم إستعمال المقدرات الناتجة لاستخراج دالة الإنثروبي العامة الموزونة من الدرجة (α, β) عند فترات بتر مختلفة بإستعمال برنامج (Matlab) الموضح في الملحق (c) إذ كانت النتائج كما في الجداول أدناه .

جدول(3-15) يوضح دالة الإنثروبي العامة الموزونة وقيمة p-value وبعض المعايير الاحصائية للبيانات التطبيقية عند قيم مختلفة من البتر .

truncated		n	p-value	Distribution	AIC	AIC _C	BIC	H _{α, β Real} ^w	H _{α, β Real} ^w
								$\beta = 2$	$\beta = 1.2$
ثبات قيمة t_1	1-2	30	0.09	DTWP	752.523	752.52	744.846	7.5431	0.4274
				WP	918.179	918.26	925.777		
	1-3	81	0.06	DTWP	745.958	745.96	738.313	6.1531	0.4451
				WP	906.781	906.86	914.346		
ثبات قيمة t_2	1-4	91	0.16	DTWP	739.342	739.34	731.729	5.8733	0.6078
				WP	895.434	895.51	902.967		
	1-3	81	0.06	DTWP	745.958	745.96	738.313	6.1531	0.4451
				WP	906.781	906.86	914.346		
	2.5-3	51	0.26	DTWP	943.913	943.91	937.896	8.9819	0.6770
				WP	954.056	954.13	961.685		

نلاحظ من جدول (3-15) ما يأتي

- عندما تكون $2 > \alpha + \beta$ فإن دالة الإنثروبي العامة الموزونة من الدرجة (α, β) تزداد عند تزايد قيمة (t_1) وثبات قيمة (t_2) وتناقص عند تزايد قيمة (t_2) وثبات قيمة (t_1) .
- عندما تكون $2 < \alpha + \beta$ فإن دالة الإنثروبي العامة الموزونة من الدرجة (α, β) تزداد بصورة عامة عند تزايد قيم (t_1) أو (t_2) .

وهذا ينطبق مع خصائص دالة الإنثروبي التي تم ذكرها في الجانب النظري والنتائج التي تم التوصل إليها في الجانب التجريبي من الرسالة .



الفصل الرابع

الإشتراكات والتوصيات

4-1 توطئة:

إستناداً إلى ما تم بحثه في الجانب التجريبي (**Simulation**) والجانب التطبيقي توصل الباحث إلى جملة من الاستنتاجات والتوصيات سيتم ذكرها في هذا الفصل .

4-2 الاستنتاجات (Conclusion):

1- تفوق طريقة الإمكان الأعظم (MLE) لتقدير معلمات التوزيع المركب (ويبيل - باريتو) مضاعف البتر على كافة الطرائق الأخرى وعند جميع فترات البتر وذلك لأنها كانت تقابل أقل مجموع للرتب لمتوسط مربعات الخطأ وخاصة عند حجوم العينات الكبيرة (100-150) وكذلك فإن المؤشر الإحصائي لمتوسط مربعات الخطأ يتناقص تدريجياً بزيادة حجم العينة.

2- أوضحت الرتب الجزئية والكلية المبينة في الجانب التجريبي أن طريقة العزوم في حالة التحيز أفضل من باقي الطرائق عند حجم عينة (15) لأنها تمتلك أقل متوسط مربعات خطأ.

3- تقارب دالة الإنترولي العامة الموزونة من الدرجة (α, β) المقدرة بموجب طريقة الإمكان الأعظم مع دالة الإنترولي الحقيقية بإزدياد حجم العينة ولجميع النماذج المفترضة ولجميع فترات البتر .

4- عندما تكون $\alpha + \beta > 2$ فإن دالة الإنترولي العامة الموزونة من الدرجة (α, β) ترداد عند تزايد قيمة البتر من جهة اليسار والممثلة بالنقطة (t_1) وثبتات قيمة البتر من جهة اليمين والممثلة بالنقطة (t_2) .

5- عندما تكون $\alpha + \beta < 2$ تناقص دالة الإنترولي العامة الموزونة بتزايد قيمة البتر من جهة اليمين والممثلة بالنقطة (t_2) وثبتات قيمة البتر من جهة اليسار والممثلة بالنقطة (t_1)

6- عندما تكون $\alpha + \beta < 2$ فإن دالة الإنترولي العامة الموزونة من الدرجة (α, β) تتزايد بصورة عامة عند تزايد قيم (t_1) أو (t_2) .

7- أظهرت نتائج اختبار أفضل توزيع للبيانات الحقيقية أن التوزيع المركب ويبيل - باريتو مضاعف البتر أفضل في تمثيل البيانات الحقيقية من التوزيع المركب ويبيل- باريتو قبل البتر .

4-3 التوصيات : (Recommendations)

إستناداً إلى ماتوصل اليه الباحث من إستنتاجات نوصي بالآتي:

- 1- إستعمال طريقة الإمكان الأعظم في تقدير معلمات توزيع وبيل -باريتو مضاعف البتر عند حجم العينات الكبيرة ($n > 50$) .
- 2- توسيع نطاق البحث ليشمل أنواع أخرى من الإنتروبي ولاسيما الإنتروبي المتبقية (residual entropy) سواء مع التوزيعات الميتورة أو غير الميتورة لما لها من أهمية في معرفة كمية عدم اليقين المتبقية في النظام ولاسيما عند دراسة المعولية .
- 3- يمكن الإستفادة من الخصائص التي تم التوصل إليها في هذه الرسالة في دراسة بعض المؤشرات الإحصائية المهمة دالة المعولية أو دالة البقاء .
- 4- إستعمال المنهج البيزي في تقدير معلمات التوزيع المركب وبيل -باريتو مضاعف البتر والمقارنة مع الطرائق المستعملة في الرسالة .
- 5- بالإعتماد على خصائص دالة الإنتروبي العامة الموزونة يمكن زيادة دقة التوزيع أو الحصول على توزيع أكثر ملائمة للبيانات عن طريق زيادة فترات البتر .
- 6- اعتماد نتائج الدراسة لدى وزارة الصحة لدراسة أوقات الفشل المتلاحقة لأنظمة أخرى عن طريق إستعمال التوزيع المركب (وبيل -باريتو) مضاعف البتر .

المصادر والمراجع

المراجع:-

القرآن الكريم

المصادر -: The References

اولا : المصادر العربية -: References Arab

١. الامير، ثائرة نجم عبد الله، (2012)، "استعمال بعض النماذج الاحتمالية المنفردة والمركبة المبتورة لتحديد خصائص التعويضات الصحية في شركة التامين العراقية"، رسالة ماجستير في علوم الإحصاء، كلية الادارة والإقتصاد، جامعة بغداد .
٢. بلعوط ، حامد حران ، (2016) "استخدام طرائق دالة الانتروبي وانحدار الحرف في تقدير معلمات انموذج الانحدار الخطي بوجود مشكلة التعدد الخطي "، رسالة ماجستير في علوم الإحصاء، كلية الادارة والإقتصاد، جامعة بغداد.
٣. صالح، أسميل نوري ، (2012)، " بناء توزيع احتمالي لوقت الفشل المستغرق باستعمال تحويل انتروبي لتوزيع Burr Type-XII" رسالة ماجستير في علوم الإحصاء، كلية الادارة والإقتصاد، جامعة بغداد .
٤. العبيدي، رغدة زياد طارق، (2016)، " استعمال الانتروبي مع طرائق اخرى في تقدير دالة بقاء توزيع كاما العام للسكان في العراق" رسالة ماجستير في علوم الإحصاء، كلية الادارة والإقتصاد، جامعة بغداد
٥. مسلم ، باسم شلبيه ، (2013)، " مقارنة مقاييس الارتباط الانتروبي مع بعض المقاييس الشائعة لقياس الارتباط في جداول التوافق من درجة KxK" ، مجلة الكوت للعلوم الاقتصادية والادارية، المجلد ١، العدد ٩ (340-359).
٦. مطر، ظافر رمضان ، واخرون، 2011 (دراسة مقارنة كفاءة عدد من معايير المعلومات في إختيار نماذج السلسل الزمنية من الرتب الدنيا)المجلة العراقية للعلوم الاحصائية 22(100-71).
٧. نعمة ، مهدي وهاب ، (2015)، "بناء توزيع أسي باريتو الموزون مع تطبيق عملي "اطروحة دكتوراه ، كلية الادارة والإقتصاد ،قسم الاحصاء ، جامعة بغداد .

Reference Foreigns :-

ثانياً: المصادر الأجنبية:-

8. Abid, S.H., 2016. "Properties of doubly-truncated Fréchet distribution". American Journal of Applied Mathematics and Statistics, 4(1), pp.9-15.
9. Abu-Zinadah, Hanaa. H., 2014. "Six method of estimations for the shape parameter of exponentiated Gompertz distribution". Applied Mathematical Sciences, 8(88), pp.4349-4359
10. Akomolafe, A.A. and Maradesa, A., 2019. "On the Doubly Truncated Exponential Pareto Distribution". Volume 20. Number 1. May 2019
11. Aljabar, H.A , Kadim,K.A,2020. " Construction Continuous Probability Distribution with Reliability Estimation", thesis , collage of Education for Pure Sciences, University of Babylon, for Pure Sciences
12. Al-Mofleh, H., Afify, A.Z. and Ibrahim, N.A., 2020." A new extended two-parameter distribution: Properties, estimation methods, and applications in medicine and geology".Mathematics, 8(9), p.1578.
13. Amigó, J.M., Balogh, S.G. and Hernández, S., 2018." A brief review of generalized entropies". Entropy, 20(11), p.813.
14. Asadi, M. and Ebrahimi, N., 2000." Residual entropy and its characterizations in terms of hazard function and mean residual life function". Statistics & probability letters, 49(3), pp.263-269.
15. Aydin, D., 2018. "The doubly-truncated exponentiated inverse Weibull distribution". Anadolu Üniversitesi Bilim Ve Teknoloji Dergisi-B Teorik Bilimler, 6(1), pp.55-74.
16. Baig, M.A.K. and Dar, J.G., 2009. "Generalized residual entropy function and its applications". European Journal of Pure and Applied Mathematics, vol, 1,no.(4) pp, (30-40).

- 17.Bhat, B.A. and Baig, M.A.K., 2020. "A New Two Parametric Weighted Generalized Entropy for Lifetime Distributions". *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 18(2), p.17.
- 18.Di Crescenzo, A. and Longobardi, M., 2002. "Entropy-based measure of uncertainty in past lifetime distributions". *Journal of Applied probability*, pp.434-440.
- 19.Di Crescenzo, A. and Longobardi, M., 2007. "On weighted residual and past entropies". arXiv preprint math ,*Scientiae Mathematicae Japonicae Online*, pp679-690.
- 20.Ebrahimi, N., 1996. "How to measure uncertainty in the residual life time distribution". *Sankhyā: The Indian Journal of Statistics, Series A*, pp.48-56.
- 21.Fehr, S. and Berens, S., 2014. "On the conditional Rényi entropy". Master thesis *IEEE Transactions on Information Theory*, 60(11), pp.6801-6810
- 22.Iqbal, M.Z., Arshad, M.Z., Ahmad, M., Ahmad, I., Iqbal, T. and Bhatti, M.A., 2019. "Double Truncated Transmuted Fréchet Distribution": Properties and Applications. *Mathematical Theory and Modeling* Vol.9, No.3,
- 23.Jeevanand, E.S. and Abdul-Sathar, E.I., 2009. "Estimation of residual entropy function for exponential distribution from censored samples". In *ProbStat Forum*. Vol, 02, pp 68-77
- 24.Kundu, C. and Singh, S., 2020. "On generalized interval entropy". *Communications in Statistics-Theory and Methods*, 49(8), pp.1989-2007.
- 25.Macedo, P.F.P., 2013. "Contributions to the theory of maximum entropy estimation for ill-posed models (Doctoral dissertation, Universidade de Aveiro (Portugal)
- 26.Misagh, F. and Yari, G.H., 2011. "On weighted interval entropy". *Statistics & probability letters*, 81(2), pp.188-194.

- 27.Nanda, A.K. and Chowdhury, S., 2021. "Shannon's Entropy and Its Generalisations Towards Statistical Inference in Last Seven Decades". International Statistical Review, 89(1), pp.167-185
- 28.Nanuwong, N. and Bodhisuwan, W., 2014. Length biased beta-pareto distribution and its structural properties with application. Journal of Mathematics and Statistics, 10(1), p.49.
- 29.Nasiru, S. and Luguterah, A., 2015. The new weibull-pareto distribution. Pakistan Journal of Statistics and Operation Research, pp.103-114.
- 30.Nourbakhsh, M. and Yari, G., 2017. Weighted Renyi's entropy for lifetime distributions. Communications in Statistics-Theory and Methods, 46(14), pp.7085-7098.
- 31.Okasha, M.K. and Matter, M.Y., 2015. "On the three-parameter Burr type XII distribution and its application to heavy tailed lifetime data". Journal: Journal of Advances in Mathematics, 10(4), pp.3429-3442.
- 32.Rényi, A., 1961. "On measures of entropy and information". In Proceedings of the Fourth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability, Volume 1: Contributions to the Theory of Statistics. The Regents of the University of California
- 33.Shalaby, O.A., 1993." Bayesian analysis of the parameters of a doubly truncated Weibull distribution". *Microelectronics Reliability*, 33(8), pp.1199-1211.
- 34.Singh, S. and Kundu, C., 2019. "On weighted Renyi's entropy for double-truncated distribution". Communications in Statistics-Theory and Methods, 48(10), pp.2562-2579.
35. Singh, S. and Kundu, C., 2020. "On Weighted Generalized Entropy for Double Truncated Distribution". arXiv preprint arXiv:2004.04267

36. Wingo, D.R., 1988. "Parametric point estimation for a doubly-truncated Weibull distribution". *Microelectronics Reliability*, 28(4), pp.613-617.
37. www.nasainarabic.net/r/a/1007

الملحق

ملحق A جداول المحاكاة الخاصة بطرائق التقدير .

جدول (1) يوضح متوسط مربعات الخطأ (MSE) لجميع طرائق التقدير وعند حجوم العينات

المختلفة لنموذج (A) عند $t_1=1, t_2=5$ ، $\delta = 4$ ، $\lambda = 4$ ، $\theta = 4$

Size	Method	Parameter EST	$\hat{\delta}$	$\hat{\lambda}$	$\hat{\theta}$	Σ Ranks
15	MLE	Parameter	3.30167	4.30727	3.90204	
		MSE	0.31508 ⁽³⁾	0.93678 ⁽³⁾	0.42378 ⁽²⁾	8 ⁽³⁾
	Mom	Parameter	2.37344	6.38165	3.19395	
		MSE	0.8059 ⁽⁴⁾	0.68401 ⁽⁴⁾	0.92753 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	3.92300	3.69346	4.15348	
		MSE	0.05119 ⁽²⁾	0.88076 ⁽²⁾	0.44679 ⁽³⁾	7 ⁽²⁾
30	MomLB	Parameter	4.07958	3.91333	3.67992	
		MSE	0.01321 ⁽¹⁾	0.01566 ⁽¹⁾	0.21369 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	MLE	Parameter	3.87814	4.64737	3.76539	
		MSE	0.16927 ⁽³⁾	0.04176 ⁽²⁾	0.15683 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾
	Mom	Parameter	2.80851	6.22035	3.37110	
		MSE	0.83429 ⁽⁴⁾	0.51518 ⁽⁴⁾	0.74601 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
50	Per	Parameter	3.98330	4.31891	4.01963	
		MSE	0.01287 ⁽²⁾	0.04637 ⁽³⁾	0.20799 ⁽³⁾	8 ⁽³⁾
	MomLB	Parameter	4.04476	3.95131	3.82037	
		MSE	0.00514 ⁽¹⁾	0.00609 ⁽¹⁾	0.08282 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	MLE	Parameter	4.06812	3.92594	3.72692	
		MSE	0.00555 ⁽¹⁾	0.00656 ⁽¹⁾	0.08927 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
100	Mom	Parameter	4.08387	6.70575	3.47588	
		MSE	0.7993 ⁽⁴⁾	0.86766 ⁽⁴⁾	0.44659 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	3.95043	3.92604	4.12586	
		MSE	0.01516 ⁽²⁾	0.79840 ⁽³⁾	0.16360 ⁽³⁾	8 ⁽³⁾
	MomLB	Parameter	3.79814	4.02913	3.93831	
		MSE	0.40592 ⁽³⁾	0.11565 ⁽²⁾	0.09734 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾
150	MLE	Parameter	4.05782	3.93715	3.76833	
		MSE	0.00381 ⁽¹⁾	0.00451 ⁽¹⁾	0.06123 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	2.67721	6.51355	3.27793	
		MSE	0.86985 ⁽⁴⁾	0.73769 ⁽⁴⁾	0.70016 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	3.94602	3.83314	4.17343	
		MSE	0.01040 ⁽²⁾	0.23429 ⁽³⁾	0.10578 ⁽³⁾	8 ⁽³⁾
	MomLB	Parameter	3.98966	4.17025	3.98817	
		MSE	0.33058 ⁽³⁾	0.13345 ⁽²⁾	0.08551 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾

الملحق (A)

جدول (2) يوضح متوسط مربعات الخطأ (MSE) لجميع طرائق التقدير وعند حجوم العينات المختلفة لنموذج (B) ($t_1=1, t_2=5$) عند فترة البتر الاولى ($\delta = 2.5, \lambda = 4.5, \theta = 3.5$)

Size	Method	Parameter EST	$\hat{\delta}$	$\hat{\lambda}$	$\hat{\theta}$	Σ Ranks
15	MLE	Parameter	2.26779	5.01871	3.37879	
		MSE	0.60941 ⁽³⁾	0.49805 ⁽³⁾	0.19375 ⁽³⁾	9 ⁽³⁾
	Mom	Parameter	1.61039	6.20239	3.08374	
		MSE	0.6922 ⁽⁴⁾	0.47358 ⁽⁴⁾	0.38176 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	2.46445	4.33173	3.55452	
		MSE	0.01408 ⁽²⁾	0.09392 ⁽²⁾	0.011017 ⁽²⁾	6 ⁽²⁾
	MomlB	Parameter	2.56645	4.47452	3.28567	
		MSE	0.00704 ⁽¹⁾	0.00104 ⁽¹⁾	0.07334 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
30	MLE	Parameter	2.35513	4.80962	3.37595	
		MSE	0.22491 ⁽³⁾	0.05668 ⁽²⁾	0.04414 ⁽¹⁾	6 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	1.45078	6.11194	3.05430	
		MSE	0.36338 ⁽⁴⁾	0.8653 ⁽⁴⁾	0.26917 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	2.54146	4.48411	3.64691	
		MSE	0.00433 ⁽¹⁾	0.00064 ⁽¹⁾	0.18061 ⁽³⁾	5 ⁽³⁾
	MomlB	Parameter	2.42575	4.49357	3.36638	
		MSE	0.03738 ⁽²⁾	0.52893 ⁽³⁾	0.04497 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾
50	MLE	Parameter	2.56181	4.47632	3.48607	
		MSE	0.00492 ⁽¹⁾	0.00072 ⁽¹⁾	0.04204 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	2.96091	6.53151	3.18401	
		MSE	0.8704 ⁽⁴⁾	0.61225 ⁽⁴⁾	0.38620 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	2.47448	4.48383	3.54886	
		MSE	0.00790 ⁽²⁾	0.87388 ⁽³⁾	0.06338 ⁽³⁾	8 ⁽³⁾
	MomlB	Parameter	2.27041	4.81477	3.30090	
		MSE	0.15061 ⁽³⁾	0.31752 ⁽²⁾	0.05106 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾
100	MLE	Parameter	2.47217	4.47698	3.57808	
		MSE	0.00262 ⁽¹⁾	0.00055 ⁽¹⁾	0.02136 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	2.40260	6.34628	3.22323	
		MSE	0.57955 ⁽⁴⁾	0.74500 ⁽⁴⁾	0.29933 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	2.12300	4.48341	3.54711	
		MSE	0.08220 ⁽³⁾	0.01612 ⁽³⁾	0.03004 ⁽³⁾	9 ⁽³⁾
	MomlB	Parameter	2.48160	4.69535	3.36058	
		MSE	0.00346 ⁽²⁾	0.00598 ⁽²⁾	0.02266 ⁽²⁾	6 ⁽²⁾
150	MLE	Parameter	2.54332	4.68247	3.49803	
		MSE	0.00219 ⁽¹⁾	0.00032 ⁽¹⁾	0.01525 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	2.77710	6.25410	3.22532	
		MSE	0.0821 ⁽⁴⁾	0.55946 ⁽⁴⁾	0.38861 ⁽³⁾	11 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	2.48675	4.29215	3.49542	
		MSE	0.09146 ⁽³⁾	0.31071 ⁽³⁾	0.02255 ⁽²⁾	8 ^(2.5)
	MomlB	Parameter	2.56012	4.52949	3.30647	
		MSE	0.00375 ⁽²⁾	0.14280 ⁽²⁾	0.03887 ⁽⁴⁾	8 ^(2.5)

الملحق (A)

جدول (3) يوضح متوسط مربعات الخطأ (MSE) لجميع طرائق التقدير وعند حجوم العينات المختلفة لنموذج (C) ($t_1=1, t_2=5$). $\delta = 4, \lambda = 5, \theta = 4$.

Size	Method	Parameter EST	$\hat{\delta}$	$\hat{\lambda}$	$\hat{\theta}$	Σ Ranks
15	MLE	Parameter	2.64245	7.02127	3.59530	
		MSE	0.51723 ⁽³⁾	0.46029 ⁽²⁾	0.23265 ⁽³⁾	8 ⁽³⁾
	Mom	Parameter	4.07896	7.37796	3.80250	
		MSE	0.090583 ⁽⁴⁾	0.96636 ⁽⁴⁾	0.26340 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	3.98537	5.88159	4.03416	
		MSE	0.00809 ⁽²⁾	0.85091 ⁽³⁾	0.17092 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾
30	MomlB	Parameter	4.01061	4.98962	3.94668	
		MSE	0.00213 ⁽¹⁾	0.00203 ⁽¹⁾	0.05333 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	MLE	Parameter	3.22353	6.03226	3.74760	
		MSE	0.49532 ⁽⁴⁾	0.39714 ⁽³⁾	0.21587 ⁽³⁾	10 ⁽³⁾
	Mom	Parameter	4.90315	7.97452	4.10231	
		MSE	0.2074 ⁽³⁾	0.90728 ⁽⁴⁾	0.09292 ⁽²⁾	9 ⁽⁴⁾
50	Per	Parameter	3.97087	5.56052	4.03096	
		MSE	0.02408 ⁽²⁾	0.09059 ⁽²⁾	0.23292 ⁽⁴⁾	8 ⁽²⁾
	MomlB	Parameter	4.02712	4.97352	3.86424	
		MSE	0.00121 ⁽¹⁾	0.00115 ⁽¹⁾	0.03026 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	MLE	Parameter	4.03764	4.96324	3.93899	
		MSE	0.00161 ⁽¹⁾	0.00154 ⁽¹⁾	0.03856 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
100	Mom	Parameter	6.01558	7.74606	3.83054	
		MSE	0.85675 ⁽⁴⁾	0.80899 ⁽⁴⁾	0.18439 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	3.95428	4.76199	4.18228	
		MSE	0.00565 ⁽²⁾	0.92720 ⁽³⁾	0.10480 ⁽³⁾	8 ⁽³⁾
	MomlB	Parameter	3.76812	5.27169	4.04649	
		MSE	0.41357 ⁽³⁾	0.44557 ⁽²⁾	0.06362 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾
150	MLE	Parameter	4.03219	4.96479	3.83886	
		MSE	0.00144 ⁽¹⁾	0.00145 ⁽¹⁾	0.03604 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	7.53831	7.48615	4.04371	
		MSE	0.8068 ⁽⁴⁾	0.77546 ⁽⁴⁾	0.28239 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	3.97172	4.81525	4.11349	
		MSE	0.00451 ⁽²⁾	0.68451 ⁽³⁾	0.09528 ⁽³⁾	8 ⁽³⁾
	MomlB	Parameter	4.10411	5.29284	3.81158	
		MSE	0.32638 ⁽³⁾	0.20671 ⁽²⁾	0.04048 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾

الملحق (A)

جدول (4) يوضح متوسط مربعات الخطأ (MSE) لجميع طرائق التقدير و عند حجوم العينات المختلفة لانموذج (D) ($t_1=1, t_2=5$). $\delta = 6, \lambda = 4, \theta = 4$

Size	Method	Parameter EST	$\hat{\delta}$	$\hat{\lambda}$	$\hat{\theta}$	Σ Ranks
15	MLE	Parameter	6.05933	4.36847	4.03621	
		MSE	0.25567 ⁽³⁾	0.68491 ⁽³⁾	0.37613 ⁽²⁾	8 ⁽³⁾
	Mom	Parameter	5.87080	7.11769	3.20593	
		MSE	0.9118 ⁽⁴⁾	0.72229 ⁽⁴⁾	0.98954 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	5.81401	4.27450	4.33976	
		MSE	0.14567 ⁽²⁾	0.32425 ⁽²⁾	0.48655 ⁽³⁾	7 ⁽²⁾
30	MomlB	Parameter	6.04847	3.89135	3.70788	
		MSE	0.00465 ⁽¹⁾	0.02340 ⁽¹⁾	0.16938 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	MLE	Parameter	6.09334	4.02509	3.85970	
		MSE	0.08783 ⁽³⁾	0.39238 ⁽²⁾	0.38456 ⁽³⁾	8 ⁽³⁾
	Mom	Parameter	4.74314	6.93157	3.16879	
		MSE	0.91079 ⁽⁴⁾	0.90231 ⁽⁴⁾	0.80139 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
50	Per	Parameter	6.00990	3.84878	3.86891	
		MSE	0.00735 ⁽¹⁾	0.03003 ⁽¹⁾	0.24314 ⁽²⁾	4 ⁽¹⁾
	MomlB	Parameter	5.85765	4.05226	3.59356	
		MSE	0.05630 ⁽²⁾	0.43442 ⁽³⁾	0.21726 ⁽¹⁾	6 ⁽²⁾
	MLE	Parameter	6.06747	3.99263	3.70834	
		MSE	0.000597 ⁽¹⁾	0.04806 ⁽¹⁾	0.09226 ⁽²⁾	4 ⁽¹⁾
100	Mom	Parameter	5.05277	6.85205	3.31062	
		MSE	0.72191 ⁽⁴⁾	0.81829 ⁽⁴⁾	0.55131 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	5.97770	3.99871	4.07763	
		MSE	0.00448 ⁽²⁾	0.06940 ⁽²⁾	0.19207 ⁽³⁾	7 ^(2.5)
	MomlB	Parameter	5.23886	4.30794	3.72662	
		MSE	0.70259 ⁽³⁾	0.26738 ⁽³⁾	0.07234 ⁽¹⁾	7 ^(2.5)
150	MLE	Parameter	6.04852	3.89136	3.72908	
		MSE	0.00255 ⁽¹⁾	0.01280 ⁽²⁾	0.01450 ⁽¹⁾	4 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	2.66818	6.55127	3.00798	
		MSE	0.80538 ⁽⁴⁾	0.72237 ⁽⁴⁾	0.11859 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	5.98223	3.95500	4.07066	
		MSE	0.00321 ⁽³⁾	0.030962 ⁽³⁾	0.03052 ⁽³⁾	9 ⁽³⁾
	MomlB	Parameter	6.04214	3.90567	4.02197	
		MSE	0.00287 ⁽²⁾	0.00939 ⁽¹⁾	0.02526 ⁽²⁾	5 ⁽²⁾

الملحق (A)

جدول (5) يوضح متوسط مربعات الخطأ (MSE) لجميع طرائق التقدير وعند حجوم العينات المختلفة لنموذج (E) ($t_1=1, t_2=5$) .
 $\delta = 5, \lambda = 6, \theta = 3$

Size	Method	Parameter EST	$\hat{\delta}$	$\hat{\lambda}$	$\hat{\theta}$	Σ Ranks
15	MLE	Parameter	3.729530	7.804224	2.708358	
		MSE	0.39211 ⁽³⁾	0.636257 ⁽³⁾	0.222106 ⁽⁴⁾	10 ^(3.5)
	Mom	Parameter	3.896302	7.899112	2.755718	
		MSE	0.79096 ⁽⁴⁾	0.64696 ⁽⁴⁾	0.090826 ⁽²⁾	10 ^(3.5)
	Per	Parameter	4.998959	6.469584	2.964774	
		MSE	0.00113 ⁽²⁾	0.303059 ⁽²⁾	0.102061 ⁽³⁾	7 ⁽²⁾
30	MomlB	Parameter	5.013586	5.982543	2.863773	
		MSE	0.00057 ⁽¹⁾	0.000947 ⁽¹⁾	0.057592 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	MLE	Parameter	5.47028	5.73720	3.08749	
		MSE	0.01165 ⁽³⁾	0.051023 ⁽²⁾	0.05836 ⁽²⁾	7 ⁽³⁾
	Mom	Parameter	7.12153	7.51544	2.94574	
		MSE	0.87461 ⁽⁴⁾	0.51298 ⁽⁴⁾	0.11344 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
50	Per	Parameter	4.98018	5.98280	3.13696	
		MSE	0.00215 ⁽²⁾	0.00037 ⁽¹⁾	0.11197 ⁽³⁾	6 ⁽²⁾
	MomlB	Parameter	5.01339	5.38051	2.86600	
		MSE	0.00022 ⁽¹⁾	0.26177 ⁽³⁾	0.02224 ⁽¹⁾	5 ⁽¹⁾
	MLE	Parameter	5.01193	5.98468	2.89435	
		MSE	0.00016 ⁽¹⁾	0.00026 ⁽¹⁾	0.01461 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
100	Mom	Parameter	6.87520	7.88073	2.93486	
		MSE	0.89032 ⁽⁴⁾	0.80988 ⁽³⁾	0.12349 ⁽⁴⁾	11 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	4.99351	6.14884	3.04861	
		MSE	0.00044 ⁽²⁾	0.98863 ⁽⁴⁾	0.04099 ⁽²⁾	8 ^(2.5)
	MomlB	Parameter	4.72152	6.47609	2.97482	
		MSE	0.23716 ⁽³⁾	042877 ⁽²⁾	0.05742 ⁽³⁾	8 ^(2.5)
150	MLE	Parameter	5.01056	5.98644	3.00537	
		MSE	0.00015 ⁽¹⁾	0.00024 ⁽¹⁾	0.00900 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	5.05527	7.45720	2.91199	
		MSE	0.83946 ⁽³⁾	0.80710 ⁽⁴⁾	0.08236 ⁽⁴⁾	11 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	4.99123	5.76407	3.07931	
		MSE	0.00042 ⁽²⁾	0.61632 ⁽³⁾	0.03536 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾
	MomlB	Parameter	5.071137	6.02889	3.02462	
		MSE	0.90833 ⁽⁴⁾	0.55502 ⁽²⁾	0.03917 ⁽³⁾	9 ⁽³⁾

الملحق (A)

جدول (6) يوضح متوسط مربعات الخطأ (MSE) لجميع طرائق التقدير وعند حجوم العينات المختلفة لنموذج (F) ($t_1=1, t_2=5$) .
 $\delta = 8, \lambda = 7, \theta = 5$

Size	Method	Parameter EST	$\hat{\delta}$	$\hat{\lambda}$	$\hat{\theta}$	Σ Ranks
15	MLE	Parameter	7.24874	7.75311	4.74972	
		MSE	0.91171⁽⁴⁾	0.57142⁽³⁾	0.25632⁽³⁾	10⁽³⁾
	Mom	Parameter	8.64588	9.61253	4.66354	
		MSE	0.23148⁽³⁾	0.62027⁽⁴⁾	0.26039⁽⁴⁾	11⁽⁴⁾
30	Per	Parameter	8.00536	7.49391	4.86371	
		MSE	0.00194⁽²⁾	0.18040⁽²⁾	0.24083⁽²⁾	6⁽²⁾
	MomlB	Parameter	8.02018	6.95186	4.77360	
		MSE	0.00071⁽¹⁾	0.00405⁽¹⁾	0.08955⁽¹⁾	3⁽¹⁾
50	MLE	Parameter	7.26195	7.51955	4.73067	
		MSE	0.87249⁽³⁾	0.27357⁽²⁾	0.22280⁽³⁾	8⁽³⁾
	Mom	Parameter	5.56235	9.33510	4.45191	
		MSE	0.95602⁽⁴⁾	0.96743⁽⁴⁾	0.37368⁽⁴⁾	12⁽⁴⁾
100	Per	Parameter	8.01368	7.26969	4.83056	
		MSE	0.00081⁽²⁾	0.94620⁽³⁾	0.10146⁽²⁾	7⁽²⁾
	MomlB	Parameter	8.02275	6.94574	4.74491	
		MSE	0.00067⁽¹⁾	0.00383⁽¹⁾	0.08465⁽¹⁾	3⁽¹⁾
150	MLE	Parameter	8.01103	6.97369	4.98134	
		MSE	0.00020⁽¹⁾	0.00113⁽¹⁾	0.01797⁽¹⁾	3⁽¹⁾
	Mom	Parameter	5.16790	9.30392	4.57118	
		MSE	0.64950⁽⁴⁾	0.97803⁽⁴⁾	0.30893⁽⁴⁾	12⁽⁴⁾
100	Per	Parameter	7.99930	7.53110	4.99621	
		MSE	0.00024⁽²⁾	0.13928⁽²⁾	0.02020⁽²⁾	6⁽²⁾
	MomlB	Parameter	7.07227	7.82966	4.87073	
		MSE	0.48538⁽³⁾	0.90634⁽³⁾	0.07181⁽³⁾	9⁽³⁾
150	MLE	Parameter	8.00351	6.99162	4.96061	
		MSE	0.00013⁽¹⁾	0.00076⁽¹⁾	0.01683⁽¹⁾	3⁽¹⁾
	Mom	Parameter	6.09950	9.23232	4.60809	
		MSE	0.66384⁽⁴⁾	0.927839⁽⁴⁾	0.25914⁽⁴⁾	12⁽⁴⁾
100	Per	Parameter	7.98202	6.67544	5.16805	
		MSE	0.00104⁽²⁾	0.08133⁽²⁾	0.10015⁽³⁾	7⁽²⁾
	MomlB	Parameter	7.87216	7.08732	4.87634	
		MSE	0.37962⁽³⁾	0.15361⁽³⁾	0.02497⁽²⁾	8⁽³⁾
150	MLE	Parameter	8.00847	6.97980	4.90508	
		MSE	0.00009⁽¹⁾	0.00052⁽¹⁾	0.01146⁽¹⁾	3⁽¹⁾
	Mom	Parameter	6.00756	9.55730	4.82539	
		MSE	0.63386⁽⁴⁾	0.93949⁽⁴⁾	0.24715⁽⁴⁾	12⁽⁴⁾
100	Per	Parameter	7.99354	7.08148	5.06149	
		MSE	0.00041⁽²⁾	0.72894⁽³⁾	0.04899⁽³⁾	8⁽³⁾
	MomlB	Parameter	7.61619	7.27732	4.94552	
		MSE	0.56526⁽³⁾	0.26251⁽²⁾	0.01802⁽²⁾	7⁽²⁾

الملحق (A)

جدول (7) يوضح متوسط مربعات الخطأ (MSE) لجميع طرائق التقدير وعند حجوم العينات المختلفة لنموذج (A) عند فترة البتر الثانية $(t_1=2, t_2=5)$. $\delta=4, \beta=4, \theta=4$.

Size	Method	Parameter EST	$\hat{\delta}$	$\hat{\lambda}$	$\hat{\theta}$	Σ Ranks
15	MLE	Parameter	3.43899	4.67291	3.80092	
		MSE	0.33346 ⁽³⁾	0.86165 ⁽³⁾	0.63661 ⁽³⁾	9 ⁽³⁾
	Mom	Parameter	3.27181	6.25514	3.45958	
		MSE	0.81937 ⁽⁴⁾	0.97597 ⁽⁴⁾	0.44703 ⁽²⁾	10 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	4.05868	4.14854	4.30878	
		MSE	0.00453 ⁽¹⁾	0.09317 ⁽²⁾	0.83761 ⁽⁴⁾	7 ⁽²⁾
	MomlB	Parameter	3.80289	3.93621	3.76482	
		MSE	0.19244 ⁽²⁾	0.00535 ⁽¹⁾	0.07274 ⁽¹⁾	4 ⁽¹⁾
30	MLE	Parameter	3.15001	4.73983	4.03621	
		MSE	0.16669 ⁽⁴⁾	0.80648 ⁽²⁾	0.05136 ⁽²⁾	8 ^(2.5)
	Mom	Parameter	3.94094	6.77992	3.53338	
		MSE	0.02792 ⁽³⁾	0.82025 ⁽⁴⁾	0.35997 ⁽⁴⁾	11 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	4.00283	4.51618	3.95274	
		MSE	0.00701 ⁽²⁾	0.37329 ⁽³⁾	0.01338 ⁽³⁾	8 ^(2.5)
	MomlB	Parameter	4.05229	3.94315	3.79034	
		MSE	0.00488 ⁽¹⁾	0.00577 ⁽¹⁾	0.07844 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
50	MLE	Parameter	4.06565	3.92864	3.80587	
		MSE	0.00452 ⁽¹⁾	0.00534 ⁽¹⁾	0.04388 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	3.49001	7.33840	3.50307	
		MSE	0.80758 ⁽⁴⁾	0.9628 ⁽⁴⁾	0.32462 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	3.96093	4.12952	4.10821	
		MSE	0.01301 ⁽²⁾	0.87558 ⁽³⁾	0.16983 ⁽³⁾	8 ⁽³⁾
	MomlB	Parameter	3.88593	4.20400	4.01909	
		MSE	0.07978 ⁽³⁾	0.35932 ⁽²⁾	0.13972 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾
100	MLE	Parameter	4.06466	3.92972	3.66584	
		MSE	0.00441 ⁽¹⁾	0.00521 ⁽¹⁾	0.01709 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	2.26989	6.38435	3.30879	
		MSE	0.45443 ⁽⁴⁾	0.63900 ⁽⁴⁾	0.53084 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	3.93573	3.69493	4.20186	
		MSE	0.01115 ⁽²⁾	0.30972 ⁽³⁾	0.11306 ⁽³⁾	8 ⁽³⁾
	MomlB	Parameter	4.05611	3.98461	3.73695	
		MSE	0.26671 ⁽³⁾	0.09028 ⁽²⁾	0.07257 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾
150	MLE	Parameter	4.04847	3.94733	3.96265	
		MSE	0.00273 ⁽¹⁾	0.00323 ⁽¹⁾	0.00503 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	3.89075	6.93925	3.40473	
		MSE	0.0343 ⁽⁴⁾	0.91434 ⁽⁴⁾	0.50991 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	3.95203	3.78377	4.15965	
		MSE	0.00853 ⁽²⁾	0.35117 ⁽³⁾	0.01023 ⁽³⁾	8 ⁽³⁾
	MomlB	Parameter	3.91132	4.06458	3.74094	
		MSE	0.02260 ⁽³⁾	0.00726 ⁽²⁾	0.07077 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾

الملحق (A)

جدول (8) يوضح متوسط مربعات الخطأ (MSE) لجميع طرائق التقدير وعند حجوم العينات المختلفة لنموذج (B) عند فترة البتر الثانية ($t_1=2, t_2=5$) . $\delta = 2.5, \lambda = 4.5, \theta = 3.5$

Size	Method	Parameter EST	$\hat{\delta}$	$\hat{\lambda}$	$\hat{\theta}$	Σ Ranks
15	MLE	Parameter	2.35819	4.63601	3.44219	
		MSE	0.72611 ⁽³⁾	0.63702 ⁽⁴⁾	0.14113 ⁽³⁾	10 ^(3.5)
	Mom	Parameter	1.66834	6.24918	3.13171	
		MSE	0.22742 ⁽⁴⁾	0.28217 ⁽²⁾	0.19998 ⁽⁴⁾	10 ^(3.5)
	Per	Parameter	2.42696	4.70401	3.31712	
		MSE	0.03674 ⁽²⁾	0.33748 ⁽³⁾	0.08785 ⁽¹⁾	6 ⁽²⁾
	MomlB	Parameter	2.55663	4.47826	3.61000	
		MSE	0.00843 ⁽¹⁾	0.00124 ⁽¹⁾	0.14046 ⁽²⁾	4 ⁽¹⁾
30	MLE	Parameter	2.50810	5.11443	3.52858	
		MSE	0.40625 ⁽³⁾	0.45788 ⁽³⁾	0.09731 ⁽³⁾	9 ⁽³⁾
	Mom	Parameter	2.09929	6.13127	2.94252	
		MSE	0.2790 ⁽⁴⁾	0.80816 ⁽⁴⁾	0.55036 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	2.47914	4.35858	3.54654	
		MSE	0.01107 ⁽²⁾	0.05867 ⁽²⁾	0.01028 ⁽¹⁾	5 ⁽²⁾
	MomlB	Parameter	2.55814	4.47771	3.31260	
		MSE	0.00564 ⁽¹⁾	0.00083 ⁽¹⁾	0.05864 ⁽²⁾	4 ⁽¹⁾
50	MLE	Parameter	2.47706	4.47320	3.53962	
		MSE	0.00446 ⁽¹⁾	0.00078 ⁽¹⁾	0.04206 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	2.69000	6.18304	3.35808	
		MSE	0.73570 ⁽⁴⁾	0.65989 ⁽⁴⁾	0.16828 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	2.44500	4.06110	3.64953	
		MSE	0.00772 ⁽²⁾	0.57007 ⁽³⁾	0.06107 ⁽³⁾	8 ⁽³⁾
	MomlB	Parameter	2.57152	4.44911	3.31468	
		MSE	0.13673 ⁽³⁾	0.19819 ⁽²⁾	0.04235 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾
100	MLE	Parameter	2.55755	4.47795	3.49946	
		MSE	0.00408 ⁽¹⁾	0.00060 ⁽¹⁾	0.03818 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	3.30159	6.20381	3.39930	
		MSE	0.2591 ⁽⁴⁾	0.87401 ⁽⁴⁾	0.24721 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	2.47054	4.29931	3.57733	
		MSE	0.00527 ⁽²⁾	0.50760 ⁽³⁾	0.04050 ⁽³⁾	8 ⁽³⁾
	MomlB	Parameter	2.47360	4.57164	3.30370	
		MSE	0.09860 ⁽³⁾	0.16213 ⁽²⁾	0.03998 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾
150	MLE	Parameter	2.56098	4.47665	3.48322	
		MSE	0.00386 ⁽¹⁾	0.00057 ⁽¹⁾	0.01924 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	1.87579	6.03212	3.13387	
		MSE	0.94161 ⁽⁴⁾	0.49189 ⁽⁴⁾	0.25861 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	2.51376	4.19634	3.56200	
		MSE	0.07570 ⁽³⁾	0.37501 ⁽³⁾	0.04189 ⁽²⁾	8 ⁽³⁾
		Parameter	2.56994	4.45558	3.27475	
		MSE	0.00532 ⁽²⁾	0.14278 ⁽²⁾	0.05524 ⁽³⁾	7 ⁽²⁾

الملحق (A)

جدول (9) يوضح متوسط مربعات الخطأ (MSE) لجميع طرائق التقدير وعند حجوم العينات المختلفة لنموذج (C) ($t_1=2, t_2=5$) .
 $\delta = 4, \lambda = 5, \theta = 4$ عند فترة البتر الثانية.

Size	Method	Parameter EST	$\hat{\delta}$	$\hat{\lambda}$	$\hat{\theta}$	Σ Ranks
15	MLE	Parameter	3.88942	5.19336	4.15766	
		MSE	0.87515 ⁽⁴⁾	0.74460 ⁽²⁾	0.35631 ⁽⁴⁾	10 ⁽⁴⁾
	Mom	Parameter	4.25200	7.54921	3.68454	
		MSE	0.69984 ⁽³⁾	0.94737 ⁽⁴⁾	0.16170 ⁽²⁾	9 ⁽³⁾
	Per	Parameter	3.92645	4.35781	4.16542	
		MSE	0.02973 ⁽²⁾	0.91741 ⁽³⁾	0.27109 ⁽³⁾	8 ⁽²⁾
30	MomlB	Parameter	4.05877	4.94257	3.70524	
		MSE	0.00553 ⁽¹⁾	0.00528 ⁽¹⁾	0.13918 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	MLE	Parameter	4.60120	4.69300	3.92167	
		MSE	0.76932 ⁽³⁾	0.49352 ⁽²⁾	0.14604 ⁽³⁾	8 ⁽³⁾
	Mom	Parameter	6.40014	7.82619	3.76278	
		MSE	0.82120 ⁽⁴⁾	0.97108 ⁽⁴⁾	0.24111 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
50	Per	Parameter	4.04836	4.95277	3.75777	
		MSE	0.00306 ⁽¹⁾	0.00292 ⁽¹⁾	0.07689 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	MomlB	Parameter	3.95950	4.58119	4.13586	
		MSE	0.00827 ⁽²⁾	0.87754 ⁽³⁾	0.13921 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾
	MLE	Parameter	4.03487	4.96595	3.82998	
		MSE	0.00160 ⁽¹⁾	0.00153 ⁽¹⁾	0.03475 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
100	Mom	Parameter	6.90310	7.99836	3.90468	
		MSE	0.85781 ⁽⁴⁾	0.96394 ⁽⁴⁾	0.11312 ⁽³⁾	11 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	3.94566	4.92425	4.16724	
		MSE	0.02636 ⁽²⁾	0.09917 ⁽²⁾	0.32777 ⁽⁴⁾	8 ^(2.5)
	MomlB	Parameter	3.79617	5.21444	3.93888	
		MSE	0.36680 ⁽³⁾	0.29174 ⁽³⁾	0.05066 ⁽²⁾	8 ^(2.5)
150	MLE	Parameter	4.03397	4.96683	3.98757	
		MSE	0.00139 ⁽¹⁾	0.00132 ⁽¹⁾	0.02445 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	6.79985	7.49936	3.92055	
		MSE	0.86179 ⁽⁴⁾	0.94015 ⁽⁴⁾	0.31433 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	3.99320	5.09296	4.01348	
		MSE	0.00211 ⁽²⁾	0.59112 ⁽³⁾	0.05277 ⁽³⁾	8 ⁽³⁾
150	MomlB	Parameter	3.95462	5.08861	3.82543	
		MSE	0.10235 ⁽³⁾	0.08396 ⁽²⁾	0.04017 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾
	MLE	Parameter	4.03354	4.96725	4.00891	
		MSE	0.00137 ⁽¹⁾	0.00130 ⁽¹⁾	0.01040 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	4.85975	7.35037	3.76696	
		MSE	0.8886 ⁽⁴⁾	0.69653 ⁽⁴⁾	0.25122 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	3.96602	4.71241	4.15235	
		MSE	0.00228 ⁽²⁾	0.32525 ⁽³⁾	0.04898 ⁽³⁾	8 ⁽³⁾
	MomlB	Parameter	3.98427	5.04103	3.83212	
		MSE	0.04704 ⁽³⁾	0.04671 ⁽²⁾	0.03422 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾

جدول (10) يوضح متوسط مربعات الخطأ (MSE) لجميع طرائق التقدير و عند حجوم العينات المختلفة لـ الموديل (D) .
 عند فترة البتة الثانية $t_1=2, t_2=5$. $\delta = 6, \lambda = 4, \theta = 4$

Size	Method	Parameter EST	$\hat{\delta}$	$\hat{\lambda}$	$\hat{\theta}$	Σ Ranks
15	MLE	Parameter	5.73268	4.12820	3.93756	
		MSE	0.88107 ⁽⁴⁾	0.01747 ⁽²⁾	0.10716 ⁽³⁾	9 ⁽³⁾
	Mom	Parameter	4.76093	6.64220	3.25310	
		MSE	0.49685 ⁽³⁾	0.76869 ⁽⁴⁾	0.69742 ⁽⁴⁾	11 ⁽⁴⁾
30	Per	Parameter	5.84753	3.82909	4.46137	
		MSE	0.09441 ⁽²⁾	0.56982 ⁽³⁾	0.07774 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾
	MomlB	Parameter	6.03916	3.91228	3.76439	
		MSE	0.00270 ⁽¹⁾	0.01355 ⁽¹⁾	0.09782 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
50	MLE	Parameter	6.26286	3.97349	4.09882	
		MSE	0.48159 ⁽³⁾	0.01277 ⁽²⁾	0.20094 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾
	Mom	Parameter	4.56744	6.89590	3.14882	
		MSE	0.61869 ⁽⁴⁾	0.91720 ⁽⁴⁾	0.89386 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	6.04135	3.90741	3.75144	
		MSE	0.00222 ⁽¹⁾	0.01115 ⁽¹⁾	0.08040 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
100	MomlB	Parameter	5.89203	3.83321	4.36828	
		MSE	0.04401 ⁽²⁾	0.32116 ⁽³⁾	0.83245 ⁽³⁾	8 ⁽³⁾
	MLE	Parameter	6.04128	3.89120	3.75189	
		MSE	0.00217 ⁽¹⁾	0.01260 ⁽¹⁾	0.07857 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	3.21306	6.88846	3.15891	
		MSE	0.93923 ⁽⁴⁾	0.871418 ⁽⁴⁾	0.75289 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	5.96352	3.81789	4.16383	
		MSE	0.00553 ⁽²⁾	0.28476 ⁽³⁾	0.13409 ⁽³⁾	8 ⁽³⁾
	MomlB	Parameter	5.99271	4.04294	4.00429	
		MSE	0.63534 ⁽³⁾	0.09638 ⁽²⁾	0.07971 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾
150	MLE	Parameter	6.04859	3.90758	3.70793	
		MSE	0.00251 ⁽¹⁾	0.01090 ⁽¹⁾	0.09082 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	5.97909	7.31378	3.29985	
		MSE	0.50291 ⁽⁴⁾	0.61865 ⁽³⁾	0.58682 ⁽⁴⁾	11 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	5.89299	3.57364	4.41884	
		MSE	0.03845 ⁽²⁾	0.66288 ⁽⁴⁾	0.56494 ⁽³⁾	9 ⁽³⁾
	MomlB	Parameter	5.81081	4.07307	3.91120	
		MSE	0.10888 ⁽³⁾	0.13939 ⁽²⁾	0.13077 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾
	MLE	Parameter	5.99911	3.91579	4.03061	
		MSE	0.00137 ⁽¹⁾	0.00832 ⁽¹⁾	0.03038 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	5.37001	6.55943	3.42354	
		MSE	0.98739 ⁽⁴⁾	0.68607 ⁽⁴⁾	0.47419 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	6.01453	4.06987	3.99455	
		MSE	0.20092 ⁽³⁾	0.11196 ⁽³⁾	0.04917 ⁽²⁾	8 ⁽³⁾
	MomlB	Parameter	6.03762	4.02344	3.77397	
		MSE	0.00166 ⁽²⁾	0.02724 ⁽²⁾	0.05995 ⁽³⁾	7 ⁽²⁾

الملحق (A)

جدول (11) يوضح متوسط مربعات الخطأ (MSE) لجميع طرائق التقدير و عند حجوم العينات المختلفة لـ الموديل (E) .
 $t_1=2, t_2=5$ عند فترة البتر الثانية $\delta = 5, \lambda = 6, \theta = 3$

Size	Method	Parameter EST	$\hat{\delta}$	$\hat{\lambda}$	$\hat{\theta}$	Σ Ranks
15	MLE	Parameter	4.64584	6.40359	3.01813	
		MSE	0.50756 ⁽³⁾	0.97092 ⁽³⁾	0.09793 ⁽²⁾	8 ^(2.5)
	Mom	Parameter	5.96099	7.73441	2.99132	
		MSE	0.80162 ⁽⁴⁾	0.88863 ⁽⁴⁾	0.13058 ⁽³⁾	11 ⁽⁴⁾
30	Per	Parameter	4.95253	5.60859	3.33686	
		MSE	0.00646 ⁽²⁾	0.55966 ⁽²⁾	0.28387 ⁽⁴⁾	8 ^(2.5)
	MomlB	Parameter	5.00036	5.99953	2.99631	
		MSE	0.00010 ⁽¹⁾	0.00017 ⁽¹⁾	0.01025 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
50	MLE	Parameter	4.67596	6.93843	2.94194	
		MSE	0.15302 ⁽³⁾	0.49902 ⁽²⁾	0.03494 ⁽³⁾	8 ⁽³⁾
	Mom	Parameter	4.66557	7.39090	2.83799	
		MSE	0.73856 ⁽⁴⁾	0.87862 ⁽⁴⁾	0.14233 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	4.99244	5.81104	3.06508	
		MSE	0.00032 ⁽²⁾	0.70374 ⁽³⁾	0.02618 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾
	MomlB	Parameter	5.01021	5.98688	2.89777	
		MSE	0.00021 ⁽¹⁾	0.00035 ⁽¹⁾	0.02104 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
100	MLE	Parameter	5.01055	5.98645	2.89436	
		MSE	0.00021 ⁽¹⁾	0.00035 ⁽¹⁾	0.02105 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	3.33681	7.63416	2.79050	
		MSE	0.80819 ⁽⁴⁾	0.76947 ⁽⁴⁾	0.05682 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	4.97996	5.33077	3.16907	
		MSE	0.00064 ⁽²⁾	0.14859 ⁽²⁾	0.04292 ⁽³⁾	7 ⁽²⁾
	MomlB	Parameter	5.29808	5.90499	3.07322	
		MSE	0.09887 ⁽³⁾	0.57910 ⁽³⁾	0.03786 ⁽²⁾	8 ⁽³⁾
150	MLE	Parameter	5.01117	5.98565	2.89432	
		MSE	0.00015 ⁽¹⁾	0.00023 ⁽¹⁾	0.01361 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	2.26566	7.33452	2.64583	
		MSE	0.84977 ⁽⁴⁾	0.92301 ⁽⁴⁾	0.18540 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	4.99625	5.91061	3.03543	
		MSE	0.00018 ⁽²⁾	0.37092 ⁽³⁾	0.01451 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾
	MomlB	Parameter	4.92619	6.09471	2.98588	
		MSE	0.33222 ⁽³⁾	0.22878 ⁽²⁾	0.01662 ⁽³⁾	8 ⁽³⁾

الملحق (A)

جدول (12) يوضح متوسط مربعات الخطأ (MSE) لجميع طرائق التقدير و عند حجم العينات المختلفة لـ الموديل (F) ($t_1=2, t_2=5$) .
 $\delta = 8, \lambda = 7, \theta = 5$

Size	Method	Parameter EST	$\hat{\delta}$	$\hat{\lambda}$	$\hat{\theta}$	Σ Ranks
15	MLE	Parameter	8.19838	7.35724	5.06438	
		MSE	0.05377 ⁽³⁾	0.55826 ⁽³⁾	0.22173 ⁽⁴⁾	10 ⁽³⁾
	Mom	Parameter	9.97144	9.43018	4.78260	
		MSE	0.74826 ⁽⁴⁾	0.912187 ⁽⁴⁾	0.20490 ⁽³⁾	11 ⁽⁴⁾
30	Per	Parameter	7.97972	6.48890	5.18743	
		MSE	0.00169 ⁽²⁾	0.24182 ⁽²⁾	0.18856 ⁽²⁾	6 ⁽²⁾
	MomlB	Parameter	8.00916	6.97816	4.89720	
		MSE	0.00053 ⁽¹⁾	0.00303 ⁽¹⁾	0.06691 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
50	MLE	Parameter	7.98178	7.13029	5.03098	
		MSE	0.02692 ⁽³⁾	0.34569 ⁽³⁾	0.17585 ⁽²⁾	8 ⁽³⁾
	Mom	Parameter	9.90787	9.58245	4.82147	
		MSE	0.85269 ⁽⁴⁾	0.56224 ⁽⁴⁾	0.21958 ⁽³⁾	11 ⁽⁴⁾
100	Per	Parameter	8.01162	6.97228	5.49176	
		MSE	0.00026 ⁽¹⁾	0.00146 ⁽¹⁾	0.66911 ⁽⁴⁾	6 ⁽²⁾
	MomlB	Parameter	7.93295	6.11619	4.86973	
		MSE	0.01355 ⁽²⁾	0.21392 ⁽²⁾	0.03219 ⁽¹⁾	5 ⁽¹⁾
150	MLE	Parameter	8.01199	6.97140	4.86558	
		MSE	0.00025 ⁽¹⁾	0.00144 ⁽¹⁾	0.03187 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	8.28107	10.16622	4.65679	
		MSE	0.52259 ⁽⁴⁾	0.85054 ⁽⁴⁾	0.20274 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	7.96890	6.29116	5.29030	
		MSE	0.00197 ⁽²⁾	0.44603 ⁽²⁾	0.17097 ⁽³⁾	7 ⁽²⁾
	MomlB	Parameter	7.63795	7.28477	4.92632	
		MSE	0.35926 ⁽³⁾	0.65116 ⁽³⁾	0.03939 ⁽²⁾	8 ⁽³⁾
150	MLE	Parameter	8.01415	6.96626	4.90835	
		MSE	0.00022 ⁽¹⁾	0.00127 ⁽¹⁾	0.02679 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	7.31293	9.56058	4.66430	
		MSE	0.87251 ⁽⁴⁾	0.719807 ⁽⁴⁾	0.22557 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	7.99271	6.82413	5.05976	
		MSE	0.00062 ⁽²⁾	0.51400 ⁽³⁾	0.06327 ⁽³⁾	8 ⁽³⁾
	MomlB	Parameter	7.68223	7.17122	4.84146	
		MSE	0.45476 ⁽³⁾	0.17606 ⁽²⁾	0.02804 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾

الملحق (A)

جدول (13) يوضح متوسط مربعات الخطأ (MSE) لجميع طرائق التقدير و عند حجوم العينات المختلفة لإنموذج (A) ($t_1=2, t_2=10$) $\delta=4, \beta=4, \theta=4$

Size	Method	Parameter EST	$\hat{\delta}$	$\hat{\lambda}$	$\hat{\theta}$	Σ Ranks
15	MLE	Parameter	3.70108	6.38165	3.36769	
		MSE	0.45632 ⁽²⁾	0.97089 ⁽⁴⁾	0.68530 ⁽³⁾	9 ⁽³⁾
	Mom	Parameter	1.95853	6.43728	3.22272	
		MSE	0.75825 ⁽⁴⁾	0.93869 ⁽³⁾	0.82846 ⁽⁴⁾	11 ⁽⁴⁾
30	Per	Parameter	3.95993	5.14431	3.88372	
		MSE	0.06719 ⁽¹⁾	0.63563 ⁽²⁾	0.20795 ⁽²⁾	5 ^(1.5)
	MomlB	Parameter	2.40055	3.95239	3.82410	
		MSE	0.74307 ⁽³⁾	0.01030 ⁽¹⁾	0.14057 ⁽¹⁾	5 ^(1.5)
50	MLE	Parameter	4.04370	4.15612	3.76819	
		MSE	0.00868 ⁽¹⁾	0.19229 ⁽²⁾	0.16105 ⁽²⁾	5 ⁽²⁾
	Mom	Parameter	3.57599	7.05828	3.45620	
		MSE	0.5317 ⁽⁴⁾	0.9495 ⁽⁴⁾	0.51982 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	4.08433	3.90827	3.66158	
		MSE	0.00921 ⁽²⁾	0.01091 ⁽¹⁾	0.14862 ⁽¹⁾	4 ⁽¹⁾
100	MomlB	Parameter	3.97477	4.14556	3.98358	
		MSE	0.02131 ⁽³⁾	0.49201 ⁽³⁾	0.24503 ⁽³⁾	9 ⁽³⁾
	MLE	Parameter	4.08565	3.90685	3.79412	
		MSE	0.00837 ⁽¹⁾	0.00990 ⁽¹⁾	0.11618 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	3.72926	6.55890	3.45630	
		MSE	0.63419 ⁽⁴⁾	0.78288 ⁽⁴⁾	0.42051 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	4.00742	4.18754	3.90283	
		MSE	0.01678 ⁽²⁾	0.68084 ⁽³⁾	0.21370 ⁽³⁾	8 ⁽³⁾
	MomlB	Parameter	3.67002	4.19725	3.65644	
		MSE	0.45344 ⁽³⁾	0.16548 ⁽²⁾	0.13473 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾
150	MLE	Parameter	4.07134	3.92245	3.73740	
		MSE	0.00542 ⁽¹⁾	0.00640 ⁽¹⁾	0.07370 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	2.57988	6.42697	3.40708	
		MSE	0.41617 ⁽⁴⁾	0.94978 ⁽⁴⁾	0.42041 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	3.92023	3.63141	4.25248	
		MSE	0.01454 ⁽²⁾	0.40332 ⁽³⁾	0.15081 ⁽³⁾	8 ⁽³⁾
	MomlB	Parameter	4.20050	3.91671	4.09912	
		MSE	0.41147 ⁽³⁾	0.10289 ⁽²⁾	0.09186 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾

الملحق (A)

جدول (14) يوضح متوسط مربعات الخطأ (MSE) لجميع طرائق التقدير و عند حجوم العينات المختلفة لإتموذ (B) . ($t_1=2, t_2=10$) . $\delta = 2.5, \lambda = 4.5, \theta = 3.5$

Size	Method ⁸	Parameter EST	$\hat{\delta}$	$\hat{\lambda}$	$\hat{\theta}$	Σ Ranks
15	MLE	Parameter	1.90327	4.87868	3.27752	
		MSE	0.79976 ⁽³⁾	0.052294 ⁽²⁾	0.22240 ⁽³⁾	8 ⁽³⁾
	Mom	Parameter	1.61028	6.49330	3.08611	
		MSE	0.96574 ⁽⁴⁾	0.856001 ⁽⁴⁾	0.29265 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
30	Per	Parameter	2.45235	5.10903	3.55560	
		MSE	0.02263 ⁽²⁾	0.62587 ⁽³⁾	0.12111 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾
	MomlB	Parameter	2.53776	4.48551	3.37816	
		MSE	0.00582 ⁽¹⁾	0.00086 ⁽¹⁾	0.06045 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
50	MLE	Parameter	2.73689	5.87037	3.54866	
		MSE	0.48179 ⁽³⁾	0.406154 ⁽³⁾	0.05794 ⁽¹⁾	7 ^(2.5)
	Mom	Parameter	3.55626	6.64561	3.36173	
		MSE	0.9327 ⁽⁴⁾	0.90384 ⁽⁴⁾	0.16901 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
100	Per	Parameter	2.47775	4.38872	3.48652	
		MSE	0.01590 ⁽²⁾	0.02786 ⁽²⁾	0.12401 ⁽³⁾	7 ^(2.5)
	MomlB	Parameter	2.58503	4.46736	3.22535	
		MSE	0.01160 ⁽¹⁾	0.00171 ⁽¹⁾	0.12130 ⁽²⁾	4 ⁽¹⁾
150	MLE	Parameter	2.48144	4.47218	3.40831	
		MSE	0.00443 ⁽¹⁾	0.00083 ⁽¹⁾	0.03166 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	1.98075	6.09053	2.97385	
		MSE	0.58786 ⁽⁴⁾	0.90513 ⁽⁴⁾	0.41447 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
100	Per	Parameter	2.46139	4.59042	3.61374	
		MSE	0.00455 ⁽²⁾	0.39327 ⁽²⁾	0.04511 ⁽³⁾	7 ^(2.5)
	MomlB	Parameter	2.32260	4.33001	3.50491	
		MSE	0.16798 ⁽³⁾	0.52125 ⁽³⁾	0.03486 ⁽²⁾	7 ^(2.5)
150	MLE	Parameter	2.48405	4.47450	3.43377	
		MSE	0.00328 ⁽¹⁾	0.00069 ⁽¹⁾	0.01566 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	2.92662	7.06654	3.23522	
		MSE	0.06871 ⁽⁴⁾	0.727539 ⁽⁴⁾	0.24668 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
150	Per	Parameter	2.53319	4.19398	3.54862	
		MSE	0.004965 ⁽³⁾	0.31219 ⁽³⁾	0.03754 ⁽²⁾	7 ^(2.5)
	MomlB	Parameter	2.57260	4.43010	3.26616	
		MSE	0.00565 ⁽²⁾	0.10787 ⁽²⁾	0.05867 ⁽³⁾	7 ^(2.5)

الملحق (A)

جدول (15) يوضح متوسط مربعات الخطأ (MSE) لجميع طرائق التقدير و عند حجوم العينات المختلفة لإنموذج (C) ($t_1=2, t_2=10$) .
 $\delta = 4, \lambda = 5, \theta = 4$

Size	Method	Parameter EST	$\hat{\delta}$	$\hat{\lambda}$	$\hat{\theta}$	Σ Ranks
15	MLE	Parameter	4.11629	5.85814	4.03253	
		MSE	0.41935 ⁽³⁾	0.839553 ⁽²⁾	0.64788 ⁽⁴⁾	9 ^(3.5)
	Mom	Parameter	6.01044	8.08099	3.82577	
		MSE	0.920996 ⁽⁴⁾	0.999404 ⁽³⁾	0.10379 ⁽¹⁾	8 ⁽²⁾
	Per	Parameter	3.85667	4.69189	4.21380	
		MSE	0.10863 ⁽²⁾	0.323871 ⁽⁴⁾	0.36641 ⁽³⁾	9 ^(3.5)
	MomlB	Parameter	4.05416	4.94706	3.72820	
		MSE	0.00609 ⁽¹⁾	0.00581 ⁽¹⁾	0.15325 ⁽²⁾	4 ⁽¹⁾
30	MLE	Parameter	3.56525	5.53542	3.75706	
		MSE	0.39075 ⁽³⁾	0.39225 ⁽²⁾	0.16009 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾
	Mom	Parameter	7.23258	7.74747	3.86094	
		MSE	0.6488 ⁽⁴⁾	0.82947 ⁽⁴⁾	0.16788 ⁽³⁾	11 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	3.94132	4.80034	4.16018	
		MSE	0.01720 ⁽²⁾	0.59708 ⁽³⁾	0.24488 ⁽⁴⁾	9 ⁽³⁾
	MomlB	Parameter	4.05339	4.94785	3.73245	
		MSE	0.00393 ⁽¹⁾	0.00375 ⁽¹⁾	0.09882 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
50	MLE	Parameter	4.04722	4.95389	3.86358	
		MSE	0.00243 ⁽¹⁾	0.00231 ⁽¹⁾	0.03094 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	3.93938	7.78624	3.69952	
		MSE	0.61389 ⁽⁴⁾	0.81019 ⁽⁴⁾	0.22867 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	3.96161	4.89765	4.16913	
		MSE	0.00481 ⁽²⁾	0.79379 ⁽²⁾	0.09991 ⁽³⁾	7 ⁽²⁾
	MomlB	Parameter	3.73157	5.33293	3.76356	
		MSE	0.41788 ⁽³⁾	0.46047 ⁽³⁾	0.06086 ⁽²⁾	8 ⁽³⁾
100	MLE	Parameter	4.03452	4.96629	3.99703	
		MSE	0.00130 ⁽¹⁾	0.00124 ⁽¹⁾	0.03011 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	6.75337	7.91463	3.86472	
		MSE	0.8399 ⁽⁴⁾	0.90331 ⁽⁴⁾	0.07835 ⁽³⁾	11 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	3.99676	4.98986	3.98554	
		MSE	0.00453 ⁽²⁾	0.57905 ⁽³⁾	0.08870 ⁽⁴⁾	9 ⁽³⁾
	MomlB	Parameter	3.94503	5.07511	3.94183	
		MSE	0.23827 ⁽³⁾	0.16673 ⁽²⁾	0.06387 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾
150	MLE	Parameter	4.02725	4.97339	3.94124	
		MSE	0.00123 ⁽¹⁾	0.00118 ⁽¹⁾	0.01724 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	5.11287	7.35043	3.85392	
		MSE	0.7950 ⁽⁴⁾	0.74116 ⁽⁴⁾	0.17848 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	3.97725	4.93677	4.08325	
		MSE	0.00351 ⁽²⁾	0.60625 ⁽³⁾	0.06068 ⁽³⁾	8 ⁽³⁾
	MomlB	Parameter	3.96059	4.99469	3.82722	
		MSE	0.06315 ⁽³⁾	0.05162 ⁽²⁾	0.03248 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾

جدول (16) يوضح متوسط مربعات الخطأ (MSE) لجميع طرائق التقدير و عند حجوم العينات المختلفة لنموذج (D) ($t_1=2, t_2=10$) عند فترة البتر الثالثة ($\delta = 6, \lambda = 4, \theta = 4$)

Size	Method	Parameter EST	$\hat{\delta}$	$\hat{\lambda}$	$\hat{\theta}$	Σ Ranks
15	MLE	Parameter	5.40748	4.78300	3.77321	
		MSE	0.40533 ⁽²⁾	0.92963 ⁽³⁾	0.83559 ⁽²⁾	7 ^(2.5)
	Mom	Parameter	7.09389	6.85969	3.13014	
		MSE	0.75549 ⁽⁴⁾	0.953371 ⁽⁴⁾	0.62551 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
30	Per	Parameter	5.61381	3.43805	4.81978	
		MSE	0.44727 ⁽³⁾	0.02439 ⁽¹⁾	0.51739 ⁽³⁾	7 ^(2.5)
	MomlB	Parameter	6.06464	3.85504	3.61007	
		MSE	0.00748 ⁽¹⁾	0.03761 ⁽²⁾	0.27233 ⁽¹⁾	4 ⁽¹⁾
50	MLE	Parameter	6.43066	4.14466	4.21989	
		MSE	0.84770 ⁽³⁾	0.70023 ⁽³⁾	0.08761 ⁽²⁾	8 ⁽³⁾
	Mom	Parameter	5.01108	6.82424	3.37176	
		MSE	0.94467 ⁽⁴⁾	0.863831 ⁽⁴⁾	0.55412 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
100	Per	Parameter	6.03871	3.91334	3.76737	
		MSE	0.00194 ⁽¹⁾	0.00973 ⁽¹⁾	0.07015 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	MomlB	Parameter	5.98836	4.08027	3.97428	
		MSE	0.01404 ⁽²⁾	0.49486 ⁽²⁾	0.28042 ⁽³⁾	7 ⁽²⁾
150	MLE	Parameter	6.04438	3.90063	3.73323	
		MSE	0.00230 ⁽¹⁾	0.01152 ⁽¹⁾	0.08306 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	3.83719	6.92429	3.15765	
		MSE	0.26120 ⁽⁴⁾	0.95185 ⁽⁴⁾	0.78477 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
100	Per	Parameter	5.95355	3.96053	4.13399	
		MSE	0.02511 ⁽²⁾	0.48607 ⁽³⁾	0.43920 ⁽³⁾	8 ⁽³⁾
	MomlB	Parameter	5.80225	4.14272	3.93561	
		MSE	0.20626 ⁽³⁾	0.26547 ⁽²⁾	0.25807 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾
150	MLE	Parameter	6.04586	3.89732	3.72435	
		MSE	0.00235 ⁽¹⁾	0.01180 ⁽¹⁾	0.08505 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	5.71065	7.30416	3.25566	
		MSE	0.44784 ⁽⁴⁾	0.74642 ⁽⁴⁾	0.65249 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
150	Per	Parameter	5.98536	3.98756	4.04333	
		MSE	0.00481 ⁽²⁾	0.32060 ⁽³⁾	0.14416 ⁽³⁾	8 ⁽³⁾
	MomlB	Parameter	5.77940	4.11099	3.90389	
		MSE	0.73356 ⁽³⁾	0.12813 ⁽²⁾	0.09119 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾

الملحق (A)

جدول (17) يوضح متوسط مربعات الخطأ (MSE) لجميع طرائق التقدير و عند حجوم العينات المختلفة لـ الموديل (E) (t₁=2,t₂=10) عند فترة البتر الثالثة (δ = 5, λ = 6, θ = 3).

Size	Method	Parameter EST	$\hat{\delta}$	$\hat{\lambda}$	$\hat{\theta}$	Σ Ranks
15	MLE	Parameter	5.16279	8.60312	2.71726	
		MSE	0.89769 ⁽³⁾	0.86656 ⁽⁴⁾	0.28085 ⁽⁴⁾	11 ⁽⁴⁾
	Mom	Parameter	6.02613	8.03570	2.79141	
		MSE	0.92089 ⁽⁴⁾	0.81126 ⁽³⁾	0.17747 ⁽³⁾	10 ⁽³⁾
	Per	Parameter	4.99800	6.86857	2.96376	
		MSE	0.00200 ⁽²⁾	0.10416 ⁽²⁾	0.13696 ⁽²⁾	6 ⁽²⁾
30	MomlB	Parameter	5.00921	5.98817	2.90770	
		MSE	0.00037 ⁽¹⁾	0.00061 ⁽¹⁾	0.03679 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	MLE	Parameter	3.56068	6.13588	3.05410	
		MSE	0.70222 ⁽⁴⁾	0.19806 ⁽²⁾	0.09950 ⁽²⁾	8 ^(2.5)
	Mom	Parameter	4.64985	7.60620	2.87819	
		MSE	0.15339 ⁽³⁾	0.95972 ⁽⁴⁾	0.12802 ⁽⁴⁾	11 ⁽⁴⁾
50	Per	Parameter	4.98060	5.69877	3.14372	
		MSE	0.00174 ⁽²⁾	0.89669 ⁽³⁾	0.11877 ⁽³⁾	8 ^(2.5)
	MomlB	Parameter	5.00963	5.98762	2.90351	
		MSE	0.00024 ⁽¹⁾	0.00040 ⁽¹⁾	0.02450 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	MLE	Parameter	5.01303	5.98340	2.92846	
		MSE	0.00018 ⁽¹⁾	0.00032 ⁽¹⁾	0.01919 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
100	Mom	Parameter	4.15707	7.53667	2.81575	
		MSE	0.93404 ⁽⁴⁾	0.91482 ⁽⁴⁾	0.08258 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	5.00168	6.08062	2.97721	
		MSE	0.00020 ⁽²⁾	0.58908 ⁽²⁾	0.01875 ⁽²⁾	6 ⁽²⁾
	MomlB	Parameter	4.73543	6.31218	2.87069	
		MSE	0.87822 ⁽³⁾	0.88780 ⁽³⁾	0.04277 ⁽³⁾	9 ⁽³⁾
150	MLE	Parameter	5.01292	5.98327	3.00391	
		MSE	0.00019 ⁽¹⁾	0.00031 ⁽¹⁾	0.01590 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	3.41213	7.74004	2.78152	
		MSE	0.70861 ⁽⁴⁾	0.96194 ⁽⁴⁾	0.07330 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	4.98062	5.27466	3.16370	
		MSE	0.00073 ⁽²⁾	0.84683 ⁽³⁾	0.05294 ⁽³⁾	8 ⁽³⁾
	MomlB	Parameter	5.07103	5.92553	2.86963	
		MSE	0.37192 ⁽³⁾	0.21606 ⁽²⁾	0.01883 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾

الملحق (A)

جدول (18) يوضح متوسط مربعات الخطأ (MSE) لجميع طرائق التقدير و عند حجوم العينات المختلفة لنموذج (F) ($t_1=2, t_2=10$) .
 $\delta = 8, \lambda = 7, \theta = 5$

Size	Method	Parameter EST	$\hat{\delta}$	$\hat{\lambda}$	$\hat{\theta}$	Σ Ranks
15	MLE	Parameter	7.26072	7.68337	4.68287	
		MSE	0.64578 ⁽³⁾	0.89553 ⁽³⁾	0.68154 ⁽⁴⁾	10 ⁽³⁾
	Mom	Parameter	9.61129	10.00191	4.64091	
		MSE	0.85663 ⁽⁴⁾	0.955357 ⁽⁴⁾	0.53744 ⁽³⁾	11 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	7.90762	6.11864	5.49849	
		MSE	0.03487 ⁽²⁾	0.57968 ⁽²⁾	0.11346 ⁽¹⁾	5 ⁽²⁾
30	MomlB	Parameter	8.01834	6.95622	4.79375	
		MSE	0.00148 ⁽¹⁾	0.00844 ⁽¹⁾	0.18708 ⁽²⁾	4 ⁽¹⁾
	MLE	Parameter	6.75403	8.40539	4.86136	
		MSE	0.88125 ⁽⁴⁾	0.61796 ⁽³⁾	0.12482 ⁽²⁾	9 ⁽³⁾
	Mom	Parameter	8.10159	9.50709	4.73411	
		MSE	0.59134 ⁽³⁾	0.89231 ⁽⁴⁾	0.14638 ⁽⁴⁾	11 ⁽⁴⁾
50	Per	Parameter	7.98110	6.82989	5.15310	
		MSE	0.00183 ⁽²⁾	0.31822 ⁽²⁾	0.14000 ⁽³⁾	7 ⁽²⁾
	MomlB	Parameter	8.00929	6.97785	4.89588	
		MSE	0.00022 ⁽¹⁾	0.00127 ⁽¹⁾	0.02805 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	MLE	Parameter	7.98916	6.96620	5.10716	
		MSE	0.00050 ⁽²⁾	0.00163 ⁽¹⁾	0.05170 ⁽²⁾	5 ⁽²⁾
100	Mom	Parameter	7.99154	9.31884	4.71277	
		MSE	0.00153 ⁽³⁾	0.81744 ⁽⁴⁾	0.16365 ⁽⁴⁾	11 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	8.01417	7.46666	4.84114	
		MSE	0.00029 ⁽¹⁾	0.55351 ⁽²⁾	0.03596 ⁽¹⁾	4 ⁽¹⁾
	MomlB	Parameter	7.56358	6.64020	4.88450	
		MSE	0.14757 ⁽⁴⁾	0.63142 ⁽³⁾	0.12767 ⁽³⁾	10 ⁽³⁾
150	MLE	Parameter	8.01588	6.96212	4.82198	
		MSE	0.00028 ⁽¹⁾	0.00158 ⁽¹⁾	0.03482 ⁽¹⁾	3 ⁽¹⁾
	Mom	Parameter	5.84090	9.36016	4.44863	
		MSE	0.08315 ⁽⁴⁾	0.830128 ⁽⁴⁾	0.38185 ⁽⁴⁾	12 ⁽⁴⁾
	Per	Parameter	7.98404	6.53699	5.13095	
		MSE	0.00168 ⁽²⁾	0.66496 ⁽³⁾	0.12140 ⁽³⁾	8 ⁽³⁾
	MomlB	Parameter	8.15936	6.93068	5.00296	
		MSE	0.02622 ⁽³⁾	0.35755 ⁽²⁾	0.05256 ⁽²⁾	7 ⁽²⁾

الملحق (B)

```
%%%%%% drawing functions of DTWPD
Distribution%%%%%
clc;
clear;
eta1=[1.5 1.5 1.1];
Lemda1=[2 2.3 2.1];
theta1=[3 3.1 3.2];
t1=0.2;
t2=5;
%%%%% pdf function of DTWPD Distribution%%%%%
x=t1:0.01: t2;
figure(1)
for j=1:3
eta=eta1(j); Lemda=Lemda1(j); theta=theta1(j);
pdf=((eta.*Lemda./theta) .* (x./theta).^(Lemda-1).*exp(-
eta.*((x./theta.....).^Lemda))./(exp(-
eta.*((t1./theta).^Lemda))-exp(-
eta.*((t2./theta).^Lemda)));
hold all
a=plot(x,pdf);
grid on;
if j==1
set(a,'color','black','linewidth',2)
end
if j==2
set(a,'color','blue','linewidth',2)
end
if j==3
set(a,'color','r','linewidth',2)
end
end
xlabel('x');
ylabel('f(x)');
title('pdf of of DTWPD Distribution')
legend('eta=1.5 Lemda=2 theta=3','eta=1.5 Lemda=2.3
theta=3.1','eta=1.1 Lemda=2.1 theta=3.2')
%%%%% cdf function of DTWPD Distribution%%%%%
figure(2)
for j=1:3
eta=eta1(j); Lemda=Lemda1(j); theta=theta1(j);
cdf=exp(-eta.*((t1./theta).^Lemda))-exp(-
eta.*((x./theta).^Lemda))./(exp(-eta.....
* ((t1./theta).^Lemda))-(exp(-eta.....
* ((t2./theta).^Lemda)))
hold all
a=plot(x,cdf);
grid on;
if j==1
set(a,'color','black','linewidth',2)
end
```

```

if j==2
set(a,'color','blue','linewidth',2)
end
if j==3
set(a,'color','r','linewidth',2)
end
end
xlabel('x');
ylabel('F(x)');
title('cdf of DTWP Distribution')
legend('eta=1.5 Lemda=2 theta=3','eta=1.5 Lemda=2.3
theta=3.1','eta=1.1 Lemda=2.1 theta=3.2')
%%%%%% Reliability function of DTWP Distribution %%%%
figure(3)
for j=1:3
eta=eta1(j);Lemda=Lemda1(j);theta=theta1(j);
R=1-(exp(-eta.*((t1./theta).^Lemda))-exp(
eta.*((x./theta).^Lemda))./((exp(-eta.....
.*((t1./theta).^Lemda))-(exp(-eta.....
*((t2./theta).^Lemda))))));
hold all
a=plot(x,R);
grid on;
if j==1
set(a,'color','black','linewidth',2)
end
if j==2
set(a,'color','blue','linewidth',2)
end
if j==3
set(a,'color','r','linewidth',2)
end
end
xlabel('x');
ylabel('R(x)');
title('Reliability function of DTWP Distribution')
legend('eta=1.5 Lemda=2 theta=3','eta=1.5 Lemda=2.3
theta=3.1','eta=1.1 Lemda=2.1 theta=3.2')
%%%%% mode of DTWP Distribution %%%
figure(4)
eta1=[1.5 1.9 1.1];
Lemda1=[1.5 1.5 2.1];
theta1=[3 2.5 3.2];
t1=0.3;
t2=1.1;
for j=1:3
eta=eta1(j);Lemda=Lemda1(j);theta=theta1(j);
pdf=((eta.*Lemda./theta)./theta).*((x./theta).^(Lemda-
1).*exp(-eta.*((x./theta).....
.^Lemda))./((exp(-eta.*((t1./theta).^Lemda))-exp(
eta.*((t2./theta).^Lemda))));

```

```

hold all
a=plot(x,pdf);
grid on;
if j==1
set(a,'color','black','linewidth',2)
mod1=theta.*(((Lemda-1)./(Lemda.*eta)).^(1./Lemda));
end
if j==2
set(a,'color','blue','linewidth',2)
mod2=theta.*(((Lemda-1)./(Lemda.*eta)).^(1./Lemda));
end
if j==3
set(a,'color','r','linewidth',2)
mod3=theta.*(((Lemda-1)./(Lemda.*eta)).^(1./Lemda));
end
end
xlabel('x');
ylabel('y=f(x)');
title('mode of DTWPD Distribution')
legend('eta=1.5 Lemda=1.5 theta=3','eta=1.9 Lemda=1.5
theta=2.5','eta=1.1 Lemda=2.1 theta=3.2')
%%%%%The coefficients of variation of EWF
Distribution%%%%%
figure(5)
eta=[1:0.1:10];
Lemda=[1:0.1:10];
theta=[1:0.1:10];
t1=0.1;
t2=1.1;
for i=1:2
m=((theta./((exp(-eta.*((t1./theta).^Lemda))-exp(
-eta.*((t2./theta).^Lemda)))).....
.*eta.^((1./Lemda)).*((gammainc(((1+Lemda)./Lemda),(eta.*((t1
./theta).....
.^Lemda))-...
gammainc(((1+Lemda)./Lemda),(eta.*((t2./theta).^Lemda))));;
cv=real((sqrt(theta.^((2-i)./((exp(
-eta.*((t1./theta).^Lemda))-exp(-eta.....
.*((t2./theta).^Lemda))).*eta.^((2./Lemda)-
(i./Lemda)).*(2./factorial(i).....
.*((factorial(2-i)).*(((-m).^i))).*(gammainc(((2-
i+Lemda)./Lemda),(eta.....
.*((t1./theta).^Lemda))-gammainc(((2-
i+Lemda)./Lemda),(eta.*((t2./theta).....
.^Lemda))))./((theta./((exp(
-eta.*((t1./theta).^Lemda))-exp(-eta.....
.*((t2./theta).^Lemda))).*eta.^((1./Lemda)).*((gammainc(((1+
Lemda).....
./Lemda),(eta.*((t1./theta).^Lemda))-...
gammainc(((1+Lemda)./Lemda),(eta.*((t2.....

```

```

./theta).^Lemda))))));
end
a=plot(cv,'B','linewidth',3);
grid on;
xlabel('parameters');
ylabel('cv');
title('The coefficients of variation of DTWPD
Distribution')
%%%%%%%%% Skewness of DTWPD Distribution %%%%%%
figure(6)
eta=[1:0.1:10];
Lemda=[1:0.1:10];
theta=[1:0.1:10];
t1=0.1;
t2=1.9;
eta1=[1.5 1.5 1.1];
Lemda1=[2 2.3 2.1];
theta1=[3 3.1 3.2];
for j=1:3
eta=eta1(j); Lemda=Lemda1(j); theta=theta1(j);
pdf=((eta.*Lemda./theta)./theta).* (x./theta).^(Lemda-
1).*exp(-eta.*((x./theta) ....
.^Lemda))./(exp(-eta.*((t1./theta).^Lemda))-exp(-
eta.*((t2./theta).^Lemda)));
hold all
a=plot(x,pdf);
grid on;
for i=1:3;if j==1
set(a,'color','black','linewidth',2)
s1=real((theta.^ (3-i)./((exp(-eta.*((t1./theta).^Lemda))-
exp(-eta.*((t2..../theta).^Lemda))).*eta.^ ((3./Lemda)-
(i./Lemda)).*(6./ (factorial(i) ....* (factorial(3-i)).* ((-
m).^i))).*(gammainc(((3-i+Lemda)./Lemda),(eta....
.*(t1./theta).^Lemda))-gammainc(((3-
i+Lemda)./Lemda),(eta.*(t2./theta) .....^Lemda)))./((theta.
^(2-i)./((exp(-eta.*((t1./theta).^Lemda))-exp(-eta....
.*((t2./theta).^Lemda))).*eta.^ ((2./Lemda)-
(i./Lemda)).*(2./ (factorial(i) ....* (factorial(3-i)).*-
(m).^i))).*(gammainc(((2-i+Lemda)./Lemda),(eta.*(t1.....
./theta).^Lemda))-gammainc(((2-
i+Lemda)./Lemda),(eta.*(t2./theta) ....
.^Lemda))))).^(2./3));
end
end
for i=1:3;if j==2
set(a,'color','blue','linewidth',2)
s2=real((theta.^ (3-i)./((exp(-eta.*((t1./theta).^Lemda))-
exp(-eta.*((t2..../theta).^Lemda))).*eta.^ ((3./Lemda)-
(i./Lemda)).*(6./ (factorial(i) ....* (factorial(3-i)).* ((-
m).^i))).*(gammainc(((3-i+Lemda)./Lemda),(eta....
.*(t1./theta).^Lemda))-gammainc(((3-
i+Lemda)./Lemda),(eta.*(t2./theta) ....

```

```

.^Lemda)))) ./((theta.^ (2-i). /((exp(-
eta.* ((t1./theta).^ Lemda))-exp(-
eta.....*((t2./theta).^ Lemda))).*eta.^ ((2./Lemda)-
(i./Lemda)).*(2./ (factorial(i).....*(factorial(3-i)).*-
(m.^ i))).*(gammaint(((2-i+Lemda)./Lemda),(eta.* (t1.....
./theta).^ Lemda))-gammaint(((2-
i+Lemda)./Lemda),(eta.* (t2./theta).....^ Lemda)))).^ (2./3))
;
end
end
for i=1:3;if j==3
set(a,'color','r','linewidth',2)
s3=real((theta.^ (3-i). /((exp(-eta.* ((t1./theta).^ Lemda))-exp(-
eta.* ((t2...../theta).^ Lemda))).*eta.^ ((3./Lemda)-
(i./Lemda)).*(6./ (factorial(i).....*(factorial(3-i)).*(
-m).^ i))).*(gammaint(((3-i+Lemda)./Lemda),(eta.....
.* (t1./theta).^ Lemda))-gammaint(((3-
i+Lemda)./Lemda),(eta.* (t2./theta).....^ Lemda))))./((theta.
.^ (2-i). /((exp(-eta.* ((t1./theta).^ Lemda))-exp(-
eta.....*((t2./theta).^ Lemda))).*eta.^ ((2./Lemda)-
(i./Lemda)).*(2./ (factorial(i).....
.* (factorial(3-i)).*-(m.^ i))).*(gammaint(((2-
i+Lemda)./Lemda),(eta.* (t1.....
./theta).^ Lemda))-gammaint(((2-
i+Lemda)./Lemda),(eta.* (t2./theta).....^ Lemda)))).^ (2./3))
end
end
end
xlabel('x');
ylabel('y=f(x)');
title('Skewness of DTWPD Distribution')
legend('eta=1.5 Lemda=2 theta=3','eta=1.5 Lemda=2.3
theta=1.1','eta=1.1 Lemda=2.1 theta=3.2')
%%%%% Kurtosis of DTWPD Distribution %%%%%%
figure(7)
eta=[1:0.1:10];
Lemda=[1:0.1:10];
theta=[1:0.1:10];
t1=0.1;
t2=1.9;;for i=1:4
Kurtosis=(theta.^ (4-i). /((exp(-eta.* ((t1./theta).^ Lemda))-exp(-
eta.* ((t2./theta).....^ Lemda))).*eta.^ ((4./Lemda)-
(i./Lemda)).*(24./ (factorial(i).* (factorial(4-i)).*....*(
-m).^ i))).*(gammaint(((4-
i+Lemda)./Lemda),(eta.* (t1./theta).....
.^ Lemda))-gammaint(((4-i+Lemda) ..Lemda)
,(eta.* (t2./theta).^ Lemda)))......
./((theta.^ (4-i). /((exp(-eta.* ((t1./theta).^ Lemda))-exp(-
eta.* ((t2.....
./theta).^ Lemda)))).*eta.^ ((4./Lemda)-(i./Lemda)))); 
end
a=plot(Kurtosis,'b','linewidth',4);

```

```

grid on;
xlabel('parameters');
ylabel('Kurtosis');
title('Kurtosis of DTWPD Distribution')

```

الملحق (c)

```

%%%%% SIMULATION CODE of DTWPD Distribution%%%%%
clc
clear
eta=4;
Lemda=4;
theta=4;
Beta=2;% 1<=Beta>alpha & alpha>Beta-1%%%%%
alpha=1.5;
T=1000;
t1=1;
t2=5;
n=150;
for t=1:T
x=generate_sample(n,eta,Lemda,theta);
x(t1:t2)=[];
f1=pdf_DTWPD(sort(x),eta,Lemda,theta);
F=cdf_DTWPD(sort(x),eta,Lemda,theta);
R_Real=1-F;
%%
          1-MLE
[par1 f]=fsolve(@(S) MLE(x,S),[eta Lemda theta]);
eta_mle(t)=par1(1);           Lemda_mle(t)=par1(2);
theta_mle(t)=par1(3);
eta_ml=mean(eta_mle);Lemda_ml=mean(Lemda_mle);theta_ml=mean(theta_mle);
mle_parameters=[eta_ml Lemda_ml theta_ml];
f_mle=pdf_DTWPD(sort(x),eta_mle(t),Lemda_mle(t),theta_mle(t));
F_mle=cdf_DTWPD(sort(x),eta_mle(t),Lemda_mle(t),theta_mle(t));
R_mle=1-F_mle;
ks_mle(t)=max(abs(((n)/n)-F_mle));
mse_mle(t)=immse(f1,f_mle);
MSEMAX=mean(mse_mle);
%%
          2-Momenst method
[par2 f]=fsolve(@(S) MOM_Method(x,S),[eta Lemda theta]);
eta_mom(t)=par2(1);           Lemda_mom(t)=par2(2);
theta_mom(t)=par2(3);
eta_mo=mean(eta_mom);Lemda_mo=mean(Lemda_mom);theta_mo=mean(theta_mom);
mom_parameters=[eta_mo Lemda_mo theta_mo];
f_mom=pdf_DTWPD(sort(x),eta_mom(t),Lemda_mom(t),theta_mom(t));
F_mom=cdf_DTWPD(sort(x),eta_mom(t),Lemda_mom(t),theta_mom(t));
ks_mom(t)=max(abs(((n)/n)-F_mom));
R_mom=1-F_mom;

```

```

mse_mom(t)=mean((f1-f_mom).^2);
MSEMOM=mean(mse_mom);
%%          3-Percentile method
[par3 f]=fsolve(@(S) PER_Method(x,S), [eta Lemda theta]);
eta_per(t)=par3(1);           Lemda_per(t)=par3(2);
theta_per(t)=par3(3);
eta_pe=mean(eta_per); Lemda_pe=mean(Lemda_per); theta_pe=mean(theta_per);
per_parameters=[eta_pe Lemda_pe theta_pe];
f_per=pdf_DTWPD(sort(x),eta_per(t),Lemda_per(t),theta_per(t));
F_per=cdf_DTWPD(sort(x),eta_per(t),Lemda_per(t),theta_per(t));
ks_per(t)=max(abs(((n)/n)-F_per));
R_per=1-F_per;
mse_per(t)=immse(f1,f_per);
MSEPER=mean(mse_per);
%%          4- Mom lenght
[par4 f]=fsolve(@(S) MOM_length(x,S), [eta Lemda theta]);
eta_moml(t)=par4(1);           Lemda_moml(t)=par4(2);
theta_moml(t)=par4(3);
eta_ml=mean(eta_moml); Lemda_ml=mean(Lemda_moml); theta_ml=mean(theta_moml);
moml_parameters=[eta_ml Lemda_ml theta_ml];
f_moml=pdf_DTWPD(sort(x),eta_moml(t),Lemda_moml(t),theta_moml(t));
F_moml=cdf_DTWPD(sort(x),eta_moml(t),Lemda_moml(t),theta_moml(t));
ks_moml(t)=max(abs(((n)/n)-F_moml));
R_moml=1-F_moml;
mse_moml(t)=immse(f1,f_moml);
MSEMOMLE=mean(mse_moml);
%%%%% Weighted Generalized Entropy
%%%%% H_real=(1./Beta-alpha).*log((eta.*Lemda)./((theta.^Lemda).*exp(-
eta.*t1./theta).^Lemda)-exp(-
eta.*t2./theta).^Lemda)).^(alpha+Beta)-
1.*((theta.^Lemda.*alpha+Beta-
1)+1)./(Lemda.*eta).*(((alpha+Beta)-1).^(alpha+Beta)-
1+(1./Lemda)).*(gammairc(((alpha+Beta)-
1)+(1./Lemda)),(eta.*(((alpha+Beta)-
1)./(theta.^Lemda)).*t1.^Lemda)-gammairc(((alpha+Beta)-
1+(1./Lemda)),(eta.*(((alpha+Beta)-
1)./(theta.^Lemda)).*t2.^Lemda)));
%%%%% H_ESTIMATED%%%%%
H_mle=mean((1./Beta-
alpha).*log((eta_mle.*Lemda_mle)./((theta_mle.^Lemda_mle)-
.*(exp(-eta_mle.*t1./theta_mle).^Lemda_mle)-exp(-
eta_mle.*t2./theta_mle).^Lemda_mle)).^(alpha+Beta)-
1.*((theta_mle.^Lemda_mle.*alpha+Beta-
1)+1)./(Lemda_mle.*eta_mle).*(((alpha+Beta)-

```

```

1).^(alpha+Beta)-
1)+(1./Lemda_mle))).*(gammaint(((alpha+Beta)-
1)+(1./Lemda_mle)),(eta_mle.*(((alpha+Beta)-
1)/(theta_mle.^Lemda_mle)).*t1.^Lemda_mle)-
gammaint((alpha+Beta)-
1+(1./Lemda_mle)),(eta_mle.*(((alpha+Beta)-
1)/(theta_mle.^Lemda_mle)).*t2.^Lemda_mle))))));
H_mom=mean((1./(Beta-
alpha).*log(((eta_mom.*Lemda_mom)./((theta_mom.^Lemda_mom)
.*(exp(-eta_mom.*(t1./theta_mom).^Lemda_mom)-exp(
eta_mom.*(t2./theta_mom).^Lemda_mom))).^((alpha+Beta)-
1).*((theta_mom.^Lemda_mom.*(alpha+Beta)-
1)+1))./((Lemda_mom.*eta_mom).*((alpha+Beta)-
1).^(alpha+Beta)-
1)+(1./Lemda_mom))).*(gammaint(((alpha+Beta)-
1)+(1./Lemda_mom)),(eta_mom.*((alpha+Beta)-
1)/(theta_mom.^Lemda_mom)).*t1.^Lemda_mom)-
gammaint((alpha+Beta)-
1+(1./Lemda_mom)),(eta_mom.*((alpha+Beta)-
1)/(theta_mom.^Lemda_mom)).*t2.^Lemda_mom)))));
H_per=mean((1./(Beta-
alpha).*log(((eta_per.*Lemda_per)./((theta_per.^Lemda_per)
.*(exp(-eta_per.*(t1./theta_per).^Lemda_per)-exp(
eta_per.*(t2./theta_per).^Lemda_per))).^((alpha+Beta)-
1).*((theta_per.^Lemda_per.*(alpha+Beta)-
1)+1))./((Lemda_per.*eta_per).*((alpha+Beta)-
1).^(alpha+Beta)-
1)+(1./Lemda_per))).*(gammaint(((alpha+Beta)-
1)+(1./Lemda_per)),(eta_per.*((alpha+Beta)-
1)/(theta_per.^Lemda_per)).*t1.^Lemda_per)-
gammaint((alpha+Beta)-
1+(1./Lemda_per)),(eta_per.*((alpha+Beta)-
1)/(theta_per.^Lemda_per)).*t2.^Lemda_per)))));
H_moml=mean((1./(Beta-
alpha).*log(((eta_moml.*Lemda_moml)./((theta_moml.^Lemda_moml)
.*(exp(-eta_moml.*(t1./theta_moml).^Lemda_moml)-exp(
eta_moml.*(t2./theta_moml).^Lemda_moml))).^((alpha+Beta)-
1).*((theta_moml.^Lemda_moml.*(alpha+Beta)-
1)+1))./((Lemda_moml.*eta_moml).*((alpha+Beta)-
1).^(alpha+Beta)-
1)+(1./Lemda_moml))).*(gammaint(((alpha+Beta)-
1)+(1./Lemda_moml)),(eta_moml.*((alpha+Beta)-
1)/(theta_moml.^Lemda_moml)).*t1.^Lemda_moml)-
gammaint((alpha+Beta)-
1+(1./Lemda_moml)),(eta_moml.*((alpha+Beta)-
1)/(theta_moml.^Lemda_moml)).*t2.^Lemda_moml))))));
end
mse_H_mle=mean((H_real-H_mle).^2);
mse_H_mom=mean((H_real-H_mom).^2);
mse_H_per=mean((H_real-H_per).^2);
mse_H_moml=mean((H_real-H_moml).^2);
%%%%%%%%%%%%%

```

```

mse_eta_mle=mean((eta-eta_mle).^2);
mse_Lemda_mle=mean((Lemda-Lemda_mle).^2);
mse_theta_mle=mean((theta-theta_mle).^2);
mse_method_mle=[mse_eta_mle mse_Lemda_mle mse_theta_mle];
mse_eta_mom=mean((eta-eta_mom).^2);
mse_Lemda_mom=mean((Lemda-Lemda_mom).^2);
mse_theta_mom=mean((theta-theta_mom).^2);
mse_method_mom=[mse_eta_mom mse_Lemda_mom mse_theta_mom];
mse_eta_per=mean((eta-eta_per).^2);
mse_Lemda_per=mean((Lemda-Lemda_per).^2);
mse_theta_per=mean((theta-theta_per).^2);
mse_method_per=[mse_eta_per mse_Lemda_per mse_theta_per];
mse_eta_moml=mean((eta-eta_moml).^2);
mse_Lemda_moml=mean((Lemda-Lemda_moml).^2);
mse_theta_moml=mean((theta-theta_moml).^2);
mse_method_moml=[mse_eta_moml mse_Lemda_moml
mse_theta_moml];
MSE_f_mle=((f1-f_mle).^2)';
MSE_f_mom=((f1-f_mom).^2)';
MSE_f_per=((f1-f_per).^2)';
MSE_f_moml=((f1-f_moml).^2)';
Density=flipud(sort([x' f1' f_mle' MSE_f_mle f_mom'
MSE_f_mom f_per' MSE_f_per f_moml' MSE_f_moml]));
MSE_parameters=[mse_method_mle;mse_method_mom;mse_method_per;
mse_method_moml];
MSE_parameters_METHOD=[MSEMAX MSEOMOM MSEP
MSEOMOLE]';
%%%%%%%%%%%%% Plots of curves %%%%%%%%%%%%%%
% Plot PDF
figure(1)
plot(sort(x),f1,'-o','linewidth',0.02)
hold on;
plot(sort(x),f_mle,'-o','linewidth',0.02)
plot(sort(x),f_mom,'-o','linewidth',0.02)
plot(sort(x),f_per,'-o','linewidth',0.02)
plot(sort(x),f_moml,'-o','linewidth',0.02)
legend('fff','f_mle','f_MOM','f_PER','MOML')
xlabel('x')
ylabel('f(x)')
title('PDF for DTWPD distribution')
%% Plot CDF
figure(2)
plot(sort(x),F,'-o','linewidth',0.01)
hold on
plot(sort(x),F_mle,'-o','linewidth',0.01)
plot(sort(x),F_mom,'-o','linewidth',0.01)
plot(sort(x),F_per,'-o','linewidth',0.01)
plot(sort(x),F_moml,'-o','linewidth',0.01)
legend('true CDF','MLE','F_MOM','F_PER','MOML')
xlabel('x')
ylabel('F(x)')
title('CDF for DTWPD distribution')

```

```

%% Plot R
figure(3)
plot(sort(x),R_Real,'-o','linewidth',0.01)
hold on
plot(sort(x),R_mle,'-o','linewidth',0.01)
plot(sort(x),R_mom,'-o','linewidth',0.01)
plot(sort(x),R_per,'-o','linewidth',0.01)
plot(sort(x),R_moml,'-o','linewidth',0.01)
legend('true R','MLE','R_MOM','R_PER','MOML')
xlabel('t')
ylabel('R(t)')
title('Reliability for DTWPD distribution')

%%%%%%%% application CODE of DTWPD Distribution%%%%%
clc;
clear all;
filename = 'data';
xx=xlsread(filename);
eta=6;Lemda=4;theta=4;
T=1000;
n=length(xx);
%%%%%%%% Data Fitting WPD %%%%%%
C=@(xx) (1-exp(-eta.*((xx./theta)).^Lemda)));
[h,p_value,stats]=chi2gof(xx,'cdf',C,'nparams',3);
%%%%%%%% MLE method %%%%%%
[par f]=fsolve(@(S) MLE(xx,S),[eta Lemda theta]);
eta_mle(t)=par(1); Lemda_mle(t)=par(2);
theta_mle(t)=par(3);
f_mle=pdf_DTWPD(xx,eta_mle(t),Lemda_mle(t),theta_mle(t));
F_mle=cdf_DTWPD(xx,eta_mle(t),Lemda_mle(t),theta_mle(t));
end
%%%%%%%% Data Fitting DTWPD %%%%%%
clear all;
filename = 'data';
xx= xlsread(filename);
eta=6;Lemda=4;theta=4;
t1=1;
t2=4;
xx(t1:t2)=[];
T=1000;
n=length(xx);
%%%%%%%% Data Fitting DTWPD %%%%%%
C=@(xx) (1-exp(-eta.*((xx./theta)).^Lemda)));
[h,p_value,stats]=chi2gof(xx,'cdf',C,'nparams',3);
%%%%%%%%
L_DTWPD=n.*log(eta)+n.*log(Lemda)-n.*log(theta)+(Lemda-1).*sum(log(xx))-eta.*sum((xx./Lemda).^Lemda)-n.*log(exp(-eta.*((t1./theta).^Lemda))-exp(-eta.*((2./theta).^Lemda)));
AIC_DTWPD=abs((-2*L_DTWPD+2*3));AIC_DTWPD=min(AIC_DTWPD);

```

```

AICc_DTWPD=AIC_DTWPD+((2*3+1)/(n-3-1))
;AIC_DTWPD=min(AICc_DTWPD);
BIC_DTWPD=abs(
2*L_DTWPD+3*log(n));BIC_DTWPD=min(BIC_DTWPD);
%%
L_WBARETOD=n.*log(Lemda)-n.*log(eta)-n.*log(theta)-
eta.*sum((xx./theta).^Lemda)+(Lemda-
1).*sum(log(xx./theta));
AIC_WBARETOD=(-
2*L_WBARETOD+2*3);AIC_WBARETOD=min(AIC_WBARETOD);
AICc_WBARETOD=AIC_WBARETOD+((2*3+1)/(n-3-
1));AICc_WBARETOD=min(AICc_WBARETOD);
BIC_WBARETOD=-
2*L_WBARETOD+3*log(n);BIC_WBARETOD=min(BIC_WBARETOD);
%%%%%
%%%
for t=1:T
    %% MLE method %%%
[par f]=fsolve(@(S) MLE(xx,S),[eta Lemda theta]);
eta_mle(t)=par(1); Lemda_mle(t)=par(2);
theta_mle(t)=par(3);
f_mle=pdf_DTWPD(xx,eta_mle(t),Lemda_mle(t),theta_mle(t));
F_mle=cdf_DTWPD(xx,eta_mle(t),Lemda_mle(t),theta_mle(t));
end
%%%%%
%%%
clc;
clear all;
filename = 'data';
xx=xlsread(filename);
eta=6; Lemda=4; theta=4;
Beta=2; % 1<=Beta>alpha & alpha>Beta-1%%%%%
alpha=1.5;
t1=1;
t2=4;
n=length(xx);
xx(t1:t2)=[];
T=1000
for t=1:T
    %% MLE method %%%
[par f]=fsolve(@(S) MLE(xx,S),[eta Lemda theta]);
eta_mle(t)=par(1); Lemda_mle(t)=par(2);
theta_mle(t)=par(3);
f_mle=pdf_DTWPD(xx,eta_mle(t),Lemda_mle(t),theta_mle(t));
F_mle=cdf_DTWPD(xx,eta_mle(t),Lemda_mle(t),theta_mle(t));
end
%%%%% Weighted Generalized Entropy
%%%%%
H_real=(1./(Beta-
alpha).*log(((eta.*Lemda)./(theta.^Lemda).*exp(-
eta.*(t1./theta).^Lemda)-exp(-
eta.*(t2./theta).^Lemda))).^((alpha+Beta)-

```

```

1).* (theta.^ (Lemda.* (alpha+Beta-
1)+1))./((Lemda.*eta).*(((alpha+Beta)-1).^( (alpha+Beta)-
1)+(1./Lemda))).*(gammainc(((alpha+Beta)-
1)+(1./Lemda)),(eta.*(((alpha+Beta)-
1)./theta.^Lemda).*t1.^Lemda)-gammainc(( (alpha+Beta)-
1+(1./Lemda)),(eta.*((alpha+Beta)-
1)./theta.^Lemda).*t2.^Lemda))));;
%%%%%%%%%H ESTIMATED%%%%%%%
H_mle=mean((1./(Beta-
alpha)).*log(((eta_mle.*Lemda_mle)./(theta_mle.^Lemda_mle)).*
(exp(-eta_mle.*(t1./theta_mle).^Lemda_mle))-exp(
eta_mle.*(t2./theta_mle).^Lemda_mle)).^((alpha+Beta)-
1).* (theta_mle.^ (Lemda_mle.* (alpha+Beta-
1)+1))./((Lemda_mle.*eta_mle).* ((alpha+Beta)-
1).^( (alpha+Beta)-
1)+(1./Lemda_mle))).*(gammainc(((alpha+Beta)-
1)+(1./Lemda_mle)),(eta_mle.*((alpha+Beta)-
1)./theta_mle.^Lemda_mle).*t1.^Lemda_mle)-
gammainc(( (alpha+Beta)-
1+(1./Lemda_mle)),(eta_mle.*((alpha+Beta)-
1)./theta_mle.^Lemda_mle).*t2.^Lemda_mle))));;

```

الدوال المرتبطة:

```

function [F]=MLE(xx,S)
n=length(xx);
eta=S(1);
Lemda=S(2);
theta=S(3);
s1=0; s2=0; s3=0;
for i=1:n
    s1=s1+(xx(i)./theta).^Lemda;
    s2=s2+(1-
eta.* (xx(i)./theta).^Lemda).*log(xx(i)./theta);
    s3=s3+xx(i).^Lemda;
end
F=[ (n/eta)-s1 n/Lemda+s2 -
n/theta+Lemda*eta/(theta^(Lemda+1))*s3+n* ((1-
Lemda)/theta)];

```



```

function [f]=pdf_DTWPD(xx,eta,Lemda,theta)
n=length(xx);
a1=((eta.*Lemda./theta));
for i=1:n
    f(i)=a1.* (xx(i)./theta).^ (Lemda-1).*exp(
eta.* ((xx(i)./theta).^Lemda));
end

```



```

function [F]=cdf_DTWPD(xx,eta,Lemda,theta)
n=length(xx);
for i=1:n

```

```

F(i)=1-exp(-eta.*((xx(i)./theta)).^Lemda));
end

function [E]=M_length(r,S)
eta=S(1);
Lemda=S(2);
theta=S(3);
a1=(theta.^r.*eta.^(-(r+1)./Lemda).*gamma((Lemda+r+1)./Lemda));
a2=(theta.^r.*eta.^(-r./Lemda).*gamma((Lemda+r)./Lemda));
E=a1/a2;
function [F]=MOM_Method(x,S)
n=length(x);%datastate
eta=S(1);
Lemda=S(2);
theta=S(3);
s1=0; s2=0;
for i=1:n
    s1=s1+x(i).^2;
    s2=s2+x(i).^3;
end
m1=mean(x);
m2=s2./n;
m3=s2./n;
M1=theta.*eta.^(-1/Lemda).*gamma((Lemda+1)/Lemda);
M2=theta.^2.*eta.^(-2/Lemda).*gamma((Lemda+2)/Lemda);
M3=theta.^3.*eta.^(-3/Lemda).*gamma((Lemda+3)/Lemda);
F=[sqrt((M1-m1).^2) sqrt((M2-m2).^2) sqrt((M3-m3).^2)];

```



```

function [F]=PER_Method(x,S)
eta=S(1);
Lemda=S(2);
theta=S(3);
n=length(x);
for i=1:n
Q=((1:n)-(3/8))./(n+1/4);
Fc=cdf_DTWPD(sort(x),eta,Lemda,theta);
end
F=sum((log(Fc)-log(Q)).^2);

```

Abstract

The thesis aimed at estimating the weighted generalized entropy function of order (α, β) . to measure the change of uncertainty for Double Truncated Weibull-Pareto Distribution ,with three parameters $(\delta, \theta, \lambda,)$, On the theoretical side studied the mathematical properties and methods of estimating its parameters ,the experimental side, simulation using the Monte Carlo method was used to test the preference of the estimation methods, Different values were chosen for the shape parameter (δ, λ) and the scale parameter (θ) with six models, and the comparison between the estimation methods was done by using the partial and over ranks corresponding to the mean of the squares of error, the Maximum Likelihood Method showed It has the greatest advantage over the other methods because it corresponds to the lowest total of ranks, especially at large sample sizes. On the application side, the Maximum Likelihood Method was used to estimate weighted generalized entropy function of order (α, β) , and study increase and decrease in this function at different values of truncation in a sample of (95) observations representing working hours Until the failure of the magnetic resonance device, of the Imam Al-Sadiq Hospital in the Health Department of Babylon, as the thesis led to results, the most important use Maximum Likelihood Method to estimate the parameters of Double Truncated Weibull-Pareto Distribution at large sample sizes, also, the entropy function increases with the increase in truncation values, which makes the distribution more fitting of the real data

Republic of Iraq .
Ministry of Higher Education and Scientific Research
University of Karbala
College of Administration and Economics
Department of Statistics



Weighted Generalized Entropy function for Double Truncated Weibull-pareto Distribution

*A thesis Submitted to
College of Administration and Economic-Karbala University in
Partial Fulfillment of the Requirements for the Degree of Master of
Science in Statistics*

By

Hazem Abed Al-Razaaq Abed Al-Amer

Under supervision

Prof. Dr. Mahdi Wahhab Neamah Naser Allah

1442 A. H .

Holy Karbala

2021 A.D.