



جمهورية العراق
وزارة التعليم العالي والبحث العلمي
جامعة كربلاء
كلية الإدارة والاقتصاد
قسم الإحصاء

تقدير معولية بيانات مراقبة من النوع الثاني باستعمال الدالة
المولدة (Topp-Leone)

اطروحة مقدمة الى مجلس كلية الادارة والاقتصاد في جامعة كربلاء
و هي جزء من متطلبات نيل درجة دكتوراه فلسفة في علوم الاحصاء

تقدم بها

عبد الأمير طعيمة بندر واجد

بإشرافه

أ . د . شروق عبدالرضا سعيد السباح

بِسْمِ اللَّهِ الرَّحْمَنِ الرَّحِيمِ

قَالُوا

سُبْحَانَكَ لَا عِلْمَ لَنَا إِلَّا مَا عَلَّمْتَنَا

إِنَّكَ أَنْتَ

الْعَلِيمُ الْحَكِيمُ

صَدَقَ اللَّهُ الْعَلِيمُ الْعَظِيمُ

(البقرة 32)

الإهداء

إلى . . الذين يريدون وجه الله حباً وقرباً

الذين أوجب الله محبتهم ومودتهم

إلى . . محمد وآل محمد صلوات الله عليهم أجمعين

إلى . . من بذرني بذرة صغيرة ومرباني على حب الحق ومعرفة

الحقيقة وحب طلب العلم أبي الغالي

إلى . . التي غذتني طعم الحياة ونفس الدنيا أمي العزيزة

إلى . . إخوتي وأخواتي الذين أعانوني على أكمال مسيرتي

إلى . . من وقف بجانبني وتحمل مصاعب الحياة نزوجتي وأبنائي

إلى . . الشموع التي أضاءت لي الطريق إساتذتي وزميلاتي

أهدي ثمرة جهدي المتواضع هذا

الباحث

شكر وتقدير

الحمد لله رب العالمين على النعم التي من بها عليّ ، والصلاة والسلام على سيد المرسلين أبي القاسم محمد وعلى آله وصحبه المنتجبين الى قيام يوم الدين . يسعدني ويشرفني أن أتقدم بخالص الشكر وعظيم الامتنان الى الاستاذة الدكتورة شروق عبدالرضا سعيد لتفضلها بالأشراف على اطروحتي هذه ، إذ كان لتوجيهاتها العلمية وتوصياتها السديدة الفضل الكبير في أنجاز هذه الاطروحة وخروجها بهذه الصيغة ، نسأل الله أن يمن عليها بدوام الصحة والعافية .

كما أتوجه بالشكر والتقدير الى السادة رئيس وأعضاء لجنة المناقشة المحترمين لتفضلهم بمناقشة اطروحتي هذه وما يبدوه من ملاحظات وتوجيهات ما هي الاً لإغنائها وخروجها بالصورة المثلى .

كما أتوجه بالشكر والامتنان الى أساتذتي في قسم الإحصاء على جهودهم المبذولة طوال فترة دراستي اسأل الله ان يوفقهم لمزيد من العطاء والتقدم العلمي .

ولا يفوتني أن أشكر زملائي من طلبة الدراسات العليا على تعاونهم ووقوفهم معي طيلة فترة الدراسة راجياً من الله العلي القدير أن يوفقهم ويكمل جهودهم بالنجاح أنه سميع مجيب .

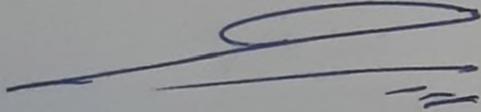
وبالختام أتوجه بخالص الشكر وعظيم الامتنان الى والدي ووالدتي وأخوتي وأخواتي وزوجتي وأبنائي وكل من قدم لي عوناً ونصيحاً ولو بكلمة والعفو عمن غفلت عن ذكرهم والله من وراء القصد .

ومن الله التوفيق ...

الباحث

إقرار المشرف

أشهد بأن إعداد هذه الأطروحة الموسومة (تقدير معولية بيانات مراقبة من النوع الثاني باستعمال الدلة المولدة TOPP-Leone) والتي تقدم بها الطالب " عبد الامير طعيمة بندر " قد جرى بإشرافي في قسم الاحصاء - كلية الادارة والاقتصاد - جامعة كربلاء، وهي جزء من متطلبات نيل درجة الدكتوراه فلسفة في علوم الاحصاء.



أ.د. شروق عبد الرضا سعيد السباح

التاريخ: / / 2022

توصية رئيس قسم الاحصاء

بناءً على توصية الاستاذ المشرف، أرحش الأطروحة للمناقشة.



أ.د. شروق عبد الرضا السباح

رئيس قسم الاحصاء

التاريخ: / / 2022

إقرار الخبير اللغوي

أشهد بأن الاطروحة الموسومة (تقدير معولية بيانات مراقبة من النوع الثاني باستعمال الدلة المولدة TOPP-Leone) قد جرى مراجعتها من الناحية اللغوية تحت اشرافي اذ أصبحت خالية من الاخطاء اللغوية ولأجله وقعت.



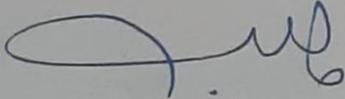
الخبير اللغوي

أ.م.د بشرى حنون

جامعة كربلاء - كلية العلوم الاسلامية

إقرار لجنة المناقشة

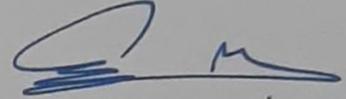
نشهد نحن أعضاء لجنة المناقشة بأننا قد اطلعنا على الاطروحة الموسومة
(تقدير معولية بيانات مراقبة من النوع الثاني باستعمال الدلة المولدة
TOPP-Leone) والمقدمة من قبل الطالب "عبد الامير طعيمه بندر" وناقشنا
الطالب في محتوياتها وفيما له علاقة بها، ووجدنا بأنها جديرة بنيل درجة الدكتوراه
فلسفة في علوم الإحصاء بتقدير () .



أ.د. جاسم ناصر حسين

عضواً

2022 / /



أ.د. مهدي وهاب نصر الله

رئيساً

2022 / /



أ.م. د ايناس عبد الحافظ محمد

عضواً

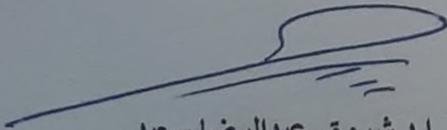
2022 / /



أ.د. كريمة عبد الكاسم

عضواً

2022 / /



أ.د. شروق عبدالرضا سعيد

عضواً ومشرفاً

2022 / /



أ.م. د رباب عبد الرضا صالح

عضواً

2022 / /

إقرار رئيس لجنة الدراسات العليا

بناء على اقرار المشرف العلمي والخبير اللغوي على اطروحة الدكتوراه للطلاب " عبدالامير طعيمة بندر " الموسومة بـ (تقدير معولية بيانات مراقبة من النوع الثاني باستعمال الدلة المولدة TOPP-Leone) ارشح هذه الاطروحة للمناقشة.



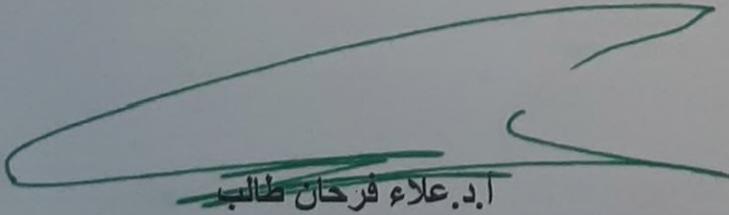
أ.د محمد حسين كاظم الجبوري

رئيس لجنة الدراسات العليا

معاون العميد للشؤون العلمية والدراسات العليا

مصادقة مجلس الكلية

صادق مجلس كلية الادارة والاقتصاد/ جامعة كربلاء على قرار لجنة المناقشة.



أ.د. علاء فرحان طالب

عميد كلية الادارة والاقتصاد- جامعة كربلاء

2022 / 9 / 22

الصفحة	قائمة المحتويات	
9-1	الفصل الاول	
3-2	المقدمة	1-1
3	مشكلة الاطروحة	2-1
4	هدف الاطروحة	3-1
9-4	الاستعراض المرجعي	4-1
47-10	الفصل الثاني: الجانب النظري	
11	تمهيد (Preface)	1-2
11	مفاهيم اساسية	2-2
12-11	التوزيع الاسي	1-2-2
13 -12	توزيع ويبيل	2-2-2
15 -13	التوزيع المركب الاسي- ويبيل	3-2-2
16-15	الدالة المولدة للتوزيعات (Topp-Leone)	3-2
22 - 16	التوزيع المقترح (-) Topp-Leone- exponential (weibbul)	4-2
24 - 22	الدالة المعولية	5-2
25 - 24	دوال الفشل	6-2
25	دالة الكثافة الاحتمالية للفشل	1-6-2
27-25	دالة الكثافة التجميعية للفشل	2-6-2
29-27	معدل الفشل	3-6-2
29	دالة الخطورة التجميعية	4-6-2
31-30	العلاقة بين $R(t), h(t), f(t)$	5-6-2
32-31	متوسط الوقت بين العطلات	6-6-2
35-32	انواع البيانات	7-2
32	البيانات التامة	1-7-2
35-33	بيانات المراقبة	2-7-2
35	طرائق التقدير	8-2
40 -35	طريقة الامكان الأعظم (Maximum Likelihood Method)	1-8-2
41 -40	طريقة العزوم (Moments Method)	2-8-2

44 -42	طريقة المربعات الصغرى (Least square method Method)	3-8-2
45-44	اختبارات لحسن المطابقة	2-9
112-47	الفصل الثالث - الجانب التجريبي	
47	تمهيد (Preface)	1-3
48-47	مفهوم المحاكاة (Simulation Concept)	2-3
48	وصف تجارب المحاكاة (Describe of simulation) experiments	3-3
49-48	إختيار القيم الافتراضية للمعلمات	1-3-3
49	توليد البيانات (Data generation)	2-3-3
50 - 49	اختيار حجوم العينات (Sample size)	3-3-3
51-50	معيار مقارنة طرائق التقدير	4-3
51	تحليل نتائج المحاكاة (Analysis of Simulation Result)	5-3
59-52	نتائج المحاكاة عند حجم عينة 25 ونسبة بتر 40%	1-5-3
70-60	نتائج المحاكاة عند حجم عينة 50 ونسبة بتر 40%	2-5-3
84-70	نتائج المحاكاة عند حجم عينة 100 ونسبة بتر 40%	3-5-3
109-84	نتائج المحاكاة عند حجم عينة 200 ونسبة بتر 40%	4-5-3
121-111	الفصل الرابع- الجانب التطبيقي	
111	تمهيد	1-4
111	اجهزة النيبولايزر Nebulizer	2-4
112-111	البيانات الحقيقية Real Data	3-4
113-112	اختبار ملائمة البيانات Data Fitting:	4-4
114-113	المفاضلة بين التوزيع المقترح الجديد TPEW والتوزيعات الاسي	5-4
121-114	تحليل البيانات الحقيقية : (Real data analysis)	6-4
	الفصل الخامس- الاستنتاجات والتوصيات	
123	الاستنتاجات	1-5
124	التوصيات	2-5
132-125	المصادر	
126	اولا - المصادر العربية	
132-126	ثانيا - المصادر الاجنبية	

فهرس الجداول

رقم الجدول	عنوان الجدول	الصفحة
1-3	القيم الافتراضية للتوزيع المقترح (TLEW)	48
2-3	انموذج القيم الافتراضية لمعلمات التوزيع المدروس وحجم العينة والبتتر	50
3-3	قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 25 ونسبة بتتر 40% لقيم المعلمات الافتراضية ($\alpha = 1.7, \beta = 1, \theta = 2, \gamma=2, \eta=1$)	52
4-3	قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 25 ونسبة بتتر 40% لقيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=2.5, \beta=2.8, \theta=3, \gamma=1, \eta=4$)	54-53
5-3	قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 25 ونسبة بتتر 40% لقيم المعلمات الافتراضية ($\alpha = 5, \beta = 4, \theta = 1, \gamma=2, \eta=0.5$)	55
6-3	قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 25 ونسبة بتتر 40% لقيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=3, \beta=3, \theta=3, \gamma=1, \eta=1.5$)	57-56
7-3	قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 25 ونسبة بتتر 30% لقيم المعلمات الافتراضية ($\alpha = 2.9, \beta = 2, \theta = 8, \gamma=3.5, \eta=2.8$)	58
8-3	عدد مرات الافضلية ونسبة الافضلية لطرائق التقدير عند حجم عينة n=25 وعدد بيانات مراقبة r=8 عند نسبة بتتر 40%	59
9-3	قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 50 ونسبة بتتر 40% لقيم المعلمات الافتراضية ($\alpha = 1.7, \beta = 1, \theta = 2, \gamma=2, \eta=1$)	60
10-3	قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 50 ونسبة بتتر 40% لقيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=2.5, \beta=2.8, \theta=3, \gamma=1, \eta=4$)	62-61
11-3	قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 50 ونسبة بتتر 40% لقيم المعلمات الافتراضية ($\alpha = 5, \beta = 4, \theta = 1, \gamma=2, \eta=1.5$)	64-63
12-3	قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 50 ونسبة بتتر 40% لقيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=3, \beta=3, \theta=3, \gamma=1, \eta=0.5$)	66-65
13-3	قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 50 ونسبة بتتر 40% لقيم المعلمات الافتراضية ($\alpha = 2.9, \beta = 2, \theta = 8, \gamma=3.5, \eta=2.8$)	68-67
14-3	عدد مرات الافضلية ونسبة الافضلية لطرائق التقدير عند حجم عينة n=50 وعدد بيانات مراقبة r=15 عند نسبة بتتر 40%	70
15-3	قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 100 ونسبة بتتر 40% لقيم المعلمات الافتراضية ($\alpha = 1.7, \beta = 1, \theta = 2, \gamma=2, \eta=1$)	72-70
16-3	قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 100 ونسبة بتتر 40% لقيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=2.5, \beta=2.8, \theta=3, \gamma=1, \eta=4$)	75-73
17-3	قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 100 ونسبة بتتر 40% لقيم المعلمات الافتراضية ($\alpha = 5, \beta = 4, \theta = 1, \gamma=2, \eta=1.5$)	78-76
18-3	قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 100 ونسبة بتتر 40% لقيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=3, \beta=3, \theta=3, \gamma=1, \eta=0.5$)	80-79
19-3	قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 100 ونسبة بتتر 40% لقيم المعلمات الافتراضية ($\alpha = 2.9, \beta = 2, \theta = 8, \gamma=3.5, \eta=2.8$)	83-81
20-3	عدد مرات الافضلية ونسبة الافضلية لطرائق التقدير عند حجم عينة n=100 وعدد بيانات مراقبة r=40 عند نسبة بتتر 40%	84

89-84	قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 200 ونسبة بتر 40% لقيم المعلمت الافتراضية ($\alpha = 1.7, \beta = 1, \theta = 2, \gamma=2, \eta=1$)	21-3
94-90	قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 200 ونسبة بتر 40% لقيم المعلمت الافتراضية ($\alpha= 2.5, \beta=2.8, \theta=3, \gamma=1, \eta=4$)	22-3
98-95	قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 200 ونسبة بتر 40% لقيم المعلمت الافتراضية ($\alpha = 5, \beta = 4, \theta = 1, \gamma=2, \eta=1.5$)	23-3
103-99	قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 200 ونسبة بتر 40% لقيم المعلمت الافتراضية ($\alpha=3, \beta=3, \theta=3, \gamma=1, \eta=0.5$)	24-3
107-104	قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 200 ونسبة بتر 40% لقيم المعلمت الافتراضية ($\alpha = 2.9, \beta = 2, \theta = 8, \gamma=3.5, \eta=2.8$)	25-3
109	عدد مرات ونسبة الافضلية لطرائق التقدير عند حجم عينة $n=200$ وعدد بيانات مراقبة $r=80$ عند نسبة بتر 40%	26-3
112	يمثل بيانات اوقات اشتغال اجهزة النيوبلايزر خلال الزمن t_i	1-4
112	نتائج اختبار ملانمة البيانات	2-4
113	نتائج اختبارات المقارنة والدقة والتي طبقت على البيانات الحقيقية	3-4
116-114	قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة بموجب طريقة الامكان الأعظم	4-4
119-118	قيم دالة الكثافة التجميعية الحقيقية والمقدرة بموجب طريقة الامكان الأعظم	5-4

فهرس والإشكال

رقم الشكل	عنوان الشكل	الصفحة
(1-2)	دالة الكثافة الاحتمالية للتوزيع المقترح f_{TLEW}	16
(2-2)	الدالة التجميعية للتوزيع المقترح F_{TLEW}	17
(3-2)	دالة المعولية للتوزيع المقترح R_{TLEW}	23
(4-2)	يمثل الدالة المعولية	24
(5-2)	يمثل المنحنى الحوضي للأجهزة والمعدات الالكترونية	29
(6-2)	يمثل المنحنى الحوضي للمكانن والمعدات الميكانيكية	29
(1-3)	يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدره والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 25 ونسبة بتر 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\eta=1, \gamma=2, \theta=2, \beta=1$) ، ($\alpha=1.7$)	53
(2-3)	يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدره والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 25 ونسبة بتر 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\eta=4, \gamma=1, \theta=3, \beta=2.8$) ، ($\alpha=2.5$)	54
(3-3)	يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدره والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 25 ونسبة بتر 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\eta=1.5, \gamma=2, \theta=1, \beta=4$) ، ($\alpha=5$)	56
(4-3)	يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدره والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 25 ونسبة بتر 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\eta=0.5, \gamma=1, \theta=3, \beta=3$) ، ($\alpha=3$)	57
(5-3)	يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدره والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 25 ونسبة بتر 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\eta=2.8, \gamma=3.5, \theta=8, \beta=2$) ، ($\alpha=2.9$)	59
(6-3)	يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدره والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 50 ونسبة بتر 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\eta=1, \gamma=2, \theta=2, \beta=1$) ، ($\alpha=1.7$)	61
(7-3)	الشكل (7-3) يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدره والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 50 ونسبة بتر 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\eta=4, \gamma=1, \theta=3, \beta=2.8$) ، ($\alpha=2.5, \beta=2.8$)	63
(8-3)	يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدره والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 50 ونسبة بتر 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\eta=1.5, \gamma=2, \theta=1, \beta=4$) ، ($\alpha=5$)	65
(9-3)	يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدره والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 50 ونسبة بتر 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\eta=0.5, \gamma=1, \theta=3, \beta=3$) ، ($\alpha=3$)	67
(10-3)	يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدره والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 50 ونسبة بتر 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\eta=1, \gamma=2, \theta=2, \beta=1$) ، ($\alpha=1.7$)	69

73	يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدرة والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 100 ونسبة بتر 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=3$, $\beta=3$, $\theta=3$, $\gamma=1$, $\eta=0.5$)	(11-3)
76	يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدرة والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 100 ونسبة بتر 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=2.5$, $\beta=2.8$, $\theta=3$, $\gamma=1$, $\eta=4$)	(12-3)
78	يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدرة والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 100 ونسبة بتر 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=5$, $\beta=4$, $\theta=1$, $\gamma=2$, $\eta=1.5$)	(13-3)
81	يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدرة والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 100 ونسبة بتر 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=3$, $\beta=3$, $\theta=3$, $\gamma=1$, $\eta=1.5$)	(14-3)
83	يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدرة والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 100 ونسبة بتر 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=2.9$, $\beta=8$, $\theta=2$, $\gamma=3.5$, $\eta=2.8$)	(15-3)
89	يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدرة والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 200 ونسبة بتر 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=1.7$, $\beta=1$, $\theta=2$, $\gamma=2$, $\eta=1$)	(16-3)
94	يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدرة والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 200 ونسبة بتر 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=2.5$, $\beta=2.8$, $\theta=3$, $\gamma=1$, $\eta=4$)	(17-3)
99	يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدرة والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 200 ونسبة بتر 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=5$, $\beta=4$, $\theta=1$, $\gamma=2$, $\eta=1.5$)	(18-3)
103	يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدرة والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 200 ونسبة بتر 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=3$, $\beta=3$, $\theta=3$, $\gamma=1$, $\eta=1.5$)	(19-3)
108	يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدرة والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 200 ونسبة بتر 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=3$, $\beta=3$, $\theta=3$, $\gamma=1$, $\eta=1.5$)	(19-3)
121	منحنى دالة المعولية الحقيقية والمقدرة بموجب طريقة الامكان الأعظم	(1-4)
124	منحنى دالة الكثافة التجميعية الحقيقية والمقدرة بموجب طريقة الامكان الأعظم	(2-4)

المستخلص

ان دراسة معولية المكائن ومعرفة مدى كفاءتها والمقارنة بين انواع مختلفة منها، للتوصل الى الافضل ورسم سياسات اقتصادية عن طريقها ذات اهمية كبيرة في اغلب البحوث والدراسات الحديثة ، ان الفكرة الرئيسية في هذه الاطروحة هي ايجاد توزيع احتمالي جديد وذلك عن طريق الدالة المولدة للتوزيعات (Topp - Leone) ومن خلال وضع التوزيع الاسي - ويبل في الدالة المولدة وايجاد خصائص التوزيع الناتج **(Topp – Leone - Exponential-Weibull)** ، كذلك تم توليد بيانات تجريبية عن طريق دالة التوزيع التجميعي بواسطة طريقة مونت - كارلو باستعمال اربعة حجوم عينات مختلفة كبيرة (n=200), (n=100) ومتوسطة (n=50) وصغيرة (n=25) وقيم مختلفة من المعلمات عند كل حجم عينة ، تم تقدير الدالة المعولية للبيانات التجريبية بواسطة ثلاث طرائق (الامكان الاعظم ، المربعات الصغرى ، العزوم) تم التوصل الى افضلية طريقة الامكان الاعظم بصورة عامة على الطريقتين الاخرين وذلك بالاعتماد على معيار متوسط مربعات الخطأ التكاملي (IMSE) ، اما في الجانب التطبيقي تم استعمال بيانات مراقبة حقيقية من النوع الثاني (مراقبة عدد الوحدات الفاشلة المحددة مسبقا خلال الزمن t) تم الحصول عليها من وزارة الصحة – دائرة صحة ذي قار عن اجهزة النيوبولايزر وتسجيل اوقات العطل لها كذلك تمت المقارنة بين التوزيعات الاساسية **(Exponential- Weibull)** والتوزيع الناتج لمعرفة الاكثر كفاءة من بينهما وتوصلت الدراسة الى ان التوزيع المقترح حقق افضلية على التوزيعات الاساسية بواسطة بعض معايير المقارنة.

الفصل الاول
(منهجية الاطروحة
والدراسات السابقة)

1-1 المقدمة: (Introduction)

إن ما يميز دراسات دالة المعولية عن غيرها من الدراسات الإحصائية هي ظاهرة المراقبة والتي يكون فيها جزء من المعلومات مفقود (معلومات جزئية عن المتغير العشوائي)، لأسباب عديدة فقد تكون التجربة محددة بوقت معين فيتم التضحية ببعض الوحدات التجريبية بعد نهاية التجربة أو قد يتم وقف التجربة بعد الحصول على عدد معين من حالات الفشل أو أن الوحدات التجريبية تدخل التجربة في أوقات مختلفة.

إن التجربة أو الاختبار ينتهي بعد فشل عدد محدد من الوحدات (r) وهذا العدد يتفق عليه مسبقاً بغض النظر عن الوقت، أي بمعنى آخر أن الوقت (t_r) في هذا النوع سيكون متغيراً عشوائياً وعدد المشاهدات المراقبة تكون ثابتة وهذا ما يسمى بالمراقبة من النوع الثاني .

طور العديد من الباحثين عدة طرق لتوليد توزيعات مستمرة مرنة ناتجة من التوزيعات المستمرة التقليدية. وقد توصل الباحثين الى أن النماذج الناتجة من عائلة (Topp-Leone) في العديد من الدراسات التي أجريت في السنوات الأخيرة لها أفضلية واضحة مقارنة بالتوزيعات المنفردة أي قبل دمجها ويمكن ان يكون السبب في ذلك هو أن التوزيعات المدمجة تدرس أغلب الجوانب المحيطة بظاهرة ما، ومن الجانب الرياضي غالباً ما تنتمي هذه التوزيعات إلى عائلات محددة تعتمد على الزمن أي يمكن استخدامها في حساب دالة المعولية للمكائن ودوال البقاء للكائنات الحية.

كذلك يمكن للقيم المحتملة للمعلمات الجديدة تحسين القدرات الإحصائية للتوزيع الأصلي بشكل كبير، مما يؤثر بشكل إيجابي على المعلمات المركزية وتقليل التشتت وبسبب تطبيقات المعولية المختلفة في الحياة اليومية ظهرت الحاجة الى تقدير دالة المعولية وتطبيقاتها على الاجهزة والمكائن ومعرفة أوقات الفشل (العطل) وأوقات الاشتغال لحين الفشل، لتقييم مستوى عمل المكائن والأجهزة وتخمين التكاليف الخاصة لصيانة المكائن وإعادة تشغيلها.

من جانب آخر تعد طرائق تقدير المعلمات ومنها الحصول على المعولية من الأمور المهمة وذلك للحصول على معولية مناسبة بمختلف الظروف منها حجم العينة المدروسة ولتسهيل عملية دراسة العديد من العينات يتم ذلك باستعمال أسلوب المحاكاة اختصاراً للوقت والجهد والحصول على تصور أكثر إيضاحاً في جميع حجوم العينات المقترحة للدراسة والبحث فيها .

في هذه الأطروحة تم اقتراح توزيع جديد بعد دمج توزيع ويبيل والتوزيع الأسي ووضع التوزيع الناتج منهما في الدالة المولدة للتوزيعات (Topp-Leone) وأن التوزيع المقترح (TLWE) المكون من خمسة معلمات ثلاث منها تدل على الشكل واثنان تدل على القياس سيتم الحديث بشكل مفصل عنها في الفصل الثاني .

كذلك احتوت هذه الأطروحة على خمسة فصول تضمن الفصل الأول منهجية الأطروحة (المقدمة ، مشكلة الأطروحة ، هدف الأطروحة) فضلا عن الاستعراض المرجعي لأهم البحوث والدراسات السابقة ، اما الفصل الثاني فتضمن الجانب النظري والذي احتوى على (التمهيد ، دالة المعولية ، دوال الفشل ، متوسط الوقت بين العطلات ، الدالة المولدة للتوزيعات (Topp-Leone) ، توزيع ويبل ، التوزيع الأسي ، توزيع ويبل بالصيغة ، التوزيع المقترح (TLWE) الناتج من الدالة المولدة (Topp-Leone) ، أنواع البيانات ، بيانات مراقبة من النوع الأول ، بيانات مراقبة من النوع الثاني ، طرائق التقدير ، طريقة الإمكان الأعظم ، طريقة العزوم ، طريقة المربعات الصغرى، اما الفصل الثالث فتضمن الجانب التجريبي (التمهيد ، مفهوم تجربة المحاكاة ، وصف تجربة المحاكاة ، اختيار القيم الافتراضية ، توليد البيانات ، اختيار حجم العينات ، تحليل نتائج المحاكاة) ، اما الفصل الرابع فتضمن الجانب التطبيقي بالاعتماد على بيانات مراقبة حقيقية من النوع الثاني لأجهزة نيوبولايزر المستخدمة لأمراض الربو في المؤسسات الصحية تم الحصول عليها من وزارة الصحة – دائرة صحة ذي قار ، وتقدير دالة المعولية اعتمادا على ما توصلت اليه نتائج الجانب التجريبي ، اما الفصل الخامس فقد تضمن اهم ما توصلت اليه الأطروحة من استنتاجات وتوصيات فضلا عن قائمة المصادر .

2-1 مشكلة الأطروحة: (Problem of thesis)

تتلخص مشكلة الأطروحة فيما يلي.

- 1- ان تعامل التوزيعات الاحصائية مع البيانات التي تحتوي على قيم متطرفة لا تخلو من مشكلة عدم دقة المقدرات الناتجة عنها .
- 2- اتجاه اغلب الباحثين الى توزيعات احصائية تقليدية على رغم من التطور الحاصل في اغلب العلوم وخصوصا التكنولوجية الحديثة للأجهزة والآلات قد يؤدي الى عدم كفاية شكل التوزيع لتمثيل الظاهرة تمثيلا حقيقيا .
- 3- غالبا ما تكون الكثير من الآلات (الاجهزة) بأنواعها المختلفة عرضة للتوقف حالات الفشل ، نتيجة العطلات المفاجئة والاسنادية.
- 4- عدم معرفة معولية الاجهزة في المؤسسات الصحية خصوصا مع التفاوت في معولية أنواع من الاجهزة على حساب أنواع أخرى وبالتالي عدم استفادة القائمين على المؤسسات الصحية من ساعات اشتغالها ومدة توقفها واتخاذ القرار المناسب في تحديد كفاءة الاجهزة .

3-1 هدف الأطروحة: (Aim of thesis)

يتلخص هدف الأطروحة في جوانب عدة يمكن إيجازها في النقاط التالية :

- 1- بناء توزيع احتمالي جديد باستعمال الدالة المولدة (Topp Leone) للحصول على توزيع أكثر مرونة في نمذجة البيانات الحقيقية الخاضعة الى المراقبة .
- 2- ايجاد خصائص التوزيع المقترح وتقدير معلماته والحصول على تقدير للدالة المعولية باستعمال طرائق تقدير (الإمكان الأعظم ، المربعات الصغرى ، العزوم)
- 3- الحصول على افضل تقدير للدالة المعولية وذلك باستعمال اسلوب المحاكاة وبحجوم عينات مختلفة من خلال الاعتماد على معيار متوسط مربعات الخطأ التكلمي .
- 4- معرفة معولية اجهزة الربو (النيوبولايزر) ومدى التفاوت في معولية أنواع من الاجهزة على حساب أنواع أخرى والتي ستتيح للجهات الصحية ساعات الاشتغال ومدة توقفها بتطبيق طريقة التقدير الافضل على البيانات الحقيقية .

4-1 الاستعراض المرجعي: (Review of Literature)

يعد العالمان في الاحصاء الرياضي (Topp, C. W) من جامعة مانشستر في المملكة المتحدة و (Leonee, F. C) من جامعة جورج واشنطن في الولايات المتحدة أول من وضع اساس الدالة المولدة للتوزيعات (Topp Leone) عام 1955 وطورها الباحثان (Samuel Kotz's) و (Saralees Nadarajah) عام 2003 عند استخدامها في توليد بعض التوزيعات المدمجة وتقدير معلماتها بواسطة طريقة العزوم ومنها تقدير معولية بيانات مراقبة تامة ومن النوعين الأول والثاني .

• وفي عام 1981 قام كل من الباحثين (Diane,Lannie)^[16] بمقارنة ثلاث طرائق لتقدير معلمة الشكل والقياس لتوزيع ويبيل باستخدام طريقة مونت كارلو في المحاكاة وهذه الطرائق هي طريقة الإمكان الأعظم وطريقة العزوم وطريقة المربعات الصغرى، وقد تم المقارنة بين هذه الطرائق باستخدام متوسط مربعات الخطأ حيث توصلوا الى النتيجة الاتية:

- 1- ان تقدير الإمكان الأعظم كان افضل الطرائق في التقدير عندما يكون حجم العينة 25.
- 2- ان طريقة العزوم كانت غير جيدة لذلك لم تتم التوصية باستخدامها.
- 3- ان طريقة المربعات الصغرى كانت جيدة في تقدير معلمة القياس في حالة العينات تحت المراقبة.

- في عام (1997) قام الباحث (Marshall,A.W.and Olkin) [36] بدراسة مقارنة بين التوزيع الأسي المعمم ومقارنته مع التوزيع المركب (الأسّي المعمم – ويبل) باستعمال اسلوب المحاكاة وبحجوم عينات مختلفة اعتمادا على طريقة الإمكان الأعظم في تقدير المعلمات ومعيار متوسط مربعات الخطأ وتوصلت الدراسة الى افضلية التوزيع المركب (الأسّي المعمم – ويبل) لكونه أكثر مرونة كذلك تم تقدير معولية بيانات مراقبة من النوع الأول ومعولية بيانات مراقبة من النوع الثاني باستعمال بيانات حقيقية .
- وفي العام 2005 قام الباحث (M. E. GHITANY) [33] وآخرون ، بدراسة بعنوان دراسة بعض مقاييس المعولية في حالة العمليات التصادفية لبيانات تتبع توزيع (-Topp Leone) وتوصل الباحثون الى ان تقدير المعولية في حالة توزيع (Topp-Leone) يعطي تقديرات كفاءة خصوصا عند استخدام طريقة الإمكان الأعظم واحد الطرق التكرارية في تقدير معلمات التوزيع .
- وكذلك عام (2008) قدم الباحثان (Vaida & Leonidas) [49] بحثا منشورا تناولوا فيه تقدير معلمات توزيع ويبل ذو الثلاث معلمات لتقدير معولية بيانات مراقبة من النوع الثاني، إذ استعمل طريقة الإمكان الأعظم، وطرائق عديدة عن طريق خوارزميات خاصة ، لتقدير كل من معلمة القياس والشكل، وتم توليد البيانات باستعمال اسلوب المحاكاة وبحجوم عينات مختلفة وكررت التجربة (100) مرة.
- وكذلك عام (2013) نشر الباحثان (Hong & Chien) [26] بحثا تضمن اعتماد بيانات مراقبة من النوع الثاني (بيانات مبتورة)، خاصة عندما تكون المشاهدات صعبة وغالية الثمن ، لذلك اعتمد مبدا بيانات مراقبة في التقدير ، وتمت المقارنة بين طريقة الإمكان الأعظم وغيرها من الطرائق وبحجوم عينات مختلفة واستعمال اسلوب المحاكاة في التقدير.
- في عام (2013) (Nadarajah, S., Cordeiro, G.M, Others) [41] بدراسة التوزيع المركب (Weibull-Exponential) اذ تم تقدير المعلمات باعتماد طريقة الإمكان الأعظم بحجوم عينات مختلفة باستعمال اسلوب المحاكاة واعتمادا على معيار متوسط مربعات الخطأ وتطبيقها على بيانات حقيقية (طرق المرور) وتوصلوا الى تحسين استخدام العلامات المرورية في الحد من الزحام المروري.
- وفي العام نفسه (2013) تناول الباحثان (S. Balamurali & M. Usha) [13] اعداد تصميم لخطة معاينة لفحص المنتوجات في ظل توزيع ويبل ذي المعلمتين للفشل

- ولبيانات مراقبة ، و ثم تقييم الخطط عن طريق تصغير معدل الفحص الكلي المطلوب ، وعرضت جميع نتائج خطط عينات القبول في جداول خاصة .
- في عام 2014 قام الباحث (S.M.T.K. MirMostafae) [44] قام باستعمال طريقة العزوم بالاعتماد على الاحصاءات المرتبة لتوزيع توبليون وتوصلت الدراسة الى ان طريقة العزوم ممكنة التطبيق في حالة كون معلمة الشكل تأخذ اعداد صحيحة .
 - في العام 2014 قام الباحثان (Chester W Topp & Fred C. Leone) [14] ، بدراسة عائلة من دوال التردد على شكل حرف J الإجراء المعتاد في الحصول على التوزيعات النظرية هو الحصول على بيان دالة التردد ، $f(x)$. وذلك بأستخدام دالة التوزيع التجميعي $F(x)$ كتكامل محدد يمكن من خلاله أن يتبنى وجهة نظر معاكسة ويحصل على دالة توزيع ، $F(x)$ ، يمكن من خلالها الحصول على دالة التردد المرتبطة ، $f(x)$ ، عن طريق التباين تمت مناقشة وجهة النظر الأخيرة وتم التوصل الى ان التردد يتبع توزيع توبليون .
 - وفي عام (2016) استعمل الباحث (الدريعي) [41] انموذج احتمالي مركب (الآسي-وييل) ذي الثلاث معلمات ، وتم تقدير معلمات الانموذج باربع طرائق مختلفة (الإمكان الأعظم، المقدرات الجزئية، المربعات الصغرى ، المربعات الصغرى الموزونة)، واعتمد متوسط مربعات الخطا MSE لمقارنة بين طرائق التقدير المختلفة.
 - عام (2016) (Sangsanit, Y.; Bodhisuwan, W) [46] بدراسة التوزيع الآسي Topp-Leone Marshall-Olkin-G Family هو توزيع إنموذج مستمر يستعمل لنمذجة ظواهر العمر، ففي هذه الدراسة قدما طرائق تقدير مختلفة لمعلمات التوزيع، تم استعمال عدداً من التوزيعات أحادية المتغير المستمرة على نطاق واسع لإظهار المعلومات في العديد من المجالات، على سبيل المثال، علم الأحياء ، الطب، الهندسة والصحة العامة وعلم الأوبئة والاقتصاد، إذ أنه من الواضح أن تحليل العمر يتطلب أنواعا موسعة من هذه التوزيعات، تم بناء فئات قليلة من التوزيعات عن طريق توسيع عائلات مشتركة من التوزيعات المستمرة، تعطي هذه التوزيعات المعممة قدرة أكبر على التكيف عن طريق تضمينها لمعلمة واحدة للإنموذج القياسي .
 - وفي العام 2016 قام الباحث (Sadegh Rezaei) [45] وآخرون ، باستعمال الدالة المولدة (Topp-Leone) لتوليد مجموعة من التوزيعات وتقدير معلماتها باستخدام طريقة الإمكان الأعظم ثم تقدير دالة المخاطرة للتوزيعات الناتجة بواسطة اشكال هندسية محددة وتوصل الباحثون الى ان الدالة المولدة (Topp-Leone) تعطي تقديرات أكثر كفاءة في حال دمجها مع التوزيعات الآسية لتقدير دالة المخاطرة باستخدام اشكال هندسية محددة .

- وفي العام 2017 قام الباحث (E. Brito)^[17] وآخرون ، بحث بعنوان مجموعة من التوزيعات اللوجستية احادية المعلمة وعائلة (Topp-Leone) حيث قام بتحويل تلك التوزيعات الى معادلات انحدار وتطبيقها على مجموعة من البيانات الحقيقية كانت فكرة إنشاء نماذج موسعة جديدة من النماذج الكلاسيكية واقترح فئة جديدة من التوزيعات تسمى Topp-Leone احادية المعلمة من العائلة اللوجستية (TLOLL) لتوسيع بعض فئات التوزيعات المشتركة. حيث العائلة المقترحة يمكن أن تكون أكثر ملاءمة للبيانات الحقيقية من التوزيعات الأساسية لأنها تتضمن معلمات الشكل الإضافية ، حيث اظهرت الدراسة من خلال توزيع TLOLL-Weibull الذي تم تم اقتراح انحدار Log-Weibull هو النموذج ، المناسب لنمذجة بيانات البقاء الخاضعة للرقابة وغير الخاضعة للرقابة علما ان النموذج الانحدار الجديد تم تقدير معلمته باستخدام طريقة الإمكان الأعظم .
- وفي العام 2017 قام الباحث (Gokarna R. Aryal)^[22] وآخرون ، بتوليد توزيع مختلط يحتوي على اربع معلمات (Topp-Leone- weibull) لتقدير معلمات التوزيع باستخدام طريقة الإمكان الأعظم باستخدام المحاكاة ومنها تم نمذجة التوزيع المختلط وتحويله الى معادلة انحدار التوزيع وتقدير الانموذج باستعمال بيانات حقيقية .
- وفي عام 2018 قام الباحث (M. Elgarhy)^[34] وآخرون ، بدراسة حول التوزيعات الناتجة من الدالة المولدة للتوزيعات من النوع الثاني (type II Topp-Leone) دراسة في الخصائص والتطبيقات اذ تم تقديم ثلاث نماذج في الدراسة حيث تم دراسة العزوم والاوزان الاحتمالية المرجحة والانحراف المتوسط للنماذج الثلاثة حيث تم تقدير المعلمات للنماذج باستخدام النسبة الاحتمالية المرجحة لبيانات غير خاضعة للرقابة.
- وفي العام 2018 قام الباحث (Haithim M . Yousof)^[25] وآخرون ، باستعمال الدالة المولدة (Topp-Leone) مع توزيع (FRÉCHET) حيث تم تقديم ودراسة نموذج انحدار جديد لمقياس موقع التسجيل مع تطبيقات للجهد ومجموعات بيانات زراعة القلب في ستانفورد. تم تحديد الانحراف المعدل للكشف عن القيم المتطرفة وتقييم افتراضات النموذج. حيث توصل الباحثون الى ان النموذج الجديد مفيداً جداً في تحليل ونمذجة البيانات الحقيقية ويوفر ملاءمة أفضل من باقي النماذج حيث تم تقديم النماذج على أساس العزوم المقطوعة وكذلك من حيث وظيفة الخطر العكسي. تمت مناقشة طريقة الإمكان الأعظم لتقدير معلمات النموذج عن طريق دراسة محاكاة كذلك تم التوصل الى مرونة النموذج الجديد من خلال أربع مجموعات من البيانات الحقيقية.

- وفي العام 2018 قام الباحث (Haithim M . Yousof) ^[24] وآخرون ، ببناء توزيع جديد بأربعة معلمات للقيم المتطرفة بالاعتماد على الدالة المولدة Topp-Leone حيث تم دراسة خصائص التوزيع وتطبيقاته بواسطة قيمة الإمكان الأعظم . كذلك تم اختبار الخصائص الأساسية المختلفة للتوزيع المقترح بما في ذلك العزوم الاعتيادية وغير المكتملة ، ودوال التوليد ، ودوال البقاء ودوال البقاء المعكوسة ، والإحصاءات المرتبة. بالاعتماد على العزمين المبتورين وكذلك بناءً على ودوال الخطر العكسي وعلى دوال معينة للمتغير العشوائي. تم استخدام طريقة الإمكان الأعظم لتقدير معلمات النموذج. علاوة على ذلك اقترح نموذج انحدار موسع جديد يعتمد على لوغاريتم التوزيع الجديد. يتم تطبيق التوزيع الجديد لنمذجة ثلاث مجموعات بيانات حقيقية تم التوصل الى مرونتها تطبيقياً .
- عام (2019) قام الباحثون (Rashad A .R وآخرون) ^[12] بإنشاء عائلة جديدة من التوزيعات المستمرة تسمى النوع الثاني من عائلة Topp-Leone-G. باستعمال معلمة شكل إضافية ، اذ تم تقديم النموذج خاص للعائلة يعتمد على التوزيع الأسي العكسي ، طبق على بيانات افتراضية وحقيقية وكانت محصلة العمل تفوق المقترح على النماذج الأخرى المعروفة .
- وفي العام 2020 قام الباحثان (Zakeia A. Al-Saiary) و (Rana A. Bakoban) ^[51] باستعمال توزيع توبليون الأسي المقلوب المعمم ذو الثلاث معلمات اذ تم اشتقاق خصائص التوزيع بالإضافة الى العزوم و المنوال وانحراف المتوسط ، تم استخدام طريقة الإمكان الأعظم لتقدير المعلمات المجهولة كذلك تم دراسة خصائص مقدرات الإمكان الأعظم باستخدام مصفوفة المعلومات فيشر ، تم تطبيقها على ثلاث حجوم لعينات مختلفة وتوصلت الدراسة الى كفاءة مقدرات الإمكان الأعظم .
- وفي العام 2020 قام الباحث (Amal Hassan) ^[11] وآخرون، بدراسة الخصائص الاحصائية لتوزيع Topp-Leone المقلوب المقترح و بعض الخصائص الاحصائية مثل المنوال، العزوم، العزوم المرجحة الاحتمالية، العزوم غير المكتملة ، قوة الإجهاد للنموذج، عزوم من أوقات البقاء، الاحصاءات المرتبة. اذ تم تقدير معلمات التوزيع المقترح باستعمال طريقة الإمكان الأعظم على أساس العينات الخاضعة للرقابة الكاملة، والنوع الأول، والنوع الثاني. علاوة على ذلك، تم تطبيق النتائج على مجموعة بيانات حقيقية.

• وفي عام 2020 قام الباحثان (Saralees Nadarajah) & (Idika E. Okorie)^[29] بدراسة التوزيع المختلط (Topp-Leone-Lomax) (TLLo) ذو الثلاث معلمات اذ تم تطبيقه على مجموعة من بيانات لجهاز الارسال والاستقبال للاتصالات الهوائية واطهرت النتائج الى ان التوزيع المختلط (TLLo) يعطي نتائج ايجابية حيث تم تقدير معلمات التوزيع بواسطة طريقة الإمكان الأعظم .

• وفي عام (2020) قام الباحثون (M. Elgarhy, M. Arslan Nasir, Etc)^[35] بدراسة عائلة توزيعات جديدة تسمى النوع الثاني Topp-Leone ، وتم تقديم ثلاثة نماذج لها مع الاشارة الى الخصائص الرياضية عن طريق طريقة (moment generating function) تم تقدير معلمات العائلة بواسطة دراستين تجريبية وتطبيقية لمجموعتين من البيانات الخاضعة للرقابة وغير الخاضعة للرقابة وتوصلوا الى تقديرات غير متحيزة وذات صفات جيدة.

• في عام (2021) (Muhammad Bilal, Muhammad Mohsin, Others)^[39] بدراسة مقارنة بين التوزيعات (Weibull-Exponential, Exponential, Weibull) باستعمال اسلوب المحاكاة وبحجوم عينات مختلفة اذ تم تقدير المعلمات للتوزيعات بطريقة الإمكان الأعظم وتوصلوا الى ان التوزيع المركب (Weibull-Exponential) افضل من التوزيعات المفردة.

واستكمالاً لما تقدم في البحوث والدراسات اعلاه من التوزيعات المختلفة واستعمال بيانات مراقبة بمختلف أنواعها لتقدير الدالة المعولية تناولنا خلال هذه الاطروحة استعمال الدالة الموادة للتوزيعات (Topp Leone) باعتماد التوزيع (weibull- Exponential) كتوزيع اساسي لتقدير الدالة المعولية لبيانات مراقبة من النوع الثاني (مراقبة لحين الفشل) وذلك باستعمال ثلاثة طرائق في التقدير (طريقة الإمكان الأعظم و طريقة المربعات الصغرى و طريقة العزوم) اذ تم توليد بيانات تجريبية بحجوم عينات مختلفة (كبيرة ، متوسطة ، صغيرة) باستعمال طريقة مونت – كارلو، والمقارنة بين الطرائق باستعمال معيار متوسط مربعات الخطأ التكامل (IMSE) تم والمقارنة بين التوزيعات المفردة من جهة والتوزيع المولدة باستعمال دالة (Topp Leone) من جهة أخرى وذلك لمعرفة مدى كفاءة التوزيعات الناتجة عنها وذلك باستعمال بيانات حقيقية باستعمال بعض المعايير ($-2\text{Ln}L$, AIC , AICc, BIC, HQIC) للمفاضلة بين النماذج .

الفصل الثاني

(الجانب النظري)

1-2 تمهيد: (Preface) [30] [50]

شهدت التوزيعات الاحصائية اهتماماً واسعاً من قبل الباحثين و في مختلف مجالات الحياة التطبيقية ، إذ طور العديد من الباحثين عدة طرق لتوليد توزيعات مستمرة مرنة ناتجة من التوزيعات المستمرة أخرى او توسيع التوزيعات بإضافة بعض المعلمات لها وذلك للضرورة التطبيقية وحاجة بعض الجوانب لها ومن اهم تلك الجوانب هي المعولية التي شهدت اهتمام واسع في العقد الاخير لكونها الاداة التي يعتمد عليها علماء الهندسة والاقتصاد في رسم السياسات المصنعية واتخاذ قرارات ومن اهم التوزيعات المستعملة في دراسة وتحليل المعولية هي توزيع ويبل والتوزيع الأسي، يتضمن هذا الفصل من الاطروحة المفاهيم الأساسية لاهم التوزيعات الاحصائية (التوزيع الأسي ، توزيع ويبل ، التوزيع الأسي – ويبل) كذلك الدالة المولدة للتوزيعات (Topp-Leone) والتوزيع المقترح (-) Topp-Leone- exponential Weibull) كذلك تضمن اهم الخصائص للتوزيع المقترح وانواع البيانات وطرائق التقدير المستعملة في التقدير .

2-2 المفاهيم الأساسية: [43] (fundamental concepts)

ازداد اهتمام اغلب الباحثين في العصر الحديث بدراسة التوزيعات الاحصائية لكونها تدخل في اغلب مجالات الحياة منها الطبية والصناعية والزراعية وغيرها وان هذه المجالات تعتمد بصورة رئيسة على دراسة البيانات التي تتبع الدالة المعولية فيما يتعلق بالالات والمكائن والبقاء فيما يخص البيانات التي تمثل الكائن الحي وعادة ما يتم تمثيل تلك البيانات بتوزيعات احصائية تتبع الظاهرة المراد دراستها ومن اهم هذه التوزيعات هي توزيعات العائلة الأسية إذ ارتأينا في هذه الدراسة ان نأخذ اهمها ونبين اهم خصائصها، وهي توزيع ويبل والتوزيع الأسي والتوزيع المركب الأسي – ويبل .

1-2-2 التوزيع الأسي: (Exponential Distribution) [7]

التوزيع الأسي (Exponential distribution) هو توزيع مستمر اشتق اسمه من الدالة الأسية ويعد واحد من أكثر التوزيعات انتشاراً وفائدة خصوصاً في تخمين الفترات الزمنية بين وقوع الاحداث في عمليات بواسون (Poisson)، ويتميز التوزيع الأسي عن التوزيعات الأخرى بأن دالة المخاطرة فيه كمية ثابتة . يعتبر التوزيع الأسي حالة خاصة من توزيع كاما عندما $\alpha = 1$ فإذا كانت دالة الكثافة الاحتمالية لتوزيع كاما (Gamma Distribution) تأخذ الشكل التالي :

$$f(x, \alpha, \lambda) = \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma\alpha} x^{\alpha-1} e^{-\lambda x} \quad x \geq 0 \quad \dots (1 - 2)$$

فإن دالة الكثافة الاحتمالية للتوزيع الأسي تأخذ الشكل التالي :

$$f(x, \alpha, \lambda) = \lambda e^{-\lambda x} \quad x \geq 0 \quad \dots (2 - 2)$$

حيث ان λ مثل معلمة التوزيع $\lambda > 0$

ودالة التوزيع التراكمي لمتغير عشوائي يتبع التوزيع الأسي تعطى بالصيغة التالية :

$$F(x; \lambda) = 1 - \lambda e^{-\lambda x} , \quad x > 0 \quad \dots (3 - 2)$$

و دالة المعولية $R(t)$ تأخذ الشكل التالي :

$$R(t, \lambda) = e^{-\lambda t} , \quad t > 0 \quad \dots (4 - 2)$$

2-2-2 توزيع ويبيل: (Weibull distribution) [6][28]

يُعد توزيع ويبيل (Weibull distribution) من افضل نماذج الفشل الذي يمكن ان يصف مراحل الفشل ظهر عام 1939 وسمي بهذا الاسم نسبة الى العالم السويدي Weibull، إذ ظهر هذا التوزيع بعد الحرب العالمية الثانية كأحد نماذج الفشل وأكثرها استعمالاً وشيوعاً في دراسات المعولية لكونه احد النماذج التي تصف حالات الفشل المختلفة لأي جهاز إذ يستعمل توزيع ويبيل لوصف عطلات الكثير من المكائن والمعدات ذات طبيعة العمل الميكانيكي، ومن الجدير بالذكر ان التوزيع الأسي هو حالة خاصة من توزيع ويبيل وقد انحسر استعماله وذلك بسبب خاصية ثبات معدل الفشل الذي يتصف بها التوزيع الأسي، على العكس منه فان توزيع ويبيل يمكن استعماله لوصف المراحل المختلفة التي تمر بها اي ماكينة او جهاز كمرحلة الفشل المبكر (الفشل المتناقص) (Decreasing Failure rate) ومرحلة الفشل المتزايد (Increasing Failure rate) وان دالة الكثافة الاحتمالية (pdf) تكون بالصيغة التالية :

$$g(x) = \beta \gamma^\beta x^{\beta-1} e^{-(\gamma x)^\beta} \quad \dots (5 - 2)$$

إذ ان (γ) معلمة القياس (Scale parameter)

وان (β) معلمة الشكل (shape parameter)

توضيح تأثير معلمتي الشكل والقياس في توزيع ويبيل في بعض الحالات الخاصة منها:

- عندما $(\beta = 1)$ يتحول الى توزيع الأسي والذي هو حالة خاصة من توزيع ويبيل ويكون في هذه الحالة معدل الفشل ثابت والجهاز او الماكينة تكون في مرحلة العمر النافع ، والتوزيع الأسي يمتاز بخاصية فقدان الذاكرة (Memory Lessness) ومفهوم هذه الخاصية ان

الاستعمال السابق للجهاز او الماكنة لا يؤثر بعملها في المدة القادمة اي العمر المقبل للجهاز لا يعتمد على عمره السابق، إذ ان عمل الماكنة في هذه المرحلة لا يتأثر بتقدمها واستهلاكها وهذه الخاصية تتفق تماما مع طبيعة العطلات العشوائية التي يتعرض لها الجهاز او الماكنة .

- عندما $(\beta = 2)$ فان التوزيع يتحول الى توزيع رالي (Rayleigh distribution) .
- عندما $(\beta < 1)$ يكون مشابها لشكل التوزيع الأسي.
- عندما $(\beta \geq 3)$ يكون مشابها لشكل التوزيع الطبيعي (يكون الشكل قريبا من التماثل).
- عندما $(1 < \beta < 3)$ يكون التوزيع ملتويا (Skewed)
- عندما تكون معلمة الشكل $\beta > 1$ معدل الفشل متزايد (Increasing Failure Rate) وهي الحالة التي تمثل دخول الجهاز او الماكنة مرحلة التاكل (الاستهلاك) والتقدم
- عندما تكون معلمة الشكل $\beta < 1$ معدل الفشل متناقص (Decreasing Failure Rate) .
- عندما تكون معلمة الشكل $\beta = 1$ معدل الفشل ثابت (Decreasing Failure Rate).
- زيادة قيمة معلمة القياس (γ) في نقطة زمنية معينة يؤدي الى انخفاض معدل الفشل وزيادة قيمة دالة المعولية .

وان دالة ال (cdf) لتوزيع (Weibull) تكون كالآتي:

$$G(x) = \left(1 - e^{-(\gamma x)^\beta}\right) \quad \dots (6 - 2)$$

وان الدالة المعولية لتوزيع (Weibull) تكون كالآتي :

$$R(x) = \left(e^{-(\gamma x)^\beta}\right) \quad \dots (7 - 2)$$

3-2-2 التوزيع الأسي- ويبيل: [27] [18] (Exponential-Weibull)

يعد احد التوزيعات المستخدمة في حساب المعولية للمكائن وحساب البقاء للكائنات الحية لجأ اليه العديد من الباحثين في السنوات الاخيرة وذلك للضرورة التطبيقية خصوصا مع التطور الحاصل في التكنولوجيا الصناعية لدراسة معولية الاجهزة والمكائن وهو أكثر مرونة في التطبيق من باقي دوال العائلة الأسية كما اثبت ذلك تطبيقيا بعض الباحثين إذ قاموا بدراسة تطبيقية بمقارنة التوزيعات المفردة والتوزيع المركب (Exponential-Weibull) وتقدير معلمات هذه التوزيعات باستخدام طريقة الإمكان الأعظم والمقارنة بينهما باستخدام معيار المعلومات البيزي الذي يعتمد على نسبة الإمكان الأعظم للتوزيع. [37]

ان دالة الكثافة التجميعية (cdf) للتوزيع (exponential-Weibull) تكتب كالآتي :

$$G(x) = \left(1 - e^{-(\gamma x)^\beta}\right)^\eta \quad \dots (8 - 2)$$

وان دالة الكثافة الاحتمالية (pdf) للتوزيع (exponential-Weibull) تكون كالآتي :

$$g(x) = \eta\beta\gamma^\beta x^{\beta-1} e^{-(\gamma x)^\beta} \left(1 - e^{-(\gamma x)^\beta}\right)^{\eta-1} \quad \dots (9 - 2)$$

وان الدالة المعولية للتوزيع (exponential-Weibull) تكون كالآتي :

$$R(x) = 1 - \left(1 - e^{-(\gamma x)^\beta}\right)^\eta \quad \dots (10 - 2)$$

هنالك خصائص تطبيقية تميز بها التوزيع المذكور انفا عن غيره من التوزيعات من اهمها :

1- يعد من التوزيعات المتماثلة وذات مرونة تطبيقية خاصة فيما يتعلق بتقدير الدالة المعولية لكونه ناتج من توزيعين من توزيعات العائلة الأسية ضمن الفترة (0 ، ∞).

2- عدم تأثر طرائق التقدير المستعملة في تقدير معلماته بالقيم المتطرفة ومقدراته في الغالب تمتلك خصائص المقدر الجيد خاصة في حالة العينات الكبيرة.

3- المقدرات الناتجة عن التوزيع تكون أكثر كفاءة من التوزيعات المنفردة (التوزيع الأسي) و(توزيع ويبيل) [39].

4- سهولة نمذجة البيانات عن طريق التوزيع (exponential-Weibull) بمختلف الظواهر التطبيقية التي تتكون بياناتها من أكثر من متغير مستقل وسهولة اجراء قطع على التوزيع وبما يتلاءم مع شكل الظاهرة المدروسة .

ان الدالة المولدة للعزوم للتوزيع (exponential-Weibull) تكون كالآتي:

$$\mu'_r(EW) = \eta^r \sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k [\beta]^\beta \Gamma\left(\frac{r}{\beta}\right) \quad \dots (11 - 2)$$

عندما $r=1$ نحصل على العزم الاول :

$$\mu'_r(EW) = \eta \sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k [\beta]^\beta \Gamma\left(\frac{1}{\beta}\right) \quad \dots (12 - 2)$$

عندما $r=2$ نحصل على العزم الثاني :

$$\mu'_r(EW) = \eta^2 \sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k [\beta]^\beta \Gamma\left(\frac{2}{\beta}\right) \quad \dots (13 - 2)$$

اما التباين نحصل عليه من خلال العزوم الاول والثاني وكالآتي :

$$\text{Var}(x) = EX^2 - (EX)^2$$

$$\text{Var}(x) = \eta^2 \sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k [\beta]^{\frac{2}{\beta}} \Gamma\left(\frac{2}{\beta}\right) - \left(\eta \sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k [\beta]^{\frac{1}{\beta}} \Gamma\left(\frac{1}{\beta}\right) \right)^2 \quad \dots (14 - 2)$$

3-2 الدالة المولدة للتوزيعات [15] [19] (Topp-Leone) :-

طور العديد من الباحثين التوزيعات الاعتيادية التي اصبحت لا تتلاءم مع العديد من الدراسات في السنوات الاخيرة إذ ان بعض الظواهر في العصر الحديث اصبحت تتغير بصورة مستمرة وفي مجالات متعددة ومن ابرزها معولية المكائن والمعدات التي تدخل في اغلب الجوانب العلمية والتطبيقية ويعتمد عليها علماء الهندسة والاقتصاد والدراسات البايولوجية... الخ في رسم سياسة الانتاج ووضع الخطط المستقبلية وذلك من خلال معرفة اوقات اشتغال هذه المكائن او المصانع واوقات الفشل لها وذلك من خلال اضافة معلمة واحدة او أكثر الى التوزيع الاساسي، ومن اهم الباحثين الذين اهتموا بهذا المجال، Marshall AW Olkin الذي قام بأنشاء عائلة من التوزيعات المركبة تعرف بعائلة G-Marshall AW Olkin، كذلك قام الباحث Eugene وآخرون بتوليد عائلة بيتا المعممة، كذلك قام الباحثين Castro و Cordeiro بكتابة عائلة مولدة للتوزيعات تدعى بـ Kumaraswamy-G family وغيرها من الدوال او العوائل التي اهتمت بهذا الجانب ومن ابرزها الدالة المولدة للتوزيعات (Topp-Leone)

أن الصيغة العامة للدالة المولدة للتوزيعات الاحتمالية (pdf) لـ (Topp-Leone) تكتب كالاتي :

$$f_{TLG}(x) = 2\alpha\theta g(x)[G(x)]^{\alpha\theta-1} [1 - G(x)^\theta] [2 - G(x)^\theta]^{\alpha-1} \quad \dots (15 - 2)$$

وأن الصيغة العامة للدالة المولدة للتوزيعات التراكمية (cdf) لـ (Topp-Leone) تعرف كالاتي :

$$F_{TLG}(x) = \{G(x)^\theta [2 - G(x)^\theta]\}^\alpha \quad \dots (16 - 2)$$

حيث ان :

$g(x)$ هي الدالة الاحتمالية (pdf) للتوزيع الاولي المدمج مع توزيع Topp-Leone

$G(x)$ هي الدالة التراكمية (cdf) للتوزيع الاولي المدمج مع توزيع Topp-Leone

وان هذه الدالة تعطي صفات للتوزيعات الناتجة عنها وهي كالاتي :

- (1) يكون التفطح أكثر مرونة مقارنة بالتوزيعات التقليدية .
- (2) يكون لتلك التوزيعات انحراف أقل من التوزيعات الاساسية حتى في حال وجود قيم متطرفة .
- (3) لإنشاء توزيعات واسعة النطاق لنمذجة البيانات الحقيقية في مختلف الظواهر التطبيقية .

(4) لتوليد توزيعات ذات شكل متماثل أو منحرف إلى اليسار أو منحرف إلى اليمين أو معكوس على شكل J وبما يتلائم مع شكل الظاهرة.

(5) لتوفير ملاءمة أفضل للظواهر التي تتغير باستمرار مقارنة بالنماذج الأخرى التي تم إنشاؤها تحت نفس الأساس .

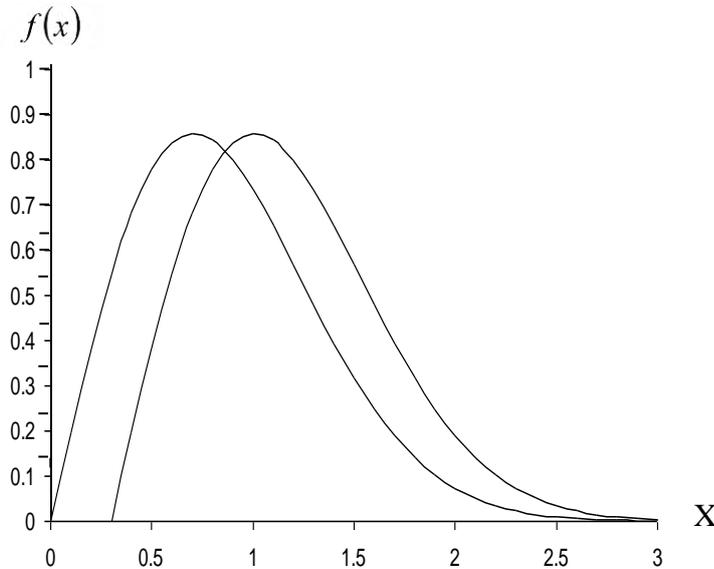
4-2 التوزيع المقترح^{[47][48]} (Topp-Leone-exponential-Weibull)

لإيجاد الدالة الاحتمالية للتوزيع المقترح (Topp-Leone- exponential -Weibull) وذلك من خلال تعويض المعادلة (8-2) التي تمثل دالة الكثافة التجميعية cdf للتوزيع المركب (exponential-Weibull) والمعادلة (9-2) التي تمثل دالة الكثافة الاحتمالية (pdf) للتوزيع المركب (exponential-Weibull) في المعادلة (15-2) التي تمثل الدالة المولدة للتوزيعات (Topp-Leone) (pdf) نحصل على التوزيع المقترح (Topp-Leone-exponential-Weibull) كالآتي :

$$f_{TLEW}(x) = 2\alpha\theta\eta\beta\gamma x^{\beta-1} e^{-(\gamma x)^\beta} (1 - e^{-(\gamma x)^\beta})^{\eta-1} \left[(1 - e^{-(\gamma x)^\beta})^\eta \right]^{\alpha\theta-1} \left[1 - \left[(1 - e^{-(\gamma x)^\beta})^\eta \right]^\theta \right] \left[2 - \left[(1 - e^{-(\gamma x)^\beta})^\eta \right]^\theta \right]^{\alpha-1}$$

حيث أن $x > 0$... (17 - 2)

والشكل (1-2) يوضح دالة الكثافة الاحتمالية $f(x)$ للتوزيع المقترح f_{TLEW}

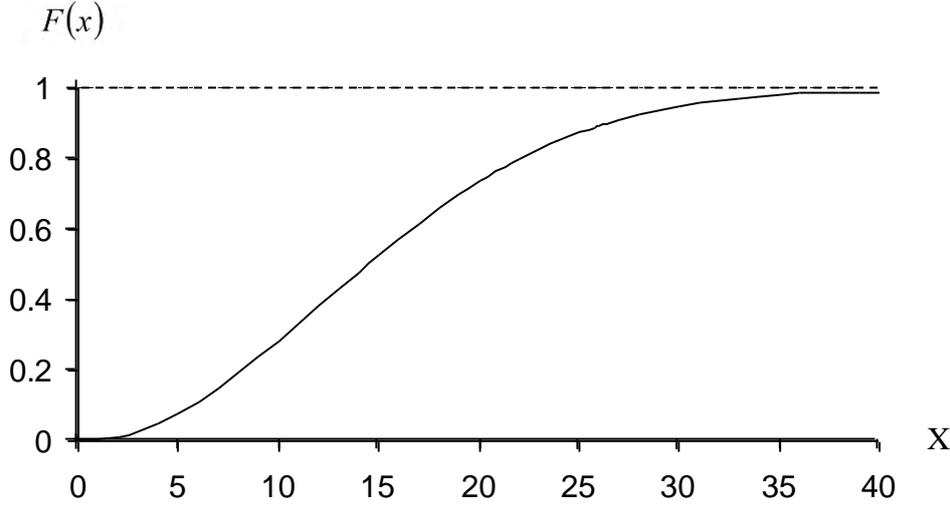


شكل (1-2) دالة الكثافة الاحتمالية للتوزيع المقترح f_{TLEW}

وبتعويض المعادلة (8-2) والمعادلة (9-2) في المعادلة (16-2) نحصل على دالة التوزيع التجميعية للتوزيع المقترح (*Topp-Leone-exponential-Weibull*) وهي كالآتي :

$$F_{TLEW}(X) = \left\{ \left(1 - e^{-(\gamma x)^\beta} \right)^{\theta \eta} \left[2 - \left(1 - e^{-(\gamma x)^\beta} \right)^{\theta \eta} \right] \right\}^\alpha \quad \dots (18 - 2)$$

والشكل (2-2) يبين رسمها بيانياً.



شكل (2-2) الدالة التجميعية للتوزيع المقترح F_{TLEW}

ولغرض اثبات ان دالة التوزيع المقترح (*Topp-Leone-exponential-Weibull*) هي دالة احتمالية (هنالك شرطين هما :

الشرط الاول : هو ان الدالة موجبة لكافة حدود المتغير X أي ان :

$$f_{TLEW}(x) \geq 0 \quad \forall X \in R$$

الشرط الثاني : هو ان تكامل الدالة لكافة قيم المتغير X يساوي واحد أي ان :

$$\int_0^{\infty} f_{TLEW}(x) = 1$$

$$\int_0^{\infty} 2\alpha\theta\eta\beta\gamma^\beta x^{\beta-1} e^{-(\gamma x)^\beta} \left(1 - e^{-(\gamma x)^\beta} \right)^{\eta-1} \left[\left(1 - e^{-(\gamma x)^\beta} \right)^\eta \right]^{\alpha\theta-1} \left[1 - \left[\left(1 - e^{-(\gamma x)^\beta} \right)^\eta \right]^\theta \right] \left[2 - \left[\left(1 - e^{-(\gamma x)^\beta} \right)^\eta \right]^\theta \right]^{\alpha-1} dx = 1$$

نفرض أن $(\gamma x)^\beta$ يساوي y ومنها نجد أن $x = \frac{y^{\frac{1}{\beta}}}{\gamma}$ ومنها نجد أن $dx = \frac{y^{\frac{1}{\beta}-1}}{\beta\gamma} dy$ وان حدود الدالة تبقى كما هي وبالتعويض نحصل على :

$$= \int_0^\infty 2\alpha\theta\eta\beta\gamma^\beta \left(\frac{y^{\frac{1}{\beta}}}{\gamma}\right)^{\beta-1} e^{-y}(1-e^{-y})^{\eta-1} \left[(1-e^{-y})^\eta\right]^{\alpha\theta-1} \left[1 - \left[(1-e^{-y})^\eta\right]^\theta\right] \left[2 - \left[(1-e^{-y})^\eta\right]^\theta\right]^{\alpha-1} \frac{y^{\frac{1}{\beta}-1}}{\beta\gamma} dy$$

وبالتبسيط نحصل على :

$$= \int_0^\infty \frac{2\alpha\theta\eta\beta\gamma^\beta}{\beta\gamma^\beta} e^{-y} [(1-e^{-y})]^{\alpha\theta\eta-1} \left[1 - \left[(1-e^{-y})^\eta\right]^\theta\right] \left[2 - \left[(1-e^{-y})^\eta\right]^\theta\right]^{\alpha-1} dy$$

لتكن $z = e^{-y}$ ومنها نجد $y = -Lnz$ ومنها نجد $dy = \frac{1}{z} dz$ حيث أن حدود الدالة الناتجة من التحويل تكون $0 < z < 1$ بالتعويض نحصل:

$$= \int_0^1 \frac{2\alpha\theta\eta\beta\gamma^\beta}{\beta\gamma^\beta} z [(1-z)]^{\alpha\theta\eta-1} \left[1 - [(1-z)]^{\eta\theta}\right] \left[2 - [(1-z)]^{\eta\theta}\right]^{\alpha-1} \frac{1}{z} dz$$

ومنها بعد التبسيط :

$$= \int_0^1 \frac{2\alpha\theta\eta\beta\gamma^\beta}{\beta\gamma^\beta} [(1-z)]^{\alpha\theta\eta-1} \left[1 - [(1-z)]^{\eta\theta}\right] \left[2 - [(1-z)]^{\eta\theta}\right]^{\alpha-1} dz$$

نفرض أن $R = 1 - Z$ منها $Z = 1 - R$ ومنها نجد $dZ = dR$ بالتعويض نحصل على :

$$= \int_0^1 \frac{2\alpha\theta\eta\beta\gamma^\beta}{\beta\gamma^\beta} [R]^{\alpha\theta\eta-1} \left[1 - [R]^{\eta\theta}\right] \left[2 - [R]^{\eta\theta}\right]^{\alpha-1} dR$$

لتكن $[R]^{\eta\theta} = W$ منها نجد أن $R = W^{\frac{1}{\eta\theta}}$ ومنها نجد أن $dR = \frac{1}{\eta\theta} W^{\frac{1}{\eta\theta}-1} dW$

بالتعويض نجد ان :

$$= \int_0^1 \frac{2\alpha\theta\eta\beta\gamma^\beta}{\beta\gamma^\beta} \left[\frac{W^{\left(\frac{1}{\eta\theta}\right)^{\alpha\theta\eta}}}{W^{\frac{1}{\eta\theta}}} \right] [1 - W] [2 - W]^{\alpha-1} \frac{1}{\eta\theta} W^{\frac{1}{\eta\theta}-1} dW$$

$$= \int_0^1 \frac{2\alpha\theta\eta\beta\gamma^\beta}{\eta\theta\beta\gamma^\beta} [W]^{\alpha-1} [1-W][2-W]^{\alpha-1} dW$$

$$= \int_0^1 \frac{2\alpha\theta\eta\beta\gamma^\beta}{\eta\theta\beta\gamma^\beta} [W]^{\alpha-1} [(1-W)][1+(1-W)]^{\alpha-1} dW$$

لتكن $V = 1 - W$ ومنها $W = 1 - V$ حيث $dW = dV$

$$= \int_0^1 \frac{2\alpha\theta\eta\beta\gamma^\beta}{\eta\theta\beta\gamma^\beta} [1-V]^{\alpha-1} [V][1+V]^{\alpha-1} dV$$

ومنها بإعادة الاقواس الى الفرق بين مربعين نجد :

$$= \int_0^1 \frac{2\alpha\theta\eta\beta\gamma^\beta}{\eta\theta\beta\gamma^\beta} [1-V^2]^{\alpha-1} [V] dV$$

لتكن $V^2 = S$ منها $V = S^{\frac{1}{2}}$ حيث $dV = \frac{1}{2} S^{-\frac{1}{2}} dS$ بالتعويض ينتج :

$$= \int_0^1 \frac{2\alpha\theta\eta\beta\gamma^\beta}{\eta\theta\beta\gamma^\beta} [1-S]^{\alpha-1} S^{\frac{1}{2}} \frac{1}{2} S^{-\frac{1}{2}} dS$$

$$= \int_0^1 \frac{2\alpha\theta\eta\beta\gamma^\beta}{2\theta\eta\beta\gamma^\beta} [1-S]^{\alpha-1} dS$$

$$= \frac{2\alpha\theta\eta\beta\gamma^\beta}{2\theta\eta\beta\gamma^\beta} \left[-\frac{[1-S]^\alpha}{\alpha} \right]_0^1 = \frac{2\alpha\theta\eta\beta\gamma^\beta}{2\alpha\theta\eta\beta\gamma^\beta} = 1 \text{ is pdf}$$

خصائص التوزيع المقترح TLEW

العزم الرائي ($E(X^r)$) للتوزيع المقترح (Topp-Leone-exponential-Weibull)

$$E(X^r) = \int_0^\infty 2\alpha\theta\eta\beta\gamma^\beta x^{r+\beta-1} e^{-(\gamma x)^\beta} (1 - e^{-(\gamma x)^\beta})^{\eta-1} \left[(1 - e^{-(\gamma x)^\beta})^\eta \right]^{\alpha\theta-1} \left[1 - \left[(1 - e^{-(\gamma x)^\beta})^\eta \right]^\theta \right] \left[2 - \left[(1 - e^{-(\gamma x)^\beta})^\eta \right]^\theta \right]^{\alpha-1} dx$$

لنفرض أن $(\gamma x)^\beta$ يساوي y ومنها نجد أن $x = \frac{y^{\frac{1}{\beta}}}{\gamma}$ ومنها نجد أن $dx = \frac{1}{\beta\gamma} y^{\frac{1}{\beta}-1} dy$ وان

حدود الدالة تبقى كما هي وبالتعويض نحصل على :

$$= \int_0^{\infty} 2\alpha\theta\eta\beta\gamma^{\beta} \left(\frac{y^{\frac{1}{\beta}}}{\gamma}\right)^{r+\beta-1} e^{-y}(1-e^{-y})^{\eta-1} [(1-e^{-y})^{\eta}]^{\alpha\theta-1} \left[1 - [(1-e^{-y})^{\eta}]^{\theta}\right] \left[2 - [(1-e^{-y})^{\eta}]^{\theta}\right]^{\alpha-1} \frac{y^{\frac{1}{\beta}-1}}{\beta\gamma} dy$$

وبالتبسيط نحصل على :

$$= \int_0^{\infty} \frac{2\alpha\theta\eta}{\gamma^{r-1}} y^{\frac{r}{\beta}-\frac{1}{\beta}} e^{-y} [(1-e^{-y})]^{\alpha\theta\eta-1} \left[1 - [(1-e^{-y})^{\eta}]^{\theta}\right] \left[2 - [(1-e^{-y})^{\eta}]^{\theta}\right]^{\alpha-1} dy$$

لتكن $z = e^{-y}$ ومنها نجد $y = -Lnz$ ومنها نجد $dy = \frac{1}{z} dz$ حيث أن حدود الدالة

الناتجة من التحويل تكون $0 < z < 1$ بالتعويض نحصل:

$$= \int_0^1 \frac{2\alpha\theta\eta}{\gamma^{r-1}} [Lnz]^{\frac{r}{\beta}-\frac{1}{\beta}} z [(1-z)]^{\alpha\theta\eta-1} \left[1 - [(1-z)]^{\eta\theta}\right] \left[2 - [(1-z)]^{\eta\theta}\right]^{\alpha-1} \frac{1}{z} dz$$

ومنها بعد التبسيط :

$$= \int_0^1 \frac{2\alpha\theta\eta}{\gamma^{r-1}} [Lnz]^{\frac{r}{\beta}-\frac{1}{\beta}} [(1-z)]^{\alpha\theta\eta-1} \left[1 - [(1-z)]^{\eta\theta}\right] \left[2 - [(1-z)]^{\eta\theta}\right]^{\alpha-1} dz$$

نفرض أن $R = 1 - Z$ منها $Z = 1 - R$ ومنها نجد $dZ = dR$ بالتعويض نحصل على :

$$E(X^r) = \int_0^1 \frac{2\alpha\theta\eta}{\gamma^{r-1}} [Ln(1-R)]^{\frac{r}{\beta}-\frac{1}{\beta}} [R]^{\alpha\theta\eta-1} \left[1 - [R]^{\eta\theta}\right] \left[2 - [R]^{\eta\theta}\right]^{\alpha-1} dR$$

وباستخدام الفرضيات السابقة في تحويل الدوال المعقدة وقاعدة تكامل الدوال الجزئية في

برنامج (Mathematical) نحصل على العزم الرائي $E(X^r)$:

$$\mu'_r = \alpha^r \sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k [(\alpha + k)\theta]^{\frac{r}{\beta}} \Gamma\left(1 - \frac{r}{\beta}\right) \quad \dots (19 - 2)$$

ومنه :

عندما $r=1$ نحصل على العزم الاول حول نقطة الاصل :

$$E(X) = \alpha \sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k [(\alpha + k)\theta]^{\frac{1}{\beta}} \Gamma\left(1 - \frac{1}{\beta}\right) \quad \dots (20 - 2)$$

عندما $r=2$ نحصل على العزم الثاني حول نقطة الاصل :

$$E(X^2) = \alpha^2 \sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k [(\alpha + k)\theta]^{\frac{2}{\beta}} \Gamma\left(1 - \frac{2}{\beta}\right) \quad \dots (21 - 2)$$

وعليه فان التباين للتوزيع المقترح الجديد هو:

$$Var(x) = E(X^2) - (E(X))^2$$

$$\begin{aligned}
&= E(X^2) = \alpha^2 \sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k [(\alpha + k)\theta]^{\frac{2}{\beta}} \Gamma(1 - \frac{2}{\beta}) - \left(\alpha \sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k [(\alpha + k)\theta]^{\frac{1}{\beta}} \Gamma(1 - \frac{1}{\beta}) \right)^2 \\
&= \alpha^2 \sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k [(\alpha + k)\theta]^{\frac{2}{\beta}} \Gamma(1 - \frac{2}{\beta}) - \alpha^2 \left(\sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k [(\alpha + k)\theta]^{\frac{1}{\beta}} \Gamma(1 - \frac{1}{\beta}) \right)^2 \\
&= \alpha^2 \left(\sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k [(\alpha + k)\theta]^{\frac{2}{\beta}} \Gamma(1 - \frac{2}{\beta}) - \left(\sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k [(\alpha + k)\theta]^{\frac{1}{\beta}} \Gamma(1 - \frac{1}{\beta}) \right)^2 \right) \\
&\dots (22 - 2)
\end{aligned}$$

وان معامل الاختلاف للتوزيع المقترح (TLEW).

$$C.V = \frac{\sigma}{\mu}$$

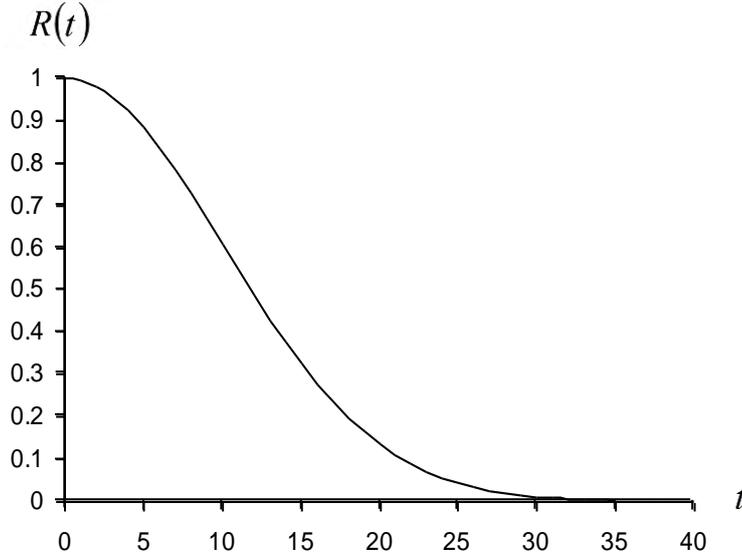
$$\begin{aligned}
&= \sqrt{\frac{\alpha^2 \left(\sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k [(\alpha + k)\theta]^{\frac{2}{\beta}} \Gamma(1 - \frac{2}{\beta}) - \left(\sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k [(\alpha + k)\theta]^{\frac{1}{\beta}} \Gamma(1 - \frac{1}{\beta}) \right)^2 \right)}{\alpha \sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k [(\alpha + k)\theta]^{\frac{1}{\beta}} \Gamma(1 - \frac{1}{\beta})}} \\
&= \sqrt{\frac{\left(\sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k [(\alpha + k)\theta]^{\frac{2}{\beta}} \Gamma(1 - \frac{2}{\beta}) - \left(\sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k [(\alpha + k)\theta]^{\frac{1}{\beta}} \Gamma(1 - \frac{1}{\beta}) \right)^2 \right)}{\sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k [(\alpha + k)\theta]^{\frac{1}{\beta}} \Gamma(1 - \frac{1}{\beta})}} \dots (23 - 2)
\end{aligned}$$

الدالة المعولية للتوزيع المقترح (TLEW):

$$R(t) = 1 - F_{TLEW}(t)$$

$$= 1 - \left\{ \left(1 - e^{-(\gamma t)^\beta} \right)^{\theta \eta} \left[2 - \left(1 - e^{-(\gamma t)^\beta} \right)^{\theta \eta} \right] \right\}^\alpha \dots (24 - 2)$$

ورسمها البياني موضح في الشكل (3-2).

شكل (3-2) دالة الموثوقية للتوزيع المقترح R_{TLEW}

5-2 الدالة الموثوقية: (Reliability function) [3] [10]

هي احتمال ان النظام او احد مكوناته سوف يقوم بوظيفته المطلوبة لمدة من الزمن عند الاستعمال تحت ظروف تشغيلية ملائمة وهو بذلك تمثل احتمال عدم الفشل لمدة من الزمن .ويمكن ان تعرف الموثوقية بالاعتماد على الزمن او أي مقياس آخر مثلاً لكل كيلو متر او لكل عدد من الوحدات او لكل دفعة انتاج او غيرها .
ويمكن أن تعرف الموثوقية بصيغ مختلفة منها :

* احتمالية أن تؤدي وحدة (جهاز) ما عملاً معيناً تحت ظروف معينة ولمدة زمنية محددة.

* احتمالية إن تعمل منظومة ما لمدة زمنية محددة وتحت ظروف العمل المصممة لأجله.

* أنها الاحتمالية في اداء مُعدة (وحدة او جهاز) ما الغرض المصمم لأجله على النحو اللازم وخلال مدة زمنية معينة وتحت ظروف تشغيلية معينة .

إذ تعد هذه الصيغة من أكثر التعاريف قبولاً للموثوقية لأنها دالة على نوع من الاداء يكون فيه

الجهاز ناجحاً أي لا يفشل خلال مدة الخدمة المقدرة له . (t , 0) ويمكن التعبير عن الدالة

الموثوقية رياضياً بالصورة التالية :

$$R(t) = pr (T > t) \quad \dots (25 - 2)$$

(t) : زمن اشتغال الجهاز وهو اكبر او يساوي صفر.

(T) : الزمن المتراكم لعمر الجهاز خلال وقيمته محصورة (0,t)

وان صيغة الدالة المعولية في التوزيعات المستمرة هي:

$$R(t) = \int_t^{Maxt} f(u)du \quad \dots (26 - 2)$$

وتمتلك الدالة المعولية خصائص منها:

■ تكون قيمتها محصورة بين صفر والواحد الصحيح اي انها دالة احتمالية يمكن كتابتها :

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

■ دالة تتناسب عكسيا مع الزمن اي انها (رتيبة متناقصة مع الزمن) إذ كلما تقدم زمن عمل الالة تناقصت قيمة الدالة المعولية اي ان :

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

وممكن اثبات ذلك رياضيا كالاتي:

إذا كانت دراسة تخص جهاز معين خلال فترتين زمنيتين t_1, t_2 وان $t_2 > t_1$ فان دالة المعولية للمدة t_2 هي اصغر من دالة المعولية للفترة t_1 ويمكن التعبير عنها كالاتي :

$$\int_{t_1}^{t_2} f(u) du \geq 0$$

وممكن اعادة كتابة المعادلة اعلاه بالصورة التالية :

$$F(t_2) - F(t_1) \geq 0$$

$$F(t) = 1 - R(t) \quad \text{وبما ان}$$

$$= 1 - R(t_2) - [1 - R(t_1)] \geq 0$$

$$= 1 - R(t_2) - 1 + R(t_1) \geq 0$$

$$= R(t_1) - R(t_2) \geq 0$$

والنتيجة المذكورة أنفا تثبت ان

$$R(t_1) \geq R(t_2)$$

وان قيمة دالة المعولية عند الزمن الصفري هي مساوية الى الواحد الصحيح وتبدأ قيمتها بالتناقص

التدريجي حتى تصبح قيمتها عند اكبر زمن (Max) لعمر الالة تساوي صفر وكالاتي :

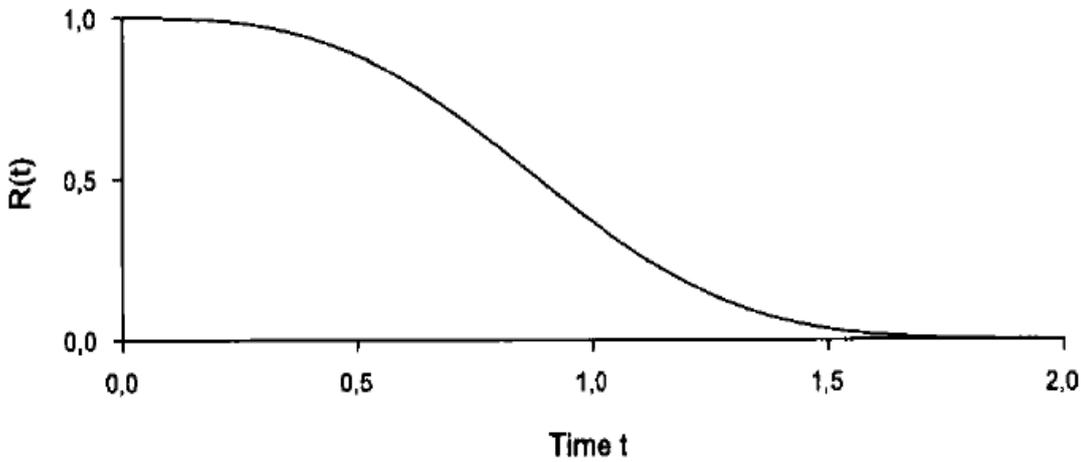
$$R(t = 0) = 1$$

⋮

⋮

$$R(t = Max) = 0$$

فإذا كانت $R(t)=0$ فإن الجهاز لا يعمل أما إذا كانت قيمة $R(t)=1$ فهذا مؤشر على أن الجهاز سيستمر بالعمل إلى الزمن t . والشكل أدناه يبين العلاقة بين الزمن ودالة المعولية، حيث أن المحور الأفقي يمثل الوقت والمحور العمودي يمثل الدالة المعولية،



الشكل (4-2) يمثل الدالة المعولية^[40]

الشكل (4-2) يوضح بأنه عندما $(t = 0)$ فإن الدالة المعولية أعلى ما يمكن وقيمة الدالة المعولية تبدأ تتناقص بشكل تدريجي كلما تقدم الزمن أو عمل الآلة إلى أن تقترب من الصفر وبذلك يكون الجهاز قد توقف عن العمل.

وهناك مؤشرات لها علاقة بالدالة المعولية يمكن عن طريقها التوصل إلى قيمة الدالة المعولية.

6-2 دوال الفشل^{[2] [4]} (Failure Functions)

توجد دوال فشل لها علاقة بدالة المعولية وهذه الدوال قد تصلح لجميع النماذج سواء كانت نماذج معلمية أو غير معلمية، وأن العمل أو عطل الجهاز (الآلة) هما حالتان تتمثل بهما الأجهزة ماعداً أخراج الجهاز لأغراض الصيانة، ويعبر عن حالة الاشتغال باحتمالات النجاح (probability of success) وحالة الفشل باحتمالات الفشل (probability of Failure) وأن الحالات قد تتبع توزيعات احتمالية معينة (مستمرة أو متقطعة) نستطيع معرفتها عن طريق البيانات ذات العلاقة بتشغيل المكان والأجهزة... الخ والمتوفرة لدى المؤسسات.

وبما إن الفشل لا يحصل قبل الاستعمال فان المدى لهذه التوزيعات هو $(0, \infty)$ ، وإن دوال الفشل لها علاقة بدالة المعولية إذ يمكن عن طريقها تمييز أي توزيع احتمالي من توزيعات الفشل والتي تكون معرفة بالمدة $(0, \infty)$ للمتغير العشوائي T والذي يمثل وقت العمل للجهاز أو الماكنة وغالبا ما يكون مستمرا حتى حدوث الفشل ومن هذه الدوال.

1-6-2 دالة الكثافة الاحتمالية للفشل ^[52] ^[5] Failure Probability Density function

تعرف دالة الكثافة الاحتمالية للفشل بانها احتمال فشل الآلة أو الماكنة خلال المدة $(t, t + \Delta t)$ بصرف النظر عن صغر قيمة Δt ويطلق عليها أيضا نسبة الفشل (معدل الفشل) اللاشرطية ويرمز لها بالرمز $f(t)$ ويعبر عنها رياضيا بالمعادلة التالية :

$$f(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{pr[t < T < t + \Delta t]}{\Delta t}, \quad t \geq 0 \quad \dots (27 - 2)$$

حيث ان:

$$\Delta t_i = t_i - t_{i-1} \text{ بمعنى المتغير العشوائي } T$$

وخصائص هذه الدالة هي :

• $f(t)$ قيمتها دائما اكبر أو تساوي صفر لجميع قيم المتغير العشوائي t أي ان:

$$f(t) \geq 0, \text{ for all } t$$

مساوية الى الواحد الصحيح دائما بمعنى ان $f(t)$ مجموع المساحة تحت منحنى

$$\int_0^{\infty} f(t) dt = 1 \quad \dots (28 - 2)$$

رياضيا وكالاتي: $(t, t + \Delta t)$ مع ملاحظة انه يمكن حساب احتمال حدوث الفشل في المدة

$$p(t \leq T \leq t + \Delta t) = \int_t^{t+\Delta t} f(u) du \quad \dots (29 - 2)$$

2- 6 - 2 دالة الكثافة التجميعية للفشل ^[9] ^[38] function Failure cumulative Densty

وهي احتمالية فشل الآلة (الجهاز) قبل الوقت t ويرمز لها $F(t)$ وتسمى أيضا دالة اللامعولية (Unreliability Distribution) والتعبير الرياضي لها هو :

$$F(t) = Pr (T \leq t) \quad \dots (30 - 2)$$

$$F(t) = \int_0^t f(u) du \quad \dots (31 - 2)$$

إذ ان $f(u)$ هي دالة كثافة الفشل للزمن t .

(T): الوقت حتى حدوث الفشل.

وتمتلك الدالة اللامعولية (دالة الكثافة التجميعية للفشل) عدة خصائص منها:

• هي قيمة محصورة بين الصفر (0) والواحد الصحيح (1) رياضياً يعبر عنها كالاتي:

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

• دالة رتيبة متزايدة مع الزمن (تناسب طردياً مع الزمن) وكما موضح ادناه:

$$F(t_1) < F(t_2) < F(t_3) < \dots < F(t_\infty)$$

ويمكن اثبات ذلك كالاتي:

لو كانت الدراسة تخص مدتين t_1, t_2 وان $t_2 > t_1$ فان دالة اللامعولية للمدة t_2 هي اكبر من

دالة اللامعولية للمدة t_1 ويمكن التعبير عنها رياضياً كالاتي :

$$\int_{t_1}^{t_2} f(u) du = \int_0^{t_2} f(u) du - \int_0^{t_1} f(u) du$$

$$= F(t_2) - F(t_1) \geq 0$$

$$= F(t_2) \geq F(t_1)$$

وان قيمة دالة اللامعولية عند الزمن الصفر هي صفر (0) وتبدأ قيمتها بالتزايد الرتيبي

وتصبح قيمتها عند اكبر زمن ($Maxt$) لعمر الالة تساوي واحداً وكالاتي:

$$F(t = 0) = 0$$

∴

$$F(t = Maxt) = 1$$

وان العلاقة بين دالة المعولية $R(t)$ ودالة اللامعولية (التجميعية) $F(t)$ هي :

$$\therefore R(t) = \int_t^{Maxt} f(u) du$$

$$R(t) = 1 - \int_0^t f(u) du \quad \dots (32 - 2)$$

$$\therefore R(t) = 1 - F(t) \quad \dots (33 - 2)$$

ان دالة المعولية والدالة التجميعية (اللامعولية) مجموعهما = 1 بمعنى ان دالة الكثافة

التجميعية للفشل هي متممة لدالة المعولية، اي ان احدهما مكمل الآخر.

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

$$\dots (34 - 2)$$

$$F(t) = 1 - R(t) \quad \dots (35 - 2)$$

ومن الجدير بالذكر ان دالة المعولية متناقصة ورتيبة تبدا بأعلى قيمة لها هي الواحد الصحيح وتنتهي باصغر قيمة لها هي الصفر، بينما الدالة التجميعية (c.d.f) دالة متزايدة تبدا باصغر قيمة وهي الصفر وتنتهي بأعلى قيمة لها هي الواحد الصحيح .

3-6-2 معدل الفشل $h(t)$ [42] [20] (Failur rate)

ان معدل الفشل يسمى معدل الخطورة (Hazard rate) في الدراسات المعولية ، ويطلق عليه دالة البقاء (Survival Function) في جداول الحياة ، ويعرف على انه ((احتمال فشل الآلة (الجهاز) خلال المدة الزمنية $(t, t + \Delta t)$ علما ان الآلة (الجهاز) يعمل (لم يفشل) حتى الوقت t وهذا معناه ان معدل الفشل احتمال شرطي ، ونرمز لمعدل الفشل بالرمز $h(t)$)).

والصيغة الرياضية لمعدل الفشل يمكن كتابتها بالشكل الآتي :

$$h(t) = \frac{\Pr(t < T < t + \Delta t / T > t)}{\Delta t}$$

نحصل على معدل الفشل وبالصيغة الآتية: $(\Delta t \rightarrow 0)$ تقترب من الصفر Δt وعندما

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \left[\frac{\Pr(t < T < t + \Delta t / T > t)}{\Delta t} \right]$$

والاحتمال الشرطي عبارة عن الدالة المشتركة (joint) مقسومه على الدالة الحدية

Marjinal

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \left[\frac{\Pr\{t < T < t + \Delta t\}}{\Delta t \Pr(T > t)} \right]$$

$$h(t) = \frac{1}{R(t)} \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \left[\frac{\Pr\{t < T < t + \Delta t\}}{\Delta t} \right]$$

$$h(t) = \frac{dF(t)}{dt} * \frac{1}{R(t)} \quad \dots (36 - 2)$$

وبما ان $f(t) = \frac{dF(t)}{dt}$ فان المعادلة (36-2) ستكون

$$h(t) = \frac{f(t)}{R(t)}$$

ان معدل الفشل (معدل الخطورة او الاخفاق) يتناسب عكسيا مع دالة المعولية $R(t)$ وطرديا مع دالة الكثافة الاحتمالية $f(t)$ عن طريق معرفة اي اثنين من هذه الدوال يمكن الحصول على الدالة الثالثة .

عن طريق معرفة معدل الخطورة (معدل الفشل او الاخفاق) نستطيع ان نميز بين ثلاث مراحل فشل يمر بها اي جهاز او آلة خلال العمر التشغيلي ويمكن ان يصنف الفشل حسب زمن حصوله و كالاتي :

● **الفشل المبكر (Early Failure)** [32] [8]

وان هذا النوع من الفشل يحصل في وقت مبكر من عمر الجهاز ،ويكون معدل الفشل متناقصاً مع الزمن، ويحدث الفشل المبكر عادة بسبب اخطاء في تصنيع الجهاز او في تصميمه او بسبب عدم الاستعمال الجيد للجهاز الجديد والتي تحدث تائيرا في اجزاء الجهاز ويؤدي ذلك الى عطل الجهاز مبكرا والذي سرعان مايعالج بعد التشغيل مباشرة .

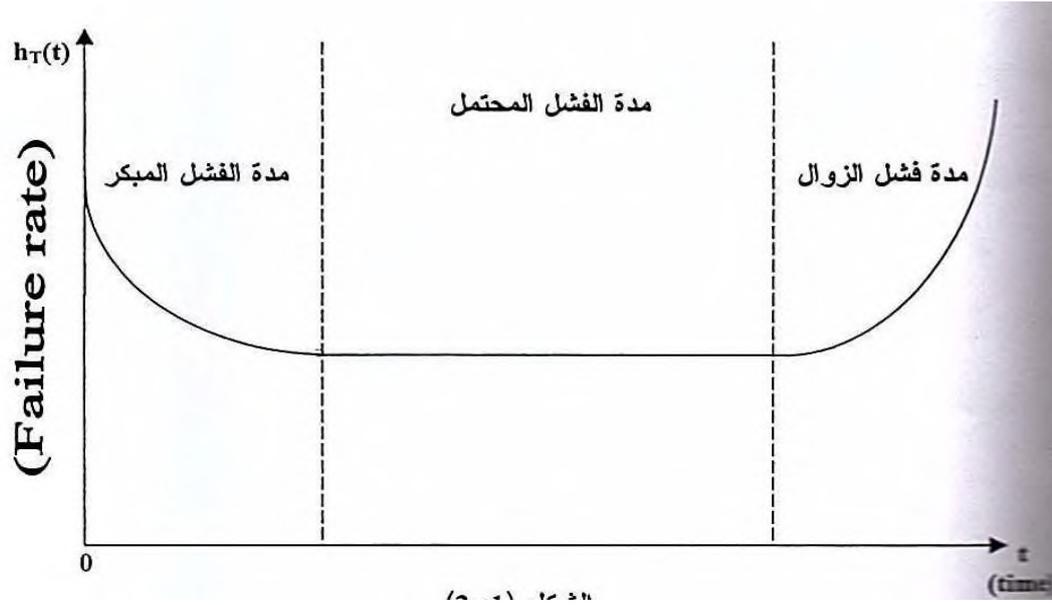
● **الفشل المحتمل (Possible Failure)** [31] [23]

في هذه المرحلة من مراحل حياة النظام يكون حدوث العطل عشوائيا او بالصدفة ، وتمثل هذه المرحلة مدة التشغيل الطبيعي (Normal Operation) او تسمى بمرحلة العمر النافع (Useful Life) وتمتاز هذه المرحلة بان معدل الاخفاق او معدل الخطورة يميل الى ان يكون ثابتاً وذلك لان العطل كما ذكرنا آنفا يحدث بصورة مفاجئة مرتبط بتاثيرات بيئية غير اعتيادية مفاجئة تحدث خلال مدة تشغيل الجهاز .

● **فشل الزوال (Wear –out Failure)** [23] [21]

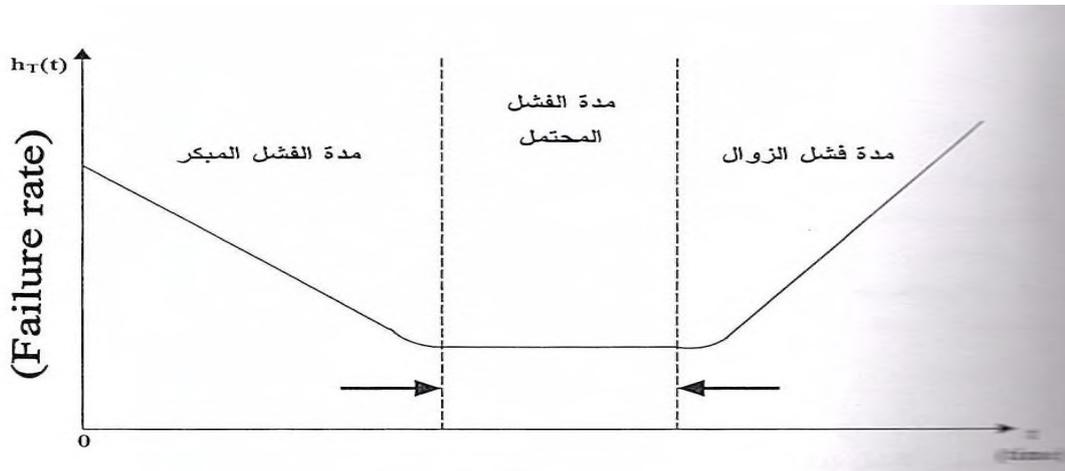
وهو آخر مرحلة من مراحل عمر الجهاز ،وتسمى بمرحلة الاهتراء او التاكل او السوفان (Wear-Out) وتتميز هذه المرحلة بانخفاض في كفاءة عمل الجهاز وارتفاع الخسارة وذلك لكون هذه المرحلة يزداد معدل العطلات فيها وبشكل كلما تقادم الزمن ، ويحدث فشل الزوال بسبب الاهمال وتقادم الجهاز واجهاده وعدم شموله ببرنامج صيانة منتظمة ، مع ملاحظة ان اغلب الاجهزة والمعدات الالكترونية لاتدخل ضمن المرحلة الثالثة حتى لو استمر العمل لسنوات طويلة .

والشكل الاتي المرقم (2-5) يمثل المنحنى العام لمعدل الفشل التشغيلية او مايسمى حوض الاستحمام للاجهزة والمعدات الالكترونية ، بينما الشكل (2-6) يمثل المنحنى العام لمعدل الفشل للمكائن والمعدات ذات الطبيعة الميكانيكية ، وبالنظر الى الشكلين نشاهد الفرق في مرحلة العمر النافع وهي المرحلة الثانية من مراحل حياة اي جهاز.



الشكل (4-2)

- يمثل المنحنى الحوضي للأجهزة والمعدات الإلكترونية [25]



الشكل (5-2)

- يمثل المنحنى الحوضي للمكائن والمعدات الميكانيكية [25]

4-6-2 دالة الخطورة التجميعية (Hazard Function Cumulative) [16] [20]

وهي دالة تمثل معدل الفشل التراكمي [حاصل جمع قيم معدلات الفشل خلال المدة (0,t)] ويرمز لها $H(t)$ وهي تزداد مع تقدم الزمن اي ان:

$$H(t) = h(t_1) + h(t_2) + \dots + h(Maxt)$$

والتعبير الرياضي لدالة الخطورة هو :

$$H(t) = \int_0^t h(u)du \quad \dots (37 - 2)$$

5- 6-2 العلاقة بين $R(t), h(t), f(t)$ [20] [37]

عن طريق المعادلات الرياضية السابقة يمكن التوصل الى وجود علاقة تربط بين دالة المعولية $R(t)$ ودالة الفشل $f(t)$ ومعدل الفشل (الخطورة) $h(t)$ ويمكن توضيح ذلك كما يأتي :

• في حالة معرفة قيمة $h(t)$ فان $R(t)$ يمكن الحصول عليها عن طريق تطبيق المعادلة (36 - 2) والعكس صحيح .

$$\therefore h(t) = \frac{f(t)}{R(t)}$$

وبتطبيق المعادلة (32-2) نحصل على

$$h(t) = \frac{f(t)}{1 - F(t)}$$

وبأخذ تكامل للزمن t نحصل على

$$= \int_0^t h(u) du = \int_0^t \frac{f(u)}{1 - F(u)} du$$

$$= \int_0^t h(u) du = -\ln[1 - F(u)]_0^t$$

$$= \int_0^t h(u) du = -\ln[R(u)]_0^t$$

$$= \int_0^t h(u) du = -\ln R(t) + \ln R(0) \quad \dots\dots(38-2)$$

وبما ان $R(0) = 1$ فان المعادلة (38 -2) ستكون

$$\therefore \ln R(t) = - \int_0^t h(u) du$$

وبرفع طرفي المعادلة للاساس (e) نحصل على دالة المعولية

$$\therefore R(t) = \exp\left(-\int_0^t h(u)du\right) \quad \dots (39 - 2)$$

- وفي حالة وجود قيمة معدل الفشل $h(t)$ يمكن حساب دالة الكثافة الاحتمالية $f(t)$ بتطبيق المعادلة (2-36) نحصل على

$$h(t) = \frac{f(t)}{R(t)}$$

$$f(t) = h(t) * R(t) \quad \dots(40-2)$$

وبالتعويض عن المعادلة (2-39) بالمعادله (2-40) نحصل على :

$$f(t) = h(t) * \exp\left(-\int_0^t h(u)du\right)$$

- إذا كانت دالة المعولية $R(t)$ معروفة يمكن حساب معدل الفشل (معدل الخطورة) $h(t)$ باستعمال المعادلة (2-36) وكالاتي :

$$h(t) = -\frac{dR(t)}{dt} * \frac{1}{R(t)} \quad \dots (41 - 2)$$

- وكذلك في حالة معرفة قيمة الدالة المعولية $R(t)$ يمكن الحصول على $f(t)$ كالاتي:-

$$\therefore f(t) = \frac{dF(t)}{dt}$$

وبتطبيق المعادلة (2-35) نحصل على

$$\therefore f(t) = -\frac{dR(t)}{dt} \quad \dots (42 - 2)$$

2-6-6 متوسط الوقت بين العطلات ^[27] ^[37] (Average Time Between Failure)

يُقاس عمر الجهاز (life age) بمتوسط المدة الزمنية بين العطلات (Mean Time Between Faliure) والذي يمكن حسابه عن طريق احتساب توقع الزمن T اي ان :

$$MTBF = E(T) = \int_0^{\infty} t f(t)dt \quad \dots (43 - 2)$$

وباستعمال المعادلة (2-42) نحصل على :

$$MTBF = \int_0^{\infty} -\frac{dR(t)}{dt} t dt$$

وباستعمال التكامل بالتجزئة نحصل على:

$$MTBF = -tR(t)|_0^{\infty} + \int_0^{\infty} R(t)dt$$

$$\therefore MTBF = \int_0^{\infty} R(t)dt \quad \dots (44 - 2)$$

وان متوسط الوقت بين العطلات عبارة عن القيمة المتوقعة لزمن الاشتغال او التعويل على الالة او الجهاز حتى حدوث العطل الاول .

7-2 انواع البيانات Data classification [3] [4]

ان عملية تحديد عدد الوحدات في تجربة الإختبار أو تحديد زمن التجربة هو ما يعرف بالبيانات غير المتكاملة، بمعنى آخر عندما تكون هنالك بعض المفردات في العينة تمتلك الحدين الأدنى والاعلى لزمن الحياة، إن ما يميز دراسات دوال البقاء أو دوال المعولية عن غيرها من الدراسات الإحصائية هي ظاهرة المراقبة والتي يكون فيها جزء من المعلومات مفقود (معلومات جزئية عن المتغير العشوائي)، لأسباب عديدة فقد تكون التجربة محددة بوقت معين فيتم التضحية ببعض الوحدات التجريبية بعد نهاية التجربة أو قد يتم وقف التجربة بعد الحصول على عدد معين من حالات الفشل أو أن الوحدات التجريبية تدخل التجربة في أوقات مختلفة وانواع البيانات هي :

1-7-2-1 البيانات التامة (الكاملة) complete data [10]

البيانات التامة تعني كل البيانات (وحدات العينة) قد وضعت لاختبار الحياة فان الاختبار

يتوقف بعد فشل كل الوحدات ، ويكون وقت الفشل لكل وحدة العينة معلوم ومشاهد.

وان دالة الإمكان الأعظم لهذا النوع من البيانات

$$L = \prod_{i=1}^n f(t, \theta) \dots \quad (45 - 2)$$

إذ ان :

$f(t, \theta)$: دالة الكثافة الاحتمالية للتوزيع.

وان عيوب استعمال البيانات الكاملة هو مراقبة كل مفردات العينة الخاضعة لاختبار الحياة وان هذا الامر يترتب عليه (خسارة في الوقت ، تكلفة ، جهد ، واحيانا الفحص التدميري) لذلك يمكن الاستعاضة عن البيانات التامة ببيانات المراقبة.

2-7-2-بيانات المراقبة censored Data [9] [14]

سوف يتم التطرق الى نوعين من بيانات المراقبة على الرغم من وجود عدة انواع ، وممكن توضيح بيانات المراقبة كالآتي :

1- بيانات المراقبة من النوع الاول type- I -censord Data

يسمى هذا النوع ببيانات مراقبة الزمن (Time censored Data) في هذا النوع من البيانات يكون فيه زمن المراقبة ثابت (t_0) ومحدد مسبقا ويختلف من تجربة الى أخرى لجميع بيانات العينة (وحدات العينة) الخاضعة للاختبار .

بمعنى آخر يقال عن البيانات المراقبة أنها من النوع الأول إذا حدد وقت التجربة بزمن معين وليكن (t_0) وبدلاً من أن يتم مشاهدة جميع قيم المتغير العشوائي فإنه سوف يتم مشاهدة القيم التي تظهر في الفترة ($t \leq t_0$) ، وفي هذا النوع يكون الوقت (t_0) ثابتاً أما عدد المشاهدات المراقبة فيكون عشوائياً، ويظهر هذا النوع من بيانات المراقبة في التجارب الصناعية والطبية.

فعند اختبار الحياة لـ (n) من الوحدات عند الزمن الصفري سوف نشاهد (نراقب) عمل وحدات العينة لحين انتهاء الزمن الثابت المحدد مسبقا اي تتوقف تجربة الحياة (الاختبار).

وان الوحدات التي فشلت بالاختبار هي m من الوحدات ، وان m متغير عشوائي لا نستطيع معرفته او تحديده الا بعد انتهاء الزمن (t_0) ، وان ($n-m$) هي عدد الوحدات الباقية بعد الزمن (t_0)

$$0 < t_1 < t_2 < t_3 < \dots < t_m < t_0$$

إذ ان :

t_i : هو زمن فشل الوحدة رقم i قبل الزمن t_0

وان دالة الإمكان الأعظم لبيانات المراقبة من النوع الاول هي:

$$L = \frac{n!}{(n-m)!} \prod_{i=1}^m f(t, \theta) [R(t_0)]^{n-m} \dots (46-2)$$

إذ ان :

$R(t_0)$: دالة المعولية عند الزمن t_0

$f(t, \theta)$: دالة كثافة الفشل

($n-m$): عدد الوحدات الباقية بعد الزمن t_0

وان هذا النوع من العينات يهتم بتجارب اختبارات الحياة التي تكون فيها الكلفة متزايدة .

2- بيانات مراقبة من النوع الثاني type – II-censored Data

ويسمى هذا النوع من البيانات ببيانات مراقبة الفشل (*Failur censored Data*). يتم في هذا النوع من البيانات بتحديد عدد معين مسبقاً من وحدات العينة التي يتم مراقبتها (r) الوحدات الثابتة وعليه فان زمن هذه الوحدات (t_r) يكون متغيراً عشوائياً لا يمكن تحديده ، فعند البدء باختبار الحياة عند الزمن الصفري سوف نراقب (نشاهد) عمل الوحدات (r) ونوقف التجربة بعد الحصول على r من الوحدات الفاشلة التي حددت مسبقاً ، اما الوحدات الباقية بعد الزمن t_r هي ($n-r$). وان دالة الإمكان الأعظم لهذا النوع من البيانات هي:

$$L = \frac{n!}{(n-r)!} \prod_{i=1}^m f(t, \theta) [R(t_r)]^{n-r} \quad \dots (47 - 2)$$

إذ ان:

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

$f(t, \theta)$: دالة كثافة الفشل.

$R(t_r)$: دالة المعولية عند الزمن t_r .

($n-r$): عدد الوحدات الباقية (غير الفاشلة) بعد توقف الاختبار عند الفشل الوحدة رقم r .

وهذه العينات غالباً ماتهتم بفحص الوحدات الغالية الثمن او تلك التي يكون فيها الفحص تدميراً .

3- بيانات المراقبة المتعدد (المتتالي) :- ⁽¹⁰⁾ Multiple Progressive Censored Data

هي عملية إختبار الأوقات المختلفة بين وحدات المراقبة، وإن وحدات المراقبة تكون لها أوقات مختلفة داخل العينة.

ن تسجيل بيانات الفشل من خلال تكرار الفشل سيؤدي بالنتيجة إلى المراقبة المتعددة طالما أن فشل الوحدات في العينة يعتمد على الفشل الطبيعي لها، وهذا النوع يحدث عندما تكون المشاهدات المراقبة وغير المراقبة ممتزجة.

4- بيانات المراقبة العشوائية :- ⁽¹⁵⁾ Censoring Random Data

يحدث هذا النوع من المراقبة عندما تدخل الوحدات التجريبية إلى التجربة بصورة مستقلة كذلك فإن مدة بقاء الوحدات في التجربة غير متساوية وغالباً ما يحدث هذا النوع في التجارب الطبية، فالمرضى يدخلون المستشفى في أوقات مختلفة وإن مدة دخولهم للعلاج تكون غير

متساوية وأن بعض المرضى يتركون المستشفى فيفقد الباحث الاتصال بهم فضلاً عن أن الباحث يكون محددًا بوقت الدراسة التي يجريها.

8-2 طرائق التقدير: (Estimation Methods)

1-8-2 طريقة الإمكان الأعظم [13] [7] [2] (Maximum Likelihood Method)

قدمت طريقة الإمكان الأعظم لأول مرة من قبل الباحث (Fisher, 1922) وتعد هذه الطريقة من الطرائق المهمة في التقدير لأنها تعطي مقدرات لها خصائص جيدة مثل خاصية الثبات (Invariant) ، الكفاءة (Efficiency) والكفاية (Sufficiency) واحياناً خاصية الاتساق (Consistency) ، وتكون أكثر دقة في التقدير من الطرائق الأخرى في حالة كون حجم العينة كبير بالإضافة الى امتلاكها صفة عدم التحيز بشكل تقاربي عندما يكون حجم العينة كبير، وان مبدأ هذه الطريقة يكمن في إيجاد مقدرات المعلمات التي تجعل دالة الإمكان عند نهايتها العظمى ، وان صياغة دالة الإمكان كانت عن طريق مجموعة من الافكار التي اشتملت على المعلمة (Parameter) والاتساق (Consistency) والكفاءة (Efficiency) بالإضافة الى التقدير (estimation) ..

وتعد دالة الامكان (Likelihood function) دالة احتمالية مشتركة لـ p من المتغيرات العشوائية والتي تستعمل في تقدير المعلمات وهي:

$$L = L(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p) \quad \dots (48 - 2)$$

وان (P) من المعادلات الناتجة من المشتقة الجزئية للوغاريتم دالة الامكان ومساواتها بالصفير بالشكل الآتي:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \text{Log}L}{\partial \theta_1} &= 0 \\ \frac{\partial \text{Log}L}{\partial \theta_2} &= 0 \\ &\vdots \\ \frac{\partial \text{Log}L}{\partial \theta_p} &= 0 \end{aligned} \quad \dots (49 - 2)$$

وبحل المعادلات (49 - 2) نحصل على مقدرات الإمكان الأعظم (MLEs) :

$$\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_p$$

$$\begin{aligned}
 &= K + m \ln(\alpha) + m \ln(\theta) + m \ln(\eta) + m \ln(\beta) + m \beta \ln(\gamma) - \sum_{i=1}^m (\gamma t)^\beta \\
 &\quad + (\beta - 1) \sum_{i=1}^m \ln(t) + (\eta - 1) \sum_{i=1}^m \ln\left(\left(1 - e^{-(\gamma t)^\beta}\right)\right) \\
 &\quad + (\alpha \theta - 1) \sum_{i=1}^m \ln\left(\left(1 - e^{-(\gamma t)^\beta}\right)^{\eta-1}\right) \\
 &\quad + \theta \sum_{i=1}^m \ln\left(\left[1 - \left(1 - e^{-(\gamma t)^\beta}\right)^\eta\right]\right) \\
 &\quad + (\alpha - 1) \sum_{i=1}^m \ln\left(\left[2 - \left[\left(1 - e^{-(\gamma t)^\beta}\right)^\eta\right]^\theta\right]\right) \\
 &\quad + (n - r) \sum_{i=1}^m \ln\left(1 - \left[\left\{\left(1 - e^{-(\gamma t_r)^\beta}\right)^{\theta \eta} \left[2 - \left(1 - e^{-(\gamma t_r)^\beta}\right)^{\theta \eta}\right]\right\}^\alpha\right]\right)
 \end{aligned}$$

Where:

$$K = \ln\left(\frac{n!2}{(n-r)!}\right)^m$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial \alpha} = 0$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial \hat{\alpha}} = \frac{m}{\hat{\alpha}} + \hat{\theta} \sum_{i=1}^m \ln\left(\left(1 - e^{-(\hat{\gamma} t)^\beta}\right)^{\hat{\eta}-1}\right) + \sum_{i=1}^m \ln\left(\left[2 - \left[\left(1 - e^{-(\hat{\gamma} t)^\beta}\right)^{\hat{\eta}}\right]^\theta\right]\right)$$

− (n

$$- r) \sum_{i=1}^m \frac{\left(1 - e^{-(\hat{\gamma} t_r)^\beta}\right)^{\hat{\theta} \hat{\eta}} \left(2 - \left(1 - e^{-(\hat{\gamma} t_r)^\beta}\right)^{\hat{\theta} \hat{\eta}}\right)^{\hat{\alpha}} \ln\left(1 - e^{-(\hat{\gamma} t_r)^\beta}\right) \left(2 - \left(1 - e^{-(\hat{\gamma} t_r)^\beta}\right)^{\hat{\theta} \hat{\eta}}\right)}{1 - \left[\left\{\left(1 - e^{-(\hat{\gamma} t_r)^\beta}\right)^{\hat{\theta} \hat{\eta}} \left[2 - \left(1 - e^{-(\hat{\gamma} t_r)^\beta}\right)^{\hat{\theta} \hat{\eta}}\right]\right\}^\alpha\right]}$$

... (50 - 2)

$$\frac{\partial \ell}{\partial \theta} = 0$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial \hat{\theta}} = \frac{m}{\hat{\theta}} + \hat{\alpha} \sum_{i=1}^m \ln \left(\left(1 - e^{-(\hat{\gamma}t)^{\hat{\beta}}} \right)^{\hat{\eta}-1} \right) + \sum_{i=1}^m \ln \left(\left(1 - e^{-(\hat{\gamma}t)^{\hat{\beta}}} \right)^{\hat{\eta}} \right) + (\hat{\alpha} - 1) \sum_{i=1}^m \left(2 - \left(1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}} \right)^{\hat{\eta}} \right) \quad \dots (51 - 2)$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial \hat{\eta}} = 0$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial \hat{\eta}} = \frac{m}{\hat{\eta}} + \sum_{i=1}^m \ln \left(1 - e^{-(\hat{\gamma}t)^{\hat{\beta}}} \right) + (\hat{\theta}\hat{\alpha} - 1) \sum_{i=1}^m \ln \left(1 - e^{-(\hat{\gamma}t)^{\hat{\beta}}} \right) + \hat{\theta} \sum_{i=1}^m \ln \left(1 - e^{-(\hat{\gamma}t)^{\hat{\beta}}} \right) - (\hat{\alpha} - 1) \sum_{i=1}^m \frac{\hat{\theta} \left(1 - e^{-(\hat{\gamma}t)^{\hat{\beta}}} \right)^{\hat{\eta}} \ln \left(1 - e^{-(\hat{\gamma}t)^{\hat{\beta}}} \right)}{2 - \left(1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}} \right)^{\hat{\eta}}} \quad \dots (52 - 2)$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial \hat{\beta}} = 0$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial \hat{\beta}}$$

$$\begin{aligned} &= \frac{m}{\hat{\beta}} + m \ln(\hat{\gamma}) + \sum_{i=1}^m (\hat{\gamma}t)^{\hat{\beta}} \ln(\hat{\gamma}t) + \sum_{i=1}^m \ln(\hat{\gamma}t) + (\hat{\eta} - 1) \sum_{i=1}^m \frac{(\hat{\gamma}t)^{\hat{\beta}} \ln(\hat{\gamma}t) e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}}}{1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}}} \\ &+ (\hat{\theta}\hat{\alpha} - 1) \sum_{i=1}^m \frac{(\hat{\eta} - 1) (\hat{\gamma}t)^{\hat{\beta}} \ln(\hat{\gamma}t) e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}}}{1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}}} + \hat{\theta}\hat{\eta} \sum_{i=1}^m \frac{(\hat{\gamma}t)^{\hat{\beta}} \ln(\hat{\gamma}t) e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}}}{1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}}} \\ &- \hat{\eta}(\hat{\alpha} - 1) \sum_{i=1}^m \frac{\left(1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}} \right)^{\hat{\eta}} (\hat{\gamma}t)^{\hat{\beta}} \ln(\hat{\gamma}t) e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}}}{\left(1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}} \right) \left(2 - \left(1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}} \right)^{\hat{\eta}} \right)} \\ &+ \hat{\alpha}\hat{\theta}\hat{\eta}(n) \\ &- r) \sum_{i=1}^m \frac{\left(\left(1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}} \right)^{\hat{\theta}\hat{\eta}} \right) \left(2 - \left(1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}} \right)^{\hat{\theta}\hat{\eta}} \right)^{\hat{\alpha}} \left(1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}} \right) \frac{\left(1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}} \right)^{\hat{\theta}\hat{\eta}} (\hat{\gamma}t)^{\hat{\beta}} \ln(\hat{\gamma}t) e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}}}{1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}}}}{\left(1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}} \right)^{\hat{\theta}\hat{\eta}} \left(2 - \left(1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}} \right)^{\hat{\theta}\hat{\eta}} \right) \left(1 - \left(1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}} \right)^{\hat{\theta}\hat{\eta}} \right) \left(2 - \left(1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}} \right)^{\hat{\theta}\hat{\eta}} \right)^{\hat{\alpha}}} \end{aligned} \quad \dots (53 - 2)$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial \hat{\gamma}} = 0$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial \hat{\gamma}}$$

$$\begin{aligned}
 &= \frac{m\hat{\beta}}{\hat{\gamma}} + \sum_{i=1}^m \frac{(\hat{\gamma}t)^{\hat{\beta}}\hat{\beta}t}{\hat{\gamma}t} + (\hat{\eta} - 1) \sum_{i=1}^m \frac{(\hat{\gamma}t)^{\hat{\beta}} \ln(\hat{\gamma}t) e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}}}{\hat{\gamma}t (1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}})} \\
 &+ (\hat{\theta}\hat{\alpha} - 1) \sum_{i=1}^m \frac{(\hat{\eta} - 1) (\hat{\gamma}t)^{\hat{\beta}} \ln(\hat{\gamma}t) e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}}}{\hat{\gamma}t (1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}})} + \hat{\theta} \sum_{i=1}^m \frac{\hat{\beta}t (\hat{\gamma}t)^{\hat{\beta}} \ln(\hat{\gamma}t) e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}}}{\hat{\gamma}t (1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}})} \\
 &- \hat{\theta}\hat{\beta}\hat{\eta}(\hat{\alpha} - 1) \sum_{i=1}^m \frac{(1 - e^{-(\hat{\gamma}t)^{\hat{\beta}}})^{\hat{\eta}} t (\hat{\gamma}t)^{\hat{\beta}} \ln(\hat{\gamma}t) e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}}}{\hat{\gamma}t (1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}}) \left(2 - (1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}})^{\hat{\eta}}\right)} \\
 &+ \hat{\alpha}\hat{\theta}\hat{\eta}(\hat{\theta}\hat{\eta})^{\hat{\beta}}(n \\
 &- r) \sum_{i=1}^m \left[\frac{\left(2 - (1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}})^{\hat{\theta}\hat{\eta}}\right) - \left(1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}})^{\hat{\theta}\hat{\eta}} \left(\frac{(1 - e^{-(\hat{\gamma}t)^{\hat{\beta}}})^{\hat{\theta}\hat{\eta}} t e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}}}{\hat{\gamma}t (1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}}) \left(2 - (1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}})^{\hat{\eta}}\right)} \right)}{\left(1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}})^{\hat{\theta}\hat{\eta}}\right) \left(2 - (1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}})^{\hat{\theta}\hat{\eta}}\right)} \right] \\
 &\left(\frac{\left(1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}})^{\hat{\theta}\hat{\eta}} \left(2 - (1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}})^{\hat{\theta}\hat{\eta}}\right) \hat{\alpha} \left(1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}})^{\hat{\theta}\hat{\eta}} t_r (\hat{\gamma}t)^{\hat{\theta}\hat{\eta}} e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\theta}\hat{\eta}}}}{\hat{\gamma}t_r} \right)}{\left(1 - \left(1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}})^{\hat{\theta}\hat{\eta}}\right)\right) \left(2 - \left(1 - e^{-(\hat{\gamma}t_r)^{\hat{\beta}}})^{\hat{\theta}\hat{\eta}}\right)\right) \hat{\alpha}} \right)
 \end{aligned}$$

... (54 - 2)

والمعادلات (50 - 2) الى (54 - 2) التي تمثل مقدرات لمعلمات التوزيع المقترح TLEW بطريقة الإمكان الأعظم MLE $(\hat{\alpha}_{mle}, \hat{\theta}_{mle}, \hat{\beta}_{mle}, \hat{\eta}_{mle}, \hat{\gamma}_{mle})$ لا يمكن ان تحل بالطرائق التحليلية الاعتيادية لذلك سيتم استعمال احدى الطرائق التكرارية العددية وباستعمال الدالة f.solve في برنامج ماتلاب لإيجاد مقدر دالة المعولية بطريقة الإمكان الأعظم للتوزيع المقترح توبليون أسي-ويبل وكالاتي:

$$\hat{R}_{TLEW_MLE} = 1 - \left\{ \left(1 - e^{-(Y_{MLEX})^{\beta_{MLE}}} \right)^{\theta_{MLE\eta_{MLE}}} \left[2 - \left(1 - e^{-(Y_{MLEX})^{\beta_{MLE}}} \right)^{\theta_{MLE\eta_{MLE}}} \right]^{\text{MLE}} \right\} \dots (55 - 2)$$

ومن ابرز خصائص المقدرات بطريقة الإمكان الأعظم هي :

- 1- تمثل مقدرات غير متحيزه بشكل تقاربي comparatively unbiased
- 2- لها توزيع يقترب من الطبيعي عند حجوم العينات الكبيرة approximated from normal
- 3- مقدرات كفاءة بشكل تقاربي comparatively efficient

2-8-2 طريقة العزوم [47] [38] [1] [19]

تعد طريقة العزوم من اشهر الطرائق المستعملة في تقدير المعلمات للتوزيعات الاحصائية وتعتمد هذه الطريقة بصورة اساسية على إيجاد k من عزوم المجتمع بدلالة k من المعلمات ، ثم مساواة عزوم المجتمع بما يقابلها من عزوم العينة وبذلك نحصل على k معادلات (بعدد المعلمات) وبحل المعادلات الناتجة نحصل على المقدرات المطلوبة .

من المعروف ان العزم ذو المرتبة k لتوزيع توبليون – أسبي ويبل (Topp-Leon-Exponential-Weibull) كالاتي:

$$EX^k = \mu'_t = \alpha^r \sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k [(\alpha + k)\theta]^{\frac{r}{\beta}} \Gamma\left(1 - \frac{r}{\beta}\right)$$

فان :

$$EX = \alpha \sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k [(\alpha + k)\theta]^{\frac{1}{\beta}} \Gamma\left(1 - \frac{1}{\beta}\right) \dots (56 - 2)$$

$$EX^2 = \alpha^2 \sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k [(\alpha + k)\theta]^{\frac{2}{\beta}} \Gamma\left(1 - \frac{2}{\beta}\right) \dots (57 - 2)$$

$$EX^3 = \alpha^3 \sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k [(\alpha + k)\theta]^{\frac{3}{\beta}} \Gamma\left(1 - \frac{3}{\beta}\right) \dots (58 - 2)$$

$$EX^4 = \alpha^4 \sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k [(\alpha + k)\theta]^{\frac{4}{\beta}} \Gamma\left(1 - \frac{4}{\beta}\right) \dots (59 - 2)$$

$$EX^5 = \alpha^5 \sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k [(\alpha + k)\theta]^{\frac{5}{\beta}} \Gamma\left(1 - \frac{5}{\beta}\right) \dots (60 - 2)$$

المعادلات (56 - 2) الى (60 - 2) تمثل عزوم المجتمع بعدد المعلمات

وان :

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

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

$$m_3 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^r X_i^3$$

$$m_4 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^r X_i^4$$

$$m_5 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^r X_i^5$$

تمثل عزوم العينة بعدد المعلمات

وبمساواة عزوم المجتمع مع عزوم العينة تنتج لدينا المعادلات الآتية:

$$\alpha \sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k [(\alpha + k)\theta]^{\frac{1}{\beta}} \Gamma\left(1 - \frac{1}{\beta}\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^r X_i \quad \dots (61 - 2)$$

$$\alpha^2 \sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k [(\alpha + k)\theta]^{\frac{2}{\beta}} \Gamma\left(1 - \frac{2}{\beta}\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^r X_i^2 \quad \dots (62 - 2)$$

$$\alpha^3 \sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k [(\alpha + k)\theta]^{\frac{3}{\beta}} \Gamma\left(1 - \frac{3}{\beta}\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^r X_i^3 \quad \dots (63 - 2)$$

$$\alpha^4 \sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k [(\alpha + k)\theta]^{\frac{4}{\beta}} \Gamma\left(1 - \frac{4}{\beta}\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^r X_i^4 \quad \dots (64 - 2)$$

$$\alpha^5 \sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k [(\alpha + k)\theta]^{\frac{5}{\beta}} \Gamma\left(1 - \frac{5}{\beta}\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^r X_i^5 \quad \dots (65 - 2)$$

والمعادلات (61 - 2) الى (65 - 2) التي تمثل مقدرات معلمات التوزيع المقترح بطريقة العزوم

$(\hat{\alpha}_{mom}, \hat{\theta}_{mom}, \hat{\beta}_{mom}, \hat{\eta}_{mom}, \hat{\gamma}_{mom})$ لايمكن ان تحل بالطرائق التحليلية الاعتيادية لذلك سيتم

استعمال احدى الطرائق التكرارية العددية وباستعمال الدالة f.solve في برنامج ماتلاب لإيجاد مقدر

دالة المعولية للتوزيع توبليون أسي-وييل وكالاتي:

$$\hat{R}_{TLEW_MOM} =$$

$$1 - \left\{ \left(1 - e^{-(Y_{MOMX})^{\beta_{OLS}}}\right)^{\theta_{MOM}\eta_{MOM}} \left[2 - \left(1 - e^{-(Y_{MOMX})^{\beta_{OLS}}}\right)^{\theta_{MOM}\eta_{MOM}} \right] \right\}^{\alpha_{MOM}}$$

... (66 - 2)

3-8-2 طريقة المربعات الصغرى [8][35][11][1] (Least square method

Method)

تعتبر طريقة المربعات الصغرى من الطرائق المهمة في تقدير معالم التوزيع الاحتمالي وتكون المقدرات بهذه الطريقة أكثر دقة في العينات المتوسطة والصغيرة مقارنة بالعينات الكبيرة، وان المبدأ الاساسي لها هو العمل على إيجاد المقدرات من خلال تصغير مجموع مربعات الاخطاء (الفرق) بين دالة التوزيع التراكمية CDF للتوزيع المدروس وأحد المقدرات اللامعلمية للدالة الاحتمالية التراكمية ، ورياضياً يمكن ان يكتب كالاتي :

$$LS = \sum_{i=1}^r \left(F(t_i) - \frac{i}{r+1} \right)^2 \quad \dots (67 - 2)$$

او

$$LS = \sum_{i=1}^r \left(F(t_i) - \frac{i-0.5}{r+2} \right)^2 \quad \dots (68 - 2)$$

وغيرها من مربعات الفروق ، وبالنسبة لهذه الاطروحة سوف نطبق الصيغة الاولى وهي

$$LS = \sum_{i=1}^r \left(F(t_i) - \frac{i}{r+1} \right)^2$$

$$LS = \sum_{i=1}^r \left(\left\{ \left(1 - e^{-(\gamma x)^\beta} \right)^{\theta_\eta} \left[2 - \left(1 - e^{-(\gamma x)^\beta} \right)^{\theta_\eta} \right] \right\}^\alpha - \frac{i}{r+1} \right)^2 \quad \dots (69 - 2)$$

الان نشق بالنسبة للمعاملات المراد تقديرها ونساوي المشتقة بالصفر نحصل على :

$$\frac{\partial \log LS}{\partial \alpha} = \sum_{i=1}^r \left(\left(\left(1 - e^{-(\gamma x)^\beta} \right)^{\theta_\eta} \left[2 - \left(1 - e^{-(\gamma x)^\beta} \right)^{\theta_\eta} \right] \right)^\alpha - \frac{i}{r+1} \right) \left(\left(1 - e^{-(\gamma x)^\beta} \right)^{\theta_\eta} \left[2 - \left(1 - e^{-(\gamma x)^\beta} \right)^{\theta_\eta} \right] \right)^\alpha \ln \left(\left(1 - e^{-(\gamma x)^\beta} \right)^{\theta_\eta} \right) \left[2 - \left(1 - e^{-(\gamma x)^\beta} \right)^{\theta_\eta} \right] = 0 \quad \dots (70 - 2)$$

$$\frac{\partial \log LS}{\partial \theta} = \sum_{i=1}^r \left(\left(\left(1 - e^{-(\gamma x)^\beta} \right)^{\theta_\eta} \left[2 - \left(1 - e^{-(\gamma x)^\beta} \right)^{\theta_\eta} \right] \right)^\alpha - \frac{i}{r+1} \right) \left(\left(1 - e^{-(\gamma x)^\beta} \right)^{\theta_\eta} - \left(1 - e^{-(\gamma x)^\beta} \right)^{\theta_\eta} \right) = 0 \quad \dots (71 - 2)$$

$$\begin{aligned}
 & \left(\left[{}_{1\theta} \left({}_{\beta}^{(x\lambda)-\epsilon} - 1 \right) - z \right] \frac{{}_{1\theta} \left({}_{\beta}^{(x\lambda)-\epsilon-1} \right) - z}{{}_1} \left(\frac{{}_{1+\mu}}{!} \right) \right. \\
 & \quad \left. - \left(\left[{}_{1\theta} \left({}_{\beta}^{(x\lambda)-\epsilon} - 1 \right) - z \right] \right) \right) \sum_{r=1}^{\infty} = \frac{{}_{\mu}e}{s7801e} \\
 (7-37) \dots & \quad 0 = \left({}_{1\theta} \left({}_{\beta}^{(x\lambda)-\epsilon} - 1 \right) - {}_{1\theta} \left({}_{\beta}^{(x\lambda)-\epsilon} \right) \right. \\
 & \quad \left. - 1 \right) \left(\frac{{}_{1+\mu}}{!} - \left(\left[{}_{1\theta} \left({}_{\beta}^{(x\lambda)-\epsilon} - 1 \right) - z \right] \right) \right) \sum_{r=1}^{\infty} = \frac{{}_{\mu}e}{s7801e} \\
 (7-72) \dots & \quad 0 = \left(\left(\frac{{}_{\beta}^{(x\lambda)-\epsilon-1}}{{}_{\beta}^{(x\lambda)-\epsilon} \ln \left({}_{\beta}^{(x\lambda)-\epsilon} \right)} \right) \right. \\
 & \quad \left. - \frac{{}_{\beta}^{(x\lambda)-\epsilon-1}}{\left[{}_{1\theta} \left({}_{\beta}^{(x\lambda)-\epsilon-1} \right) - z \right] \ln \left({}_{\beta}^{(x\lambda)-\epsilon} \right)} \right) \left(\left[{}_{1\theta} \left({}_{\beta}^{(x\lambda)-\epsilon} - 1 \right) \right. \right. \\
 & \quad \left. \left. - z \right] \frac{{}_{1\theta} \left({}_{\beta}^{(x\lambda)-\epsilon-1} \right) - z}{{}_1} \left(\frac{{}_{1+\mu}}{!} \right) \right. \\
 & \quad \left. - \left(\left[{}_{1\theta} \left({}_{\beta}^{(x\lambda)-\epsilon} - 1 \right) - z \right] \right) \right) \sum_{r=1}^{\infty} = \frac{{}_{\beta}e}{s7801e}
 \end{aligned}$$

$$\left(1 - e^{-(\gamma x)^\beta}\right)^{\theta_\eta} \left[\frac{\left(1 - e^{-(\gamma x)^\beta}\right)^{\theta_\eta} \left[2 - \left(1 - e^{-(\gamma x)^\beta}\right)^{\theta_\eta} \right] \eta \theta (\gamma x)^\beta \beta x e^{-(\gamma x)^\beta}}{\gamma x \left(1 - e^{-(\gamma x)^\beta}\right)^{\theta_\eta}} - \frac{\left(1 - e^{-(\gamma x)^\beta}\right)^{2\theta_\eta} \eta \theta (\gamma x)^\beta \beta x e^{-(\gamma x)^\beta}}{\gamma x \left(1 - e^{-(\gamma x)^\beta}\right)^{\theta_\eta}} \right] = 0 \quad \dots (74 - 2)$$

والمعادلات (70 - 2) الى (74 - 2) التي تمثل مقدرات معلمات التوزيع المقترح بطريقة المربعات الصغرى $(\hat{\alpha}_{ls}, \hat{\theta}_{ls}, \hat{\beta}_{ls}, \hat{\eta}_{ls}, \hat{\gamma}_{ls})$ لا يمكن ان تحل بالطرائق التحليلية الاعتيادية لذلك سيتم استعمال احدى الطرائق التكرارية العددية وباستعمال الدالة f.solve في برنامج ماتلاب لإيجاد مقدر دالة المعولية للتوزيع توبليون أسي-وييل وكالاتي:

$$\hat{R}_{TLEW_{OLS}} = 1 - \left\{ \left(1 - e^{-(\gamma_{OLS} x)^\beta_{OLS}}\right)^{\theta_{OLS} \eta_{OLS}} \left[2 - \left(1 - e^{-(\gamma_{OLS} x)^\beta_{OLS}}\right)^{\theta_{OLS} \eta_{OLS}} \right] \right\}^{\alpha_{OLS}} \quad \dots (75 - 2)$$

والمعادلة (75 - 2) لا يمكن حلها بالطرق الرياضية الاعتيادية لذلك سنستخدم الطرق التكرارية العددية لإيجاد المقدرات بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية . لذلك فان تقدير دالة المعولية في ظل طريقة المربعات الصغرى للبيانات المرتبة للتوزيع يكون كالاتي :

$$R(t)_{RSS} = 1 - \exp\left(-\left(\frac{\hat{\lambda}_{ls}}{t}\right)^{\hat{\theta}_{ls}}\right) \quad \dots (76 - 2)$$

9-2- اختبار مربع كاي (χ^2) لحسن المطابقة
يهدف الاختبار إلى بيان مدى مطابقة التكرارات المشاهدة (Observed Frequencies) (O_i) مع التكرارات النظرية أو المتوقعة (Expected Frequencies) (E_i) لظاهرة معينة. إن معيار الاختبار لفرضية العدم (Null Hypothesis) (H₀) هو عدم وجود فروقات معنوية بين التكرارات المشاهدة والنظرية عند مستوى معنوية معين للمتغير، بحيث تكون مستويات هذا المتغير مستقلة فيما بينها وصيغة الاختبار

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^n \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} \sim \chi^2 (n - 1) \quad \dots (77-2)$$

حيث أن n يمثل عدد المشاهدات.

Likelihood Ratio Test (LRT) -1 اختبار نسبة الترجيح:

ان الصيغة العامة لاختبار نسبة الترجيح هي :

$$\chi_L^2 = 2 \sum_i O_i * \ln \left(\frac{O_i}{E_i} \right)$$

$$= 2 \sum_{i,j} n_{ij} * \ln \left(\frac{n_{ij}}{\hat{e}_{ij}} \right) \quad \dots (78-2)$$

حيث أن:

n_{ij} : التكرارات المشاهدة في مصفوفة الانتقالات التكرارية.

\hat{e}_{ij} : التكرارات المتوقعة التي يتم حسابها.

ان χ_L^2 كإحصائية مربع كاي تتبع توزيع مربع كاي بدرجات حرية $c^1(c-1)^2$ عندما تكون فرضية العدم صحيحة. وان (i) تمثل الرتبة و (c) عدد حالات السلسلة.

-2 معيار اكاكي للمعلومات (AIC) Akaike information criterion

ان الصيغة الخاصة بمعيار اكاكي تكتب بالصورة التالية :

$$AIC = n(1 + \ln(2\pi)) + n(\ln\sigma^2) + 2m \quad \dots (79 - 2)$$

-3 Bayesian information criterion (BIC)

ان الصيغة الخاصة بمعيار المعلومات البيزي تكتب بالصورة التالية :

$$BIC = n(\ln\sigma^2) + m \ln(n) \quad \dots (80 - 2)$$

-4 معيار اكاكي المصحح (AICC) Corrected Akaike information criterion

ان الصيغة الخاصة بمعيار اكاكي المصحح تكتب بالصورة التالية :

$$AICC = n(\ln\sigma^2) + \frac{2n(m+1)}{n-m-2} \quad \dots (81 - 2)$$

-5 معيار حنان كوين Hannan- Quinn Criterion

ان الصيغة الخاصة بمعيار اكاكي المصحح تكتب بالصورة التالية :

$$H - Q(P) = n(\ln\sigma^2) + \frac{2pcn \ln(\ln n)}{n} \quad C > 2 \quad \dots (82 - 2)$$

الفصل الثالث

(الجانِب التجريبي)

1-3 تمهيد: (Preface)

يعد تطور الحاسبات ووجود برامج محاكاة ذات مرونة عالية في استعمال المحاكاة في حل المشاكل العلمية الأمر الذي سهل اختبار الطرائق الرياضية بالاعتماد على مفهوم " دع البيانات تتكلم عن نفسها " وهو محاكاة للطرائق المقترحة والجديدة لاستقصاء صحة ودقة وكفاية تلك الطرائق عن طريق محاكاتها بالاستناد الى البيانات الخاصة بالحالة المدروسة.

في هذا الفصل تم اعتماد أسلوب المحاكاة مونت-كارلو (Monte-Carlo)

(Simulation) لغرض مقارنة طرائق التقدير لمعولية توزيع توبليون – أسّي -وييل (Topp- Leone- Exponential- Weibull). إذ شمل هذا الفصل على المفهوم العام للمحاكاة وكذلك وصف لتجربة المحاكاة الخاصة بالإطروحة من حيث قيم المعلمات الإفتراضية للتوزيع المدروس وطريقة توليد البيانات، وكذلك عرض نتائج تجربة المحاكاة التي تم الحصول عليها .

2-3 مفهوم المحاكاة: [3] [4] (Simulation Concept)

تعد المحاكاة سيناريو لتشبيه أو تقليد أي نظام في العالم الحقيقي محاولة لإعادة عملية معينة في ظروف اصطناعية مشابهة للظروف الطبيعية ، ومنها بناء أنموذج أصغر حجماً يكون نسخة مطابقة للأنموذج الحقيقي وتنفيذ الاختبارات على الأنموذج المصغر ودراسة نتائجه واعمامها على الانموذج الأصلي ، أو محاكاة حاسوبية عن طريق كتابة برنامج للطرائق المراد اختبارها ضمن ظروف برمجية مشابهة للواقع ومن ثم ينظر الى النتائج التي يتم الحصول عليها من البرنامج والاستنتاج على أساسها.

تعد محاكاة الكمبيوتر من الإجراءات المهمة في عملية محاكاة النمذج الرياضية والاحتمالية ، فهي محاولة لنمذجة واقع الحياه أو الوضع الافتراضي على الكمبيوتر بحيث يمكن دراستها لمعرفة كيفية عمل النظام او كيفية سلوك الظاهرة عن طريق تغيير المتغيرات في المحاكاة. واصبحت المحاكاة الحاسوبية جزءاً مفيداً في نمذجة العديد من الظواهر الطبيعية مثل الفيزياء والكيمياء والبيولوجيا والنظم البشرية في الرياضيات والاحصاء والاقتصاد والعلوم الاجتماعية وكذلك في الهندسة للحصول على نظرة ثاقبة في كيفية سلوك تلك الظواهر.

هنالك سمة مشتركة في المحاكاة بين جميع الباحثين وهي محاولة توليد عينة من السيناريوهات التمثيلية للأنموذج والتي يكون فيها التعداد الكامل لجميع الحالات الممكنة باهضاً او مستحيلاً . وهنالك عدة طرائق حاسوبية لتشغيل ونمذجة المحاكاة القائمة على الحاسوب والتي من

اهمها وأكثرها رواجاً هي محاكاة مونت كارلو (Monte Carlo Simulation) والتي تعتمد على تكوين عينة عشوائية للظاهرة ثلاثم التوزيع الاحتمالي الذي تسلكه تلك الظاهرة. في الاحصاء تستعمل المحاكاة لتقييم أداء طريقة ما عندما لا نعرف سابقاً بان تلك الطريقة فعّالة في تأدية ما مطلوب منها .

3-3 وصف تجارب المحاكاة: (Describe of simulation experiments)

تم اعتماد أسلوب المحاكاة مونت-كارلو (Monte-Carlo Simulation) لغرض مقارنة تقديرات دالة المعولية بموجب بيانات المراقبة من النوع الثاني بموجب طرائق التقدير وهي طريقة الإمكان الأعظم (Maximum Likelihood Method) وطريقة العزوم (Moment Method) وطريقة المربعات الصغرى (Least squares method). ولغرض اختبار طرائق التقدير تم اجراء الخطوات الآتية:

1-3-3 اختيار القيم الافتراضية للمعلمات:

تم الحصول على القيم الافتراضية تجريبياً من إجراء تجارب عدة واختيار القيم استقرت عندها التقديرات وأعطت افضل النتائج للتوزيع المقترح (Topp-Leon- Exponential- Weibull) تم اختيار القيم الافتراضية للمعلمات وكما مبين في جدول (1-3)

جدول (1-3) القيم الافتراضية لمعلمات التوزيع المقترح

Parameter	1	2	3	4	5
α	1.7	2.5	5	3	2.9
θ	2	3	1	3	8
β	1	2.8	4	3	2
γ	2	1	2	1	2.5
η	1	4	1.5	0.5	2.8

حيث ان :

α, θ, η تمثل معلمات الشكل

γ, β تمثل معلمات القياس

2-3-3 توليد البيانات (Data generation) :

تم في هذه الخطوة توليد تتبع توزيع Weibull Topp-Leone-exponential والتمثلة بالمتجه t وفقاً للخطوات الآتية:

- توليد متغير يتبع توزيعاً منتظماً $u \sim U(0, 1)$
- توليد بيانات تتبع التوزيع المدروس بتطبيق طريقة التحويل المعكوس لدالة التوزيع التراكمية (CDF) وحسب الصيغة الآتية :

$$t_i = \frac{\left(-\log \left(- \left(1 - \sqrt{1 - u^{\frac{1}{\theta\eta}}} \right) + 1 \right) \right)^{\frac{1}{\beta}}}{\gamma} \quad \dots (1-3)$$

3-3-3 اختيار حجوم العينات (Sample size) :

في هذه الخطوة تم اختيار حجوم العينات ($n = 25, 50, 100, 200$) واخذ نسبة مراقبة ($r = 40\%$) من كل حجم عينة. فمن خلال تغيير قيم معلمات الانموذج الافتراضية وحجوم العينات (صغير-كبير-متوسط) ممكن معرفة مدى تأثير التغيير في تلك القيم في سلوك مقدرات دالة المعولية ، إذ يمكن تكوين اربعة نماذج تمثل حجم العينة ومعلمات التوزيع المقترح ونسبة المراقبة (r) الذي يمثل 40% من حجم كل عينة وكما يأتي:

الجدول (2-3)

القيم الافتراضية لمعاملات التوزيع المدروس وحجم العينة ونسبة المراقبة عند حجوم عينات

(n=25 , 50 , 100 , 200)

Parameter	1	2	3	4	5
α	1.7	2.5	5	3	2.9
θ	2	3	1	3	8
β	1	2.8	4	3	2
γ	2	1	2	1	2.5
η	1	4	1.5	0.5	2.8

4-3 معيار مقارنة طرائق التقدير:

تم استعمال معيار مقارنة طرائق التقدير باستعمال متوسط مربعات الخطأ التكاملي (IMSE) ولكون (MSE) يحسب لكل (t_i) من الزمن فإن (IMSE) يمثل تكامل للمساحة الكلية (t_i) واختزالها بقيمة واحدة تعد عامة للزمن. أو معبرة عن الزمن الكلي.

وصيغة هذا المقياس تكون كما يأتي:

$$\text{IMSE}[\hat{R}(t)] = \frac{1}{r} \sum_{i=1}^r \left\{ \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \hat{R}_i(t_j) - R(t_j) \right\}$$

$$= \frac{1}{r} \sum_{j=1}^n \text{MSE} \hat{R}(t_j) \quad i=1, \dots, r \quad \dots (2-3)$$

إذ أن:

r : يمثل مرات تكرار التجربة.

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

الحد الأعلى (Upper Bound)

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

لغرض محاكاة طرائق التقدير لدالة المعولية للتوزيع المقترح تم اعتماد أسلوب المحاكاة مونت-كارلو (Monte-Carlo Simulation) لغرض المقارنة وبموجب طرائق التقدير الآتية:

المعولية الحقيقية (الافتراضية)	$R(t_i)$
المعولية المقدرة بموجب طريقة الإمكان الأعظم	$\hat{R}_{MLE}(t_i)$
المعولية المقدرة بموجب طريقة العزوم	$\hat{R}_{MOM}(t_i)$
المعولية المقدرة بموجب طريقة المربعات الصغرى	$\hat{R}_{OLS}(t_i)$

ويمكن تعريف اعمدة جداول نتائج تحليل المحاكاة كالاتي:

t_i : تمثل اوقات الاشتغال لحين الفشل وهي انموذج لقيم تجرية من الألف تجربة وهي في تزايد

$R(t_i)$: تمثل الوسط الحسابي لقيم دالة المعولية الحقيقية (الافتراضية) لـ (1000) تجربة وهي في تناقص.

$\hat{R}_{MLE}(t_i)$: تمثل الوسط لحسابي لقيم دالة المعولية المقدرة بطريقة الإمكان الأعظم لـ (1000) تجربة وهي في تناقص.

$\hat{R}_{MOM}(t_i)$: تمثل الوسط لحسابي لقيم دالة المعولية المقدرة بطريقة العزوم لـ (1000) تجربة وهي في تناقص.

$\hat{R}_{OLS}(t_i)$: تمثل الوسط لحسابي لقيم دالة المعولية المقدرة بطريقة المربعات الصغرى لـ (1000) تجربة وهي في تناقص.

IMSE متوسط مربعات الخطأ التكاملي لـ (1000) تجربة.

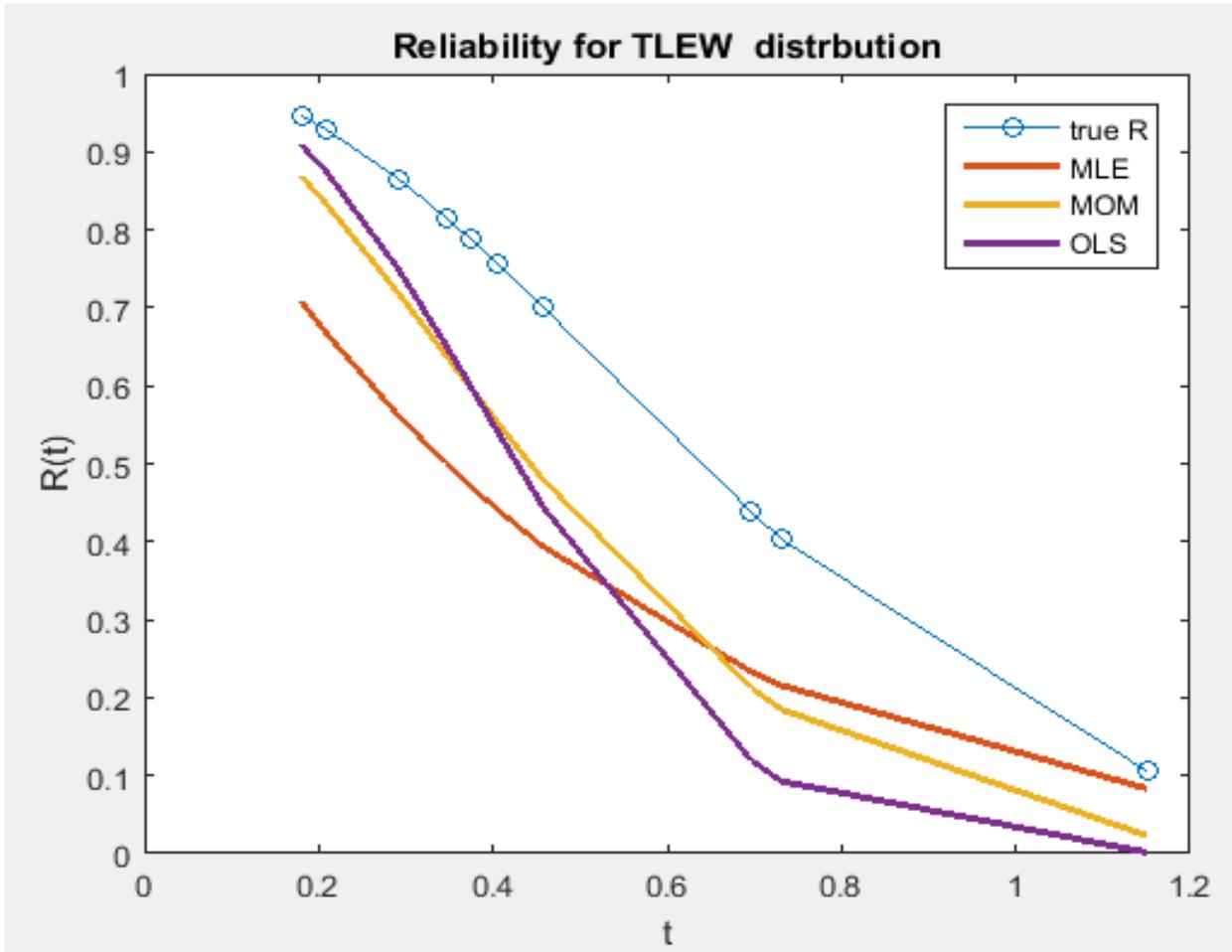
3-5-1 نتائج المحاكاة عند حجم عينة 25 ونسبة مراقبة 40%:

جدول (3-3) قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 25 ونسبة مراقبة 40% لقيم

المعلمت الافتراضية ($\alpha=1.7$ ، $\beta=1$ ، $\theta=2$ ، $\gamma=2$ ، $\eta=1$)

	t_i	$R(t_i)$	$\hat{R}_{MLE}(t_i)$	$\hat{R}_{MOM}(t_i)$	$\hat{R}_{OLS}(t_i)$
n=25 r=10	0.029348	0.908887	0.843972	0.891794	0.907582
	0.075854	0.811338	0.714280	0.773112	0.785224
	0.095732	0.808255	0.710467	0.769374	0.781194
	0.170286	0.757150	0.649235	0.707705	0.713620
	0.559140	0.730938	0.619131	0.676323	0.678574
	0.682831	0.712502	0.598432	0.654370	0.653850
	0.741912	0.392611	0.287413	0.298068	0.249664
	0.814849	0.261573	0.181001	0.172480	0.120797
	0.975005	0.2345	0.160344	0.14872	0.09868
	1.209352	0.082576	0.052829	0.035519	0.012792
		IMSE	0.00843	0.003852	0.007306
		Best	$\hat{R}_{MOM}(t_i)$		

من النتائج الظاهرة في الجدول (3-3) وعند حجم عينة ($n=25$) وعند نسبة مراقبة 40% أي ($r=10$) وعندما تكون قيم المعلمت الافتراضية ($\alpha=1.7$ ، $\beta=1$ ، $\theta=2$ ، $\gamma=2$ ، $\eta=1$) فإن نتائج تقدير دالة المعولية باستعمال طريقة العزوم احتلت المرتبة الأولى مقارنة بطريقتي المربعات الصغرى و الإمكان الأعظم حيث كانت قيمة متوسط مربعات الخطأ التكاملية باستعمال طريقة العزوم (**0.003852**) تليها طريقة المربعات الصغرى إذ بلغت (**0.007306**) واحتلت المرتبة الأخيرة الإمكان الأعظم ب (**0.00843**)



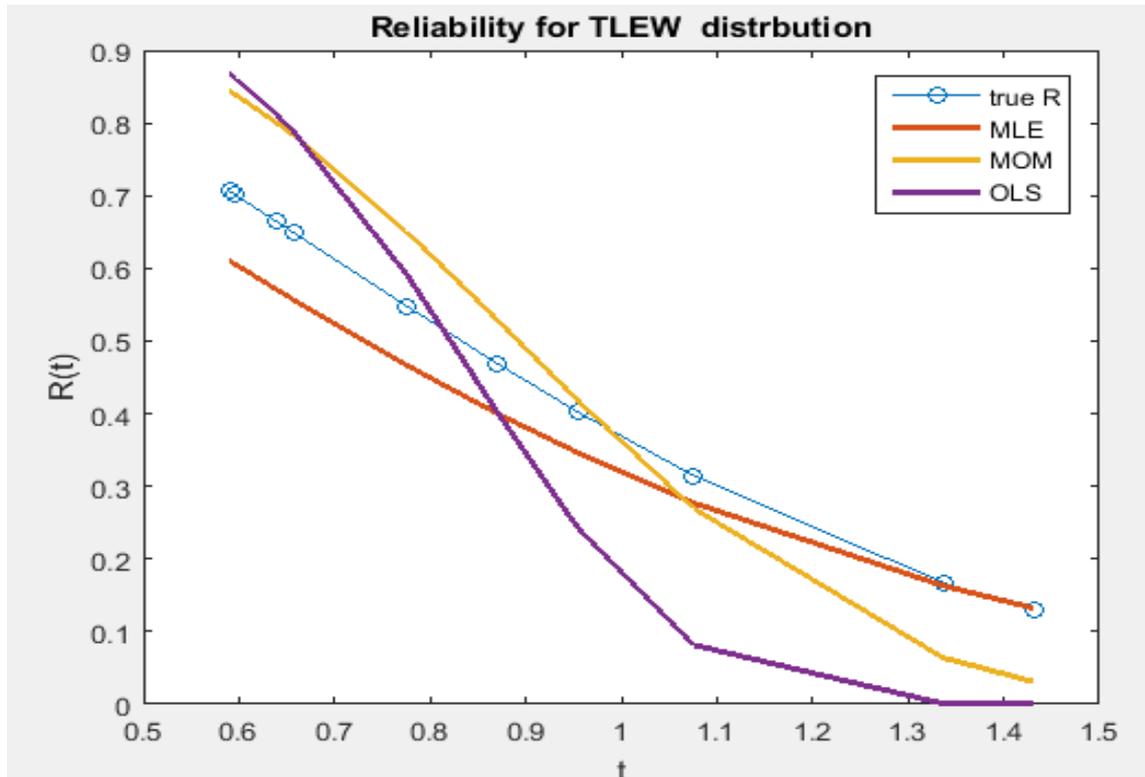
الشكل (1-3) يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدرة والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 25 ونسبة مراقبة 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=1.7$ ، $\beta=1$ ، $\theta=2$ ، $\gamma=2$ ، $\eta=1$) الذي يتضح من خلاله اقتراب خط المعولية المقدرة بطريقة العزوم من المعولية الحقيقية أكثر من طريقتي المربعات الصغرى والإمكان الأعظم.

جدول (3-4) قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 25 ونسبة مراقبة 40% لقيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=2.5$ ، $\beta=2.8$ ، $\theta=3$ ، $\gamma=1$ ، $\eta=4$)

	t_i	$R(t_i)$	$\hat{R}_{MLE}(t_i)$	$\hat{R}_{MOM}(t_i)$	$\hat{R}_{OLS}(t_i)$
n=25 r=10	0.502615	0.791065	0.603788	0.961567	0.950381
	0.666183	0.574271	0.467116	0.805798	0.786385
	0.746751	0.453407	0.405872	0.646521	0.634118
	0.817547	0.423791	0.391530	0.598680	0.589780
	0.890220	0.364213	0.363004	0.492689	0.492802

	0.997698	0.355557	0.358872	0.476321	0.477924
	1.097424	0.352382	0.357356	0.470264	0.472422
	1.176669	0.320983	0.342325	0.408994	0.416821
	1.284397	0.316637	0.340236	0.400345	0.408972
	1.465471	0.054826	0.186819	0.003234	0.0087
		IMSE	0.006833	0.021296	0.019634
		Best	$\hat{R}_{MLE}(t_i)$		

من النتائج الظاهرة في الجدول (3-4) وعند حجم عينة ($n=25$) وعند نسبة مراقبة 40% أي ($r=10$) وعندما تكون قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=2.5$ ، $\beta=2.8$ ، $\theta=3$ ، $\gamma=1$ ، $\eta=4$) فإن نتائج تقدير دالة المعولية باستخدام طريقة الإمكان الأعظم احتلت المرتبة الأولى مقارنة بطريقتي المربعات الصغرى و العزوم حيث كانت قيمة متوسط مربعات الخطأ التكاملية باستخدام طريقة الإمكان الأعظم (0.006833) تليها طريقة المربعات الصغرى إذ بلغت (0.019634) واحتلت المرتبة الأخيرة العزوم ب (0.021296)

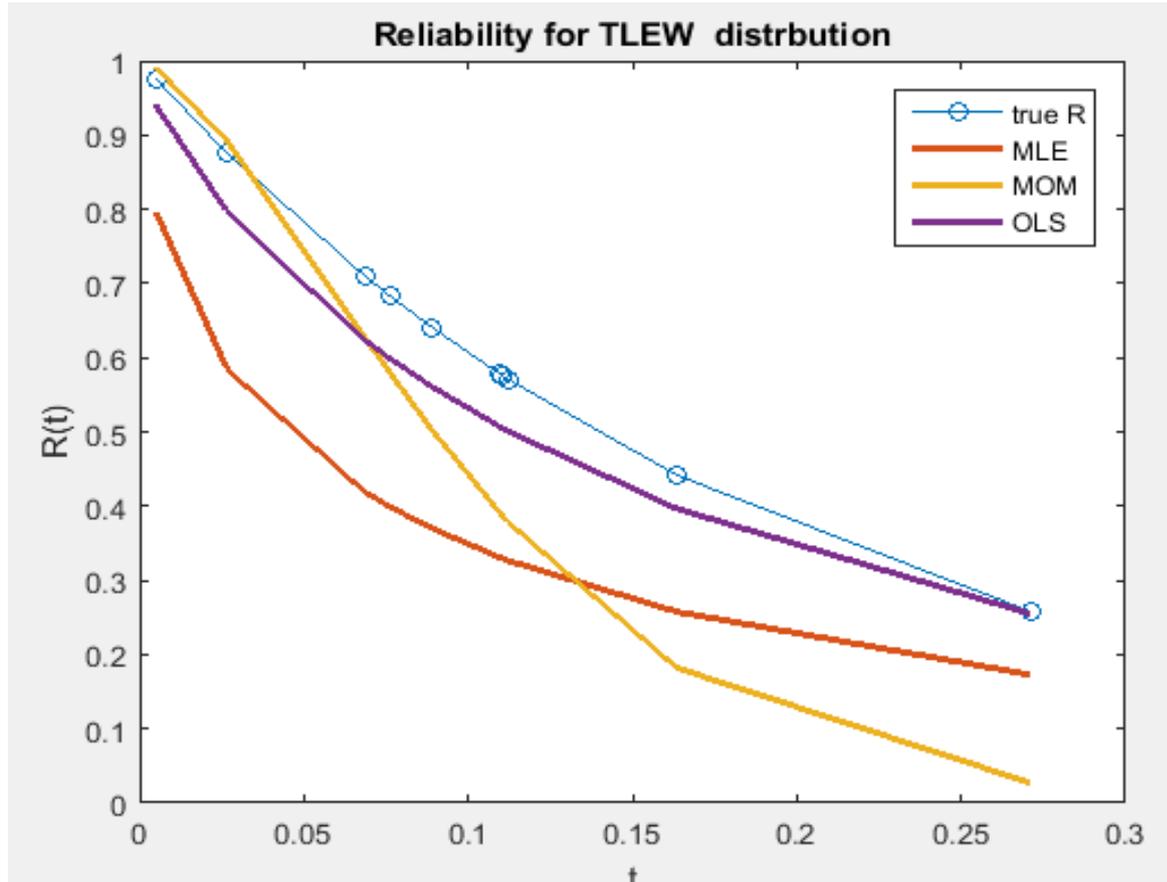


الشكل (2-3) يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدره والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 25 ونسبة مراقبة 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=2.5$ ، $\beta=2.8$ ، $\theta=3$ ، $\gamma=1$ ، $\eta=4$) الذي يتضح من خلاله اقتراب خط المعولية المقدره بطريقة الإمكان الأعظم من المعولية الحقيقية أكثر من طريقتي المربعات الصغرى والعزوم.

جدول (5-3) قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدره عند حجم عينة 25 ونسبة مراقبة 40% لقيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=5$ ، $\beta=4$ ، $\theta=1$ ، $\gamma=2$ ، $\eta=1.5$)

	t_i	$R(t_i)$	$\hat{R}_{MLE}(t_i)$	$\hat{R}_{MOM}(t_i)$	$\hat{R}_{OLS}(t_i)$
n=25 r=10	0.012646	0.880604	0.716829	0.977501	0.916113
	0.017785	0.763769	0.586739	0.906274	0.828105
	0.027606	0.649782	0.488793	0.781965	0.737349
	0.045669	0.549862	0.415244	0.627781	0.653392
	0.111804	0.541275	0.409294	0.612780	0.645962
	0.156529	0.392696	0.312606	0.328990	0.511043
	0.174169	0.338055	0.279038	0.226395	0.457806
	0.223420	0.337990	0.278998	0.226279	0.457742
	0.247183	0.290718	0.250324	0.147372	0.409675
	0.268435	0.229714	0.213288	0.067841	0.344256
		IMSE	0.01349	0.013411	0.01047
		Best	$\hat{R}_{OLS}(t_i)$		

من النتائج الظاهرة في الجدول (5-3) وعند حجم عينة (n=25) وعند نسبة مراقبة 40% أي (r=10) وعندما تكون قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=5$ ، $\beta=4$ ، $\theta=1$ ، $\gamma=2$ ، $\eta=1.5$) فإن نتائج تقدير دالة المعولية باستعمال طريقة المربعات الصغرى احتلت المرتبة الأولى مقارنة بطريقتي الإمكان الأعظم و العزوم حيث كانت قيمة متوسط مربعات الخطأ التكاملية باستعمال طريقة المربعات الصغرى (0.01047) تليها طريقة العزوم إذ بلغت (0.013411) واحتلت المرتبة الأخيرة الإمكان الأعظم ب (0.01349)



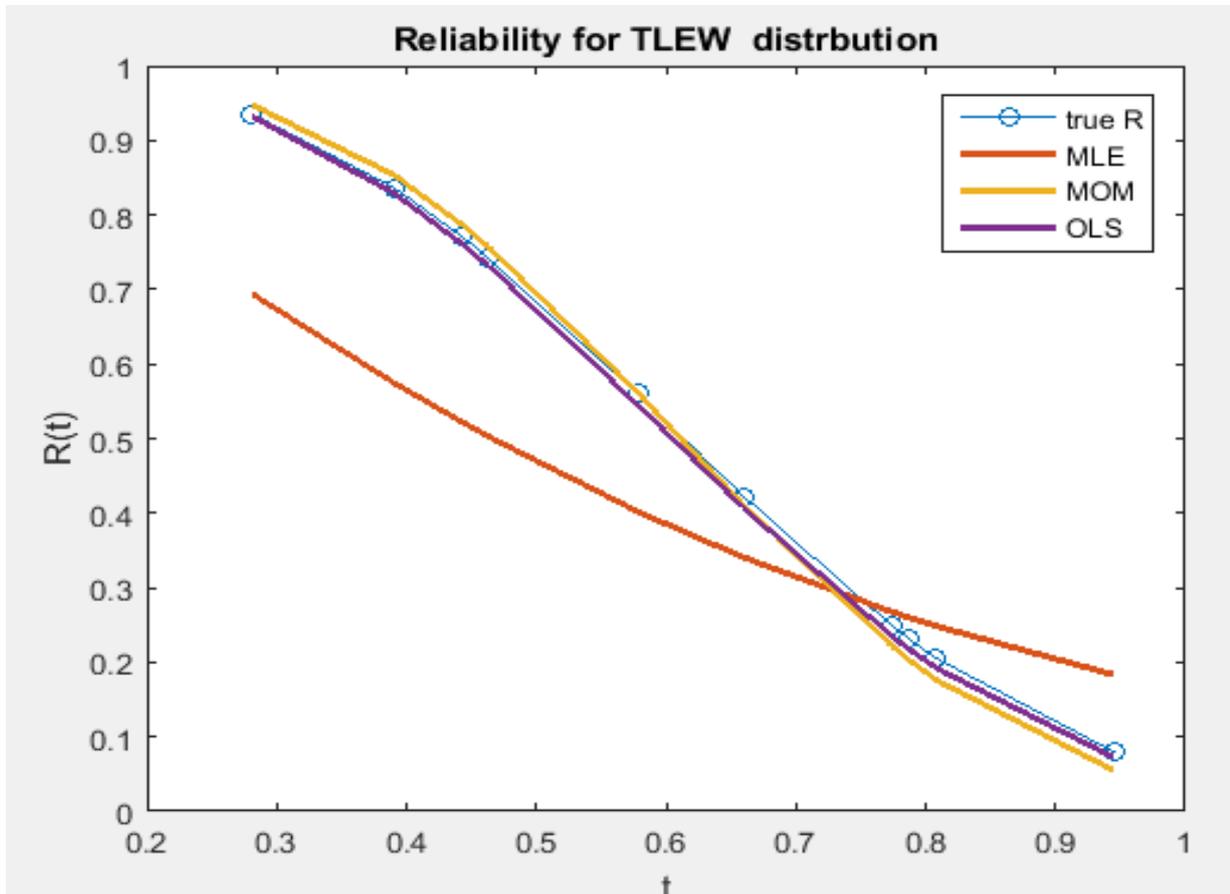
الشكل (3-3) يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدرة والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 25 ونسبة مراقبة 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=5$ ، $\beta=4$ ، $\theta=1$ ، $\gamma=2$ ، $\eta=1.5$) الذي يتضح من خلاله اقتراب خط المعولية المقدرة بطريقة الإمكان الأعظم من المعولية الحقيقية أكثر من طريقتي المربعات الصغرى والعزوم.

جدول (6-3) قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 25 ونسبة مراقبة 40% لقيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=3$ ، $\beta=3$ ، $\theta=3$ ، $\gamma=1$ ، $\eta=0.5$)

	t_i	$R(t_i)$	$\hat{R}_{MLE}(t_i)$	$\hat{R}_{MOM}(t_i)$	$\hat{R}_{OLS}(t_i)$
n=25 r=10	0.229993	0.743559	0.538749	0.890935	0.875343
	0.483008	0.735221	0.533159	0.884394	0.868260
	0.549839	0.681926	0.499738	0.838181	0.818830
	0.593803	0.583841	0.445799	0.733273	0.709645
	0.619070	0.459261	0.385616	0.564719	0.540315
	0.697295	0.417751	0.366703	0.500985	0.477768

	0.700345	0.386539	0.352673	0.451150	0.429333
	0.791210	0.167083	0.250735	0.103408	0.099693
	0.811422	0.158071	0.246009	0.091932	0.088922
	0.984696	0.130059	0.230633	0.059666	0.058531
	IMSE		0.016905	0.012633	0.009608
	Best		$\hat{R}_{OLS}(t_i)$		

من النتائج الظاهرة في الجدول (3-6) وعند حجم عينة ($n=25$) وعند نسبة مراقبة 40% أي ($r=10$) وعندما تكون قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=3$ ، $\beta=3$ ، $\theta=3$ ، $\gamma=1$ ، $\eta=0.5$) فإن نتائج تقدير دالة المعولية باستخدام طريقة المربعات الصغرى احتلت المرتبة الأولى مقارنة بطريقتي الإمكان الأعظم و العزوم حيث كانت قيمة متوسط مربعات الخطأ التكاملي باستخدام طريقة المربعات الصغرى (**0.009608**) تليها طريقة العزوم إذ بلغت (**0.012633**) واحتلت المرتبة الأخيرة الإمكان الأعظم ب (**0.016905**)

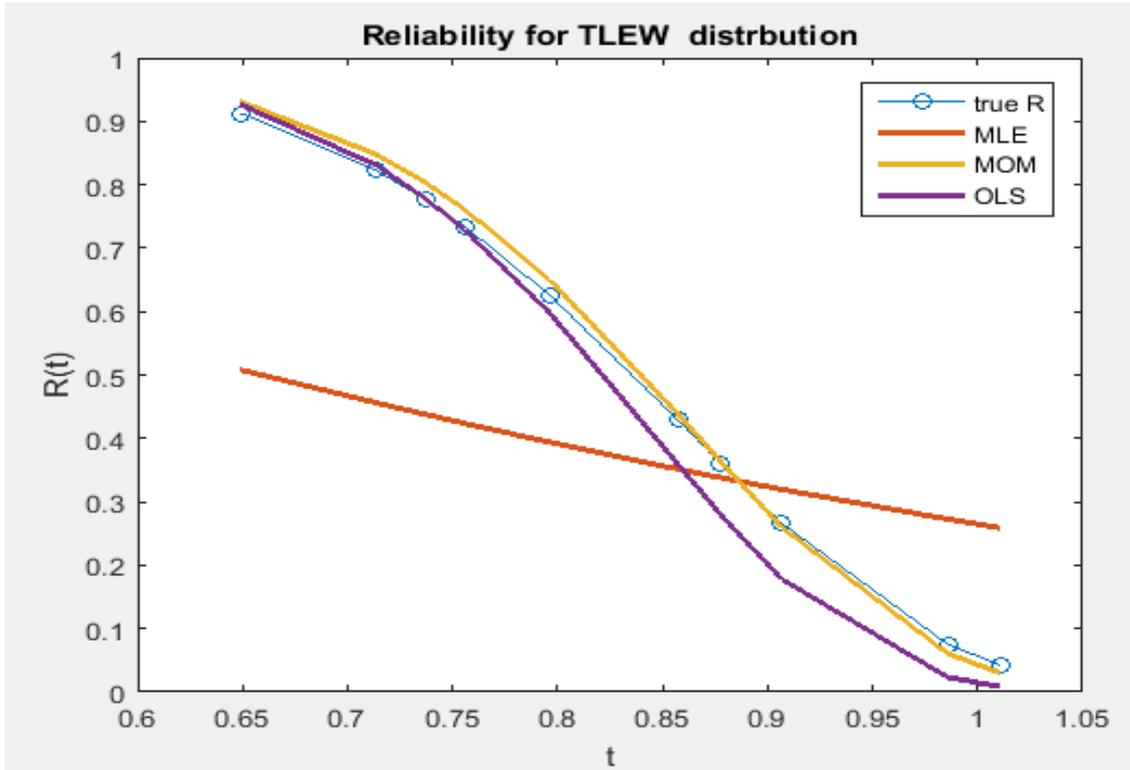


الشكل (4-3) يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدره والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 25 ونسبة مراقبة 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=3$ ، $\beta=3$ ، $\theta=3$ ، $\gamma=1$ ، $\eta=0.5$) الذي يتضح من خلاله اقتراب خط المعولية المقدره بطريقة المربعات الصغرى من المعولية الحقيقية أكثر من طريقتي الإمكان الأعظم والعزوم.

جدول (7-3) قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 25 ونسبة مراقبة 40% لقيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=2.9$ ، $\beta=2$ ، $\theta=8$ ، $\gamma=3.5$ ، $\eta=2.8$)

	t_i	$R(t_i)$	$\hat{R}_{MLE}(t_i)$	$\hat{R}_{MOM}(t_i)$	$\hat{R}_{OLS}(t_i)$
n=25 r=10	0.580879	0.880785	0.506262	0.978903	0.950214
	0.612517	0.520537	0.389008	0.689639	0.671344
	0.643420	0.477505	0.379895	0.630360	0.627749
	0.683414	0.456114	0.375475	0.598970	0.605251
	0.718858	0.455284	0.375305	0.597727	0.604367
	0.734446	0.360683	0.356251	0.445248	0.497995
	0.763993	0.354448	0.355005	0.434559	0.490587
	0.856810	0.352689	0.354654	0.431532	0.488487
	0.982927	0.278953	0.339761	0.301898	0.396845
	1.095388	0.060171	0.282568	0.008679	0.083153
		IMSE	0.023318	0.012525	0.016486
		Best	$\hat{R}_{MOM}(t_i)$		

من النتائج الظاهرة في الجدول (7-3) وعند حجم عينة (n=25) وعند نسبة مراقبة 40% أي (r=10) وعندما تكون قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=2.9$ ، $\beta=2$ ، $\theta=8$ ، $\gamma=3.5$ ، $\eta=2.8$) فإن نتائج تقدير دالة المعولية باستعمال طريقة العزوم احتلت المرتبة الأولى مقارنة بطريقتي المربعات الصغرى و الإمكان الأعظم حيث كانت قيمة متوسط مربعات الخطأ التكاملية باستعمال طريقة العزوم (0.012525) تليها طريقة المربعات الصغرى إذ بلغت (0.016486) واحتلت المرتبة الأخيرة الإمكان الأعظم ب (0.023318)



الشكل (5-3) يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدرة والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 25 ونسبة مراقبة 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=2.9$ ، $\beta=2$ ، $\theta=8$ ، $\gamma=3.5$ ، $\eta=2.8$) الذي يتضح من خلاله اقتراب خط المعولية المقدرة بطريقة العزوم من المعولية الحقيقية أكثر من طريقتي المربعات الصغرى والإمكان الأعظم.

من جداول (3-3) الى (7-3) وعند حجم عينة $n=25$ وعدد بيانات مراقبة $r=10$ وعند خمسة نماذج لقيم المعلمات الافتراضية الخاصة بالتوزيع المدروس تم الحصول على جدول افضلية طرائق التقدير الآتي:

جدول (8-3) عدد مرات الأفضلية ونسبة الأفضلية لطرائق التقدير عند حجم عينة $n=25$ وعدد بيانات مراقبة $r=10$ عند نسبة مراقبة 40%

الطريقة	عدد مرات الأفضلية	نسبة الأفضلية %
$\hat{R}_{MLE}(t_i)$	1	20
$\hat{R}_{MOM}(t_i)$	2	40
$\hat{R}_{OLS}(t_i)$	2	40

يوضح جدول (8-3) ان طريقة المربعات الصغرى حققت نسبة افضلية 40% بالتساوي مع طريقة العزوم وجاءت طريقة الإمكان الأعظم بالمرتبة الأخيرة بنسبة افضلية 20%.

3-5-2 نتائج المحاكاة عند حجم عينة 50 ونسبة مراقبة 40%:

جدول (9-3) قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 50 ونسبة مراقبة 40% لقيم

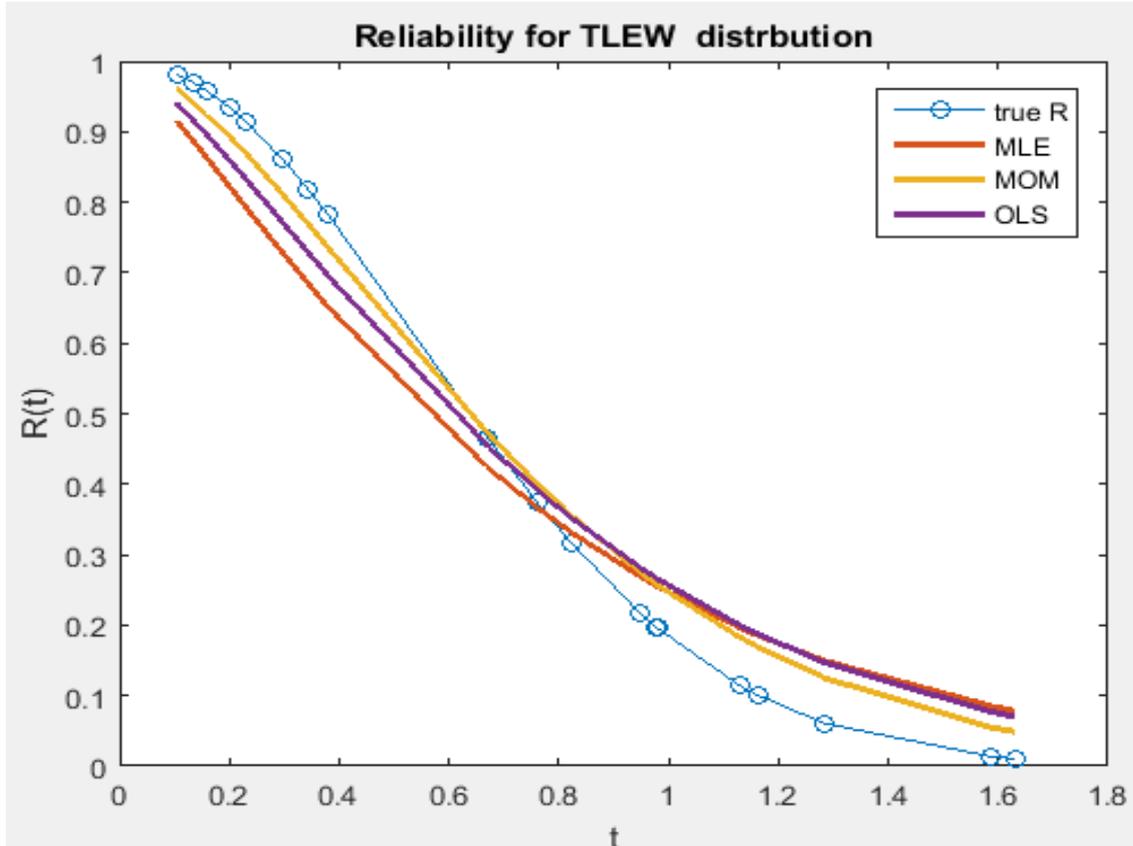
المعلمت الافتراضية ($\alpha=1.7$ ، $\beta=1$ ، $\theta=2$ ، $\gamma=2$ ، $\eta=1$)

	t_i	$R(t_i)$	$\hat{R}_{MLE}(t_i)$	$\hat{R}_{MOM}(t_i)$	$\hat{R}_{OLS}(t_i)$
n=50 r=20	0.226990	0.980422	0.916655	0.991707	0.980276
	0.267011	0.802946	0.658655	0.855226	0.821488
	0.276053	0.783981	0.639768	0.837458	0.804964
	0.308355	0.729730	0.589492	0.784288	0.757774
	0.416688	0.672435	0.541060	0.724802	0.707906
	0.429007	0.669142	0.538394	0.721290	0.705036
	0.447925	0.622604	0.501852	0.670670	0.664373
	0.512483	0.608817	0.491395	0.655341	0.652285
	0.538683	0.603208	0.487184	0.649065	0.647361
	0.542755	0.575691	0.466861	0.61795	0.623145
	0.546537	0.570079	0.462781	0.611542	0.618193
	0.626907	0.561355	0.45648	0.60154	0.610486
	0.77523	0.328736	0.300506	0.32299	0.398155
	0.82537	0.244923	0.246362	0.222174	0.31623
	0.892287	0.230886	0.237171	0.205658	0.302043
	0.969549	0.209593	0.223093	0.180931	0.280205
	1.080502	0.191486	0.210951	0.160279	0.261293
	1.324256	0.178279	0.201969	0.145477	0.247275
	1.423768	0.112229	0.154486	0.076119	0.173457
	1.600717	0.050696	0.101715	0.02335	0.095131
		IMSE	0.009112	0.001598	0.0026
Best			$\hat{R}_{MOM}(t_i)$		

من النتائج الظاهرة في الجدول (9-3) وعند حجم عينة (n=50) وعند نسبة مراقبة 40% أي

(r=20) وعندما تكون قيم المعلمت الافتراضية ($\alpha=1.7$ ، $\beta=1$ ، $\theta=2$ ، $\gamma=2$ ، $\eta=1$)

فإن نتائج تقدير دالة المعولية باستعمال طريقة العزوم احتلت المرتبة الأولى مقارنة بطريقتي المربعات الصغرى و الإمكان الأعظم حيث كانت قيمة متوسط مربعات الخطأ التكاملي باستعمال طريقة العزوم (0.001598) تليها طريقة المربعات الصغرى إذ بلغت (0.0026) واحتلت المرتبة الأخيرة الإمكان الأعظم ب (0.009112)



الشكل (6-3) يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدرة والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 50 ونسبة مراقبة 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=1.7$ ، $\beta=1$ ، $\theta=2$ ، $\gamma=2$ ، $\eta=1$) الذي يتضح من خلاله اقتراب خط المعولية المقدرة بطريقة العزوم من المعولية الحقيقية أكثر من طريقتي المربعات الصغرى والإمكان الأعظم.

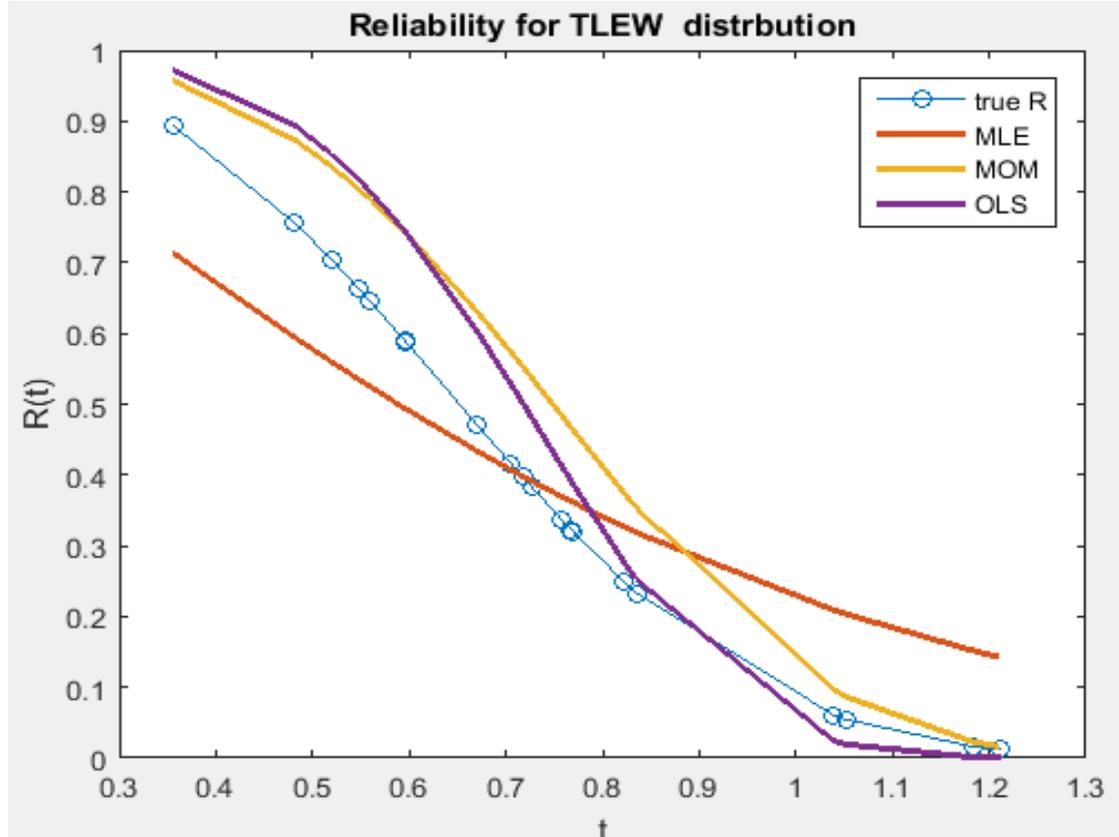
جدول (10-3) قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 50 ونسبة مراقبة 40% لقيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=2.5$ ، $\beta=2.8$ ، $\theta=3$ ، $\gamma=1$ ، $\eta=4$)

	t_i	$R(t_i)$	$\hat{R}_{MLE}(t_i)$	$\hat{R}_{MOM}(t_i)$	$\hat{R}_{OLS}(t_i)$
n=50	0.329299	0.910049	0.694117	0.928307	0.926640
r=20	0.347547	0.888294	0.666818	0.909768	0.907459

	0.361361	0.863707	0.639841	0.888494	0.885412
	0.419198	0.845248	0.621599	0.872321	0.868631
	0.486254	0.832746	0.610031	0.861278	0.857166
	0.519146	0.800137	0.582260	0.832153	0.826909
	0.599737	0.681476	0.500231	0.722731	0.713194
	0.618946	0.593045	0.450374	0.638066	0.625397
	0.630221	0.485577	0.396618	0.531839	0.515782
	0.698499	0.465936	0.387307	0.512035	0.495438
	0.702125	0.411974	0.362231	0.456994	0.439089
	0.745109	0.321348	0.320902	0.362422	0.343078
	0.795139	0.251294	0.288517	0.287372	0.267844
	0.806942	0.231146	0.278935	0.265449	0.246071
	0.854531	0.210037	0.268685	0.242309	0.223207
	0.896169	0.174416	0.250711	0.202843	0.184532
	0.902362	0.166499	0.246565	0.193996	0.175925
	1.045281	0.13802	0.231037	0.161933	0.144953
	1.153164	0.115719	0.217991	0.13655	0.120718
	1.20531	0.010128	0.116398	0.012233	0.00894
	IMSE		0.02062	0.001089	0.000448

من النتائج الظاهرة في الجدول (3-10) وعند حجم عينة (n=50) وعند نسبة مراقبة 40% أي (r=20) وعندما تكون قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=2.5$ ، $\beta=2.8$ ، $\theta=3$ ، $\gamma=1$ ، $\eta=4$) فإن نتائج تقدير دالة المعولية باستعمال طريقة المربعات الصغرى احتلت المرتبة الأولى مقارنة

بطريقتي العزوم و الإمكان الأعظم حيث كانت قيمة متوسط مربعات الخطأ التكاملي باستعمال طريقة المربعات الصغرى (0.000448) تليها طريقة العزوم إذ بلغت (0.001089) واحتلت المرتبة الأخيرة الإمكان الأعظم ب (0.02062)



الشكل (7-3) يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدرة والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 50 ونسبة مراقبة 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=2.5$ ، $\beta=2.8$ ، $\theta=3$ ، $\gamma=1$ ، $\eta=4$) الذي يتضح من خلاله اقتراب خط المعولية المقدرة بطريقة المربعات الصغرى من المعولية الحقيقية أكثر من طريقتي الإمكان الأعظم والعزوم.

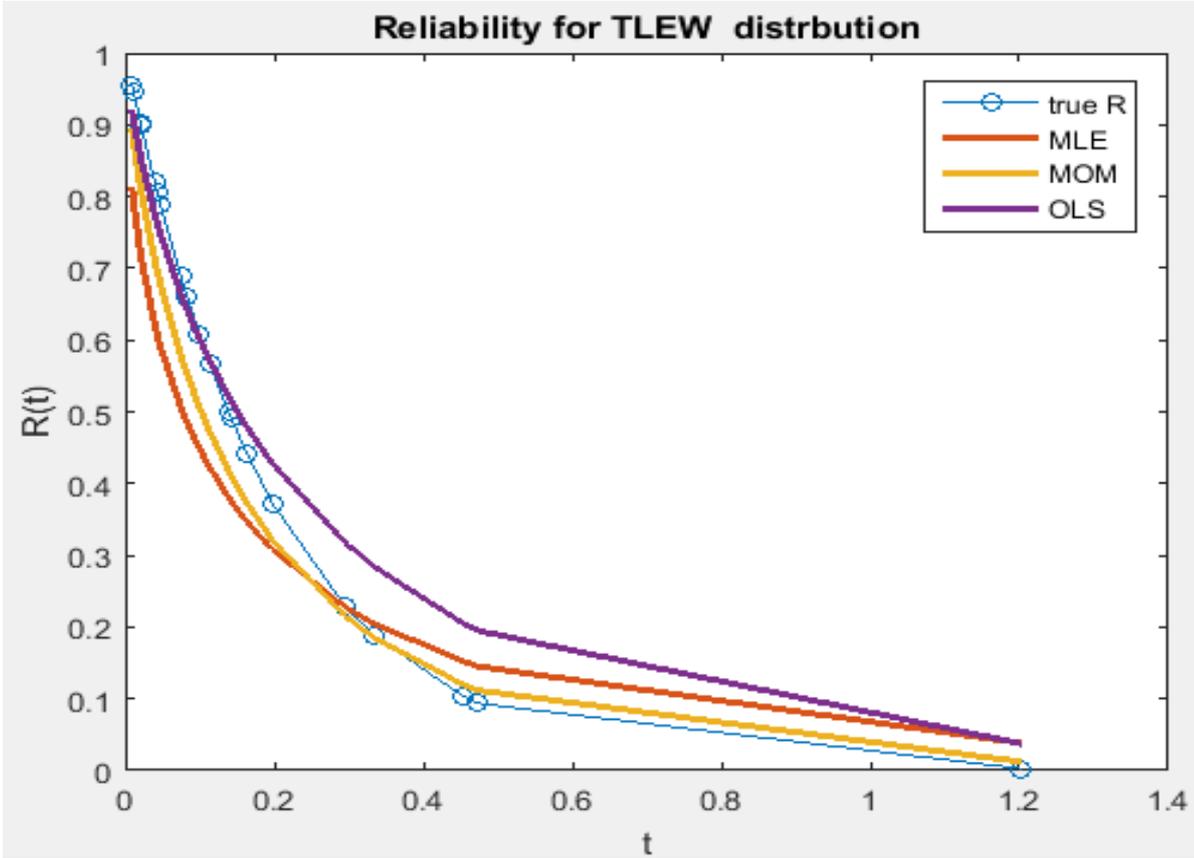
جدول (11-3) قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 50 ونسبة مراقبة 40% لقيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=5$ ، $\beta=4$ ، $\theta=1$ ، $\gamma=2$ ، $\eta=1.5$)

	t_i	$R(t_i)$	$\hat{R}_{MLE}(t_i)$	$\hat{R}_{MOM}(t_i)$	$\hat{R}_{OLS}(t_i)$
n=50 r=20	0.485419	0.999478	0.992662	0.999848	0.982990
	0.495337	0.945026	0.865851	0.973140	0.855212
	0.514292	0.852392	0.756956	0.917543	0.774697

	0.521885	0.810290	0.717731	0.889780	0.747726
	0.523934	0.520477	0.506246	0.663777	0.608890
	0.524762	0.504994	0.496312	0.649947	0.602412
	0.530879	0.504823	0.496203	0.649793	0.602340
	0.541838	0.472320	0.475522	0.620111	0.588812
	0.665677	0.43944	0.454768	0.58916	0.575161
	0.680448	0.417209	0.440786	0.567677	0.565912
	0.723135	0.387434	0.42207	0.538165	0.553452
	0.783187	0.303333	0.368646	0.449729	0.517233
	0.817543	0.198652	0.298176	0.326659	0.467282
	0.891474	0.184603	0.288042	0.308742	0.459819
	0.917326	0.149287	0.261378	0.261842	0.439748
	0.964792	0.134561	0.249613	0.24139	0.430666
	0.991459	0.120986	0.238327	0.221996	0.421806
	1.112587	0.070391	0.19057	0.143938	0.382367
	1.189332	0.011088	0.098412	0.030746	0.291225
	1.203732	0.01005	0.09531	0.028257	0.287566
IMSE			0.006006	0.012859	0.041789
Best	$\hat{R}_{MLE}(t_i)$				

من النتائج الظاهرة في الجدول (3-11) وعند حجم عينة (n=50) وعند نسبة مراقبة 40% أي (r=20) وعندما تكون قيم المعلمات الافتراضية (α=5 ، β=4 ، θ=1 ، γ=2 ، η=1.5) (

فإن نتائج تقدير دالة المعولية باستعمال طريقة الإمكان الأعظم احتلت المرتبة الأولى مقارنة بطريقتي العزوم و المربعات الصغرى حيث كانت قيمة متوسط مربعات الخطأ التكاملية باستعمال طريقة الإمكان الأعظم (0.006006) تليها طريقة العزوم إذ بلغت (0.012859) واحتلت المرتبة الأخيرة المربعات الصغرى ب (0.041789)



الشكل (8-3) يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدرة والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 50 ونسبة مراقبة 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=5$ ، $\beta=4$ ، $\theta=1$ ، $\gamma=2$ ، $\eta=1.5$) الذي يتضح من خلاله اقتراب خط المعولية المقدرة بطريقة الإمكان الأعظم من المعولية الحقيقية أكثر من طريقتي المربعات الصغرى والعزوم.

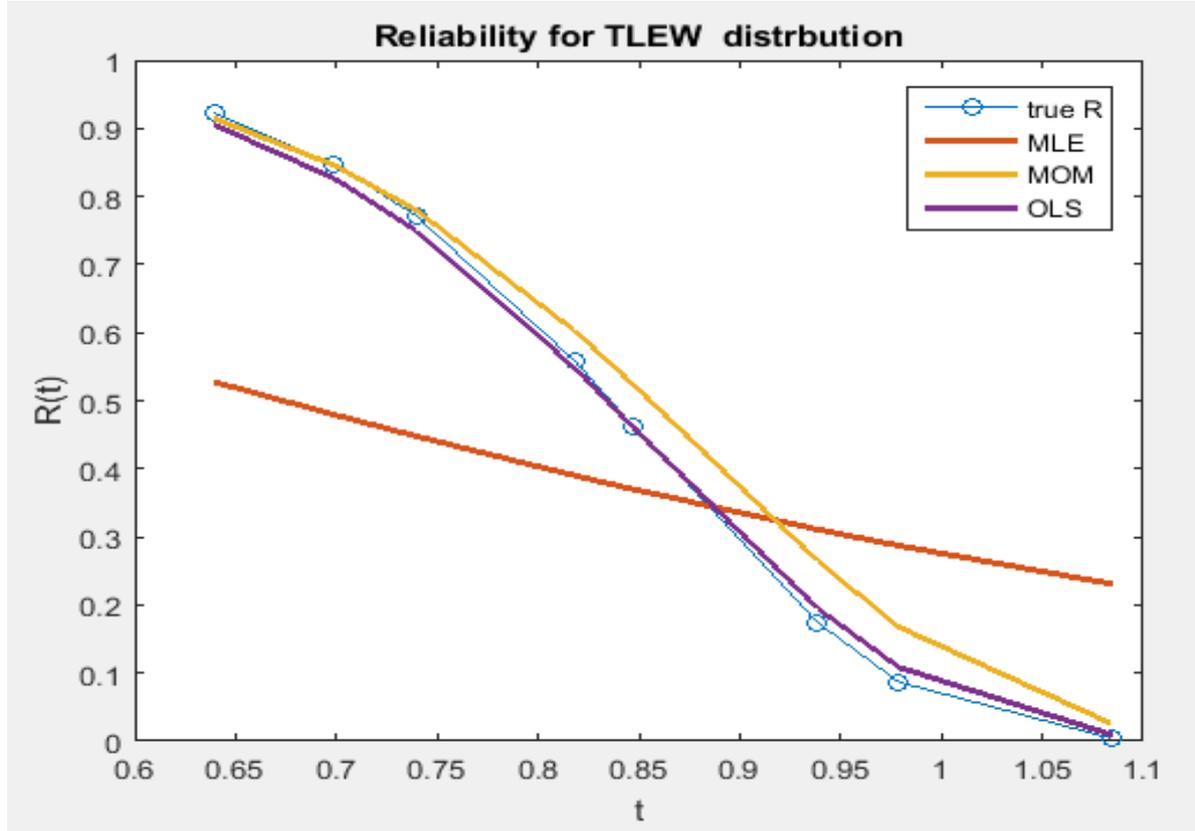
جدول (12-3) قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 50 ونسبة مراقبة 40% لقيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=3$ ، $\beta=3$ ، $\theta=3$ ، $\gamma=1$ ، $\eta=0.5$)

	t_i	$R(t_i)$	$\hat{R}_{MLE}(t_i)$	$\hat{R}_{MOM}(t_i)$	$\hat{R}_{OLS}(t_i)$
n=50	0.460962	0.968009	0.679994	0.939600	0.937682
r=20	0.503122	0.957348	0.649882	0.920296	0.918362

	0.623577	0.950467	0.633369	0.907988	0.906110
	0.643641	0.879140	0.522213	0.786257	0.786594
	0.752078	0.876916	0.519707	0.782619	0.783052
	0.797194	0.853485	0.495265	0.744826	0.746336
	0.820345	0.810928	0.457845	0.678642	0.682262
	0.886589	0.807490	0.455123	0.673431	0.677226
	0.900058	0.794506	0.445178	0.65393	0.658387
	0.916131	0.790595	0.442279	0.648111	0.652769
	0.92037	0.718133	0.39495	0.54489	0.553163
	0.930816	0.637589	0.352202	0.440193	0.451975
	0.948255	0.515703	0.298807	0.301629	0.316971
	0.960274	0.51043	0.296702	0.296175	0.311612
	0.992921	0.447709	0.272577	0.234772	0.250944
	1.016945	0.385287	0.249829	0.180081	0.196199
	1.055162	0.370117	0.244431	0.167771	0.183753
	1.080603	0.364802	0.242548	0.16355	0.179473
	1.099273	0.155144	0.167374	0.036619	0.045493
	1.124821	0.137289	0.160241	0.029601	0.037484
	IMSE		0.07563	0.023205	0.020527
	Best		$\hat{R}_{OLS}(t_i)$		

من النتائج الظاهرة في الجدول (3-12) وعند حجم عينة (n=50) وعند نسبة مراقبة 40% أي (r=20) وعندما تكون قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=3$ ، $\beta=3$ ، $\theta=3$ ، $\gamma=1$ ، $\eta=0.5$)

فإن نتائج تقدير دالة المعولية باستعمال طريقة المربعات الصغرى احتلت المرتبة الأولى مقارنة بطريقتي العزوم و الإمكان الأعظم حيث كانت قيمة متوسط مربعات الخطأ التكاملي باستعمال طريقة المربعات الصغرى (**0.020527**) تليها طريقة العزوم إذ بلغت (**0.023205**) واحتلت المرتبة الأخيرة الإمكان الأعظم ب (**0.07563**) .



الشكل (9-3) يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدرة والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 50 ونسبة مراقبة 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=3$ ، $\beta=3$ ، $\theta=3$ ، $\gamma=1$ ، $\eta=0.5$) الذي يتضح من خلاله اقتراب خط المعولية المقدرة بطريقة المربعات الصغرى من المعولية الحقيقية أكثر من طريقتي الإمكان الأعظم والعزوم.

جدول (13-3) قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 50 ونسبة مراقبة 40% لقيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=2.9$ ، $\beta=2$ ، $\theta=8$ ، $\gamma=3.5$ ، $\eta=2.8$)

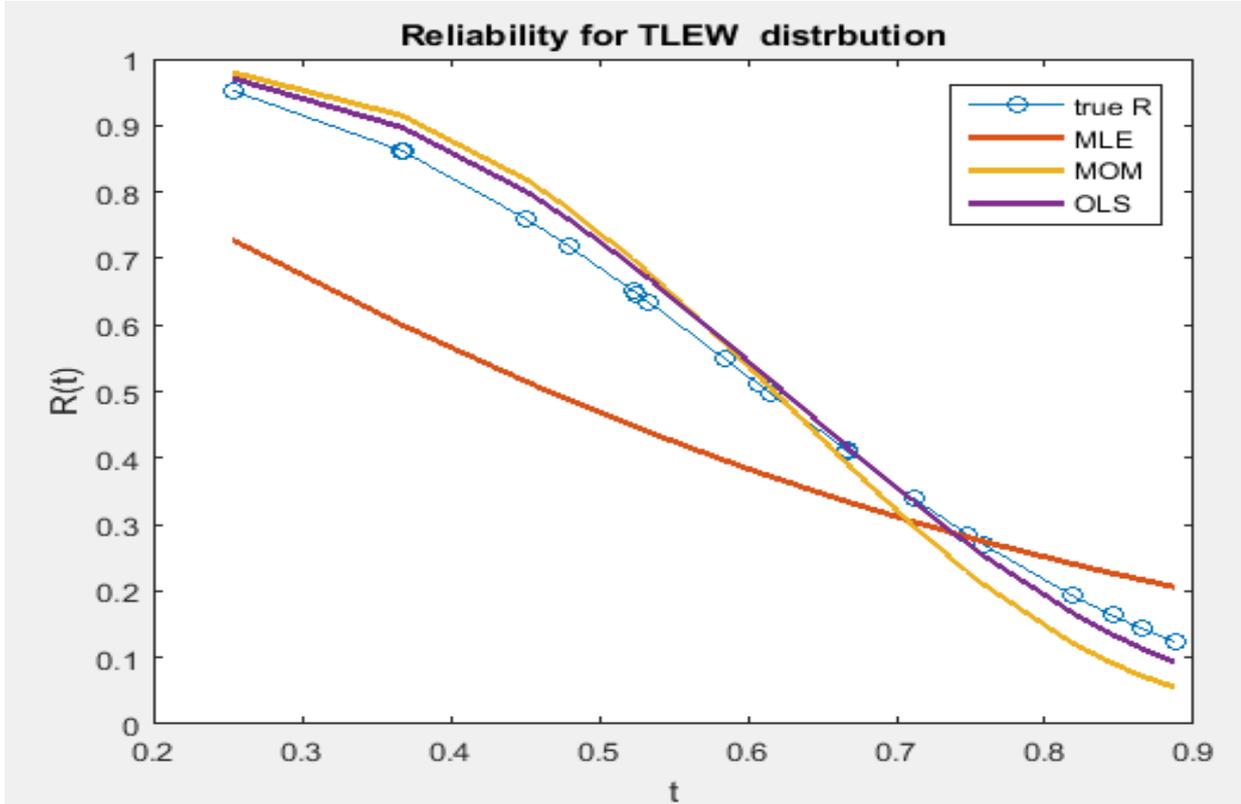
	t_i	$R(t_i)$	$\hat{R}_{MLE}(t_i)$	$\hat{R}_{MOM}(t_i)$	$\hat{R}_{OLS}(t_i)$
n=50	0.403406	0.917929	0.495292	0.933283	0.932081
r=20	0.505594	0.894291	0.477398	0.909242	0.906294

	0.539713	0.876068	0.465893	0.889886	0.885321
	0.542139	0.857959	0.455849	0.870045	0.863674
	0.546045	0.833540	0.443939	0.842462	0.833391
	0.552402	0.794024	0.427512	0.796149	0.782208
	0.553528	0.791539	0.426571	0.793176	0.778912
	0.553973	0.729706	0.405665	0.717417	0.694741
	0.557734	0.582971	0.367746	0.529832	0.487635
	0.570585	0.554817	0.361549	0.493572	0.448287
	0.577798	0.509643	0.352044	0.435808	0.386361
	0.590207	0.500884	0.350253	0.4247	0.374577
	0.593368	0.464199	0.342896	0.378628	0.326204
	0.600729	0.461403	0.342344	0.375152	0.32259
	0.656401	0.43502	0.337179	0.342635	0.289053
	0.710698	0.359688	0.322731	0.25344	0.200046
	0.788252	0.304837	0.312245	0.193076	0.143044
	0.830884	0.147002	0.279159	0.053459	0.028491
	0.842165	0.126073	0.273902	0.040197	0.019808
	0.894644	0.052067	0.249959	0.007196	0.002148
	IMSE		0.072812	0.004204	0.009634
	Best		$\hat{R}_{MOM}(t_i)$		

من النتائج الظاهرة في الجدول (3-13) وعند حجم عينة (n=50) وعند نسبة مراقبة 40% أي

(r=20) وعندما تكون قيم المعلمات الافتراضية (α=2.9, β=2, θ=8, γ=3.5, η=2.8)

فإن نتائج تقدير دالة المعولية باستعمال طريقة العزوم احتلت المرتبة الأولى مقارنة بطريقتي المربعات الصغرى و الإمكان الأعظم حيث كانت قيمة متوسط مربعات الخطأ التكاملية باستعمال طريقة العزوم (0.004204) تليها طريقة المربعات الصغرى إذ بلغت (0.009634) واحتلت المرتبة الأخيرة الإمكان الأعظم ب (0.072812)



الشكل (10-3) يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدرة والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 50

ونسبة مراقبة 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=1.7$ ، $\beta=1$ ، $\theta=2$ ، $\gamma=2$ ، $\eta=1$)

الذي يتضح من خلاله اقتراب خط المعولية المقدرة بطريقة العزوم من المعولية الحقيقية أكثر من طريقتي المربعات الصغرى والإمكان الأعظم.

من جداول (9-3) الى (13-3) وعند حجم عينة $n=50$ وعدد بيانات مراقبة $r=20$ وعند خمسة نماذج لقيم المعلمات الافتراضية الخاصة بالتوزيع المدروس تم الحصول على جدول افضلية طرائق التقدير الآتي:

جدول (14-3) عدد مرات الأفضلية ونسبة الأفضلية لطرائق التقدير عند حجم عينة $n=50$ وعدد بيانات مراقبة $r=20$ عند نسبة مراقبة 40%

الطريقة	عدد مرات الأفضلية	نسبة الأفضلية %
$\hat{R}_{MLE}(t_i)$	1	20
$\hat{R}_{MOM}(t_i)$	2	40
$\hat{R}_{OLS}(t_i)$	2	40

يتضح من جدول (14-3) ان طريقة المربعات الصغرى حققت نسبة افضلية 40% بالتساوي مع طريقة العزوم وجاءت طريقة الإمكان الأعظم بالمرتبة الأخيرة بنسبة افضلية 20%.

3-5-3 نتائج المحاكاة عند حجم عينة 100 ونسبة مراقبة 40%:

جدول (15-3) قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 100 ونسبة مراقبة 40%

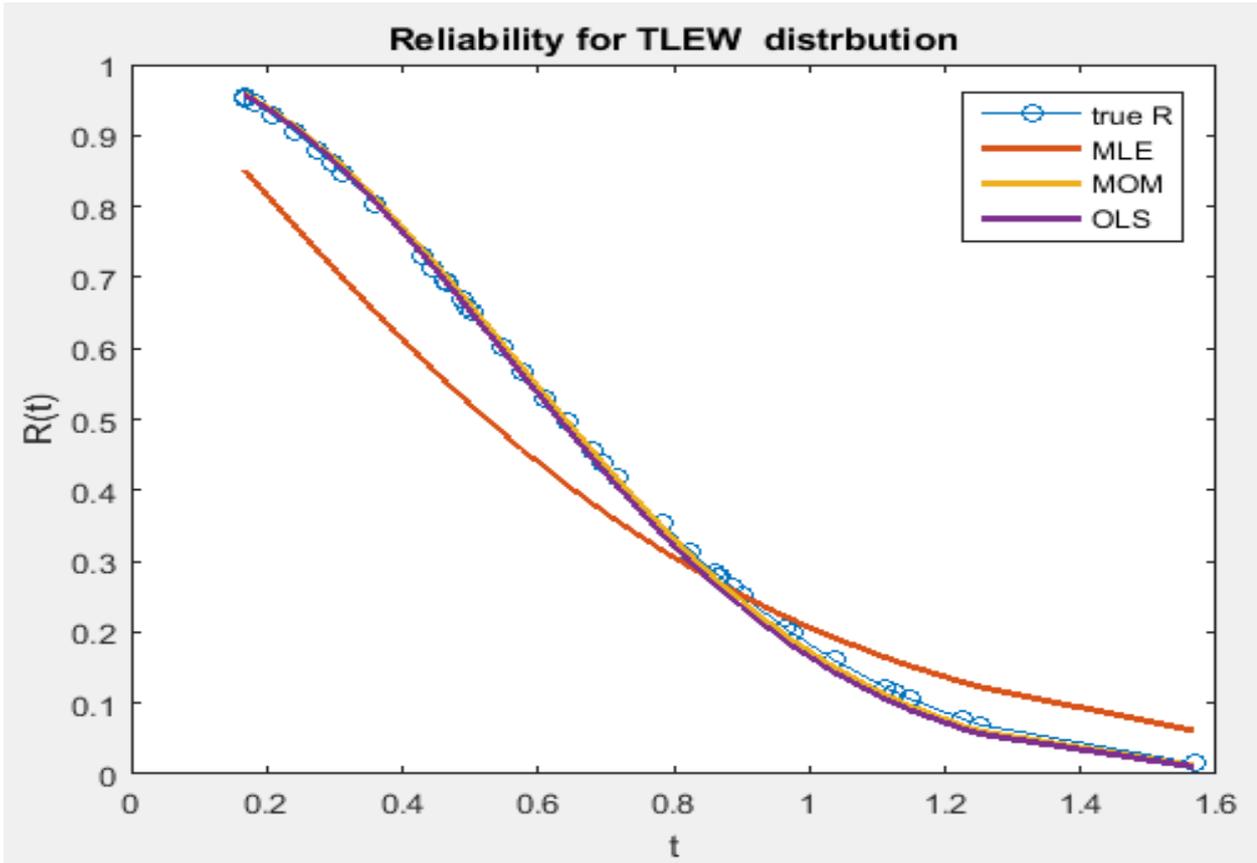
لقيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=1.7$ ، $\beta=1$ ، $\theta=2$ ، $\gamma=2$ ، $\eta=1$)

	t_i	$R(t_i)$	$\hat{R}_{MLE}(t_i)$	$\hat{R}_{MOM}(t_i)$	$\hat{R}_{OLS}(t_i)$
n=100 r=40	0.121534	0.974772	0.915088	0.965046	0.967225
	0.151512	0.969110	0.903510	0.958360	0.960750
	0.168065	0.947922	0.866117	0.934628	0.937532
	0.177566	0.945761	0.862679	0.932294	0.935231
	0.216700	0.936595	0.848673	0.922533	0.925589
	0.251763	0.881845	0.777882	0.867525	0.870636
	0.253692	0.866069	0.760199	0.852414	0.855400
	0.254424	0.822892	0.715739	0.812192	0.814629
	0.273249	0.822398	0.715257	0.811739	0.814168
	0.30616	0.712151	0.618517	0.713996	0.714138
	0.308712	0.704466	0.61238	0.707361	0.707311

	0.318238	0.698694	0.60781	0.702387	0.702192
	0.321076	0.669171	0.584929	0.677085	0.676123
	0.34759	0.667064	0.583326	0.675286	0.674268
	0.371877	0.652121	0.572056	0.662561	0.66114
	0.426687	0.601411	0.535005	0.619653	0.616813
	0.483966	0.553973	0.501703	0.579766	0.575546
	0.512076	0.532932	0.487265	0.562109	0.557267
	0.51594	0.486623	0.456048	0.523237	0.517018
	0.516518	0.460018	0.438386	0.500853	0.493844
	0.522985	0.440967	0.42583	0.484781	0.477209
	0.55074	0.42629	0.416196	0.472365	0.464362
	0.552905	0.379041	0.385318	0.432127	0.422767
	0.563622	0.351802	0.367533	0.408683	3.99E-01
	0.586011	0.337192	0.357974	0.396014	3.86E-01
	0.587127	0.293083	0.32891	0.357262	0.345624
	0.615287	0.271338	0.314398	0.337819	0.325668
	0.625182	0.262158	0.30822	0.32953	0.317173
	0.628683	0.214441	0.275421	0.285499	0.272196
	0.633468	0.157793	0.234133	0.230407	0.216374
	0.657392	0.1459	0.224965	0.218297	0.20419

	0.662648	0.141061	0.221169	0.213302	0.199174
	0.691393	0.139559	0.219983	0.211743	0.197611
	0.728938	0.101514	0.188279	0.170629	0.156625
	0.77665	0.068799	0.157211	0.13175	0.118434
	0.892811	0.065595	0.153874	0.127684	0.11448
	0.927464	0.060858	0.14881	0.121564	0.108545
	1.191225	0.015602	0.084781	0.051116	0.042222
	1.276163	0.011582	0.075646	0.042516	0.034503
	1.583612	0.000508	0.02593	0.006664	0.004453
		IMSE	0.005156	0.001942	0.001267
		Best	$\hat{R}_{OLS}(t_i)$		

من النتائج الظاهرة في الجدول (3-15) وعند حجم عينة ($n=100$) وعند نسبة مراقبة 40% أي ($r=40$) وعندما تكون قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=1.7$ ، $\beta=1$ ، $\theta=2$ ، $\gamma=2$ ، $\eta=1$) فإن نتائج تقدير دالة المعولية باستعمال طريقة المربعات الصغرى احتلت المرتبة الأولى مقارنة بطريقتي العزوم و الإمكان الأعظم حيث كانت قيمة متوسط مربعات الخطأ التكاملية باستعمال طريقة المربعات الصغرى (**0.001267**) تليها طريقة العزوم إذ بلغت (**0.001942**) واحتلت المرتبة الأخيرة الإمكان الأعظم ب (**0.005156**)



الشكل (11-3) يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدرة والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 100 ونسبة مراقبة 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=3$ ، $\beta=3$ ، $\theta=3$ ، $\gamma=1$ ، $\eta=0.5$) الذي يتضح من خلاله اقتراب خط المعولية المقدرة بطريقة المربعات الصغرى من المعولية الحقيقية أكثر من طريقتي الإمكان الأعظم والعزوم.

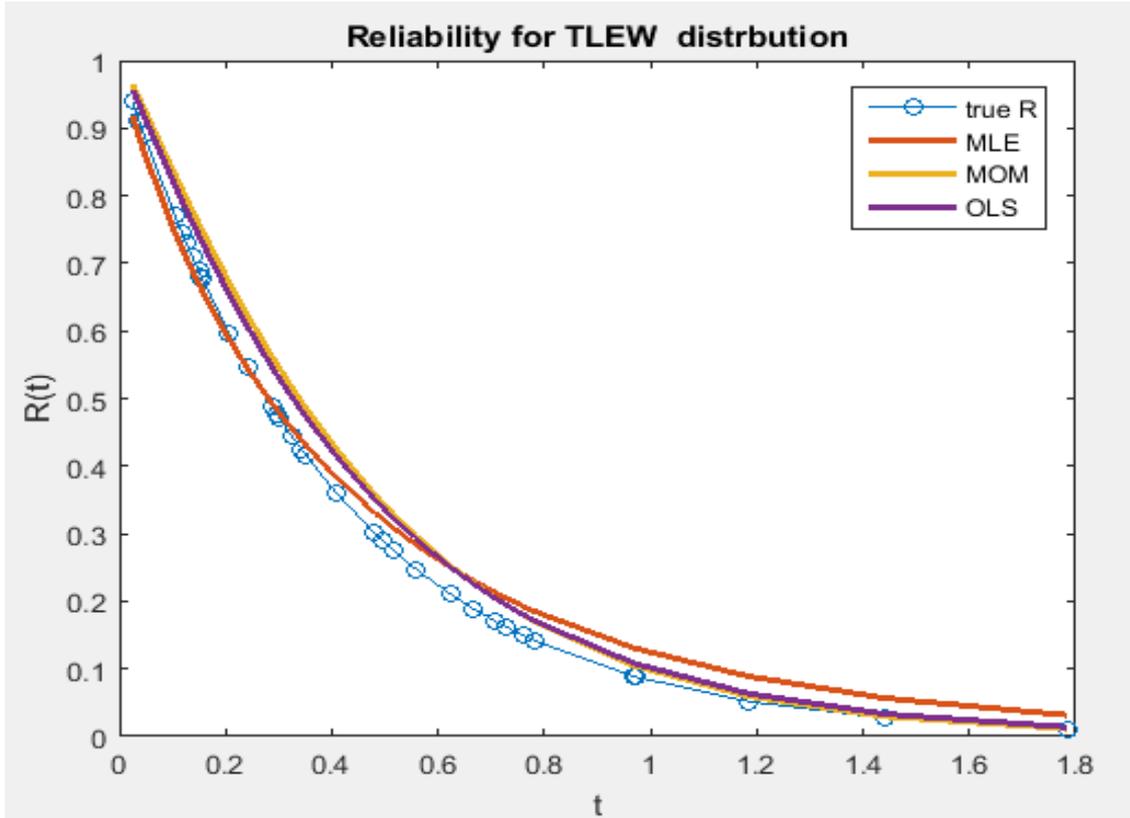
جدول (16-3) قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 100 ونسبة مراقبة 40% لقيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=2.5$ ، $\beta=2.8$ ، $\theta=3$ ، $\gamma=1$ ، $\eta=4$)

	t_i	$R(t_i)$	$\hat{R}_{MLE}(t_i)$	$\hat{R}_{MOM}(t_i)$	$\hat{R}_{OLS}(t_i)$
n=100 r=40	1.245046	0.986717	0.972040	0.803319	0.982963
	1.254285	0.946246	0.904757	0.676021	0.926605
	1.279997	0.943295	0.900233	0.670021	0.922416
	1.290519	0.928547	0.878115	0.642997	0.901411
	1.305161	0.906629	0.846531	0.609492	0.870080
	1.320621	0.899778	0.836925	0.600211	0.860277

	1.336264	0.898331	0.834910	0.598309	0.858206
	1.340358	0.895988	0.831660	0.595274	0.854855
	1.351879	0.865877	0.790935	0.560116	0.811845
	1.356802	0.824331	0.737478	0.520119	0.752948
	1.368602	0.821883	0.734414	0.517989	0.749501
	1.369593	0.815806	0.726844	0.512794	0.740956
	1.392597	0.803342	0.711483	0.502519	0.72349
	1.401304	0.791053	0.696544	0.492845	0.706357
	1.403255	0.787398	0.692139	0.490048	0.701278
	1.413724	0.757513	0.656739	0.468392	0.660073
	1.434618	0.702653	0.594366	0.433168	0.586123
	1.440365	0.700063	0.591498	0.431623	0.582691
	1.455866	0.692633	0.583307	0.42724	0.572879
	1.470264	0.667907	0.556428	0.413159	0.540575
	1.484714	0.664151	0.552394	0.411084	0.535717
	1.486625	0.640365	0.527143	0.398286	0.505259
	1.489447	0.585477	0.470706	0.370722	0.437144
	1.505101	0.558278	0.443633	0.357898	4.05E-01
	1.511747	0.543942	0.429591	0.351325	3.88E-01
	1.514502	0.53516	0.421064	0.347356	0.377593

	1.544715	0.531532	0.417558	0.345728	0.373414
	1.548475	0.478114	0.367038	0.322493	0.313765
	1.569522	0.438139	0.330532	0.305836	0.271568
	1.59923	0.402789	0.299147	0.291491	0.236117
	1.605753	0.324609	0.232631	0.260522	0.164458
	1.606439	0.263733	0.183547	0.236529	0.115728
	1.609500	0.254454	0.176273	0.232836	0.108891
	1.610467	0.236043	0.162004	0.22545	0.095813
	1.619528	0.181796	0.121236	0.202988	0.061255
	1.669913	0.105058	0.066962	0.167375	0.023686
	1.673661	0.102809	0.065434	0.166205	0.022808
	1.679498	0.094846	0.060059	0.161976	0.019812
	1.691447	0.087868	0.055387	0.158142	0.017333
	1.776476	0.00461	0.002851	0.077864	8.84E-05
		IMSE	0.007398	0.050538	0.011968
		Best	$\hat{R}_{MLE}(t_i)$		

من النتائج الظاهرة في الجدول (3-16) وعند حجم عينة (n=100) وعند نسبة مراقبة 40% أي (r=40) وعندما تكون قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=2.5$ ، $\beta=2.8$ ، $\theta=3$ ، $\gamma=1$ ، $\eta=4$) فإن نتائج تقدير دالة المعولية باستعمال طريقة الإمكان الأعظم احتلت المرتبة الأولى مقارنة بطريقتي العزوم و المربعات الصغرى حيث كانت قيمة متوسط مربعات الخطأ التكاملية باستعمال طريقة الإمكان الأعظم (0.007398) تليها طريقة المربعات الصغرى إذ بلغت (0.011968) واحتلت المرتبة الأخيرة العزوم ب (0.050538)



الشكل (12-3) يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدرة والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 100 ونسبة مراقبة 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=2.5$ ، $\beta=2.8$ ، $\theta=3$ ، $\gamma=1$ ، $\eta=4$) الذي يتضح من خلاله اقتراب خط المعولية المقدرة بطريقة الإمكان الأعظم من المعولية الحقيقية أكثر من طريقتي المربعات الصغرى والعزوم.

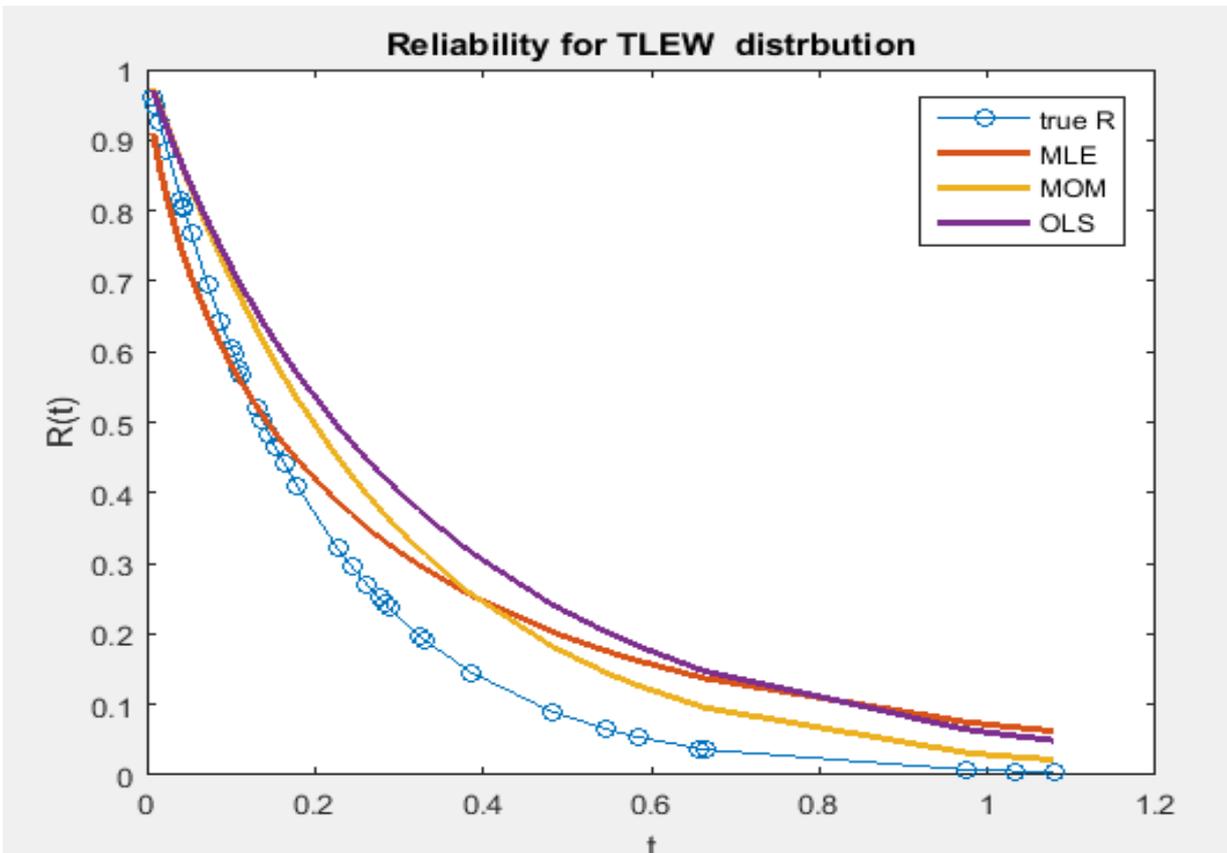
جدول (17-3) قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 100 ونسبة مراقبة 40% لقيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=5$ ، $\beta=4$ ، $\theta=1$ ، $\gamma=2$ ، $\eta=1.5$)

	t_i	$R(t_i)$	$\hat{R}_{MLE}(t_i)$	$\hat{R}_{MOM}(t_i)$	$\hat{R}_{OLS}(t_i)$
n=100 r=40	0.450528	0.989663	0.977266	0.997463	0.912172
	0.451717	0.953649	0.925126	0.980810	0.804587
	0.458103	0.951553	0.922463	0.979623	0.800048
	0.468147	0.938409	0.906288	0.971761	0.773684
	0.469307	0.937955	0.905743	0.971477	0.772829
	0.473389	0.919138	0.883876	0.959062	0.739973
	0.477613	0.910108	0.873795	0.952684	0.725682

0.487243	0.895187	0.857611	0.941598	0.703691
0.48755	0.890846	0.853001	0.938252	0.697622
0.487764	0.872112	0.833549	0.923224	0.672855
0.489037	0.712023	0.685463	0.76374	0.515156
0.493985	0.706027	0.680322	0.756886	0.510382
0.494687	0.701756	0.676672	0.751972	0.507014
0.507941	0.662416	0.643484	0.705519	0.477179
0.509909	0.661902	0.643055	0.704899	0.476802
0.5148	0.603479	0.594956	0.632396	0.435821
0.515579	0.514771	0.523703	0.51642	0.379131
0.517428	0.494572	0.50766	0.489359	0.366929
0.519216	0.473898	0.491275	0.461522	0.354655
0.527366	0.466228	0.485203	0.451171	0.350153
0.53195	0.45046	0.472724	0.429869	0.340976
0.53467	0.44333	0.467082	0.420233	0.336859
0.535195	0.396532	0.430002	0.357161	0.310274
0.542921	0.392134	4.27E-01	0.351267	0.307809
0.545558	0.36893	4.08E-01	0.320336	0.294879
0.548773	0.332084	0.378491	0.272022	0.274548
0.554054	0.307468	0.358554	0.240519	0.261045
0.564299	0.292747	0.34653	0.22206	0.252979
0.566356	0.270291	0.328014	0.194563	0.240662
0.571684	0.265659	0.324164	0.189003	0.238116
0.57692	0.258746	0.318398	0.18078	0.234311
0.578642	0.253687	0.314161	0.174824	0.231522
0.582169	0.238574	0.301411	0.15736	0.223162
0.593679	0.222759	0.287902	0.139658	0.214354
0.61499	0.219824	0.285374	0.136442	0.212711

	0.716224	0.218623	0.284337	0.135133	0.212037
	0.818638	0.20104	0.269022	0.116425	0.202118
	0.921309	0.174191	0.245043	0.089693	0.186678
	1.080387	0.109524	0.182888	0.03673	0.146903
	1.147694	0.094865	1.67E-01	0.027476	0.137018
		IMSE	0.001952	0.003052	0.015407
	Best		$\hat{R}_{MLE}(t_i)$		

من النتائج الظاهرة في الجدول (3-17) وعند حجم عينة ($n=100$) وعند نسبة مراقبة 40% أي ($r=40$) وعندما تكون قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=5$ ، $\beta=4$ ، $\theta=1$ ، $\gamma=2$ ، $\eta=1.5$) فإن نتائج تقدير دالة المعولية باستعمال طريقة الإمكان الأعظم احتلت المرتبة الأولى مقارنة بطريقتي العزوم و المربعات الصغرى حيث كانت قيمة متوسط مربعات الخطأ التكاملية باستعمال طريقة الإمكان الأعظم (0.001952) تليها طريقة العزوم إذ بلغت (0.003052) واحتلت المرتبة الأخيرة المربعات الصغرى ب (0.015407)



الشكل (13-3) يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدره والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 100 ونسبة مراقبة 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=5$ ، $\beta=4$ ، $\theta=1$ ، $\gamma=2$ ، $\eta=1.5$) الذي يتضح من خلاله اقتراب خط المعولية المقدره بطريقة الإمكان الأعظم من المعولية الحقيقية أكثر من طريقتي المربعات الصغرى والعزوم.

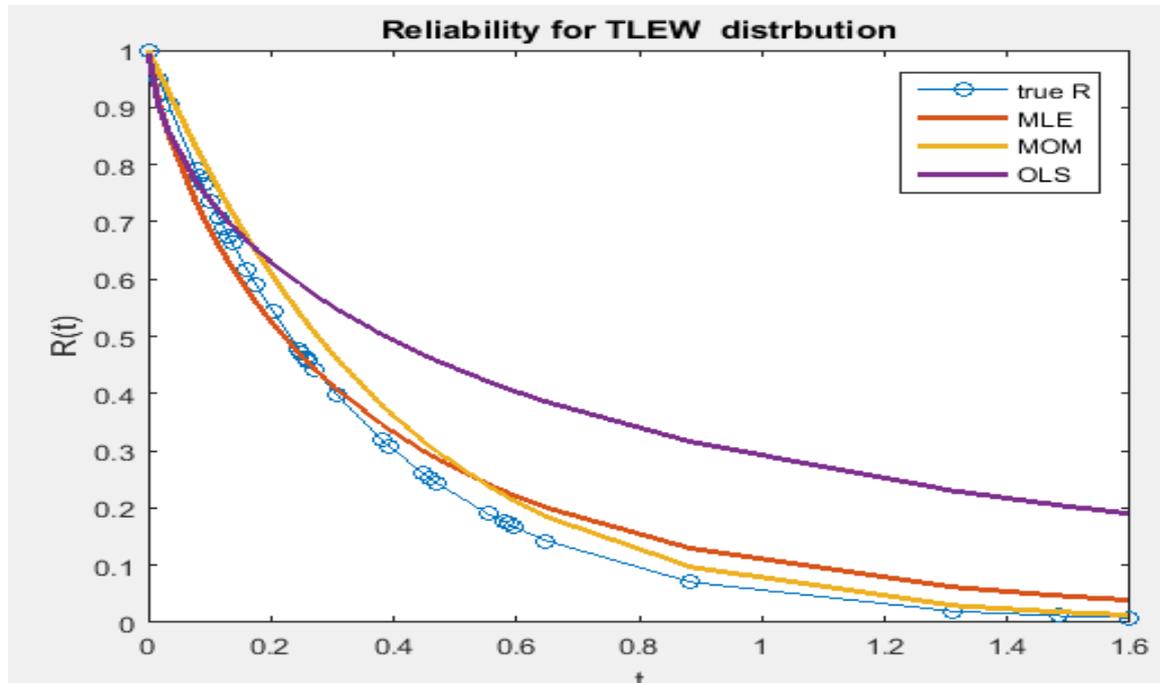
جدول (18-3) قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 100 ونسبة مراقبة 40% لقيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=3$ ، $\beta=3$ ، $\theta=3$ ، $\gamma=1$ ، $\eta=1.5$)

	t_i	$R(t_i)$	$\hat{R}_{MLE}(t_i)$	$\hat{R}_{MOM}(t_i)$	$\hat{R}_{OLS}(t_i)$
n=100 r=40	0.647043	0.948668	0.953806	0.472508	0.951897
	0.662044	0.927115	0.931867	0.456481	0.928432
	0.747513	0.913765	0.917908	0.448660	0.913422
	0.750949	0.913333	0.917452	0.448426	0.912931
	0.759162	0.911473	0.915486	0.447431	0.910812
	0.770834	0.899394	0.902621	0.441406	0.896933
	0.793529	0.889647	0.892122	0.437011	0.885584
	0.803062	0.882507	0.884370	0.434012	0.877194
	0.806552	0.867917	0.868384	0.428366	0.859871
	0.814522	0.848154	0.846458	0.421554	0.836072
	0.82133	0.794325	0.785488	0.406342	0.769798
	0.884638	0.793972	0.785083	0.406255	0.769358
	0.911076	0.771047	0.758694	0.400811	0.740677
	0.934942	0.765173	0.751902	0.39949	0.733299
	0.937958	0.705934	0.682875	0.387482	0.658469
	0.939644	0.671186	0.642099	0.381297	0.61446
	0.940091	0.633563	0.597865	0.37512	0.566947
	0.944606	0.632347	0.596435	0.374927	0.565415
0.956594	0.630801	0.594617	0.374684	0.563469	
0.959457	0.611728	0.572203	0.371734	0.539512	

	1.006952	0.51552	0.459907	0.358071	0.420905
	1.01336	0.448221	0.382922	0.349317	0.341352
	1.035398	0.416814	0.347692	0.34536	0.30556
	1.04467	0.402058	0.331328	0.343517	2.89E-01
	1.048124	0.359282	0.284689	0.338208	2.43E-01
	1.0585	0.358059	0.283375	0.338056	0.241441
	1.080141	0.346188	0.270678	0.336584	0.228997
	1.093293	0.316284	0.239213	0.332862	0.198512
	1.111479	0.314972	0.237849	0.332697	0.197204
	1.124142	0.277275	0.199432	0.327936	0.160784
	1.131955	0.265042	0.187291	0.326365	0.149476
	1.144283	0.259968	0.182305	0.325708	0.144862
	1.153766	0.250869	0.173443	0.324523	0.136709
	1.162716	0.228066	0.1517	0.321499	0.116976
	1.172453	0.218068	0.142391	0.320144	0.108654
	1.17507	0.210636	0.135566	0.319123	0.102605
	1.205439	0.201649	0.127425	0.317873	0.095451
	1.268381	0.13307	0.070019	0.307443	0.047344
	1.277253	0.056992	0.019853	0.291688	0.010696
	1.537866	0.029401	0.007213	0.28243	3.21E-03
		IMSE	0.002649	0.083875	0.006309
		Best	$\hat{R}_{MLE}(t_i)$		

من النتائج الظاهرة في الجدول (3-18) وعند حجم عينة (n=100) وعند نسبة مراقبة 40% أي (r=40) وعندما تكون قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=3$ ، $\beta=3$ ، $\theta=3$ ، $\gamma=1$ ، $\eta=1.5$) فإن نتائج تقدير دالة المعولية باستعمال طريقة الإمكان الأعظم احتلت المرتبة الأولى مقارنة بطريقتي العزوم و المربعات الصغرى حيث كانت قيمة متوسط مربعات الخطأ التكاملية باستعمال

طريقة الإمكان الأعظم (0.002649) تليها طريقة المربعات الصغرى إذ بلغت (0.006309) واحتلت المرتبة الأخيرة العزوم ب (0.083875)



الشكل (14-3) يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدرة والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 100 ونسبة مراقبة 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=3$ ، $\beta=3$ ، $\theta=3$ ، $\gamma=1$ ، $\eta=1.5$) الذي يتضح من خلاله اقتراب خط المعولية المقدرة بطريقة الإمكان الأعظم من المعولية الحقيقية أكثر من طريقتي المربعات الصغرى والعزوم.

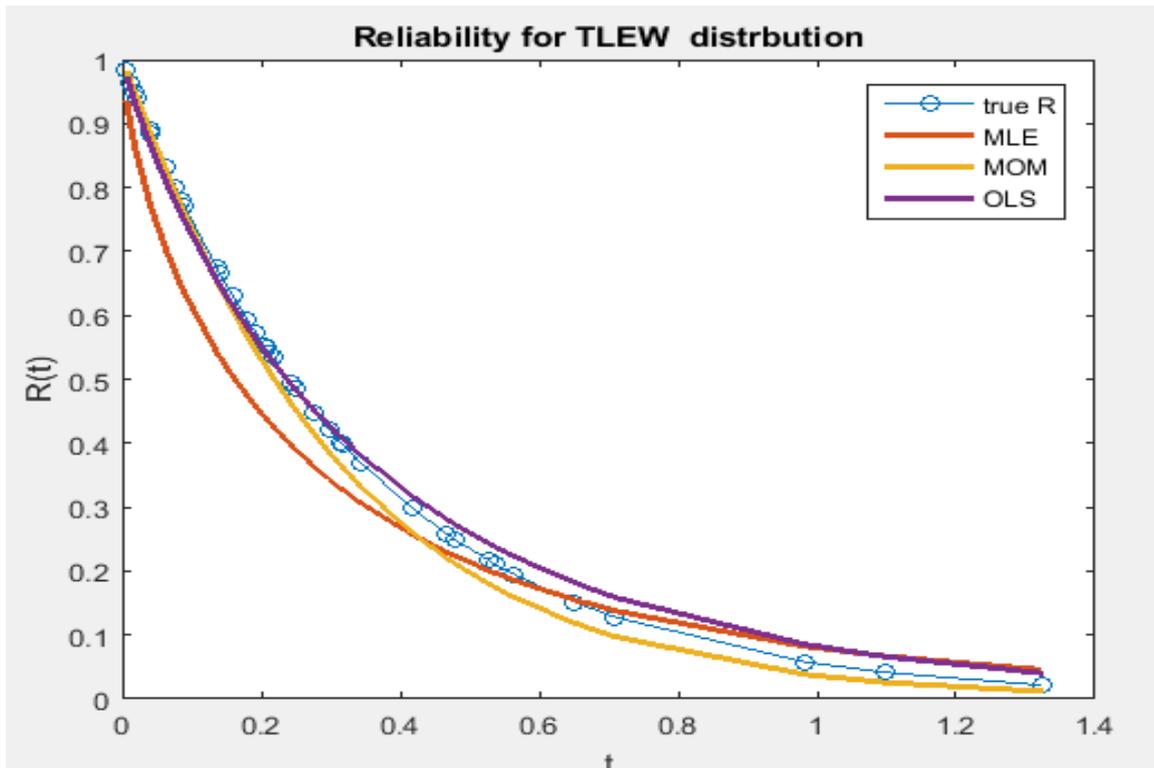
جدول (19-3) قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 100 ونسبة مراقبة 40% لقيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=2.9$ ، $\beta=8$ ، $\theta=2$ ، $\gamma=3.5$ ، $\eta=2.8$)

	t_i	$R(t_i)$	$\hat{R}_{MLE}(t_i)$	$\hat{R}_{MOM}(t_i)$	$\hat{R}_{OLS}(t_i)$
n=100 r=40	0.466628	0.992180	0.635355	0.990615	0.987437
	0.470417	0.962765	0.542201	0.954229	0.945717
	0.474092	0.940597	0.511461	0.926584	0.916099
	0.477951	0.908501	0.481765	0.886547	0.874755
	0.478572	0.907648	0.481113	0.885483	0.873675
	0.482697	0.895154	0.472128	0.869928	0.857973
	0.484003	0.890245	0.468858	0.863824	0.851854

0.485626	0.887716	0.467224	0.860680	0.848712
0.48788	0.874668	0.459276	0.844482	0.832609
0.488758	0.869849	0.456524	0.838508	0.826705
0.506664	0.812539	0.429217	0.767931	0.758115
0.520018	0.762627	0.410743	0.707295	0.700478
0.521195	0.733821	0.401493	0.672715	0.66799
0.525021	0.727061	0.399438	0.664647	0.660443
0.525181	0.70843	0.393974	0.642508	0.639789
0.525384	0.684189	0.387251	0.613927	0.61323
0.528953	0.603993	0.367378	0.521327	0.527749
0.540457	0.594685	0.365254	0.510788	0.518054
0.548975	0.576891	0.361278	0.490772	0.49965
0.553583	0.570436	0.359861	0.483554	0.493014
0.555651	0.567515	0.359224	0.480295	0.490019
0.55706	0.567358	0.35919	0.48012	0.489858
0.561852	0.548261	0.355086	0.458936	0.470385
0.563823	0.512396	0.347627	0.419733	4.34E-01
0.568486	0.469128	0.338972	0.373509	3.92E-01
0.568696	0.396467	0.32499	0.29879	0.322206
0.574981	0.390143	0.323792	0.292474	0.316287
0.577026	0.344502	0.315182	0.247855	0.274174
0.577136	0.344427	0.315167	0.247783	0.274105
0.578049	0.326705	0.311821	0.230942	0.258047
0.578271	0.305248	0.307748	0.210938	0.238828
0.579717	0.303567	0.307428	0.209389	0.237333
0.585741	0.277077	0.302343	0.185354	0.213975
0.687639	0.241901	0.295437	0.154576	0.183567
0.789554	0.231042	0.293256	0.145356	0.174325

	0.889686	0.227278	0.292493	0.142193	0.171138
	0.906845	0.215572	0.290095	0.132466	0.161281
	1.014457	0.20217	0.287299	0.121542	0.150099
	1.163838	0.06624	0.251724	0.027003	0.043997
	1.360823	0.035577	0.238207	0.011621	2.25E-02
	IMSE	0.072091	0.005194	0.003621	
	Best	$\hat{R}_{OLS}(t_i)$			

من النتائج الظاهرة في الجدول (3-19) وعند حجم عينة ($n=100$) وعند نسبة مراقبة 40% أي $\alpha=2.9$ ، $\beta=8$ ، $\theta=2$ ، $\gamma=3.5$ ، $\eta=2.8$ وعندما تكون قيم المعلمات الافتراضية ($r=40$) فأن نتائج تقدير دالة المعولية باستعمال طريقة المربعات الصغرى احتلت المرتبة الأولى مقارنة بطريقتي العزوم و الإمكان الأعظم حيث كانت قيمة متوسط مربعات الخطأ التكاملية باستعمال طريقة المربعات الصغرى (**0.003621**) تليها طريقة العزوم إذ بلغت (**0.005194**) واحتلت المرتبة الأخيرة الإمكان الأعظم ب (**0.072091**)



الشكل (15-3) يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدرة والمعولية الحقيقية عند حجم عينة

100 ونسبة مراقبة 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\eta=2.8$, $\gamma=3.5$, $\theta=2$, $\beta=8$ ،

$\alpha=2.9$) الذي يتضح من خلاله اقتراب خط المعولية المقدرة بطريقة المربعات الصغرى من

المعولية الحقيقية أكثر من طريقتي الإمكان الأعظم والعزوم.

من جداول (15-3) الى (19-3) وعند حجم عينة $n=100$ وعدد بيانات مراقبة $r=40$

وعند خمسة نماذج لقيم المعلمات الافتراضية الخاصة بالتوزيع المدروس تم الحصول

على جدول افضلية طرائق التقدير الآتي:

جدول (20-3) عدد مرات الأفضلية ونسبة الأفضلية لطرائق التقدير عند حجم عينة

$n=100$ وعدد بيانات مراقبة $r=40$ عند نسبة مراقبة 40%

الطريقة	عدد مرات الأفضلية	نسبة الأفضلية %
$\hat{R}_{MLE}(t_i)$	4	80
$\hat{R}_{MOM}(t_i)$	1	20
$\hat{R}_{OLS}(t_i)$	0	0

يتضح من جدول (20-3) ان طريقة الإمكان الأعظم حققت نسبة افضلية 80% تليها

طريقة طريقة المربعات الصغرى نسبة افضلية 20%. ولم تحقق طريقة المربعات

الصغرى اية نسبة افضلية.

3-5-4 نتائج المحاكاة عند حجم عينة 200 ونسبة مراقبة 40%:

جدول (21-3) قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 200 ونسبة مراقبة 40%

لقيم المعلمات الافتراضية ($\eta=1$, $\gamma=2$, $\theta=2$, $\beta=1$, $\alpha=1.7$)

	t_i	$R(t_i)$	$\hat{R}_{MLE}(t_i)$	$\hat{R}_{MOM}(t_i)$	$\hat{R}_{OLS}(t_i)$
n=200 r=80	0.00536	0.98564	0.96754	0.99602	0.99153
	0.00642	0.98283	0.96254	0.99500	0.98952
	0.02133	0.94405	0.90392	0.97723	0.95713
	0.02187	0.94266	0.90204	0.97650	0.95585
	0.02615	0.93182	0.88766	0.97060	0.94570

	0.02822	0.92664	0.88096	0.96768	0.94073
	0.02831	0.92640	0.88067	0.96754	0.94051
	0.03306	0.91460	0.86582	0.96062	0.92893
	0.03676	0.90551	0.85470	0.95508	0.91978
	0.04882	0.87650	0.82072	0.93624	0.88951
	0.05236	0.86817	0.81132	0.93053	0.88054
	0.05834	0.85427	0.79594	0.92073	0.86534
	0.061	0.84815	0.78929	0.91631	0.85856
	0.07346	0.82009	0.75951	0.89524	0.82684
	0.07846	0.80910	0.74816	0.88665	0.81418
	0.08592	0.79297	0.73178	0.87372	0.79536
	0.08843	0.78760	0.72639	0.86933	0.78903
	0.09575	0.77219	0.71111	0.85650	0.77075
	0.11178	0.73949	0.67946	0.82818	0.73134
	0.11698	0.72917	0.66967	0.81895	0.71875
	0.12117	0.72096	0.66195	0.81151	0.70869
	0.12478	0.71398	0.65542	0.80511	0.70011
	0.1291	0.70570	0.64772	0.79744	0.68990

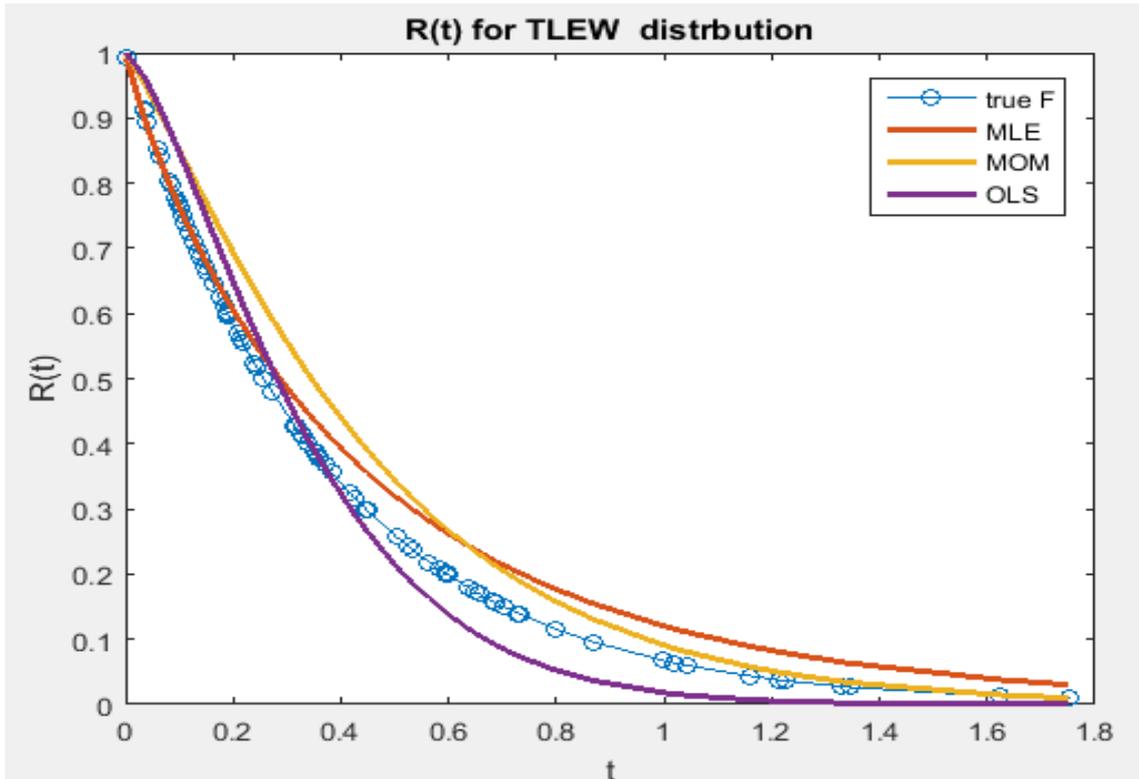
	0.12975	0.70447	0.64658	0.79629	0.68837
	0.1434	0.67898	0.62322	0.77212	0.65673
	0.15689	0.65469	0.60135	0.74835	0.62637
	0.17016	0.63165	0.58092	0.72517	0.59742
	0.2158	0.55841	0.51767	0.64761	0.50513
	0.21776	0.55546	0.51516	0.64437	0.50141
	0.21888	0.55378	0.51374	0.64252	0.49931
	0.23212	0.53434	0.49734	0.62090	0.47490
	0.25131	0.50736	0.47479	0.59030	0.44120
	0.27199	0.47981	0.45196	0.55835	0.40708
	0.27879	0.47108	0.44477	0.54808	0.39634
	0.28642	0.46147	0.43687	0.53671	0.38458
	0.2866	0.46125	0.43669	0.53645	0.38431
	0.29025	0.45672	0.43297	0.53106	0.37878
	0.31317	0.42932	0.41056	0.49809	0.34562
	0.31416	0.42817	0.40963	0.49670	0.34424
	0.32226	0.41891	0.40208	0.48542	0.33317
	0.32577	0.41496	0.39887	0.48058	0.32846

	0.36484	0.37341	0.36515	0.42911	0.27985
	0.36769	0.37055	0.36284	0.42552	0.27657
	0.37547	0.36285	0.35660	0.41585	0.26777
	0.38936	0.34949	0.34579	0.39898	0.25267
	0.39017	0.34873	0.34517	0.39802	0.25182
	0.39403	0.34512	0.34224	0.39344	0.24777
	0.4167	0.32462	0.32565	0.36734	0.22514
	0.43334	0.31036	0.31409	0.34906	0.20973
	0.4352	0.30881	0.31283	0.34707	0.20807
	0.43901	0.30565	0.31026	0.34301	0.20470
	0.44485	0.30087	0.30638	0.33685	0.19963
	0.44904	0.29748	0.30363	0.33249	0.19606
	0.47533	0.27710	0.28703	0.30618	0.17498
	0.48034	0.27337	0.28399	0.30136	0.17120
	0.50931	0.25280	0.26714	0.27472	0.15078
	0.51596	0.24831	0.26345	0.26889	0.14642
	0.55251	0.22497	0.24416	0.23868	0.12445
	0.56511	0.21745	0.23790	0.22896	0.11762
	0.56905	0.21515	0.23597	0.22598	0.11555

	0.58908	0.20382	0.22649	0.21139	0.10556
	0.58922	0.20374	0.22642	0.21129	0.10549
	0.6287	0.18314	0.20899	0.18492	0.08812
	0.63963	0.17782	0.20444	0.17814	0.08381
	0.63993	0.17767	0.20432	0.17796	0.08369
	0.65423	0.17094	0.19854	0.16943	0.07835
	0.65533	0.17044	0.19811	0.16879	0.07796
	0.69751	0.15209	0.18216	0.14577	0.06408
	0.74062	0.13538	0.16736	0.12518	0.05232
	0.77787	0.12243	0.15566	0.10953	0.04384
	0.81793	0.10988	0.14409	0.09470	0.03618
	0.86664	0.09634	0.13131	0.07914	0.02858
	0.88581	0.09147	0.12662	0.07368	0.02603
	0.90948	0.08581	0.12110	0.06742	0.02318
	1.16362	0.07414	0.10944	0.05491	0.01774
	1.23581	0.07371	0.10900	0.05445	0.01755
	1.45346	0.05818	0.09275	0.03879	0.01132
	1.58667	0.05318	0.08729	0.03404	0.00956
	1.63891	0.04619	0.07941	0.02766	0.00733

	1.76855	0.04357	0.07638	0.02536	0.00656
IMSE			0.00137	0.00316	0.00478
Best	$\hat{R}_{MLE}(t_i)$				

من النتائج الظاهرة في الجدول (3-21) وعند حجم عينة ($n=200$) وعند نسبة مراقبة 40% أي ($r=80$) وعندما تكون قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=1.7$ ، $\beta=1$ ، $\theta=2$ ، $\gamma=2$ ، $\eta=1$) فإن نتائج تقدير دالة المعولية باستعمال طريقة الإمكان الأعظم احتلت المرتبة الأولى مقارنة بطريقتي العزوم و المربعات الصغرى حيث كانت قيمة متوسط مربعات الخطأ التكاملية باستعمال طريقة الإمكان الأعظم (**0.00137**) تليها طريقة العزوم إذ بلغت (**0.00316**) واحتلت المربعات الصغرى المرتبة الأخيرة ب (**0.00478**)



الشكل (3-16) يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدرة والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 200 ونسبة مراقبة 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=1.7$ ، $\beta=1$ ، $\theta=2$ ، $\gamma=2$ ، $\eta=1$) الذي يتضح من خلاله اقتراب خط المعولية المقدرة بطريقة الإمكان الأعظم من المعولية الحقيقية أكثر من طريقتي المربعات الصغرى والعزوم.

جدول (22-3) قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 200 ونسبة مراقبة 40%
 لقيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=2.5$ ، $\beta=2.8$ ، $\theta=3$ ، $\gamma=1$ ، $\eta=4$)

	t_i	$R(t_i)$	$\hat{R}_{MLE}(t_i)$	$\hat{R}_{MOM}(t_i)$	$\hat{R}_{OLS}(t_i)$
n=200 r=80	0.06411	0.99934	0.95075	0.99941	0.99804
	0.18663	0.98388	0.81903	0.98433	0.97179
	0.24192	0.96522	0.75674	0.96548	0.94661
	0.25848	0.95775	0.73822	0.95783	0.93727
	0.32647	0.91668	0.66374	0.91531	0.89010
	0.32828	0.91535	0.66180	0.91392	0.88865
	0.33781	0.90813	0.65164	0.90638	0.88088
	0.35469	0.89444	0.63382	0.89203	0.86645
	0.36126	0.88882	0.62696	0.88613	0.86062
	0.36272	0.88754	0.62543	0.88479	0.85930
	0.37519	0.87631	0.61252	0.87298	0.84784
	0.38293	0.86903	0.60458	0.86531	0.84051
	0.38947	0.86270	0.59792	0.85863	0.83420
	0.40711	0.84478	0.58016	0.83970	0.81661
	0.42406	0.82643	0.56339	0.82028	0.79897
	0.42669	0.82348	0.56081	0.81715	0.79617
	0.438	0.81053	0.54982	0.80342	0.78395

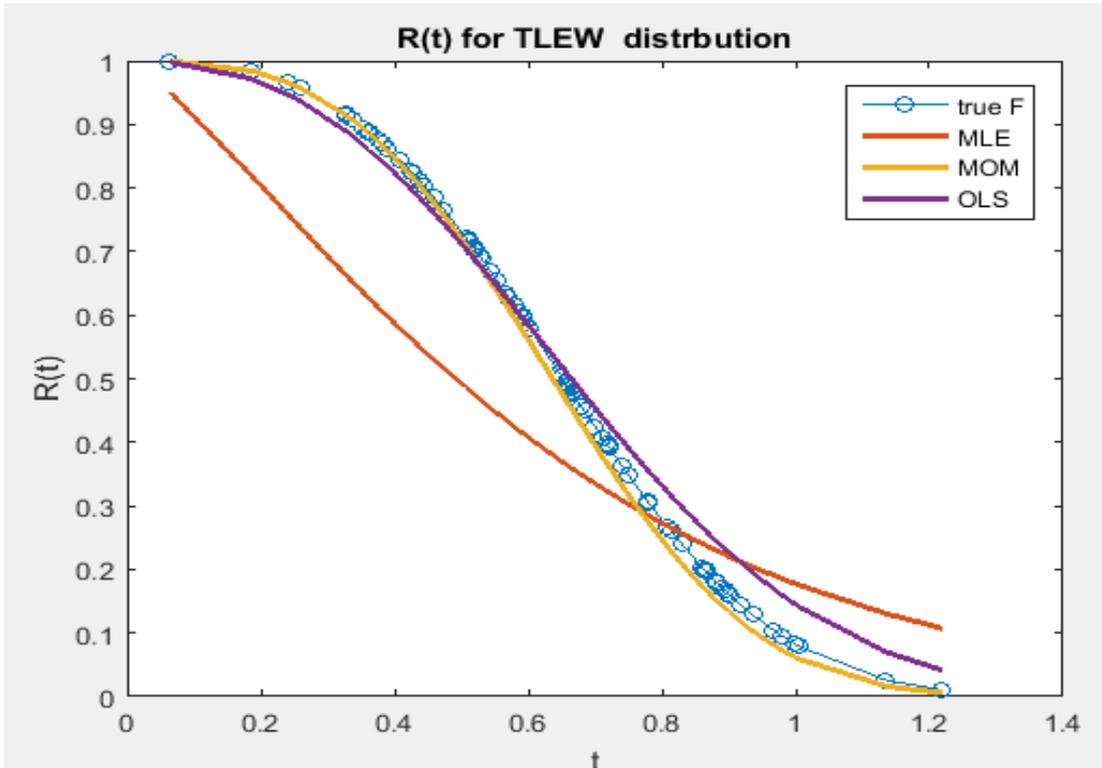
	0.44463	0.80272	0.54345	0.79513	0.77666
	0.45875	0.78555	0.53001	0.77690	0.76079
	0.47371	0.76663	0.51602	0.75678	0.74355
	0.50668	0.72239	0.48606	0.70972	0.70410
	0.51034	0.71727	0.48280	0.70427	0.69961
	0.51096	0.71640	0.48226	0.70335	0.69885
	0.51751	0.70717	0.47649	0.69352	0.69077
	0.51916	0.70482	0.47504	0.69102	0.68872
	0.52068	0.70265	0.47371	0.68871	0.68683
	0.52704	0.69350	0.46816	0.67898	0.67889
	0.53048	0.68852	0.46519	0.67368	0.67458
	0.54444	0.66801	0.45325	0.65187	0.65693
	0.55415	0.65350	0.44508	0.63644	0.64453
	0.56754	0.63317	0.43398	0.61485	0.62727
	0.57073	0.62828	0.43136	0.60966	0.62314
	0.57797	0.61713	0.42548	0.59783	0.61375
	0.5867	0.60358	0.41846	0.58347	0.60237
	0.59033	0.59791	0.41556	0.57746	0.59762
	0.59217	0.59504	0.41410	0.57442	0.59522

	0.59629	0.58858	0.41084	0.56758	0.58982
	0.60223	0.57924	0.40618	0.55770	0.58203
	0.64575	0.51008	0.37323	0.48480	0.52476
	0.65096	0.50177	0.36943	0.47607	0.51791
	0.65504	0.49527	0.36647	0.46925	0.51255
	0.65825	0.49016	0.36416	0.46390	0.50835
	0.65904	0.48889	0.36359	0.46257	0.50730
	0.66172	0.48462	0.36167	0.45811	0.50379
	0.66197	0.48423	0.36149	0.45770	0.50347
	0.66459	0.48007	0.35962	0.45334	0.50004
	0.66761	0.47526	0.35748	0.44831	0.49608
	0.68009	0.45548	0.34872	0.42767	0.47980
	0.68408	0.44919	0.34596	0.42112	0.47463
	0.69962	0.42482	0.33536	0.39581	0.45455
	0.71164	0.40617	0.32734	0.37653	0.43917
	0.71619	0.39916	0.32434	0.36930	0.43338
	0.7197	0.39378	0.32204	0.36375	0.42893
	0.71985	0.39356	0.32195	0.36352	0.42874
	0.74067	0.36210	0.30860	0.33125	0.40263

	0.75056	0.34748	0.30242	0.31633	0.39042
	0.7794	0.30616	0.28497	0.27450	0.35562
	0.78014	0.30513	0.28453	0.27347	0.35475
	0.80902	0.26613	0.26792	0.23451	0.32132
	0.81333	0.26052	0.26551	0.22896	0.31645
	0.8299	0.23956	0.25641	0.20831	0.29811
	0.8597	0.20405	0.24063	0.17378	0.26634
	0.86388	0.19953	0.23857	0.16944	0.26223
	0.86476	0.19856	0.23813	0.16850	0.26134
	0.86753	0.19548	0.23672	0.16555	0.25852
	0.87898	0.18309	0.23099	0.15372	0.24708
	0.88286	0.17900	0.22908	0.14984	0.24327
	0.88985	0.17178	0.22566	0.14300	0.23650
	0.89531	0.16627	0.22302	0.13781	0.23128
	0.89945	0.16216	0.22104	0.13395	0.22737
	0.9014	0.16025	0.22011	0.13216	0.22554
	0.9179	0.14465	0.21239	0.11764	0.21043
	0.93556	0.12910	0.20437	0.10336	0.19496
	0.96734	0.10405	0.19061	0.08081	0.16899

	0.97972	0.09528	0.18547	0.07308	0.15952
	0.999	0.08270	0.17770	0.06215	0.14549
	0.99994	0.08212	0.17733	0.06165	0.14483
	1.00473	0.07921	0.17545	0.05916	0.14150
	1.13518	0.02581	0.13051	0.01626	0.07020
	1.21886	0.01081	0.10738	0.00593	0.04177
	IMSE		0.02865	0.00046	0.00144
	Best		$\hat{R}_{MOM}(t_i)$		

من النتائج الظاهرة في الجدول (3-22) وعند حجم عينة ($n=200$) وعند نسبة مراقبة 40% أي ($r=80$) وعندما تكون قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=2.5$ ، $\beta=2.8$ ، $\theta=3$ ، $\gamma=1$ ، $\eta=4$) فإن نتائج تقدير دالة المعولية باستعمال طريقة العزوم احتلت المرتبة الأولى مقارنة بطريقتي المربعات الصغرى و الإمكان الأعظم حيث كانت قيمة متوسط مربعات الخطأ التكاملي باستعمال طريقة العزوم (**0.00046**) تليها طريقة المربعات الصغرى إذ بلغت (**0.00144**) واحتلت الإمكان الأعظم المرتبة الأخيرة ب (**0.02865**)



الشكل (17-3) يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدره والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 200 ونسبة مراقبة 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=2.5, \beta=2.8, \theta=3, \gamma=1, \eta=4$) الذي يتضح من خلاله اقتراب خط المعولية المقدره بطريقة العزوم من المعولية الحقيقية أكثر من طريقتي المربعات الصغرى و الإمكان الأعظم.

جدول (23-3) قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 200 ونسبة مراقبة 40% لقيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=5, \beta=4, \theta=1, \gamma=2, \eta=1.5$)

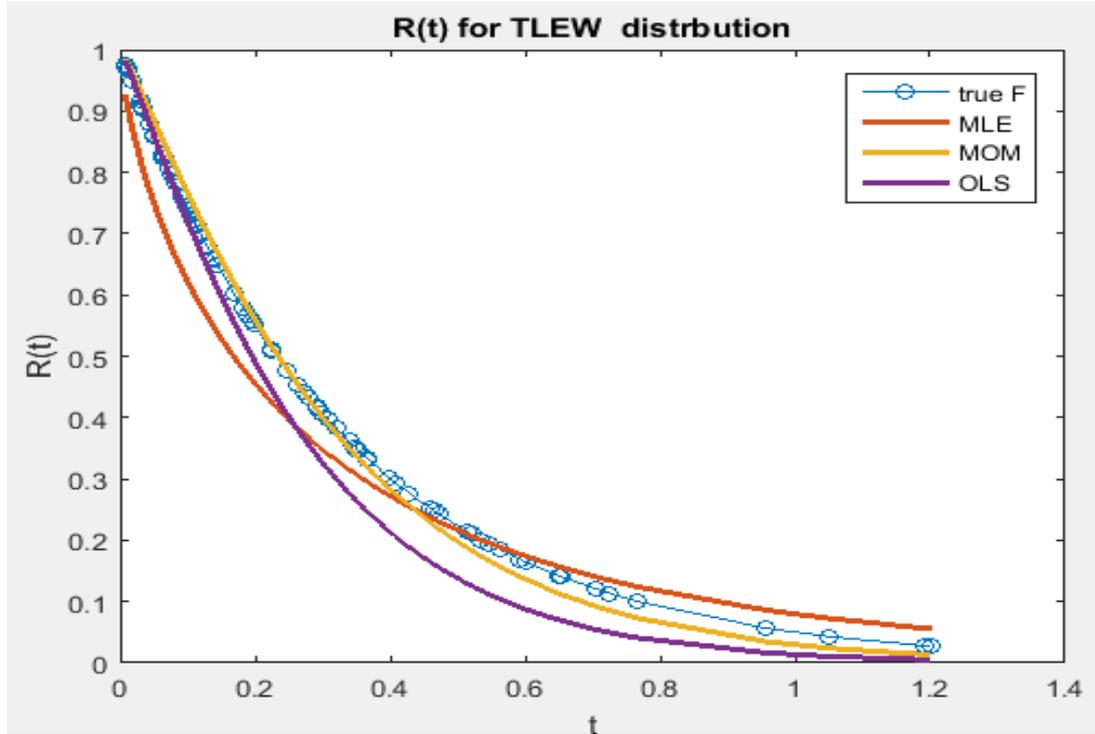
	t_i	$R(t_i)$	$\hat{R}_{MLE}(t_i)$	$\hat{R}_{MOM}(t_i)$	$\hat{R}_{OLS}(t_i)$
n=200 r=80	0.00811	0.97597	0.92624	0.98422	0.98050
	0.00934	0.97237	0.91859	0.98153	0.97719
	0.01066	0.96854	0.91079	0.97862	0.97362
	0.01182	0.96517	0.90416	0.97602	0.97042
	0.01695	0.95044	0.87731	0.96429	0.95606
	0.01705	0.95014	0.87681	0.96405	0.95577
	0.02938	0.91563	0.82264	0.93479	0.92019
	0.0322	0.90793	0.81168	0.92800	0.91197
	0.03341	0.90462	0.80707	0.92506	0.90842
	0.0345	0.90166	0.80299	0.92241	0.90523
	0.04269	0.87980	0.77407	0.90254	0.88132
	0.05018	0.86024	0.74975	0.88431	0.85950
	0.05047	0.85950	0.74885	0.88361	0.85867
	0.06247	0.82910	0.71340	0.85452	0.82410
	0.06422	0.82476	0.70854	0.85031	0.81911
	0.06525	0.82221	0.70570	0.84782	0.81617
	0.07156	0.80680	0.68885	0.83269	0.79834
	0.07592	0.79632	0.67769	0.82231	0.78615
0.08132	0.78353	0.66433	0.80951	0.77118	
0.09226	0.75821	0.63872	0.78388	0.74135	

	0.09862	0.74389	0.62468	0.76921	0.72437
	0.10445	0.73099	0.61228	0.75589	0.70903
	0.1087	0.72173	0.60352	0.74627	0.69800
	0.10896	0.72116	0.60298	0.74568	0.69732
	0.11099	0.71680	0.59890	0.74113	0.69211
	0.11292	0.71265	0.59503	0.73679	0.68715
	0.1184	0.70104	0.58431	0.72461	0.67326
	0.12928	0.67853	0.56397	0.70082	0.64629
	0.13838	0.66024	0.54784	0.68132	0.62435
	0.13996	0.65713	0.54512	0.67799	0.62061
	0.14003	0.65699	0.54500	0.67784	0.62045
	0.14491	0.64744	0.53673	0.66759	0.60897
	0.16987	0.60074	0.49738	0.61696	0.55295
	0.18215	0.57899	0.47962	0.59314	0.52695
	0.18931	0.56670	0.46973	0.57962	0.51229
	0.18935	0.56663	0.46967	0.57954	0.51221
	0.1951	0.55693	0.46193	0.56884	0.50067
	0.19735	0.55320	0.45897	0.56471	0.49623
	0.22422	0.51034	0.42551	0.51713	0.44560
	0.22520	0.50885	0.42437	0.51547	0.44385
	0.24752	0.47589	0.39929	0.47864	0.40540
	0.26314	0.45411	0.38297	0.45423	0.38028
	0.27965	0.44032	0.37273	0.43875	0.36451

	0.2911	0.43216	0.36671	0.42958	0.35522
	0.2933	0.41757	0.35599	0.41319	0.33874
	0.29999	0.41482	0.35397	0.41010	0.33565
	0.3066	0.40658	0.34796	0.40084	0.32642
	0.3194	0.39860	0.34215	0.39188	0.31752
	0.33893	0.38358	0.33125	0.37500	0.30091
	0.34807	0.36176	0.31552	0.35052	0.27710
	0.35038	0.35197	0.30850	0.33956	0.26656
	0.35325	0.34954	0.30675	0.33684	0.26395
	0.36586	0.34654	0.30461	0.33348	0.26074
	0.36722	0.33367	0.29540	0.31910	0.24708
	0.39872	0.33232	0.29443	0.31758	0.24565
	0.40818	0.30235	0.27307	0.28423	0.21454
	0.42802	0.29389	0.26705	0.27486	0.20594
	0.46009	0.27691	0.25496	0.25611	0.18893
	0.46468	0.25151	0.23686	0.22828	0.16420
	0.47272	0.24807	0.23440	0.22454	0.16092
	0.51424	0.24216	0.23018	0.21811	0.15533
	0.51961	0.21380	0.20981	0.18757	0.12923

	0.53512	0.21038	0.20734	0.18393	0.12617
	0.54744	0.20081	0.20042	0.17377	0.11773
	0.55232	0.19353	0.19512	0.16608	0.11141
	0.56425	0.18508	0.18895	0.15722	0.10420
	0.59333	0.18401	0.18816	0.15610	0.10330
	0.60142	0.16864	0.17683	0.14016	0.09059
	0.60205	0.16460	0.17383	0.13600	0.08733
	0.64918	0.16429	0.17360	0.13569	0.08708
	0.6544	0.14263	0.15731	0.11376	0.07025
	0.70638	0.14041	0.15562	0.11155	0.06859
	0.7255	0.12013	0.13994	0.09166	0.05399
	0.76473	0.11344	0.13465	0.08523	0.04942
	0.76731	0.10084	0.12452	0.07337	0.04117
	0.9559	0.10006	0.12389	0.07265	0.04068
	1.04972	0.05683	0.08631	0.03490	0.01666
	1.19291	0.05183	0.08296	0.03019	0.01124
	1.20215	0.04289	0.07264	0.02406	0.01060
	1.21685	0.02791	0.05628	0.01354	0.00527
	IMSE		0.00274	0.02376	0.00282
	Best		$\hat{R}_{MLE}(t_i)$		

من النتائج الظاهرة في الجدول (3-23) وعند حجم عينة ($n=200$) وعند نسبة مراقبة 40% أي ($r=80$) وعندما تكون قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=5$ ، $\beta=4$ ، $\theta=1$ ، $\gamma=2$ ، $\eta=1.5$) فإن نتائج تقدير دالة المعولية باستعمال طريقة الإمكان الأعظم احتلت المرتبة الأولى مقارنة بطريقتي المربعات الصغرى و العزوم حيث كانت قيمة متوسط مربعات الخطأ التكاملية باستعمال طريقة الإمكان الأعظم (**0.00274**) تليها طريقة المربعات الصغرى إذ بلغت (**0.00282**) واحتلت العزوم المرتبة الأخيرة ب (**0.02376**)



الشكل (3-18) يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدرة والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 200 ونسبة مراقبة 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=5$ ، $\beta=4$ ، $\theta=1$ ، $\gamma=2$ ، $\eta=1.5$) الذي يتضح من خلاله اقتراب خط المعولية المقدرة بطريقة الإمكان الأعظم من المعولية الحقيقية أكثر من طريقتي المربعات الصغرى والعزوم.

جدول (3-24) قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 200 ونسبة مراقبة 40% لقيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=3$ ، $\beta=3$ ، $\theta=3$ ، $\gamma=1$ ، $\eta=1.5$)

	t_i	$R(t_i)$	$\hat{R}_{MLE}(t_i)$	$\hat{R}_{MOM}(t_i)$	$\hat{R}_{OLS}(t_i)$
n=200	0.00241	0.99399	0.98744	0.99624	0.99655
r=80	0.00556	0.98621	0.97474	0.99090	0.99102

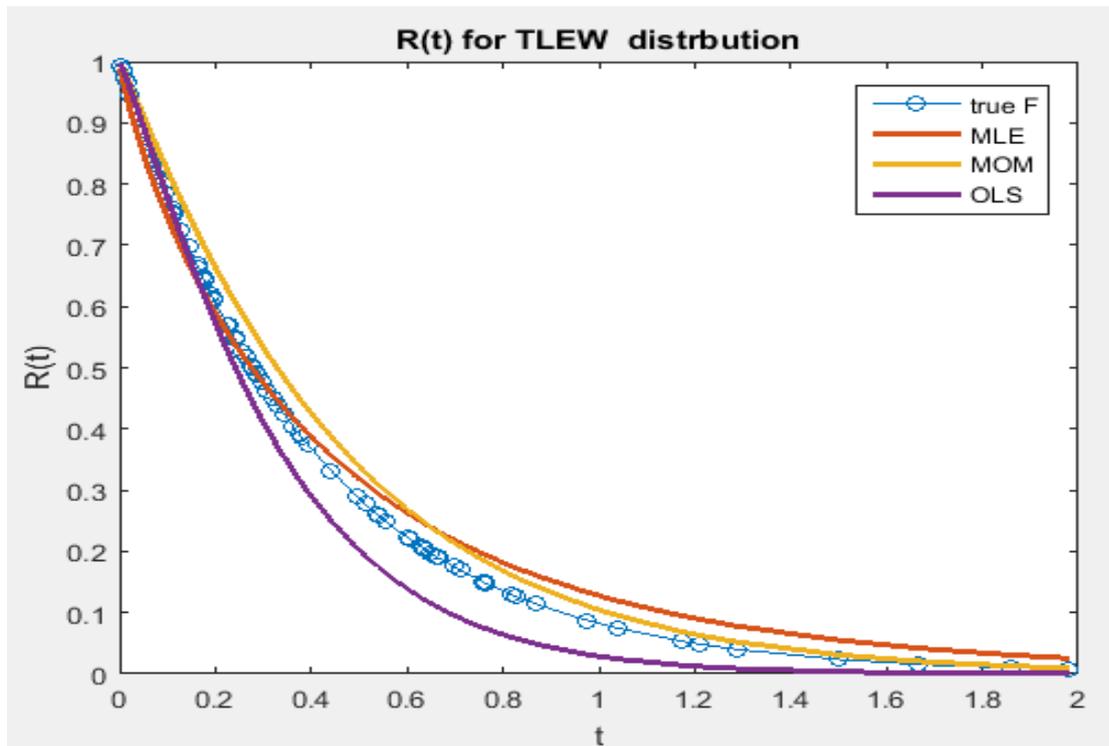
0.01126	0.97225	0.95460	0.98086	0.97988
0.0141	0.96537	0.94535	0.97576	0.97401
0.02228	0.94581	0.92058	0.96089	0.95637
0.02233	0.94570	0.92045	0.96081	0.92627
0.04809	0.88672	0.85343	0.95667	0.91753
0.04822	0.88643	0.82254	0.94986	0.90627
0.05018	0.88101	0.81649	0.92556	0.88245
0.05018	0.88013	0.80978	0.90812	0.87923
0.06217	0.87987	0.78657	0.89998	0.87067
0.06667	0.87280	0.76132	0.89243	0.86142
0.07092	0.86526	0.75412	0.88254	0.86911
0.07641	0.86024	0.74975	0.88431	0.85950
0.07881	0.85950	0.74885	0.88361	0.85867
0.08269	0.85605	0.82127	0.88825	0.86478
0.09226	0.84648	0.81150	0.88020	0.85433
0.09624	0.83752	0.80245	0.87261	0.84446
0.1108	0.82612	0.79106	0.86288	0.83177
0.11358	0.82117	0.78616	0.85865	0.83624
0.12874	0.81324	0.77835	0.85167	0.82953
0.14313	0.81043	0.77198	0.84891	0.82265
0.14491	0.80965	0.76634	0.83623	0.81867
0.16139	0.80616	0.76297	0.82830	0.80953
0.16492	0.79976	0.75978	0.82146	0.80053
0.16987	0.79516	0.75213	0.81867	0.79646
0.17299	0.78616	0.74827	0.81019	0.78598
0.17513	0.75806	0.72553	0.80352	0.75390
0.17651	0.75280	0.72061	0.79884	0.74775

	0.17928	0.75105	0.71897	0.79727	0.73570
	0.18215	0.72480	0.69472	0.77373	0.71479
	0.23995	0.69919	0.67142	0.75047	0.68433
	0.24192	0.66800	0.64346	0.72177	0.64694
	0.25676	0.66213	0.63825	0.71632	0.63987
	0.25848	0.64890	0.62655	0.70400	0.62392
	0.26285	0.64543	0.62349	0.70076	0.61973
	0.27519	0.64321	0.62153	0.69868	0.61705
	0.27801	0.61944	0.60071	0.67630	0.58830
	0.28621	0.61358	0.59561	0.67075	0.58120
	0.30874	0.60957	0.59212	0.66695	0.57635
	0.31984	0.60165	0.58432	0.65647	0.55376
	0.32647	0.58008	0.57647	0.64846	0.54878
	0.32828	0.57796	0.56745	0.64017	0.54154
	0.3287	0.56064	0.55002	0.63764	0.53637
	0.33781	0.55857	0.54353	0.62766	0.52668
	0.34239	0.54888	0.53986	0.60856	0.50286
	0.36256	0.54783	0.53897	0.60754	0.50159
	0.37558	0.54700	0.53826	0.60673	0.50060
	0.37945	0.52629	0.52062	0.58646	0.47561
	0.38125	0.51834	0.51387	0.57864	0.46605
	0.39301	0.50259	0.50052	0.56305	0.44715
	0.44115	0.49906	0.49753	0.55955	0.44292
	0.46468	0.48990	0.48978	0.55043	0.43197
	0.48712	0.48894	0.48897	0.54946	0.43082

	0.49337	0.47670	0.47864	0.53722	0.41625
	0.51327	0.46216	0.47637	0.52260	0.39900
	0.5561	0.45950	0.46987	0.51789	0.38986
	0.60065	0.45750	0.46572	0.50980	0.38407
	0.60764	0.45175	0.45572	0.48898	0.38134
	0.61935	0.44974	0.45197	0.48151	0.37945
	0.63515	0.44473	0.44986	0.47960	0.37252
	0.64008	0.43967	0.44363	0.47134	0.36984
	0.64762	0.43246	0.43944	0.46757	0.35858
	0.66129	0.42487	0.43498	0.45989	0.35524
	0.66411	0.40398	0.41741	0.45321	0.33107
	0.76047	0.39104	0.40651	0.44980	0.31625
	0.76369	0.38727	0.40334	0.44589	0.31195
	0.79365	0.37436	0.39246	0.43243	0.29732
	0.81891	0.33191	0.35656	0.38763	0.25021
	0.82712	0.29130	0.32191	0.34399	0.20684
	0.86836	0.27716	0.30975	0.32862	0.19221
	0.88276	0.26237	0.29695	0.31243	0.17719
	0.96812	0.26162	0.29631	0.31161	0.17644

	0.97617	0.25916	0.29416	0.30890	0.17397
	1.10235	0.24901	0.28533	0.29771	0.16389
	1.20799	0.22277	0.26224	0.26851	0.13859
	1.2863	0.21891	0.25881	0.26418	0.13496
	1.6676	0.20812	0.24919	0.25204	0.12498
	1.85778	0.20436	0.24581	0.24779	0.12155
	1.98067	0.20186	0.24356	0.24497	0.11928
IMSE			0.00091	0.00205	0.00296

من النتائج الظاهرة في الجدول (3-24) وعند حجم عينة ($n=200$) وعند نسبة مراقبة 40% أي
 ($\alpha=3$ ، $\beta=3$ ، $\theta=3$ ، $\gamma=1$ ، $\eta=1.5$) وعندما تكون قيم المعلمات الافتراضية
 فإن نتائج تقدير دالة المعولية باستعمال طريقة الإمكان الأعظم احتلت المرتبة الأولى مقارنة
 بطريقتي المربعات الصغرى و العزوم حيث كانت قيمة متوسط مربعات الخطأ التكاملية باستعمال
 طريقة الإمكان الأعظم (0.00091) تليها طريقة العزوم إذ بلغت (0.00205) واحتلت
 المربعات الصغرى المرتبة الأخيرة ب (0.00296)



الشكل (19-3) يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدرة والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 200 ونسبة مراقبة 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=3$ ، $\beta=3$ ، $\theta=3$ ، $\gamma=1$ ، $\eta=1.5$) الذي يتضح من خلاله اقتراب خط المعولية المقدرة بطريقة الإمكان الأعظم من المعولية الحقيقية أكثر من طريقتي المربعات الصغرى والعزوم.

جدول (25-3) قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة عند حجم عينة 200 ونسبة مراقبة 40% لقيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=2.9$ ، $\beta=2$ ، $\theta=8$ ، $\gamma=3.5$ ، $\eta=2.8$)

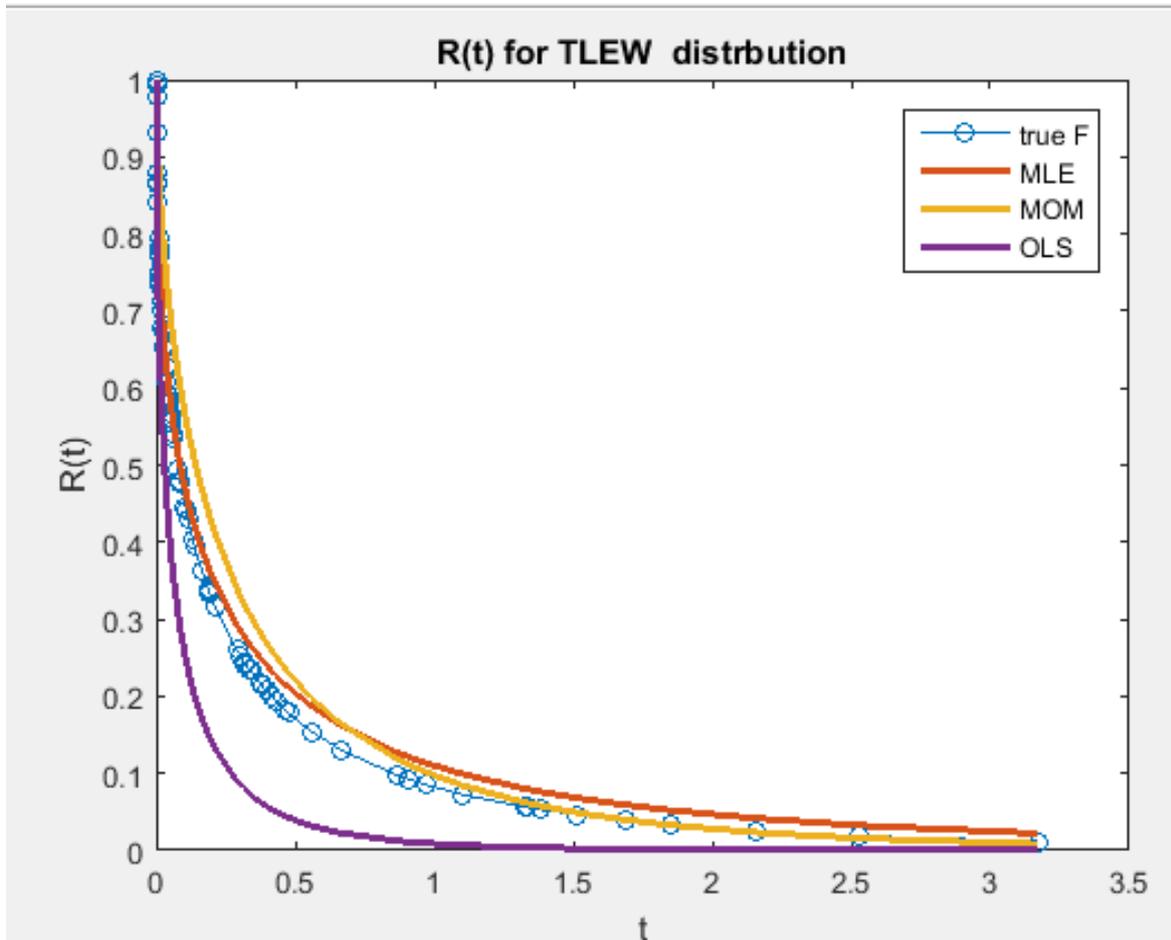
	t_i	$R(t_i)$	$\hat{R}_{MLE}(t_i)$	$\hat{R}_{MOM}(t_i)$	$\hat{R}_{OLS}(t_i)$
n=200 r=80	0.00261	0.99869	0.99827	0.99981	0.99879
	0.00835	0.99310	0.99167	0.99846	0.99257
	0.00968	0.99309	0.99166	0.99846	0.99256
	0.01088	0.97817	0.97524	0.99352	0.97377
	0.010981	0.93266	0.92821	0.97319	0.91047
	0.01298	0.93146	0.92701	0.97259	0.90875
	0.01325	0.88014	0.87625	0.94397	0.83353
	0.01356	0.86629	0.86278	0.93547	0.81299
	0.0185	0.86595	0.86245	0.93526	0.81249
	0.02032	0.86541	0.86194	0.93493	0.81170
	0.0254	0.84093	0.83831	0.91917	0.77533
	0.02865	0.79578	0.79521	0.88792	0.70853
	0.02895	0.78196	0.78211	0.87782	0.68821
	0.0294	0.77315	0.77378	0.87125	0.67532
	0.0399	0.77041	0.77120	0.86920	0.67133
	0.04576	0.75211	0.75395	0.85519	0.64472
	0.04825	0.74993	0.75190	0.85349	0.64155
	0.06313	0.74746	0.74958	0.85157	0.63799
0.06478	0.74038	0.74292	0.84600	0.62787	
0.07081	0.73378	0.73673	0.84075	0.61829	

	0.08569	0.71176	0.71610	0.82289	0.58689
	0.10456	0.70022	0.70530	0.81330	0.57059
	0.10636	0.67916	0.68565	0.79541	0.54118
	0.11409	0.67568	0.68240	0.79240	0.53635
	0.1248	0.67137	0.67839	0.78866	0.53041
	0.13122	0.65500	0.66315	0.77426	0.50798
	0.13894	0.65353	0.66178	0.77295	0.50598
	0.16432	0.65138	0.65978	0.77103	0.50306
	0.17648	0.62881	0.63880	0.75060	0.47273
	0.18744	0.60690	0.61844	0.73022	0.44385
	0.18854	0.59011	0.60286	0.71425	0.42213
	0.19163	0.58578	0.59885	0.71009	0.41660
	0.21258	0.58077	0.59420	0.70524	0.41022
	0.29104	0.57743	0.59110	0.70199	0.40599
	0.30122	0.56709	0.58151	0.69187	0.39298
	0.31849	0.56247	0.57721	0.68730	0.38720
	0.32255	0.55397	0.56933	0.67884	0.37668
	0.33759	0.54090	0.55720	0.66569	0.36070
	0.3388	0.53358	0.55040	0.65824	0.35185
	0.37459	0.49314	0.51283	0.61607	0.30451
	0.38264	0.48103	0.50156	0.60310	0.29084
	0.39548	0.47524	0.49616	0.59684	0.28439
	0.4136	0.44557	0.46851	0.56424	0.25225

	0.46348	0.44250	0.46563	0.56081	0.24901
	0.47656	0.42981	0.45377	0.54653	0.23580
	0.56058	0.40429	0.42987	0.51733	0.21014
	0.66304	0.39382	0.42003	0.50514	0.19997
	0.76351	0.36298	0.39096	0.46860	0.17124
	0.86311	0.33879	0.36805	0.43926	0.15006
	0.90919	0.33772	0.36703	0.43794	0.14915
	0.96989	0.33474	0.36420	0.43429	0.14663
	1.10163	0.31580	0.34615	0.41081	0.13105
	1.26587	0.25957	0.29200	0.33908	0.08945
	1.32489	0.25358	0.28616	0.33125	0.08543
	1.37929	0.24393	0.27674	0.31859	0.07915
	1.387375	0.24175	0.27461	0.31572	0.07776
	1.39617	0.23397	0.26698	0.30543	0.07290
	1.41398	0.23336	0.26638	0.30462	0.07253
	1.42703	0.21652	0.24977	0.28217	0.06252
	1.439796	0.21300	0.24629	0.27746	0.06052
	1.44073	0.20382	0.22649	0.21139	0.05956
	1.457477	0.20374	0.22642	0.21129	0.05849

	1.458235	0.18314	0.20899	0.18492	0.05712
	1.48962	0.17782	0.20444	0.17814	0.05681
	1.489976	0.17767	0.20432	0.17796	0.05569
	1.491768	0.17094	0.19854	0.16943	0.05435
	1.493374	0.17044	0.19811	0.16879	0.05396
	1.501004	0.15209	0.18216	0.14577	0.05208
	1.51503	0.13538	0.16736	0.12518	0.05032
	1.542774	0.12243	0.15566	0.10953	0.04384
	1.583188	0.10988	0.14409	0.09470	0.03618
	1.586752	0.09634	0.13131	0.07914	0.02858
	1.621342	0.09147	0.12662	0.07368	0.02603
	1.642731	0.08581	0.12110	0.06742	0.02318
	1.88917	0.07414	0.10944	0.05491	0.01774
	1.910987	0.07371	0.10900	0.05445	0.01755
	2.467626	0.05818	0.09275	0.03879	0.01132
	2.98489	0.05318	0.08729	0.03404	0.00956
	3.05735	0.04619	0.07941	0.02766	0.00733
	3.23313	0.04072	0.07034	0.02343	0.00629
	IMSE		0.00043	0.00779	0.01804
	Best		$\hat{R}_{MLE}(t_i)$		

من النتائج الظاهرة في الجدول (3-25) وعند حجم عينة ($n=200$) وعند نسبة مراقبة 40% أي ($r=80$) وعندما تكون قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=2.9$ ، $\beta=2$ ، $\theta=8$ ، $\gamma=3.5$ ، $\eta=2.8$) فإن نتائج تقدير دالة المعولية باستعمال طريقة الإمكان الأعظم احتلت المرتبة الأولى مقارنة بطريقتي المربعات الصغرى و العزوم حيث كانت قيمة متوسط مربعات الخطأ التكاملية باستعمال طريقة الإمكان الأعظم (**0.00043**) تليها طريقة العزوم إذ بلغت (**0.00779**) واحتلت المربعات الصغرى المرتبة الأخيرة ب (**0.01804**)



الشكل (3-19) يبين طرائق تقدير الدالة المعولية المقدرة والمعولية الحقيقية عند حجم عينة 200 ونسبة مراقبة 40% قيم المعلمات الافتراضية ($\alpha=3$ ، $\beta=3$ ، $\theta=3$ ، $\gamma=1$ ، $\eta=1.5$) الذي يتضح من خلاله اقتراب خط المعولية المقدرة بطريقة الإمكان الأعظم من المعولية الحقيقية أكثر من طريقتي المربعات الصغرى والعزوم.

من جداول (21-3) الى (25-3) وعند حجم عينة $n=200$ وعدد بيانات مراقبة $r=80$ وعند خمسة نماذج لقيم المعلمات الافتراضية الخاصة بالتوزيع المدروس تم الحصول على جدول افضلية طرائق التقدير كما في الجدول التالي:

جدول (26-3) عدد مرات الأفضلية ونسبة الأفضلية لطرائق التقدير عند حجم عينة $n=200$ وعدد بيانات مراقبة $r=80$ اي نسبة مراقبة 40%

الطريقة	عدد مرات الأفضلية	نسبة الأفضلية %
$\hat{R}_{MLE}(t_i)$	4	80%
$\hat{R}_{MOM}(t_i)$	1	20%
$\hat{R}_{OLS}(t_i)$	0	0%

يتضح من جدول (26-3) ان طريقة الإمكان الأعظم حققت نسبة افضلية 80% تليها طريقة طريقة العزوم نسبة افضلية 20%. ولم تحقق طريقة المربعات الصغرى اية نسبة افضلية.

الفصل الرابع

(الجانب التطبيقي)

1-4 تمهيد: Preface

سوف يتم في هذا الفصل المفاضلة بين التوزيعات الاسي ، وبيبل، الاسي وبيبل ، الاسي وبيبل توبليون، واستعمال بعض معايير المفاضلة بين التوزيعات ($-2LnL$, AIC) , $AICc$, BIC , $HQIC$) بافتراض تحقق نفس الظروف ، وحساب الدالة المعولية باستعمال طرائق التقدير التي ذكرت في الجانب النظري وبما يتلاءم مع حجم العينة للأفضلية حسب ما توصل اليه في الجانب التجريبي ، وايضا حساب بعض الدوال والمؤشرات التي لها علاقة بدالة المعولية.

2-4 اجهزة النيبولايزر Nebulizer :

هنالك العديد من اجهزة النيبولايزر وتختلف باختلاف منشئها، كذلك تختلف في طبيعة عملها فمنها ما يسمى اجهزة الضغط التنفسي والتي تقوم بضخ مادة الفنتولين الى داخل القصبات الهوائية ومنها الى الرئتين والنوع الاخر الذي يتم تحويل مادة الفنتولين الى رذاذ دقيق يتم استنشاقه عبر الفم ومنها الى القصبات الهوائية والى الرئتين

3-4 البيانات الحقيقية: Real Data

تم اخذ البيانات عن طريق قسم صيانة الاجهزة الطبية في قسم الامور الفنية في دائرة صحة ذي قار وبحجم عينة كبير هو (n=100) مشاهدة عن اجهزة النيبولايزر (Nebulizer) وزارة الصحة / دائرة صحة ذي قار، وان مشاهدات العينة تمثل وقت اشتغال الاجهزة لحين العطل بالاسابيع لكل جهاز ، اما المدة الزمنية التي حسبت لها هذه المشاهدات فكانت تتمثل ب 12 شهر لسنة 2021 وهي على الترتيب شهر (10, 11, 12, 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9)

جدول (1-4) يمثل بيانات اوقات اشتغال اجهزة النيولايزر خلال الزمن t_i

ti	25.71	27.14	17.14	18.57	12.85	21.43	15.71	18.57	27.43	42.86
ti	44.28	48.57	42.86	40.71	38.57	31.29	28.29	26.57	28.43	44.14
ti	34.29	40.14	49.48	11.29	25.14	20.86	18.14	38.72	30.71	14.14
ti	21.29	38.86	37.43	34.43	20.14	21.57	30.14	44.43	31.29	16.86
ti	31.29	28.29	26.57	30.71	14.14	34.29	40.14	42.86	40.71	38.57
ti	23.71	22.14	12.14	14.43	11.22	20.44	16.12	18.33	24.34	44.12
ti	44.11	47.34	42.33	39.45	34.22	30.22	24.19	25.22	29.23	45.12
ti	32.22	41.14	45.67	10.22	27.23	19.26	19.23	35.72	31.55	13.11
ti	32.21	19.32	36.36	33.12	19.12	39.33	31.34	34.11	30.30	15.13
ti	30.22	12.12	45.12	41.44	12.11	12.22	12.35	34.55	40.87	40.06

4-4 اختبار ملائمة البيانات: Data Fitting

للتأكد من ان البيانات في جدول (2-4) تتبع توزيع التوزيع المقترح (Topp-Leon- Exponential- Weibull) تم استعمال اختبار Chi-square لحسن المطابقة وبموجب الفرضية الآتية:

H_0 : The data have Topp – Leon – Exponential – Weibull

H_1 : The data donot have Topp – Leon – Exponential – Weibull

ولاختبار هذه الفرضية الاحصائية سيتم احتساب قيمة إحصاء χ^2 وحسب الصيغة الآتية:

$$\chi_c^2 = \sum_{i=1}^n \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} \quad \dots (1-4)$$

حيث تم احتساب إحصاء حسن المطابقة χ_c^2 وذلك باستعمال الدالة الجاهزة (chi2gof) في برنامج (MatLab) بعد تعريف دالة التوزيع التراكمية للتوزيع المقترح الجديد وملائمتها مع هذه الدالة، وكانت نتائج الاختبار كما في جدول (2-4) :

جدول (2-4) نتائج اختبار ملائمة البيانات

Distribution	χ_c^2	χ_t^2	Sig.	Decision
TPEW	0.6665	7.814	0.8957	Accept H_0

نلاحظ من جدول (2-4) ان قيمة χ_c^2 المحسوبة والبالغة (0.6665) اقل من قيمة χ_t^2 الجدولية والبالغة (7.814) وكانت قيمة Sig=0.8957 اكبر من مستوى المعنوية (0.05) وهذا يعني عدم رفض فرضية العدم اي ان البيانات الحقيقية تتوزع وفقاً لتوزيع

المقترح **Topp-Leon- Exponential- Weibull**.

5-4 المفاضلة بين التوزيع المقترح الجديد TPEW والتوزيعات الاسي ، ويبل ،

اسي ويبل

في هذه الفقرة سيتم استعمال معايير المقارنة بين التوزيعات وهي (-2LnL , AIC , AICc , BIC, HQIC) للمقارنة بين التوزيعات المستعملة وهي التوزيع الاسي، توزيع ويبل ، توزيع اسّي ويبل ، توزيع (Topp-Leon- Exponential- Weibull) المقترح الجديد وذلك لمعرفة هل هنالك جدوى من التوزيع المقترح خصوصاً مع استعمال الدالة المولدة للتوزيعات (Topp-Leone) في قياس معولية بيانات مراقبة حقيقية من النوع الثاني (المراقبة لحين فشل عدد محدد مسبقاً من الوحدات) لغرض معرفة اي من التوزيعات اكثر دقة وكانت النتائج في جدول (3-4) .

جدول (3-4) نتائج اختبارات المقارنة والدقة والتي طبقت على البيانات الحقيقية

Distribution	-2LnL	AIC	AICc	BIC	HQIC
Exponential	175.55	166.64	171.81	175.84	14.12
Weibull	172.61	165.62	165.81	170.11	13.86
Exponential- Weibull	171.41	164.11	164.81	170.12	11.26
TLEW	165.61	163.22	163.12	165.55	10.21

نلاحظ من جدول (3-4) بان معايير المفاضلة (-2LnL , AIC , AICc , BIC, HQIC) بين التوزيعات الاحتمالية (الاسي ، ويبل) والتوزيع المركب (الاسي – ويبل) والتوزيع المقترح (توب ليون-اسي - ويبل) كانت اقل قيمة في التوزيع المقترح الجديد (TLEW) اذ بلغت قيمته (165.61) باستعمال معيار -2LnL والمعيار الثاني AIC اذ بلغت قيمته 163.22 والمعيار الثالث AICc بلغت قيمته 163.12 والمعيار الرابع BIC بلغت قيمته 165.55 والمعيار الاخير HQIC بلغت قيمته 10.21 مع العلم ان جميع المعايير المذكورة انفا تعتمد على مجموع مربعات البواقي بين القيمة التقديرية للمعولية والقيمة الحقيقية لها وكذلك نسبة الامكان الاعظم (Likelihood rate) ، وهذا يدل على ملائمة البيانات الحقيقية اكثر للتوزيع المقترح الجديد وهو مطابق لما تم ذكره في الجانب

النظري من مميزات لدالة المولدة للتوزيعات (Topp Leon) اي انها تتصف بالمرونة وتعطي توزيعات اكثر ملائمة للظواهر الحقيقية مقارنة بالتوزيعات الاساسية وخصوصا دوال العائلة الاسية .

6-4 تحليل البيانات الحقيقية : (Real data analysis)

بينت نتائج تجارب المحاكاة الموضحة في الفصل الثالث (الجانب التجريبي) من هذه الاطروحة افضلية طريقة الإمكان الاعظم في تقدير دالة المعولية عند المراقبة 40% من بيانات المراقبة من النوع الثاني وحجوم العينات الكبيرة مقارنة بطريقتي المربعات الصغرى والعزوم ، وبعد استعمال المعادلات الرياضية المرقمة من (2 - 43) الى (2 - 47) التي تمثل مقدرات معلمات التوزيع المقترح TLEW بطريقة الامكان الاعظم MLE، وعلى ضوء ذلك تم تقدير دالة المعولية بطريقة الامكان الاعظم وكانت نتائج التقدير كما في جدول (4-4) أدناه:

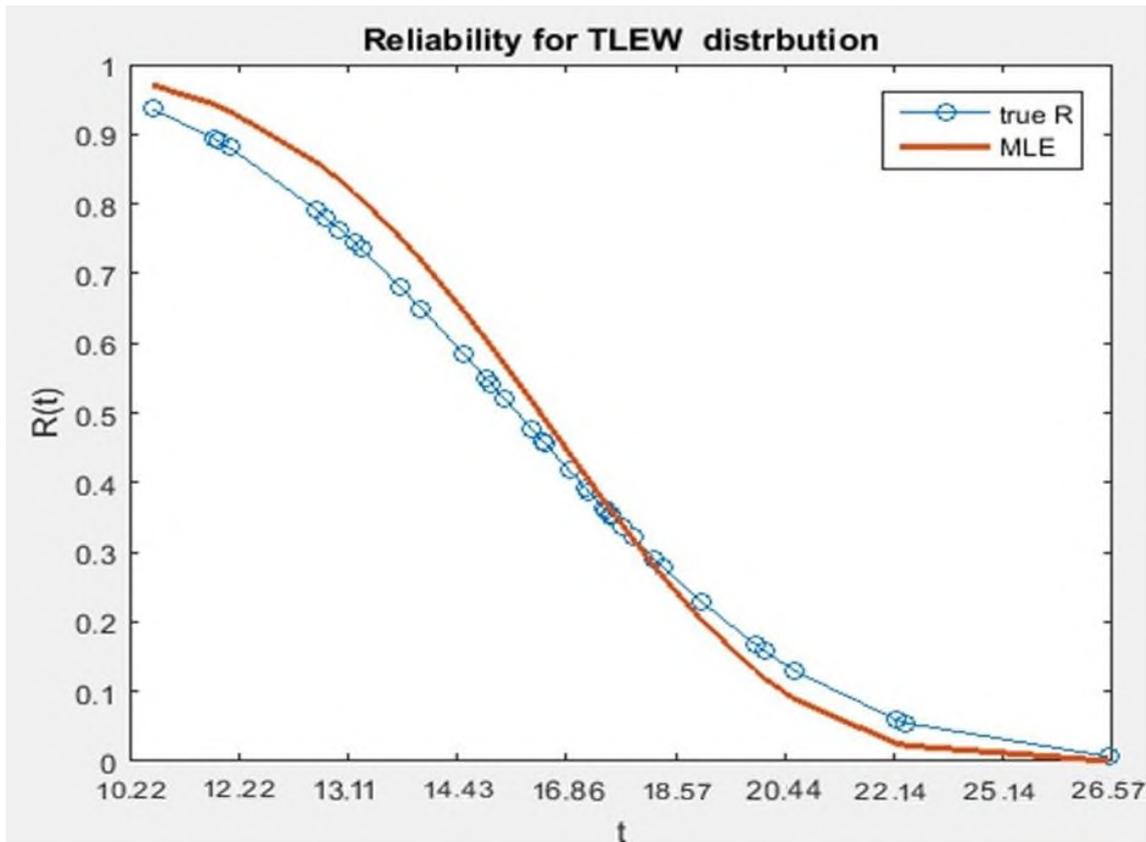
جدول (4-4) قيم دالة المعولية الحقيقية والمقدرة بموجب طريقة الامكان الأعظم

	t_i	R_Real	R_MLE
n=100 r=40	10.22	0.98182	0.97457
	11.22	0.97001	0.96026
	11.29	0.95818	0.94658
$\hat{\alpha}=2.8$	12.11	0.93305	0.91885
$\hat{\theta}=3.3$	12.12	0.91292	0.89751
$\hat{\beta}=3.4$	12.14	0.89306	0.87702
$\hat{\gamma}=1.4$	12.22	0.86213	0.84596
$\hat{\eta}=5.1$	12.35	0.81786	0.80283
	12.85	0.78220	0.76896
	13.11	0.77229	0.75965
	14.14	0.75583	0.74430

	14.14	0.75137	0.74015
	14.43	0.72493	0.71574
	15.13	0.70449	0.69703
	15.71	0.66330	0.65967
	16.12	0.64554	0.64368
	16.86	0.58937	0.59349
	17.14	0.54836	0.55711
	18.14	0.47215	0.48976
	18.33	0.46586	0.48421
	18.57	0.46434	0.48286
	18.57	0.38356	0.41130
	19.12	0.37406	0.40285
	19.23	0.33762	0.37025
	19.26	0.32336	0.35742
	19.32	0.31982	0.35423
	20.14	0.31616	0.35092
	20.44	0.23317	0.27475
	20.86	0.21626	0.25885
	21.29	0.19791	0.24139
	21.43	0.19555	0.23913
	21.57	0.11464	0.15829

	22.14	0.10100	0.14376
	23.71	0.06060	0.09806
	24.19	0.06034	0.09775
	24.34	0.05442	0.09056
	25.14	0.01565	0.03673
	25.22	0.01390	0.03376
	25.71	0.01170	0.02989
	26.57	0.01086	0.02835

من الجدول (4-4) عند حجم العينة 100 ونسبة مراقبة 40% وقيم المعلمات المقدرة بطريقة الامكان الاعظم $\hat{\alpha}=2.8$ و $\hat{\theta}=3.3$ و $\hat{\beta}=3.4$ و $\hat{\gamma}=1.4$ و $\hat{\eta}=5.1$ كانت قيمة المعولية الحقيقية عندما $(t_1=10.22)$ و $(t_2=11.22)$ تتراوح بين (0.98182) و (0.97001) على التوالي بينما قيمة المعولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم عند نفس الزمن فكانت تتراوح بين (0.97457) و (0.96026) وبتقدم زمن تشغيل الاجهزة فأن قيمة المعولية الحقيقية R_Real والمقدرة بطريقة الامكان الاعظم R_MLE للبيانات الحقيقية تبدأ بالتناقص التدريجي الى ان تصل الى اقل معولية قبل التوقف عند (i) من الزمن أي عندما $(t_{39}=10.22)$ و $(t_{40}=11.22)$ اذا تراوحت قيمة المعولية الحقيقية R_Real بين (0.01170) و (0.01086) اما المعولية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم R_MLE عند نفس الزمن فقد تراوحت بين (0.02989) و (0.02835) على التوالي .



شكل (1-4) منحنى دالة المعولية الحقيقية والمقدرة بموجب طريقة الامكان الأعظم

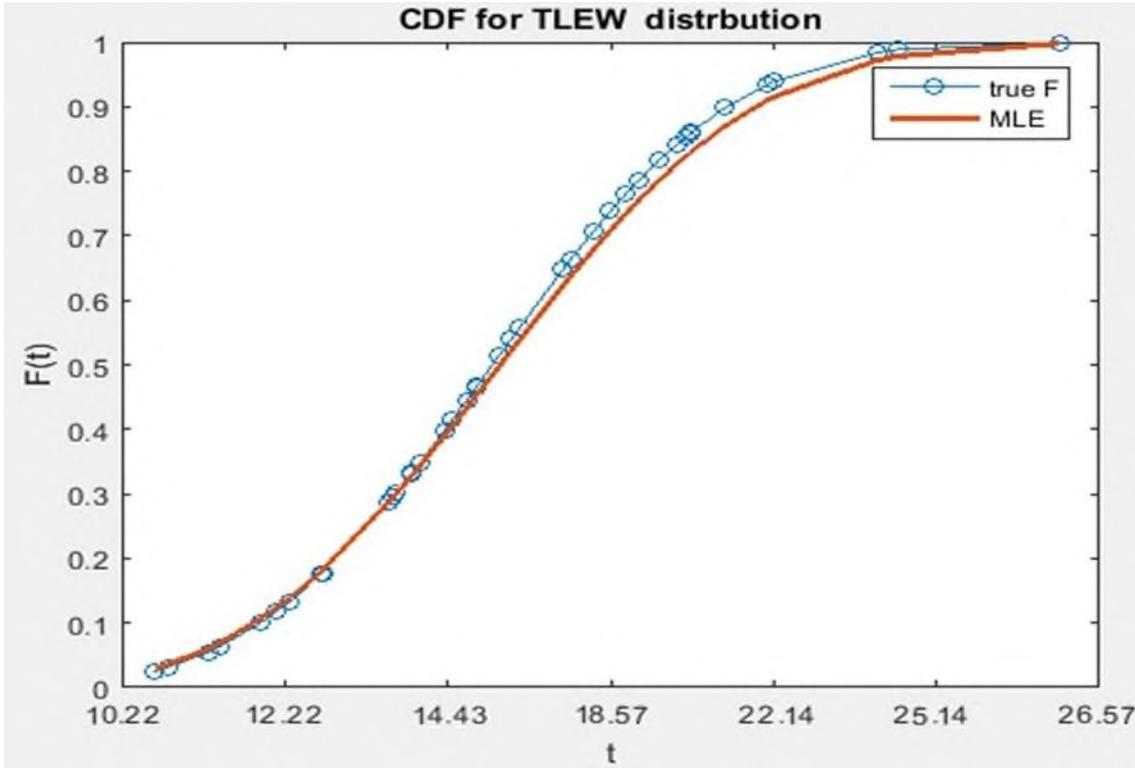
جدول (5-4) قيم دالة الكثافة التجميعية الحقيقية والمقدرة بموجب طريقة الامكان الأعظم

	t_i	F_Real	F_MLE
n=100 r=40	10.22	0.01818	0.02543
	11.22	0.02999	0.03974
	11.29	0.04182	0.05342
$\hat{\alpha}=2.8$	12.11	0.06695	0.08115
$\hat{\theta}=3.3$	12.12	0.08708	0.10249
$\hat{\beta}=3.4$	12.14	0.10694	0.12298
$\hat{\gamma}=1.4$	12.22	0.13787	0.15404
$\hat{\eta}=5.1$	12.35	0.18214	0.19717

	12.85	0.21780	0.23104
	13.11	0.22771	0.24035
	14.14	0.24417	0.25570
	14.14	0.24863	0.25985
	14.43	0.27507	0.28426
	15.13	0.29551	0.30297
	15.71	0.33670	0.34033
	16.12	0.35446	0.35632
	16.86	0.41063	0.40651
	17.14	0.45164	0.44289
	18.14	0.52785	0.51024
	18.33	0.53414	0.51579
	18.57	0.53566	0.51714
	18.57	0.61644	0.58870
	19.12	0.62594	0.59715
	19.23	0.66238	0.62975
	19.26	0.67664	0.64258
	19.32	0.68018	0.64577
	20.14	0.68384	0.64908
	20.44	0.76683	0.72525
	20.86	0.78374	0.74115

21.29	0.80209	0.75861
21.43	0.80445	0.76087
21.57	0.88536	0.84171
22.14	0.89900	0.85624
23.71	0.93940	0.90194
24.19	0.93966	0.90225
24.34	0.94558	0.90944
25.14	0.98435	0.96327
25.22	0.98610	0.96624
25.71	0.98830	0.97011
26.57	0.99994	0.99775

من الجدول (4-5) عند حجم عينة 100 ونسبة مراقبة 40% وقيم المعلمات المقدرة بطريقة الامكان الاعظم ($\hat{\alpha}=2.8$ و $\hat{\theta}=3.3$ و $\hat{\beta}=3.4$ و $\hat{\gamma}=1.4$ و $\hat{\eta}=5.1$) كانت قيمة دالة الكثافة التجميعية لبيانات المراقبة من النوع الثاني الحقيقية عندما ($t_1=10.22$) و ($t_2=11.22$) تتراوح بين (0.01818) و (0.02999) على التوالي بينما قيمة دالة الكثافة التجميعية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم عند نفس الزمن فكانت تتراوح بين (0.02543) و (0.03974) على التوالي وبتقدم زمن تشغيل الاجهزة فإن قيمة دالة الكثافة التجميعية الحقيقية F_Real والمقدرة بطريقة الامكان الاعظم F_MLE للبيانات الحقيقية تبدأ بالتزايد الى ان تصل الى اعلى قيمة لها قبل ان تتوقف عند (i) من الزمن أي عندما ($t_{39}=10.22$) و ($t_{40}=11.22$) اذا تراوحت قيمة دالة الكثافة التجميعية الحقيقية F_Real بين (0.98830) و (0.99994) على التوالي اما قيمة دالة الكثافة التجميعية المقدرة بطريقة الامكان الاعظم F_MLE عند نفس الزمن فقد تراوحت بين (0.97011) و (0.99775) على التوالي أي ان دالة الكثافة التجميعية عكس الدالة المعولية بمعنى اخر حاصل جمعها يساوي واحد .



شكل (2-4) منحنى دالة الكثافة التجميعية الحقيقية والمقدرة بموجب طريقة الامكان الأعظم من خلال الشكل (2-4) يتضح تلاصق خط دالة الكثافة التجميعية الحقيقي مع خط دالة الكثافة التجميعية المقدر بطريقة الامكان الاعظم F_MLE .

من الجدول (4-4) والشكل (1-4) يتضح الآتي:

- تناقص قيم دالة المعولية مع الزمن وبصورة واضحة وهذا ما يطابق سلوك هذه الدالة كونها متناقصة مع الزمن .
- منحنى دالة المعولية المقدر بموجب طريقة الامكان الاعظم اقرب الى منحنى دالة المعولية للبيانات الحقيقية وهذا يدل على ملائمة البيانات الحقيقية للتوزيع المدروس TLEW .
- متوسط الوقت بين العطلات للمعولية المقدره بواسطة طريقة الامكان الاعظم يساوي (0.024546) بينما التباين يساوي (0.001175) اي ان الفرق بين اي فترتين زمنييتين للمعولية هو فرق قليل جدا وتباينه كذلك وهذا يدل على وجود تقارب بين استمرار عمل الاجهزة .

- كذلك متوسط الوقت بين العطلات للمعولية الحقيقية يساوي (0.024364) بينما التباين يساوي (0.001094) اي ان الفرق بين اي فترتين زمنييتين للمعولية هو فرق قليل وتباينه كذلك وهذا يدل على وجود تقارب بين استمرار عمل الاجهزة .

ومن خلال الجدول (4-5) والشكل (4-2) يتضح الاتي :

- تزايد قيمة دالة الكثافة التجميعية مع ازدياد الزمن الى ان يقترب من الواحد الصحيح عند اخر زمن في العينة المدروسة وهي عكس الدالة المعولية.
- منحنى دالة الكثافة التجميعية للتوزيع المقترح TLEW للبيانات الحقيقية عند حجم عينة يساوي 100 ونسبة مراقبة 40% يقترب بشكل واضح من منحنى دالة الكثافة التجميعية المقدر بطريقة الامكان الاعظم .

الفصل الخامس

الاستنتاجات والتوصيات

الاستنتاجات:

بعد تنفيذ تجربة المحاكاة في الجانب التجريبي وبحجوم عينات مختلفة (صغيرة، متوسطة، كبيرة) لتقدير دالة المعولية باستعمال الطرق المذكورة في الجانب النظري لبيانات مراقبة من النوع الثاني حقيقية متمثلة بعينة حجمها 100 مشاهدة توصل الباحث الى :

1- عند نسبة بتر 40% وعند حجوم عينات (صغيرة، متوسطة، كبيرة) كانت الافضلية لطريقة الامكان الاعظم بصورة عامة اذ حققت نسبة افضلية 50% ثم طريقة العزوم 30% واحتلت المرتبة الاخيرة طريقة المربعات الصغرى بنسبة 20% .

2- عندما يكون حجم العينة 100 مشاهدة ونسبة بتر 40% فان طريقة الامكان الاعظم حققت نسبة افضلية و80% .

3- تبين من الدراسة ان التوزيع المقترح (TLEW) حقق افضلية في تقدير الدالة المعولية مقارنة بالتوزيعات (الاسي، ويبيل، الاسي-ويبل) عند جميع معايير المقارنة بين التوزيعات وذلك عند تطبيقها على بيانات مراقبة من النوع الثاني حقيقية .

4- تبين من الدراسة ان الدالة المولدة للتوزيعات (Topp Leone) هي دالة مرنة في توليد توزيعات اكثر ملائمة للظواهر التطبيقية مقارنة بالدوال الاخرى .

5- توصلت الدراسة الى ان متوسط اوقات الفشل لجميع الاجهزة المأخوذة في عينة الدراسة (النيبولايزر) بلغ 0.0245 والتباين بلغ 0.0012 أي ان الفرق بين أي مدتين متتاليتين لأوقات الفشل قليلة جدا وتباينها يقترب من الصفر وبالتالي فإن المعولية لجميع انواع الاجهزة متقاربة.

6- ان استعمال معيار متوسط مربعات الخطأ التكاملية (IMSE) يعطي دقة اكثر من المعايير الاخرى لكونه يقيس متوسط مربعات الخطأ عند الزمن الكلي (Ti).

التوصيات:

بناء على الاستنتاجات التي تم التوصل اليها يوصي الباحث بما يلي :

- 1- استعمال طريقة تقدير الامكان الاعظم عند حجوم العينات الكبيرة لتقدير معولية بيانات مراقبة من النوع الثاني في حالة استعمال الدالة المولدة للتوزيعات (Topp Leone) .
- 2- استعمال طريقة العزوم عند حجم عينة صغير ومتوسط وذلك لتقدير معولية بيانات مراقبة من النوع الثاني في حالة استعمال الدالة المولدة للتوزيعات (Topp Leone)
- 3- استعمال اجهزة النيبولايزر الاقل كلفة والاكثر وفرة من بين انواع الاجهزة الاخرى وذلك لكون نسبة الخطورة بين مدتين زمنيتين هو قليل جدا اي ان المعولية متقاربة بين مختلف انواع الاجهزة .
- 4- اعتماد معيار متوسط مربعات الخطأ التكاملي (IMSE) لكونه يقيس متوسط مربعات الخطأ عند الزمن الكلي (Ti).
- 5- استعمال الدالة المولدة للتوزيعات (Topp Leone) مع التوزيعات المتقطعة وتطبيقها على بيانات حقيقية لتقدير دالة البقاء.
- 6- استعمال طرائق تقدير بيزية و(خوارزمية EM , خوارزمية Downhill Simplex) لتقدير معولية التوزيع المقترح (TLEW) وقياس الدالة المعولية لبيانات مراقبة من النوع الاول والبيانات التامة .

قائمة المصادر

قائمة المصادر

• المصادر العربية

القرآن الكريم

- 1- الدريعي ، مهدي علي عبدالحسين (2016) ، " بعض طرائق تقدير معلمات دالة المعولية لنموذج احتمالي مركب مع تطبيق عملي " رسالة ماجستير علوم في الاحصاء ، كلية الادارة والاقتصاد – جامعة بغداد .
- 2- الشمرتي ، حامد سعد نور ، واخرون ،(2013) ، " استخدام بعض الطرائق اللامعلمية في تقدير دالة المعولية دراسة مقارنة ، المجلة العراقية للعلوم الاحصائية ، عدد خاص بواقع المؤتمر العلمي السادس لكلية علوم الحاسوب والرياضيات .
- 3- الوندي ، وفاء جعفر حسين (2013) ، " اسلوب التوقع البيزي لتقدير معدل الفشل بوجود بيانات مراقبة من النوع الاول والنوع الثاني مع تطبيق عملي " رسالة ماجستير في علوم الاحصاء – كلية الادارة والاقتصاد جامعة بغداد .
- 4- الصفار ، رواء صالح محمد (2013) ، " الطرائق اللامعلمية والمعدلة في تقدير الدالة المعولية للبيانات الكاملة مع تطبيق عملي " اطروحة دكتوراه فلسفة في علوم الاحصاء – كلية الادارة والاقتصاد – جامعة بغداد .
- 5- رشيد ، هدى عبدالله واخرون (2012) ، " مقارنة بعض مقدرات بيز لدالة المعولية لنموذج ويبيل عند دوال خسارة مختلفة " مجلة كلية العلوم – جامعة بغداد ، مجلد 2 العدد 52 .
- 6- الشمري ، نجاة عبدالجبار (2008) ، " استخدام المحاكاة في مقارنة مقدرات التقلص لمعلمة الشكل لتوزيع ويبيل لبيانات مراقبة " اطروحة دكتوراه فلسفة في الاحصاء – كلية الادارة والاقتصاد – جامعة بغداد .

• المصادر الاجنبية

- 7- Abbas, S.; Taqi, S.A Others(2017). Topp-Leone Inverse Weibull distribution:Theory and Application. Eur. J. Pure Appl. Math., P 1005–1022.
- 8- Abouammoh, A.M.; Alshingiti, A.M.(2009) Reliability estimation of generalized inverted exponential distribution. J. Stat. Comput. Simul., P 1301–1315.

- 9- Al-Shomrani, A.; Arif, O. Others;(2016). Topp leone family of distributions: Some properties and application. Pak. J. Stat. Oper. Res. P 443–451.
- 10- Al-Zahrani, B.(2012) Goodness-of-fit for the Topp-Leone distribution with unknown parameters. Appl. Math. Sci, P 6355–6363.
- 11- Amal Hassan, M. Elgarhy, Randa Ragab(2020)," Statistical Properties and Estimation of Inverted Topp-Leone Distribution to appear in Journal of Statistics Applications & Probability", Journal of Statistics Applications & Probability, An International Journal, J. Stat. Appl. Pro. **9**, No. 2, 319-331 (2020) .
- 12- Arshad, M.; Jamal, Q.A.(2019) Statistical Inference for Topp–Leone-generated Family of Distributions Based on Records. J. Stat. Theory Appl., P 65–78.
- 13- Barrios, R., Dios, F., (2013) “Exponentiated Weibull model for the irradiance probability density function of a laser beam propagating through atmospheric turbulence”, Optics & Laser Technology, 45: 13–20.
- 14- Chester W Topp & Fred C. Leone, (2014), "A family of J-shaped frequency functions. Journal of the American Statistical Association", 50(269), 209-219.
- 15- Cordeiro, G.M.; de Castro, M. (2011)A new family of generalized distributions. J. Stat. Comput. Simul. P 883–898.
- 16- Diane, I. G. & Lonnie, C. V., (1981), “Asimulation Study of Estimators for the 2 - Parameter Weibull Distribution”, Transaction on Reliability, Vol. R-30, No.I.
- 17- E. Brito, G. M. Cordeiro, Others,(2017)," The Topp–Leone odd log-logistic family of distributions", Journal of Statistical Computation and Simulation, ISSN: 0094-9655.

- 18- Elshahhat, A., (2017) "Parameters estimation for the exponentiated Weibull distribution based on generalized progressive hybrid censoring schemes", American Journal of Applied Mathematics and Statistics, 5(2): 33–48.
- 19- Gen, c, A. I. (2012). Moments of Order Statistics of Topp-Leone Distribution, Statistical Papers, P 117–131.
- 20- Ghitany, M. E., Kotz, S., Others (2005). On some reliability measures and their stochastic orderings for the Topp Leone distribution. Journal of Applied Statistics, PP 715-722.
- 21- Ghitany, M.E. (2007). Asymptotic Distribution of Order Statistics from the Topp-Leone Distribution, International Journal of Applied Mathematics, P 371–376.
- 22- Gokarna R. Aryal & others , (2017)," The Topp-Leone Generated Weibull Distribution: Regression Model, Characterizations and Applications", International Journal of Statistics and Probability; Vol. 6, No. 1; January 2017, ISSN 1927-7032 E-ISSN 1927-7040 .
- 23- Gyan P. & Singh (2011) "A Bayesian shrinkage approach in weibull type –II-Censored data using prior point information" Revstat Statistical journal VOL 7 , NO. 2, PP 171-187.
- 24- H. M. Yousof¹, S. M. A. Jahanshahi², Others,(2018)," A NEW Distribution For Extreme Values: Regression Model, Characterizations And Applications ", Journal of Data Science PP 677-706.
- 25- Haitham M. Yousof, Emrah Altun , Others,(2018),"A New Extension Of Frechet Distribution With Regression Models , Residual Analysis And Characterizations " Journal Of Data Science , PP 743-770.

- 26- Hong F &Chien Y .(2013) " Estimation For Weibull Distribution With Type II – Highly Censored data "Quality Technology & Quantitative Management , VOL. 10,NO.2,PP.193-202 .
- 27- Houslia p.singh.& Other.(2000)"Estimation of Weibull Shape Parameter By Shrinkage Towards An Interval Under Failure Censored Sampling "MSC,VOL62,NO,17.
- 28- Ibrahim, S.; Doguwa, I.S.; Others(2020). On the Topp Leone Exponentiated-G Family of Distributions: Properties and Applications. Asian J. Probab. Stat, 7, 1–15.
- 29- Idika E. Okorie · Saralees Nadarajah,(2020)," A Note on “The Topp–Leone Lomax (TLLo) Distributionwith Applications to Airbone Communication Transceiver Dataset", Department of Mathematics, University of Manchester, Manchester M13 9PL, UK
- 30- Ismail K & Others (2013) "Statistical Inference For Weibull Distribution Based On a modified Progressive Type II Censoring Scheme " Sri Lankan Journal Of applied statistics (Special Issue) modern Statistical method Ology's In the Cutting Edge of Science .
- 31- Loperfido, N., Navarro, Others (2007)" Some Relationships Between Skew-Normal Distributions and Order Statistics from Exchangeable Normal Random Vectors, Communications in Statistics - Theory and Methods", P 1719–1733.
- 32- M. Aslam, P. Jeyadurga, S. Balamurali, M Others(2021),"Economic determination of modified multiple dependent state sampling plan under some lifetime distributions," *Journal of Mathematics*, vol, Article ID7470196.
- 33- M. E. Ghitany, S. Kotz & M. Xie ,(2005)" On some reliability measures and their stochastic orderings for the Topp–

- Leone distribution", Journal of Applied Statistics, Vol. 32, No. PP 715–722, September 2005.
- 34- M. Elgarhy, M. Arslan Nasir, Others,(2018)" The type II Topp-Leone generated family of distributions : Properties and applications", Journal of Statistics and Management Systems, ISSN: 0972-0510.
- 35- M. Elgarhy, M. Arslan Nasir, Others,(2020) " The type II Topp-Leone generated family of distributions : Properties and applications " , 0972-0510 (Print) 2169-0014 (Online) Journal homepage: <http://www.tandfonline.com/loi/tsms20>
- 36- Marshall, A. W. and Olkin, I. (1997). A new method for adding a parameter to a family of distributions with application to the exponential and Weibull families. Biometrika. PP 641–652.
- 37- Mudholkar, G.S., Srivastava, D. K., (1993)"Exponentiated Weibull family for analyzing bathtub failure-rate data", IEEE Transactions on Reliability, PP 299–302.
- 38- Mudholkar, G.S., Srivastava, D.K., Others, (1995) “The exponentiated Weibull family: A reanalysis of the bus-motor-failure data” ,Technometrics, PP436–445.
- 39- Muhammad Bilal, Muhammad Mohsin, Others (2021) ,"Weibull-Exponential Distribution and Its Application in Monitoring Industrial Process Hindawi Mathematical Problems in Engineering Volume.
- 40- Nadarajah, S. and Kotz, S.(2006). The beta exponential distribution.Reliability Engineering and System Safety. ,PP689-697.
- 41- Nadarajah, S., Cordeiro, G.M, Others(2013) “The exponentiated Weibull distribution: A survey”, Statistical Papers, PP 839–877.

- 42- Rashad A. R. Bantan , Farrukh Jamal , Others,(2019)," Type II Power Topp-Leone Generated Family of Distributions with Statistical Inference and Applications",25 December 2019; Published: 2 January 2020.
- 43- S.Balarnurall & M Usha(2013),"A New failure censored variables sampling system for weibull distribution "International Journal of Perform ability engineering VOL.9,NO. 1 ,PP 3-12 Jayant V . D & Sudha.
- 44- S.M.T.K. MirMostafae , (2014)"On the moments of order statistics coming from Topp-Leone distribution" Department of Statistics, Faculty of Mathematical Sciences, University of Mazandaran, P.O. Box 47416-1467, Babolsar, Iran
- 45- Sadegh Rezaei, Behnam Bahrami Sadr Others,(2016)," Topp-Leone generated family of distributions: Properties and applications" I New York University ,SSN: 0361-0926 (Print) 1532-415X (Online) Journal homepage.
- 46- Sangsanit, Y.; Bodhisuwan, W.(2016) The Topp-Leone generator of distributions: Properties and inferences. Songklanakarin J. Sci. Technol., P 537–548.
- 47- Shittu, O.I., Adepoju, K.A., (2014) "On the exponentiated Weibull distribution for modeling wind speed in south western Nigeria", Journal of Modern Applied Statistical Methods ,13(1): 431–445.
- 48- Tahir, M. H., Cordeiro, G. M., Alizadeh, M. Others. (2015). The Kumaraswamy Marshal-Olkin family of distributions. Journal of Statistical Distributions and Applications,PP14-20.
- 49- Vaida B , & Leonidas S (2008)," The method of three parameter Weiball distribution estimation "Acta et commendations universities tartuensis de mathematical VOL 12.

- 50- Vicaria, D., Dorpb, J. R. V Others. (2008). Two-sided generalized Topp and Leone (TS-GTL) distributions. Journal of Applied Statistics. PP 1115-1129.
- 51-** Zakeia A. Al-Saiary , Rana A. Bakoban,(2020)," The Topp-Leone Generalized Inverted Exponential Distribution with Real Data Applications" Department of Statistics, College of Science, University of Jeddah, Jeddah 22254, Saudi Arabia
- 52- Zografos, K.; Balakrishnan, N.(2009) On families of beta- and generalized gamma- generated distributions and associated inference. Stat. Methodol., P 344–362.

Abstract

Studying the reliability of machines and knowing their efficiency and comparing different types of them, in order to reach the best and formulate economic policies through them, is of great importance in most recent research and studies. Leone) and by putting the exponential distribution - Weibull in the generated function and finding the characteristics of the resulting distribution (Topp - Leone - Exponential-Weibull), also experimental data were generated by the cumulative distribution function by the Monte-Carlo method using four different large sample sizes ($n = 200$), ($n = 100$), medium ($n = 50$), small ($n = 25$) and different values of parameters at each sample size. The reliability function of the experimental data was estimated by three methods (maximum likelihood, least squares, moments). The preference of the maximum likelihood method in general over the other two methods, based on the integral mean squares error (IMSE) criterion. On the application side, real censored data of the second type (observing the number of failed units predetermined during time t) were used. It was obtained from the Ministry of Health - Dhi Qar Health Department about neopolar devices and recording their defect . A comparison was made between the basic distributions (Exponential- Weibull) and the resulting distribution to find out the most efficient of them. The study concluded that the proposed distribution achieved an advantage over the basic distributions by some comparison criteria .

Republic of Iraq
Ministry of Higher Education
and Scientific Research
Karbala University
Faculty of Management and Economics
Department of Statistics



**Estimating the reliability of type II censored data using the
Topp-Leone generator .**

A thesis
submitted to the council of the College of Administration and
Economics at the University of Karbala as partial fulfillment
of the requirements for the degree Doctor of Philosophy in
Statistics

By
Abdul Amir Taima Bandar

Under Supervision
Prof. Dr. Shrook Abdulredha Saeed

Holy Karbala

A.H. 1443

A.D.2022