جمهورية العراق

وزارة التعليم العالي والبحث العلمي

جامعة كربلاء/ كلية الإدارة والاقتصاد

قسم الإحصاء

تقدير دالة البقاء لتوزيع
Odd Chen Fréchet

رسالة مقدمـــة الى مجلس كلية الادارة والاقتصاد في جامعة كربلاء
وهي جزء من متطلّبات نيل درجة الماجستير في علوم الاحصاء

تقدّم بهـا

شهد عمادعبد الرسول

بإشـــــــــــراف الأستاذ المساعد الدكتور

صدى فياض محمد

١٤٤٤ هـ

٢٠٢٢ م

كربلاء المقدسة

بسم الله الرحمن الرحيم

﴿قَالُوا سُبْحَانَكَ لَا عِلْمَ لَنَا إِلَّا مَا عَلَّمْتَنَا ۖ إِنَّكَ أَنتَ الْعَلِيمُ الْحَكِيمُ﴾

صدق الله العلي العظيم

سورة البقرة: الاية (٣٢)

الإهداء

إلى..

مَنْ تربيت في أحضانهِ وأكلتُ من خيراته وارتويت من أنهاره

﴿وطنيّ﴾

سندي وعزي وعوني وسبب ما أنا فيه

﴿أبي﴾

الى روحا فارقت الحياة ولم تفارق مخيلتي رحمكِ الله بقدر حبي وحنيتي لكِ

﴿امي الغاليه فقيدة قلبي﴾

مَنْ أشدُّ بهم أزري وأشركهم في أمري

﴿أخوتي وأخواتي﴾

أهدي هذا الجهد المتواضع

الباحثة

شكر وتقدير

الحمد لله رب العالمين نحمده حمد الذاكرين ونشكره شكر الشاكرين والصلاة والسلام على سيدنا محمد (□) خير خلق الله أجمعين وعلى آله الطيبين الطاهرين وصحبه المنتجبين.

أشكر الله العلي القدير الذي هداني الى سبيل العلم، ويسر لي مواصلة دراستي بعد انقطاع ليس بالقليل، فله الحمد وله المن على عظيم فضله والآئه.

ولايسعني بهذهِ الكلمات، وبعد انجاز هذه الدراسة بفضل الله ورعايته إلا أن أتوجه بفائق الثناء والامتنان لاستاذتي الفاضلة **المساعد الدكتور صدى فايض محمد** لقبولها الاشراف عليها، فقد كان لارشاداتها القيمة وتوجيهاتها السديدة أبلغ الأثرَ في إخراجها على هذا النحو، وكانت على الدوام مشرفةً علميةً أمينةً، غمرتني بكرم خلقها ونبلها ورصانة علمها، متمنيا لها العمر المديد والعطاء الدائم.

كما يسعدني ويشرفني أن أتقدم بوافر الشكر والتقدير إلى الأساتيذ الفضلاء، رئيس وأعضاء لجنة المناقشة على تفضلهم بالموافقة على مناقشة رسالتي.

واتقدم بالشكر الجزيل الى المقومينَ العلميين و اللغوي لتفضلهم بمراجعة الدراسة وتدقيقها، وفقهم الله لكل خير.

واتقدم بالشكر المتواصل الى عمادة كلية الادارة والاقتصاد في جامعة كربلاء المقدسة، والى رئاسة قسم الاحصاء، والى جميع اساتذتي الذين افاضوا عليّ مِن علمهم الغزير وكرمهم الواسع.

كما أقدم شكري وتقديري الى جميع زملائي في مرحلة الماجستير، متمنيا للجميع الموفقية والنجاح.

واقدم الشكر والتقدير الى جميع العاملين في مكتبة العتبتين الحسينية والعباسية (ع) ومكتبتي كلية الادارة والاقتصاد لجامعة كربلاء وجامعة بغداد لما قدموه لي من مصادر خلال مسيرة الدراسة والى جميع الموظفين في كلية الادارة والاقتصاد جامعة كربلاء لما ابدوه من مساعدة وطيب المعاملة في مدة الدراسة.

واخيرا أتوجه بالشكر والتقدير والامتنان الى كل من مد لي يد العون والمساعدة ولم اذكره فاستسمحه العذر.

إقرار المشـرف

أشهد أن إعداد هذه الرسالة الموسومة (**تقدير دالة البقاء لتوزيع odd chen frechet**) والتي تقدمت بها الطالبة " **شهد عماد عبد الرسول** " قد جرت بإشرافي في قسم الاحصاء - كلية الادارة والاقتصاد - جامعة كربلاء، وهي جزء من متطلبات نيل درجة ماجستير علوم في الاحصاء.

أ.م.د. صدى فياض محمد

التاريخ: / / ٢٠٢٣

توصية رئيس قسم الاحصاء

بناءً على توصية الاستاذ المشرف، أرشح الرسالة للمناقشة.

أ.د. شروق عبد الرضا السباح

رئيس قسـم الاحصاء

التاريخ: / / ٢٠٢٣

إقرار الخبير اللغوى

أشهد أن الرسالة الموسومة (**تقدير دالة البقاء لتوزيع odd chen frechet**) للطالبة شهد عماد عبد الرسول / قسم الاحصاء قد جرت مراجعتها من الناحية اللغوية حتى اصبحت خالية من الاخطاء اللغوية والاسلوبية ولأجله وقعت.

الخبير اللغوي

م. صلاح مهدي جابر

جامعة كربلاء – كلية الإدارة والاقتصاد

اقرار رئيس لجنة الدراسات العليا

بناء على اقرار المشرف العلمي والخبير اللغوي على رسالة الماجستير للطالبة

((شهد عماد عبد الرسول)) الموسومة بـ (**تقدير دالة البقاء لتوزيع odd chen frechet**)

ارشح هذه الرسالة للمناقشة .

ا .د . محمد حسين كاظم الجبوري

ا.د **رئيس لجنة الدراسات العليـــــــــــا**

معاون العميد للشؤون العلمية والدراسات العليـا

مصادقة مجلس الكليـــــــة

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

ا.د. محمد حسين كاظم الجبوري

عميد كلية الادارة والاقتصاد- جامعة كربلاء

إقرار لجنة المناقشة

نشهد نحن أعضاء لجنة المناقشة بأننا قد اطلعنا على الرسالة الموسومة **(تقدير دالة البقاء لتوزيع odd chen frechet)** والمقدمة من قبل الطالبة **" شهد عماد عبد الرسول"** وناقشنا الطالبة في محتوياتها وفيما له علاقة بها، ووجدنا بأنها جديرة بنيل درجة ماجستير علوم في الإحصاء بتقدير (   ).

أ.د. مهدي وهاب نعمة	**أ.م.د. ابتسام كريم عبد الله**
رئيساً	**عضواً**
/ /٢٠٢٣	/ /٢٠٢٣
أ.م.د. مشتاق كريم عبد الرحيم	**أ.م.د. صدى محمد فايض**
عضواً	**عضوا ومشرفا**
/ /٢٠٢٣	/ /٢٠٢٣

اسال الله ان يجزي الجميع عني خير الجزاء، وان أكون قد وفقت في إعداد هذه الرسالة على درجة من الاتقان تيمناً بقول الرسول (ﷺ) " ان الله يحب اذا عمل أحدكم عملاً ان يتقنه".

ومن الله السداد والتوفيق...

الباحثة

قائمة المحتويات

الموضوع		الصفحة
▪ **الآية**		أ
▪ **الإهداء**		ب
▪ **شكر وتقدير**		ج-د
▪ **قائمة المحتويات**		هـ-ز
▪ **قائمة الجداول**		ز
▪ **قائمة الأشكال**		ط-ج
▪ **قائمة الرموز**		ي-ط
▪ **المستخلص**		ل
الفصل الاول		**٢-١٠**
١-١	المقدمة	**٢-٣**
١-٢	مشكلة الدراسة	**٣-٤**
١-٣	هدف الدراسة	**٤**
١-٤	الاستعراض المرجعي	**٤-١٠**
الفصل الثاني: الجانب النظري		**١٢-٤٦**
٢-١	تمهيد	**١٢**
٢-٢	بعض المفاهيم الاساسية	**١٢**
٢-٢-١	التوزيعات المركبة	**١٢-١٣**
٢-٢-٢	دالةالبقاء	**١٣-١٤**
٢-٢-٣	الدوال المرتبطة بالمعولية	**١٤**
٢-٢-٣-١	دالة الكثافة الاحتمالية	**١٥-١٦**
٢-٢-٣-٢	دالة الكثافة التجميعية	**١٦-١٧**
٢-٤	التوزيع المقترح Odd Chen frechet Distribution	**١٨-٢١**
٢-٤-١	دالة التوزيع التراكمية لتوزيع Odd Chen frechet Distribution	**٢١-٢٢**
٢-٤-٢	دالة البقاء لتوزيع Odd Chen frechet Distribution	**٢٢-٢٣**
٢-٤-٣	دالة المخاطرة لتوزيع Odd Chen frechet Distribution	**٢٣-٢٥**
٢-٤-٤	خصائص توزيع Odd Chen frechet Distribution	**٢٥**
٢-٤-٤-١	العزم حول نقطة الاصل	**٢٦-٢٧**
٢-٤-٤-٢	العزم حول الوسط الحسابي	**٢٧-٢٨**
٢-٤-٤-٣	معامل الاختلاف	**٢٨-٢٩**
٢-٤-٤-٤	معامل الالتواء	**٢٩**
٢-٤-٤-٥	معامل التفلطح	**٢٩-٣٠**
٢-٤-٤-٦	الدالة المولدة للعزوم	**٣٠**
٢-٤-٤-٧	الدالة العكسية	**٣٠-٣١**
٢-٥	تقديرات معلمات ودالة البقاء لتوزيع Odd Chen frechet	**٣١**

	Distribution	
٢-٥-١	طريقة الإمكان الأعظم	٣١-٣٤
٢-٥-٢	طريقة المربعات الصغرى الموزونة	٣٤-٣٧
٢-٥-٣	كريمر فون مايسز	٣٧-٤٠
٢-٥-٤	طريقة المقدرات التجزيئية	٤٠-٤٣
٢-٦	معاير المقارنة لاخيار افضل طريقة تقدير	٤٤
٢-٦-١	متوسط مربعات الخطاء	٤٣-٤٤
٢-٧	اختبار احصاءة كاي سكوير	٤٥
٢-٨	معاريراختبار افضل توزيع احتمالي	٤٥
٢-٨-١	معيار اكايكي	٤٦
٢-٨-٢	معيار اكايكي المتسق	٤٦
٢-٨-٣	معيار بيز اكيكي	٤٦
الفصل الثالث: الجانب التجريبي والتطبيقي		**٤٨-٥٩**
٣-١	تمهيد	٤٨
٣-٢	مفهوم المحاكاة	٤٨-٤٩
٣-٢-٢	وصف تجارب المحاكات	٤٩-٥٢
٣-٢-٢	مناقشة نتائج تجربة المحاكاة	٥٢-٥٩
الفصل الرابع: الجانب التطبيقي		**٦١-٧٢**
٤-١	تمهيد	٦١
٤-٢	نبذه مختصرة عن الفشل الكلوي	٦١
٤-٢-١	اسباب المرض	٦٢
٤-٢-٢	اعراض المرض	٦٢-٦٣
٤-٢-٣	تشخيص المرض	٦٣
٤-٢-٤	الاساليب العلاجية للمرض	٦٣
٤-٣	جمع البيانات الحقيقية المتعلقة بالرسالة	٦٣
٤-٤	اختبار حسن المطابقة	٦٣-٦٤
٤-٥	معاير اختبار افضل توزيع	٦٤-٦٦
٤-٦	تقدير دالة البقاء للبيانات الحقيقية	٦٧-٧٢
الفصل الخامس : الاستنتاجات والتوصيات		**٧٤-٧٦**
٥-١	الاستنتاجات	٧٤
٥-٢	التوصيات	٧٥-٧٦
المصادر		**١١٦-٦٣**
الملاحق		**٨٣-١٢٠**
الملحق A		**٨٣-١٠٥**
الملحق B		**١٠٦-١٢٠**

A	Abstract

قائمة الجداول

رقم الجدول	عنوان الجدول	رقم الصفحة
٣-١	قيم المعلمات والنماذج المفترضة	٥٠
٣-٢	الرتب الكلية لمتوسط مربعات الخطاء لكافة طرائق التقدير للمعلمات	٥٣-٥٤
٣-٣	مجموع الرتب الكلية لمتوسط مربعات الخطاء لطرائق التقدير كافة	٥٥
٣-٤	متوسط مربعات الخطاء لمقدرات دالة البقاء لطرائق التقدير كافة	٥٦-٥٧
٣-٤	مجموع الرتب الكلية لمتوسط مربعات الخطاء لطرائق تقدير دالة البقاء	٥٨
٤-١	البيانات الحقيقية للاشخاص المصابين بالفشل الكلوي	٦٤
٤-٢	قيم المعايير المستخدمة للمقارنة بين التوزيعات	٦٥
٤-٣	قيم مقدرات الدالة الاحتمالية ودالة البقاء والدالة التراكمية التجميعية	٦٧-٧١
١	متوسط القيم التقديرية للمعلمات لطرائق التقديركافة واحجام العينات للانموذج (١)	٨٣-٨٥
٢	متوسط مربعات الخطاءوالرتب الجزئيةللمعلمات لطرائق التقديركافة واحجام العينات للانموذج (٢)	٨٥-٨٧
٣	متوسط مربعات الخطاءوالرتب الجزئية للمعلمات لطرائق التقديركافة واحجام العينات للانموذج (٣)	٨٧-٨٩
٤	متوسط مربعات الخطاءوالرتب الجزئية للمعلمات لطرائق التقديركافة واحجام العينات للانموذج (٤)	٨٩-٩١
٥	متوسط مربعات الخطاءوالرتب الجزئية للمعلمات لطرائق التقديركافة واحجام العينات للانموذج (٥)	٩١-٩٢
٦	متوسط مربعات الخطاء والرتب الجزئية لمتوسط مربعات الخطاء لدالة البقاء لكافة طرائق التقدير للانموذج (١)	٩٣-٩٤
٧	متوسط مربعات الخطاء والرتب الجزئية لمتوسط مربعات الخطاء لدالة البقاء لكافة طرائق التقدير للانموذج (٢)	٩٥
8	متوسط مربعات الخطاء والرتب الجزئية لمتوسط مربعات الخطاء لدالة البقاء لكافة طرائق التقدير للانموذج (٣)	٩٧
٩	متوسط مربعات الخطاء والرتب الجزئية لمتوسط مربعات الخطاء لدالة البقاء لكافة طرائق التقدير للانموذج (٤)	٩٩
١٠	متوسط مربعات الخطاء والرتب الجزئية لمتوسط مربعات الخطاء لدالة البقاء لكافة طرائق التقدير للانموذج (٥)	١٠٢

قائمة الاشكال

رقم الشكل	عنوان الشكل	رقم الصفحة
٢-١	المنحني العام لدالة البقاء	١٤
٢-٢	دالة الكثافة التجميعية للتوزيعات المستمرة والتوزيعات المتقطعة	١٦
٢-٣	دالة الكثافة الاحتمالية لتوزيع فريجت	١٧
٢-٤	دالة الكثافةالتجميعية لتوزيع فريجت	١٨
٢-٥	دالة الكثافةالاحتمالية لتوزيع Odd Chen Fréchet Distribution	٢١
٢-٦	دالة الكثافة التجميعية لتوزيع Odd Chen Fréchet Distribution	٢٢
٢-٧	دالة البقاء لتوزيع Odd Chen Fréchet Distribution	٢٣
٢-٨	دالة المخاطرة لتوزيع Odd Chen Fréchet Distribution	٢٤
٤-١	ملائمة توزيع Odd Chen Fréchet Distribution في تمثيل البيانات الحقيقية	٦٦
٤-٢	الدالة التراكمية لتوزيع Odd Chen Fréchet Distribution مقارنة في الدالة في تمثيل البيانات الحقيقية	٦٦
١	شكل دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند حجم عينة n=10 للانموذج الاول	٩٤
٢	شكل دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند حجم عينة n=50 للانموذج الاول	٩٤
٣	شكل دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند حجم عينة٧٥ =n للانموذج الاول	٩٤
٤	شكل دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند حجم عينة n=١٠٠ للانموذج الاول	٩٤
٥	شكل دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند حجم عينة n=150 للانموذج الاول	٩٥
٦	شكل دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند حجم عينة n=10 للانموذج الثاني	٩٦
٧	شكل دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند حجم عينة n=50 للانموذج الثاني	٩٦
٨	شكل دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند حجم عينة n=٧٥ للانموذج الثاني	٩٦
٩	شكل دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند حجم عينة n=100 للانموذج الثاني	٩٦
١٠	شكل دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند حجم عينة n=150 للانموذج الثاني	٩٧

١١	شكل دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند حجم عينة n=10 للانموذج الثالث	٩٨
١٢	شكل دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند حجم عينة n=50 للانموذج الثالث	٩٨
١٣	شكل دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند حجم عينة n=75 للانموذج الثالث	٩٨
١٤	شكل دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند حجم عينة n=100 للانموذج الثالث	٩٨
١٥	شكل دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند حجم عينة n=150 للانموذج الثالث	٩٩
١٦	شكل دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند حجم عينة n=10 للانموذج الرابع	١٠٠
١٧	شكل دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند حجم عينة n=50 للانموذج الرابع	١٠٠
١٨	شكل دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند حجم عينة٧٥ =n للانموذج الرابع	١٠٠
١٩	شكل دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند حجم عينة n=100 للانموذج الرابع	١٠٠
٢٠	شكل دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند حجم عينة n=150 للانموذج الرابع	١٠١
٢١	شكل دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند حجم عينة n=١٠ للانموذج الخامس	١٠٢
٢٢	شكل دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند حجم عينة n=٥٠ للانموذج الخامس	١٠٢
٢٣	شكل دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند حجم عينة n=٧٥ للانموذج الخامس	١٠٢
٢٤	شكل دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند حجم عينة n=١٠٠ للانموذج الخامس	١٠٢
٢٥	شكل دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند حجم عينة n=١٥٠ للانموذج الخامس	١٠٣

قائمة الرموز

Mean	المعنى	الرمز
Survival function	دالة البقاء	$S(.)$
Probability density function	دالة الكثافة الاحتمالية	$f(.)$
Cumulative distribution function	دالة التوزيع التراكمية	$F(.)$
Probability density function of Odd Chen Fréchet Distribution	دالة الكثافة الاحتمالية للتوزيع Odd Chen Fréchet Distribution	$f_{Och}(.)$
Cumulative distribution function of Chen Fréchet Distribution	دالة التوزيع التراكمية للتوزيع Chen Fréchet Distribution	$F_{Och}(.)$
Survival function of Chen Fréchet Distribution	دالة البقاء للتوزيع Chen Fréchet Distribution	$R_{Och}(.)$
Expected value	القيمة المتوقعة	$E(.)$
Variance	التباين	$V(.)$
Gamma function	دالة كاما التامة	$\Gamma(.)$
The r^{th} non- central moment about origion	العزم اللامركزي ذات المرتبة r حول نقطة الاصل	μ'_r
The r^{th} central moment about arithmetic mean	العزم المركزي ذات المرتبة r حول الوسط الحسابي	μ_r
Maximum likelihood	الامكان الاعظم	ML
Least square	المربعات الصغرى	LS
Weighted least square	المربعات الصغرى الموزونة	WLS
Percentiles estimators	المقدرات التجزيئية	PER
Mean Square Error	متوسط مربعات الخطأ	MSE

المستخلص

سعت الدراسة الى استعمال نظرية التوزيعات المركبة في بناء توزيع احتمالي مقترح جديد يعرف بتوزيع (Odd Chen Distribution) ذو اربع معلمات $(\alpha, \beta, \gamma, \theta)$، إذ تمت دراسة بعض خصائصه، وتقدير معلماته وحساب مقدرات دالة البقاء بأربعة طرائق تقدير(طريقة الامكان الاعظم (MLE)، وطريقة كريمر فون ماسز (CVM)، وطريقة المربعات الصغرى الموزونة (WLS) وطريقة المقدرات التجزيئية (Per)، ولغرض المقارنة بين طرائق التقديرمعلمات و دالة البقاء فقد تم توظيف اسلوب محاكاة مونت كارلو (Monte carlo) باستعمال برنامج بلغة الماتلاب لإجراء عدة تجارب بأحجام عينات مختلفة ، صغيرة ومتوسطة وكبيرة وعن طريق المعيار الاحصائي متوسط مربعات الخطا (MSE)وقد اظهرت النتائج افضلية طريقة كريمر فون ماسز (CVM) في حساب مقدرات دالة البقاء للتوزيع المقترح عند احجام العينات الصغيرة و المتوسطة والكبيرة، وافضلية طريقة المربعات الصغرى الموزونة عند احجام العينات الصغيرة.

وطبق التوزيع باستعمال الطريقة التي ظهرت افضليتها في الجانب التجريبي على بيانات حقيقية بواقع (١١٠) مشاهدة بالاسابيع تمثل أوقات البقاء للاشخاص المصابين بالفشل الكلوي لحين الوفاة ، وعن طريق اختبارات حسن المطابقة فقد تم اثبات افضليته في تمثيل ووصف هذه البيانات مقارنة بتوزيع (Odd Chen Distribution)، وكذلك تم تقدير دالة البقاء للبيانات الحقيقية باستعمال طريقة كريمر فون مايسز التي ظهرت افضليتها في الجانب التجريبي،

الفصل

الثالث

الدراسة

(1 -1)المقدمة Introduction:

قد يواجه الكثير من الباحثين الاحصائين الكثير من المشكلات اثناء عملية التحليل الاحصائي ومن تلك المشكلات هي عملية تحديد وتوصيف الانموذج الاحتمالي الذي يلائم بيانات الظاهرة قيد الدراسة.

وقد عمل الكثيرمن الباحثون المختصون في المجال الاحصائي بشكل كبير على توسعة التوزيعات الاحتمالية وذلك بهدف الحصول على افضل تمثيل للبيانات وبأقل اخطاء و عندما تواجه الباحثين إشكالية اختيار المشاهدات التي تشكل العينة باحتمال متساي، مما جعل الاقتصار في نمذجة الظواهر على التوزيع الاحتمالي الاساس غير نافعا وعندها اصبح الامر واجب لمقترح تغيير معين يتم عن طريق اضافة معلمات جديد للتوزيع الاصلي لكي نحصل على توزيعات موسعة تمتاز بالمرونة في تمثيل البيانات .

عمل الباحث على تطبيق عائلة (Odd Chen Distribution) لتحويل التوزيع الاحتمالي توزيع فريجت (Fréchet distribution) ذو المعلمتين (λ,θ) الى توزيع احتمالي جديد يعرف بتوزيع (Odd Chen Fréchet Distribution) ذو اربع معلمات $(\alpha, \beta, \gamma, \theta)$، ودراسة خصائصه وتقدير معلماته وكذلك حساب مقدرات دالة البقاء .

وتنبعث اهمية التوزيعات من دورها في معالجة التوزيعات الاحتمالية في ايجاد افضل مقدريمثل دالة البقاء خلال تغيير احتمالات البيانات الاصلية للحصول على احتمالات خاصة للحوادث عند البيانات المسجلة بما يحصل صفه كاملة للعشوائية.

ولتحقيق اهداف الرسالة قسمت الى اربعة فصول، يتخصص الفصل الاول منها لمنهجية الرسالة ويشمل المقدمة والمشكلة والهدف والاستعراض المرجعي لعدد من الدراسات البحوث ذات العلاقة بموضوع بالدراسة، في حين تضمن الفصل الثاني الجانب النظري الذي تم فيه التطرق لبعض المفاهيم الأساسية المتعلقة بالدراسة وبناء التوزيع الاحتمالي الموسع (Odd Chen Fréchet Distribution)واشتقاق معظم خصائصه وتوضيح طرائق التقدير المستعملة لتقدير معلماته ودالة البقاء وهي كل من (طريقة الإمكان الأعظم(Maximum Likelihood Method (MLE وطريقة كريمر فون مايسز (Cramer-Von Mises method) (CVM) وطريقة المربعات الصغرى الموزونة (Weighted Least Squares Method) (WLS) وطريقة المقدرات التجزيئية(Method of Percentiles Estimators) (PER)، ثم جاء الفصل الثالث"الذي

خصص للجانب التجريبي والتطبيقي، اذ تناول الجانب التجريبي مفهوم المحاكاة وتطبيق اسلوب محاكاة مونتي كارلو (Monte Carlo)لمقارنة طرائق التقدير المستعملة في الجانب النظري واما الفصل الرابع فقد تناول الجانب التطبيقي تضمن تطبيق التوزيع المقترح على بيانات حقيقية تمثل اوقات البقاء للمرضى المصابين بالفشل الكلوي مع اجراء اختبار حسن المطابقة للبيانات المستعملة وكذلك اجراء تقدير البقاء لها باستعمال طريقة كريمر فون مايسز الذي ظهرت افضليتها في الجانب التجريبي، وأخيراً خصص الفصل الخامس للاستنتاجات والتوصيات التي توصلت اليها الدراسة.

(2-1) مشكلة الدراسة:

ان التطور الحاصل في الظواهر الحياتية ومايرافقها من مشكلات في تحديد الشكل الرياضي المناسب لها ادى الى ظهور حاجه ماسة الى رفد المكتبة بتوزيعات جديد مشتقة من التوزيعات الكلاسيكية لتواكب هذا التطور السريع .

وكما هو معلوم ان دالة البقاء تعتمد على الزمن لذلك يجب علينا نمذجة و تحليل البيانات بشكل اكثر دقه للحصول على نتائج ادق لذلك تم استعمال طريقة (Odd (Chen Distribution لتوسعة توزيع فريجيت إذ تظهر اهمية دراستنا هذا في تقدير المعلمات و دالة البقاء.

(3-1) أهداف الدراسة :

تهدف الدراسة الى:

١- الدراسة بناء انموذج احتمالي جديد موسع لتوزيع فريجت باستعمال طريقة(Odd Chen Distribution)اطلق عليه (Chen Fréchet Distribution Odd) للحصول على توزيع اكثر ومرونة في نمذجة البيانات .

٢- اشتقاق ودراسة خصائص التوزيع المقترح وتقدير معلمات ودالةالبقاء باستعمال طرائق تقدير مختلفة (طريقة الامكان الاعظم وطريقة المربعات الصغرى الموزونة وطريقة المقدرات التجزيئية وطريقة كريمر فون مايسز (Cramer-Von Mises method) (CVM).

٣- اختيار الطريقة الافضل لقياس متوسط أوقات الحياة لمرى الفشل الكلوي

٤- بتطبيق الطريقة التي ظهرت افضليتها في الجانب التجريبي على بيانات حقيقية المتمثلة بالاشخاص المصابين(بالفشل الكلوي).

(4-1)استعراض الدراسات السابقة (Review of Literature):

تمثل الدراسات السابقة دوراً اساسي في البحث العلمي، وتشكل مصدرا رئيسي لمعلومات الباحث، وتُعد احد المرتكزات الاساسية في إنشاء الانموذج الفكري للبحث العلمي ، وكلما زاد اطلاع الباحث على خبرات وتجارب الباحثين الاخرين للاستفادة منها، ونظرا لاهمية الدرسات والتجارب البحثية في مجال البحث العلمي سوف يتم التطرق الى ما تيسر منها والتي تناولت البعض من نظرية التوزيعات وطرائق تقديرها والتطبيقات العملية والعملية المختلفة لها.

●**في عام(2010)اقترح الباحث (Badr, M. M)**[١٤] واخرون في دراسته توزيعاً جديداً سمى توزيع (Exponentaited- Fréchet) الموزون ذي اربع معلمات ، وناقشا بعض الخصائص المقترح ، وتم تقدير معلمات بأستعمال طرائق بيزية واخرى اعتيادية ، وتم تطبيق الدراسة على بيانات حقيقية لاثبات ان التوزيع المقترح الجديد يلائم بشكل افضل مقارنة بالتوزيعات الاصلية مع البيانات بالاعتماد على معاير حسن المطابقة وتوصل الباحث ان التوزيع المقترح التوزيع أكثر مرونة من توزيعات أوقات الحياة الأخرى مثل توزيع فريجت والتوزيع الاسي.

●**في عام (2011)قدم الباحثون (Barreto-Souza واخرون)** [٩] توزيع beta-Fr´echet، وناقش بعض خصائصه الاحصائية المختلفة مثل دالة البقاء ،ودالة المخاطرة ،والعزوم المركزي، وكذلك تم الحصول على المقدرات بطريقة العزوم و طريقة الامكان الاعظم ،وخيرا واظهرت تطبيقها على مجموعتين من البيانات الحقيقية ،تبين ان التوزيع المقترح هو مرن ومنافس جيد ويحقق اكثر مرونة وسهل عند التعامل معه بالمقارنة مع توزيعات اوقات الحياة الاخرى المدروسة

●**وفي عام (2012) اقترح الباحثان(Venegas-Martínez, واخرون)** [٣٢]النموذج المضاف (Fréchet-Weibull) وهو توزيع ذو اربع معلما ت ، اذ قدم هذا التوزيع المركب باستعمال عائلة توزيع باريتو (Weibull) بمعلمة مع عائلة توزبع فريجت(Fréchet) بمعلمتين والذي يعتبر نموذج اكثر مرونة لنمذجة أوقات الحياة وتم دراسة الخصائص الاحصائية للنموذج الجديد ،كدالة المخاطرة و دوال الكثافة الاحتمالية والمخاطرة، والعزوم والإحصاءات المرتبة ، واستخدم الباحثان طريقة العزوم وطريقة الإمكان الأعظم في تقدير المعلمات ودالة المعولية للنموذج الجديد ،وتم اجراء اختبارات حسن المطابقة لبيان افضلية التوزيعات على ثلاثة مجموعات من البيانات الحقيقية، وصف الباحثان توزيع(Fréchet-Weibull) بالتوزيع المرن و الناجح.

•**في عام (2013) استعمل الباحثين (Mahmoud& Mandouh)**[٢٤] خارطة تحويل الرتب التربيعية لتوزيعFréchet للحصول على توزيع Fréchet المحول التربيعي الذي يكون اكثر مرونه مقارنة بالتوزيع الاصلي ،وناقشو خصائصه الاحصائية وقدرو معلمات التوزيع بطريقة الامكان الاعظم وتم تطبيق التوزيع على مجموعة من البيانات الحقيقية ،وتوصلو الباحثين افضلية التوزيع المقترح في تمثيل البيانات الحقيقية .

•**في عام (2013) قدم الباحثون (Krishna, E, Jose واخرون)**[٢٢] توزيع مارشال اولكن-فريجت(Marshall-Olkin Fréchet Distribution) ، عن طريق اضافة معلمة الى توزيع فريجت وناقش الباحثون بعض الخصائص الاحصائية للتوزيع ،اذ تم تقدير معلمات التوزيع بأستعمال طريقة الامكان الاعظم وتم تطبيق التوزيع على بينات حقيقية لبيان ان التوزيع القترح يتناسب بشكل افضل مع البينات المطبقة بالاعتماد على المعيار الاحصائي(AIC ,BIC,AICc) ، وتوصل الباحثون الى ان التوزيع المقترح يحقق اكثر مرونة بالمقارنة مع التوزيعات المستخدمة .

•**في عام (2015)قامت الباحثة (زينب فالح حمزه)** [٧] بتقدير معلمات و دالة المعولية لتوزيع فريجت (Fréchet Distribution) باستعمال ثلاثة طرائق تقدير وهي كل من طريقة (L – (, Least Square Method, Maximum Likelihood Method ،Moment Method كطرائق اكلاسيكية .للمقارنة مع طريقة بيز القايسية كطريقة تعتمد على المعلومات الأولية للمعلمات المجهولة على اعتبار البينات تتوزيع توزيع كاما ،وبالاعتماد على دالتي خسارة مربع الخطاء(squared error loss function)،إذ تم اشتقاق مقدرات بيز لمعلمات ودالة المعولية لتوزيع Fréchet وتمت الاستعانة بأسلوب محاكاة مونت-كارلو لأجراء المقارنة مع مقدرات طرائق التقدير المستخدمة ، و أخيرا توصلت الباحثة الى ان مقدر بطريقة الإمكان الأعظم في تقدير المعلمات ودالة المعولية هو لأفضل مقارنة بيز القياسي المستعملة لأنه يحقق اقل تباين من خلال استخدام المعيار الاحصائي (MSE) للمقارنة بين الأفضلية للمقدرات.

•**في عام(2016) قام [42] ((Abid)** [١٠] **بتقديم** دراسة حول البتر المضاعف لتوزيع Fréchet عند الفترات(a,b)، حيث تم دراسة خصائص التوزيع الاحصائية ووضح الدالة الاحتمالية والدالة التراكمية لتوزيع فريجت المبتور ،تم تحديد خصائص البقاء و المخاطرة والعزم وكذلك دالة شانون انتروبي وتقدير المعلمات باستعمال طريقة الإمكان الأعظم وطريقة المربعات الصغر الموزونة وطريقة المقدرات التجزيئية وطريقة المربعات الصغرى الموزونة ،اذ توصل الباحث الى افضلية

طريقة المقدرات التجزيئية لتقدير المعلمات في حالة العينات الصغيرة وكذلك افضلية طريقة الامكان الاعظم في حالة العينات الكبيرة .

•**فــي عــام (2016)اقتــرح (Yousof, H**واخرون)[٣٥] صـيغة جديـدة لتوزيــع فريجــت **(**Kumaraswamy transmuted Marshall-Olkin Fréchet**)** ذا ست معلمات، اذا نـاقش الباحثون بعض الخصائص الاحصائية مثل الدالة التحويل العكسي والمولدة الدالة المولدة للعزوم ،و الاحصـــاءات المرتبـــة والانـــحرافات المتوسطـــة و منحنيـــات لـــورنز ،وبـــون فيـــروني (Lorenze & Bonferroni) والدالـة المميـزة ودالـــة ريـــني انتروبـــي (Renyi Entropy) وكذلك ومعولية الاجهاد-المتانة. وقدروا معلـمات الانموذج المقترح باستعمال طريـقة الامكان الاعــظم . وقــارنوا توزيــع ليـــندلي بمعلمتـــين مـــع توزيعـــات (Weibull inverse - d Kumaraswamy Gumbel type II - ويبل-الـتوزيع اللوغاريتمي الطبيعي-ليندلي بمعلمة واحدة- الاسي بمعلمة واحدة) عن طريـق استعمال المعـايير (AIC– HQIC –) ،لمجموعتين مـن الــبيانات الحقيقيـــة ، وتـــوصلوا الـــى ان التوزيـــع المقتـــرح يعطـــي ملائمـــة افضـــل مـــن بقـــية التوزيعات في نـمذجة اوقات الـحياة.

•**في عام (2017)قدم الباحثون (ul Haq** واخرون **)** [٣١] transmuted Weibull Fréchet ذو اربعة معلمات **(**FOUR-Parameter**)** ،حيث تم دراسة الخصائص التوزيعية للنموذج المقترح ،تم تحديد خصائص البقاء و المخاطرة وتقدير المعلمات الاربعة بأستعمال طـريقة الإمكان الأعظم وطريقـة العـزوم الموزونـة تم الحصـول علـى مقدرات معلمـات التوزيـع ودالـة البقـاء والمخـاطرة ،وكذألك اقتـرح البـاحـثون خوارزميـة (algorithm) لتوليد البيانـات العشوائية لهذى التوزيـع وقـارنوا التوزيـع المقتـرح مـع كـل مـن (Kumaraswamy Fréchet، beta Fréchet، Weibull Fréchet، transmuted Fréchet)عن طريـق اسـتعمال المعـايير الاحصـائية (AIC – Cramér– von Mises – AICc – BIC)عنـد تـــطبيقه علـــى بيانـــات حقيقيـــة ،و اظهر التطبيق العملي التي قام به الباحثون ان التوزيـع المقترح أكثر مرونـة من توزيعـات أوقـات الحيـاة الأخـرى مثل Kumaraswamy Fréchet، beta Fréchet، Weibull Fréchet ، transmuted).

•**فــي عــام (2018) قــدم(Abouelmagd واخــرون)** [١١]فئـة جديـدة مـن توزيـع فريجـت الموسـع باســتعمال طريقـــة Burr X G-Family اطلـــق عليـــه BURR X FRÉCHET

DISTRIBUTION وتـم اشـتقاق بعـض الخصـائص الاحصـائية للتوزيـع، واسـتعمل و البـاحثون طريقة الامكان الاعظم (MLE) لتقدير المعلمات، وتم اجراء تجارب المحاكاة لدراسة وايجاد التحيز والمعيار الاحصائي متوسط مربع الخطأ (MSE) للمقدرات الناتجة عن طريقة التقدير. وطبق التوزيع الجديد على مجموعة من البيانات الحقيقية تضمنت ١٥٠ حالة مرضية مصابة بفايروس نقص المناعة البشرية. فكانت النتيجة ملائمة البيانات بالنسبة للتوزيع الجديد وتم مقارنة اداء التوزيع الجديد مع توزيعات اخرى وقد توصل الباحثون ان التوزيع المقترح مرن ومنافس جيد.

●**في عام(2019) قدمو (Nasiru, S, Mwita) ، وآخرون** [٢٥] بحثاً اقترحوا فيه توزيع Alpha Power Transformed Fréchet Distribution المعمم ذو ثلاثة معلمات الجديد الذي يتمتع بمزيد من المرونة في النمذجة للبيانات مع زيادة ونقصان لدالة معدل الخطورة، اذ تم اشتقاق العديد من الخصائص التوزيعية الاحصائية للتوزيع المقترح، وتم تقير معلمات التوزيع الغير المعرّفة وفق طريقة الامكان الاعظم ، كذلك اجريت تجربة المحاكاة لبيان افضلية طرائق التقدير بالاعتماد على المعيار الاحصائي (RMSE) الذي تم الاعتماد عليه في تفسير مخرجات البحث الحالي. تم تطبيق البحث على بينات حقيقية تضمنت اوقات البقاء، الساعات لتوضيح اهمية ومرونة التوزيع الجديد ،وتوصل الباحثون ان التوزيع منافس ممتاز ويحقق اكثر مرونة وسهولة التعامل معه بالمقارنة مع توزيعات اوقات الحياة الاخرى.

●**في عام (2020) بين الباحثان (El-Morshedy& Afify)**[١٧] مفهوم عائلة (The odd Chen generator of distributions) ، وبينا مكانة هذه التوزيعات في توفير طريق موحد للمشكلات التي تكون فيها البيانات المسجلة غير ناتجة عن تجربة غير مكررة وكذلك غير عشوائية،وهي تقنية جديدة لأضافة معالمات الى التوزيعات الكلاسيكية ، وكذلك وضح الباحثون كيفية إعمامها وتطبيقها على بعض التوزيعات الاحتمالية (التوزيع الاسي وتوزيع ويبل) اذ تم تقدير معلمات التوزيعات المقترحة باستعمال خمس طرائق تقدير ، ومن خلال استخدام المعيار الاحصائي متوسط مربعات الخطاء (MSE) توصل الباحثون الى المقدرالافضل بطريقة الإمكان الأعظم المستعملة لأنه يحقق اقل تباين من خلال تطبيق المعيار الاحصائي للمقدرات القياس للتوزيعات.

في عام (2021) قامت الباحثة (شهد شوكت) [٦] بتقدير معلمات ودالة المعولية لتوزيع فريجت(Fréchet Distribution) ، باستعمال اربع طرائق تقدير وهي كل من (طريقة الامكان الاعظم، وطريقة المربعات الصغرى ،وطريقة المقدر المقلص، وطريقة TOM)في ظل نظام معاينة

المجموعات المرتبة ، اذ قدرة الباحثة معلمات ودالة المعولية (Reliability) ومن ثم تم تطبيق اسلوب المحاكاة مونت-كارلو لتحديد افضلية الطرائق المستعملة عن طريق المقارنة بين افضلية طرائق التقدير المستعملة باستعمال المعيار الاحصائي متوسط مربعات الخطأ و مقدار التحيز، إذ وتوصلت الباحثة ان افضل طريقة للتقدير هي(طريقة المقدر المقلص) الذي تم تطبيقها على بيانات حقيقية تمثل اوقات الفشل للسيراميك الترميم للأسنان وبينت نتائج الجانب التطبيقي ملائمة طريقة المقدر المقلص مع البيانات الحقيقية الخاصة بأوقات الفشل للسيراميك الترميم للأسنان .

•في عام (2022) **تطرق الباحثان (الخالدي والعبادي)** [1] الى التوزيعات المختلطة اذ قدم الباحثان النموذج الاحتمالي المختلط(Fréchet –Gamma) ،اذ قاما باستعراض لأهم الخصائص الإحصائية للتوزيع المقترح المتمثلة بالعزم الرائي والعزم حول الوسط الحسابي ودالة البقاء والمخاطرة وتم استعمال الا سلوب البيزي والكلاسيكي بطريقة الامكان الاعظم لتقدير دالة البقاء للاشخاص المصابين بفايروس كرونا في محافظة كربلاء، وقد توصل الباحثان ان النموذج المقترح يمتاز بالدقه والشمولية والحداثة والمرنة في تمثيل بيانات الظواهر المدروسة.

اكمالا لدراسات السابقة ، فيما يتعلق بنظرية التوزيعات الموسعة واهميتها في وصف وتمثيل المشاهدات مقارنة بالتوزيعاتالاساسية الاحتمالية.

ونلحظ من خلال الدراسات السابقة وعلى حد علم الباحث قلة الدراسات العربية التي تناولت موضوع استخدام توسعة (Odd Chen Fréchet Distribution) للتوزيعات الاحتمالية وبذلك تكون هذه الدراسة استكمالً واضافة للجهود العلمية المبذولة من قبل الباحثين، وكذلك نلحظ من خلال الدراسات السابقة انها تناولت نظرية التوزيعات الموسعة في بناء توزيعات جديدة واكتفت بتقديرمعلمات التوزيع فقط ولم يتم التتطرق الى تقدير دالة البقاء، اذ مايميز هذه الرسالة هو استعمال نظرية التوزيعات الموسعة في بناء نموذج جديد وتقدير دالة البقاء للاشخاص المصابين بالفشل الكلوي من اجل الوقوف على درسة سلوك المرض وتزويد الجهات ذات العلاقة بمعلومات وافية عنه.

الفصل الثاني

الجانب النظري

(1-2)تمهيد:

سنقوم في هذا الفصل على توضيح بعض المفاهيم الرئيسية ذات العلاقة بموضوع الدراسة، وعرض نبذة عن توزيع فريجت (**Fréchet Distribution**) ذي المعلمتين (α، θ) وإيضاح كيفية استخدام نظرية التوزيعات المركبة في بناء توزيع احتمالي جديد مركب نطلق عليه توزيع (**Odd Chene Fréchet Distribution**) ذو اربع معلمات ($\alpha, \beta, \gamma, \theta$)، ودراسة بعض خصائص الاحصائية وطرائق التقدير المستعملة التي تمثلت (طريقة الامكان الاعظم(MLE)، وطريقة المربعات الصغرى الموزونة (Weighted squares method)، طريقة كريمر فون مايسز (Cramer-VonMises Minimum، وطريقة المقدرات التجزئية لتقدير معلماته ودالة البقاء .

(2-2) بعض المفاهيم الاساسية (Basic concepts):

(1-2-2)التوزيعات المركبة (Compound Distribution): [١٨]

تؤدي التوزيعات الأحتمالية دورا هاما للغاية في معظم الحالات الناشئة في مجالات عملية مختلفة مثل الابحاث المتعلقة الطب الحيوي العلوم الهندسية والعديد من المجالات الاخرى، وتنشاء التوزيعات من التوزيعات الاصلية وفي، هذه الدراسة تم استخدام عائلة (The Odd Chen Family Generator) تم اكتشاف هذه القاعدة لأول مرة من قبل العالم (El-Morshedy and all) عام (٢٠٢٠)، كقاعدة لاقتراح التوزيعات الاحتمالية التي تمتاز بانها توزيعات ذات مرونة ودقة عالية في تمثيل البيانات الإحصائية كونها تمتاز باكبر عدد من المعلمات مقارنة بالتوزيعات الاحتمالية الموجودة ويمكن أن نوضح هذه القاعدة التالية:

$$f(x,\alpha,\beta,\tau)=\frac{\alpha\beta G(x,\tau)^{\beta-1}g(x,\tau)}{[1-G(x,\tau)\,]^{\beta+1}}\left[e^{\left[\frac{G(x,\tau)}{1-G(x,\tau)}\right]^{\beta}}\right]e^{-\alpha\left[e^{\left[\frac{G(x,\tau)}{1-G(x,\tau)}\right]^{\beta}}-1\right]} \qquad (1-2)$$

اذ ان:

$G(x,\tau)$تمثل دالة توزيع تراكمية للتوزيع الاحتمالي المراد استعماله في عملية البنا.

$g(x,\tau)$: تمثل دالة الكثافة الاحتمالية للتوزيع المراد استعماله في عملية البناء.

$\beta\alpha$:تمثل متجه معلمات التوزيع.

وبذلك تكون الصيغة النهائية لدالة التوزيع التراكمي التي سوف تعتمد في هذه الدراسة لدالة التوزيع الاحتمالي المركب على النحو الاتي:

$$F(x,\alpha,\beta,\tau) = 1 - e^{-\alpha\left[e^{\left[\frac{G(x,\tau)}{1-G(x,\tau)}\right]^{\beta}}-1\right]} \qquad (2-2)$$

اذ ان:

$G(x,\tau)$تمثل دالة توزيع تراكمية للتوزيع الاحتمالي

(2-2-2)دالة البقاء (Survival function) : [5,6]

أحد الا ساليب الاساسية في علم الإحصاء هو تحليل البقاء (Survival function)على قيد الحياة، الذي يصف الموت في الكائنات الحية والفشل في لأنظمة والمكائن إضافة الى ان استخداماتها في الجانب الحياتي والجانب الطبي كظهور مرض معين وكذلك الاستجابة الى العلاج معين ، اذ ان ($x > 0$) ، وغالبا ما يرمز لدالة البقاء بالرمز S(t)، اي ان دالة البقاء$S(t)$ دالة احتمالية محصورة بين الصفر والواحد الصحيح ويكون التعريف الرياضي على النحو الاتي:

$$S(x) = Pr\,(X > x) = \int_{x}^{tMax} p(x)\ dx \ \ ; x \in (0,t) \qquad (3-2)$$

اذ ان:

P(x): متغير عشوائي موجب دائما يمثل زمن البقاء على قيد الحياة في المدة الزمنية (0, t).

tMax: يمثل زمن الاشتغال وهو اكبر او يساوي صفراً($x \geq 0$).

ومن خصائص دالة البقاء (Survival function):

انها ستكون موجبة ،مستمرة، متناقصة مع الزمن ورتيبة لجميع قيم X فضلا عن كون دالةالبقاء دالة احتمالية محصورة بين الصفر والواحد الصحيح ، فاذا كانت S(t)=0 وغالبا ما نفترض ان $S(0) = 1$ أي ان احتمال بقاء الفرد (المصاب)على قيد الحياة في الزمن (0) مساوي الى الواحد الصحيح اي ان لو كانت الدراسة تخص مدتي$x_1.x_2$ وأن $x_2 > x_1$ وهذا يعني دالة البقاء لمدة x_1 هي اكبر من دالة البقاء للمدة x_2 ويمكن التعبير عنها رياضيا كما يأتي:

$$\int_{x_1}^{x_2} f(\mu)d\mu \geq 0$$

ويمكن اعادة كتابة المعادلة بالصيغة التالية

$$\int_0^{x_2} f(\mu)d\mu - \int_0^{x_1} f(\mu)d\mu \geq 0$$

$$= F(x_2) - F(x_1) \geq 0$$

وبما ان $F\ (x) \ = 1 - s(x)$

$$= 1 - s(x_2) - (1 - s(x_1) \geq 0$$

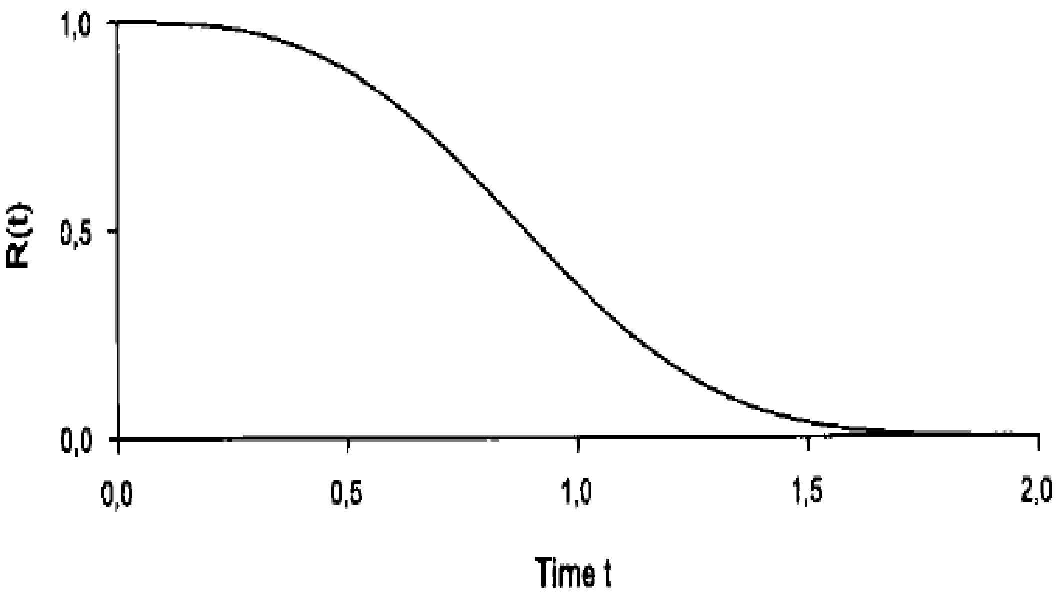
$$= 1 - s(x_2) - 1 + s(x_1) \geq 0$$

$$= s(x_1) - s(x_2) \geq 0$$

$$s(x_1)) \geq s(x_2)$$

وهذا يعني $x_1 \text{ if } > x_2$ $S(x1) \leq S(x2)$ أي ان دالـة البقـاء هـي دالـة احتماليـة موجبـه رتبيـه متناقصة ويمكن ان تكون مستقرة على خط مستقيم لجميع قيم المتغيرات العشوائية.

والشكل $(2-1)$الـذي يمثـل المنحنـي العـام لدالـة البقـاء اذ ان الحـور العمـودي يمثـل قيمـة دالـة البقاء$S(x)$ وان المحور الافقي يمثل وقت البقـاء (x) ومـن خـلال الشـكل يتبـين ان قيمـة دالـة البقـاء يتناسب عكسيا مع الزمنx.



الشكل (٢-١) المنحني العام لدالة البقاء

المصدر:(٥)

(3-2-2) الدوال المرتبطة بدالة البقاء (دوال الفشل Failure Functions):

(2 -2-3-1) دالة الكثافة الاحتمالية (Probability Density function): [٢،٥]

تمثل احتمال فشل الوحدة التجريبية في المدة $(x,x+\Delta x)$

اذ ان :

Δx :تمثل التغير في قيمة المتغير العشوائي x ، وتسمى احيانا معدل الفشل اللاشرطية.

اما دالة الكثافة الاحتمالية والتي يرمز لها $f(t)$ ويمكن التعبير عنها كالاتي:

$$f(x) = \lim_{\Delta t \to 0} \frac{pr[x<X<x+\Delta x]}{\Delta t} \quad , \quad x \geq 0,\ \Delta x_i = x_i - x_{i-1}$$

ولدالة الكثافة الاحتمالية خصائص هي :

- $f(t)$ غير سالبة : $f(x) \geq 0$, for all xt.
- المساحة تحت منحنى $f(x)$ مساوية دائما الى الواحد الصحيح اي ان :

$$\int_0^\infty f(x)dx = 1$$

وبالامكان حساب احتمال حدوث الفشل للمدة $(x,x+\Delta x)$ من الآتي

$$pr[x \leq X \leq x+\Delta x] = \int_x^{x+\Delta x} f(u)du$$

(2-2-3-2)دالة الكثافة التجميعية (cumulative Densety function): [٢،٧]

وهي دالة تمثل احتمال موت الكائن قبل حدوث الحدث وتسمى بدالة توزيع وقت الحياة و ، هي دالة مكملة لدالة البقاءليكن (X) هو وقت ظهور الحدث (الموت) ، وهو متغير عشوائي مستمر لديه دالة كثافة احتمالية (probability density function) يرمز لها $f(u)$ ودالة التوزيع التراكمية للفشل لها (cumulative distribution function) ويعبر عنها $F(t)$ حيث ان :-

$$F(x) = pr(X \leq x)$$

اذ ان: x يمثل الوقت حتى حدوث الفشل

$$F(x) = \int_0^x f(\mu)d\mu$$

$$F(x) = 1 - pr(X > x)$$

$$F(x) = 1 - S(x)$$

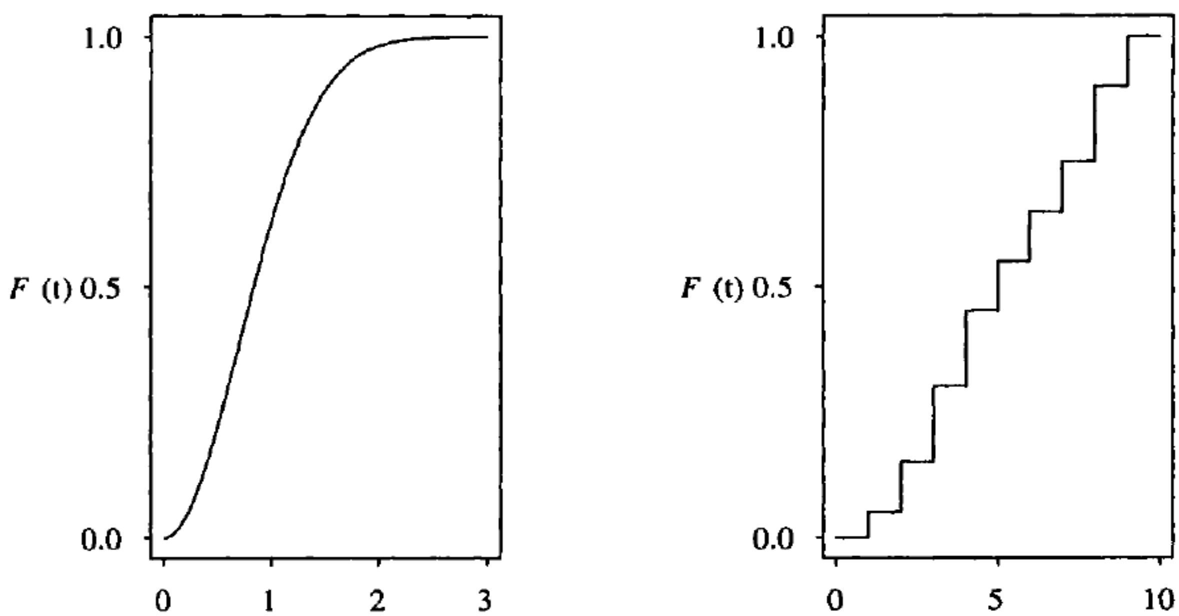
اذ تمثل $f(\mu)$ دالة الكثافة الاحتمالية للفشل عند لزمن xt.

وان دالة الكثافة التجمعية عدد من خصائص:

١-تكون دالة رتيبة متزايدة مع الزمن اذ ان قيمتها عند الزمن الصفري (x=0) تكون اقل مايمكن تساوي صفراً (0) ثم تبدا قيمتها بالتزايد تدريجيا كلما تقدم الزمن او عمل الماكنة الى ان تقترب من الواحد الصحيح بمعنى تصبح عند اكبر زمن (max t) لعمر الفرد تساوي واحداً.

٢-هي قيمتها دائما موجبة بين الصفر والواحد الصحيح وبمعنى آخر $(0 \leq F(x) \leq 1)$.

والشكل (٢-٢) يوضح دالة الكثافة التجميعيةبشكل عام للتوزيعات المستمرة والمتقطعة .



التوزيعات المتقطعة التوزيعات المستمرة

الشكل (٢-٢) دالة الكثافة التجميعية للتوزيعات المستمرة والمتقطعة

المصدر:(٧)

(3-2)توزيع فريجت (Fréchet Distribution): [٦,٩,٢٠,٢٣]

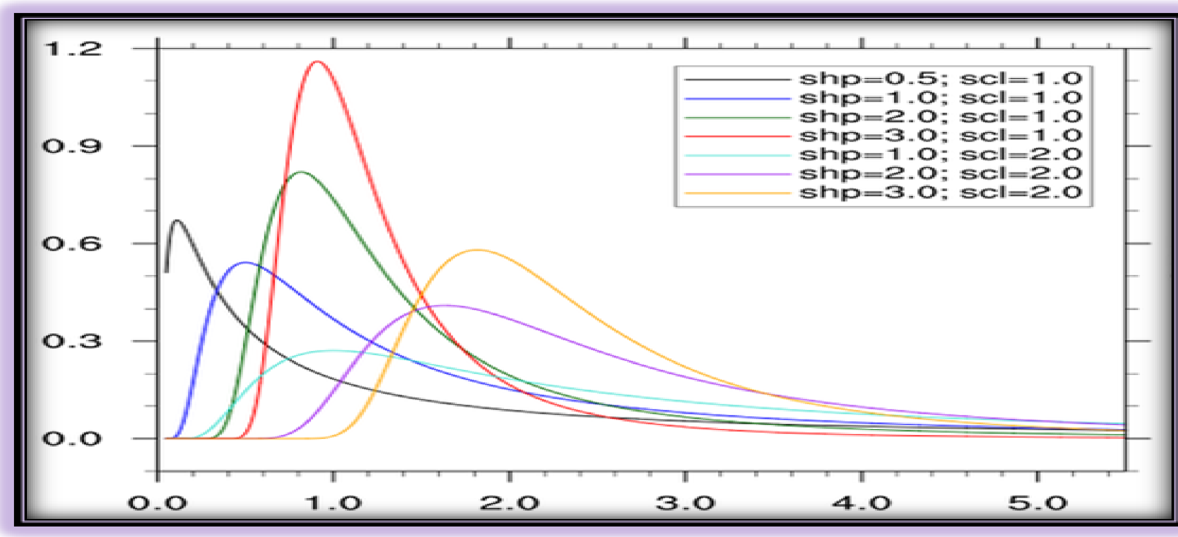
تم تقديم توزيع فريجت لاول مره من قبل العالم الفرنسي موريس فريشيت (١٩٧٣). وهو التوزيع العكسي لتوزيع ويبل الذي شاع استعماله لنمذجة وتحليل العديد من الظواهر الطبيعية مثل الزلازل والفيضانات، وسقوط الامطار، والتيارات البحرية وسرعة الرياح. اما من الجانب التطبيقي فانه استعمل في تحليل ونمذجة السلوك الاحصائي للمواد الهندسية وقياس معدلات الفشل المرتبطة ارتباطاً وثيقاً بدراسة دوال الفشل ، وقد قام العديد من الباحثون بأجراء دراسات عن هذا التوزيع وتقدير المعلماته وفق طرائق التقدير المختلفة. وذلك باضافة معلمات جديدة الى التوزيع للحصول على دوال لتوزيعات جديدة تكون اكثر دقة ومرونة حال تم تطبيقها على بيانات حقيقية. دالة الكثافة الاحتمالية لتوزيع فريجت (pdf) :

$$f(x,\gamma,\theta) = \frac{\gamma}{\theta}\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma+1} e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}} \qquad ; x,\gamma,\theta > 0 \qquad \textbf{(4-2)}$$

إذ أن: $\theta > 0$:معلمة الشكل Shape Parameter

$\lambda > 0$:معلمة القياس Scale Parameter

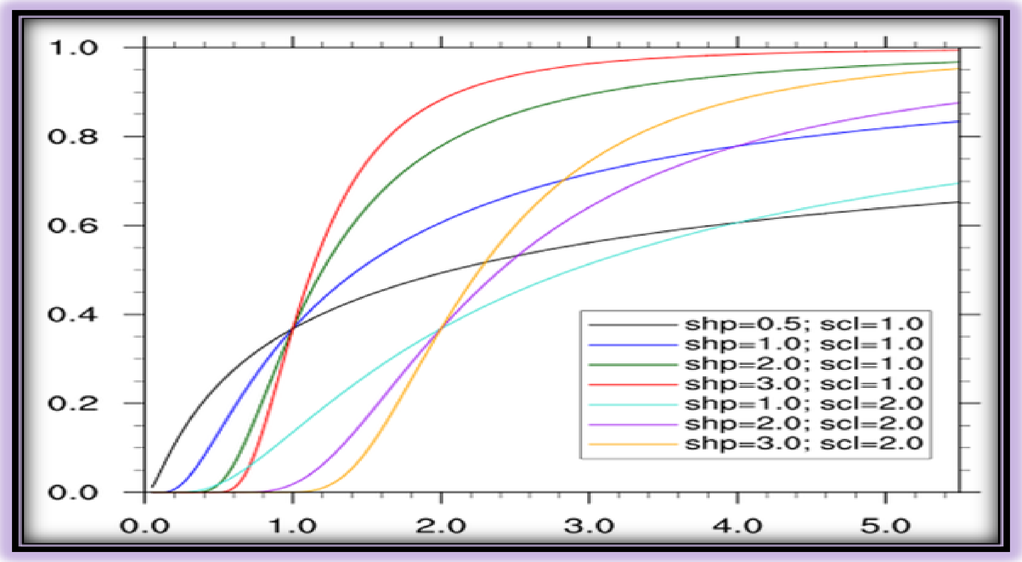
وان الشكل (٢-3) ادناه يوضح دالة الكثافة الاحتمالية لتوزيع فريجت(Distribution Fréchet) باستعمال قيم افتراضية مختلفة للمعلمات



الشكل (٢-3) دالة الكثافة الاحتمالية لتوزيع فريجت (Fréchet Distribution) [٦]

والدالة التجميعية لتوزيع فريجت (CDF):

$$F(x) = e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\lambda}} \qquad x > 0 \qquad (5-2)$$



الشكل (٢-4) دالة الكثافةالتجميعية لتوزيع فريجت (Fréchet Distribution) [٦]

(4-2) التوزيع المقترح (The Odd Chen Fréchet Distribution):

يتم الحصول على دالة الكثافة الاحتمالية للتوزيع المقترح **Probability density** function **(Pdf)** لتوزيع **(The Odd Chen Frecht eDistribution)** باستعمال الصيغة المعرفة بالمعادلة (٢-1) وعند تعويض دالة الكثافة الاحتمالية لتوزيع فريجت (Fréchet Distribution) $f(x,\gamma,\theta)$ المعرفة في المعادلة (٢-4)، و $F(x,\gamma,\theta)$ الذي نحصل عليه بالرجوع للمعادلة (٢-5) فنحصل على الدالة الاحتمالية الجديدةللتوزيع المقترح (The Odd Chen FrecheDistribution) كما في الصيغة الاتي:

$$f(x,\alpha,\beta,\tau) = \frac{\alpha\beta G(x,\tau)^{\beta-1} g(x,\tau)}{[1-G(x,\tau)\,]^{\beta+1}} \left[e^{\left[\frac{G(x,\tau)}{1-G(x,\tau)}\right]^{\beta}}\right] e^{-\alpha\left[e^{\left[\frac{G(x,\tau)}{1-G(x,\tau)}\right]^{\beta}}-1\right]}$$

$$f(x,\alpha,\beta,\gamma,\theta)=\frac{\alpha\beta\left[e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}\right]^{\beta-1}\frac{\gamma}{\theta}\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma+1}\left(e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}\right)^{\beta-1}}{\left[1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}\right]^{\beta+1}}\left[e^{\left[\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right]^{\beta}}\right]e^{-\alpha\left[e^{\left[\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right]^{\beta}}-1\right]}$$

ولاثبات الصيغة (٢-١) دالة احتمالية

$$\int_0^{\infty} f(x,\alpha,\beta,\gamma,\theta)=1$$

$$\int_0^{\infty}\frac{\alpha\beta\left(e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}\right)^{\beta-1}\frac{\gamma}{\theta}\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma+1}\left(e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}\right)^{\beta-1}}{\left(1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}\right)^{\beta+1}}e^{\left(\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right)^{\beta}}e^{-\alpha\left(e^{\left(\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right)^{\beta}}-1\right)}dx$$

$$u=\left(\frac{\theta}{x}\right),\quad x=\left(\frac{\theta}{u}\right),dx=-\frac{\theta}{u^2}du$$

$$\int_0^{\infty}\frac{\frac{\alpha\beta\gamma}{\theta}(u)^{\gamma+1}\left[e^{-u^{\gamma}}\right]^{\beta-1}}{\left[1-e^{-u^{\gamma}}\right]^{\beta+1}}e^{\left(\frac{e^{-u^{\gamma}}}{1-e^{-u^{\gamma}}}\right)^{\beta}}e^{-\alpha\left(e^{\left(\frac{e^{-u^{\gamma}}}{1-e^{-u^{\gamma}}}\right)^{\beta}}-1\right)}\left(-\frac{\theta}{u^2}\right).du$$

نلاحظ ان التكامل أعلاه هو عبارة عن دالة اسية ومشتقتها علية لإجراء التكامل تهمل مشتقة الدالة الاسية ونكامل

عليه يكون المقدار $-\frac{\alpha\beta\gamma(u)^{\gamma-1}\left(e^{-u^{\gamma}}\right)^{\beta-1}}{\left(1-e^{-u^{\gamma}}\right)^{\beta+1}}e^{\left(\frac{e^{-u^{\gamma}}}{1-e^{-u^{\gamma}}}\right)^{\beta}}$ هو مشتقة الدالة الاسية فأن :

$$\int_0^{\infty}-\frac{\alpha\beta\gamma(u)^{\gamma-1}\left(e^{-u^{\gamma}}\right)^{\beta-1}}{\left(1-e^{-u^{\gamma}}\right)^{\beta+1}}e^{\left(\frac{e^{-u^{\gamma}}}{1-e^{-u^{\gamma}}}\right)^{\beta}}e^{-\alpha\left(e^{\left(\frac{e^{-u^{\gamma}}}{1-e^{-u^{\gamma}}}\right)^{\beta}}-1\right)}du$$

$$=\left[e^{-\alpha\left(e^{\left(\frac{e^{-u^{\gamma}}}{1-e^{-u^{\gamma}}}\right)^{\beta}}-1\right)}\right]_{0}^{\infty}$$

$$=\mathbf{e}^{-\boldsymbol{\alpha}\left(\mathbf{e}^{\left(\frac{\mathbf{e}^{-\infty}}{\mathbf{1-e^{-\infty}}}\right)^{\boldsymbol{\beta}}}-\mathbf{1}\right)}-\mathbf{e}^{-\boldsymbol{\alpha}\left(\mathbf{e}^{\left(\frac{\mathbf{e^{0}}}{\mathbf{1-e^{0}}}\right)^{\boldsymbol{\beta}}}-\mathbf{1}\right)}$$

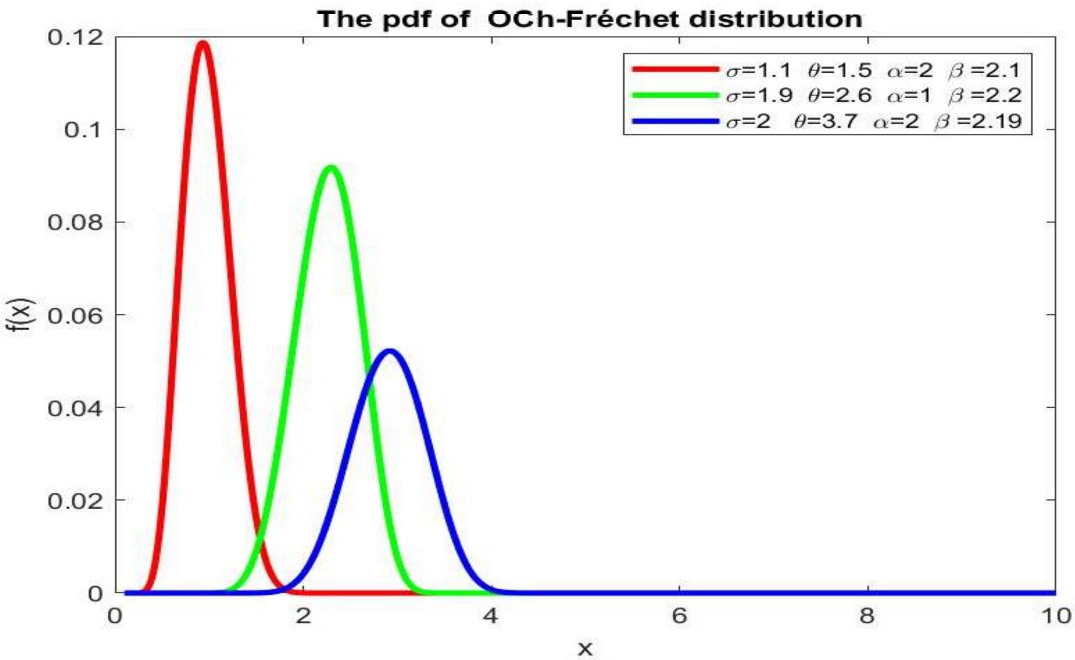
$$=\boldsymbol{e}^{-\boldsymbol{\alpha}(\boldsymbol{e}^{\mathbf{0}}-\mathbf{1})}-\boldsymbol{e}^{-\boldsymbol{\alpha}\left(\boldsymbol{e}^{\left(\frac{\mathbf{1}}{\mathbf{1-1}}\right)^{\boldsymbol{\beta}}}-\mathbf{1}\right)}$$

$$=\boldsymbol{e}^{-\boldsymbol{\alpha}[\mathbf{1-1}]}-\boldsymbol{e}^{-\boldsymbol{\alpha}\left(\boldsymbol{e}^{\left[\frac{\mathbf{1}}{\mathbf{0}}\right]^{\boldsymbol{\beta}}}-\mathbf{1}\right)}$$

$$=\boldsymbol{e}^{\mathbf{0}}-\boldsymbol{e}^{-\infty}$$

$$=1-0=1$$

والشكل (2-4) يوضح دالة الكثافة الاحتمالية Probability density function لتوزيع (The Odd Chen FrecheDistribution) باستعمال قيم افتراضية مختلفة للمعلمات.



الشكل (٢-٤) الدالةالاحتمالية (PDF) لتوزيع Odd Chen FrecheDistribution

(الرسم من عمل الباحث)

(2-4-1) دالة التوزيع التراكمية لتوزيع(The Odd Chen FrecheDistribution):

$$F\,(x,\alpha,\beta,\gamma,\theta)=\int_{0}^{x} \mathrm{f}(\mathrm{x},\alpha,\beta,\gamma,\theta)\mathrm{dx}$$

ويمكن الحصول على دالة التوزيع التراكمية التجميعية للتوزيع المقترح عند تعويض معادلة $(\mathbf{2}-\mathbf{5})$في المعادلة$(\mathbf{2}-\mathbf{2})$ وعليه تكون الدالة التراكمية للتوزيع المقترح

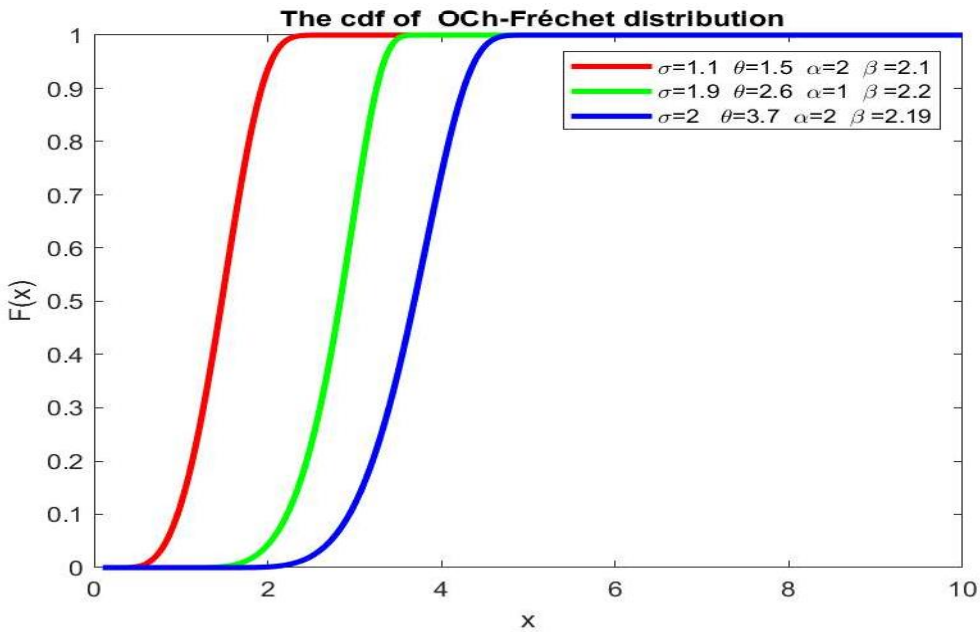
$$\mathrm{F}(\mathrm{x},\alpha,\beta,\gamma,\theta)=1-\mathrm{e}^{-\alpha\left(\mathrm{e}^{\left(\frac{\mathrm{e}^{-\left(\frac{\theta}{\mathrm{x}}\right)^{\gamma}}}{1-\mathrm{e}^{-\left(\frac{\theta}{\mathrm{x}}\right)^{\gamma}}}\right)^{\beta}}-1\right)} \qquad (\mathbf{7}-\mathbf{2})$$

وكذلك يمكن كتابتها بالصيغة الاتية :

$$F(x,\alpha,\beta,\gamma,\theta) = 1 - \mathrm{Exp}\left(-\alpha\left(\left(\mathrm{Exp}\left(e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}} - 1\right)^{-\beta}\right) - 1\right)\right) \qquad (\mathbf{8-2})$$

والصيغة (٢-٧) هي الدالة التراكمية (CDF) للتوزيع المقترح.

وان الشكل (٢-٥) ادناه يوضح الدالة التراكمية (c.d.f) لتوزيع The Odd Chen FrecheDistribution) باستعمال قيم افتراضية مختلفة للمعلمات:



الشكل (٢-٥) الدالة التراكمية (CDF) لتوزيع Odd Chen FrecheDistribution

(الرسم من عمل الباحث)

(2-4-2) دالةالبقاء لتوزيع(The Odd Chen FrecheDistribution) :

استعمال الصيغة (٢-٣) لايجاد دالة البقاء The Odd Chen FrecheDistribution):

$$S(x,\alpha,\beta,\gamma,\theta) = 1 - F(x,\alpha,\beta,\gamma,\theta)$$

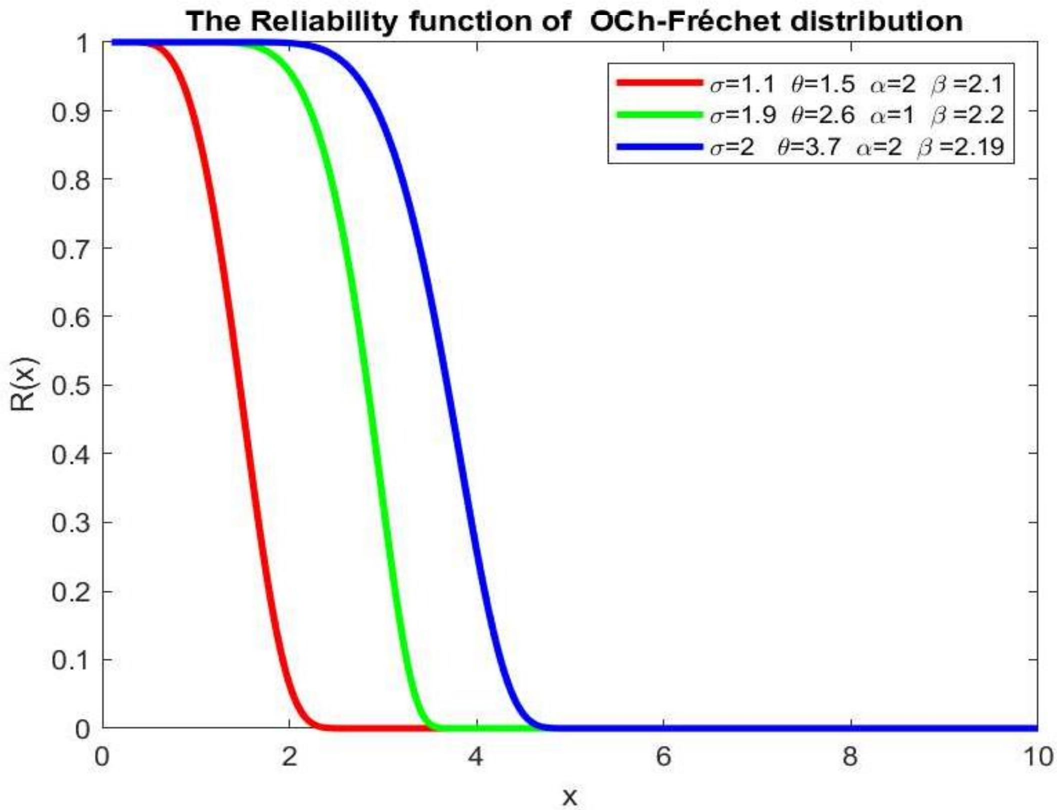
تعويض دالة $F\,(x,\alpha,\beta,\gamma,\theta)$ حسب الصيغة (٢-٣)

$$S(x,\alpha,\beta,\gamma,\theta) = 1 - \left(1 - \mathrm{Exp}\left(-\alpha\left(\left(\mathrm{Exp}\left(e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}} - 1\right)^{-\beta}\right) - 1\right)\right)\right)$$

$$S(x,\alpha,\beta,\gamma,\theta)=\mathrm{Exp}\left(-\alpha\left(\left(\mathrm{Exp}\left(e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}-1\right)^{-\beta}\right)-1\right)\right)\quad(9-2)$$

والصـــيغة (2-9) هـــي دالـــة البقـــاء S(t) لتوزيـــع لتوزيـــع The Odd Chen FrecheDistribution) باستعمال قيم افتراضية مختلفة للمعلمات:

وان الشـــكل (٢-٦) ادنـــاه يوضـــح دالـــة البقـــاء لتوزيـــع The Odd Chen FrecheDistribution)



الشكل (٢-٦) دالة المعولية لتوزيع (Odd Chen FrecheDistributio)

(الرسم من عمل الباحث)

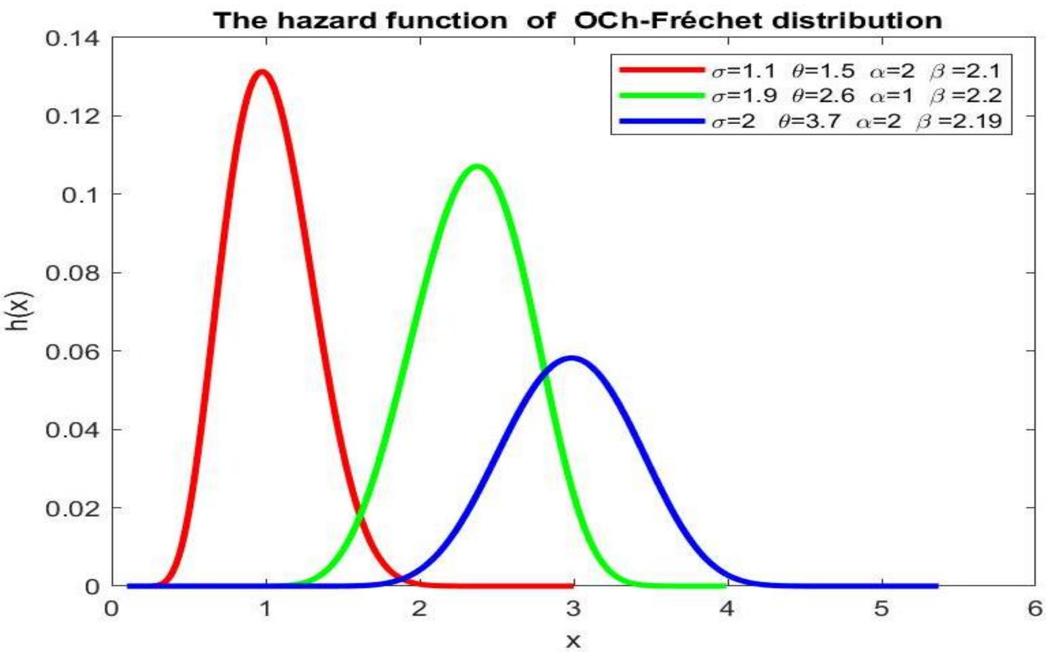
(3-4-2) دالةالمخاطرة لتوزيع(The Odd Chen FrecheDistribution):

اســـتعمال الصـــيغة (٢-٣) لايجـــاد دالـــة المخـــاطرة لتوزيـــع(The Odd Chen FrecheDistribution):

$$h(x,\alpha,\beta,\gamma,\theta)=\frac{f(x,\alpha,\beta,\gamma,\theta)}{s(x,\alpha,\beta,\gamma,\theta)}$$

$$h(x,\alpha,\beta,\gamma,\theta)\frac{\dfrac{\alpha\beta\left(e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}\right)^{\beta-1}\ \frac{\gamma}{\theta}\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma+1}\ e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{\left(1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}\right)^{\beta+1}}\,e^{\left(\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right)^{\beta}}\,e^{-\alpha\left(e^{\left(\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right)^{\beta}}-1\right)}}{\mathrm{Exp}\left(-\alpha\left(\left(\mathrm{Exp}\left[e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}-1\right]^{-\beta}\right)-1\right)\right)}\qquad(10-2)$$

وان الشكل (٢-٧) ادناه يوضح دالة المخاطرة لتوزيع The Odd Chen FrecheDistribution)



الشكل (٢-٧) دالة المخاطرة لتوزيع (Odd Chen FrecheDistributio)

(الرسم من عمل الباحث)

(2-4-4) خصائص توزيع (The Odd Chen FrecheDistribution) :

(2-4-4-1) العزم حول نقطة الاصل:

$$\mu_r' = E(x^r) = \int_0^\infty x^r f(x,\alpha,\beta,\gamma,\theta).\,dx$$

$$E(x^r) = \int_0^\infty x^r \left(\begin{array}{c} \sum_{i=1}^\infty \sum_{j=0}^i \sum_{k,m=0}^\infty \frac{(-1)^{i+j}\alpha^i (i-j)^k \Gamma k\beta+m}{i!k!m!\Gamma k\beta} \\ \binom{i}{j}\frac{\gamma(k\beta+m)}{\theta}\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma+1} e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^\gamma}\left[e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^\gamma}\right]^{k\beta+m-1} \end{array} \right) dx$$

$$\boldsymbol{c} = \left(\begin{array}{c} \sum_{i=1}^\infty \sum_{j=0}^i \sum_{k,m=0}^\infty \frac{(-1)^{i+j}\alpha^i (i-j)^k \Gamma k\beta+m}{i!\,k!\,m!\,\Gamma k\beta} \\ \binom{i}{j}\frac{\gamma(k\beta+m)}{\theta} \end{array} \right)$$

$$E(x^r) = c\int_{\mathbf{0}}^\infty \boldsymbol{x^r \left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma+1} e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^\gamma}\left[e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^\gamma}\right]^{k\beta+m-1} dx}$$

$$\text{let} u = \left(\frac{\theta}{x}\right)^\gamma, \frac{\theta}{x} = u^{-\gamma},\;\; x = \theta u^\gamma, dx = \theta\gamma\, u^{\gamma-1}du$$

$$E(x^r) = c\int_0^\infty (\theta u^\gamma)^r u\, u^{-\gamma}\, e^{-u}[e^{-u}]^{k\beta+m-1}\theta\gamma\, u^{\gamma-1}du$$

$$E(x^r) = c\theta^{r+1}\gamma\int_0^\infty (u^\gamma)^r\, u^{1-\gamma}\, e^{-u}[e^{-u}]^{k\beta+m-1}\, u^{\gamma-1}du$$

$$E(x^r) = c\theta^{r+1}\gamma\int_0^\infty (u^\gamma)^r\, (e^{-u})[e^{-u}]^{k\beta+m-1}\, du$$

$$E(x^r) = c\theta^{r+1}\gamma\int_0^\infty (u^\gamma)^r\, [e^{-u}]^{k\beta+m}\, du$$

$$E(x^r) = c\theta^{r+1}\gamma\left[\frac{\Gamma 1+r\gamma}{(m+k\beta)^{1+r\gamma}}\right]$$

وعليه فان الصيغة النهائية للعزم الرائي يكون كالآتي:

$$E(x^r)=\bar{\mu}_r=\begin{pmatrix}\sum_{i=1}^{\infty}\ \sum_{j=0}^{i}\ \sum_{k,m=0}^{\infty}\ \frac{(-1)^{i+j}\alpha^i(i-j)^k\Gamma k\beta+m}{i!\,k!\,m!\,\Gamma k\beta}\\ \binom{i}{j}\frac{\gamma^2(k\beta+m)}{\theta}\left(\theta^{r+1}\right)\left(\frac{\Gamma 1+r\gamma}{(m+k\beta)^{1+r\gamma}}\right)\end{pmatrix} \qquad (11-2)$$

الصيغة (٢-١٠) تمثل الصيغة العامة للعزم حول نقطة الاصل وللحصول على العزم الاول (الوسط الحسابي) والثاني والثالث والرابع نعوض عن r بالقيم (1,2,3,4) على الترتيب وعلى النحو الاتي:

$$\mu_1'=Ex=\begin{pmatrix}\sum_{i=1}^{\infty}\ \sum_{j=0}^{i}\ \sum_{k,m=0}^{\infty}\ \frac{(-1)^{i+j}\alpha^i(i-j)^k\Gamma k\beta+m}{i!k!m!\Gamma k\beta}\\ \binom{i}{j}\gamma^2(k\beta+m)\left(\theta^1\right)\left[\frac{\Gamma 1+\gamma}{(m+k\beta)^{1+\gamma}}\right]\end{pmatrix} \qquad (12-2)$$

$$\mu_2'=Ex^2=\begin{pmatrix}\sum_{i=1}^{\infty}\ \sum_{j=0}^{i}\ \sum_{k,m=0}^{\infty}\ \frac{(-1)^{i+j}\alpha^i(i-j)^k\Gamma k\beta+m}{i!k!m!\Gamma k\beta}\\ \binom{i}{j}\gamma^2(k\beta+m)\left(\theta^2\right)\left[\frac{\Gamma 1+2\gamma}{(m+k\beta)^{1+2\gamma}}\right]\end{pmatrix} \qquad (13-2)$$

$$\mu_3'=Ex^3=\begin{pmatrix}\sum_{i=1}^{\infty}\ \sum_{j=0}^{i}\ \sum_{k,m=0}^{\infty}\ \frac{(-1)^{i+j}\alpha^i(i-j)^k\Gamma k\beta+m}{i!k!m!\Gamma k\beta}\\ \binom{i}{j}\gamma^2(k\beta+m)\left(\theta^3\right)\left[\frac{\Gamma 1+3\gamma}{(m+k\beta)^{1+3\gamma}}\right]\end{pmatrix} \qquad (14-2)$$

$$\mu_4'=Ex^4=\begin{pmatrix}\sum_{i=1}^{\infty}\ \sum_{j=0}^{i}\ \sum_{k,m=0}^{\infty}\ \frac{(-1)^{i+j}\alpha^i(i-j)^k\Gamma k\beta+m}{i!k!m!\Gamma k\beta}\\ \binom{i}{j}\gamma^2(k\beta+m)\left(\theta^4\right)\left[\frac{\Gamma 1+4\gamma}{(m+k\beta)^{1+4\gamma}}\right]\end{pmatrix} \qquad (15-2)$$

(2-4-4-2) العزم حول الوسط الحسابي (العزوم المركزية- Central moments):

العزم المركزي او ما يسمى بالعزم حول الوسط الحسابي ويرمز له بالرمز (μ_r) وصيغته الرياضية تعطى بالشكل الآتي:

$$\mu_r=E(x-\mu)^r=\int_0^{\infty}(x-\mu)^r\ f(x,\alpha,\beta,\gamma,\theta)dx$$

$$=\int_0^{\infty}(x-\mu)^r\begin{pmatrix}\sum_{i=1}^{\infty}\ \sum_{j=0}^{i}\ \sum_{k,m=0}^{\infty}\ \frac{(-1)^{i+j}\alpha^i(i-j)^k\Gamma k\beta+m}{i!\,k!\,m!\,\Gamma k\beta}\\ \binom{i}{j}\frac{\gamma(k\beta+m)}{\theta}\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma+1}e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}\left(e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}\right)^{k\beta+m-1}\end{pmatrix}dx$$

$$c = \left(\begin{array}{c} \sum_{i=1}^{\infty} \ \sum_{j=0}^{i} \ \sum_{k,m=0}^{\infty} \ \frac{(-1)^{i+j}\alpha^{i}(i-j)^{k}\Gamma k\beta + m}{i!\,k!\,m!\,\Gamma k\beta} \\ \binom{i}{j}\frac{\gamma(k\beta+m)}{\theta} \end{array} \right)$$

وعليه فأن:

$$E(x-\mu)^{r} = C\int_{0}^{\infty}(x-\mu)^{r}\left(\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma+1} e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}\left(e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}\right)^{k\beta+m-1}\right)dx$$

$$u = \left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}, \frac{\theta}{x} = u^{-\gamma}, \ \ x = \theta u^{\gamma}, dx = \theta\gamma\, u^{\gamma-1}du$$

$$E(x-\mu)^{r} = C\int_{0}^{\infty}(\theta u^{\gamma}-\mu)^{r}\ \left((u)(u^{-\gamma})e^{-u}[e^{-u}]^{k\beta+m-1}\right).\theta\gamma\, u^{\gamma-1}\, du$$

$$E(x-\mu)^{r} = \gamma C(\theta^{r+1})\int_{0}^{\infty}\left(u^{\gamma}-\frac{\mu}{\theta}\right)^{r} e^{-u}(e^{-u})^{k\beta+m-1}\ .du$$

وباستعمال نظرية ثنائي الحدين $(x-\mu)^{r} = \sum_{j=0}^{r} C_{j}^{r}(x)^{j}(-\mu)^{r-j}$ تكون الصيغة المذكورة آنفاً بالشكل:

$$E(x-\mu)^{r} = \gamma C(\theta^{r+1})\ \int_{0}^{\infty}\sum_{j=0}^{r}\binom{r}{j}(u^{\gamma})^{j}\ \left(-\frac{\mu}{\theta}\right)^{r-j}\ \left(e^{-u}(e^{-u})^{k\beta+m-1}\right).du$$

$$E(x-\mu)^{r} = \gamma C(\theta^{r+1})\ \sum_{j=0}^{r}\binom{r}{j}\ \ \left(-\frac{\mu}{\theta}\right)^{r-j}\int_{0}^{\infty}(u^{\gamma})^{j}\ \left(e^{-u}(e^{-u})^{k\beta+m-1}\right).du$$

$$E(x-\mu)^{r} = \gamma C(\theta^{r+1})\ \sum_{j=0}^{r}\binom{r}{j}\ \ \left(-\frac{\mu}{\theta}\right)^{r-j}\frac{\Gamma 1+rj}{(k\beta+m)^{1+rj}}$$

وعليه تكون صيغة العزوم المركزية حول الوسط الحسابي بالصيغة الآتية:

$$E(x-\mu)^{r} = \left(\begin{array}{c} \sum_{i=1}^{\infty} \ \sum_{j=0}^{i} \ \sum_{k,m=0}^{\infty} \ \frac{(-1)^{i+j}\alpha^{i}(i-j)^{k}\Gamma k\beta + m}{i!\,k!\,m!\,\Gamma k\beta} \\ \binom{i}{j}\frac{\gamma(k\beta+m)\gamma(\theta^{r+1})}{\theta}\sum_{j=0}^{r}\binom{r}{j}\ \ \left(-\frac{\mu}{\theta}\right)^{r-j}\frac{\Gamma 1+rj}{(k\beta+m)^{1+rj}} \end{array} \right) \quad (15-2)$$

عندما r=2

$$E(x-\mu)^2=\left(\begin{array}{c}\sum_{i=1}^{\infty}\ \sum_{j=0}^{i}\ \sum_{k,m=0}^{\infty}\ \sum_{j=0}^{r}\ \frac{(-1)^{i+j}\alpha^{i}(i-j)^{k}\Gamma k\beta+m}{i!\,k!\,m!\,\Gamma k\beta}\\ \binom{i}{j}\gamma^{2}(k\beta+m)(\theta^{r})\left(\binom{2}{j}(\theta^{2})\ \left(-\frac{\mu}{\theta}\right)^{2-j}\frac{\Gamma 1+2j}{(k\beta+m)^{1+2}}\right)\end{array}\right)$$

وللحصول وعليه فأن صيغة التباين تكون بالشكل التالي :

$$\sigma^2=\left(\begin{array}{c}\sum_{i=1}^{\infty}\ \sum_{j=0}^{i}\ \sum_{k,m=0}^{\infty}\ \sum_{j=0}^{r}\ \frac{(-1)^{i+j}\alpha^{i}(i-j)^{k}\Gamma k\beta+m}{i!k!m!\Gamma k\beta}\\ \binom{i}{j}\gamma^{2}(k\beta+m)(\theta^{r})\left[\binom{2}{j}(\theta^{2})\ \left(-\frac{\mu}{\theta}\right)^{2-j}\frac{\Gamma 1+2j}{(k\beta+m)^{1+2}}\right]\end{array}\right)\qquad(16-2)$$

$$\text{StandardDeviation}=\sigma=\sqrt{\left(\begin{array}{c}\sum_{i=1}^{\infty}\ \sum_{j=0}^{i}\ \sum_{k,m=0}^{\infty}\ \sum_{j=0}^{r}\ \frac{(-1)^{i+j}\alpha^{i}(i-j)^{k}\Gamma k\beta+m}{i!\,k!\,m!\,\Gamma k\beta}\\ \binom{i}{j}\gamma^{2}(k\beta+m)(\theta^{r})\left[\binom{2}{j}(\theta^{2})\ \left(-\frac{\mu}{\theta}\right)^{2-j}\frac{\Gamma 1+2j}{(k\beta+m)^{1+2}}\right]\end{array}\right)}$$

(١٧-٢)

عندما r=3

$$\mu_3=\mathbf{E(x-\mu)^3}=\left(\begin{array}{c}\sum_{i=1}^{\infty}\ \sum_{j=0}^{i}\ \sum_{k,m=0}^{\infty}\ \sum_{j=0}^{3}\ \frac{(-1)^{i+j}\alpha^{i}(i-j)^{k}\Gamma k\beta+m}{i!\,k!\,m!\,\Gamma k\beta}\\ \binom{i}{j}\gamma^{2}(k\beta+m)(\theta^{3})\left[\binom{3}{j}(\theta^{3})\ \left(-\frac{\mu}{\theta}\right)^{3-j}\frac{\Gamma 1+3j}{(k\beta+m)^{1+3j}}\right]\end{array}\right)$$

عندما r=4

$$\mathbf{E(x-\mu)^4}=\left(\begin{array}{c}\sum_{i=1}^{\infty}\ \sum_{j=0}^{i}\ \sum_{k,m=0}^{\infty}\ \sum_{j=0}^{4}\ \frac{(-1)^{i+j}\alpha^{i}(i-j)^{k}\Gamma k\beta+m}{i!\,k!\,m!\,\Gamma k\beta}\\ \binom{i}{j}\gamma^{2}(k\beta+m)(\theta^{4})\left[\binom{4}{j}(\theta^{4})\ \left(-\frac{\mu}{\theta}\right)^{4-j}\frac{\Gamma 1+4j}{(k\beta+m)^{1+4j}}\right]\end{array}\right)$$

(2-4-4-٣) معامل الاختلاف (Coefficients of Variation): [١٨]

$$C.V=\frac{\sigma}{\mu}*100$$

$$C.V=\frac{\sqrt{\begin{pmatrix}\sum_{i=1}^{\infty}\ \sum_{j=0}^{i}\ \sum_{k,m=0}^{\infty}\ \sum_{j=0}^{2}\ \frac{(-1)^{i+j}\alpha^{i}(i-j)^{k}\Gamma k\beta+m}{i!k!m!\Gamma k\beta}\\ \binom{i}{j}\gamma^{2}(k\beta+m)(\theta^{r})\left[\binom{2}{j}(\theta^{2})\left(-\frac{\mu}{\theta}\right)^{2-j}\frac{\Gamma 1+2j}{(k\beta+m)^{1+2}}\right]\end{pmatrix}}}{\begin{pmatrix}\sum_{i=1}^{\infty}\ \sum_{j=0}^{i}\ \sum_{k,m=0}^{\infty}\ \frac{(-1)^{i+j}\alpha^{i}(i-j)^{k}\Gamma k\beta+m}{i!k!m!\Gamma k\beta}\\ \binom{i}{j}\gamma^{2}(k\beta+m)\left(\theta^{1}\right)\left(\frac{\Gamma 1+\gamma}{(m+k\beta)^{1+\gamma}}\right)\end{pmatrix}} \qquad (١٨\text{-}٢)$$

(4-4-4-2) معامل الالتواء (Coefficient of Skewness): (١،١٨،)

يعرف معامل الالتواء الطريقة التي تتوزع بها المشاهدات داخل التوزيع الاحتمالي أي هل هيه متماثلة حول الوسط الحسابي أي (الوسيط والوسط الحسابي والمنوال) او ملتوية لجهتين او متمركزة أي (الوسط الحسابي اكبر قيمة ثم الوسيط والمنوال) و هكذا . ومن هنا تبين أهمية معامل الالتواء فهو يقيس درجة عدم التماثل في التوزيع وتكون صيغته على النحو الاتي:

$$S_k=\frac{\mu_3}{(\mu_2)^{\frac{3}{2}}}$$

$$S_k=\frac{\begin{pmatrix}\sum_{i=1}^{\infty}\ \sum_{j=0}^{i}\ \sum_{k,m=0}^{\infty}\ \sum_{j=0}^{3}\ \frac{(-1)^{i+j}\alpha^{i}(i-j)^{k}\Gamma k\beta+m}{i!k!m!\Gamma k\beta}\\ \binom{i}{j}\gamma^{2}(k\beta+m)(\theta^{3})\left[\binom{3}{j}(\theta^{3})\left(-\frac{\mu}{\theta}\right)^{3-j}\frac{\Gamma 1+3j}{(k\beta+m)^{1+3j}}\right]\end{pmatrix}}{\left(\begin{pmatrix}\sum_{i=1}^{\infty}\ \sum_{j=0}^{i}\ \sum_{k,m=0}^{\infty}\ \sum_{j=0}^{r}\ \frac{(-1)^{i+j}\alpha^{i}(i-j)^{k}\Gamma k\beta+m}{i!k!m!\Gamma k\beta}\\ \binom{i}{j}\gamma^{2}(k\beta+m)(\theta^{r})\left[\binom{2}{j}(\theta^{2})\left(-\frac{\mu}{\theta}\right)^{2-j}\frac{\Gamma 1+2j}{(k\beta+m)^{1+2}}\right]\end{pmatrix}\right)^{\frac{3}{2}}} \qquad (19-2)$$

(5-4-4-2) معامل التفلطح (Coefficient of Kurtosis): (١،١٨)

ويعرف أيضا بمعامل التفرطح ويستعمل لقياس درجة تسطح او تفرطح الدالة او الدرجة الاحتمالية ودرجة تقوسه وتكون صيغته الرياضية التي اكتشفها العالم كارل بيرسون كالاتي:

$$C.K=\frac{\mu_4}{(\mu_2)^2}$$

$$c.K=\frac{\left(\begin{matrix}\sum_{i=1}^{\infty}\ \sum_{j=0}^{i}\ \sum_{k,m=0}^{\infty}\ \sum_{j=0}^{4}\ \frac{(-1)^{i+j}\alpha^{i}(i-j)^{k}\Gamma k\beta+m}{i!k!m!\Gamma k\beta}\\ \binom{i}{j}\gamma^{2}(k\beta+m)(\theta^{4})\left[\binom{4}{j}(\theta^{4})\ \left(-\frac{\mu}{\theta}\right)^{4-j}\frac{\Gamma 1+4j}{(k\beta+m)^{1+4j}}\right]\end{matrix}\right)}{\left(\left(\begin{matrix}\sum_{i=1}^{\infty}\ \sum_{j=0}^{i}\ \sum_{k,m=0}^{\infty}\ \sum_{j=0}^{2}\ \frac{(-1)^{i+j}\alpha^{i}(i-j)^{k}\Gamma k\beta+m}{i!k!m!\Gamma k\beta}\\ \binom{i}{j}\gamma^{2}(k\beta+m)(\theta^{r})\left[\binom{2}{j}(\theta^{2})\ \left(-\frac{\mu}{\theta}\right)^{2-j}\frac{\Gamma 1+2j}{(k\beta+m)^{1+2}}\right]\end{matrix}\right)\right)^{2}} \qquad (20-2)$$

(2-4-4-٦) الدالة المولدة للعزوم (Moment generating function): [١,١٣]

$$M_X(t)=E(e^{-xt})=\int_{0}^{\infty} e^{-xt}\, f(x,\alpha,\beta,\gamma,\theta)dx$$

$$M_X(t)=\int_{0}^{\infty}\left(1+tx+\frac{(tx)^2}{2!}+\cdots+\frac{(tx)^r}{r!}\right)f(x,\alpha,\beta,\gamma,\theta).\,dx$$

$$M_X(t)=\int_{0}^{\infty}\frac{t^r}{r!}x^r f(x,\alpha,\beta,\gamma,\theta).\,dx$$

$$M_X(t)=\sum_{r=0}^{\infty}\frac{t^r}{r!}\mu'_r$$

عليه فان الدالة المولدة للعزوم تعطى كالآتي:

$$M_X(t)=\sum_{r=0}^{\infty}\frac{t^r}{r!}\left(\begin{matrix}\sum_{i=1}^{\infty}\ \sum_{j=0}^{i}\ \sum_{k,m=0}^{\infty}\ \frac{(-1)^{i+j}\alpha^{i}(i-j)^{k}\Gamma k\beta+m}{i!\,k!\,m!\,\Gamma k\beta}\\ \binom{i}{j}\gamma^{2}(k\beta+m)\left(\theta^{r}\right)\left[\frac{\Gamma 1+r\gamma}{(m+k\beta)^{1+r\gamma}}\right]\end{matrix}\right) \qquad (21-2)$$

(2-4-4-٧) الدالة العكسية للتوزيع (Quantile function): [٢,١٨]

يمكن استخراج الدالة الكمية لتوزيع (Odd Chen FrecheDistribution) من خلال الدالة التجميعية كالاتي

$$t=Q(u)=F^{-1}(u) \qquad ;0<u<1$$

$$u=1-\mathrm{Exp}\left(-\alpha\left(\left(\mathrm{Exp}\left(e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}-1\right)^{-\beta}\right)-1\right)\right)$$

$$x = \theta\left(1 + \left(-\log\left(\frac{-\alpha\log(1-u)}{\alpha}\right)\right)^{\frac{-1}{\beta}}\right)^{\frac{-1}{\gamma}} \qquad (22-2)$$

(5-2) تقـــــــــــديرات معلمـــــــــــــات ودالـــــــــــــــة البقــــــــــــاء لتوزيعOddChenFrecheDistribution:

ان عمليـة تقـدير المعلمـات لاي مجتمـع هـي تقـدير للخصـائص الحقيقيـة للمجتمـع الـذي سـحبت منـه العينـة، ويعـد التقـدير مـن الأساسـيات فـي الاسـتدلال الاحصـائي اذ تتركـز اهميتـه تقـدير معلمـات المجتمـع الـذي يـتم مـن خـلال طريـق احصـاءات يـتم الحصـول عليهـا مـن عينـة سحبت من المجتمع الدراسة.

وان لتوزيـــع (OddChenFrecheDistribution) ذو اربعـــة معلمـــات $(\beta, \alpha, \theta, \gamma)$ ولهـــا مقـــدرات يـــتم الحصـــول عليهـــا باســـتخدام طرائـــق التقـــدير ومـــن ثـــم تقـــدير دالـــةالبقاء بالاعتمـادعلى مقـدرات المعلمـات، ومـن طرائـق التقـدير التـي تـم اسـتخدامها مـن قبـل الباحـث هي:

(١)طريقة الامكان الاعظم .

(٢)طريقة المربعات الصغرى الموزونة .

(٣)وطريقة كريمر فون مايسز.

(٤)طريقة المقدرات التجزيئية .

(1-5-2) طريقة الامكان الاعظم (Maximum Likelihood Method) : [٧ ،٩,٢٩,٣٣]

تعـد طريقـة الامكـان الأعظـم واحـدة مـن اهـم الطرائـق المسـتخدمة فـي عمليـة التقـدير شـائعة الاسـتعمال، وأول مـن أعـد هـذه الطريقـة الباحـث (C.F.Gauss)وقـام بتطبيقهـا لاول مـرة الباحـث (S.A.Fisher) فـي عـام (1922)وتتميـز المقـدرات المسـتخرجة علـى وفـق طريقـة الامكـان الاعظـم بـأن لهـا بعـض خصـائص المقـدر الجيـد ،حيـث ان المقـدرات المحسـوبة باسـتخدام هـذه الطريقـة تتصـف بالثبـات ان طريقـة الإمكـان الاعظـم تعطـي مقـدرات غالبـا مـا تكـون متسـقة ، فضـلاً عـن أنهـا تكـون أكثـر دقـة بازديـاد حجـم العينـة، وان مقـدر الإمكـان الأعظم هو الذي يجعل لوغاريتم دالة الإمكان في نهايتها العظمى.

فـاذا كانـت لـدينا مشـاهدات عينـة عشـوائية بحجـم n $(x_1 \quad , \quad x_2, \quad \ldots\ldots\ldots\ldots, x_n)$ مـن توزيـع (OddChenFrecheDistribution) فـإن دالـة الامكـان الأعظـم التـي يرمـز لهـا بالرمز (L) ستكون هي الدالة الاحتمالية المشتركة للعينة العشوائية وكالاتي:

$$L(x_1, x_2 \ldots x_n, \alpha, \theta, c) = f(x1, \alpha, \beta, \gamma, \theta).\, f(x2, \alpha, \beta, \gamma, \theta) \ldots\ f(xn, \alpha, \beta, \gamma, \theta)$$

$$Lf(xi, \alpha, \beta, \gamma, \theta) = \prod_{i=1}^{n} f(x, \alpha, \beta, \gamma, \theta)$$

تعويض دالة الكثافة الاحتمالية لتوزيع (OddChenFrecheDistribution) في الصيغة المذكورة آنفاً:

$$Lf(xi, \alpha, \beta, \gamma, \theta) = \prod_{i=1}^{n} \left(\frac{\left(\alpha\beta\frac{\gamma}{\theta}\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma+1} e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}\right)\left[e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}\right]^{\beta-1}}{\left[1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}\right]^{\beta+1}} \left(e^{\left[\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right]^{\beta}}\right) e^{-\alpha\left[e^{\left[\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right]^{\beta}}-1\right]} \right)$$

وبأخذ اللوغارتم لطرفي الصيغة آنفاً نحصل على:

$$\log L = \log \prod_{i=1}^{n} \left(\frac{\left(\alpha\beta\frac{\gamma}{\theta}\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma+1} e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}\right)\left[e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}\right]^{\beta-1}}{\left[1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}\right]^{\beta+1}} \left(e^{\left[\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right]^{\beta}}\right) e^{-\alpha\left[e^{\left[\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right]^{\beta}}-1\right]} \right)$$

$$\log L = \sum_{i=1}^{n} \log \left(\alpha^n \beta^n \frac{\gamma^n}{\theta^n} \left(\frac{\left[\left(\frac{\theta}{xi}\right)^{\gamma+1} e^{-\left(\frac{\theta}{xi}\right)^{\gamma}}\right]\left[e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}\right]^{\beta-1}}{\left[1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}\right]^{\beta+1}} \left[e^{\left[\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{xi}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right]^{\beta}}\right] e^{-\alpha\left[e^{\left[\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right]^{\beta}}-1\right]} \right)\right)$$

$$= 0 \quad (23-2)$$

$$= \left(\begin{array}{c} log\boldsymbol{\alpha}^n + log\boldsymbol{\beta}^n + \ log\gamma^n - log\theta^n + (\gamma+1)\sum_{i=1}^{n} \log\left(\frac{\theta}{xi}\right) - \sum_{i=1}^{n} \left(\frac{\theta}{xi}\right)^{\gamma} + \sum_{i=1}^{n} \log\left[e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}\right]^{\beta-1} \\ -\sum_{i=1}^{n} \log\left[\mathbf{1} - e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}\right]^{\beta+1} + \sum_{i=1}^{n} \left[\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{xi}\right)^{\gamma}}}{\mathbf{1} - e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right]^{\beta} - \sum_{i=1}^{n} \alpha \left[e^{\left[\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right]^{\beta}} - \mathbf{1} \right] \end{array} \right)$$

وبأخـذ المشـتقة الجزئيـة الأولـى للصـيغة (٢-٢٤) آنفـاً بالنسـبة للمعلمـات $(\alpha, \beta, \gamma, \theta)$ ومساواتها الى الصفر نحصل على :

$$\frac{\partial \log L}{d\gamma} = \frac{n}{\gamma} + \sum_{i=1}^{n} \log\left(\frac{\theta}{xi}\right) - \beta \sum_{i=1}^{n} \left[\left(\frac{\boldsymbol{\theta}}{\mathbf{xi}}\right)^{\boldsymbol{\gamma}} - \log\left(\frac{\theta}{xi}\right)\right] - (\beta+1) \sum_{i=1}^{n} \left[\mathbf{e}^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}} * \mathbf{log}\left(\frac{\theta}{xi}\right)\left(\frac{\boldsymbol{\theta}}{\mathbf{x}}\right)^{\boldsymbol{\gamma}}\right]$$

$$- \_\beta \sum_{i=1}^{n} \left[\frac{\mathbf{e}^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{\mathbf{1-e}^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right]^{\boldsymbol{\beta}} \left[\left[\left(\frac{\boldsymbol{\theta}}{\mathbf{x}}\right)^{\boldsymbol{\gamma}} \log\left(\frac{\theta}{xi}\right) + \left[\left(\frac{\boldsymbol{\theta}}{\mathbf{x}}\right)^{\boldsymbol{\gamma}} \log\left(\frac{\boldsymbol{\theta}}{\mathbf{xi}}\right)^{\boldsymbol{\gamma}} + \left(\frac{\theta}{xi}\right) \log\left(\frac{\theta}{xi}\right) \frac{\mathbf{e}^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{\mathbf{1-e}^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right]\right] + \alpha\beta \sum_{i=1}^{n} \left[\mathbf{e}^{\left[\frac{\mathbf{e}^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{\mathbf{1-e}^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right]^{\boldsymbol{\beta}}} \right. *$$

$$\left[\frac{\mathbf{e}^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{\mathbf{1-e}^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right]^{\boldsymbol{\beta}} * \left(\frac{\boldsymbol{\theta}}{\mathbf{xi}}\right)^{\boldsymbol{\gamma}} \log\left(\frac{\theta}{xi}\right)\Big] + \left(\left(\left(\left(\frac{\boldsymbol{\theta}}{\mathbf{xi}}\right)^{\boldsymbol{\gamma}} \log\left(\frac{\theta}{xi}\right) + \left(\left(\frac{\theta}{xi}\right) \log\left(\frac{\theta}{xi}\right) * \frac{\mathbf{e}^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{\mathbf{1-e}^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right)\right)\right)\right) = \mathbf{0} \quad (\ \mathbf{27-2})$$

$$\frac{\partial \log L}{d\beta} = \frac{n}{\beta} \_ \sum_{i=1}^{n} \left(\frac{\boldsymbol{\theta}}{\mathbf{xi}}\right)^{\boldsymbol{\gamma}} \text{- } \mathrm{Log}\mathbf{1} - \mathbf{e}^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}} + \sum_{i=1}^{n} \left[\left[\frac{\mathbf{e}^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{\mathbf{1-e}^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right]^{\boldsymbol{\beta}} * \ \mathrm{Log}\frac{\mathbf{e}^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{\mathbf{1-e}^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right] - \alpha \sum_{i=1}^{n} \left[\mathbf{e}^{\left[\frac{\mathbf{e}^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{\mathbf{1-e}^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right]^{\boldsymbol{\beta}}} \right. *$$

$$\left(\left[\frac{\mathbf{e}^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{\mathbf{1-e}^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right]^{\boldsymbol{\beta}} * \left(\log\left(\mathbf{e}^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}\right) - \log\left(\mathbf{1} - \mathbf{e}^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}\right)\right)\right] = \mathbf{0} \quad (\ \mathbf{25-2})$$

$$\frac{\mathrm{dLnL}}{\mathrm{d}\theta} = -\frac{n}{\theta} + n\left(\frac{\gamma+1}{\theta}\right) - \beta\gamma(\theta^{\gamma-1}) \left(\sum_{i=1}^{n} \left(\frac{1}{xi}\right)^{\gamma} - (\beta+1)\ \gamma * \ \theta^{\gamma-1} * \left[\left(\frac{e^{\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}} * xi^{\gamma}\right)\right] - \gamma\left(\frac{\beta}{\theta}\right) \left[\sum_{i=1}^{n} \frac{e^{\left(\frac{\theta}{xi}\right)^{\gamma}}}{\left(1-e^{\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}\right)\hat{}\beta}\right.\right.$$

$$\left(\frac{\boldsymbol{\theta}}{\mathbf{xi}}\right)^{\boldsymbol{\gamma}} \left(1 + \frac{\mathbf{e}^{-\left(\frac{\theta}{xi}\right)^{\gamma}}}{\mathbf{1-e}^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right)\Big] + \alpha\left(\frac{\gamma\beta}{\theta}\right) \sum_{i=1}^{n} \mathbf{e}^{\left[\frac{\mathbf{e}^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{\mathbf{1-e}^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right]^{\boldsymbol{\beta}}} * \frac{\mathbf{e}^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{\mathbf{1-e}^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}} * \left(\left(\frac{\boldsymbol{\theta}}{\mathbf{xi}}\right)^{\boldsymbol{\gamma}}\right) \_ \left(1 + \frac{\mathbf{e}^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{\mathbf{1-e}^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right) = \mathbf{0} \quad (\ \mathbf{26-2})$$

$$\frac{\mathrm{dLnL}}{\mathrm{d}\alpha} = \frac{n}{\alpha} + n - e^{\left(\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right)^{\beta}} \qquad (\mathbf{27-2})$$

لا يمكـــن حلهـــا بـــالطرائق و(2 − 27) المعـــادلات (٢-٢٦) و(٢-٢٥) و(٢-٢٤) التحليليـة الاعتياديـة لأنهـا معـادلات غيـر خطيـة ولـذلك يـتم حلهـا باسـتعمال الطريقـة العدديـة

للحصول على مقدرات معلمات التوزيع المقترح بطريقة الامكان الاعظم، وتعويض قيم المقدرات$(\hat{\theta}_{MLE}, \hat{\alpha}_{MLE}, \hat{\beta}_{MLE}, \hat{\gamma}_{MLE})$ في دالة البقاء في المعادلة (2 – 9) نحصل على مقدر الامكان الاعظم لهذه الدالة.

$$S(x,\alpha,\beta,\gamma,\theta)_{ML} = Exp\left(-\alpha_{ML}\left[\left(Exp\left[e^{-\left(\frac{\theta_{ML}}{x}\right)^{\gamma_{ML}}} - 1\right]^{-\beta_{ML}}\right) - 1\right]\right) \quad (28-2)$$

2-5-2 طريقة المربعات الصغرى الموزونة Weighted Least Squares (WL S)

(٨ ،٣٣,٢٦,٣٤)

تعد طريقة المربعات الصغرى الموزونة من الطرائق الكلاسيكية المهمة والمفضلة في عملية التقدير، يميز طريقة المربعات الصغرى الموزونة عن طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية بوجود الوزن (W_i)، وتعتمد ايضا على مبدا تصغير مجموع مربعات الخطأ اقل ما يمكن ز

ويمكن التعبير عن منظومة المعادلات الانية بطريقة المربعات الصغرى بصيغة المصفوفات على النحو الاتي:

$$P^{-1}Y = P^{-1}XP + P^{-1}U \quad (29-2)$$

$$\begin{bmatrix} \sqrt{W_1\ Y_1} \\ \sqrt{W_2\ Y_2} \\ . \\ . \\ . \\ \sqrt{W_n\ Y_n} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sqrt{W_1} & \sqrt{W_1\ x_{11}} & \ldots\ldots & \sqrt{W_1\ x_{1k}} \\ \sqrt{W_2} & \sqrt{W_2\ x_{21}} & \ldots\ldots & \sqrt{W_2\ x_{2k}} \\ & . & & \\ & . & & \\ & . & & \\ \sqrt{W_n\ x_{n1}} & \sqrt{W_n\ x_{n1}} & \ldots\ldots & \sqrt{W_n\ x_{nk}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ . \\ . \\ . \\ . \\ . \\ \beta_k \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sqrt{W_1\ U_1} \\ \sqrt{W_2\ U_2} \\ . \\ . \\ . \\ . \\ \sqrt{W_n\ U_K} \end{bmatrix}$$

وللتحقق من الفروض الاساسية اللازمة لتطبيق اسلوب طريقة المربعات الصغرى الموزونة على النحو التالي:

$$E(u,u') = E[(uP^{-1})(uP^{-1})'] = \sigma^2 P^{-1} p'\, P^{-1} = \sigma^1 I_p \quad (30-2)$$

وأن النتيجة اعلاه في الصيغة (2 – 30) تحقق فرضية تجانس التباين وانعدام وجود الارتباط الذاتي وعليه تحقق الفرضيات الاساسية الخاصة بنموذج الانحدار وعليه فأن معادلة مجموع مربعات الخطاء يمكن صيغتها على النحو الاتي:

$$Q = \sum_{i=1}^{n} W_i \left(F(x_i) - \frac{i}{n+1}\right)^2 \qquad (31-2)$$

اذ ان:

$\mathrm{F(x_i)}$: تمثل دالة التوزيع التراكمية للتوزيع المقترح .

(W_i) : تمثل الوزن التي تساوي قيمته $\mathrm{W_i = \frac{(n+1)^2(n+2)}{i(n-i+1)}}$

بعد تعويض دالة التوزيع التراكمية للتوزيع المقترح وقيمة **(W_i)** فأن الصيغة (2 – 32) تكون بالشكل الاتي :

$$Q = \sum_{\mathrm{i=1}}^{\mathrm{n}} \frac{\mathrm{(n+1)^2(n+2)}}{\mathrm{i(n-i+1)}} \left(1 - \mathrm{e}^{-\alpha\left[\mathrm{e}^{\left[\frac{\mathrm{e}^{-\left(\frac{\theta}{\mathrm{x}}\right)^{\gamma}}}{1-\mathrm{e}^{-\left(\frac{\theta}{\mathrm{x}}\right)^{\gamma}}}\right]^{\beta}} - 1\right]} - \frac{\mathrm{i}}{\mathrm{n+1}} \right) \qquad (32-2)$$

نأخذ المشتقة الجزئية للمعادلة (2 – 32) بالنسبة للمعلمات $(\alpha, \theta, \beta, \gamma)$ ومساواتها بالصفر فنحصل على مقدراتها وكما موضح في المعادلات الاتية:

$$\frac{\partial Q}{\partial \beta}=\left\{2\sum_{i=1}^{n}\frac{(1+n)^2(2+n)}{i(1-i+n)}\left[\begin{array}{c} e^{-e^{\left(\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right)^{\beta}}}\alpha e^{\left(\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right)^{\beta}}\left(\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right)^{\beta} \\ (1-e^{-e^{(\frac{e^{-(\frac{\theta}{x})^{\gamma}}}{1-e^{-(\frac{\theta}{x})^{\gamma}}})^{\beta}}}\alpha-\frac{i}{1+n})\alpha Ln[e]Ln[\frac{e^{-(\frac{\theta}{x})^{\gamma}}}{1-e^{-(\frac{\theta}{x})^{\gamma}}}]\end{array}\right]\right\}=0 \qquad (33-2)$$

$$\frac{\partial Q}{\partial \theta}=\left[\frac{e^{-2e^{(\frac{1}{-1+e^{(\frac{\theta}{x})^{\gamma}}})^{\beta}}}\alpha e^{(\frac{1}{-1+e^{(\frac{\theta}{x})^{\gamma}}})^{\beta}+(\frac{\theta}{x})^{\gamma}}(\frac{1}{-1+e^{(\frac{\theta}{x})^{\gamma}}})^{1+\beta}(1+e^{e^{(\frac{1}{-1+e^{(\frac{\theta}{x})^{\gamma}}})^{\beta}}}\alpha(-1+i-n)+n)\alpha\beta\gamma(\frac{\theta}{x})^{\gamma}Ln[e]}{(1+n)\theta}\right]=0(34-2)$$

$$\frac{\partial Q}{\partial \gamma}=\left\{\begin{array}{c}2\sum_{i=1}^{n}\frac{(1+n)^2(2+n)}{i(1-i+n)} \\ \left[\frac{e^{-2e^{(\frac{1}{-1+e^{(\frac{\theta}{x})^{\gamma}}})^{\beta}}}\alpha e^{(\frac{1}{-1+e^{(\frac{\theta}{x})^{\gamma}}})^{\beta}+(\frac{\theta}{x})^{\gamma}}(\frac{1}{-1+e^{(\frac{\theta}{x})^{\gamma}}})^{1+\beta}(1+e^{e^{(\frac{1}{-1+e^{(\frac{\theta}{x})^{\gamma}}})^{\beta}}}\alpha(-1+i-n)+n)\alpha\beta(\frac{\theta}{x})^{\gamma}Ln[e]Ln[\frac{\theta}{x}]}{1+n}\right]\end{array}\right\}=\mathbf{0}$$

(٣٥-٢)

$$\frac{\partial Q}{\partial \alpha}=2e^{-e^{\left(\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right)^{\beta}}}\alpha e^{\left(\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right)^{\beta}}\left(1-e^{-e^{\left(\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right)^{\beta}}}\alpha-\frac{i}{1+n}\right)=0 \qquad (٣٦-٢)$$

بعد تعويض قيم المشتقات ($\left[\frac{\partial Q}{\partial \beta}\right], \left[\frac{\partial Q}{\partial \theta}\right], \left[\frac{\partial Q}{\partial \alpha}\right] \left[\frac{\partial Q}{\partial \gamma}\right]$) من المعادلات (٢-٣٦) و(٢-٣٤) و(٢-٣٣) ب(٢-٣٥)استعمال التحليل العددي يمكننا الحصول على القيم التقديرية للمعلمات المجهولة ، ثم بعد ذلك يتم تعويض المقدرات في دالة البقاء (٢-٩) نحصل على مقدر المربعات الصغرى الموزونة لدالةالبقاء .

$$S(x,\alpha,\beta,\gamma,\theta)_{WLS}=\mathrm{Exp}\left(-\alpha_{WLS}\left[\left(\mathrm{Exp}\left[e^{-\left(\frac{\theta_{WLS}}{x}\right)^{\gamma_{WLS}}}-1\right]^{-\beta_{WLS}}\right)-1\right]\right) \quad (37-2)$$

(3-5-2) طريقة كريمر فون مايس (Cramer-Von Mises method)(CVM) [١٦، ٣٣، ٨]

تعتمد طريقة كريمر فون مايسز على مقدرات الحد الأدنى للمسافة اذ يمكننا الحصول على تقديرات المسافة الدنيا لطريقة Cramer-Von Mises Minimum وذلك بتقليل المسافة بين الدالة

$c(\gamma,\theta,\beta,\alpha,x)$ بالنسبة للمعلمات غير المعروفة ويمكننا الحصول على المقدرات وذلك بالاشتقاق الجزئي$c(\gamma,\theta,\beta,\alpha,x)$ بالنسبة للمعلمات غير المعروفة ومساواتها للصفر وكالاتي :

$$c(\gamma,\theta,\beta,x)=\frac{1}{12n}+\sum_{i=1}^{n}\left[F(\gamma,\theta,\beta,\alpha,x)-\frac{2i-1}{2n}\right]^2 \qquad (38-2)$$

اذ ان $F(\gamma,\theta,\beta,x)$ تمثل الدالة التجميعية لتوزيع(OddChenFrecheDistribution) وبتطبيق المعادلة رقم $(2-41)$ نحصل على:

$$c(\gamma,\theta,\beta,\alpha,x)=\frac{1}{12n}+\sum_{i=1}^{n}\left(1-e^{-\alpha\left(e^{\left[\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right]^{\beta}}-1\right)}-\frac{2i-1}{2n}\right)^2 \qquad (39-2)$$

ولتصغير المسافة الدنيا يتم اشتقاق جزئي بالنسية للصيغة $(2-42)$ ومساواتها للصفر وحسب ما يأتي:

$$\frac{dc}{d\gamma}=٢\sum_{i=2}^{n}\left(1-e^{-\alpha\left[e^{\left[\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right]^{\beta}}-1\right]}-\frac{2i-1}{2n}\left(-e^{-1-\left(\frac{1}{-1+e^{\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right)^{\beta}\alpha+\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}\left(\frac{1}{-1+e^{\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right)^{1+\beta}\alpha\beta\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}\mathrm{Ln}\left[\frac{\theta}{x}\right]\right)\right)=0 \qquad (40-2)$$

الاشتقاق بالنسبةα للحصول على المقدر $\hat{\alpha}_{Cvm}$وكالاتي :

$$\frac{dc}{d\alpha}=2\sum_{i=2}^{n}\left(1-e^{-\alpha\left[e^{\left[\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right]^{\beta}}-1\right]}-\frac{2i-1}{2n}\right)e^{-1-\left(\frac{e^{-(\frac{\theta}{x})^{\gamma}}}{1-e^{-(\frac{\theta}{x})^{\gamma}}}\right)^{\beta}\alpha}\left(\frac{e^{-(\frac{\theta}{x})^{\gamma}}}{1-e^{-(\frac{\theta}{x})^{\gamma}}}\right)^{\beta}=0 \qquad (41-2)$$

الاشتقاق بالنسبةθ للحصول على المقدر $\hat{\theta}_{Cvm}$وكالاتي :

$$\frac{dc}{d\theta}=2\sum_{i=2}^{n}\left(\frac{1-e^{-\alpha\left[e^{\left[\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right]^{\beta}}-1\right]}-\frac{2i-1}{2n}\quad e^{-1-\left(\frac{1}{-1+e^{(\frac{\theta}{x})^{\gamma}}}\right)^{\beta}\alpha+(\frac{\theta}{x})^{\gamma}}\left(\frac{1}{-1+e^{(\frac{\theta}{x})^{\gamma}}}\right)^{1+\beta}\alpha\beta\gamma\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}{\theta}\right)=0 \qquad (42-2)$$

الاشتقاق بالنسبةβ للحصول على المقدر $\hat{\beta}_{Cvm}$وكالاتي :

$$\frac{dc}{d\beta}=2\sum_{i=2}^{n}\left(\begin{array}{c}1-e^{-\alpha\left[e^{\left[\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right]^{\beta}}-1\right]}-\frac{2i-1}{2n}\\ e^{-1-\left(\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right)^{\beta}\alpha}\left(\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right)^{\beta}\alpha\mathrm{Ln}\left[\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right]\end{array}\right)=0 \qquad (43-2)$$

بعد تعويض قيم المشتقات ($\left[\frac{dc}{d\gamma}\right]$ $\left[\frac{dc)}{\partial\alpha}\right]$, $\left[\frac{dc}{\partial\theta}\right]$, $\left[\frac{dc}{d\beta}\right]$) من المعادلات (٢-٤٣) و(٢-٤٢) و(٢-٤١) (٢-٤٠) ودالة التوزيع التراكمية لتوزيع (OddChenFrecheDistribution) وحل المعادلات باستعمال الطرق العددية يمكننا الحصول على القيم المقدرة للمعلمات المجهولة ثم بعد ذلك يتم تعويض المقدرات في دالة البقاء (٢-١٤) نحصل على مقدر كريمر فون مايسز لدالة البقاء .

$$S(x,\alpha,\beta,\gamma,\theta)_{Cvm}=\mathrm{Exp}\left(-\alpha_{\mathrm{Cvm}}\left[\left(\mathrm{Exp}\left[e^{-\left(\frac{\theta_{Cvm}}{x}\right)^{\gamma_{Cvm}}}-1\right]^{-\beta_{Cvm}}\right)-1\right]\right) \quad (\mathbf{44-2})$$

4-5-2 طريقة المقدرات التجزئية Method of Percentiles Estimators [١٨,٢٦,٣٣]

تعتمد على دالة التوزيع التجميعية بافتراض ان P_i هو مقدر الدالة التجميعية $F(t_i)$ وعن طريق ايجاد المقدرات التي تجعل الدالة $\sum_{i=1}^{n}(p_i-F(t_i))^2$ في نهايتها الصغرى وعلى النحو الاتي:

استعمال الدالة التجميعية لتوزيع (OddChenFrecheDistribution) حسب الصيغة (٢-٩)

$$F(t;\alpha,\theta,c)=1-e^{-\alpha\left[e^{\left[\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right]^{\beta}}-1\right]}$$

وان المقدر p_i ياخذ الصيغة الاتية:

$$Pi=\frac{i+\frac{3}{8}}{n+\frac{1}{4}}$$

وان

$$wi=F(\gamma,\theta,\beta,\alpha,x)$$

$$wi=F(\gamma,\theta,\beta,\alpha,x)=1-e^{-\alpha\left[e^{\left[\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right]^{\beta}}-1\right]}$$

فان مقدر المعلمات ($\hat{\theta}$, $\hat{\alpha}$ ¸ $\hat{\beta}$, $\hat{\gamma}$) يتم الحصول عليه عن طريق الاشتقاق الجزئي للصيغة ادناه بالنسبة للمعلمات

$$\sum_{i=1}^{n}[p_i-F(t_i)]^2 \qquad (45-2)$$

$$Q=\sum_{i=1}^{n}\left[\frac{i-0.3}{n+0.25}-1-e^{-\alpha\left[e^{\left[\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right]^{\beta}}-1\right]}\right] \qquad (46-2)$$

نأخذ المشتقة الجزئية للصيغة (٢-٤٦) بالنسبة للمعلمات المجهولة ومساواتها للصفر وقسمة الطريفين على نحصل على:

$$\frac{\partial Q}{d\gamma}=2\sum_{i=1}^{n}\left(\left(\frac{i-0.3}{n+0.25}-1-e^{-\alpha\left[e^{\left[\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right]^{\beta}}-1\right]}\right) e^{-1-\left(\frac{1}{-1+e^{\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right)^{\beta}\alpha+\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}\left(\frac{1}{-1+e^{\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right)^{1+\beta}\alpha\beta\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}Ln\left[\frac{\theta}{x}\right]\right)=0 \qquad (47-2)$$

$$\frac{\partial Q}{d\alpha}=2\sum_{i=1}^{n}\left(\left(\frac{i-0.3}{n+0.25}-1-e^{-\alpha\left[e^{\left[\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right]^{\beta}}-1\right]}\right)\left(-e^{-1-\left(\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right)^{\beta}\alpha}\left(\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right)\right)\right)=0 \qquad (48-2)$$

$$\frac{\partial Q}{d\beta}=2\sum_{i=1}^{n}\left(\left(\frac{i-0.3}{n+0.25}-1-e^{-\alpha\left[e^{\left[\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right]^{\beta}}-1\right]}\right)\left(-e^{-1-\left(\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right)^{\beta}\alpha}\left(\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right)^{\beta}\alpha Ln\left[\frac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right]\right)\right)=0 \qquad (49-2)$$

$$\frac{\partial \mathrm{Q}}{\mathrm{d}\alpha} = 2\sum_{i=1}^{n}\begin{pmatrix} \dfrac{\mathrm{i}-0.3}{\mathrm{n}+0.25} - 1 - \mathrm{e}^{-\alpha\left[\mathrm{e}^{\left[\frac{\mathrm{e}^{-\left(\frac{\theta}{\mathrm{x}}\right)^{\gamma}}}{1-\mathrm{e}^{-\left(\frac{\theta}{\mathrm{x}}\right)^{\gamma}}}\right]^{\beta}} - 1\right]} \\ \left(\dfrac{e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}{1-e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}}}\right)^{\beta} e^{-1-\left(\frac{e^{-(\frac{\theta}{x})^{\gamma}}}{1-e^{-(\frac{\theta}{x})^{\gamma}}}\right)^{\beta}\alpha} \\ \\ \end{pmatrix} \qquad (50-2)$$

بعد تعويض قيم المشتقات ($\left[\frac{\partial Q}{\partial \beta}\right]\left[\frac{\partial Q}{\partial \alpha}\right],\left[\frac{\partial Q}{\partial \theta}\right],\left[\frac{\partial Q}{\partial \gamma}\right]$) من المعادلات (٢-٥٠) و(٢-٤٩) و(٢-٤٨) و(٢-٤٧) ودالة التوزيع التجميعية (٢-٩) والمقدر P_i ثم حل المعادلات (باستعمال الطريقة العددية يمكننا الحصول على القيم التقديرية للمعلمات المجهولة ، بعد ذلك يتم تعويض المقدرات في دالة البقاء (٢-٩) نحصل على مقدر المقدرات التجزيئية لدالةالبقاء.

$$S(x,\alpha,\beta,\gamma,\theta)_{PER} = \mathrm{Exp}\left(-\alpha_{PER}\left[\left(\mathrm{Exp}\left[\mathrm{e}^{-\left(\frac{\theta_{PER}}{x}\right)^{\gamma_{PER}}} - 1\right]^{-\beta_{PER}}\right) - 1\right]\right) \quad (51-2)$$

(6-2)معايير مقارنة لاختيار افضل طريقة تقدير:

(Comparative criteria for choosing the best estimate)

(1-6-2)متوسط مربعات الخطأ (MS*E*)بالنسبة للمعلمات: [٣]

يستعمل المعيار الاحصائي (*MSE*) للمقارنة بين طرائق تقدير المعلمات ودالة البقاء للتوزيعات الاحتمالية والنماذج الإحصائية وذلك باعتماد اقل متوسط لمربعات للخطأ بين هذه الطرائق فتعتبر الطريقة التي تملك اقل متوسط مربع للخطأ هي أفضل طريقة للتقدير، وهو مجموع مربع انحرافات القيم المقدرة عن القيم الحقيقية، وصيغته الرياضية تعطى بالشكل الآتي:

$$MSE(\theta) = \sum_{i=1}^{R} (\hat{\theta}_i - \theta)^2 \qquad (52-2)$$

$$MSE\left(\hat{S}(x_t)\right) = \frac{1}{R}\sum_{i=1}^{R}\left(\hat{S}\left(x_{t_j}\right) - S\left(x_{t_j}\right)\right)^2 \qquad (53-2)$$

إذ ان: θ تمثل القيم الافتراضية لمعلمات او لدالة البقاء للتوزيع المقترح.

$\hat{\theta}$:تمثل القيم المقدرة لمعلمات او دالة البقاء للتوزيع المقترح.

$S(x_t)$:تمثل قيم دالة البقاء الحقيقية (التجريبية) للتوزيع المقترح .

$\hat{S}(x_t)$:تمثل قيم دالة البقاء (المقدرة) للتوزيع المقترح.

R :عدد تكرارات التجربة والبالغ عددها (١٠٠٠).

$j = 1,2,\dots,m$; عدد قيم المتغير(x_t) في التجربة.

(7-2)اختبار إحصاءة (Chi-square statistic): [٥]

(OddChenFrechetDistribution) فقد تم أستعمال اختبار حسن المطابقة Good ness of (Fit) وحسب الفرضيات الاحصائية التالية :

H0:(OddChenFrecheDistribution) البيانات تتبع توزيع

H1:(OddChenFrecheDistribution) البيانات لا تتبع توزيع

وقد تم الحصول على النتائج من خلال برنامج كتب بلغة الماتلاب وتبين لنا انها تتوزع وفقا للتوزيع الاحتمالي الدراسة ، اذ تم قبول فرضية العدم القائلة ان(البينات تتبع نوزيع OddChenFrechetDistribution) وقدتم توضح نتائج اختبار فرضية حسن المطابقة الفرضية بأستعمال قانون Chi –Squared الذي نكون صيغته العامة:

والصيغة الرياضية لاختبار إحصاءة كاي- سكوير تعطى بالشكل الآتي:

$$\mathcal{X}^2 = \sum_{i=1}^{n} \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} \qquad (54-2)$$

إذ ان:

O_i: تمثل التكرار الملحوظ للمشاهدات .

E_i: تمثل التكرارات المتوقعة للمشاهدات.

(٢-٨)معايير اختيار افضل توزيع (Criteria for selection of the best) :

تعد معايير اختيار أرجح توزيع من المعايير الإحصائية المهمة التي تستخدم في اختيار افضل توزيع احتمالي من بين عدة توزيعات احتمالية قيد الدراسة. لبيان افضلية التوزيع المقترح توزيع (OddChenFrecheDistribution) مقارنة مع توزيع (FrecheDistribution) ، وتم في دراستنا تم استعمال المعايير التالية :

(٢-٨-١)معيار معلومات اكايكي (AIC)(Akaike Information Criteria):[19,27]

أن الصيغة العامة لأحصاءة معيار Akaike Information Criteria (AIC) كما يلي:

$$\text{A IC} = -2\text{L}(\hat{\theta} \setminus \text{X}) + 2\text{P} \qquad (55-2)$$

اذ ان : L : تمثل قيمة دالة الامكان الاعظم.

p : تمثل عدد معلمات التوزيع المقترح

(٢-٨-٢)معيار معلومات اكايكي المتسق(Akaike Information Correct) (AICc):[19,15]

ان الصيغة لاختبار أكايكي المتسق (CAIC) هي كما يلي:

$$\text{AICc} = -2\text{L}(\hat{\theta} \setminus \text{x}) + \frac{2\text{nP}}{\text{n}-\text{P}-1} \qquad (56-2)$$

اذ ان : p : تمثل عدد معلمات الأنموذج.

n : تمثل حجم العينة.

(٢-٨-٣)معيار المعلومات البيزي (BIC) Bayesian Information Criterion): [٤٣,٢٣]

في عام(١٩٧٨ م)اقترح العالم (Sawa)هذا المعيار الذي اشتق من معيار (AIC). وان معيار بيز للمعلومات هو دالة لعدد المشاهدات وتباين الخطأ وعدد المتغيرات المستقلة ، والنموذج الذي تكون فيه قيمة (BIC)هي الأصغر هو الانموذج الأفضل من بين النماذج وصيغتة الرياضية تعرف كالاتي:

$$BIC = -2Log(L) + r\ Log(n \qquad (57-2)\ )$$

L: قيمة دالة الأمكان الأعظم

r : عدد معلمات التوزيع

n: حجم العينة

الفصل

الجانب التجريبي

(1-3)~~تمهيد~~(Preface):

لغرض تنفيذ المفاهيم التي تم ذكرها في الجانب النظري فقدتضمن هذا الفصل إيضاح لمفاهيم المحاكاة وما هية المحاكاة وكذلك أسلوب توظيف محاكاة مونت-كارلو (Monte – Carlo) من حيث احجام المشاهدات المولدة وكذلك النماذج الافتراضية المطبقة وعرض نتائج تجارب المحاكاة التي تم الحصول عليها في الحصول مقدرات معلمات و دالة البقاء باستعمال طرائق التقديرالتي تم ذكرها في الجانب النظري من هذه الرسالة ، اذتضمن هذا الفصل وصفا دقيقا لتجارب المحاكاة من حيث توليد البيانات التي تتبع توزيع(Odd ChenFréchetDistribution)، باستعمال المعيار الاحصائي متوسط مربعات الخطاء (MSE) للتوصل الى افضلية مقدرات المعلمات و دالة البقاء.

(2-3)مفهوم المحاكاة (Simulation) : –[٤،٣]

تعد المحاكاة بأنها أسلوب رقمي يستعمل في عملية تقليدو تمثيل للواقع الحقيقي أي تكوين انموذج مماثل الى الانموذج الحقيقي دون محاولة أخذ ذلك ألأنموذج او النظام نفسه ، ويمكن القول ان أساليب المحاكاة هي نوع من العمليات الرياضية و المنطقية تقليد وتمثيل الواقع الحقيقي لغرض وصف سلوك عدد من الظواهر الحقيقية والواقعية المعقدة وصعبة الفهم والتحليل وكذلك وصف سلوكها خلال فترة زمنية محدد ، من خلال الحصول على مشاهدات تقريبية لدراسة وفهم تلك الظاهرة في حال تعذر الحصول على تلك المشاهدات او عدم توفرها بشكل كافي ، وان المحاكاة توفر على الباحثين الكثير من الوقت والجهد والمال من خلال الحصول على البيانات المطلوبة من دون اللجوء للحصول عليها بشكل ميداني لذلك شاع صيتها لأنها الطريقة الانسب الذي يمكننا التعامل معها لمساعد ة الباحثين في الدراسة .

ويعتمد أسلوب المحاكاة على توليد سلسلة من البيانات العشوائية في التجربة الأولى تكون مستقلة عن سلسلة البيانات العشوائية في التجربة الثانية مما يمنحها خاصية فريدة في العشوائية المتبعة لتوليد الأرقام العشوائية بالإضافة الى احجام العينات المختلفة، وكذلك القيم الافتراضية للمعلمات الذي يتم تناولها بنظر الاعتبار بهدف التحليل الاحصائي الدقيق ، أي ان تجارب المحاكاة ماهي الاعبارة عن شكل معين من اشكال المعاينة إذيتم توليد هذه العينة من المجتمع الافتراضي الممثل

لتلك للظاهرة المدروسة بدلا من إن يتم سحبها من المجتمع الحقيقي ومن ثم يتم تطبيقها على الأساليب الإحصائية المناسبة للتحقيق النتائج المطلوبة لغرض اجراء التحليل و المقارنة.

وتوجد هنالك اكثر من طريقة للمحاكاة مثل (المختلطة Mixed،و التناظرية Analog، وطريقة مونت كارلو Monte Carlo) ومن اكثر الطرق استعمالا هي طريقة مونت كارلو Monte Carlo)اكثر استعمالا لانها تمتاز بالمرونة من خلال طريقة تكرار العملية لعدة مرات والتي من خلالها يتم توليد عينة من المشاهدات التي تتبع سلوك توزيع احتمالي معين وتكون هذه المشاهدات تستمتع بخاصية الاستقلالية.

و تم صياغة نماذج المحاكاة لغرض اجراء المقارنة بين طرائق التقدير التي تم دراستها في الجانب النظري لغرض تحديد افضلية طرائق التقدير لتقدير دالة البقاء بحيث يمكن افتراض الكثير من الحالات المحتمل وجودها في الواقع العملي والعملي وذلك عن طريق إظهار كيفية تأثر طرائق التقدير نحو التغير في احجام العينات وكذلك التغير في قيم المعلمات للانموذج المدروس ، وان بناء تجارب المحاكاة التي يتم الحصول عن طريقها على الإجابة لعدد التساؤلات تبنى على عدد من المراحل.

(3-2-2) وصف مراحل تجربة المحاكاة: (٦،٧)

(DescriptionSimulationexperiments)

لقد تضمن تجربة المحاكاة عدد المراحل الرئيسة لتقدير المعلمات ودالة البقاء لتوزيع (Odd Chen Fréchet Distribution) وتكون على النحو الاتي:

المرحلة الاولى:

اولا: تحديد القيم الافتراضية للمعلمات (Initial Values determination) :

تم أختيار قيم أفتراضية مختلفة للمعلمات$(\beta, \alpha, \theta, \gamma)$ وكما مبين في الجدول (٣-١) ادناه، وسيكون هناك ٥ نماذج موضحة في الجدول (1-3) مفترض بحسب القيمة الافتراضية للمعلمات$(\beta, \alpha, \theta, \gamma)$ ويعود سبب في اختيار هذه القيم المختلفة للمعلمات هو أن التغير في قيم المعلمات والأحجام المختلفة للعينة سيتم زيادة المعرفة اعطاء فكرة واضحة في سلوك الطرائق المدروسة وتأثرها أزاءالتغير الحاصل في قيم المعلمات واحجام العينات المختلفة.

جدول (٣-١)

قيم المعالمات والنماذج المفترضة

Model	α	θ	β	γ
١	0.002	0.9	0.09	0.5
٢	0.005	0.8	0.09	0.5
٣	0.4	1.1	0.5	0.7
٤	1.1	1.3	1.2	0.9
٥	1.2	1.4	1.1	1.1

<u>المرحلة الثانية:اختيار حجم العينات</u>

لغرض بيان مدى تاثير حجم العينة في دقة النتائج المستحصلة من طرائق التقديرلتقدير معلمات ودالة البقاء ، اذ تم اختيار خمس حجوم مختلفة للعينات هي (n=30, 50,75, 100,150).

ثالثا: تكرار التجربة

تكرار التجربة (r =١٠٠٠) مرة وذلك بهدف الحصول على تجانس عال.

<u>المرحلة الثالثة: مرحلة توليد البيانات (Data Generation):</u> [٨,١٨]

يتم في هذه المرحلة توليد البيانات التي تتبع توزيع (Odd ChenFréchetDistribution) بالمعلمات ($\beta, \alpha, \theta, \gamma$) على وفق الخطوات التالية:

1- توليد البيانات العشوائية التي تتبع التوزيع(Uniform Distribution) الذي تقع ضمن الفترة [0.1] بالاعتماد على الايعاز(Rand) في برنامج ما تلاب .

2- بالاعتماد على طريقة التحويل المعكوس عن طريق استعمال دالة الكثافة التجميعية لتوزيع(Odd ChenFréchetDistribution) ذو الاربع معلمات بمساواة دالة التوزيع التراكمية للتوزيع بالرقم العشوائي الذي تم توليدها في الخطوة(1) وكالآتي:

$$u = F(x.\beta, \alpha, \theta, \gamma)$$

$$u = 1 - \mathrm{Exp}\left(-\alpha\left[\left(\mathrm{Exp}\ \left[e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}} \ -1\right]^{-\beta}\right) - 1\right]\right) \qquad (1\!-\!3)$$

ومـــن معادلـــة (1−3) نجـــد قـــيم المتغيـــر العشـــوائي x الـــذي يتبـــع توزيـــع (OddChenFréchetDistribution)معلمات وكالآتي:

$$t = Q(u) = F^{-1}(u) \qquad ; 0 < u < 1$$

$$u = 1 - \mathrm{Exp}\left(-\alpha\left[\left(\mathrm{Exp}\ \left[e^{-\left(\frac{\theta}{x}\right)^{\gamma}} \ -1\right]^{-\beta}\right) - 1\right]\right)$$

وبالاعتماد على دالة التوليد الذي تم ذكرها في المعادلة (2 − 25)

$$x = \theta\left[1 + \left(-\log\left[\frac{-\alpha\log(1-u)}{\alpha}\right]\right)^{\frac{-1}{\beta}}\right]^{\frac{-1}{\gamma}} \qquad (2-3)$$

<u>المرحلة الرابعة: مرحلة تقدير المعلمات ودالة المعولية</u>

في هذه المرحلة يتم تقدير المعلمات ثم دالة البقاء لتوزيع (OddChenFréchetDistribution)وفق طرائق التقدير المبينة في الجانب النظري الموضحة ادناه:

١- طريقة الامكان الاعظم (ML).
٢- طريقة المربعات الصغرى الموزونة (WLS).
٣- طريقة كريمر فون مايسز (CVM).
٤- طريقة المقدرات التجزيئية (PER).

المرحلة الخامسة: المقارنة بين طرائق التقدير[٤,١]

و في هذه المرحلة يتم تحدد أفضلية طرائق التقدير المستخدمة لتقدير دالة البقاء بعد ان تم حساب مقدرات المعلمات باستعمال طرائق التقدير الاربعة المستخدمة ، ومقارنة تلك المقدرات لطرائق التقدير باستعمال المعيار الاحصائي متوسط مربعات الخطاء (MSE) لكون متوسط وصيغته المقياسيين تكون على النحو الاتي:

$$MSE\left(\hat{S}(t)\right) = \frac{1}{r}\sum_{j=1}^{r}\left(\hat{S}_j(t) - S(t)\right)^2 \qquad (3-3)$$

اذ ان:

r : تمثل عدد تكرارت التجربة.

jr: تمثل حدود المتغير t_i.

$S(t)$: دالة البقاء الحقيقية وفقا للقيم الافتراضية.

$\hat{S}_j(t)$: مقدر دالة البقاء.

$$MSE(\hat{\theta}) = \frac{1}{r}\sum_{j=1}^{r}(\hat{\theta}_j - \hat{\theta})^2 \qquad (3-4)$$

اذ ان:

r : تمثل عدد تكرارت التجربة.

jr: تمثل حدود المتغير t_i.

θ: المعلمة الحقيقية وفقا للقيم الافتراضية.

$\hat{\theta}$: المعلمة المقدرة .

(٣-٢-٣)مناقشة نتائج تجربة المحاكاة

سيتم تحليل نتائج عملية تجربة المحاكاة للوصول الى أفضل الطرائق لتقدير دالة البقاء لتوزيع (OddChenFréchetDistribution)بالاعتماد على متوسط مربعات الخطأ IMSE.

اذ يتضح من الجداول المرقمة من (١) الى (١٠) والاشكال المرقمة من (١) الى (٢٥) الواردة في الملحق (A) المتضمنه نتائج تقدير معلمات توزيع(OddChenFréchetDistribution) ، ولحجوم العينات المختلفة (الصغيرة، والمتوسطة، والكبيرة) والحالات المختلفة للقيم الافتراضية أن تقديرات المعلمات باستعمال طرائق التقدير المعتمدة كافة قد أظهرت قيم المعلمات المقدرة اقرب الى القيم الحقيقية بالنسبة للنماذج وأحجام العينات المفترضة كافة وهذا ما يؤكد ملاءمة طرائق التقدير المستعملة لتقديرمعلمات توزيع (OddChenFréchetDistribution) ، ولغرض الوصول للمقدر الأفضل عن طريق المفاضلة بين طرائق التقدير المدروسة (ML, WOLS, CVM , PER)، فقد تم الاعتماد بشكل عام في هذه الرسالة على المقياس الاحصائي متوسط مربعات الخطأ (MSE) الموضحة نتائجه ايضا في الجداول المذكورة انفاً فضلاً عن ذلك نلحظ تناقص قيم متوسط مربعات الخطاءMSE بزيادة حجم العينة ال تدريجا وهذا السلوك يتوافق مع خصائص هذا المعيار بكونه يتناقص مع زيادة حجم العينة .

ولتفسير النتائج بالنسبة لمتوسط مربعات الخطأ (MSE) باسلوب سهل وواضح تم اعتماد اسلوب الرتب، اذ تم اعطاء رتبة لكل قيمة من قيم متوسط مربعات الخطأ التكاملي (MSE)، اذ ان الرتبة الاولى (١) تعطى لاقل قيمة من MSE والرتبة الرابعة (٤) تعطى لاكبر قيمة MSE ويتم هذا حسب كل حجم عينة ولجميع النماذج كما مبين في الجدول (٣-٢) ادناه:

جدول (٣-٢)

يمثل الرتب الكلية لمتوسط مربعات الخطأ (MSE) لطرائق التقدير كافة ولجميع قيم المعلمات الافتراضية ولجميع النماذج

Models	n	**MLE**	**wols**	**cvm**	**per**
(1)	30	4	2	1	3
	٥٠	٤	١	٢	٣
	75	٤	١.٥	١.٥	٣
	100	٢	3	١	٤
	١٥٠	٢	٣	٤	١
(2)	30	٣.٥	٢	١	٣.٥
	٥٠	٣.٥	٣.٥	١	٢
	75	٤	٢	1	٣
	100	٤	٣	١	٢
	١٥٠	٤	٢	١	٣
(3)	30	٤	١	٢	3
	٥٠	٤	١	٢	3
	75	4	2	1	3
	100	٤	١	٢	3
	١٥٠	٤	١	٣	٢
(4)	30	2	3	1	4
	٥٠	2	3	1	4
	75	2	3	1	4
	100	2	3	1	4
	١٥٠	٢.٥	٢.٥	١	٤
(5)	30	2	3	1	4
	٥٠	٢.٥	٢.٥	1	4
	75	3	2	1	4
	100	2	1.5	1.5	3
	١٥٠	٣	1.5	1.5	٤
$\sum$ Rank		78	54	35.5	80.5
Overall Ranks		٣	٢	١	٤

جدول (٣-٣)

يمثل الـرتب الكلية لمتوسـط مربعات الخطأ (MSE) لـطرائق التقدير كافة ولـجميع قيم المعلمات الافتراضية وحسب حجم العينة.

n	Sum of Ranks	MLE	wols	cvm	per
30	$\sum$ Rank	15.5	١١	6	17.5
	Overall Ranks	3	2	1	4
50	$\sum$ Rank	16	١١	7	16
	Overall Ranks	3.5	2	1	3.5
75	$\sum$ Rank	17	١٠.٥	5.5	17
	Overall Ranks	٣.٥	٢	1	٣.٥
100	$\sum$ Rank	14	١١.٥	6.5	16
	Overall Ranks	3	2	1	4
150	$\sum$ Rank	15.5	10	١٠.٥	١٤
	Overall Ranks	٤	١	٢	٣

من الجدولين (٣-٢) و(٣-٣) أعلاه يتضح ما يلي:

١- افضـــلية طريقـــة كريمـــر فـــون مايســـز (cvm) فـــي تقـــدير معلمـــات توزيـــع (OddChenFréchetDistribution) وذلـك لكونهـا اخـذت الرتبـة الأولـى عنـد احجـام العينات(٣٠، ٥٠،٧٥،١٠٠) في حين اخذت المرتبه الثانية عند حجم العينـة(١٥٠)في التقدير من بين طرائق التقدير أي انها تناسب في تقدير معالم التوزيع عند احجام العينات الصغيرة والمتوسطة.

٢-طريقة المربعات الصغرى الموزونة (WOLS) احتلت المرتبة الثانية في تقدير معالمات توزيع (OddChenFréchetDistribution) عند حجوم عينـات (٣٠، ٥٠،٧٥،١٠٠) فـي حـين احتلـت المرتبـة الاولـى عنـد حجـم العينـة (١٥٠) أي انهـا لا تناسـب فـي تقـديرات احجـام العينـات الصـغيرة والمتوسطة وقد اخذت المرتبة الثانية بين طرائق التقدير بصورة عامة.

٣- طريقة الامكان الاعظم (MLE) احتلت المرتبة الثالثة عند حجم العينة (٣٠,١٠٠) أي انها تناسب في تقديرات حجوم العينات الصغيرة والمتوسطة ومن ثم المرتبـة الثالثـة والنصف عند حجم العينة

(٥٠) والمرتبة الثالثة والنصف عند حجم العينة (٧٥) والمرتبة الرابعة عند حجم العينة (١٥٠) أي وقد اخذت المرتبة الثالثة من بين طرائق التقدير كافة وبصورة عامة.

٤- طريقة المقدرات التجزيئية (Per) احتلت المرتبة الثالثة عند حجم العينة (١٥٠) والمرتبة الثالثة والنصف عند حجم العينة (٧٥,٥٠) والمرتبة الرابعة عند حجم العينة (٣٠) وقد اخذت المرتبة الرابعة من بين طرائق التقدير بصورة عامة.

٥- من خلال الجداول الموجودة في الملحق (A)نلاحظ بأن قيم المعلمات المقدرة تقترب من قيم المعلمات الحقيقية وتزداد اقترابا كلما زاد حجم العينة (n) ولجميع طرائق التقدير المستعملة.

٦- من خلال الجداولالموجودة في الملحق (A) نلاحظ تناقص القيم الخاصة بالمعيار الاحصائي متوسط مربعات الخطاء (MSE) كلما زاد حجم العينة وهذا يطابق النظرية الخاصة بهذا المؤشر.

٧- من خلال الجداول الخاصة بتقدير معلمات توزيع(OddChenFréchetDistribution) الموجودة في الملحق (A) نلاحظ افضلية الانموذج الخامس من بين النماذج الأخرى في تقدير المعلمات الافتراضية حيث كانت المقدرات مقاربة للقيم الافتراضية الخاصة بالانموذج الخامس وكذلك يمتلك اقل قيم من متوسط مربعات الخطأ (MSE).

جدول (٣-4)

يمثل الرتب لمتوسط مربعات الخطأ (MSE) لمقدر دالة البقاء لطرائق واحجام العينات والنماذج كافة

Models	n	MLE	Wols	Cvm	Per
(١)	٣٠	٣	٢	١	٤
	٥٠	١	٢	٣	٤
	٧٥	١	٢	٣	٤
	١٠٠	١	٢	٣	٤
	١٥٠	٢	٣	١	٤
(٢)	٣٠	٣	٢	١	٤
	٥٠	٢	٣	١	٤
	٧٥	١	٤	٣	٢
	١٠٠	١	٣	٢	٤
	١٥٠	١	٤	٣	٢
(٣)	٣٠	٣	٢	١	٤
	٥٠	٤	٢	١	٣
	٧٥	٢	٣	١	٤
	١٠٠	٤	٢	١	٣
	١٥٠	٣	٤	١	٢
(٤)	٣٠	٣	٢	١	٤
	٥٠	٤	٢	١	٣
	٧٥	٣	١	٢	٤
	١٠٠	٣	١	٢	٤
	١٥٠	١	٣	٢	٤
(٥)	٣٠	٤	٢	٣	١
	٥٠	٤	٢	٣	١
	٧٥	٤	١	٢	٣
	١٠٠	٤	١	٢	٣
	١٥٠	٣	٢	١	٤
$\sum Ranks$		65	57	45	83
Rank of methods		٣	٢	١	4

جدول (٣-٥)

يمـثل مـجموع الـرتب الـكلية لـمتوسط مـربعات الـخطأ (MSE) لـطرائق تقديـر دالة البقاء حسـب حجم الـعينة.

n	Sum of Rank	MLE	Wols	Cvm	Per
30	$\sum Ranks$	16	10	7	17
	Overall Ranks	3	2	1	4
50	$\sum Ranks$	15	11	9	15
	Overall Ranks	3.5	٢	1	3.5
75	$\sum Ranks$	11	11	11	17
	Overall Ranks	2	2	2	4
100	$\sum Ranks$	13	9	10	18
	Overall Ranks	3	1	2	4
150	$\sum Ranks$	10	16	8	16
	Overall Ranks	2	٣.٥	1	٣.٥

نلاحظ من الجدول (٣-4) والجدول (٣-5) أعلاه ما يلي:

١- تكون الأفضلية لطريقة كريمر فون مايسز (Cvm) في تقدير دالة البقاء للأنموذج الاحتمالي الجديد OddChenFréchetDistribution حيث اخذت الرتبة الجزئية الأولى عند حجوم العينات (30، ١٠٠,١٥٠) بينما اخذت الرتبة الجزئية الثانية عند حجوم العينات (٧٥,١٠٠)واثبتت

كفاءتها في التقدير عند حجوم العينات الصغيرة والمتوسطة والكبيرة وقد اخذت المرتبة الاولى من بين طرائق التقدير لدالة البقاء كافة وبصورة عامة.

٢- تكون الأفضلية لطريقة الامكان الاعظم (MLE) لتقديردالة البقاء الانموذج الاحتمالي (OddChenFréchetDistribution) عندما تكون حجوم العينات (٧٥,١٥٠) حيث اخذت الرتبة الجزئية الثانية اي انها تكون اكثر ملائمة عند حجوم العنات الكبيرة بينما اخذت الرتبة الجزئية ٣عند حجوم العينات (٣٠,١٠٠) والرتبه الجزئية ٣.٥عند حجم العينة (٥٠) وقد اخذت المرتبة الثالثة من بين طرائق التقدير لدالة البقاء كافة وبصورة عامة.

٣- ان طريقة المقدرات التجزيئية (Wols) اخذت الرتبة الجزئية الثانية لتقدير دالة البقاء بالنسبة لحجوم العينات (٣٠,٥٠,٧٥)والرتبة الثالثة والنصف بالنسبة لحجوم العينات(١٥٠)وقد اخذت اللرتبه الاولى بالنسبة لحجوم العينات(١٠٠) وقد اخذت المرتبة الثانية من بين طرائق التقدير لدالة البقاء كافة وبصورة عامة.

٤- وان طريقة المقدرات التجزيئية (Per) اخذت الرتبة الجزئية الرابعة بالنسبة لحجوم العينا ت (٣٠,٧٥,١٠٠) بينما اخذت الرتبه(٣.٥) بالنسبة لحجوم العينات (٥٠، ١٥٠) لتقدير دالة البقاء وقد اخذت المرتبةالرابعة من بين طرائق التقدير لدالة البقاء كافة وبصورة عامة.

٥- من خلال الرسوم البيانية لكل نموذج نلاحظ ان طريقة المربعات الصغرى الموزونة تكون تقديراتها متقاربة جدا من القيم الحقيقية (الافتراضية) عندما يكون حجم العينة (١٠٠،١٥٠) في حين تبتعد تقديراتها عن القيم الحقيقية عندما يكون حجم العينة (٣٠،٥٠,٧٥).

٨- من خلال الجداولالموجودة في الملحق (A) نلاحظ تناقص القيم الخاصة بالمعيار الاحصائي متوسط مربعات الخطاء (MSE) بالنسبة لدالة البقاء كلما زاد حجم العينة وهذا يطابق النظرية الخاصة بهذا المؤشر.

الفصل

الجانب التطبيقي

تمهيد(Preface) :

يتضمن هذا الفصل الجانب التطبيقي من هذه الدراسة لتقدير معلمات ودالة البقاء اذ تم استعمال بيانات حقيقية للأشخاص المصابين بمرض الفشل الكلوي خلال الفترة(2010/2/8) ولغاية (2020/7/3) ولكلا الجنسين حيث تم اختيار مستشفى الحسين التعليمي في محافظة كربلاء المقدسة موقع لجمع البيانات الحقيقية الذي تخص هذه الدراسة بهدف تطبيقها على توزيع The Odd Chen FrecheDistribution ذو اربع معلمات بعد ان تم اجراء تطبيق اختبار حسن المطابقة لبيان مدى ملائمة البيانات الحقيقية المستخدمة مع توزيع The Odd Chen FrecheDistribution المستعمل ثم تقدير دالة البقاء باستعمال كريمر فون ماسز(CVM) التي ظهرت افضليتهافي التقديرفي الجانب التجريبي من خلال مخرجات المحاكات بالاعتماد على البرامج الذي كتبت بلغة (Matlab12) المدرج في الملحق (1).

(2-4)نبذة مختصرة الفشل الكلوي: [٢٨,٣٦]

يعد الفشل الكلوي توقف مفاجئ لوظائف الكلية و هو المرحلة النهائية من أمراض الكلى ، وهو مصطلح في الطب يشير إلى حالت فشل الكلى في عملية إزالة الفضلات الايضية من الدم بشكلها الصحيح ونتيجة لذلك حصول اضطرابات طبية من خلالها لايمكن للكلى أن تعمل نهائيا، وهنالك نوعان اساسيا من امراض الفشل الكلوي ، فشل كلوي حاد يمكن معالجته بالعادة والفشل الكلوي المزمن وهو لايمكن معالجه نهائا ،وهناك تفسير رئيسي لسبب المرض يشير الى قلة معدل الترشيح الكبيبي وهو معدل ضخ الدم إلى الكبيبات في ايضا عن طريق انخفاض أو نقص في إنتاج البولي اقل من ٣٠مل في الساعة أو تحديد نسبة النفايات (الكرياتينين و اليوريا) الموجودة في الدم إذ يمكن ملا حظة البول الدموي اوفقدان الدم في البول نهائيا .

(1-2-4) اسباب المرض: [٢٨,٣٦]

١- ارتفاع في ضغط الدم المزمن الذي لم يتم علاجه مبكر.

٢- الاصابة ببعض الإمراض المناعية الذاتية كالذئبة الحمراء.

٣- بسبب السل الكلوي او سرطان الكلية الناتج عن السل الرئوي المزمن.

٤- بسب حصاى الكلى الذي محتمل أن تحدث انسداداًت في المسالك البولية و انسدادها.

٥- قد يكون سبب انسداد و ضيق المجاري البول قدتكون وراثية أو ناتجة عن التهابات التي يتم إهمالها من يحدث التصاق في المجاري البولية ومن ثم الانسداد الذي يدمر الكلية إذا لم تتم معالجته.

(4-2-2) اعرض المرض: [٢٨,٣٦]

أن اعراض مرض الفشل الكلوي وشدتها تكون متفاوتة من مريض لأخر والأكثر شيوعا منها: -

١- يشكو المصاب من روائح غريبة إثناء التنفس.

٢- النزيف من الأنف ، و الأطراف عند أي كدمة و ملاحظه تغير لون البرازو البول.

٣- شحوب الوجه و الدوارو قله التركيز و فقدان التوازن و غيرها.

٤- تورم الإطراف السفلية و قد يتطور التورم حتى يشمل كل الجسم و الوجه و قد يعاني المصاب بالإرهاق المستمر.

١- فقدان الشهية و الغثيان و القيء و قد يشعر المريض بطعم الحديد في فمه.

٢- غير مستوى الوعي و الإحساس بالدوار، قد يفقد المريض الوعي و يصاب بالغيبوبة.

٣- قد يظهر على المريض إعراض ارتفاع ضغط الدم الصداع و التعب و خفه الرأس.

(4-2-3) تشخيص المرض [٢٨,٣٦]

يعتمد التشخيص على الفحص السريري و العلامات وكذلك الأعراض و الفحوصات المختبريه المتعلقة بفحص كيمياء الدم و تحاليل البول و الاشعه و العلامات الحيوية كضغط الدم.

١- فحص إنزيمات الكلية و اليوريا و الكرياتينين.

٢- تحاليل الدم و فحص نسب الشوارد كالبوتاسيوم و الصوديوم.

٣- السونار للبطن و الكلية.

٤- الاشعه السينية و المقطعية.

(4-2-4)أساليب العلاجلة للمرض: [٢٨,٣٦]

١- مراقبه نسبة السوائل المتناولة و الخارجة.

٢- هظم الطعام و إتباع رجيم غذائي بحيث يكون غني بالسكريات و قليل البروتينات و الصوديوم و البوتاسيوم.

٣- المضادات الحيوية بحيث لا تؤثر على الكلية و تزيد من تدهورها.

٤- الغسيل الكلوي و هو عمليه يتم فيها فلتره الدم باستخدام بعض الأجهزة أو الغسيل عبر الغشاء البيرتوني.

(3-4)جمع البيانات الحقيقية المتعلقة بالرسالة (Real Data Collection):

لقد تم جمع البيانات المتعلقة بالدراسة لعدد من المصابين بالفشل الكلوي من سجلات دائرة مستشفى الحسين التعليمي في محافظة كربلاء المقدسة والبالغ عددها (110) مشاهدة تمثل أوقات بقاء المرضى بالاسابيع تحت المراقبة والعلاج لحين الوفاء وتم تبويب البيانات للأشخاص المصابين لغرض الحصول على أوقات الحياة (Survival Time)وذالك بطرح تاريخ الإصابة المرض من تاريخ الوفاة وكما يلي :

جدول (٤-١)

البيانات أوقات البقاء الحقيقية للاشخاص المصابين بالفشل الكلوي

0.14	0.39	1.25	1.45	1.65	2.1	2.69	3	3.5	4.1	4.8
0.14	0.39	1.25	1.45	1.7	2.15	2.7	3.1	3.6	4.3	4.8
0.21	0.4	1.27	1.5	1.73	2.2	2.75	3.15	3.6	4.4	4.9
0.28	0.4	1.3	1.5	1.75	2.4	2.8	3.15	3.6	4.45	4.95
0.28	0.42	1.3	1.55	1.77	2.4	2.8	3.17	3.75	4.45	5
0.28	0.42	1.35	1.55	1.8	2.45	2.9	3.2	3.8	4.5	5.1
0.3	0.45	1.38	1.58	1.85	2.5	2.95	3.2	3.9	4.55	5.15
0.32	1	1.39	1.6	1.9	2.6	2.95	3.25	4	4.6	5.2
0.35	1	1.4	1.6	2	2.65	2.97	3.3	4	4.65	5.25
0.35	1.2	1.4	1.65	2	2.67	3	3.4	4	4.75	5.5

(٤-٤) اختبار حسن المطابقة (Goodness of fit):[37]

في ضوء استخدام هذا الاختبار نستنتج ما إذا كانت البيانات الواردة في الجدول (٤-١) تتبع توزيع (OddChenFréchetDistribution) قيد الدراسة ام لا، وتم استعمال اختباركولمكروف (Chi Square test)، واستخدم برنامج (Matlab12) لإجراء الاختبار.

وان الصيغة الرياضية لإحصاءة اختبار مربع كاي (Chi Square test) هي:

$$x^2 = \sum_{j=1}^{n} \frac{(O_j - E_j)^2}{E_j} \quad \ldots (1-4)$$

اذ ان:

O_j : تمثل تكرار المشاهدة .

E_j : تمثل التكرار المتوقع .

وتم صياغة الفرضية على النحو الاتي:

H_0: The data have OddChenFréchetDistribution.

H_1: The data do not have OddChenFréchetDistribution.

تم اجراء الاختبار وكانت قيمة (P-Value = 0.0680) وهذه القيمة أكبر من مستوى المعنوية (٠.٠٥)، لذا يكون القرار لا نرفض فرضية العدم أي ان البيانات تتبع توزيع (OddChenFréchetDistribution).

(٤-5)معايير اختيار أفضل توزيع:

يتم اختيار أفضل توزيع لتمثيل البيانات في الجدول (٤-١) من خلال المعايير التي تم التطرق اليها في الجانب النظري من الفصل الثاني، وتم الحصول على نتائج المقارنة في الجدول (٤-٢).

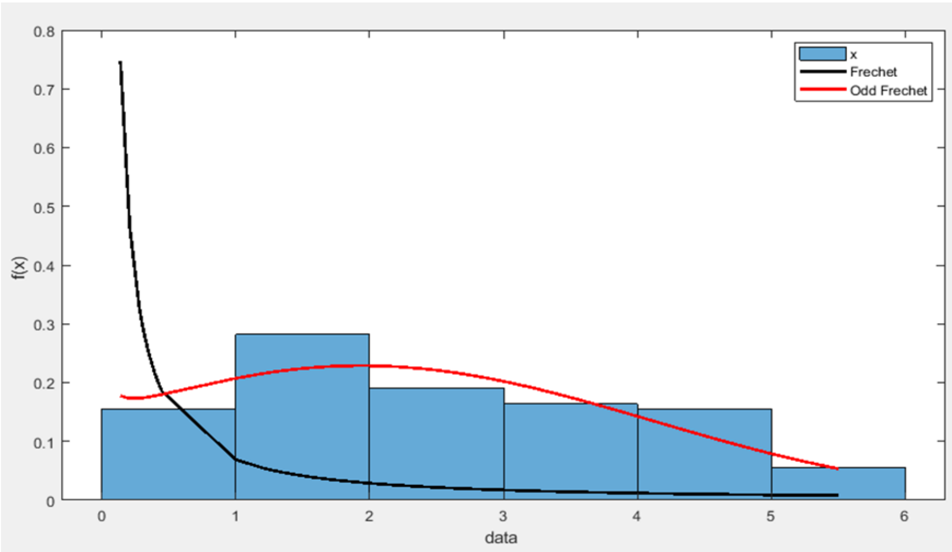
الجدول (٤-٢)

يبين قيم المعايير المستخدمة للمقارنة بين توزيع (OddChenFréchet) وتوزيعFréchet

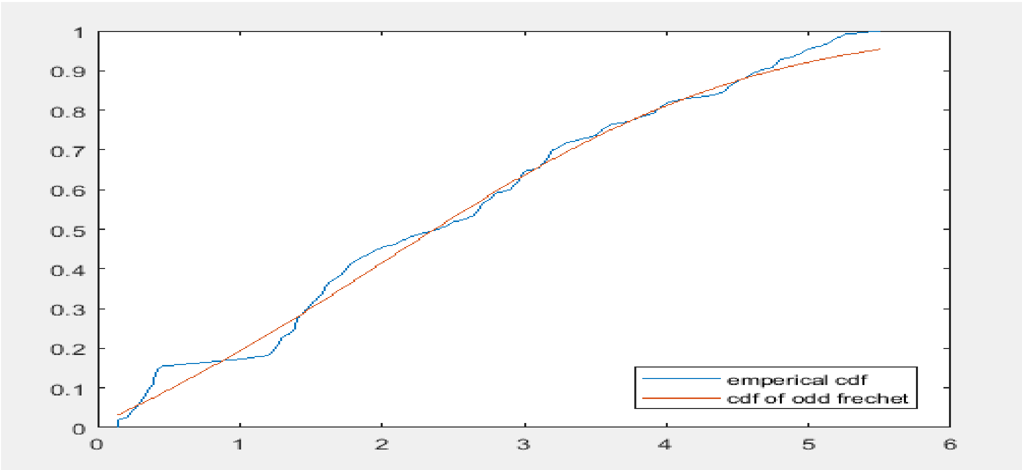
dist	Parameter estimation				Logl	AIC	AICc	BIC
	α	β	γ	θ				
ochF	١.٢	١.1	0.٩	1.4	-222.4239	452.8478	453.2216	463.6497
F	-	١.1	0.٩	1.4	-230.0192	464.0383	464.1484	469.4393

نلاحظ من الجدول أعلاه بان توزيع (OddChenFréchet) يمتلك اقل قيمة بالنسبة لمعايير الاختبار الثلاث وبذلك يعد توزيع (OddChenFréchet) الأفضل في تمثيل البيانات الحقيقية للاشخاص المصابين بالفشل الكلوي .

والشكل (٤-١) يوضح مدى ملائمة توزيع (OddChenFréchet) لبيانات قيد الدراسة الحقيقية مقارنةً بتوزيع (Fréchet)



شكل (4-١) يوضح ملائمة توزيع (OddChenFréchet) في تمثيل البيانات الحقيقية بشكل أفضل وأدق مقارنة بتوزيع (Fréchet). المصدر: اعداد الباحث



شكل (4-٢) يوضح الدالة التراكمية (CDF) لتوزيع (**OddChenFréchet**) مقارنة مع الدالة التراكمية (CDF) للتوزيع التجريبي للبيانات الحقيقية.

(4-٦)تقدير دالة البقاء للبيانات الحقيقية:

عن طريق ما توصلنا اليه في الجانب التجريبي وبيان افضلية طريقة كريمر فون مايسز (cvm) في تقدير دالة البقاءلتوزيع (**OddChenFréchet**) من بين طرائق التقدير الاخرى، فقد تم استعمالها لتقدير دالة البقاء بالنسبة للبيانات الحقيقية وباستعمال برنامج كتب بلغة (Matlab15)، والجدول (٤-٣) يوضح قيم مقدرات دالة البقاء للبيانات الحقيقية.

الجدول (٤-٣)

يبين قيم مقدرات ودالة البقاء $S(t)$ للبيانات الحقيقية

i	t_i	S(t)	i	t_i	S(t)	i	t_i	S(t)
1	0.14	0.9949665	38	1.6	0.6743735	75	3.17	0.3208457
2	0.14	0.9949665	39	1.6	0.6622166	76	3.2	0.3208457
3	0.21	0.9869614	40	1.65	0.6622166	77	3.2	0.3115905
4	0.28	0.9765116	41	1.65	0.6500896	78	3.25	0.3024752
5	0.28	0.9765116	42	1.7	0.6428298	79	3.3	0.2846712
6	0.28	0.9765116	43	1.73	0.6379974	80	3.4	0.2674474
7	0.3	0.973194	44	1.75	0.6331713	81	3.5	0.2508159
8	0.32	0.9697548	45	1.77	0.6259448	82	3.6	0.2508159
9	0.35	0.9643926	46	1.8	0.6139365	83	3.6	0.2508159
10	0.35	0.9643926	47	1.85	0.601977	84	3.6	0.2270004
11	0.39	0.9569123	48	1.9	0.5782219	85	3.75	0.2193677
12	0.39	0.9569123	49	2	0.5782219	86	3.8	0.2045653
13	0.4	0.9549899	50	2	0.5547139	87	3.9	0.1903836
14	0.4	0.9549899	51	2.1	0.5430627	88	4	0.1903836
15	0.42	0.9510883	52	2.15	0.5314855	89	4	0.1903836
16	0.42	0.9510883	53	2.2	0.4859921	90	4	0.1768249
17	0.45	0.9451053	54	2.4	0.4859921	91	4.1	0.151575
18	1	0.8204922	55	2.4	0.474841	92	4.3	0.1398784
19	1	0.7720505	56	2.45	0.4637859	93	4.4	0.1342601
20	1.2	0.7598562	57	2.5	0.4419772	94	4.45	0.1342601
21	1.25	0.7598562	58	2.6	0.4312302	95	4.45	0.128794
22	1.25	0.7549731	59	2.65	0.4269618	96	4.5	0.123479
23	1.27	0.7476443	60	2.67	0.422711	97	4.55	0.1183142

24	1.3	0.7476443	61	2.69	0.4205923	98	4.6	0.1132982
25	1.3	0.735422	62	2.7	0.4100666	99	4.65	0.1037076
26	1.35	0.7280863	63	2.75	0.3996561	100	4.75	0.09913
27	1.38	0.725641	64	2.8	0.3996561	101	4.8	0.09913
28	1.39	0.7231958	65	2.8	0.3791921	102	4.8	0.0904021
29	1.4	0.7231958	66	2.9	0.369144	103	4.9	0.0862483
30	1.4	0.710972	67	2.95	0.369144	104	4.95	0.0822322
31	1.45	0.710972	68	2.95	0.36516	105	5	0.0746047
32	1.45	0.6987566	69	2.97	0.3592222	106	5.1	0.0709892
33	1.5	0.6987566	70	3	0.3592222	107	5.15	0.067503
34	1.5	0.6865553	71	3	0.3397671	108	5.2	0.0641437
35	1.55	0.6865553	72	3.1	0.3302385	109	5.25	0.0491683
36	1.55	0.6792435	73	3.15	0.3302385	110	5.5	0.9949665
37	1.58	0.6743735	74	3.15	0.326465			
sum	273.290	55.6860	mean	2.484	0.5062			

نلاحظ من الجدول (٤-٣) ما يأتي:

١- إن العلاقة بين دالة البقاء S (t) والزمن علاقة عكسية أي كلما زاد الزمن قلت قيمة دالة البقاء وهذا ما نلاحظه بصورة واضحة في العمود الخامس الذي يمثل دالة البقاء S (t)، ان هذا السلوك يطابق سلوك دالة دالة البقاء S (t) كونها متناقصة مع الزمن ، وإن متوسط قيمتها يبلغ (0.5020) أي أي نسبة عدم بقاء المصاب بالفشل الكلوي على قيد الحياة هو 50% تقريبا .

٢- إن قيم دالة الكثافة التجميعية (CDF) للفشل تكون متزايدة مع الزمن أي ان العلاقة بينهما تكون طردية هذا ما نلاحظه في العمود الرابع F(t)، وان متوسط قيمتها يبلغ (54.7853) أي بنسبة (٥0%) تقريبا.

٣- إن مجموع متوسط قيمة دالة البقاء و دالة الكثافة التجميعية مساويا للواحد اي انهما مكمل أحدهما للأخر.

٤- ان متوسط الوقت للوفاة يبلغ (2.4845)أسبوع متوسط وقت وفاة المصاب بالفشل الكلوي يبلغ (17) اسبوعا تقريبا.

٥- بالأمكان الحصول على أحتمال البقاء للمصاب بالفشل الكلوي عن طريق أستعمال دالة البقاء لغرض التنبوء بأحتمال وفاة المصاب بعد مده محددة من الزمن على سبيل المثال أحتمال البقاء

المصاب بعد (١٣)يوم p(t>1.8)= 0.174673569362366 وكذلك بالنسبة للفترات الزمنة الأخرى .

٦- نلاحظ من الجدول (٤-٣)ان احتمال بقاء الشخص على قيد الحياة لطريقة كريمر فون مايسز في كان ما يقارب ٩٧% ولكن بمرور الوقت فأن عدد الذين فارقوا الحياة قد ازداد بالتالي فان دالة البقاء قد انخفضت واصبحت قريبة من ٤% عندما حصلت الوفاة رقم (١١٠) وهذا يدل على ان دالة البقاء تتناسب عكسيا مع الزمن .

الفصل الخامس

الاستنتاجات والتوصيات

الاستنتاجات والتوصيات

سيتم في هذا الفصل تقديم اهم الاستنتاجات والتوصيات التي تم التوصل اليها الباحث.

(٥-١)الاستنتاجات:

١- اظهر الجانب التجريبي وبالاعتماد على المقياس الاحصائي متوسط مربعات الخطأ (MSE):

●ان طريقة كريمر فون مايس(cvm) قد حققت المرتبه الاولى في الافضلية عند حساب مقدرات معلمات ودالة لبقاء لتوزيع (**OddChenFréchet**)عند احجام العينات المتوسطة والكبيرة (٣٠,٥٠، ٧٥، ١٠٠).

●ان طريقة المربعات الصغرى الموزونةWols قد حققت المرتبة الثانية في حساب مقدرات المعلمات و دالة البقاء لتوزيع (**OddChenFréchet**)عند احجام العينات الصغيرة والمتوسطة (٣٠,٥٠,٧٥).

●ان طريقة المقدرات التجزيئية (Pre) تعد رابع أكفأ طريقة في تقدير دالة البقاء لتوزيع (**OddChenFréchet**) و لحجوم العينات(١٠٠ ٣٠,٥٠,٧٥).أي انها احتلت المرتبةالرابعة من حيث الأفضلية.

●ان طريقة الامكان الاعظم(MLE) احتلت الرتبة الثالثة في تقدير معلمات ودالة البقاء لتوزيع (**OddChenFréchet**) بالنسبة لكافة النماذج .أي انها احتلت المرتبة الثالثة من حيث الأفضلية.

٢- ان دالة البقاء متناقصة مع الزمن ولجميع طرائق التقدير وهذا يتوافق مع ماتم عرضة في الجانب النظري.

٣- ان قيم متوسط مربعات الخطأ (MSE) لتقدير دالة البقاء تتناقص بزيادة حجم العينة ولجميع طرائق التقدير وهذا ما ينسجم مع النظرية الإحصائية.

٤- من نتائج التطبيق العملي وعن طريق اختبارات حسن المطابقة (Goodness of fit) وجد أن التوزيع الاحتمالي المقترح (**OddChenFréchet**)يمثل ويصف البيانات الحقيقية افضل من توزيع (**Fréchet**) وهذا يعكس أهمية التوزيع الاحتمالي المقترح مقارنة بالتوزيع الاحتمالي الاصلي.

٥- قيم دالة الكثافة التجميعية تقع بين الصفر والوأحد وهي في حالة تزايد وتتناسب طرديا مع الزمن.

(٥-٢)التوصيات:

بالاعتماد على إجراءات الرسالة واستنتاجاتها يوصي الباحث بالاتي:

١- استعمال طريقة كريمر فون مايسز (CVM) في تقدير معلمات ودالة البقاء لتوزيع (**OddChenFréchet**)عند احجام العينات الصغيرة والمتوسطة والكبيرة وطريقة المربعات الصغرى الموزونة عند احجام العينات الصغيرة والمتوسطة .

٢- اجراء تقديرات لدالة البقاء باستعمال عينات خاضعة للرقابة من النوع الاول والثاني للاشخاص المصابين بالفشل الكلوي .

٣- الاهتمام بالحصول على البيانات مرض الفشل الكلوي في جميع محافظات العراق لحساب دالة البقاء ودالة المخاطرة.

٤- تعد مرض الفشل الكلوي من الامراض الخطيرة فلا بد من إقامة دورات توعية ومختبرات خاصة للكشف عن المرض والوقاية من انتشاره.

٥- يوصي الباحث بأنشاء برنامج إرشادي لتخفيض مستوى قلق الموت لدى الفئات العمرية الاكثر أحتمال الاصابة بمرض الفشل الكلوي .

٦- بامكان الجهات ذات العلاقة ان تاخذ بنظر الاعتبار نتائج هذه الدراسة للاستفادة منها في مجال البقاء اومجالات اخرى.

٧- تطبيق التوزيع المقترح في دراسات تتعلق بتقدير المعولية والتطبقات الطبية والصناعية وغيرها.

٨- اجراء الدراسات والبحوث المستقبلية التي تهدف الى تقدير دالة البقاء لتوزيع (**OddChenFréchet**) في حالة وجود بيانات خاضعة للرقابة.

٩- استعمال طرائق تقدير اخرى كالطرائق البيزية والطرائق اللامعلمية لتقدير معلمات ودالة البقاء لتوزيع (**OddChenFréchet**)ومقارنتها بالطرائق التي اعتمدت في هذه الدراسة.

١٠- التوسع في استعمال نظرية التوزيعات المركبة للحصول على توزيعات مركبة جديدة وذلك لمرونتها العالية في تمثيل ووصف البيانات المعقدة .

١١- بناء توزيع احتمالي باستعمال العائلة الجديدة (**OddChen**) واستخدام توزيعات اخرى كتوزيعات أساسية ودراسة خصائصه الإحصائية ومقارنته مع توزيع (**OddChenFréchet**) من حيث الكفاءة والدقة في تمثيل البيانات.

المصادر

اولا: المصادر العربية

١. العبادي ،كرم ناصر و الخالدي، عواد كاظم ، (٢٠٢٢)، "تقدير دالة البقاء للأشخاص المصابين بمرض كرونا في محافظة كربلاء بواسطة نموذج احتمالي مقترح (Frecht-Gamma)"، بحث منشور – مجلة جامعة وارث الانبياء، ص ١-١٨.

٢. الصفاوي، صفاء يونس و الجّمال ، زكريا يحيى ، (٢٠٠٦)، " استخدام طريقة الامكان الاعظم وطريقة كابلن –مبير لتقدير دالة المعولية مع التطبيق على معمل اطارات بابل"، تنمية الرافدين، العدد ٨٢، ص ٩-٢٠.

٣. سلمان ، محمد صادق ، (٢٠٢٠)، "بناء نموذج احتمالي لتوزيع دالة القوة الموسع لتقدير دالة المخاطرة الضبابية"، رسالة ماجستير في علوم الاحصاء – كلية الادارة والاقتصاد ، جامعة كربلاء بحث.

٤. صالح ، احمد علوان، (٢٠١٦)، "طرائق تقدير دالة المخاطرة لتوزيع مقارنة مع تطبيق عملي"، رسالة ماجستير ، قسم الاحصاء، كلية الادارة والاقتصاد، جامعة بغداد.

٥. صادق الباقر ، زينب محمد باقر ، (٢٠١٧)، "تقديرات دالة المعولية لتوزيع بواسون مع تطبيق عملي"، رسالة ماجستير في علوم الاحصاء-كلية الادارة والاقتصاد، جامعة كربلاء، ص١٠.

٦. ماجد، شهد شوكت ، مقارنة بعض طرائق تقدير معولية توزيع فريچت باستعمال معاينة المجموعات المرتبة (مع تطبيق عملي)، رسالة ماجستير مقدمة الى مجلس كلية الادارة والاقتصاد ، جامعة كربلاء ، ٢٠١٩، ص ١٧.

٧. زينب فالح حمزه ، (٢٠١٥)، " تقدير معلمات و دالة المعولية لتوزيع فريجت باستعمال مع تطبيق عملي"، رسالة ماجستير في علوم الاحصاء، كلية الادارة والاقتصاد، جامعة بغداد.

ثانيا: المصادر الانكليزية

8. Al-Mofleh, H., et al., (2020), " A New Extended Two-Parameter Distribution: Properties, Estimation Methods, and Applications in Medicine and Geology", Journal of Mathematics, vol. 8, P.1578.

9. Abbas, K. and Yincai, T. (2012), “Comparison of Estimation Methods for Frechet Distribution with Known Shape”, Caspian Journal of Applied Sciences Research, vorl.1, No.10, PP.58-64.
10. Abid, S.H., 2016. "Properties of doubly-truncated Fréchet distribution". American Journal of Applied Mathematics and Statistics, 4(1), pp.9-15.
11. Abouelmagd, T. H. M., Hamed, M. S., Afify, A. Z., Al-Mofleh, H., & Iqbal, Z. (2018). The Burr X Fréchet distribution with its properties and applications. J. Appl. Probab. Stat, 13, 23-51.
12. Abid, S. H. (2014). The fréchet stress-strength model. *International Journal of Applied*, *3*(3), 207-213.
13. Barreto-Souza, W., Cordeiro, G. M., & Simas, A. B. (2011). Some results for beta Fréchet distribution. *Communications in Statistics—Theory and Methods*, *40*(5), 798-811.
14. Badr, M. M. (2010). Studying The Exponentaited Frechet Distribution.
15. Cavanaugh, J. E. (1997), " Unifying the Derivations for the Akaike and Corrected Akaike Information Criteria", Statistics & Probability Letters 33, pp.201-208.
16. Dey, S. *et al.*, (2018), “Statistical Properties and Different Methods of Estimation of Gompertz Distribution with Application”, vol.21.P.15.
17. El-Morshedy, M., Eliwa, M. S., & Afify, A. Z. (2020). The odd Chen generator of distributions: Properties and estimation methods with applications in medicine and engineering.
18. El-Morshedy, M., Eliwa, M. S., & Afify, A. Z. (2020). The odd Chen generator of distributions: Properties and estimation methods with applications in medicine and engineering.

19.Fabozzi , F. J. et al., (2014), " Model Selection Criterion: AIC and BIC", THE BASICS OF FINANCIAL ECONOMETRICS, John Wiley & Sons, Inc., PP.399-403.

20.Gary, H. D., (2002)," Applications of the Fréchet distribution function",Int. J. of Materials & Product Technology, Vol. 17.

21.Hamza, Z. F. (2015). Comparing Estimators of Scale and Reliability Function of Frechet two Parameters Distribution. THE IRAQI MAGAZINE FOR ADMINISTRATIVE SCIENCES, 11(44), 165-178.

22.Krishna, E., Jose, K. K., & Ristić, M. M. (2013). Applications of Marshall–Olkin Fréchet distribution. Communications in Statistics-Simulation and Computation, 42(1), 76-89.

23.Koyejo S.O. et al., (2020), " Extension of Comparative Analysis of Estimation Methods for Frechet Distribution Parameters", International Journal of Research and Innovation in Applied Science (IJRIAS) | Volume V, Issue IV, PP. 2454-6194.

24. Mahmoud, M. R., & Mandouh, R. M. (2013). On the transmuted Fréchet distribution. Journal of Applied Sciences Research, 9(10), 5553-5561.

25.Nasiru, S., Mwita, P. N., & Ngesa, O. (2019). Alpha power transformed Frechet distribution. Applied Mathematics & Information Sciences, 13(1), 129-141.

26.Nasrallah, M. W., (2018), " Estimating parameters Gumbel Pareto Distribution", Diyala Journal for pure sciences, Vol.14, No.2, PP.53-60.

27.Portet, S. , (2020), " A primer on model selection using the Akaike Information Criterion", KeAi Chinese roots Global impact, S. Portet / Infectious Disease Modelling 5, PP. 111-128.

28.paust, H.J.; Turner, J.E.; Steinmetz, O.M .;Peters, A.; Heymann, F.; Hölscher ,C.; Wolf, G.; Kurts, C.; Mittrücker, H.W.; Stahl, R.A.and Panzer,U..The

IL23/Th17 axis contributes to renal injury in experimental glomerulonephritis, J. Am. Soc. Nephrol ., 20: 969–979. 2009.

29. Singh, R. K. et al., (2016), " Maximum product spacings method for the estimation of parameters of generalized inverted exponential distribution under Progressive Type II Censoring", Journal of Statistics and Management Systems, Vol. 19, No. 2, pp. 219–245.

30. Tseng, K-W., (2015), "A simple lecture note on AIC and BIC", : https://www.researchgate.net/publication/277137869.

31. ul Haq, M. A., Yousof, H. M., & Hashmi, S. (2017). A New Five-Parameter Fréchet Model for Extreme Values. Pakistan Journal of Statistics & Operation Research, 13(3).

32. Venegas-Martínez, F., Ortiz-Arango, F., & Ortiz-Ramírez, A. (2012). Temporary stabilization: a Fréchet-Weibull extreme value distribution approach. EconoQuantum, 9(1), 35-55.

33. Yadav, A. S. et al., (2019), "The Inverse Xgamma Distribution: Statistical Properties and Different Methods of Estimation", Springer-Verlag GmbH Germany, part of Springer Nature 2019.

34. Yadav, A. S. et al., (2020), "Statistical properties and different methods of estimation for extended weighted inverted Rayleigh distribution", Statistics in transition, vol.21, No.2, PP.119-131.

35. Yousof, H. M., Afify, A. Z., Abd El Hadi, N. E., Hamedani, G. G., & Butt, N. S. (2016). On six-parameter Fréchet distribution: properties and applications. Pakistan Journal of Statistics and Operation Research, 281-299.

36. https://www.webteb.com/kidney-urology/diseases/%D8%A7%D9%84%D9%81%D8%B4%D9%84-%D8%A7%D9%84%D9%83%D9%84%D9%88%D9%8A.

الملاحق

جدول (1)
يوضح متوسط القيم التقديرية للمعلمات ومتوسط مربعات الخطأ (MSE) والرتب الجزئية لطرائق التقدير كافة ولكافة احجام العينات للأنموذج الأول (θ=00.9 , α=0.002 ، β=0.9 ، γ = 0. 5)

n	Est.par.	MLE	Wols	CVm	Per
30	$\hat{\alpha}$	0.002539928225	0.002585735135	0.002627120726	0.00291929384
	MSE	0.269964112959	0.292867567544	0.3135603630972	0.45964692063
	Rank	1	2	**3**	**4**
	$\hat{\beta}$	0.887372674672	0.899387010501	0.8997210659248	0.89453523942
	MSE	0.014030361474	0.000681099443	0.000309926750	0.006071956
	Rank	4	3	**1**	**2**
	$\hat{\theta}$	0.1146634816	0.091007356235	0.09046102112622	0.098764559523
	MSE	0.274038685113	0.011192847060	0.005122456958	0.0973839947
	Rank	4	3	**1**	**2**
	$\hat{\gamma}$	0.555863200494	0.49887391429	0.49948799537626	0.489874672992
	MSE	0.11172640098	0.002252171415	0.001024009247	0.0202506540
	Rank	4	2	**1**	**3**
	$\sum$ Rank	$13^{[4]}$	$10^{[2]}$	$6^{[1]}$	$11^{[3]}$
50	$\hat{\alpha}$	0.00251158926	0.0025524345436	0.0024446402791	0.0050405706
	MSE	0.25579463443	0.276217271842	0.222320139575	0.52028532017
	Rank	2	3	1	4
	$\hat{\beta}$	0.8926737774	0.900013494940	0.9000164333495	0.89968530405
	MSE	0.008140247243	1.49943788e-05	1.825927731e-05	0.0003496621
	Rank	4	1	2	3
	$\hat{\theta}$	0.137690235711	0.089962184767	0.089956048050	0.0905491654
	MSE	0.529891507903	0.000420169250	0.000488354998	0.0061018385
	Rank	4	1	2	3
	$\hat{\gamma}$	0.5294082895	0.500026954262	0.500032531578	0.49941925634
	MSE	0.058816579108	5.39085251e-05	6.5063157e-05	0.0011614873
	Rank	4	1	2	3
	$\sum$ Rank	$15^{[4]}$	$6^{[1]}$	$7^{[2]}$	$13^{[3]}$
	$\hat{\alpha}$	0.002771181040	0.00226791510	0.002300121755	0.0020759759
	MSE	0.385590520056	0.133957550240	0.1500608775237	0.03798799591
	Rank	4	2	**3**	**1**

	$\hat{\beta}$	0.878982323282	0.900008390123	0.900008209053	0.90051564441
	MSE	0.02335297413	9.32235905e-06	9.121170056e-06	0.0005729382
75	Rank	4	2	**1**	**3**
	$\hat{\theta}$	0.162190695608	0.089979420671	0.089978828032	0.0891213619
	MSE	0.802118840094	0.000228659201	0.000235244086	0.0097626446
	Rank	4	1	**2**	**3**
	$\hat{\gamma}$	0.57906514636	0.5000163512629	0.5000161415193	0.5009481197
	MSE	0.1581302927	3.27025257e-05	3.228303873e-05	0.00189623947
	Rank	4	2	**1**	**3**
	$\sum$ Rank	$16^{[4]}$	$7^{[1.5]}$	$7^{[1.5]}$	$10^{[3]}$
100	$\hat{\alpha}$	0.002194237834	0.003524452127	0.0027872469144	0.007479518024
	MSE	0.097118917332	0.762226063839	0.393623457205	2.7397590124
	Rank	1	3	2	4
	$\hat{\beta}$	0.898368511231	0.896728403707	0.8994549411640	0.89064414416
	MSE	0.001812765297	0.003635106992	0.000605620928	0.010395395
	Rank	2	3	1	4
	$\hat{\theta}$	0.098217230885	0.095167783656	0.090866196203	0.10501807771
	MSE	0.091302565391	0.057419818410	0.009624402261	0.1668675301
	Rank	3	2	1	4
	$\hat{\gamma}$	0.508379345589	0.493974375476	0.4990020559644	0.48247334072
	MSE	0.016758691179	0.012051249047	0.001995888071	0.0350533185
	Rank	3	2	1	4
	$\sum$ Rank	$9^{[2]}$	$10^{[3]}$	$5^{[1]}$	$16^{[4]}$
150	$\hat{\alpha}$	0.002200730488	0.003869340735	0.004384658910	0.0053258642
	MSE	0.100365244215	0.934670367793	0.1923294554587	0.66293210263
	Rank	1	4	2	**3**
	$\hat{\beta}$	0.898334720036	0.896586396364	0.8954460719832	0.89662998626
	MSE	0.001850311070	0.003792892928	0.00505992001	0.0037444597
	Rank	1	3	**4**	**2**
	$\hat{\theta}$	0.098305529499	0.095370901673	0.097113627951	0.0954505337
	MSE	0.09228366110	0.0596766852591	0.07904031057	0.0605614864
	Rank	4	1	**3**	**2**
	$\hat{\gamma}$	0.508334224358	0.493712869677	0.491601075084	0.49378380391
	MSE	0.016668448717	0.012574260644	0.016797849831	0.0124323921
	Rank	3	2	**4**	**1**

	$\sum$ Rank	$9^{[2]}$	$10^{[3]}$	$13^{[4]}$	$8^{[1]}$

جدول (٢)
يوضح متوسط القيم التقديرية للمعلمات ومتوسط مربعات الخطأ (MSE) والرتب الجزئية لطرائق التقدير كافة ولكافة احجام العينات للأنموذج الأول (θ=0.09, α=0.005 ، β=0.8 ، γ = 0. 5

n	Est.par.	MLE	Wols	CVm	Per
30	$\hat{\alpha}$	0.0042236528667	0.007370545548	0.007198067902	0.007915959291
	MSE	0.00077634713	0.002370545548	0.002198067902	0.002915959291
	Rank	1	3	**2**	**4**
	$\hat{\beta}$	0.865713650341	0.799153409955	0.799417469101	0.79874331755
	MSE	0.0657136503415	0.0008465900448	0.000582530898	0.001256682446
	Rank	4	2	**1**	**3**
	$\hat{\theta}$	0.1078805504533	0.091050084826	0.090700049005	0.09153184846
	MSE	0.0178805504533	0.0010500848266	0.000700049005	0.00153184846
	Rank	4	2	**1**	**3**
	$\hat{\gamma}$	0.4936795455862	0.498646381012	0.499072419478	0.49798666809
	MSE	0.0063204544137	0.001353618987	0.000927580521	0.002013331909
	Rank	4	2	**1**	**3**
	$\sum$ **Rank**	$13^{[3.5]}$	$9^{[2]}$	$5^{[1]}$	$13^{[3.5]}$
50	$\hat{\alpha}$	0.0045871436885	0.00864950780	0.0077258802	0.008377447
	MSE	0.00049285631140	0.00364950780	0.0027258802	0.0033774476
	Rank	1	4	**2**	**3**
	$\hat{\beta}$	0.8697517460639	0.79777913540	0.79978139223	0.799468333
	MSE	0.069751746063	0.002220864597	0.0002186077	0.000531666507
	Rank	4	3	**1**	**2**
	$\hat{\theta}$	0.10068979563	0.092652075357	0.09012465700	0.09055411912
	MSE	0.0106897956349	0.002652075357	0.00012465700	0.000554119126
	Rank	4	3	**1**	**2**
	$\hat{\gamma}$	0.4822818381447	0.496440100604	0.49966980863	0.499169551755
	MSE	0.0177181618552	0.003559899395	0.00033019136	0.000830448244
	Rank	4	3	**1**	**2**
	$\sum$ **Rank**	$13^{[3.5]}$	$13^{[3.5]}$	$5^{[1]}$	$9^{[2]}$
75	$\hat{\alpha}$	0.00473644888881	0.0069718267804	0.007303797639	0.005798301546

	MSE	0.00026355111	0.001971826780	0.00230379763	0.000798301546
	Rank	1	3	**4**	**2**
	$\hat{\beta}$	0.8601103423089	0.8004285966934	0.800081084048	0.802760554637
	MSE	0.0601103423089	0.000428596693	0.0001986077	0.00276055463
	Rank	4	2	**1**	**3**
	$\hat{\theta}$	0.160394061676	0.089228947379	0.089751447041	0.085853133122
	MSE	0.07039406167610	0.0007710526209	0.000248552958	0.00414686687
	Rank	4	2	**1**	**3**
	$\hat{\gamma}$	0.5445491115945	0.500714340140	0.50015013724	0.50447784830
	MSE	0.044549111594	0.0007143401407	0.000150137240	0.00447784830
	Rank	4	2	**1**	**3**
	$\sum$ **Rank**	13[4]	9[2]	7[1]	11[3]
100	$\hat{\alpha}$	0.005172033156	0.010560708428	0.01035533842	0.0074192708
	MSE	0.000172033156	0.0055607084281	0.0053553384	0.002419270
	Rank	1	4	3	2
	$\hat{\beta}$	0.825461198089	0.801117301369	0.80052218595	0.80682732025
	MSE	0.0254611980891	0.001117301369	0.000122185954	0.006827320256
	Rank	4	3	**1**	**2**
	$\hat{\theta}$	0.2390719653617	0.088491529853	0.08929066912	0.07947835217
	MSE	0.149071965361	0.00150847014	0.000709330870	0.01052164782
	Rank	4	2	**1**	**3**
	$\hat{\gamma}$	0.626944792051	0.5018047378038	0.500845206474	0.51101721451
	MSE	0.12694479205111	0.001804737803	0.000845206474	0.01101721451
	Rank	4	2	1	3
	$\sum$ **Rank**	13[4]	11[3]	6[1]	10[2]
150	$\hat{\alpha}$	0.00507031821	0.005706537631	0.00694218255	0.004182230904
	MSE	2.96817800e-05	0.00070653763	0.001942182558	0.000817769095
	Rank	1	2	**4**	**3**
	$\hat{\beta}$	0.8520279531168	0.803398409870	0.80098376882	0.80686232128
	MSE	0.052027953116	0.00339840987	0.000100376882	0.006862321281
	Rank	4	2	**1**	**3**
	$\hat{\theta}$	0.194544821376	0.08506911711	0.08852725117	0.07948446804
	MSE	0.1045448213767	0.0049308828816	0.00147274882	0.01051553195
	Rank	4	2	**1**	**3**
	$\hat{\gamma}$	0.581584093961	0.505492668411	0.501605659067	0.511062161273

	MSE	0.0815840939616	0.005492668411	0.001605659067	0.01106216127
	Rank	4	2	**1**	**3**
	$\sum$ Rank	$13^{[4]}$	$8^{[2]}$	$7^{[1]}$	$12^{[3]}$

جدول (٣)

يوضح متوسط القيم الـتقديرية للمعلمات ومتوسـط مربعات الـخطأ (MSE) والـرتب الـجزئية لـطرائق التقدير كافة ولكافة احجام العينات للأنموذج الأول (θ=0.5, α=0.4 ، β=1.1 ، γ = 0. 7)

N	Est.par.	MLE	Wols	CVm	Per
30	$\hat{\alpha}$	1.325433355172	0.286582583486	0.521254976867	0.659789790390
	MSE	0.925433355172	0.113417416513	0.12125497686	0.2597897903904
	Rank	4	1	**2**	**3**
	$\hat{\beta}$	0.761997516909	1.154064796624	1.165383500708	1.041243270331
	MSE	0.338002483090	0.0540647966241	0.06538350070	0.058756729668
	Rank	4	1	**3**	**2**
	$\hat{\theta}$	1.035479110074	0.598005290624	0.619702062914	0.704738451318
	MSE	0.535479110074	0.098005290624	0.119702062914	0.2047384513189
	Rank	4	1	**2**	**3**
	$\hat{\gamma}$	1.0355917175711	0.832219309900	0.833578528347	1.005652952508
	MSE	0.3355917175711	0.1322193099007	0.13357852834	0.30565295250
	Rank	3	1	2	4
	$\sum$ Rank	$15^{[4]}$	$4^{[1]}$	$9^{[2]}$	$12^{[3]}$
50	$\hat{\alpha}$	1.1153810853898	0.469080549621	0.32401871191	0.501475169512
	MSE	0.715381085389	0.069080549621	0.075981288086	0.101475169512
	Rank	4	1	**2**	**3**
	$\hat{\beta}$	0.8385255578269	1.149653325476	1.15079092981	1.046286577518
	MSE	0.2614744421730	0.049653325476	0.050790929819	0.053713422481
	Rank	4	1	**2**	**3**
	$\hat{\theta}$	0.949413392905	0.441352281259	0.473628890332	0.36224017801
	MSE	0.4494133929050	0.058647718740	0.02637110966	0.13775982198
	Rank	4	2	**1**	**3**
	$\hat{\gamma}$	1.038827304495	0.776632888580	0.781720322356	0.7950120414882
	MSE	0.3388273044959	0.0766328885800	0.081720322356	0.095012041488
	Rank	4	1	2	3
	$\sum$ Rank	$16^{[4]}$	$5^{[1]}$	$7^{[2]}$	$12^{[3]}$
75	$\hat{\alpha}$	1.11047227547	0.3738851293074	0.344205015657	0.23366159002

	MSE	0.710472275475	0.0261148706925	0.055794984342	0.16633840997
	Rank	4	1	2	3
	$\hat{\beta}$	0.7828129087202	1.138709630612	1.150040508913	1.170371164212
	MSE	0.317187091279	0.038709630612	0.050040508913	0.07037116421
	Rank	4	1	**2**	**3**
	$\hat{\theta}$	1.012701006799	0.555979482616	0.533107447623	0.587759046829
	MSE	0.5127010067994	0.055979482616	0.033107447623	0.087759046829
	Rank	4	2	**1**	**3**
	$\hat{\gamma}$	1.032505367636	0.7990055787187	0.769658726020	0.78427150925
	MSE	0.3325053676366	0.099005578718	0.06965872602	0.084271509253
	Rank	4	3	1	2
	$\sum$ Rank	16[4]	7[2]	6[1]	11[3]
100	$\hat{\alpha}$	1.072798091712	0.375494883787	0.362039511393	0.471102774011
	MSE	0.672798091712	0.024105116212	0.037960488606	0.071102774011
	Rank	4	1	2	3
	$\hat{\beta}$	0.9073959080814	1.144229524013	1.14847512019	1.157416168824
	MSE	0.1926040919185	0.0442295240	0.0484751201	0.057416168824
	Rank	4	1	**2**	**3**
	$\hat{\theta}$	0.9133754793433	0.496506111623	0.483807892440	0.5405511109464
	MSE	0.413375479343	0.0034938883761	0.01619210755	0.040551110946
	Rank	4	1	**2**	**3**
	$\hat{\gamma}$	1.017572670505	0.742088827646	0.766967984320	0.78142480912
	MSE	0.317572670505	0.042088827646	0.066967984320	0.08142480912
	Rank	4	1	2	3
	$\sum$ Rank	16[4]	4[1]	8[2]	12[3]
150	$\hat{\alpha}$	0.013514944929	0.378845828706	0.36940048640	0.373749182467
	MSE	0.386485055070	0.021154171293	0.03059951359	0.026250817532
	Rank	4	1	**3**	**2**
	$\hat{\beta}$	0.999439358005	1.129217885061	1.105833734586	1.096465893366
	MSE	0.100560641994	0.029217885061	0.00583373458	0.0035341066334
	Rank	4	3	**2**	**1**
	$\hat{\theta}$	0.8733754793433	0.500260653631	0.51138564407	0.5364198762394
	MSE	0.403375479343	0.0032606536317	0.01138564407	0.036419876239
	Rank	4	1	**2**	**3**

	$\hat{\gamma}$	0.4245507009136	0.737363080818	0.745155165908	0.651550060461
	MSE	0.275449299086	0.037363080818	0.045155165908	0.048449939538
	Rank	4	1	3	2
	$\sum$ Rank	16[4]	6[1]	10[3]	8[2]

جدول (٤)

يوضح متوسط القيم التقديرية للمعلمات ومتوسط مربعات الخطأ والرتب الجزئية لطرائق التقدير كافة ولكافة احجام العينات للأنموذج الأول عند المعلمات MSE)

α=1.1 ,θ=1.2 ، β=1.3 ، γ = 0. 9

N	Est.par.	MLE	Wols	CVm	Per
30	$\hat{\alpha}$	0.902935266739778	1.44882979736290	0.901331997899783	0.444559174098060
	MSE	0.197064733260222	0.348829797362902	0.198668002100217	0.655440825901940
	Rank	1	3	2	4
	$\hat{\beta}$	0.691006725855583	1.46589304754010	1.44762453382816	1.50463040616101
	MSE	0.608993274144417	0.165893047540097	0.147624533828164	0.204630406161011
	Rank	4	2	1	3
	$\hat{\theta}$	1.34241028760069	1.48612362344325	1.31900376445328	0.665148568573167
	MSE	0.142410287600692	0.286123623443251	0.119003764453277	0.534851431426833
	Rank	2	3	1	4
	$\hat{\gamma}$	1.06127323801479	1.23645276089279	1.08546792507130	0.534505625414451
	MSE	0.161273238014792	0.336452760892792	0.185467925071303	0.365494374585549
	Rank	1	3	2	4
	$\sum$ Rank	8[2]	11[3]	6[1]	15[4]
50	$\hat{\alpha}$	0.947355504397157	0.767783712999595	1.29767937140947	0.526468918817674
	MSE	0.152644495602843	0.332216287000405	0.197679371409475	0.573531081182326
	Rank	1	3	2	4
	$\hat{\beta}$	0.812367907949397	0.893985589034579	1.12178571742227	2.05693675046907
	MSE	0.487632092050603	0.406014410965421	0.178214282577735	0.756936750469071
	Rank	3	2	1	4
	$\hat{\theta}$	1.31428732540663	0.972846224473955	1.09179206137421	0.716566235139200
	MSE	0.114287325406631	0.227153775526045	0.108207938625794	0.483433764860800
	Rank	2	3	1	4
	$\hat{\gamma}$	1.05780532140595	0.732256920192729	0.766899033115712	0.598648309728190
	MSE	0.157805321405951	0.197743079807271	0.133800966884288	0.301351690271810
	Rank	2	3	1	4
	$\sum$ Rank	8[2]	11[3]	5[1]	16[4]

75	$\hat{\alpha}$	0.956350171788957	0.896674224207638	0.904551637836887	0.940182162741066
	MSE	0.143649828211043	0.203325775792362	0.195448362163113	0.159817837258935
	Rank	1	4	3	2
	$\hat{\beta}$	0.893543022752957	1.51388253239893	1.42797948824248	2.01890412970566
	MSE	0.406826977247044	0.213882532398927	0.127979488242479	0.718904129705656
	Rank	3	2	1	4
	$\hat{\theta}$	1.30523182450563	1.02696549765007	1.14671714186054	0.933401245304407
	MSE	0.105231824505629	0.173034502349932	0.0532828581394604	0.266598754695593
	Rank	2	3	1	4
	$\hat{\gamma}$	1.05000373623277	0.704985728449568	0.770950391011699	0.552563566867087
	MSE	0.150003736232766	0.165014271550432	0.129049608988301	0.347436433132913
	Rank	2	3	1	4
	$\sum$ Rank	8[2]	12[3]	6[1]	14[4]
100	$\hat{\alpha}$	1.21100142900381	0.862608245587544	0.934894228228423	0.859976842553582
	MSE	0.111001429003812	0.237391754412457	0.102431636969977	0.240023157446418
	Rank	2	3	1	4
	$\hat{\beta}$	0.893177492753152	1.47337781396489	1.35845845445710	1.61533722590045
	MSE	0.406452507246848	0.173377813964891	0.0584584544571032	0.315337225900447
	Rank	4	2	1	3
	$\hat{\theta}$	1.20287455453762	1.11669482868982	1.15026851975130	1.08884244075295
	MSE	0.00287455453762320	0.0833051713101802	0.0497314802486959	0.111157559247053
	Rank	1	3	2	4
	$\hat{\gamma}$	1.03317632007591	0.779998216885638	0.781348524309770	0.602281616937773
	MSE	0.133176320075909	0.120001783114362	0.113651475690230	0.297718383062228
	Rank	3	2	1	4
	$\sum$ Rank	9[2]	10[3]	5[1]	15[4]
150	$\hat{\alpha}$	1.08509919252188	1.01370851920871	1.06870719873680	1.00657306815614
	MSE	0.0149008074781158	0.0862914807912882	0.0312928012631990	0.0934269318438592
	Rank	1	3	2	4
	$\hat{\beta}$	1.00913873511247	1.40271853631610	1.34529740258408	1.34555081294002
	MSE	0.290861264887530	0.102718536316098	0.0452974025840787	0.0455508129400222
	Rank	4	3	1	2
	$\hat{\theta}$	1.20229349971261	1.18843436905539	1.23485171996985	1.14038828416173
	MSE	0.00229349971261050	0.0115656309446064	0.0348517199698488	0.0596117158382730
	Rank	1	2	3	4

	$\hat{\gamma}$	1.03244691300864	0.903848715946055	0.934894228228423	0.692983215589527
	MSE	0.132446913008642	0.00384871594605496	0.0348942282284228	0.207016784410473
	Rank	3	1	**2**	**4**
	$\sum$ **Rank**	9[2.5]	9[2.5]	8[1]	14[4]

جدول (٥)

يوضح متوسط القيم التقديرية للمعلمات ومتوسط مربعات الخطأ والرتب الجزئية لطرائق التقدير كافة ولكافة احجام العينات للأنموذج الأول عند المعلمات

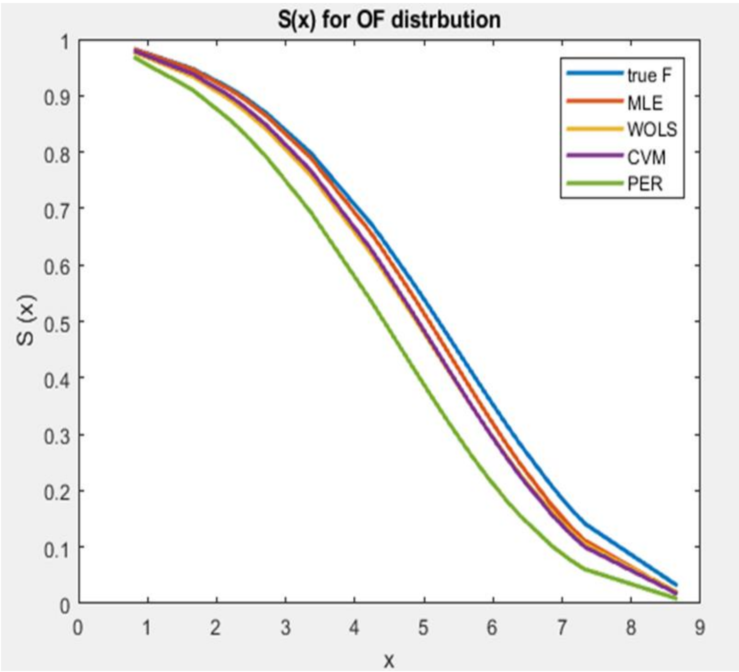
(α=1.2 ,θ=1.1 ، β=1.4 ، γ = 1. 1)

N	Est.par.	MLE	Wols	CVm	Per
30	$\hat{\alpha}$	1.45167239048922	0.991318396461447	1.04288686464396	0.410262627014460
	MSE	0.251672390489220	0.208681603538553	0.157113135356043	0.789737372985540
	Rank	3	2	**1**	**4**
	$\hat{\beta}$	1.24432760007878	1.55924070242774	1.50816460015864	2.11649412772195
	MSE	0.155672399921217	0.159240702427738	0.108164600158639	0.716494127721949
	Rank	2	3	**1**	**4**
	$\hat{\theta}$	0.989944336019404	0.959404187780861	1.00116278405354	0.554538613917361
	MSE	0.110055663980596	0.140595812219139	0.0988372159464612	0.545461386082639
	Rank	2	3	**1**	**4**
	$\hat{\gamma}$	1.02318946479799	0.982460852147568	0.987405798297972	0.586628005281833
	MSE	0.0768105352020132	0.117539147852432	0.112594201702028	0.513371994718167
	Rank	1	3	2	4
	$\sum$ **Rank**	8[2]	11[3]	5[1]	16[4]
50	$\hat{\alpha}$	1.40803766536781	1.07308810848931	1.17845948295002	0.854000843260144
	MSE	0.208037665367814	0.126911891510693	0.0215405170499789	0.345999156739856
	Rank	3	2	**1**	**4**
	$\hat{\beta}$	1.24073284892544	1.51375971201744	1.51380590557719	1.66170812391272
	MSE	0.159267151074564	0.113759712017441	0.113805905577191	0.261708123912723
	Rank	3	1	**2**	**4**
	$\hat{\theta}$	1.04028913896409	0.968848138517139	1.00810020741702	0.856858450715832
	MSE	0.0597108610359149	0.131151861482861	0.0918997925829754	0.243141549284168
	Rank	1	3	**2**	**4**
	$\hat{\gamma}$	1.01904203887407	0.983683114394904	1.02514552464990	0.721762334651706
	MSE	0.0809579611259328	0.116316885605096	0.0748544753501039	0.378237665348294
	Rank	2	3	1	4
	$\sum$ **Rank**	9[2.5]	9[2.5]	6[1]	16[4]

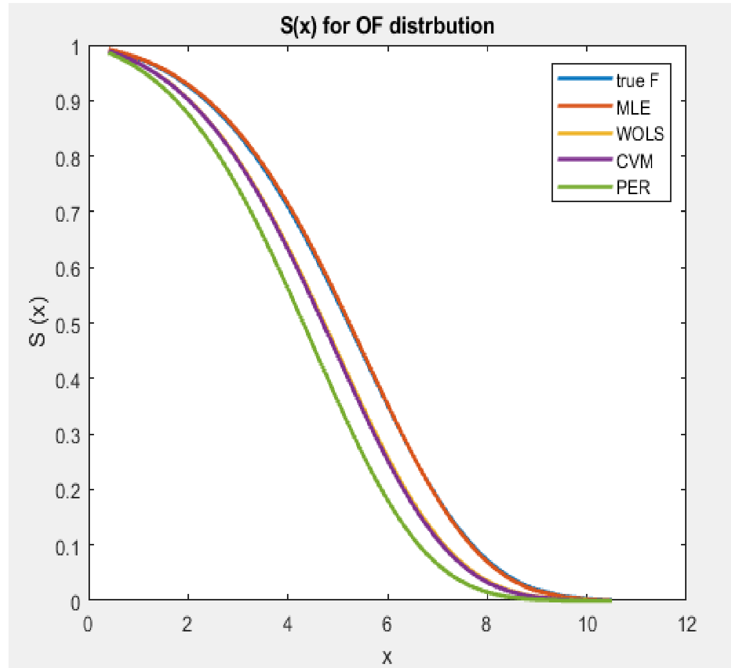
75	$\hat{\alpha}$	1.35979200407525	1.14420081414323	1.20301473228951	1.07320332416543
	MSE	0.159792004075251	0.0557991858567692	0.00301473228950755	0.126796675834566
	Rank	4	2	1	3
	$\hat{\beta}$	1.24991846795297	1.49256992963380	1.43503916457904	1.61205661827493
	MSE	0.150081532047034	0.0925699296338003	0.0350391645790358	0.212056618274929
	Rank	3	2	**1**	**4**
	$\hat{\theta}$	1.17560129879788	0.977345955064728	1.02666636718847	0.957469924229516
	MSE	0.0756012987978840	0.122654044935272	0.0733336328115268	0.142530075770484
	Rank	2	3	**1**	4
	$\hat{\gamma}$	1.02632770472531	1.04092346324587	1.14731488545057	0.773015316476574
	MSE	0.0736722952746880	0.0590765367541293	0.0473148854505689	0.326984683523426
	Rank	3	2	1	4
	$\sum$ **Rank**	12[3]	9[2]	4[1]	15[4]
100	$\hat{\alpha}$	1.35139925178918	1.10523405694074	1.05742162768565	0.926657369918965
	MSE	0.151399251789177	0.0947659430592629	0.142578372314349	0.273342630081035
	Rank	3	1	2	4
	$\hat{\beta}$	1.30392093773681	1.48182120875194	1.43061284322032	1.51421618969745
	MSE	0.0960790622631949	0.0818212087519414	0.0306128432203194	0.114216189697451
	Rank	3	2	**1**	**4**
	$\hat{\theta}$	1.06742634097373	0.999653118713767	1.02869409936003	0.965230113200774
	MSE	0.0325736590262660	0.100346881286233	0.0713059006399723	0.134769886799226
	Rank	1	3	2	4
	$\hat{\gamma}$	1.02800114684333	1.12985438561209	1.047096764727103	0.909775018554558
	MSE	0.0719988531566689	0.0298543856120852	0.052903235272897	0.190224981445443
	Rank	3	1	2	4
	$\sum$ **Rank**	10[2]	7[1.5]	7[1.5]	16[3]
150	$\hat{\alpha}$	1.28362762072818	1.15514701162696	1.20171724889307	1.13956793265697
	MSE	0.0836276207281832	0.0448529883730382	0.00171724889307301	0.0604320673430316
	Rank	4	2	1	3
	$\hat{\beta}$	1.38809760347457	1.46655640092156	1.42002787272005	1.47675890847865
	MSE	0.0119023965254308	0.0665564009215649	0.0200278727200549	0.0767589084786549
	Rank	1	3	**2**	**4**
	$\hat{\theta}$	1.11390298089265	1.07395198438583	1.06389320964550	0.976209074026504
	MSE	0.0139029808926505	0.0260480156141696	0.0361067903544998	0.123790925973496
	Rank	1	2	3	4
	$\hat{\gamma}$	1.03414850331105	1.10871318156349	1.08087805939744	0.956611924379318
	MSE	0.0658514966889456	0.00871318156348733	0.0234135130939408	0.143388075620682
	Rank	3	1	**2**	**4**
	$\sum$ **Rank**	9[3]	8[1.5]	8[1.5]	15[4]

جدول رقم (٦)
يبين قيم متوسط مربعات الـخطأ (MSE) والـرتب الـجزئية لـمتوسط مربعات الـخطأ لـدالة البقاء لـكافة طرائق الـتقدير لـلأنموذج الاول وحسـب حجوم العينـاتعند المعلمات الافتراضية ($\alpha=0.002$ ($\gamma = 0.5$ ، $\beta=0.9$ ، , $\theta=00.9$

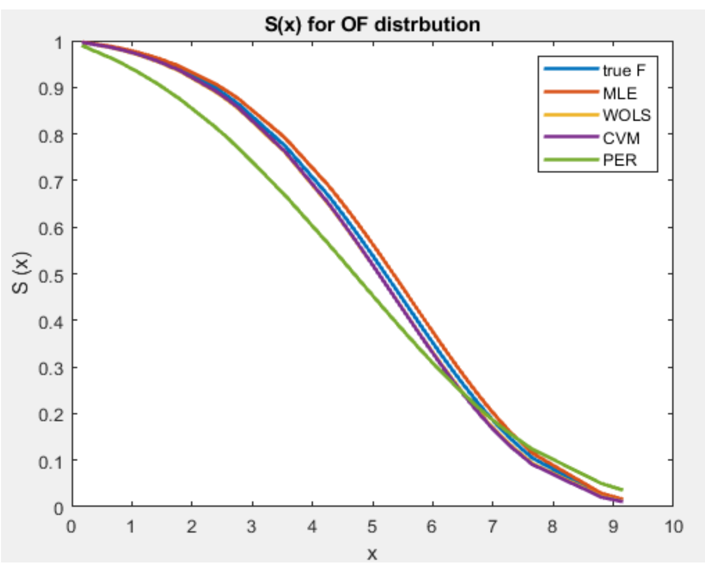
Sample size	Performance					Best
		Methods				
		MLe	Wols	Cvm	Per	
30	MSE	0.004993957	0.004421857777	0.0005475853	0.01606568	MLe
	Rank	3	2	1	4	
50	MSE	0.0003332015691	0.002402417213	0.002661212	0.01329989	MLe
	Rank	1	2	3	4	
75	MSE	0.0001236299978	0.002145012870	0.001968334	0.01095588	MLe
	Rank	1	2	3	4	
100	MSE	1.727637983e-05	0.000258258006	0.000267422	0.00448849	MLe
	Rank	1	2	3	4	
150	MSE	1.15255233e-05	2.51802495e-05	8.25177e-06	4.38276e-05	Cvm
	Rank	2	3	1	4	



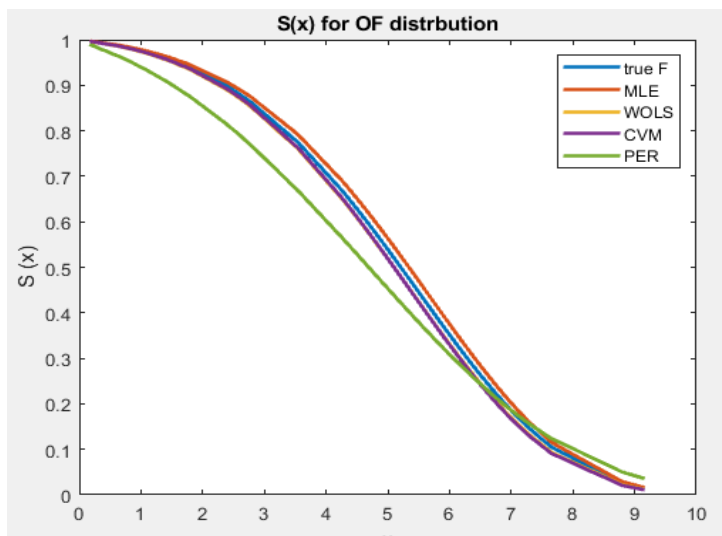
شكل (١)دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير
عند حجم عينةn=10



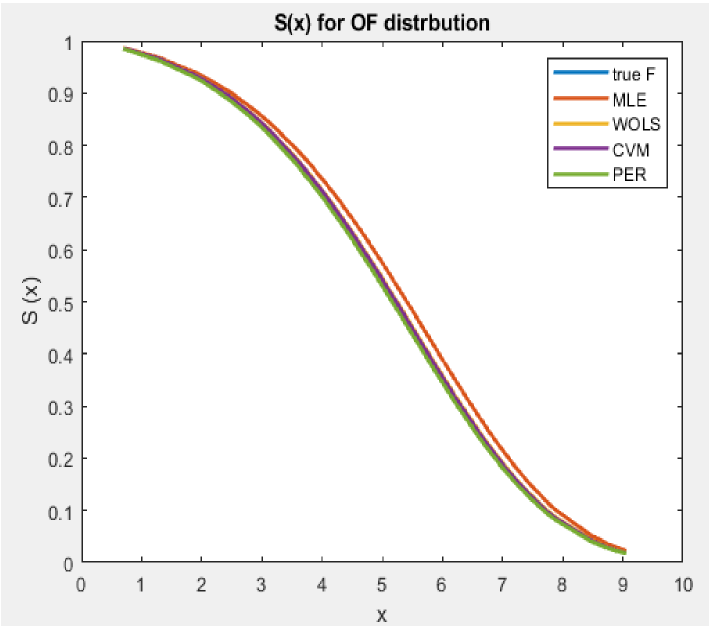
شكل (٢)دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير
عند حجم عينةn=50



شكل (٣)دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير
عند حجم عينةn=75



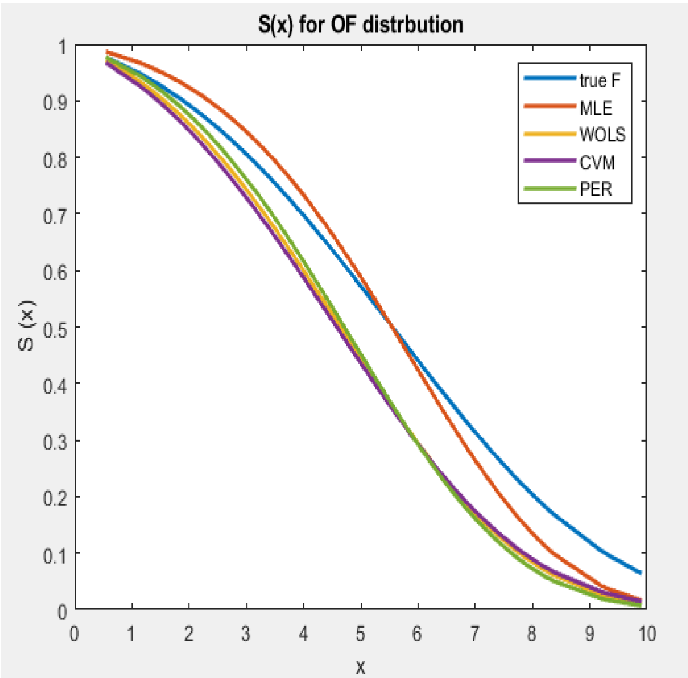
شكل (٤)دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير
عند حجم عينةn=100



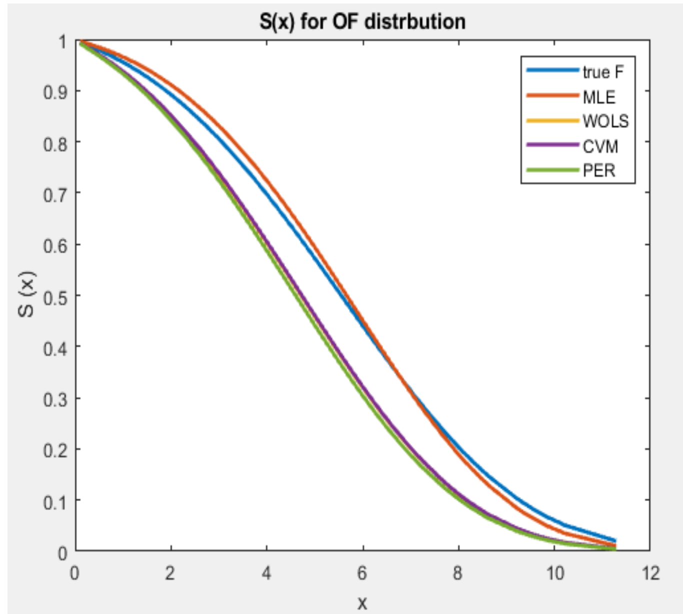
شكل (٥)دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند حجم عينةn=150

جدول رقم (7)
يبين قيم متوسط مربعات الخطأ (MSE) والرتب الجزئية لمتوسط مربعات الخطأ لدالة البقاء لكافة طرائق التقدير للأنموذج hgehkd وحسب حجوم العيناتعند المعلمات الافتراضية ($\alpha=0.005$
($\gamma = 0.5$، $\beta=0.8$ ، ,$\theta=0.09$

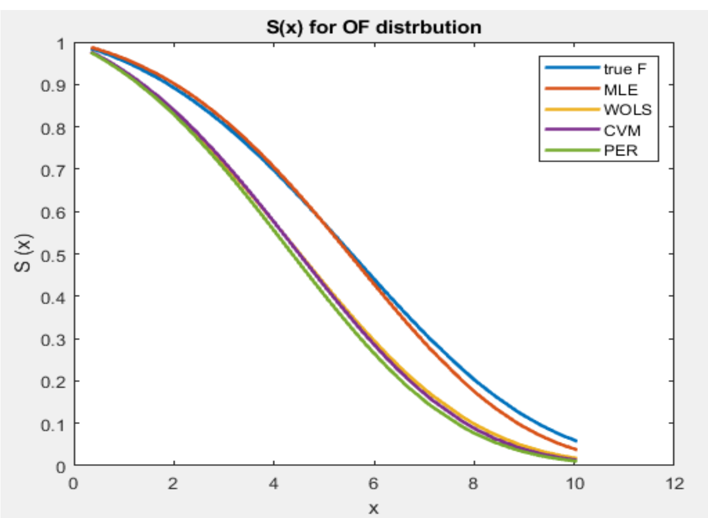
Sample size	Performance					Best
		Methods				
		MLe	Wols	Cvm	Per	
30	MSE	0.0080410420638	0.0077542692	0.0003292570843	0.010415529	Cvm
	Rank	3	2	1	4	
50	MSE	0.0118244873325	0.0126210253	0.0001923591131	0.016488215	Cvm
	Rank	2	3	1	4	
75	MSE	0.00016254392858	0.0107289801	0.0095718723373	0.008954806	MLe
	Rank	1	4	3	2	
100	MSE	0.00012353107380	0.0116035691	0.0093240670698	0.017363022	MLe
	Rank	1	3	2	4	
150	MSE	0.00011048636481	0.0120850461	0.0110416355845	0.010438685	MLe
	Rank	1	4	3	2	



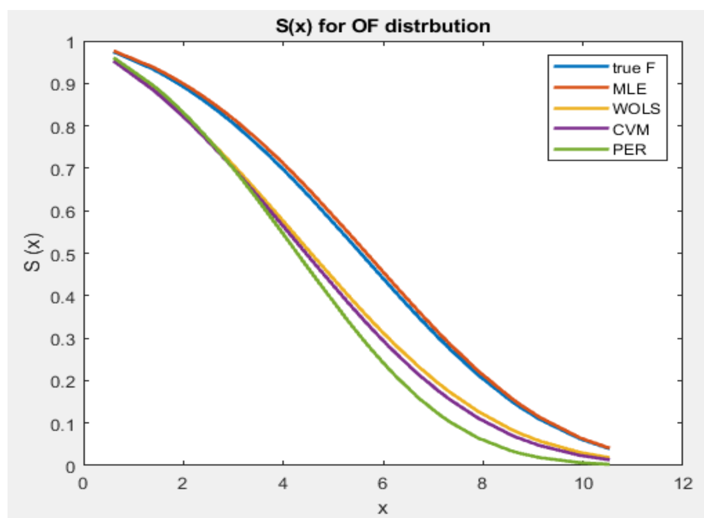
شكل (٦)دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير
عند حجم عينةn=30



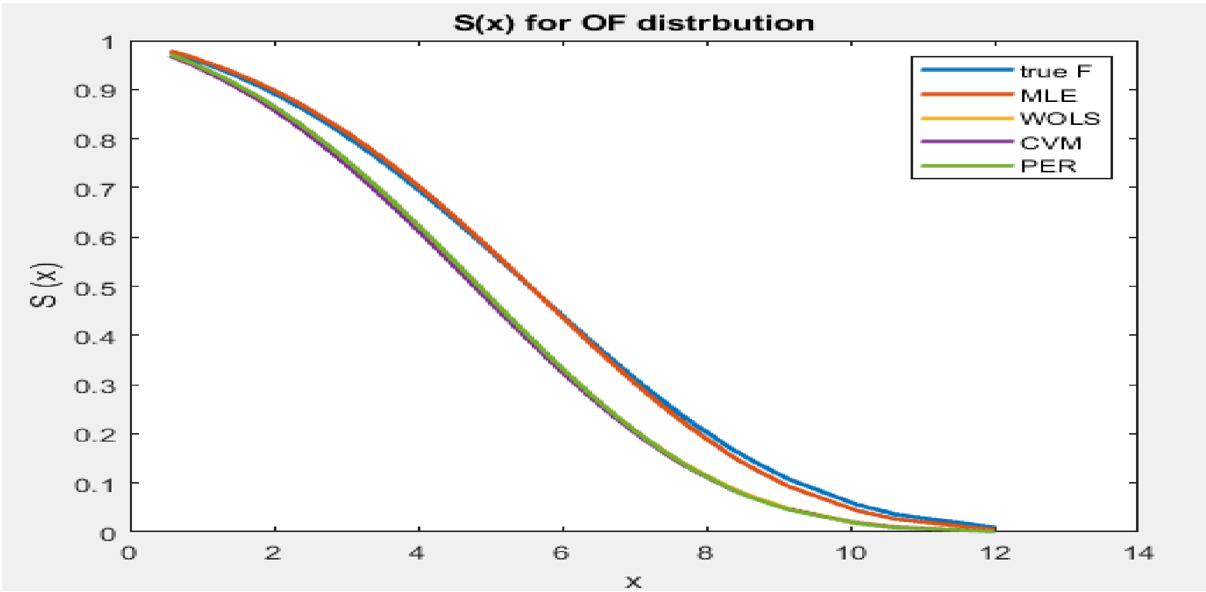
شكل (٧)دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير
عند حجم عينn=50



شكل (٨)دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند
حجم عينةn=75



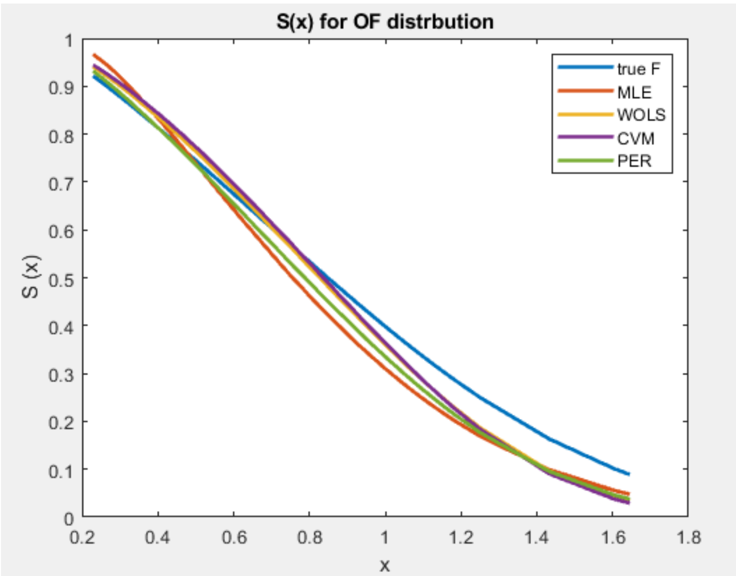
شكل (٩)دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير
عند حجم عينةn=100



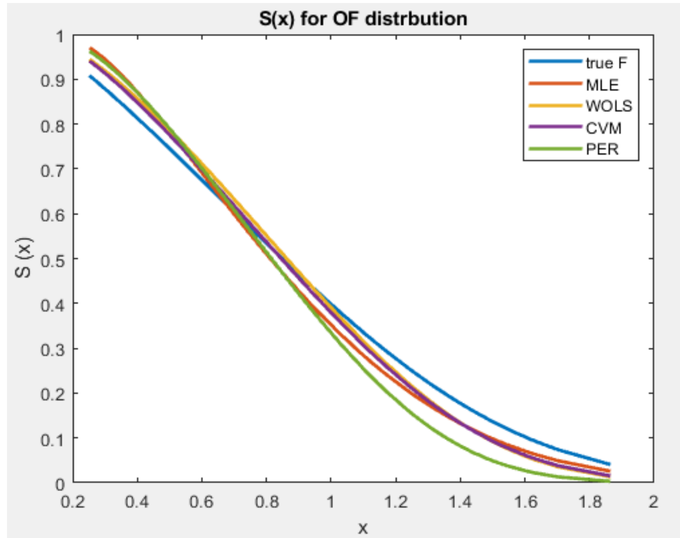
شكل (١٠)دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند حجم عينةn=150

جدول رقم (7)
يبين قيم متوسط مربعات الـخطأ (MSE) والـرتب الـجزئية لـمتوسط مربعات الـخطأ لـدالة البقاء لـكافة طرائق الـتقدير لـلأنموذج الثالث وحسـب حجوم العينـاتعند المعلمات الافتراضية ($\gamma = 0.7$، $\beta=1.1$ ، $\alpha=0.4$,$\theta=0.5$)

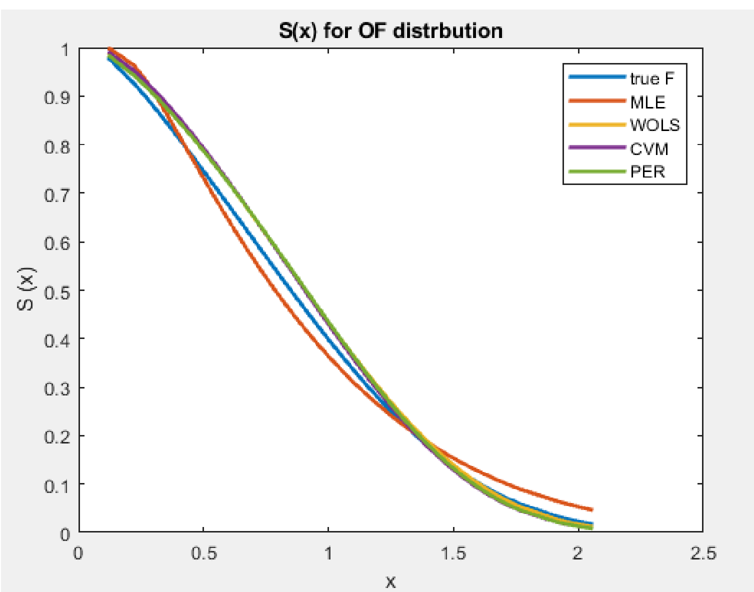
Sample size	Performance					Best
		Methods				
		MLe	Wols	Cvm	Per	
30	MSE	0.00428477745915	0.001636677	0.0014788616498	0.00646153	Cvm
		3	2	1	4	
50	MSE	0.00215243873827	0.0012336655	0.0003952788138	0.00207693	Cvm
		4	2	1	3	
75	MSE	0.0015078456257	0.001131154	0.0009354319901	0.00117518	Cvm
		2	3	1	4	
100	MSE	0.0011402357107	0.000572903	0.0005237858907	0.00110450	Cvm
		4	2	1	3	
150	MSE	0.00032592339012	0.000582629	0.0001624295330	0.00029043	Cvm
		3	4	1	2	



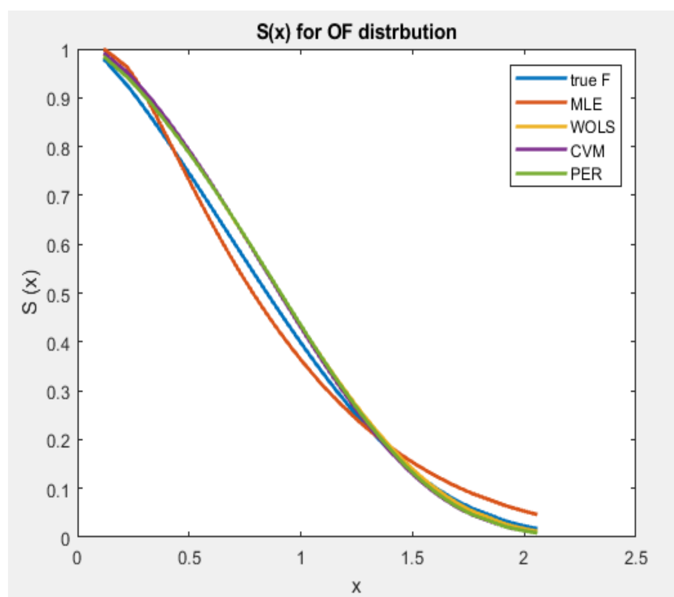
شكل (١١)دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق
التقدير عند حجم عينn=30



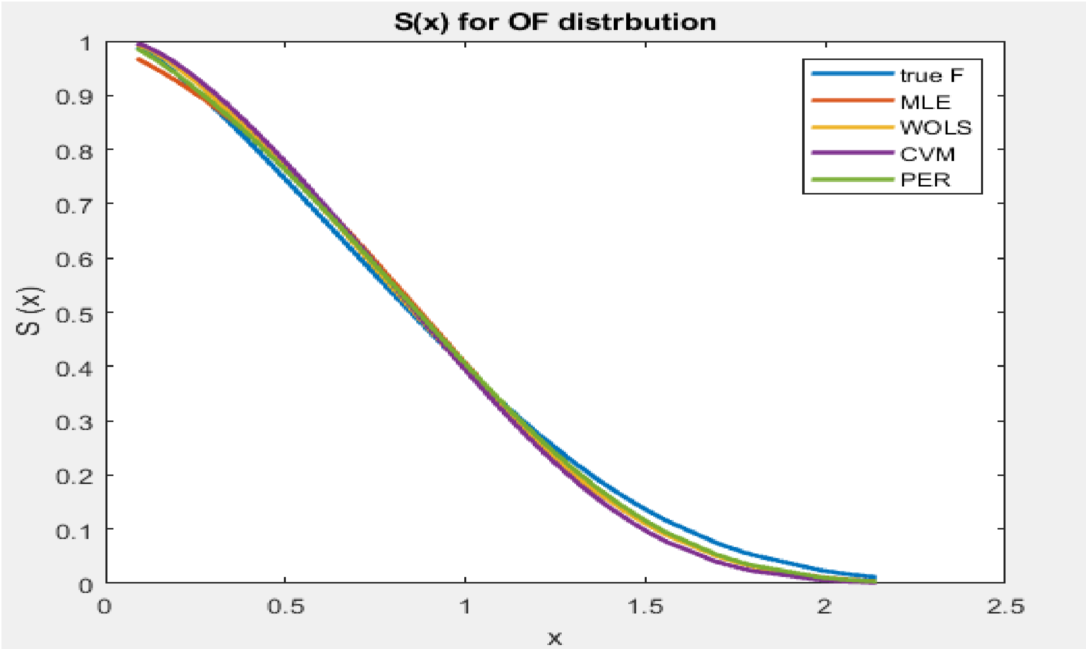
شكل (١٢)دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق
التقدير عند حجم عينةn=50



شكل (١٣)دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير
عند حجم عينةn=75



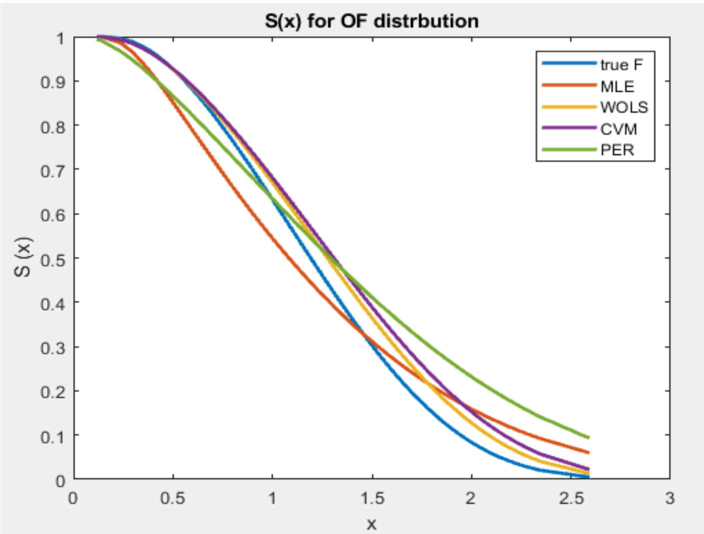
شكل (١٤)دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير
عند حجم عينةn=100



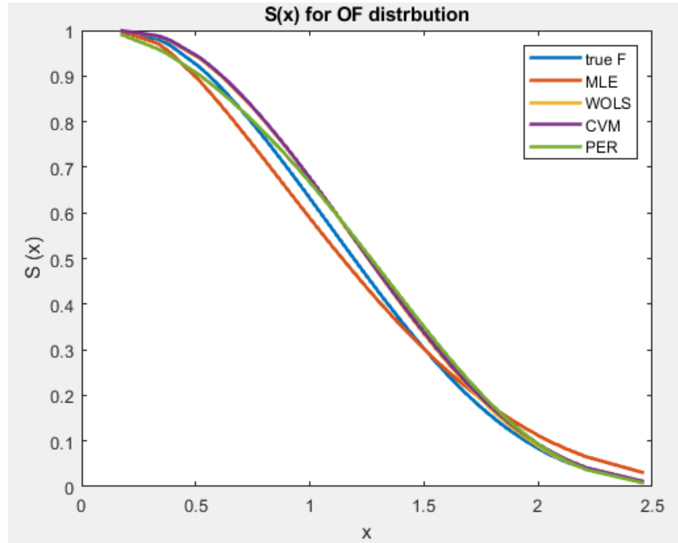
شكل (١٥)دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند حجم عينةn=150

جدول رقم (9)
يبين قيم متوسط مربعات الخطأ (MSE) والرتب الجزئية لمتوسط مربعات الخطأ لدالة البقاء لكافة طرائق التقدير للأنموذج الرابع وحسب حجوم العينات عند المعلمات الافتراضية ($\gamma = 0.9$، $\beta=1.3$ ، $\alpha=1.1$ ،$\theta=1.2$)

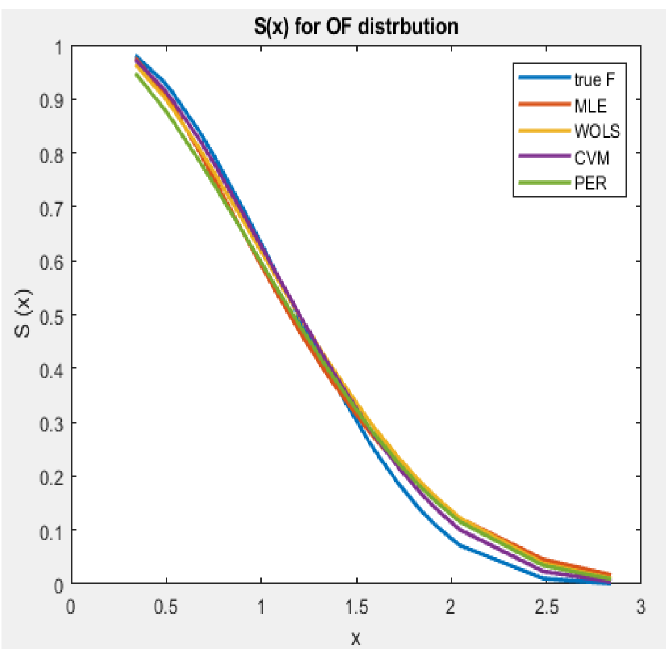
Sample siz	Performance					Best
		Methods				
		MLe	Wols	Cvm	Per	
30	MSE	0.0040897740582424	0.0039908204	0.00198644174305	0.009521315006789	Cvm
	Rank	3	2	1	4	
50	MSE	0.0023072262791428	0.0011412944	0.00101032508403	0.00216427556371	Cvm
		4	2	1	3	
75	MSE	0.0009863987299787	0.0009081528	0.00092496466190	0.00145571493	Wols
		3	1	2	4	
100	MSE	0.0009080757142871	0.0005985395	0.00084211817067	0.0011236779049	Wols
		3	1	2	4	
150	MSE	0.0001256214156142	0.0003396952	0.00028169860175 6	0.00040231867	MLe
		1	3	2	4	



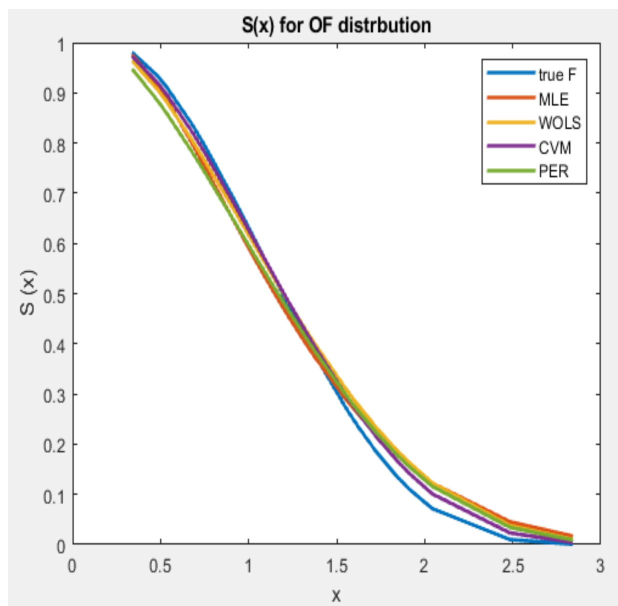
شكل (١٦)دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير
عند حجم عينةn=30



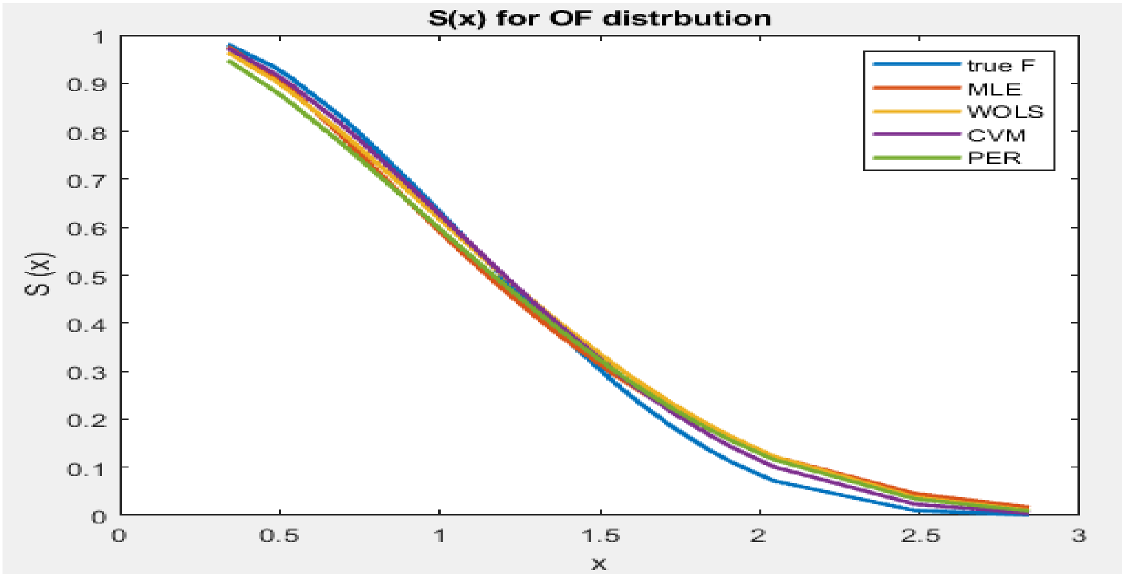
شكل (١٧)دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير
عند حجم عينةn=٥٠



شكل (١٨)دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير
عند حجم عينةn=75



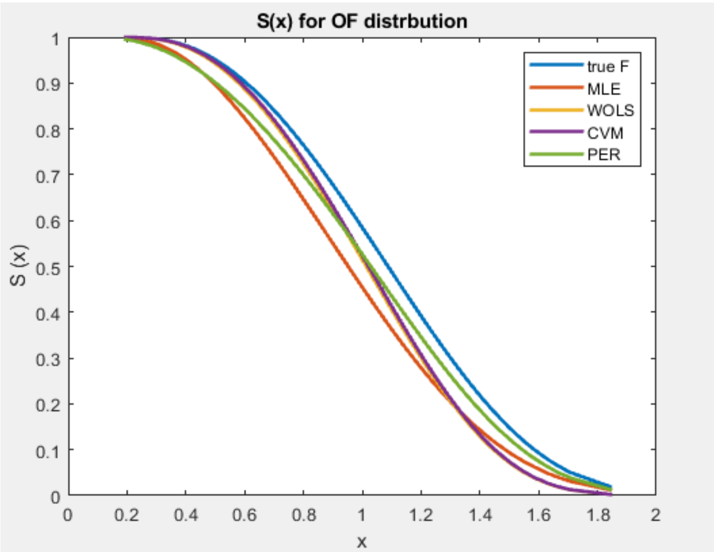
شكل (١٩)دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند
حجم عينةn=١٠٠



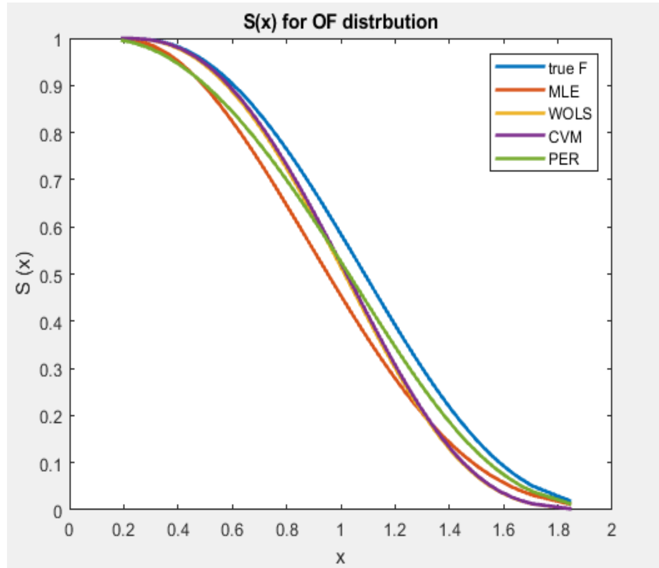
شكل (٢٠)دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند حجم عينة١٥٠=n

جدول رقم (١٠)
يبين قيم متوسط مربعات الخطأ (MSE) والرتب الجزئية لمتوسط مربعات الخطأ لدالة البقاء لكافة طرائق التقدير للأنموذج الخامس وحسب حجوم العينات عند المعلمات الافتراضية
$(\alpha=1.2 ,\theta=1.1 ، \beta=1.4 ، \gamma = 1.1)$

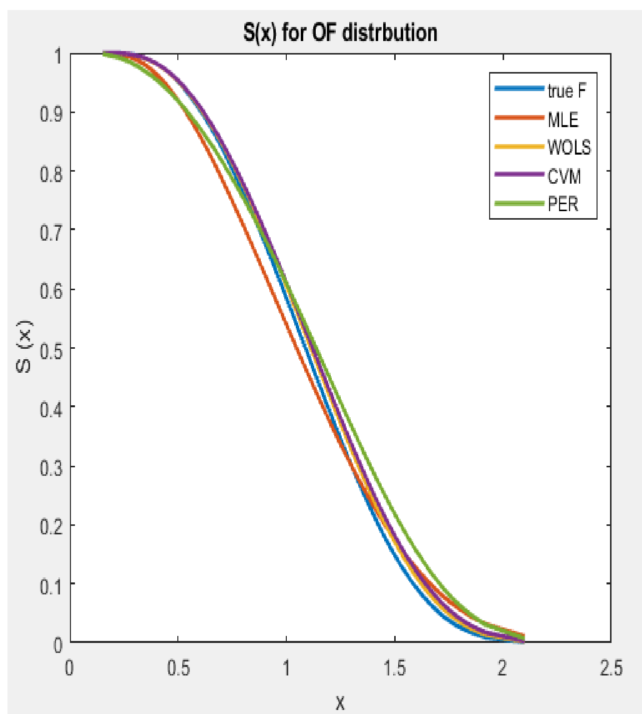
Sample size	Performance					Best
		Methods				
		MLe	Wols	Cvm	Per	
30	MSE	0.012050395689304	0.005935200963	0.0070375804822593	0.0040242055449	Per
	Rank	4	2	3	1	
50	MSE	0.009931662359960	0.003405266255	0.0044065515649557	0.0032642084158	Per
	Rank	4	2	3	1	
75	MSE	0.007668072314674	0.002419903013	0.0028531653829093	0.0031972711774	Wols
	Rank	4	1	2	3	
100	MSE	0.005177443826618	0.000742888421	0.0012413526503309	0.0025654257702	Wols
150	Rank	4	1	2	3	
	MSE	0.001158245023450	0.000357312444	0.0003125223625239	0.0024857571100	Cvm
	Rank	3	2	1	4	

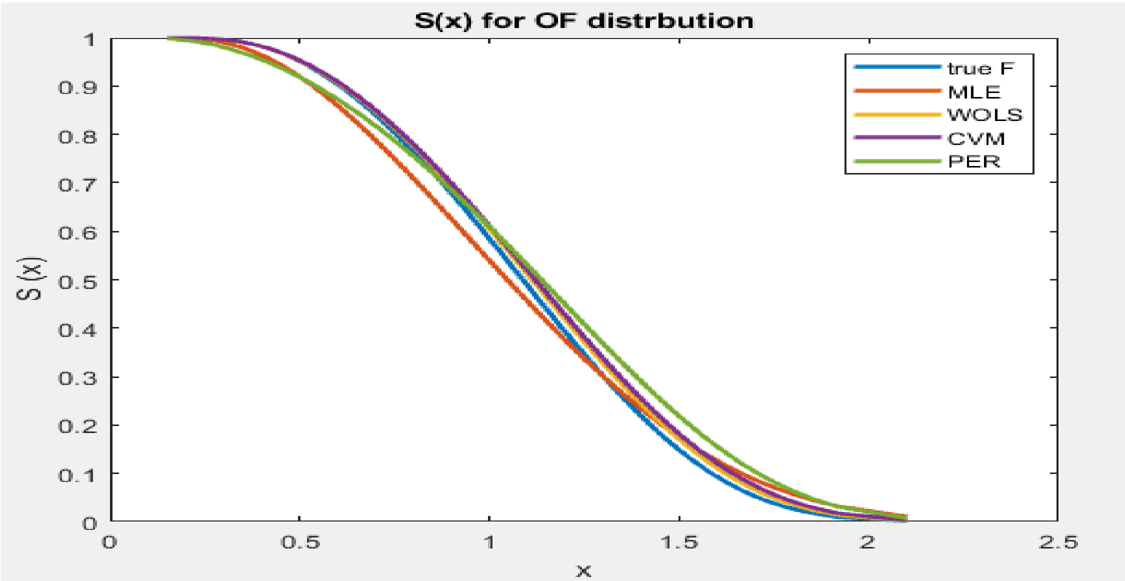


شكل (٢١)دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند حجم عينة n=٣٠



شكل (٢٢)دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند حجم عينة n=٥٠





شكل (٢٣)دالة البقاء الحقيقية والمقدرة بموجب طرائق التقدير عند حجم عينة١٠٠=n

Abstract:

The study seeks to use the theory of compound distributions in constructing a new proposed probability distribution known as (Odd Chen Distribution) with four parameters (α, β, γ, θ), as some of its properties were studied, its parameters were estimated and survival function estimators were calculated using four estimation methods (Maximum Likelihood Method (MLE), the Cramer von Masse method (CVM), the method of weighted least squares (WLS) and the method of partial estimators (Per). MATLAB to conduct several experiments with different sample sizes (30, 50, 75, 100, 150), small, medium and large, and by means of the statistical mean square error (MSE). Small, medium and large, and the preference of the weighted least squares method for small sample sizes. The distribution was applied using the method whose preference appeared on the experimental side on real data with a rate of (110) observations in weeks representing the survival times for people with kidney failure until death, and by means of good fit tests, its preference in representing and describing these data was proven compared to the distribution (Odd Chen Distribution). Also, the survival function was estimated for real data using the Cramer von Mises method, which showed its preference in the experimental side, and we found that the average survival time for people with kidney failure until death was (3.233), and that the average value of death for a person with kidney failure was (17). almost a week.

Republic of Iraq
Ministry of higher Education and Scientific Research
University of Karbala
Faculty of Administration and Economics
Department of statistics

Estimation Survival function Distribution Odd Chen Frechet

A Thesis Submitted to
Council of The Administration and Economics/ Karbala University as Partial fulfillment of the Requirements for the Degree of Master of Science in Statistics
Presented by researcher

Supervised By
Shahad Emad Abdel Rasool

Under supervision

Sada Fayed Mohammed

2023 م **١٤٤٥ هـ**

Holy Karbala