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

((تقدير معولية الاجهاد-المتانة لمتعدد المركبات باستعمال بعض توزيعات قوة الفا مع تطبيق عملي))

اطروحة مقدمة الى

مجلس كلية الادارة والاقتصاد في جامعة كربلاء وهي جزء من متطلبات نيل درجة دكتوراه فلسفة في علوم الاحصاء

تقدمت بها

زينب كاظم مزهر القريشي

باشراف

أ.د شروق عبد الرضا سعيد السباح

1444هـ كربلاء المقدسة 2023م

بِسْمِ اللَّهِ الرَّحْمَٰنِ الرَّحِيمِ

يَا أَيُّهَا الَّذِينَ آمَنُوا إِذَا قِيلَ لَكُمْ تَفَسَّحُوا فِي الْمَجَالِسِ
فَافْسَحُوا يَفْسَحِ اللَّهُ لَكُمْ وَإِذَا قِيلَ انشُزُوا فَانشُزُوا يَرْفَعِ
اللَّهُ الَّذِينَ آمَنُوا مِنكُمْ وَالَّذِينَ أُوتُوا الْعِلْمَ دَرَجَاتٍ ۚ
وَاللَّهُ بِمَا تَعْمَلُونَ خَبِيرٌ

صدق الله العلي العظيم

المجادلة ﴿١١﴾

إقرار المشرف

أشهد بأن إعداد هذه الأطروحة الموسومة (تقدير معولية اجهاد – المتانة المتعدد المركبات باستعمال بعض توزيعات قوة الفا) والتي تقدم بها الطالبة " زينب كاظم مزهر " قد جرى بإشرافي في قسم الاحصاء – كلية الادارة والاقتصاد – جامعة كربلاء ، وهي جزء من متطلبات نيل درجة دكتوراه فلسفة في علوم في الاحصاء.

أ. د. شروق عبد الرضا سعيد

التاريخ: / / 2023

توصية رئيس قسم الاحصاء

بناءً على توصية الاستاذ المشرف، أرشح الأطروحة للمناقشة.

أ. د. شروق عبد الرضا سعيد السباح

رئيس قســـم الاحصاء

التاريخ: / / 2023

اقرار الخبير اللغوي

أشهد أن الاطروحة الموسومة ب(تقدير معولية اجهاد- المتانة المتعدد المركبات بأستعمال بعض توزيعات قوة الفا) للطالبة (زينب كاظم مزهر) قد جرى مراجعتها من الناحية اللغوية والاسلوبية حتى اصبحت خالية من الاخطاء اللغوية ولاجله وقعت.

الخبير اللغوي

م. صلاح مهدي جابر

إقرار رئيس لجنة الدراسات العليا

بناء على اقرار الخبيرين العلميين والخبير اللغوي على أطروحة الطالبة " زينب كاظم مزهر " الموسومة بـ (تقدير معولية اجهاد – المتانة المتعدد المركبات باستعمال بعض توزيعات قوة الفا) ارشح هذه الأطروحة للمناقشة.

أ. د. محمد حسين كاظم الجبوري
رئيس لجنة الدراسات العليا
معاون العميد للشؤون العلمية والدراسات العليا

مصادقة مجلس الكلية

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

أ.د.محمد حسين كاظم الجبوري
عميد كلية الادارة والاقتصاد- جامعة كربلاء
/ / 2023

اقرار لجنة المناقشة

نشهد نحن رئيس واعضاء لجنة المناقشة ، قد اطلعنا على الاطروحة الموسومة(**تقدير معولية الاجهاد-المتانة المتعدد المركبات باستعمال بعض توزيعات قوة الفا**) و المقدمة من قبل الطالبة " **زينب كاظم مزهر** " وناقشنا الطالبة في محتوياتها وفيما له علاقة بها ، ووجدنا بأنها جديرة بنيل درجة دكتوراه فلسفة في علوم الاحصاء بتقدير (**جيد جدا**) .

أ. د عباس لفتة كنيهر	**أ.د فياض عبد الله علي**
رئيسا	**عضوا**
2023/ /	**2023/ /**
أ م.د مشتاق كريم عبدالرحيم	**أ .م.د ايناس عبد الحافظ محمد**
عضوا	**عضوا**
2023/ /	**2023/ /**
أ م.د صدى فايض محمد	**أ.د شروق عبد الرضا سعيد**
عضوا	**عضوا و مشرفا**
2023/ /	**2023/ /**

اقرار لجنة المناقشة

نشهد نحن رئيس واعضاء لجنة المناقشة ، قد اطلعنا على الاطروحة الموسومة(**تقدير معولية الاجهاد-المتانة المتعدد المركبات باستعمال بعض توزيعات قوة الفا**) و المقدمة من قبل الطالبة " **زينب كاظم مزهر** " وناقشنا الطالبة في محتوياتها وفيما له علاقة بها ، ووجدنا بأنها جديرة بنيل درجة دكتوراه فلسفة في علوم الاحصاء بتقدير (**جيد جدا**) .

أ. د عباس لفتة كنيهر	**أ.د فياض عبد الله علي**
رئيسا	**عضوا**
/ /2023	**/ /2023**
أ م.د مشتاق كريم عبدالرحيم	**أ .م.د ايناس عبد الحافظ محمد**
عضوا	**عضوا**
/ /2023	**/ /2023**
أ م.د صدى فايض محمد	**أ.د شروق عبد الرضا سعيد**
عضوا	**عضوا و مشرفا**
/ /2023	**/ /2023**

الاهداء

الى الذين يريد الله ان يذهب عنهم الرجس ويطهرهم تطهيرا

(محمد واله الطيبين الطاهرين)...

الى من قطفت ثمار الماجستير بنعمة وجودهم وافاضوا لي من الممن

لاقطف ثمار الدكتوراه ببركتهم الى ملجئي وملاذي بالسكن

بجوارهم ابا عبدالله الحسين وابا الفضل العباس (عليهما السلام)

الى من زرع بذرة حب ال البيت بداخلي

امي وابي لكما جل احترامي ...

الى من ساندني لاكمال مسيرة الدراسة

زوجي الحبيب...

الى اخوتي واخواتي و اساتذتي و زملائي وكل من وقف بجانبي

الى وطني الغالي...اهدي وبانحناء جهدي المتواضع هذا

ز.ك.م

الشكر والامتنان

وتشاء انت من البشائر قطرة   ويشاء ربك ان يغيثك بالمطر

وتشاء انت من الاماني نجمة   ويشاء ربك ان يناولك القمر

وتشاء انت من الحياة غنيمة   ويشاء ربك ان يسوق لك الدرر

وتظل تسعى جاهدا في همة   والله يعطي من يشاء اذا شكر

شكرا لله اولا واخيرا ...الشكر لكل من دعمني واخص بالذكر استاذتي القديرة لموافقتها الاشراف على اطروحتي الاستاذ الدكتور (شروق عبد الرضا السباح) ولما قدمته لي من نصح وارشاد ومتابعة مستمرة في توجيهي اسال الله ان يوفقها ويطيل في عمرها . كما أتقدم بالشكر الجزيل الى السيدات والسادة اعضاء لجنة المناقشة المحترمين لتفضلهم بقبول مناقشة اطروحتي وعلى ما سيبذلونه من جهد لإضافة ملاحظاتهم القيمة لإخراج الاطروحة بالصورة الابهى.

كما اتوجه بالشكر الى جميع اساتذة وموظفي جامعة كربلاء بشكل عام والى كلية الادارة والاقتصاد و قسم الاحصاء بشكل خاص لحسن معاملتهم وجهودهم العلمية المبذولة طوال مدة دراستي اسال الله لهم دوام التوفيق ...

وختاما اتقدم بالشكر والامتنان لكل من قدم لي نصيحة او معلومة او استشارة

جزاهم الله عني خير الجزاء

قائمة المحتويات

قائمة الجداول

80	قيم دالة المعولية الحقيقية للانموذج الاول حسب $R_{(1,3)}$ عندما تكون قيم المعلمات γ=2, θ=2, α=1.59 لتوزيع قوة الفا باريتو	16-3
82	قيم دالة المعولية الحقيقية للانموذج الاول حسب $R_{(2,4)}$ عندما تكون قيم المعلمات γ=2, θ=2, α=1.59 لتوزيع قوة الفا باريتو	17-3
84	قيم دالة المعولية الحقيقية للانموذج الثاني حسب $R_{(1,3)}$ عندما تكون قيم المعلمات γ=1, θ=1, α=1.59 لتوزيع قوة الفا باريتو	18-3
86	قيم دالة المعولية الحقيقية للانموذج الثاني حسب $R_{(2,4)}$ عندما تكون قيم المعلمات γ=1, θ=1, α=1.59 لتوزيع قوة الفا باريتو	19-3
88	قيم دالة المعولية الحقيقية للانموذج الثالث حسب $R_{(1,3)}$ عندما تكون قيم المعلمات γ=0.65, θ=0.77, α=1.59 لتوزيع قوة الفا باريتو	20-3
90	قيم دالة المعولية الحقيقية للانموذج الثالث حسب $R_{(2,4)}$ عندما تكون قيم المعلمات γ=0.65, θ=0.77, α=1.59 لتوزيع قوة الفا باريتو	21-3
92	قيم دالة المعولية الحقيقية للانموذج الرابع حسب $R_{(1,3)}$ عندما تكون قيم المعلمات γ=1, θ=0.6, α=0.6 لتوزيع قوة الفا باريتو	22-3
94	قيم دالة المعولية الحقيقية للانموذج الرابع حسب $R_{(2,4)}$ عندما تكون قيم المعلمات γ=1, θ=0.6, α=0.6 لتوزيع قوة الفا باريتو	23-3
96	قيم دالة المعولية الحقيقية للانموذج الخامس حسب $R_{(1,3)}$ عندما تكون قيم المعلمات γ=0.8, θ=1.5, α=1.5 لتوزيع قوة الفا باريتو	24-3
98	قيم دالة المعولية الحقيقية للانموذج الخامس حسب $R_{(2,4)}$ عندما تكون قيم المعلمات γ=0.8, θ=1.5, α=1.5 لتوزيع قوة الفا باريتو	25-3
100	قيم دالة المعولية الحقيقية للانموذج السادس حسب $R_{(1,3)}$ عندما تكون قيم المعلمات γ=2, θ=1, α=2 لتوزيع قوة الفا باريتو	26-3
102	قيم دالة المعولية الحقيقية للانموذج السادس حسب $R_{(2,4)}$ عندما تكون قيم المعلمات γ=2, θ=1, α=2 لتوزيع قوة الفا باريتو	27-3
104	قيم دالة المعولية الحقيقية للانموذج السابع حسب $R_{(1,3)}$ عندما تكون قيم المعلمات γ=0.7, θ=0.7, α=0.7 لتوزيع قوة الفا باريتو	28-3
105	قيم دالة المعولية الحقيقية للانموذج السابع حسب $R_{(2,4)}$ عندما تكون قيم المعلمات γ=0.7, θ=0.7, α=0.7 لتوزيع قوة الفا باريتو	29-3

المستخلص

تعد تحويلة قوة الفا Alpha power transformation (APT) طريقة جديدة ومبتكرة لأي توزيع مستمر بإضافة معلمة واحدة او اكثر الى التوزيع الاساس ومن خصائصها تجعل التوزيع اكثر مرونة وتم في هذه الاطروحة ايجاد معولية نظام متعدد المكونات S-K الاجهاد و المتانة للتوزيع بعد تطبيق الطريقة الجديدة وايجاد دالة كثافة احتمالية والدالة التراكمية للتوزيعات المستعملة في الاطروحة وتجدر الإشارة هنا إلى إن ايجاد دالة معولية نظام متعدد المكونات S-K الاجهاد و المتانة تمت من الباحث لعدم توفرها في المصادر المتعلقة بموضوع البحث على حد علم الباحث و استخراج المعلمات غير المعلومة باستعمال طرائق التقدير ومنها طريقة الامكان الاعظم وطريقة العينات المصنفة وطريقة التقليص .

وقد تم توليد مجموعة من البيانات عن طريق أسلوب المحاكاة والتي تتوزع توزيعاً بحسب التوزيعات المستعملة (التوزيع الاسي و توزيع باريتو) بإستعمال قيم مختلفة لمعلمتي المتانة والإجهاد العشوائيتين وبأحجام عينات مختلفة (m للجهاد و n للمتانة) و بأستعمال طريقة (Monte Carlo) ومن ثم المقارنة بين طرائق تقدير المعولية للنظام k out of s تم استعمال المقياسين الإحصائيين مقياس التحيز (bias) ومقياس متوسط مربعات الخطأ (MSE) وقد تم التوصل الى ان طريقة التقليص هي الفضلى لتقدير معولية النظام k out of s في حالة الإجهاد والمتانة لامتلاكها أقل متوسط مربعات الخطأ .

أما فيما يتعلق بالجانب التطبيقي من هذه الاطروحة فقد تم تقدير معولية النظام k out of s لإنموذج إجهاد ومتانة في شركة اور العامة لصناعة الاسلاك الكهربائية في ذي قار.

Abstract

Alpha power transformation (APT) is a new and innovative method for any continuous distribution by adding one or more parameters to the basic distribution and its characteristics make the distribution more flexible. The probability density and the cumulative function of the distributions used in the thesis. It should be noted here that finding a function of reliability of a multi-component system S-K stress and strength was done by the researcher because it was not available in the sources related to the subject of the research to the extent of the researcher's knowledge and extracting the unknown parameters using estimation methods, including the method of Maximum Likelihood Method The method of .Rank set sampling and the method of shrinkage.

A set of data has been generated through the simulation method, which is distributed according to the used distributions (exponential distribution and Pareto distribution) using different values for the random strength and stress parameters and with different sample sizes (m) for stress and n for strength) and using the Monte Carlo method) and then comparison Among the methods for estimating the reliability of the k out of s system, two statistical measures were used (bias scale) and the mean square .error measure (MSE)

As for the applied side of this thesis, the reliability of the k out of s system was estimated for the stress and strength model in the Ur State Company for the manufacture of electrical wires in Dhi Qar.

الفصل الاول

1-1 المقدمة : Introduction

إن التطور التكنولوجـي وإستعمال الأنظمـة الإلكترونية المعقـدة في مختلف المجالات قاد الكثير من الباحثين إلى الاهتمام بدراسة المعولية ، وعليه فإن دراسة موضوعُ المعولية والربط بين الجانبين النظري والتطبيقي أمر ذا أهمية كبيرة لأنه يُعد المؤشر لبيان مدى كفاءة وقدرة الماكنة على العمل من دون أعطال لمدة زمنية طويلة لغرض زيادة الانتاج نوعا وكما.

تعرف المعولية من الناحية الإحصائية فهي احتمال أن يعمل الجهاز أو الماكنة على إنجاز عمل معين لمدة محددة من الزمن حتى حصول العطل في الماكنة

فالمعولية تهتم بدراسة تأثير الاعطال و التوقفات الفجائية التي تتعرض لها الاجهزة و المعدات في أثناء عملها , فهي دليل لمعرفة ما إذا كان هناك تطور أو تدهور في الانتاج وتعرف باحتمال أن تعمل هذه الالة في المستقبل مدة زمنية(t يوم , سنة....)

أول من درس الموثوقية هو دانييل برنولي Daniel Bernoulli عالم رياضيات سويسري (1700-1782)اذ استعمل مصطلحُ المعولية لأول مرة بعد الحرب العالمية الأولى وبالتحديد في العام 1920 عن طريق استعمال عمليات السيطرة الإحصائية Statistical control (processes).

اما الإجهاد فهو مقدار الحمل الذي يؤدي الى حدوث فشل المكون أو المنظومة والذي قد يكون ضغطا مسلطا على مادة أو حمل ميكانيكي أو درجة حرارة ... الخ , اما بالنسبة الى المتانة فتعرف بأنها مقدار قدرة المكون او المنظومة على انجاز العمل المطلوب دون فشل , عند احاطتها بمقدار من الحمل الخارجي.

تؤدي نماذج الاجهاد و المتانة دورا مهما في تحليل القدرة الموثوقية ويمكن تعريفها عن طريق العلاقة الاتية

$$R_{(s,k)}=\text{Prob [at least s of the (} X_1, X_2, \ldots X_K\text{) exceed Y]}$$

حيث ان اذا كان المتغير (X)أكبر من المتغير (Y), (X) يمثل المتانة (قوة النظام), (Y) يمثل الاجهاد (الضغط)

عند تطبيق العديد من التوزيعات الإحصائية على نطاق واسع لوصف الظواهر الموجودة في العديد من التخصصات ، مثل العلوم البيئية والطبية ,الاقتصاد والهندسة والتمويل والتأمين والديموغرافيا والأحياء.. وغير ذلك نلحظ أن النظام يفشل عندما يصبح الضغط المطبق أكبر من قوته كما مذكور انفا.

فقد تُظهر البيانات عادةً سلوكًا معقدًا وأشكالًا متنوعة ، مرتبطة بدرجات مختلفة من التباين والتفرطح. وبالتالي ، فإن العديد من التوزيعات الكلاسيكية المعيارية الحالية عند تطبيقها تظهر بعض القيود التي تكون غير ملاءمة مع هذه البيانات ، لذا حاول العديد من الباحثين توسيع هذه التوزيعات الكلاسيكية الحالية ، من أجل الحصول على أكبر قدر من المرونة في نمذجة البيانات في مختلف مجالات الدراسة، عن طريق

تطوير تقنية مبتكرة جديدة ، تسمى تحويل قوة alpha power transformation (APT) [36] ألفا

وهي طريقة مفيدة لدمج الانحراف في أي توزيع و ذلك باضافة معلمة واحدة او اكثر للتوزيع الاساسي

اذ بزيادة المعلمات تزداد كمية المعلومات عن الظاهرة المدروسة ويمكن التعبير عن صيغة

PDf و CDF بما يأتي

الدالة التراكمية CDF لتحويلة قوة الفا تعطى بالصيغة الاتية [35] :

$$F_{APT}(x)= \frac{\alpha^{F(x)}-1}{\alpha-1} \qquad if \qquad \alpha>0, \alpha\neq 1$$

وان دالة الكثافة الاحتمالية Pdf لتحويلة قوة الفا تعطى بالصيغة الاتية[35] :

$$f_{APT}(x)=\frac{\log\alpha}{\alpha-1} f(x)\ \alpha^{F(x)} \qquad if \qquad \alpha>0, \alpha\neq 1$$

التوزيعات المستعملة في هذه الطروحة هي من توزيعات العائلة الاسية بناءاً على ماتقدم فسيتم في هذه الاطروحة تقدير دالة المعَّولية لإنموذج الإجهاد - المتانة بإفتراض أن متغيري المتانة والإجهاد العشوائيين مستقلان ويتبعان التوزيع نفسه عن طريق توظيف طريقة الامكان الأعظم , طريقة العينات المصنفة , طريقة التقليص ، يتم إيجاد المقدرات وتحليل خصائصها وفقاً لطرائق التقدير المذكورة انفا يتضمن صعوبات جَمَّة تتمثل بوجود صيغ ومعادلات معقدة لايمكن إيجاد الحلول لها بالطرائق الرياضية المباشرة من جهة ، وعدم إمكانية الحصول على الخصائص الحقيقية لتلك المقدرات من جهة اخرى ، لذلك يتم اللجوء الى إستعمال بعض الأساليب الرياضية التقريبية التقليدية في مثل هذه الحالات والتي قد تكون ذات جدوى في إيجاد حلولاً تقريبية لصيغ أو معادلات ولكن في بعض الأحيان قد لاتتوفر الشروط المطلوبة لاستعمالها أو قد لاتمتلك قدراً كافياً من الخيارات التي يمكن عن طريق الافادة من الخصائص الإحصائية التي تمتاز بها تلك المقدرات.

تم تقسيم الاطروحة الى أربعة فصول فقد تتضمن الفصل الأول مقدمة عامة ، مشكلة وهدف الاطروحة والإستعراض المرجعي وتوضيح بعض المفاهيم العامة وإيجاد دالة المعَّولية لإنموذج الإجهاد – المتانة ، أما الفصل الثاني فقد خُصص للجانب النظري إذ سيشمل تكامل لصيغ دالة المعَّولية لنظام متعدد المركبات s out of k حسب الصيغة قوة الفا وايجاد مقدرات المعالم للتوزيعات المدروسة للصيغة المذكورة وهما (توزيع قوة الفا الاسي و توزيع قوة الفا باريتو) عندما يتوزع متغيرا المتانة والإجهاد العشوائيان المستقلان نفس التوزيع بإستعمال كافة طرائق التقدير وبمختلف تفاصيلها المذكورة في المقدمة العامة للاطروحة وكذلك إستعراض نظري للطرائق والأساليب والتقنيات التقريبية المستعملة لإيجاد تلك المقدرات ، فيما وتناول الفصل الثالث شرحاً تفصيلياً لتجارب المحاكاة بطريقة مونت كارلو والطرائق التقريبية وأساليب إعادة المعاينة كافة كذلك عرض وتحليل النتائج التي تم التوصل إليها لغرض الوصول الى أفضل طريقة لتقدير دالة المعَّولية لإنموذج الإجهاد – المتانة للتوزيع نفسه عن طريق المقارنة بين طرائق التقدير بالإعتماد على متوسط مربعات الخطأ اما الجانب التطبيقي الذي سيتضمن توظيف بيانات   تقدير دالة معولية إنموذج للإجهاد - المتانة لبيانات حقيقية ، أما الإستنتاجات التي تم التوصل إليها والمقترحات التي يرى الباحث أهميتها في الدراسات المستقبلية فقـد أُدرجت ضمن الفصل الرابع

2-1 مشكلة الاطروحة :

مشكلة الاطروحة في جانبين النظري و التطبيقي ويمكن ايجازها كما يأتي:

1- عادةً ما تواجه الباحثين مصاعب عند الخوض بمجال دراسات المعولية سواء أكانت البيانات طبية ام هندسية ام غيرها وذلك عن طريق اختيار مشاهدات العينة حسب التوزيعات الكلاسيكية المعروفة على الرغم من التطور الحاصل في اغلب الاجهزة والالات والذي يؤدي الى عدم ملائمة شكل التوزيع لتمثيل الظاهرة تمثيلا حقيقيا .

2- عدم معرفة معولية وصيانة الاجهزة المصممة لصنع وسائل تساعد على نقل التيار الكهربائي ومدى ضمان تشغيلها على المدى البعيد اذ تعد الكهرباء جانب مهم من حياتنا العملية.

3-1 هدف الاطروحة : Purpose of Thesis

1- بناء توزيع احتمالي جديد باستعمال تحويلة قوة الفا للحصول على توزيع اكثر مرونة في نمذجة البيانات الحقيقية الاجهاد- المتانة لنظام متعدد المركبات.

2- ايجاد خصائص التوزيع المقترح وتقدير معلمات والحصول على تقدير دالة المعولية باستعمال طرائق التقدير (الامكان الاعظم ,مجموعة العينات الرتيبة, التقليص).

3- ايجاد صيغة لمعولية نظام متعدد المكبات (s out of k) لا تعتمد على الزمن في تغايرها بل تعتمد على متغيرين احدهما يمثل الاجهاد (الضغط المسلط على النظام) والاخر يمثل مقدار قوة النظام على تحمل هذا الضغط (المتانة) .

4- توظيف بيانات حقيقية لغرض تقدير دالة معولية (الاجهاد-المتانة) ومن ثم الحصول على افضل تقدير للدالة المعولية باستعمال اسلوب المحاكاة وبحجوم عينات مختلفة بالاعتماد على معيار (MSE)

5- معرفة معولية اجهزة صناعة القابلوات الكهربائية في شركة اور العامة لصناعة الاسلاك الكهربائية .

4-1 الاستعراض المرجعي : (Literature Review)

سيتم هنا تقديم عرض مفصل لما تم الحصول عليه من البحوث والدراسات ذات العلاقة بموضوع الاطروحة والذي إستند الى محورين رئيسين المحور الأول تضمن بحوث تخص بإنموذج الإجهاد – المتانة والتوزيعات الإحتمالية المستمرة و طرائق التقدير المختلفة ، أما بالنسبة للمحور الاخر فقد خصص للبحوث والدراسات التي تتعلق ب تحويلة قوة الفا APT ، ولأجل تغطية الموضوع من جوانبه كافة وإغناء الاطروحة بالمعلومات والمصادر فقد تم بناء استعراضنا المرجعي للمحور الاول ابتداءً من عام

(1956 الى 2022) وكما يأتي :

- في العام (1956) وضع الباحث [17] (Birnbaum) حجر الاساس في التعامل مع نماذج الإجهاد - المتانة اذ ناقش كيفية التعامل مع المكونات التي تمتلك قوة تمثل المتغير (X) و المكونات التي تتعرض الى الضغط ويؤدي الى فشل عملها تمثل المتغير Y، وانه يحصل الفشل في حالة امتلاك زوجين من المشاهدات (X,Y) كلما كان R=Pr(Y>X-1) يحصل الفشل ، اذ إقترح حلاً بالإعتماد على إحصاءة مان ويتني لعينات عشوائية مستقلة للمتغيرين X، Y وذلك بإيجاد حد الثقة الأعلى (Distribution Upper Confidence Bound) لدالة الفشل (1- R) بالإعتماد على إحصاءة مان ويتني لعينات عشوائية مستقلة للمتغيرين X ، Y .

- في عام (1964) قدم الباحث [39](Owen) بحثا طور فيه بالإسلوب المتبع من قبل (Birnbaum) عن طريق إستعمال المتغيـرين العشوائيـين X ، Y اللـذان يتبعـان التوزيـع الطبيعـي الثنائـي (Bivariate Normal Distribution) في ثلاث حالات : الحالة الاولى كون المتغيرين غير مستقلين وبتباينات معلومة وفي الحالة الثانية إفترض استقلالية المتغيرين وبتباينات غير معلومة وفي الحالة الثالثة استعمال ازواج المشاهدات للمتغيرين العشوائيين وبتباينات معلومة .

- - في عام (1973) قدم الباحث [20](Dowton) اشتقاق لمقدر دالة المعَّولية بطريقة المقدر المنتظم غير المتحيز ذي اقل تبايـن (UMVUE) الى (S) من المتغيرات العشوائية المستقلة عندما تكون متغيرات المتانة تتبع التوزيع الطبيعي ($N(\mu , \sigma^2)$ ومتغيرات الإجهـاد تتبـع التوزيع الطبيعي القياسي $N(0,1)$مستخـدماً نظـريتي (Lehmann – Scheffe) و (Rao – Blackwell) وتم التوصل عن طريق البحث الى صيغة تقديرية للدالة قام بحلها

عن طريق استعمال صيغ عددية تقريبية لإيجاد التكامل اعلاه ومن ثم بناء حدود الثقة للمقدر وتوصـــل الى نفس النتائـــج التـــي توصـــل اليهــــا الباحثـــــان Church & Harris)) .

- في عام (1976) قدم الباحثان [29] (Kelley & Schucany) اسلوباً عددياً تقريبياً لصيغة مقدري دالة معَّولية إانموذج الإجهاد – المتانة وفقاً لطريقتي الإمكان الأعظم و UMVUE عندما يتبع متغيري المتانة X والإجهاد Y التوزيع الأسي بالمعلمتين λ، μ على التوالي ، وتوصلا الى إثبات أن مقدر طريقة الإمكان يكون دائما أكثر كفـاءة (Efficient) من مقدر طريقة) (UMVUE عندما يكون حجم العينة المستخدمة أكبر من أو مساياً خمسة وذلك عن طريق المقارنة بين متوسط مربعات خطا(MSE) مقدر طريقة الإمكان وتباين مقدر طريقة UMVUE).

- - فـي عـام (1986) قدم الباحثـان (Constantine & Karsan)[19] دراسة بتقديـر دالـة المعَّولية لإانموذج الإجهاد – المتانة لتوزيع كاما بالمعلمات (n , λ) و (m , λ) لكل من متغيري المتانة X والإجهاد Y العشوائيين المستقلين علـــى التوالـــي بإفتراض أن معلمتـــي الشكـــل معلومتين وهما \(n و m) , وبإشتقـــاق صيـــغ مغلقـــة (Close Formulas) لمقدرات طريقتي الإمكان الأعظم و طريقة المنتظم غير التحيز ذي أقل تباين التي تمتاز بالتعقيد ، ومعالجة تحيز مقدر الإمكان عن طريق طرائق إعادة المعاينة والإستفادة من الخاصية التقاربية للطريقة في بناء حدود الثقة للمقدر في حالة العينات الكبيرة ، وتم التوصل الى أن التغيير في قيم معلمتي القياس وحجوم العينات تؤثر بدرجة كبيرة على زيادة ونقصان قيمة متوسط مربعات الخطأ لدالة المعَّولية .
- في عام (1988) قدم الباحث (Jaisingh) [28] بحثا تمثل في إيجاد المعولية في حالة الاجهاد والمتانة حيث كان متغيرالاجهاد العشوائي يتبع توزيع (Chi- Square) بمعلمة r تمثل درجة الحرية و متغير المتانة العشوائي يتبع توزيع (Gamma) بالمعلمتين (α,θ) وكانت المعولية هي بدلالة المعلمة α في حالة كون المعلمتين المستعملة في البحث (r,θ) هي اعداد ثابتة بعد ذلك تم تقدير المعولية R باستعمال طريقة الامكان الاعظم (MLE) وطريقة العزوم (MOM).
- فـــي عـــام (1996) قدم الباحـــث (Hanagal) **[26]** بحثا يخص احد انظمة المعولية وتقدير المعالم للانموذج المدروس وتمكن الباحث مـــن الحصـــول علـــى تقديـــر المعَّوليـــة لإانموذج الإجهـــاد - المتانـــة لنظـــام متسلسل لتوزيـــع باريتو متعدد المتغيرات (Multivariate Pareto Distribution) .

- فـي عام (1997) تمكـن الباحـث (Hanagal)[27] الحصول على توزيع طبيعي تقاربـي لمقدر دالـة المعَّولية لإانموذج الإجهـاد ـ المتانة بطريقة الإمكان الأعظم للنظامين المتسلسل والمتوازي على فرض إن متغيـري الإجهـاد والمتانة العشوائيين لهما التوزيع الآسـي الثنائي (Bivariate Exponential) وبإستعمال بيانات مراقبة لمشاهدات متغير الإجهاد .

- وفي عام (2003) قدمت الباحثة (ندى) [7] اطروحة دكتوراه حول تقدير المعولية في حالة الإجهاد والمتانة وعلى افتراض مفاده إن متغيرا الإجهاد والمتانة العشوائيين مستقلان ومتطابقان بالتوزيع وتم افتراض توزيع ويبل كأانموذج للإجهاد والمتانة وقد ناقشت الباحثة أربع حالات تتعلق بمعلمات أانموذجي الإجهاد والمتانة من حيث كون إحدى المعلمات مجهولة أو معلومة أوكليهما وقد قامت الباحثة بتوليد مجموعة من البيانات بتطبيق المحاكاة وباستعمال حجوم عينات مختلفة توصلت إلى إن مقدر الإمكان الأعظم للمعولية R هو الأكفأ مقارنة بالمقدر المنتظم غير المتحيز بأصغر تباين للمعولية R باستعمال المقياس الإحصائي (MSE)

- وفي عام (2007) قدمت الباحثة (مي) [4] رسالة ماجستير قدمت فيها تقدير المعولية R=P[Y<X] باستعمال طرائق تقدير مختلفة وعلى فرض إن متغيري الإجهاد والمتانة العشوائيين (Y,X) أحاديان (Univariate r.v) وهما مستقلان ولهما التوزيع نفسه ؛ وكانت طرائق التقدير هي الإمكان الأعظم (ML) ؛ وطريقة العزوم (MOM) ؛ وطريقة المربعات الصغرى (LS) ؛ وطريقة التقلص (Sh) ، إما بالنسبة لنماذج الإجهاد والمتانة فكانت هي أانموذج ويبل وأانموذج باريتو من النوع الأول وقد قامت الباحثة عن طريق اسلوب المحاكاة بتوليد مجموعة من البيانات وقد توصلت الباحثة الى إن مقدر الإمكان الأعظم للمعولية R هو الأكفأ مقارنة ببقية المقدرات للطرائق الأخرى وذلك في حالة أانموذج باريتو للإجهاد والمتانة أما في حالة أانموذج ويبل للإجهاد والمتانة فكان مقدر التقلص للمعولية R هو الأفضل مقارنة ببقية المقدرات للمعولية .

- وفي عام 2011 قام كلا من[46] [Saracoglu etal] بتقدير المعولية في حالة الإجهاد والمتانة[R=P[Y<Xبوجود بيانات مراقبة تدريجية من النوع الثاني و إن متغيرا الإجهاد والمتانة العشوائيانY , Xهما مستقلان وأحاديا المتغير ويتوزعان التوزيع الآسي بمعلمات قياس مختلفة وتم التوصل في هذا البحث إلى الطريقة الفضلى وهي طريقة بيز وطريقة الإمكان الأعظم (MLE)على طريقة المقدر المنتظم غير المتحيز بأصغر تباين(UMVUE) باستعمال معيار متوسط مربعات الخطأ (MSE) ونظرا لوجود تقارب في كفاءة كل من مقدري بيز والإمكان

الأعظم للمعولية R فقد اقترح الباحثون استعمال طريقة الإمكان الأعظم (MLE) في التطبيقات العملية لسهولة الحسابات في إيجاد مقدر الإمكان الأعظم (MLE) للمعولية R.

- في عام (2012) قدمت الباحثة (مها)[5] رسالة ماجستير تناولت فيها تقدير دالة المعَّولية للنظام المتسلسل لأنموذج المتانة - الاجهاد وتطبيقها عمليا في مصنع المأمون التابع للشركة العامة لصناعة الزيوت النباتية ، بإفتراض أن متجه المتانة العشوائي هو متعدد المتغيراتX وهو يمثل نظام مؤلف من K من المركبات مربوطة بشكل متسلسل ، أما بالنسبة لقيمة الإجهاد العشوائي((X (k+1)) فهو مشترك لجميع المركبات وهو يمثل أوقات إشتغال النظام الإضافية خارج الوقت التنفيذي لعمل النظام ، وعلى فرض ان المتغيرات العشوائية((X1,X2,…,X (k+1) تمثل أوقات الحياة لمركبات النظام هي مستقلة وتتوزع أسياً حيث تمت دراسة مجموعة من طرائق تقدير المعَّولية للنظام المتسلسل لأنموذج المتانة- الاجهاد وكانت طرائق التقدير هي (طريقة الإمكان الأعظم , طريقة المربعات الصغرى طريقة التقلص , طريقة المقدر المنتظم غير المتحيز ذي أقل تباين) وبعد اجراء المحاكاة تم توليد مجموعة من البيانات تتوزع توزيعاً اسياً وبأحجام عينات مختلفة وبأستعمال طريقة مونت كارلو ومن ثم المقارنة بين طرائق تقدير المعَّولية للنظام المتسلسل بأستعمال المعيار الإحصائي متوسط مربعات الخطأ (MSE) ومعيارمتوسط الخطأ النسبي المطلق (MAPE) وتوصلت الى ان الطريقة الفضلى هي طريقة التقلص لتقدير معولية النظام المتسلسل لإنموذج الإجهاد – المتانة أوصت باستعمال طرائق بيز في التقدير.

-في العام نفسه قدم الباحث [21] (Essam) بحثا تم عن طريقه المقارنة بين مقدرات طرائق التقدير البيزية وغير البيزية لدالة المعَّولية عندما يكون متغيرا المتانة X والإجهاد Y العشوائيان مستقلان ويتبعان التوزيع اللوجستي العام أو المعمم من النوع الأول بمعلمات شكل مختلفة ومعلمات قياس مشتركة أو متشابهة وذلك بالإعتماد على القيم متطرفة سفلى (Lower Record Values) ، وتبين أن مقدر طريقة بيز القياسية باستعمال دالة كثافة إحتمالية أولية مرافقة طبيعية ودالة خسارة مربع الخطأ أفضل من مقدر طريقة الإمكان الأعظم لقصر طول حدود الثقة المقدرة لدالة المعَّولية عن طريق توظيف تجارب محاكاة بطريقة مونت كارلو بإفتراض قيم معلمات توزيع ومعلمات فوقية مختلفة ، وإن حجم عينتي متغيري المتانة والإجهاد يؤثر على طول حدود الثقة المقدرة فبثبوت عينة متغير المتانة (n) وزيادة حجم عينة الإجهاد (m) تقصر حدود الثقة .

- في عام [2](2014) قدم الباحث فراس رسالة ماجستير تم عن طريقها إيجاد خصائص دالــة معوليــة إنموذج الإجهاد – المتانة لتوزيع ليندلي وكانت دراسته التطبيقية تهدف الى توظيف مقدر الطريقة الأفضل وهو مقدر طريقة بيز القياسية بدالة الكثافة الإحتمالية الأولية المرافقة الطبيعية ودالة الخسارة اللوغاريتمية ومن ثم عمل مقارنة بين نوعين من أنواع وحدات توليد الطاقة الكهربائية وهي الحرارية ، والغازية لمحطتي الدورة والقدس على التوالي ، مستفيدين من الخصائص المتميزة ودالة معّوليته في حالة أانموذج الإجهاد – المتانة في وصف وإختيار المشاهدات عند أدنى مستوى للمتانة وأعلى مستوى للإجهاد لبيانات كميات الطاقة الكهربائية المنتجة من تلك الوحدات في درجات الحرارة المختلفة ، وكانت النتائج لاثبات الإمكانية المتوسطة للوحدتين في العمل تحت درجات الحرارة العالية مع أفضلية الوحدات الحرارية في تحمل تلك الإجهادات ضمن الظروف التشغيلية نفسها.

في عام العام نفسه قدمت كل من الباحثتين (اسيل و انتصار) [1]بحثا تناول تقدّير المعولٌة الدّيناميّكّية للنظام المتعدد الحالة ولكل مكون من مكوناته ولثلاثة انواع من الانظمة (التوالي و المتوازي و (2 out of 3 وتكون اما الفشل واصلاح (بالاعتماد على حساب الدالة الهّيكلّية التّي تسمح بوصف سلوك معولّية النظام اعتمادا على كفاءة مكوناته . وبعدها تم تقدير مؤشرات المعوليّة الدّيناميّكّية التيّ تصف بدورها التغّيرات الحاصله فّي معولّية النظام المتعدد الحالات التّي تسببها التغّيرات فّي كفاءة مكونات النظام .

في عام (2015) قدم كل من ([50] G.Rao&M.Aslam&D.kundu) بحثا يدور محوره حول دراسة لدالة المعَّولية لإنموذج إجهاد – متانة لنظام مؤلف من k المركبات المستقلة حيث أن متغيرات الاجهاد والمتانة تتبع التوزيع Burr-XII لتقدير المعلمة باستعمال طريقة الامكان الاعظم وتطبيقها على مجموعتين من البيانات الحقيقية وتوليد بيانات حسب طريقة المحاكاة مونتي كارلو وعمل مقارنة نتائج المحاكاة للعينات الصغيرة بالاعتماد على معيار MSE وتبين انه عندما تكون العينة كبيرة تبرز اهمية طريقة الامكان الاعظم باعلمادها على اقل متوسط خطأ.

كذلك وفي نفس العام قام الباحثان ([23] KIzilaslan& Nadar) بحثا تناولا فيه تقدير دالة المعَّولية لإنموذج إجهاد – متانة لنظام مؤلف من k المركبات المستقلة وتم توضيح عمل نظام K من المركبات و أن متغيرات الاجهاد والمتانة تتبع التوزيع Weibull وتم التوصل الى

تطويرتقدير بايز بالاعتماد على استعمال طرائق تقريب ليندلي وطرائق سلاسل ماركوف وتطبيقها حسب طريقة المحاكاة مونتي كارلو وتوضيح النتائج عن طريق الرسوم البيانية.

في عام (2016) قدمت كل من الباحثتين (N.Karam& H.Jani) [51] بحثا مشتركا تم فيه تقدير معولية نظام متعدد المكونات sمن K الاجهاد – المتانة لتوزيع بور-II حيث استخدم في تقدير المعلمات طريقة الامكان الاعظم و طريقة المربعات الصغرى و طريقة الانحدار و طريقة العزوم و ان المعولية قدرت بنفس الطرق و مقارنة النتائج وفقا لاجراء المحاكاة باستعمال طريقة مونت كارلو حسب معيار MSE,MAPE واثبتت النتائج ان طريقة الامكان الاعظم هي الافضل .

في عام (2018) قدم كل من (A.Pak&A.Gupta& N.Khoolenjani) [11] بحثا مشتركا تم فيه تقدير معولية نظام متعدد المكونات sمن K الاجهاد – المتانة لتوزيع Power Lindley حيث استخدم في تقدير المعلمات طريقة الامكان الاعظم و طريقة البوستراب لايجاد فترة الثقة وكذلك تحليل بييز وتحليل البيانات الحقيقية لالياف الكاربون و توليد بيانات حسب طريقة مونت كارلو و دراسة محاكاة و ذلك بزيادة احجام العينات نلاحظ تحسن باداء النتائج والحصول على افضل المشاهدات عن طريق التقدير بفترة والتقدير بنقطة لمعلمة المعولية .

في عام (2019) قدم الباحث (Fatma Gul Akgul) [24] بحثا تم فيه تقدير معولية نظام متعدد المكونات sمن K الاجهاد – المتانة لتوزيع Topp-leone حيث استخدم في تقدير المعلمات طريقة الامكان الاعظم و طريقة بييز وايجاد فترة الثقة وتحليل البيانات الحقيقية و توليد بيانات حسب طريقة مونت كارلو و دراسة محاكاة و مقارنة النتائج .

في عام (2020) قدم كل من (A.Pak&A.Gupta& N.Khoolenjani)[47] بحثا مشتركا تم فيه تقدير معولية نظام متعدد المكونات sمن K الاجهاد – المتانة لتوزيع chen حيث وضح في هذا البحث خصائص النظام مع ذكر امثلة توضيحية لاستعمال النظام في الحياة العملية واخذ فترات ثقة واستخدم دراسة محاكاة في تقدير المعلمات منها طريقة الامكان الاعظم وكذلك طريقة بييز وتحليل البيانات و. اذا كانت البيانات معلومة او غير معلومة وكذلك طريقة Gibbs sampling التي اثبتت كفاءتها من بين الطرائق المستعملة في البحث .

في عام (2021) قام كل من (A.Hassan&A.Al-omari& H.Nagy)[25] بتقديم دراسة حول تقدير معولية نظام لانموذج الاجهاد – المتانة لتوزيع الاسي المعكوس المعمم لمتغيرين عشوائيين مستقلين ولكن غير متماثلين حيث استخدم في هذه الدراسة مجموعة عينات ذات تصنيف متوسط (MRSS) و مقارنت نتائجها مع عينات المجموعة المصنفة (RSS) و العينات العشوائية البسيطة (SRS) وضح في هذا البحث خصائص مختلفة عندما تكون الاحجام زوجية او فردية واجراء تحليل للبيانات الحقيقية و من ثم عمل محاكاة واجراء مقارنة لنتائج البيانات التي تم توليدها حسب الطرق المذكورة واختيار الطريقة الافضل هي طريقة MRSS لانها تكون اكثر كفاءة في معظم الحالات .

في العام نفسه قدم ,(Osama Abdulaziz Alamr …etal) بحثا تناول فيه عن اهمية المعولية وتطبيقها في حياتنا العملية وان واحد من أهم الموضوعات المهمة في دراسة المعولية هو مصطلح "موثوقية مقاومة الإجهاد" والذي يشير دائمًا إلى الكمية $P (X> Y)$ بافتراض ان موثوقية قوة الإجهاد حيث تتبع القوة (X) رايلي نصف العادي التوزيع والإجهاد Y1) و Y2 و Y3 و Y4) يتبعان توزيع رايلي نصف الطبيعي ، والتوزيع الأسي ، وتوزيع رايلي ، والتوزيع نصف الطبيعي ، على التوالي.) هو الجهد الذي يشتمل على تحديد الصيغ العامة للاعتمادية من النظام. أيضًا ، سيتم استعمال نهج تقدير الاحتمالية القصوى وطريقة العزوم (MOM) لتقدير المعلمات. أخيرًا ، تم تحقيق الموثوقية باستعمال قيم مختلفة لمعلمات الإجهاد والمتانة.

في عام (2022) قدم كل من (A.Pak&A.Gupta& N.Khoolenjani) [32]بحثا مشتركا تم فيه تقدير معولية نظام متعدد المكونات sمن K الاجهاد – المتانة للتوزيع الاسي المعمم حيث تم تقسيم البحث لعدة محاور كان المحور الاول هو مناقشة خصائص التوزيع والمحور الثاني هو ل مناقشة طرق تقدير المعولية وهي طريقة الامكان الاعظم و طريقة المربعات الصغرى و طريقة المربعات الصغرى الموزونة واجراء مقارنة بين مقدرات هذه الطرق والمحور الثالث هو التقدير بطريقة بييز والمحور الرابع كان لايجاد فترة الثقة و المحور الخامس هو الحصول على UMVUEعندما تكون معلمة القياس معلومة .

***اما المحور الثاني في الدراسات السابقة اختص بموضوع قوة الفا وعلى الرغم من انه موضوع حديث وبدايته كانت في عام 2017 ومن ذلك الحين نلاحظ تزايد البحوث في هذا المجال**

- في عام 2017 قام الباحثان (Abbas&Debasis) [36] بابتكار طريقة حديثة اطلقوا على تسميتها ب تحويلة قوة الفا alpha power transformation (APT) تقوم باضافة معلمة حديثة الى التوزيع ومنها يتم الحصول على توزيع جديد معالمه تكون اكثر مرونة واشتقاق خصائص مختلفة للتوزيع المقترح وقد استخدم الباحثان في بحثهما التوزيع الاسي وايجاد المعالم بطرق التقدير منها طريقة الامكان الاعظم وتطبيقها عمليا على الياف الكاربون و وبيان ملائمة افضل للتوزيع الجديد حسب الطريقة المقترحة من التوزيعات الاخرى .

- في عام 2019 قدم الباحثين كل من [49](Zubair*Muhammad*G.Ghamedani) بحثا يوضح خصائص طريقة تحويلة قوة الفا و تطبيقها على التوزيعات الاحصائية بحثت هذه الدراسة كيفية تطبيق البيانات مجال الهندسة او في مجال الطب , وبينوا ما هي الدوافع الاساسية لاستعمال هذه الطريقة للحصول على معلمة اضافية وتقدر معلماتها بطريقة الامكان الاعظم وتكون اما متزايدة او متناقصة او على شكل حوض استحمام للوصول الى سلوك معلمات الانموذج الجديد .

- وفي العام نفسه قدم الباحثين كل من (Shumaila and…etal) بحثا بعنوان ((تطبيق خصائص توزيع قوة الفا باريتو) وكان هدف الدراسة توضيح مرونة تطبيق هذه الطريقة والحصول على خصائص افضل وادق للتوزيع بما في ذلك الدالة المولدة للعزوم و دالة الانتروبي و احصاءات الرتب لغرض تقدير التوزيع حسب تقنية طريقة الامكان الاعظم وعمل دراسة محاكاة واختيار الانموذج الافضل .

- في عام 2020 قدم الباحثين كل من (Mazen and …etal) [35]بحثا تناول فيه تقدير معلمات غير معروفة للتوزيع الاسي لقوة الفا و ايجاد المعالم بتسع طرق تقدير متكررة تناقش خصائص العينة المحددة التي تحفز التوزيع الاسي لقوة الفا و تم استعمال مجموعتين حقيقيتين من البيانات الهندسية وتمثلت ب اوقات فشل 50 جهاز والطبيه تمثلت ب 121 حالة لمرضى سرطان الثدي ومن ثم عمل محاكاة للنتائج بطريقة مونت كارلو .

في عام 2021 قدم الباحثين كل من [22](Elbatal&Elgarhyand B.M.Golam) بحثا يتناول ثلاث حالات خاصة من العائلة الاسية للتوزيع (الاسي و ريلي و ليندلي) وايجاد بعض الخصائص الاحصائية مثل (دالة العزوم و دالو العزوم العامة و العزوم الشرطية و منحنى لورنز و

انحراف المتوسط) وتم استعمال نوعين من البيانات النوع الاول يخص اوقات فشل 50 جهاز النوع الثاني وتنظيم اوقات الفشل ل نظام تكيف الهواء للطائرات وعمل دراسة محاكاة واجراء مقارنة بين النتائج حسب برنامج Mathematica via 9.

- في عام 2021 قدم الباحثان (Lamya and Wedad) [31] دراسة جديدة ب دمج توزيعين هما التوزع الاسي مع توزيع ويبل باستعمال طريقة قوة الفا والحصول على توزيع جديد يدعى توزيع(قوة الفا اسي – ويبل) والحصول على مرونة هائلة للتوزيع الجديد بحيث يمكن ان تاخذ دالة كثافة هذا التوزيع اشكالا غير متماثلة مثل الاشكال المتناقصة والمتزايدة او شبه متماثلة مثل المنحرفة لليمين ويتم الحصول على تقدير معلمات غير معروفة باستعمال طريقة الامكان الاعظم واجراء تطبيق عمليا على ثلاثة انواع من البيانات تمثلت المجموعة الاولى ب اوقات بقاء 55 حالة لمرضى سرطان الرأس والرقبة و المجموعة الثانية قوة زجاج نافذة الطيران والمجموعة الثالثة قوة شد الياف الزجاج ذات الطول 1.5 cm واجراء التحليل الاحصائي للبيانات ب مقارنة البينات باستعمال معيار MSE عن طريق(برنامج R).

- في عام 2022 قدم الباحثان (Maryam and R.Kannan) [34] دراسة لتوزيع حديث اسمه توزيع سوجاثا وهوخليط من عدة توزيعات لمعلمات مختلفة وتوفير اشكال مختلفة لدالة الكثافة الاحتمالية ودالة المخاطرة واشتقاق خصائصها وتم تطبيق هذا التوزيع على بيانات هندسية تمثلت بمجموعتين من البيانات الاولى تخص الياف الكاربون ذات الطول mm20 و المجموعة الثانية تخص اوقات فشل 59 موصلا وتم تقدير معلماتها ب طريقة الامكان الاعظم و مقارنة النتائج حسب معيار (AIC, BIC) وتم الحصول على النتائج الادق للتوزيع المقترح الجديد .

في عام 2022 قدم كل من (Rehah and …etal) [44] بحثا مشتركا حول تصميم امثل لاختبار الحياة المعجل (المسرع) واستعمال طريقة قوة الفا وتطبيقها عمليا على بيانات خاضعة للرقابة تمثلت ب نوعين :النوع الاول يخص مرضى سرطان المثانة والنوع الثاني يمثل اوقات فشل 50 جهاز) بخطوات متسلسلة وتم استعمال توزيع قوة الفا الاسي وطرائق التقدير المستخدمة هي (طريقة الامكان الاعظم و طريقة بيزبناءا على دالة الخسارة المتماثلة و فترات الثقة التقريبية والفترات الزمنية للحصول على تصميم خطة اختبارمثالية .

وفي العام نفسه قدم كل من (**Ehab &Rehah and …., , etal**) [12] بحثا مشتركا حول الخطة المثلى لمتعدد المركبات لمعولية الاجهاد والمتانة $R=p(X<Y<Z)$ باستعمال اول فشل تدريجي لانموذج قوة الفا الاسي بتطبيق الطريقة البيزية و الطريقة غيرالبيزية اذ تمثل y قوة المكون و x,z تمث ضغطين منفصلين لاعلاقة لهما بقوة المكون هذا فيما يخص الجانب النظري اما الجانب العملي فتم تطبيق بيانات تخص اوقات تحلل السائل العازل بين الاقطاب الكهربائية لثلاث مجموعات مختلفة من الفولتية تمثلت ب (X,Y,Z) واجراء اختبار ملائمة للبيانات في المجموعات المذكورة .

كذلك في العام نفسه قدم كل من (Ahmed &Hoda and..,etal) [43] بحثا مشتركا حول الاستدلالات الخاصة لتوزيع المقترح بعد تطبيق تحويلة قوة الفا باستعمال بيانات هجينة للنوع الثاني من الرقابة والحصول على المعلمات المجهولة باستعمال طرائق التقدير (طريقة الامكان الاعظم و طريقة بيزبناءا على دالة الخسارة المتماثلة و فترات الثقة المقدرة للقيم والحصول على افضل مخططات الرقابة ومن ثم اجراء دراسة محاكاة والاخذ بنظر الاعتبار احجام العينات المختلفة اذ تم التطبيق على بيانات حقيقية في المجال الهندسي تمثلت ب اوقات فشل 18 جهاز الكتروني و في المجال الكيماوي تمثلت ب مادة مسرطنة بشرية (كلوريد الفينل) نستنتج من هذا البحث امكانية تطبيق هذه الطريقة على العينات الصغيرة.

واستكمالا لما تقدم في البحوث والدراسات اعلاه في التوزيعات المختلفة تناولنا خلال هذه الاطروحة استعمال تحويلة قوة الفا لنظام متعدد المركبات (s out of k) لتوزيعي (الاسي و باريتو) وبتطبيقها على بيانات شركة اور العامة لصناعة الاسلاك الكهربائية لتقدير الدالة المعولية (الاجهاد – المتانة), وباستعمال طرائق التقدير (MLE,RSS,SH) اذ تم توليد بيانات تجريبية بطريقة مونت كارلو ومن ثم للاجهاد و للمتانة (حسب نظام S out of K) بحجوم عينات مختلفة المقارنة بين الطرائق باستعمال (معيار التحيز Bias و معيار متوسط مربعات الخطأ Mse

الفصل الثاني

2-1 التمهيد : Introduction

يتطرق هذا الفصل الى بعض المفاهيم والتعاريف التي تخص موضوع الاطروحة ابتداءا من التوزيعات المستعملة داخل الاطروحة (التوزيع الاسي و توزيع باريتو) و من ثم توضيح لطريقة التحويل للتوزيعات اختصارا ل(APT) , مفهوم المعولية بشكل عام وشرح مفصل عن الاجهاد والمتانة بشكل خاص , ختاما بالحصول على الصيغة المقترحة لايجاد معولية لمتغيري (الاجهاد stress و المتانة strength) و تطبيقها لبعض التوزيعات وبعدها يتم تقدير المعلمات بعدة طرق تقدير احصائية واستعمال الصيغ الاحصائية للتقدير منها طريقة الامكان الاعظم(mle) و طريقة العينات المصنفة (RSS) و طريقة التقليص (Sh).

2-2 التوزيع الاسي Exponential Distribution [29,30]

ان التوزيع الاسي هو احد التوزيعات الاساسية شائعة الاستعمال الممثلة لاعمار الحياة , له تطبيقات عدة تدخل في دراسة المعولية ويمتاز هذا التوزيع بان دالة المخاطرة (Hazard Function) هي كمية ثابتة وتساوي معلمة التوزيع ويعد التوزيع الآسي واحداً من التوزيعات المهمة في دراسة المشكلات والتي يكون الزمن احد عواملها كتلك الدراسات الخاصة بالعطلات والتوقفات لمكائن منتج معين.

إن للتوزيع الآسي خصائص متعددة تميزه عن باقي التوزيعات الاحتمالية المتصلة وهي خاصية فقدان الذاكرة (Memory lossnes) وخاصية إعادة الذات(Self-Reproducing Property,) وهذا يعني عند فشل مركبة في نظام معين ستعمل بالكفاءة نفسها السابقة بعد اصلاحها .

اما دالة الكثافة الاحتمالية P.d.f للتوزيع الآسي الموجب هي كالأتي :

$$\mathbf{f(x,\lambda)} = \begin{cases} \boldsymbol{\lambda e^{-\lambda X}} & , \boldsymbol{X \geq 0} \ , \boldsymbol{\lambda} > 0 \\ \mathbf{0} & \boldsymbol{X} < 0 \end{cases} \qquad \mathbf{(1\text{-}2)}$$

اذ إن :

λ : هي معلمة القياس

اما بالنسبة لدالة التوزيع التجميعية (C.d.f) فهي :

$$\mathbf{F(x,\lambda)} = \begin{cases} \mathbf{1 - e^{-\lambda X}} & \mathbf{X \geq 0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{X} < 0 \end{cases} \qquad \mathbf{(2\text{-}2)}$$

تعرف دالة المعولية بالشكل الاتي :

$$R(t) = e^{-\lambda t} \qquad ,t \geq 0$$

3-2 **توزيع باريتو** pareto Distribution [26,38]

يعد توزيع باريتو من التوزيعات المستمرة سمي بهذا الاسم نسبة الى الاقتصادي الايطالي (vilfredo pareto) يمكن تطبيق توزيع باريتو على مختلف العلوم الهندسية والاقتصادية عن طريق دراسة توزيع الدخل (Incomes) عندما يتجاوز الدخل الحد المعلوم مثل K وكذلك يمكن استعماله في الاتصالات و المستشفيات .

إن دالة الكثافة الاحتمالية P.d.f للتوزيع باريتو هي كالأتي :

$$\mathbf{f(x,\lambda)} = \begin{cases} \frac{\lambda}{X^{\lambda+1}} & , \mathbf{x \geq 1} \ , \boldsymbol{\lambda} > 0 \\ \mathbf{0} & \mathbf{x} < 0 \end{cases} \qquad \mathbf{(3\text{-}2)}$$

اذ إن :

λ : هي معلمة القياس

اما بالنسبة لدالة التوزيع التجميعية (C.d.f) فهي

$$\mathbf{F(x,\lambda)} = \begin{cases} \mathbf{1 - X^{-\lambda}} & \mathbf{x \geq 1, \lambda > 0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{x} < 0 \end{cases} \qquad \mathbf{(4\text{-}2)}$$

تعرف دالة المعولية بالشكل الاتي:

$$R(t) = X^{-\lambda} \qquad ,t \geq 0$$

4-2 تحويلة قوة الفا Alpha power transformation [22,37,49]

عند نمذجة البيانات الزمنية تستعمل التوزيعات الكلاسيكية على نطاق واسع في العديد من التطبيقات مثل الهندسة والعلوم الطبية والبيئية وعلوم الاقتصاد فتكون سهلة التطبيق , اما اذا اردنا التطبيق في مجال الهندسة الموثوقية و البيولوجية تواجهنا حالات فشل رتبية , مما دفع اهتمام الباحثين الى ادخال امتدادات جديدة توفر توزيعات موسعة .

وقد لوحظ ان هناك سلسلة من التطورات لهذه الحالة اذ قدم الباحثان (Mahdavi and Kundo في عام 2017) دراسة حديثة تضمنت توليد طريقة جديدة لاي توزيع مستمر باضافة معلمة واحدة او اكثر الى النموذج الاساس وتدعى هذه الطريقة ب (تحويلة قوة الفا) ونرمز لها APT اختصارا ل Alpha power transformation و تكون هذه الطريقة سهلة الاستعمال والتطبيق وتستعمل بشكل فعال لاغراض تحليل البيانات التي تكون خاضعة للرقابة او البيانات المقطوعة ويمكن استعمال هذه الطريقة و تطبيقها على بعض التوزيعات المستمرة مثل (gamma , weibull, GE)

اذ ان الدالة التراكمية لهذه الطريقة تعطى بالصيغة الاتية [35]:

$$F_{APT}(x) = \frac{\alpha^{F(x)} - 1}{\alpha - 1} \qquad if \qquad \alpha > 0, \alpha \neq 1 \qquad \ldots(5\text{-}2)$$

وان دالة الكثافة الاحتمالية Pdf تعطى بالصيغة الاتية [35]:

$$f_{APT}(x) = \frac{\log \alpha}{\alpha - 1} f(x)\, \alpha^{F(x)} \qquad if \qquad \alpha > 0, \alpha \neq 1 \quad \ldots(6\text{-}2)$$

وان دالة المخاطرة Hazard function تعطى بالصيغة الاتية [37]

$$h_{APT}(x) = f(x) \frac{\alpha^{F(x)-1}}{1 - \alpha^{F(X)-1}} \log\alpha \qquad if \qquad \alpha > 0, \alpha \neq 1 \quad \ldots(7\text{-}2)$$

خصائص طريقة تحويلة قوة الفا [33,48] APT

هناك عدة خصائص و مميزات لطريقة تحويلة الفا منها :

1- لتحسين خصائص و مرونة التوزيعات
2- طريقة بسيطة و ملائمة لاضافة معلمات اضافية
3- توفير نماذج افضل للمنافسة

4- تقدم نسخة موسعة من التوزيع الاساسي يحتوي على صيغ جديدة لدالة الكثافة الاحتمالية PDF و الدالة التراكمية CDF و دالة المخاطرة hrf

5-2 تطبيق تحويلة قوة الفا على بعض التوزيعات الاحصائية

هناك الكثير من البحوث التي اختصت بتطبيق التوزيعات الاحصائية على تحويلة قوة الفا ومنها

1-5-2 توزيع قوة الفا الاسي Alpha power Exponential(APE)

يتم الحصول على دالة الكثافة الاحتمالية لتوزيع قوة الفا الاسي باستعمال الصيغة في المعادلة رقم (2-4)

وعند تعويض دالة الكثافة الاحتمالية للتوزيع الاسي المعروفة في المعادلة (2-1) نحصل على الدالة الكثافة الاحتمالية الجديدة المقترحة لتوزيع قوة الفا الاسي على النحو الاتي[11]:

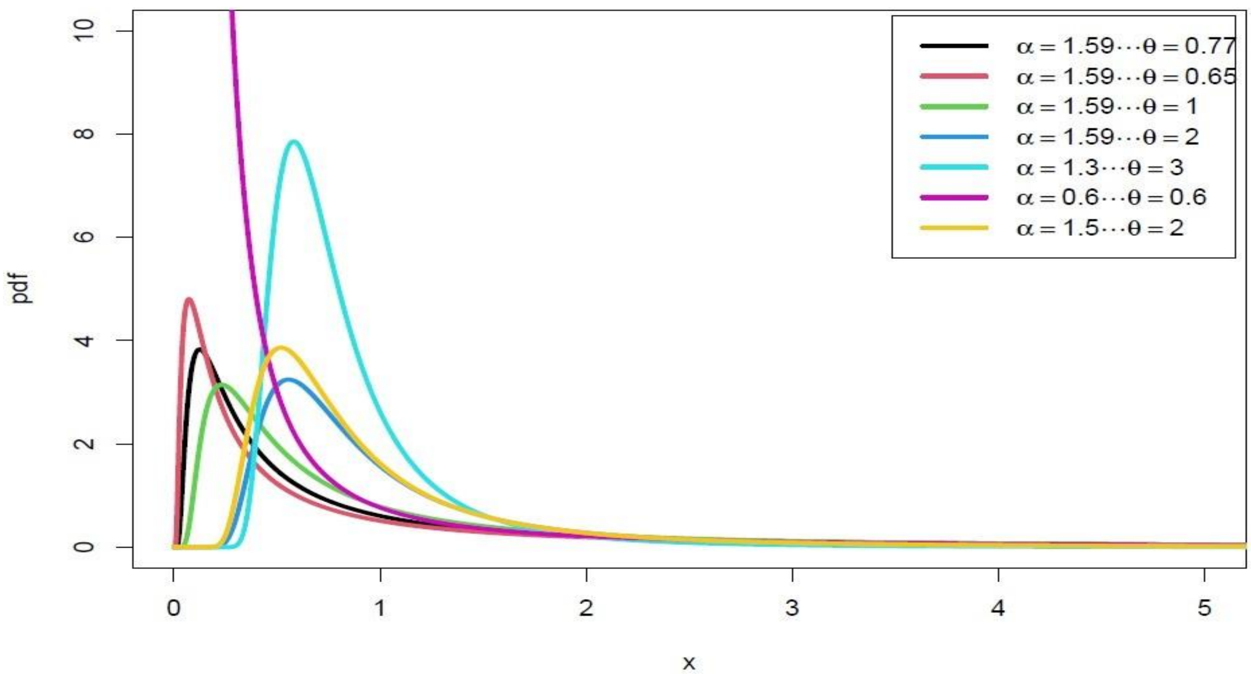
$$f(_{X;\alpha,\lambda})=\frac{\log\alpha}{\alpha-1}\lambda e^{-\lambda X}\alpha^{1-e^{-\lambda X}} \quad 0<X<\infty \quad if \quad \alpha\neq 1 \quad ...(2-8)$$

اذ ان

X : متغير عشوائي يتبع التوزيع الاسي

α: معلمة الشكل

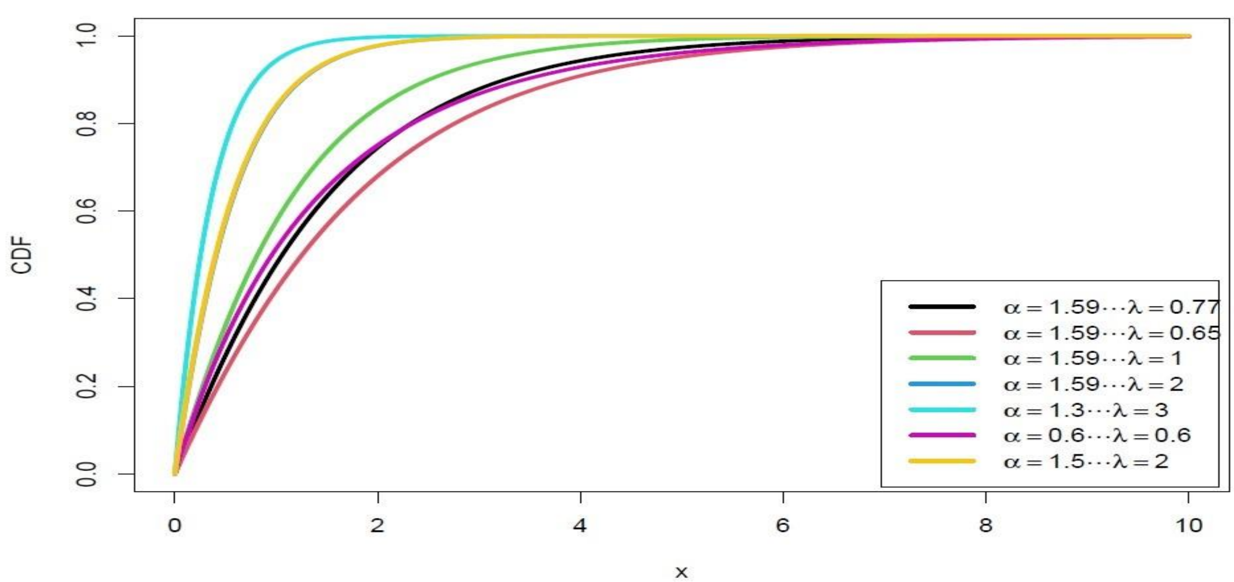
λ: معلمة القياس



الشكل (2-1) يبين دالة الكثافة الاحتمالية (pdf) للتوزيع (APE) ولقيم مختلفة مبينة انفا لمعلمة الشكل αومعلمة القياس λ

الدالة التراكمية CDF لتوزيع قوة الفا الاسي

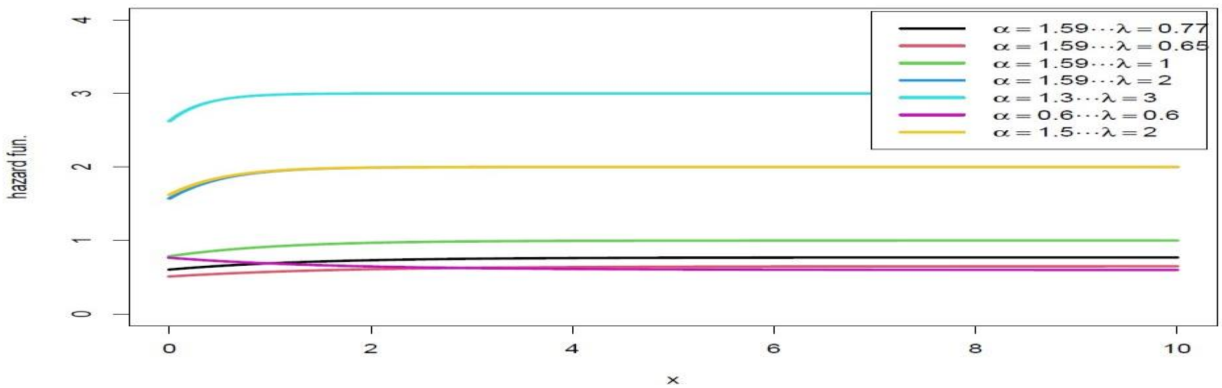
$$F(X;\alpha,\lambda)= \frac{\alpha^{(1-e^{-\lambda X})}-1}{\alpha-1} \qquad if \qquad \alpha \neq 1 \qquad \ldots(9\text{-}2)$$



الشكل (2-2) يبين الدالة التراكمية (Cdf) للتوزيع (APE) ولقيم مختلفة مبينة انفا لمعلمة الشكل α ومعلمة القياس λ

دالة المخاطرة Hazard function

$$h_{APT}(x) = \frac{\lambda e^{-\lambda X} \alpha^{1-e^{-\lambda X}} log\alpha}{1-e^{-\lambda X}} \qquad if \quad \alpha \neq 1 \qquad \ldots(10\text{-}2)$$



الشكل (3-2) يبين دالة المخاطرة (haz) للتوزيع (APE) ولقيم مختلفة مبينة انفا لمعلمة الشكل α ومعلمة القياس λ

ولاثبات الصيغة (8-2) المذكورة انفا انها دالة احتمالية على النحو الاتي

$$\int_0^\infty \boldsymbol{f(X)dt = 1}$$

$$\int_0^\infty \frac{\log\alpha}{\alpha-1} \lambda e^{-\lambda X} \alpha^{1-e^{-\lambda X}} dX =$$

$$\frac{\boldsymbol{\partial}}{\boldsymbol{\partial X}} \alpha^{1-e^{-\lambda X}} = log\alpha\lambda e^{-\lambda X} \alpha^{1-e^{-\lambda X}} dy$$

$$\int_0^\infty \frac{\log\alpha}{\alpha-1} \lambda e^{-\lambda X} \alpha^{1-e^{-\lambda X}} dX$$

$$\frac{\boldsymbol{1}}{\alpha-1} \quad \alpha^{1-e^{-\lambda X}} \quad \Big|_{\boldsymbol{0}}^{\infty}$$

$$\frac{\alpha-1}{\alpha-1} = \boldsymbol{1}$$

وبذلك تحقق كون الدالة في الصيغة (8-2) هي دالة احتمالية

2-5-2 توزيع قوة الفا باريتو Alpha power pareto (APP) [24,40]

يتم الحصول على دالة الكثافة الاحتمالية لتوزيع قوة الفا باريتو باستعمال الصيغة في المعادلة رقم (6-2)

وعند تعويض دالة الكثافة الاحتمالية للتوزيع باريتو المعروفة في المعادلة (3-2) نحصل على الدالة الاحتمالية الجديدة المقترحة لتوزيع قوة الفا باريتو على النحو الاتي :

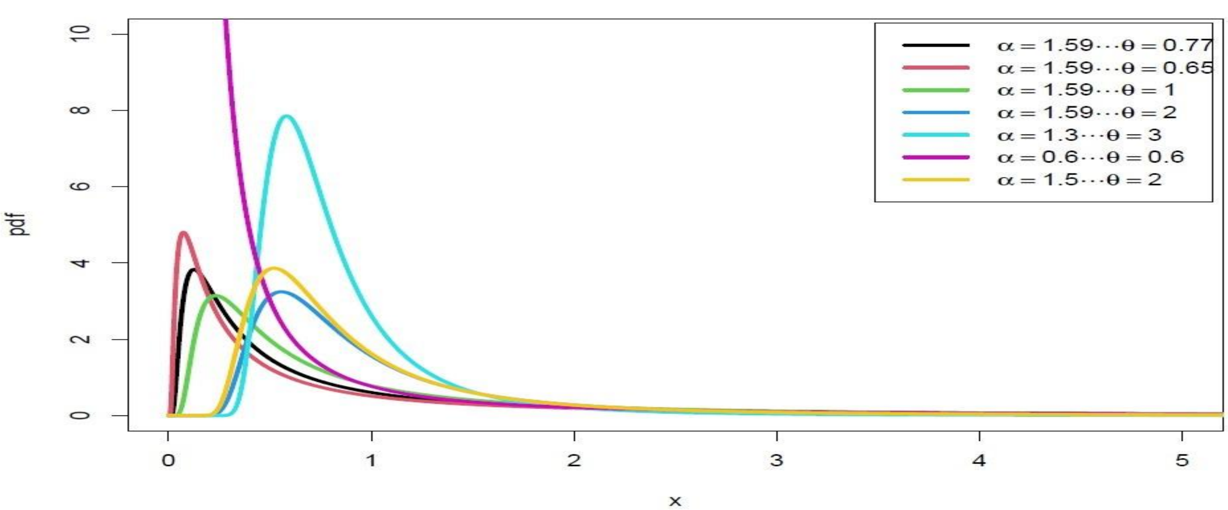
$$f(y;\alpha,\theta)=\frac{\log\alpha}{\alpha-1}\ \frac{\boldsymbol{\theta}}{\boldsymbol{Y^{\theta+1}}}\alpha^{1-Y^{-\theta}} \qquad X>1 \quad if \qquad \alpha\neq 1 \qquad \ldots(9\text{-}2)$$

حيث ان

y : متغير عشوائي يتبع توزيع باريتو

α: معلمة الشكل

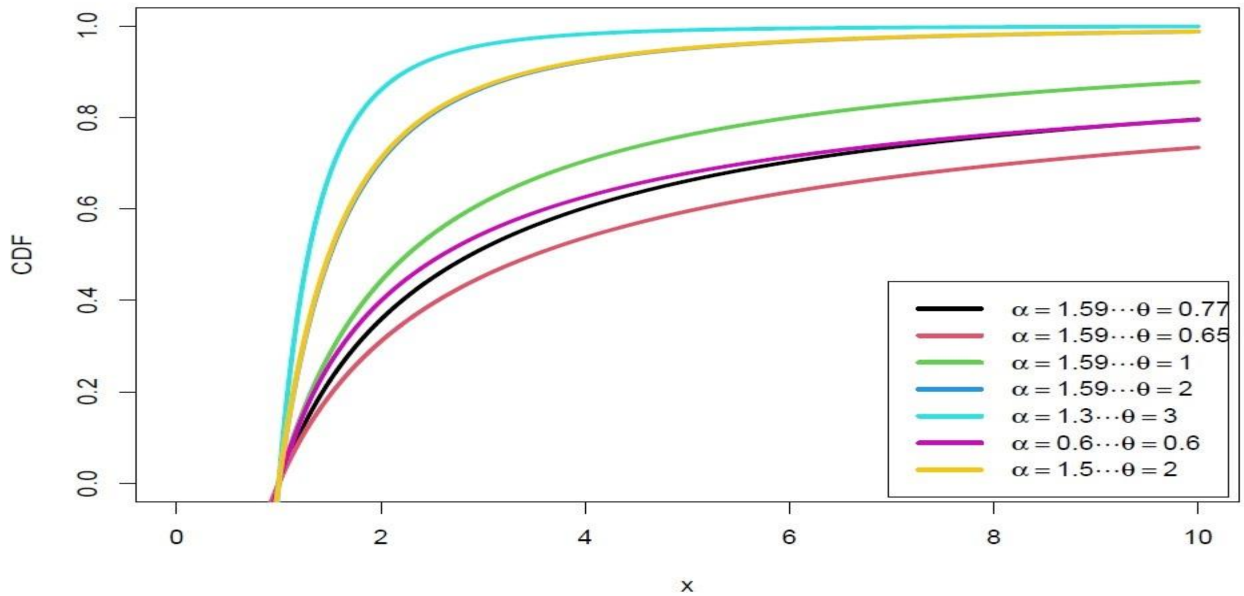
λ: معلمة المقياس



الشكل (4-2) يبين دالة الكثافة الاحتمالية (pdf) للتوزيع (APP) ولقيم مختلفة مبينة انفا لمعلمة الشكل αومعلمة القياس $\boldsymbol{\theta}$

الدالة التراكمية CDF لتوزيع قوة الفا باريتو

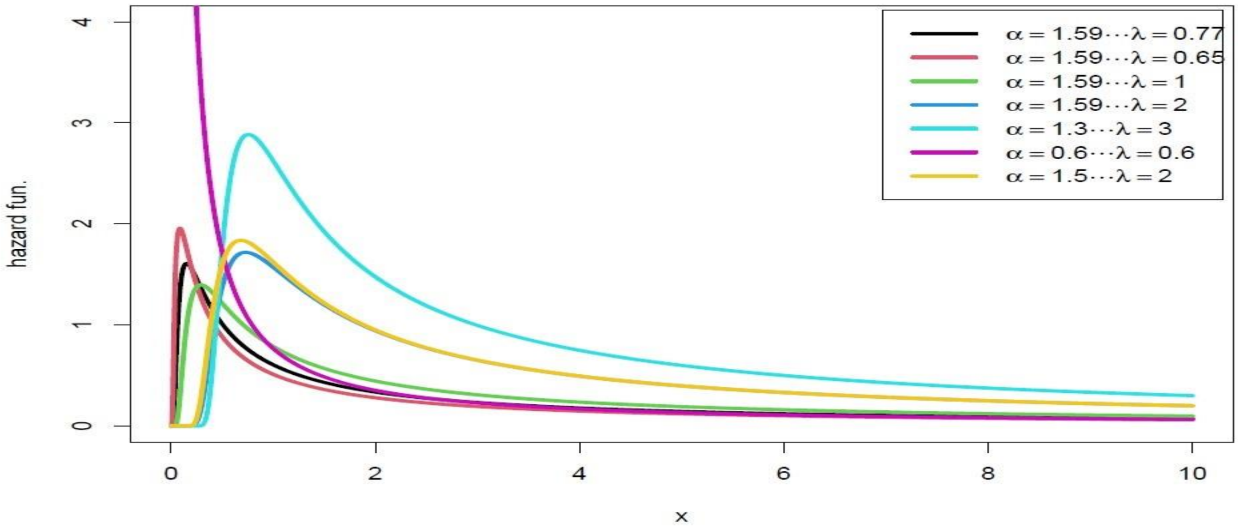
$$F(\, y;\alpha,\theta)= \frac{\alpha^{(1-Y^{-\theta})}-1}{\alpha-1} \qquad if \qquad \alpha \neq 1 \quad \ldots(10\text{-}2)$$



الشكل (2-5) يبين الدالة التراكمية (Cdf) للتوزيع (APP) ولقيم مختلفة مبينة انفا لمعلمة الشكل α ومعلمة القياس $\boldsymbol{\theta}$

دالة المخاطرة Hazard function

$$h_{APP}(y)= \frac{log\alpha}{1-Y^{-\theta}}\, Y^{-\theta-1}\alpha^{1-Y^{-\theta}} \qquad if \qquad \alpha \neq 1 \quad \ldots(11\text{-}2\ )$$



الشكل (2-6) يبين الدالة التراكمية (haz) للتوزيع (APP) ولقيم مختلفة مبينة انفا لمعلمة الشكل α ومعلمة القياس $\boldsymbol{\theta}$

ولاثبات الصيغة (2-9) المذكورة انفا انها دالة احتمالية على النحو الاتي

$$\int_{-\infty}^{\infty} \boldsymbol{f(y)dt = 1}$$

$$\int_{1}^{\infty} \frac{\log \alpha}{\alpha - 1} \frac{\theta}{y^{\theta+1}} \alpha^{1-y^{-\theta}} dy =$$

$$\frac{\boldsymbol{d}}{\boldsymbol{dy}}\, \boldsymbol{\alpha^{(1-y^{-\theta})} = log\alpha . \alpha^{1-y^{-\theta}}\, \theta y^{-\theta-1}} \mathbf{dy}$$

$$= \boldsymbol{log\alpha . \frac{\theta}{y^{\theta+1}} \alpha^{1-y^{-\theta}}}\ \mathbf{dy}$$

$$\int_{1}^{\infty} \frac{\log \alpha}{\alpha - 1} \boldsymbol{\theta y^{-\theta-1}} \alpha^{1-y^{-\theta}} dy =$$

$$= \boldsymbol{\frac{1}{\alpha-1}\ \alpha^{1-y^{-\theta}}\ ]_{1}^{\infty}}$$

$$=\frac{1}{\alpha-1}\,[\alpha-1]=1$$

وبذلك تحقق كون الدالة في الصيغة (2-9) هي دالة احتمالية

2-6 المعولية : Reliability

[6,7,8,14]

تعرف بانها عبارة عن قياس قابلية أو قدرة أي نظام معين أو جزء منه على العمل بصلاحية تامة دون أعطال خلال العمر المحدد له للاستعمال ويشير هذا المفهوم إلى إمكانية الجهاز أو الالة الى إنجاز العمليات المخصصة لها من غير فشل (عطل) حيث إن الاهتمام المتزايد في موضوع المعولية يعود إلى التطورات السريعة واستعمال الاجهزة الالكترونية المعقدة في مختلف مجالات الحياة يتم معرفة أي تحليل لمعولية نظام معين يعتمد على اساسيات معرفة بشكل محكم ودقيق تخضع جميعها لقوانين الاحتمالية التي تدرس حالات الفشل التي يتعرض لها النظام وقام الكثير من الباحثين باعطاء تعريفات مختلفة تخص دالة المعولية تكون في مجملها مناسبة لوصف الغرض الاساس لهذه الدالة فبعضهم عرف بانها احتمال قيام النظام بالانجاز الكافي لما يتطلب منه تحت شروط بيئية عند استغراق فترة زمنية معينة مثال على ذلك عدد الكيلومترات التي يتم احتسابها عند انقضاء وقت معين هنا يمكن عد المعولية بانها مقياس ثابت .

2-7 أنظمة المعولية [3,13] The reliability of The system

—

يعرف النظام بانه عبارة عن مجموعة من المركبات للحصول على منتج معين ويكون على عدة انواع :-

1- النظام المتوالي The series system

هو من الانظمة البسيطة الاستعمال يتالف من عدد من المركبات المربوطة بشكل متسلسل بحيث انه اذا فشل اي منها يتسبب بفشل النظام باكمله وتكون هيكلية دالة النظام بالشكل الاتي :-

$$\Phi(x_1,x_2\ldots x_n)=\min(x_1,x_2,..x_n)$$

ودالة المعولية للنظام هي

$$R_s(t)=\Pr[x_1=1]\,\Pr[x_2=1]\ldots\Pr[x_n=1] \qquad \ldots\ (2\text{-}12)$$

$$R_s(t)=R1\ R2\ R\ \ldots Rn$$

2- النظام المتوازي The parallel system

هو من الانظمة البسيطة الاستعمال يتالف على الاقل من مركبتين يعمل اذا كان هناك على الاقل مركبة واحدة تعمل تكون هيكلية دالة النظام بالشكل الاتي

$\Phi(x_1,x_2\ldots x_n)=\max\ (x_1,x_2\ldots x_n)$

ودالة المعولية للنظام هي

$R_s(t)$ =1-pr(1-X_1)pr(1-X_2) …pr(1-X_n) …(13-2)

$$R_s(t) = 1 - \prod_{i=1}^{n}(1 - Ri)$$

3- نظام التكرار The Redundancy System

- تكرار المستوى المنخفض Low-Level Redundancy

يحتوي هذا النوع مكونات متوازية اكثر لتحسين وظيفة المعولية $R_{lls}(t)$

- تكرار المستوى المرتفع high-Level Redundancy

يتصف هذا النوع بانه يتم وضع النظام باكمله بالتوازي مع نظام واحد او اكثر من الانظمة المماثلة $R_{hls}(t)$

4- نظام K – out of –n

اكثر النماذج الموثوقية شيوعًا في التطبيقات الهندسية هي أنظمة k-out of-n وتكون اما انظمة ثنائية اوأنظمة متتالية k-out-s: G وتعتبر كأداة أكثر مرونة لنمذجة الأنظمة الهندسية

هو حالة خاصة من التكرار المتوازي عندما تنجح K من المركبات على الاقل من مجموع المركبات الاخرى

$$\Phi\ (x_1,x_2,\ldots x_n)=\begin{cases}1 & if \quad \sum_{i=1}^{n} Xi \geq K \\ 0 & if \quad \sum_{i=1}^{n} Xi < K\end{cases}$$

عندما تكون المكونات مستقلة و متطابقة تكون معولية النظام بالشكل الاتي

$R_{(s,k)}(t)$ =Prob(at least s of the ($X_1, X_2,\ldots X_k$) exceed Y)

$$= \sum_{i=s}^{k}\binom{k}{s}\int_{-\infty}^{\infty}[1 - Fy]^{i}[Fy]^{k-i}\, dGyi \qquad \ldots(14\text{-}2)$$

وتوجد حالات خاصة للنظام k-out-s: G وهي:

* عندما يكون النظام على الشكل الاتي

يتحول النظام الى نظام التوالي. (s – out –of-s:G) or (1 – out –of-s:F)

* عندما يكون النظام على الشكل الاتي

يتحول النظام الى نظام التوازي. (s – out –of-s:F) or (1 – out –of-s:G)

وهناك بعض الخصائص لهذا النظام وهي

1- عندما تكون المكونات ل $ki=(k1\leq k2\leq k3\leq \ldots km)$ يدعى النظام متزايد
2- عندما تكون المكونات ل $ki=(k1\geq k2\geq k3\geq \ldots km)$ يدعى النظام متناقص
3- يفشل النظام مع فشل المكون k و يرمز له ب k – out –of-s:F
4- يعمل النظام ما دام على الاقل k من المكونات تعمل و يرمز له ب k – out –of-s:G

توجد الكثير من التطبيقات الواسعة لأنظمة متعددة المكونات في كل من العمليات العسكرية والصناعية , على سبيل المثال في نضام الاتصالات اذا كان لدينا ثلاثة اجهزة ارسال يستوجب لتحميل الرسالة تشغيل على الاقل جهازي ارسال حتى لا يتم فقد الارسال

8-2 الاجهاد – المتانة (stress -strength) [4,18,19]

اكتسب مصطلح الإجهاد (Stress) أهمية خاصة في حياتنا العملية اذ نتعرض يوميا الى ضغوط نفسية او اجهادات مستمرة وقد لا نمتلك القوة الكافية (Strength) للتغلب على جميع الاجهادات ومن هذا المنطلق أصبح مصطلح الإجهاد - المتانة موضع اهتمام و دراسة بحوث في علوم الإجتماع والنفس والوراثة عن طريق محاولة الباحثين في إيجاد تفسير واضح لطبيعة العلاقــة بيــن الضغط النفسي والقــدرة عــلى تحملــهِ ، فالمفهوم الإحصائي العام لإنموذج الإجهاد - المتانــة (Stress - Strength Model) يوضح طبيعة العلاقة بين متغيرين عشوائيين يمثلان المتانة والإجهاد ويتلخص في إيجاد أو تقدير إحتمال أن يتجاوز أحد المتغيرين المتغير الآخر.

بدأ مصطلح الاجهاد والمتانة في عام 1970 عن طريق Church and Harris ومن ذلك الحين ناقش العديد من المؤلفين مختلف التوزيعات سواء كان توزيع مفرد او توزيعات مختلطة .

يعرف الإجهاد بأنه مقدار الحمل الذي يؤدي الى حدوث فشل المكون أو المنظومة والذي قد يكون ضغطا مسلطا على مادة أو حمل ميكانيكي أو درجة حرارة ... الخ , اما بالنسبة الى المتانة فتعرف بأنها مقدار قدرة المكون او المنظومة على انجاز العمل المطلوب دون فشل , عند احاطتها بمقدار من الحمل الخارجي تلعب نماذج الاجهاد و المتانة دورا مهما في تحليل القدرة المعولية ويمكن تعريفها عن طريق العلاقة الاتية :

$$R=P(X>Y)$$

وان المعَّوليـــة (Reliability) هي الأساس في تقييم عمل مكونات الأنظمة الهندسية والصناعية كونها تمثل مقياساً لأداء المكون بمرور الزمن ولها أثر كبير في تحسين كفاءة مكونات تلك الأنظمة سواءاً كانت تلك المكونات عبارة عن أجهزة أو مكائن أو معدات عن طريق تحديد أعمار المكونات

والفترات الزمنية لأوقات فشلها ، وبمعنى آخرالمكون يعمل بنجاح إذا كانت قدرة المكون على التحمل اكبر من الاجهاد او الضغظ الواقع علية او بالعكس .

ظهرت دراسات عديدة لمعَّولية إنموذج الإجهاد – المتانة باستعمال أغلب التوزيعات الإحتمالية المنفردة(Single Distributions) منها التوزيع الأُسي ، التوزيع الطبيعي واللوغاريتمي الطبيعي ، توزيع كاما ، توزيع ويبل ، توزيع باريتو وغيرها من التوزيعات الإحتمالية المستمرة المعروفة ، و نتيجة الى التطور التكنلوجي في التقنيات الميكانيكية الكهربائية والألكترونية ادى الى ظهور أنظمة عمل معقدة وغير متجانسة اذ   فرض على الباحثين اللجوء الى استعمال توزيعات إحتمالية أكثر تمثيلاً لسلوك المتغيرات العشوائيـة لمجتمعـات تـلك الأنظمـة مـن التوزيعات المنفـردة   وهـي التوزيعـات العامـة أو المعَّممة (Generalized Distributions) والتوزيعات المختلطة (Mixture Distributions) والتي تمتاز بمرونة عالية في تقدير المعلمات والدوال وبدقة كبيرة في تمثيل الظاهرة المدروسة

يسمى النظام الذي يحتوي على أكثر من مكون نظام متعدد المكونات. قد يكون النظام متعدد المكونات نظامًا متواليا أو نظامًا متوازيًا أو خليط من النظامين يسمى (النظام المختلط) [11]

عند العمل على نظام المكونات المتعدد يتم الحصول على معولية لكل مكون , ويمكن ان يتم التعامل معها كنظام بحد ذاته ومن ثم معرفة بنية النظام ويستعمل منطق الاحتمالية للحصول على المعولية الكاملة للنظام

في عملنا هذا سنفرض ان المتغيرين العشوائيين هما متغيران مستقلان ولهما التوزيع نفسه توجد تطبيقات عملية كثيرة في المعولية باستعمال الاجهاد والمتانة لمختلف التوزيعات.

ومن الامثلة التوضيحية لاستعمال المعولية في المجال الهندسي هي :

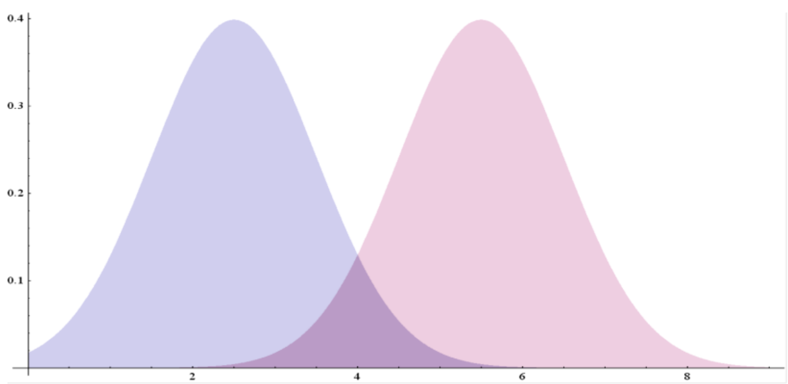
- اذا كانت X قطر(المحور) , Yتمثل قطر(المحمل) الذي يوضع فوق المحور عندئذ المعولية هي احتمال تطابق او توافق   المحمل مع المحور.
- اذا كانت Yتمثل ضغط الاحتراق المتولد نتيجة اشتغال الوقود الصلب , Xتمثل متانة غرفة الاحتراق عندئذ المعولية هي احتمال الاشتغال الناجح للمحرك
- اذا كان X,Y يمثلان المشاهدات المستقبلية المتعلقة باستقرارية تصميم هندسي معين عندئذ المعولية (R) هي الاحتمال التنبؤي (predictive probability) ل X<Y
- اذا كان X,Y يمثلان زمن الحياة لجهازين كهربائيين عندئذ المعولية (R) هي احتمال فشل احدهما قبل الاخر .

و يمكن تعريف إنموذج الإجهاد – المتانة على إنه التقلب أو التغير في مشاهدات أو قيم متغيري المتانة والإجهاد الذي يظهر بصورة واضحة عن طريق التداخل الحاصل بين دالتي توزيعي المتغيرين فإذا كان الإجهاد أكبر من المتانة فإن التداخل يكون أكبراً مما يؤدي الى الفشل . فلو

إفترضنا إن متغيري المتانة والإجهاد العشوائيين X ، Y على التوالي يتبعان التوزيع الطبيعي فإنه يمكن تمثيل هذا التداخل بين دالتي المتغيرين عن طريق الشكل (2-7) .

[7]اما في حالة الإجهاد والمتانة فان المعولية لاتعتمد على الزمن في تغايرها إنما تعتمد على متغيرين الاول يمثل متغير الإجهاد المسلط على النظام والثاني يمثل متانة النظام او قدرته على تحمل هذا الإجهاد عن طريق العلاقة الرياضية التي تصف كيفية استمرار هذا النظام على العمل إذا وفقط إذا كانت متانة هذا النظام هي اكبر من مقدار الإجهاد المسلط عليه والقدرة على انجاز كافة الأعمال المطلوبة وحسب الأسلوب التشغيلي المناسب والمصمم له , وقيمة الإجهاد العشوائي من الممكن إن تكون درجة حرارة او وحدات قياس ضغط ، قياس فولتية ، أوقات إشتغال إضافية ،... الخ .

إن لموضوع المعولية في حالة الإجهاد والمتانة تطبيقات كثيرة منها في مجال الاتصالات وكذلك في مجال تطوير التصاميم الهندسية للأنظمة بالإضافة الى تطبيقات في مختلف العلوم ومنها الفيزياء والكيمياء .



شكل (2-7) يمثل منطقة التداخل للتوزيع الطبيعي لمتغيري المتانة والإجهاد

حيث تظهر منطقة تداخل أو المنطقة المشتركة لدالتي متغيري المتانة والإجهاد العشوائيين باللون الغامق ضمن الحدود [Min (X) , Max (Y)] والتي تمثل منطقة الفشل أي إحتمال أن يفوق الإجهـــاد المتانـــة (إحتمال الفشل) ، وإن إحتمـــال عـــدم الفشل الذي سيكون خارج هـــذه المنطقة (1- إحتمال الفشل) هو إحتمال أن يكون الإجهاد أقل من المتانة وهذا يحصل عندما تكون منطقة التداخل صغيرة

9-2 الطريقة المقترحة لتطبيق دالة المعولية الاجهاد والمتانة

لايجاد دالة المعولية الاجهاد- المتانة لنظام متعدد المكونات باستعمال نظام **s out of k** وهو احد انواع انظمة التشغيل بتطبيق الصيغة (**14-2**) وتعويض صيغة دالة الكثافة الاحتمالية و صيغة الدالة التجميعية للتوزيع المدروس واجراء عدة خطوات للاشتقاق لكي يتم الحصول على الصيغة النهائية التي تتضمن معلمات يمكن استخراج قيمها التقديرية عن طريق طرائق التقدير.

1-9-2 الطريقة المقترحة لتطبيق دالة المعولية لتوزيع قوة الاسي

استعمال الصيغة (14-2) لايجاد دالة المعولية (الاجهاد-المتانة) لتوزيع قوة الفا الاسي بعد تعويض صيغة دالة الكثافة الاحتمالية و الدالة التراكمية لتوزيع قوة الفا الاسي كالاتي

$$R_{(s,k)} = \sum_{i=s}^{k}\binom{k}{s}\int_{-\infty}^{\infty}[1-Fy]^{i}[Fy]^{k-i}\,dG(y\,)$$

$$R_{(s,k)}=\sum_{i=s}^{k}\binom{k}{i}\int_{0}^{\infty}\left[1-\frac{\alpha^{\left(1-e^{-\lambda y}\right)}-1}{\alpha-1}\right]^{i}\left[\frac{\alpha^{\left(1-e^{-\lambda y}\right)}-1}{\alpha-1}\right]^{k-i}\frac{log\alpha}{\alpha-1}\beta e^{-\beta y}\ \ \alpha^{(1-e^{-\beta y})}\,dyi$$

$$=\beta\frac{log\alpha}{\alpha-1}\sum_{i=s}^{k}\binom{k}{i}\sum_{j=0}^{\infty}(-1)^{j}\ \binom{i}{j}\int_{0}^{\infty}\left[\frac{\alpha^{(1-e)^{-\lambda y}}-1}{\alpha-1}\right]^{j}\left[\frac{\alpha^{(1-e)^{-\lambda y}}-1}{\alpha-1}\right]^{k-i}\ e^{-\beta y}\ \alpha^{(1-e)^{-\beta y}}\ dy$$

$$=\beta\frac{log\alpha}{\alpha-1}\sum_{i=s}^{k}\binom{k}{i}\sum_{j=0}^{\infty}(-1)^{j}\ \binom{i}{j}\int_{0}^{\infty}\left[\frac{\alpha^{(1-e)^{-\lambda y}}-1}{\alpha-1}\right]^{j+k-i}\ e^{-\beta y}\ \alpha^{(1-e)^{-\beta y}}\ dy$$

$$=\sum_{i=s}^{k}\sum_{j=0}^{i}\ (-1)^{j}\binom{k}{i}\binom{i}{j}\beta\frac{log\alpha}{(\alpha-1)^{j+k+i}}\int_{0}^{\infty}\left[1-\alpha^{(1-e^{-\lambda y})}\right]^{j+k-i}e^{-\beta y}\ \alpha^{(1-e^{-\beta y})}\ dy$$

Recoll that

$$(x-y)^{n}=\sum_{k=0}^{n}(-1)^{k}\binom{n}{k}x^{n-k}y^{k}$$

$$=\sum_{i=s}^{k}\sum_{j=0}^{i}\ (-1)^{2j+k-i}\binom{k}{i}\binom{i}{j}\beta\frac{log\alpha}{(\alpha-1)^{j+k+i+1}}\int_{0}^{\infty}\sum_{m=0}^{j+k-i}(-1)^{m}\binom{j+k+i}{m}\alpha^{m(1-e^{-\lambda y})}e^{-\beta y}\ \alpha^{(1-e^{-\beta y})}\ dy$$

=

$$\beta \frac{log\alpha}{(\alpha-1)^{j+k+i+1}} \sum_{i=s}^{k}\binom{k}{i} \sum_{j=0}^{i}(-1)^{j}\binom{i}{j} \frac{(-1)^{j+k-1}}{(\alpha-1)^{j+k-i}} \sum_{m=0}^{j+k-i}\binom{j+k-i}{m} \int_0^\infty \alpha^{(m+1)}\ \alpha^{-(me^{-\lambda y}+e^{-\beta y})}\ e^{-\beta y}dy$$

Recoll that

$$\boldsymbol{a^{-x} = \sum_{n=0}^{\infty}(-1)^n \frac{x^n}{n!}(log\ a)^n}$$

$$\beta \frac{log\alpha}{(\alpha-1)} \sum_{i=s}^{k}\binom{k}{i} \sum_{j=0}^{i}(-1)^{j}\binom{i}{j} \frac{(-1)^{j+k-i}}{(\alpha-1)^{j+k-i}} \sum_{m=0}^{j+k-i}(-1)^m\binom{j+k-i}{m}\ \alpha^{(m+1)} \int_0^\infty \sum_{n=0}^{\infty}\frac{(-1)^n}{n!}\ (log\alpha)^n(me^{-\lambda y} + e^{-\beta y})^n e^{-\beta y}dy$$

$$\beta \frac{log\alpha}{(\alpha-1)} \sum_{i=s}^{k}\binom{k}{i} \sum_{j=0}^{i}(-1)^{j}\binom{i}{j} \frac{(-1)^{j+k-1}}{(\alpha-1)^{j+k-i}} \sum_{m=0}^{j+k-i}(-1)^m\binom{j+k-i}{m} \alpha^{(m+1)} \int_0 \sum_{n=0}^{\infty}\frac{(-1)^n}{n!}\ (log\alpha)^n e^{-\beta yn}(\frac{me^{-\lambda y}}{e^{-\beta y}} - 1)e^{-By})^n\ e^{-By}dy$$

$$\beta \frac{log\alpha}{(\alpha-1)} \sum_{i=s}^{k}\binom{k}{i} \sum_{j=0}^{i}(-1)^{j}\binom{i}{j} \frac{(-1)^{j+k-1}}{(\alpha-1)^{j+k-i}} \sum_{m=0}^{j+k-i}(-1)^m\binom{j+k-i}{m} \alpha^{(m+1)} \sum_{n=0}^{\infty}\frac{(-1)^n}{n!}\ (log\alpha)^n \int_0^\infty\ (\ me^{-(\lambda-\beta)y} - 1)\ e^{-(n+1)\beta y}\ dy$$

Recoll that

$$\boldsymbol{(x+y)^n = \sum_{k=0}^{n}\binom{n}{k}\ x^{n-k}\ \ y^k}$$

$$\beta \frac{log\alpha}{(\alpha-1)} \sum_{i=s}^{k}\binom{k}{i} \sum_{j=0}^{i}(-1)^{j}\binom{i}{j} \frac{(-1)^{j+k-1}}{(\alpha-1)^{j+k-i}} \sum_{m=0}^{j+k-i}(-1)^m\binom{j+k-i}{m} \alpha^{(m+1)} \sum_{n=0}^{\infty}\frac{(-1)^n}{n!}\ (log\alpha)^n \int_0^\infty\ \sum_{r=0}^{n}\binom{n}{r}\ m^r e^{-(\lambda-\beta)yr} e^{-\beta y(1+n)}\ dy$$

$$\beta \frac{log\alpha}{(\alpha-1)} \sum_{i=s}^{k}\binom{k}{i} \sum_{j=0}^{i}(-1)^{j}\binom{i}{j} \frac{(-1)^{j+k-1}}{(\alpha-1)^{j+k-i}} \sum_{m=0}^{j+k-i}(-1)^m\binom{j+k-i}{m} \alpha^{(m+1)} \sum_{n=0}^{\infty}\frac{(-1)^n}{n!}\ (log\alpha)^n \int_0^\infty\ \sum_{r=0}^{n}\binom{n}{r}\ m^r\ e^{-[(\lambda-\beta)r+\beta(1+n)]y}\ dy$$

$$\beta \frac{log\alpha}{(\alpha-1)} \sum_{i=s}^{k}\binom{k}{i} \sum_{j=0}^{i}(-1)^{j}\binom{i}{j} \frac{(-1)^{j+k-i}}{(\alpha-1)^{j+k-i}} \sum_{m=0}^{j+k-i}(-1)^m\binom{j+k-i}{m} \alpha^{(m+1)} \sum_{n=0}^{\infty}\frac{(-1)^n}{n!}\ (log\alpha)^n \sum_{r=0}^{n}\binom{n}{r} \frac{m^r}{[(\lambda-\beta)r+\beta(1+n)]}$$

$$R_{s,k} = \sum_{i=s}^{k}\sum_{j=0}^{i}\sum_{m=0}^{j+k-i}\sum_{n=0}^{\infty}\sum_{r=0}^{n}(-1)^{2j+k-i+m+n}\binom{k}{i}\binom{i}{j}\binom{j+k+i}{m}\binom{n}{r}\ \beta \frac{\alpha^{m+1}m^r(log\alpha)^{n+1}}{[\lambda r+(1+n-r)]\beta(\alpha-1)^{j+k-i+1}}$$

2-9-2- الطريقة المقترحة لتطبيق دالة المعولية(اجهاد- متانة) لتوزيع قوة الفا باريتو

استعمال الصيغة (2-14) لايجاد دالة المعولية (الاجهاد-المتانة) لتوزيع قوة الفا باريتو بعد تعويض صيغة دالة الكثافة الاحتمالية و الدالة التراكمية لتوزيع قوة الفا باريتو كالاتي

$$R_{(s,k)} = \sum_{i=s}^{k}\binom{k}{s}\int_{-\infty}^{\infty}[1-Fy]^{i}[Fy]^{k-i}\,dGy$$

$$R_{(s,k)} = \sum_{i=s}^{k}\binom{k}{s}\int_{1}^{\infty}\left[1-\frac{\alpha^{(1-Y^{-\vartheta})}-1}{\alpha-1}\right]^{i}\left[\frac{\alpha^{(1-Y^{-\vartheta})}-1}{\alpha-1}\right]^{k-i}\frac{\log\alpha}{\alpha-1}\,\frac{\lambda}{\boldsymbol{Y^{\lambda+1}}}\,\alpha^{1-Y^{-\lambda}}\quad dy$$

$$y^{-\lambda} = W$$

$$W^{-\frac{1}{\lambda}} = y$$

$$dy=-\frac{1}{\lambda}\,W^{-\frac{1}{\lambda}-1}dw$$

y=1 → w=1 ; y=∞ → w=0 0<w<1

$$R_{(s,k)} =$$

$$\sum_{i=s}^{k}\binom{k}{s}\int_{0}^{1}\left[1-\frac{\alpha^{(1-w^{\frac{\vartheta}{\lambda}})}-1}{\alpha-1}\right]^{i}\left[\frac{\alpha^{(1-w^{\frac{\vartheta}{\lambda}})}-1}{\alpha-1}\right]^{k-i}\frac{\log\alpha}{\alpha-1}\quad\frac{\lambda}{\boldsymbol{w}^{\frac{\lambda+1}{-\lambda}}}\,\alpha^{1-w}\quad\frac{1}{\lambda}\,W^{-\frac{1}{\lambda}-1}dw$$

$$R_{(s,k)} = \sum_{i=s}^{k}\binom{k}{s}\frac{\log\alpha}{\alpha-1}\int_{0}^{1}\left[1-\frac{\alpha^{(1-w^{\frac{\vartheta}{\lambda}})}-1}{\alpha-1}\right]^{i}\left[\frac{\alpha^{(1-w^{\frac{\vartheta}{\lambda}})}-1}{\alpha-1}\right]^{k-i}\alpha^{1-w}\,dw$$

Let $P=\frac{\vartheta}{\lambda}$ عندما

$$R_{(s,k)} = \sum_{i=s}^{k} \binom{k}{s} \frac{\log\alpha}{\alpha-1} \int_0^1 \sum_{j=0}^{i} (-1)^j \binom{i}{j} \left[\frac{\alpha^{(1-w^p)}-1}{\alpha-1}\right]^j \left[\frac{\alpha^{(1-w^p)}-1}{\alpha-1}\right]^{k-j} \alpha^{1-w}\,_{dw}$$

$$R_{(s,k)} = \sum_{i=s}^{k} \sum_{j=0}^{i} (-1)^j \binom{i}{j} \binom{k}{s} \frac{\log\alpha}{\alpha-1} \int_0^1 \left[\frac{\alpha^{(1-w^p)}-1}{\alpha-1}\right]^{j+k-i} \alpha^{1-w}\,_{dw}$$

$$R_{(s,k)} = \sum_{i=s}^{k} \sum_{j=0}^{i} (-1)^j \binom{i}{j} \binom{k}{s} \frac{\log\alpha}{(\alpha-1)^{j+k-i+1}} \int_0^1 (-1)^{j+k-i} \left[1 - \alpha^{(1-w^p)}\right]^{j+k-i} \alpha^{1-w}\,_{dw}$$

$$R_{(s,k)} = \sum_{i=s}^{k} \sum_{j=0}^{i} (-1)^{2j+k-i} \binom{i}{j} \binom{k}{s} \frac{\log\alpha}{(\alpha-1)^{j+k-i+1}} \int_0^1 \left[1 - \alpha^{(1-w^p)}\right]^{j+k-i} \alpha^{1-w}\,_{dw}$$

$$R_{(s,k)} = \sum_{i=s}^{k} \sum_{j=0}^{i} (-1)^{2j+k-i} \binom{i}{j} \binom{k}{s} \frac{\log\alpha}{(\alpha-1)^{j+k-i+1}} \int_0^1 \sum_{m=0}^{j+k-i} (-1)^m \binom{j+k-i}{m} \alpha^{(1-w^p)m}\, \alpha^{1-w}{}_{dw}$$

$$R_{(s,k)} = \sum_{i=s}^{k} \sum_{j=0}^{i} (-1)^{2j+k-i} \binom{i}{j} \binom{k}{s} \frac{\log\alpha}{(\alpha-1)^{j+k-i+1}} \sum_{m=0}^{j+k-i} (-1)^m \binom{j+k-i}{m} \int_0^1 \alpha^{m+1}\, \alpha^{-(w^p+w)}{}_{dw}$$

$$R_{(s,k)} = \sum_{i=s}^{k}\sum_{j=0}^{i}\sum_{m=0}^{j+k-i} (-1)^{2j+k-i+m}\binom{i}{j}\binom{k}{s}\binom{j+k-i}{m}\frac{\log \alpha^{m+1}}{(\alpha-1)^{j+k-i+1}}\int_0^1 \alpha^{-w(w^{p-1}+1)}{}_{dw}$$

Recoll that

$$\boldsymbol{a^{-x} = \sum_{n=0}^{\infty}(-1)^n \frac{x^n}{n!}(\log a)^n}$$

$$R_{(s,k)} = \sum_{i=s}^{k}\sum_{j=0}^{i}\sum_{m=0}^{j+k-i} (-1)^{2j+k-i+m}\binom{i}{j}\binom{k}{s}\binom{j+k-i}{m}\frac{\log \alpha^{m+1}}{(\alpha-1)^{j+k-i+1}}\int_0^1 \sum_{m=0}^{\infty}(-1)^n \frac{(\log\alpha)^n}{n!}W^n(W^{p-1} + 1)^n dw$$

$$R_{(s,k)} = \sum_{i=s}^{k}\sum_{j=0}^{i}\sum_{m=0}^{j+k-i}\sum_{n=0}^{\infty} (-1)^{2j+k-i+m}\binom{i}{j}\binom{k}{s}\binom{j+k-i}{m}\frac{(\log \alpha)^{n+1}\,\alpha^{m+1}}{n!\,(\alpha-1)^{j+k-i+1}}\int_0^1 W^n(1 + W^{p-1})^n dw$$

$$R_{(s,k)} = \sum_{i=s}^{k}\sum_{j=0}^{i}\sum_{m=0}^{j+k-i}\sum_{n=0}^{\infty} (-1)^{2j+k-i+m}\binom{i}{j}\binom{k}{s}\binom{j+k-i}{m}\frac{(\log \alpha)^{n+1}\,\alpha^{m+1}}{n!\,(\alpha-1)^{j+k-i+1}}\int_0^1 w^n \sum_{r=0}^{n}\binom{n}{r}W^{(p-1)r}dw$$

$$R_{(s,k)} = \sum_{i=s}^{k}\sum_{j=0}^{i}\sum_{m=0}^{j+k-i}\sum_{n=0}^{\infty}\sum_{r=0}^{n} (-1)^{2j+k-i+m}\binom{i}{j}\binom{k}{s}\binom{j+k-i}{m}\binom{n}{r}\frac{(\log \alpha)^{n+1}\,\alpha^{m+1}}{n!\,(\alpha-1)^{j+k-i+1}}\int_0^1 w^{n+(p-1)r}dw$$

$$R_{(s,k)} = \sum_{i=s}^{k}\sum_{j=0}^{i}\sum_{m=0}^{j+k-i}\sum_{n=0}^{\infty}\sum_{r=0}^{n} (-1)^{2j+k-i+m}\binom{i}{j}\binom{k}{s}\binom{j+k-i}{m}\binom{n}{r}\frac{(\log \alpha)^{n+1}\,\alpha^{m+1}}{n!\,(\alpha-1)^{j+k-i+1}}\frac{w^{n+(p-1)r+1}}{n+(p-1)r+1}\Big]_0^1$$

$$R_{(s,k)} = \sum_{i=s}^{k}\sum_{j=0}^{i}\sum_{m=0}^{j+k-i}\sum_{n=0}^{\infty}\sum_{r=0}^{n} (-1)^{2j+k-i+m}\binom{i}{j}\binom{k}{s}\binom{j+k-i}{m}\binom{n}{r}\frac{(\log\alpha)^{n+1}\,\alpha^{m+1}}{n!\,(\alpha-1)^{j+k-i+1} * [n+(p-1)r+1]}$$

<u>10-2 طرائق تقدير معَّولية للإجهاد ـ المتانة :</u>

(Reliability Estimation Methods Stress-Strength Model)

يعد التقدير من الركائز الاساسية في الاستدلال الاحصائي وتكمن اهميته في تقدير معلمات المجتمع الذي يتم الحصول عليها عند سحب عينة من المجتمع قيد الدراسة ومن هذه الطرائق التي تم اختيارها من قبل الباحث هي:-

طريقة الامكان الاعظم (MLE) Maximum Likelihood Method

طريقة العينات الرتبية Rank set sampling (R S S)

طريقة التقليص shrinkage (Sh)

وإشتقاق صيغ مقدرات وهي صيغ تحتوي على معادلات معقدة وذات درجة عالية من اللاخطية.

2<u>**-1-10 طريقة الإمكان الأعظم [3] (Maximum Likelihood Method**</u>) :

تُعد طريقة الإمكان الأعظم من أهم طرائق التقدير التقليدية لما تتمتع به من خصائص عديدة تميزها عن طرائق التقدير الأخرى أهمها خاصية الثبات (Invariant Property) ، كما تمتاز مقدراتها

بخصائص المقدرات الجيدة إذ تتصف بكونها مقدرات غير متحيزة أو قليلة التحيز ، كافية ، تامة ، كفوءة ، متسقة ولها خصائص تقاربية مبدأ هذه الطريقة الى جعل دالة الإمكان (Likelihood Function) في نهايتها العظمى .

1-1-10-2 ايجاد المقدرات بطريقة الامكان الاعظم للتوزيع (APE) [9,44]

ان لدالة توزيع قوة الفا الاسي (APE) ثلاث معلمات هي (λ,β,α).ولهم تقدير يتم الحصول عليه باستعمال طرائق التقدير لتوضيح إسلوب التقدير وفقاً لطريقة الإمكان الأعظم لتوزيع قوة الفا الاسي نفترض أن عينة عشوائية مؤلفة من (n و m) من المتغيرات المستقلة التي لها توزيع اسي بمعلمة قياس (β,λ) وبدالة كثافة معرفة وفق المعادلة الاتية :

بفرض ان $x_1 \ldots x_n$ مشاهدات المتغير العشوائي الذي يمثل المتانة يتوزع APE

$$f1(x,\alpha,\lambda)=\frac{log\alpha}{\alpha-1}\ \lambda e^{-\lambda x}\ \alpha^{(1-e^{-\lambda x})}$$

بفرض ان $Y_1,\ldots Y_m$ مشاهدات المتغير العشوائي الذي يمثل الاجهاد يتوزع APE

$$f2(y,\alpha,\beta)=\frac{log\alpha}{\alpha-1}\ \beta e^{-\beta y}\ \alpha^{(1-e^{-\beta y})}$$

فإن دالة الإمكان للمشاهدات تكون :

$$\mathrm{L}(\alpha,\beta,x,y)=\prod_{i=1}^{n} f1_{(x,\alpha,\lambda)}\qquad \prod_{j=1}^{m} f2_{(y,\alpha,\beta)}$$

وباخذ اللوغارتم لطرفي الصيغة انفا نحصل على

$$=\prod_{i=1}^{n}\left[\frac{log\alpha}{\alpha-1}\ \lambda e^{-\lambda x}\ \alpha^{(1-e^{-\lambda x})}\ \right]\quad \prod_{j=1}^{m}\left[\ \frac{log\alpha}{\alpha-1}\ \beta e^{-\beta y}\ \alpha^{(1-e^{-\beta y})}\ \right]$$

$$=\frac{(log\alpha)^n}{(\alpha-1)^n}\lambda^n e^{-\lambda\sum_{i=0}^{n}xi}\prod_{i=1}^{n}\ [\ \alpha^{(1-e^{-\lambda x})}]\qquad \frac{(log\alpha)^m}{(\alpha-1)^m}\beta^m e^{-\lambda\sum_{j=0}^{m}yi}\prod_{i=1}^{n}\ [\ \alpha^{(1-e^{-\beta y})}]$$

$$\mathrm{Log}(\alpha,\beta,x,y)=$$
$$n(\log(log\alpha))-n\log(\alpha-1)+nlog\lambda-$$
$$\lambda\sum_{i=0}^{n}xi+\log\prod_{i=1}^{n}\ [\ \alpha^{(1-e^{-\lambda x})}\ \ ]\ \ +m(\log(log\alpha))-m\log(\alpha-1)+$$
$$mlog\beta-\beta\sum_{j=0}^{m}yj+\log\prod_{j=1}^{m}\ [\ \alpha^{(1-e^{-\beta y})}\ \ ]$$

$$=(n+m)\log(\log\alpha)-(n+m)\log(\alpha-1)+n\log\lambda+m\log\beta-\lambda\sum_{i=0}^{n} xi-\beta\sum_{i=0}^{n} yj+\sum_{i=0}^{n} \log\alpha^{(1-e^{-\lambda x})}+\sum_{j=0}^{m}\log\alpha^{(1-e^{-\beta y})}$$

$$=(n+m)\log(\log\alpha)-(n+m)\log(\alpha-1)+n\log\lambda+m\log\beta-\lambda\sum_{i=0}^{n} xi-\beta\sum_{i=0}^{n} yj+\log\alpha\sum_{i=0}^{n}(1-e^{-\lambda x})+\log\alpha\sum_{j=0}^{m}(1-e^{-\beta y})$$

$$\frac{\partial log(\alpha,\beta,\lambda)}{\partial\alpha}=\frac{(m+n)}{\alpha\log\alpha}-\frac{(n+m)}{(\alpha-1)}+\frac{1}{\alpha}\sum_{i=1}^{n}\left(1-e^{-\lambda xi}\right)+\frac{1}{\alpha}\sum_{j=1}^{m}\left(1-e^{-\beta yi}\right)\dots(1)$$

$$\frac{\partial l}{\partial\lambda}=\frac{n}{\lambda}-\sum_{i=1}^{n} Xi+\sum_{i=1}^{n}\lambda\ e^{-\lambda xi}\log\alpha \qquad \dots(2)$$

$$\frac{\partial l}{\partial\beta}=\frac{m}{\beta}-\sum_{i=1}^{m} Yi+\sum_{i=1}^{m}\beta\ e^{-\beta yi}\log\alpha \qquad \dots(3)$$

وباخذ المشتقة الجزئية الاولى للصيغة (1) ومساواتها للصفر نحصل على

$$\frac{\partial l}{\partial\alpha}=g(\alpha)=0=\frac{(m+n)}{\hat{\alpha}\log\hat{\alpha}}-\frac{(n+m)}{(\hat{\alpha}-1)}+\frac{1}{\hat{\alpha}}[\sum_{i=1}^{n}\left(1-e^{-\lambda xi}\right)+\sum_{j=1}^{m}\left(1-e^{-\beta yi}\right)$$

وباخذ المشتقة الجزئية الثانية للصيغة (2) ومساواتها للصفر نحصل على

$$\frac{\partial l}{\partial\lambda}=0=\frac{n}{\hat{\lambda}}-\sum_{i=1}^{n} Xi+\log\alpha\quad\sum_{i=1}^{n}\lambda\, e^{-\hat{\lambda}xi}$$

وباخذ المشتقة الجزئية الثالثة للصيغة (3) ومساواتها للصفر نحصل على

$$\frac{\partial l}{\partial\beta}=\frac{m}{\hat{\beta}}-\sum_{i=1}^{m} Yi+\log\alpha\sum_{i=1}^{m}\beta\, e^{-\hat{\beta}yi}$$

الجدير بالذكر ان المعادلات انفا لايمكن حلها بالطرائق التحليلية الاعتيادية لانها معادلات غير خطية و لذلك تم حلها باستعمال الطريقة العددية للحصول على مقدرات الامكان الاعظم وهي ($\hat{\alpha}_{ml}$, $\hat{\beta}_{ml}$,$\hat{\lambda}_{ml}$)

وبتعويض المقدرات المستحصل عليهما من المعادلات الرياضية نحصل على مقدر طريقة الإمكان الأعظم لدالة المعَّولية للتوزيع الاسي للإجهاد و المتانة بالشكل الاتي :

$$\hat{R}_{ML}(\lambda,\beta,\alpha) = \left(\hat{\lambda},\hat{\beta},\hat{\alpha}\right) = R$$

$$= \sum_{i=s}^{k}\sum_{j=0}^{i}\sum_{m=0}^{j+k-i}\sum_{n=0}^{0}\sum_{r=0}^{\infty}(-1)^{2j+k-i+m+n}\binom{k}{i}\binom{i}{j}\binom{j+k+i}{m}\binom{n}{r}\beta\frac{\alpha^{m+1}(log\alpha)^{n+1}}{[\lambda r+\left(1+n-r\right)\beta\left(\alpha-1\right)^{j+k+i+1}]}$$

2-1-10-2 ايجاد المقدرات بطريقة الامكان الاعظم للتوزيع (APP)

ان لدالة توزيع قوة الفا باريتو (APP) ثلاث معلمات هي $(\theta,\text{Ϫ},\alpha)$.ولهم تقدير يتم الحصول عليه باستعمال طرائق التقدير لتوضيح إسلوب التقدير وفقاً لطريقة الإمكان الأعظم لتوزيع قوة الفا الاسي نفترض أن عينة عشوائية مؤلفة من (m و n) من المتغيرات المستقلة التي لها توزيع اسي بمعلمة قياس $(\theta,\text{Ϫ})$ وبدالة كثافة معرفة وفق المعادلة الاتية :

بفرض ان $x_1,\ldots x_n$ متغير عشوائي يمثل المتانة يتوزعAPP

$$f1_{(x,\alpha,\theta)} = \frac{log\alpha}{\alpha-1}\ \frac{\theta}{X^{\theta+1}}\ \alpha^{\left(1-X^{-\theta}\right)}$$

بفرض ان $Y_1,\ldots Y_m$ متغير عشوائي يمثل الاجهاد يتوزعAPP

$$f2(y,\alpha,\text{Ϫ}) = \frac{log\alpha}{\alpha-1}\ \frac{\text{Ϫ}}{X^{\text{Ϫ}+1}}\ \alpha^{\left(1-Y^{-\text{Ϫ}}\right)}$$

فإن دالة الإمكان للمشاهدات تكون :

$$\mathrm{L}(\alpha,\theta,\text{Ϫ}) = \prod_{i=1}^{n} f1(x,\alpha,\theta) \quad \prod_{j=1}^{m} f2(y,\alpha,\text{Ϫ})$$

وباخذ اللوغارتم لطرفي الصيغة انفا نحصل على

$$\mathrm{L}(\alpha,\theta,\text{Ϫ}) =$$

$$\prod_{i=1}^{n}[\frac{log\alpha}{\alpha-1}\ \frac{\theta}{X^{\theta+1}}\ \alpha^{\left(1-Xi^{-\theta}\right)}\ ]\ \ \prod_{j=1}^{m}[\ \frac{log\alpha}{\alpha-1}\ \frac{\text{Ϫ}}{Yj^{\text{Ϫ}+1}}\ \alpha^{\left(1-Yj^{-\text{Ϫ}}\right)}\ ]$$

$$= \frac{(log\alpha)^n}{(\alpha-1)^n}\theta^n \prod_{i=1}^{n} [\frac{\alpha^{1-Xi^{-\theta}}}{Xi^{\theta+1}}] \qquad \frac{(log\alpha)^m}{(\alpha-1)^m}\lambda^m \prod_{j=1}^{m} [\frac{\alpha^{\left(1-Yi^{-\lambda}\right)}}{Yi^{\lambda+1}}]$$

$$= [\frac{log\alpha}{\alpha-1}]^{n+m}\theta^n\lambda^m \prod_{i=1}^{n} [\frac{1}{Xi^{\theta+1}}] \prod_{i=1}^{n} \alpha^{1-Xi^{-\theta}}$$
$$\prod_{j=1}^{m} [\frac{1}{yi^{\lambda+1}}] \prod_{j=1}^{m} \alpha^{1-yj^{-\lambda}}$$

$$\mathrm{L}(\alpha,\theta,\lambda) = (m+n)\log\left[\frac{\log\alpha}{\alpha-1}\right] + nlog\theta + mlog\lambda - \sum_{i=1}^{n}(\theta+1)logXi + \sum_{i=1}^{n} log\alpha(1-Xi^{-\theta}) - \sum_{j=1}^{m}(\lambda+1)logyi + \sum_{j=1}^{m} log\alpha(1-yi^{-\lambda})$$

$$\frac{\partial \mathrm{L}(\alpha,\theta,\lambda)}{\partial\alpha} = \frac{(n+m)*[\frac{1}{\alpha}(\alpha-1)-log\alpha]}{log\alpha(\alpha-1)} + \frac{1}{\alpha}\sum_{i=1}^{n}\left(1-Xi^{-\theta}\right) + \frac{1}{\alpha}\sum_{j=1}^{m}(1-yi^{-\lambda})$$

$$\frac{\partial \mathrm{L}(\alpha,\theta,\lambda)}{\partial\theta} = \frac{n}{\theta} - \sum_{i=1}^{n}\log(Xi) + log\alpha\sum_{i=1}^{n} Xi^{-\theta}\log(Xi)$$

$$\frac{\partial \mathrm{L}(\alpha,\theta,\lambda)}{\partial\lambda} = \frac{m}{\lambda} - \sum_{j=1}^{m}\log(yi) + log\alpha\sum_{j=1}^{m} yi^{-\lambda}\log(yi)$$

تم حل المعادلات انفا بالطرائق التحليلية العددية لانها معادلات غير خطية من الصعوبة حلها اعتياديا

وبعدها تم الحصول على مقدرات الامكان الاعظم وهي ($\hat{\theta}_{ml}, \hat{\lambda}_{ml}, \hat{\alpha}_{ml}$)

وبتعويض المقدرات المستحصل عليهما من المعادلات الرياضية نحصل على مقدر طريقة الإمكان الأعظم لدالة المعوَّلية للتوزيع باريتو للإجهاد و المتانة بالشكل الاتي :

$$R_{(s,k)} = \sum_{i=s}^{k}\sum_{j=0}^{i}\sum_{m=0}^{j+k-i}\sum_{n=0}^{\infty}\sum_{r=0}^{n} (-1)^{2j+k-i+m}\binom{i}{j}\binom{k}{s}\binom{j+k-i}{m}\binom{n}{r}\frac{(\log\hat{\alpha})^{n+1}\,\hat{\alpha}^{m+1}}{[n!\,(\hat{\alpha}-1)^{j+k+i+1}([\,n+(\hat{p}-1)r+1]}$$

2-10-2 مجموعة العينات الرتبية [25] Rank set sampling (R S S)

لتوضيح إسلوب التقدير وفقاً لطريقة العينات الرتبية تهدف هذه الطريقة الى تحسين كفاءة تقدير متوسط العينة كمقدر لمتوسط المجتمع وباقل تكلفة ويعد تطور حديث يمكن تطبيقه بمجالات علمية واسعة وذلك باخذ عينة من المجتمع بحجم n وبترتيبها على شكل مجموعات من الاصغر الى الاكبر بعدها يحدد اصغر مشاهدة في المجموعة الاولى ثم نحدد ثاني اصغر مشاهدة في المجموعة الثانية نستمر حتى المجموعة الاخيرة التي يتم فيها اختيار اكبر مشاهدة هذه العملية تدعى ب (cycle) وتكرارها ب r من المرات

1-2-10-2 ايجاد المقدرات بطريقة العينات الرتبية للتوزيع (APE)

لتوضيح إسلوب التقدير وفقاً لطريقة العينات الرتبية لتوزيع قوة الفا الاسي نفترض أن عينة عشوائية مؤلفة من (n و m) من المتغيرات المستقلة التي لها توزيع اسي بمعلمة قياس (β,λ) وبدالة كثافة معرفة على وفق المعادلة الاتية

Let X_{ij} , i=1,2,.......$\bar{n}$, j=1,2,....C1.

n=$\bar{n}.C1$

$X_1, X_2, \ldots\ldots X_n$

$$g(X_{((i)j)}) = \frac{\bar{n}}{(i-1)!\,(\bar{n}-i)!}\, f(X(i)j)[F(X(i)j]^{i-1}[1-F(i)j]^{\bar{n}-i}$$

Let $y_{(\bar{\imath})\bar{\jmath}}$, $\bar{\imath}$=1,2,.......$\bar{m}$,$\bar{\jmath}$=1,2,....C2.

m=.$\bar{m}\ C2$

$y_1, y_2, \ldots\ldots y_m$

$$g(y_{((i)j)}) = \frac{\overline{m!}}{(\bar{\imath}-1)!(\bar{m}-\bar{\imath})!}\, f(y(\bar{\imath})\bar{\jmath})[F(y(\bar{\imath})\bar{\jmath}]^{\bar{\imath}-1}[1-F(\bar{\imath})\bar{\jmath}]^{\bar{m}-\bar{\imath}}$$

$$L_{RSS}(X_{ij},)=\prod_{j=1}^{C_1}\prod_{i=1}^{\bar{n}}[\frac{\bar{n}!}{(i-1)!(\bar{n}-i)!}\ \frac{log\alpha}{\alpha-1}\ \lambda\ e^{-\lambda X_{i,j}}\ \alpha^{(1-e^{-\lambda X_{i,j}})}\ [\frac{\alpha^{1-e^{-\lambda X_{i,j}}})-1}{\alpha-1}]^{i-1}\ [1-\frac{e^{1-e^{-\lambda X_{i,j}}}-1}{\alpha-1}]^{\bar{n}-i}]$$

$$= [\frac{\bar{n}!}{(i-1)!(\bar{n}-i)!}]^{C1\bar{n}}[\frac{log\alpha}{\alpha-1}]^{C1\bar{n}}\lambda^{C1\bar{n}}e^{-\lambda\sum_{j=1}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}} X_{i,j}}\prod_{j=1}^{C_1}\prod_{i=1}^{\bar{n}}\ \alpha^{1-e^{-\lambda X_{i,j}})}\prod_{j=1}^{C_1}\prod_{i=1}^{\bar{n}}\ [\frac{\alpha^{1-e^{-\lambda X_{i,j}}})-1}{\alpha-1}]^{i-1}\ \prod_{j=1}^{C_1}\prod_{i=1}^{\bar{n}}\ [1-\frac{\alpha^{1-e^{-\lambda X_{i,j}}})-1}{\alpha-1}]^{\bar{n}-i}]$$

باخذ لوغارتم للطرفين

Ln $L_{RSS}(X_{ij},, \alpha, \lambda)$ =n
log[$\frac{\bar{n}!}{(i-1)!(\bar{n}-i)!}$] $+ n \log\left[\frac{log\alpha}{\alpha-1}\right] + n\log\lambda - \lambda\sum_{j=1}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}} \mathrm{Xij} + \sum_{j=1}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}} X_{i,j}\log\left[\alpha^{1-e^{-\lambda X_{i,j}}}\right] +$
$\sum_{j=1}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}} \ (i-1)\log\left[\frac{\alpha^{1-e^{-\lambda X_{i,j}}}-1}{\alpha-1}\right] + \sum_{j=1}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}} \ (\bar{n}-i)\log\left[1-\frac{\alpha^{1-e^{-\lambda X_{i,j}}}-1}{\alpha-1}\right]$

Ln $L_{RSS}(y(i)j, \alpha, \beta)$ =m log[$\frac{\bar{m}!}{(i-1)!(\bar{m}-i)!}$] $+ m\log\left[\frac{log\alpha}{\alpha-1}\right] + m\log\beta - \beta\sum_{j=1}^{C2}\sum_{i=1}^{\bar{m}}(\, y(i)j) +$
$\sum_{j=1}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}} y(i)j\log\left[\alpha^{1-e^{-\beta y(i)j}}\right] + \ \sum_{j=1}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}} \ (i-1)\log\left[\frac{\alpha^{1-e^{-\beta y(i)j}}-1}{\alpha-1}\right] + \sum_{j=1}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}} \ (\bar{n}-$
$i)\log\left[1-\frac{\alpha^{1-e^{-\beta y(i)j}}-1}{\alpha-1}\right]$

Ln Lrss($X(i)j, \alpha, \lambda) + \mathrm{Ln\ Lrss}(y(i)j, \alpha, \beta)$

= n
log[$\frac{\bar{n}!}{(i-1)!(\bar{n}-i)!}$] $+ n \log\left[\frac{log\alpha}{\alpha-1}\right] + n\log\lambda - \lambda\sum_{j=1}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}} \mathrm{Xij} + \sum_{j=1}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}} X_{i,j}\log\left[\alpha^{1-e^{-\lambda X_{i,j}}}\right] +$
$\sum_{j=1}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}} \ (i-1)\log\left[\frac{\alpha^{1-e^{-\lambda X_{i,j}}}-1}{\alpha-1}\right] + \sum_{j=1}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}} \ (\bar{n}-i)\log\left[1-\frac{\alpha^{1-e^{-\lambda X_{i,j}}}-1}{\alpha-1}\right]$+ m
log[$\frac{\bar{m}!}{(i-1)!(\bar{m}-i)!}$] $+ m\log\left[\frac{log\alpha}{\alpha-1}\right] + m\log\beta - \beta\sum_{j=1}^{C2}\sum_{i=1}^{\bar{m}}(\, y(i)j) +$
$\sum_{j=1}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}} y(i)j\log\left[\alpha^{1-e^{-\beta y(i)j}}\right] + \ \sum_{j=1}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}} \ (i-1)\log\left[\frac{\alpha^{1-e^{-\beta y(i)j}}-1}{\alpha-1}\right] + \sum_{j=1}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}} \ (\bar{n}-$
$i)\log\left[1-\frac{\alpha^{1-e^{-\beta y(i)j}}-1}{\alpha-1}\right]$

$$\frac{\partial l}{\partial\alpha} = n\left(\frac{\alpha-1}{log\alpha}\right)\left[\frac{\frac{\alpha-1}{\alpha} - log\alpha}{(\alpha-1)^2}\right] + \frac{1}{\alpha}\sum_{j=1}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}} 1 - e^{-\lambda X_{i,j}} +$$

$$+ \sum_{j=1}^{C2}\sum_{i=1}^{m}(\bar{\imath}-1)[\frac{\alpha^{-e^{-\lambda X_{i,j}}}\,(1-e^{-\lambda X_{i,j}})}{\alpha-1} - \frac{\alpha^{\left(1-e^{-\lambda X_{i,j}}\right)}-1}{(\alpha-1)^2}]\,\frac{(\alpha-1)}{\alpha^{\left(1-e^{-\lambda X_{i,j}}\right)}-1}$$

$$\sum_{j=1}^{C2}\sum_{i=1}^{m}(\bar{n}-i)[\frac{\alpha-1}{\alpha-\alpha^{-e^{1-\lambda X_{i,j}}}}[\frac{-\alpha^{-e^{-\lambda X_{i,j}}}(1-e^{-\lambda X_{i,j}}}{\alpha-1}+\frac{\alpha^{\left(1-e^{-\lambda X_{i,j}}\right)}}{(\alpha-1)^2}]+m\left(\frac{\alpha-1}{log\alpha}\right)\left[\frac{\frac{\alpha-1}{\alpha}-log\alpha}{(\alpha-1)^2}\right]$$

$$+\frac{1}{\alpha}\sum_{j=1}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{m}}1-e^{-\beta y_{i,j}}+$$

$$+\sum_{j=1}^{C2}\sum_{i=1}^{m}(\bar{\iota}-1)[\frac{\alpha^{-e^{-\beta y_{i,j}}}\left(1-e^{-\beta y_{i,j}}\right)}{\alpha-1}-\frac{\alpha^{\left(1-e^{--\beta y_{i,j}}\right)}-1}{(\alpha-1)^2}]\frac{(\alpha-1)}{\alpha^{\left(1-e^{-\beta y_{i,j}}\right)}-1}$$

$$\sum_{j=1}^{C2}\sum_{i=1}^{m}(\bar{m}-i)[\frac{\alpha-1}{\alpha-\alpha^{-e^{1--\beta y_{i,j}}}}[\frac{-\alpha^{-e^{--\beta y_{i,j}}}(1-e^{-\beta y_{i,j}}}{\alpha-1}+\frac{\alpha^{\left(1-e^{-\beta y_{i,j}}\right)}}{(\alpha-1)^2}]+$$

$$\frac{\partial l}{\partial\lambda}=\left(\frac{n}{\lambda}\right)-\sum_{j=}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}}X\,(i)j+\sum_{j=1}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}}(i-1)[\frac{X_{i,j}\log\alpha\,e^{-\lambda X_{i,j}}\alpha^{\left(1-e^{-\lambda X_{i,j}}\right)}}{\left(\alpha^{\left(1-e^{-\lambda X_{i,j}}\right)}-1\right)}$$

$$+\sum_{j=1}^{C1}\sum_{n=1}^{\bar{n}}(\bar{n}-i)[-\frac{\log\alpha\,\alpha^{\left(1-e^{-\lambda X_{i,j}}\right)}\,e^{-\lambda X_{i,j}}}{\left[\alpha-\alpha^{\left(1-e^{-\lambda X_{i,j}}\right)}\right]}]$$

$$\frac{\partial l}{\partial\beta}=\left(\frac{m}{\beta}\right)-\sum_{j=1}^{C2}\sum_{i=1}^{\bar{n}}X\,(i)j+\sum_{j=1}^{C2}\sum_{i=1}^{\bar{n}}(i-1)[\frac{y_{i,j}\log\alpha\,e^{-\beta y_{i,j}}\alpha^{\left(1-e^{-\beta y\ \ i,j}\right)}}{\left(\alpha^{\left(1-e^{-\lambda X_{i,j}}\right)}-1\right)}]$$

$$-\sum_{j=1}^{C2}\sum_{i=1}^{\bar{m}}(\bar{m}-\bar{\iota})\frac{\log(\alpha)\alpha^{\left(1-e^{-\beta y\ \ i,j}\right)}\left(y_{i,j}e^{-\lambda X_{i,j}}\right.}{\left(\alpha-\alpha^{\left(1-e^{-\beta y\ \ i,j}\right)}\right.}]$$

نذكر ان المعادلات انفا من الصعوبة حلها بالطرائق التحليلية الاعتيادية لانها معادلات غير خطية و لذلك تم حلها باستعمال الطريقة العددية للحصول على مقدرات طريقة العينات الرتبية وهي ($\hat{\alpha}_{ss}$, $\hat{\beta}_{ss}$,$\hat{\lambda}_{ss}$) وبتعويض المقدرات المستحصل عليهما من المعادلات الرياضية نحصل على مقدر طريقة العينات الرتبية لدالة المعَّولية للتوزيع الاسي للإجهاد و المتانة بالشكل الاتي :

$$\hat{R}_{ss}(\alpha,\lambda,\beta)=R(\hat{\alpha}_{ss},\hat{\lambda}_{ss},\hat{\beta}_{ss})$$

$$=\sum_{i=s}^{k}\sum_{j=0}^{i}\sum_{m=0}^{j+k-i}\sum_{n=0}^{0}\sum_{r=0}^{\infty}(-1)^{2j+k-i+m+n}\binom{k}{i}\binom{i}{j}\binom{j+k+i}{m}\binom{n}{r}\beta\frac{\hat{\alpha}^{m+1}(log\hat{\alpha})^{n+1}}{(\hat{\lambda}r+(1+n-r)\hat{\beta}\left(\hat{\alpha}-1\right)^{j+k+i+1}}$$

2-2-10-2 ايجاد المقدرات بطريقة العينات المصنفة للتوزيع (APP)

لتوضيح إسلوب التقدير وفقاً لطريقة العينات الرتبية لتوزيع قوة الفا الاسي نفترض أن عينة عشوائية مؤلفة من (n و m) من المتغيرات المستقلة التي لها توزيع اسي بمعلمة قياس (α,θ) وبدالة كثافة معرفة وفق المعادلة الاتية

Let X_{ij} , i=1,2,.......$\bar{n}$, j=1,2,....C1.

n=$\bar{n}.C1$

$X_1, X_2, \ldots \ldots X_n$

$$g(X_{((i)j)} = \frac{\bar{n}}{(i-1)!\,(\bar{n}-i)!}\; f(X(i)j)[F(X(i)j]^{i-1}[1-F(i)j]^{\bar{n}-i}$$

Let $y_{(\bar{\iota})\bar{J}}$, $\bar{\iota}$=1,2,.......$\bar{m}$,$\bar{J}$=1,2,....C2.

m=.$\bar{m}\ C2$

$y_1, y_2, \ldots \ldots y_m$

$$g(y_{((i)j)} = \frac{\overline{m!}}{(\bar{\iota}-1)!(\bar{m}-\bar{\iota})!}\; f(y(\bar{\iota})\bar{J})[F(y(\bar{\iota})\bar{J}]^{\bar{\iota}-1}[1-F(\bar{\iota})\bar{J}]^{\bar{m}-\bar{\iota}}$$

$$=\prod_{j=1}^{C_1}\prod_{i=1}^{\bar{n}}[\frac{\bar{n}!}{(i-1)!(\bar{n}-i)!}\;\frac{log\alpha}{\alpha-1}\;\frac{\theta}{X_{(i)j}^{\theta+1}}\;\alpha^{(1-X^{-\theta}{}_{(i)j})}\;[\frac{\alpha^{(1-X(i)j^{-\theta})}-1}{\alpha-1}]^{i-1}\;[1-\frac{\alpha^{(1-X(i)j^{-\theta})}-1}{\alpha-1}]^{\bar{n}-i}]$$

$$= [\frac{\bar{n}!}{(i-1)!(\bar{n}-i)!}]^{C1\bar{n}}[\frac{log\alpha}{\alpha-1}]^{C1\bar{n}}\theta^{C1\bar{n}}\prod_{j=1}^{C_1}\prod_{i=1}^{\bar{n}}\;[\frac{\alpha^{(1-X(i)j^{-\theta})}}{X_{(i)j}^{\theta+1}}]\prod_{j=1}^{C_1}\prod_{i=1}^{\bar{n}}\;[\frac{\alpha^{(1-X(i)j^{-\theta})}-1}{X_{(i)j}^{\theta+1}}]^{i-1}\;\prod_{j=1}^{C_1}\prod_{i=1}^{\bar{n}}\;[1-\frac{\alpha^{(1-X(i)j^{-\theta})}-1}{X_{(i)j}^{\theta+1}}]^{\bar{n}-i}]$$

Ln Lrss($X(i)j,\alpha,\theta$) =C1n log[$\frac{\bar{n}!}{(i-1)!(\bar{n}-i)!}$] $+ C1\bar{n}\log\left[\frac{log\alpha}{\alpha-1}\right] + C1\bar{n}\log\theta + \sum_{j=1}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}}(1-X(i)j^{-\theta})log\alpha -$

$(\theta+1)\ \sum_{j=1}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}}\ X(i)j\ +\sum_{j=1}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}}\ (i-1)\log\left[\frac{\alpha^{(1-X(i)j^{-\theta}}-1}{\alpha-1}\right]+\sum_{j=1}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}}\ (\bar{n}-i)\log\left[1-\frac{\alpha^{(1-X(i)j^{-\theta}}-1}{\alpha-1}\right]$

Ln Lrss($y(i)j,\alpha,ᴟ$) =C2$\bar{m}$

log[$\frac{\bar{m}!}{(i-1)!(\bar{m}-i)!}$] $+C2\bar{m}\log\left[\frac{log\alpha}{\alpha-1}\right]+C2\bar{m}\log ᴟ+\sum_{j=1}^{C2}\sum_{i=1}^{\bar{m}}(1-y(i)j^{-\theta})log\alpha-(ᴟ+1)\ \sum_{j=1}^{C2}\sum_{i=1}^{\bar{m}}\ y(\bar{\imath})\bar{\jmath}\ +\sum_{j=1}^{C2}\sum_{i=1}^{m}\ (\bar{\imath}-1)\log\left[\frac{\alpha^{(1-y(i)j^{-ᴟ}}-1}{\alpha-1}\right]+\sum_{j=1}^{C2}\sum_{i=1}^{\bar{m}}\ (\bar{m}-i)\log\left[1-\frac{\alpha^{(1-y(i)j^{-ᴟ}}-1}{\alpha-1}\right]$

Ln Lrss($X(i)j,\alpha,\theta$) + Ln Lrss$(y(i)j,\alpha,ᴟ)$

= C1n∑ log[$\frac{\bar{n}!}{(i-1)!(\bar{n}-i)!}$] $+C1\bar{n}\log\left[\frac{log\alpha}{\alpha-1}\right]+C1\bar{n}\log\theta+\sum_{j=1}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}}(1-X(i)j^{-\theta})log\alpha-(\theta+1)\ \sum_{j=1}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}}\ X(i)j\ +\sum_{j=1}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}}\ (i-1)\log\left[\frac{\alpha^{(1-X(i)j^{-\theta}}-1}{\alpha-1}\right]+\sum_{j=1}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}}\ (\bar{n}-i)\log\left[1-\frac{\alpha^{(1-X(i)j^{-\theta}}-1}{\alpha-1}\right]$

+ log[$\frac{\bar{m}!}{(i-1)!(\bar{m}-i)!}$] $+C2\bar{m}\log\left[\frac{log\alpha}{\alpha-1}\right]+C2\bar{m}\sum\log ᴟ+\sum_{j=1}^{C2}\sum_{i=1}^{\bar{m}}(1-y(i)j^{-\theta})log\alpha-(ᴟ+1)\ \sum_{j=1}^{C2}\sum_{i=1}^{\bar{m}}\ y(\bar{\imath})\bar{\jmath}\ +\sum_{j=1}^{C2}\sum_{i=1}^{m}\ (\bar{\imath}-1)\log\left[\frac{\alpha^{(1-y(i)j^{-ᴟ}}-1}{\alpha-1}\right]+\sum_{j=1}^{C2}\sum_{i=1}^{\bar{m}}\ (\bar{m}-i)\log\left[1-\frac{\alpha^{(1-y(i)j^{-ᴟ}}-1}{\alpha-1}\right]$

$$\frac{\partial\ln LRSS}{\partial\alpha}=(n=C1\bar{n}+m=C2\bar{m}\ )\left[\frac{\alpha-1-\alpha log\alpha}{\alpha\log(\alpha)\,(\alpha-1)}\right]$$
$$+\frac{1}{\alpha}\sum_{j=1}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}}\left(1-X^{-\theta}(i)j\right)+\frac{1}{\alpha}\sum_{j=}^{C2}\sum_{i=1}^{\bar{m}}\left(1-y^{-ᴟ}(\bar{\imath})\bar{\jmath}\right)$$
$$+\sum_{j=1}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}}(i-1)\frac{\alpha-1}{\alpha^{(1-X^{-\theta}(i)j)}-1}\left[\frac{\left(1-X^{-\theta}(i)j\right)\alpha^{(X(i)j)}}{\alpha-1}-\frac{\alpha^{(1-X^{-\theta}(i)j)}-1}{(\alpha-1)^2}\right]$$
$$+\sum_{j=1}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}}\frac{(\bar{n}-1)\alpha-1}{\left(\alpha-\alpha^{(1-X^{-\theta}(i)j)}\right)}\left[\frac{1-\left(1-X^{-\theta}(i)j\right)\alpha^{(X(i)j)}}{\alpha-1}-\frac{\left(\alpha-\alpha^{(1-X^{-\theta}(i)j)}\right)}{(\alpha-1)^2}\right]$$
$$+\sum_{j=1}^{C2}\sum_{i=1}^{m}(\bar{\imath}-1)\frac{\alpha-1}{(\alpha^{(1-y^{-ᴟ}(i)j)}-1}\left[\frac{\left(1-y^{-ᴟ}(i)j\right)\alpha^{(y(i)j)}}{\alpha-1}-\frac{\alpha^{(1-y^{-ᴟ}(i)j)}-1}{(\alpha-1)^2}\right.$$
$$+\sum_{j=1}^{C2}\sum_{i=1}^{\bar{m}}\frac{(\bar{m}-1)\alpha-1}{\left(\alpha-\alpha^{1-(y^{-ᴟ}(i)j)}\right)}\left[\frac{1-\left(1-y^{-ᴟ}(i)j\right)\alpha^{(y^{-ᴟ}(i)j)}}{\alpha-1}-\frac{\left(\alpha-\alpha^{(1-y^{-ᴟ}(i)j)}\right)}{(\alpha-1)^2}\right]$$

$$\frac{\partial \ln LRSS}{\partial \theta} = \left(\frac{n = C1\bar{n}}{\theta}\right) + \sum_{j=1}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}} \log(\alpha) X^{-\theta}(i)j \log X\,(i)j - \sum_{j=}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}} X\,(i)j + \sum_{j=1}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}} (i-1)\frac{\alpha^{(1-X^{-\theta}(i)j)} X^{-\theta}(i)j \log(\alpha)\log(X\,(i)j)}{(\alpha^{(1-X^{-\theta}(i)j)}-1)}$$

$$-\sum_{j=1}^{C1}\sum_{n=1}^{\bar{n}} (\bar{n}-i)\frac{X^{-\theta}(i)j \log(\alpha)\log(X\,(i)j)\alpha^{(1-X^{-\theta}(i)j)}}{[\alpha-\alpha^{(1-X^{-\theta}(i)j)}]}$$

$$\frac{\partial \ln LRSS}{\partial ⅄} = \left(\frac{C2\bar{m}}{⅄}\right) + \sum_{j=1}^{C2}\sum_{i=1}^{\bar{m}} \log(\alpha)\, y^{-⅄}(i)j \log y\,(\bar{\imath})\bar{\jmath} - \sum_{j=}^{C1}\sum_{i=1}^{\bar{n}} y\,(\bar{\imath})\bar{\jmath} + \sum_{j=1}^{C2}\sum_{i=1}^{\bar{m}} (\bar{\imath}-1)\frac{\alpha^{(1-y^{-⅄}(\bar{\imath})j)} y^{-⅄}(i)j\ \log(\alpha)\log(y\,(\bar{\imath})\bar{\jmath})}{(\alpha^{(1-X^{-\theta}(i)j)}-1)}$$

$$-\sum_{j=1}^{C2}\sum_{i=1}^{\bar{m}} (\bar{m}-\bar{\imath})\frac{y^{-⅄}(\bar{\imath})\bar{\jmath} \log(\alpha)\log(y\,(i)j)\alpha^{1-y^{-⅄}(i)j}}{(\alpha-\alpha^{(-y^{-⅄}(i)j)})}$$

3-10-2 طريقة التقليص shrinkage (Sh)

[15]

يمكن تلخص هذه الطريقة بانها عبارة عن خلط مقدرات المعلمات لانموذجين بطريقتين مختلفتين و تكوين مقدر ثالث جديد يكون خليطا من المقدرين المعلومين اذا فرضنا ان ($\hat{\beta}_1,\hat{\lambda}_1\ ,\hat{\alpha}_1$) هي مقدرات الطريقة الاولى , وان ($\hat{\beta}_2,\hat{\lambda}_2\ ,\hat{\alpha}_2$) هي مقدرات الطريقة الثانية , وان ($\hat{\alpha}_{new}$, $\hat{\beta}_{new},\hat{\lambda}_{new}$) هي المقدرات الجديدة والتي تعد خليطا من المقدرات المذكورة انفا .

1-3-10-2 ايجاد المقدرات بطريقة التقليص للتوزيع (APE)

ان لدالة توزيع قوة الفا الاسي (APE) ثلاث معلمات هي (λ,β,α).ولهم تقدير يتم الحصول عليه باستعمال طرائق التقدير لتوضيح إسلوب التقدير وفقاً لطريقة التقليص لتوزيع قوة الفا اذا فرضنا ان ($\hat{\beta}_{ml},\hat{\lambda}_{ml}\ ,\hat{\alpha}_{ml}$) هي مقدرات طريقة الامكان الاعظم , وان ($\hat{\beta}_{SS},\hat{\lambda}_{SS}\ ,\hat{\alpha}_{SS}$) هي مقدرات

العينات المصنفة , وان ($\hat{\beta}_{sh}$,$\hat{\lambda}_{sh}$,$\hat{\alpha}_{sh}$) هي المقدرات الجديدة والتي تعد خليطا من المقدرات المذكورة انفا و يمكن توضيحها بالمعادلات الاتية :

$$\hat{\alpha}_{sh} = z\hat{\alpha}_{ml} + (1 - z)\hat{\alpha}_{ss}$$

اذ ان Z تمثل قيمة ثابتة محصورة بين الصفر و الواحد (0<Z<1) وان قيمة Zهي التي تجعل قيمة متوسط مربعات الخطأ MSE للمقدر المختلط الجديد $MSE(\hat{\alpha}_{sh})$ اصغر ما يمكن حسب الخطوات ادناه

$$\hat{\alpha}_{sh} = z\hat{\alpha}_{ml} + (1 - z)\hat{\alpha}_{ss}$$

نطرح α من الطرفين

$$\hat{\alpha}_{sh} - \alpha = z\hat{\alpha}_{ml} + (1 - z)\hat{\alpha}_{SS} - \alpha$$

نبسط المعادلة رياضيا على النحو الاتي

$$\hat{\alpha}_{sh} - \alpha = z\hat{\alpha}_{ml} + \hat{\alpha}_{SS} - z\hat{\alpha}_{SS} - \alpha$$

نضيف و نطرح المقدار (Zα)

$$\hat{\alpha}_{sh} - \alpha = z\hat{\alpha}_{ml} + \hat{\alpha}_{SS} - z\hat{\alpha}_{SS} - \alpha + \mathrm{Z}\alpha \ - \ \mathrm{Z}\alpha$$

$$\hat{\alpha}_{sh} - \alpha = (z\hat{\alpha}_{ml} - \mathrm{Z}\alpha) - (Z\hat{\alpha}_{SS} - \mathrm{Z}\alpha) + (\hat{\alpha}_{SS} - \alpha)$$

$$\hat{\alpha}_{sh} - \alpha = Z(\hat{\alpha}_{ml} - \alpha) - Z(\hat{\alpha}_{SS} - \alpha) + (\hat{\alpha}_{SS} - \alpha)$$

نربع الطرفين

$$[\hat{\alpha}_{sh} - \alpha]^2 = Z^2[(\hat{\alpha}_{ml} - \alpha) - (\hat{\alpha}_{SS} - \alpha)]^2 + [\hat{\alpha}_{SS} - \alpha]^2 + 2Z[(\hat{\alpha}_{ml} - \alpha -)(\hat{\alpha}_{SS} - \alpha)][\hat{\alpha}_{SS} - \alpha]$$

$$= Z^2[\hat{\alpha}_{ml} - \alpha]^2 + Z^2[(\hat{\alpha}_{SS} - \alpha)]^2 - 2Z^2[\hat{\alpha}_{ml} - \alpha][\hat{\alpha}_{SS} - \alpha] + [\hat{\alpha}_{SS} - \alpha]^2 + 2Z[(\hat{\alpha}_{ml} - \alpha) - (\hat{\alpha}_{SS} - \alpha)] - 2Z[\hat{\alpha}_{SS} - \alpha]^2$$

ندخل التوقع للطرفين لنحصل على

$$MSE(\hat{\alpha}_{sh}) = Z^2 MSE(\hat{\alpha}_{ml}) + Z^2 MSE(\hat{\alpha}_{SS}) - 2Z^2 COV(\hat{\alpha}_{ml}, \hat{\alpha}_{SS}) + MSE\hat{\alpha}_{SS} + 2Z\ COV(\hat{\alpha}_{ml}, \hat{\alpha}_{SS}) - 2ZMSE(\hat{\alpha}_{SS})$$

نشتق المعادلة انفا بالنسبة الى Z وبمساواتها للصفر

$$\frac{\partial MSE(\hat{\alpha}_{sh})}{\partial Z} = 2ZMSE(\hat{\alpha}_{ml}) + 2ZMSE(\hat{\alpha}_{SS}) - 4Z\,COV(\hat{\alpha}_{ml}, \hat{\alpha}_{SS}) + 2COV(\hat{\alpha}_{ml}, \hat{\alpha}_{SS}) - 2MSE(\hat{\alpha}_{SS})$$

$$0 = ZMSE(\hat{\alpha}_{ml}) + ZMSE(\hat{\alpha}_{SS}) - 2ZCOV(\hat{\alpha}_{ml}, \hat{\alpha}_{SS}) + COV(\hat{\alpha}_{ml}\hat{\alpha}_{SS}) - MSE(\hat{\alpha}_{SS})$$

$$0 = Z[MSE(\hat{\alpha}_{ml}) + MSE(\hat{\alpha}_{SS}) - 2COV(\hat{\alpha}_{ml}, \hat{\alpha}_{SS})] + COV(\hat{\alpha}_{ml}, \hat{\alpha}_{SS}) - MSE(\hat{\alpha}_{SS})$$

نحصل على قيمة Z التي تحقق اصغر متوسط مربعات خطأ ممكن

$$Z = \frac{MSE(\hat{\alpha}_{SS}) - COV(\hat{\alpha}_{ml}\hat{\alpha}_{SS})}{MSE(\hat{\alpha}_{ML}) + MSE(\hat{\alpha}_{SS}) - 2COV(\hat{\alpha}_{ml}, \hat{\alpha}_{SS})} \qquad \ldots.(\,)$$

اذن المقدر الجديد المختلط هو

Estimated New $= Z\hat{\alpha}_{ml} + (1 - z)\hat{\alpha}_{SS}$

نكرر نفس الخطوات لاستخراج المعالم ($\hat{\lambda}_{Sh}$ و $\widehat{\beta}_{Sh}$) باستعمال الطرائق العددية مثل (طريقة نيوتن رافسون) وبعد الحصول على مقدرات المعلمات نعوضها في دالة المعولية الاجهاد والمتانة لتوزيع قوة الفا الاسي بالشكل الاتي :

$$\hat{R}_{sh}(\alpha, \lambda, \beta) = R(\hat{\alpha}_{sh}, \hat{\lambda}_{sh}, \widehat{\beta}_{sh}) =$$

$$= \sum_{i=s}^{k}\sum_{j=0}^{i}\sum_{m=0}^{j+k-i}\sum_{n=0}^{0}\sum_{r=0}^{\infty}(-1)^{2j+k-i+m+n}\binom{k}{i}\binom{i}{j}\binom{j+k+i}{m}\binom{n}{r}\beta_{SH}\frac{{\alpha_{SH}}^{m+1}(log\alpha)^{n+1}}{(\lambda_{SH}r + (1+n-r)\beta_{SH}(\alpha_{SH}-1)^{j+k+i+1}}$$

2-3-10-2 ايجاد المقدرات بطريقة التقليص للتوزيع (APP)

ان لدالة توزيع قوة الفا باريتو (APP) ثلاث معلمات هي $(\theta, \text{Ⅹ}, \alpha)$.ولهم تقدير يتم الحصول عليه باستعمال طرائق التقدير لتوضيح إسلوب التقدير وفقاً لطريقة التقليص لتوزيع قوة الفا اذا فرضنا ان ($\hat{\text{Ⅹ}}_{ml}, \widehat{\theta}_{ml}, \hat{\alpha}_{ml}$) هي مقدرات طريقة الامكان الاعظم , وان ($\hat{\text{Ⅹ}}_{SS}, \widehat{\theta}_{SS}, \hat{\alpha}_{SS}$) هي مقدرات العينات المصنفة , وان ($\hat{\text{Ⅹ}}_{sh}, \widehat{\theta}_{sh}, \hat{\alpha}_{sh}$) هي المقدرات الجديدة والتي تعد خليطا من المقدرات المذكورة انفا و يمكن توضيحها بالمعادلات الاتية :

$$\hat{\alpha}_{sh} = z\hat{\alpha}_{ml} + (1 - z)\hat{\alpha}_{ss}$$

اذ ان Z تمثل قيمة ثابتة محصورة بين الصفر و الواحد (0<Z<1) وان قيمة Zهي التي تجعل قيمة متوسط مربعات الخطأ MSE للمقدر المختلط الجديد $MSE(\hat{\alpha}_{sh})$ اصغر ما يمكن حسب الخطوات ادناه

$$\hat{\alpha}_{sh} = z\hat{\alpha}_{ml} + (1 - z)\hat{\alpha}_{ss}$$

نطرح α من الطرفين

$$\hat{\alpha}_{sh} - \alpha = z\hat{\alpha}_{ml} + (1 - z)\hat{\alpha}_{SS} - \alpha$$

نبسط المعادلة رياضيا على النحو الاتي

$$\hat{\alpha}_{sh} - \alpha = z\hat{\alpha}_{ml} + \hat{\alpha}_{SS} - z\hat{\alpha}_{SS} - \alpha$$

نضيف و نطرح المقدار (Zα)

$$\hat{\alpha}_{sh} - \alpha = z\hat{\alpha}_{ml} + \hat{\alpha}_{SS} - z\hat{\alpha}_{SS} - \alpha + \mathrm{Z}\alpha \; - \; \mathrm{Z}\alpha$$

$$\hat{\alpha}_{sh} - \alpha = (z\hat{\alpha}_{ml} - \mathrm{Z}\alpha) - (Z\hat{\alpha}_{SS} - \mathrm{Z}\alpha) + (\hat{\alpha}_{SS} - \alpha)$$

$$\hat{\alpha}_{sh} - \alpha = Z(\hat{\alpha}_{ml} - \alpha) - Z(\hat{\alpha}_{SS} - \alpha) + (\hat{\alpha}_{SS} - \alpha)$$

نربع الطرفين

$$[\hat{\alpha}_{sh} - \alpha]^2 = Z^2[(\hat{\alpha}_{ml} - \alpha) - (\hat{\alpha}_{SS} - \alpha)]^2 + [\hat{\alpha}_{SS} - \alpha]^2 + 2Z[(\hat{\alpha}_{ml} - \alpha -)(\hat{\alpha}_{SS} - \alpha)][\hat{\alpha}_{SS} - \alpha]$$

$$= Z^2[\hat{\alpha}_{ml} - \alpha]^2 + Z^2[(\hat{\alpha}_{SS} - \alpha)]^2 - 2Z^2[\hat{\alpha}_{ml} - \alpha][\hat{\alpha}_{SS} - \alpha] + [\hat{\alpha}_{SS} - \alpha]^2 + 2Z[(\hat{\alpha}_{ml} - \alpha) - (\hat{\alpha}_{SS} - \alpha)] - 2Z[\hat{\alpha}_{SS} - \alpha]^2$$

ندخل التوقع للطرفين لنحصل على

$$MSE(\hat{\alpha}_{sh}) = Z^2MSE(\hat{\alpha}_{ml}) + Z^2MSE(\hat{\alpha}_{SS}) - 2Z^2COV(\hat{\alpha}_{ml}, \hat{\alpha}_{SS}) + MSE\hat{\alpha}_{SS} + 2Z\,COV(\hat{\alpha}_{ml}, \hat{\alpha}_{SS}) - 2ZMSE(\hat{\alpha}_{SS})$$

نشتق المعادلة انفا بالنسبة الى Z وبمساواتها للصفر

$$\frac{\partial MSE(\hat{\alpha}_{sh})}{\partial Z} = 2ZMSE(\hat{\alpha}_{ml}) + 2ZMSE(\hat{\alpha}_{SS}) - 4Z\,COV(\hat{\alpha}_{ml}, \hat{\alpha}_{SS}) + 2COV(\hat{\alpha}_{ml}, \hat{\alpha}_{SS}) - 2MSE(\hat{\alpha}_{SS})$$

$$0=ZMSE(\hat{\alpha}_{ml})+ZMSE(\hat{\alpha}_{SS})-2ZCOV(\hat{\alpha}_{ml},\hat{\alpha}_{SS})+COV(\hat{\alpha}_{ml}\hat{\alpha}_{SS})-MSE(\hat{\alpha}_{SS})$$

$$0=Z[MSE(\hat{\alpha}_{ml})+MSE(\hat{\alpha}_{SS})-2COV(\hat{\alpha}_{ml},\hat{\alpha}_{SS})]+COV(\hat{\alpha}_{ml},\hat{\alpha}_{SS})-MSE(\hat{\alpha}_{SS})$$

نحصل على قيمة Z التي تحقق اصغر متوسط مربعات خطأ ممكن

$$Z=\frac{MSE(\hat{\alpha}_{SS})-COV(\hat{\alpha}_{ml}\hat{\alpha}_{SS})}{MSE(\hat{\alpha}_{SS})+MSE(\hat{\alpha}_{SS})-2COV(\hat{\alpha}_{ml},\hat{\alpha}_{SS})} \qquad \ldots\ldots(\,)$$

اذن المقدر الجديد المختلط هو

Estimated $=\hat{\alpha}_{ml}+(1-z)\hat{\alpha}_{SS}$
New

نكرر الخطوات نفسها لاستخراج المعالم ($\hat{\theta}_{Sh}$ و $\hat{\lambda}_{Sh}$) باستعمال الطرائق العددية مثل (طريقة نيوتن رافسون) وبعد الحصول على مقدرات المعلمات نعوضها في دالة المعولية الاجهاد والمتانة لتوزيع قوة الفا باريتو بالشكل الاتي $\hat{\mathbf{R}}_{sh}(\boldsymbol{\alpha},\lambda,\boldsymbol{\theta})=\mathbf{R}(\hat{\boldsymbol{\alpha}}_{sh},\hat{\boldsymbol{\theta}}_{sh},\hat{\lambda}_{sh})=$

$$\sum_{i=s}^{k}\sum_{j=0}^{i}\sum_{m=0}^{j+k-i}\sum_{n=0}^{0}\sum_{r=0}^{\infty}(-1)^{2j+k-i+m+n}\binom{k}{i}\binom{i}{j}\binom{j+k+i}{m}\binom{n}{r}\,\boldsymbol{\beta}\,\frac{\alpha_{sh}{}^{m+1}(\log\alpha)^{n+1}}{(\lambda_{sh}r+(1+n-r)\theta_{sh}(\alpha_{sh}-1)^{j+k+i+1}}$$

الفصل الثالث

الجانب التجريبي

1-3 مقدمة (Introduction)

تم تقسيم هذا الفصل الى جانبين الاول هو الجانب التجريبي و الاخر هو الجانب التطبيقي , نبدأ بالجانب التجريبي اذ تم استعمال أسلوب المحاكاة بطريقة (Monte Carlo) لتقدير المعولية في حالة الإجهاد والمتانة لنظام s out of k بعد تطبيق الطريقة الحديثة APT على بعض التوزيعات (قوة الفا الاسي و قوة الفا باريتو) ، وكيفية توليد الأعداد العشوائية وأيضا وصف مراحل تجارب المحاكاة

من حيث حجوم العينات المولدة وكذلك التجارب والقيم الافتراضية للمعلمات و استعمال المعيارين الإحصائيين متوسط مربعات الخطأ (MSE) ومعيار التحيز (Bias) من اجل المقارنة بين النماذج التي تم الحصول عليها من طرائق التقدير.

2-3 المحاكاة (Simulation)

تعرف المحاكاة على أنها عملية تمثيل اوتشبيه للمجتمع الحقيقي عن طريق استعمال نماذج معينة وكثيرا ما نجد في الواقع الحقيقي إن هنالك عمليات معقدة التحليل ، يفضل إن نصف هذه العمليات بنماذج معينة مشابهة للصورة الحقيقية ، بحيث تحقق هذه النماذج قدرا من إدراك العملية الأصلية أو الواقع الحقيقي وذلك عن طريق محاكاة أو مشابهة الأنموذج للواقع ، تعتمد درجة المشابهة بين الواقع الحقيقي واي تجربة محاكاة على مدى مطابقة أومشابهة النظام الحقيقي لأنموذج المحاكاة.

تستعمل طريقة مونت كارلو لتوليد مشاهدات لمعظم التوزيعات الاحتمالية الاكثر استعمالا والتي تمتلك دالة كثافة احتمالية معروفة ويتلخص هذا الأسلوب لكونه يتم بواسطة أساليب العينات التي تؤخذ من مجتمع نظري مقارب الى المجتمع الحقيقي إذ يتم صياغة الأرقام العشوائية وكذلك تأتي أهمية عملية المحاكاة في العشوائية إذ إن سلسلة الأرقام العشوائية التي تستعمل في التجربة الأولى تكون مستقلة عن سلسلة الأرقام العشوائية التي تستعمل في التجربة الثانية وهكذا .

تمتاز عملية المحاكاة بالمرونة إذ تعطي القدرة على التجريب والاختبار عن طريق تكرار العملية لمرات عديدة بتفسير المدخلات الخاصة بعملية التقدير في كل مرة.

3-3 وصف مراحل تجربة المحاكاة :

لغرض تقدير دالة المعولية للاجهاد و المتانة و المعلمات في المحاكاة يتطلب المرور بعدة مراحل ومنها :

المرحلة الاولى : اختيار قيم افتراضية للمعلمات (λ,β,α)

تم اختيار قيم افتراضية مختلفة للمعلمات (λ,β,α) بالاعتماد على معلمات البيانات الحقيقية كما موضح في الجدول ادناه , اذ تم انشاء 7 نماذج مفترضة حسب القيم الافتراضية للمعلمات ,إذ بتغير احجام العينات وقيم المعلمات يتم معرفة سلوك الطرائق المدروسة .

جدول (3 -1) قيم معلمات النماذج المفترضة

الانموذج	α	λ	β
1	1.59	2	2

2	1.59	1	1
3	1.59	0.77	0.65
4	0.6	0.6	1
5	1.2	1.2	1
6	2	1	2
7	0.7	0.7	0.7

المرحلة الثانية : توليد البيانات

تم في هذه الخطوة توليد بيانات تتبع التوزيعين(توزيع قوة الفا الاسي APE و توزيع قوة الفا باريتو APP) وذلك عن طريق الخطوات الاتية :

1- نقوم بتوليد العينة العشوائية التي تتبع التوزيع المنتظم المستمر (1,0) ذات الحجم n مثل p1,p2, …..,pn

2- انشاء العينة العشوائية التي تخضع الى التوزيع المنتظم المستمر بحيث (1,0) ذات الحجم m مثل u1,u2, …..,um

3- تحويل العينات العشوائية المولدة في الخطوة 1 الى عينات عشوائية للتوزيع APE وذلك باستخدام معكوس دالة الكثافة الاحتمالية CDF للتوزيع وعلى النحو الاتي

$$Pi=F^{-1}(x)=\frac{\alpha^{\left(1-e^{-\lambda xi}\right)}-1}{\alpha-1} \qquad pi(\alpha-1)=\alpha^{\left(1-e^{-\lambda xi}\right)}-1$$

$$pi(\alpha-1)+1=\alpha^{\left(1-e^{-\lambda xi}\right)}$$

$$\log\,[pi(\alpha-1)+1]=\left(1-e^{-\lambda xi}\right)\log\alpha$$

$$\mathbf{1}-\frac{\log\,[pi(\alpha-1)+1]}{\log\alpha}=e^{-\lambda xi}$$

$$-\lambda xi=\log\left[\mathbf{1}-\frac{\log\,[pi(\alpha-1)+1]}{\log\alpha}\right]$$

$$xi=-\frac{1}{\lambda}\log\left[\mathbf{1}-\frac{\log\,[pi(\alpha-1)+1]}{\log\alpha}\right]$$

4- تحويل العينات العشوائية المولدة في الخطوة 2 الى عينات عشوائية للتوزيع APE وذلك باستخدام معكوس دالة الكثافة الاحتمالية CDF للتوزيع وعلى النحو الاتي

$$yj = -\frac{1}{\beta} \log\left[\mathbf{1} - \frac{\log \ [\mathrm{uj}(\alpha - 1) + 1]}{\log \alpha}\right]$$

لتطبيق توزيع باريتو نعيد نفس الخطوات التي اجريت على التوزيع الاسي ما عدا معكوس دالة الكثافة الاحتمالية هنا يكون كالاتي :

F(y,α,Ө)= $\frac{\alpha^{\left(1-yi^{-\theta}\right)}-1}{\alpha-1}$

Uj= $\frac{\alpha^{\left(1-yj^{-\theta}\right)}-1}{\alpha-1}$ $\qquad Uj[0,1]$

$\mathbf{Uj}(\alpha - 1) = \alpha^{(1-yj^{-\theta})} - 1$

$\mathbf{Uj}(\alpha - 1) + 1 = \alpha^{(1-yj^{-\theta})}$

$\mathbf{Log}\ [\mathbf{Uj}(\alpha - 1) + 1] = (1 - yj^{-\theta}) \log \alpha$

$$(1 - yj^{-\theta}) = \frac{\mathbf{Log}\ [\mathbf{Uj}(\alpha - 1) + 1]}{\log \alpha}$$

$$yj^{-\theta} = 1 - \frac{\mathbf{Log}\ [\mathbf{Uj}(\alpha - 1) + 1]}{\log \alpha}$$

$$yj = [1 - \frac{\mathbf{Log}\ [\mathbf{Uj}(\alpha - 1) + 1]}{\log \alpha}]^{-\frac{1}{\theta}}$$

5- باستخدام خوارزميات برنامج R نقوم بحساب قيم(λ,β,α) لغرض تقدير المعولية R(s,k) بطرق التقدير المذكورة في الفصل الثاني وهي (MLE,RSS,SH)

المرحلة الثالثة : اختيار حجوم العينات (Sample size)

تم في هذه المرحلة اختيار حجوم العينات (n,m)بحجم العينتين الحقيقية للمتانة 36 و للاجهاد 32 اخذين بنظر الاعتبار جميع اجزاء العينات قيد الدراسة نبدأ من اصغر عينة تليها المتوسطة ثم الاكبر ثم حجم مضاعف الى حجوم العينات الحقيقي

(9,8),(9,16),(9,32),(9,64),(9,128),(18,8),(18,16),(18,32),(18,64),(18,128),(36,8),(36,16),(36,32),(36,64),(36,128),(72,8),(72,16),(72,32),(72,64),(72,128),(144,8),(144,16),(144,32),(144,64),(144,128)

3-4معايير المقارنة بين طرائق التقدير المستخدمة:

حسبت المقدرات للمعلمات باستخدام الطرائق التي عرضت في الفصل الثاني، ومن ثم حسبت المعايير الآتية للمقارنة بين طرائق التقدير وهي:

1- معيار التحيز (Bais):

Bais=($\hat{R}$i-Ri)

2- متوسط مربعات الخطأ (Mean Squared Error (MSE:

$$MSE(\hat{R}) = \frac{1}{L}\sum_{i=1}^{L}(\hat{R}_i - R)^2 \qquad i = 1,2,\ldots,L \quad (3\text{-}3)$$

L: تمثل عدد التكرارات (Replications) لكل تجربة.

$\hat{R}$: تمثل مقدر (R) حسب الأسلوب المستخدم في التقدير.

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

تم اعتماد اسلوب المحاكاة مونت – كارلو لغرض المقارنة بين طرائق التقدير لدالة معولية الاجهاد و المتانة للتوزيعات المقترحة (قوة الفا الاسي APE) و(قوة الفا باريتو APP) و الطرائق هي: (MLE, RSS,SH) وتعرف معولية كل طريقة كما يأتي:

R المعولية الحقيقية (الافتراضية)

R_{MLE} المعولية المقدرة لطريقة الامكان الاعظم

R_{RSS} المعولية المقدرة لطريقة المجموعات الرتبية

R_{sh} المعولية المقدرة لطريقة التقليص

نتائج المحاكاة لتوزيع قوة الفا الاسى APE

عند الانموذج الاول

عندما تكون قيم المعلمات $\beta=2$, $\lambda=2$, $\alpha=1.59$ وقيمة المعولية الحقيقية للانموذج الاول هي 0.75

R= وحسب $R_{S,K}(1,3)$

جدول رقم (2-3)

$\alpha=1.59$, $\lambda=2$, $\beta=2$ R= 0.75 عندما $R_{S,K}(1,3)$

(n,m)	MLE			RSS			SH		
	R^	bias	MSE	R^	bias	MSE	R^	Bias	MSE
(9,8)	0.7372	-0.0128	0.0162	0.7488	-0.0012	0.0001	0.7489	-0.0011	0.00
(9,16)	0.7314	-0.0186	0.0154	0.7406	-0.0094	0.0041	0.7423	-0.0077	0.00
(9,32)	0.7393	-0.0107	0.0104	0.7406	-0.0094	0.0053	0.7412	-0.0088	0.00
(9,64)	0.7324	-0.0176	0.0100	0.7373	-0.0127	0.0062	0.7404	-0.0096	0.00
(9, 128)	0.7243	-0.0257	0.0112	0.7338	-0.0162	0.0071	0.7397	-0.0103	0.00
(18,8)	0.7444	-0.0056	0.0135	0.7535	0.0035	0.0006	0.7533	0.0033	0.00
(18,16)	0.7443	-0.0057	0.0085	0.7456	-0.0044	0.0013	0.7458	-0.0042	0.00
(18,32)	0.7388	-0.0112	0.0065	0.7390	-0.0110	0.0044	0.7392	-0.0108	0.00
(18,64)	0.7414	-0.0086	0.0051	0.7340	-0.0160	0.0087	0.7457	-0.0043	0.00
(18, 128)	0.7375	-0.0125	0.0060	0.7307	-0.0193	0.0125	0.7405	-0.0095	0.00
(36,8)	0.7559	0.0059	0.0117	0.7546	0.0046	0.0010	0.7545	0.0045	0.00
(36,16)	0.7443	-0.0057	0.0077	0.7557	0.0057	0.0010	0.7549	0.0049	0.00
(36,32)	0.7401	-0.0099	0.0045	0.7412	-0.0088	0.0022	0.7439	-0.0061	0.00
(36,64)	0.7359	-0.0141	0.0037	0.7287	-0.0213	0.0085	0.7393	-0.0107	0.00
(36, 128)	0.7418	-0.0082	0.0027	0.7181	-0.0319	0.0174	0.7452	-0.0048	0.00
(72,8)	0.7606	0.0106	0.0104	0.7555	0.0055	0.0012	0.7548	0.0048	0.00
(72,16)	0.7585	0.0085	0.0050	0.7569	0.0069	0.0019	0.7524	0.0024	0.00
(72,32)	0.7594	0.0094	0.0032	0.7553	0.0053	0.0014	0.7453	-0.0047	0.00
(72,64)	0.7435	-0.0065	0.0023	0.7315	-0.0185	0.0043	0.7493	-0.0007	0.00
(72, 128)	0.7432	-0.0068	0.0018	0.7033	-0.0467	0.0197	0.7464	-0.0036	0.00
(144,8)	0.7700	0.0200	0.0096	0.7563	0.0063	0.0012	0.7550	0.0050	0.00
(144,16)	0.7625	0.0125	0.0046	0.7607	0.0107	0.0024	0.7597	0.0097	0.00
(144,32)	0.7565	0.0065	0.0030	0.7670	0.0170	0.0037	0.7480	-0.0020	0.00
(144,64)	0.7570	0.0070	0.0020	0.7719	0.0219	0.0033	0.7484	-0.0016	0.00
(144, 128)	0.7424	-0.0076	0.0011	0.7144	-0.0356	0.0068	0.7455	-0.0045	0.00

تفسير الجدول رقم (3-2) في الانموذج الاول وحسب R(1,3)

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اقل ما يمكن(8و9) تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة جدا في طريقتي (التصنيف والتقليص) اذ بلغت (0.7489,0.7488) على التوالي اذ تقتربان من القيمة الحقيقية البالغ قيمتها (0.75) وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7372) و تقترب كذلك الطريقتين المذكورتين التصنيف والتقليص بقيمة Mse وتكون الاقل(0.0001) قيمة بينما تبتعد كثيرا طريقة الامكان الاعظم اذ تبلغ قيمة Mse الى (0.0162) .

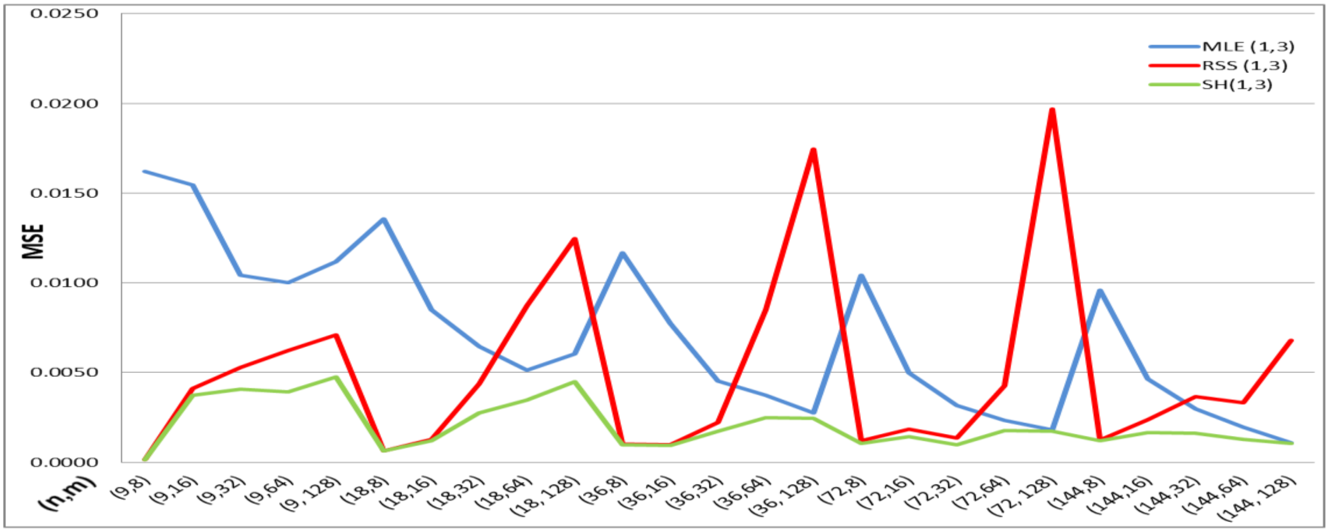
- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اعلى ما يمكن و المتانة اقل ما يمكن(128و9) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص مساوية الى (0.7397) وتحتوي على اقل قيمة Mse وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7338). وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتكون قيمة المعولية فيها اقل مساوية الى (0.7243) .

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة مقارب الى قيم العينات الحقيقية (32و36) تكون قيمة المعولية المقدرة في جميع الطرائق متقاربة فيما بينها وتقترب من القيمة الحقيقية اذ بلغت معولية طريقة التقليص الى (0.7439) وتحتوي على اقل قيمة Mse تليها معولية طريقة التصنيف (0.7412) ومن ثم طريقة الامكان الاعظم (0.7401).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اقل ما يمكن و المتانة اعلى ما يمكن(8و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم اعلى ما يمكن وتفوق قيمة المعولية الحقيقية اذ بلغت (0.7700) بينما تقترب في طريقة التصنيف الى قيمة المعولية الحقيقية وتبلغ قيمتها الى (0.7563). وبعدها تأتي طريقة التقليص وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7550) و تقترب كذلك الطريقتين المذكورتين التصنيف والتقليص بقيمة Mse وتكون الاقل(0.0012) قيمة بينما تبتعد كثيرا طريقة الامكان الاعظم اذ تبلغ قيمة Mse الى (0.0096).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اعلى ما يمكن(128و144) تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة جدا في طريقتي (الامكان الاعظم والتقليص) اذ بلغت (0.7424 ,0.7455) على التوالي اذ تقتربان من القيمة الحقيقية البالغ قيمتها (0.75) وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتكون اقل بكثير من الطريقتين السابقتين اذ تبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7144) و تكون الطريقتين المذكورتين الامكان الاعظم والتقليص هي الافضل لانها تحتوي على اقل Mse و تقترب كذلك

الطريقتين المذكورتين الامكان الاعظم والتقليص بقيمة Mse وتكون الاقل(0.0011) قيمة بينما تبتعد كثيرا طريقة التصنيف اذ تبلغ قيمة Mse الى (0.0068).



الشكل رقم (3- 1) يوضح طرق التقدير حسب معيار MSE

نلاحظ عن طريق الشكل رقم (1) ان قيمة MSEتقترب من الصفر عندما تكون قيمة الاجهاد اقل ما يمكن وتبلغ (8) مع اختلاف قيم المتانة (9,18,36,72,144) حسب طريقة التقليص والتصنيف بينما تبتعد كثيرا حسب طريقة الامكان الاعظم ,ونلاحظ ايضا اتفاق طريقة التقليص مع طريقة الامكان الاعظم عندما تكون قيم الاجهاد اعلى ما يمكن وتبلغ (128) وتقترب قيمة MSEمن الصفرعندما تكون قيمة الاجهاد والمتانة اعلى ما يمكن (128,144)

عندما تكون قيم المعلمات $\alpha=1.59$, $\lambda=2$, $\beta=2$ وقيمة المعولية الحقيقية للانموذج الاول هي

$R= 0.60$

جدول رقم (3-3)

$R_{S,K}$ (2,4)عندما $R= 0.6$ $\alpha=1.59$, $\lambda=2$, $\beta=2$

(n,m)	MLE			RSS			SH		
	R^	bias	MSE	R^	Bias	MSE	R^	Bias	MSE
(9,8)	0.5985	-0.0015	0.0207	0.5988	-0.0012	0.0002	0.5988	-0.0012	0.000
(9,16)	0.5916	-0.0084	0.0198	0.5931	-0.0069	0.0031	0.5932	-0.0068	0.003
(9,32)	0.5924	-0.0076	0.0131	0.5932	-0.0068	0.0038	0.5963	-0.0037	0.003
(9,64)	0.5876	-0.0124	0.0117	0.5908	-0.0092	0.0044	0.5919	-0.0081	0.003
(9, 128)	0.5790	-0.0210	0.0127	0.5882	-0.0118	0.0048	0.5915	-0.0085	0.003
(18,8)	0.6057	0.0057	0.0183	0.6050	0.0050	0.0013	0.6049	0.0049	0.001

(18,16)	0.5957	-0.0043	0.0116	0.5961	-0.0039	0.0013	0.6011	0.0011	0.0012
(18,32)	0.5897	-0.0103	0.0083	0.5906	-0.0094	0.0038	0.5926	-0.0074	0.0027
(18,64)	0.5859	-0.0141	0.0068	0.5927	-0.0073	0.0067	0.5995	-0.0005	0.0036
(18, 128)	0.5894	-0.0106	0.0077	0.5839	-0.0161	0.0087	0.5943	-0.0057	0.0045
(36,8)	0.6183	0.0183	0.0170	0.6080	0.0080	0.0024	0.6068	0.0068	0.0022
(36,16)	0.6080	0.0080	0.0105	0.6072	0.0072	0.0020	0.6003	0.0003	0.0019
(36,32)	0.5895	-0.0105	0.0058	0.5914	-0.0086	0.0024	0.5969	-0.0031	0.0020
(36,64)	0.5864	-0.0136	0.0047	0.5796	-0.0204	0.0075	0.5908	-0.0092	0.0027
(36, 128)	0.5917	-0.0083	0.0036	0.5718	-0.0282	0.0135	0.5969	-0.0031	0.0029
(72,8)	0.6223	0.0223	0.0152	0.6100	0.0100	0.0029	0.6076	0.0076	0.0024
(72,16)	0.6128	0.0128	0.0068	0.6107	0.0107	0.0042	0.6073	0.0073	0.0028
(72,32)	0.6129	0.0129	0.0042	0.6069	0.0069	0.0027	0.5974	-0.0026	0.0017
(72,64)	0.5929	-0.0071	0.0031	0.5805	-0.0195	0.0043	0.6012	0.0012	0.0021
(72, 128)	0.5928	-0.0072	0.0024	0.5560	-0.0440	0.0171	0.5974	-0.0026	0.0022
(144,8)	0.6327	0.0327	0.0142	0.6119	0.0119	0.0032	0.6080	0.0080	0.0028
(144,16)	0.6189	0.0189	0.0067	0.6169	0.0169	0.0058	0.6152	0.0152	0.0033
(144,32)	0.6085	0.0085	0.0040	0.6253	0.0253	0.0082	0.6003	0.0003	0.0027
(144,64)	0.6082	0.0082	0.0026	0.6303	0.0303	0.0066	0.5999	-0.0001	0.0019
(144, 128)	0.5916	-0.0084	0.0014	0.5617	-0.0383	0.0075	0.5958	-0.0042	0.0013

تفسير الجدول رقم (3-3) في الانموذج الاول وحسب R(2,4)

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اقل ما يمكن(8و9) تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة في جميع الطرائق اذ تكون متساوية تماما في طريقتي (التصنيف والتقليص) اذ بلغت **(0.5988)** و تقتربان من القيمة الحقيقية البالغ قيمتها **(0.60)** كذلك الطريقتان متساويتان بقيمة Mse (0.0002) بينما تبتعد قيمة Mse(0.0207) في طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5985).

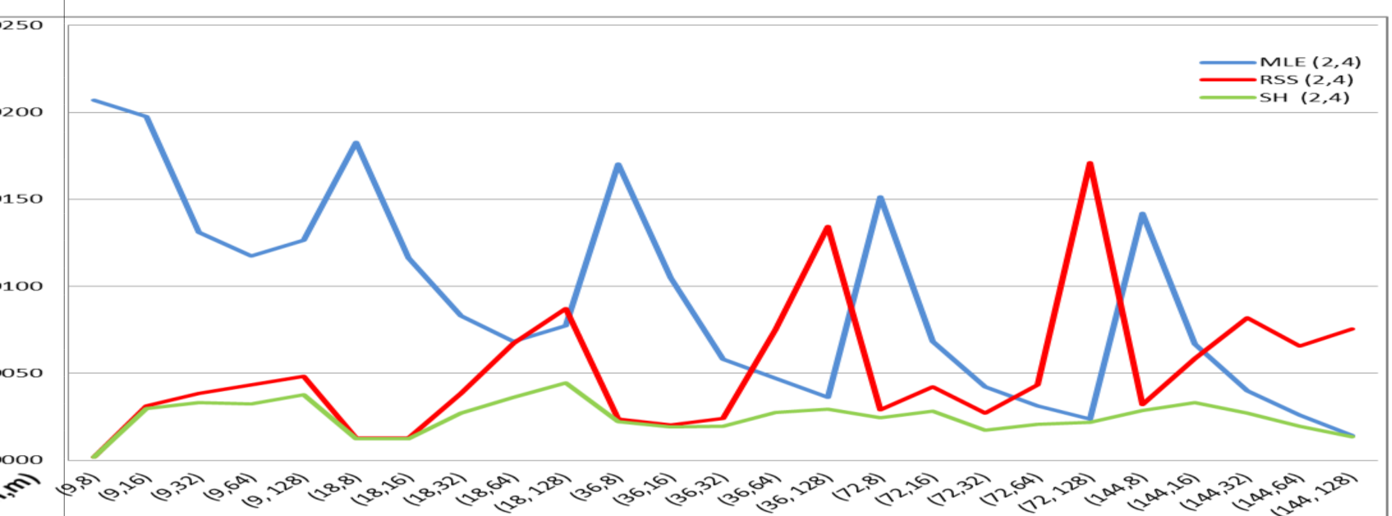
- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اعلى ما يمكن و المتانة اقل ما يمكن(128و9) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص اعلى ما يمكن اذ بلغت (0.5915**)** واقل قيمة Mseمساوية الى (0.0038) وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5882)و قيمة Mse مساوية الى (0.0048) وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5790) وتبتعد قيمة Mse وتكون مساوية الى (0.0127).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة مقارب الى قيم العينات الحقيقية (32و36) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص اعلى ما يمكن اذ بلغت (0.5969**)** وقيمة Mseمساوية الى (0.0020) وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5914). وقيمة Mse

مساوية الى (0.0024) وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5895) وقيمة Mseمساوية الى (0.0058) .

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اقل ما يمكن و المتانة اعلى ما يمكن(8و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم اعلى ما يمكن وتفوق قيمة المعولية الحقيقية اذ بلغت **(0.6327)** وقيمة Mse تكزن عالية مساوية الى (0.0142) بينما تقل قيمة Mseمساوية الى (0.0032)في طريقة التصنيف وقيمة المعولية تبلغ قيمتها الى (0.6119) وبعدها تأتي طريقة التقليص اذ تقترب من المعولية الحقيقية وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.6080) و تقل قيمة Mse مساوية الى (0.0028).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اعلى ما يمكن(128و144) تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة جدا في طريقتي (الامكان الاعظم والتقليص) اذ بلغت (0.5916, 0.5958) على التوالي اذ تقتربان من القيمة الحقيقية البالغ قيمتها (0.60) وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتكون اقل بكثير من الطريقتين السابقتين اذ تبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5617) و تكون الطريقتين المذكورتين الامكان الاعظم والتقليص هي الافضل لانها تحتوي على اقل Mse و تقترب كذلك الطريقتين المذكورتين الامكان الاعظم والتقليص بقيمة Mse وتكون الاقل(0.0014و 0.0013) قيمة بينما تبتعد كثيرا طريقة التصنيف اذ تبلغ قيمة Mse الى (0.0075).



نلاحظ عن طريق الشكل رقم (3-2) ان طريقتي التصنيف والتقليص تتفقان في جميع اختلافات (n,m) بينما طريقة الامكان تختلف تماما فتكون قيمة MSEتقترب من الصفر عندما تكون قيمة الاجهاد اقل ما يمكن وتبلغ (8) مع اختلاف قيم المتانة (9,18,36,72,144) حسب طريقة التقليص

والتصنيف بينما تبتعد كثيرا حسب طريقة الامكان الاعظم ,ونلاحظ ايضا اتفاق طريقة التقليص مع طريقة الامكان الاعظم عندما تكون قيم الاجهاد اعلى ما يمكن وتبلغ (128) وتقترب قيمة MSEمن الصفرعندما تكون قيمة الاجهاد والمتانة اعلى ما يمكن (128,144)

نتائج المحاكاة عند الانموذج الثاني

عندما تكون قيم المعلمات $\alpha=1.59$, $\lambda=1$, $\beta=1$ وقيمة المعولية الحقيقية للانموذج الثاني هي $R(1,3)=\mathbf{0.75}$

جدول رقم (4-3)

(n,m)	MLE			RSS			SH		
	R^	bias	MSE	R^	Bias	MSE	R^	bias	MS
(9,8)	0.7377	-0.0123	0.0186	0.7475	-0.0025	0.0004	0.7491	-0.0009	0.00
(9,16)	0.7435	-0.0065	0.0166	0.7468	-0.0032	0.0031	0.7514	0.0014	0.00
(9,32)	0.7368	-0.0132	0.0107	0.7424	-0.0076	0.0037	0.7478	-0.0022	0.00
(9,64)	0.7199	-0.0301	0.0113	0.7355	-0.0145	0.0062	0.7460	-0.0040	0.00
(9, 128)	0.7200	-0.0300	0.0109	0.7364	-0.0136	0.0066	0.7477	-0.0023	0.00
(18,8)	0.7633	0.0133	0.0139	0.7512	0.0012	0.0003	0.7508	0.0008	0.00
(18,16)	0.7267	-0.0233	0.0081	0.7410	-0.0090	0.0016	0.7467	-0.0033	0.00
(18,32)	0.7434	-0.0066	0.0070	0.7460	-0.0040	0.0045	0.7509	0.0009	0.00
(18,64)	0.7434	-0.0066	0.0052	0.7407	-0.0093	0.0081	0.7456	-0.0044	0.00
(18, 128)	0.7364	-0.0136	0.0054	0.7352	-0.0148	0.0126	0.7440	-0.0060	0.00
(36,8)	0.7674	0.0174	0.0115	0.7533	0.0033	0.0009	0.7529	0.0029	0.00
(36,16)	0.7623	0.0123	0.0067	0.7552	0.0052	0.0009	0.7550	0.0050	0.00
(36,32)	0.7430	-0.0070	0.0043	0.7441	-0.0059	0.0019	0.7491	-0.0009	0.00
(36,64)	0.7421	-0.0079	0.0034	0.7380	-0.0120	0.0088	0.7433	-0.0067	0.00
(36, 128)	0.7407	-0.0093	0.0025	0.7384	-0.0116	0.0169	0.7409	-0.0091	0.00
(72,8)	0.7841	0.0341	0.0106	0.7551	0.0051	0.0011	0.7544	0.0044	0.00
(72,16)	0.7544	0.0044	0.0062	0.7542	0.0042	0.0016	0.7534	0.0034	0.00
(72,32)	0.7590	0.0090	0.0036	0.7565	0.0065	0.0015	0.7530	0.0030	0.00
(72,64)	0.7415	-0.0085	0.0026	0.7381	-0.0119	0.0039	0.7506	0.0005	0.00
(72, 128)	0.7384	-0.0116	0.0018	0.7312	-0.0188	0.0184	0.7415	-0.0085	0.00
(144,8)	0.7867	0.0367	0.0110	0.7554	0.0054	0.0012	0.7534	0.0034	0.00
(144,16)	0.7664	0.0164	0.0046	0.7583	0.0083	0.0023	0.7579	0.0079	0.00
(144,32)	0.7624	0.0124	0.0032	0.7629	0.0129	0.0036	0.7613	0.0113	0.00
(144,64)	0.7596	0.0096	0.0018	0.7706	0.0206	0.0033	0.7561	0.0061	0.00
(144, 128)	0.7461	-0.0039	0.0012	0.7252	-0.0248	0.0064	0.7527	0.0027	0.00

تفسير الجدول رقم (4-3) في الانموذج الثاني وحسب R(1,3)

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اقل ما يمكن(9و8) تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة في طريقتي (التصنيف والتقليص) اذ بلغت **(0.7491, 0.7475)** على التوالي اذ تقتربان من

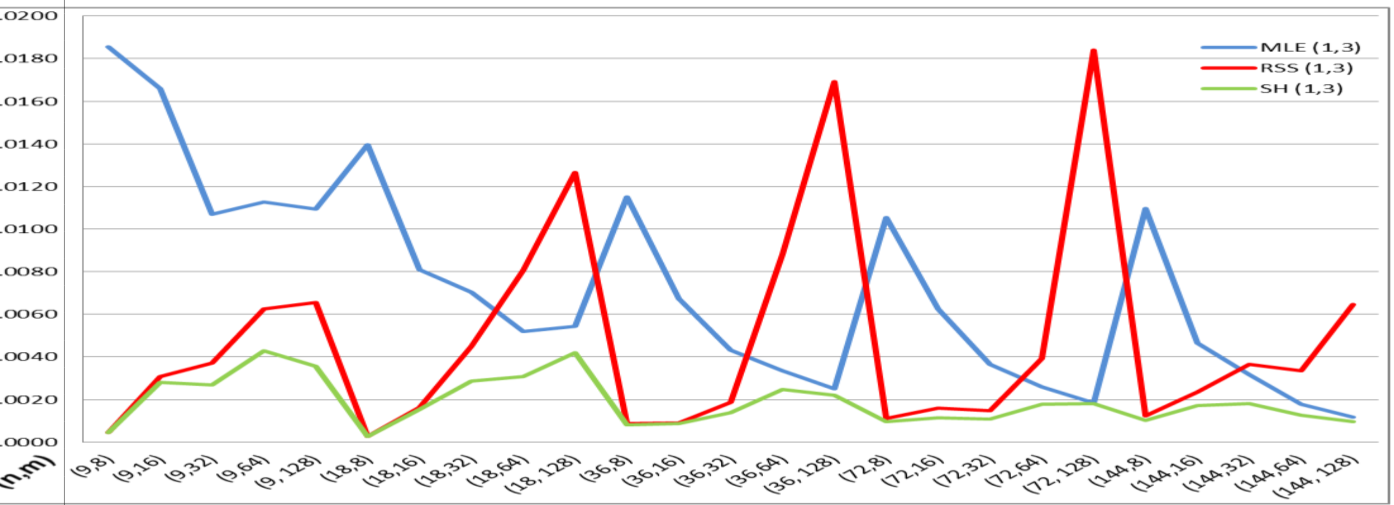
القيمة الحقيقية البالغ قيمتها (**0.75**) كذلك الطريقتان متساويتان بقيمة Mse(0.0004) بينما تبتعد قيمة Mse(0.0186) في طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7377).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اعلى ما يمكن و المتانة اقل ما يمكن(128و9) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص اعلى ما يمكن اذ بلغت (**0.7477**) واقل قيمة Mseمساوية الى (0.0036)وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7364) و قيمة Mse مساوية الى (0.0066). وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7200) واعلى قيمة Mseمساوية الى (0.0109).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة مقارب الى قيم العينات الحقيقية (32و36) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص اعلى ما يمكن اذ بلغت (**0.7491**) وقيمة Mseمساوية الى (0.0014)وبعدها تأتي طريقة التصنيف تكون قيمة Mseمساوية الى (0.0019)وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7441). وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7430) وتكون قيمة Mseمساوية الى (0.0043).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اقل ما يمكن و المتانة اعلى ما يمكن(8و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم اعلى ما يمكن وتفوق قيمة المعولية الحقيقية اذ بلغت (**0.7867**) وقيمة Mseمساوية الى (0.0010) بينما تقترب في طريقة التصنيف الى قيمة المعولية الحقيقية وتبلغ قيمتها الى (0.7554). وقيمة Mseمساوية الى (0.0012) وبعدها تأتي طريقة التقليص وقيمة Mseمساوية الى (0.0110) وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7534).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اعلى ما يمكن(128و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص مقاربة الى قيمة المعولية الحقيقية اذ بلغت (**0.7527**) وقيمة Mseمساوية الى (0.0009)وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم اذ تبلغت قيمة المعولية فيها الى (0.7461) وقيمة Mseمساوية الى (0.0064). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وقيمة Mseمساوية الى (0.0012)وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7252).



الشكل رقم (3) يبين قيمةMSE للمعولية

نلاحظ عن طريق الشكل رقم (3-3) ان قيمة MSEتقترب من الصفر عندما تكون قيمة الاجهاد اقل ما يمكن وتبلغ (8) مع اختلاف قيم المتانة (9,18,36,72,144) حسب طريقة التقليص والتصنيف بينما تبتعد كثيرا حسب طريقة الامكان الاعظم مع ابتعاد قيم MSEلطريقة التصنيف عندما يكزن حجم الجهاد والمتانة متوسط ونلاحظ ايضا اتفاق طريقة التقليص مع طريقة الامكان الاعظم عندما تكون قيم الاجهاد اعلى ما يمكن وتبلغ (128) وتقترب قيمة MSEمن الصفرعندما تكون قيمة الاجهاد والمتانة اعلى ما يمكن (128,144)

عندما تكون قيم المعلمات $\alpha=1.59$, $\lambda=1$, $\beta=1$ وقيمة المعولية الحقيقية (2,4) **$R_{S,K}$** للانموذج الثاني هي $R= 0.6$

جدول رقم (3-5)

(n,m)	MLE			RSS			SH		
	R^	bias	MSE	R^	Bias	MSE	R^	bias	MSE
(9,8)	0.5852	-0.0148	0.0230	0.5978	-0.0022	0.0005	0.5989	-0.0011	0.000
(9,16)	0.5951	-0.0049	0.0217	0.5963	-0.0037	0.0025	0.6016	0.0016	0.002
(9,32)	0.5849	-0.0151	0.0136	0.5946	-0.0054	0.0029	0.5975	-0.0025	0.002
(9,64)	0.5660	-0.0340	0.0137	0.5896	-0.0104	0.0043	0.5954	-0.0046	0.003
(9, 128)	0.5662	-0.0338	0.0131	0.5901	-0.0099	0.0045	0.5974	-0.0026	0.002
(18,8)	0.6157	0.0157	0.0185	0.6017	0.0017	0.0004	0.6009	0.0009	0.000
(18,16)	0.5735	-0.0265	0.0103	0.5917	-0.0083	0.0016	0.5962	-0.0038	0.001
(18,32)	0.5946	-0.0054	0.0093	0.5954	-0.0046	0.0039	0.6010	0.0010	0.002
(18,64)	0.5922	-0.0078	0.0068	0.5924	-0.0076	0.0063	0.5949	-0.0051	0.003
(18, 128)	0.5881	-0.0119	0.0069	0.5832	-0.0168	0.0088	0.5931	-0.0069	0.004
(36,8)	0.6204	0.0204	0.0148	0.6057	0.0057	0.0019	0.6033	0.0033	0.001
(36,16)	0.6143	0.0143	0.0094	0.6074	0.0074	0.0018	0.6060	0.0060	0.001

(36,32)	0.5932	-0.0068	0.0056	0.5933	-0.0067	0.0019	0.5990	-0.0010	0.001
(36,64)	0.5909	-0.0091	0.0042	0.5884	-0.0116	0.0078	0.5923	-0.0077	0.002
(36, 128)	0.5893	-0.0107	0.0032	0.5882	-0.0118	0.0130	0.5895	-0.0105	0.002
(72,8)	0.6405	0.0405	0.0148	0.6091	0.0091	0.0026	0.6051	0.0051	0.002
(72,16)	0.6067	0.0067	0.0082	0.6051	0.0051	0.0035	0.6040	0.0040	0.002
(72,32)	0.6104	0.0104	0.0050	0.6089	0.0089	0.0028	0.6035	0.0035	0.001
(72,64)	0.5910	-0.0090	0.0035	0.5863	-0.0137	0.0041	0.6006	0.0006	0.002
(72, 128)	0.5876	-0.0124	0.0023	0.5787	-0.0213	0.0160	0.5903	-0.0097	0.002
(144,8)	0.6437	0.0437	0.0156	0.6101	0.0101	0.0031	0.6039	0.0039	0.002
(144,16)	0.6191	0.0191	0.0065	0.6129	0.0129	0.0057	0.6091	0.0091	0.003
(144,32)	0.6150	0.0150	0.0043	0.6155	0.0155	0.0081	0.6145	0.0145	0.003
(144,64)	0.6117	0.0117	0.0024	0.6242	0.0242	0.0064	0.6071	0.0071	0.001
(144, 128)	0.5956	-0.0044	0.0016	0.5720	-0.0280	0.0070	0.6031	0.0031	0.001

تفسير الجدول رقم (3-5) في الانموذج الثاني وحسب R(2,4)

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اقل ما يمكن(8و9) تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة في طريقتي (التصنيف والتقليص) اذ بلغت **(0.7491, 0.7475)** على التوالي اذ تقتربان من القيمة الحقيقية البالغ قيمتها (**0.75**) كذلك الطريقتان متساويتان بقيمة Mse(0.0004) بينما تبتعد قيمة Mse(0.0186) في طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7377).

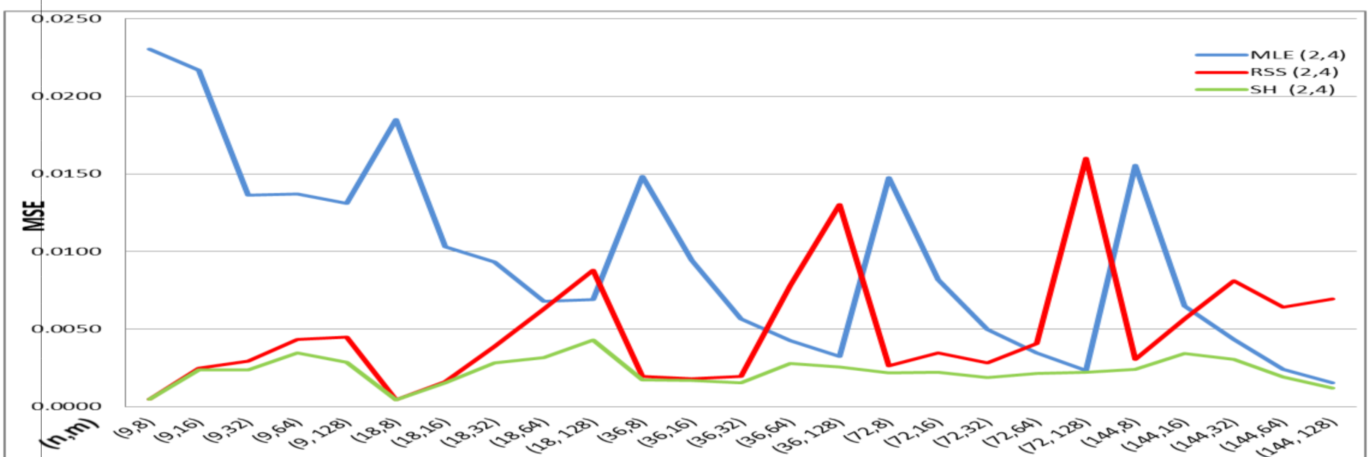
- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اعلى ما يمكن و المتانة اقل ما يمكن(128و9) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص اعلى ما يمكن اذ بلغت (**0.7477**) واقل قيمة Mseمساوية الى (0.0036)وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7364) و قيمة Mse مساوية الى (0.0066). وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7200) واعلى قيمة Mseمساوية الى (0.0109).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة مقارب الى قيم العينات الحقيقية (32و36) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص اعلى ما يمكن اذ بلغت (**0.7491**) وقيمة Mseمساوية الى (0.0014)وبعدها تأتي طريقة التصنيف تكون قيمة Mseمساوية الى (0.0019)وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7441). وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7430) وتكون قيمة Mseمساوية الى (0.0043).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اقل ما يمكن و المتانة اعلى ما يمكن(8و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم اعلى ما يمكن وتفوق قيمة المعولية الحقيقية اذ بلغت (**0.7867**) وقيمة Mseمساوية الى (0.0010) بينما تقترب في طريقة التصنيف الى قيمة المعولية

الحقيقية وتبلغ قيمتها الى (0.7554). وقيمة Mseمساوية الى (0.0012) وبعدها تأتي طريقة التقليص وقيمة Mseمساوية الى (0.0110) وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7534).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اعلى ما يمكن(128و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص مقاربة الى قيمة المعولية الحقيقية اذ بلغت **(0.7527)** وقيمة Mseمساوية الى (0.0009)وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم اذ تبلغت قيمة المعولية فيها الى (0.7461) وقيمة Mseمساوية الى (0.0064). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وقيمة Mseمساوية الى (0.0012)وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7252).



نلاحظ عن طريق الشكل رقم (3-4) ابتعاد قيم MSEعن الصفر لطريقة الامكان الاعظم بجميع الحالات باختلاف قيم الاجهاد والمتانة حيث ان قيمة MSEتقترب من الصفر عندما تكون قيمة الاجهاد اقل ما يمكن وتبلغ (8) مع اختلاف قيم المتانة (9,18,36,72,144) حسب طريقة التقليص والتصنيف,ونلاحظ ايضا اتفاق طريقة التقليص مع طريقة الامكان الاعظم عندما تكون قيم الاجهاد اعلى ما يمكن وتبلغ (128) وتقترب قيمة MSEمن الصفرعندما تكون قيمة الاجهاد والمتانة اعلى ما يمكن (128,144)

<u>نتائج المحاكاة عند الانموذج الثالث</u>

عندما تكون قيم المعلمات $\alpha=1.59$, $\lambda=0.77$, $\beta=0.65$ وقيمة المعولية الحقيقية للانموذج الثالث هي $R=\mathbf{0.6992}$

جدول رقم (3-6)

$R_{S,K}$ عندما(1,3) $\alpha=1.59$, $\lambda=0.77$, $\beta=0.65$ $R=\mathbf{0.6992}$

(n,m)	MLE	RSS	SH

	R^	bias	MSE	R^	Bias	MSE	R^	bias	MSE
(9,8)	0.6789	-0.0203	0.0254	0.6963	-0.0029	0.0012	0.6964	-0.0028	0.001
(9,16)	0.6704	-0.0288	0.0190	0.6934	-0.0058	0.0012	0.6952	-0.0040	0.001
(9,32)	0.6794	-0.0198	0.0134	0.6891	-0.0101	0.0037	0.6919	-0.0073	0.002
(9,64)	0.6685	-0.0307	0.0123	0.6843	-0.0149	0.0046	0.6910	-0.0082	0.003
(9, 128)	0.6792	-0.0200	0.0111	0.6858	-0.0134	0.0062	0.6895	-0.0096	0.004
(18,8)	0.6966	-0.0026	0.0161	0.7003	0.0011	0.0008	0.7003	0.0011	0.000
(18,16)	0.6934	-0.0058	0.0095	0.6940	-0.0052	0.0015	0.6941	-0.0051	0.001
(18,32)	0.6881	-0.0111	0.0086	0.6888	-0.0104	0.0045	0.6901	-0.0091	0.003
(18,64)	0.6913	-0.0079	0.0058	0.6837	-0.0155	0.0083	0.6964	-0.0027	0.003
(18, 128)	0.6809	-0.0183	0.0049	0.6805	-0.0187	0.0103	0.6817	-0.0175	0.003
(36,8)	0.7131	0.0139	0.0104	0.7051	0.0059	0.0012	0.7041	0.0049	0.001
(36,16)	0.7067	0.0075	0.0079	0.7057	0.0065	0.0015	0.6984	-0.0008	0.001
(36,32)	0.6879	-0.0113	0.0058	0.6890	-0.0102	0.0021	0.6893	-0.0099	0.001
(36,64)	0.6892	-0.0100	0.0035	0.6771	-0.0221	0.0087	0.6942	-0.0050	0.002
(36, 128)	0.6885	-0.0107	0.0033	0.6681	-0.0311	0.0164	0.6924	-0.0068	0.002
(72,8)	0.7049	0.0058	0.0108	0.7048	0.0056	0.0017	0.7033	0.0041	0.001
(72,16)	0.7093	0.0101	0.0071	0.7076	0.0085	0.0026	0.7036	0.0044	0.001
(72,32)	0.7115	0.0123	0.0037	0.7065	0.0073	0.0021	0.6980	-0.0012	0.001
(72,64)	0.6924	-0.0068	0.0023	0.6817	-0.0175	0.0037	0.6984	-0.0008	0.001
(72, 128)	0.6914	-0.0078	0.0019	0.6544	-0.0448	0.0181	0.6950	-0.0042	0.001
(144,8)	0.7052	0.0060	0.0110	0.7049	0.0058	0.0018	0.7032	0.0040	0.001
(144,16)	0.7108	0.0116	0.0064	0.7057	0.0065	0.0034	0.6962	-0.0030	0.002
(144,32)	0.7041	0.0049	0.0030	0.7189	0.0197	0.0050	0.6948	-0.0044	0.001
(144,64)	0.7037	0.0045	0.0019	0.7251	0.0259	0.0047	0.6962	-0.0030	0.001
(144, 128)	0.7021	0.0029	0.0013	0.6647	-0.0345	0.0072	0.6976	-0.0016	0.001

تفسير الجدول رقم (3-6) في الانموذج الثالث وحسب R(1,3)

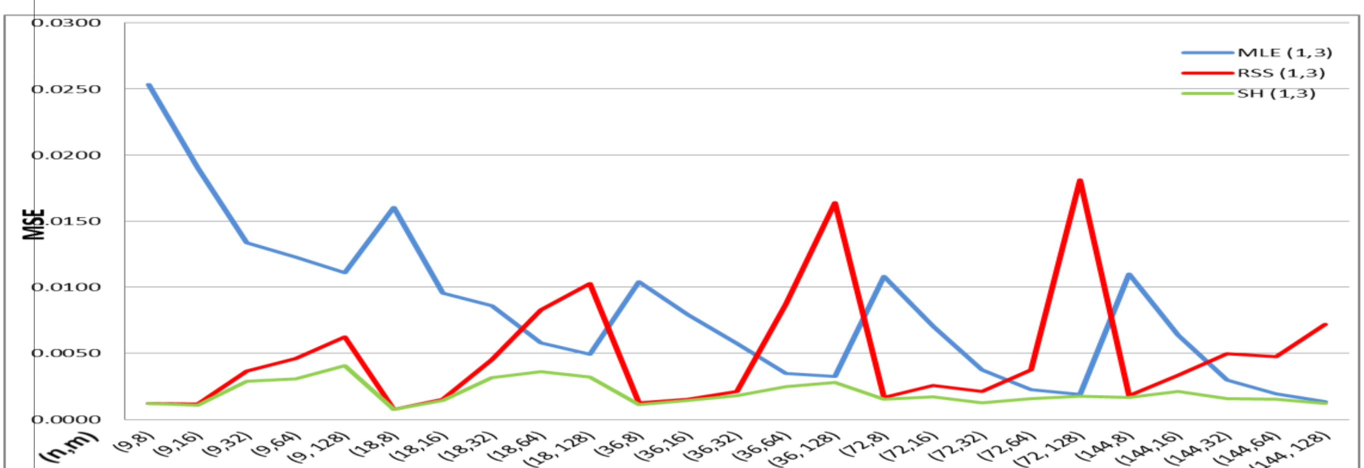
- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اقل ما يمكن(9و8) تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة في طريقتي (التصنيف والتقليص) اذ بلغت **(0.6963, 0.6964)** على التوالي اذ تقتربان من القيمة الحقيقية البالغ قيمتها (**0.6992**) كذلك الطريقتان متساويتان بقيمة Mse(0.0012) بينما تبتعد قيمة Mse(0.0254) في طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.6789).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اعلى ما يمكن و المتانة اقل ما يمكن(9و128) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص اعلى ما يمكن اذ بلغت **(0.6895)** واقل قيمة Mseمساوية الى (0.0041)وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7364) و قيمة Mse مساوية الى (0.0062). وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7200) واعلى قيمة Mseمساوية الى (0.0111).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة مقارب الى قيم العينات الحقيقية (32و36) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص اعلى ما يمكن اذ بلغت (0.6893) وقيمة Mseمساوية الى (0.0018)وبعدها تأتي طريقة التصنيف تكون قيمة Mseمساوية الى (0.0021)وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.6890). وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.6879) وتكون قيمة Mseمساوية الى (0.0058).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اقل ما يمكن و المتانة اعلى ما يمكن(8و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم اعلى ما يمكن وتفوق قيمة المعولية الحقيقية اذ بلغت (0.6976) وقيمة Mseمساوية الى (0.0016) بينما تقترب في طريقة التصنيف الى قيمة المعولية الحقيقية وتبلغ قيمتها الى (0.7049). وقيمة Mseمساوية الى (0.0018) وبعدها تأتي طريقة التقليص وقيمة Mseمساوية الى (0.0110) وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7052).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اعلى ما يمكن(128و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص مقاربة الى قيمة المعولية الحقيقية اذ بلغت (0.6976) وقيمة Mseمساوية الى (0.0012)وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم اذ تبلغت قيمة المعولية فيها الى (0.6647) وقيمة Mseمساوية الى (0.0072). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وقيمة Mseمساوية الى (0.0013)وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7021).



نلاحظ عن طريق الشكل رقم (3-5) نلاحظ اتفاق طريقة التقليص والتصنيف ب قيمة MSE اذ تقترب من الصفر عندما تكون قيمة الاجهاد اقل ما يمكن وتبلغ (8) مع اختلاف قيم المتانة (9,18,36,72,144) بينما تبتعد كثيرا حسب طريقة الامكان الاعظم ,ونلاحظ ايضا اتفاق طريقة

التقليص مع طريقة الامكان الاعظم عندما تكون قيم الاجهاد اعلى ما يمكن وتبلغ (128) وتقترب قيمة MSEمن الصفر عندما تكون قيمة الاجهاد والمتانة اعلى ما يمكن (128,144)

جدول رقم (3-7)

عندما $R_{S,K}$ R =**0.5436** α=1.59 , λ=0.77 , β=0.65

(2,4)

(n,m)	MLE			RSS			SH		
	R^	bias	MSE	R^	Bias	MSE	R^	bias	MSE
(9,8)	0.5381	-0.0055	0.0275	0.5411	-0.0025	0.0010	0.5411	-0.0025	0.0010
(9,16)	0.5251	-0.0184	0.0206	0.5390	-0.0046	0.0010	0.5399	-0.0037	0.0009
(9,32)	0.5313	-0.0123	0.0145	0.5363	-0.0072	0.0026	0.5373	-0.0063	0.0022
(9,64)	0.5184	-0.0251	0.0123	0.5324	-0.0111	0.0032	0.5367	-0.0069	0.0023
(9, 128)	0.5296	-0.0139	0.0116	0.5343	-0.0093	0.0040	0.5359	-0.0077	0.0030
(18,8)	0.5517	0.0082	0.0184	0.5457	0.0022	0.0012	0.5455	0.0019	0.0012
(18,16)	0.5386	-0.0049	0.0113	0.5390	-0.0046	0.0014	0.5441	0.0005	0.0013
(18,32)	0.5336	-0.0100	0.0096	0.5352	-0.0084	0.0036	0.5396	-0.0039	0.0027
(18,64)	0.5305	-0.0130	0.0067	0.5371	-0.0064	0.0058	0.5447	0.0012	0.0033
(18, 128)	0.5278	-0.0157	0.0052	0.5267	-0.0168	0.0069	0.5292	-0.0143	0.0028
(36,8)	0.5668	0.0232	0.0133	0.5530	0.0095	0.0025	0.5503	0.0068	0.0021
(36,16)	0.5534	0.0098	0.0091	0.5524	0.0089	0.0027	0.5482	0.0046	0.0024
(36,32)	0.5335	-0.0100	0.0063	0.5339	-0.0097	0.0021	0.5352	-0.0083	0.0018
(36,64)	0.5344	-0.0091	0.0039	0.5236	-0.0200	0.0070	0.5406	-0.0030	0.0025
(36, 128)	0.5335	-0.0100	0.0036	0.5173	-0.0263	0.0116	0.5385	-0.0050	0.0028
(72,8)	0.5565	0.0130	0.0138	0.5528	0.0093	0.0036	0.5520	0.0085	0.0031
(72,16)	0.5576	0.0140	0.0087	0.5561	0.0125	0.0050	0.5536	0.0101	0.0030
(72,32)	0.5592	0.0156	0.0043	0.5527	0.0091	0.0036	0.5449	0.0013	0.0018
(72,64)	0.5367	-0.0069	0.0026	0.5258	-0.0178	0.0036	0.5443	0.0007	0.0017
(72, 128)	0.5358	-0.0078	0.0021	0.5030	-0.0406	0.0145	0.5403	-0.0032	0.0019
(144,8)	0.5563	0.0127	0.0133	0.5534	0.0098	0.0041	0.5526	0.0090	0.0034
(144,16)	0.5606	0.0170	0.0075	0.5529	0.0093	0.0073	0.5450	0.0015	0.0035
(144,32)	0.5493	0.0057	0.0033	0.5710	0.0274	0.0098	0.5409	-0.0027	0.0022
(144,64)	0.5476	0.0041	0.0022	0.5770	0.0334	0.0083	0.5417	-0.0018	0.0019
(144,128)	0.5476	0.0041	0.0016	0.5085	-0.0351	0.0069	0.5417	-0.0019	0.0014

تفسير الجدول رقم (3-7) في الانموذج الثالث وحسب R(2,4)

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اقل ما يمكن(8و9) تكون قيمة المعولية المقدرة متساوية في طريقتي (التصنيف والتقليص) اذ بلغت (0.5411) اذ تقتربان من القيمة الحقيقية

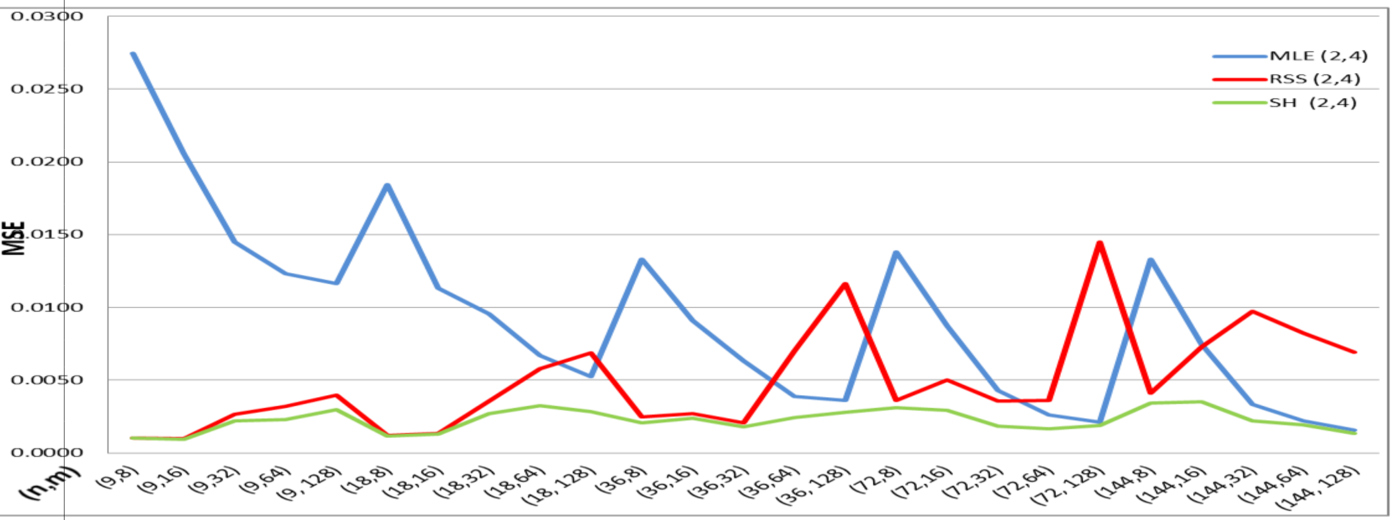
البالغ قيمتها (**0.5436**) كذلك الطريقتان متساويتان بقيمة Mse(0.0010) بينما تبتعد قيمة Mse (0.0275) في طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5381).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اعلى ما يمكن و المتانة اقل ما يمكن(128و9) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص اعلى ما يمكن اذ بلغت (0.5359**)** واقل قيمة Mseمساوية الى (0.0030)وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5343) و قيمة Mse مساوية الى (0.0040). وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5296) واعلى قيمة Mseمساوية الى (0.0116).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة مقارب الى قيم العينات الحقيقية (32و36) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص اعلى ما يمكن اذ بلغت (0.5352**)** وقيمة Mseمساوية الى (0.0018)وبعدها تأتي طريقة التصنيف تكون قيمة Mseمساوية الى (0.0021)وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5339). وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5335) وتكون قيمة Mseمساوية الى (0.0063).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اقل ما يمكن و المتانة اعلى ما يمكن(8و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم اعلى ما يمكن وتفوق قيمة المعولية الحقيقية اذ بلغت (0.5526**)** وقيمة Mseمساوية الى (0.0034) بينما تقترب في طريقة التصنيف الى قيمة المعولية الحقيقية وتبلغ قيمتها الى (0.5534). وقيمة Mseمساوية الى (0.0041) وبعدها تأتي طريقة التقليص وقيمة Mseمساوية الى (0.0133) وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5563).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اعلى ما يمكن(128و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص مقاربة الى قيمة المعولية الحقيقية اذ بلغت (0.5417**)** وقيمة Mseمساوية الى (0.0014)وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم اذ تبلغت قيمة المعولية فيها الى (0.5085) وقيمة Mseمساوية الى (0.0069). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وقيمة Mseمساوية الى (0.0016)وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5476).



نلاحظ عن طريق الشكل رقم (3-6) ان قيمة MSE تقترب من الصفر في جميع حالات الاجهاد والمتانة حسب طريقة التقليص بينما تكون القيم مختلفة عندما تكون قيمة الاجهاد اقل ما يمكن وتبلغ (8) مع اختلاف قيم المتانة (9,18,36,72,144) حسب طريقة التصنيف بينما تبتعد كثيرا حسب طريقة الامكان الاعظم

نتائج المحاكاة عند الانموذج الرابع

عندما تكون قيم المعلمات $\alpha=0.6$, $\lambda=0.6$, $\beta=1$ وقيمة المعولية الحقيقية للانموذج الرابع هي

R= 0.8625

جدول رقم (3-8)

$R_{S,K}$ (1,3)عندما R = **0.8625** $\alpha=0.6$, $\lambda=0.6$, $\beta=1$

(n,m)	MLE			RSS			SH		
	R^	Bias	MSE	R^	Bias	MSE	R^	bias	MS
(9,8)	0.9005	0.0381	0.0142	0.8639	0.0014	0.0001	0.8630	0.0005	0.0
(9,16)	0.8554	-0.0071	0.0089	0.8692	0.0067	0.0024	0.8610	-0.0014	0.0
(9,32)	0.8541	-0.0083	0.0077	0.8609	-0.0016	0.0047	0.8628	0.0004	0.0
(9,64)	0.8527	-0.0097	0.0065	0.8516	-0.0109	0.0067	0.8605	-0.0020	0.0
(9, 128)	0.8449	-0.0176	0.0062	0.8397	-0.0228	0.0079	0.8611	-0.0014	0.0
(18,8)	0.9038	0.0414	0.0094	0.8643	0.0018	0.0003	0.8637	0.0012	0.0
(18,16)	0.8847	0.0222	0.0050	0.8602	-0.0023	0.0005	0.8610	-0.0015	0.0
(18,32)	0.8760	0.0135	0.0041	0.8575	-0.0050	0.0034	0.8598	-0.0027	0.0
(18,64)	0.8574	-0.0050	0.0028	0.8521	-0.0104	0.0091	0.8592	-0.0033	0.0
(18, 128)	0.8526	-0.0099	0.0023	0.8507	-0.0118	0.0131	0.8583	-0.0042	0.0

(36,8)	0.8969	0.0344	0.0060	0.8654	0.0029	0.0003	0.8647	0.0023	0.0
(36,16)	0.8739	0.0114	0.0048	0.8660	0.0035	0.0004	0.8658	0.0034	0.0
(36,32)	0.8537	-0.0087	0.0031	0.8567	-0.0058	0.0029	0.8669	0.0045	0.0
(36,64)	0.8551	-0.0074	0.0017	0.8542	-0.0083	0.0094	0.8618	-0.0007	0.0
(36, 128)	0.8572	-0.0053	0.0014	0.8527	-0.0097	0.0193	0.8599	-0.0026	0.0
(72,8)	0.8906	0.0282	0.0059	0.8658	0.0033	0.0004	0.8651	0.0026	0.0
(72,16)	0.8732	0.0107	0.0030	0.8662	0.0038	0.0006	0.8660	0.0035	0.0
(72,32)	0.8696	0.0072	0.0017	0.8687	0.0062	0.0006	0.8669	0.0044	0.0
(72,64)	0.8681	0.0056	0.0012	0.8513	-0.0112	0.0030	0.8592	-0.0033	0.0
(72, 128)	0.8608	-0.0017	0.0008	0.8461	-0.0164	0.0186	0.8636	0.0012	0.0
(144,8)	0.8899	0.0274	0.0056	0.8652	0.0027	0.0004	0.8648	0.0023	0.0
(144,16)	0.8806	0.0181	0.0026	0.8692	0.0067	0.0008	0.8680	0.0055	0.0
(144,32)	0.8741	0.0117	0.0017	0.8741	0.0116	0.0013	0.8698	0.0073	0.0
(144,64)	0.8690	0.0066	0.0010	0.8794	0.0169	0.0013	0.8677	0.0053	0.0
(144, 128)	0.8595	-0.0029	0.0006	0.8372	-0.0253	0.0064	0.8646	0.0022	0.0

تفسير الجدول رقم (3-8) في الانموذج الرابع وحسب R(1,3)

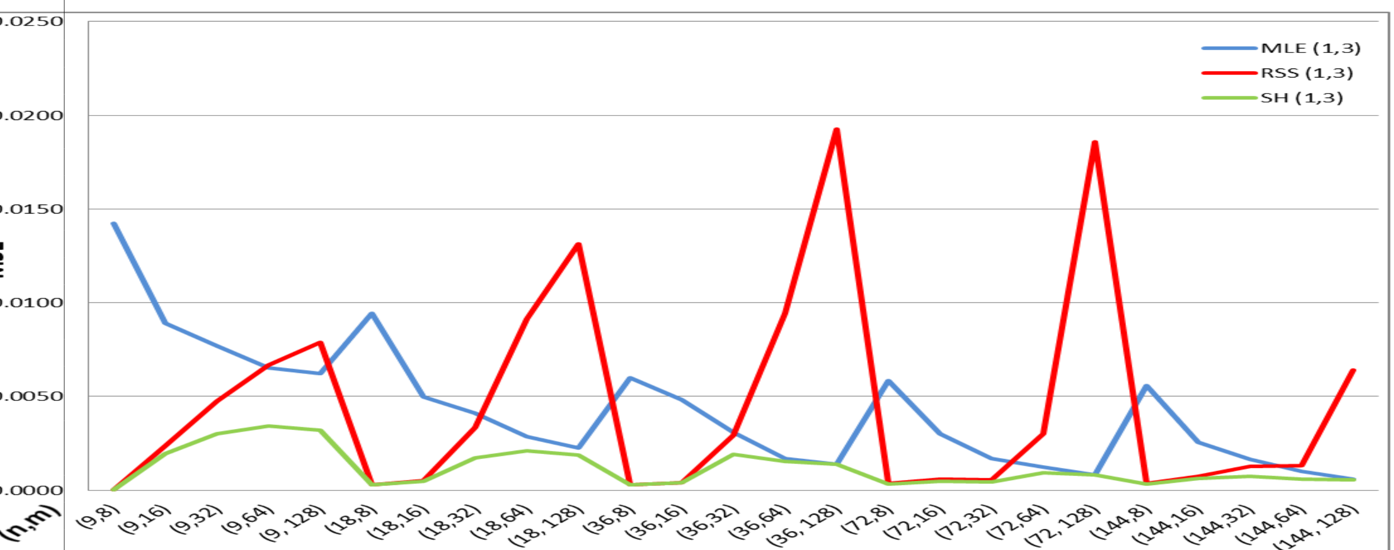
- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اقل ما يمكن(8و9) تكون المعولية (0.9005)في طريقة الامكان الاعظم عالية جدا وتفوق قيمة المعولية الحقيقية البالغ قيمتها (0.8625) و تبتعد قيمة Mseعن الصفر وتبلغ (0.0142) بينما تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة في طريقتي (التصنيف والتقليص) اذ بلغت (0.8639,**0.8630**) على التوالي اذ تقتربان من القيمة الحقيقية البالغ قيمتها (0.8625) كذلك الطريقتان متساويتان بقيمة Mse(0.0010).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اعلى ما يمكن و المتانة اقل ما يمكن(128و9) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص اعلى ما يمكن اذ بلغت (0.8611) وقيمة Mse تبلغ (0.0032) وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.8449) وقيمة Mse تبلغ (0.0062). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وقيمة Mse تبلغ (0.0079) وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.8397).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة مقارب الى قيم العينات الحقيقية (32و36) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص اعلى ما يمكن اذ بلغت (**0.8669**) وقيمة Mse تبلغ (0.0019) وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.8567). وقيمة Mse تبلغ (0.0029) وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.8537) وقيمة Mse تبلغ (0.0031).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اقل ما يمكن و المتانة اعلى ما يمكن(8و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم اعلى ما يمكن وتفوق قيمة المعولية الحقيقية اذ بلغت (0.8899) وقيمة Mse بعيدة عن الصفر و تبلغ (0.0056) بينما تقترب في طريقة التصنيف الى قيمة المعولية الحقيقية وتبلغ قيمتها الى (0.8652) وقيمة Mse تقترب من الصفر وتبلغ (0.0003). وبعدها تأتي طريقة التقليص وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.8648) وقيمة Mse تبلغ (0.0004).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اعلى ما يمكن(128و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص مقاربة الى قيمة المعولية الحقيقية اذ بلغت (0.8646) وقيمة Mse قليلة جدا وتبلغ (0.0005) وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم اذ تبلغت قيمة المعولية فيها الى (0.8595) وقيمة Mse تبلغ (0.0006). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.8372) وقيمة Mse تبلغ (0.0064).



الشكل رقم (3-7) يبين قيمةMSE للمعولية

نلاحظ عن طريق الشكل رقم (3-7) ابتعاد كبير جدا لقيمة MSEعن الصفر حسب طريقة التصنيف ولا تقترب من الصفر الا في حالات عندما تكون قيمة الاجهاد اقل ما يمكن وتبلغ (8) مع اختلاف قيم المتانة (9,18,36,72,144) وكذلك تبتعد كثيرا حسب طريقة الامكان الاعظم

عندما تكون قيم المعلمات $\alpha=0.6$, $\lambda=0.6$, $\beta=1$ وقيمة المعولية الحقيقية للانموذج الرابع هي

R= 0.7445

جدول رقم (3-9)

$R_{S,K}$ (2,4)عندما R = **0.7445** α=0.6 , λ=0.6 , β=1

(n,m)	MLE			RSS			SH		
	R^	Bias	MSE	R^	Bias	MSE	R^	bias	MSE
(9,8)	0.8022	0.0577	0.0259	0.7463	0.0018	0.0001	0.7453	0.0008	0.000
(9,16)	0.7532	0.0087	0.0157	0.7385	-0.0061	0.0028	0.7425	-0.0020	0.002
(9,32)	0.7382	-0.0063	0.0140	0.7423	-0.0022	0.0046	0.7441	-0.0004	0.003
(9,64)	0.7301	-0.0145	0.0119	0.7359	-0.0086	0.0059	0.7417	-0.0028	0.004
(9, 128)	0.7124	-0.0321	0.0111	0.7289	-0.0156	0.0066	0.7425	-0.0020	0.003
(18,8)	0.8058	0.0613	0.0185	0.7474	0.0029	0.0008	0.7472	0.0027	0.000
(18,16)	0.7762	0.0317	0.0102	0.7423	-0.0022	0.0009	0.7424	-0.0021	0.000
(18,32)	0.7632	0.0187	0.0081	0.7401	-0.0044	0.0042	0.7407	-0.0038	0.002
(18,64)	0.7367	-0.0078	0.0054	0.7336	-0.0109	0.0090	0.7398	-0.0047	0.003
(18, 128)	0.7313	-0.0132	0.0043	0.7302	-0.0143	0.0116	0.7386	-0.0060	0.003
(36,8)	0.7950	0.0505	0.0125	0.7505	0.0060	0.0009	0.7478	0.0032	0.000
(36,16)	0.7602	0.0157	0.0090	0.7504	0.0058	0.0012	0.7496	0.0051	0.001
(36,32)	0.7349	-0.0096	0.0060	0.7363	-0.0082	0.0039	0.7502	0.0057	0.002
(36,64)	0.7358	-0.0088	0.0033	0.7329	-0.0116	0.0106	0.7430	-0.0015	0.002
(36, 128)	0.7380	-0.0066	0.0027	0.7308	-0.0137	0.0183	0.7405	-0.0040	0.002
(72,8)	0.7855	0.0410	0.0121	0.7501	0.0056	0.0012	0.7491	0.0046	0.001
(72,16)	0.7594	0.0149	0.0061	0.7511	0.0066	0.0019	0.7500	0.0055	0.001
(72,32)	0.7550	0.0104	0.0034	0.7529	0.0084	0.0016	0.7520	0.0075	0.001
(72,64)	0.7522	0.0076	0.0025	0.7288	-0.0158	0.0041	0.7401	-0.0044	0.001
(72, 128)	0.7426	-0.0019	0.0016	0.7216	-0.0230	0.0208	0.7459	0.0013	0.001
(144,8)	0.7846	0.0401	0.0115	0.7497	0.0052	0.0013	0.7484	0.0039	0.001
(144,16)	0.7705	0.0260	0.0054	0.7552	0.0107	0.0025	0.7541	0.0096	0.001
(144,32)	0.7611	0.0165	0.0034	0.7615	0.0170	0.0040	0.7571	0.0126	0.002
(144,64)	0.7545	0.0100	0.0020	0.7694	0.0249	0.0036	0.7517	0.0072	0.001
(144, 128)	0.7405	-0.0040	0.0012	0.7097	-0.0349	0.0091	0.7473	0.0028	0.001

تفسير الجدول رقم (3-9) في الانموذج الرابع وحسب R(2,4)

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اقل ما يمكن(9و8) تكون المعولية (0.8022)في طريقة الامكان الاعظم عالية جدا وتفوق قيمة المعولية الحقيقية البالغ قيمتها (0.7445) و تبتعد قيمة Mseعن الصفر وتبلغ (0.0259) بينما تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة في طريقتي (التصنيف والتقليص) اذ بلغت (0.7463,0.7453) على التوالي اذ تقتربان من القيمة الحقيقية البالغ قيمتها (0.8625) كذلك الطريقتان متساويتان بقيمة Mse(0.0001).

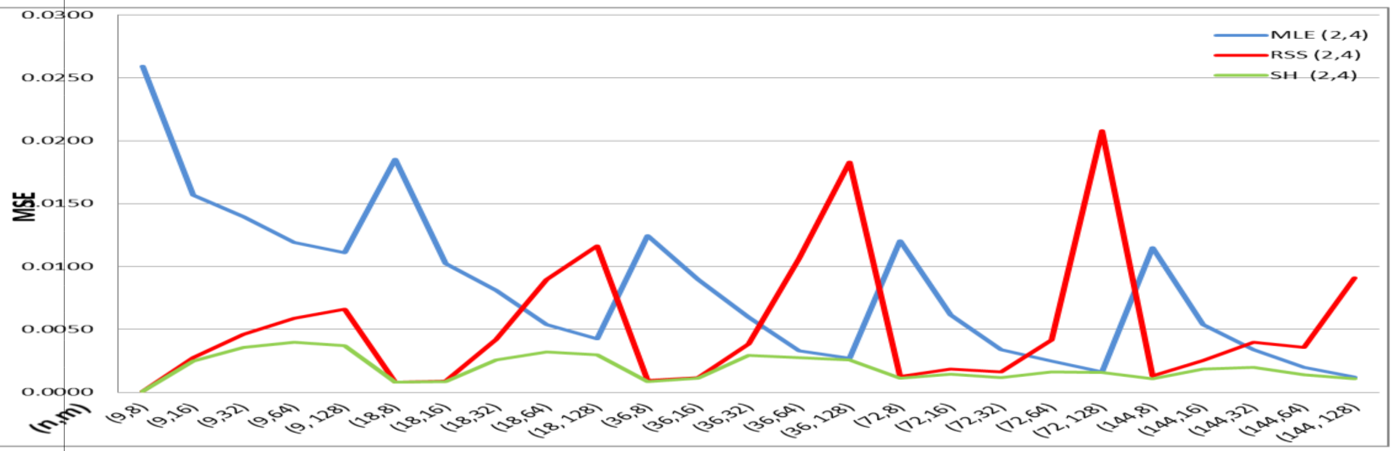
- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اعلى ما يمكن و المتانة اقل ما يمكن(9و128) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص اعلى ما يمكن اذ بلغت (0.7425) وقيمة Mse تبلغ

(0.0037) وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7124) وقيمة Mse تبلغ (0.0111). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وقيمة Mse تبلغ (0.0066) وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7289).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة مقارب الى قيم العينات الحقيقية (32و36) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص اعلى ما يمكن اذ بلغت (0.7502) وقيمة Mse تبلغ (0.0029) وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7363). وقيمة Mse تبلغ (0.0039) وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7349) وقيمة Mse تبلغ (0.0060).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اقل ما يمكن و المتانة اعلى ما يمكن(8و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم اعلى ما يمكن وتفوق قيمة المعولية الحقيقية اذ بلغت (0.7846) وقيمة Mse بعيدة عن الصفر و تبلغ (0.0115) بينما تقترب في طريقة التصنيف الى قيمة المعولية الحقيقية وتبلغ قيمتها الى (0.7497) وقيمة Mse تقترب من الصفر وتبلغ (0.0013). وبعدها تأتي طريقة التقليص وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7484) وقيمة Mse تبلغ (0.0011).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اعلى ما يمكن(128و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص مقاربة الى قيمة المعولية الحقيقية اذ بلغت (0.7473) وقيمة Mse قليلة جدا وتبلغ (0.0011) وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم اذ تبلغت قيمة المعولية فيها الى (0.7405) وقيمة Mse تبلغ (0.0012). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7097) وقيمة Mse تبلغ (0.0091).



الشكل رقم (3-8) يبين قيمةMSE للمعولية

نلاحظ عن طريق الشكل رقم (3-8) هناك تشابه كبير بين قيم طريقتي التصنيف والتقليص من حيث ابتعاد واقتراب قيم MSE عن الصفر باختلاف قيم الاجهاد والمتانة بينما نلاحظ ابتعاد قيم طريقة الامكان الاعظم عن الصفر في اغلب الحالات الا في حالات معينة تكون قيمة MSEتقترب من الصفر .

نتائج المحاكاة عند الانموذج الخامس

عندما تكون قيم المعلمات $\alpha=1.2,\ \lambda=1.2,\ \beta=1$ وقيمة المعولية الحقيقية للانموذج الخامس هي $R=0.6974$

جدول رقم (3-10)

	R^	MSE	bias	R^	MSE	Bias	R^	MSE	Bia
(9,8)	0.6525	-0.0449	0.0257	0.6943	-0.0031	0.0010	0.6957	-0.0017	0.00
(9,16)	0.6576	-0.0398	0.0174	0.6850	-0.0124	0.0031	0.6936	-0.0038	0.00
(9,32)	0.6281	-0.0693	0.0205	0.6704	-0.0270	0.0082	0.6874	-0.0099	0.00
(9,64)	0.6618	-0.0356	0.0130	0.6757	-0.0217	0.0107	0.6912	-0.0062	0.00
(9, 128)	0.6773	-0.0201	0.0111	0.6635	-0.0339	0.0126	0.6889	-0.0085	0.00
(18,8)	0.7255	0.0281	0.0158	0.7053	0.0079	0.0017	0.7045	0.0071	0.00
(18,16)	0.7139	0.0165	0.0113	0.6925	-0.0049	0.0008	0.6944	-0.0030	0.00
(18,32)	0.6858	-0.0116	0.0095	0.6868	-0.0105	0.0071	0.6948	-0.0026	0.00
(18,64)	0.6698	-0.0276	0.0098	0.6633	-0.0341	0.0160	0.6851	-0.0123	0.00
(18, 128)	0.6881	-0.0093	0.0058	0.6834	-0.0140	0.0211	0.6894	-0.0080	0.00
(36,8)	0.7221	0.0247	0.0139	0.7058	0.0084	0.0025	0.7042	0.0069	0.00
(36,16)	0.7058	0.0084	0.0094	0.7044	0.0070	0.0018	0.6980	0.0006	0.00
(36,32)	0.6831	-0.0143	0.0050	0.6845	-0.0128	0.0028	0.6858	-0.0116	0.00
(36,64)	0.6798	-0.0176	0.0035	0.6771	-0.0202	0.0163	0.6849	-0.0124	0.00
(36, 128)	0.6919	-0.0055	0.0035	0.6756	-0.0218	0.0311	0.6948	-0.0026	0.00

(72,8)	0.7255	0.0282	0.0091	0.7093	0.0119	0.0033	0.7055	0.0082	0.00
(72,16)	0.7145	0.0171	0.0079	0.7088	0.0114	0.0055	0.7068	0.0095	0.00
(72,32)	0.7061	0.0088	0.0043	0.7196	0.0222	0.0045	0.6935	-0.0039	0.00
(72,64)	0.6847	-0.0127	0.0026	0.6678	-0.0295	0.0075	0.6926	-0.0047	0.00
(72, 128)	0.7012	0.0038	0.0013	0.6523	-0.0451	0.0292	0.6974	0.0000	0.00
(144,8)	0.7484	0.0510	0.0110	0.7147	0.0174	0.0036	0.7074	0.0100	0.00
(144,16)	0.7201	0.0228	0.0068	0.7133	0.0160	0.0066	0.7125	0.0151	0.00
(144,32)	0.7089	0.0115	0.0031	0.7276	0.0302	0.0096	0.7051	0.0077	0.00
(144,64)	0.7011	0.0037	0.0017	0.7499	0.0526	0.0093	0.6948	-0.0025	0.00
(144, 128)	0.6880	-0.0094	0.0015	0.6241	-0.0732	0.0170	0.6883	-0.0091	0.00

تفسير الجدول رقم (3-10) في الانموذج الخامس وحسب R(1,3)

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اقل ما يمكن(8 و9) تكون اقل قيمة للمعولية (0.6525) في طريقة الامكان الاعظم وقيمة المعولية الحقيقية البالغ قيمتها (0.6974) و تبتعد قيمة Mse عن الصفر وتبلغ (0.0257) بينما تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة في طريقتي (التصنيف والتقليص) اذ بلغت (0.6943,0.6957) على التوالي اذ تقتربان من القيمة الحقيقية وكذلك الطريقتان متساويتان بقيمة Mse(0.0010).

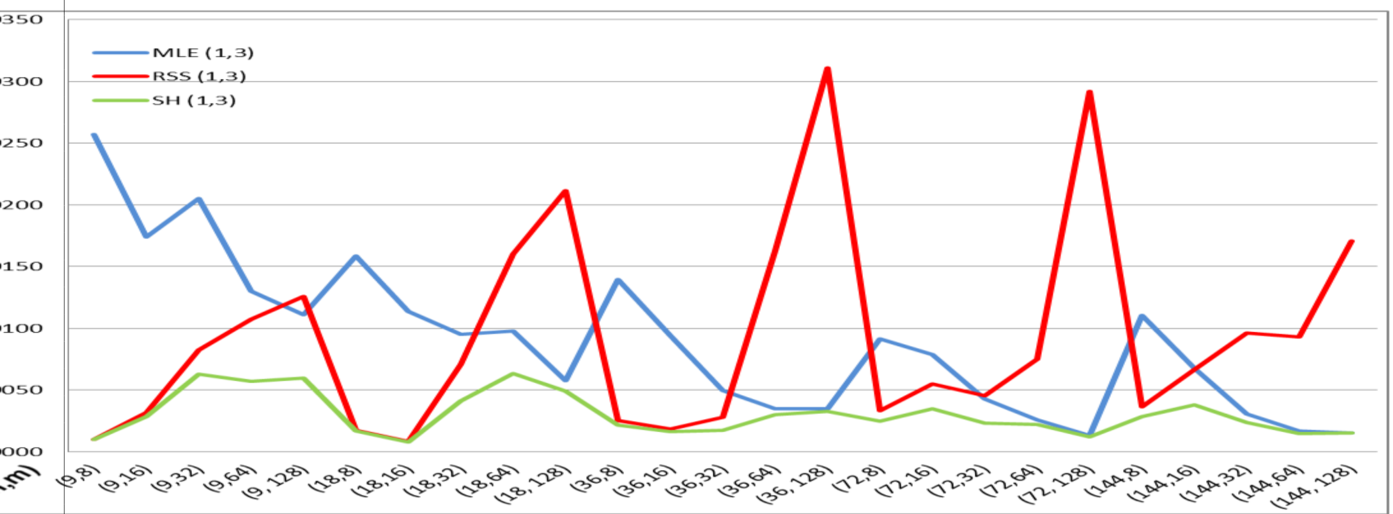
- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اعلى ما يمكن و المتانة اقل ما يمكن(128و9) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص اعلى ما يمكن اذ بلغت (0.6889) وقيمة Mse تبلغ (0.0060) وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.6773) وقيمة Mse تبلغ (0.0111). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وقيمة Mse تبلغ (0.0126) وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.6635).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة مقارب الى قيم العينات الحقيقية (32و36) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص اعلى ما يمكن اذ بلغت **(**0.6858**)** وقيمة Mse تبلغ (0.0017) وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.6845). وقيمة Mse تبلغ (0.0028) وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.6831) وقيمة Mse تبلغ (0.0050).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اقل ما يمكن و المتانة اعلى ما يمكن(8و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم اعلى ما يمكن وتفوق قيمة المعولية الحقيقية اذ بلغت **(**0.7484**)** وقيمة Mse بعيدة عن الصفر و تبلغ (0.0110) بينما تقترب في طريقة التصنيف الى قيمة المعولية الحقيقية وتبلغ قيمتها الى (0.7147) وقيمة Mse تقترب من الصفر وتبلغ

(0.0036). وبعدها تأتي طريقة التقليص وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7074) وقيمة Mse تبلغ (0.0028).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اقل ما يمكن(8 و9) تكون اقل قيمة للمعولية (0.6241) في طريقة التصنيف و تبتعد قيمة Mse عن الصفر وتبلغ (0.0015) بينما تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة في طريقتي (التصنيف والتقليص) اذ بلغت (0.6880, 0.6883) على التوالي اذ تقتربان من القيمة الحقيقية وكذلك الطريقتان متساويتان بقيمة Mse(0.0015).



الشكل رقم (3-9) يبين قيمةMSE للمعولية

نلاحظ عن طريق الشكل رقم (3-9) ان قيمة MSE في جميع الطرائق تكون اكبر من الصفر عدا طريقة التقليص تكون في معظم الحالات تقترب من الصفر عندما تكون قيمة الاجهاد اقل ما يمكن وتبلغ (8) مع اختلاف قيم المتانة (9,18,36,72,144) حسب طريقة التقليص والتصنيف بينما تبتعد كثيرا حسب طريقة الامكان الاعظم, ونلاحظ ايضا اتفاق طريقة التقليص مع طريقة الامكان الاعظم عندما تكون قيم الاجهاد اعلى ما يمكن وتبلغ (128) وتقترب قيمة MSEمن الصفرعندما تكون قيمة الاجهاد والمتانة اعلى ما يمكن (128,144)

عندما تكون قيم المعلمات α=1.2, λ=1.2, β=1 وقيمة المعولية الحقيقية(2,4 **$R_{S,K}$** للانموذج الخامس هي R=0.5415

جدول رقم (3-11)

(n,m)	MLE	RSS	SH

	R^	MSE	bias	R^	MSE	bias	R^	MSE	Bias
(9,8)	0.4908	-0.0508	0.0274	0.5382	-0.0033	0.0011	0.5403	-0.0012	0.0011
(9,16)	0.5000	-0.0415	0.0197	0.5317	-0.0098	0.0025	0.5375	-0.0040	0.0023
(9,32)	0.4708	-0.0707	0.0212	0.5212	-0.0204	0.0057	0.5310	-0.0105	0.0047
(9,64)	0.5045	-0.0370	0.0135	0.5250	-0.0166	0.0070	0.5349	-0.0066	0.0044
(9, 128)	0.5061	-0.0354	0.0123	0.5262	-0.0153	0.0079	0.5326	-0.0090	0.0049
(18,8)	0.5722	0.0306	0.0194	0.5530	0.0115	0.0031	0.5492	0.0077	0.0029
(18,16)	0.5594	0.0179	0.0130	0.5367	-0.0048	0.0009	0.5383	-0.0032	0.0008
(18,32)	0.5303	-0.0112	0.0108	0.5318	-0.0097	0.0058	0.5388	-0.0027	0.0037
(18,64)	0.5180	-0.0235	0.0102	0.5060	-0.0355	0.0113	0.5285	-0.0130	0.0056
(18, 128)	0.5331	-0.0084	0.0065	0.5267	-0.0148	0.0138	0.5332	-0.0083	0.0048
(36,8)	0.5684	0.0269	0.0168	0.5545	0.0130	0.0049	0.5489	0.0074	0.0039
(36,16)	0.5527	0.0111	0.0113	0.5490	0.0075	0.0030	0.5423	0.0008	0.0025
(36,32)	0.5277	-0.0138	0.0055	0.5280	-0.0135	0.0028	0.5292	-0.0124	0.0018
(36,64)	0.5244	-0.0171	0.0038	0.5201	-0.0214	0.0130	0.5285	-0.0130	0.0030
(36, 128)	0.5362	-0.0053	0.0040	0.5185	-0.0230	0.0219	0.5388	-0.0027	0.0035
(72,8)	0.5723	0.0308	0.0109	0.5598	0.0183	0.0071	0.5503	0.0088	0.0044
(72,16)	0.5566	0.0151	0.0093	0.5601	0.0186	0.0108	0.5518	0.0103	0.0055
(72,32)	0.5510	0.0095	0.0049	0.5656	0.0241	0.0075	0.5375	-0.0041	0.0032
(72,64)	0.5288	-0.0127	0.0029	0.5103	-0.0312	0.0073	0.5366	-0.0049	0.0024
(72, 128)	0.5457	0.0042	0.0016	0.4946	-0.0469	0.0238	0.5413	-0.0002	0.0014
(144,8)	0.5982	0.0566	0.0138	0.5689	0.0274	0.0081	0.5523	0.0108	0.0054
(144,16)	0.5615	0.0200	0.0083	0.5663	0.0248	0.0143	0.5588	0.0172	0.0060
(144,32)	0.5542	0.0127	0.0037	0.5745	0.0330	0.0184	0.5499	0.0084	0.0032
(144,64)	0.5443	0.0028	0.0019	0.5999	0.0584	0.0150	0.5389	-0.0026	0.0018
(144, 128)	0.5319	-0.0096	0.0017	0.4657	-0.0758	0.0164	0.5320	-0.0096	0.0017

تفسير الجدول رقم (3-11) في الانموذج االخامس وحسب R(2,4)

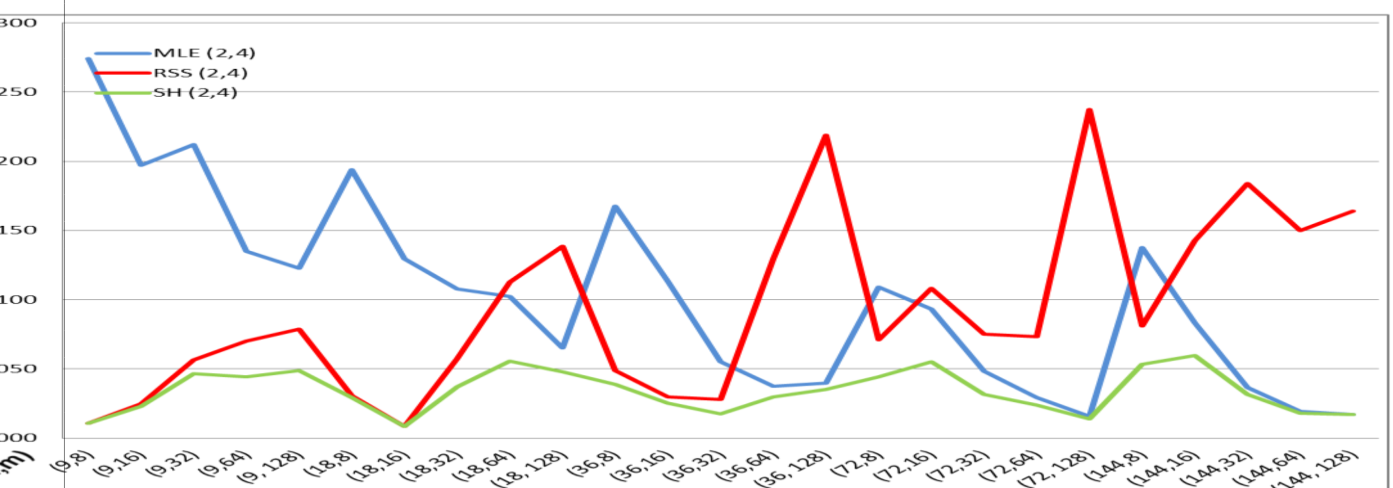
- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اقل ما يمكن(8و9) تكون المعولية قليلة جدا وتبلغ (0.4908)في طريقة الامكان الاعظم و قيمة المعولية الحقيقية البالغ قيمتها (0.5415) و تبتعد قيمة Mseعن الصفر وتبلغ (0.0274) بينما تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة في طريقتي (التصنيف والتقليص) اذ بلغت (0.5403و0.5382) على التوالي اذ تقتربان من القيمة الحقيقية كذلك الطريقتان متساويتان بقيمة Mse(0.0011).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اعلى ما يمكن و المتانة اقل ما يمكن(128و9) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص اعلى ما يمكن اذ بلغت (0.5326) وقيمة Mse تبلغ (0.0049)). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وقيمة Mse تبلغ (0.0079) وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5262).وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5061) وقيمة Mse تبلغ (0.0123).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة مقارب الى قيم العينات الحقيقية (32و36) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص اعلى ما يمكن اذ بلغت (0.5292) وقيمة Mse تبلغ (0.0018) وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5280). وقيمة Mse تبلغ (0.0028) وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5277) وقيمة Mse تبلغ (0.0055).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اقل ما يمكن و المتانة اعلى ما يمكن(8و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم اعلى ما يمكن وتفوق قيمة المعولية الحقيقية اذ بلغت (0.5982) وقيمة Mse بعيدة عن الصفر و تبلغ (0.0081) بينما تقترب في طريقة التصنيف الى قيمة المعولية الحقيقية وتبلغ قيمتها الى (0.5689) وقيمة Mse تقترب من الصفر وتبلغ (0.0013). وبعدها تأتي طريقة التقليص وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5523) وقيمة Mse تبلغ (0.0054).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اعلى ما يمكن(128و144) تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة في طريقتي (الامكان الاعظم والتقليص) اذ بلغت (0.5320 و0.5319) على التوالي اذ تقتربان من القيمة الحقيقية كذلك الطريقتان متساويتان بقيمة Mse قليلة جدا وتبلغ (0.0017)وفي طريقة التصنيف تكون قيمة المعولية قليلة تبلغ قيمتها (0.4657) و تبتعد قيمة Mseعن الصفر وتبلغ (0.0164).



الشكل رقم (3-10) يبين قيمةMSE للمعولية

نلاحظ عن طريق الشكل رقم (3-10) ان طريقتي الامكان الاعظم والتقليص تتوافقان ب قيمة MSEعندما تكون قيم المتانة عالية تتراوح بين(72,144) مع اختلاف قيم الاجهاد بينما تتوافق طريقتي التصنيف مع التقليص عندما تكون قيم المتانة قليلة تتراوح بين (9,36)باختلاف قيم الاجهاد

<u>نتائج المحاكاة عند الانموذج السادس</u>

عندما تكون قيم المعلمات$\beta=2$, $\lambda=1$, $\alpha=2$ وقيمة المعولية الحقيقية للانموذج السادس هي $R=0.9104766$

جدول رقم (3-12)

$\mathbf{R}_{S,K}$ (1,3)عندما $R = \mathbf{0.9105}$ $\alpha=2$, $\lambda=1$, $\beta=2$

(n,m)	MLE			RSS			SH		
	R^	MSE	Bias	R^	MSE	bias	R^	MSE	Bia
(9,8)	0.9426	0.0321	0.0077	0.9076	-0.0029	0.0002	0.9109	0.0004	0.00
(9,16)	0.9439	0.0334	0.0064	0.9057	-0.0048	0.0026	0.9087	-0.0018	0.00
(9,32)	0.9040	-0.0064	0.0042	0.9256	0.0151	0.0072	0.9080	-0.0025	0.00
(9,64)	0.9011	-0.0094	0.0039	0.8915	-0.0190	0.0138	0.9085	-0.0019	0.00
(9, 128)	0.9072	-0.0033	0.0030	0.9001	-0.0103	0.0171	0.9092	-0.0013	0.00
(18,8)	0.9522	0.0418	0.0063	0.9125	0.0020	0.0001	0.9111	0.0006	0.00
(18,16)	0.9346	0.0241	0.0032	0.9060	-0.0045	0.0012	0.9083	-0.0022	0.00
(18,32)	0.9021	-0.0083	0.0028	0.9197	0.0092	0.0055	0.9061	-0.0044	0.00
(18,64)	0.9050	-0.0055	0.0019	0.8983	-0.0122	0.0174	0.9089	-0.0016	0.00
(18, 128)	0.9043	-0.0062	0.0016	0.9028	-0.0077	0.0292	0.9076	-0.0029	0.00
(36,8)	0.9328	0.0223	0.0043	0.9126	0.0022	0.0002	0.9125	0.0020	0.00
(36,16)	0.9296	0.0191	0.0020	0.9156	0.0051	0.0003	0.9144	0.0039	0.00
(36,32)	0.9174	0.0070	0.0013	0.9031	-0.0074	0.0020	0.9046	-0.0059	0.00
(36,64)	0.9146	0.0041	0.0010	0.9007	-0.0098	0.0151	0.9066	-0.0039	0.00
(36, 128)	0.9063	-0.0042	0.0008	0.8981	-0.0124	0.0350	0.9111	0.0007	0.00
(72,8)	0.9362	0.0257	0.0035	0.9165	0.0061	0.0003	0.9137	0.0032	0.00
(72,16)	0.9239	0.0135	0.0017	0.9168	0.0063	0.0005	0.9156	0.0051	0.00
(72,32)	0.9180	0.0075	0.0009	0.9162	0.0057	0.0004	0.9147	0.0042	0.00
(72,64)	0.9135	0.0030	0.0006	0.8915	-0.0190	0.0068	0.9075	-0.0030	0.00
(72, 128)	0.9077	-0.0028	0.0005	0.8845	-0.0260	0.0314	0.9114	0.0009	0.00
(144,8)	0.9289	0.0184	0.0035	0.9157	0.0053	0.0003	0.9134	0.0029	0.00
(144,16)	0.9241	0.0136	0.0016	0.9162	0.0058	0.0006	0.9156	0.0051	0.00
(144,32)	0.9201	0.0096	0.0009	0.9227	0.0122	0.0010	0.9177	0.0072	0.00
(144,64)	0.9145	0.0040	0.0005	0.9275	0.0171	0.0009	0.9124	0.0019	0.00
(144, 128)	0.9138	0.0033	0.0003	0.8629	-0.0475	0.0117	0.9111	0.0007	0.00

تفسير الجدول رقم (3-12) في الانموذج السادس وحسب R(1,3)

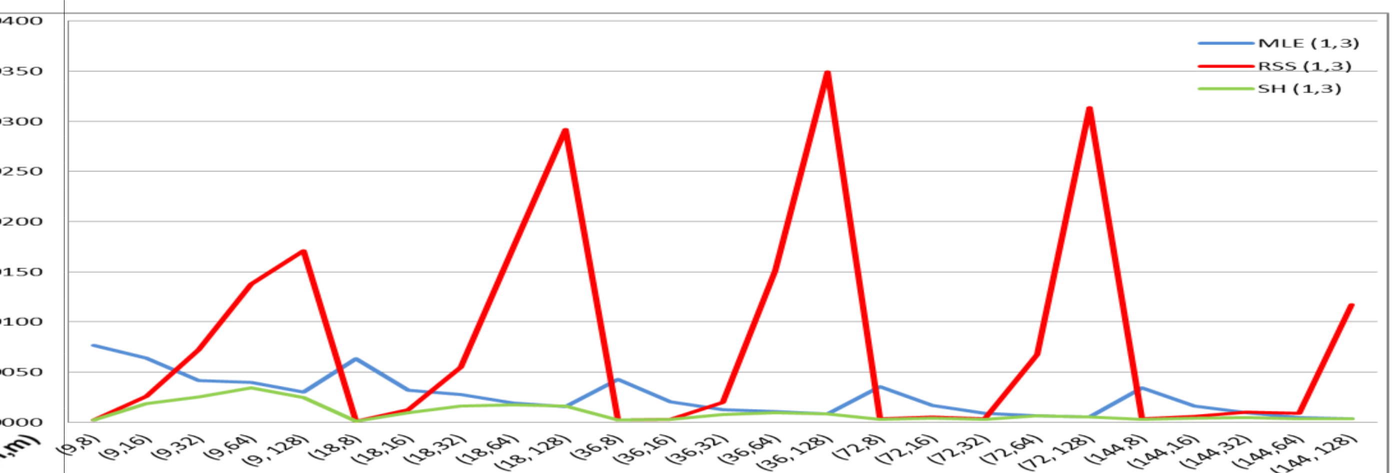
- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اقل ما يمكن(9و8) تكون المعولية (0.9426)في طريقة الامكان الاعظم عالية جدا وتفوق قيمة المعولية الحقيقية البالغ قيمتها (0.9105) و تبتعد قيمة Mseعن الصفر وتبلغ (0.0077) بينما تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة في طريقتي (التصنيف والتقليص) اذ بلغت (0.9076,0.9109) على التوالي اذ تقتربان من القيمة الحقيقية و كذلك الطريقتان متساويتان بقيمة Mse(0.0002).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اعلى ما يمكن و المتانة اقل ما يمكن(9و128) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص اعلى ما يمكن اذ بلغت (0.9092) وقيمة Mse تبلغ (0.0025) وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.9072) وقيمة

Mse تبلغ (0.0030). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وقيمة Mse تبلغ (0.0171) وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.9001).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة مقارب الى قيم العينات الحقيقية (32و36) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم هي القيمة المقاربة للمعولية الحقيقية اذ بلغت (0.9174**)** وقيمة Mse تبلغ (0.0013) بينما تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة في طريقتي (التصنيف والتقليص) اذ بلغت (0.9031,0.9046 **)** على التوالي وقيمة Mse لطريقة التقليص تبلغ (0.0008)و لطريقة التصنيف بقيمة Mse(0.0020).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اعلى ما يمكن(128و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص والتصنيف مقاربة الى قيمة المعولية الحقيقية اذ بلغت (0.9134و0.9157**)** على التوالي وقيمة Mse متساوية وقليلة جدا اذ تبلغ (0.0003) وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم اذ تبلغت قيمة المعولية فيها الى (0.9289) وقيمة Mse تبلغ (0.0006). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.8372) وقيمة Mse تبلغ (0.0184).



نلاحظ عن طريق الشكل رقم (3-11) ان قيمة MSEتقترب من الصفر في جميع حالات الاجهاد والمتانة حسب طريقتي التقليص و الامكان الاعظم مع ابتعاد قيم MSEعن الصفر حسب طريقة التصنيف الا في حالة تكون قيمة الاجهاد اقل ما يمكن وتبغ 8 تتوافق فيها طريقة التصنيف مع الطرائق الاخرى .

عندما تكون قيم المعلمات $\alpha=2$, $\lambda=1$, $\beta=2$ وقيمة المعولية الحقيقية (2,4) $R_{S,K}$ للانموذج السادس هي

R=0.8165

جدول رقم (13-3)

(n,m)	MLE			RSS			SH		
	R^	MSE	Bias	R^	MSE	bias	R^	MSE	Bias
(9,8)	0.8753	0.0588	0.0186	0.8130	-0.0035	0.0005	0.8172	0.0007	0.0005
(9,16)	0.8778	0.0613	0.0156	0.8126	-0.0039	0.0032	0.8136	-0.0029	0.0026
(9,32)	0.8428	0.0263	0.0091	0.8115	-0.0050	0.0082	0.8125	-0.0041	0.0040
(9,64)	0.8016	-0.0149	0.0087	0.7956	-0.0210	0.0136	0.8134	-0.0031	0.0057
(9, 128)	0.8114	-0.0051	0.0068	0.8056	-0.0109	0.0157	0.8144	-0.0021	0.0044
(18,8)	0.8928	0.0763	0.0169	0.8198	0.0033	0.0003	0.8180	0.0015	0.0003
(18,16)	0.8582	0.0417	0.0085	0.8111	-0.0054	0.0022	0.8130	-0.0035	0.0018
(18,32)	0.8074	-0.0091	0.0067	0.8323	0.0158	0.0076	0.8094	-0.0071	0.0030
(18,64)	0.8076	-0.0089	0.0045	0.8012	-0.0153	0.0195	0.8142	-0.0023	0.0035
(18, 128)	0.8066	-0.0099	0.0037	0.8066	-0.0099	0.0281	0.8119	-0.0046	0.0035
(36,8)	0.8549	0.0384	0.0103	0.8214	0.0049	0.0009	0.8198	0.0033	0.0008
(36,16)	0.8491	0.0326	0.0056	0.8249	0.0084	0.0011	0.8247	0.0082	0.0010
(36,32)	0.8067	-0.0098	0.0032	0.8283	0.0118	0.0035	0.8070	-0.0095	0.0016
(36,64)	0.8234	0.0069	0.0027	0.8008	-0.0157	0.0202	0.8117	-0.0048	0.0023
(36, 128)	0.8110	-0.0055	0.0021	0.7967	-0.0198	0.0383	0.8176	0.0011	0.0020
(72,8)	0.8604	0.0439	0.0089	0.8265	0.0100	0.0014	0.8235	0.0070	0.0012
(72,16)	0.8391	0.0226	0.0044	0.8271	0.0106	0.0020	0.8269	0.0104	0.0014
(72,32)	0.8289	0.0123	0.0023	0.8260	0.0095	0.0013	0.8245	0.0080	0.0009
(72,64)	0.8215	0.0050	0.0017	0.7865	-0.0301	0.0110	0.8122	-0.0043	0.0015
(72, 128)	0.8128	-0.0037	0.0013	0.7759	-0.0406	0.0404	0.8180	0.0015	0.0013
(144,8)	0.8474	0.0309	0.0083	0.8251	0.0086	0.0014	0.8227	0.0062	0.0012
(144,16)	0.8393	0.0228	0.0044	0.8273	0.0108	0.0024	0.8260	0.0094	0.0014
(144,32)	0.8324	0.0159	0.0025	0.8368	0.0203	0.0039	0.8299	0.0134	0.0016
(144,64)	0.8226	0.0061	0.0012	0.8450	0.0285	0.0031	0.8197	0.0032	0.0010
(144, 128)	0.8220	0.0055	0.0009	0.7443	-0.0722	0.0196	0.8176	0.0011	0.0009

تفسير الجدول رقم (13-3) في الانموذج السادس وحسب R(2,4)

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اقل ما يمكن(9و8) تكون المعولية عالية جدا وتبلغ (0.8753)في طريقة الامكان الاعظم و قيمة المعولية الحقيقية البالغ قيمتها (0.8165) و تبتعد قيمة Mse عن الصفر وتبلغ (0.0186) بينما تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة في طريقتي (

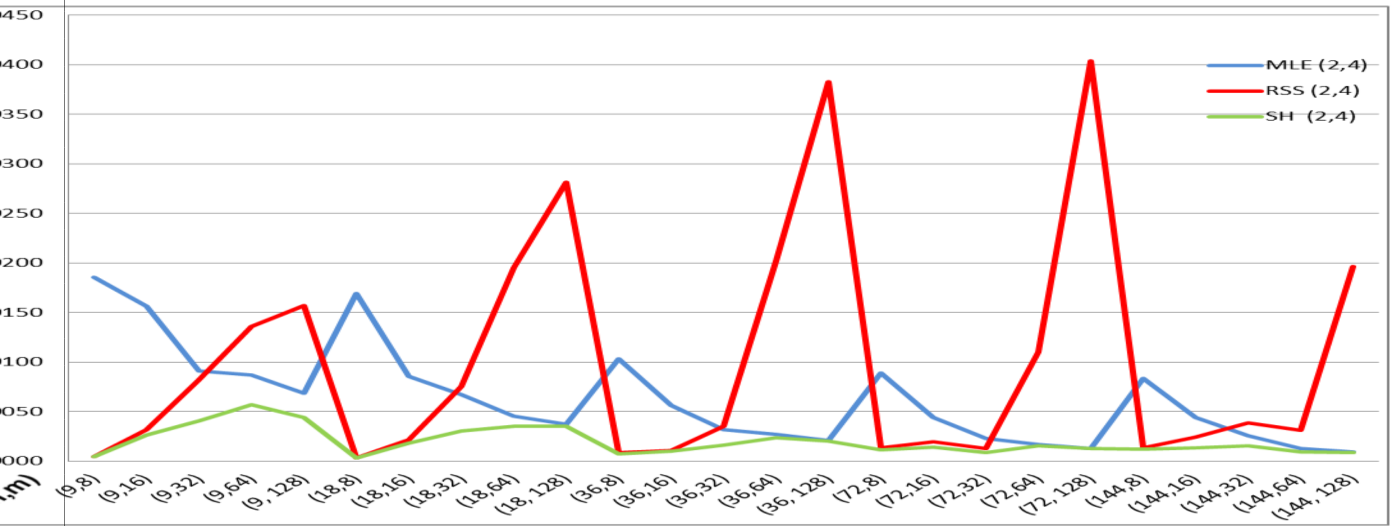
التصنيف والتقليص) اذ بلغت (0.8172 و 0.8130) على التوالي اذ تقتربان من القيمة الحقيقية وكذلك الطريقتان متساويتان بقيمة Mse(0.0005).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اعلى ما يمكن و المتانة اقل ما يمكن(128و9) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص اعلى ما يمكن اذ بلغت (0.8144) وقيمة Mse تبلغ (0.0044) وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.8114) وقيمة Mse تبلغ (0.0068). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وقيمة Mse تبلغ (0.0157) وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.8056).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة مقارب الى قيم العينات الحقيقية (32و36) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التصنيف اعلى ما يمكن اذ بلغت (0.8283) وقيمة Mse تبلغ (0.0035) وبعدها تأتي طريقة التقليص وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.8070). وقيمة Mse تبلغ (0.0035) وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.8067) وقيمة Mse تبلغ (0.0032).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اقل ما يمكن و المتانة اعلى ما يمكن(8و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم اعلى ما يمكن وتفوق قيمة المعولية الحقيقية اذ بلغت (0.8474) وقيمة Mse بعيدة عن الصفر و تبلغ (0.0083) و في طريقة التصنيف وتبلغ قيمتها الى (0.8251) وقيمة Mse تقترب من الصفر وتبلغ (0.0014). وبعدها تأتي طريقة التقليص وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.8227) وقيمة Mse تبلغ (0.0012).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اعلى ما يمكن(128و144) تكون قيمة المعولية المقدرة مقاربة الى المعولية الحقيقية في طريقة (التقليص) اذ بلغت (0.8176) Mse قليلة جدا وتبلغ (0.0009)وفي طريقة التصنيف تكون قيمة المعولية قليلة تبلغ قيمتها (0.7443) و تبتعد قيمة Mseعن الصفر وتبلغ (0.0196) وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.8220) وقيمة Mse تبلغ (0.0009).



نلاحظ عن طريق الشكل رقم (3-12) ان قيمة MSE تقترب من الصفر في طريقة الامكان الاعظم عندما تكون قيم الاجهاد اعلى ما يمكن ويبلغ 128 باختلاف قيم المتانة بينما تقترب طريقتي التصنيف والتقليص من الصفر عندما تكون قيمة الاجهاد اقل ما يمكن وتبلغ (8) مع اختلاف قيم المتانة (9,18,36,72,144)

نتائج المحاكاة عند الانموذج السابع

عندما تكون قيم المعلمات $\alpha=0.7, \lambda=0.7 , \beta=0.7$ وقيمة المعولية الحقيقية للانموذج السابع هي $R=0.75$

جدول رقم (3-14)

$R_{S,K}$ (1,3)عندما $R = 0.75$ $\alpha=0.7, \lambda=0.7 , \beta=0.7$

(n,m)	MLE			RSS			SH		
	R^	MSE	Bias	R^	MSE	Bias	R^	MSE	Bia
(9,8)	0.7045	-0.0455	0.0217	0.7433	-0.0067	0.0010	0.7451	-0.0049	0.00
(9,16)	0.7194	-0.0306	0.0175	0.7416	-0.0084	0.0017	0.7472	-0.0028	0.00
(9,32)	0.7268	-0.0232	0.0131	0.7357	-0.0143	0.0083	0.7443	-0.0057	0.00
(9,64)	0.7298	-0.0202	0.0092	0.7181	-0.0319	0.0127	0.7407	-0.0093	0.00
(9, 128)	0.7369	-0.0131	0.0086	0.7326	-0.0174	0.0147	0.7396	-0.0104	0.00
(18,8)	0.8014	0.0514	0.0180	0.7572	0.0072	0.0012	0.7566	0.0066	0.00
(18,16)	0.7376	-0.0124	0.0095	0.7407	-0.0093	0.0015	0.7447	-0.0053	0.00
(18,32)	0.7415	-0.0085	0.0076	0.7418	-0.0082	0.0071	0.7581	0.0081	0.00
(18,64)	0.7348	-0.0152	0.0064	0.7317	-0.0183	0.0165	0.7387	-0.0113	0.00
(18, 128)	0.7402	-0.0098	0.0043	0.7397	-0.0103	0.0219	0.7430	-0.0070	0.00
(36,8)	0.7797	0.0297	0.0139	0.7584	0.0084	0.0018	0.7566	0.0066	0.00
(36,16)	0.7616	0.0116	0.0096	0.7576	0.0076	0.0020	0.7576	0.0076	0.00
(36,32)	0.7401	-0.0099	0.0037	0.7402	-0.0098	0.0023	0.7523	0.0023	0.00
(36,64)	0.7327	-0.0173	0.0047	0.7301	-0.0199	0.0178	0.7382	-0.0118	0.00

(36, 128)	0.7391	-0.0109	0.0030	0.7262	-0.0238	0.0325	0.7416	-0.0084	0.00
(72,8)	0.7858	0.0358	0.0104	0.7585	0.0085	0.0022	0.7572	0.0072	0.00
(72,16)	0.7649	0.0149	0.0047	0.7629	0.0129	0.0040	0.7610	0.0110	0.00
(72,32)	0.7714	0.0214	0.0037	0.7577	0.0077	0.0031	0.7475	-0.0025	0.00
(72,64)	0.7569	0.0069	0.0023	0.7203	-0.0297	0.0080	0.7473	-0.0027	0.00
(72, 128)	0.7524	0.0024	0.0014	0.7056	-0.0444	0.0315	0.7477	-0.0023	0.00
(144,8)	0.7883	0.0383	0.0095	0.7622	0.0122	0.0026	0.7603	0.0103	0.00
(144,16)	0.7705	0.0205	0.0060	0.7644	0.0144	0.0046	0.7620	0.0120	0.00
(144,32)	0.7540	0.0040	0.0030	0.7735	0.0235	0.0069	0.7470	-0.0030	0.00
(144,64)	0.7568	0.0068	0.0017	0.8008	0.0508	0.0076	0.7533	0.0033	0.00
(144, 128)	0.7519	0.0019	0.0009	0.6769	-0.0731	0.0167	0.7484	-0.0016	0.00

تفسير الجدول رقم (3-14) في الانموذج السابع وحسب R(1,3)

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اقل ما يمكن(8و9) تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة في طريقتي (التصنيف والتقليص) اذ بلغت **(0.7451, 0.7433)** على التوالي و كذلك الطريقتان متساويتان بقيمة Mse(0.0010).

تكون المعولية (0.7045)في طريقة الامكان الاعظم قليلة جدا وتبتعد عن قيمة المعولية الحقيقية البالغ قيمتها (0.75) و تبتعد قيمة Mseعن الصفر وتبلغ (0.0217)

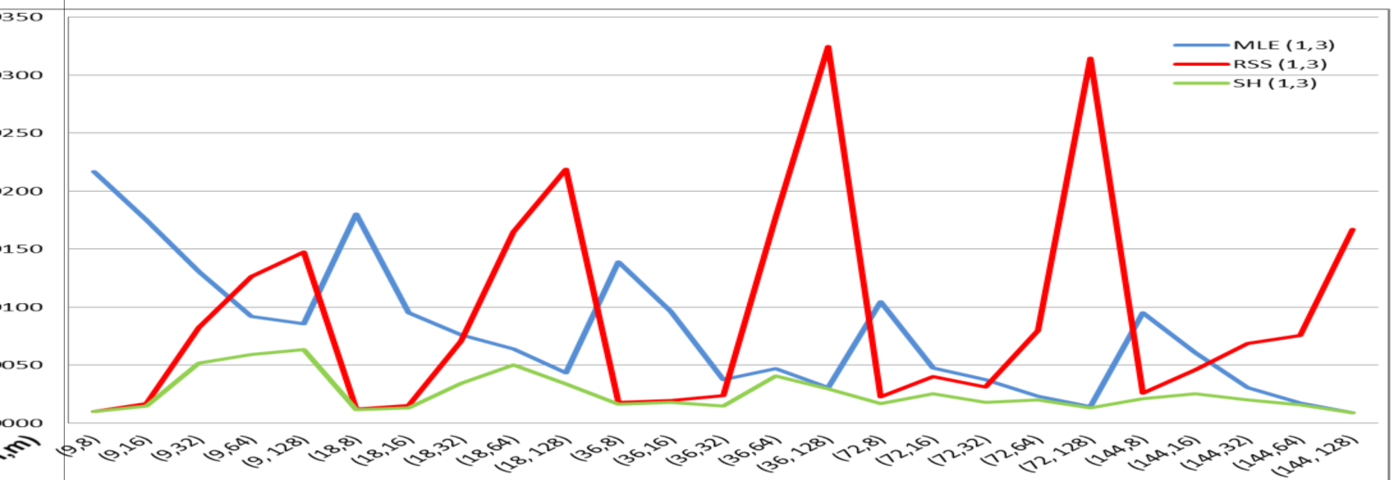
- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اعلى ما يمكن و المتانة اقل ما يمكن(128و9) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص اعلى ما يمكن اذ بلغت (0.7396) وقيمة Mse تبلغ (0.0063) وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7326) وقيمة Mse تبلغ (0.0147). وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وقيمة Mse تبلغ (0.0086) وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7369).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة مقارب الى قيم العينات الحقيقية (32و36) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص هي القيمة المقاربة للمعولية الحقيقية اذ بلغت **(0.7523)** وقيمة Mse تبلغ (0.0015) بينما تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة في طريقتي (التصنيف والامكان الاعظم) اذ بلغت **(0.7401, 0.7402)** على التوالي و كذلك الطريقتان متقاربتان بقيمة Mse(0.0037و0.0023) على التوالي .

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اقل ما يمكن و المتانة اعلى ما يمكن(8و144) تكون اعلى قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم مساوية الى **(0.7883)** وقيمة Mse بعيدة عن الصفر و تبلغ (0.0095) و بعدها في طريقة التصنيف وتبلغ قيمتها الى (0.7622) وقيمة Mse تقترب

من الصفر وتبلغ (0.0026). وبعدها تأتي طريقة التقليص وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7603) وقيمة Mse تبلغ (0.0021).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اعلى ما يمكن(128و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم   مساوية   (0.7519) وقيمة Mse تبلغ (0.0009) وبعدها تأتي طريقة التقليص اذ تبلغت قيمة المعولية فيها الى (0.7484) وقيمة Mse تبلغ (0.0009). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.6769) وقيمة Mse تبلغ (0.0167).



نلاحظ عن طريق الشكل رقم (3-13) ان قيمة MSEتقترب من الصفر عندما تكون قيمة الاجهاد اقل ما يمكن وتبلغ (8) مع اختلاف قيم المتانة (9,18,36,72,144) حسب طريقة التقليص والتصنيف بينما تبتعد كثيرا حسب طريقة الامكان الاعظم ,ونلاحظ ايضا اتفاق طريقة التقليص مع طريقة الامكان الاعظم عندما تكون قيم الاجهاد اعلى ما يمكن وتبلغ (128) وتقترب قيمة MSEمن الصفرعندما تكون قيمة الاجهاد والمتانة اعلى ما يمكن (128,144)

عندما تكون قيم المعلمات$\alpha=0.7, \lambda=0.7$, $\beta=0.7$ وقيمة المعولية الحقيقية للانموذج السابع هي $R=0.6$

جدول رقم (3-15)

$R_{S,K}$ (2,4)عندما   R = **0.6** $\alpha=0.7, \lambda=0.7$, $\beta=0.7$

(n,m)	MLE			RSS			SH		
	R^	MSE	Bias	R^	MSE	bias	R^	MSE	Bia
(9,8)	0.5482	-0.0518	0.0263	0.5934	-0.0066	0.0011	0.5943	-0.0057	0.00
(9,16)	0.5649	-0.0351	0.0209	0.5926	-0.0074	0.0017	0.5967	-0.0033	0.00
(9,32)	0.5737	-0.0263	0.0164	0.5892	-0.0108	0.0064	0.5934	-0.0066	0.00

(9,64)	0.5640	-0.0360	0.0116	0.5834	-0.0166	0.0088	0.5892	-0.0108	0.00
(9, 128)	0.5801	-0.0199	0.0114	0.5881	-0.0119	0.0099	0.5893	-0.0107	0.00
(18,8)	0.6622	0.0622	0.0248	0.6114	0.0114	0.0024	0.6077	0.0077	0.00
(18,16)	0.5858	-0.0142	0.0121	0.5911	-0.0089	0.0016	0.5939	-0.0061	0.00
(18,32)	0.5902	-0.0098	0.0105	0.6094	0.0094	0.0064	0.5928	-0.0072	0.00
(18,64)	0.5830	-0.0170	0.0081	0.5827	-0.0173	0.0129	0.5870	-0.0130	0.00
(18, 128)	0.5904	-0.0096	0.0058	0.5887	-0.0113	0.0159	0.5919	-0.0081	0.00
(36,8)	0.6351	0.0351	0.0191	0.6108	0.0108	0.0041	0.6098	0.0098	0.00
(36,16)	0.6136	0.0136	0.0121	0.6107	0.0107	0.0040	0.6088	0.0088	0.00
(36,32)	0.5886	-0.0114	0.0049	0.5901	-0.0099	0.0027	0.6026	0.0026	0.00
(36,64)	0.5828	-0.0172	0.0058	0.5772	-0.0228	0.0157	0.5864	-0.0136	0.00
(36, 128)	0.5886	-0.0114	0.0040	0.5727	-0.0273	0.0252	0.5903	-0.0097	0.00
(72,8)	0.6425	0.0425	0.0147	0.6146	0.0146	0.0053	0.6084	0.0084	0.00
(72,16)	0.6153	0.0153	0.0066	0.6176	0.0176	0.0090	0.6151	0.0151	0.00
(72,32)	0.6092	0.0092	0.0049	0.6253	0.0253	0.0060	0.5971	-0.0029	0.00
(72,64)	0.6081	0.0081	0.0031	0.5661	-0.0339	0.0085	0.5966	-0.0034	0.00
(72, 128)	0.6028	0.0028	0.0019	0.5499	-0.0501	0.0279	0.5975	-0.0025	0.00
(144,8)	0.6459	0.0459	0.0143	0.6178	0.0178	0.0064	0.6142	0.0142	0.00
(144,16)	0.6169	0.0169	0.0086	0.6242	0.0242	0.0110	0.6178	0.0178	0.00
(144,32)	0.6040	0.0040	0.0040	0.6279	0.0279	0.0150	0.5966	-0.0034	0.00
(144,64)	0.6075	0.0075	0.0024	0.6618	0.0618	0.0140	0.6038	0.0038	0.00
(144, 128)	0.6022	0.0022	0.0012	0.5185	-0.0815	0.0179	0.5980	-0.0020	0.00

تفسير الجدول رقم (3-15) في الانموذج السابع وحسب R(2,4)

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اقل ما يمكن(8و9) تكون المعولية عالية جدا وتبلغ (0.5943)في طريقة التقليص وتقترب عن قيمة المعولية الحقيقية البالغ قيمتها (0.6) و قيمة Mse وتبلغ (0.0011) وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5934). وقيمة Mse تبلغ (0.0011) وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5482) وقيمة Mse تبلغ (0.0263).

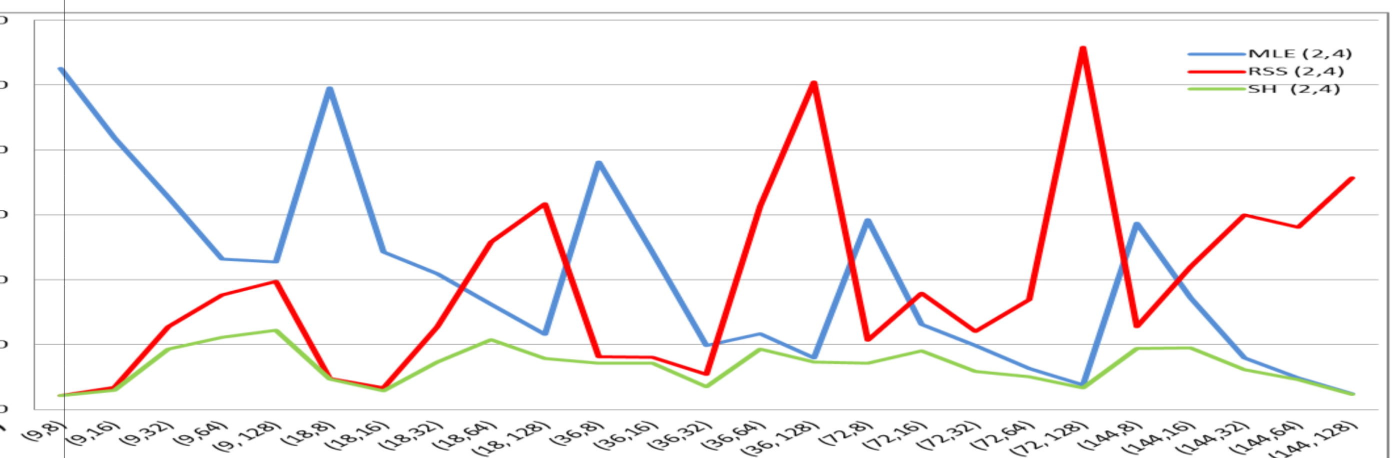
- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اعلى ما يمكن و المتانة اقل ما يمكن(128و9 تكون المعولية عالية جدا وتبلغ (0.5893)في طريقة التقليص وتقترب عن قيمة المعولية الحقيقية البالغ قيمتها (0.6) و قيمة Mse وتبلغ (0.0061) وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5881). وقيمة Mse تبلغ (0.0099) وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5801) وقيمة Mse تبلغ (0.0114).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة مقارب الى قيم العينات الحقيقية (32و36) قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص بلغت (0.6026) وقيمة Mse تبلغ (0.0018) وبعدها تأتي طريقة

التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5901). وقيمة Mse تبلغ (0.0027) وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5886) وقيمة Mse تبلغ (0.0049).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اقل ما يمكن و المتانة اعلى ما يمكن(8و144) تكون اعلى قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم مساوية الى (0.6459) وقيمة Mse تبلغ (0.0143) وبعدها تأتي طريقة التقليص وقيمة Mse تبلغ (0.0064) وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.6142). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.6142) وقيمة Mse تبلغ (0.0047).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اعلى ما يمكن(128و144)) تكون قيمة المعولية المقدرة مقاربة للقيمة الحقيقية في طريقة الامكان الاعظم والتقليص مساوية الى (0.6022و0.5980)على التوالي وقيمة متساوية ل Mse تبلغ (0.0012) وبعدها تأتي طريقة التصنيف وقيمة Mse تبلغ (0.0179) وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5185).



نلاحظ عن طريق الشكل رقم (3-14) ابتعاد جميع قيم MSE عن الصفر في جميع طرائق التقدير وان قيمة MSEتقترب من الصفر عندما تكون قيمة الاجهاد اقل ما يمكن وتبلغ (8) مع اختلاف قيم المتانة (9,18,36,72,144) حسب طريقة التقليص والتصنيف بينما تبتعد كثيرا حسب طريقة الامكان الاعظم ,ونلاحظ ايضا اتفاق طريقة التقليص مع طريقة الامكان الاعظم عندما تكون قيم الاجهاد اعلى ما يمكن وتبلغ (128) وتقترب قيمة MSEمن الصفرعندما تكون قيمة الاجهاد والمتانة اعلى ما يمكن (128,144)

توزيع باريتو

نتائج المحاكاة عند الانموذج الاول

$R_{S,K}$ (1,3)عندما **R =0.75** $\alpha=1.59$, $\theta=2$, $\gamma=2$

جدول رقم (16-3)

(n,m)	MLE			RSS			SH		
	R^	bias	MSE	R^	Bias	MSE	R^	bias	MS
(9,8)	0.7257	-0.0243	0.0250	0.7475	-0.0025	0.0010	0.7472	-0.0028	0.001
(9,16)	0.7465	-0.0035	0.0191	0.7346	-0.0154	0.0080	0.7374	-0.0126	0.006
(9,32)	0.7185	-0.0315	0.0134	0.7323	-0.0177	0.0106	0.7262	-0.0238	0.006
(9,64)	0.7267	-0.0233	0.0147	0.7314	-0.0186	0.0117	0.7293	-0.0207	0.006
(9, 128)	0.7250	-0.0250	0.0086	0.7305	-0.0195	0.0128	0.7273	-0.0227	0.004
(18,8)	0.7622	0.0122	0.0139	0.7561	0.0061	0.0010	0.7564	0.0064	0.001
(18,16)	0.7290	-0.0210	0.0092	0.7420	-0.0080	0.0016	0.7400	-0.0100	0.001
(18,32)	0.7327	-0.0173	0.0083	0.7297	-0.0203	0.0075	0.7311	-0.0189	0.003
(18,64)	0.7479	-0.0021	0.0051	0.7186	-0.0314	0.0170	0.7418	-0.0082	0.004
(18, 128)	0.7392	-0.0108	0.0045	0.7117	-0.0383	0.0248	0.7349	-0.0151	0.003
(36,8)	0.7402	-0.0098	0.0152	0.7585	0.0085	0.0019	0.7567	0.0067	0.001
(36,16)	0.7427	-0.0073	0.0055	0.7584	0.0084	0.0011	0.7556	0.0056	0.000
(36,32)	0.7486	-0.0014	0.0048	0.7341	-0.0159	0.0032	0.7399	-0.0101	0.001
(36,64)	0.7416	-0.0084	0.0042	0.7048	-0.0452	0.0187	0.7354	-0.0146	0.003
(36, 128)	0.7455	-0.0045	0.0028	0.6863	-0.0637	0.0347	0.7397	-0.0103	0.002
(72,8)	0.7629	0.0129	0.0087	0.7598	0.0098	0.0024	0.7604	0.0104	0.002
(72,16)	0.7380	-0.0120	0.0062	0.7675	0.0175	0.0039	0.7561	0.0061	0.002
(72,32)	0.7511	0.0011	0.0038	0.7698	0.0198	0.0028	0.7617	0.0117	0.001
(72,64)	0.7453	-0.0047	0.0023	0.7131	-0.0369	0.0086	0.7400	-0.0100	0.002
(72, 128)	0.7478	-0.0022	0.0014	0.6563	-0.0937	0.0396	0.7454	-0.0046	0.001
(144,8)	0.7503	0.0003	0.0094	0.7599	0.0099	0.0025	0.7580	0.0080	0.002
(144,16)	0.7538	0.0038	0.0058	0.7695	0.0195	0.0048	0.7625	0.0125	0.003
(144,32)	0.7499	-0.0001	0.0030	0.7846	0.0346	0.0076	0.7597	0.0097	0.002
(144,64)	0.7478	-0.0022	0.0016	0.7912	0.0412	0.0062	0.7567	0.0067	0.001
(144, 128)	0.7527	0.0027	0.0012	0.6755	-0.0745	0.0163	0.7503	0.0003	0.001

تفسير الجدول رقم (16-3) في الانموذج الاول وحسب R(1,3)

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اقل ما يمكن(8و9) تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة جدا في طريقتي (التصنيف والتقليص) اذ بلغت (0.7472, 0.7475) على التوالي اذ تقتربان من القيمة الحقيقية البالغ قيمتها (0.75) وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7257) و تقترب كذلك الطريقتين المذكورتين التصنيف والتقليص بقيمة Mse

وتكون الاقل(0.0010) قيمة بينما تبتعد كثيرا طريقة الامكان الاعظم اذ تبلغ قيمة Mse الى (0.025) .

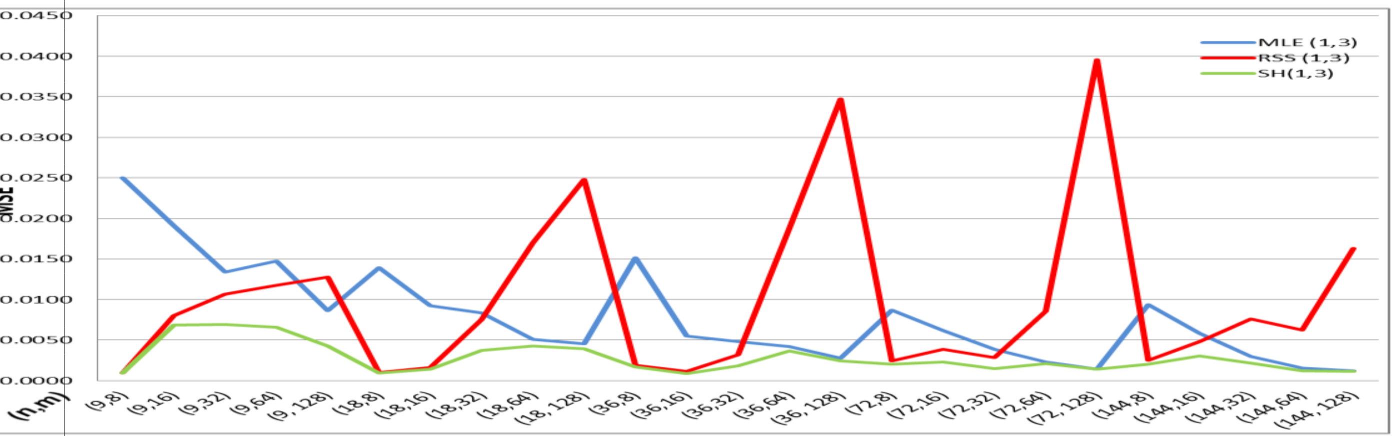
- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اعلى ما يمكن و المتانة اقل ما يمكن(128و9) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التصنيف مساوية الى (0.7305) اذ تبلغ قيمة Mse الى (0.0128).وبعدها تأتي طريقة التقليص وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7273). تبلغ قيمة Mse الى (0.0128 وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتكون قيمة المعولية فيها اقل مساوية الى (0.7250) تبلغ قيمة Mse الى (0.0086) .

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة مقارب الى قيم العينات الحقيقية (32و36) تكون قيمة المعولية المقدرة في جميع الطرائق متقاربة فيما بينها وتقترب من القيمة الحقيقية اذ بلغت معولية طريقة االامكان الاعظم الى (0.7486)). تبلغ قيمة Mse الى (0.0048) تليها معولية طريقة التقليص (0.7399) تبلغ قيمة Mse الى (0.0018) ومن ثم طريقة التصنيف (0.7401) تبلغ قيمة Mse الى (0.0032)

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اقل ما يمكن و المتانة اعلى ما يمكن(8و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التصنيف مساوية الى (0.7599) اذ تبلغ قيمة Mse الى (0.0025).وبعدها تأتي طريقة التقليص وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7580). تبلغ قيمة Mse الى (0.0020) وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتكون قيمة المعولية فيها اقل مساوية الى (0.7503) تبلغ قيمة Mse الى (0.0094) .

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اعلى ما يمكن(128و144) تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة جدا في طريقتي (الامكان الاعظم والتقليص) اذ بلغت (0.7503 ,0.7527) على التوالي اذ تقتربان من القيمة الحقيقية البالغ قيمتها (0.75) وقيمة Mseتكون متساوية بالطريقتين اذ تبلغ (0.0012) وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتكون اقل بكثير من الطريقتين السابقتين اذ تبلغ قيمة

المعولية فيها الى (0.6755) و تبتعد كثيرا طريقة التصنيف اذ تبلغ قيمة Mse الى (0.0163)



نلاحظ عن طريق الشكل رقم (3-15) تموج قيمة MSE لكل من الطرائق المذكورة اذ تقترب من الصفر عندما تكون قيمة الاجهاد اقل ما يمكن وتبلغ (8) مع اختلاف قيم المتانة (9,18,36,72,144) حسب طريقة التقليص والتصنيف بينما تبتعد كثيرا حسب طريقة الامكان الاعظم , وتقترب قيمة MSEمن الصفرعندما تكون قيمة الاجهاد والمتانة اعلى ما يمكن .

جدول رقم (3-17)

$R_{S,K}$ (2,4)عندما   R=0.6 α=1.59 , θ=2 , γ=2

(n,m)	MLE			RSS			SH		
	R^	bias	mse	R^	Bias	mse	R^	bias	mse
(9,8)	0.5924	-0.0076	0.0314	0.5978	-0.0022	0.0012	0.5978	-0.0022	0.0012
(9,16)	0.6117	0.0117	0.0241	0.5863	-0.0137	0.0064	0.5899	-0.0101	0.0058
(9,32)	0.5743	-0.0257	0.0160	0.5848	-0.0152	0.0078	0.5816	-0.0184	0.0060
(9,64)	0.5840	-0.0160	0.0160	0.5844	-0.0156	0.0083	0.5842	-0.0158	0.0054
(9, 128)	0.5780	-0.0220	0.0103	0.5838	-0.0162	0.0089	0.5810	-0.0190	0.0038
(18,8)	0.6278	0.0278	0.0206	0.6085	0.0085	0.0020	0.6100	0.0100	0.0019
(18,16)	0.5832	-0.0168	0.0117	0.5914	-0.0086	0.0018	0.5903	-0.0097	0.0016
(18,32)	0.5870	-0.0130	0.0106	0.5804	-0.0196	0.0069	0.5831	-0.0169	0.0039
(18,64)	0.6020	0.0020	0.0066	0.5722	-0.0278	0.0131	0.5925	-0.0075	0.0047
(18, 128)	0.5914	-0.0086	0.0058	0.5678	-0.0322	0.0175	0.5855	-0.0145	0.0044
(36,8)	0.6018	0.0018	0.0195	0.6127	0.0127	0.0042	0.6109	0.0109	0.0036
(36,16)	0.5965	-0.0035	0.0074	0.6114	0.0114	0.0022	0.6079	0.0079	0.0016
(36,32)	0.6026	0.0026	0.0063	0.5830	-0.0170	0.0034	0.5900	-0.0100	0.0021
(36,64)	0.5937	-0.0063	0.0052	0.5572	-0.0428	0.0163	0.5853	-0.0147	0.0042
(36, 128)	0.5973	-0.0027	0.0036	0.5437	-0.0563	0.0269	0.5895	-0.0105	0.0030
(72,8)	0.6233	0.0233	0.0126	0.6154	0.0154	0.0060	0.6179	0.0179	0.0043
(72,16)	0.5914	-0.0086	0.0079	0.6262	0.0262	0.0088	0.6078	0.0078	0.0041
(72,32)	0.6047	0.0047	0.0052	0.6270	0.0270	0.0054	0.6157	0.0157	0.0024

(72,64)	0.5965	-0.0035	0.0030	0.5611	-0.0389	0.0090	0.5893	-0.0107	0.0026
(72, 128)	0.5987	-0.0013	0.0019	0.5115	-0.0885	0.0343	0.5950	-0.0050	0.0018
(144,8)	0.6093	0.0093	0.0133	0.6158	0.0158	0.0063	0.6138	0.0138	0.0045
(144,16)	0.6097	0.0097	0.0078	0.6306	0.0306	0.0119	0.6177	0.0177	0.0055
(144,32)	0.6026	0.0026	0.0040	0.6517	0.0517	0.0171	0.6120	0.0120	0.0033
(144,64)	0.5988	-0.0012	0.0021	0.6570	0.0570	0.0126	0.6070	0.0070	0.0018
(144, 128)	0.6042	0.0042	0.0016	0.5211	-0.0789	0.0171	0.6004	0.0004	0.0015

تفسير الجدول رقم (3-17) في الانموذج الاول وحسب R(2,4)

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اقل ما يمكن(8و9) تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة في جميع الطرائق اذ تكون متساوية تماما في طريقتي (التصنيف والتقليص) اذ بلغت **(0.5978)** و تقتربان من القيمة الحقيقية البالغ قيمتها **(0.60)** كذلك الطريقتان متساويتان بقيمة Mse (0.0012) بينما تبتعد قيمة Mse(0.0314) في طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5924).

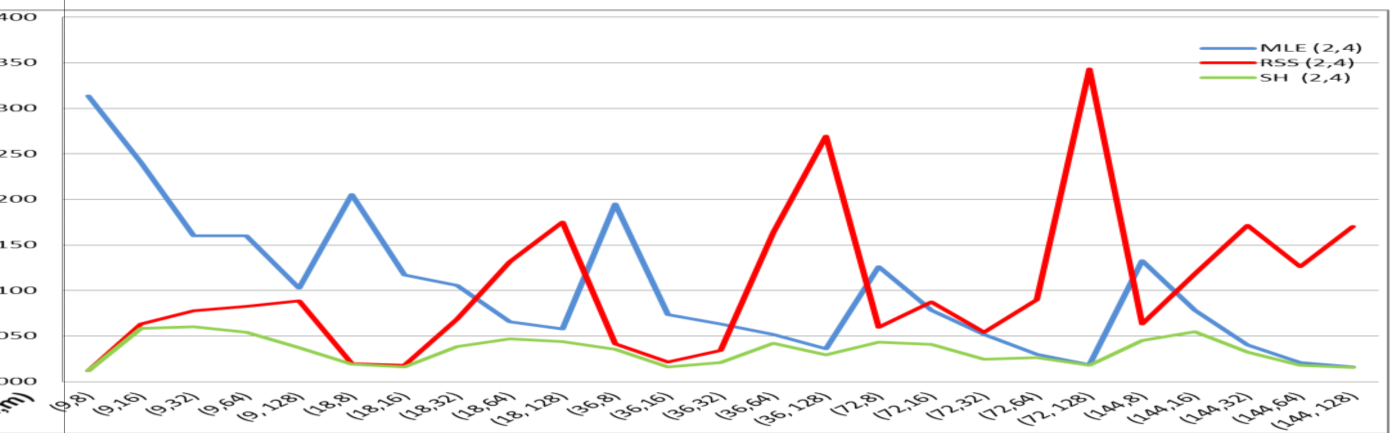
- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اعلى ما يمكن و المتانة اقل ما يمكن(128و9) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التصنيف اعلى ما يمكن اذ بلغت **(0.5838)** واقل قيمة Mseمساوية الى (0.0089) وبعدها تأتي طريقة التقليص وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5810)و قيمة Mse مساوية الى (0.0038) وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5780) وتبتعد قيمة Mse وتكون مساوية الى (0.0103).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة مقارب الى قيم العينات الحقيقية (32و36) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم اعلى ما يمكن اذ بلغت **(0.6026)** وقيمة Mse مساوية الى (0.0063) وبعدها تأتي طريقة التقليص وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5900). وقيمة Mseمساوية الى (0.0021) وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5830) وقيمة Mseمساوية الى (0.0034) .

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اقل ما يمكن و المتانة اعلى ما يمكن(8و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التصنيف اعلى ما يمكن وتفوق قيمة المعولية الحقيقية اذ بلغت **(0.6158)** وقيمة Mse تكزن عالية مساوية الى (0.0063) بينما تقل قيمة Mseمساوية الى (0.0045)في طريقة التقليص وقيمة المعولية تبلغ قيمتها الى (0.6138) وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم اذ تقترب من المعولية الحقيقية وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.6158) و تقل قيمة Mseمساوية الى (0.0063).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اعلى ما يمكن(128و144) تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة جدا في طريقتي (الامكان الاعظم والتقليص) اذ بلغت (0.6004و 0.6042) على التوالي اذ تقتربان من القيمة الحقيقية البالغ قيمتها (0.60) وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتكون اقل بكثير من الطريقتين السابقتين اذ تبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5211) و تكون الطريقتين المذكورتين الامكان الاعظم والتقليص هي الافضل لانها تحتوي على اقل Mse و تقترب كذلك الطريقتين المذكورتين الامكان الاعظم والتقليص بقيمة Mse وتكون الاقل(0.0015 و 0.0016) قيمة بينما تبتعد كثيرا طريقة التصنيف اذ تبلغ قيمة Mse الى (0.0171).

الشكل ادناه يوضح ما تم تفسيره بالجدول



نلاحظ عن طريق الشكل رقم (3-16) تلتقي قيم MSE عند الطريقتين التقليص والتصنيف عندما تكون قيم المتانة تتراوح ما بين (9,36) وبمختلف قيم الاجهاد بينما تلتقي قيم MSE للطريقتين التقليص مع الامكان الاعظم عندما تكون قيم المتانة تتراوح بين (72,144) بمختلف قيم الاجهاد .

<u>نتائج المحاكاة عند الانموذج الثاني</u>

R=**0.75** $\alpha=1.59$, $\theta=1$, $\gamma=1$ عندما(1,3) **$R_{S,K}$**

جدول رقم (3-18)

(n,m)	MLE			RSS			SH		
	R^	MSE	bias	R^	MSE	bias	R^	MSE	bias
(9,8)	0.7423	-0.0077	0.0199	0.7415	-0.0085	0.0025	0.7415	-0.0085	0.002
(9,16)	0.7279	-0.0221	0.0130	0.7394	-0.0106	0.0041	0.7366	-0.0134	0.003
(9,32)	0.7193	-0.0307	0.0189	0.7335	-0.0165	0.0092	0.7289	-0.0211	0.006
(9,64)	0.7370	-0.0130	0.0080	0.7311	-0.0189	0.0120	0.7346	-0.0154	0.004

(9, 128)	0.7362	-0.0138	0.0124	0.7289	-0.0211	0.0150	0.7330	-0.0170	0.007
(18,8)	0.7609	0.0109	0.0123	0.7554	0.0054	0.0008	0.7557	0.0057	0.000
(18,16)	0.7512	0.0012	0.0084	0.7417	-0.0083	0.0019	0.7430	-0.0070	0.001
(18,32)	0.7474	-0.0026	0.0080	0.7283	-0.0217	0.0090	0.7385	-0.0115	0.004
(18,64)	0.7288	-0.0212	0.0069	0.7172	-0.0328	0.0183	0.7256	-0.0244	0.005
(18, 128)	0.7329	-0.0171	0.0048	0.7116	-0.0384	0.0250	0.7295	-0.0205	0.004
(36,8)	0.7501	0.0001	0.0107	0.7576	0.0076	0.0015	0.7564	0.0064	0.001
(36,16)	0.7473	-0.0027	0.0054	0.7591	0.0091	0.0017	0.7568	0.0068	0.001
(36,32)	0.7455	-0.0045	0.0052	0.7315	-0.0185	0.0042	0.7376	-0.0124	0.002
(36,64)	0.7546	0.0046	0.0038	0.7015	-0.0485	0.0210	0.7496	-0.0004	0.003
(36, 128)	0.7382	-0.0118	0.0028	0.6844	-0.0656	0.0369	0.7348	-0.0152	0.002
(72,8)	0.7489	-0.0011	0.0122	0.7595	0.0095	0.0023	0.7576	0.0076	0.001
(72,16)	0.7574	0.0074	0.0056	0.7674	0.0174	0.0039	0.7634	0.0134	0.002
(72,32)	0.7471	-0.0029	0.0032	0.7722	0.0222	0.0034	0.7592	0.0092	0.001
(72,64)	0.7470	-0.0030	0.0018	0.7114	-0.0386	0.0091	0.7436	-0.0064	0.001
(72, 128)	0.7475	-0.0025	0.0014	0.6570	-0.0930	0.0392	0.7475	-0.0025	0.001
(144,8)	0.7467	-0.0033	0.0101	0.7598	0.0098	0.0024	0.7570	0.0070	0.001
(144,16)	0.7490	-0.0010	0.0046	0.7690	0.0190	0.0046	0.7590	0.0090	0.001
(144,32)	0.7505	0.0005	0.0028	0.7846	0.0346	0.0076	0.7590	0.0090	0.002
(144,64)	0.7527	0.0027	0.0017	0.7934	0.0434	0.0066	0.7609	0.0109	0.001
(144, 128)	0.7565	0.0065	0.0009	0.6785	-0.0715	0.0151	0.7533	0.0033	0.000

تفسير الجدول رقم (3-18) في الانموذج الثاني وحسب R(1,3)

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اقل ما يمكن(8و9) تكون قيمة المعولية المقدرة متساوية في طريقتي (التصنيف والتقليص) اذ بلغت (0.7415) على التوالي اذ تقتربان من القيمة الحقيقية البالغ قيمتها (**0.75**) كذلك الطريقتان متساويتان بقيمة Mse(0.0025) بينما تبتعد قيمة Mse (0.0199) في طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7423).

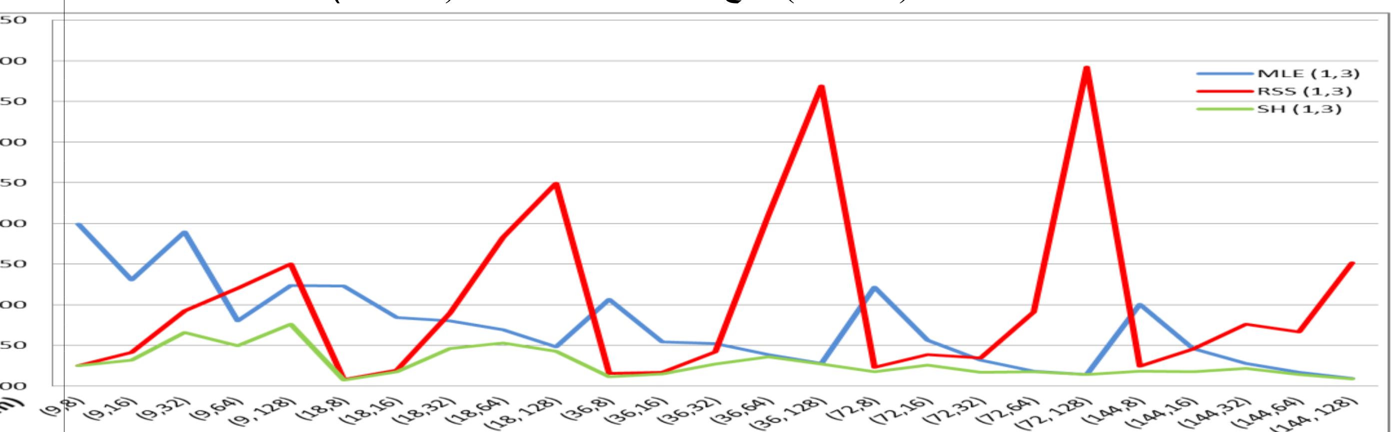
- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اعلى ما يمكن و المتانة اقل ما يمكن(128و9) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم اعلى ما يمكن اذ بلغت (**0.7362**) واقل قيمة Mse مساوية الى (**0.0124**)وبعدها تأتي طريقة التقليص وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (**0.7330**) و قيمة Mseمساوية الى (0.0150). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7289) واعلى قيمة Mseمساوية الى (0.0150).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة مقارب الى قيم العينات الحقيقية (32و36 تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم اعلى ما يمكن اذ بلغت (**0.7455**) واقل قيمة Mse مساوية الى (**0.0052**)وبعدها تأتي طريقة التقليص وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (**0.7376**) و قيمة

Mseمساوية الى (0.0027). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7315) واعلى قيمة Mseمساوية الى (0.0042).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اقل ما يمكن و المتانة اعلى ما يمكن(8و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التصنيف اعلى ما يمكن وتفوق قيمة المعولية الحقيقية اذ بلغت **(**0.7598**)** وقيمة Mseمساوية الى (0.0024) بينما تقترب في طريقة التقليص الى قيمة المعولية الحقيقية وتبلغ قيمتها الى (0.7570). وقيمة Mseمساوية الى (0.0018) وبعدها تأتي طريقة التقليص وقيمة Mseمساوية الى (0.0101) وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7467).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اعلى ما يمكن(128و144) تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة في طريقتي الامكان الاعظم و طريقة التقليص مقاربة الى قيمة المعولية الحقيقية اذ بلغت (0.7565 و0.7533 **)** ع التوالي وقيم متساوية الى Mseمساوية الى (0.0009)وبعدها تأتي طريقة التصنيف وقيمة Mseمساوية الى (0.0151)وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.6785).



نلاحظ عن طريق الشكل رقم (3-17) ان قيمة MSEتقترب من الصفر عندما تكون قيمة الاجهاد اقل ما يمكن وتبلغ (8) مع اختلاف قيم المتانة (9,18,36,72,144) حسب طريقة التقليص والتصنيف بينما تقترب حسب طريقة الامكان الاعظم قيم المتانة عالية وقيم الاجهاد عالية ايضا .

جدول رقم (3-19)

$R_{S,K}$ (2,4)عندما R=**0.60** α=1.59 , θ=1 , γ=1

(n,m)	MLE			RSS			SH		
	R^	MSE	bias	R^	MSE	bias	R^	MSE	bias
(9,8)	0.6078	0.0078	0.0249	0.5916	-0.0084	0.0025	0.5921	-0.0079	0.0024
(9,16)	0.5849	-0.0151	0.0159	0.5900	-0.0100	0.0036	0.5890	-0.0110	0.0029

(9,32)	0.5791	-0.0209	0.0221	0.5857	-0.0143	0.0069	0.5842	-0.0158	0.0055
(9,64)	0.5913	-0.0087	0.0093	0.5842	-0.0158	0.0084	0.5876	-0.0124	0.0045
(9, 128)	0.5945	-0.0055	0.0153	0.5828	-0.0172	0.0099	0.5873	-0.0127	0.0067
(18,8)	0.6246	0.0246	0.0184	0.6074	0.0074	0.0015	0.6086	0.0086	0.0014
(18,16)	0.6088	0.0088	0.0110	0.5914	-0.0086	0.0020	0.5932	-0.0068	0.0019
(18,32)	0.6041	0.0041	0.0107	0.5797	-0.0203	0.0076	0.5897	-0.0103	0.0047
(18,64)	0.5813	-0.0187	0.0086	0.5712	-0.0288	0.0140	0.5775	-0.0225	0.0056
(18, 128)	0.5843	-0.0157	0.0059	0.5677	-0.0323	0.0176	0.5802	-0.0198	0.0046
(36,8)	0.6100	0.0100	0.0148	0.6111	0.0111	0.0033	0.6108	0.0108	0.0024
(36,16)	0.6018	0.0018	0.0073	0.6130	0.0130	0.0034	0.6098	0.0098	0.0027
(36,32)	0.5992	-0.0008	0.0066	0.5806	-0.0194	0.0044	0.5877	-0.0123	0.0030
(36,64)	0.6087	0.0087	0.0051	0.5545	-0.0455	0.0181	0.5998	-0.0002	0.0045
(36, 128)	0.5888	-0.0112	0.0036	0.5426	-0.0574	0.0280	0.5839	-0.0161	0.0033
(72,8)	0.6100	0.0100	0.0168	0.6147	0.0147	0.0055	0.6134	0.0134	0.0037
(72,16)	0.6141	0.0141	0.0082	0.6262	0.0262	0.0089	0.6199	0.0199	0.0048
(72,32)	0.5995	-0.0005	0.0042	0.6307	0.0307	0.0067	0.6114	0.0114	0.0026
(72,64)	0.5981	-0.0019	0.0024	0.5595	-0.0405	0.0094	0.5929	-0.0071	0.0022
(72, 128)	0.5983	-0.0017	0.0019	0.5120	-0.0880	0.0342	0.5974	-0.0026	0.0019
(144,8)	0.6055	0.0055	0.0139	0.6156	0.0156	0.0061	0.6123	0.0123	0.0040
(144,16)	0.6030	0.0030	0.0062	0.6294	0.0294	0.0110	0.6132	0.0132	0.0032
(144,32)	0.6031	0.0031	0.0038	0.6517	0.0517	0.0171	0.6111	0.0111	0.0033
(144,64)	0.6047	0.0047	0.0023	0.6601	0.0601	0.0132	0.6128	0.0128	0.0021
(144, 128)	0.6083	0.0083	0.0012	0.5240	-0.0760	0.0159	0.6037	0.0037	0.0011

تفسير الجدول رقم (3-19) في الانموذج الثاني وحسب R(2,4)

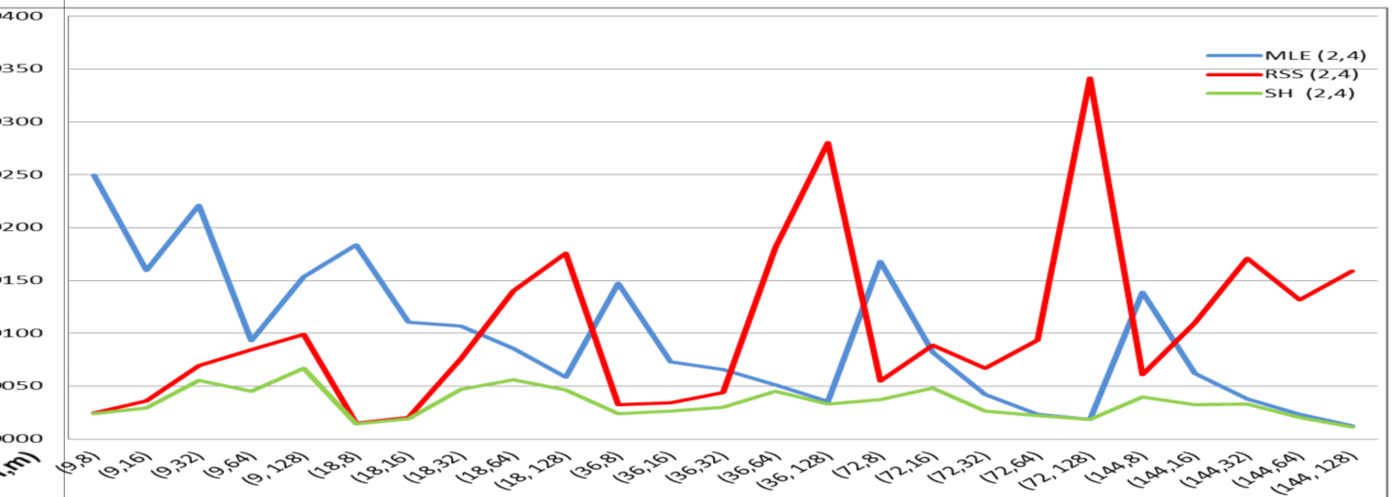
- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اقل ما يمكن(8و9) تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة في طريقتي (التصنيف والتقليص) اذ بلغت **(0.5916, 0.5921)** على التوالي اذ تقتربان من القيمة الحقيقية البالغ قيمتها **(0.60)** كذلك الطريقتان متساويتان بقيمة Mse(0.0025) بينما تبتعد قيمة Mse(0.0249) في طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.6078).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اعلى ما يمكن و المتانة اقل ما يمكن(128و9) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم اعلى ما يمكن اذ بلغت **(0.5945)** و قيمة Mse مساوية الى (0.0153)وبعدها تأتي طريقة التقليص وتبلغ قيمة المعولية فيها الى **(0.5873)** و قيمة Mseمساوية الى (0.0067). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5828) واعلى قيمة Mseمساوية الى (0.0099).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة مقارب الى قيم العينات الحقيقية (32و36) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم اعلى ما يمكن اذ بلغت **(0.5992)** و قيمة Mse مساوية الى (0.0066)وبعدها تأتي طريقة التقليص وتبلغ قيمة المعولية فيها الى **(0.5877)** و قيمة Mseمساوية الى (0.0030). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5806) واعلى قيمة Mseمساوية الى (0.0044).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اقل ما يمكن و المتانة اعلى ما يمكن(8و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التصنيف اعلى ما يمكن وتفوق قيمة المعولية الحقيقية اذ بلغت **(0.6156)** وقيمة Mseمساوية الى (0.0061) وبعدها تأتي طريقة التقليص وقيمة Mseمساوية الى (0.0040) وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.6123) بينما تقترب في طريقة الامكان الاعظم الى قيمة المعولية الحقيقية وتبلغ قيمتها الى (0.6055). وقيمة Mseمساوية الى (0.0139).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اعلى ما يمكن(128و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص مقاربة الى قيمة المعولية الحقيقية اذ بلغت **(0.6037)** وقيمة Mseمساوية الى (0.0011)وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم اذ تبلغت قيمة المعولية فيها الى (0.6083) وقيمة Mseمساوية الى (0.0012). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وقيمة Mseمساوية الى (0.0159)وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5240).



نلاحظ عن طريق الشكل رقم (3-18) ان قيمة MSEتقترب من الصفر عندما تكون قيمة الاجهاد اقل ما يمكن وتبلغ (8) على العكس ترتفع عندما تكون قيم الاجهاد عالية مع اختلاف قيم المتانة (9,18,36,72,144) حسب طريقة التقليص والتصنيف اما حسب طريقة الامكان الاعظم تقترب قيمة MSEمن الصفر عندما تكون قيمة الاجهاد والمتانة اعلى ما يمكن (128,144)

<u>نتائج المحاكاة عند الانموذج الثالث</u>

$R_{S,K}$ (1,3)عندما   **R= 0.6992**   α=1.59 , θ=0.77 , γ=0.65

جدول رقم (3-20)

(n,m)	MLE			RSS			SH		
	R^	MSE	bias	R^	MSE	bias	R^	MSE	bias
(9,8)	0.6812	-0.0180	0.0222	0.6988	-0.0004	0.0010	0.6988	-0.0004	0.0010
(9,16)	0.6739	-0.0253	0.0174	0.6867	-0.0125	0.0053	0.6839	-0.0153	0.0045

(9,32)	0.6890	-0.0102	0.0112	0.6835	-0.0157	0.0084	0.6858	-0.0134	0.0055
(9,64)	0.6825	-0.0167	0.0124	0.6807	-0.0185	0.0115	0.6816	-0.0176	0.0059
(9, 128)	0.6775	-0.0217	0.0093	0.6793	-0.0199	0.0134	0.6782	-0.0210	0.0068
(18,8)	0.6785	-0.0207	0.0152	0.7057	0.0065	0.0012	0.7045	0.0053	0.0011
(18,16)	0.6951	-0.0040	0.0110	0.6899	-0.0093	0.0019	0.6904	-0.0088	0.0018
(18,32)	0.7073	0.0081	0.0080	0.6744	-0.0248	0.0106	0.6941	-0.0051	0.0058
(18,64)	0.6831	-0.0161	0.0077	0.6673	-0.0319	0.0172	0.6785	-0.0206	0.0060
(18, 128)	0.6942	-0.0050	0.0043	0.6637	-0.0355	0.0212	0.6887	-0.0105	0.0035
(36,8)	0.7066	0.0074	0.0136	0.7105	0.0113	0.0032	0.7099	0.0107	0.0029
(36,16)	0.7017	0.0025	0.0065	0.7124	0.0132	0.0024	0.7099	0.0107	0.0020
(36,32)	0.6931	-0.0061	0.0053	0.6848	-0.0144	0.0037	0.6881	-0.0111	0.0025
(36,64)	0.6843	-0.0149	0.0050	0.6552	-0.0440	0.0176	0.6782	-0.0210	0.0043
(36, 128)	0.7018	0.0026	0.0027	0.6377	-0.0614	0.0322	0.6975	-0.0017	0.0025
(72,8)	0.7103	0.0111	0.0138	0.7107	0.0115	0.0033	0.7106	0.0114	0.0027
(72,16)	0.6969	-0.0023	0.0060	0.7186	0.0194	0.0049	0.7088	0.0096	0.0024
(72,32)	0.6998	0.0006	0.0035	0.7254	0.0262	0.0048	0.7102	0.0110	0.0024
(72,64)	0.6889	-0.0103	0.0030	0.6617	-0.0375	0.0079	0.6818	-0.0174	0.0025
(72, 128)	0.6983	-0.0009	0.0022	0.6082	-0.0910	0.0367	0.6939	-0.0053	0.0021
(144,8)	0.7007	0.0015	0.0106	0.7111	0.0119	0.0036	0.7083	0.0091	0.0025
(144,16)	0.7083	0.0091	0.0074	0.7227	0.0235	0.0070	0.7157	0.0165	0.0037
(144,32)	0.7011	0.0019	0.0030	0.7402	0.0410	0.0107	0.7097	0.0105	0.0024
(144,64)	0.6970	-0.0022	0.0021	0.7495	0.0503	0.0090	0.7055	0.0063	0.0018
(144, 128)	0.6978	-0.0013	0.0013	0.6276	-0.0716	0.0162	0.6961	-0.0031	0.0013

تفسير الجدول رقم (3-20) في الانموذج الثالث وحسب R(1,3)

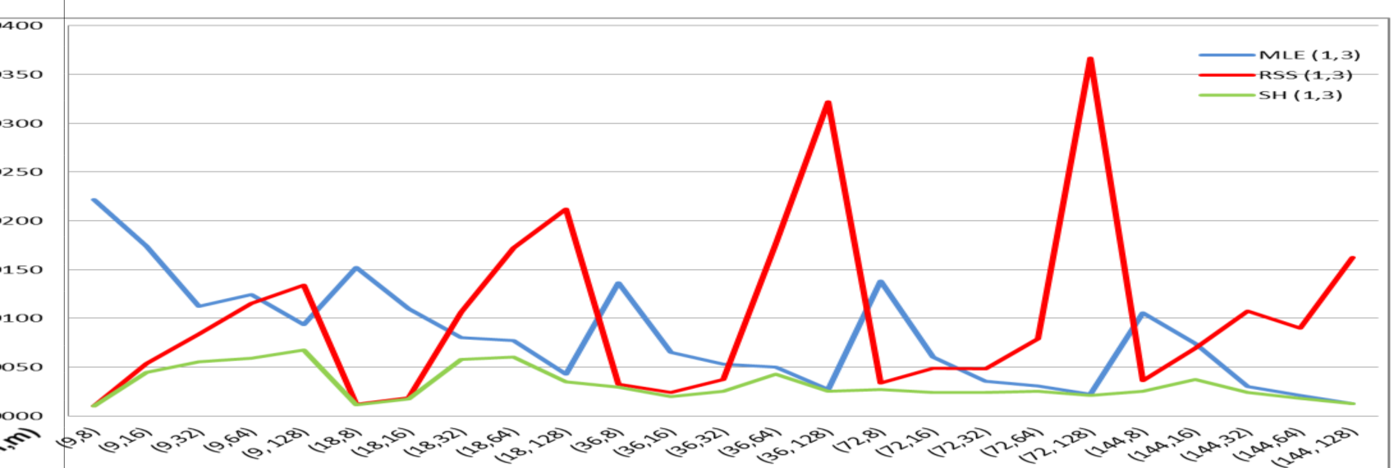
- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اقل ما يمكن(8و9) تكون قيمة المعولية المقدرة متساوية في طريقتي (التصنيف والتقليص) اذ بلغت (0.6988) اذ تقتربان من القيمة الحقيقية البالغ قيمتها (**0.6992**) كذلك الطريقتان متساويتان بقيمة Mse(0.0010) بينما تبتعد قيمة Mse (0.0222) في طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.6812).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اعلى ما يمكن و المتانة اقل ما يمكن(128و9) تكون قيمة المعولية المقدرة في جميع الطرائق متقاربة ففي طريقة التصنيف اعلى ما يمكن اذ بلغت **(**0.6793**)** و قيمة Mseمساوية الى (0.0134)وبعدها تأتي طريقة التقليص وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.6782) و قيمة Mseمساوية الى (0.0068). وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.6775) و قيمة Mseمساوية الى (0.0093).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة مقارب الى قيم العينات الحقيقية (32و36) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم اعلى ما يمكن اذ بلغت (**0.6931**) وقيمة Mseمساوية الى (0.0053)وبعدها تأتي طريقة التقليص تكون قيمة Mseمساوية الى (0.0025)وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.6881). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.6848) وتكون قيمة Mseمساوية الى (0.0037).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اقل ما يمكن و المتانة اعلى ما يمكن(8و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في جميع الطرائق تفوق قيمة المعولية الحقيقية ففي طريقة الامكان الاعظم تكون قيمة المعولية المقدرة مساوية الى (**0.7007**) وقيمة Mseمساوية الى (0.0106) وفي طريقة التصنيف قيمة المعولية المقدرة تبلغ قيمتها الى (0.7111). وقيمة Mseمساوية الى (0.0036) وفي طريقة التقليص تكون قيمة Mseمساوية الى (0.0025) وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7083).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اعلى ما يمكن(128و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم المعولية المقدرة بلغت (**0.6978**) وقيمة Mseمساوية الى (0.0013)وبعدها تأتي طريقة التقليص اذ تبلغت قيمة المعولية فيها الى (0.6961) وقيمة Mse مساوية الى (0.0013). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وقيمة Mseمساوية الى (0.0162)وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.6276).



نلاحظ عن طريق الشكل رقم (3-19) ان قيمة MSEتقترب من الصفر عندما تكون قيمة الاجهاد اقل ما يمكن وتبلغ (8) مع اختلاف قيم المتانة (9,18,36,72,144) حسب طريقة التقليص والتصنيف بينما تبتعد كثيرا حسب طريقة الامكان الاعظم ,ونلاحظ ايضا اتفاق طريقة التقليص مع طريقة الامكان الاعظم عندما تكون قيم الاجهاد اعلى ما يمكن وتبلغ (128) وتقترب قيمة MSEمن الصفرعندما تكون قيمة الاجهاد والمتانة اعلى ما يمكن (128,144)

عندما تكون قيم المعلمات $\gamma=0.65$, $\theta=0.77$, $\alpha=1.59$ وقيمة المعولية الحقيقية للانموذج الثالث هي **R=0.5436**

جدول رقم (3-21)

$\alpha=1.59$, , $\theta=0.77$, $\gamma=0.65$ R=**0.5436** عندما $R_{S,K}$

(2,4)

(n,m)	MLE			RSS			SH		
	R^	MSE	bias	R^	MSE	bias	R^	MSE	bias
(9,8)	0.5389	-0.0047	0.0251	0.5437	0.0002	0.0011	0.5437	0.0002	0.0011
(9,16)	0.5278	-0.0158	0.0185	0.5325	-0.0110	0.0041	0.5318	-0.0118	0.0037
(9,32)	0.5402	-0.0034	0.0122	0.5303	-0.0133	0.0060	0.5333	-0.0103	0.0045
(9,64)	0.5341	-0.0095	0.0134	0.5287	-0.0149	0.0074	0.5307	-0.0129	0.0046
(9, 128)	0.5267	-0.0169	0.0102	0.5278	-0.0157	0.0083	0.5273	-0.0162	0.0056
(18,8)	0.5314	-0.0121	0.0171	0.5518	0.0083	0.0020	0.5503	0.0068	0.0019
(18,16)	0.5463	0.0027	0.0118	0.5342	-0.0094	0.0019	0.5353	-0.0082	0.0018
(18,32)	0.5581	0.0145	0.0097	0.5216	-0.0220	0.0083	0.5379	-0.0057	0.0055
(18,64)	0.5315	-0.0121	0.0083	0.5169	-0.0267	0.0121	0.5257	-0.0179	0.0056
(18, 128)	0.5412	-0.0024	0.0048	0.5147	-0.0289	0.0141	0.5341	-0.0095	0.0034
(36,8)	0.5621	0.0185	0.0172	0.5599	0.0164	0.0068	0.5605	0.0169	0.0056
(36,16)	0.5509	0.0073	0.0078	0.5604	0.0169	0.0041	0.5574	0.0139	0.0031
(36,32)	0.5407	-0.0028	0.0062	0.5292	-0.0143	0.0035	0.5331	-0.0104	0.0026
(36,64)	0.5309	-0.0126	0.0054	0.5037	-0.0399	0.0141	0.5236	-0.0200	0.0042
(36, 128)	0.5483	0.0047	0.0031	0.4915	-0.0520	0.0230	0.5422	-0.0014	0.0028
(72,8)	0.5661	0.0225	0.0173	0.5605	0.0169	0.0072	0.5621	0.0186	0.0052
(72,16)	0.5455	0.0020	0.0073	0.5704	0.0268	0.0095	0.5565	0.0129	0.0038
(72,32)	0.5467	0.0032	0.0042	0.5772	0.0337	0.0082	0.5560	0.0124	0.0033
(72,64)	0.5345	-0.0091	0.0034	0.5055	-0.0381	0.0077	0.5262	-0.0174	0.0027
(72, 128)	0.5441	0.0006	0.0025	0.4614	-0.0822	0.0294	0.5384	-0.0052	0.0024
(144,8)	0.5527	0.0092	0.0121	0.5615	0.0179	0.0081	0.5579	0.0144	0.0046
(144,16)	0.5589	0.0153	0.0089	0.5785	0.0349	0.0154	0.5660	0.0225	0.0059
(144,32)	0.5478	0.0042	0.0036	0.6012	0.0576	0.0214	0.5554	0.0118	0.0031
(144,64)	0.5427	-0.0009	0.0024	0.6081	0.0645	0.0155	0.5492	0.0056	0.0022
(144, 128)	0.5430	-0.0006	0.0014	0.4712	-0.0724	0.0152	0.5402	-0.0034	0.0014

تفسير الجدول رقم (3-21) في الانموذج الثالث وحسب R(2,4)

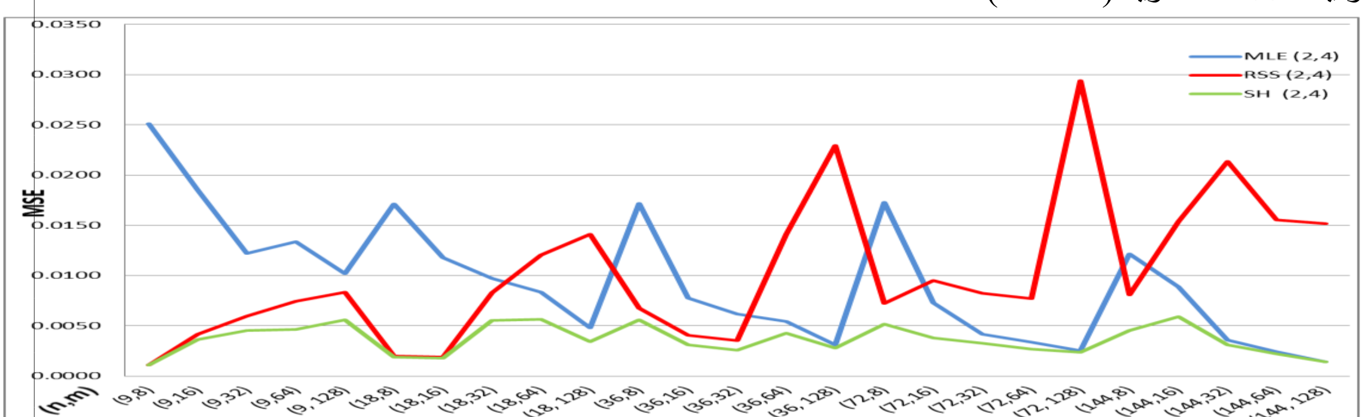
- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اقل ما يمكن(8و9) تكون قيمة المعولية المقدرة متساوية في طريقتي (التصنيف والتقليص) اذ بلغت (0.5437) اذ تقتربان من القيمة الحقيقية البالغ قيمتها (0.5436) وقيمة Mse ايضا متساوية(0.0011) وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5389) وقيمة Mse مساوية(0.0251)

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اعلى ما يمكن و المتانة اقل ما يمكن(128و9) تكون قيمة المعولية المقدرة في جميع الطرائق متقاربة ففي طريقة التقليص بلغت (**0.5273**)) وقيمة Mse مساوية (0.0056) وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5267).) وقيمة Mse مساوية (0.0102) وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5278)) وقيمة Mse مساوية (0.0083).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة مقارب الى قيم العينات الحقيقية (32و36) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص اعلى ما يمكن تكون قيمة المعولية المقدرة في جميع الطرائق متقاربة ففي طريقة التقليص بلغت (**0.5331**) وقيمة Mse مساوية (0.0056) وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5407).) وقيمة Mse مساوية (0.0062) وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5292)) وقيمة Mse مساوية (0.0035).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اقل ما يمكن و المتانة اعلى ما يمكن(8و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في جميع الطرائق متقاربة ففي طريقة التقليص بلغت (**0.5579**)) وقيمة Mse مساوية (0.0046) وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5527) وقيمة Mse مساوية (0.0102) وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5615) وقيمة Mse مساوية (0.0081).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اعلى ما يمكن(128و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم مقاربة الى قيمة المعولية الحقيقية اذ بلغت (**0.5430**) وقيمة Mse مساوية (0.0014). وبعدها تأتي طريقة التصنيف اذ تبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.4712) وقيمة Mse مساوية (0.0152). وبعدها تأتي طريقة التقليص وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5402) وقيمة Mse مساوية (0.0014).



نلاحظ عن طريق الشكل رقم (3-20) كلما ترتفع قيم الاجهاد ان قيم MSEتقترب من الصفر مع اختلاف قيم المتانة (9,18,36,72,144) حسب طريقة الامكان الاعظم اما في طريقة التقليص والتصنيف تتفق الطريقتان عندما تكون قيم المتانة قليلة .

<u>نتائج المحاكاة عند الانموذج الرابع</u>

R $_{S,K}$ (22,3)عندما **R=0.8625** α=0.6 , θ=0.6 , γ=1

جدول رقم (22-3)

تفسير الجدول رقم (22-3) في الانموذج الرابع وحسب R(1,3)

(n,m)	MLE			RSS			SH		
	R^	MSE	bias	R^	MSE	bias	R^	MSE	bias
(9,8)	0.8512	-0.0113	0.0100	0.8584	-0.0041	0.0014	0.8580	-0.0045	0.0014
(9,16)	0.8517	-0.0107	0.0067	0.8525	-0.0100	0.0040	0.8522	-0.0103	0.0028
(9,32)	0.8497	-0.0128	0.0085	0.8479	-0.0146	0.0085	0.8488	-0.0137	0.0048
(9,64)	0.8548	-0.0076	0.0056	0.8439	-0.0185	0.0117	0.8511	-0.0113	0.0035
(9, 128)	0.8406	-0.0219	0.0058	0.8388	-0.0237	0.0189	0.8403	-0.0222	0.0051
(18,8)	0.8578	-0.0047	0.0070	0.8644	0.0019	0.0004	0.8644	0.0019	0.0004
(18,16)	0.8520	-0.0105	0.0062	0.8528	-0.0097	0.0028	0.8526	-0.0099	0.0024
(18,32)	0.8558	-0.0067	0.0045	0.8424	-0.0201	0.0074	0.8506	-0.0119	0.0027
(18,64)	0.8659	0.0035	0.0031	0.8343	-0.0282	0.0142	0.8586	-0.0038	0.0020
(18, 128)	0.8640	0.0016	0.0025	0.8243	-0.0382	0.0252	0.8598	-0.0027	0.0021
(36,8)	0.8535	-0.0090	0.0068	0.8671	0.0046	0.0005	0.8660	0.0035	0.0005
(36,16)	0.8609	-0.0015	0.0044	0.8695	0.0070	0.0007	0.8687	0.0062	0.0006
(36,32)	0.8604	-0.0021	0.0029	0.8494	-0.0131	0.0027	0.8547	-0.0078	0.0015
(36,64)	0.8583	-0.0042	0.0017	0.8194	-0.0431	0.0185	0.8547	-0.0078	0.0016
(36, 128)	0.8514	-0.0111	0.0019	0.7959	-0.0666	0.0391	0.8488	-0.0136	0.0019
(72,8)	0.8640	0.0015	0.0049	0.8679	0.0054	0.0007	0.8674	0.0049	0.0007
(72,16)	0.8653	0.0028	0.0030	0.8725	0.0100	0.0013	0.8704	0.0079	0.0009
(72,32)	0.8662	0.0037	0.0019	0.8757	0.0132	0.0013	0.8720	0.0095	0.0009
(72,64)	0.8661	0.0036	0.0009	0.8293	-0.0332	0.0078	0.8639	0.0014	0.0009
(72, 128)	0.8588	-0.0037	0.0007	0.7712	-0.0913	0.0395	0.8570	-0.0055	0.0007
(144,8)	0.8554	-0.0071	0.0061	0.8680	0.0055	0.0008	0.8664	0.0040	0.0006
(144,16)	0.8577	-0.0048	0.0021	0.8731	0.0107	0.0014	0.8666	0.0042	0.0007
(144,32)	0.8590	-0.0035	0.0013	0.8823	0.0198	0.0025	0.8664	0.0040	0.0009
(144,64)	0.8660	0.0035	0.0011	0.8880	0.0256	0.0023	0.8720	0.0096	0.0009
(144, 128)	0.8649	0.0024	0.0005	0.7915	-0.0710	0.0171	0.8671	0.0047	0.0005

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اقل ما يمكن(9و8) تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة في طريقتي (التصنيف والتقليص) اذ بلغت (0.8580, 0.8584) على التوالي اذ تقتربان من القيمة الحقيقية البالغ قيمتها (0.8625) وقيمة Mse تكون متساوية (0.0014) وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.8512) وقيمة Mse تكون مساوية (0.0100) .

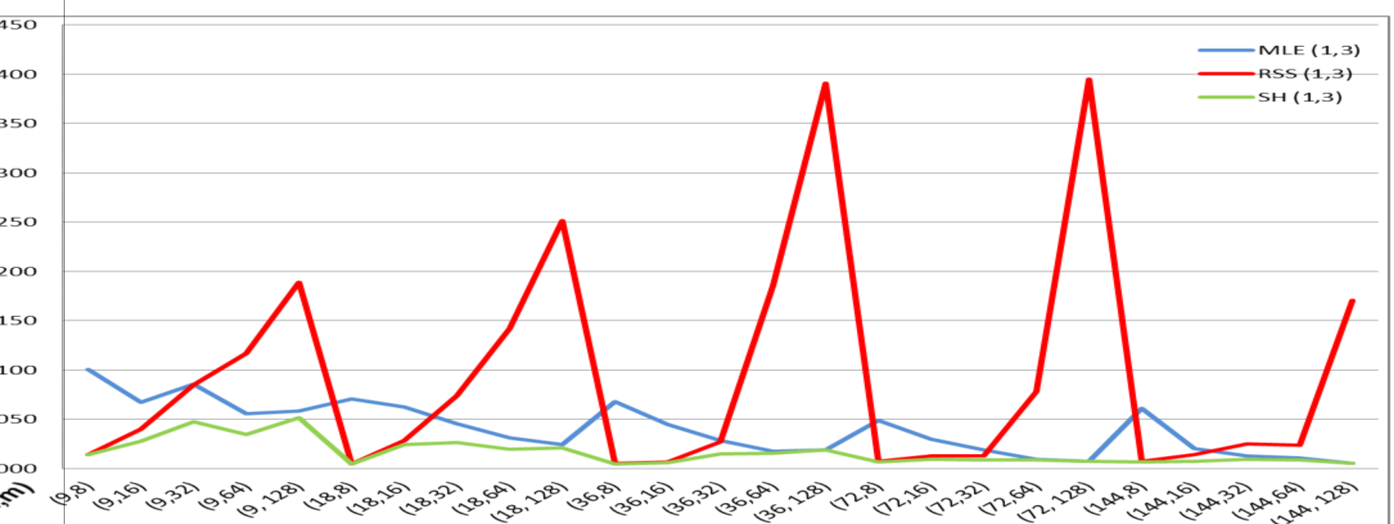
- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اعلى ما يمكن و المتانة اقل ما يمكن(9و128) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص تبلغ (0.8403) وقيمة Mse تكون مساوية (0.0051) وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.8406) وقيمة Mse تكون مساوية

(0.0058). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.8388) وقيمة Mse تكون مساوية (0.0189).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة مقارب الى قيم العينات الحقيقية (32و36) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص مساوية الى **(0.8547)** وقيمة Mse تكون مساوية (0.0015)وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.8494). وقيمة Mse تكون مساوية (0.0027). وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.8604) وقيمة Mse تكون مساوية (0.0029).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اقل ما يمكن و المتانة اعلى ما يمكن(8و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص مساوية الى **(0.8664)** وقيمة Mse تكون مساوية (0.0006)وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.8680). وقيمة Mse تكون مساوية (0.0008). وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.8554) وقيمة Mse تكون مساوية (0.0061).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اعلى ما يمكن(128و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص مساوية الى **(0.8671)** وقيمة Mse تكون مساوية (0.0005)وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7915). وقيمة Mse تكون مساوية (0.0171). وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.8649) وقيمة Mse تكون مساوية (0.0005).



نلاحظ عن طريق الشكل رقم (3-21) ان قيمة MSEتقترب من الصفر عندما تكون قيمة الاجهاد اقل ما يمكن وتبلغ (8) مع اختلاف قيم المتانة (9,18,36,72,144) حسب طريقة التقليص والتصنيف بينما حسب طريقة الامكان الاعظم نلاحظ ارتفاع طفيف في قيم MSE في جميع الحالات باختلاف قيم الاجهاد والمتانة .

جدول رقم (23-3)

$R_{S,K}$ عندما $R=\mathbf{0.7445}$ $\alpha=0.6$, $\theta=0.6$, $\gamma=1$

(2,4)

(n,m)	MLE			RSS			SH		
	R^	MSE	bias	R^	MSE	bias	R^	MSE	bia
(9,8)	0.7438	-0.0007	0.0186	0.7400	-0.0045	0.0019	0.7402	-0.0043	0.00
(9,16)	0.7397	-0.0048	0.0126	0.7336	-0.0109	0.0046	0.7351	-0.0094	0.00
(9,32)	0.7372	-0.0073	0.0137	0.7300	-0.0145	0.0080	0.7326	-0.0119	0.00
(9,64)	0.7421	-0.0025	0.0105	0.7267	-0.0178	0.0107	0.7345	-0.0100	0.00
(9, 128)	0.7215	-0.0230	0.0104	0.7235	-0.0211	0.0150	0.7223	-0.0222	0.00
(18,8)	0.7492	0.0047	0.0138	0.7482	0.0036	0.0011	0.7482	0.0037	0.00
(18,16)	0.7390	-0.0055	0.0118	0.7334	-0.0111	0.0038	0.7344	-0.0101	0.00
(18,32)	0.7417	-0.0029	0.0084	0.7222	-0.0224	0.0089	0.7322	-0.0123	0.00
(18,64)	0.7542	0.0097	0.0061	0.7153	-0.0292	0.0149	0.7413	-0.0032	0.00
(18, 128)	0.7507	0.0062	0.0048	0.7080	-0.0365	0.0227	0.7422	-0.0023	0.00
(36,8)	0.7422	-0.0023	0.0127	0.7526	0.0080	0.0017	0.7513	0.0068	0.00
(36,16)	0.7495	0.0050	0.0086	0.7563	0.0118	0.0019	0.7553	0.0108	0.00
(36,32)	0.7462	0.0017	0.0056	0.7288	-0.0158	0.0039	0.7358	-0.0087	0.00
(36,64)	0.7413	-0.0032	0.0034	0.6980	-0.0465	0.0202	0.7344	-0.0101	0.00
(36, 128)	0.7314	-0.0131	0.0035	0.6785	-0.0661	0.0377	0.7268	-0.0178	0.00
(72,8)	0.7546	0.0101	0.0098	0.7545	0.0100	0.0025	0.7545	0.0100	0.00
(72,16)	0.7537	0.0092	0.0059	0.7623	0.0178	0.0040	0.7589	0.0144	0.00
(72,32)	0.7530	0.0085	0.0038	0.7669	0.0224	0.0037	0.7601	0.0155	0.00
(72,64)	0.7514	0.0069	0.0020	0.7046	-0.0399	0.0103	0.7462	0.0016	0.00
(72, 128)	0.7406	-0.0039	0.0015	0.6461	-0.0984	0.0438	0.7371	-0.0074	0.00
(144,8)	0.7435	-0.0010	0.0116	0.7547	0.0102	0.0026	0.7525	0.0080	0.00
(144,16)	0.7412	-0.0033	0.0041	0.7640	0.0195	0.0048	0.7518	0.0073	0.00
(144,32)	0.7417	-0.0028	0.0025	0.7798	0.0353	0.0080	0.7495	0.0050	0.00
(144,64)	0.7513	0.0067	0.0022	0.7878	0.0433	0.0069	0.7582	0.0137	0.00
(144, 128)	0.7490	0.0045	0.0011	0.6592	-0.0853	0.0221	0.7512	0.0066	0.00

تفسير الجدول رقم (3-23) في الانموذج الرابع وحسب R(2,4)

-عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اقل ما يمكن(8و9) تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة في طريقتي (التصنيف والتقليص) اذ بلغت (0.7402, 0.7400) على التوالي اذ تقتربان من القيمة الحقيقية البالغ قيمتها (0.7445) وقيمة Mse تكون متساوية (0.0019) وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7438) وقيمة Mse تكون مساوية (0.0186) .

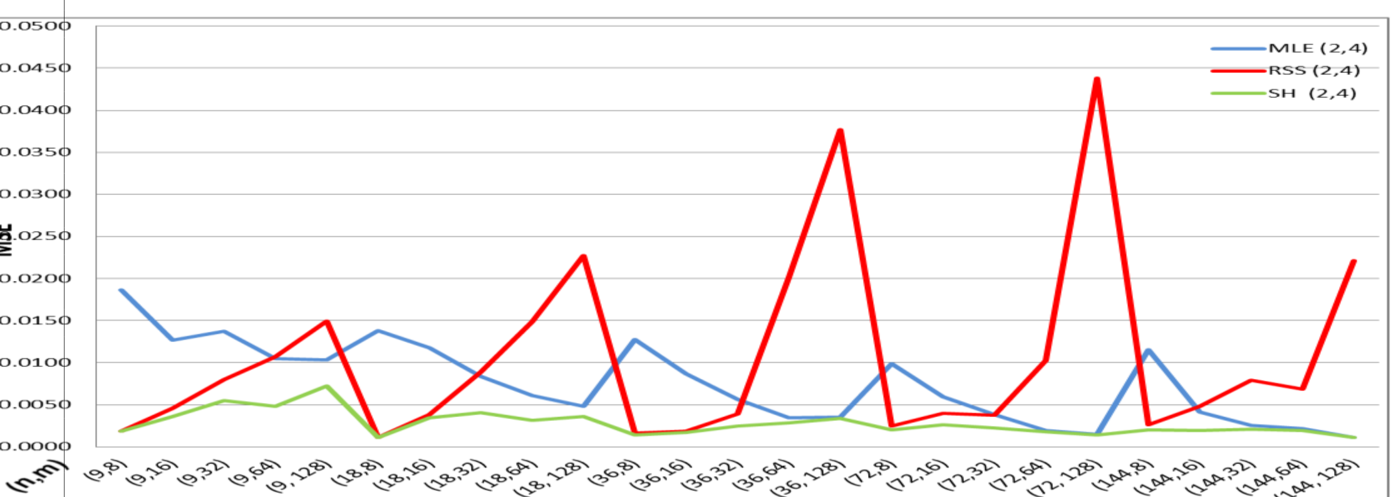
- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اعلى ما يمكن و المتانة اقل ما يمكن(128و9) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص تبلغ (0.7223) وقيمة Mse تكون مساوية (0.0072) وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7215) وقيمة Mse تكون مساوية

(0.0104). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7235) وقيمة Mse تكون مساوية (0.0150).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة مقارب الى قيم العينات الحقيقية (32و36) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص مساوية الى **(0.7358)** وقيمة Mse تكون مساوية (0.0025)وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7288). وقيمة Mse تكون مساوية (0.0039). وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7462) وقيمة Mse تكون مساوية (0.0056).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اقل ما يمكن و المتانة اعلى ما يمكن(8و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص مساوية الى **(0.7525)** وقيمة Mse تكون مساوية (0.0020)وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7547). وقيمة Mse تكون مساوية (0.0026). وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7435) وقيمة Mse تكون مساوية (0.0116).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اعلى ما يمكن(128و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص مساوية الى **(0.7512)** وقيمة Mse تكون مساوية (0.0011)وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.6592). وقيمة Mse تكون مساوية (0.0221). وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7490) وقيمة Mse تكون مساوية (0.0011).



نلاحظ عن طريق الشكل رقم (3-22) ان قيمة MSE تقترب من الصفر عندما تكون قيمة الاجهاد اقل ما يمكن وتبلغ (8) مع اختلاف قيم المتانة حسب طريقة التقليص بينما نلاحظ هناك قيم شاذة في طريقة التقليص عندما تكون قيم الاجهاد عالية جدا وتبلغ اما في طريقة الامكان الاعظم عندما تكون قيم الاجهاد اعلى ما يمكن وتبلغ (128) وتقترب قيمة MSE من الصفر عندما تكون قيمة الاجهاد والمتانة اعلى ما يمكن (128,144)

<u>نتائج المحاكاة عند الانموذج الخامس</u>

R=0.6974 $\alpha=1.5,\ \theta=1.5,\ \gamma=0.8$ عندما(1,3) **$R_{S,K}$**

جدول رقم (3-24)

تفسير الجدول رقم (3-24) في الانموذج الخامس وحسب R(1,3)

(n,m)	MLE			RSS			SH		
	R^	MSE	bias	R^	MSE	bias	R^	MSE	bias
(9,8)	0.7015	0.0041	0.0225	0.6947	-0.0026	0.0003	0.6949	-0.0025	0.0003
(9,16)	0.6801	-0.0172	0.0193	0.6911	-0.0062	0.0020	0.6898	-0.0075	0.0017
(9,32)	0.6920	-0.0054	0.0124	0.6874	-0.0100	0.0051	0.6888	-0.0086	0.0034
(9,64)	0.6978	0.0004	0.0082	0.6853	-0.0121	0.0074	0.6912	-0.0062	0.0040
(9, 128)	0.6913	-0.0060	0.0076	0.6848	-0.0126	0.0080	0.6881	-0.0092	0.0032
(18,8)	0.7087	0.0113	0.0182	0.7028	0.0055	0.0010	0.7031	0.0057	0.0010
(18,16)	0.6797	-0.0176	0.0118	0.6933	-0.0041	0.0013	0.6927	-0.0047	0.0013
(18,32)	0.6945	-0.0029	0.0075	0.6769	-0.0204	0.0088	0.6866	-0.0108	0.0050
(18,64)	0.6778	-0.0196	0.0076	0.6701	-0.0273	0.0152	0.6754	-0.0220	0.0058
(18, 128)	0.6897	-0.0077	0.0049	0.6685	-0.0289	0.0169	0.6844	-0.0130	0.0034
(36,8)	0.6858	-0.0116	0.0130	0.7052	0.0079	0.0021	0.7030	0.0056	0.0019
(36,16)	0.7039	0.0065	0.0091	0.7116	0.0142	0.0030	0.7099	0.0126	0.0026
(36,32)	0.6997	0.0023	0.0053	0.6834	-0.0139	0.0030	0.6892	-0.0081	0.0020
(36,64)	0.6858	-0.0116	0.0054	0.6581	-0.0393	0.0153	0.6779	-0.0195	0.0037
(36, 128)	0.6908	-0.0065	0.0038	0.6410	-0.0563	0.0299	0.6857	-0.0117	0.0035
(72,8)	0.6951	-0.0022	0.0111	0.7057	0.0083	0.0023	0.7033	0.0060	0.0015
(72,16)	0.6999	0.0026	0.0066	0.7160	0.0186	0.0050	0.7093	0.0119	0.0033
(72,32)	0.6951	-0.0022	0.0042	0.7228	0.0255	0.0050	0.7073	0.0099	0.0028
(72,64)	0.6889	-0.0084	0.0028	0.6615	-0.0359	0.0081	0.6827	-0.0147	0.0024
(72, 128)	0.6907	-0.0066	0.0023	0.6110	-0.0863	0.0355	0.6860	-0.0114	0.0022
(144,8)	0.7036	0.0062	0.0091	0.7064	0.0090	0.0027	0.7057	0.0084	0.0021
(144,16)	0.6949	-0.0024	0.0053	0.7174	0.0201	0.0058	0.7056	0.0083	0.0029
(144,32)	0.6922	-0.0051	0.0031	0.7358	0.0384	0.0101	0.7020	0.0047	0.0024
(144,64)	0.6978	0.0004	0.0017	0.7472	0.0498	0.0089	0.7050	0.0076	0.0015
(144, 128)	0.6995	0.0021	0.0015	0.6288	-0.0686	0.0147	0.6950	-0.0024	0.0014

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اقل ما يمكن(9و8) تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة جدا في طريقتي (التصنيف والتقليص) اذ بلغت (0.6949 و0.6947) على التوالي كذلك

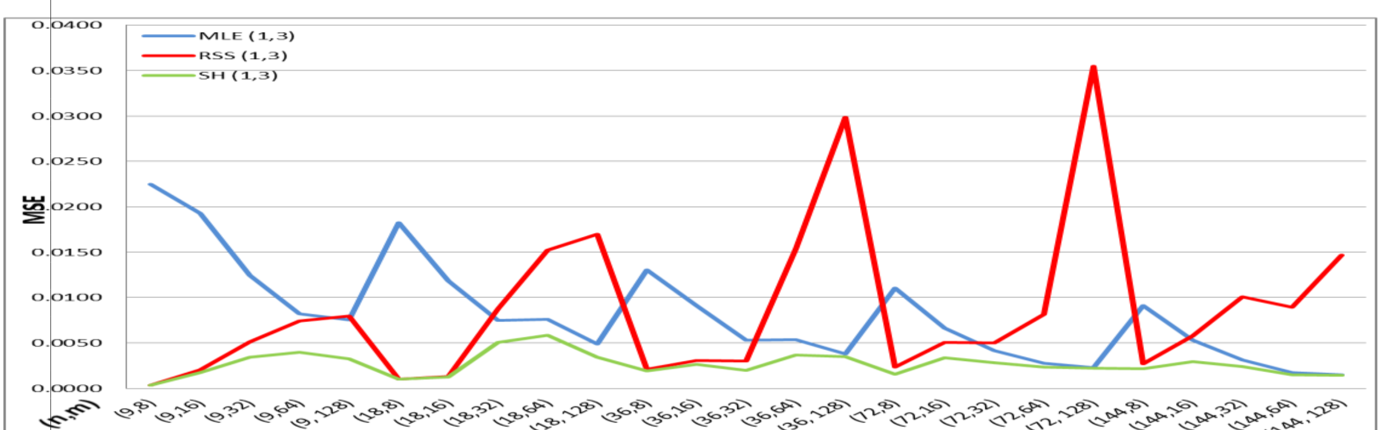
الطريقتان متساويتان بقيمة Mse(0.0003) بينما تبتعد قيمة Mse(0.0225) في طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7015).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اعلى ما يمكن و المتانة اقل ما يمكن(128و9) تكون قيمة المعولية المقدرة في جميع الطرائق متقاربة ففي طريقة التصنيف بلغت قيمة المعولية المقدرة **(0.6848)** و قيمة Mseمساوية الى (0.0080)وبعدها تأتي طريقة التقليص وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.6881) و قيمة Mseمساوية الى (0.0032). وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.6913) و قيمة Mseمساوية الى (0.0076).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة مقارب الى قيم العينات الحقيقية (32و36) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم اعلى ما يمكن اذ بلغت **(0.6997)** وقيمة Mseمساوية الى (0.0053)وبعدها تأتي طريقة التقليص تكون قيمة Mseمساوية الى (0.0020)وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.6892). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.6834) وتكون قيمة Mseمساوية الى (0.0030).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اقل ما يمكن و المتانة اعلى ما يمكن(8و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في جميع الطرائق تفوق قيمة المعولية الحقيقية ففي طريقة الامكان الاعظم تكون قيمة المعولية المقدرة مساوية الى **(0.7036)** وقيمة Mseمساوية الى (0.0091) وفي طريقة التصنيف قيمة المعولية المقدرة تبلغ قيمتها الى (0.7064). وقيمة Mseمساوية الى (0.0027) وفي طريقة التقليص تكون قيمة Mseمساوية الى (0.0021) وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7057).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اعلى ما يمكن(128و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم المعولية المقدرة بلغت **(0.6995)** وقيمة Mseمساوية الى (0.0015)وبعدها تأتي طريقة التقليص اذ تبلغت قيمة المعولية فيها الى (0.6950) وقيمة Mse مساوية الى (0.0014). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وقيمة Mseمساوية الى (0.0147)وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.6288).



نلاحظ عن طريق الشكل رقم (3-23) ان قيمة MSE تقترب من الصفر عندما تكون قيمة الاجهاد اقل ما يمكن وتبلغ (8) مع اختلاف قيم المتانة (9,18,36,72,144) حسب طريقة التقليص والتصنيف بينما تبتعد كثيرا حسب طريقة الامكان الاعظم, ونلاحظ ايضا اتفاق طريقة التقليص مع طريقة الامكان الاعظم عندما تكون قيم الاجهاد اعلى ما يمكن وتبلغ (128) وتقترب قيمة MSE من الصفر عندما تكون قيمة الاجهاد والمتانة اعلى ما يمكن (128,144)

جدول رقم (3-25)

$R_{S,K}$ عندما R=**0.5415** $\alpha=1.5, \theta=1.5, \gamma=0.8$

(2,4)

(n,m)	MLE			RSS			SH		
	R^	MSE	bias	R^	MSE	bias	R^	MSE	bias
(9,8)	0.5629	0.0214	0.0283	0.5387	-0.0028	0.0004	0.5393	-0.0023	0.000
(9,16)	0.5357	-0.0058	0.0209	0.5357	-0.0058	0.0018	0.5357	-0.0058	0.001
(9,32)	0.5445	0.0029	0.0142	0.5330	-0.0085	0.0037	0.5355	-0.0060	0.002
(9,64)	0.5478	0.0063	0.0095	0.5317	-0.0098	0.0049	0.5371	-0.0044	0.003
(9, 128)	0.5406	-0.0009	0.0089	0.5314	-0.0101	0.0051	0.5350	-0.0065	0.002
(18,8)	0.5679	0.0264	0.0229	0.5485	0.0070	0.0017	0.5497	0.0082	0.001
(18,16)	0.5313	-0.0103	0.0139	0.5376	-0.0039	0.0013	0.5374	-0.0041	0.001
(18,32)	0.5435	0.0020	0.0086	0.5233	-0.0182	0.0069	0.5320	-0.0096	0.004
(18,64)	0.5254	-0.0161	0.0081	0.5187	-0.0228	0.0106	0.5226	-0.0189	0.005
(18, 128)	0.5368	-0.0047	0.0057	0.5178	-0.0237	0.0114	0.5301	-0.0114	0.003
(36,8)	0.5384	-0.0031	0.0154	0.5526	0.0111	0.0042	0.5498	0.0083	0.003
(36,16)	0.5553	0.0138	0.0109	0.5603	0.0188	0.0054	0.5588	0.0173	0.004
(36,32)	0.5478	0.0063	0.0062	0.5273	-0.0142	0.0029	0.5337	-0.0078	0.002
(36,64)	0.5326	-0.0089	0.0058	0.5057	-0.0358	0.0124	0.5235	-0.0180	0.003
(36, 128)	0.5371	-0.0044	0.0042	0.4941	-0.0474	0.0209	0.5301	-0.0114	0.003
(72,8)	0.5468	0.0053	0.0128	0.5535	0.0120	0.0049	0.5514	0.0099	0.002
(72,16)	0.5488	0.0073	0.0075	0.5679	0.0264	0.0101	0.5566	0.0151	0.005
(72,32)	0.5421	0.0006	0.0050	0.5748	0.0333	0.0091	0.5521	0.0106	0.004
(72,64)	0.5344	-0.0071	0.0031	0.5053	-0.0362	0.0077	0.5266	-0.0149	0.002
(72, 128)	0.5358	-0.0057	0.0025	0.4636	-0.0779	0.0281	0.5296	-0.0119	0.002
(144,8)	0.5548	0.0133	0.0109	0.5550	0.0135	0.0062	0.5550	0.0135	0.004
(144,16)	0.5430	0.0015	0.0065	0.5708	0.0293	0.0125	0.5522	0.0107	0.004
(144,32)	0.5381	-0.0034	0.0035	0.5954	0.0539	0.0201	0.5458	0.0043	0.003
(144,64)	0.5431	0.0016	0.0020	0.6052	0.0637	0.0152	0.5494	0.0079	0.001
(144, 128)	0.5448	0.0033	0.0017	0.4718	-0.0697	0.0140	0.5389	-0.0026	0.001

تفسير الجدول رقم (3-25) في الانموذج الخامس وحسب R(2,4)

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اقل ما يمكن(8و9) تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة في طريقتي (التصنيف والتقليص) اذ بلغت **(0.5387, 0.5393)** على التوالي اذ تقتربان من

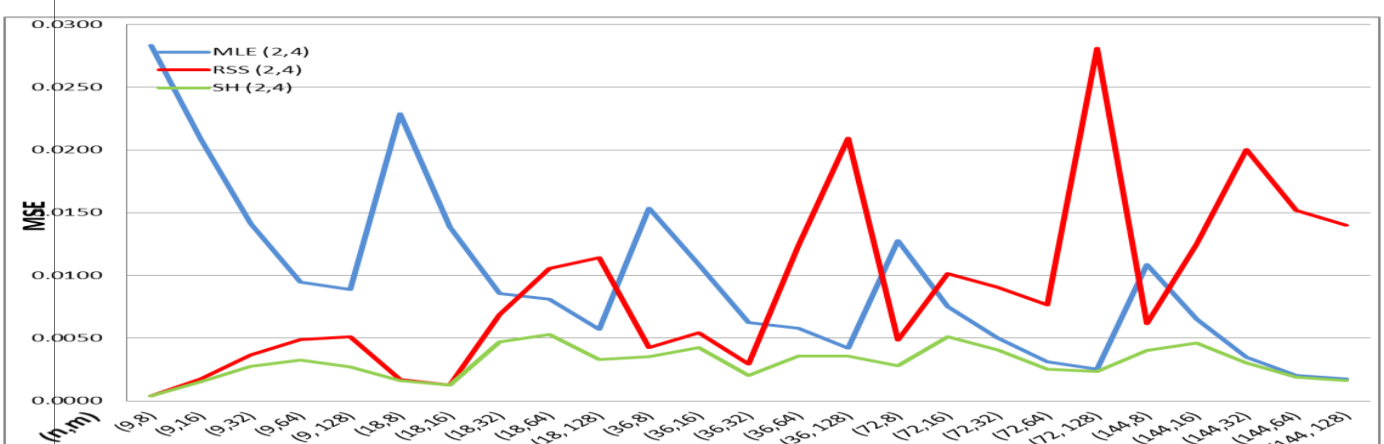
القيمة الحقيقية البالغ قيمتها (0.5415) كذلك الطريقتان متساويتان بقيمة Mse(0.0004) بينما تبتعد قيمة Mse(0.0283) في طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5629).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اعلى ما يمكن و المتانة اقل ما يمكن(128و9) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم بلغت **(0.5406)** و قيمة Mseمساوية الى (0.0089)وبعدها تأتي طريقة التقليص وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5314) و قيمة Mse مساوية الى (0.0051). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5350) واعلى قيمة Mseمساوية الى (0.0027).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة مقارب الى قيم العينات الحقيقية (32و36) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم اعلى ما يمكن اذ بلغت **(0.5478)** و قيمة Mse مساوية الى (0.0062)وبعدها تأتي طريقة التقليص وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5337) و قيمة Mseمساوية الى (0.0020). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5273) واعلى قيمة Mseمساوية الى (0.0029).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اقل ما يمكن و المتانة اعلى ما يمكن(8و144) تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة في جميع الطرائق في طريقة التصنيف بلغت **(0.5550)** وقيمة Mse مساوية الى (0.0062) وبعدها تأتي طريقة التقليص وقيمة Mseمساوية الى (0.0040) وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5550) بينما تقترب في طريقة الامكان الاعظم الى قيمة المعولية الحقيقية وتبلغ قيمتها الى (0.5548). وقيمة Mseمساوية الى (0.0109).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اعلى ما يمكن(128و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص مقاربة الى قيمة المعولية الحقيقية اذ بلغت **(0.5389)** وقيمة Mseمساوية الى (0.0016)وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم اذ تبلغت قيمة المعولية فيها الى (0.5448) وقيمة Mseمساوية الى (0.0017). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وقيمة Mseمساوية الى (0.0140)وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.4718)



نلاحظ عن طريق الشكل رقم (3-24) ان قيمة MSE تقترب من الصفر عندما تكون قيمة الاجهاد اقل ما يمكن وتبلغ (8) مع اختلاف قيم المتانة حسب طريقة التقليص اما طريقة التصنيف تقترب عندما تكون قيم المتانة قليلة وتبتعد عندما تكون قيم المتانة عالية باختلاف قيم الاجهاد بينما تبتعد كثيرا حسب طريقة الامكان الاعظم عندما تكون قيم المتانة قليلة وتقترب عندما تكون قيم المتانة عالية .

<u>نتائج المحاكاة عند الانموذج السادس</u>

R=0.9105 $\alpha=2$, $\theta=1$, $\gamma=2$ عندما $R_{S,K}$ (1,3)

جدول رقم (3-26)

(n,m)	MLE			RSS			SH		
	R^	MSE	bias	R^	MSE	bias	R^	MSE	Bia
(9,8)	0.9038	-0.0067	0.0060	0.9043	-0.0062	0.0020	0.9042	-0.0063	0.00
(9,16)	0.8945	-0.0160	0.0086	0.9038	-0.0067	0.0022	0.9018	-0.0087	0.00
(9,32)	0.8956	-0.0149	0.0047	0.8991	-0.0114	0.0067	0.8970	-0.0135	0.00
(9,64)	0.9053	-0.0052	0.0043	0.8962	-0.0143	0.0103	0.9026	-0.0078	0.00
(9, 128)	0.8968	-0.0137	0.0036	0.8943	-0.0162	0.0133	0.8962	-0.0143	0.00
(18,8)	0.9047	-0.0057	0.0036	0.9110	0.0006	0.0000	0.9110	0.0005	0.00
(18,16)	0.8893	-0.0212	0.0056	0.9034	-0.0071	0.0012	0.9009	-0.0096	0.00
(18,32)	0.9057	-0.0048	0.0022	0.8904	-0.0201	0.0089	0.9031	-0.0074	0.00
(18,64)	0.9104	0.0000	0.0015	0.8834	-0.0271	0.0154	0.9079	-0.0026	0.00
(18, 128)	0.9014	-0.0091	0.0016	0.8755	-0.0350	0.0249	0.8993	-0.0112	0.00
(36,8)	0.8982	-0.0122	0.0046	0.9126	0.0021	0.0002	0.9121	0.0016	0.00
(36,16)	0.9178	0.0073	0.0016	0.9137	0.0033	0.0002	0.9141	0.0037	0.00
(36,32)	0.9099	-0.0006	0.0013	0.8943	-0.0162	0.0037	0.9063	-0.0042	0.00
(36,64)	0.9069	-0.0035	0.0014	0.8690	-0.0415	0.0172	0.9036	-0.0069	0.00
(36, 128)	0.9047	-0.0058	0.0011	0.8478	-0.0626	0.0372	0.9026	-0.0079	0.00
(72,8)	0.9130	0.0025	0.0027	0.9131	0.0026	0.0002	0.9131	0.0026	0.00
(72,16)	0.9071	-0.0033	0.0015	0.9162	0.0058	0.0005	0.9142	0.0037	0.00
(72,32)	0.9084	-0.0021	0.0011	0.9172	0.0067	0.0004	0.9152	0.0047	0.00
(72,64)	0.9100	-0.0005	0.0006	0.8770	-0.0334	0.0065	0.9072	-0.0033	0.00
(72, 128)	0.9105	0.0000	0.0004	0.8246	-0.0859	0.0366	0.9088	-0.0017	0.00
(144,8)	0.9177	0.0072	0.0022	0.9132	0.0027	0.0002	0.9135	0.0030	0.00
(144,16)	0.9115	0.0010	0.0017	0.9166	0.0061	0.0005	0.9153	0.0048	0.00
(144,32)	0.9086	-0.0019	0.0009	0.9223	0.0118	0.0009	0.9154	0.0049	0.00
(144,64)	0.9097	-0.0008	0.0005	0.9244	0.0139	0.0008	0.9152	0.0048	0.00
(144, 128)	0.9099	-0.0005	0.0005	0.8394	-0.0711	0.0153	0.9096	-0.0009	0.00

تفسير الجدول رقم (3-26) في الانموذج السادس وحسب R(1,3)

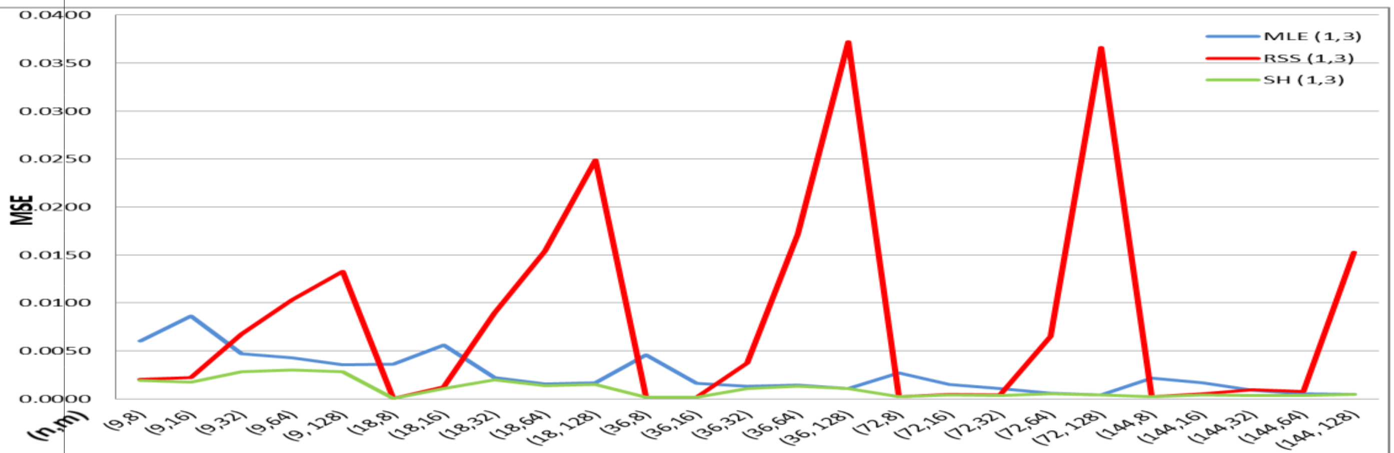
- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اقل ما يمكن(8و9) تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة جدا في طريقتي (التصنيف والتقليص) اذ بلغت (0.9042 و0.9043) على التوالي كذلك الطريقتان متساويتان بقيمة Mse(0.0002) بينما تبتعد قيمة Mse(0.0060) في طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.9038).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اعلى ما يمكن و المتانة اقل ما يمكن(128و9) تكون قيمة المعولية المقدرة في جميع الطرائق متقاربة ففي طريقة التصنيف بلغت قيمة المعولية المقدرة (0.8943) و قيمة Mseمساوية الى (0.0133)وبعدها تأتي طريقة التقليص وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.8962) و قيمة Mseمساوية الى (0.0028). وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.8968) و قيمة Mseمساوية الى (0.0036).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة مقارب الى قيم العينات الحقيقية (32و36) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم اعلى ما يمكن اذ بلغت (0.9099) وقيمة Mseمساوية الى (0.0013)وبعدها تأتي طريقة التقليص تكون قيمة Mseمساوية الى (0.0011)وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.9063). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.8943) وتكون قيمة Mseمساوية الى (0.0037).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اقل ما يمكن و المتانة اعلى ما يمكن(8و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في جميع الطرائق تفوق قيمة المعولية الحقيقية ففي طريقة الامكان الاعظم تكون قيمة المعولية المقدرة مساوية الى (0.9177) وقيمة Mseمساوية الى (0.0022) وفي طريقة التصنيف قيمة المعولية المقدرة تبلغ قيمتها الى (0.9132). وقيمة Mseمساوية الى (0.0002) وفي طريقة التقليص تكون قيمة Mseمساوية الى (0.0002) وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.9135).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اعلى ما يمكن(128و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم المعولية المقدرة بلغت (0.9099) وقيمة Mseمساوية الى (0.0005)وبعدها تأتي طريقة التقليص اذ تبلغت قيمة المعولية فيها الى (0.9096) وقيمة Mse مساوية الى (0.0005). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وقيمة Mseمساوية الى (0.0153)وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.8394).



نلاحظ عن طريق الشكل رقم (25-3) ان قيمة MSE تقترب من الصفر عندما تكون قيمة الاجهاد اقل ما يمكن وتبلغ (8) مع اختلاف قيم المتانة (9,18,36,72,144) حسب طريقة التقليص والامكان الاعظم بينما تبتعد كثيرا حسب طريقة التصنيف, ونلاحظ ايضا اتفاق جميع الطرائق التصنيف طريقة التقليص مع طريقة الامكان الاعظم عندما تكون قيم الاجهاد اعلى ما يمكن وتبلغ (128) وتقترب قيمة MSE من الصفرعندما تكون قيمة الاجهاد والمتانة اعلى ما يمكن (128,144)

جدول رقم (27-3)

$R_{S,K}$ (2,4)عندما　　R=**0.8165**　　$\alpha=2$, $\theta=1$, $\gamma=2$

(n,m)	MLE			RSS			SH		
	R^	MSE	bias	R^	MSE	bias	R^	MSE	Bias
(9,8)	0.8199	0.0034	0.0133	0.8090	-0.0075	0.0029	0.8099	-0.0067	0.0028
(9,16)	0.8072	-0.0093	0.0162	0.8085	-0.0080	0.0032	0.8083	-0.0082	0.0026
(9,32)	0.8027	-0.0138	0.0102	0.8045	-0.0120	0.0074	0.8038	-0.0128	0.0043
(9,64)	0.8167	0.0002	0.0083	0.8025	-0.0140	0.0100	0.8102	-0.0063	0.0045
(9, 128)	0.8019	-0.0146	0.0078	0.8013	-0.0152	0.0116	0.8017	-0.0148	0.0047
(18,8)	0.8167	0.0002	0.0088	0.8177	0.0012	0.0002	0.8177	0.0012	0.0002
(18,16)	0.7932	-0.0233	0.0106	0.8070	-0.0095	0.0022	0.8047	-0.0118	0.0019
(18,32)	0.8142	-0.0023	0.0052	0.7935	-0.0230	0.0112	0.8082	-0.0083	0.0039
(18,64)	0.8205	0.0040	0.0038	0.7877	-0.0289	0.0172	0.8144	-0.0021	0.0031
(18, 128)	0.8055	-0.0110	0.0037	0.7819	-0.0346	0.0243	0.8018	-0.0147	0.0031
(36,8)	0.8074	-0.0091	0.0106	0.8207	0.0042	0.0006	0.8199	0.0034	0.0006
(36,16)	0.8335	0.0170	0.0046	0.8227	0.0062	0.0007	0.8241	0.0076	0.0006

(36,32)	0.8194	0.0029	0.0034	0.7955	-0.0210	0.0060	0.8113	-0.0052	0.0025
(36,64)	0.8141	-0.0024	0.0031	0.7682	-0.0483	0.0225	0.8079	-0.0086	0.0027
(36, 128)	0.8097	-0.0068	0.0025	0.7507	-0.0658	0.0404	0.8056	-0.0110	0.0024
(72,8)	0.8279	0.0114	0.0070	0.8219	0.0054	0.0010	0.8226	0.0061	0.0009
(72,16)	0.8151	-0.0014	0.0038	0.8280	0.0115	0.0019	0.8239	0.0074	0.0014
(72,32)	0.8162	-0.0003	0.0028	0.8294	0.0129	0.0014	0.8253	0.0088	0.0011
(72,64)	0.8175	0.0010	0.0016	0.7722	-0.0443	0.0108	0.8117	-0.0048	0.0014
(72, 128)	0.8179	0.0014	0.0012	0.7171	-0.0994	0.0466	0.8139	-0.0026	0.0011
(144,8)	0.8344	0.0179	0.0060	0.8220	0.0055	0.0010	0.8235	0.0070	0.0009
(144,16)	0.8224	0.0059	0.0043	0.8290	0.0125	0.0022	0.8267	0.0102	0.0015
(144,32)	0.8159	-0.0006	0.0023	0.8398	0.0233	0.0037	0.8256	0.0091	0.0012
(144,64)	0.8166	0.0000	0.0013	0.8432	0.0267	0.0029	0.8244	0.0079	0.0010
(144, 128)	0.8170	0.0005	0.0012	0.7233	-0.0932	0.0243	0.8154	-0.0011	0.0012

تفسير الجدول رقم (3-27) في الانموذج السادس وحسب R(2,4)

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اقل ما يمكن(8و9) تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة في طريقتي (التصنيف والتقليص) اذ بلغت **(0.8090, 0.8099)** على التوالي كذلك الطريقتان متساويتان بقيمة Mse(0.0028) بينما تبتعد قيمة Mse(0.0133) في طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.8199).

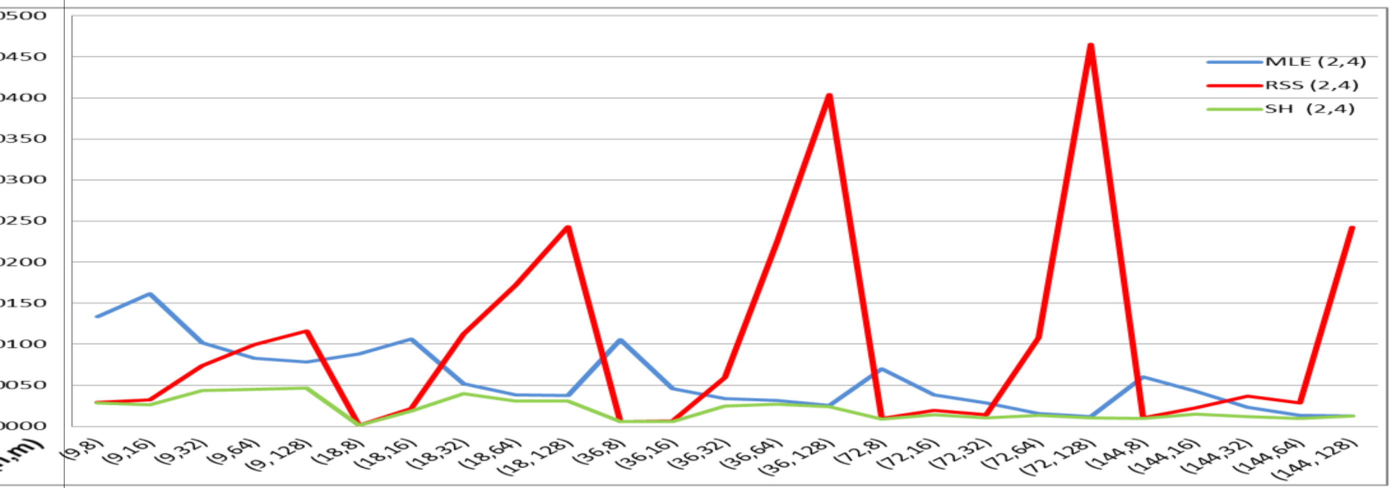
- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اعلى ما يمكن و المتانة اقل ما يمكن(128و9) تكون قيمة المعولية المقدرة في جميع الطرائق متقاربة ففي طريقة الامكان الاعظم بلغت **(0.8019)** و قيمة Mseمساوية الى (0.0078)وبعدها تأتي طريقة التقليص وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.8017) و قيمة Mseمساوية الى (0.0047). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.8013) واعلى قيمة Mseمساوية الى (0.0116).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة مقارب الى قيم العينات الحقيقية (32و36) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم مساوية الى **(0.8194)** و قيمة Mseمساوية الى (0.0034)وبعدها تأتي طريقة التقليص وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.8113) و قيمة Mse مساوية الى (0.0025). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7955) واعلى قيمة Mseمساوية الى (0.0060).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اقل ما يمكن و المتانة اعلى ما يمكن(8و144) تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة في جميع الطرائق في طريقة التقليص بلغت **(0.8235)** وقيمة Mse مساوية الى (0.0009) وبعدها تأتي طريقة التصنيف وقيمة Mseمساوية الى (0.0010) وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.8220) بينما تقترب في طريقة الامكان الاعظم الى قيمة المعولية الحقيقية وتبلغ قيمتها الى (0.8344). وقيمة Mseمساوية الى (0.0060).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اعلى ما يمكن(128و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة التقليص مقاربة الى قيمة المعولية الحقيقية اذ بلغت **(0.8154)** وقيمة Mseمساوية الى

(0.0012)وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم اذ تبلغت قيمة المعولية فيها الى (0.8170) وقيمة Mseمساوية الى (0.0012). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وقيمة Mseمساوية الى (0.0243)وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7233)



نلاحظ عن طريق الشكل رقم (26-3) ان قيمة MSEتقترب من الصفر عندما تكون قيمة الاجهاد اقل ما يمكن وتبلغ (8) مع اختلاف قيم المتانة حسب طريقة التقليص والتصنيف بينما حسب طريقة الامكان الاعظم تقترب من الصفر عندما قيمة الاجهاد اعلى ما يمكن مع اختلاف قيم المتانة .

نتائج المحاكاة عند الانموذج السابع

R=0.75 α=0.7, θ=0.7 , γ=0.7 عندما(1,3) $R_{S,K}$

جدول رقم (28-3)

(n,m)	MLE			RSS			SH		
	R^	MSE	bias	R^	MSE	bias	R^	MSE	Bias
(9,8)	0.7445	-0.0055	0.0161	0.7478	-0.0022	0.0003	0.7477	-0.0023	0.0003
(9,16)	0.7465	-0.0035	0.0158	0.7459	-0.0041	0.0012	0.7460	-0.0040	0.0010
(9,32)	0.7233	-0.0267	0.0129	0.7394	-0.0106	0.0060	0.7344	-0.0156	0.0044
(9,64)	0.7277	-0.0223	0.0094	0.7374	-0.0126	0.0081	0.7329	-0.0171	0.0042
(9, 128)	0.7184	-0.0316	0.0121	0.7360	-0.0140	0.0099	0.7281	-0.0219	0.0059
(18,8)	0.7601	0.0101	0.0142	0.7536	0.0036	0.0007	0.7538	0.0038	0.0007
(18,16)	0.7550	0.0050	0.0081	0.7451	-0.0049	0.0008	0.7458	-0.0042	0.0008
(18,32)	0.7583	0.0083	0.0060	0.7318	-0.0182	0.0075	0.7464	-0.0036	0.0031
(18,64)	0.7287	-0.0213	0.0073	0.7222	-0.0278	0.0161	0.7267	-0.0233	0.0054
(18, 128)	0.7325	-0.0175	0.0055	0.7177	-0.0323	0.0212	0.7296	-0.0204	0.0046
(36,8)	0.7486	-0.0014	0.0125	0.7567	0.0067	0.0015	0.7558	0.0058	0.0014
(36,16)	0.7499	-0.0001	0.0059	0.7574	0.0074	0.0011	0.7562	0.0062	0.0009
(36,32)	0.7488	-0.0012	0.0043	0.7347	-0.0153	0.0027	0.7401	-0.0099	0.0018
(36,64)	0.7506	0.0006	0.0029	0.7054	-0.0446	0.0197	0.7461	-0.0039	0.0027

(36, 128)	0.7435	-0.0065	0.0025	0.6917	-0.0583	0.0320	0.7383	-0.0117	0.0022
(72,8)	0.7540	0.0040	0.0122	0.7568	0.0068	0.0016	0.7564	0.0064	0.0012
(72,16)	0.7610	0.0110	0.0047	0.7659	0.0159	0.0036	0.7638	0.0138	0.0023
(72,32)	0.7517	0.0017	0.0031	0.7680	0.0180	0.0027	0.7604	0.0104	0.0015
(72,64)	0.7574	0.0074	0.0022	0.7108	-0.0392	0.0098	0.7530	0.0030	0.0021
(72, 128)	0.7509	0.0009	0.0018	0.6612	-0.0888	0.0380	0.7489	-0.0011	0.0018
(144,8)	0.7561	0.0061	0.0094	0.7575	0.0075	0.0019	0.7573	0.0073	0.0017
(144,16)	0.7407	-0.0093	0.0037	0.7668	0.0168	0.0041	0.7531	0.0031	0.0018
(144,32)	0.7496	-0.0004	0.0028	0.7829	0.0329	0.0073	0.7591	0.0091	0.0020
(144,64)	0.7451	-0.0049	0.0015	0.7925	0.0425	0.0067	0.7506	0.0006	0.0014
(144, 128)	0.7497	-0.0003	0.0010	0.6749	-0.0751	0.0171	0.7486	-0.0014	0.0010

تفسير الجدول رقم (3-28) في الانموذج السابع وحسب R(1,3)

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اقل ما يمكن(8و9) تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة جدا في طريقتي (التصنيف والتقليص) اذ بلغت (0.7477 و0.7478) على التوالي كذلك الطريقتان متساويتان بقيمة Mse(0.0003) بينما تبتعد قيمة Mse(0.0161) في طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7445).

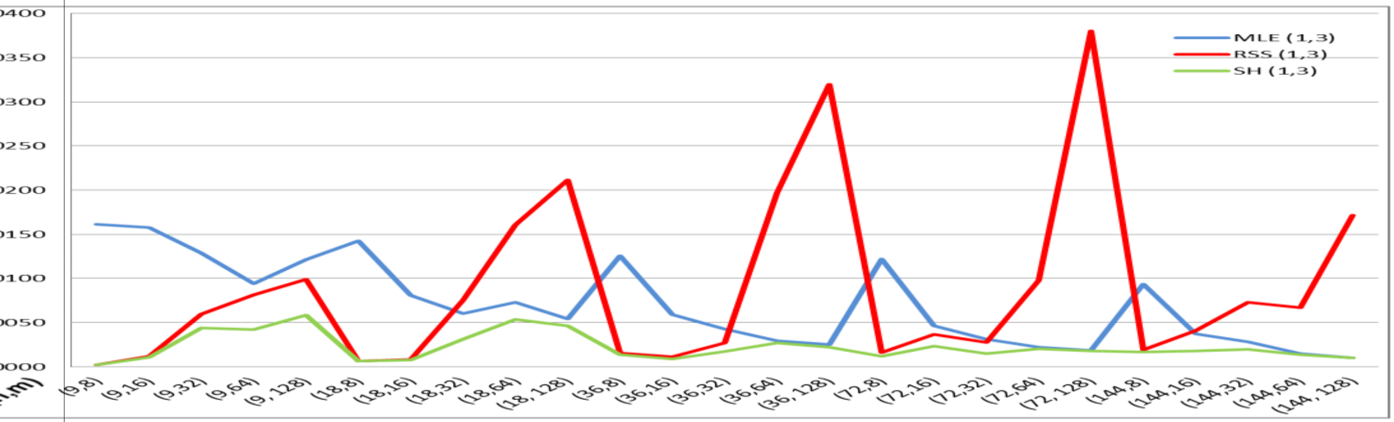
- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اعلى ما يمكن و المتانة اقل ما يمكن(128و9) تكون قيمة المعولية المقدرة في جميع الطرائق متقاربة ففي طريقة التصنيف بلغت قيمة المعولية المقدرة (0.7360) و قيمة Mseمساوية الى (0.0099)وبعدها تأتي طريقة التقليص وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7281) و قيمة Mseمساوية الى (0.0059). وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7184) و قيمة Mseمساوية الى (0.0121).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة مقارب الى قيم العينات الحقيقية (32و36) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم اعلى ما يمكن اذ بلغت (0.7488) وقيمة Mseمساوية الى (0.0043)وبعدها تأتي طريقة التقليص تكون قيمة Mseمساوية الى (0.0018)وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7401). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7347) وتكون قيمة Mseمساوية الى (0.0027).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اقل ما يمكن و المتانة اعلى ما يمكن(8و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في جميع الطرائق تفوق قيمة المعولية الحقيقية ففي طريقة الامكان الاعظم تكون قيمة المعولية المقدرة مساوية الى (0.7561) وقيمة Mseمساوية الى (0.0094) وفي طريقة التصنيف قيمة المعولية المقدرة تبلغ قيمتها الى (0.7575). وقيمة Mseمساوية الى (0.0019) وفي طريقة التقليص تكون قيمة Mseمساوية الى (0.0017) وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.7573).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اعلى ما يمكن(128و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم المعولية المقدرة بلغت (0.7497) وقيمة Mseمساوية الى (0.0010)وبعدها تأتي طريقة التقليص اذ تبلغت قيمة المعولية فيها الى (0.7486) وقيمة Mse

مساوية الى (0.0010). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وقيمة Mseمساوية الى (0.0171)وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.6749).



نلاحظ عن طريق الشكل رقم (3-27) ان قيمة MSE تبتعد عن الصفر في اغلب حالات اختلاف قيم الاجهاد والمتانة حسب طريقة التصنيف بينما تقترب من الصفر عندما تكون قيمة الاجهاد اقل ما يمكن وتبلغ (8) مع اختلاف قيم المتانة (9,18,36,72,144) حسب طريقة التقليص اما حسب طريقة الامكان الاعظم تقترب من الصفر عندما تكون قيم الاجهاد والمتانة اعلى ما يمكن وتبلغ((128,144

جدول رقم (3-29)

$R_{S,K}$ (2,4)عندما R=**0.60** α=0.7, θ=0.7 , γ=0.7

(n,m)	MLE			RSS			SH		
	R^	MSE	bias	R^	MSE	bias	R^	MSE	Bia
(9,8)	0.6088	0.0088	0.0231	0.5975	-0.0025	0.0003	0.5976	-0.0024	0.00
(9,16)	0.6100	0.0100	0.0213	0.5960	-0.0040	0.0011	0.5969	-0.0031	0.00
(9,32)	0.5792	-0.0208	0.0147	0.5907	-0.0093	0.0045	0.5881	-0.0119	0.00
(9,64)	0.5816	-0.0184	0.0115	0.5894	-0.0106	0.0057	0.5867	-0.0133	0.00
(9, 128)	0.5721	-0.0279	0.0135	0.5886	-0.0114	0.0066	0.5833	-0.0167	0.00
(18,8)	0.6253	0.0253	0.0204	0.6051	0.0051	0.0014	0.6063	0.0063	0.00
(18,16)	0.6135	0.0135	0.0116	0.5946	-0.0054	0.0010	0.5959	-0.0041	0.00
(18,32)	0.6150	0.0150	0.0083	0.5826	-0.0174	0.0066	0.5971	-0.0029	0.00
(18,64)	0.5810	-0.0190	0.0089	0.5757	-0.0243	0.0121	0.5788	-0.0212	0.00
(18, 128)	0.5842	-0.0158	0.0068	0.5728	-0.0272	0.0149	0.5807	-0.0193	0.00
(36,8)	0.6100	0.0100	0.0181	0.6102	0.0102	0.0036	0.6102	0.0102	0.00
(36,16)	0.6053	0.0053	0.0084	0.6102	0.0102	0.0022	0.6092	0.0092	0.00
(36,32)	0.6025	0.0025	0.0058	0.5835	-0.0165	0.0032	0.5901	-0.0099	0.00
(36,64)	0.6032	0.0032	0.0039	0.5582	-0.0418	0.0168	0.5961	-0.0039	0.00
(36, 128)	0.5946	-0.0054	0.0034	0.5483	-0.0517	0.0248	0.5877	-0.0123	0.00
(72,8)	0.6158	0.0158	0.0173	0.6105	0.0105	0.0037	0.6116	0.0116	0.00
(72,16)	0.6173	0.0173	0.0069	0.6241	0.0241	0.0084	0.6203	0.0203	0.00

(72,32)	0.6047	0.0047	0.0042	0.6249	0.0249	0.0055	0.6134	0.0134	0.00
(72,64)	0.6106	0.0106	0.0030	0.5590	-0.0410	0.0100	0.6029	0.0029	0.00
(72, 128)	0.6026	0.0026	0.0024	0.5162	-0.0838	0.0327	0.5984	-0.0016	0.00
(144,8)	0.6158	0.0158	0.0136	0.6120	0.0120	0.0048	0.6129	0.0129	0.00
(144,16)	0.5922	-0.0078	0.0049	0.6261	0.0261	0.0099	0.6035	0.0035	0.00
(144,32)	0.6021	0.0021	0.0039	0.6494	0.0494	0.0166	0.6113	0.0113	0.00
(144,64)	0.5956	-0.0044	0.0020	0.6592	0.0592	0.0135	0.5995	-0.0005	0.00
(144, 128)	0.6006	0.0006	0.0014	0.5207	-0.0793	0.0177	0.5984	-0.0016	0.00

تفسير الجدول رقم (3-29) في الانموذج السابع وحسب R(2,4)

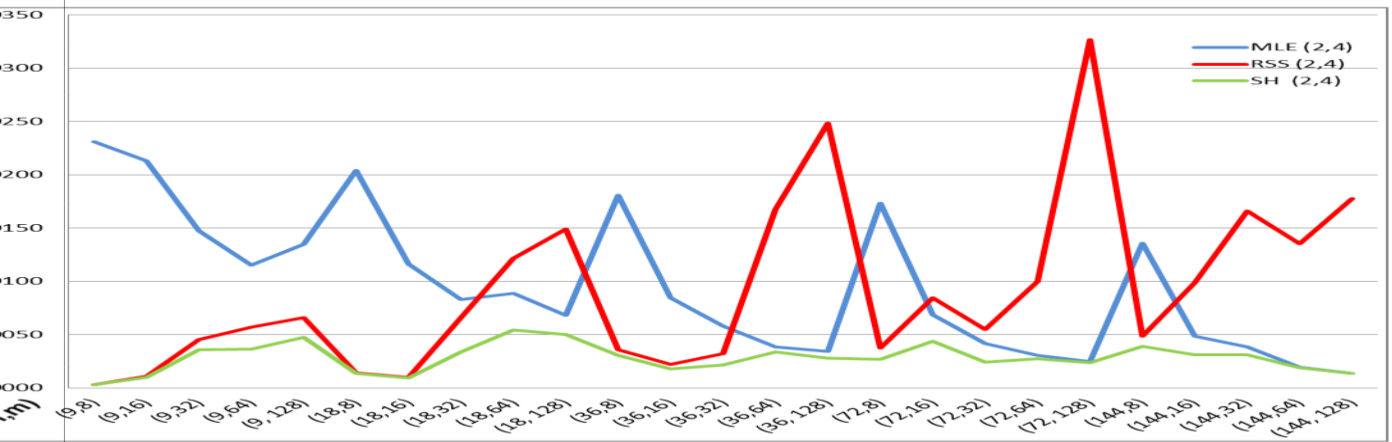
- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اقل ما يمكن(8و9) تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة في طريقتي (التصنيف والتقليص) اذ بلغت **(0.5975, 0.5976)** على التوالي كذلك الطريقتان متساويتان بقيمة Mse(0.0003) بينما تبتعد قيمة Mse(0.0231) في طريقة الامكان الاعظم وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.6088).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اعلى ما يمكن و المتانة اقل ما يمكن(128و9) تكون قيمة المعولية المقدرة في جميع الطرائق متقاربة ففي طريقة الامكان الاعظم بلغت **(0.5721)** و قيمة Mseمساوية الى (0.0135)وبعدها تأتي طريقة التقليص وتبلغ قيمة المعولية فيها الى **(0.5833)** و قيمة Mseمساوية الى (0.0048). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5886) واعلى قيمة Mseمساوية الى (0.0066).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة مقارب الى قيم العينات الحقيقية (32و36) تكون قيمة المعولية المقدرة في طريقة الامكان الاعظم مساوية الى **(0.6025)** و قيمة Mseمساوية الى (0.0058)وبعدها تأتي طريقة التقليص وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5901) و قيمة Mse مساوية الى (0.0022). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.5835) واعلى قيمة Mseمساوية الى (0.0032).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد اقل ما يمكن و المتانة اعلى ما يمكن(8و144) تكون قيمة المعولية المقدرة متقاربة في جميع الطرائق في طريقة التقليص بلغت **(0.8235)** وقيمة Mse مساوية الى (0.0009) وبعدها تأتي طريقة التصنيف وقيمة Mseمساوية الى (0.0010) وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.8220) بينما تقترب في طريقة الامكان الاعظم الى قيمة المعولية الحقيقية وتبلغ قيمتها الى (0.8344). وقيمة Mseمساوية الى (0.0060).

- عندما يكون حجم العينة للاجهاد و المتانة اعلى ما يمكن(128و144) تكون قيمة المعولية المقدرة في جميع الطرائق متقاربة ففي طريقة التقليص مقاربة الى قيمة المعولية الحقيقية اذ بلغت **(0.6129)** وقيمة Mseمساوية الى (0.0039)وبعدها تأتي طريقة الامكان الاعظم اذ تبلغت قيمة المعولية فيها الى (0.6158) وقيمة Mseمساوية الى (0.0136). وبعدها تأتي طريقة التصنيف وقيمة Mseمساوية الى (0.0120)وتبلغ قيمة المعولية فيها الى (0.6120)



الشكل رقم (3-28)

نلاحظ عن طريق الشكل رقم (3-28) ان قيمة MSE تقترب من الصفر عندما تكون قيمة الاجهاد اقل ما يمكن وتبلغ (8) مع اختلاف قيم المتانة (9,18,36,72,144) حسب طريقة التقليص والتصنيف بينما تبتعد كثيرا حسب طريقة الامكان الاعظم ,ونلاحظ ايضا اتفاق طريقة التقليص مع طريقة الامكان الاعظم عندما تكون قيم الاجهاد اعلى ما يمكن وتبلغ (128) وتقترب قيمة MSE من الصفرعندما تكون قيمة الاجهاد والمتانة اعلى ما يمكن (128,144)

الجانب التطبيقي

6-3 تمهيد:
Preface

تم في هذا الجانب أستعمال البيانات الحقيقية لتقدير المعولية في حالة الإجهاد والمتانة للنظام (s out of k) حيث تم اختيار شركة اور العامة لصناعة الاسلاك الكهربائية مكاناً لجمع البيانات المتعلقة بالبحث ، وقد تم الحصول على نتائج التطبيق العملي لمعولية النظام متعدد المكونات في حالة الإجهاد والمتانة وايجاد دالة المعولية لكل طرق التقدير المذكورة في الجانب النظري ثم المفاضلة بين طرق التقدير وكذلك المفاضلة بين التوزيعات الاسي, باريتو,قوة الفا الاسي , قوة الفا باريتو واستعمال بعض معايير المقارنة بين التوزيعات (AIC,BIC,HQIC) مع حجم عينة ملائم حسب ما تم التوصل اليه في الجانب التجريبي . بالإعتماد على برامج كتبت بلغة (R) والمبينة في الملحق.

كلمة سلك في الاوساط العلمية تعني (مسار مادي) يتم نقل اشارة او طاقة بواسطته باستعمال خاصية فيزيائية ويوجد هناك اقسام شائعة للاسلاك منها اسلاك نقل التيار الكهربائي (اشارة) واسلاك لنقل الاشارة الضوئية يدعى (الياف ضوئية) وتوجد انواع من الاسلاك المجدولة تستعمل حمل الاثقال والنقل تدعى (الكابلات)

الكابلات الكهربائية : هي مواد تستخدم في نقل و توزيع الطاقة الكهربائية وتتكون في العادة من ثلاث اجزاء رئيسية هي **الموصل و الطبقة العازلة و الغلاف الخارجي** حيث يعمل **الموصل** على تأمين مسار نقل التيار الكهربائي وتقاوم **الطبقة العازلة** للتيار و تعزله عن محيطه , اما **الغلاف** فيحيط بالقسمين السابقين ليعزل اي رطوبة ويحمي الكابل من جميع العوامل الجوية الخارجية .

7-3 جمع البيانات المتعلقة بالدراسة

نظرا لاهمية الكهرباء في حياتنا اليومية اذ اصبحت ضرورة قصوى لتقدم المجتمعات وازدهار اقتصادها ادى بنا هذا الى الاهتمام بهذا الجانب وعمل دراسة محورها يدور حول معرفة تامة عن ديمومة ومعولية (ضمان) عمل الاليات المصنعة للمواد التي تستخدم في نقل وتوزيع الطاقة الكهربائية اذ تم اختيار شركة اور العامة لصناعة الاسلاك الكهربائية اذ جمعت البيانات التي تخص العطلات الكهربائية و الميكانيكية للمكائن المصنعة للقابلوات المؤلف من عدة مكائن مستقلة من سجلات الشركة المتوفرة لمدة 18 شهر ابتداءآ من تاريخ 2021/1/10 ولغاية 2022/6/28 وقد استبعدت كافة التوقفات الكهربائية و غير الميكانيكية , اذ إن عدد ساعات العمل

هي 6 ساعات عمل ماكنة الجدل السباعي وان البيانات تمثل مدة تصليح الماكنة واعادتها للعمل , إذ إن هذه البيانات تمثل متانة هذه الماكنة ومدى تحملها للعمل ,أما البيانات المتعلقة بالإجهاد العشوائي المشترك المسلط على النظام فهي تمثل وقت تصليح ماكنة السحب (اعادة لف النحاس) لمدة 12 ساعة عمل متواصلة .

والجداول الآتية توضح ذلك اذ يمثل العمود الاول المتانة وهي أوقات تصليح الماكنات واعادة تشغيلها حسب متانتها اذ تم حساب وقت تصليح 36 حالة توقف(مدة تصليح) لماكنة الجدل السباعي (الثني) تعمل لمدة 6 ساعات و تم حساب وقت التصليح بالساعات اما العمود الثاني يمثل الإجهاد العشوائي المشترك في النظام المتعدد المكونات s out of k تمثلت ب 32 حالة توقف (مدة تصليح)لماكنة السحب (اعادة لف النحاس) التي تعمل لمدة 12 ساعة الوقت المحسوب لتصليح الماكنة بالساعات .

جدول (3-30) يمثل اوقات توقف الماكنة عن العمل (مدة تصليحها) وحدة قياس الزمن ساعات

تمثل متانة ماكنة الجدل السباعي(الثني) التي تعمل 6 ساعات

x	1.16	0.92	0.14	0.01	0.46	0.76	0.87	0.95	0.57
	1.11	0.58	2.95	0.63	6.53	0.66	0.34	2.56	4.67
	0.43	1.14	1	1.98	0.01	0.9	0.07	1.18	1.46
	1.46	1.65	4.16	1.62	1.37	0.69	0.88	4.62	1.73

جدول (3-31) يمثل اوقات توقف الماكنة عن العمل (مدة تصليحها) وحدة قياس الزمن ساعات

تمثل الاجهاد العشوائي لماكنة السحب (اعادة لف النحاس) التي تعمل 12 ساعة

y	0.1	5.75	0.57	0.7	1.09	0.17	1.57	2.56
	1.17	2.52	0.89	4.45	3.01	0.08	0.67	0.4
	0.44	0.66	4.48	1.59	0.42	5.87	2.29	0.46
	1.25	1.38	1.19	1.18	0.72	2.35	1.11	4.18

الجدول (3-32) يوضح بعض المؤشرات الاحصائية للعينين الحقيقيتين (x,y) المذكورتين في الجدول رقم (3-30) و (3-31)

الجدول رقم (3-32) المؤشرات الاحصائية للبيانات الحقيقية

	X	Y
Mean	1.4506	1.7272
Variance	2.1272	2.6125
Skewnsis	1.8924	1.2926
kurtosis	6.2116	3.6498
Median	0.975	1.175
Max	6.53	5.87
Min	0.01	0.08

8-3 اختبار ملائمة البيانات : Data Fitting

للتأكد من البينات في الجداول (3-31)و (3-32) تتبع التوزيعات المستعملة في الاطروحة (قوة الفا الاسي و قوة الفا باريتو) تم استعمال اختبار لحسن المطابقة وبموجب الفرضية الاتية:

H0: The data have the distribution

H1: The data do not have the distribution

سيتم استعمال احصاءة مربع كاي لاختبار مطابقة البيانات الحقيقية مع التوزيعات المستعملة في الاطروحة و يقارن بين عينتين مستقلتين مأخوذتين من نفس المجتمع المستعملة في الدراسة وحسب الصيغة الاتية .

$$X_0 = \sum \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$$

جدول رقم (3-33) نتائج اختبار ملائمة البيانات

date	distribution	$X^2{}_C$	$X^2{}_t$	Decision
x	APE	9	21.3	Accept H0
	EX	11.5	22.36	Accept H0
y	APE	9.25	21.3	Accept H0

	EX	12.0625	22.36	Accept H0

نلاحـــــــــظ مـــــــــن الجـــــــــدول رقـــــــــم (3-33) ان قيمـــــــــة $X^2{}_c$ الحســــــــــــابية اقـــــــــل مـــــــــن قيمـــــــــة $X^2{}_t$ لجدوليـــة فـــي جميـــع التوزيعـــات المســـتعملة فـــي الاطروحـــة وهـــذا يعنـــي انـــه لانـــرفض فرضية العدم مما يدل على ان البيانات تخض للتوزيعات المستعملة في الاطروحة .

9-3 معايير اختيار افضل توزيع Criteria for selection of the best

وهي المعايير الإحصائية التي تستعمل في اختيار افضل توزيع احتمالي من بين عدة توزيعات، تمت المقارنة بين توزيع الاسي المعروف مع توزيع قوة الفا الاسي المستعمل في الاطروحة وكذلك توزيع باريتو المعروف مع قوة الفا باريتو من حيث المعالم و المسافة بين والجدول ادناه يوضح ذلك .

معيار معلومات اكايكي Akaike Information AIC Criteria

يستعمل هذا المعيار لتبيان افضلية توزيع من بين مجموعة توزيعات تطبق على عينة من البيانات صيغته تعطى بالشكل الاتي

$$AIC = -2log(L) + 2k$$

L: تمثل قيمة دالة الإمكان

k: تمثل عدد معلمات التوزيع

معيار معلومات اكايكي المصحح Akaike Information Correct AICc

يستعمل هذا المعيار في اختيار افضل توزيع من بين مجموعة من التوزيعات، وذلك بالتحقق من امتلاك هلا التوزيع اقل قيمة لمعيار AICc(، (و يكون هلا التوزيع هو الأفضل ويحسب وفق الصيغة الآتية AICc = AIC + 2k(k + 1)/ n − k − 1

k : تمثل عدد معلمات التوزيع

n : تمثل حجم العينة.

معيار بيز BIC

يستعمل هذا المعيار في اختيار افضل توزيع من بين مجموعة من التوزيعات، وذلك بالتحقق من امتلاك هلا التوزيع اقل قيمة لمعيار BIC و يكون التوزيع هو الأفضل ويحسب وفق الصيغة الآتية

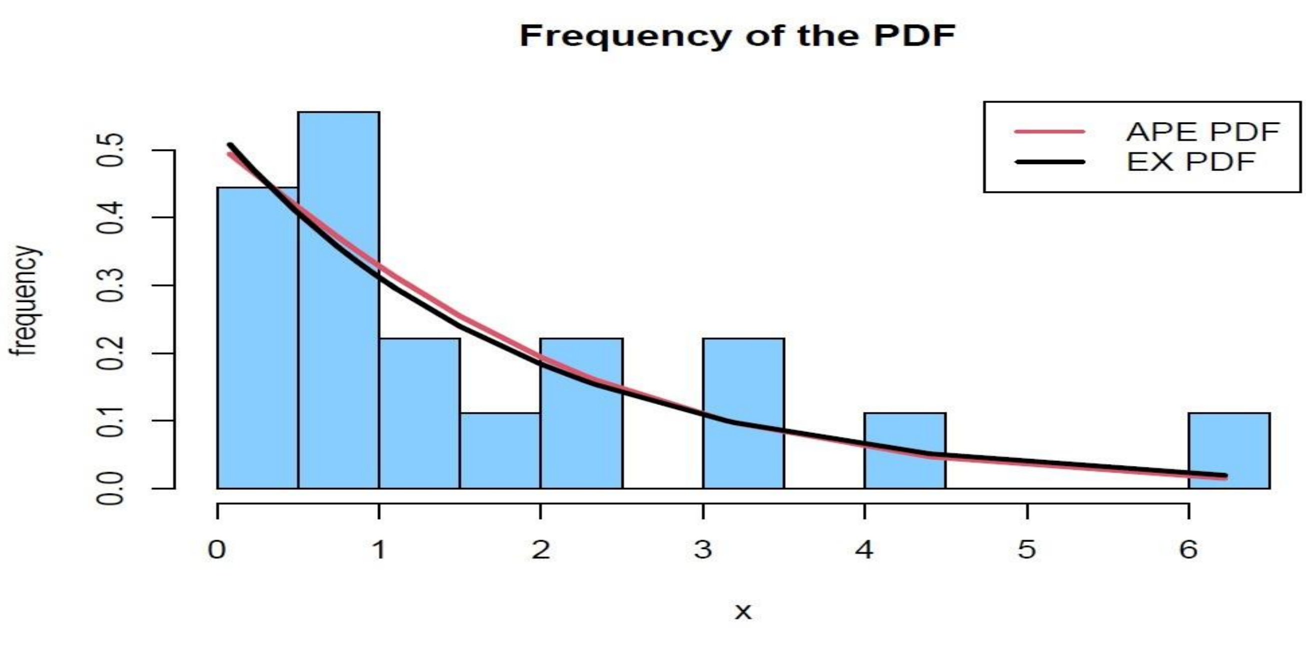
$$BIC=K \log (n) -2 \log L$$

جدول رقم (3-34) معايير المقارنة بين التوزيعات

	Distribution	AIC	AICc	BIC	HQIC
x	APE	102.6467	103.0104	105.7101	103.7521
	EX	104.1266	104.2442	105.8138	104.6793
y	APE	102.8302	103.244	105.7616	103.8019
	EX	104.8586	104.9919	106.3243	105.3445

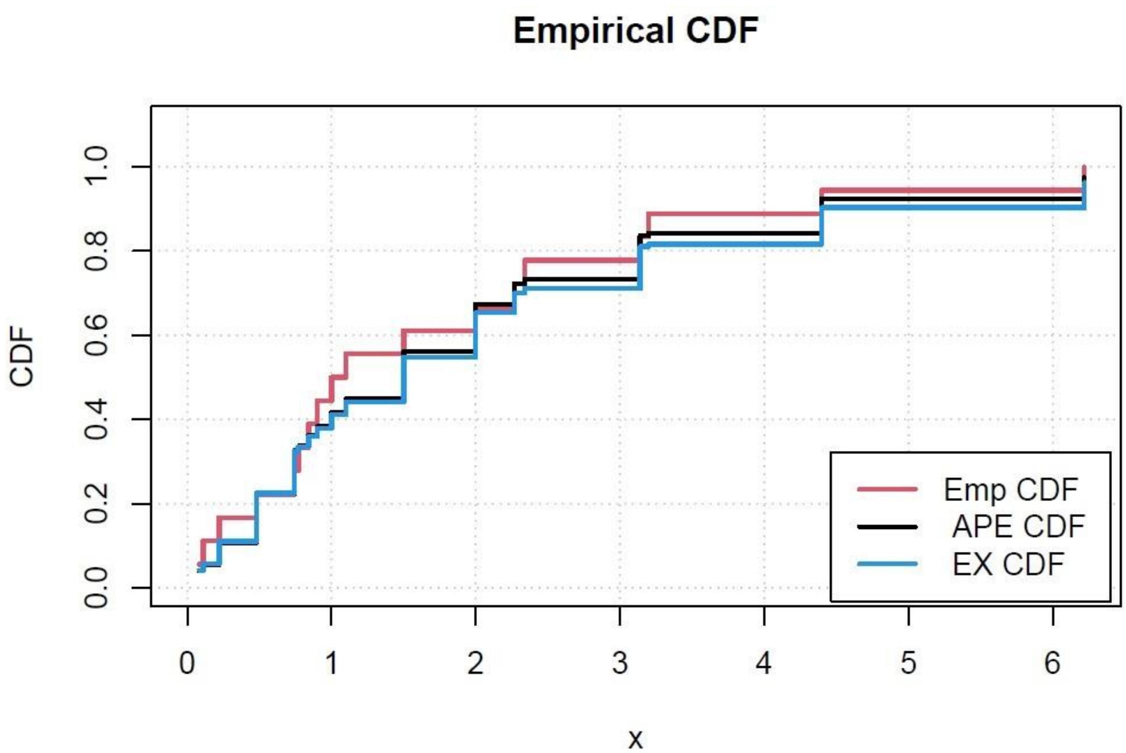
نلاحظ عن طريق النتائج في الجدول رقم (3-34) ان قيمة قوة الفا الاسي وللعينتين (x,y) يمتلك اقل قيم بالنسبة للمعايير المستعملة في الاطروحة (AIC,AICC,BIC,HQIC) من التوزيع الاسي الكلاسيكي وهذا يعني ان توزيع قوة الفا الاسي هو الافضل في تمثيل بيانات العينة المدروسة .

ويمكن تمثيل العينتين الحقيقيتين المستعملتين في التطبيق العملي المتمثلة في عينة المتانة (x) وعينة الاجهاد (y) بدالة الكثافة الاحتمالية والدالة التراكمية كل على حدى ومقارنة كل عينة بالتوزيع الحديث مع التوزيع الكلاسيكي المستعمل في الاطروحة والاشكال التالية توضح ذلك .



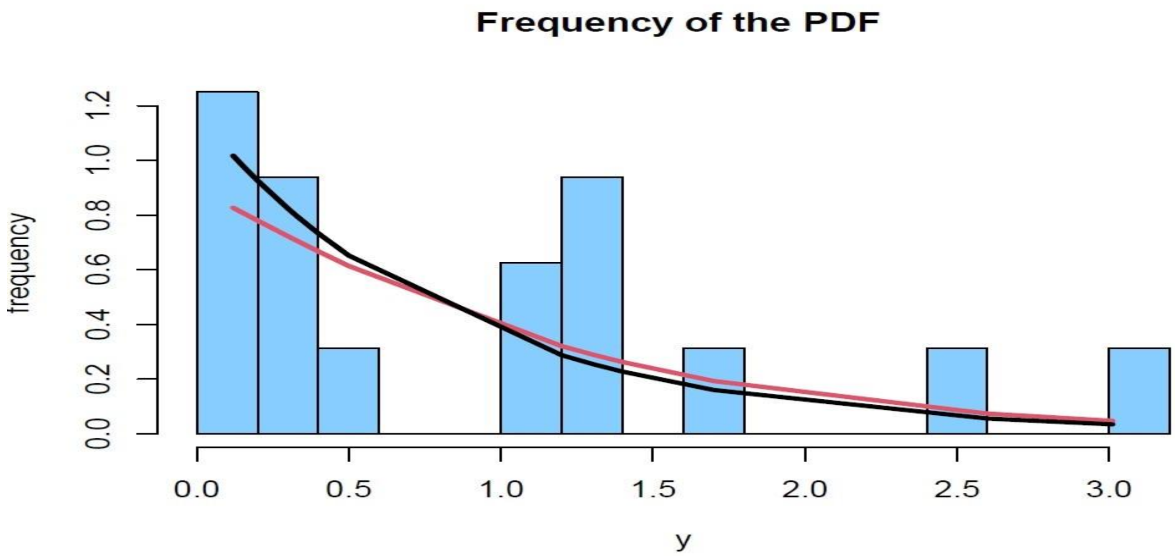
الشكل رقم (3-29)

يبين دالة الكثافة الاحتمالية للتوزيع الجديد APE مقارنة مع التوزيع الاسي الكلاسيكي EXبالنسبة للبيانات الحقيقية للعينة x



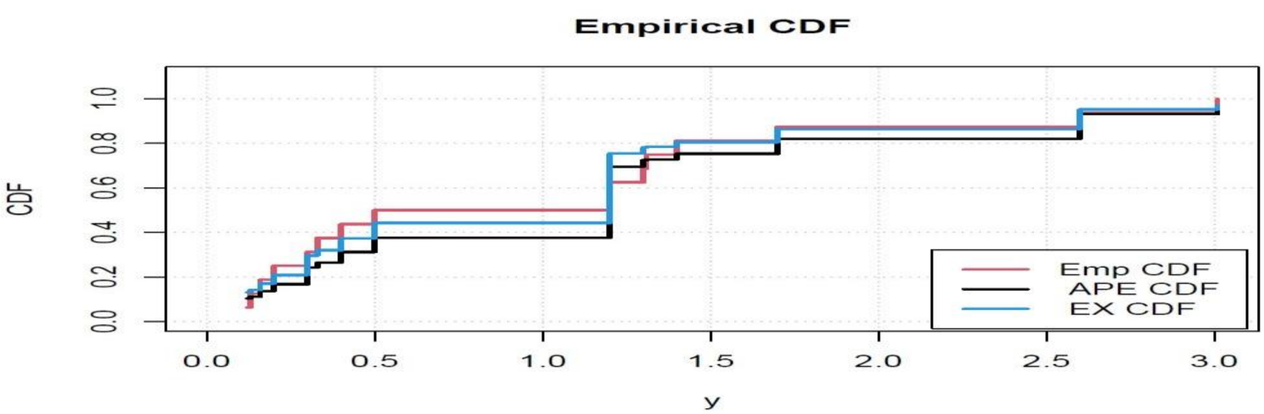
الشكل رقم (3-30)

يبين الدالة التراكمية للتوزيع الجديد APE مقارنة بالتوزيع التجريبي Emp و التوزيع الاسي الكلاسيكي EXبالنسبة للبيانات الحقيقية للعينة X



الشكل رقم (3-31)

يبين دالة الكثافة الاحتمالية للتوزيع الجديد APE مقارنة مع التوزيع الاسي الكلاسيكي EXبالنسبة للبيانات الحقيقية للعينة y



الشكل رقم (3-32)

date	distribution	**Estemate of parametors**		$\hat{R}(1,3)$	$\hat{R}(2,4)$

x	APE	$\hat{\alpha}$=1.59 , $\hat{\lambda}$=0.77	0.699191	0.54 3559
	EX	$\hat{\sigma}$=0.69		
y	APE	$\hat{\alpha}$=1.59, $\hat{\beta}$=0.65		
	EX	$\hat{\sigma}$=0.52		

يبين الدالة التراكمية للتوزيع الجديد APE مقارنة بالتوزيع التجريبي Emp و التوزيع الاسي الكلاسيكي EXبالنسبة للبيانات الحقيقية للعينة y

10-3 **تحليل البيانات الحقيقية : Real data analysis**

بينت نتائج تجارب المحاكاة الموضحة في الفصل الثالث (الجانب التجريبي) من هذه الاطروحة افضلية طريقة SH ,في تقدير دالة المعولية للاجهاد و المتانة للعينات الصغيرة مقارنة بطرق (RSS MLE,) و تم تقدير دالة المعولية للاجهاد والمتانة في الجانب التطبيقي بايجاد معولية النظام

$\hat{R}(1,3)$و$\hat{R}(2,4)$كانت نتائج التقدير كما في الجدول الاتي

جدول رقم (3-35) معولية البيانات الحقيقية

نلاحظ عن طريق الجدول رقم (3-35) لبيانات العينتين الحقيقيتين (x,y) و بمعلمات مختلفة للتوزيعات المستعملة في الاطروحة ان قيمة المعولية($\hat{R}(1,3$ البالغة (0.699191) هي اعلى من قيمة دالة المعولية($\hat{R}(2,4$ البالغة (0.543559) .

ويتضح ايضا إن إحتمال أن تكون اوقات تصليح لماكنة الجدل السباعي (الثني) التي تعمل لمدة 6 ساعات اقل من اوقات تصليح لماكنة السحب (اعادة لف النحاس) التي تعمل لمدة 12 ساعة وهو إحتمال متوسط ، أي أن المكينتين قادرتان على تحمل (الاجهاد) اوقات اشتغال اضافية وان ماكنة السحب (اعادة لف النحاس)أكثر تحملاً لذلك الإجهاد من لماكنة الجدل السباعي (الثني) وتحت نفس الظروف التشغيلية .

الفصل الرابع

الأستنتاجات والتوصيات

في هذا الفصل سيتم تقديم اهم الاستنتاجات التي توصلت اليها الاطروحة, وكذلك طرح اهم التوصيات

1-4 الأستنتاجات (Conclusions)

بالرجوع الى تجربة المحاكاة تبين مايأتي :

1- أفضلية طريقة التقليص (Shrinkage Method) التي تعتمد المعلومات المسبقة عن المعلمات بشكل قيم أولية في عملية التقدير على طرائق التقدير الأخرى التي تعتمد على معلومات العينة المشاهدة فقط لتقدير معولية النظام s out of k في حالة الإجهاد والمتانة وذلك بأستعمال المقياسين الأحصائيين متوسط مربعات الخطأ (MSE) و مقياس التحيز (bais) ولجميع حجوم العينات .

2- تطابق مقدر التصنيف (RSS) و مقدر التقليص (Sh) بشكل تام عندما يكون حجم العينة اقل ما يمكن واكبر ما يمكن ولقد احتل كل من مقدر الإمكان الأعظم المرتبة الثانية ولجميع حجوم العينات بأستعمال المقياسين الاحصائيين متوسط مربعات الخطأ (MSE) مقياس التحيز (bais).

3- أظهرت نتائج تجارب المحاكاة ان قيم المعولية تقع ضمن الفترة (0,1) كما ان قيم المقياسين الاحصائيين متوسط مربعات الخطأ (MSE) مقياس التحيز (bais) تتناقص بزيادة حجم العينة لجميع طرائق التقدير وهذا ما ينسجم مع النظرية الأحصائية .

4- أظهرت النتائج تقارباً بين اغلب مقدرات طرائق التقدير بزيادة حجم العينة .

5- أظهرت نتائج الجانب التطبيقي في حساب معولية النظام لمعلمة الاجهاد والمتانة وباحجام مختلفة ان $R_{(1,3)} = 0.6992$ هي افضل من قيمة معولية النظام $R_{(2,4)} = 0.5435$ هذه القيمة تؤشر الى وجود إجهاداً ميكانيكياً على النظام .

2-4 التوصيات (Recommendations)

بناءً على ماتم التوصل إليه من استنتاجات يمكن تلخيص أهم التوصيات بما يأتي .

1- نوصي بأعتماد اسلوب بيز (Bayes Approach) لتقدير معولية النظام s out of k في حالة الإجهاد والمتانة وتطبيقها عمليا .

2- نوصي بأستعمال طريقة التقليص لتقدير معولية النظام s out of k عند ثبات قيم ا لإجهاد والمتانة وعدم استقلاليتها لثبوت أفضليتها على الطرائق الأخرى في التقدير .

3- نوصي بأجراء بحث تطبيقي (يخص بيانات مكائن اخرى للشركة نفسها)لبعض انظمة الأنتاج المتوالية و المتوازية في حالة الإجهاد والمتانة لتوضيح النظام الادق في ايجاد المعولية .

4- من الضروري قيام المصنع بعمل ورش وندوات علمية وعملية لمجموعة من المسؤلين عن تشغيل المكائن الخاصة بعملية تصنيع الكابلات للحصول على الخبرة الكافية باعداد خطة فصلية بادارة أوقات الأشتغال الأضافية والتي تسبب إجهاداً ميكانيكياً على مركبات النظام مما يؤدي إلى كثرة عطلاته .

المصادر العربية و الاجنبية

* القران الكريم

أولا : المصادر العربية Arabic References

1) اسيل ,داوود و انتصار فدعم (2014) (تقدير الدالة المعولية لانظمة متعدد الحالات باستخدام المشتقة الجزئية المنطقية المباشرة) مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية المجلد 41 العدد 77

2) البدران , فراس منذر. (2014) ." تقديردالة المعولية لانموذج الاجهاد والمتانة لتوزيع ليندلي دراسة مقارنة مع تطبيق عملي " ، رسالة ماجستير ، كلية الإدارة والاقتصاد – الجامعة المستنصرية

3) الصياد , جلال مصطفى (1993) . "الإستدلال الإحصائي" دار المريخ للنشر,الرياض .

4) العاني ، مي تحسين (2007) . " مقارنة بين طرائق تقدير المعولية في حالة الإجهاد والمتانة لأنموذجي باريتو وويبل " , رسالة ماجستير , كلية الإدارة والاقتصاد – جامعة بغداد .

5) العكيدي , مها عادل (2012) . " مقارنة طرائق تقدير معوليه إنموذج إجهاد ومتانة لنظام متسلسل في الشركة العامة لصناعة الزيوت النباتية " , رسالة ماجستير , كلية الإدارة والاقتصاد - جامعة بغداد .

6) - الصفاوي ,صفاء يونس و الجمال,زكريا يحيى (2006)(استخدام طريقة الامكان الاعظم وطريقة كابلن –مير لتقدير المعولية مع التطبيق على معمل اطارات بابل ,مجلة تنمية الرافدين مجلد 82, العدد 28

7) كرم ، ندى صباح (2003) ." تقدير معولية نظام الضغط – القوة بأستخدام توزيع كاما والتوزيع الأسي بشكل متبادل " , اطروحة دكتوراة , كلية الإدارة والاقتصاد – الجامعة المستنصرية .

8) -طاهر,محمدعبود واخرون (2009) (تقدير دالة المعولية لبعض مكائن الشركة العامة لصناعة الاسمدة المنطقة الجنوبية باتباع سياسة الفحص والصيانة الوقائية),مجلة العلوم الاقتصادية/ جامعة البصرة

9) محمود,شيماء وليد(2019) (تقدير دالة المعولية للبيانات الكاملة)المجلة العراقية للعلوم الاحصائية (30).

10) هرمز , أمير حنا (1990) . " الإحصاء الرياضي " , دار الكتب للطباعة والنشر , جامعة الموصل .

Foreign References   ثانيا : المصادر الأجنبية

11- Abbas ,p.Arjun,k.(2018) ‘’on Reliability in a multi.component stress-strength model with power lindley distribution’’ Revista Colombian de Estadistica 41,p.p251-267.

12- Almetwally, E. M., Alotaibi, R., Mutairi, A. A., Park, C., & Rezk, H. (2022). Optimal Plan of Multi-Stress–Strength Reliability Bayesian

13- Al-Mutairi , D.K. , Ghitany , M.E. & Gupta R.D. (2009) . "Inference on Stress-Strength Reliability from Lindley distribution " , home.iitk.ac.in

14- Baklizi , A. (2008) . " Likelihood and Bayesian estimation of Pr(Y < X) using lower recored value for the Genralized Exponential Distribution " , *Computatinal Statistics and Data Analysis* , 52 , P. 3468-3473 .

15- Baklizi , A. & El-Masri , A. (2004) . " Shrinkage estimation of Pr(Y < X) in the Exponential case with common location parameter " , *Metrika* , 59 , P. 163-171

16- Beg , M A. (1980) ." On the estimation of Pr(Y < X) for the Two Parameter Exponential Distribution " , *Metrika* ,Vol. 27 , PP. 29-34 .

17- Birnbaum , Z.W. (1956) . " A distribution – free upper confidence bound for Pr(Y < X) based on independent samples of X and Y ″, *Ann. Math. Statist.* , Vol. 29 , PP. 558-562 .

18- Bhattacharyya , G.K. & Johnson , R.A. (1974) . " Estimation of Multicomponent Stress-Strength Model ", *Journal of American Statistical Assocciation* , Vol. 69 , No. 348 , PP. 966-970 .

19- Constantine , K. & Karsan , M. (1986) . " Estaimation of Pr(Y < X) in Gamma Case ″ , *Communication in Statistics – Theory and Methods* , Vol. 15 , No. 2 , PP. 365-388

20- Dowton , F. (1973) . " The Estimation of Pr(Y < X) in the Normal Case " , *Technometrics* , Vol. 15 , No. 3 , PP. 551-558.

21- Essam , A.A. (2012) . " Bayesian and Non – Bayesian Estimation of Pr(Y < X) from Type I Generalized Logistic Distribution based on lower record values ″ *Australian Journal of Basic and Applied Sciences* , Vol. 6 , No. 3 , PP. 616-621

22- -Elbatal,m.Egarhy ,M.Golam kibria(2021) ‘’Al pha power Trans formed Weibull –G Fatimily of distribution: Theory and Applications’’ Journal of statistical theory and Applications vol 20(2) p.p 340-354.

23- Fatih.k& Mustafa,N.(2015)’’ classical and Bayesian Estimation of Reliability in a multi. component stress-strength model based on Weibull distribution ‘’ Revista Colombian de Estadistica 38,p.p467-484.

24--Fatma ,G.A.(2019).’’ Reliability Estimation on in a multi.component stress-strength model for Topp-leon distribution’’ Journal of statistical computation and simulation .

25- Hassan, A. S., Al-Omari, A., & Nagy, H. F. (2021). Stress–strength reliability for the generalized inverted exponential distribution using MRSS. Iranian Journal of Science and Technology, Transactions A: Science, 45(2), 641-659.

26- Hanagal , D.D. (1996) . " A multivariate Pareto distribution" *Communication in Statistic* , Vol. 25 , No 7 , PP. 71- 88 .

27- Hanagal , D.D. (1997) " On the Estimation of System Reliability in Stress – Strength Models " Communications in Statistics ,Vol. 36 , No .5

28- **J**aisingh ,L.R.(1988) " Improving the Lower bound for the Reliability when the Strength distribution is Gamma and the Stress distribution is chi – square " , Microelectron Reliability , 28(1) , 27 – 41

29- Kelley,G.D. & Schucany,W.R (1976) . " Efficient Estimation of Pr(Y < X) in the Exponential Case " , Technometrics , Vol. 18 , PP. 359-360

30- Kundu R.C. & Gupta , R.D. (2006). " Estimation of Pr (Y < X) for Generalized Exponential distribution " , *Matrika* , Vol. 61 , PP. 291-308 .

31- Lamya,A and Wedad,H.(2021)''New Method for Generating New families of distributions'' symmetry ,13,726.

32- Mayank,k,J and others(2022)" multicomponent stress-strength model based on unit Generalized Exponential distribution" Ain shams Engineering Joarnal(13).

33- - M.Maryam and R.Kannan (2021) Alpha power Transforme Aradhana Distribution ,its properties andApplication, Indian Journal of Science and Technology,14(30).2483-2493.

34- -Mariyam ,M& Kannan ,R(2022) ''characterization and Estimation of Alpha power Sujatha distribution with Applications to Engineering data '' Journal of Engineering and technology ,03.

35- Mazen,N and others .(2015)''Estimation Methods of Alpha power Exponential distribution with Applications to Engineering and Medical data ''pak,j stat oper res vol.16 No.1 p.p 149-166.

36- Mahdavi, A., & Kundu, D. (2017). A new method forgenerating distributions with an application to exponential distribution Communications in Statistics-Theory and Methods, 46(13), 6543-6557.

37-Nadarajah, S. (2005). Exponentiated distributions. Statistics, 39(3), 255-260.

38- Nadaraja , S. & Kotz , S. (2003) . " Reliability for Pareto Models " , *International Journal of Statistics Netron* , Vol. 61, N0. 2 , PP.191-204

39- Owen , B.S. (1964) . " Nonparametric upper confidence bound for Pr(Y < X) and confidence limits for Pr(Y < X) when X and Y are Normal ", Journal of American Statistics Associated , Vol. 59 , PP. 906-924 .

40- Pandit, P. V., & Joshi, S. (2018). Reliability estimation in multicomponent stress-strength model based on generalized Pareto distribution. American Journal of Applied Mathematics and Statistics, 6(5), 210-217.

41- Raqab , M.Z. , Matdi , M.T. & Kundu , R.D. (2005) . " Estimation of Pr(Y < X) for the 3-Parameters Generalized Exponential Distribution " , Statistical Papers 73 , PP. 1-16

42- Rezaei , S. , Tahmabi , R.Z. & Mahmoodi , M. (2011) . " Estimation of Pr(Y < X) for Generalized Pareto Distribution " , *Journal of Statistical Planning and Inferences* , Vol. 140 ,PP. 480-494

43--Refah ALotaibi and others (2022) ‘’In ference for Alpha power Exponential distribution using Adaptive progre ssi wely Type –II Hybrid Censored data with Applrations’’ symmetry ,14,651

44- Refah ,Alotaibi and others (2022) “Optimal design for a bivariate step-stress Accelerated life test with Alpha power Exponential distribution based on Type –I progressive censored sample “ symmetry ,14,830.

45-- Sail, Fatima Hadi (2011)(On Reliability Estimation of Stress Strength Model) Submitted to the College of Education Ibn AL-Haitham, University of Baghdad as a Partial Fulfillment of the Requirements for the Degree of Master of Science in Mathematics.

46- Saracoglu , B, Kinaci ,I & Kundu, D .(2011) "On Estimation of R = p[Y < X] for exponential distribution under Progressive Type – II censoring , department of statistics ,faculty of science selcuk University press,vol (2) , konya , Turkey

47-Tanmay kayal &others(2020) ″ on estimate the reliability in multicomponent stress-strength model based on chen distribution *Communication in Statistics – Theory and Methods* , Vol. 49 , No. 10 , PP. 2429-2447.

48- Whitehouse, G,Manghan ,s and Bardett,N2013AReview of literature on Marking Reliability Research (Report for of qual

49--Zubair ,A.Muhammad,I.Hamedai,G (2019)’’The Extended Alpha power Trans formed’’ Journal of statistical theory and Applications vol 17(4) p.p 726-741.

50- Srinivasa.R,Aslam.M&Kunda.D(2015) “Burr-Xll distribution parametric Estimation and Estimation of Reliability of multicomponent Stress-strength “ theory and methods ,44:4953-4961.

51- Karam.N,Jani,H(2016)"Estimation of Reliability of multicomponent Stress-strength model following Burr-II distribution" Journal of college of Education No.1.

Republic of Iraq

Ministry of Higher Education

and Scientific Research

Karbala University

College of Economics and Administration

Estimating of Reliability in Multi-component Stress –strength using some Alpha Power Distributions with a practical application

A thesis

Submitted to the council of the College of Administration and Economics at the University of Karbala as Partial fulfillment Of the requirements for the degree Doctor of Philosophy in Statistics

By

Zainab kadhim Mezher Al-quraishi

Under Supervision

Prof. Dr. Shrook Abdulredha Saeed

Holy Karbala

A.H. 1444 A.D.2023