AL KUT JOURNAL OF ECONOMIC AND ADMINISTRATIVE SCIENCES
Publisher: College of Economics and Management - Wasit University

تقدير معولية متعدد المكونات الاجهاد و المتانة ل توزيع alpha-power Pareto باستعمال طريقة RSS

زينب كاظم مزهر (1)

جامعة واسط/كلية الادارة والاقتصاد

gl527@uowasit.edu.iq

أ. د شروق عبد الرضا سعيد (2)

جامعة كربلاء/كلية الادارة والاقتصاد

shorouq.a@uokerbala.edu.iq

المستخلص

في هذا البحث سوف نشتق معولية نظام متعدد المكونات S-K الاجهاد و المتانة بطريقة جديدة بناء على الطريقة المبتكرة (تحويلة قوة الفا APT) لتقدير معولية الاجهاد والمتانة للتوزيع الجديد و استخراج المعلمات غير المعلومة باستخدام طرق التقدير ومنها طريقة العينات المصنفة في الجانب التطبيقي اجريت دراسة محاكاة مونت كارلو باستعمال معايير(MSE , Bais) .

المصطلحات الرئيسية للبحث/ معولية نظام متعدد المكونات k من s ، الاجهاد والمتانة، تحويلة قوة الفا، طريقة العينات المصنفة .

المقدمة [1,2,8]:

لدراسة المعولية أهمية كبيرة لأنه يُعد مؤشرا لبيان مدى كفاءة وقدرة الماكنة على العمل من دون أعطال لمدة زمنية طويلة لغرض زيادة الانتاج نوعا وكما يمكن تعريفها من ناحيتين في الناحية الفنية فتعرف بأنها مدى توافق نتائج المؤهلات والتقديرات اذا تم تكرار اجراء التقييم، ومن الناحية الإحصائية فهي احتمال أن يعمل الجهاز أو الماكنة على إنجاز عمل معين لمدة محددة من الزمن حتى حصول العطل في الماكنة .

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 الموثوقية ويمكن تعريفها من خلال العلاقة الاتية

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

حيث ان قيمة (X)أكبر من قيمة (Y) ،قيمة (X) تمثل المتانة (قوة النظام)، قيمة (Y) تمثل الاجهاد (الضغط)، تُظهر البيانات عادةً سلوكًا معقدًا وأشكالًا متنوعة ، مرتبطة بدرجات مختلفة من الانحراف 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.

تم تطوير تقنية مبتكرة جديدة ، تسمى تحويل قوة ألفا alpha power transformation (APT)

2-1 مشكلة البحث

الكثير من الآلات بأنواعها المختلفة عرضة للتوقف نتيجة العطلات المفاجئة مما يجعنا نهتم بمعرفة معولية هذه الآلات وان الخوض بمجال دراسات المعولية سواء كانت البيانات طبية او هندسية او غيرها وذلك من خلال اختيار مشاهدات العينة حسب التوزيعات الكلاسيكية المعروفة ، ونتيجة التطور في مجال البحث العلمي تم التوصل الى بعض الحلول ومنها ايجاد تحويلة جديدة تدعى تحويلة قوة الفا(alpha power transformation (APT اذ تعطي هذه التحويلة توزيعات اكثر مرونة يمكن استخدامها في المعولية .

3-1 هدف البحث

بناء توزيع احتمالي جديد باستعمال تحويلة قوة الفا للحصول على توزيع اكثر مرونة و تقدير دالة المعولية الاجهاد- المتانة لنظام متعدد المكونات s out of K بطريقة جديدة وذلك بتعويض دالة الكثافة الاحتمالية والدالة التراكمية للتوزيع الجديد الاكثر مرونة حسب تحويلة جديدة تدعى تحويلة قوة الفا(alpha power transformation (APT من خلال اشتقاق صيغ رياضية بحتة وبعد الحصول على معالم غير معروفة يتم تقديرها ب طريقة العينات الرتبية .

2- الطرائق و الاساليب

1-2 المعولية: Reliability [1 ,3]

تعرف بانها عبارة عن قياس قابلية أو قدرة أي نظام معين أو جزء منه على العمل بصلاحية تامة دون أعطال خلال العمر المحدد له للاستخدام، ويشير هذا المفهوم إلى إمكانية الجهاز أو الالة الى إنجاز العمليات المخصصة لها من غير فشل (عطل) حيث إن الاهتمام المتزايد في موضوع المو ثوقية يعود إلى التطورات السريعة واستخدام الاجهزة الالكترونية المعقدة

في مختلف مجالات الحياة . توجد عدة انظمة للمعولية منها نظام K – out of –n يعد هذا النظام من اكثر النماذج الموثوقية شيوعًا في التطبيقات الهندسية هي أنظمة k-out-n وتكون اما انظمة ثنائية اوأنظمة متعددة الحالات k-out of -s: G .

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

2-2 الاجهاد – المتانة[8, 10]

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

3-2 توزيع باريتو[7] pareto Distribution

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

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

$$\mathbf{f(x،\lambda)} = \begin{cases}\dfrac{\boldsymbol{\theta}}{\boldsymbol{X^{\theta+1}}} & ,\boldsymbol{x} \geq \mathbf{1} \;\; ,\boldsymbol{\theta} > 0 \\ \mathbf{0} & \boldsymbol{x} < 0\end{cases} \qquad \mathbf{(1)}$$

اذ إن :

θ : هي معلمة القياس

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

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

4-2 تحويلة قوة الفا [4 ,10] **Alpha power transformation**

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 رتيبة ، مما دفع اهتمام الباحثين الى ادخال امتدادات جديدة توفر توزيعات موسعة، و تبين ان هناك سلسلة من التطورات لهذه الحالة اذ قدم الباحثان (Mahdavi and kundo في عام 2017) دراسة حديثة تضمن توليد طريقة جديدة للتوزيع بإضافة 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 الاستخدام والتطبيق وتستعمل بشكل فعال لأغراض تحليل البيانات التي تكون خاضعة للرقابة او البيانات المقطوعة ويمكن استخدام هذه الطريقة و تطبيقها على التوزيعات مثل (gamma , weibull, G Exponential)

اذ ان الدالة التراكمية لهذه الطريقة تعطى بالصيغة الاتية:

$$F_{APT}(x)= \frac{\alpha^{F(x)} - 1}{\alpha-1} \qquad if \qquad \alpha > 0, \alpha \neq 1 \qquad \ldots(3)$$

وان دالة الكثافة الاحتمالية Pdf تعطى بالصيغة الاتية :

$$f_{APT}(x)=\frac{\log\alpha}{\alpha-1} f(x)\ \alpha^{F(x)} \qquad if \qquad \alpha > 0, \alpha \neq 1 \quad \ldots(4)$$

5-2 توزيع قوة الفا باريتو [6]

يتم الحصول على دالة الكثافة الاحتمالية لتوزيع قوة الفا باريتو باستعمال الصيغة في المعادلة رقم 4

وعند تعويض دالة الكثافة الاحتمالية للتوزيع باريتو المعروفة في المعادلة (1) نحصل على الدالة الاحتمالية الجديدة المقترحة لتوزيع قوة الفا باريتو على النحو الاتي :

$$f(_{y;\alpha,\theta})=\frac{\log\alpha}{\alpha-1}\ \frac{\boldsymbol{\theta}}{\boldsymbol{Y^{\theta+1}}}\alpha^{1-Y^{-\theta}} \qquad if \qquad \alpha \neq 1 \qquad \ldots(5\ )$$

حيث ان

y : متغير عشوائي

α: معلمة الشكل

θ: معلمة المقياس

الدالة التراكمية CDF لتوزيع قوة الفا الاسي

$$F(y;\alpha,\theta)= \frac{\alpha^{(1-Y^{-\theta})}-1}{\alpha-1} \qquad if \qquad \alpha \neq 1 \quad \ldots(6)$$

6-2 تقدير دالة المعولية(اجهاد- متانة) لتوزيع باريتو

لإيجاد دالة المعولية (الاجهاد-المتانة) لتوزيع قوة الفا باريتو بعد تعويض صيغة دالة الكثافة الاحتمالية و الدالة التراكمية لتوزيع قوة الفا باريتو وان α تمثل معلمة الشكل و معلمتي القياس (θ و ꭗ) حسب الصيغة الاتية :

$$R_{(s,k)} = \sum_{i=s}^{k}\binom{k}{s}\int_{-\infty}^{\infty}[1-Fy]^{s}[Fy]^{k-s}\,dGy \qquad \ldots(7)$$

$$R_{(s,k)} = \sum_{i=s}^{k}\binom{k}{s}\int_{-\infty}^{\infty}\left[1-\frac{\alpha^{(1-Y^{-\vartheta})}-1}{\alpha-1}\right]^{s}\left[\frac{\alpha^{(1-Y^{-\vartheta})}-1}{\alpha-1}\right]^{k-s}\frac{\log\alpha}{\alpha-1}\frac{ꭗ}{Y^{ꭗ+1}}\alpha^{1-Y^{-ꭗ}}\,Y^{-ꭗ-1}\;dy \quad \ldots(8)$$

$$y^{-ꭗ} = W$$

$$W^{-\frac{1}{ꭗ}} = y$$

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

$$R_{(s,k)} = \sum_{i=s}^{k}\sum_{j=0}^{i}\sum_{m=0}^{j+k-i}\sum_{n=0}^{\infty}\sum_{r=0}^{n}(-1)^{2j+k-i+m}\binom{i}{j}\binom{k}{s}\binom{j+k-i}{m}\binom{n}{r}\frac{(\log\alpha)^{n+1}\,\alpha^{m+1}}{n!\,(\alpha-1)^{j+k+i+1}([\,n+(p-1)r+1]} \quad \ldots(9)$$

7-2 طريقة العينات الرتبية [9] Rank set sampling (R S S)

لتوضيح أسلوب التقدير وفقاً لطريقة العينات الرتيبة (المصنفة) تهدف هذه الطريقة الى تحسين كفاءة تقدير متوسط العينة كمقدر لمتوسط المجتمع وباقل تكلفة ويعد تطور حديث يمكن تطبيقه بمجالات علمية واسعة وذلك بأخذ عينة من المجتمع بحجم n وبترتيبها على شكل m مجموعات عشوائية 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) ويرمز لها ب r وتكرارها عدة مرات .

2 – 8 ايجاد المقدرات بطريقة العينات الرتبية للتوزيع (APP) [8,9]

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

نفرض ان العينة العشوائية ($X_1, X_2, \ldots\ldots X_n$) تتبع توزيع قوة الفا باريتو تمثل المتانة .

نفرض ان العينة العشوائية($y_1, y_2, \ldots\ldots y_m$)

تتبع توزيع قوة الفا باريتو تمثل الاجهاد .

$$g(X_{((i)j)} = \frac{\bar{n}}{(i-1)!\,(\bar{n}-i)!}\ f(X(i)j)[F(X(i)j]^{i-1}[1-F(i)j]^{\bar{n}-i} \qquad ..(10)$$

n=$\bar{n}\ C1$

$$g(X_{((i)j)} = \frac{\overline{m!}}{(\bar{\imath}-1)!\,(\bar{m}-\bar{\imath})!}\ f(X(\bar{\imath})\bar{\jmath})[F(X(\bar{\imath})\bar{\jmath}]^{\bar{\imath}-1}[1-F(\bar{\imath})\bar{\jmath}]^{\bar{m}-\bar{\imath}} \quad ...(11)$$

m=$\bar{m}\ C2$

$$=\prod_{j=1}^{C_1}\prod_{i=1}^{\bar{n}}[\frac{\bar{n}!}{(i-1)!(\bar{n}-i)!}\ \frac{log\alpha}{\alpha-1}\ \frac{\theta}{X_{(i)j}^{\theta+1}}\ \alpha^{(1-X^{-\theta}{}_{(i)j}}\ [\frac{\alpha^{(1-X(i)j^{-\theta}}-1}{\alpha-1}]^{i-1}\ [1-\frac{\alpha^{(1-X(i)j^{-\theta}}-1}{\alpha-1}]^{\bar{n}-i}] \quad ...(12)$$

$$
\begin{aligned}
\frac{\partial \ln LRSS}{\partial \alpha} = (C1\bar{n} + 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=}^{C1} \sum_{i=1}^{\bar{n}} (1 - y^{-\chi}(\bar{\imath})\bar{\jmath}) \\
+ \sum_{j=1}^{C1} \sum_{n=1}^{\bar{n}} (i \\
- 1) \frac{-\alpha^{\left(1-X^{-\theta}(i)j\right)} X^{-\theta}(i)j + \alpha^{\left(1-X^{-\theta}(i)j\right)} X^{-\theta}(i)j - \alpha^{\left(1-X^{-\theta}(i)j\right)} + 1}{(\alpha - 1)(\alpha^{\left(1-X^{-\theta}(i)j\right)} - 1)} \\
- \sum_{j=1}^{C1} \sum_{i=1}^{\bar{n}} \frac{-\alpha^{\left(1-X^{-\theta}(i)j\right)} X^{-\theta}(i)j + \alpha^{\left(1-X^{-\theta}(i)j\right)} X^{-\theta}(i)j - \alpha^{\left(1-X^{-\theta}(i)j\right)} + 1}{(\alpha - 1)\left(\alpha^{\left(1-X^{-\theta}(i)j\right)} - 1\right)} (\bar{n} \\
- i) + \sum_{j=}^{C1} \sum_{i=1}^{\bar{n}} (1 - y^{-\chi}(\bar{\imath})\bar{\jmath}) \\
+ \sum_{j=1}^{C1} \sum_{n=1}^{\bar{n}} (i \\
- 1) \frac{-\alpha^{\left(1-X^{-\theta}(i)j\right)} X^{-\theta}(i)j + \alpha^{\left(1-X^{-\theta}(i)j\right)} X^{-\theta}(i)j - \alpha^{\left(1-X^{-\theta}(i)j\right)} + 1}{(\alpha - 1)(\alpha^{\left(1-X^{-\theta}(i)j\right)} - 1)} \\
- \sum_{j=1}^{C1} \sum_{i=1}^{\bar{n}} \frac{-\alpha^{\left(1-y^{-\chi}(i)j\right)} y^{-\chi}(i)j + \alpha^{\left(1-y^{-\chi}(i)j\right)} y^{-\chi}(i)j - \alpha^{\left(1-y^{-\chi}(i)j\right)} + 1}{(\alpha - 1)\left(\alpha^{\left(1-y^{-\chi}(i)j\right)} - 1\right)} (\bar{n} - i) \\
+ \\
\sum_{j=1}^{c2} \sum_{i=1}^{\bar{m}} (i - 1) \frac{-\alpha^{\left(1-y^{-\chi}(i)j\right)} y^{-\chi}(i)j + \alpha^{\left(1-y^{-\chi}(i)j\right)} y^{-\chi}(i)j - \alpha^{\left(-y^{-\chi}(i)j\right)} + 1}{(\alpha - 1)\left(\alpha^{\left(1-y^{-\chi}(i)j\right)}\right)} \\
- \sum_{j=1}^{c2} \sum_{i=1}^{\bar{m}} (m - 1) \frac{-\alpha^{\left(1-y^{-\chi}(i)j\right)} y^{-\chi}(i)j + \alpha^{\left(1-y^{-\chi}(i)j\right)} y^{-\chi}(i)j - \alpha^{\left(-y^{-\chi}(i)j\right)} + 1}{(\alpha - 1)\left(\alpha - \alpha^{\left(1-y^{-\chi}(i)j\right)}\right)}
\end{aligned}
$$

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

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

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

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

نذكر ان المعادلات اعلاه من الصعوبة حلها بالطرائق التحليلية الاعتيادية لأنها معادلات غير خطية ولذلك تم حلها باستعمال الطريقة العددية للحصول على مقدرات العينات المرتبة وهي ($\hat{\boldsymbol{\alpha}}_{SS},\ \hat{\boldsymbol{\theta}}_{SS}, \hat{ƛ}_{SS}$) وبتعويض المقدرات المستحصل عليها من المعادلات الرياضية نحصل على مقدر بطريقة العينات المصنفة لدالة المعولية لتوزيع قوة الفا باريتو للإجهاد و المتانة بتطبيق المعادلة رقم(**9**)

9-2 دراسة المحاكاة:

مفهوم المحاكاة وكيفية توليد الأعداد العشوائية وأيضا وصف مراحل تجارب المحاكاة من حيث حجوم العينات المولدة وكذلك التجارب والقيم الافتراضية للمعلمات ، وقد تم استعمال المقياسين الإحصائيين متوسط مربعات الخطأ (MSE, Bais) من اجل المقارنة بين المقدرات ، وقد تم الحصول على النتائج باعتماد برامج كتبت بلغة R

نتائج المحاكاة لتوزيع قوة الفا باريتو حسب الخطوات الاتية :

1-اجراء تحليل نتائج المحاكاة لتوزيع قوة الفا باريتو و ايجاد التقدير لمعلمات دالة المعولية للتوزيع بطريقة العينات المصنفة ل (3) حالات .

جدول رقم (1) يمثل القيم المفترضة للمعلمات في التطبيق

النماذج	α	θ	ϪϪ
1	1.5	3	2
2	1.5	1	1
3	0.5	0.5	0.5

2-يتم تحديد احجام العينات على النحو الاتي

n,m= 6, 15, 36, 60, 120

بحيث ان $\boldsymbol{m = (\bar{m} * c2)}$ **n=**$\boldsymbol{(\bar{n} * c1)}$,

$\boldsymbol{\bar{n} = 3, c1 = 2 \quad 3 * 2 = 6}$

$\boldsymbol{\bar{n} = 5, c1 = 3 \quad 5 * 3 = 15}$

$\boldsymbol{\bar{n} = 9, c1 = 4 \quad 9 * 4 = 36}$

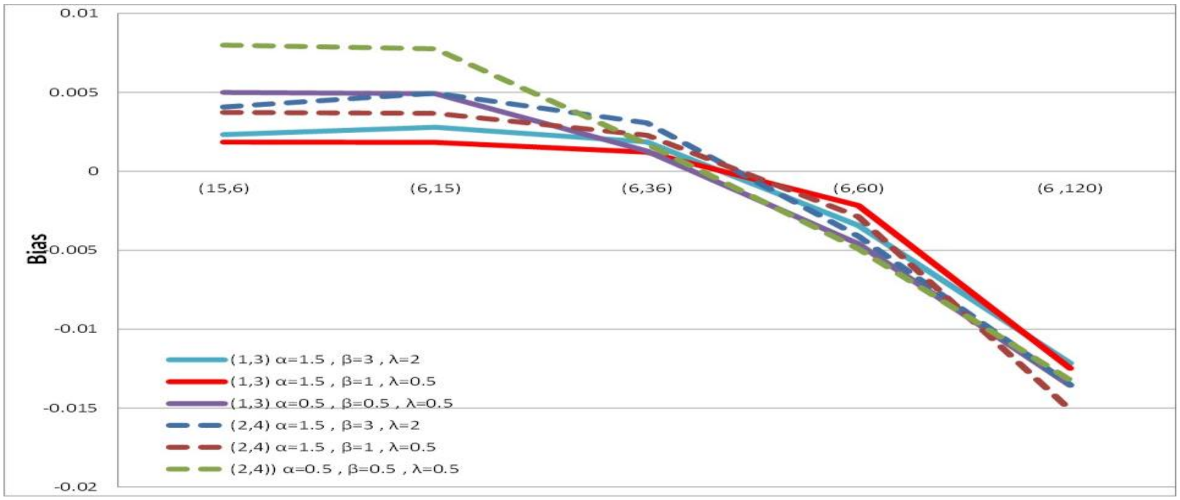
$\boldsymbol{\bar{n} = 12, c1 = 5 \quad 12 * 5 = 60}$

$\boldsymbol{\bar{n} = 20, c1 = 6 \quad 20 * 6 = 120}$

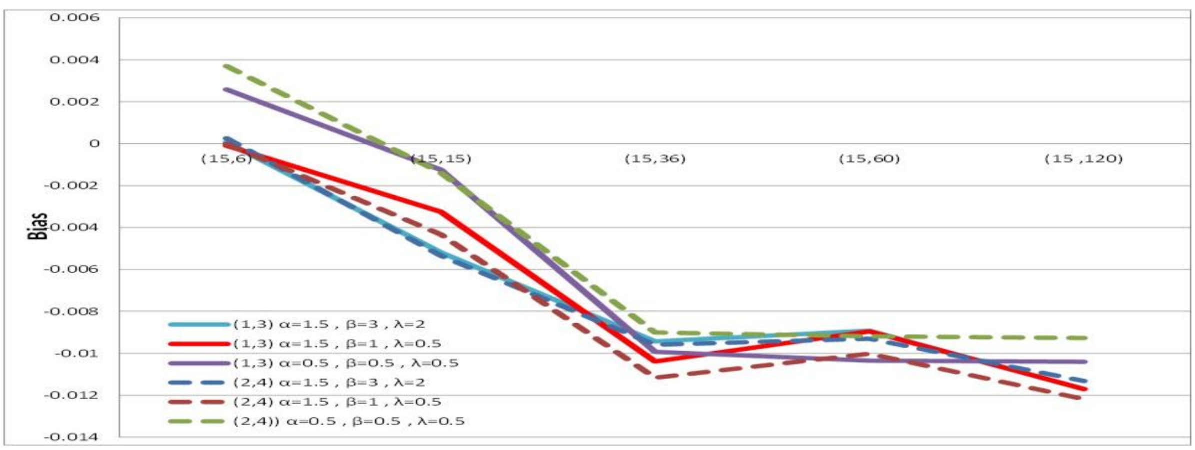
نجري نفس الخطوات للحصول على قيم m حسب المعادلة الاتية $m = (\bar{m} * c2)$

تم الحصول على 12 شكل (6 اشكال الاولى)يمثل المحور العمودي فيها قيم معيار bais ويمثل المحور الافقي فيها حجوم العينات المختلفة ،اما(6 اشكال الاخرى) يمثل المحور العمودي فيها قيم معيار MSE ويمثل المحور الافقي فيها حجوم العينات المختلفة.

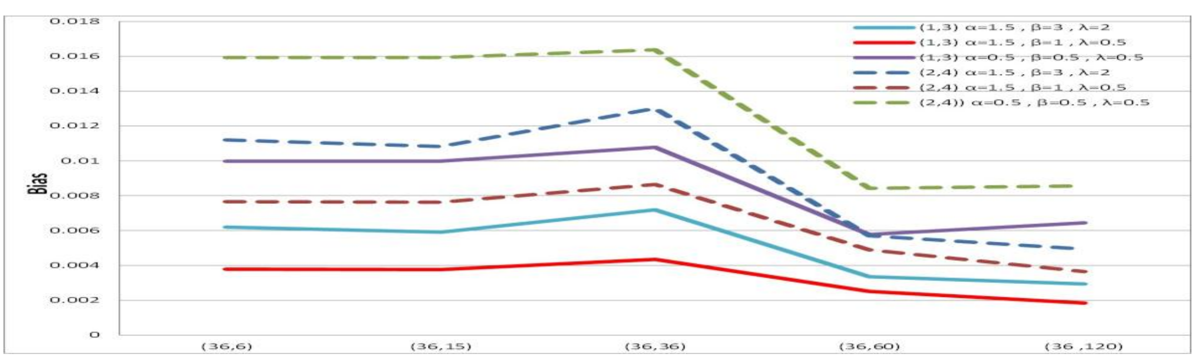
المعلمات المقدرة هي كما مذكور في الجدول رقم (1) وقيم معولية الاجهاد والمتانة لنظام s out of k تكون بحالتين عندما (s,k)=(1,3)هي (0.852374، 0.906016، 0.75) على التوالي. ،اما عندما s,k=(2,4) هي (0.7293189، 0.8092931، 0.6000002)على التوالي .



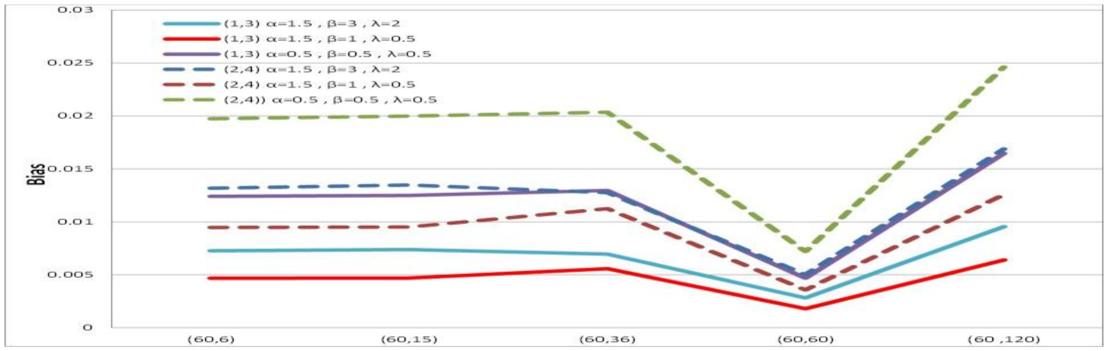
شكل رقم (1) يمثل قيم Bais للمعلمات و حجوم العينات المختلفة



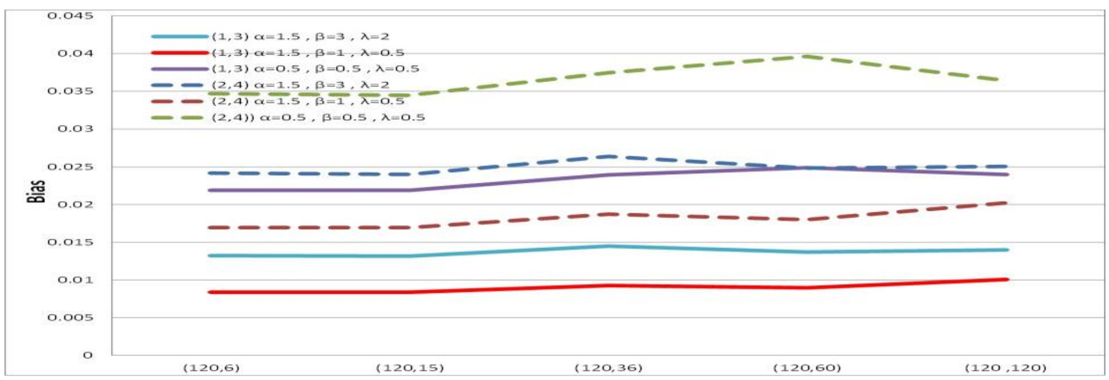
شكل رقم (2) يمثل قيم Bais للمعلمات و حجوم العينات المختلفة



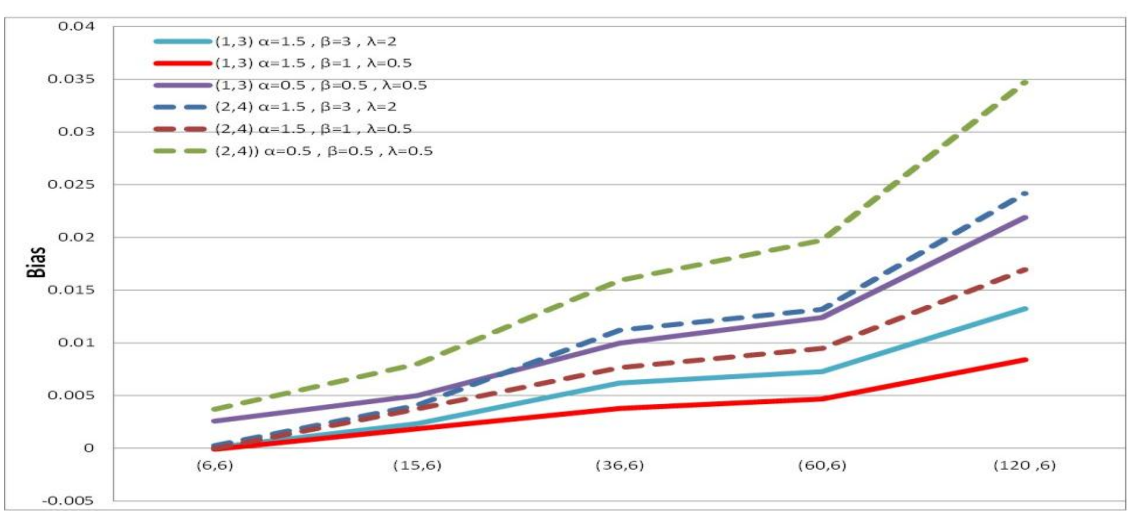
شكل رقم (3) يمثل قيم Bais للمعلمات و حجوم العينات المختلفة



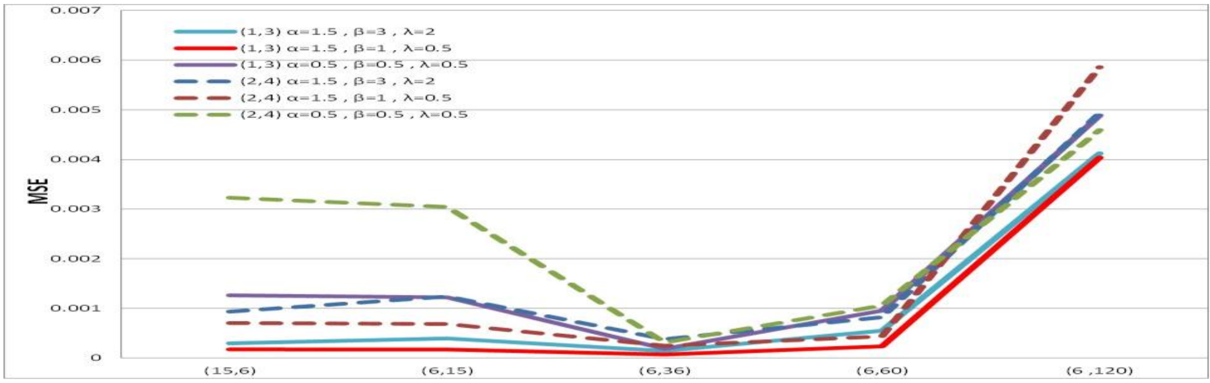
شكل رقم (4) يمثل قيم Bais للمعلمات و حجوم العينات المختلفة



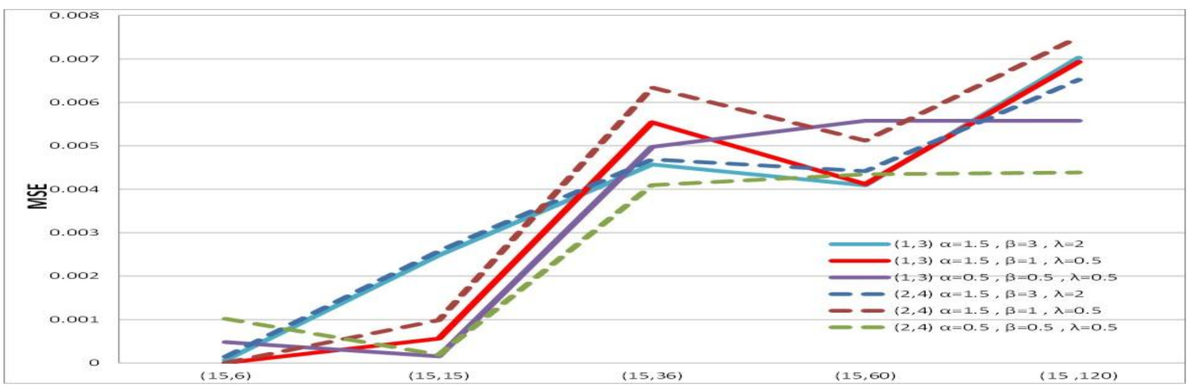
شكل رقم (5) يمثل قيم Bais للمعلمات و حجوم العينات المختلفة



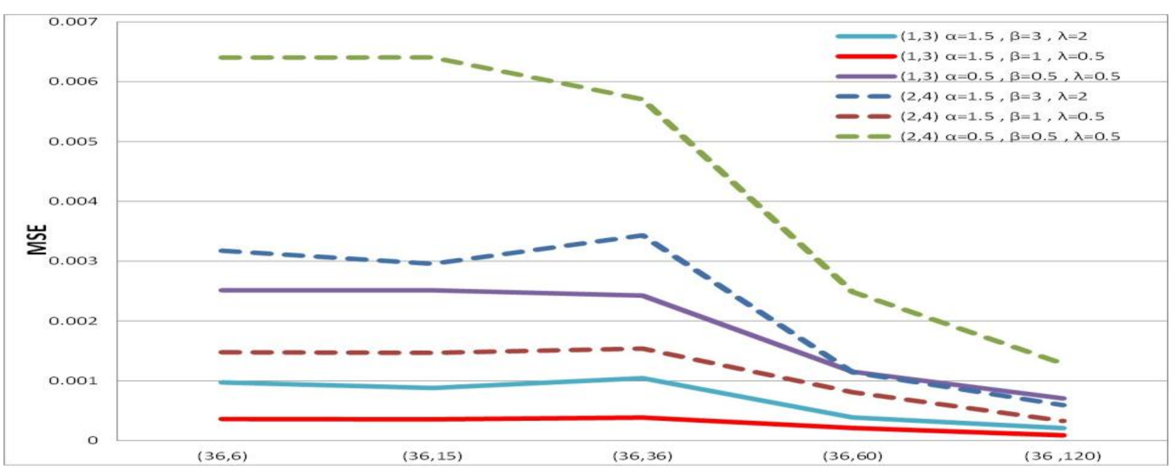
شكل رقم (6) يمثل قيم Bais للمعلمات وحجوم العينات المختلفة



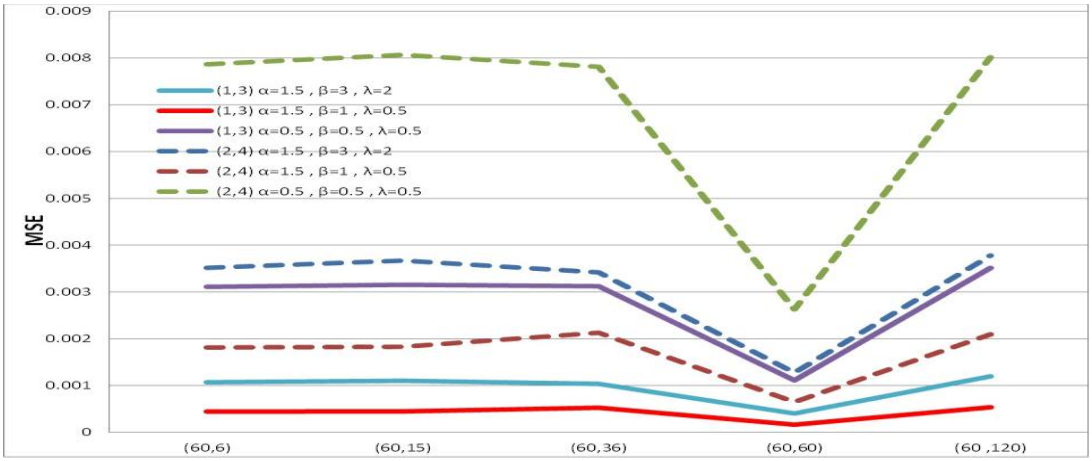
شكل رقم (7) يمثل قيم MSE للمعلمات و حجوم العينات المختلفة



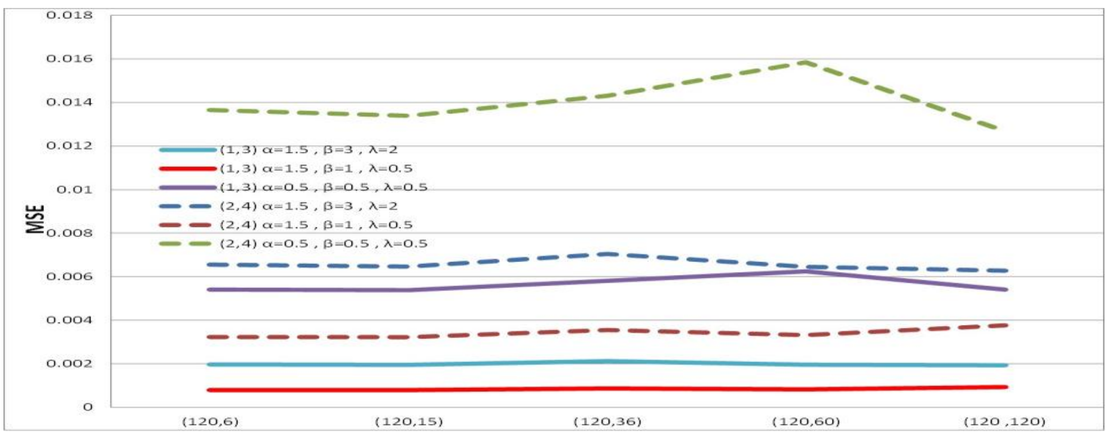
شكل رقم (8) يمثل قيم MSE للمعلمات و حجوم العينات المختلفة



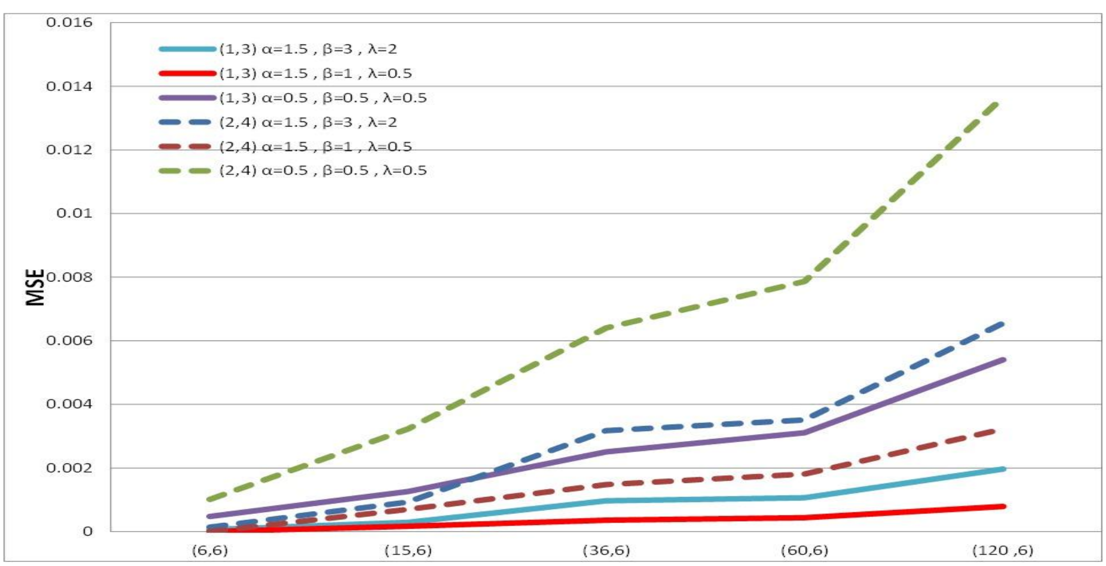
شكل رقم (9) يمثل قيم MSE للمعلمات و حجوم العينات المختلفة



شكل رقم (10) يمثل قيم MSE للمعلمات و حجوم العينات المختلفة



شكل رقم (11) يمثل قيم MSE للمعلمات و حجوم العينات المختلفة



شكل رقم (12) يمثل قيم MSE للمعلمات و حجوم العينات المختلفة

نلاحظ في جميع الاشكال ان قيم (**Bais**و **MSE**) تكون مختلفة من نموذج الى اخر وحسب حجوم العينات اذ تم تثبيت الحجم الاول ويمثل **n=(6)** واخذ جميع حجوم العينات الاخرى في **m=(6,15,36,60,120)**
وهكذا لبيقة احجام العينات الاخرى نثبت حجم nمع اخذ جميع قيم دالة mد ليتبين لنا الحجم الافضل الذي يمتلك اقل قيم (**Bais**و **MSE**) وتبين هنا ان القيم تكون اما متزايدة او متناقصة حسب احجام العينات المختلفة .

تفسير قيم معيار Bais في الاشكال المذكورة هو

- نلاحظ في الشكل رقم (1) ان قيم Bais تقترب من الصفر عندما يكون حجم العينة صغير او متوسط في حالة المعولية (s,k)=(1,3) وينخفض دون الصفر عندما يزداد حجم العينة في حالة المعولية (s,k)=(1,3) و (s,k)=(2,4) .

- نلاحظ في الشكل رقم (2) ان قيم Bais تقترب من الصفر عندما يكون حجم العينة صغير فقط وعندما يكون الحجم متوسط او كبير في حالة المعولية (s,k)=(1,3) و (s,k)=(2,4) ينخفض دون الصفر بازدياد حجم العينة .

- نلاحظ في الشكل رقم (3) ان قيم Bais تقترب من الصفر عندما يكون حجم العينة صغير او متوسط في حالة المعولية (s,k)=(1,3)) للنموذج الاول و الثاني اما بقية النماذج تكون مرتفعة وتبدأ بالتناقص في جميع النماذج و لحالتي المعولية (s,k)=(1,3) و (s,k)=(2,4) عندما يزداد حجم العينة .

- نلاحظ في الشكل رقم (4) ان قيم Bais تقترب من الصفر عندما يكون حجم العينة صغير او متوسط في حالة المعولية (s,k)=(1,3)) للنموذج الاول و الثاني ولحالتي المعولية (s,k)=(1,3) و (s,k)=(2,4) ان جميع النماذج الاخرى تكون ذات قيم مختلفة وتكون القيم متقاربة عندما يتساوى حجم العينة (60,60) وتبدأ قيم MSEبالازدياد عندما يزداد حجم العينة n عندما يزداد حجم العينة

- نلاحظ في الشكل رقم (5) ان قيم Bais وان جميع النماذج تكون ذات طابع مستقل ويحافظ على قيمه في جميع احجام العينات .

- نلاحظ في الشكل رقم (6) ان قيم Bais تقترب من الصفر عندما يكون حجم العينة صغير او متوسط في حالة المعولية (s,k)=(1,3) و ينخفض دون الصفر عندما يزداد حجم العينة في حالة المعولية (s,k)=(1,3) و (s,k)=(2,4.

اما تفسير قيم معيار MSE في الاشكال المذكورة هو

- نلاحظ في الشكل رقم (7) ان قيم MSE تقترب من الصفر عندما يكون حجم العينة صغير او متوسط في حالة المعولية (s,k)=(1,3) ويزداد عندما يزداد حجم العينة في حالة المعولية (s,k)=(1,3) و (s,k)=(2,4) .

- نلاحظ في الشكل رقم (8) ان قيم MSE تقترب من الصفر عندما يكون حجم العينة صغير او متوسط في حالة المعولية (s,k)=(1,3) و (s,k)=(2,4) ويزداد عندما يزداد حجم العينة في حالة المعولية (s,k)=(1,3) و (s,k)=(2,4.

- نلاحظ في الشكل رقم (9) ان قيمة MSEفي النموذج الثاني يقترب من الصفر في جميع احجام العينة في حالة المعولية

(s,k)=(1,3) ويكون على شكل خط مستقيم اما بقية النماذج تكون مختلفة القيم وجميعها تقترب من الصفر عنما يكون حجم العينة كبير .

- - نلاحظ في الشكل رقم (10) ان قيمة MSEفي النموذج الثاني يقترب من الصفر في جميع احجام العينة في حالة المعولية

(s,k)=(1,3) وان جميع النماذج الاخرى تكون ذات قيم مختلفة وتكون القيم متقاربة عندما يتساوى حجم العينة (60,60) وتبدأ قيم MSEبالازدياد عندما يزداد حجم العينة n .

- - نلاحظ في الشكل رقم (11) ان قيمة MSEفي النموذج الاول و الثاني يقترب من الصفر في جميع احجام العينة في حالة المعولية

(s,k)=(1,3) وان جميع النماذج الاخرى تكون ذات قيم مختلفة .

- نلاحظ في الشكل رقم (12) ان قيمة MSE في جميع النماذج تكون قريبة من الصفر عندما يكون حجم العينة للدالتين (n,m) صغير ويكون النموذجين الاول والثاني قريب من الصفر في جميع الاحجام مع ازدياد طفيف عندما تتغير الاحجام اما بقية النماذج فانها تزداد بزيادة حجوم العينات .

2- 10 الاستنتاجات

1- من اهم الاستنتاجات النظرية في هذا البحث هو الحصول على دالة كثافة احتمالية جديدة اكثر مرونة لتوزيع باريتو و دالة تراكمية .
2- الحصول على مقدر جيد لدالة المعولية لتوزيع قوة الفا باريتو .
3- في طريقة العينات الرتيبة ان قيم (Bais MSE) , تكون مختلفة ولا تعتمد على احجام العينات وانما متغيرة من نموذج الى اخر وحسب دالة المعولية .
4- من نتائج المحاكاة لنظام s out of k هي ان المعولية هي دالة متناقصة وهي مطابقة مع الحقيقة العلمية .

المصادر :

1- **الصفاوي و صفاء يونس و الجمال زكريا يحيى 2006 ((استخدام مقدر الامكان الاعظم وطريقة كابلن- مير لتقدير المعولية مع التطبيق على معمل اطارات بابل)) مجلة تنمية الرافدين مجلد 82و العدد 28 .**
2- **محمود ، شيماء وليد 2019 ((تقدير دالة المعولية للبيانات الكاملة)) المجلة العراقية للعلوم الاحصائية (30) .**

3- فدعم، انتصار عريبي و داود،اسيل مبدر2014 ((تقدير الدالة المعولية للانظمة متعددة الحالات باستخدام المشتقة الجزئية المنطقية المباشرة)) مجلة العلوم الاقتصادية و الادارية المجلد 20 العدد 7 .

4- Mahdavi, A., & Kundu, D. (2017). A new method for generating distributions with an application to exponential distribution . Communications in Statistics-Theory and Methods, 46(13), 6543-6557.

5- Tisi, J., Whitehouse, G., Maughan, S., & Burdett, N. (2013). A review of literature on marking reliability research. Ofqual/13/5285.

6- Ihtisham, S., Khalil, A., Manzoor, S., Khan, S. A., & Ali, A. (2019). Alpha-Power Pareto distribution: Its properties and applications. PloS one , 14(6), e0218027.

7- Nadarajah, S. (2005). Exponentiated pareto distributions. Statistics, 39(3), 255-260.

8- 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.

9- 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.

4- 10- Almetwally, E. M., Alotaibi, R., Mutairi, A. A., Park, C., & Rezk, H. (2022). Optimal Plan of Multi-Stress–Strength Reliability Bayesian and

Estimation of Reliability in Multi-component stress –strength for Alpha- power pareto distribution using method RSS

Zainab kadhum merher[1] **Shrook.A.S.ALSabbh[2]**

gl527@uowasit.edu.iq shorouq.a@uokerbala.edu.iq

Abstract:

In this research, we will derive the reliability of the S-K multicomponent system, stress and strength in a new way based on the innovative method (Alpha power

Transformation APT) to estimate the reliability of stress and strength of the new distribution and extract the unknown parameters using estimation methods, including the method of classified samples. In the applied side, a simulation study was conducted using(MSE,Bais)