DOI:http://dx.doi.org/10.21123/bsj.2016.13.3.0707

تقدير معلمتي توزيع كمبل للقيم العظمى باعتماد المحاكاة

حكيم حسين حمد صالح

وزارة التربية، مديرية تربية بغداد، الكرخ الثانية.

استلام البحث 26/ 8/2015
قبول النشر 2016/4/5

الخلاصة:

في هذا البحث تم تقدير معلمتي توزيع كمبل للقيم العظمى من خلال استعمال طريقتين للتقدير:- طريقة العزوم وطريقة العزوم المحورة . تم استعمال أسلوب المحاكاة للمقارنة بين كل من طريقتي التقدير للوصول إلى أفضل طريقة لتقدير المعلمات ، اذ تمت عملية المحاكاة بتوليد بيانات عشوائية تتبع توزيع كمبل اعتمادا على ثلاثة نماذج من القيم الحقيقية للمعلمات وعلى حجوم عينة مختلفة (n=10،50,100) وبتكرار(500). وضعت نتائج التقدير في جداول أعدت لغرض المقارنة، التي أجريَت اعتماداً على معيار متوسط مربعات الخطأ .

الكلمات المفتاحية:توزيع كمبل، توزيع القيم المتطرفة، التقدير ، المحاكاة.

المقدمة:

يعد توزيع كمبل من التوزيعات المهمة في الاحصاء وله تطبيقات عملية كثيرة وهو من توزيعات القيمة المتطرفة **(Extreme value distributions)** ويطلق اصطلاح القيمة المتطرفة على القيمة العظمى او القيمة الصغرى.

توصل الاحصائيون إلى ثلاثة أنواع(عوائل) من التوزيعات المتطرفة كل نوع يمثل عائلة مكونة من عدة توزيعات :[1] وهي على التوالي

- النوع الأول هو توزيع (كمبل) Type I (Gumbel- type distribution)
- النوع الثانيهو توزيع فريشيت Type 2 [Frec'het- type distribution]
- النوع الثالث هو توزيع ويبل Type3 [Weibull- type distribution]

يعد النوع الأول من توزيعات القيمة المتطرفة السابقة النوع الأهم والأكثر تطبيقا في مجالات متنوعة أهمها استعماله في دراسة وتطبيقات عناصر المناخ كدراسة مدى تأثير المناخ في مستوى سطح البحر لوضع معايير الأمان لتصميم السفنوالتنبؤ بحدوث العواصف وفي مجالات علم المياه كما أثبتت الدراسات مؤخرا استعمال هذا التوزيع في تقدير معدل كمية الأوزون وتقدير خطر المفاعلات النووية، وتقدير معدلات ارتفاع وانخفاض سوق الأسهم المالية. اما النوع الثاني من توزيعات القيمة المتطرفة فيعد الأقل تطبيقا.

واما النوع الثالث من توزيعات القيمة المتطرفة فهو احد أهم نماذج الفشل الشائعة الاستعمال وبشكل واسع في حقول المعولية واختبارات الحياةوتجدر الإشارة إلى وجود علاقة بين الأنواع الثلاثة الانفة الذكر، ان توزيعات القيمة المتطرفة السابقة تمثل عوائل مشتقة من توزيع القيمة المتطرفة العام إذ انها تمثل جزءا من توزيعات القيمة المتطرفة وليس كل توزيعات القيمة المتطرفة .

ليكن X متغيراً عشوائياً يتبع توزيع القيمة المتطرفة العام فإن كلاً من دالة الكثافة الإحتمالية (p.d.f.)، ودالة التوزيع التجميعية (c.d.f.) لهُ هي بالصيغتين الرياضيتين الآتيتين على التوالي [1]:

$$f(x;k,\theta,\lambda)=\frac{1}{\theta}\left[1-\frac{k}{\theta}(x-\lambda)\right]^{\left(\frac{1}{k}\right)-1}\exp\left[-\left(1-\frac{k}{\theta}(x-\lambda)\right)^{\frac{1}{k}}\right],-\infty<x<\infty,-\infty<\lambda<\infty,\theta>0$$

$$F(x;k,\theta,\lambda) = \exp\left[-\left(1-\frac{k}{\theta}(x-\lambda)\right)^{\frac{1}{k}}\right],$$

$k\neq 0 \ldots(1)$

اذ ان:

x قيمة المتغير العشوائي.

K معلمة الشكل (Shape Parameter)

θمعلمة القياس (Scale Parameter)

λ معلمة الموقع (Location Parameter).

عندما k تقترب من الصفر فإن توزيع القيمة المتطرفة العام ذي المعلمات الثلاثة يصبح توزيع القيمة المتطرفة العام ذي المعلمتين وذلك من خلال تعويض قيمة k في الصيغة (1)

لنفترض أن:

$$\frac{1}{k}=n \quad \ldots(2)$$

وبتعويض الصيغة (2) بالصيغة (1) وبأخذ $\lim\limits_{n\to\infty}$ لها فإننا نحصل على:

$$F=\lim_{n\to\infty}\left\{\exp\left[-\left(1-\frac{1}{n\theta}(x-\lambda)\right)^{n}\right]\right\}$$

$$=\exp\left\{-\lim_{n\to\infty}\left(1-\frac{1}{n}\left(\frac{x-\lambda}{\theta}\right)\right)^{n}\right\}$$

لتكن:

$$t=\frac{x-\lambda}{\theta}$$

بتعويض الصيغة (4) بالصيغة (3) نحصل على:

$$F=\exp\left\{-\lim_{n\to\infty}\left(1-\frac{1}{n}t\right)^{n}\right\}$$

$$=\exp\left\{-\lim_{n\to\infty}\left[C_0^n 1-C_1^n\left(\frac{1}{n}t\right)+C_2^n\left(\frac{1}{n}t\right)^2-C_3^n\left(\frac{1}{n}t\right)^3+\ldots\right]\right\}$$

$$=\exp\left\{-\lim_{n\to\infty}\left[1-n\frac{1}{n}t+\frac{n(n-1)}{n\times n}\frac{t^2}{2!}-\frac{n(n-1)(n-2)}{n\times n\times n}\frac{t^3}{3!}+\ldots\right]\right\}$$

$$=\exp\left\{-\lim_{n\to\infty}\left[1-t+\left(1-\frac{1}{n}\right)\frac{t^2}{2!}-\left(1-\frac{1}{n}\right)\left(1-\frac{2}{n}\right)\frac{t^3}{3!}+\ldots\right]\right\}$$

$$=\exp\left\{-\left[1-t+\frac{t^2}{2!}-\frac{t^3}{3!}+\ldots\right]\right\}$$

$$=\exp[-\exp(-t)]\ldots(5)$$

وبتعويض الصيغة (4) بالصيغة (5) نحصل على الآتي:

$$F(x;\theta,\lambda)=\exp\left[-\exp\left(-\left(\frac{x-\lambda}{\theta}\right)\right)\right]\ldots(6)$$

اذ أن الصيغة (6) تمثل الدالة التوزيعية لتوزيع القيمة المتطرفة النوع الاول(كمبل)للقيم العظمى[2]وللحصول على دالة الكثافة الاحتمالية p.d.f. نأخذ مشتقة الصيغة (6) فنحصل على الآتي:

$$f(x;\theta,\lambda)=\frac{1}{\theta}\exp\left(-\left(\frac{x-\lambda}{\theta}\right)\right)\exp\left[-\exp\left(-\left(\frac{x-\lambda}{\theta}\right)\right)\right]\ldots(7)$$

$$,-\infty<x<\infty,-\infty<\lambda<\infty,\theta>0$$

أما دالة المعولية لهذا التوزيع فستعرف بالصيغة الاتية:

$$R(x)=1-\exp\left[-\exp\left(-\left(\frac{x-\lambda}{\theta}\right)\right)\right]$$

2- بعض خصائص عزوم توزيعالقيمة المتطرفة (كمبل)النوع الاول للقيم العظمى[2]:

إن الصيغة العامة للعزوم من الرتبة n هي كالآتي:

$$E(x^n)=\int_{-\infty}^{\infty} x^n f(x)\,dx\ldots(8)$$

وبتعويض الصيغة (7) في الصيغة(8) نحصل على مايأتي:

$$E(x^n)=\int_{-\infty}^{\infty} x^n\frac{1}{\theta}\exp-\left(\frac{x-\lambda}{\theta}\right)\exp\left[-\exp-\left(\frac{x-\lambda}{\theta}\right)\right]dx$$

لتكن:

$$y=\exp-\left(\left(\frac{x-\lambda}{\theta}\right)\right)$$

وبأخذ اللوغاريتم الطبيعي للطرفين نحصل على الآتي:

$$\ln\ y=-\frac{x-\lambda}{\theta}\Rightarrow -\theta\ln y=x-\lambda\Rightarrow x=\lambda-\theta\ln y$$

$$dx=-\frac{\theta}{y}dy$$

$$x=-\infty\Rightarrow y=\infty,\ x=\infty\Rightarrow y=0$$

$$E(x^n)=\int_{\infty}^{0}(\lambda-\theta\ln y)^n\frac{1}{\theta}ye^{-y}\cdot-\frac{\theta}{y}\left(dy\right)$$

$$=\int_0^\infty (\lambda-\theta \ln y)^n e^{-y} dy$$

وبتعويض $n = 1$ نحصل على العزم الأول ، $n = 2$ نحصل على العزم الثاني:

$$n=1 \Rightarrow E(x)=\int_0^\infty (\lambda-\theta \ln y) e^{-y} dy$$

$$=\int_0^\infty \lambda e^{-y} dy-\theta\int_0^\infty (\ln y) e^{-y} dy$$

$$E(x)=\lambda+\theta\gamma$$

اذ أن:

$$\int_0^\infty (\ln y) e^{-y} dy=-\gamma$$

γ is Euler's constant [2]

$\gamma= 0.5772156649\ldots$

$$n=2 \Rightarrow E(x^2)=\int_0^\infty (\lambda-\theta \ln y)^2 e^{-y} dy$$

$$E(x^2)=\int_0^\infty [\lambda^2-2\lambda\theta \ln y+\theta^2(\ln y)^2] e^{-y} dy$$

$$=\lambda^2\int_0^\infty e^{-y} dy-2\lambda\theta\int_0^\infty (\ln y) e^{-y} dy+\theta^2\int_0^\infty (\ln y)^2 e^{-y} dy$$

$$=\lambda^2+2\lambda\theta\gamma+\theta^2\left(\gamma^2+\frac{\pi^2}{6}\right)$$

$$=\lambda^2+2\lambda\theta\gamma+\theta^2\gamma^2+\theta^2\frac{\pi^2}{6} \quad \ldots(10)$$

اذ أن:

الصيغة (10) تمثل العزم الثاني للمجتمع لتوزيع كمبل للقيم العظمى، وبما إن التباين يعطى بالصيغة الاتية:

$$\text{var}(x)=E(x^2)-[E(x)]^2$$

نعوض الصيغتين (9) و (10) في الصيغة (11) فنحصل على الآتي:

$$\text{var}(x)=\lambda^2+2\lambda\theta\gamma+\theta^2\gamma^2+\theta^2\frac{\pi^2}{6}-[\lambda+\theta\gamma]^2$$

$$=\lambda^2+2\lambda\theta\gamma+\theta^2\gamma^2+\theta^2\frac{\pi^2}{6}-\lambda^2-2\lambda\theta\gamma-\theta^2\gamma^2$$

$$\text{var}(x)=\theta^2\frac{\pi^2}{6} \quad \ldots(11)$$

اذ ان

$$\int_0^\infty (\ln y) e^{-y} dy=-\gamma$$

$$\int_0^\infty (\ln y)^2 e^{-y} dy=\gamma^2+\frac{\pi^2}{6}$$

طرائق التقدير Estimation Methods:

نستعرض طريقتين مختلفتين لتقدير معلمتي توزيع كمبل للقيم العظمى. وفيما يأتي نذكر طريقتي التقدير:

1- طريقة العزوم Method of Moments (MOM):

يعد Johan and Bernaolle (1667-1748) من أوائل الذين استعملوا هذه الطريقة في أبحاثهم، وهي من الطرائق الشائعة الاستعمال في حقل تقدير المعلمات لسهولتها وفكرة هذه الطريقة تتمثل في ايجاد عزوم المجتمع M_j ومن ثم مساواتها بعزوم العينة m_j وبذلك سيتم الحصول على عدد من المعادلات بعدد المعالم المجهولة وبحل هذه المعادلات يتم إيجاد المقدرات [3] اذ أنها تمثل الحلول الناتجة[4].

فإذا كانت عزوم المجتمع تعطى بالعلاقة:

$$M_j=E(x^j)$$

وعزوم العينة تعطى بالعلاقة:

$$m_j=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i)^j$$

ومن المعلوم أن العزم الأول للعينة يمثل كالآتي:

$$E(x)=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}x_i$$

والعزم الثاني يمثل:

$$E(x^2)=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}x_i^2$$

بحسب الصيغة (9) يكون العزم الاول للمجتمع كما يأتي:

$$\theta\gamma+M_1=\lambda$$

ويكون العزم الاول للعينة بالصيغة الآتية:

$$m_1=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}x_i \Rightarrow m_1=\bar{x}$$

وبمساواة العزم الأول للمجتمع M_1 المقدر مع العزم الأول للعينة m_1 نحصل على:

$$M_1=m_1$$

$$\hat{\lambda}+\hat{\theta}\gamma=\bar{x}\Rightarrow\hat{\lambda}=\bar{x}-\hat{\theta}\gamma\ldots(12)$$

وبحسب الصيغة (10) يكون العزم الثاني للمجتمع كما يأتي:

$$M_2=E(x^2)=\lambda^2+2\lambda\theta\gamma+\theta^2\gamma^2+\theta^2\frac{\pi^2}{6}$$

ويكون العزم الثاني للعينة بالصيغة الآتية:

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

وبمساواة العزم الثاني للمجتمع M_2 المقدر مع العزم الثاني للعينة m_2 نحصل على:

$$M_2=m_2$$

$$\hat{\lambda}^2+2\hat{\lambda}\hat{\theta}\gamma+\hat{\theta}^2\gamma^2+\hat{\theta}^2\frac{\pi^2}{6}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}x_i^2\ldots(13)$$

وبتعويض الصيغة(12) في الصيغة (13) نحصل على الآتي:

$$(\bar{x}-\hat{\theta}\gamma)^2+2\hat{\theta}\gamma(\bar{x}-\hat{\theta}\gamma)+\hat{\theta}^2\gamma^2+\hat{\theta}^2\frac{\pi^2}{6}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}x_i^2$$

$$\bar{x}^2-2\bar{x}\hat{\theta}\gamma+\hat{\theta}^2\gamma^2+2\hat{\theta}\gamma\bar{x}-2\hat{\theta}^2\gamma^2+\hat{\theta}^2\gamma^2+\hat{\theta}^2\frac{\pi^2}{6}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}x_i^2$$

$$\bar{x}^2+\hat{\theta}^2\frac{\pi^2}{6}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}x_i^2$$

$$\hat{\theta}^2=\frac{6}{\pi^2}\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}x_i^2-\bar{x}^2\right)$$

$$\hat{\theta}_{MOM}=\frac{\sqrt{6}}{\pi}\sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}x_i^2-\bar{x}^2}\ldots(14)$$

الصيغة (14) تمثل صيغة مقدّر معلمة القياس θ وبتعويض الصيغة(14) في الصيغة(12) نحصل على:

$$\hat{\lambda}_{MOM}=\bar{x}-\frac{\sqrt{6}}{\pi}\gamma\sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}x_i^2-\bar{x}^2}\ldots(15)$$

الصيغة (15) تمثل صيغة إيجاد مقدرمعلمةλ .

2- طريقة العزوم المحورة Modification Moments Method:

فكرة هذه الطريقة تعتمد على الحصولعلى معادلتين احداهما ترتبط بالتباين والثانية ترتبط بالعزم الاول وبحل تلك المعادلتين نحصل على مقدرات معلمتي التوزيع اذ انها تمثل الحلول الناتجة[5] .

وبما ان تباين العينة مقدر لتباين المجتمع الاحصائي . اذ ان تباين العينة يُعرف كالآتي:

$$S^2=\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})^2$$

وتباين المجتمع معرف كما في الصيغة (11).لذلك فإن:

$$var(x)=S^2$$

$$\hat{\theta}^2\frac{\pi^2}{6}=\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})^2$$

$$\Rightarrow\hat{\theta}^2=\frac{6}{\pi^2}\,\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})^2$$

فإن:

$$\hat{\theta}_{MM}=\frac{1}{\pi}\sqrt{\frac{6}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})^2}\ldots(16)$$

الصيغة(16) تمثل صيغة مقدّر معلمة القياس θ.

وبما ان عزوم العينة هي بمنزلة تقديراتعزوم المجتمع الاحصائي ، لذلك وبحسب طريقة العزوم فان العزم الاول للعينة مقدر للعزم الاول للمجتمع الاحصائي ، من الصيغة(12) التي تم اشتقاقها سابقا وهي:

$$\hat{\lambda}+\hat{\theta}\gamma=\bar{x}\Rightarrow\hat{\lambda}=\bar{x}-\hat{\theta}\gamma\ldots(12)$$

وبتعويض الصيغة (16) في الصيغة (12) نحصل على الآتي:

$$\hat{\lambda}_{MM}=\bar{x}-\frac{1}{\pi}\gamma\sqrt{\frac{6}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})^2}\ldots(17)$$

الصيغة (17) تمثل صيغة مقدّر معلمة الموقع λ.

المحاكاة Simulation

تتمثل صياغة تجربة المحاكاة في اربع مراحل أساسية ومهمة لإيجاد مقدرات [7،6]معلمتي توزيع كمبل للقيم العظمى وهي:

المرحلة الأولى (تعيين القيم الأفتراضية):

تعد هذهِ المرحلة من المراحل الأساسية التي تعتمد عليها المراحل اللاحقة من تجربة المحاكاة،وتتمثل بالآتي:

أولاً: تحديد القيم الأفتراضية للمعلمات:
تم إختيار قيم إفتراضية للمعلمات تشتمل بأخذ ثلاثة نماذج لقيم المعلمات وهي:
$A1:(\theta=2.5,\ \lambda=3.5),\ A2:(\theta=3,\ \lambda=1),\ A3:(\theta=4,\ \lambda=4)$

ثانياً: إختيار حجم العينة:
تم إختيار حجوم مختلفة للعينة بشكل يتناسب مع مدى تأثير حجم العينة في دقة وكفاءة النتائج المستحصلة من طريقتي التقدير المستعملة في هذا البحث، حيث تم أخذ حجم عينة صغيرة ($n = 10$) وحجم عينة متوسطة ($n = 50$) وحجم عينة تتصف بأنها كبيرة ($n = 100$).

ثالثاً: إختيار عدد تكرارات العينة:
تم إختيار عدد تكرارات عينة $R = 500$.

المرحلة الثانية (مرحلة توليد البيانات):
في هذهِ المرحلة يتم توليد بيانات عشوائية تتبع توزيع كمبل للقيم العظمى، وكما يأتي:
إن معكوس الدالة التوزيعية لتوزيع كمبل للقيم العظمى يتم إستخراجها من الصيغة (6) التي هي:

$$F(x)=\exp\left[-\exp\left(\left(\frac{x-\lambda}{\theta}\right)\right)\right]$$

$$-\exp\left(\frac{x-\lambda}{\theta}\right)=\ln(F(x))$$

$$\frac{x-\lambda}{\theta}=-\ln[-\ln(F(x))]$$

$$\therefore x=\lambda-\theta\ln[-\ln(F(x))]$$

$$x_i=\lambda-\theta\ln[-\ln(F(x_i))]\ldots(18)$$

الصيغة (18) تمثل معكوس الدالة التوزيعية لتوزيع كمبل للقيم العظمى.
وبإفتراض $U = F$ اذ أن U يمثل متغيراً عشوائياً مستمراً منتظماً ومعرفاً على المدة (0,1) فإن الصيغة تصبح كالآتي:

$$\theta\ln(-\ln(U))\text{-}x=\lambda$$

ومن خلالها يتم توليد بيانات تتبع توزيع كمبل للقيم العظمى .

المرحلة الثالثة (مرحلة إيجاد المقدرات):
يتم في هذهِ المرحلة إيجاد المقدراتلمعلمتي التوزيع من خلال طريقتي التقدير المستعملة في هذا البحث[9،8]وبحسب الصيغ (14)، (15) لطريقة العزوم والصيغ (16)، (17) لطريقة العزوم المحورة.

المرحلة الرابعة (مرحلة مقارنة النتائج):
تعد هذهِ المرحلة الأخيرة في صياغة المحاكاة اذ يتم فيها المقارنة بين نتائج المقدرات المستحصلة من المرحلة الثالثة لمعلمتي التوزيع من خلال اعتماد معيار متوسط مربعات الخطأ (Mean Square Error) والصيغة العامة لهذا المعيار هي:

$$MSE(\hat{p})=\frac{1}{R}\sum_{i=1}^{R}(\hat{p}_i-p)^2$$

اذ أن:
$\hat{p}$ هي المعلمة المقدرة للمعلمة p.
R هو عدد تكرارات العينة.

نتائج المحاكاة:
بعد تطبيق طريقتي التقدير ظهرت النتائج التي تم الحصول عليها عن طريق بناء برنامج ضمن بيئة احدى لغات البرمجة المرئية وهي لغة برنامج Quick Basic كما في الجداول الآتية:

جدول (1) : قيم متوسط وقيم MSE لتقديرات المعلمتين للانموذج الأولλ=3.5 , θ= 2.5.

n	Method	θ	Best	λ	Best
10	MoM	2.25410 (0.55656)	MM	3.66166 (0.68892)	MM
	MM	2.52686 (0.40339)		3.50422 (0.50405)	
50	MoM	2.42977 (0.12432)	MoM	3.50894 (0.14885)	MoM
	MM	2.79372 (0.19748)		3.29887 (0.15230)	
100	MoM	2.47208 (0.06885)	MoM	3.50388 (0.07408)	MoM
	MM	2.84950 (0.18386)		3.28603 (0.10142)	

جدول (2):قيم متوسط وقيم MSE لتقديرات المعلمتين للانموذج الثاني 1 =λ ,3 =θ

n	Method	θ	Best	λ	Best
10	MoM	2.70492 (0.80145)	MoM	1.194 (0.99204)	MM
	MM	2.53146 (0.92387)		1.29412 (0.95188)	
50	MoM	2.91573 (0.17902)	MoM	1.01107 (0.21434)	MM
	MM	2.85588 (0.20473)		1.04528 (0.19634)	
100	MoM	2.96650 (0.09915)	MoM	1.00465 (0.10668)	MM
	MM	2.92313 (0.11071)		1.02969 (0.09833)	

جدول (3): قيم متوسط وقيم MSE لتقديرات المعلمتين للانموذج الثالث 4=λ ,4=θ.

n	Method	θ	Best	λ	Best
10	MoM	3.60655 (1.42480)	MM	4.25866 (1.76363)	MM
	MM	3.81568 (1.10743)		4.13795 (1.38962)	
50	MoM	3.88764 (0.31826)	MoM	4.01431 (0.38106)	MM
	MM	4.22632 (0.34646)		3.81883 (0.33817)	
100	MoM	3.95534 (0.17627)	MoM	4.00620 (0.18966)	MoM
	MM	4.31385 (0.26409)		3.79926 (0.19262)	

الإستنتاجات:(إستنتاجات تقدير المعلمات):

إستنتاجات معلمة القياس θ:

إن نتائج الجداول (1, 2, 3) تشير إلى أن طريقة العزوم هي الأفضل في تقدير معلمة القياس θ لحالات حجوم العينات المتوسطة والكبيرة وتكراراتها وان الطريقة المحورة هي الافضل في حالة حجوم العينات الصغيرة بإستثناء الجدول(2) فإن طريقة العزوم هي الافضل لجميع حالات حجوم العينات وتكرارتها.

إستنتاجات معلمة الموقع λ:

إن نتائج الجداول (1, 2, 3) تشير إلى أن الطريقة المحورة هي الأفضل في تقدير معلمة الموقع λ ولجميع حالات حجوم العينات وتكراراتها بإستثناء بعض العينات الكبيرة فإن طريقة العزوم هي الافضل.

التوصيات:

نوصيبأعتماد طريقة العزوم (MOM) لتقدير معلمة القياسθ واعتماد الطريقة المحورة(MM) لتقدير معلمة الموقعλ.

المصادر:

[1] Kotz,S. and Nadarajah,S. 2000. Extreme Value Distribution : Theory and Application. London Imperial College press.
[2] Christian Walck Particle Physics Group Fysikkum University of Stockholm.1996. Hand-Book on Statistical Distributions, for Experimentalists, Page (57-60).
[3] Shobri,A. and Jemain,A.A. 2007. LQ-Moment for Statistical Analysis of Extreme Events. Journal of Modern Applied Statistical Methods, May, 6(1):228-238.
[4] Mann, N. R. 1968. Point and interval estimation procedures for the two parameter Weibull and extreme value distribution. Tech., 10(2): 231-256.
[5] Shanti, S. and Balakrishnan, N. 1991. Estimation of the location and scale parameters of the extreme value distribution. Hamilton, Ontario, Canada, West Lafayette in 47907, Department of Statistics, Purdue University, USA, July.
[6] Nadrajah,S. and Kotz,S. 2004. The Beta Gumbel distribution, mathematical problems in engineering 4: 323-332.
[7] T. W. Ye.Thomes W.Yee. 2007. VGM family Function for Extreme value data.Beta version 0.7-4 C.
[8]Tewfik Kernane and Zohrh A.Raizah.2009. Fixed point iteration for estimating the parameterof extreme value distributions. Communications in statistics-Simulation and Computation 38(10):.2161-2170.
[9] Taylor and Francis Group. 2009. The Weibull distribution; A handbook, Horst Rinne Justus-Liebig University, Giessen, Germny.

Estimating Parametersof Gumbel Distribution For Maximum Values By using Simulation

Hakeem Hussein Hamad Saleh

Directorate General of education, Baghdad's Karkh/2
Received 26 /8/2015
Accepted 5 /4 /2016

Abstract:

In this research estimated the parameters of Gumbel distribution Type 1 for Maximum values through the use of two estimation methods:- Moments (MoM) and Modification Moments(MM) Method. the Simulation used for comparison between each of the estimation methods to reach the best method to estimate the parameters where the simulation was to generate random data follow Gumbel distributiondepending on three models of the real values of the parameters for different sample sizes $(n=10,50,100)$ with samples of replicate (R=500).The results of the assessment were put in tables prepared for the purpose of comparison, which made depending on the mean squares error (MSE).

Key words: Gumbel Distribution, Extreme valve distribution, Estimation, Simulation.