

## الملخص

في هذه البحث تمت دراسة احد أهم التوزيعات الاحتمالية المتصلة وهو توزيع لوماكس، يعتبر توزيع لوماكس من التوزيعات المهمة التي تستخدم في العديد من المجالات منها في دراسة الموارد المائية مثل دراسة الفيضانات، دراسة الظواهر الإحصائية مثل دراسة درجات الحرارة الصغرى والعظمى. حيث تمت دراسة خواصه الاحتمالية وأيضا تم التطرق إلى بعض طرق التقدير بنقطة وهي طريقة الإمكان الأعظم، وطريقة العزوم وذلك لتقدير أحد معلمتي التوزيع وهي معلمة الشكل.

يهدف هذا البحث في جانبه النظري الى اشتقاق مقدر الإمكان الأعظم (Maximum Likelihood)، وكذلك مقدر العزوم (Moments) لمعلمة الشكل لتوزيع لوماكس، وكذلك تم إجراء مقارنة بين هذين التقديرين وذلك باستخدام معيار المفاضلة متوسط مربعات الخطأ (MSE).

تم استخدام أسلوب المحاكاة (Simulation) وذلك من خلال افتراض بعض القيم الحقيقية للمعلمة، ومحاولة استخدام أحجام عينات مختلفة تمثلت في أحجام عينات صغيرة، ومتوسطة، وكبيرة، وذلك لتحديد كفاءة هذه الطرق المستخدمة؛ لغرض المفاضلة بين هاتين الطريقتين للتوصل إلى أفضل طريقة تقدير معلمة الشكل هذا التوزيع وأفضل مدى لعينة العشوائية المختارة. من خلال النتائج المتحصل عليها وجدنا أن طريقة الإمكان الأعظم (Maximum Likelihood) أعطت تقديرات ذات صفات جيدة مقارنة بطريقة العزوم (Moment) من خلال زيادة حجم العينة.

## الفصل الاول

## 1-1 المقدمة introduction

نظرا للصعوبات التي تواجه الباحثين في الحصول على بيانات المجتمع ككل واللجوء إلى أسلوب العينة في جمع البيانات، حيث إن العينة هي عبارة عن جزء من المجتمع فإن سمات العينة سوف تختلف بصفة عامة عن المجتمع، وغالبا ما يكون السؤال المطروح هو ماذا يمكن القول عن خواص المجتمع بمعلومية خواص العينة؟ بالرغم من أن الإجابة لهذا السؤال من الممكن ألا تكون متوفرة في جميع الحالات، ولكن من الممكن إيجاد إجابة في حالة المعاينة العشوائية وذلك بمساعدة نظرية الاحتمال، حيث أصبحت أساليب الاستدلال الإحصائي هي الوسيلة لاتخاذ القرارات الإحصائية بل وأصبح الإحصاء الوصفي – الفرع الأول من فروع علم الإحصاء – هو مرحلة من مراحل البحث الإحصائي التي يتم على أساسها تحديد أسلوب الاستدلال الإحصائي المناسب الذي يمثل الهدف الأساسي من دراسة علم الإحصاء.

**3-1 مشكلة البحث:** تكمن مشكلة البحث الأساسية في بيان كيفية استخدام برنامج (R) عند التعامل مع توزيع لوماكس في التطبيقات العملية، وتحديد أفضل طريقة تقدير بين الطريقتين المستخدمة في تقدير معلمة الشكل لتوزيع لوماكس.

**4-1 أهمية البحث:** تكمن الأهمية لهذا البحث في التعرف على بعض طرق التقدير؛ لتقدير معلمة الشكل لتوزيع لوماكس باستعمال طرق مختلفة. حيث تناول هذا البحث طريقة العزوم وطريقة الإمكان الأعظم باستعمال أسلوب المحاكاة؛ لتوليد بيانات عشوائية بالاعتماد على أحجام عينات مختلفة وبتكرار ثابت ( $N=1000$ ).

**5-1 أهداف البحث:** نهدف من خلال هذا البحث إلى تقدير معلمة الشكل لتوزيع لوماكس ( $Lomax$ ) ذو معلمتين ( $\alpha, \beta$ ) باستخدام طريقة العزوم، والإمكان الأعظم، والمقارنة بينها من حيث جودة المقدر، نعلم أن مقدرات الإمكان الأعظم لها نفس سلوك المقدرات عند ثبوت حجم العينة.

**6-1 أقسام البحث:** تم تقسيم هذا البحث إلى خمسة فصول:

**الفصل الأول:** يتضمن مشكلة البحث، أهميته، وأهدافه، وأقسام محتويات البحث.  
**الفصل الثاني:** يتضمن مقدمة عن توزيع لوماكس، وأهم استخداماته وخواصه الرياضية المختلفة.

**الفصل الثالث:** الجانب النظري لطرق التقدير المختارة.

**الفصل الرابع :** يحتوي على الجانب العملي لمقارنة أفضل الطرق لتقدير معلمة الشكل الذي تناولتها هذه الدراسة لبيان أفضلها .

**الفصل الخامس:** هو ملخص لأهم النتائج التي تم التوصل إليها.

## الفصل الثاني

## 1-2 المقدمة:

هذا الفصل يقدم بعضا من المفاهيم الأساسية التي سوف تواجهها في البحث، وعرضا بسيطا عن توزيع باريتو، ونبذة تاريخية عنه باعتبار أن توزيع لوماكس هو توزيع باريتو النوع الثاني عندما ( $\mu=0$ )، وبعض من خصائصه.

## بعض المفاهيم الأساسية:

### 2-2 الاستدلال الإحصائي statistical inference :

إذا كانت هناك ظاهرة معينة وتكن ( $X$ ) فإن مفرداتها ( $x_1, \dots, x_N$ ) تكوّن مجتمعا يكون له توزيع احتمالي، وليكن  $f(x, \theta)$  يعتمد على بعض المعالم (يمكن أن تكون معلمة واحدة أو عدة معالم) هذه المعالم غالباً ما تكون مجهولة ونرغب في عمل بعض الاستدلال الإحصائي حولها كأن نقوم بتقديرها أو اختبار فرض معين حولها، من أجل ذلك نختار عينة عشوائية باستخدام أساليب اختيار العينات وتكن ( $x = (x_1, \dots, x_N)$ ) من بيانات المجتمع وعادة مانقوم بتنظيم وتصنيف بيانات العينة وحساب بعض المقاييس المتعلقة بها.

### 2-2-1 الهدف من الاستدلال الإحصائي :

الهدف من الاستدلال الإحصائي هو استنتاج خصائص المجتمع من خصائص العينة التي سحبت منه، فعند استخدام بيانات العينة (statistic) للاستدلال عن المجتمع ولكوننا لانملك كل حقائق المجتمع، فنبحث على طريقة عملية نستطيع من خلالها الوثوق بالحقيقة المطلوبة ضمن نطاق معين معتمدين على طبيعة المجتمع المطلوب تقدير معالمته (parameter) محاولين الوصول لقيم (عددية) لمعالم المجتمع من خلال بيانات العينة المسحوبة منه عشوائياً.

### 2-2-2 من التعريفات الهامة التي يقوم عليها الاستدلال الإحصائي هي:

1- المعلمة (parameter): هي عبارة عن خاصية أو مقياس يتم حسابها من المجتمع محل الدراسة وهي كمية ثابتة. مثلاً نسبة البطالة في ليبيا، متوسط العمر الافتراضي لجهاز معين.

2- الإحصاءة (statistic): هي عبارة عن خاصية أو مقياس يتم حسابها من العينة

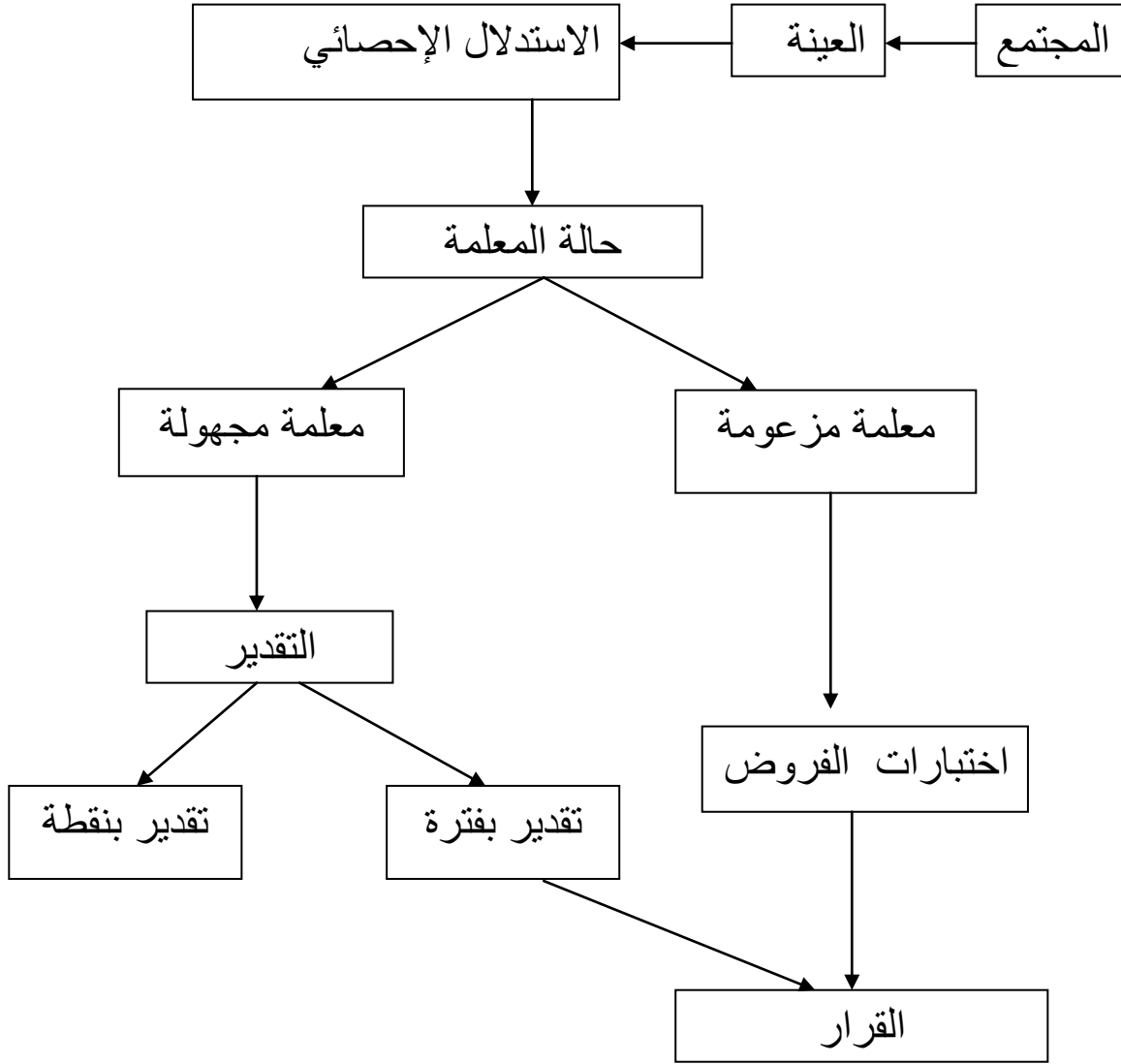
المسحوبة من المجتمع محل الدراسة، أي أن الإحصاءة هي دالة من بيانات العينة.

### 2-2-3 وينقسم الاستدلال الإحصائي إلى موضوعين رئيسيين :

أ- تقدير معالم المجتمع (Estimation).

ب- اختبارات الفروض بشأن صحة قيم معالم المجتمع (Testing of hypotheses).

ويتم ذلك عن طريق سحب عينة أو عينات من المجتمع أو المجتمعات المراد تقدير معالمها أو إجراء اختبار الفروض بشأنها , كما يتضح من نموذج الاستدلال الإحصائي التالي :



الشكل رقم (1-2) نموذج الاستدلال الإحصائي

يستخدم أسلوب التقدير لتقدير معالم المجتمع إذا كان الهدف هو تحديد قيمة معلمة مجهولة (Unknown parameters) ، أما اختبارات الفروض فتستخدم بهدف الوصول إلى قرار بشأن رفض أو عدم رفض فرضية إحصائية عن معلمة مزعومة (Hypothesized parameter).

## 3-2 تقدير معالم المجتمع.

التقدير هو أسلوب إحصائي مبني على نظريات إحصائية يستخدم لتقدير معلمة ما محل الدراسة عن طريق استخدام مقاييس العينة .

### 1-3-2 هناك أسلوبان لتقدير معلمة المجتمع المجهولة وهما :

أ- **التقدير بنقطة (point Estimation):** يستخدم بيانات العينة لتقدير معالم المجتمع بنقطة واحدة، أي بقيمة واحدة فقط .

مثلا : قيمة الوسط الحسابي أو الانحراف المعياري باعتبارهما تقديرا لمعلمة المجتمع ، وأهم الطرق للحصول على التقدير هو مقدر الإمكان الأكبر وطريقة العزوم بالإضافة الى طرق أخرى كما أن تباين العينة  $S^2$  أو انحرافها المعياري يعرفنا تباين المجتمع  $\sigma^2$  ،  $\sigma_x^2 = \frac{\sigma^2}{n}$  والخطأ المعياري يقدر

$$\text{بالإحصاءة } (S_{\bar{x}} = \frac{S}{\sqrt{n}})$$

ب- **التقدير بفترة (Interval Estimator):** تستخدم بيانات العينة لتقدير معلمة المجهولة بفترة من القيم . ولاستخدام البيانات بكفاءة فلا بد من التعرف على خصائص مقدر النقطة الجيد وهي:

1- عدم التحيز (Unbiasedness)

2- الكفاءة (Efficiency)

3- التوافق أو الاتساق (Consistency)

4- الكفاية (Sufficiency)

## 4-2 متوسط مربعات الخطأ (MSE) mean square error

إذا كانت  $\underline{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)$  عينة عشوائية مسحوبة من مجتمع توزيعه الاحتمالي  $f(x, \theta)$  يعتمد على المعلمة  $\theta$  وإذا أخذنا  $t = \hat{\theta}(x)$  كتقدير للمعلمة  $(\theta)$  يمكن أن يقاس بالمقدار  $(t - \theta)$  ولكن هذا المقدار يمكن أن يكون موجبا أو سالبا حسب قيمة  $t$  المحسوبة من العينة وحتى نتخلص من الإشارة نأخذ مربع المقدار  $(t - \theta)^2$  كمقياس لقرب المقدار من المعلمة وحيث أن المقدار يتغير من عينة لأخرى لذلك نأخذ القيمة المتوقعة له أي  $E(t - \theta)^2$  والتي تسمى متوسط مربعات الخطأ التقدير  $t$  ويرمز له بالرمز



$MSE(t) = E(t - \theta)^2$  أي  $MSE(t)$  كمقياس لجودة المقدار للمعلمة  $(\theta)$ ، لذلك نفضل التقدير الذي له أقل متوسط مربع خطأ، فإذا كان  $t_1, t_2$  مقدرات للمعلمة  $(\theta)$  فإننا نفضل  $(t_1)$  عن  $(t_2)$  إذا كان  $MSE(t_1) < MSE(t_2)$  نادراً ما نجد مقدرًا له أقل متوسط مربع خطأ لجميع قيم  $(\theta)$

## 2-5 تعريف المحاكاة:

المحاكاة هي تقليد أو تمثيل لعمل نظام حقيقي على فترة زمنية معينة. وسواء أجرينا المحاكاة يدويًا أو باستخدام الحاسب فإنها تشتمل على توليد تاريخ مصطنع للنظام، وذلك لغرض استنتاج الخواص التشغيلية للنظام الحقيقي. وقبل الدخول في تطبيق أسلوب المحاكاة التي سيتم تنفيذها من المفيد أن نعرض بعض مميزات وعيوب المحاكاة.

### مزايا المحاكاة : من أهم مزايا أسلوب المحاكاة :

- 1- تختصر وقت تنفيذ العملي التي تحتاج إلى فترات زمنية طويلة إلى بضع دقائق في الحاسب الآلي.
- 2- إمكانية السيطرة على التجربة وذلك بتغيير المعالم لاختبار سلوك الظاهرة تحت شروط الواقع .

### عيوب المحاكاة : من أهم عيوب أسلوب المحاكاة :

- 1- صعوبة تحديد القيم الأولية لمعلمات النموذج.
- 2- الفرضيات قد تجعل النموذج يتشعب ويبتعد عن الحقيقة.

**معلمة الشكل :** هي القيمة العددية التي تساعد في تحديد شكل التوزيع فإذا كانت  $(\alpha > 0)$  يعني التوزيع ملتويًا ناحية اليمين أما إذا كانت  $(\alpha < 0)$  فإن التوزيع ملتوٍ ناحية اليسار أما إذا كانت  $(\alpha = 0)$  فإن التوزيع متماثل.

**معلمة القياس :** هي قيمة عددية تساعد في تحديد شكل منحنى الدالة إما أن يكون مذنباً أو مفرطحاً .

**2-6 توزيع باريتو:** هو عبارة عن النموذج الاحتمالي للمتغيرات المستمرة , ويستخدم في وصف توزيع دخول ، ووصف السلوك المتطرف لقيم الخسارة في المجال الاقتصادي ويضم توزيع باريتو معلمتين هما :

1- معلمة القياس ( $\beta$  : Scale Parameter) .

2- معلمة الشكل ( $\alpha$  :Shape parameter) ،وتعرف ( $\alpha$ ) بأنها ثابت باريتو أو معلمة الشكل . هو من توزيعات احتمالية المستمر يرجع تسميته بهذا الاسم إلى العالم الإيطالي فيلفريدو باريتو (Vilfredo pareto). واسمه الكامل هو ولفريد فريترز باريتو ,وهو عالم اقتصادي واجتماعي شهير ولد في مدينة باريس الفرنسية يوم 15 / يوليو /1848م وتوفي في مدينة جنيف السويسرية في 19 / مارس /1923م حيث وضع أساس هذا التوزيع في علم الاقتصاد من خلال دراسة توزيع الدخل (Incomes) وهو صاحب مبدأ باريتو المعروف بقاعدة 20-80 في علم الإدارة ,وهو أيضا صاحب النظريتين الاقتصاديتين أمثلية باريتو وأفضلية باريتو ،وله مدرج إحصائي عرف باسم مخطط باريتو وكذلك توزيع باريتو الاحتمالي ينقسم توزيع باريتو الى أربعة أنواع :

### 1- توزيع باريتو النوع الأول ( I )

#### جدول رقم (1-2)

شكل الدالة $F(X)$	التوقع الرياضي $E(X)$	حدود المتغير (X) عدد المعالم	حدود المعالم
$1 - \left[ \frac{x}{\beta} \right]^{-\alpha}$	$\frac{\beta\alpha}{\alpha - 1}, \alpha > 1$	$X > \beta$	$\beta > 0, \alpha > 1$

### 2- توزيع باريتو النوع الثاني ( II )

#### جدول رقم (2-2)

شكل الدالة $F(X)$	التوقع الرياضي $E(X)$	حدود المتغير (X) عدد المعالم	حدود المعالم
$1 - \left[ 1 + \frac{x - \mu}{\beta} \right]^{-\alpha}$	$\frac{\beta}{\alpha - 1}, \alpha > 1$	$X > \mu$	$\mu \in \square, \beta > 0, \alpha > 1$

ملاحظة: عند الشكل باريتو النوع الثاني (II) عندما  $(\mu = 0)$  فإننا نحصل على توزيع لوماكس الذي ستم دراسته بشيء من التفصيل في الفصل اللاحق.

توزيع لوماكس :

### جدول رقم (3-2)

شكل الدالة $F(X)$	التوقع الرياضي $E(x)$	حدود المتغير (x)	عدد المعالم	حدود المعالم
$1 - \left[1 + \frac{x}{\beta}\right]^{-\alpha}$	$\frac{\beta}{\alpha - 1}, \alpha > 1$	$X \geq 0$	2	$\alpha > 1, \beta > 0$

3- توزيع باريتو النوع الثالث ( III ):

### جدول رقم (4-2)

شكل الدالة $F(X)$	التوقع الرياضي $E(x)$	حدود المتغير (x)	عدد المعالم	حدود المعالم
$1 - \left[1 + \left(\frac{x - \mu}{\beta}\right)^{\frac{1}{\gamma}}\right]^{-1}$	$\beta\Gamma(\gamma - 1)\Gamma(\gamma + 1), -1 < \gamma < 1$	$X \geq \mu$	3	$\mu \in \mathbb{R}, \gamma, \beta > 0$

4- توزيع باريتو النوع الرابع ( IV )

### جدول رقم (2-5)

شكل الدالة $F(X)$	التوقع الرياضي $E(x)$	حدود المتغير (x)	عدد المعالم	حدود المعالم
$1 - \left[1 + \left(\frac{x - \mu}{\beta}\right)^{\frac{1}{\gamma}}\right]^{-\alpha}$	$\frac{\beta\Gamma(\gamma - 1)\Gamma(\gamma + 1)}{\Gamma\alpha}, -1 < \gamma < \alpha$	$X \geq \mu$	4	$\mu \in \mathbb{R}, \gamma, \beta > 0, \alpha > 1$

**7-2 توزيع لوماكس :** يعتبر توزيع لوماكس (Lomax) والذي يسمى أيضا بتوزيع باريتو من النوع الثاني وهو حالة خاصة من توزيع باريتو النوع الثاني عندما ( $\mu=0$ ) وقد استخدم توزيع لوماكس في العديد من الدراسات في عدد من المجالات فعلى سبيل المثال قد تم استخدامه على نطاق واسع لوضع نماذج أوقات الفشل، واختبار الحياة كما تم استخدامه في الدراسات ذات العلاقة بالاقتصاد، وكذلك الدراسات المتعلقة بحجم المدن وأيضاً تم استخدامه كبديل للتوزيع الأسّي عندما تكون البيانات ذات التواء نحو اليمين ( التواء موجب).

توزيع لوماكس له تطبيقات في مجال النظرية الاقتصادية وكذلك في مشاكل نظرية الطوابير وفي تحليل البيانات المتعلقة بالإحصاءات الحيوية، واستعمال تقدير بيز لإيجاد حدود بيز للنتبؤ بعينة من الإحصاءات المرتبة لعينات من توزيع لوماكس (Lomax) ، كما درس تقدير معلمة قوة الإجهاد على افتراض أن معلمة القياس ثابتة، واستعمل مقدرات الإمكان الأعظم للحصول على المعالم المجهولة بالإضافة الى مقدرات بيز، وفترة الثقة لدالة المعولية عندما تكون معلمة القياس ثابتة .

**7-2-1 دالة كثافة التوزيع:** يقال أن  $X$  متغير عشوائي يتبع توزيع Lomax بالمعلمتين

$(\alpha, \beta)$  ويرمز له بالرمز  $X \sim L(\alpha, \beta)$  إذا كانت دالة الكثافة الاحتمالية (pdf) معرفة بالصورة العامة لتوزيع لوماكس.

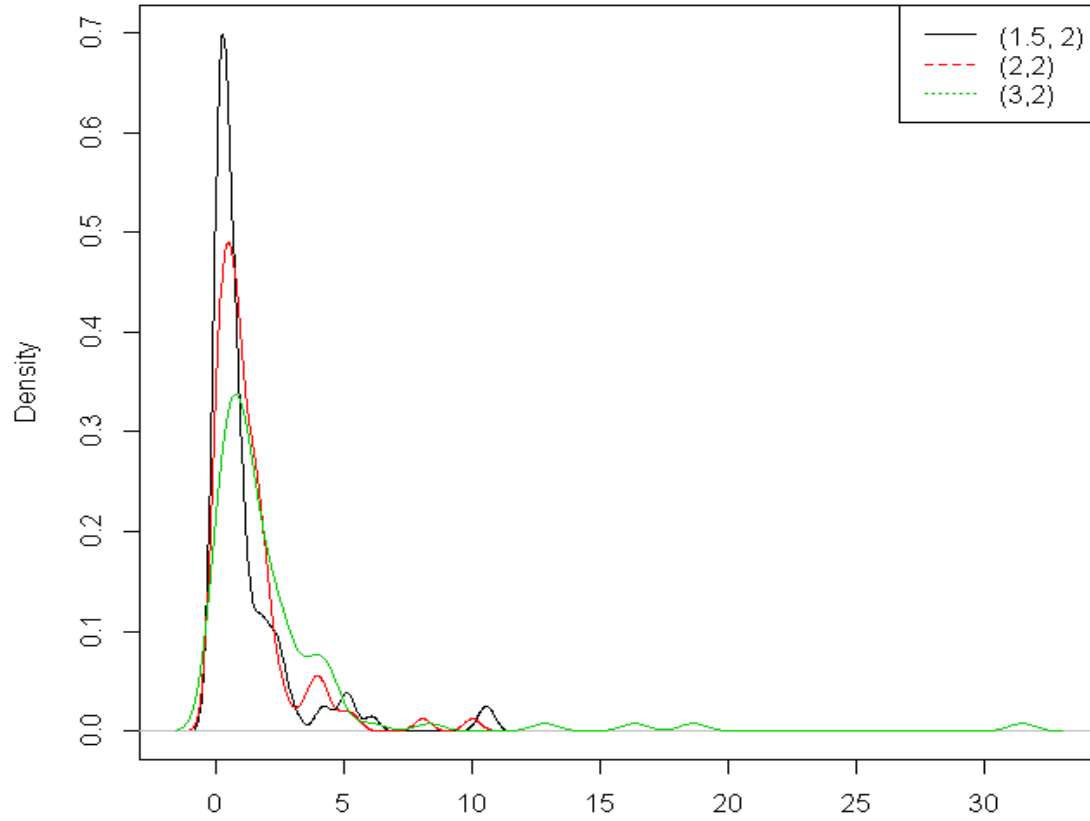
$$f(x; \alpha, \beta) = \frac{\alpha}{\beta} \left(1 + \frac{x}{\beta}\right)^{-(\alpha+1)}, \quad x > 0, \quad \alpha, \beta > 0$$

حيث أن  $(\alpha)$  تمثل معلمة الشكل وأن  $(\beta)$  تمثل معلمة القياس، وعندما تكون قيمة معلمة القياس  $(\beta)$  تساوي واحد فنحصل على دالة الكثافة الاحتمالية لتوزيع لوماكس بالنسبة لمعلمة الشكل  $\alpha$

$$f(x, \alpha) = \alpha (1+x)^{-(\alpha+1)}, \quad x > 0, \quad \alpha > 0$$

الشكل التالي يوضح دالة الكثافة الاحتمالية لتوزيع لوماكس عند تثبيت قيمة معلمة

القياس  $\beta$  وتغير معلمة الشكل  $\alpha = 1.5, 2, 3, \beta = 2$



## الشكل (2-2)

اشتقاق بعض خواص توزيع لوماكس:

1- الدالة التوزيعية:

$$F(X) = \int_0^x f(t) dt$$

$$F(X) = \int_0^x \frac{\alpha}{\beta} \left[1 + \frac{t}{\beta}\right]^{-(\alpha+1)} dt$$

$$F(X) = \frac{\alpha}{\beta} \int_0^x \left[1 + \frac{t}{\beta}\right]^{-(\alpha+1)} dt$$

$$F(X) = \frac{\frac{\alpha}{\beta} \left[ \left[1 + \frac{t}{\beta}\right]^{-(\alpha+1)+1} \right]_0^x}{(-(\alpha+1)) \left(\frac{1}{\beta}\right)}$$

$$F(X) = \frac{\frac{\alpha}{\beta} \left[ \left[1 + \frac{t}{\beta}\right]^{-\alpha} \right]_0^x}{\left(\frac{-\alpha}{\beta}\right)}$$

$$F(X) = - \left[ \left[1 + \frac{t}{\beta}\right]^{-\alpha} - \left[1 + \frac{0}{\beta}\right]^{-\alpha} \right]$$

$$F(X) = - \left[ \left[1 + \frac{t}{\beta}\right]^{-\alpha} - [1]^{-\alpha} \right]$$

$$F(X) = 1 - \left[1 + \frac{t}{\beta}\right]^{-\alpha}$$

2- الوسط الحسابي لتوزيع لوماكس:

$$E(X) = \int_0^{\infty} X \cdot \frac{\alpha}{\beta} \left(1 + \frac{X}{\beta}\right)^{-(\alpha+1)} dx$$

من دارستنا سابقا نعلم ان توزيع بيتا النوع الثاني يساوي :

$$B(\alpha, \beta) = \int_0^{\infty} \frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} X^{\alpha-1} (1+X)^{-(\alpha+\beta)} dx$$

إن ناتج تكامل هذا المقدار

$$\int_0^{\infty} X^{\alpha-1} (1+X)^{-(\alpha+\beta)} dx = \frac{\Gamma \alpha \Gamma \beta}{\Gamma \alpha + \beta}$$

لأن

$$B(\alpha, \beta) = \int_0^{\infty} \frac{\Gamma \alpha + \beta}{\Gamma \alpha \Gamma \beta} X^{\alpha-1} (1+X)^{-(\alpha+\beta)} dx$$

$$B(\alpha, \beta) = \frac{\Gamma \alpha + \beta}{\Gamma \alpha \Gamma \beta} \int_0^{\infty} X^{\alpha-1} (1+X)^{-(\alpha+\beta)} dx$$

$$B(\alpha, \beta) = \frac{\Gamma \alpha + \beta}{\Gamma \alpha \Gamma \beta} \cdot \frac{\Gamma \alpha \Gamma \beta}{\Gamma \alpha + \beta}$$

$$B(\alpha, \beta) = 1$$

إذا بالاستفادة من هذه لمعلومات نجد إن :

$$E(X) = \frac{\alpha}{\beta} \int_0^{\infty} X \left(1 + \frac{X}{\beta}\right)^{-(\alpha+1)} dx$$

$$E(X) = \alpha \int_0^{\infty} \left(\frac{X}{\beta}\right)^{(2-1)} \left(1 + \frac{X}{\beta}\right)^{-(\alpha+1)} dx$$

$$E(X) = (\alpha\beta)B(\alpha = 2, \beta = 1 = (\alpha - 1)) = (\alpha\beta) \frac{\Gamma 2 \Gamma \alpha - 1}{\Gamma \alpha + 1}$$

$$E(X) = \alpha\beta \frac{(2-1)! \Gamma \alpha - 1}{\alpha(\alpha-1) \Gamma \alpha - 1}$$

$$E(X) = \frac{(1)\alpha\beta}{\alpha(\alpha-1)}$$

$$E(X) = \frac{\beta}{\alpha-1}$$

3- تبين التوزيع لوماكس:

$$V(x) = E(x^2) - (E(x))^2$$

نعلم أن العزوم المركزية تساوي :

$$\therefore E(X^k) = \frac{\alpha\beta^k \Gamma(k+1) \Gamma(\alpha-k)}{\Gamma(\alpha+1)}$$

إذا

$$E(x^2) = \frac{\alpha\beta^2 \Gamma(2+1) \Gamma(\alpha-2)}{\Gamma(\alpha+1)}$$



$$V(x) = \frac{\alpha\beta^2(2)\Gamma(\alpha-2)}{\alpha(\alpha-1)(\alpha-2)\Gamma(\alpha-2)} - \frac{\beta^2}{(\alpha-1)^2}$$

$$V(x) = \frac{\beta^2(2)}{(\alpha-1)(\alpha-2)} - \frac{\beta^2}{(\alpha-1)^2}$$

$$V(X) = \frac{2\beta^2(\alpha-1) - \beta^2(\alpha-2)}{(\alpha-1)^2(\alpha-2)}$$

$$V(X) = \frac{2\beta^2\alpha - 2\beta^2 - \beta^2\alpha + 2\beta^2}{(\alpha-1)^2(\alpha-2)}$$

$$V(X) = \frac{2\beta^2\alpha - \beta^2\alpha}{(\alpha-1)^2(\alpha-2)}$$

$$V(X) = \frac{\beta^2\alpha}{(\alpha-1)^2(\alpha-2)}$$

3- المنوال :

$$\ln f(\alpha, \beta | \underline{X}) = \ln(\alpha\beta) - (\alpha+1)\ln(1+\beta x)$$

$$\frac{f'(x)}{f(x)} = \frac{-(\alpha+1)}{\left(1+\frac{x}{\beta}\right)} \left(\frac{1}{\beta}\right)$$

للتحقق من قيمة المنوال نقوم بإيجاد المشتقة الثانية للدالة f(x) ونعوض عن قيمة المنوال (x=0) إذا كان لها نهاية عظمى أي

$$f''(x) < 0$$

إذا قيمة (x) تمثل المنوال

$$f'(x) = f(x) \frac{-(\alpha+1)}{\left(1 + \frac{x}{\beta}\right)} \left(\frac{1}{\beta}\right)$$

$$f'(x) = f(x) \frac{-(\alpha+1)}{\beta+x}$$

$$f''(x) = f(x) \cdot \left[ \frac{(\beta+x)(0) - (-(\alpha+1))(1)}{(\beta+x)^2} \right] + \frac{-(\alpha+1)}{\beta+x} (f'(x))$$

$$f''(x) = f(x) \left( \frac{\alpha+1}{(\beta+x)^2} \right) - \frac{(\alpha+1)}{\beta+x} (f'(x))$$

$$f''(x) = f(x) \left( \frac{\alpha+1}{(\beta+x)^2} \right) - \frac{(\alpha+1)}{\beta+x} f(x) \frac{-(\alpha+1)}{\beta+x}$$

$$f''(x) = -f(x) \left[ -\frac{\alpha+1}{(\beta+x)^2} - \frac{(\alpha+1)^2}{(\beta+x)^2} \right]$$

$$f''(x) = -f(x) \left[ -\frac{\alpha+1}{(\beta+(0))^2} - \frac{(\alpha+1)^2}{(\beta+(0))^2} \right]$$

$$f''(x) = -f(x) \left[ -\frac{\alpha+1}{(\beta)^2} - \frac{(\alpha+1)^2}{(\beta)^2} \right]$$

$$\therefore f''(x) < 0$$

الرمز	شكل الدالة	خواص
$F(X ; \alpha, \beta)$	$1 - (1 + \frac{x}{\beta})^{-\alpha}, X > 0$	دالة التوزيعية
$E(X)$	$\frac{\beta}{\alpha - 1}, \alpha > 1$	التوقع الرياضي
<i>Median</i>	$\beta(\sqrt[\alpha]{2} - 1)$	الوسيط
$V(X)$	$\frac{\alpha\beta^2}{(\alpha - 1)^2(\alpha - 2)}, \alpha > 2$	التباين
$E(x^k)$	$\frac{\alpha\beta^k \Gamma(k+1)\Gamma(\alpha-k)}{\Gamma(\alpha+1)}, \alpha > k, k = 1, 2, \dots$	العزم المركزي
	$\frac{6(\alpha^3 + \alpha^2 - 6\alpha - 2)}{\alpha(\alpha - 3)(\alpha - 4)}$	التفرطح
<b>Mode</b>	<b>0</b>	المنوال
$S_k$	$\frac{2(1 + \alpha)}{\alpha - 3} \sqrt{\frac{\alpha - 2}{\alpha}}, \alpha > 0$	الانتواء

جدول (6-2)



## طريقة العزوم (MM) :Method of Moments

تعتبر طريقة العزوم من الطرق الشائعة الاستخدام في مجال تقدير النقطة لمعالم المجتمع. في هذه الطريقة يتم إيجاد عزوم التوزيع الاحتمالي ومن ثم مساواتها بعزوم العينة المناظرة لها، وذلك بجعل معلمتي التوزيع دالتين من مشاهدات العينة وكما هو مبين أدناه:

نفرض وجود عينة عشوائية بحجم ( $n$ ) لمجموعة من البيانات  $X = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ .

بجعل معلمة التوزيع Lomax دالة (إحصاءة) من مشاهدات العينة. وبذلك مقدر العزم لمعلمة القياس ( $\beta$ )، إن العزم من الرتبة  $k$  للمجتمع يكون وفق الصيغة  $M_k = E(X^k)$  وإن العزم من الرتبة  $k$  للعينة يكون وفق الصيغة

$$m_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^k$$

وبمساواة العزمين للمجتمع والعينة نحصل على. وحيث

أن المجتمع الإحصائي (التوزيع الاحتمالي) يحتوي على معلمتين؛ عليه فإن العزم الأول للمجتمع يساوي متوسط العينة والعزم الثاني للمجتمع يساوي تباين المجتمع مضافا إليه مربع

$$\mu = \frac{\beta}{\alpha - 1} = \bar{x}$$

وبهذا يكون مقدر معلمة القياس:

$$\hat{\beta} = \bar{x} (\hat{\alpha} - 1)$$

وأن العزم الثاني للمجتمع يكون  $M_2 = E(X^2) = V(X) + (E(X))^2$  أي أن

$$M_2 = \frac{\alpha\beta^2}{(\alpha-1)^2(\alpha-2)} + \mu^2$$

وبمساواته بالعزم الثاني للعينة  $m_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2$  فيصبح لدينا

$$\frac{\hat{\alpha}\hat{\beta}^2}{(\hat{\alpha}-1)^2(\hat{\alpha}-2)} + \hat{\mu}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2$$

وللتبسيط نعوض بمتوسط العينة كتقدير غير متحيز

$$\frac{\hat{\alpha}\hat{\beta}^2}{(\hat{\alpha}-1)^2(\hat{\alpha}-2)} = \left[ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2 - \bar{x}^2 \right]$$

لمتوسط المجتمع فنحصل على

الطرف الأيمن يمثل تباين العينة والذي يرمز له بالرمز  $(S^2)$  عليه فإن

$$\hat{\alpha}\hat{\beta}^2 = s^2 (\hat{\alpha} - 1)^2 (\hat{\alpha} - 2)$$

نحصل على مقدر معلمة

الشكل.

$$\hat{\alpha}(\bar{x}(\hat{\alpha}-1))^2 = s^2(\hat{\alpha}-1)^2(\hat{\alpha}-2)$$

$$\hat{\alpha}\bar{x}^2 = s^2(\hat{\alpha}-2)$$

$$\hat{\alpha} = \frac{2s^2}{s^2 - \bar{x}^2}$$

### طريقة الإمكان الأعظم:

تعد طريقة الإمكان الأعظم من الطرق المهمة والشائعة الاستخدام لأنها تحتوي على خصائص التقدير الجيد ويعرف التقدير المتحصل عليه بهذه الطريقة بأنه : التقدير الذي يجعل دالة الإمكان في نهايتها العظمى أكثر توضيحاً. إن مفهوم تقدير الإمكان الأعظم بناء على عينة عشوائية بحجم (n) لمجموعة من البيانات  $\underline{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)$  من التوزيع Lomax. فإن اللوغارتم لدالة الإمكان الأعظم تكون بالصورة:

$$L(\alpha, \beta | \underline{X}) = \prod_{i=1}^n \frac{\alpha}{\beta} \left(1 + \frac{x_i}{\beta}\right)^{-(\alpha+1)} = \frac{(\alpha)^n}{\beta^n} \prod_{i=1}^n \left(1 + \frac{x_i}{\beta}\right)^{-(\alpha+1)}$$

$$\log L(\alpha, \beta | \underline{X}) = n \log \alpha - n \log \beta - \alpha \sum_{i=1}^n \log \left(1 + \frac{x_i}{\beta}\right) - \sum_{i=1}^n \log \left(1 + \frac{x_i}{\beta}\right)$$

من خلال المشتقة الجزئية للدالة أعلاه بالنسبة للمعلمة  $(\alpha)$  نحصل على المعادلة أدناه والتي بحلها أي بمساواة المعادلة بصفر نحصل على مقدر الإمكان الأعظم للمعلمة  $(\alpha)$ .

$$\frac{\partial \log L}{\partial \alpha} = 0$$

إذا مقدرات الإمكان الأعظم للمعلمة  $(\alpha)$

$$\frac{n}{\alpha} - \sum_{i=1}^n \log(1 + \beta x_i) \stackrel{set}{=} 0$$

$$\frac{n}{\alpha} = \sum_{i=1}^n \log(1 + \beta x_i)$$

$$\hat{\alpha} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \log(1 + \beta x_i)}$$

## الفصل الثالث



## المحاكاة Simulation:

في هذا الجزء والذي يمثل الجانب التطبيقي لهذه الورقة تم استخدام أسلوب المحاكاة لغرض الحصول على مقدرات العزوم ومقدرات الإمكان الأعظم لمعلمة الشكل ( $\alpha$ ) لتوزيع Loma. فقد تمت كتابة برامج البحث باستخدام برنامج ال-R في إجراء تجارب المحاكاة بمراحلها من توليد البيانات إلى مرحلة استخراج النتائج بالاعتماد على معيار المفاضلة بين الطرق المدروسة وذلك بتوليد عينات عشوائية من التوزيع Lomax بالمعلمتين ( $\alpha, \beta$ ) فقد تم بناء التجارب وفق الخوارزمية الآتية:

- 1- تم استخدام أحجام عينات ( $n = 10, 50, 100$ ).
- 2- توليد بيانات للتوزيع Lomax بالمعلمتين ( $\alpha = \theta, \beta = 2$ ) أي عندما تكون قيمة معلمة القياس قيمة ثابتة ومعلمة الشكل مساوية لـ ( $\alpha = \theta = 1.5, 2, 3, 4$ ).
- 3- نفترض أربع قيم لمعلمتي توزيع معلمة الشكل ( $\alpha$ ) للتوزيع.
- 4- إجراء التجارب المختلفة للفروض المتقدم ذكرها آنفا من خلال تكرار هذا التوليد للتوزيع Lomax لـ ( $N = 1000$ ) مرة لكل تجربة ولكل حجم عينة ( $n$ ).
- 5- يتم استخدام صيغ التقدير بطريقة العزوم وطريقة الإمكان الأعظم على التوالي. ولمعرفة أفضلية التقديرات نستخدم معيار متوسط مربع الخطأ (MSE). والذي يمكن حسابه بالطريقة  $MSE = \sum_{i=1}^N \frac{(\alpha - \hat{\alpha})^2}{N}$  حيث أن ( $N$ ) تمثل التكرار وأن  $\hat{\alpha}$  تمثل مقدر المعلمة وفقا لواحدة من طرق التقدير،  $\beta$  تمثل معلمة التوزيع الحقيقية. بالتطبيق الخطوات أعلاه نجد أن:

$$MSE = \sum_{i=1}^{1000} \frac{(\alpha_i - \hat{\alpha}_i)^2}{1000}$$

حيث أن  $\alpha_i$  تكون إحدى القيم المفترضة لمعلمة الشكل، وكلما اقتربت قيمة هذا المعيار من الصفر تزداد جودة التقدير.

إعطاء قيم لكل من  $(\alpha = \theta, \beta = 2)$  ( $\theta = 1.5, 2, 3, 4$ )  
وتحديد حجم العينة ( $n$ ) وعدد مرات التكرار  $N=1000$

توليد عينة بحجم  $n=50$  من بيانات من  
توزيع لوماكس بالمعلمتين  $(\alpha, \beta)$

حساب مقدرات معلمة  $\beta$  بطريقة العزوم  
وطريقة الإمكان الأعظم

حساب مجموع مربعات الخطأ  
(MSE) لكل من طريقتين

حساب معيار  
المفاضلة بين  
الطرق المستخدمة  
لتقدير معلمة الشكل

توقف

الشكل (1-4) الخطوات المتتالية لأسلوب المحاكاة

الجدول (1-4): يبين القيم لـ  $\alpha(\hat{\alpha})$  المقدر مع قيم متوسط مجموع المربعات

MSE للطرق المستخدمة

الطريقة	المعالم	$\alpha(\hat{\alpha})$ المقدر لـ			متوسط مجموع المربعات MSE		
		حجم العينة $(n)$			حجم العينة $(n)$		
	$\alpha$	10	50	100	10	50	100
العزوم	1.5	1.2851	1.2844	1.2552	0.00330	0.0068	0.00330
الإمكان الأعظم	1.5	1.3186	1.2464	1.2698	0.00325	0.001002	0.00325
العزوم	2	1.5604	1.6390	2.0038	7880.00	0.008515	0.00178
الإمكان الأعظم	2	2.4204	2.2520	2.0271	0.00610	0.004938	0.00101
العزوم	3	3.0002	3.0035	2.9550	8760.00	0.0099	0.000578
الإمكان الأعظم	3	3.0111	2.9572	2.9311	0.00208	0.000551	0.00008
العزوم	4	3.9888	3.7416	4.0888	4780.00	0.001530	0.00099
الإمكان الأعظم	4	3.9498	3.9761	4.0198	2660.00	0.00069	0.0000226

## الفصل الرابع

## المقدمة:

استنادا على حقيقة إن تجارب المحاكاة يمكن استخدامها كبديل فعال لتقييم الطرق الإحصائية توفيراً للجهد والوقت والكلفة، تم تنفيذ تجارب محاكاة؛ لغرض مقارنة أداء بعض الطرق لتقدير معلمة توزيع لوماكس، وهي طريقة الإمكان الأعظم وطريقة العزوم بتوليد بيانات ثم نفاًرن القيم المقدره .

## أهم الاستنتاجات والتوصيات:

### أولاً: الاستنتاجات

أهم الاستنتاجات التي تم التوصل إليها من خلال النتائج المتحصل عليها بالجدول السابق وبشكل عام نلاحظ أن جودة التقدير تزداد بزيادة حجم العينة لكل الطرق المستعملة وفقاً لمعيار المفاضلة المستعمل في هذا البحث.

- 1- كلما زاد حجم العينة زادت جودة التقدير باستخدام طرق التقدير المختلفة وذلك من خلال تناقص قيم متوسط مجموع مربعات الخطأ MSE.
- 2- طريقة العزوم وطريقة الإمكان الأعظم أعطت نتائجاً للقيم المقدره لمعلمة الشكل  $(\alpha)$  وقيم MSE .

### ثانياً: التوصيات

- 1- نوصي باعتماد طريقة الإمكان الأعظم لتقدير معلمة الشكل لتوزيع لوماكس .
- 2- نوصي بإجراء بحوث بنفس الاتجاه تخص نموذج توزيع لوماكس.
- 3- استخدام طرق أخرى لتقدير معالم توزيع لوماكس والمقارنة بينهما.
- 4- نوصي باستخدام نظرية الغاية المركزية لتقارب توزيع لوماكس من التوزيع الطبيعي تحت شروط معينة .
- 5- نوصي بتوسع الدراسة حتى تشمل تقديرات بفترة .

## المراجع:

1. على عمر عبدا لمحسن (2011)، مقارنة لطرائق التقدير لمعلمتي التوزيع اللوجيستي، بحث منشور في مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية في المجلد 17 العدد 62.
2. جنان عباس ناصر (2014)، طرائق مختلفة لتقدير معلمتي الموقع والقياس لتوزيع القيمة المتطرفة بحث منشور في مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية في المجلد 20 العدد 77.
3. جنان عباس ناصر (2015)، مقارنة خصائص مقدرات العزوم الاحتمالية الموزونة مع العزوم التقليدية لتوزيع Lomax ذي المعلمتين، بحث منشور في مجلة كلية بغداد للعلوم الاقتصادية في المجلد 20 العدد 46.
4. جنان عباس ناصر (2016)، مقدر بيز لمعلمة القياس للتوزيع الطبيعي تحت افتراض توزيعات أولية مختلفة، بحث منشور في مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية في المجلد 22 العدد 92.
5. Abd Ellah, A.H., (2003), 'Bayesian one sample prediction bounds for the Lomax distribution ', Indian J. Pur. Appl. Math., 34(1):101-109.
6. Al-Kutubi, HS (2005). On Comparison Estimation Procedures for parameter and survival function. Iraqi Journal of Statistical Science, 9: 1-14.
7. Arnold B. C., Castillo E., and Sarabia J. M., (1998), "Bayesian analysis for classical distributions using conditionally specified priors," Sankhya B, 60(2): 228–245.
8. Bickel, P.J. & Doksum, K. A., (1977), " Mathematical Statistics: Basic Ideas
9. Abd Ellah, A.H., (2003), 'Bayesian one sample prediction bounds for the Lomax distribution ', Indian J. Pur. Appl. Math., 34(1):101-109.

10. Al-Kutubi, HS (2005). On Comparison Estimation Procedures for parameter and survival function. Iraqi Journal of Statistical Science, 9: 1-14.
11. Arnold B. C., Castillo E., and Sarabia J. M., (1998), "Bayesian analysis for classical distributions using conditionally specified priors," Sankhya B, 60(2): 228–245.
12. Bickel, P.J. & Doksum, K. A., (1977), " Mathematical Statistics: Basic Ideas and Selected Topics ", Holden- Day, Inc., San Francisco.
13. Balkema A. and de Haan L., (1974), "Residual life time at great age," Annals of Probability, 2(5):792–804.
14. Bryson M. C., (1974), "Heavy-tailed distributions: properties and tests," Technometrics, 16(1):61–68.
15. El-Din M. M., Okasha H. M., and Al-Zahrani B., (2013), "Empirical bayes estimators of reliability performances using progressive type-II censoring from Lomax model," Journal of Advanced Research in Applied Mathematics, 5(1):74–83.
16. Giles, D. E., H. Feng & R. T. Godwin (2011),' On the Bias of the Maximum Likelihood Estimator for the Two- Parameter Lomax Distribution', Econometrics Working Paper EWP1104, Department of Economics, University of Victoria.
17. Johnson N., Kotz S., and Balakrishnan N., (1994), Continuous Univariate Distribution, vol. 1, John Wiley & Sons, New York, NY, USA, 2nd edition.
18. Lomax, K., (1954) Business Failures; Another example of the analysis of failure data. Journal of the American Statistical Association - JSTOR 49:847–852.
19. Morteza, S. M., Farhad, Y.& Manoochehr, B., (2012) ,'Inference for Lomax Distribution under Generalized Order Statistics', Applied Mathematical Sciences, 6(105):5241 – 5251.

20. Parviz, N. & Saman, H., (2012), 'Statistical Inferences for Lomax Distribution Based on Record Values (Bayesian and Classical)', *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 11(1):179-189.

21. Panahi, H. & Asadi, S., (2011), 'Inference of Stress-Strength Model for a Lomax Distribution', *World Academy of Science, Engineering and Technology* 55.





# الملاحق

## الملحق (أ) برنامج R

```
library(ggplot2)
plot.multi.dens <- function(s)
{
junk.x = NULL
junk.y = NULL
for(i in 1:length(s))
{
junk.x = c(junk.x, density(s[[i]])$x)
junk.y = c(junk.y, density(s[[i]])$y)
}
xr <- range(junk.x)
yr <- range(junk.y)
plot(density(s[[1]]), xlim = xr, ylim = yr, main = "")
for(i in 1:length(s))
{
lines(density(s[[i]]), xlim = xr, ylim = yr, col = i,main="")
}
}
#usage:
x = rlomax(100,1.5,2)
y = rlomax(100,2,2)
z = rlomax(100,3,2)
# the input of the following function MUST be a numeric list
plot.multi.dens(list(x,y,z))
library(Hmisc)
le <- largest.empty(x,y,10,.5)
legend(le,legend=c("x","y","z"), col=(1:3), lwd=2, lty = 1)

# Density plot
# Multiple histograms
par(mfrow=c(4,4))
colnames <- dimnames(sampledata)[[2]]
for (i in 1:4) {
for (j in c(1.5,2,3,4)) {
d <- density(rlomax(10,j,2))
hist(sampledata[,i], xlim=c(0, 10),xlab="", main=colnames[i],
probability =TRUE, col="gray", border="red")
lines(d, col="blue") }
}
par(mfrow=c(4,4))
colnames <- dimnames(sampledata)[[2]]
```

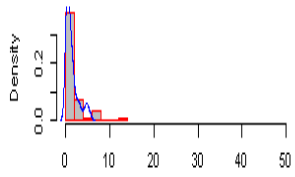
```

for (i in 5:8) {
  for (j in c(1.5,2,3,4)) {
    d <- density(rlomax(50,j,2))
    hist(sampledata[,i], xlim=c(0, 50),xlab="", main=colnames[i],
probability =TRUE, col="gray", border="red")
    lines(d, col="blue") }
  }
par(mfrow=c(4,4))
colnames <- dimnames(sampledata)[[2]]
for (i in 9:12) {
  for (j in c(1.5,2,3,4)) {
    d <- density(rlomax(100,j,2))
    hist(sampledata[,i], xlab="", main=colnames[i], probability
=TRUE, col="gray", border="red")
    lines(d, col="blue") }
  }
}

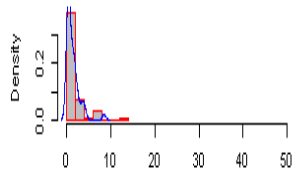
```



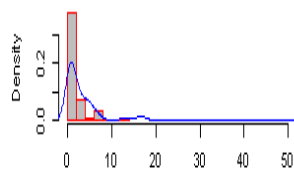
simulate.50.1.5.2.



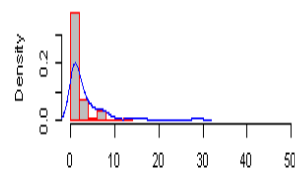
simulate.50.1.5.2.



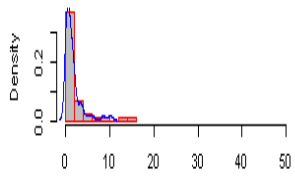
simulate.50.1.5.2.



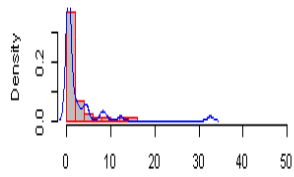
simulate.50.1.5.2.



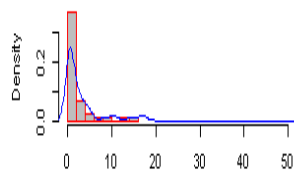
simulate.50.2.2.



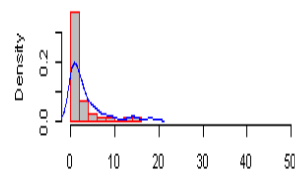
simulate.50.2.2.



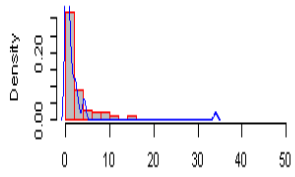
simulate.50.2.2.



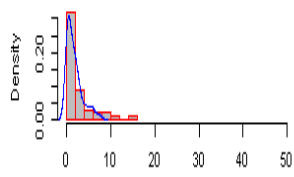
simulate.50.2.2.



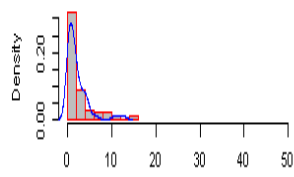
simulate.50.3.2.



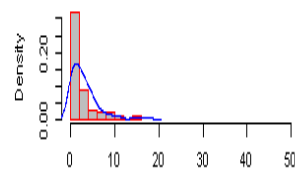
simulate.50.3.2.



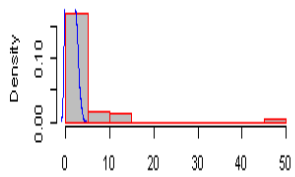
simulate.50.3.2.



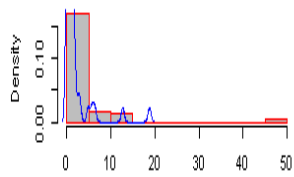
simulate.50.3.2.



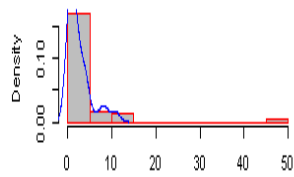
simulate.50.4.2.



simulate.50.4.2.



simulate.50.4.2.



simulate.50.4.2.

