



التقدير البيزي لمعلمات توزيع لابلاس الملتوى تحت دالة خسارة الخطأ التربيعية والموزونة باستعمال أسلوب المحاكاة

الباحثة أسماء خميس راضي أ.م.د. ابتسام كريم عبدالله
جامعة بغداد / كلية الإدارة والاقتصاد / قسم الإحصاء

مستخلص البحث :

يتناول هذا البحث التقدير البيزي لايجاد معلمتي الالتواه والقياس لتوزيع لابلاس الملتوى تحت دالة خسارة الخطأ التربيعية وخسارة الخطأ التربيعية الموزونة. وبافتراض اسقافية توزيع كاما والتوزيع الاسي لكل من معلمة الالتواه والقياس على التوالى حيث تم استعمال تقرير ليندلي بكفاءة في التقدير البيزي . حيث تمت مقارنة مقدرات بيز بالاعتماد على معيار الاحصائى متوازن مربعات الخطأ التكاملى استناداً الى طريقة المحاكاة حيث أظهرت النتائج تفوق مقدر بيز تحت دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة .

الكلمات المفتاحية : توزيع لابلاس الملتوى ، مقدر بيز تحت دالة خسارة الخطأ التربيعية ، دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة ، تقرير ليندلي .

Abstract

This paper deals with, Bayesian estimation of the parameters The skewness and scale for Skewed Laplace distribution under the quadratic loss function and the weighted quadratic loss function, respectively, based on the functions of the prior of the gamma distribution and the exponential distribution for each of the skewness and scale parameters. Lindley approximation have been used effectively in Bayesian estimation. These estimates were compared in term of the integral mean square error, which was based on the simulation method . The results revealed that the bayes estimator outperformed the weighted quadratic loss function.

Keywords: Skewed Laplace distribution, Bays estimator under weighted quadratic loss function, Quadratic loss function, Lindley approximation

-1- المقدمة :-

توزيع لابلاس الملتوى (الغير متماثل) هو احد التوزيعات الملتوية التي ظهرت لأول مرة في عام (1897) م و يعرف الالتواه هو درجة التماثل او البعد عن تماثل لتوزيع ما اذ كان المنحنى التكراري لتوزيع ما له ذيل اكبر الى اليمين يقال ان التوزيع ملتوية لليمين يعرف (التواه موجب) او اذ كان التوزيع له ذيل اكبر الى اليسار يقال ان التوزيع ملتوي لليسار ويسمى (التواه سالب) والتوزيعات الملتوية نوعين اولهما عندما يكون التوزيع ملتويا التواه موجب او التواه الى جهة اليمين وذلک في الحاله التي تمتد فيها الفئات التي مراكزها تزيد على قيمة الوسط الحسابي الى مسافة اطول من امتداد الفئات التي يكون قيم مراكزها اقل من قيمة الوسط الحسابي ، أي ان منحنى التوزيع يمتد الى جهة الواقعة بعد قيمة الوسط الحسابي الى مسافة اطول من امتداد جزءه الواقع قبل قيمة الوسط الحسابي وثانيا عندما يكون امتداد منحنى في جهة يمين الوسط الحسابي اقل من امتداد في جهة اليسار يكون الالتواه سالبا او الالتواه جهة اليسار ، التي تقع قيم مراكزها قبل



الوسط الحسابي اكبر من عدد الفئات التي تقع قيمها بعد قيمة الوسط الحسابي ، المشكلة الأساسية لهذا البحث تظهر في حالة صعوبة استعمال التوزيع الطبيعي لا يمكن الحصول على قيم نهائية لهذه المقدرات الا عن طريق ملائمة توزيع معين لهذا الشكل من البيانات عن طريق استعمال الطرق البيزية .

وهذا التوزيع يعتبر بديلا ملائما للتوزيع (Pareto) هو من التوزيعات الهندسية المستقرة وهذا ما يظهر في النماذج البيانات المالية [6,5] . في عام (2003) درس الباحثون [Genton , Boyer, & Wang] عائلة من التوزيعات المتولدة متعددة المتغيرات مثل توزيع لابلاس الغير متماثل ، واظهروا ان أي دالة (pdf) متعددة المتغيرات تسمح بدخول حالة الالتواء . وقد بينت النتائج ان هذه التوزيعات تمتلك الشكل الرياضي الدقيق ويتم تنفيذ الجانب التطبيقي لهذا التوزيعات بسهولة [11] . يهدف البحث الى تقدير معلمات توزيع لابلاس المتولى وباستعمال التقدير البيزى تحت دالة خسارة الخطأ التربيعية ودالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة والمقارنة بين هذه الطرائق وصولا الى الطريقة الأفضل .

2- مشكلة البحث :-

يتم تقدير معلمات توزيع لابلاس المتولى في حالة وجود بيانات يكون شكلها قريبا من التوزيع الطبيعي متولدة في أحد ذيولها اما من اليمين او من اليسار لوجود مشاهدات شاذة هي أحد مسببات حالة الالتواء لكن المشكلة الأساسية لهذا البحث تظهر في حالة صعوبة استعمال التوزيع الطبيعي لا يمكن الحصول على قيم نهائية لهذه المقدرات الا عن طريق ملائمة توزيع معين لهذا الشكل من البيانات باستعمال بعض الطرائق البيزية .

3- أهمية البحث :-

تظهر أهمية هذا التوزيع في كون مجاميع البيانات المالية تمتاز بعدم التمايز مع وجود القمة الحادة حول نقطة الأصل وكثافة الذيل مقارنة مع توزيع لابلاس الاعتيادي المتماثل ، اذ ان هذه الخصائص تبين مقدار الحاجة الماسة الى نماذج تكون بعيدة عن مجال النماذج الطبيعية ، وايضا في كونه توزيع وحيد المنوال .

4- الجانب النظري :-

في هذا الجانب سيتم التعرف على توزيع لابلاس المتولى وكذلك طرق التقدير وتم استعمال اسلوب المحاكاة من اجل التوصل الى الطريقة الأكفاء من بين هذه الطرائق باستعمال المعيار الاحصائي متوازن مربعات الخطأ التكامل في تقدير المعلمات وتم اختيار اربع تجارب محاكاة بتكرار قدره 1000 مرة وبحجم عينات مختلفة.

1-4 توزيع لابلاس المتولي Skewed Laplace distribution

يعد توزيع لابلاس الغير متماثل (Skewed Laplace) من التوزيعات الحدية بالنسبة لمتغيرات عشوائية مستقلة ومتماثلة التوزيع وذات تباين محدد [7] . في مجال تصميم النماذج العشوائية وبالخصوص جانب التطبيقات المالية يعتبر توزيع لابلاس الطبيعي (المتماثل) وعميلاته المتولدة بمثابة المنافسين بالنسبة للتوزيعات المتماثلة الاخرى [4] ، ويمكن تعريف دالة الكثافة الاحتمالية (pdf) له كما في الاتي [6] :

$$f(x, \sigma, k) = \frac{\sqrt{2}}{\sigma} \frac{k}{1 + k^2} \begin{cases} e^{\left(\frac{-\sqrt{2}k}{\sigma}x\right)} & , \quad x \geq 0 \\ e^{\left(\frac{\sqrt{2}k}{\sigma}x\right)} & , \quad x < 0 \end{cases} \quad (1)$$

حيث ان :

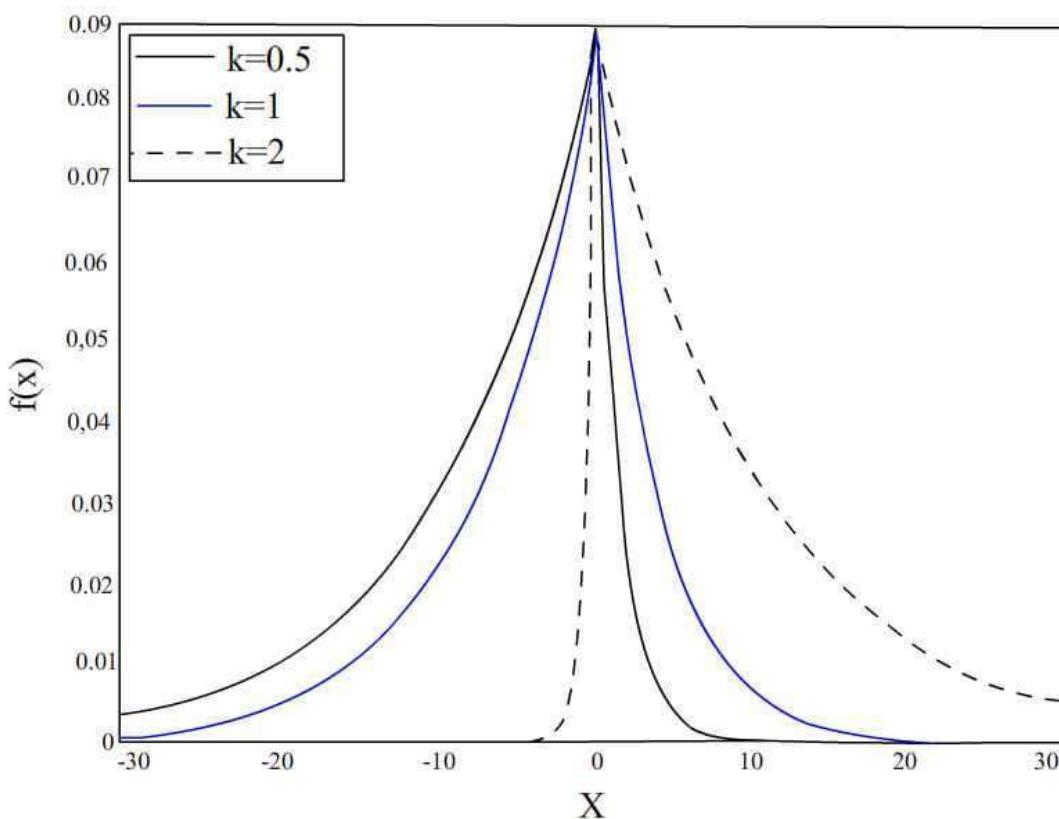
k : معلمة الالتواء (Skewness Parameter)

σ : معلمة القياس (Scale parameter)

الشكل (1) يوضح (pdf) لتوزيع (SL) وذلك باختيار اكثرب من قيمة k (عندما تكون قيمة $k=1$) فهذا يجعل من (pdf) لتوزيع (AL) يختزل للتوزيع لابلاس الاعتيادي (المتماثل) ، في حين اذ كانت قيمة $(k>1)$ فهذا يجعل من (pdf) لتوزيع (AL) متولدة لليمين (Right Skewed) كما في المنحنى ذو اللون الأسود النقطي مقارنة مع المنحنى ذو اللون الازرق الذي يمثل توزيع لابلاس الاعتيادي (المتماثل) وفي هذه الحالة يكون التواء موجب أي ان البيانات تتركز معظمها في جهة اليمين ويكون المتوسط اكبر من الوسيط اكبر من المنوال (المتوسط يقع يمين المنوال) ، اما اذا كانت قيمة $(k<1)$ فهذا يجعل دالة (pdf) لتوزيع (SL) متولدة لليسار (Left Skewed) كما موضح في المنحنى ذو



الأسود مقارنة مع التوزيع لابلاس الاعتيادي (المتماثل) (ويعد التواء سالب أي ان البيانات تتركز معظمها في جهة اليسار ويكون المنوال أكبر من الوسيط أكبر من المتوسط (المتوسط يقع يسار المنوال) . ومن الجدير بالذكر ان توزيع لابلاس الغير متماثل يعني من الالتواء في حالة كون ذيل المنحني أطول من الجانب الآخر لمنحني التوزيع [4] .

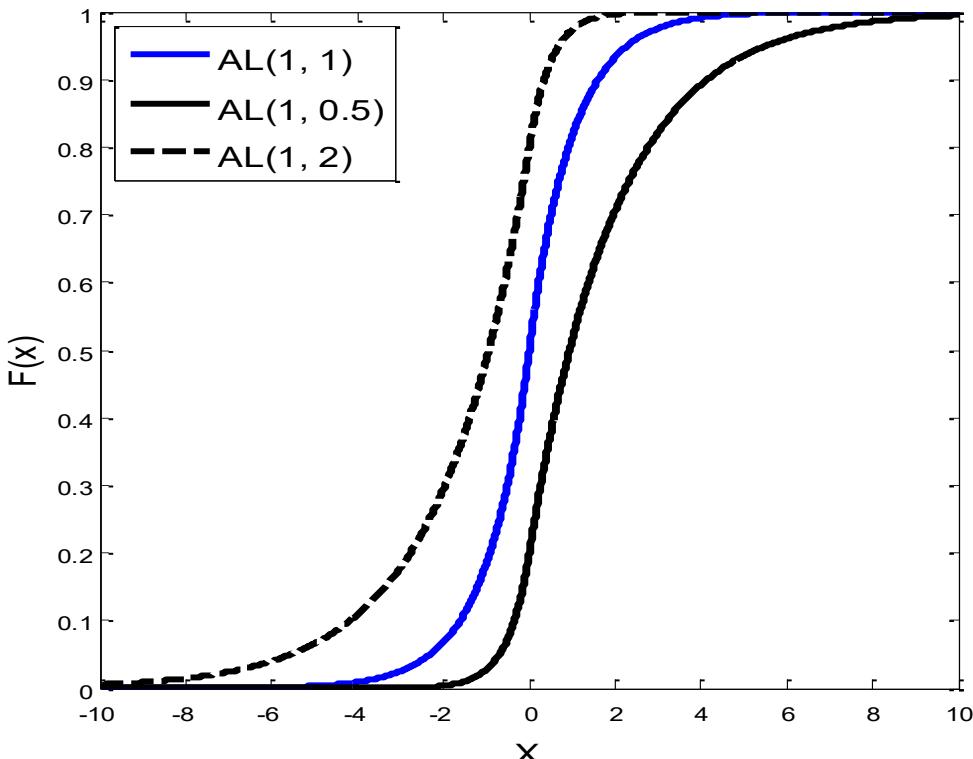


الشكل

رقم (1) يوضح دالة الكثافة الاحتمالية للتوزيع لابلاس الملتوي (SL) بالنسبة لدالة التوزيع التراكمية (cdf) $F(x, \sigma, k)$ بالنسبة للتوزيع (σ, k) من خلال المعادلة الآتية [6] :-

$$F(x, \sigma, k) = \begin{cases} 1 - \frac{1}{1 + k^2} e^{\left(\frac{-\sqrt{2}k}{\sigma}x\right)}, & x > 0 \\ \frac{k^2}{1 + k^2} e^{\left(\frac{\sqrt{2}k}{\sigma}x\right)}, & x \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

الشكل (2) يوضح دالة التوزيع التراكمية لمنحني الدالة بقيمة ثابته بالنسبة لمعلمة القياس ($\sigma = 1$) وقيمة متغيرة بالنسبة لمعلمة الالتواء (k). اذ ان المنحني ذو اللون الازرق يبين دالة cdf بالنسبة للتوزيع لابلاس المتماثل وذلك لأن قيمة ($k=1$) . في حين ان المنحني ذو اللون الأسود النقطي يبين دالة cdf بالنسبة للتوزيع (SL) ملتوية لليمين وذلك لأن قيمة $1 < k$. أما اذا كانت قيمة ($k < 1$) فهذا يجعل دالة cdf بالنسبة للتوزيع (SL) ملتوية لليسار وهذا ما بينه المنحني ذو اللون الأسود [4] .



شكل (2) يوضح دالة التراكمية لتوزيع لابلاس الملتوى $SL(\sigma, k)$

4-2 طريقة بيز لتقدير معلمات توزيع لابلاس الملتوى
ويعتبر اسلوب بيز من الاساليب المهمة للحصول على افضل مقدر للمعلمات الخاصة بتوزيع معين ، اذ اهتم به العديد من الاحصائين الكبار وأستعملوه في مجالات عديدة منها مجال التحليل . ان هذا اسلوب في التقدير يفترض ان المعلمة المراد تقديرها تكون بمثابة متغير عشوائي وفي حال تقديرها لابد من توفر معلومات أولية مسبقة عنها بتوزيع احتمالي يسمى التوزيع الاولى (Prior distribution) [2,1] :-

4-2-4 دالة الكثافة اللاحقة المشتركة باستعمال دالتي اسبقية توزيع كاما والتوزيع الاسي
للحصول على تقدير معلمتي الالتواء والقياس لتوزيع لابلاس الملتوى نفترض لمعلمة الالتواء (k) لها توزيع اولى $\pi_1(k)$ يتبع توزيع $k \sim \Gamma(a, b)$.
و ايضاً نفترض لمعلمة القياس (σ) لها توزيع اولى $\pi_2(\sigma)$ يتبع توزيع $\sigma \sim \exp(c)$ حيث يكونان مستقلان عن بعضهما :-

$$\pi_1(k) = \frac{(b)^a (k)^{a-1} e^{-kb}}{\Gamma(a)} \quad a > 0, b > 0, k > 0 \quad (3)$$

$$\pi_2(\sigma) = C e^{-c\sigma} \quad C > 0, \sigma \geq 0 \quad (4)$$

لإيجاد مقدرات بيز بالنسبة لمعلمتي الالتواء (k) والقياس (σ) لتوزيع SL تم استعمال اسلوب قانون تقرير ليندلي (The Lindley Approximation) وكما يلي [11] :-

$$E(k|x) \approx \hat{k} + P_1 u_1 \sigma_{11} + \frac{1}{2} (L_{30} u_1 \sigma_{11}^2) + \frac{1}{2} (L_{12} u_1 \sigma_{11} \sigma_{22}) \quad (5)$$

ان دالة الكثافة الاحتمالية المشتركة لكل من معلمتي الالتواء والقياس σ ، k تكون بالشكل الاتي



$$\pi(\sigma, k) = \frac{(b)^a (k)^{a-1} e^{-bk}}{\Gamma(a)} \cdot C e^{-c\sigma}$$

$$Ln \pi(\sigma, k) = aLn(b) + (a-1)Lnk - bk + Ln(c) - c\sigma$$

$$P_1 = \frac{\partial P}{\partial k} = \frac{a-1}{k} - b$$

$$P_2 = \frac{\partial P}{\partial \sigma} = -C$$

$$Ln L f(x, \sigma, k) = \frac{n}{2} Ln 2 - nLn\sigma + nLnk - nLn(1+k^2) - \frac{\sqrt{2}}{\sigma} (k \sum_{i=1}^n xi + \frac{1}{k} \sum_{i=1}^n xi)$$

حيث ان المتغير (i) يمثل المشقة بالنسبة للمعلمـة الالـتواء (k) مع المتغير (j) يمثل المشقة بالنسبة للمعلمـة الـقياس (L_{ij})

أي ان (L₁₂) يمثل المشقة الأولى بالنسبة لمعلمـة (k) مع المشقة الثانية بالنسبة لمعلمـة (σ)

$$L_{12} = -\frac{2\sqrt{2} nx}{\sigma^3} - \frac{2\sqrt{2} nx}{k^2 \sigma^3}$$

اما (L₂₁) يمثل المشقة الثانية بالنسبة للمعلمـة الالـتواء(k) مع المشقة الأولى بالنسبة للمعلمـة الـقياس (σ) فيكون كالاتـي :-

$$L_{21} = -\frac{2\sqrt{2} nx}{k^3 \sigma^2}$$

اما (L₀₃) يمثل المشقة الثالثة بالنسبة لمعلمـة الـقياس (σ) وكما يلي :-

$$L_{03} = -\frac{2n}{\sigma^3} + \frac{6\sqrt{2} knx}{\sigma^4} - \frac{\sigma\sqrt{2} knx}{k\sigma^4}$$

يمثل (L₃₀) المشقة الثالثة بالنسبة لمعلمـة الالـتواء (k) وكما يـأتي .

$$L_{30} = \frac{2n}{k^3} + \frac{12nk}{(k^2 + 1)^2} - \frac{16nk^3}{(k^2 + 1)^3} - \frac{6\sqrt{2} nx}{\sigma k^4}$$

يمثل (L₂₀) المشقة الثانية بالنسبة لمعلمـة الالـتواء (k) وكما يـأتي .

$$L_{20} = -\frac{n}{k^2} - \frac{2n}{k^2 + 1} + \frac{4nk^2}{(k^2 + 1)^2} + \frac{2\sqrt{2} nx}{\sigma k^3}$$

اما (L₀₂) يمثل المشقة الثانية بالنسبة لمعلمـة الـقياس (σ) وكما يـلي :-

$$L_{02} = \frac{n}{\sigma^2} - \frac{2\sqrt{2} knx}{\sigma^3} + \frac{2\sqrt{2} nx}{\sigma^3 k}$$

اما (σ₁₁) يمثل مقلوب المشقة الثانية بالنسبة لمعلمـة الالـتواء(k) وكما يـلي :-

$$\sigma_{11} = -\frac{1}{L_{20}}$$

$$\frac{k^3 (k^2 + 1)^2 \sigma}{n(2\sqrt{2} k^4 x + k^5 \sigma + 4\sqrt{2} k^2 x - 4\sigma k^3 + 2\sqrt{2} x - \sigma k)}$$

اما (σ₂₂) يمثل مقلوب المشقة الثانية بالنسبة لمعلمـة الـقياس (σ) وكما يـلي :-

$$\sigma_{22} = -\frac{1}{L_{02}}$$

$$\Rightarrow = \frac{\sigma^3 k}{n(2\sqrt{2} k^2 x - 2\sqrt{2} x - \sigma k)}$$

2-2-4 دالة خسارة الخطأ التربـيعـية

تعتـبر دالة خسارة الخطـأ التـربـيعـية (Square error loss function) من اكـثر دوـال الخـسـارة شـيوـعاً وـاستـعـمـالـاً وـهـي دـالـة مـقـاـمـة وـصـيـغـة رـيـاضـيـة لـهـا كـالـاتـي [9] :-



$$L(\hat{k}, k) = (\hat{k}, k)^2 \quad \dots \dots \quad L(\hat{\sigma}, \sigma) = (\hat{\sigma}, \sigma)^2$$

وبالتالي فإن مقدر بيز لمعلمتي الالتواء والقياس على التوالي تحت دالة خسارة الخطأ التربيعية (\hat{k}_s) ، $(\hat{\sigma}_s)$ كالتالي :-

$$\hat{k}_s = E(k|\underline{x}) \quad (6)$$

$$\hat{\sigma}_s = E(\sigma|\underline{x}) \quad (7)$$

(a) مقدر بيز لمعلمة الالتواء (k) باستعمال دالة خسارة الخطأ التربيعية
للحصول على مقدر بيز لمعلمة الالتواء (k) تحت دالة خسارة الخطأ التربيعية نفترض ان:-

$$u(k, \sigma) = k$$

$$u_1 = \frac{\partial u(k, \sigma)}{\partial k} = 1$$

بتعويض المعادلات في قانون تقريب ليندلي في معادلة رقم (5) وكما يلي :-

$$\begin{aligned} E(k|\underline{x}) \approx \hat{k} + \left(\frac{a-1}{\hat{k}} - b \right) \left(\frac{\hat{k}^3(\hat{k}^2+1)^2\hat{\sigma}}{n(2\sqrt{2}\hat{k}^4x + \hat{k}^5\hat{\sigma} + 4\sqrt{2}\hat{k}^2x - 4\hat{\sigma}\hat{k}^3 + 2\sqrt{2}x - \hat{\sigma}\hat{k})} \right) + \frac{1}{2} \left(\frac{2n}{\hat{k}^3} - \frac{12n\hat{k}}{(\hat{k}^2+1)^2} + \right. \\ \left. \frac{16n\hat{k}^3}{(\hat{k}^2+1)^3} - \frac{6\sqrt{2}n\hat{x}}{\hat{\sigma}\hat{k}^3} \right) \left(\frac{\hat{k}^3(\hat{k}^2+1)^2\hat{\sigma}}{n(2\sqrt{2}\hat{k}^4x + \hat{k}^5\hat{\sigma} + 4\sqrt{2}\hat{k}^2x - 4\hat{\sigma}\hat{k}^3 + 2\sqrt{2}x - \hat{\sigma}\hat{k})} \right)^2 + \frac{1}{2} \left(-\frac{2\sqrt{2}n\hat{x}}{\hat{\sigma}^3} - \right. \\ \left. \frac{2\sqrt{2}n\hat{x}}{\hat{k}^2\hat{\sigma}^3} \right) \left(\frac{\hat{k}^3(\hat{k}^2+1)^2\hat{\sigma}}{n(2\sqrt{2}\hat{k}^4x + \hat{k}^5\hat{\sigma} + 4\sqrt{2}\hat{k}^2x - 4\hat{\sigma}\hat{k}^3 + 2\sqrt{2}x - \hat{\sigma}\hat{k})} \right) \left(\frac{\hat{\sigma}^3\hat{k}}{n(2\sqrt{2}\hat{k}^2x - 2\sqrt{2}x - \hat{\sigma}\hat{k})} \right) \end{aligned} \quad (8)$$

بتعويض معادلة (8) في معادلة رقم (6) وكما يلي :-

$$\hat{k}_s \approx E(k|\underline{x})$$

(b) مقدر بيز لمعلمة القياس (σ) باستعمال دالة خسارة الخطأ التربيعية
للحصول على مقدر بيز لمعلمة القياس تحت دالة خسارة الخطأ التربيعية نفترض مايلي :-

$$u(k, \sigma) = \sigma$$

$$u_1 = \frac{\partial u(k, \sigma)}{\partial \sigma} = 1$$

وبالتالي نطبق (تقريب ليندلي) لمعلمة القياس

$$\begin{aligned} E(\sigma|\underline{x}) \approx \hat{\sigma} + p_2 u_2 \sigma_{22} + \frac{1}{2} (L_{03} u_2 \sigma_{22}^2) \\ E(\sigma|\underline{x}) \approx \hat{\sigma} + (-c) \left(\frac{\sigma^3 k}{n(2\sqrt{2}k^2x - 2\sqrt{2}x - \sigma k)} \right) + \frac{1}{2} \left(-\frac{2n}{\sigma^3} + \frac{6\sqrt{2}K\hat{x}}{\sigma^4} - \right. \\ \left. \frac{6\sqrt{2}n\hat{x}}{\sigma^4 K} \right) \left(\frac{\sigma^3 k}{n(2\sqrt{2}k^2x - 2\sqrt{2}x - \sigma k)} \right)^2 \end{aligned} \quad (9)$$

بتعويض معادلة (9) في معادلة رقم (7) وكما يلي :-

$$E(\sigma|\underline{x}) \approx \hat{\sigma}_s$$

حيث ان $\hat{\sigma}, \hat{k}$ هي مقدرات دالة الامكان الاعظم

3-2-3 دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة

تعتبر دالة الخسارة التربيعية الموزونة من الدوال الغير المتماثلة وعليه تكون صيغة معلمة الالتواء (k) كما يلي [9] :-

$$\hat{k} = \frac{a_0 E\left(\frac{1}{k^{c-1}}|\underline{x}\right) + a_1 E\left(\frac{1}{k^{c-2}}|\underline{x}\right) + \dots + a_t E\left(\frac{1}{k^{c-(t+1)}}|\underline{x}\right)}{a_0 E\left(\frac{1}{k^c}|\underline{x}\right) + a_1 E\left(\frac{1}{k^{c-1}}|\underline{x}\right) + \dots + a_t E\left(\frac{1}{k^{c-t}}|\underline{x}\right)} \quad (10)$$

وأيضاً الصيغة العامة للمعلمة القياس (σ) تحت دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة وبالتالي



$$\hat{\sigma} = \frac{a_0 E\left(\frac{1}{\sigma^{c-1}} | \underline{x}\right) + a_1 E\left(\frac{1}{\sigma^{c-2}} | \underline{x}\right) + \cdots + a_t E\left(\frac{1}{\sigma^{c-(t+1)}} | \underline{x}\right)}{a_0 E\left(\frac{1}{\sigma^c} | \underline{x}\right) + a_1 E\left(\frac{1}{\sigma^{c-1}} | \underline{x}\right) + \cdots + a_t E\left(\frac{1}{\sigma^{c-t}} | \underline{x}\right)} \quad (11)$$

(a) مقدر بيز لمعلمة الالتواه (k) باستعمال دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة:-

للحصول على مقدر بيز نفرض كل من (0, c=0, t=1) وبتعويض في معادلة (10) كالتالي:-

$$\hat{k}_{10} = \frac{a_0 E(k | \underline{x}) + a_1 E(k^2 | \underline{x})}{a_0 + a_1 E(k | \underline{x})} \quad (12)$$

حيث ان (t=1,2) هو عدد صحيح موجب أما (c=0,1,2) هو قيمة ثابتة نقوم بتعويضها في الصيغة العامة للدالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة لأيجاد مقدرات معلمتى الالتواه (k) والقياس (σ)

نقوم بأيجاد قيمة $E(k^2 | \underline{x})$ باستعمال تقريب ليندلي

$$u(\sigma, k) = k^2$$

$$u_1 = \frac{\partial u(\sigma, k)}{\partial k} = 2k \quad u_{11} = \frac{\partial^2 u(\sigma, k)}{\partial k^2} = 2$$

$$E(k^2 | \underline{x}) \approx \hat{k}^2 + \frac{1}{2} \left(2 \frac{\hat{k}^3 (\hat{k}^2 + 1)^2 \hat{\sigma}}{n(2\sqrt{2}\hat{k}^4 x + \hat{k}^5 \hat{\sigma} + 4\sqrt{2}\hat{k}^2 x - 4\hat{\sigma}\hat{k}^3 + 2\sqrt{2}x - \hat{\sigma}\hat{k})} \right) + \left(\frac{a-1}{\hat{k}} - b \right) (2k) \left(\frac{\hat{k}^3 (\hat{k}^2 + 1)^2 \hat{\sigma}}{n(2\sqrt{2}\hat{k}^4 x + \hat{k}^5 \hat{\sigma} + 4\sqrt{2}\hat{k}^2 x - 4\hat{\sigma}\hat{k}^3 + 2\sqrt{2}x - \hat{\sigma}\hat{k})} \right) +$$

$$etc \quad (13)$$

وبتعويض المعادلتين (8) ، (13) بالمعادلة رقم (12) لأيجاد مقدر بيز لمعلمة الالتواه (k) تحت دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة كالتالي:-

$$\hat{k}_{10} = \frac{a_0(\hat{k}_s) + a_1(\hat{k}_s^2)}{a_0 + a_1(\hat{k}_s)} \quad \text{لأيجاد مقدر آخر عندما (t=1, C=1) بالتعويض بالمعادلة رقم (10) نحصل على الآتي:-}$$

$$\hat{k}_{11} = \frac{a_0 + a_1 E(k | \underline{x})}{a_0 E(\frac{1}{k} | \underline{x}) + a_1} \quad (14)$$

نقوم بأيجاد قيمة $E(\frac{1}{k} | \underline{x})$ باستعمال تقريب ليندلي

$$u(\sigma, k) = \frac{1}{k}$$

$$u_1 = \frac{\partial u(\sigma, k)}{\partial k} = -k^{-2} \quad u_{11} = \frac{\partial^2 u(\sigma, k)}{\partial k^2} = 2k^{-3}$$

$$E(\frac{1}{k} | \underline{x}) \approx \frac{1}{\hat{k}} + \frac{1}{2} (2k^{-3}) \left(\frac{\hat{k}^3 (\hat{k}^2 + 1)^2 \hat{\sigma}}{n(2\sqrt{2}\hat{k}^4 x + \hat{k}^5 \hat{\sigma} + 4\sqrt{2}\hat{k}^2 x - 4\hat{\sigma}\hat{k}^3 + 2\sqrt{2}x - \hat{\sigma}\hat{k})} \right) \left(\frac{a-1}{\hat{k}} - b \right) (-k^{-2}) +$$

$$etc .. \quad (15)$$

أيجاد مقدر آخر عندما (C=2, t=1) وبتعويض بالمعادلة رقم (10) نحصل على الآتي:-

$$\hat{k}_{12} = \frac{a_0 E\left(\frac{1}{k} | \underline{x}\right) + a_1}{a_0 E\left(\frac{1}{k^2} | \underline{x}\right) + a_1 E\left(\frac{1}{k} | \underline{x}\right)} \quad (16)$$

نقوم بأيجاد قيمة $E(\frac{1}{k^2} | \underline{x})$ باستعمال تقريب ليندلي

$$u(\sigma, k) = \frac{1}{k^2}$$



$$u_1 = \frac{\partial u(\sigma, k)}{\partial k} = -2k^{-3} \quad , \quad u_{11} = \frac{\partial^2 u(\sigma, k)}{\partial k^2} = 6k^{-4}$$

$$E\left(\frac{1}{k^2} | \underline{x}\right) \approx \frac{1}{k^2} + \frac{1}{2}(-2k^{-3})\left(\frac{\hat{k}^3(\hat{k}^2+1)^2\hat{\sigma}}{n(2\sqrt{2}\hat{k}^4x + \hat{k}^5\hat{\sigma} + 4\sqrt{2}\hat{k}^2x - 4\hat{\sigma}\hat{k}^3 + 2\sqrt{2}x - \hat{\sigma}\hat{k})}\right)$$

$$+ \text{etc.} \quad (17)$$

عندما $(C=0, t=2)$ بتعويض بالمعادلة رقم (10) تصبح كالتالي :-

$$\hat{k}_{20} = \frac{a_0 E(k|\underline{x}) + a_1 E(k^2|\underline{x}) + a_2 E(k^3|\underline{x})}{a_0 + a_1 E(k|\underline{x}) + a_2 E(k^2|\underline{x})} \quad (18)$$

نقوم بأيجاد قيمة $E(k^3|\underline{x})$ باستعمال تقريب ليندلي

$$u(\sigma, k) = k^3$$

$$u_1 = \frac{\partial u(\sigma, k)}{\partial k} = -3k^2 \quad , \quad u_{11} = \frac{\partial^2 u(\sigma, k)}{\partial k^2} = 6k$$

$$E(k^3|\underline{x}) \approx \hat{k}^3 + \frac{1}{2}(6k)\left(\frac{\hat{k}^3(\hat{k}^2+1)^2\hat{\sigma}}{n(2\sqrt{2}\hat{k}^4x + \hat{k}^5\hat{\sigma} + 4\sqrt{2}\hat{k}^2x - 4\hat{\sigma}\hat{k}^3 + 2\sqrt{2}x - \hat{\sigma}\hat{k})}\right)$$

$$+ \text{etc...} \quad (19)$$

عندما $(C=1, t=2)$ بتعويض بالمعادلة رقم (10) نحصل على الآتي :-

$$\hat{k}_{21} = \frac{a_0 + a_1 E(k|\underline{x}) + a_2 E(k^2|\underline{x})}{a_0 E\left(\frac{1}{k}|\underline{x}\right) + a_1 + a_2 E(k|\underline{x})} \quad (20)$$

وأيضاً إيجاد مقدر بيز عندما $(C=2, t=2)$ بتعويض بالمعادلة (10) كالتالي :-

$$\hat{k}_{22} = \frac{a_0 E\left(\frac{1}{k}|\underline{x}\right) + a_1 + a_2 E(k|\underline{x})}{a_0 E\left(\frac{1}{k^2}|\underline{x}\right) + a_1 E\left(\frac{1}{k}|\underline{x}\right) + a_2} \quad (21)$$

(b) مقدر بيز لمعلمة القياس (σ) باستعمال دالة الخسارة الخطأ التربيعي الموزونة :-

للحصول على مقدر بيز لمعلمة القياس (σ) نفرض $(C=0, 1, 2, t=1, 2)$ نفرض $(t=1, c=0)$ بتعويض بالمعادلة رقم (11) وكما يأتي :

$$\hat{\sigma}_{10} = \frac{a_0 E(\sigma|\underline{x}) + a_1 E(\sigma^2|\underline{x})}{a_0 + a_1 E(\sigma|\underline{x})} \quad (22)$$

نقوم بأيجاد قيمة $E(\sigma^2|\underline{x})$ باستعمال تقريب ليندلي

$$u(\sigma, k) = \sigma^2$$

$$u_2 = \frac{\partial u(\sigma, k)}{\partial \sigma} = 2\sigma \quad , \quad u_{22} = \frac{\partial^2 u(\sigma, k)}{\partial \sigma^2} = 2$$

$$E(\sigma^2|\underline{x}) \approx \hat{\sigma}^2 + \frac{1}{2}(2)\left(\frac{\hat{\sigma}^3 \hat{k}}{n(2\sqrt{2}\hat{k}^2x - 2\sqrt{2}x - \hat{\sigma}\hat{k})}\right) + \text{etc} \quad (23)$$

عندما $(t=1, C=1)$ بتعويض بالمعادلة رقم (11) كالتالي :-

$$\hat{\sigma}_{11} = \frac{a_0 + a_1 E(\sigma|\underline{x})}{a_0 E\left(\frac{1}{\sigma}|\underline{x}\right) + a_1} \quad (24)$$

نقوم بأيجاد قيمة $E\left(\frac{1}{\sigma}|\underline{x}\right)$ باستعمال تقريب ليندلي

$$u(\sigma, k) = \frac{1}{\sigma}$$

$$u_2 = \frac{\partial u(\sigma, k)}{\partial \sigma} = -\sigma^{-2} \quad , \quad u_{22} = \frac{\partial^2 u(\sigma, k)}{\partial \sigma^2} = 2\sigma^{-3}$$



$$E\left(\frac{1}{\sigma} | \underline{x}\right) \approx \frac{1}{\hat{\sigma}} + \frac{1}{2}(-\sigma^{-2}) \left(\frac{\hat{\sigma}^3 \hat{k}}{n(2\sqrt{2}\hat{k}^2 x - 2\sqrt{2}x - \hat{\sigma}\hat{k})} \right) + \text{etc} \quad (25)$$

عندما $t=1, C=2$ بتعويض بالمعادلة (11) كالتالي :-

$$\hat{\sigma}_{12} = \frac{a_0 E\left(\frac{1}{\sigma} | \underline{x}\right) + a_1}{a_0 E\left(\frac{1}{\sigma^2} | \underline{x}\right) + a_1 E\left(\frac{1}{\sigma} | \underline{x}\right)} \quad (26)$$

لإيجاد قيمة $E\left(\frac{1}{\sigma^2} | \underline{x}\right)$ باستعمال تقريب ليندلي يكون بالشكل الآتي :-

$$u(\sigma, k) = \frac{1}{\sigma^2}$$

$$u_2 = \frac{\partial u(\sigma, k)}{\partial \sigma} = -2\sigma^{-3} \quad u_{22} = \frac{\partial u(\sigma, k)}{\partial \sigma^2} = 6\sigma^{-4}$$

$$E\left(\frac{1}{\sigma^2} | \underline{x}\right) \approx \frac{1}{\hat{\sigma}^2} + \frac{1}{2}(6\sigma^{-4}) \left(\frac{\hat{\sigma}^3 \hat{k}}{n(2\sqrt{2}\hat{k}^2 x - 2\sqrt{2}x - \hat{\sigma}\hat{k})} \right) + (-c)(-2\sigma^{-3})$$

$$\left(\frac{\hat{k}^3(\hat{k}^2+1)^2 \hat{\sigma}}{n(2\sqrt{2}\hat{k}^4 x + \hat{k}^5 \hat{\sigma} + 4\sqrt{2}\hat{k}^2 x - 4\hat{\sigma}\hat{k}^3 + 2\sqrt{2}x - \hat{\sigma}\hat{k})} \right) + \text{etc} \quad (27)$$

عندما $t=2, C=0$ بتعويض بالمعادلة (11) نحصل على التالي :-

$$\hat{\sigma}_{20} = \frac{a_0 E(\sigma | \underline{x}) + a_1 E(\sigma^2 | \underline{x}) + a_2 E(\sigma^3 | \underline{x})}{a_0 + a_1 E(\sigma | \underline{x}) + a_2 E(\sigma^2 | \underline{x})} \quad (28)$$

نقوم بأيجاد قيمة $E(\sigma^3 | \underline{x})$ باستعمال تقريب ليندلي

$$u(\sigma, k) = \sigma^3$$

$$u_2 = \frac{\partial u(\sigma, k)}{\partial \sigma} = 3\sigma^2 \quad u_{22} = \frac{\partial u(\sigma, k)}{\partial \sigma^2} = 6\sigma$$

$$E(\sigma^3 | \underline{x}) \approx \hat{\sigma}^3 + \frac{1}{2}(2\sigma) \left(\frac{\hat{\sigma}^3 \hat{k}}{n(2\sqrt{2}\hat{k}^2 x - 2\sqrt{2}x - \hat{\sigma}\hat{k})} \right) + \text{etc} \quad (29)$$

عندما $t=2, C=1$ وتعويض بالمعادلة رقم (11) وكما يلي :-

$$\hat{\sigma}_{21} = \frac{a_0 + a_1 E(\sigma | \underline{x}) + a_2 E(\sigma^2 | \underline{x})}{a_0 E\left(\frac{1}{\sigma} | \underline{x}\right) + a_1 + a_2 E(\sigma | \underline{x})} \quad (30)$$

عندما $t=2, C=2$ وتعويض بالمعادلة (11) تصبح كالتالي :-

$$\hat{\sigma}_{22} = \frac{a_0 E\left(\frac{1}{\sigma} | \underline{x}\right) + a_1 + a_2 E(\sigma | \underline{x})}{a_0 E\left(\frac{1}{\sigma^2} | \underline{x}\right) + a_1 E\left(\frac{1}{\sigma} | \underline{x}\right) + a_2} \quad (31)$$

4- الجانب التجريبي:-

تم استخدام أسلوب المحاكاة في هذا البحث لغرض إيجاد قيم مقدرات معلمات توزيع لابلاس الملتوي باستعمال دالتي خسارة التربيعية والموزونة . ويتميز هذا الأسلوب من مرونة ويوفر الوقت والجهد ويتم توليد البيانات نظريا دون الاخلاص بدقة النتائج المطلوبة .

4-1 مراحل تجربة المحاكاة :

ان مراحل تجربة المحاكاة نفذت وفقا لبرنامج كتب بلغة الماتلاب هي كالتالي :-
المرحلة الأولى: وهي المرحلة الأساسية والتي تم فيها :



أولاً: اختيار قيم افتراضية أولية لمعلمتي الالتواء والقياس على التوالي وكما مبين بالجدول التالي :
جدول (4-1) يبين حجوم العينات والقيم الافتراضية لمعلمة الالتواء (k) ومعلمة القياس (σ) لتوسيع (SL) .

احجام العينات	معلمة k			معلمة σ		
15	0.5	1	2	0.1	0.5	1
30	0.5	1	2	0.1	0.5	1
60	0.5	1	2	0.1	0.5	1
100	0.5	1	2	0.1	0.5	1

ثانياً : اختيار أربعة حجوم عينات مختلفة صغيرة ومتوسطة وكبيرة (15,30,60,100) وبتكرار التجارب 1000 مرة لكل تجربة .

2-5 مناقشة تجربة المحاكاة :-

بعد تطبيق تجربة المحاكاة تم الحصول على النتائج الآتية :-

جدول (1) يبين نتائج IMSE لمعلمة الالتواء (k) لتوسيع SL عندما (k=2) باستعمال (SELF & WSELF) كما في الجدول الآتي :-

Estimation	N	σ			
		15	30	60	100
$\hat{k}_s = 2$	$\sigma = 0.1$	0.7285	0.7585	0.7682	0.7708
	$\sigma = 0.5$	0.7387	0.7594	0.7679	0.7712
	$\sigma = 1$	0.7267	0.7572	0.7697	0.7707
$\hat{k}_{W10=2}$	$\sigma = 0.1$	0.7307	0.7602	0.7685	0.7704
	$\sigma = 0.5$	0.7311	0.7604	0.7683	0.7710
	$\sigma = 1$	0.7278	0.7593	0.7686	0.7708
$\hat{k}_{W11=2}$	$\sigma = 0.1$	0.8170	0.7836	0.7742	0.7725
	$\sigma = 0.5$	0.8173	0.7839	0.7740	0.7731
	$\sigma = 1$	0.8158	0.7228	0.7743	0.7729
$\hat{k}_{W20=2}$	$\sigma = 0.1$	0.7629	0.7689	0.7706	0.7712
	$\sigma = 0.5$	0.7632	0.7692	0.7704	0.7718
	$\sigma = 1$	0.7619	0.7681	0.7707	0.7716



$\hat{k}_{W21=2}$	$\sigma = 0.1$	1.0697	1.0620	1.0598	1.0593
	$\sigma = 0.5$	1.0696	1.0619	1.0598	1.0591
	$\sigma = 1$	1.0699	1.0622	1.0597	1.0592
$\hat{k}_{W22=2}$	$\sigma = 0.1$	0.7410	0.7630	0.7692	0.7707
	$\sigma = 0.5$	0.7413	0.7632	0.7690	0.7713
	$\sigma = 1$	0.7400	0.7621	0.7692	0.7711
Best	$\hat{k}_{W10} \sigma = 1$	$\hat{k}_{W11} \sigma = 0.1$	$\hat{k}_s \sigma = 0.5$	$\hat{k}_{W10} \sigma = 0.1$	

من ملاحظة الجدول رقم (1) يبين نتائج IMSE لمعلمات الالتواء (k) وكما يأتي :-

- عندما يكون حجم العينة (n=15) تظهر افضلية نتائج قيم (IMSE) لمقدر بيز لمعلمات الالتواء (k) باستعمال دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة عند ($\sigma = 0.1, 0.5, 1$).
- عندما تكون حجم العينة (n=30) تظهر نتائج قيم (IMSE) لمقدر بيز لمعلمات الالتواء (k) باستعمال دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة هي الأفضل عندما تكون قيمة ($\sigma = 1$).
- عندما تكون حجم العينة (n=60) تظهر نتائج قيم (IMSE) لمقدر بيز لمعلمات الالتواء (k) باستعمال دالة خسارة الخطأ التربيعية هي الأفضل عندما تكون قيمة ($\sigma = 0.5$).
- عندما تكون حجم العينة (n=100) تظهر نتائج قيم (IMSE) لمقدر بيز لمعلمات الالتواء (k) باستعمال دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة هي الأفضل في حالة ($t=1, c=0$) عندما تكون قيمة ($\sigma = 0.1$).

جدول (2) يبين نتائج IMSE لمعلمات الالتواء (k) لتوزيع SL عندما (k=1) باستعمال SELF & WSELF كما في الجدول الآتي :-

Estimation	σ	N			
		15	30	60	100
$\hat{k}_s = 1$	$\sigma = 0.1$	0.1585	0.1219	0.1030	0.0959
	$\sigma = 0.5$	0.1584	0.1219	0.1030	0.0959
	$\sigma = 1$	0.1586	0.1216	0.1029	0.0959
$\hat{k}_{W10=1}$	$\sigma = 0.1$	0.0770	0.0736	0.0715	0.0701
	$\sigma = 0.5$	0.0795	0.0748	0.0731	0.0671
	$\sigma = 1$	0.0796	0.0721	0.0715	0.0725



$\hat{k}_{W11=1}$	$\sigma = 0.1$	0.0286	0.0432	0.0546	0.0596
	$\sigma = 0.5$	0.0296	0.0439	0.0558	0.0570
	$\sigma = 1$	0.0294	0.0423	0.0546	0.0616
$\hat{k}_{W20=1}$	$\sigma = 0.1$	0.0722	0.0696	0.0691	0.0686
	$\sigma = 0.5$	0.0745	0.0708	0.0707	0.0657
	$\sigma = 1$	0.0747	0.0683	0.0691	0.0709
$\hat{k}_{W21=1}$	$\sigma = 0.1$	0.0151	0.0123	0.0110	0.0104
	$\sigma = 0.5$	0.0156	0.0125	0.0112	0.0100
	$\sigma = 1$	0.0155	0.0121	0.0110	0.0108
$\hat{k}_{W22=1}$	$\sigma = 0.1$	0.0627	0.0650	0.0669	0.0673
	$\sigma = 0.5$	0.0647	0.0661	0.0684	0.0644
	$\sigma = 1$	0.0649	0.0637	0.0669	0.0695
Best		$\hat{k}_{W21} \sigma = 1$	$\hat{k}_{W21} \sigma = 1$	$\hat{k}_{W21} \sigma = 1$	$\hat{k}_{W21} \sigma = 0.5$

من ملاحظة الجدول رقم (2) يبين نتائج IMSE لمعلمة الالتواء (k) وكما يأتي :-

- عندما تكون حجم العينة (n=15) تظهر نتائج قيم (IMSE) لمقدر بيز لمعلمة الالتواء (k) باستعمال دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة هي الأفضل في حالة (t=2, c=1) (\hat{k}_{W21}) عندما تكون قيمة ($\sigma = 1$).
- عندما تكون حجم العينة (n=30) نلاحظ افضلية نتائج قيم (IMSE) لمقدر بيز لمعلمة الالتواء (k) باستعمال دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة في حالة (t=2, c=1) (\hat{k}_{W21}) عندما تكون قيمة ($\sigma = 1$).
- عندما تكون حجم العينة (n=60) تظهر نتائج قيم (IMSE) لمقدر بيز لمعلمة الالتواء (k) باستعمال دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة هي الأفضل في حالة (t=2, c=1) (\hat{k}_{W21}) عندما تكون قيمة ($\sigma = 1$).
- عندما تكون حجم العينة (n=100) تظهر نتائج قيم (IMSE) لمقدر بيز لمعلمة الالتواء (k) باستعمال دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة هي الأفضل في حالة (t=2, c=1) (\hat{k}_{W21}) عندما تكون قيمة ($\sigma = 1$).
- نلاحظ عندما يكون مقدار معلمة الالتواء (k=1) و ($\sigma = 0.5$) و حجم العينة (n=100) يكون مقدر بيز لمعلمة الالتواء (k) باستعمال دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة (\hat{k}_{W21}) هي الأفضل.



جدول (3) يبين نتائج IMSE لمعلمة الالتواء (k) لتوزيع SL عندما ($k=0.5$) باستعمال (SELF & WSELF) كما في الجدول الآتي :-

Estimation	σ	15	30	60	100
$\hat{k}_S = 0.5$	$\sigma = 0.1$	6.4117	0.3568	0.0793	0.0689
	$\sigma = 0.5$	1.0288	0.4391	0.2150	0.0719
	$\sigma = 1$	1.0670	1.6362	0.0739	0.0735
$\hat{k}_{W10=0.5}$	$\sigma = 0.1$	0.6204	0.7193	0.0815	0.0704
	$\sigma = 0.5$	2.5017	2.4034	0.5094	0.0726
	$\sigma = 1$	0.3599	5.0324	0.0897	0.0727
$\hat{k}_{W11=0.5}$	$\sigma = 0.1$	3.5520	0.9287	0.0852	0.0709
	$\sigma = 0.5$	4.8926	0.0921	0.1102	0.0764
	$\sigma = 1$	0.1410	0.2781	0.0734	0.0790
$\hat{k}_{W20=0.5}$	$\sigma = 0.1$	0.2242	0.1033	0.1340	0.0709
	$\sigma = 0.5$	0.2256	0.0925	0.1893	0.1784
	$\sigma = 1$	0.1373	0.1474	0.0736	1.1478
$\hat{k}_{W21=0.5}$	$\sigma = 0.1$	0.4043	1.3332	0.3339	0.3403
	$\sigma = 0.5$	0.3203	0.3377	0.3459	0.3406
	$\sigma = 1$	0.3156	0.5393	0.3398	0.3628
$\hat{k}_{W22=0.5}$	$\sigma = 0.1$	1.1514	0.1164	0.0811	0.0704
	$\sigma = 0.5$	4.0483	0.2347	0.0980	0.0724
	$\sigma = 1$	0.1767	0.1164	0.8800	0.0721
Best		$\hat{k}_{W20} \sigma = 1$	$\hat{k}_{W11} \sigma = 0.5$	$\hat{k}_{W11} \sigma = 1$	$\hat{k}_{W22} \sigma = 0.1$

من ملاحظة الجدول رقم (3) يبين نتائج IMSE لمعلمة الالتواء (k) وكما يأتي :-



تظهر عند جميع حجوم العينات افضلية مقدر بيز تحت دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة .
جدول (4) يبين نتائج IMSE لمعلمة القياس (σ) لتوزيع SL عندما ($\sigma = 0.1$) باستعمال (WSELF&SELF) كما في الجدول الاتي :

Estimation	N k	15	30	60	100
$\hat{\sigma}_S = 0.1$	$k = 2$	0.1745	0.1680	0.1672	0.1674
	$k = 1$	0.0100	0.0100	0.0100	0.0100
	$k = 0.5$	0.0200	0.0225	0.0239	0.0212
$\hat{\sigma}_{W10=0.1}$	$k = 2$	0.1743	0.6401	0.1674	0.1670
	$k = 1$	0.0049	0.0061	0.0070	0.0073
	$k = 0.5$	0.0048	0.0224	0.0233	0.0218
$\hat{\sigma}_{W11=0.1}$	$k = 2$	0.1684	0.1677	0.1670	0.1669
	$k = 1$	0.0049	0.0061	0.0070	0.0073
	$k = 0.5$	0.1683	0.0221	0.0219	0.0212
$\hat{\sigma}_{W20=0.1}$	$k = 2$	0.1867	0.1721	0.1681	0.1673
	$k = 1$	0.0049	0.0061	0.0070	0.0073
	$k = 0.5$	0.0463	0.0251	0.0312	0.6121
$\hat{\sigma}_{W21=0.1}$	$k = 2$	0.0990	0.0989	0.0980	0.0968
	$k = 1$	2.6489	2.3781	2.6230	0.8793
	$k = 0.5$	0.0930	3.5589	1.3523	4.9249
$\hat{\sigma}_{W22=0.1}$	$k = 2$	1.0804	1.0540	1.0466	1.0448
	$k = 1$	0.1436	0.1991	0.2423	0.2608
	$k = 0.5$	0.1547	0.5055	0.4660	0.4414
Best		$\hat{\sigma}_{W20} k=1$	$\hat{\sigma}_{W10} k=1$	$\hat{\sigma}_{W20} k=1$	$\hat{\sigma}_{W20} k=1$

من ملاحظة الجدول رقم (4) يبين نتائج IMSE لمعلمة القياس (σ) وكما يأتي :-

1- عندما تكون حجم العينة ($n=15$) نلاحظ افضلية نتائج قيم (IMSE) لمعلمة القياس (σ) باستعمال دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة في حالة ($t=2, c=0$), ($\hat{\sigma}_{W20}$) عندما تكون ($k=1$) يليه مقدر بيز باستعمال دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة في حالة ($t=1, c=1$), ($\hat{\sigma}_{W11}$) عند قيمة ($k=1$) يليه ايضاً مقدر بيز باستعمال دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة في حالة ($t=2, c=0$), ($\hat{\sigma}_{W20}$) عند ($k=1$) .

2- عندما تكون حجم العينة ($n=30$) تظهر نتائج قيم (IMSE) لمعلمة القياس (σ) باستعمال دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة في حالة ($t=1, c=0$), ($\hat{\sigma}_{W10}$) هي الأفضل عندما تكون ($k=1$) يليه مقدر بيز باستعمال دالة



خسارة الخطأ التربيعية الموزونة في حالة $(k=1, t=1, c=1)$ عند قيمة $(\hat{\sigma}_{W11})$ يليه ايضاً مقدر بيز باستعمال دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة في حالة $(k=1, t=2, c=0)$ عند قيمة $(\hat{\sigma}_{W20})$.

3- عندما تكون حجم العينة $(n=60)$ نلاحظ تفوق نتائج قيم (IMSE) لمعلمة القياس (σ) باستعمال دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة في حالة $(k=1, t=2, c=0)$ عندما تكون $(\hat{\sigma}_{W20})$ يليه مقدر بيز باستعمال دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة في حالة $(k=1, t=1, c=1)$ عند قيمة $(\hat{\sigma}_{W11})$.

4- عندما تكون حجم العينة $(n=100)$ نلاحظ افضلية نتائج قيم (IMSE) لمعلمة القياس (σ) باستعمال دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة في حالة $(k=1, t=1, c=0)$ عندما تكون $(\hat{\sigma}_{W10})$ يليه مقدر بيز باستعمال دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة في حالة $(k=1, t=1, c=1)$ عند قيمة $(\hat{\sigma}_{W11})$ يليه ايضاً مقدر بيز باستعمال دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة في حالة $(k=1, t=2, c=0)$ عند قيمة $(\hat{\sigma}_{W20})$.

جدول (5) يبين نتائج IMSE لمعلمة القياس (σ) لتوزيع SL عندما $(\sigma=0.5)$ باستعمال (WSELF&SELF) كما في الجدول الاتي :

Estimation	N k	15	30	60	100
$\hat{\sigma}_s = 0.5$	$k = 2$	4.4138	4.2464	4.1809	4.1990
	$k = 1$	0.2498	0.2500	0.2500	0.2500
	$k = 0.5$	0.2394	4.2721	0.6771	0.5362
$\hat{\sigma}_{W10}=0.5$	$k = 2$	4.4689	4.2638	4.1893	4.1942
	$k = 1$	0.1263	0.1542	0.1780	0.1752
	$k = 0.5$	3.3594	1.1529	3.5655	0.5438
$\hat{\sigma}_{W11}=0.5$	$k = 2$	3.7037	4.0623	4.1425	4.1776
	$k = 1$	0.1263	0.1542	0.1780	0.1752
	$k = 0.5$	0.1154	0.5579	0.5328	0.5303
$\hat{\sigma}_{W20}=0.5$	$k = 2$	4.4344	4.2558	4.1876	4.1936
	$k = 1$	0.1263	0.1542	0.1780	0.1752
	$k = 0.5$	0.4583	0.6268	0.5580	1.7509
$\hat{\sigma}_{W21}=0.5$	$k = 2$	0.0031	0.0026	0.0024	0.0024
	$k = 1$	1.0263	4.6142	2.7380	2.5552
	$k = 0.5$	13.7523	4.4190	74.1772	2.1608
$\hat{\sigma}_{W22}=0.5$	$k = 2$	0.4086	0.3926	0.3884	0.3867
	$k = 1$	0.0102	0.0184	0.0257	0.0272
	$k = 0.5$	4.0483	0.2347	0.0980	0.0724
Best		$\hat{\sigma}_{W22} k=1$	$\hat{\sigma}_{W21} k=2$	$\hat{\sigma}_{W21} k=2$	$\hat{\sigma}_{W21} k=2$

من ملاحظة الجدول رقم (5) يبين نتائج IMSE لمعلمة القياس (σ) وكما يأتي :-

- 1- عند حجم العينة ($n=15$) تظهر نتائج قيم (IMSE) لمعلمات القياس (σ) باستعمال دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة في حالة ($t=2, c=2$) ، ($\hat{\sigma}_{W22}$) هي الأفضل عندما تكون ($k=1$) ،

2- عند حجم العينة ($n=30$) تظهر نتائج قيم (IMSE) لمعلمات القياس (σ) باستعمال دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة في حالة ($t=2, c=1$) ، ($\hat{\sigma}_{W21}$) هي الأفضل عندما تكون ($k=2$) ،

3- عند حجم العينة ($n=60$) تظهر نتائج قيم (IMSE) لمعلمات القياس (σ) باستعمال دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة في حالة ($t=2, c=1$) ، ($\hat{\sigma}_{W21}$) هي الأفضل عندما تكون ($k=2$) ،

4- عند حجم العينة ($n=100$) تظهر نتائج قيم (IMSE) لمعلمات القياس (σ) باستعمال دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة في حالة ($t=2, c=1$) ، ($\hat{\sigma}_{W21}$) هي الأفضل عندما تكون ($k=2$) ،

جدول (6) يبيّن نتائج IMSE لمعلمات القياس (σ) للتوزيع SL عندما ($\sigma=1$) باستعمال (WSELF&SELF) كما في الجدول الآتي :

Estimation	N k	15	30	60	100
$\widehat{\sigma}_S = 1$	$k = 2$	17.8560	16.8553	16.9258	16.7621
	$k = 1$	8.6528	0.9980	0.9990	1.0000
	$k = 0.5$	15.6529	2.7362	2.1722	2.3332
$\widehat{\sigma}_{W10=1}$	$k = 2$	18.5367	17.1370	16.8272	16.7735
	$k = 1$	16.5423	0.5950	0.6960	0.7570
	$k = 0.5$	7.1765	3.5999	4.8757	15.9833
$\widehat{\sigma}_{W11=1}$	$k = 2$	9.0535	13.7135	15.9162	16.4459
	$k = 1$	8.05432	0.5950	0.6960	0.7570
	$k = 0.5$	13.6523	2.2352	2.0590	2.1313
$\widehat{\sigma}_{W20=1}$	$k = 2$	17.294	16.8383	16.7572	16.7489
	$k = 1$	11.8734	0.5950	0.6960	0.7570
	$k = 0.5$	12.9826	4.1217	6.7814	2.6469
$\widehat{\sigma}_{W21=1}$	$k = 2$	0.1285	0.1301	0.1304	0.1304
	$k = 1$	0.1765	1.7950	1.2560	3.2770
	$k = 0.5$	0.0923	1.0964	1.4575	1.6288
$\widehat{\sigma}_{W22=1}$	$k = 2$	0.02198	0.0163	0.0152	0.0149
	$k = 1$	0.0564	0.0637	0.0669	0.0695
	$k = 0.5$	10.1437	0.0680	0.8925	0.0573
Best		$\widehat{\sigma}_{W22} k = 2$			



- من ملاحظة الجدول رقم (6) يبين نتائج IMSE لمعلمة القياس (σ) وكما يأتي :-
- 1- عند حجم العينة ($n=15$) تظهر نتائج قيم (IMSE) لمعلمة القياس (σ) باستعمال دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة في حالة ($t=2, c=2$), ($\hat{\sigma}_{W22}$) هي الأفضل عندما تكون ($k=2$),
 - 2 - عند حجم العينة ($n=30$) نلاحظ تفوق نتائج قيم (IMSE) لمعلمة القياس (σ) باستعمال دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة في حالة ($t=2, c=2$), ($\hat{\sigma}_{W22}$) هي الأفضل عندما ($k=2$),
 - 3- عند حجم العينة ($n=60$) نلاحظ تفوق نتائج قيم (IMSE) لمعلمة القياس (σ) باستعمال دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة عندما ($t=2, c=2$), ($\hat{\sigma}_{W22}$) هي الأفضل عندما ($k=2$),
 - 4- عند حجم العينة ($n=100$) نلاحظ تفوق نتائج قيم (IMSE) لمعلمة القياس (σ) باستعمال دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة في حالة ($t=2, c=2$), ($\hat{\sigma}_{W22}$) هي الأفضل عندما تكون ($k=2$),
 - 5- عند احجام العينات ($n=15,30,60,100$) نلاحظ مقدار معلمة القياس ($\sigma = 1$) و ($k=2$) باستعمال دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة في حالة ($t=2, c=2$), ($\hat{\sigma}_{W22}$) هي الأفضل .

5- الاستنتاجات (Conclusions)

- 1- أظهرت نتائج المحاكاة لجميع حجوم العينات بالنسبة لمعلمة القياس (σ) بأن دالة الخسارة التربيعية الموزونة هي الأفضل المستعملة في تقدير قيمة معلمات توزيع لابلاس الملتوى عندما تكون قيمة المعلمة ($k > 1$) هي التي تمتلك اقل (IMSE) من خلال تكرار التجربة لـ 1000 مرة مقارنة مع توزيع لابلاس المتماثل عند قيمة المعلمة ($k=1$) بشكل متساوي ، اما عندما تكون قيمة المعلمة ($k < 1$) هي التي تمتلك أيضا اقل مقرر IMSE لكل من معلمتي الالتواء والقياس
- 2- وبالتالي يتضح من الجدول ان قيم نتائج (IMSE) لمقدرات معلمتي الالتواء (k) والقياس (σ) لتوزيع لابلاس الملتوى تحت دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة (WSELF) هي الأفضل لجميع حجوم العينات مقارنة مع مقدر دالة خسارة الخطأ التربيعية ، مما يؤكد كفاءة مقدر بيرز تحت دالة خسارة التربيعية الموزونة والخصائص التي تتميز بها ، مما يجعلها مفضلة على غيرها من الطرائق .

6- التوصيات

بناءً على نتائج المحاكاة والاستنتاجات التي تم التوصل اليها نوصي باستخدام طريقة Bayes المعتمدة على دالة خسارة الخطأ التربيعية الموزونة لتقدير معلمات توزيع لابلاس الملتوى عندما تكون $k < 1$ وذلك لأنها اعطت نتائج افضل من مقدر بيرز تحت دالة خسارة الخطأ التربيعية .

المصادر

- [1] Aksoy,S., (2008)," Bayesian Decision Theory ", Bilkent University , Department Of Computer Engineering , Sakosoy@cs.bilkent.edu.tr ,CS 551.
- [2] Ghosh, J., K., Delampady, M., and Samanta, T. ,(2006), " An Introduction to Bayesian Analysis: Theory and Methods", Springer , first Edition.
- [3] Jammalamadaka, S. R., and Kozubowski, T. J., (2004), " New Families of Wrapped Distributions for Modeling Skew Circular Data",Communications in Statistics-Theory and Methods, Vol.(33),No. (9),pp.(2059-2074).
- [4] Kotz, S., Kozubowski, T., and Podgorski, K., (2001), "The Laplace Distribution and Generalizations: A revisit with Applications to Communications, Economics, Engineering, and Finance",Springer, Science and Business Media .
- [5] Kotz,S., Kozubowski,T., J., and Podgorski,K., (2003), "An Asymmetric Multivariate Laplace Distribution", No. 367, PP. 1-26.
- [6] Kozubowski, T. J., and Podgórski, K., (2001),"Asymmetric Laplace Laws and Modeling Financial Data", Mathematical and Computer Modelling, Vol. (34), pp.(1003-1021).
- [7] Kozubowski, T. J., and Podgorski, K. ,(2000), " Asymmetric Laplace Distributions", Mathematical Scientist, Vol. (25), No. (1), pp. (37-46).



- [8] Rahman, H., Roy, M. K., and Baizid, A. R., (2012), "Bayes Estimation Under Conjugate Prior for the Case of Power Function Distribution", American Journal of Mathematics and Statistics, Vol. (2), No. (3), pp. (44-48).
- [9] Rasheed, H., A., and Khalifa, Z., N.,(2017), "Some Bayes Estimators for Maxwell Distribution by Using New Loss Function", Al-Mustansiriyah Journal of Science, Vol.(28) ,No.(1),pp (103-111) .
- [10] Sultan, H., and Ahmad, S., P., (2017), " Bayesian Analysis for Generalized Rayleigh Distribution: Lindley's approximation",International Journal of Advance Research in Science and Engineering,Vol.(6),No.(3),pp(214-223).
- [11] Wang, J., Boyer, J., & Genton, M. G., (2004), "A Skew-Symmetric Representation of Multivariate Distributions" ,Statistica Sinica, vol.14, no.4, pp.(1259-1270) .