

NONPARAMETRIC And Semiparametric Bayesian Estimators in survival function analysis

مقدرات بيز الام علمية وشه المعلمية في تحليل دالرة البقاء

أ.م.د. انتصار عربى فدعم الدورى / كلية الادارة والاقتصاد / جامعة بغداد

entsar_arebe_aldoori@yahoo.com

الباحث / ماجد عبد العزيز عبد الرضا الريبي / كلية الادارة والاقتصاد / جامعة بغداد

majid_alrubi@yahoo.com

OPEN  ACCESS

P - ISSN 2518 - 5764

E - ISSN 2227 - 703X

Received:28/11/2018

Accepted:13/1/2019

(Abstract) المستخلص 1-

معظم البحوث الإحصائية تعتمد بشكل عام على دراسة سلوك المؤواهير المختلفة خلال فترات زمنية محددة والاستفادة من نتائج هذه الدراسات في وضع التوصيات المناسبة واتخاذ القرارات ولغرض عمل استدلال احصائي حول معلمات التوزيع الاحصائي لأوقات الحياة فان الكادر الفني في اغلب الشركات المصنعة في وحدات البحث التابعة لهذه الشركات يتعامل مع بيانات مراقبة (Censored data) ، وإن الهدف الرئيسي لدراسة دالة البقاء هو ضرورة توفير معلومات تعتبر أساساً لاتخاذ القرار ويجب توضيح المشكلة ومن ثم الأهداف والقيود لهذا البحث والتي قد تكون لها احتمالات مختلفة لأداء الوظيفة المطلوبة بنجاح ، وإن الاستدلال البيزي هو طريقة استدلال احصائي حيث تستخدم نظرية بيز لبناء النماذج الاحصائية واستنتاج الاستدلالات الاحصائية حول معلم العينة او المجتمع الاحصائي وفي هذا البحث تم استعراض الطرائق البيزية اللامعلمية و شبه المعلمية لبيانات مراقبة من النوع الاول باستعمال عمليات (Dirichlet) الأولية ومعينة جبس (Gibbs Sampler) ومقارنتهما بمقدرات دالة البقاء لبيان مدى كفاءتها باستعمال المؤشرين الإحصائيين متوسط مربعات الخطأ التكاملـي (IMSE) و متوسط الخطأ النسبي المطلق (MAPE) ، وتم باستعمال إسلوب المحاكاة في توليد البيانات باستعمال حجوم مختلفة للعينات وهي ($n = 15, 30, 50, 100$) ، ومن خلال النتائج توصل الباحث الى تفوق طريقة بيز شبه المعلمـية (Semiparametric Bayesian) على طريقة بيز الامعلمية (Nonparametric Bayesian) .

المصطلحات الرئيسية للبحث : التوزيع الطبيعي اللوغاريتمي ، طريقة بيز الامثلية ، طريقة بيز شبه المعلمية ، متوسط مربعات الخطأ التكاملی ، متوسط الخطأ النسبي المطلق .





2- المقدمة (Introduction)

ان الاستدلال البيزي هو طريقة استدلال احصائي حيث تستخدم نظرية بيز لبناء النماذج الاحصائية واستنتاج الاستدلالات الاحصائية حول معلم العينة او المجتمع الاحصائي ، ولبناء التموزج البيزي يجب تحديد التوزيع الاحتمالي للبيانات وصياغة دالة الاحتمال وكذلك تحديد التوزيع الاولى للمعلمات ومن ثم حساب التوزيع اللاحق للمعلمات وتحديد الاستدلالات الاحصائية من التوزيع اللاحق ، ومن خلال هذا ليجأ كثير من الباحثون الى استعمال الاستدلال البيزي الذي يعتبر نهجاً جيداً لحل المشاكل في تمثيل دالة البقاء والتفسير الاحتمالي ، ونتيجة للتطور الذي يشهده العالم خاصة في حقل العلم والتكنولوجيا واستعمال المنظومات المعقّدة والمتطورة في مجالات عديدة مثل الطب وحقول الاتصالات والصناعة والتطورات السريعة التي يشهدها العالم ادى هذا التطور الى الاهتمام المتزايد بدراسة دالة البقاء .

فقد عمل الباحثون على ايجاد طرائق تكون أكثر مرونة في تحليل البيانات، إذ تم التوصل إلى طرائق التقدير شبه المعلمية (Semi-parametric Estimation Method) ، فقد دمجت الطرائق الشبه معلمية ما بين الطرائق المعلمية والطرائق الامثلية مكونة بذلك مقدراً مقيداً بشروط يجب توافرها من ناحية المكون المعلملي، ويمتاز بمرونة كاملة من ناحية المكون الامثليلي ، وعلى ضوء ما تقدم فإن طرائق بيز في التقدير (Bayesian estimation methods) تكون ملائمة بدون شك لغرض عمل استدلال احصائي حول المعلمات اذ تلعب المعلمات الاولية في هذه الحالة عن المعلمات المراد تقديرها دوراً مهماً في تحسين كفاءة المقدر، وباستعمال مقدرات بيز الامثلية عن طريق عمليات (Dirichlet) الأولية وهي عمليات تستعمل لإيجاد التوزيعات الأولية للدوال الامثلية .اما مقدرات بيز شبه المعلمية فيكون الجزء المعلملي هو الجزء الذي يحتوي المعلملاة والتي يكون لها توزيع احتمالي اولي . وبالنسبة إلى الجزء الامثليلي يتم استعمال (Gibbs Sampler) ومعانيه جبس حالة خاصة من طريقة مونتي كارلو (Monte Carlo) ونجد العديد من الاحصائيين الكبار اهتموا باحصاءة بيز واستعملوه في مجالات عديدة في الحياة اليومية ، لذلك في هذا البحث سيتم التطرق الى استخدام اسلوب بيز الامثلية وشبها المعلمية في تقدير دالة البقاء لبيانات مراقبة من النوع الاول .

3- هدف البحث (Purpose of Search)

يتمحور هدف البحث الى مقارنة مقدرات دالة البقاء باستعمال الطرائق الامثلية وشبها المعلمية لبيانات مراقبة من النوع الاول باستعمال عمليات (Dirichlet) الأولية ومعانيه جبس لبيان مدى كفاءتها باستعمال المؤشر الإحصائي متوسط مربعات الخطأ التكاملـي IMSE و متوسط الخطأ النسبي المطلق (MAPE) للوصول الى افضل طريقة لبيانات مراقبة من النوع الاول.

4- طرائق التقدير

4-1 الطرائق الامثلية (Nonparametric Methods)

4-1-1 طريقة مقدر (Kaplan-Meier)

(Kaplan-Meier Estimator Method) (KM.E.M)

تعد مقدرات (Kaplan-Meier) لبيانات البقاء أصبحت مجالاً جيداً للتعامل مع أوقات بقاء مختلفة ، خصوصاً عندما لا تكون جميعها خاضعة للاستمرارية في البحث وتعد هذه الطريقة من الطرق الشائعة جداً، ففي المجال الطبي فإن مقرر كابلن - ميرمن يستعمل لقياس جزء من حياة المرضى ولفترة زمنية معينة بعد العلاج ، نفرض أن لدينا n من الوحدات في تجربة ورتبت الأوقات المشاهدة لهذه الوحدات $t_{(1)}, t_{(2)}, \dots, t_{(n)}$ فان مقدر (Kaplan Meier) لدالة البقاء على قيد الحياة لحالة البيانات

المراقبة من اليمين (right censored data) يكون بالصيغة الآتية:

$$\tilde{S}(t_i) = \prod_{i: T_i \leq t} \left(\frac{n-i}{n-i+1} \right)^{d_{(i)}} \quad \text{for } t \leq T_{(n)} \quad \dots(1)$$



وأن $d_i = I_{[t_i=\tau_i]}$ مؤشر الى المشاهدات المستقلة المراقبة
وان رتبة $d_{(i)}$ تشير الى رتبة ذات صلة بـ t_i (Peterson, 1977, p. 854)

2-4 الطائق شبہ المعلمیہ (Semi parametric Methods)

إن المقدر شبہ المعلمی ناتج من دمج المقدر المعلمی (Parametric Estimator) مع المقدر اللامعلمی (Nonparametric Estimator)، وبالنسبة للمقدر المعلمی سنفترض أن لدينا المتغير t الذي يمثل وقت الحياة و دالة الكثافة الإحتمالية (p.d.f) للتوزيع الطبيعي اللوغاريتمي تكون بالصيغة الآتية :

$$f(t, \mu, \sigma) = \frac{1}{t\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{[\ln t - \mu]^2}{2\sigma^2}\right\} \quad \dots (2)$$

وأن : $t > 0, \sigma > 0, -\infty < \mu < \infty$
وأن دالة البقاء يمكن أن تعطى كالتالي :

$$S(t) = \int_t^\infty f(x)dx \quad \dots (3)$$

وللحصول على مقدرات المعالم μ, σ^2 باستعمال اسلوب الإمکان الأعظم (MLE) وتكون الخطوات كما يأتي :

$$L = \prod_{i=1}^n f(t_i, \mu, \sigma)$$

$$= \prod_{i=1}^n \frac{1}{t_i\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{[\ln t_i - \mu]^2}{2\sigma^2}\right\}$$

$$L(t, \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi\sigma^2)^n}} \cdot \prod_{i=1}^n \frac{1}{t_i} \cdot \exp\left[\sum_{i=1}^n \frac{-(\ln(t_i) - \mu)^2}{2\sigma^2}\right] \quad \dots (4)$$

$$\begin{aligned} \ln L(t, \mu, \sigma) &= -\frac{n}{2} \ln(2\pi\sigma^2) - \sum_{i=1}^n \ln(t_i) - \frac{\sum_{i=1}^n (\ln(t_i))^2}{2\sigma^2} + \frac{\sum_{i=1}^n \mu \ln(t_i)}{\sigma^2} - \frac{n\mu^2}{2\sigma^2} \\ i) \frac{\partial \ln L}{\partial \mu} &= \frac{\sum_{i=1}^n (\ln(t_i))}{\hat{\sigma}^2} - \frac{n\hat{\mu}}{\hat{\sigma}^2} = 0 \end{aligned}$$

$$\hat{\mu}_{ML} = \frac{\sum_{i=1}^n \ln(t_i)}{n} \quad \dots (5)$$

$$ii) \frac{\partial \ln L}{\partial \sigma^2} = -\frac{n}{2\sigma^2} + \frac{\sum_{i=1}^n (\ln(t_i) - \hat{\mu})^2}{2} (-\hat{\sigma}^2)^{-2} = 0$$



$$\hat{\sigma}_{ML}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\ln(t_i) - \hat{\mu})^2 \quad \dots (6)$$

الصرف ، واخرون ، 2016 ، ص 73-74 .

وعليه فان تقدير دالة البقاء $S(t)$ بالأعتماد على مقدر الأمكان الأعظم حسب الصيغة التالية:

$$\begin{aligned} \hat{S}_P(t) &= 1 - \Phi\left(\frac{\ln(t) - \hat{\mu}_{ML}}{\hat{\sigma}_{ML}}\right) \\ &= 1 - \Phi\left(\frac{\ln(t) - \frac{\sum_{i=1}^n \ln(t_i)}{n}}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\ln(t_i) - \hat{\mu})^2}\right) \end{aligned} \quad \dots (7)$$

سيتم استعمال الصيغة:

$$\hat{S}_{(L)}(t) = \alpha \hat{S}(t) + (1 - \alpha) S_0(t) \quad \dots (8)$$

لتقدير دالة البقاء شبها المعلمي باستعمال المقدر المعلمي والمقدر اللامعلمي لدالة البقاء وكذلك تقدير المعلمة α التي تدمج بين المقدرين والتي تقع قيمتها بين $(0 \leq \alpha \leq 1)$. (Singh, et al, 2008, p.106) أما بالنسبة للمعلمة α فسيتم تقديرها كالتالي : إن متوسط مربعات الخطأ لمقدر دالة المعلمية هو :

$$\begin{aligned} MSE(\hat{S}_S(t)) &= E[\hat{S}_S(t) - S(t)]^2 \\ ... (9) \quad &= E[\alpha \hat{S}_P(t) + (1 - \alpha) \hat{S}_{NP}(t) - S(t)]^2 \end{aligned}$$

وبإضافة طرح $\alpha \hat{S}_P(t)$ وبتبسيطها نحصل على :

$$MSE(\hat{S}_S(t)) = \alpha^2 E[\hat{S}_P(t) - S(t)]^2 + (1 - \alpha)^2 E[\hat{S}_{NP}(t) - S(t)]^2$$

وباشتقاق متوسط مربعات الخطأ بالنسبة إلى α نحصل على :

$$\frac{\partial MSE(\hat{S}_S(t))}{\partial \alpha} = 2\alpha E[\hat{S}_P(t) - S(t)]^2 - 2(1 - \alpha) E[\hat{S}_{NP}(t) - S(t)]^2$$

$$\hat{\alpha} = \frac{MSE \hat{S}_{NP}(t)}{MSE \hat{S}(t) + MSE \hat{S}_{NP}(t)} \quad \dots (10)$$

ذلك فإن دالة البقاء $S_s(t)$ تكون كالتالي :

$$\hat{S}_{s^{*}(S.P)}(t) = \hat{\alpha} \hat{S}_P(t) + (1 - \hat{\alpha}) \hat{S}_{NP}(t) \quad \dots (11)$$

اذا ان :

تمثل المقدر شبها المعلمي لدالة البقاء .
(Qabaha, 2013, pp 144-146)



3-4 مقدرات بيز اللامعلمية وشبہ المعلمیة

(Nonparametric and Semiparametric Bayesian Estimators)

1-3-4 المقدمة (Introduction)

إن مقدر بيز مبني على أساس النموذج الاحتمالي للبيانات المشاهدة (D) بثبوت متوجه المعلمات المجهولة (θ) والذى يقودنا إلى دالة الإمكان $L(\theta/D)$. وعلى فرض إن θ هي متغير عشوائى يمتلك توزيعاً أولياً $\pi(\theta)$ (Prior Distribution) ويرمز له $\pi(\theta/D)$ ، فالاستدلال عن θ مبني على التوزيع اللاحق (Posterior Distribution) والذي نحصل عليه بواسطة نظرية بيز ، إن التوزيع اللاحق (Posterior Distribution) للمتغير العشوائى θ يعطى بالصيغة الآتية :

$$\pi(\theta/D) = \frac{L(\theta/D)\pi(\theta)}{\int_{\Theta} L(\theta/D)\pi(\theta)d\theta} \dots (12)$$

اذ ان Θ تمثل مجال المعلمـة θ ، من المعادلة (12) يتضح لنا أن $\pi(\theta/D)$ يتـاسب مع دالة الإمكان مضرـوبة في التوزيع الأولـي : $\pi(\theta/D)\alpha L(\theta/D)\pi(\theta)$. (Ibrahim et al, 2001, pp 17-18)

2-3-4 مقدرات بيز اللامعلمية (Nonparametric Bayesian Estimators) اقترح هذا الاسلوب من قبل العالم (Ferguson) عام (1973) ويطلق عليه عمليات (Dirichlet) الأولـية ، وهي عمليات تستعمل لإيجـاد التوزـيعات الأولـية للدواـل اللامـعلـمية ، قد أفترض (Ferguson) إن G دالة التوزيع التجمـيعـية (cdf) تتـوزـع وفق عمليـات (Dirichlet) الأولـية أي إن

$$G \sim DP(\alpha, G_0)$$

اذ ان :

$\alpha > 0$ تمثل معلمـة التـحدـيد ،

G_0 يمثل توزـيع الأساس

فـإذا كانت $G \sim DP(\alpha, G_0)$ وإن $\theta | G \sim G$ فإن :

$$G | \theta \sim \frac{1}{\alpha+1} [\alpha G_0 + \delta_\theta]$$

اذ ان : δ_θ تكون قيمتها 1 في حال كون البيانات كاملـة و 0 اذا كانت بيانات مراقبـة.

فـإذا كانت T_1, \dots, T_n هي مشاهـدـات مولـدة عن طـرـيق G وأن $G \sim DP(\alpha, G_0)$ فإن مـقدـر بـيز باستـعمال دـالـة خـسـارـة تـرـبيـعـيـة $[G(t) - \hat{G}(t)]^2$ يكون كـالـاتـي:

$$\hat{G}(t) = \frac{\alpha}{\alpha+n} G_0(t) + \frac{1}{\alpha+n} G_n(t) \dots (13)$$

اذ ان :

$G_n(t)$ تمثل دالة التوزـيع التجـريـبي للعينـة وتـكون مـساـوـة إـلـى



إن مقدر دالة البقاء بيز الاملمعية يعطى بالصيغة الآتية :

$$\widehat{S}(t) = 1 - \widehat{G}(t)$$

$$\widehat{S}(t) = 1 - \left[\frac{\alpha}{\alpha+n} G_0(t) + \frac{1}{\alpha+n} G_n(t) \right] \dots (14)$$

(Ghosh & Tiwari, 2007, pp 3-7)

3-3-4 مقدر بيزشبء المعلمي (Semi parametric Bayesian Estimator) إن الجزء الاملمعى لأى نموذج شبء المعلمى يفترض أن يكون ناتج لعمليات تصادفية ، أما الجزء المعلمى فهو الجزء الذى يحتوى المعلممة والتى يكون لها توزيع احتمالى اولى . فالنسبة إلى الجزء الاملمعى سيتم استعمال (Gibbs Sampler) وأن معايينة جبس حالة خاصة من طريقة مونتي كارلو (Monte Carlo) والتي تعتمد على تجربة المسائل أو النماذج المقعدة والصعبة إلى عدد من المسائل البسيطة التي يمكن تحليلها ومعالجتها بسهولة ولاسيما في طريقة حساب التوزيعات اللاحقة التي ليس بالإمكان الحصول على الصيغة النهائية غالباً للتكامل في التوزيعات اللاحقة ، وكذلك هي تقنية تستعمل لتوليد متغيرات عشوائية بصورة غير مباشرة من التوزيع الحدي دون الحاجة إلى حساب دالة الكثافة ، كذلك فإن معينة Gibbs مبنية على خصائص سلاسل ماركوف الأولية (Casella. & George, 1992, p. 167)

و فيما يأتي توضيح لاجراء خوارزمية معينة (Gibbs) لعدد من المتغيرات $\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_n$.

1- اختيار قيمة أولية إلى $\pi_1^{(0)}, \pi_2^{(0)}, \dots, \pi_n^{(0)}$.

2- تحديد عناصر العينة إلى π بالتتابع من خلال السحب من التوزيع الحدي $P(\pi_1/\pi^{(1)}, D)$ و

$P(\pi_n/\pi^{(n)}, D)$ وهكذا وصولاً إلى

3- الرجوع إلى الخطوة 2 وإكمال التكرار حتى التقارب .

(Arjas & Gasbarra, 1994, pp 509-513) أما التوزيع الأولي (Prior distribution) فيعتمد على (Dirichlet) وكالآتى :

$$\pi(\mu, \sigma^2) = \frac{1}{\alpha+1} [\alpha G_0(\mu, \sigma^2) + \delta_{\mu, \sigma^2}] \dots (15)$$

إن دالة الإمكان لمشاهدات التوزيع الطبيعي اللوغاريتمي في معادلة (4) .

وان التوزيع اللاحق (Posterior distribution) هو كالآتى:

$$h(\mu, \sigma^2 | t_1, t_2, \dots, t_n) = CL(t | \mu, \sigma^2) \pi(\mu, \sigma^2) \pi(\mu, \sigma^2 | D)$$

$$= C \left(\frac{1}{\sqrt{(2\pi\sigma^2)}} \right)^n \cdot \exp \left[-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (\ln(t_i) - \mu)^2 \right] \left[\frac{1}{\alpha+1} [\alpha G_0(\mu, \sigma^2) + \delta_{\mu, \sigma^2}] \right] \pi(\mu, \sigma^2 | D)$$

$$= \frac{C}{\alpha+1} \left[\alpha \frac{1}{(\sigma^2)} \exp \left(\frac{-\beta}{2\sigma^2} \right) \exp \left(\frac{-n}{2\sigma^2} \left[\mu - \frac{\sum_{i=1}^n (\ln(t_i))^2}{n} \right] \right) G_0(\mu, \sigma^2) \pi(\mu, \sigma^2 | D) + \right.$$

$$\left. \delta_{\mu, \sigma^2} \frac{1}{(\sigma^2)} \exp \left(\frac{-\beta}{2\sigma^2} \right) \exp \left(\frac{-n}{2\sigma^2} \left[\mu - \frac{\sum_{i=1}^n (\ln(t_i))^2}{n} \right] \right) \pi(\mu, \sigma^2 | D) \right] \dots (16)$$

اذ ان :



يمثل معينة (Gibbs) $\pi(\mu, \sigma^2 | D)$

$$\beta = \sum_{i=1}^n (\ln(t_i))^2 - \frac{(\sum_{i=1}^n \ln(t_i))^2}{n}$$

C يمثل ثابت التاسب وحسب الصيغة الآتية :

$$C = \left[\int_0^\infty \int_{-\infty}^\infty L(t_1, t_2, \dots, t_n | \mu, \sigma^2) \pi(\mu, \sigma^2) \pi(\mu, \sigma^2 | D) d\mu d\sigma^2 \right]^{-1}$$

$$C^{-1} =$$

$$\int_0^\infty \int_{-\infty}^\infty \frac{1}{\alpha+1} \left[\alpha \frac{1}{(\sigma^2)} \exp\left(\frac{-\beta}{2\sigma^2}\right) \exp\left(\frac{-n}{2\sigma^2} \left[\mu - \frac{\sum_{i=1}^n \ln(t_i)}{n}\right]^2\right) G_0(\mu, \sigma^2) + \right.$$

$$\left. \delta_{\mu, \sigma^2} \frac{1}{(\sigma^2)} \exp\left(\frac{-\beta}{2\sigma^2}\right) \exp\left(\frac{-n}{2\sigma^2} \left[\mu - \frac{\sum_{i=1}^n \ln(t_i)}{n}\right]^2\right) \right] [\pi(\mu, \sigma^2 | D)] d\mu d\sigma^2 \quad \dots (17)$$

. (Sultan & Ahmad, 2013, pp 306-311)
لذلك فإن :

$$h(\mu, \sigma^2 | t_1, t_2, \dots, t_n) = \frac{\frac{1}{\alpha+1} \left[\alpha \frac{1}{(\sigma^2)} \exp\left(\frac{-\beta}{2\sigma^2}\right) \exp\left(\frac{-n}{2\sigma^2} \left[\mu - \frac{\sum_{i=1}^n \ln(t_i)}{n}\right]^2\right) G_0(\mu, \sigma^2) \pi(\mu, \sigma^2 | D) + \right.}{\left. \delta_{\mu, \sigma^2} \frac{1}{(\sigma^2)} \exp\left(\frac{-\beta}{2\sigma^2}\right) \exp\left(\frac{-n}{2\sigma^2} \left[\mu - \frac{\sum_{i=1}^n \ln(t_i)}{n}\right]^2\right) \pi(\mu, \sigma^2 | D) \right]} \frac{\int_0^\infty \int_{-\infty}^\infty \frac{1}{\alpha+1} \left[\alpha \frac{1}{(\sigma^2)} \exp\left(\frac{-\beta}{2\sigma^2}\right) \exp\left(\frac{-n}{2\sigma^2} \left[\mu - \frac{\sum_{i=1}^n \ln(t_i)}{n}\right]^2\right) G_0(\mu, \sigma^2) + \right.}{\left. \delta_{\mu, \sigma^2} \frac{1}{(\sigma^2)} \exp\left(\frac{-\beta}{2\sigma^2}\right) \exp\left(\frac{-n}{2\sigma^2} \left[\mu - \frac{\sum_{i=1}^n \ln(t_i)}{n}\right]^2\right) \right] [\pi(\mu, \sigma^2 | D)] d\mu d\sigma^2 d\mu d\sigma^2}{\dots (18)}$$

بعد حساب قيمة $h(\lambda / t_1, \dots, t_n)$ يمكن حساب مقدر بيز لدالة البقاء وباستعمال دالة خسارة تربيعية وكالآتي :

$$\widehat{S}_{S^{*(B,S,P)}}(t) = E[S_S(t) | \mu, \sigma^2]$$

$$= \int_0^\infty \int_{-\infty}^\infty \widehat{S}_{S^{*(S,P)}}(t) h(\mu, \sigma^2 | t_1, t_2, \dots, t_n) d\mu d\sigma^2$$

$$= \int_0^\infty \int_{-\infty}^\infty \widehat{S}_{S^{*(S,P)}}(t) \frac{\frac{1}{\alpha+1} \left[\alpha \frac{1}{(\sigma^2)} \exp\left(\frac{-\beta}{2\sigma^2}\right) \exp\left(\frac{-n}{2\sigma^2} \left[\mu - \frac{\sum_{i=1}^n \ln(t_i)}{n}\right]^2\right) G_0(\mu, \sigma^2) \pi(\mu, \sigma^2 | D) + \right.}{\left. \delta_{\mu, \sigma^2} \frac{1}{(\sigma^2)} \exp\left(\frac{-\beta}{2\sigma^2}\right) \exp\left(\frac{-n}{2\sigma^2} \left[\mu - \frac{\sum_{i=1}^n \ln(t_i)}{n}\right]^2\right) \pi(\mu, \sigma^2 | D) \right]} \frac{\int_0^\infty \int_{-\infty}^\infty \frac{1}{\alpha+1} \left[\alpha \frac{1}{(\sigma^2)} \exp\left(\frac{-\beta}{2\sigma^2}\right) \exp\left(\frac{-n}{2\sigma^2} \left[\mu - \frac{\sum_{i=1}^n \ln(t_i)}{n}\right]^2\right) G_0(\mu, \sigma^2) + \right.}{\left. \delta_{\mu, \sigma^2} \frac{1}{(\sigma^2)} \exp\left(\frac{-\beta}{2\sigma^2}\right) \exp\left(\frac{-n}{2\sigma^2} \left[\mu - \frac{\sum_{i=1}^n \ln(t_i)}{n}\right]^2\right) \right] [\pi(\mu, \sigma^2 | D)] d\mu d\sigma^2 d\mu d\sigma^2}{d\mu d\sigma^2} d\mu d\sigma^2 d\mu d\sigma^2$$

. (19)



تمثل مقدر دالة البقاء شبها المعلميا البيزي .
تمثل مقدر دالة البقاء شبها المعلميا

5- المحاكاة

تم استعمال أسلوب المحاكاة لطرائق بيز اللامعلمية وشبها المعلمية المستخدمة لتقدير دالة البقاء باستعمال حجوم عينات مختلفة وهي ($n = 15, 30, 50, 100$) ، وتم اختيار التكرار لاحجام العينات والمساوي الى $L=1000$ لكل تجربة من أجل الحصول على دقة وتجانس للمقدرات. ولغرض الوصول للمقدر الأفضل من خلال المفاضلة بين طرائق التقدير المدروسة ، فقد تم استعمال بشكل عام للبحث المقياسيين الاحصائيين الآتيين كأساس للمقارنة.

1. متوسط مربعات الخطأ التكامل (IMSE):

لكون (MSE) يحسب لكل (t_i) من الزمن فأن (IMSE) يمثل بمثابة التكامل ل المساحة الكلية لـ (t_i) واختزالتها بقيمة واحدة تعتبر عامة للزمن ، او معبرة عن الزمن الكلي وصيغة هذا المقياس تكون كما يأتي :-

$$\begin{aligned} IMSE[R(T)] &= \frac{1}{L} \sum_{i=1}^L \left\{ \frac{1}{n_t} \sum_{j=1}^{n_t} [\hat{S}_i(t_j) - S(t_j)]^2 \right\} \\ &= \frac{1}{L} \sum_{i=1}^L MSE[\hat{S}_i(t_j)] \end{aligned} \quad \dots(20)$$

إذ أن:

$\hat{S}_i(t_j)$: مقدر (Kaplan-Meier) للطرائق اللامعلمية او مقدر اسلوب الامكان الأعظم للطرائق المعلمية.
 L : يمثل عدد مرات تكرار التجربة (1000) مرة .

2. متوسط الخطأ النسبي المطلق (MAPE) وحسب الصيغة الآتية :
وللسبيب المذكور في الفقرة السابقة يستخدم هذا المقياس الذي يحسب على وفق الصيغة الآتية:

$$MAPE = \left[\frac{\sum_{i=1}^L |\hat{S}_i(t) - S(t)| / S(t)}{L} \right] \quad \dots \quad (21)$$

تعد عملية المحاكاة من أفضل الأساليب المستخدمة في توليد بيانات بأحجام عينات مختلفة ، وتمتاز عملية المحاكاة بالمرونة إذ تعطي القدرة على التجريب والاختيار من خلال تكرار العملية.
كتب برنامج المحاكاة باستعمال تطبيق (MATLAB2017b) ونفذ على الحاسبة الإلكترونية. وتم توليد أرقام عشوائية U_i تتبع التوزيع المنظم .

$$U_i \sim U_{(0,1)} \quad , i = 1, 2, \dots, n$$

U_i : يمثل متغير عشوائي مستمر يتم توليده باستخدام الحاسبة الإلكترونية على وفق الصيغة الآتية :-
 $U = RND$

وجرى تحويل البيانات المولدة التي تتبع التوزيع المنظم الى التوزيع الطبيعي اللوغاريتمي بمعاملتين باستخدام دالة التوزيع التجمعي وحسب طريقة التحويل المعقوس الآتية :-

$$f(t, \mu, \sigma) = \frac{1}{t \sigma \sqrt{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{[\ln t - \mu]^2}{2\sigma^2} \right\}, \quad t > 0, \sigma > 0, -\infty < \mu < \infty$$



$$F(t, \mu, \sigma) = \Phi\left(\frac{\ln(t) - \mu}{\sigma}\right)$$

$$u = F(t, \mu, \sigma)$$

$$u = \Phi\left(\frac{\ln(t) - \mu}{\sigma}\right) \dots \quad (22)$$

$$t = F^{-1}(u)$$

$$t = \exp[\sigma \Phi^{-1}(u) + \mu] \dots \quad (23)$$

3. وصف تجربة المحاكاة :

أولاً: تم حساب المقدر $S(t)$ حسب الصيغة المبينة في المعادلة (3).

ثانياً: تم تقدير دالة البقاء بالطائق الامثلية وحسب الصيغة المبينة في المعادلة (1).

ثالثاً: تم تقدير دالة البقاء بالطائق المعلمية وحسب الصيغة المبينة في المعادلة (7).

رابعاً: تم تقدير دالة البقاء بالطائق شبكة المعلمية وحسب الصيغة المبينة في المعادلة (11).

خامساً: تم تقدير دالة البقاء بـاستعمال مقدر بيز الامثلية وحسب الصيغة المبينة في المعادلة (14).

سادساً: تم تقدير دالة البقاء للمقدر بـاستعمال بيز شبكة المعلمي وحسب الصيغة المبينة في المعادلة (19).

وفيما يأتي القيم الافتراضية التي سيتم استعمالها بحسب التسلسل وكما يأتي :

جدول (1) يبيّن القيم الافتراضية الاولية للمعلمات والنمذج المقترحة

Cases الحالات	μ معلمة القياس	σ معلمة الشكل
I.	1	0.5
II.	1	1
III.	1.5	0.5
IV.	1.5	1

6- مناقشة نتائج المحاكاة :

سيتم عرض نتائج تجربتين تجاريتين لتقدير دالة البقاء بحسب الطائق الامثلية وشبكة المعلمية المبينة في الجانب النظري من هذا البحث وكما يأتي :

أولاً : تقدير معلمة الشكل ومعلمة القياس للتوزيع الطبيعي اللوغاريتمي ذو المعلمتين بـاستخدام جميع الطائق ، وحجوم العينات كافة والحالات المختلفة للقيم الافتراضية الاولية كافة والموضحة في الجدول (1) ولتجربة عدد مكرراتها 1000.

ثانياً : نتائج المعيار الاحصائي متوسط مربعات الخطأ (MSE) ومتوسط الخطأ النسبي المطلق (MAPE) لدالة البقاء للتوزيع الطبيعي اللوغاريتمي ذو المعلمتين لجميع الطائق ولحجوم العينات المختلفة ولجميع الحالات لقيم الافتراضية الاولية ولتجربة عدد مكرراتها 1000 موضحة في جدول رقم (2).



جدول (2)

يبين متوسط مربعات الخطأ التكامل (IMSE) و متوسط الخطأ النسبي المطلق (MAPE) لطرائق بيز
اللامثلية وشبها المعلمية في تحليل دالة البقاء ولحجوم العينات ولجميع الحالات

		متوسط مربعات الخطأ التكامل (IMSE) لطرائق بيز اللامثلية وشبها المعلمية		متوسط الخطأ النسبي المطلق (MAPE) لطرائق بيز اللامثلية وشبها المعلمية			
case s	n	Nonparametric Bayesian	Semi parametric Bayesian	BE ST	Nonparametric Bayesian	Semi parametric Bayesian	BE ST
I	15	2.3648345	0.0046848	SB	0.4188467	0.0433993	SB
	30	0.5575953	0.0022979	SB	0.1701171	0.0216364	SB
	50	0.1833813	0.0014244	SB	0.0873537	0.0131975	SB
	10 0	0.0386973	0.0006332	SB	0.0331551	0.0065597	SB
II	15	2.3572131	0.0047211	SB	0.4152534	0.0434826	SB
	30	0.5547234	0.0023075	SB	0.1739724	0.0216356	SB
	50	0.1839454	0.0014654	SB	0.0866364	0.0127674	SB
	10 0	0.0388895	0.0006867	SB	0.0335325	0.0067245	SB
III	15	2.370956	0.0046593	SB	0.4297245	0.0430822	SB
	30	0.5560365	0.0023361	SB	0.1712156	0.0216812	SB
	50	0.1881334	0.0013008	SB	0.0885642	0.0129292	SB
	10 0	0.0381084	0.0007813	SB	0.0331134	0.0065906	SB
IV	15	2.3387456	0.0048054	SB	0.4168224	0.0437882	SB
	30	0.5573854	0.0023577	SB	0.1712645	0.0213524	SB
	50	0.1852525	0.0013977	SB	0.0885975	0.0130374	SB
	10 0	0.0380056	0.00071813	SB	0.0328355	0.0068297	SB



مقدرات بيز الامثلية وشبها المعلمية في تحليل دالة البقاء

جدول (3) مقدرات بيز الامثلية وشبها المعلمية في تحليل دالة البقاء ولحجم العينة $n=15$ ولجميع الحالات

Time	الحالة الأولى		الحالة الثانية		الحالة الثالثة		الحالة الرابعة	
	NonpB	SemipB	NonpB	SemipB	NonpB	SemipB	NonpB	SemipB
1	0.9858	0.5504	0.9878	0.5455	0.9886	0.5528	0.9874	0.5416
2	0.9814	0.5488	0.9761	0.5404	0.9764	0.5480	0.9713	0.5349
3	0.9742	0.5436	0.9571	0.5282	0.9646	0.5402	0.9541	0.5239
4	0.9625	0.5325	0.9517	0.5205	0.9524	0.5280	0.9469	0.5148
5	0.9550	0.5182	0.9373	0.5021	0.9473	0.5147	0.9348	0.4977
6	0.9242	0.4859	0.9305	0.4827	0.9335	0.4897	0.9214	0.4736
7	0.9188	0.4588	0.9217	0.4549	0.9279	0.4625	0.9172	0.4488
8	0.9082	0.4213	0.8989	0.4094	0.9098	0.4194	0.9101	0.4150
9	0.9018	0.3784	0.8875	0.3648	0.8970	0.3724	0.9064	0.3763
10	0.8973	0.3296	0.8813	0.3174	0.8863	0.3198	0.8965	0.3255
11	0.8888	0.2726	0.8721	0.2620	0.8777	0.2630	0.8798	0.2640
12	0.8592	0.2008	0.8662	0.2045	0.8725	0.2036	0.8751	0.2070
13	0.8519	0.1368	0.8494	0.1349	0.8628	0.1385	0.8713	0.1472
14	0.8468	0.0719	0.8366	0.0663	0.8518	0.0712	0.8445	0.0695
15	0.8311	0.0015	0.8315	0.0036	0.8386	0.0028	0.8298	0.0007

جدول (4) مقدرات بيز الامثلية وشبها المعلمية في تحليل دالة البقاء ولحجم العينة $n=30$ ولجميع الحالات

Time	الحالة الأولى		الحالة الثانية		الحالة الثالثة		الحالة الرابعة	
	NonpB	SemipB	NonpB	SemipB	NonpB	SemipB	NonpB	SemipB
1	0.9961	0.5551	0.9954	0.5507	0.9974	0.5558	0.9958	0.5501
2	0.9924	0.5527	0.9939	0.5502	0.9941	0.5534	0.9933	0.5486
3	0.9913	0.5523	0.9913	0.5485	0.9930	0.5528	0.9894	0.5454
4	0.9873	0.5488	0.9889	0.5464	0.9912	0.5512	0.9865	0.5427
5	0.9859	0.5471	0.9837	0.5412	0.9818	0.5393	0.9833	0.5390
6	0.9833	0.5435	0.9816	0.5381	0.9778	0.5332	0.9813	0.5359
7	0.9821	0.5403	0.9779	0.5327	0.9761	0.5293	0.9757	0.5278
8	0.9810	0.5361	0.9767	0.5285	0.9729	0.5223	0.9723	0.5211
9	0.9779	0.5288	0.9732	0.5208	0.9692	0.5133	0.9705	0.5150
10	0.9706	0.5161	0.9717	0.5137	0.9653	0.5026	0.9631	0.5007
11	0.9693	0.5073	0.9683	0.5030	0.9607	0.4893	0.9606	0.4908
12	0.9673	0.4962	0.9638	0.4897	0.9594	0.4792	0.9588	0.4802
13	0.9597	0.4780	0.9622	0.4774	0.9576	0.4667	0.9570	0.4679
14	0.9583	0.4637	0.9607	0.4634	0.9561	0.4528	0.9557	0.4546
15	0.9566	0.4471	0.9589	0.4470	0.9545	0.4370	0.9546	0.4397
16	0.9541	0.4278	0.9555	0.4270	0.9526	0.4188	0.9519	0.4207
17	0.9508	0.4057	0.9513	0.4044	0.9498	0.3973	0.9504	0.4013
18	0.9487	0.3829	0.9495	0.3822	0.9433	0.3688	0.9467	0.3772
19	0.9458	0.3576	0.9469	0.3575	0.9411	0.3448	0.9451	0.3540
20	0.9416	0.3294	0.9423	0.3290	0.9369	0.3163	0.9417	0.3270
21	0.9382	0.3004	0.9310	0.2926	0.9354	0.2903	0.9403	0.3010
22	0.9339	0.2692	0.9296	0.2644	0.9342	0.2637	0.9350	0.2685
23	0.9322	0.2392	0.9279	0.2347	0.9331	0.2359	0.9326	0.2387
24	0.9260	0.2044	0.9246	0.2025	0.9287	0.2023	0.9272	0.2038
25	0.9242	0.1723	0.9219	0.1700	0.9253	0.1695	0.9213	0.1675
26	0.9224	0.1396	0.9196	0.1372	0.9227	0.1372	0.9184	0.1345
27	0.9194	0.1055	0.9172	0.1038	0.9181	0.1019	0.9163	0.1020
28	0.9181	0.0723	0.9161	0.0712	0.9162	0.0698	0.9145	0.0695
29	0.9153	0.0378	0.9122	0.0359	0.9137	0.0367	0.9115	0.0354
30	0.9079	0.0003	0.9094	0.0014	0.9104	0.0028	0.9080	0.0007



جدول (5) مقدرات بيز الامثلية وشبها المعلمية في تحليل دالة البقاء ولحجم العينة $n=50$ ولجميع الحالات

Time	الحالة الأولى		الحالة الثانية		الحالة الثالثة		الحالة الرابعة	
	NonpB	SemipB	NonpB	SemipB	NonpB	SemipB	NonpB	SemipB
1	0.9982	0.5578	0.9995	0.5551	0.9991	0.5571	0.9985	0.5532
2	0.9937	0.5514	0.9990	0.5548	0.9987	0.5570	0.9971	0.5523
3	0.9930	0.5507	0.9978	0.5529	0.9973	0.5555	0.9948	0.5497
4	0.9921	0.5494	0.9973	0.5524	0.9954	0.5534	0.9924	0.5463
5	0.9909	0.5474	0.9965	0.5514	0.9946	0.5525	0.9906	0.5436
6	0.9900	0.5459	0.9961	0.5509	0.9934	0.5512	0.9898	0.5423
7	0.9894	0.5448	0.9955	0.5498	0.9930	0.5505	0.9890	0.5410
8	0.9888	0.5434	0.9947	0.5483	0.9921	0.5490	0.9886	0.5402
9	0.9876	0.5407	0.9934	0.5458	0.9917	0.5478	0.9876	0.5380
10	0.9870	0.5390	0.9926	0.5438	0.9911	0.5461	0.9856	0.5336
11	0.9853	0.5339	0.9902	0.5394	0.9904	0.5440	0.9852	0.5318
12	0.9832	0.5274	0.9897	0.5372	0.9897	0.5416	0.9844	0.5291
13	0.9819	0.5226	0.9874	0.5324	0.9892	0.5388	0.9834	0.5254
14	0.9797	0.5143	0.9868	0.5291	0.9880	0.5348	0.9824	0.5213
15	0.9785	0.5088	0.9863	0.5257	0.9869	0.5304	0.9815	0.5170
16	0.9779	0.5047	0.9859	0.5217	0.9851	0.5247	0.9809	0.5128
17	0.9767	0.4979	0.9854	0.5170	0.9838	0.5190	0.9797	0.5068
18	0.9761	0.4929	0.9834	0.5101	0.9821	0.5123	0.9784	0.4998
19	0.9756	0.4873	0.9818	0.5031	0.9815	0.5063	0.9772	0.4927
20	0.9728	0.4734	0.9814	0.4966	0.9796	0.4981	0.9768	0.4867
21	0.9710	0.4622	0.9799	0.4883	0.9792	0.4908	0.9757	0.4783
22	0.9700	0.4534	0.9778	0.4788	0.9781	0.4822	0.9751	0.4706
23	0.9691	0.4442	0.9768	0.4697	0.9776	0.4734	0.9739	0.4607
24	0.9685	0.4355	0.9752	0.4593	0.9756	0.4623	0.9726	0.4501
25	0.9667	0.4214	0.9732	0.4478	0.9745	0.4515	0.9716	0.4394
26	0.9661	0.4114	0.9726	0.4369	0.9735	0.4400	0.9712	0.4294
27	0.9649	0.3985	0.9720	0.4254	0.9730	0.4283	0.9700	0.4168
28	0.9642	0.3870	0.9716	0.4134	0.9717	0.4151	0.9695	0.4055
29	0.9629	0.3723	0.9711	0.4006	0.9712	0.4019	0.9691	0.3935
30	0.9625	0.3605	0.9677	0.3841	0.9688	0.3862	0.9680	0.3792
31	0.9615	0.3460	0.9661	0.3688	0.9673	0.3708	0.9676	0.3657
32	0.9602	0.3297	0.9657	0.3541	0.9668	0.3556	0.9657	0.3482
33	0.9593	0.3141	0.9640	0.3374	0.9662	0.3398	0.9632	0.3290
34	0.9586	0.2994	0.9634	0.3212	0.9645	0.3223	0.9628	0.3138
35	0.9582	0.2849	0.9616	0.3033	0.9641	0.3055	0.9622	0.2977
36	0.9574	0.2687	0.9611	0.2861	0.9620	0.2866	0.9613	0.2805
37	0.9567	0.2523	0.9604	0.2682	0.9615	0.2687	0.9599	0.2616
38	0.9561	0.2358	0.9587	0.2490	0.9610	0.2504	0.9576	0.2405
39	0.9553	0.2181	0.9582	0.2304	0.9582	0.2295	0.9563	0.2212
40	0.9542	0.1992	0.9550	0.2090	0.9569	0.2097	0.9556	0.2026
41	0.9531	0.1802	0.9544	0.1896	0.9545	0.1886	0.9548	0.1839
42	0.9524	0.1621	0.9530	0.1693	0.9531	0.1681	0.9533	0.1632
43	0.9515	0.1433	0.9515	0.1485	0.9526	0.1481	0.9527	0.1443
44	0.9501	0.1222	0.9482	0.1257	0.9521	0.1280	0.9523	0.1256
45	0.9475	0.0963	0.9474	0.1053	0.9514	0.1075	0.9519	0.1066
46	0.9463	0.0761	0.9466	0.0846	0.9498	0.0861	0.9487	0.0823
47	0.9459	0.0586	0.9461	0.0642	0.9481	0.0646	0.9480	0.0628
48	0.9450	0.0395	0.9449	0.0428	0.9455	0.0425	0.9473	0.0428
49	0.9444	0.0213	0.9440	0.0217	0.9446	0.0214	0.9461	0.0223
50	0.9437	0.0027	0.9434	0.0010	0.9440	0.0007	0.9431	0.0002



جدول (6) مقدرات بيز الامثلية وشبها المعلمية في تحليل دالة البقاء ولحجم العينة $n=100$ ولجميع الحالات

Time	الحالة الاولى I		الحالة الثانية II		الحالة الثالثة III		الحالة الرابعة IV	
	NonpB	SemipB	NonpB	SemipB	NonpB	SemipB	NonpB	SemipB
1	0.9998	0.5590	0.9995	0.5567	0.9998	0.5588	0.9995	0.5551
2	0.9993	0.5578	0.9992	0.5558	0.9988	0.5561	0.9993	0.5549
3	0.9990	0.5572	0.9990	0.5554	0.9987	0.5560	0.9992	0.5547
4	0.9983	0.5550	0.9984	0.5536	0.9985	0.5556	0.9988	0.5536
5	0.9980	0.5544	0.9983	0.5535	0.9982	0.5547	0.9986	0.5531
6	0.9979	0.5541	0.9979	0.5527	0.9980	0.5544	0.9982	0.5523
7	0.9976	0.5532	0.9976	0.5518	0.9978	0.5540	0.9980	0.5516
8	0.9974	0.5530	0.9973	0.5509	0.9974	0.5528	0.9970	0.5479
9	0.9970	0.5517	0.9972	0.5507	0.9971	0.5520	0.9968	0.5476
10	0.9968	0.5510	0.9970	0.5503	0.9970	0.5516	0.9965	0.5463
11	0.9966	0.5506	0.9969	0.5499	0.9960	0.5478	0.9962	0.5454
12	0.9965	0.5501	0.9967	0.5495	0.9958	0.5472	0.9961	0.5451
13	0.9964	0.5498	0.9962	0.5477	0.9955	0.5458	0.9955	0.5428
14	0.9958	0.5476	0.9960	0.5472	0.9953	0.5454	0.9953	0.5421
15	0.9955	0.5464	0.9951	0.5441	0.9952	0.5447	0.9951	0.5412
16	0.9952	0.5454	0.9950	0.5436	0.9946	0.5423	0.9948	0.5402
17	0.9949	0.5441	0.9949	0.5430	0.9943	0.5408	0.9946	0.5393
18	0.9946	0.5426	0.9948	0.5425	0.9940	0.5396	0.9941	0.5370
19	0.9941	0.5403	0.9946	0.5415	0.9935	0.5368	0.9939	0.5359
20	0.9938	0.5390	0.9945	0.5407	0.9931	0.5350	0.9932	0.5322
21	0.9937	0.5381	0.9942	0.5394	0.9928	0.5332	0.9930	0.5315
22	0.9936	0.5372	0.9941	0.5384	0.9926	0.5321	0.9928	0.5301
23	0.9930	0.5342	0.9939	0.5370	0.9925	0.5312	0.9925	0.5281
24	0.9928	0.5328	0.9936	0.5354	0.9923	0.5294	0.9918	0.5245
25	0.9924	0.5305	0.9934	0.5341	0.9922	0.5283	0.9917	0.5233
26	0.9915	0.5257	0.9932	0.5325	0.9919	0.5266	0.9915	0.5219
27	0.9911	0.5233	0.9931	0.5310	0.9917	0.5245	0.9913	0.5198
28	0.9909	0.5214	0.9930	0.5295	0.9915	0.5225	0.9909	0.5171
29	0.9908	0.5198	0.9924	0.5263	0.9913	0.5206	0.9906	0.5150
30	0.9906	0.5178	0.9923	0.5245	0.9905	0.5158	0.9905	0.5133
31	0.9903	0.5150	0.9917	0.5210	0.9904	0.5137	0.9900	0.5095
32	0.9902	0.5129	0.9910	0.5169	0.9903	0.5119	0.9899	0.5077
33	0.9898	0.5099	0.9907	0.5139	0.9893	0.5058	0.9898	0.5056
34	0.9894	0.5063	0.9902	0.5106	0.9891	0.5028	0.9893	0.5019
35	0.9889	0.5022	0.9901	0.5082	0.9884	0.4976	0.9889	0.4983
36	0.9884	0.4979	0.9894	0.5036	0.9882	0.4950	0.9883	0.4935
37	0.9881	0.4945	0.9888	0.4992	0.9881	0.4922	0.9880	0.4900
38	0.9878	0.4907	0.9886	0.4959	0.9878	0.4888	0.9879	0.4873
39	0.9876	0.4877	0.9884	0.4925	0.9876	0.4850	0.9878	0.4843
40	0.9873	0.4837	0.9882	0.4892	0.9874	0.4816	0.9875	0.4806
41	0.9872	0.4804	0.9881	0.4857	0.9872	0.4781	0.9874	0.4774
42	0.9870	0.4764	0.9877	0.4812	0.9866	0.4725	0.9872	0.4735
43	0.9867	0.4719	0.9870	0.4756	0.9865	0.4686	0.9869	0.4696
44	0.9864	0.4674	0.9868	0.4715	0.9863	0.4647	0.9868	0.4659
45	0.9862	0.4630	0.9866	0.4672	0.9860	0.4599	0.9867	0.4622
46	0.9859	0.4582	0.9864	0.4627	0.9856	0.4543	0.9861	0.4559
47	0.9858	0.4538	0.9861	0.4576	0.9853	0.4491	0.9859	0.4514
48	0.9856	0.4492	0.9859	0.4531	0.9851	0.4445	0.9857	0.4467
49	0.9854	0.4442	0.9853	0.4466	0.9849	0.4396	0.9855	0.4418

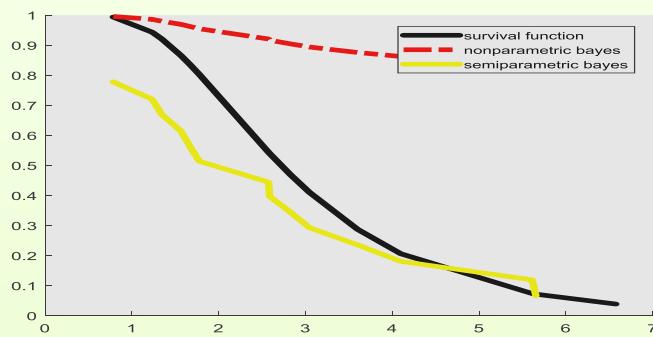


مقدرات بيز الامثلية وشبكة المعلمية في تحليل دالة البقاء

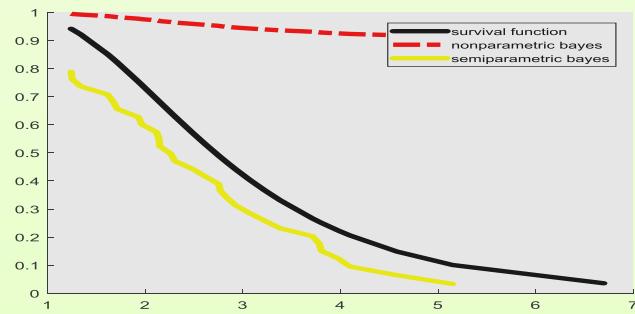
50	0.9851	0.4384	0.9852	0.4416	0.9845	0.4335	0.9853	0.4368
51	0.9848	0.4329	0.9849	0.4360	0.9842	0.4276	0.9841	0.4262
52	0.9847	0.4275	0.9845	0.4299	0.9840	0.4223	0.9835	0.4187
53	0.9843	0.4210	0.9840	0.4231	0.9838	0.4165	0.9833	0.43
54	0.9838	0.4140	0.9839	0.4175	0.9834	0.4099	0.9830	0.4074
55	0.9837	0.4083	0.9837	0.4116	0.9833	0.4044	0.9828	0.4015
56	0.9835	0.4025	0.9836	0.4056	0.9831	0.3981	0.9825	0.3950
57	0.9834	0.3963	0.9833	0.3990	0.9828	0.3913	0.9824	0.3890
58	0.9832	0.3897	0.9831	0.3926	0.9827	0.3852	0.9821	0.3820
59	0.9830	0.3834	0.9830	0.3860	0.9822	0.3775	0.9817	0.3747
60	0.9828	0.3766	0.9828	0.3792	0.9820	0.3705	0.9815	0.3679
61	0.9826	0.3693	0.9823	0.3713	0.9817	0.3629	0.9813	0.3614
62	0.9823	0.3617	0.9822	0.3644	0.9814	0.3558	0.9805	0.3513
63	0.9821	0.3546	0.9821	0.3574	0.9813	0.3487	0.9803	0.3437
64	0.9819	0.3471	0.9818	0.3498	0.9811	0.3415	0.9801	0.3368
65	0.9816	0.3391	0.9815	0.3417	0.9810	0.3344	0.9800	0.3298
66	0.9815	0.3317	0.9813	0.3341	0.9805	0.3256	0.9798	0.3225
67	0.9810	0.3226	0.9812	0.3264	0.9804	0.3181	0.9795	0.3142
68	0.9809	0.3151	0.9810	0.3183	0.9797	0.3078	0.9794	0.3066
69	0.9806	0.3067	0.9804	0.3089	0.9793	0.2984	0.9791	0.2982
70	0.9803	0.2979	0.9800	0.2998	0.9790	0.2902	0.9788	0.2899
71	0.9800	0.2892	0.9798	0.2913	0.9788	0.2820	0.9782	0.2795
72	0.9798	0.2807	0.9795	0.2825	0.9785	0.2728	0.9777	0.2696
73	0.9790	0.2696	0.9792	0.2735	0.9783	0.2642	0.9776	0.2617
74	0.9787	0.2604	0.9789	0.2644	0.9780	0.2555	0.9774	0.2534
75	0.9786	0.2519	0.9783	0.2539	0.9776	0.2456	0.9773	0.2450
76	0.9785	0.2433	0.9782	0.2452	0.9774	0.2366	0.9770	0.2360
77	0.9782	0.2339	0.9774	0.2341	0.9771	0.2277	0.9766	0.2262
78	0.9776	0.2233	0.9772	0.2249	0.9769	0.2186	0.9765	0.2177
79	0.9773	0.2137	0.9769	0.2152	0.9768	0.2100	0.9761	0.2075
80	0.9772	0.2049	0.9767	0.2057	0.9765	0.2006	0.9760	0.1988
81	0.9768	0.1946	0.9758	0.1939	0.9761	0.1900	0.9756	0.1888
82	0.9762	0.1834	0.9757	0.1846	0.9759	0.1811	0.9755	0.1801
83	0.9757	0.1727	0.9755	0.1751	0.9755	0.1703	0.9753	0.1711
84	0.9754	0.1628	0.9754	0.1656	0.9753	0.1613	0.9749	0.1604
85	0.9751	0.1529	0.9746	0.1539	0.9752	0.1523	0.9744	0.1491
86	0.9749	0.1431	0.9742	0.1431	0.9750	0.1428	0.9742	0.1399
87	0.9747	0.1336	0.9738	0.1327	0.9748	0.1334	0.9740	0.1305
88	0.9745	0.1238	0.9736	0.1227	0.9746	0.1237	0.9738	0.1208
89	0.9744	0.1144	0.9733	0.1126	0.9740	0.1119	0.9735	0.1106
90	0.9737	0.1027	0.9731	0.1026	0.9735	0.1011	0.9733	0.1009
91	0.9735	0.0926	0.9728	0.0922	0.9734	0.0919	0.9731	0.0913
92	0.9733	0.0829	0.9726	0.0822	0.9732	0.0821	0.9729	0.0818
93	0.9730	0.0728	0.9722	0.0715	0.9730	0.0721	0.9726	0.0714
94	0.9727	0.0622	0.9721	0.0615	0.9728	0.0627	0.9725	0.0623
95	0.9725	0.0526	0.9719	0.0516	0.9726	0.0526	0.9723	0.0525
96	0.9724	0.0429	0.9718	0.0417	0.9724	0.0432	0.9722	0.0432
97	0.9720	0.0323	0.9713	0.0307	0.9716	0.0305	0.9718	0.0319
98	0.9713	0.0205	0.9711	0.0204	0.9715	0.0209	0.9717	0.0227
99	0.9710	0.0101	0.9709	0.0104	0.9713	0.0113	0.9713	0.0123
100	0.9707	0.0002	0.9708	0.0006	0.9709	0.0009	0.9708	0.0006



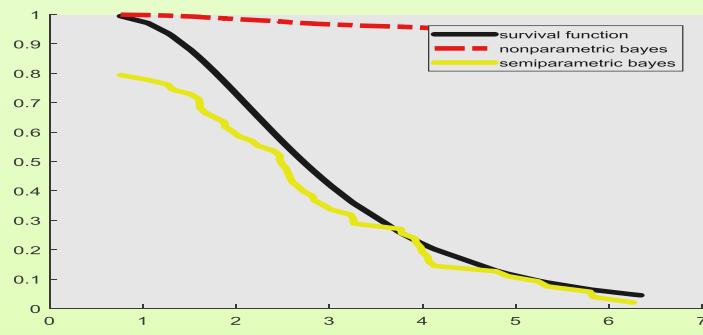
مقدرات بيز الامثلية وشبيه المعلمية في تحليل دالة البقاء



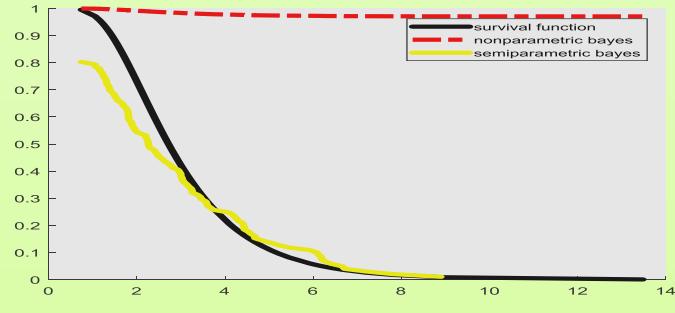
n=15



n=30



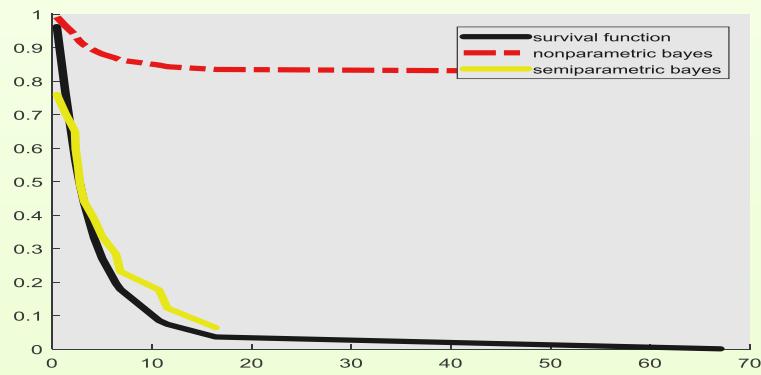
n=50



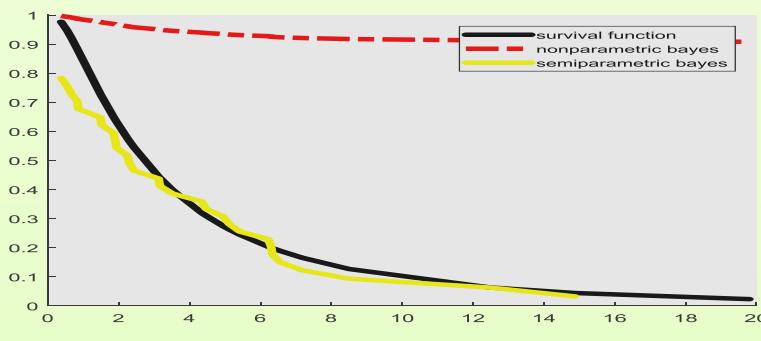
n=100



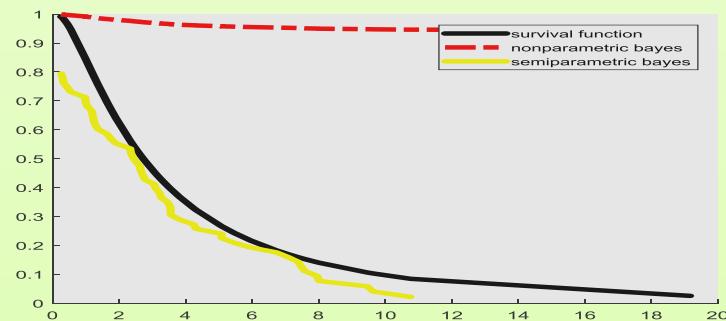
مقدرات بيز الامثلية وشبيه المعلمية في تحليل دالة البقاء



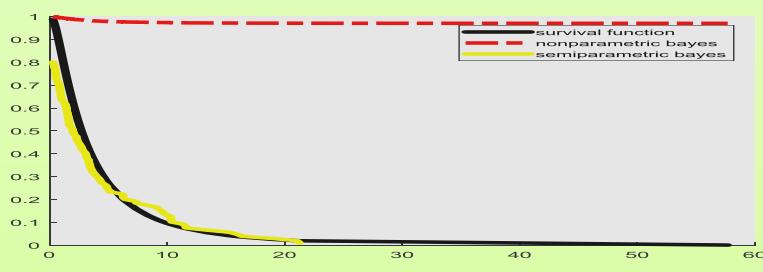
n=15



n=30



n=50

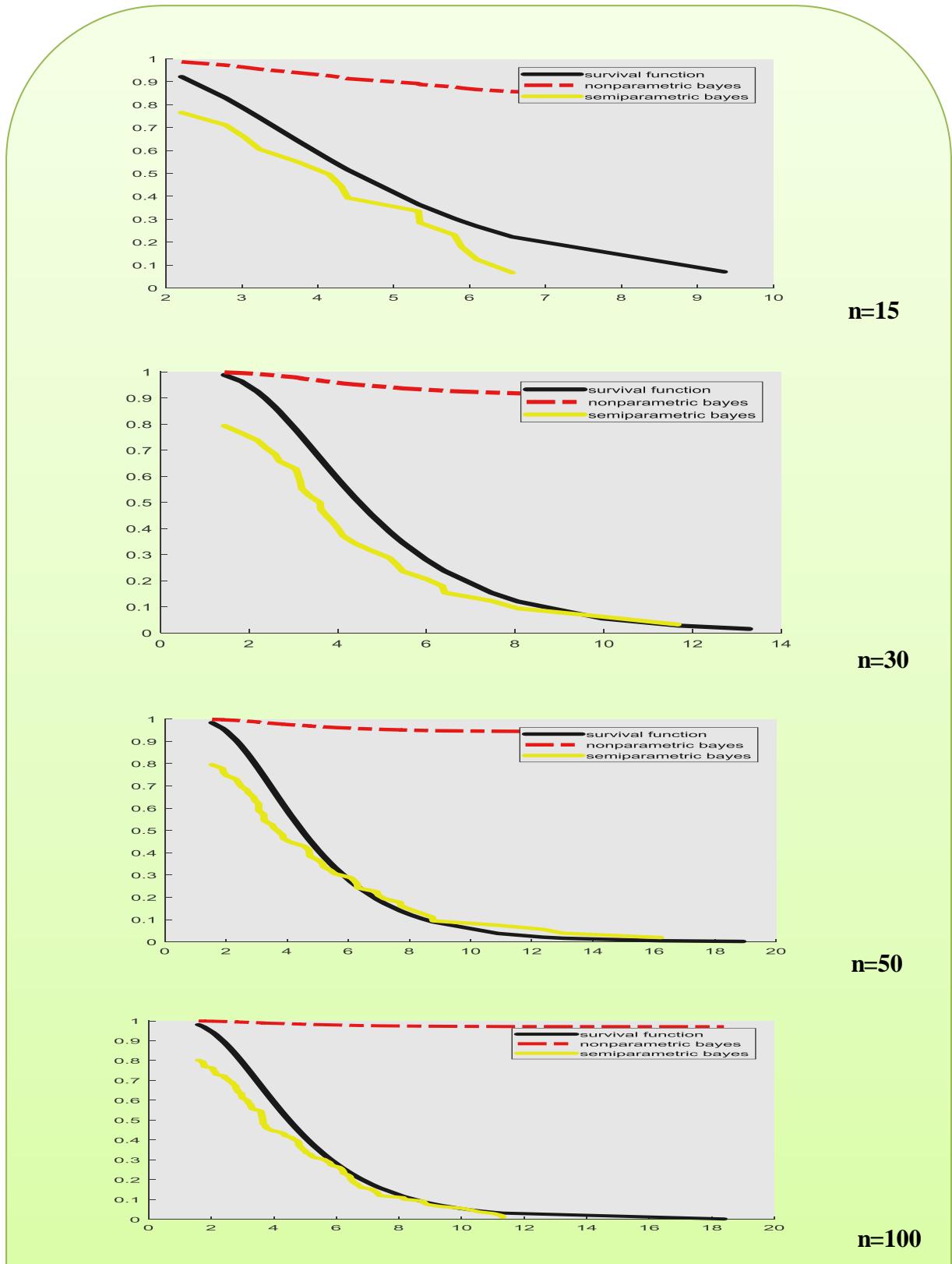


n=100



مقدرات بيز الامثلية وشبها المعلمية في تحليل دالة البقاء

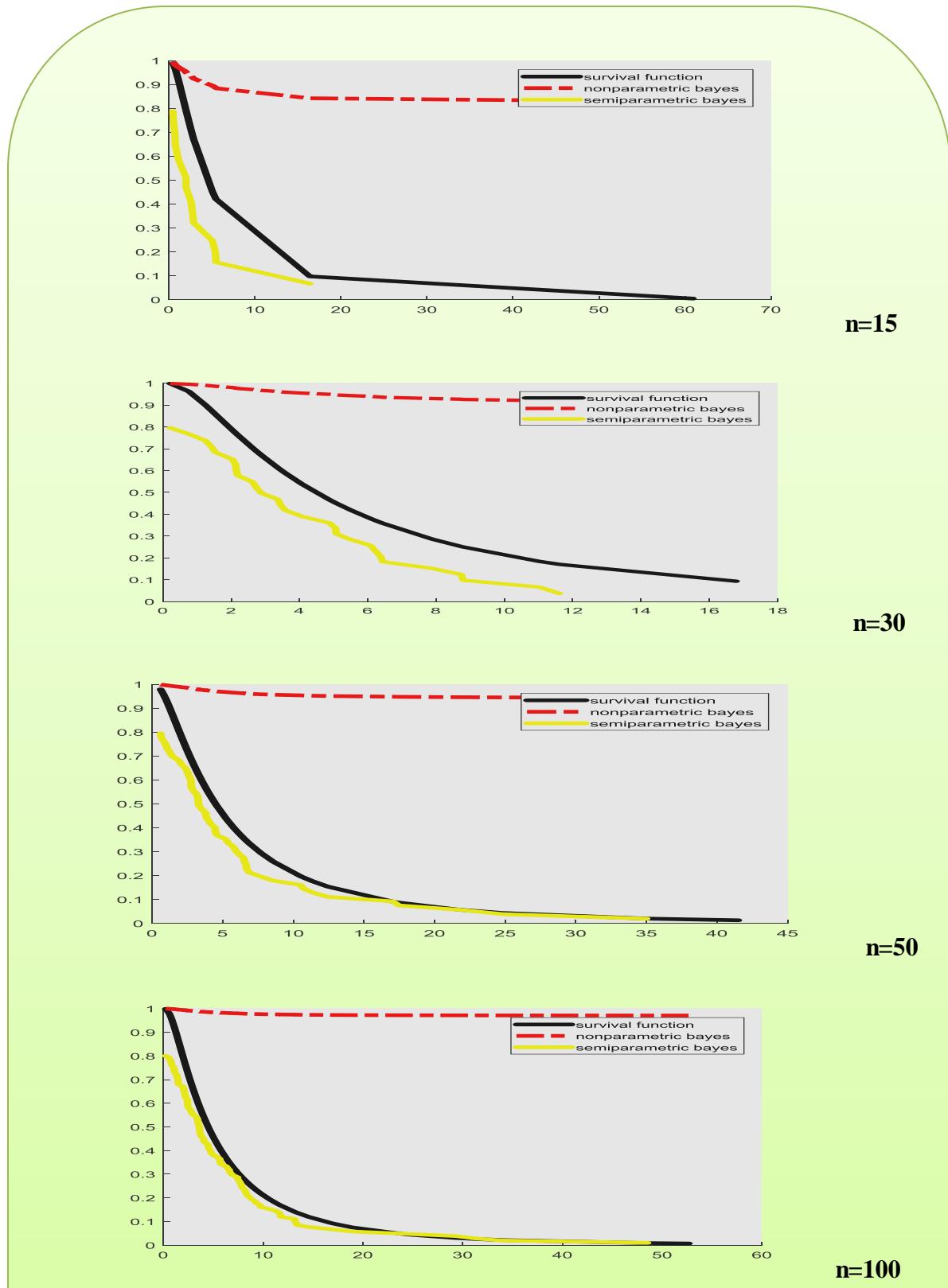
شكل (2) يوضح طائق بيز الامثلية وشبها المعلمية دالة البقاء لحجوم العينة للحالة الثانية (II)





مقدرات بيز الامثلية وشبها المعلمية في تحليل دالة البقاء

شكل (4) يوضح طائق بيز الامثلية وشبها المعلمية دالة البقاء لحجوم العينة للحالة الرابعة (IV).





7- تحليل نتائج تجربة المحاكاة

- من خلال النتائج المبنية في الجدول (2,3,4,5,6) والاشكال (1,2,3,4) نلاحظ ما يأتي :
- تفوق طريقة بيز شبها المعلمية (Semi parametric Bayesian) على طريقة بيز الامعلمية (Nonparametric Bayesian) وفقاً لمعيارين المقارنة هما متوسط مربعات الخطأ (MSE) ومتوسط الخطأ النسبي (MAPE) ولجميع حجوم العينات المشار إليها وجميع الحالات .
 - ومن خلال مasic وبيان على المعيار الاحصائي متعدد مربعات الخطأ التكاملي (IMSE) ومتوسط الخطأ النسبي المطلق (MAPE) ان افضل طريقة بيزية لامعلمية وشبها معلمية للتقدير هي طريقة (Semi parametric Bayesian) ولحجوم العينات المختلفة (100, 50, 30, 15) ولجميع الحالات .

8- الاستنتاجات

- اظهرت نتائج الجانب التجاري وبالاعتماد على المعيار الاحصائي متعدد مربعات الخطأ التكاملي (IMSE) ومتوسط الخطأ النسبي المطلق (MAPE)، ان افضل طريقة بيزية لامعلمية وشبها معلمية هي طريقة بيز شبها معلمية (Semi parametric Bayesian) لتقدير دالة البقاء التي تمتلك اكبر عدد مرات افضلية من طريقة بيز الامعلمية (Nonparametric Bayesian). وان قيم دالة البقاء لطريقة مقدر بيز شبها معلمية تكون متقاربة مع قيم دالة البقاء الحقيقية في اغلب الحالات ولحجوم العينات المختلفة .
- . واظهرت النتائج بزيادة حجم العينة تكون طريقة بيز شبها معلمية افضل طرائق بيز الامعلمية وشبها المعلمية .

9- التوصيات

- اعتماد طريقة (Semi parametric Bayesian) بالنسبة للطرائق بيز الامعلمية وشبها المعلمية لتقدير دالة البقاء للبيانات المراقبة من النوع الاول.
- استعمال طرائق اخرى غير المذكورة في البحث ليبيان دقة النتائج .

10- المصادر

أولاً : المصادر العربية : Arabic Reference

- الصرف ، نزار مصطفى ، الرواوى، اسماء غالب، وكمال ،غفران اسماعيل (2016) " التقدير الاحصائي " ، بغداد ، مكتب الجزيرة للطباعة والنشر .

ثانياً : المصادر الاجنبية : English Reference

- Arjas, E.and Gasbarra, D. (1994) "Non-parametric Bayesian inference from right censored survival data using the Gibbs sampler", Statistical Since, 505-524.
- Casella, G. and George, E. I. (1992) "Explaining the Gibbs sampler", the American statistician, Vol. 46, 167-174.
- Ghosh, K. and Tiwari, R. C. (2007) "Nonparametric and semi parametric Bayesian reliability analysis", Encyclopedia of Statistics in Quality and Reliability. pp 1-24.
- Ibrahim, J., Chen, M. and Sinha, D. (2001) "Bayesian survival analysis", Spring Series in Statistic.
- Peterson, Arthur V., Jr. (1977) " Expressing the Kaplan-Meier estimator as a function of empirical sub survival functions ",Journal of the American Statistical Association, Vol. 72, No. 360, pp. 854- 858.
- Qabaha, M. (2013) "Shrinkage estimator for reliability function", An_Najah Univ. J. Res. (N. Sc.), Vol. 27.
- Singh, G. P., Singh, S. K., Singh, V. and Upadhyay, S. K. (2008) "Bayes estimators of exponential parameters from a censored sample using a guessed estimate", Data Science Journal, 7, PP. 106-114.
- Sultan, Raja and Ahmad, S. P. (2013) "Comparison of parameters of Lognormal distribution based on the classical and posterior estimates", Journal of Modern Applied Statistical Methods: Vol, 12: Iss, 2, Article 18.



NONPARAMETRIC And Semiparametric Bayesian Estimators in survival function analysis

Abstract

Most statistical research generally relies on the study of the behaviour of different phenomena during specific time periods and the use of the results of these studies in the development of appropriate recommendations and decision-making and for the purpose of statistical inference on the parameters of the statistical distribution of life times in The technical staff of most of the manufacturers in the research units of these companies deals with censored data, the main objective of the study of survival is the need to provide information that is the basis for decision making and must clarify the problem and then the goals and limitations of this study and that It may have different possibilities to perform the desired function successfully, and the Bayesian inference is a statistical inference method where the theory of biz is used to construct statistical models and the conclusion of statistical inferences about the parameters of the sample or the statistical community and in this research has reviewed the methods Non-parametric and semi-primary control data of type I using (Dirichlet) processes and sampling (Gibbs Sampler) and comparing them with survival capabilities to demonstrate their efficiency using the two statistical indicators the average of the integral error boxes (IMSE) and the average absolute relative error (MAPE), the simulation method was used to generate data using different sample sizes ($n = 15, 30, 50, 100$), and through the results the researcher reached the superiority of the Semiparametric Bayesian on the Non-parametric .

Key Word: Lognormal Distribution, Nonparametric Bayesian Estimators, Semiparametric Bayesian Estimators, Intergal Mean Squares Error, Mean Absolute Percentages Error