مقارنة طرائق كابلن – مير التجريبي الموزون المعدلة مع طرائق أخرى لا معلمية لتقدير دالة المعولية

م. جاسم حسن لازم

Abstract

Studies concerning reliability started long time age to recognize its characteristics, there for these studies continued until reaching to accomplish mang nonparametric studies. In this research, the reliability function has been estimated using nonparametric methods, purposing three new weights to estimate, the empirical Kaplan- Meier estimator method and comparing it with other methods(empirical, terms multiplier estimator, empirical Kaplan-Meier, weight empirical Kaplan-Meier, modified Kaplan-Meier estimator, weighted estimation method for reliability function).To achieve accurate scientific results, an assumption for reliability function for Pareto distribution has been put, results gained show that the method of weighted empirical Kaplan-Meier estimator is the best among all other estimator methods regarding the sample size(10,20,100), while for sample size of(30,50) the weighted empirical Kaplan-Meier has the third weight has overcome other methods, while modified weighted empirical Kaplan-Meier method with second and third weight gain second best report of sample size(10,20),while weighted empirical Kaplan-Meier estimator gain second best method for sample size of (30,50),while modified weighted empirical Kaplan-Meier of second weighted has gain second best method for sample size(100).

1-المستخلص

بدأت الدراسات حول المعولية منذ زمن ليس بقريب لمعرفة خصائص المعولية لذا وعلى مر الزمن توالت الدراسات تلو الدراسات إلى إن وصلت إلى إجراء دراسات لامعلمية كثيرة حول المعولية.

وفي هذا البحث تم تقدير دالة المعولية بطرائق لا معلمية إذ تم اقتراح ثلاثة أوزان جديدة لطريقة مقدر كابلن-مير التجريبي الموزون ومقارنتها مع بقية الطرائق(الطرائق التجريب،طريقة مقدر مضروب الحدود، طريقة مقدر كابلن –مير التجريبي، طريقة مقدر كابلن –مير التجريبي الموزون، طريقة مقدر كابلن -مير المحدث ،طريقة تقدير موزون لدالة المعولية) وللحصول على نتائج علمية دقيقة تم افتراض دالة المعولية لتوزيع باريتو(Pareto)، إذ أظهرت النتائج بان طريقة مقدر كابلن –ميرالتجريبي الموزون هي الأفضل من بقية طرائق التقدير الأخرى بالنسبة لحجوم العينات (10, 20, 100) اما بالنسبة لحجوم العينات (30, 50) فقد تفوقت طريقة مقدر كابلن- مير التجريبي الموزون المعدلة ذات الوزن الثالث ضمن ترتيب الأوزان المقترحة على بقية طرائق التقدير الأخرى بينما تراوحت طريقة مقدر كابلن مير-التجريبي الموزون المعدلة ذات الوزن الثاني والثالث على ثاني أفضل طريقة تقدير بالنسبة لحجوم العينات (10,20) بينما احتلت طريقة مقدر كابلن –مير التجريبي الموزون ثاني أفضل طريقة بالنسبة لحجوم العينات (30,50) بينما حازت طريقة مقدر كابلن- مير التجريبي الموزون المعدلة ذات الوزن الثاني على ثاني أفضل طريقة تقدير بالنسبة لحجم العينة (100).

2-المقدمة وهدف البحث

أجريت الكثير من الدراسات حول موضوع المعولية بطرائق معلمية ولا معلمية ،ففي عام 1958 نشر كل من (Kaplan & Meier) بحثاً حول تقدير دالة المعولية بطريقة لامعلمية للبيانات غير المبوبة الكاملة وتحت المراقبة وسميت فيما بعد باسمهما [1]، وفي عام 1977 نشر الباحث (Peterson) بحثاً تضمن برهاناً أثبت فيه أن مقدر كابلن – مير قد حقق خاصية الاتساق[2]،وفي عام 1993 بين الباحث (Lawless) أن مدخل البحث للتقدير اللامعلمي قاعدته عمليات بواسون [3]، وفي عام 1999 عالج الباحثان (Chong&Wang) تقدير الدالة الحدية للبقاء في حالة الطرائق اللامعلمية لأوقات العودة ومن ثم استخدم أسلوب المحاكاة لتوليد بيانات تتبع توزيع كاما ولقيم افتراضية مختلفة للمعلمات ومن ثم طبق البحث على مرضى انفصام الشخصية [4] ، في عام 2001 اقترح الباحث (القرشي،أحسان كاظم شريف) صيغتين

(1)Kaplan and Meier. ,(1958)," The product – limit (PL) estimator "JASA,No.53,pp.457-481.

(2) Peterson., (1977), "Likelihood ratio-based confidence bond for survival function" JASA, vol.92, NO.437.

(3) Lawless .(1993), "Nonparametric estimation of commutative mean function forrecurrent event", Bulletin of the international statistical institute ,proceeding of the 49th session ,Book4.

(4) Chany& wang .(1999), " Nonparametric Estimation Of Recurrent Survival Function ",JASA, Vol. 94,No. 445.

لتمكن الباحثين من تقدير دالة المعولية مهما كان حجم بياناتهم ولاسيما عندما يكون حجم البيانات صغيراً من غير الولوج في التوزيعات الاحتمالية النظرية ومقارنة هاتين الصيغتين المقترحتين بالطرائق المعلمية واللامعلمية الأخرى [1] وفي عام 2003 اقترح الباحث Fang,y. الأسلوب شبه المعلمي المعتمد على طريقة العزوم العامة (Generalized Method Moments) لحل مشاكل التامين[2]، في عام 2006قام الباحث (Gerulf K. M. Pedersen) بتقدير دالة المعولية باستخدام الطرائق التجريبية اللامعلمية في حالة البيانات المبوبة وغير المبوبة للبيانات الكاملة والمراقبة وقد قام أيضاً بتوضيح مفهوم بيانات الفشل[3] وفي عام 2010 قدم الباحث السعدي، بشير فيصل بعض الطرائق المعلمية لتقدير دالة المعولية لتوزيع وايبل وقارنها مع طرائق لامعلمية[4].

وفي هذا البحث تم إعطاء ثلاثة أوزان مقترحة من قبل الباحث لمقدر كابلن- مير التجريبي الموزون ومقارنة هذا المقدر بالأوزان المقترحة مع طرائق أخرى لامعلمية لمعرفة التقدير الأفضل لدالة المعولية.

:- طرائق التقدير

3- طرائق التجريب (EM)(Empirical Methods)[5]

إن طرائق التجريب تسمى أيضاً باسم النماذج اللامعلمية أو النماذج الحرة التوزيع وفي هذه الطرائق تم الاعتماد على البيانات الكاملة غير المبوبة (Ungrouped complete data) وكما يلي:

افرض بأن $t_1, t_2, .., t_n$ هي أوقات فشل في العينة العشوائية , وأن عدد الوحدات الباقية في الوقت t_i هو $(n-i)$ ودالة المعولية R(t) هي ببساطة جزء من الوحدات الباقية عند الوقت t_i ويمكن تقديرها بالصيغة الآتية:

$$R(t_i) = \frac{n-i}{n} = 1 - \frac{i}{n} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (1)$$

دالة الفشل التراكمية هي:

$$F(t_i) = 1 - R(t_i) = \frac{i}{n} \ldots\ldots (2)$$

كذلك يمكن أيضا تقدير الدالة التراكمية لتوزيع الفشل بالاعتماد على إحدى الطرائق في الجدول التالي [6]:

(1) القريشي، إحسان كاظم شريف، (2001)، (الطرائق اللامعلمية في تقدير دالة البقاء)، أطروحة دكتوراه فلسفة في الإحصاء مقدمة إلى كلية الإدارة والاقتصاد في الجامعة المستنصرية.

(2) Fang, Y.,(2003), "Semi- Parametric Specification Tests for Discrete Probability Models". The journal of Risk and Insurance,vol.70 , No.1, pp73-84.

(3) Gerulf, K. M. Pedersen,(2006)," Reliability Modeling and Analysis", Department of Software and Media Technology Aalborg University Esbjerg, Lecture 6.

(3) السعدي، بشير فيصل، (2010)، " بعض الطرائق المعلمية واللامعلمية لتقدير دالة المعولية مع تطبيق عملي"، رسالة ماجستير مقدمة إلى كلية الإدارة والاقتصاد – جامعة بغداد.

(4) القريشي، إحسان كاظم شريف،(2001)، (الطرائق اللامعلمية في تقدير دالة البقاء)، أطروحة دكتوراه فلسفة في الإحصاء مقدمة إلى كلية الإدارة والاقتصاد في الجامعة المستنصرية.

(5) Al Fawzan , M.,(2000),"Methods for Estimating the Parameters of the Weibull distribution , Saudi Arabia ,King Abdulaziz city for Science and Technology.

جدول (1)

يبين طرائق تقدير F(xi)

الطرائق	F(xi)
رتبة الوسط الحسابي (Mean Rank)	$\frac{i}{n+1}$
رتبة الوسيط (Median Rank)	$\frac{i-0.3}{n+0.4}$
تماثل دالة c.d.f	$\frac{i-0.5}{n}$

وفي هذه البحث يتم الاعتماد على دالة c.d.f المتماثلة وكما يلي:

$$F(t_i)=\frac{i-0.5}{n}.....(3)$$

وان $i=$ رتب المتغير العشوائي t_i إذ ترتب بيانات المتغير العشوائي t_i ترتيب تصاعدي وتعطى البيانات المرتبة رتب تصاعدية ($i=1,2,..,n$)

لذ فان دالة المعولية المقدرة تساوي:

$$\hat{R}(t_i)=1-F(t_i)=1-\frac{i-0.5}{n}.....(4)$$

3-2 طريقة مقدر مضروب الحدود[1] (Product Limit Estimator Method PLEM)

وتسمى هذه الطريقة بالطريقة المختزلة إذ تمكن لويس عام 1987 من تقدير دالة المعولية باختزال الصيغة المعولية المقدرة والمعتمدة على دالة التوزيع التراكمية والمستخرجة بالاعتماد على رتبة الوسط الحسابي إي إن:

$$\hat{R}(t_i)=1-F(t_i)=1-\frac{i}{n+1}=\frac{n+1-i}{n+1}.....(5)$$

ويمكن الحصول على مقدر دالة المعولية وبدون بتر وبالصيغة التالية:

$$\hat{R}(t_{i-1})=\frac{n+2-i}{n+1}.....(6)$$

وبقسمة المعادلة (5) على المعادلة (6) نحصل على:

$$\hat{R}(t_i)=\frac{n+1-i}{n+1}*\hat{R}(t_{i-1}).....(7)$$

إذ أن:

$\hat{R}(t_i)=$ احتمال (بقاء الوحدة حتى الوقت t_i) = احتمال (أن الوحدة لن تفشل خلال الوقت t_i إلى t_{i+1} بشرط بقائها حتى الوقت (t_{i-1}).

وعليه يمكن تقدير دالة المعولية وبالصيغة التالية:

(1) القريشي، إحسان كاظم شريف، (2001)، (الطرائق اللامعلمية في تقدير دالة البقاء)، أطروحة دكتوراه فلسفة في الإحصاء مقدمة إلى كلية الإدارة والاقتصاد في الجامعة المستنصرية.

$$\hat{R}(t_i)=[\frac{n+1-i}{n+2-i}]^{\delta i}*\hat{R}(t_{i-1})\ldots\ldots(8)$$

إذ إن:

$i=1,2,..,m$

$m=$ العدد الكلي لقيم رتب أوقات الفشل.

$n=$ العدد الكلي لأوقات الفشل.

$\delta i=1$ إذا حدثت حالات فشل في الوقت t_i.

$\delta i=0$ إذا حدثت حالات مراقبة في الوقت t_i.

3-3 طريقة مقدر كابلن -مير التجريبي[1]

(EKMEM)(The Empirical Kaplan Meier Estimator Method)

تعد طريقة مقدر كابلن مير التجريبية من الطرق الشائعة جداًإذ تستخدم في المجال الطبي لقياس جزء من حياة المرضى لفترة زمنية معينة بعد العلاج، ويمكن إن يستخدمها المهندس لقياس الوقت حتى الفشل الذي يصيب المنتج.

إن أول من اقترح هذا المقدر هو كابلن عام 1958 إذ تم اقتراح مقدر لـ $F_1(.)$ الذي هو حدود جدول الحياة وفترات الوقت تكون مأخوذة بصورة صغيرة جداً ,بحيث أن كل المشاهدات t_i تقع ضمن هذه الفترات والمقدرات تزداد عدداً وتذهب إلى الصفر في طول فترات الوقت إذ تفترض هذه الطريقة أن لدينا n من الوحدات في تجربة ورتبت الأوقات المشاهدة لهذه الوحدات n من t_1 إلى t_n.ومقدر كابلن -مير هو مقدر تجريبي لامعلمي ,ويمكن الحصول على دالة المعولية كما يلي:

$$\hat{R}(t_i)=1-F_1(t)\ldots\ldots(9)$$

$$\hat{R}(t_i)=\prod_{i:Ti\le t}(\frac{n-i}{n-i+1})^{I=[\delta(i)=0or1]},i=1,2,..,m,t\le T(n)\ldots(10)$$

إذ إن :

m = العدد الكلي لقيم رتب أوقات الفشل.

إذ يمكن تقدير دالة المعولية من الصيغة (10) وعندما $\delta(i)=1$ هذا يعني ليس هناك مراقبة حدثت ,وإذا $\delta(i)=0$ لكل i هذا يعني هناك مراقبة حدثت.

3-4 طريقة مقدر كابلن -مير التجريبي الموزون [3][2] The Empirical Weighted Kaplan-Meier Estimator Method) (WEKM)

(1) السعدي، بشير فيصل،(2010)، " بعض الطرائق المعلمية واللامعلمية لتقدير دالة المعولية مع تطبيق عملي".رسالة ماجستير مقدمة إلى كلية الإدارة والاقتصاد – جامعة بغداد.

(2) المصدر السابق نفسه.

(3) Bahrawar, J., Shah ,S., Shuhrat, S. and Qadir, M.,(2005), "Weighted Kaplan-Meier Estimation of Survival Function In Heavy Consoring", Pak. Journal statist. vol.22 pp 55-63.

إن طريقة مقدر كابلن – مير عدلت لاحقاً بواسطة الباحث Bahrawar Jan في أطروحته للدكتوراه والمعنونة باسم (مقدر كابلن – مير الموزون) [5]في عام 2004 إذ قام بإعطاء وزن لمقدر كابلن مير، إذ تفترض بيانات أوقات مشاهدة $(t_1,t_2,..,t_n)$ سواء كانت مراقبة أم غير مراقبة ,حيث يعرف مقدر كابلن مير الموزون لتقدير دالة المعولية بالصيغة التالية:

$$\hat{R}(t_i)=\prod_{i:Ti\le t} Wi\left(\frac{n-i}{n-i+1}\right)^{I=[\delta(i)=0or1]}, i=1,2,..,m, t\le T(n)...(11)$$

إذ إن:

$m=$ العدد الكلي لقيم رتب أوقات الفشل.

$$(t_{(i)},\delta(i)), i=1,2,..,n$$

وحيث أن:

n = تمثل عدد الأزواج المرتبة من المشاهدات $(t_{(i)},\delta(i))$ في فترات الوقت وهذا يعني:

$$t_1\le t_2\le ...\le t_n$$

وكما يمكن إيجاد Wi عن طريق الصيغة التالية:

$$Wi=\left(\frac{n-si}{n}\right)...(12)$$

إذ أن:

Si = يمثل عدد الوحدات الفاشلة ويساوي واحد (Si=1) عندما تكون البيانات من نوع البيانات الكاملة(Complete Data) . ومن ثم نحصل على الصيغة أعلاه عند ترتيب أوقات الفشل:

$$(t_1,S_1),(t_2,S_2),...,(t_n,S_n); i=1,2,..,n$$

3-5 طريقة مقدر كابلن مير المحدث [1]

(The Modified Kaplan-Meier Estimator Method) (MkMM)

إن مقدر كابلن مير في أوقات الفشل الأخيرة ستكون $R(t_i)=0$ و $F(t_i)=1$.وهذا المقدر له قاعدة تشائمية ولا يمكن أن يخطط(بدون تعديل)على ورقة الاحتمال ,وحتى دالة الكثافة التراكمية (cdf) لنماذج المعولية القياسية المتماثلة تقترب من الواحد ,عندما يقترب الوقت من اللانهاية ، وأفضل مقدر لكابلن مير تخطيطي يمكن الحصول عليه بواسطة تعديل مقدرات كابلن مير لكي تتحول إلى مقدرات رتبة المتوسط لتخطيط بيانات اختبار الحياة ,وعليه فأن مقدر دالة المعولية يعطى بالصيغة التالية:

(1) القريشي، إحسان كاظم شريف، (2001)، (الطرائق اللامعلمية في تقدير دالة البقاء)، أطروحة دكتوراه فلسفة في الإحصاء مقدمة إلى كلية الإدارة والاقتصاد في الجامعة المستنصرية.

$$\hat{R}(t_i)=\frac{n+0.7}{n+0.4}\prod_{Ti\le t}\frac{n-i+0.7}{n-i+1.7}, i=1,2,..,m...(13)$$

إذ إن:

n = العدد الكلي لأوقات الفشل.

m = العدد الكلي لقيم رتب أوقات الفشل.

فعندما قيمة الـ $\hat{R}(t_i)$ محسوبة فيمكن تقدير دالة الكثافة التراكمية بواسطة الصيغة التالية:

$$\hat{F}(t_i)=1-\hat{R}(t_i)....(14)$$

3-6 طريقة تقدير موزون لدالة المعولية [10]

(A weighted Estimation Method for reliability function) (WMR)

تفترض هذه الطريقة إذا ليس هناك مشاهدات مراقبة في العينة العشوائية من حجم n وان دالة التوزيع التجريبية تكتب بالصيغة التالية:

$$\hat{F}(t)=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}I\{Ti\le t\}.....(15)$$

إذ إن:

I = دالة المؤشر الذي يأخذ القيمة 1 عندما يحقق الشرط، عدا ذلك تكون قيمته صفر وان مقدر دالة المعولية يمكن الحصول عليه من المعادلة التالية:

$$\hat{R}(t)=1-\hat{F}(t)=1-\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}I\{Ti\le t\}.....(16)$$

ومن الملاحظ انه $\hat{R}(t)$ والـ $\hat{F}(t)$ تستخدم الوزن (weighted) المساوي إلى $(\frac{1}{n})$ لكل نقطة عينة.

3-7 الطرائق المعدلة (MM)(Modified Method)

في هذه الطريقة المقترحة نقوم بإعطاء وزن لمقدر كابلن -مير وأن الوزن لمقدر كابلن مير السابق يعرف كما في الصيغة التالية:

$$Wi=(\frac{n-si}{n}).....(17)$$

كما وأن دالة وزن جديدة تفترض تغير في التعريف والوزن المقترح هو تعديل مقدر كابلن –مير ويمكن الحصول على مقدر دالة المعولية ببساطة عن طريق الصيغة التالية:

$$\hat{R}(t_i)=\prod_{i:Ti\le t} Wi(\frac{n-i}{n-i+1})^{I=[\delta(i)=0or1]}, i=1,2,..,m, t\le T(n).....(18)$$

حيث يمكننا إيجاد الوزن لكل مشاهدة عن طريق الوزن المعدل المقترح من قبل الباحث وكما يلي:

$$1-Wi=\cos(\frac{n-i}{n}).....(19)$$

$$2-Wi=1-\sin(\frac{1}{n}).....(20)$$

$$3-Wi=\sqrt{(1-\sin(\frac{n-i}{n-i+1})+\cos(\frac{n-i}{n})}.....(21)$$

إذ إن:

$$(t_{(i)},\delta(i)),i=1,2,..,n$$

$n=$ تمثل عدد الأزواج المرتبة من المشاهدات $(t_{(i)},\delta(i))$ في فترات الوقت وهذا يعني:

$$t_1\le t_2\le ...\le t_n$$

4 - الجانب التجريبي

تم استخدام المحاكاة لغرض المقارنة بين الطرائق المختلفة تجريبيا ، حيث يتميز هذا الأسلوب بالمرونة ويوفر الكثير من الوقت والجهد والمال وفيه يتم توليد البيانات نظريا من دون الحصول عليها عمليا وأيضا دون الإخلال بدقة النتائج المطلوبة وتتلخص هذه الطريقة بالخطوات التالية:

1- تحديد القيم الافتراضية: تم اختيار خمسة حجوم للعينات هي, 100) (10, 20 ,30, 50 واستخدمت قيم افتراضية لأوقات البقاء ti ولمعلمة الموقع ولمعلمة الشكل لتوزيع (Pareto) وهي كما في الجدول التالي :

ti	a	c
2.5	1.5	2.5
		3
		3.5
	2	2.5
		3
		3.5
3.5	1.5	2.5
		3
		3.5

	2	2.5
		3
		3.5
4.5	1.5	2.5
		3
		3.5
	2	2.5
		3
		3.5
5.5	1.5	2.5
		3
		3.5
	2	2.5
		3
		3.5

إذ إن:

$a =$ معلمة الموقع (Location Parameter) لتوزيع (Pareto).

$c =$ معلمة الشكل (Shape parameter) لتوزيع (Pareto).

2- توليد البيانات:

1- تم توليد قيم المتغير العشوائي ti لتوزيع (Pareto) وفق طريقة التحويل العكسي وفق الصيغة التالية[8]

$$t_i = (\frac{a}{1-u_i})^{\frac{1}{c}} \ldots.(22)$$

2- تم استخدام الصيغ للطرائق المذكورة في الجانب النظري وهي صيغة رقم (4) و (8) و (10) و (11) و (13) و (16) في نتائج التقدير النظرية.

3- في الطرائق المعدلة تم تطبيق الأوزان المقترحة من قبل الباحث في مقدر كابلن -مير التجريبي الموزون لتصبح طريقة سابعة وثامنة وتاسعة.

3- مقياس المقارنة: تم الاعتماد على:

أولا على متوسط مربعات الخطأ وفق الصيغة التالية:

$$MSR(\hat{R}(t)) = \frac{\sum_{i=1}^{n}(\hat{R}(t) - R(t))^2}{N} \ldots.(23)$$

إذ إن:

N = حجم العينة.

$= \hat{R}(t)$ مقدر الطريقة المعتمدة.

$= R(t)$ القيمة حسب الأسلوب المستخدم.

وثانيا على معيار (AIC (Akaike information criteria والذي يمكن كتابة معادلته بالصيغة التالية[1]

$$AIC = N\log(MSE(\hat{R}(t)) + 2n$$

إذ إن:

N = حجم العينة.

n = عدد المعالم.

إذ تم استخراج متوسط مربعات الخطأ لدالة المعولية المقدرة وتعويضها في المقياسAIC والذي يعتبر مقياس حديث الاستخدام ولهذا السبب تم استخدامه من قبل الباحث في هذا البحث.

4- الاستنتاجات

1- أظهرت نتائج البحث بان طريقة مقدر كابلن –مير التجريبي الموزون هي الأفضل من بقية طرائق التقدير الأخرى بالنسبة لحجوم العينات (100, 20, 10).

2- تفوقت طريقة مقدر كابلن- مير التجريبي الموزون المعدلة ذات الوزن الثالث ضمن ترتيب الأوزان المقترحة على بقية طرائق التقدير الأخرى بالنسبة لحجوم العينات (50, 30).

3- تراوحت طريقة مقدر كابلن- مير التجريبي الموزون المعدلة ذات الوزن الثاني والثالث على ثاني أفضل طريقة تقدير بالنسبة لحجوم العينات (10,20) بينما احتلت طريقة مقدر كابلن –مير التجريبي الموزون ثاني أفضل طريقة بالنسبة لحجوم العينات (30,50) بينما حازت طريقة مقدر كابلن- مير التجريبي الموزون المعدلة ذات الوزن الثاني على ثاني أفضل طريقة تقدير بالنسبة لحجم العينة (100).

4- تتقارب نتائج التقدير لطريقة مقدر كابلن –مير التجريبي الموزون مع طريقة مقدر كابلن –مير التجريبي الموزون المعدلة ذات الوزن الثاني ضمن ترتيب الأوزان المقترحة ولجميع حجوم العينات.

5- حصلت طرائق التجريب وطريقة مقدر مضروب الحدود وطريقة مقدر كابلن- مير المحدث على المراتب الأخيرة ضمن نتائج التقدير ولجميع حجوم العينات.

(1) جلوب، إسماعيل هادي، (2011)،" ايجاد التوزيع الثنائي باستخدام دوال رابطة مختلفة مع تطبيق مجال الحيوي"، أطروحة دكتوراه فلسفة في الإحصاء مقدمة إلى كلية الإدارة والاقتصاد في الجامعة بغداد.

بينت النتائج بان مقياس AIC يقل كلما زادت حجم العينة وهذا يتفق مع النظرية الإحصائية.

6- التوصيات

1- يوصي الباحث باعتماد طريقة مقدر كابلن –مير التجريبي الموزون المعدلة ذات الوزن الثالث ضمن ترتيب الأوزان المقترحة في حجوم العينات المتوسطة.

2- اعتماد طريقة مقدر كابلن –مير التجريبي الموزون في حجوم العينات الصغيرة والكبيرة.

3- اقتراح أوزان جديدة لطريقة مقدر كابلن –مير التجريبي الموزون وتطبيق الدراسة على حجوم العينات الصغيرة.

7- الجداول

الجداول أدناه تبين نتائج التقدير لحجوم العينات (10 , 20 , 30 , 50 , 100) وكما يلي:

جدول (1)
يبين نتائج التقدير لمقياس AIC لحجم العينة (10)

ti	a	c	EM	PLEM	EKMEM	WEKM	MKMM
2.5	1.5	2.5	-14.90986	-16.02047	-22.92459	-27.53327	-26.08663
		3	-14.9077	-16.01807	-22.92803	-27.53849	-26.08278
		3.5	-14.90601	-16.01623	-22.92989	-27.54373	-26.07927
	2	2.5	-14.9139	-16.02513	-22.90976	-27.51869	-26.07355
		3	-14.9145	-16.02585	-22.91227	-27.52094	-26.07753
		3.5	-14.9143	-16.02562	-22.91474	-27.5232	-26.08139
3.5	1.5	2.5	-14.90441	-16.01451	-22.93038	-27.55054	-26.07599
		3	-14.90304	-16.01306	-22.92957	-27.55933	-26.07333
		3.5	-14.90217	-16.01214	-22.92853	-27.56808	-26.0717
	2	2.5	-14.90877	-16.01925	-22.92642	-27.53576	-26.08486
		3	-14.90667	-16.01695	-22.92929	-27.54149	-26.08066
		3.5	-14.90511	-16.01526	-22.93035	-27.54725	-26.07741
4.5	1.5	2.5	-14.90257	-16.01256	-22.92905	-27.56357	-26.07244
		3	-14.90171	-16.01166	-22.92784	-27.57469	-26.07088
		3.5	-14.90123	-16.01115	-22.92704	-27.5842	-26.07001
	2	2.5	-14.90479	-16.01493	-22.9304	-27.54866	-26.07677
		3	-14.90333	-16.01337	-22.92984	-27.55706	-26.07389
		3.5	-14.90239	-16.01237	-22.92883	-27.56546	-26.07211
5.5	1.5	2.5	-14.90177	-16.01172	-22.92793	-27.57376	-26.07098
		3	-14.9012	-16.01112	-22.92698	-27.58494	-26.06995
		3.5	-14.9009	-16.01081	-22.92645	-27.59061	-26.06943
	2	2.5	-14.90307	-16.01309	-22.92961	-27.55906	-26.07339
		3	-14.90206	-16.01202	-22.92837	-27.56949	-26.0715
		3.5	-14.90146	-16.0114	-22.92744	-27.57925	-26.07043

جدول (2)

يبين نتائج التقدير لمقياس AIC لحجم العينة (20)

WMR	Suggest 1	Suggest 2	Suggest 3	الأفضل
-34.72502	-53.58237	-57.71413	-57.74426	WEKM
-34.7208	-53.59208	-57.7245	-57.74167	WEKM
-34.71742	-53.59921	-57.73489	-57.7354	WEKM
-34.73046	-53.55026	-57.68503	-57.70727	WEKM
-34.7323	-53.55532	-57.68954	-57.71442	WEKM
-34.73256	-53.56039	-57.69404	-57.72169	WEKM
-34.71419	-53.60358	-57.74834	-57.7283	WEKM
-34.71141	-53.60345	-57.76545	-57.72217	WEKM
-34.70963	-53.60126	-57.78192	-57.71839	WEKM
-34.7229	-53.58724	-57.71907	-57.74398	WEKM
-34.71876	-53.59655	-57.73045	-57.73812	WEKM
-34.71561	-53.60213	-57.74185	-57.73146	WEKM
-34.71045	-53.60246	-57.77353	-57.72012	WEKM
-34.7087	-53.59958	-57.79366	-57.71645	WEKM
-34.70771	-53.59748	-57.80862	-57.71444	WEKM
-34.71497	-53.6029	-57.74464	-57.73004	WEKM
-34.71201	-53.60384	-57.76107	-57.72348	WEKM
-34.71009	-53.60196	-57.77709	-57.71934	WEKM
-34.70882	-53.5998	-57.79206	-57.71669	WEKM
-34.70765	-53.59733	-57.80967	-57.7143	WEKM
-34.70704	-53.59592	-57.81692	-57.71309	WEKM
-34.71148	-53.60351	-57.76493	-57.72232	WEKM
-34.70941	-53.60089	-57.7845	-57.71792	WEKM
-34.70819	-53.59853	-57.8012	-57.71541	WEKM

جدول (3)

يبين نتائج التقدير لمقياس AIC لحجم العينة (30)

WMR	Suggest 1	Suggest 2	Suggest 3	الأفضل
-53.91703	-81.76974	-86.2154	-90.20427	Suggest 3
-53.91066	-81.78507	-86.23087	-90.20371	Suggest 3
-53.9056	-81.79794	-86.24636	-90.19476	Suggest 3
-53.92651	-81.72261	-86.17194	-90.14397	Suggest 3
-53.92895	-81.72996	-86.17867	-90.15452	Suggest 3
-53.92902	-81.73734	-86.18541	-90.16534	Suggest 3
-53.90077	-81.8088	-86.2664	-90.18351	Suggest 3
-53.89663	-81.8131	-86.29199	-90.17361	Suggest 3
-53.89398	-81.81175	-86.31705	-90.1675	Suggest 3
-53.91383	-81.77728	-86.22279	-90.20587	Suggest 3
-53.9076	-81.79285	-86.23975	-90.19887	Suggest 3
-53.90289	-81.80446	-86.25673	-90.18857	Suggest 3
-53.8952	-81.8128	-86.30421	-90.17028	Suggest 3
-53.8926	-81.80974	-86.3356	-90.16438	Suggest 3
-53.89112	-81.80681	-86.36187	-90.16113	Suggest 3
-53.90193	-81.80654	-86.26089	-90.18629	Suggest 3
-53.89752	-81.81279	-86.28542	-90.17572	Suggest 3
-53.89466	-81.81241	-86.30962	-90.16903	Suggest 3
-53.89277	-81.81004	-86.33302	-90.16476	Suggest 3
-53.89102	-81.80656	-86.36393	-90.1609	Suggest 3
-53.89012	-81.80442	-86.38093	-90.15895	Suggest 3
-53.89672	-81.81309	-86.29122	-90.17384	Suggest 3
-53.89366	-81.81134	-86.32104	-90.16673	Suggest 3
-53.89183	-81.80831	-86.34825	-90.16269	Suggest 3

جدول (4)

يبين نتائج التقدير لمقياس AIC لحجم العينة (50)

ti	a	c	EM	PLEM	EKMEM	WEKM	MKMM
2.5	1.5	2.5	-90.27431	-91.45663	-137.9428	-153.3264	-148.4296
		3	-90.26356	-91.44563	-137.9677	-153.3519	-148.4568
		3.5	-90.25515	-91.43707	-137.9907	-153.3775	-148.4761
	2	2.5	-90.29436	-91.47729	-137.8689	-153.2544	-148.3431
		3	-90.29732	-91.48038	-137.8804	-153.2656	-148.3564
		3.5	-90.299636	-91.47938	-137.892	-153.2767	-148.3698
3.5	1.5	2.5	-90.24717	-91.42896	-138.0154	-153.4106	-148.485
		3	-90.24035	-91.42205	-138.0354	-153.453	-148.4796
		3.5	-90.23601	-91.41766	-138.0433	-153.4955	-148.4706
	2	2.5	-90.26888	-91.45107	-137.9549	-153.3386	-148.4433
		3	-90.25846	-91.44044	-137.9812	-153.3666	-148.4691
		3.5	-90.25067	-91.43252	-138.0043	-153.3946	-148.4829
4.5	1.5	2.5	-90.23801	-91.41968	-138.0405	-153.4736	-148.4752
		3	-90.23374	-91.41536	-138.0445	-153.5287	-148.4648
		3.5	-90.23132	-91.41292	-138.0432	-153.5839	-148.4581
	2	2.5	-90.24909	-91.43092	-138.0093	-153.4015	-148.4842
		3	-90.24182	-91.42354	-138.0316	-153.4421	-148.4818
		3.5	-90.23711	-91.41878	-138.0419	-153.4828	-148.4732
5.5	1.5	2.5	-90.23402	-91.41565	-138.0445	-153.5239	-148.4656
		3	-90.23116	-91.41275	-138.043	-153.5892	-148.4577
		3.5	-90.22968	-91.41125	-138.0407	-153.6544	-148.4534
	2	2.5	-90.24052	-91.42222	-138.035	-153.4518	-148.4799
		3	-90.23547	-91.41711	-138.0438	-153.5025	-148.4693
		3.5	-90.23249	-91.4141	-138.0442	-153.5533	-148.4614

جدول (5)
يبين نتائج التقدير لمقياس AIC لحجم العينة (50)

ti	a	c	EM	PLEM	EKMEM	WEKM	MKMM
2.5	1.5	2.5	-183.1794	-184.3578	-293.9119	-321.3663	-307.8849
		3	-183.1579	-184.336	-293.9628	-321.4174	-307.9412
		3.5	-183.1411	-184.319	-294.0118	-321.4685	-307.9923
	2	2.5	-183.2195	-184.3985	-293.7653	-321.2225	-307.7235
		3	-183.2254	-184.4045	-293.7881	-321.2448	-307.7482
		3.5	-183.2235	-184.4025	-293.811	-321.267	-307.7731
3.5	1.5	2.5	-183.1252	-184.3029	-294.0698	-321.5346	-308.0418
		3	-183.1115	-184.2892	-294.1281	-321.6194	-308.0674
		3.5	-183.1028	-184.2805	-294.1624	-321.7041	-308.0641
	2	2.5	-183.1686	-184.3468	-293.9364	-321.3907	-307.9122
		3	-183.1477	-184.3257	-293.9912	-321.4467	-307.9714
		3.5	-183.1322	-184.31	-294.0428	-321.5026	-308.0209
4.5	1.5	2.5	-183.1068	-184.2845	-294.1477	-321.6603	-308.0677
		3	-183.0983	-184.2759	-294.1746	-321.7703	-308.0557
		3.5	-183.0935	-184.271	-294.1796	-321.8803	-308.0429
	2	2.5	-183.129	-184.3068	-294.0546	-321.5164	-308.0307
		3	-183.1145	-184.2922	-294.1152	-321.5975	-308.0646
		3.5	-183.105	-184.2827	-294.1546	-321.6786	-308.0666
5.5	1.5	2.5	-183.0989	-184.2765	-294.1735	-321.7607	-308.0569
		3	-183.0931	-184.2707	-294.1796	-321.8908	-308.0419
		3.5	-183.0902	-184.2677	-294.1773	-322.021	-308.0325
	2	2.5	-183.1118	-184.2896	-294.1266	-321.6168	-308.0671
		3	-183.1017	-184.2794	-294.1659	-321.718	-308.0624
		3.5	-183.0958	-184.2734	-294.1784	-321.8192	-308.0495

9- المصادر

1- السعدي، بشير فيصل،(2010)، " بعض الطرائق المعلمية واللامعلمية لتقدير دالة المعولية مع تطبيق عملي"،رسالة ماجستير مقدمة إلى كلية الإدارة والاقتصاد – جامعة بغداد.

2- القريشي، إحسان كاظم شريف،(2001)،(الطرائق اللامعلمية في تقدير دالة البقاء)،أطروحة دكتوراه فلسفة في الإحصاء مقدمة إلى كلية الإدارة والاقتصاد في الجامعة المستنصرية.

3- جلوب، إسماعيل هادي،(2011)،"ايجاد التوزيع الثنائي باستخدام دوال رابطة مختلفة مع تطبيق مجال الحيوي"، أطروحة دكتوراه فلسفة في الإحصاء مقدمة إلى كلية الإدارة والاقتصاد في الجامعة بغداد.

4- Al Fawzan , M.,(2000),"Methods for Estimating the Parameters of the Weibull distribution ,Saudi Arabia ,King Abdulaziz city for Science and Technology.

5- Bahrawar, J., Shah,S., Shuhrat, S. and Qadir,M.,(2005),"Weighted Kaplan-Meier Estimation of Survival Function In Heavy Consoring", Pak. Journal statist.vol.22 pp 55-63.

6- Chany& wang.(1999), " Nonparametric Estimation Of Recurrent Survival Function ",JASA,Vol.94,No.445.

7- Fang,Y.,(2003),"Semi-Parametric Specification Tests for Discrete Probability Models". The journal of Risk and Insurance,vol.70 , No.1, pp73-84.

8- Evans, M.,Hastings, N. and Peacock,B.,(1993),"Statistical Distribution", John Wiley &sons , INC.

9- Gerulf, K. M. Pedersen,(2006)," Reliability Modeling and Analysis", Department of Software and Media Technology Aalborg University Esbjerg, Lecture 6.

10- Huang, M.L., (2008),"A weighted Estimation Method For Survival Function ",Applied Mathematical Sciences ,Vol.2,No.16,page 753-762.

11- Kaplan and Meier.,(1958)," The product – limit (PL) estimator "JASA,No.53,pp.457-481.

12- Kaplan and Meier ,(1977) ,"Empirical model fitting - distribution free (Kaplan-Meier) approach", Engineering Statistic Handbook.
http://www.itl.nist.gov/div898/handbook/apr/section2/apr215.htm.

13- Lawless.(1993),"Nonparametric estimation of commutative mean function forrecurrent event", Bulletin of the international statistical institute ,proceeding of the 49th session ,Book4.

14- Peterson., (1977),"Likelihood ratio-based confidence bond for survival function" JASA, vol.92, NO.437.